

## **ANALYSE DE LA DEMANDE D'ASSURANCE-VIE AU SEIN DES PAYS DU SUD ET EST MEDITERRANEENS**

**Kafia Benahmed**

Maitre Assistante A

Laboratoire d'Economie & Développement

Faculté SECSG, Université de Bejaia, 06000 Bejaia, Algérie

kafia.benahmed@univ-bejaia.dz

**Farida Nemiri-Yaici**

Professeure

Laboratoire d'Economie & Développement

Faculté SECSG, Université de Bejaia, 06000 Bejaia, Algérie

farida.nemiri@univ-bejaia.dz

**Date de soumission:** 21/06/2021; **Date d'acceptation:** 16/10/2021; **Date de publication :** 17/12/2021

### **Résumé**

*Cet article étudie la demande d'assurance vie dans le groupe des pays du Sud et Est méditerranéens au cours de la période (1996 à 2017). Le travail mené consiste à déterminer les facteurs susceptibles d'influer sur la demande d'assurance-vie de sept pays de la région. Dans une approche empirique basée sur un modèle en données de panel, l'article met en lumière la pertinence du PIB par habitant, du taux de scolarisation et du taux d'urbanisation dans la demande d'assurance-vie. Le deuxième résultat qui émerge est celui relatif au modèle à effets fixes signifiant que ces pays forment un groupe homogène avec une différence en matière de performance des marchés assuranciers.*

**Mots-clés :** Assurance-vie, demande d'assurance, données de panel, pays du Sud et Est méditerranéens.

**Classification JEL :** G220, C510, N20.

### **ANALYSIS OF THE LIFE INSURANCE DEMAND IN SOUTHERN AND EASTERN MEDITERRANEAN COUNTRIES**

#### **Abstract**

*This article studies the life insurance demand in the group of Southern and Eastern Mediterranean countries during the period (1996 to 2017). The work led consists in determining the factors that may influence the life insurance demand in seven countries of the region. Using an empirical approach based on a panel data model, the article highlights the relevance of GDP per capita, the enrollment rate and the urbanization rate in the life insurance demand. The second result that emerges is that relating to the fixed effects model meaning that these countries form a homogeneous group with a difference in the performance of the insurance markets.*

**Keywords:** Life insurance, insurance demand, panel data, southern and eastern Mediterranean countries.

**JEL Classification :** G220, C510, N20.

\* Auteur correspondant : Kafia Benahmed

## **Introduction**

Les compagnies d'assurance ont pour fonction la garantie des conséquences d'évènements aléatoires touchant les biens ou les personnes. Elles se distinguent des organismes de sécurité sociale par le fait que l'adhérence à leurs services n'est pas toujours obligatoire, d'où le consommateur de produits assuranciers est libre de choisir sa compagnie.

Dans le cas d'une assurance obligatoire, choisir sa compagnie dépend des caractéristiques commerciales du produit que l'assuré potentiel désire acquérir et qui sont le prix, les prestations, voire la réputation. En revanche, contracter un produit-vie répond à d'autres variables et motivations sensiblement différentes de la couverture contre le risque. La demande d'assurance se détermine dans une large mesure par le comportement de l'individu face au risque, ou ce que l'on appelle l'aversion au risque.

La demande d'assurance se traite aussi de la même façon que la demande de tout autre bien ou service, c'est-à-dire comme le premier élément d'optimisation de l'utilité de l'individu. En ce sens, elle est fonction du revenu et du prix agissant sur la décision de consommation des ménages. Néanmoins, en tant qu'échange d'une somme monétaire actuelle contre une somme monétaire conditionnelle dépendant de la réalisation du sinistre, l'assurance est un actif financier et constitue du fait le second élément de l'utilité totale du consommateur. D'où la demande sur ce produit est une fonction du patrimoine et du taux d'intérêt qui entrent dans la décision ou le choix du portefeuille. Par ailleurs, la littérature empirique sur la demande d'assurance fait état de plusieurs études qui portent sur des économies prises soit individuellement ou en comparant le comportement de certains facteurs qui affectent la demande d'assurance. Ceux-ci sont d'ordre économique, socioculturel, démographique et institutionnel.

En s'appuyant sur la littérature relative à la demande d'assurance, cet article vise à identifier les facteurs et comprendre les motivations qui sont à l'origine des décisions de consommation d'assurance dans le cas des pays du Sud et Est Méditerranéens (SEM). De plus, dans une logique de comparaison entre les différents secteurs assuranciers au sein de la zone méditerranéenne en matière de demande d'assurance-vie, l'article vise à déterminer la nature de la relation entre les primes d'assurances et les variables explicatives du modèle. Dans cette formulation de la demande d'assurance, nous faisons l'hypothèse que la demande d'assurance-vie dépend de niveau de développement du pays et de ses caractéristiques démographiques et socio-culturelles.

Pour ce faire, nous rappelons dans un premier temps certains résultats de la littérature sur les déterminants de la demande d'assurance-vie (section 1). Ensuite, nous dressons un état des lieux des assurances dans les pays du SEM (section 2). La section (3) présente d'abord les données et la méthodologie adoptée, puis le modèle et les tests menés. Enfin, dans une quatrième section, nous discutons les résultats obtenus.

### **1. Fondement théorique et cadre empirique de l'assurance vie**

Afin d'analyser les déterminants de la demande d'assurance vie, une distinction est à faire entre l'approche individuelle dite normative qui s'occupe de l'analyse du comportement individuel du consommateur et l'approche empirique qui s'appuie sur les estimations empiriques. L'analyse normative se base sur le principe de maximisation de l'utilité espérée,

formulée par VNM (Von Neumann et Morgenstein) en 1944. Quant à l'approche empirique, celle-ci ne se réfère pas à des normes de comportement mais plutôt à des variables susceptibles d'influer sur la demande d'assurance et détermine du fait l'ampleur et le sens réel de ces variables.

### **1.1. Variables économiques**

A l'échelle de l'individu, la principale variable économique affectant positivement la demande d'assurance-vie est le revenu. Dans leurs travaux relatifs aux déterminants de la demande d'assurance-vie, Outreville (1996, p 273), Beck & Webb (2003, p 78) et Sen (2008, p 21) sont parvenus à la même conclusion. En effet, la hausse du revenu contribue à l'amélioration des conditions de vie des ménages tout en leur procurant une préférence pour les biens et services de luxes ainsi que des possibilités d'investissement et d'épargne, d'où la hausse de la consommation de service d'assurance-vie. Ces auteurs utilisent le PIB par habitant comme mesure du niveau de revenu à l'échelle du pays. Néanmoins, la richesse n'est pas favorable à la demande d'assurance car l'individu peut piocher dans ses ressources en vue d'amortir les effets d'un sinistre sur sa vie.

L'environnement financier constitue un autre déterminant de la demande d'assurance-vie. En effet, un marché financier développé donne aux consommateurs un certain choix quant à la détention du portefeuille d'actifs. En revanche, en tenant compte de l'hypothèse d'existence d'actifs substituables à l'assurance, une augmentation des taux d'intérêt sur ces actifs entraîne une hausse de la demande de ces derniers, et ce au détriment de la demande d'assurance pour la vie. En d'autres termes, étant à la recherche d'un rendement meilleur, un individu rationnel va faire un arbitrage entre souscrire un contrat d'assurance vie et procéder à un placement dans une autre institution financière à l'instar de la banque.

Cet argument a été défendu par Fischer (1973) ayant conclu à une relation négative entre le taux de rendement des obligations publiques (produit substituables à long terme à l'assurance vie) et la demande d'assurance-vie (cité In Sylla & Fall, 2015, p 3).

Outreville (1996, p 267), Beck & Webb (2003, p 65) et Brown et Kim (1993, p 625) proposent un autre facteur économique affectant négativement la demande d'assurance-vie, il s'agit du taux d'inflation qui aggrave l'incertitude et modifie du fait les anticipations des agents économiques. L'inflation anticipée freine la demande d'assurance en faisant augmenter le coût réel des produits.

### **1.2. Variables socioculturelles**

En plus de niveau de développement du secteur bancaire et du taux d'inflation, Beenstock & al. (1986, p 261) dans leur enquête menée au niveau de 12 pays industrialisés sur la période (1970-1981), concluent à un déterminant de nature socioculturelle. Ce dernier se constitue de la variable taux de scolarisation au niveau secondaire qui est un prédicteur solide de consommation des produits d'assurance.

Cette idée a été affirmée par la suite dans l'étude de Brown et Kim (1993, p 626) qui ont vérifié que le niveau de scolarité influe positivement sur la relation entre l'offre et la demande d'assurance. L'impact positif met en évidence l'effet de la formation sur le degré d'aversion au risque, en ce sens, un individu instruit aura tendance à se couvrir contre les éventuels risques touchant sa personne en contractant des produits d'assurance-vie.

Pour ce qui est de la variable religion musulmane dominante dans le pays, il ressort de la littérature empirique que plusieurs études débouchent sur une corrélation négative (Outreville 1996, Browne & Kim, 1993). Afin d'expliquer ce comportement dans les pays musulmans, ces auteurs ont avancé deux arguments : le premier est relatif au principe de gestion dans la branche d'assurance-vie ; ce principe dit de capitalisation se basant sur le taux d'intérêt, est une pratique non compatible avec la religion musulmane. Le deuxième argument est lié au déroulement des événements suivant un caractère aléatoire, assimilé aux jeux du hasard, d'où sa perception comme un moyen de contrarier la volonté de Dieu ( Beck & Webb, 2003, p 60).

### **1.3. Variables démographiques**

L'urbanisation comme variable démographique est supposée exercer un effet positif sur la demande d'assurance-vie. Dans les villes, il y a une forte concentration des compagnies d'assurance qui permet de prévoir une forte concurrence entre les intermédiaires financiers sur le segment de l'épargne des ménages. De même, l'augmentation des maladies urbaines a une influence sur la conception des produits maladies. Cela d'un côté, et de l'autre côté, le manque de soutien familial crée un besoin pour les produits d'assurance dépendance. Côté aversion au risque, les habitants des villes ont une forte conscience des risques. Cette caractéristique conjuguée au pouvoir d'achat élevé et la hausse du patrimoine des ménages favorise le développement des produits d'investissement. D'autres variables de même nature sont aussi explicatives. Il s'agit de la taille de la population ou sa densité, l'âge de l'assuré, l'espérance de vie et le ratio de dépendance.

L'influence du vieillissement de la population ou ce que l'on appelle le ratio de dépendance démographique a été analysé par Beck et Webb (2003, p 69) qui concluent à une relation positive avec la demande d'assurance-vie. Ce résultat est conforme à l'étude de l'INSEE (2018, p 3). En effet, le vieillissement nécessite le développement des assurances de santé et les personnes âgées ont besoin davantage de soins médicaux que la population jeune.

La demande d'assurance tient aussi compte du taux de chômage. Les recherches d'Outreville à l'instar de celle de (2011, p 17) ont mis en évidence la relation négative existant entre les deux variables. En effet, l'augmentation du taux de chômage entraîne une baisse pour les produits d'assurance-vie. Au contraire, l'impact d'un niveau élevé du chômage est ambigu ; il réduit les anticipations futures mais accroît aussi le désir de sécurité des individus d'où un effet positif probable sur la consommation d'assurance-vie (Outreville, 1980, p 30).

### **1.4. Variables institutionnelles**

La variable qualité institutionnelle revêt une importance considérable en définissant la nature de l'environnement économique, social et structurel dans lequel exercent les compagnies d'assurance. En effet, plusieurs indicateurs comme la stabilité du système politique, l'efficacité gouvernementale, l'ouverture, la concurrence et la lutte contre la corruption sont nécessaires pour le bon fonctionnement des sociétés d'assurance-vie.

Dans son étude portant sur la gouvernance des sociétés d'assurance, Roth (2002, p 190), a indiqué qu'une bonne gouvernance des sociétés d'assurance permet à ces dernières de s'appuyer sur leur force naturelle à savoir une bonne connaissance des besoins et des risques pour valoriser le capital client. De même, cette proximité conduit au développement d'une relation de confiance entre l'assureur et son client sur le long terme ce qui permet d'économiser sur les coûts de contrôle et d'incitations. De surcroît, sur la base des données

relatives aux comportements et les attentes des clients, les assureurs élaborent des procédés qui permettent de créer des produits d'assurance personnalisés et individualisés, outil efficace permettant d'améliorer la compétitivité et par conséquent, l'amélioration de la rentabilité de la compagnie d'assurance.

Dans leur étude, Beck et Webb (2002, p 13) ont conclu à une relation négative entre la demande d'assurance vie et le système de sécurité sociale. Ce dernier, en répondant aux besoins des individus en matière d'assurance vie et décès, remplace l'assurance privée. Par exemple, un régime de retraite public permettant des prestations n'incite pas la population à épargner à long terme.

## **2. Etat des lieux de l'assurance dans les pays du Sud et Est méditerranéens**

L'étude de l'assurance requière un certain nombre de variables qui sont le chiffre d'affaires du secteur ou les primes d'assurance totales, la densité d'assurance qui est la dépense par habitant en produits assuranciers, le taux de pénétration mesurant la contribution du secteur dans le PIB et la part de la branche d'assurance-vie et non-vie dans le total du chiffre d'affaires du secteur. A noter que l'étude du secteur des assurances à l'échelle mondiale, repose sur les données de la revue Sigma, la compagnie internationale de réassurance (Swis-Re) qui réalise chaque année une étude comparative entre les pays de point de vue des variables précitées.

Dans le rapport n°6/2001 de Sigma, il a été souligné que dans la plupart des pays du monde, la branche d'assurance-vie affiche un taux de croissance supérieur à celui du PIB où les assurances-vie ont crû deux fois plus vite que le PIB. En 2017 dans les marchés émergents, la croissance des primes a été plus forte que la croissance économique dans 27 des 53 marchés pour lesquels les données sont disponibles (Sigma, 2018, p 32)<sup>1</sup>.

Pour ce qui est des pays du SEM, le premier constat qui a été fait est la tendance croissante des primes d'assurance vie entre 1996 et 2017 dans tous les pays du Sud et Est méditerranéens avec des niveaux de développement inégaux. En 2017, excepté la Tunisie qui affiche un taux de croissance négatif, les autres pays de la région enregistrent des taux positifs : 6% en Algérie, 9,7% en Egypte, 3,1% au Maroc, 22,7% en Turquie, 4,55% au Liban, et 5,5% en Jordanie. Néanmoins, la modestie des taux de croissance (comme au Maroc) et le recul des primes d'assurance-vie (en Tunisie) sont dus principalement à la faiblesse de l'environnement économique et le taux élevé du chômage ayant des répercussions négatives durables sur la demande des produits-vie.

Le deuxième constat est lié à la prédominance de la branche d'assurance non-vie dans le secteur. En effet, la part des encaissements-vie demeure relativement faible, elle ne dépasse pas 50% du total des primes dans tous les pays de la région. En effet, le pourcentage maximal a été enregistré par l'Egypte soit 47,95% en 2017 et un minimum de 9,63% affiché par l'Algérie (Swiss-Re, 2018, p 47). Cependant, plusieurs explications à l'insuffisance des dépenses en produits-vie pourraient être avancées. Le caractère non obligatoire des produits-vie ainsi que l'intervention de l'Etat qui allège potentiellement les conséquences des sinistres contribuent négativement à la demande d'assurance-vie. Ensuite, la perception négative de l'assurance dans les pays musulmans et les risques de confrontation avec la foi ont fortement

---

<sup>1</sup> Le taux de croissance des primes-vie dans les pays émergents a été de 14% en 2017.

influencé l'attitude de la population musulmane. Une autre explication est liée au développement tardif de l'activité assurancielle dans la majorité des pays de la zone.

Le troisième constat porte sur la pénétration de l'assurance qui est relativement faible dans la région. En dépit des caractéristiques économiques communes que présentent certains pays de la région entre autre les pays maghrébins, l'Algérie a un taux de pénétration de 0,72% inférieur à celui du Maroc et de la Tunisie qui sont respectivement de 3,49% et 2,04%. Malgré la faiblesse du PIB par habitant au Maroc par rapport à celui de ses deux voisins maghrébins, ce pays a une pénétration relativement importante, dépassant même celle du Liban, la Jordanie et de la Turquie. Ainsi, pour la pénétration de l'assurance, d'autres éléments explicatifs pourraient être dévoilés. La différence relève des structures économiques à l'instar de l'activité financière particulièrement en matière de placements des primes par les compagnies d'assurance sur le marché financier ainsi que l'importance des activités rentières (Sadi & Silem, 2016, p 118).

### 3. Données et méthodologie de la régression

L'étude porte sur les données d'un panel de 7 pays de la région Sud et Est Méditerranéens : l'Algérie, la Tunisie, le Maroc, le Liban, l'Egypte, la Jordanie et la Turquie, pour la période allant de 1996 à 2017. La variable à expliquer est les primes d'assurance-vie (*primvie*) exprimées en dollars. Les variables explicatives sont le PIB par habitant (*Pibhab*), le taux de scolarisation au niveau secondaire (*scolar*), le taux d'urbanisation<sup>2</sup> (*popurb*), le taux de chômage (*chomage*), le taux de dépendance-vieux<sup>3</sup> (*txdepd*) et le crédit bancaire accordé au secteur privé (*cbps*). Les données relatives aux primes-vie ont pour source la revue Sigma de la compagnie internationale de réassurance (Swiss-Re). La variable *Pibhab* est extraite de la base de données de la banque mondiale et exprimée en dollars constants. Les autres variables sont exprimées en % et ont également pour source la base de données de la banque mondiale.

Quant au choix de la zone d'étude, celui-ci se justifie par les proximités historiques et socio-culturelles et par le fait que ses pays ont la même valeur pour la variable religion musulmane<sup>4</sup>, c'est-à-dire que l'islam est la religion dominante dans tous les pays de la région.

#### 3.1. Matrice de dispersion et test de stationnarité

La matrice de dispersion dite aussi matrice de corrélation permet de montrer les liaisons entre les différentes variables. Elle constitue du fait, une source d'informations fondamentales en attendant d'autres résultats et estimations. La corrélation peut être lue en ajustant le nuage de point par une droite et regarder ensuite le coefficient directeur de celle-ci.

Ainsi, la matrice montre qu'à l'exception de la variable chômage, les droites correspondant aux autres variables explicatives semblent avoir des coefficients directeurs positifs, signe

---

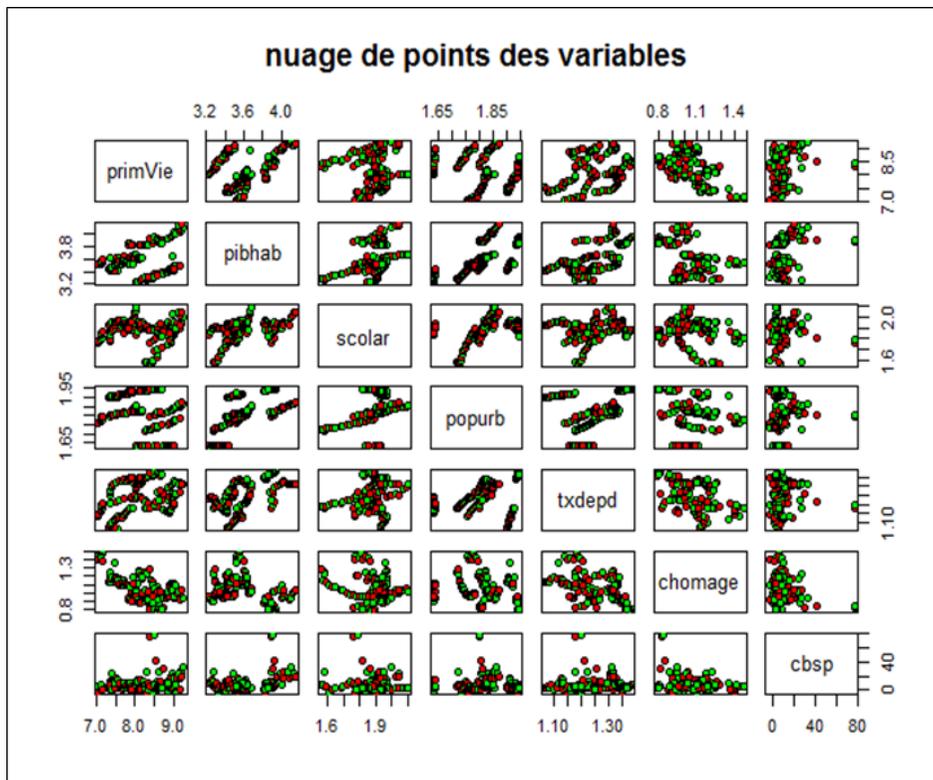
<sup>2</sup> Exprime le pourcentage de la population occupant la zone urbaine ou bien la part de la population habitant les villes dans le total de la population.

<sup>3</sup> Celui-ci est la part de la population âgée de 65 ans et plus dans la population active.

<sup>4</sup> Dans les études empiriques, cette variable « muette » prend la valeur de « 1 » quand la religion musulmane est dominante dans le pays (plus de 50% de la population) et la valeur de « 0 », lorsque l'islam n'est pas la religion dominante.

d'une éventuelle corrélation positive entre ces variables explicatives et les primes d'assurance-vie.

**Figure 1. Matrice de dispersion**



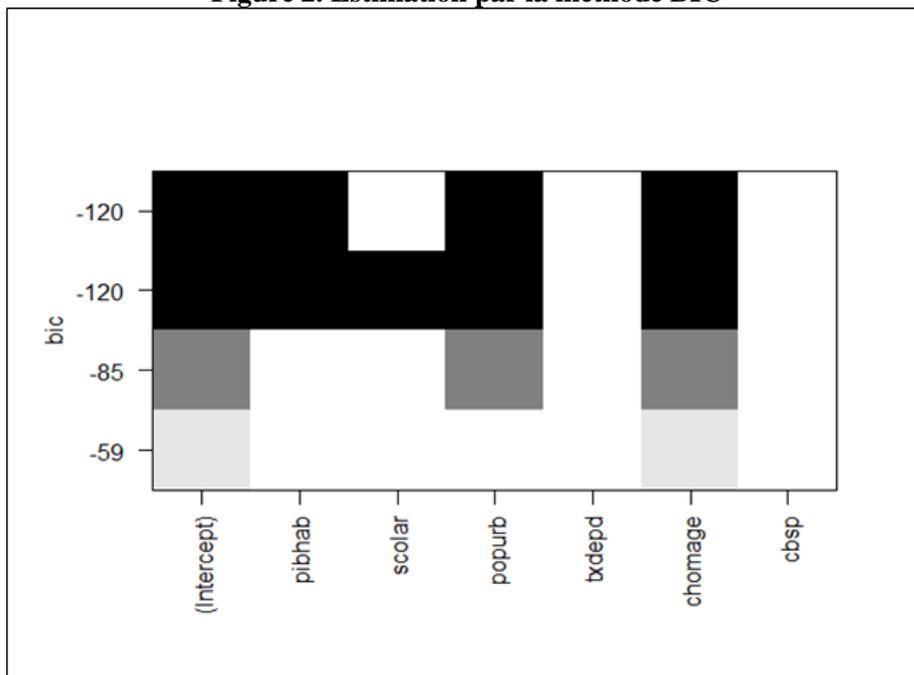
**Source : Réalisé par les auteurs sous R. Studio.**

Afin d'aboutir à des meilleures estimations, l'étude de stationnarité des données est nécessaire. Les résultats auxquels nous sommes parvenus, résumés en annexes 1, valident l'hypothèse nulle d'existence de racines unitaires au niveau de toutes les séries. Autrement-dit ces dernières ne sont pas stationnaires au niveau, elles sont issues d'un processus DS, d'où le passage aux corrections par la différence première. Ce test indique que les séries sont stationnaires après la première différence.

### 3.2. Test de spécification du modèle

Le test permettant de sélectionner les variables qui sont statistiquement significatives est celui de BIC (Bayesian Information Criterion). La figure 2 montre que le critère BIC, optimum pour la ligne en haut du graphique, retient quatre variables : le Pib/hab, le taux d'urbanisation, le taux de chômage et le taux de scolarisation. Les variables qui ne sont pas significatives et qui seront rejetées de l'étude sont le crédit bancaire et le taux de dépendance.

**Figure 2. Estimation par la méthode BIC**



Source : Réalisé par les auteurs sous R. Studio.

### 3.3. Estimation en données de panel

La première étape dans cette estimation consiste à tester l'homogénéité totale (pooling model)<sup>5</sup>, c'est-à-dire l'égalité des constantes et l'égalité des coefficients. Avec l'hypothèse d'existence d'effets individuels, la méthode pour l'estimation en données de panel est la régression multiple par la méthode des MCO (moindres carrés ordinaires).

Afin de déterminer le modèle de panel le plus approprié et savoir comment les effets sont-ils spécifiés, il y a lieu d'appliquer le test de Hausman. Il s'agit de tester les deux hypothèses : l'hypothèse nulle pour laquelle le modèle à effets aléatoires est le bon modèle et l'hypothèse alternative supposant que le modèle à effets fixes est le modèle approprié (p inférieure à 5%). Le tableau ci-dessous indique que la probabilité du test affichée est de loin inférieure à 5%, cela nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle, d'où le modèle à effets fixes est le meilleur modèle.

<sup>5</sup> Présenté en annexe 2.

**Tableau 1. Résultat du test d'Hausman**

phptest(fixed, random)
Hausman Test
data: y ~ x
chisq = 18.875, df = 1, p-value = 1.396e-05
alternative hypothesis: one model is inconsistent

Source : Réalisé par les auteurs sous R. Studio.

### 3.3.1. Estimation du modèle à effets fixes

Le modèle à effets fixes suppose que les relations entre la demande d'assurance et les variables explicatives sont identiques pour tous les pays. L'estimation se fait par les MCO en introduisant des variables indicatrices (des dummy variables) associées aux individus (nombre de variables indicatrices égal= nombre de pays).

**Tableau 2. Résultat d'estimation du modèle à effets fixes**

Residuals:				
Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
-3.5000	-0.0581	0.0388	0.1550	2.0600
Coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )
xdlpihab	1.1867709	0.3385337	3.5056	0.0006188 ***
xdlscolar	0.0181901	0.0058822	3.0924	0.0024130 **
xdlpopurb	-0.0873869	0.0107198	-8.1519	2.169e-13 ***
xdlchomage	0.0168486	0.0208123	0.8095	0.4196241
---				
Signif. Codes : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Total Sum of Squares:		53.373		
Residual Sum of Squares:		31.524		
R-Squared:		0.40936		
Adj. R-Squared:		0.36561		
F-statistic: 23.3917 on 4 and 135 DF, p-value: 1.0496e-14				

Source : Réalisé par les auteurs sous R. Studio.

L'équation du modèle ci-dessus montre que la demande d'assurance est affectée positivement par le PIB par habitant et le taux de scolarisation et négativement par le taux d'urbanisation. Tandis qu'aucun impact significatif n'a été affiché pour la variable taux de chômage.

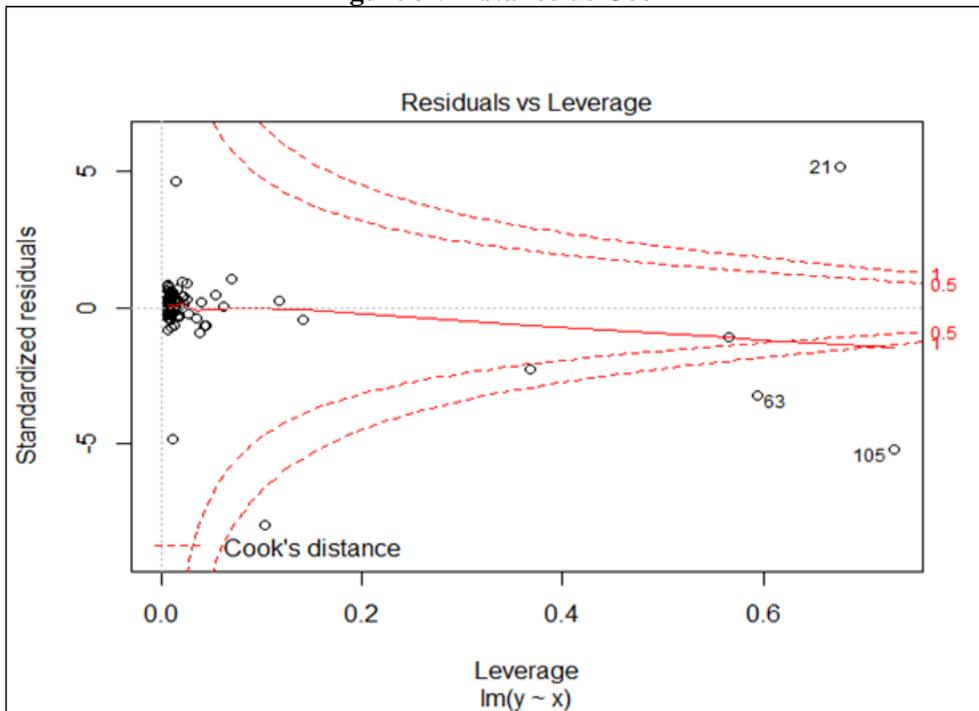
### 3.3.2. Validation du modèle à effets fixes

Afin de valider le modèle, trois tests sur les termes d'erreurs sont à vérifier. Il s'agit de test d'homoscédasticité (avoir la même variance), l'hypothèse d'autocorrélation (être indépendants) et hypothèse de normalité (les erreurs sont issues d'une loi normale).

Le test Breusch-Godfrey d'autocorrélation a donné lieu à une probabilité de 0,91 ce qui revient à valider l'hypothèse nulle d'indépendance des erreurs (Annexe 3). De même l'hypothèse d'homoscédasticité a été validée car la probabilité du test de Breusch-Pagan est supérieure à 5% (annexe 4). Quant au test de Shapiro, celui-ci affiche une probabilité inférieure à 5% d'où le rejet de l'hypothèse de normalité.

Néanmoins, afin d'éclairer la question et vérifier la présence d'éventuels points aberrants, une analyse de leverage est réalisée en vue de mesurer l'influence réelle d'une valeur supérieure à 1 sur les coefficients de la régression. Il s'agit de la méthode dite « la distance de Cook » ou le graphique ci-dessous montre un seul point dont la distance est supérieure à 1 (le point 21).

**Figure 3 : Distance de Cook**



**Source : Réalisé par les auteurs sous R. Studio.**

Cette figure nous conduit à écarter le point 21 ; point atypique, et reprendre ainsi le test de normalité. Ce dernier (le test de Shapiro-Wilk) indique que la prise en compte de la valeur aberrante permet d'afficher une probabilité inférieure à 5%, c'est-à-dire que les erreurs suivent une loi normale.

**Tableau 3. Test de normalité (Shapiro-Wilk)**

Shapiro-wilk normality test
data: resid(fixed)
w = 0.9826, p-value = 0.2107

**Source : Réalisé par les auteurs sous R. Studio.**

#### 4. Discussion des résultats du modèle

Nous nous attachons dans ce qui suit à donner des interprétations au modèle de panel. Le premier résultat qui en découle est celui relatif à la robustesse du modèle à effets fixes comparativement au modèle aléatoire (annexe 5). L'équation du modèle explique que la demande d'assurance-vie dans les pays du Sud et Est méditerranéens est une fonction croissante du revenu et du taux de scolarisation. En revanche, le taux d'urbanisation contribue à tirer les dépenses de consommation d'assurance-vie vers le bas.

L'impact du revenu sur les primes-vie se traduit par le coefficient positif et significatif du PIB. Ce coefficient représentant l'élasticité de la demande par rapport au revenu est de 1,18% reflète le comportement de consommation à la suite de l'évolution de la valeur du revenu. En tenant compte de sa valeur (supérieure à 1), l'assurance vie figure dans la catégorie des services de luxe. Ce résultat est conforme à ceux des travaux ultérieurs. La consommation des ménages pour les assurances vie est comme la consommation de n'importe quel bien ou service, elle s'accroît avec le revenu. En effet, plus le revenu augmente, plus la couverture s'améliore et s'élargit.

Le même résultat a été affiché au niveau de la variable taux de scolarisation secondaire. Son coefficient positif et significatif, nous renseigne que l'éducation suscite une meilleure gestion des risques en fournissant aux ménages même à faibles revenus, les connaissances et capacités qui leur permettent d'identifier les risques qu'ils courent et surtout diminuer les réticences qu'ils ont vis-à-vis de l'assurance et par conséquent, prendre les meilleures décisions financières. Dans cet ordre d'idées, les organismes d'assurance peuvent intervenir dans l'éducation des consommateurs en mettant en œuvre des dispositifs d'éducation en vue d'améliorer les aptitudes de gestion des risques et d'augmenter l'utilisation d'instruments financiers appropriés.

Quant à l'impact du taux d'urbanisation sur les primes d'assurance, il se traduit par un coefficient négatif, résultat non attendu vu que théoriquement un taux d'urbanisation élevé stimule la demande d'assurance-vie grâce à la concentration des actifs économiques, automobiles et infrastructures, source d'activité pour les assurances.

En dépit du taux d'urbanisation élevé enregistré par les pays du sud et de l'Est<sup>6</sup>, le phénomène d'urbanisation n'a pas eu de conséquences positives sur la demande d'assurance. En effet, le

---

<sup>6</sup> Le taux d'urbanisation dans ces pays connaît un accroissement continu où il a été affiché même un renversement de tendance. Le sud devient plus urbanisé que le nord.

mouvement de population vers les villes pourrait s'expliquer par la recherche de meilleures conditions de vie, que ce soit en termes de soins, d'éducation, de logement ou du transport.

Cependant, les deux variables : taux de dépendance vieux et crédit bancaire accordé au secteur privé ne présentent aucun impact sur la demande d'assurance-vie d'où leur rejet par le test de BIC. La non significativité de la première variable pourrait s'expliquer par l'insuffisance de revenu des populations de la région. Bien au contraire, d'autres études à l'exemple de celle de Raynaud (2005, p 4) révèlent que les individus atteignant un âge élevé s'attendent à faire face à des dépenses en soins importantes et donc achètent plus d'assurance. Ce comportement se justifie par la dégradation de l'état de santé de l'individu et la probabilité croissante avec l'âge de décéder dans l'année. De plus, la montée des inquiétudes pour la retraite et le souci de laisser sa famille sans ressources incitent les ménages à épargner davantage.

Pour ce qui est de la variable *crédit bancaire*, celle-ci ne contribue pas aux dépenses d'assurance en raison du rôle marginal que joue la banque dans l'intermédiation financière. En effet, les banques de ces pays exercent principalement les opérations classiques de banque et ce en dépit de la nécessité de s'adapter à des développements et des transformations aussi bien au niveau microéconomique qu'au niveau macroéconomique qui elles-même provoquent une transformation de la production bancaire. Dans ce processus de changement, les banques devraient innover, attirer les épargnants et susciter une demande individuelle d'assurance et du fait vendre leurs produits. En Algérie par exemple, le secteur bancaire ne contribue qu'à 3,64% au chiffre d'affaires de la brache-vie (la bancassurance) contre 66,6% par les compagnies d'assurance et 29,76%<sup>7</sup> par les intermédiaires d'assurance.

## **Conclusion**

Nous avons examiné dans cet article les déterminants de la demande d'assurance-vie dans le cas des pays du Sud et Est méditerranéens. L'étude s'appuie sur l'analyse en données de panel et appelle sept principales variables à savoir : les primes d'assurance-vie, le PIB par habitant, le taux de scolarisation, le taux de chômage, le taux d'urbanisation, le taux de dépendance vieux et le crédit bancaire accordé au secteur privé. Il ressort de l'estimation du modèle que les leviers de souscription des contrats d'assurance-vie sont liés au niveau du revenu et le taux de scolarisation, comme cela a été mis en évidence par les travaux théoriques et empiriques. En revanche, l'effet du taux d'urbanisation n'est pas convergent avec les conclusions de beaucoup de travaux.

Etant donné que les variables explicatives du modèle sont relatives au revenu, au taux d'éducation et au taux d'urbanisation, il est important de conclure que l'assurance ne peut se développer indépendamment de l'évolution économique, démographique et socioculturelle.

---

Le taux d'urbanisation passe de 64,1% en 2000 à 72,2% en 2025 avec une différence marquée entre la rive Sud et Est, où le taux d'urbanisation augmentera très sensiblement de 61,9% à 74,4%, et la rive nord où il y a stabilisation (Coudert, 2002, p 10). Cette forte urbanisation est due au processus cumulatif (croissance naturelle élevée et phénomène d'exode rural).

<sup>7</sup> Statistiques calculées par nos soins à partir des données de la Direction Des Assurances pour l'année 2017.

L'estimation de la demande d'assurance a donné lieu à un modèle à effets fixes qui signifie que les pays du SEM forment un groupe homogène<sup>8</sup>. Néanmoins, les effets individuels traduisent les écarts dans le niveau de développement de la branche-vie. La demande d'assurance pour la vie varie entre les pays en allant du plus bas niveau enregistré par la Jordanie jusqu'au plus élevé réalisé par la Turquie. D'où la dynamique des assurances-vie au sein du groupe se détermine par la performance du secteur turc.

En dépit des disparités que présentent les secteurs assuranciers de la région SEM, ces pays partagent les mêmes valeurs historiques, culturelles et socioéconomiques. Le retard accusé dans la branche d'assurance-vie s'explique d'un côté par le manque de culture assurancière pour des raisons religieuses et vu la prédominance de solidarité sociale<sup>9</sup>. De l'autre côté, la motivation à contracter les assurances obligatoires ne se justifie en général que par la protection des personnes exposés à des événements potentiellement dangereux causés par de tierces personnes (assurances responsabilité civile). Ainsi, la structure des portefeuilles est caractérisée par la domination des assurances non-vie représentant en moyenne près de 75%<sup>10</sup> dans les pays considérés.

D'autres facteurs sont aussi à l'origine du retard enregistré au niveau de la branche-vie. Du côté de la demande, l'ampleur de la couverture sociale fait que la quasi-totalité de la population est couverte par la sécurité sociale, d'où les assurés éprouvent des réticences à demander des produits d'assurance-vie. Côté offre assurancière, il ya un manque de communication, de sensibilisation et d'incitation à l'action collective ainsi qu'un manque d'incitations fiscales sur les primes et les prestations.

---

<sup>8</sup> L'homogénéité du groupe se manifeste par ces valeurs et proximités : historiques, culturelles et socioéconomiques.

<sup>9</sup> Même explication qui a été donnée par Nemiri-Yaici & Benahmed (2014, p72-p73) dans leur étude comparative des secteurs assuranciers pour les trois pays maghrébins (Algérie, Maroc et Tunisie).

<sup>10</sup> Calculé par nos soins à partir des données du rapport Swiss-Re (2018).

## **Bibliographies**

BECK. T, WEBB. I (2003) Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries, *The World Bank Economic Review*, Vol. 17, No. 1, pp 51-88.

BECK. T, WEBB. I (2002) Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries, *World Bank and International Insurance Foundation*, 50 p.

BEENSTOCK. M & al. (1986) The determination of life premiums: An international cross-section analysis 1970-1981", *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 5(4), pp 261-270.

BROWN. M. J & KIM. K (1993) An International Analysis of Life Insurance Demand". *Journal of Risk and Insurance*, 60(4), pp. 616-634. In <http://dx.doi.org/10.2307/253382>.

INSEE (2018) Vieillesse et santé, Institut de recherche et Documentation en Economie de la Santé (IRDES), 188p. In <https://www.irdes.fr/documentation/syntheses/vieillesse-et-sante.pdf>

COUDERT. E (2002) Une approche régionale de la population et de l'urbanisation en Méditerranée, rétrospective et projections à 2025 », *Presses universitaires François-Rabelais*, 16 p.

DDA (2018) *Activité des assurances en Algérie* », *Rapport annuel-2017*, 52 p, In [http://www.uar.dz/wp-content/uploads/2018/11/rapport\\_mf\\_2017.pdf](http://www.uar.dz/wp-content/uploads/2018/11/rapport_mf_2017.pdf)

OUTREVILLE J-F. (2011) The relationship between insurance growth and Economic Development : 80 empirical papers for A Review of the literature. *International Centre for Economic Research*, working paper n°12/11, 51 p.

NEMIRI-YAICI F, BENAHMED K (2014) : « Crecimiento y actividad aseguradora: controversias teoricas y realidades en los paises del Magreb », *Revista de Economia: Informacion Comercial Espagnola*, n°878, pp 63-74

OUTREVILLE. J-F (1996) Life insurance markets in developing countries. *Journal of Risk and Insurance* n°63 (2), pp. 263-278

OUTREVILLE. J-F (1980) dépenses d'assurance, primes encaissées : une approche macroéconomique. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, pp 23-44.

ROTH. F (2002) La gouvernance des entreprises d'assurance : les atouts des formes mutuelles. *l'Université Robert Schuman, Strasbourg*, pp. 181-192, In [www.persee.fr/doc/ecofi\\_0987-3368\\_2002\\_num\\_67\\_3\\_3580](http://www.persee.fr/doc/ecofi_0987-3368_2002_num_67_3_3580)

SADIN-E, SILEM (2016) La courbe en S de l'assurance et ses déviations au Maghreb. *Revue monde en développement*, pp. 113-130.

SEN. S (2008) An Analysis of Life Insurance Demand Determinants for Selected Asian Economies and India. *WORKINGPAPER36/2008*, pp 1-44.

SIGMA (2018) l'assurance dans le monde en 2017 : solide mais les marchés d'assurance-vie matures pèsent sur la croissance », *revue sigma* n°3/2018, 53 p. In [http://www.swissre.com/library/publication-sigma/sigma\\_3\\_2018\\_en.html](http://www.swissre.com/library/publication-sigma/sigma_3_2018_en.html)

SYLLA. D-M, FALL. M (2015) Les déterminants de la consommation d'assurance-vie : le cas de l'UEMOA, *Université Gaston Berger*, 21 p. In <http://www.leo-univ-orleans.fr/mbFiles/documents/site-du-leo/seminaires-2015/dieng-fall.pdf>

## Annexes

### Annexe 1 : Test de stationnarité (ADF test)

Variable	Stat-ADF niveau	Signf à 5%	Stationnarité au niveau	1 <sup>st</sup> difference	Stationnarité après 1 <sup>st</sup> diff
primVie	0.3522	-1.95	Non	-8,4372	oui
PIB/hab	0.3148	-1.95	Non	-8.4643	oui
Scolar	-0.0983	-1.95	Non	-8.61	oui
Popurb	0.3833	-1.95	Non	-8.4014	oui
Txdepd	0.7881	-1.95	Non	-8.5197	oui
CBSP	13.8275	-1,95	Non	-3.791	oui
chômage	-1.2254	-1.95	Non	-8.3804	oui

**Source** : Etabli par nos soins à partir des résultats du test d'ADF.

**Annexe 2 : Estimation de Pooling model**

Residuals:				
Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
-3.6300	-0.0566	0.0461	0.1320	2.1900
Coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )
(Intercept)	0.0396326	0.0399488	0.9921	0.3228551
xdlpibhab	1.1414614	0.3277035	3.4832	0.0006602 **
xdlscolar	0.0179300	0.0057594	3.1132	0.0022418 **
xdlpopurb	-0.0868390	0.0104632	-8.2995	7.643e-14 **
xdlchomage	0.0145454	0.0205614	0.7074	0.4804778
---				
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Total Sum of Squares:		54.479		
Residual Sum of Squares:		32.475		
R-Squared:		0.4039		
Adj. R-Squared:		0.38699		
F-statistic: 23.884 on 4 and 141 DF, p-value: 4.2621e-15				

Source : Etabli par les auteurs sous R. Studio

**Annexe 3 : Test pcd de corrélation**

pbgtest(fixed)
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel mode ls
data: y ~ x
chisq = 12.256, df = 20, p-value = <b>0.907</b>
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

Source : Etabli par les auteurs sous R. Studio

**Annexe 4 : Résultat du test de Breusch-Pagan**

plmtest(pooling, type = c("bp"))
Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan) for balanced panels
data: y ~ x
chisq = 0.57497, df = 1, p-value = 0.4483
alternative hypothesis: significant effects

Source : Etabli par les auteurs sous R. Studio

**Annexe 5 : Estimation du modèle à effets aléatoires**

Coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )
(Intercept)	0.0375728	0.0399567	0.9403	0.3486754
xdlpibhab	1.5151024	0.4037287	3.7528	0.0002561 ***
xdlscolar	0.0137954	0.0066946	2.0607	0.0411983 *
xdlpopurb	-0.0924188	0.0112526	-8.2131	1.335e-13 ***
xdlchomage	0.0064647	0.0209212	0.3090	0.7577836
---				
Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Total Sum of Squares:	54.479			
Residual sum of Squares:	31.693			
R-Squared:	0.40825			
Adj. R-Squared:	0.39314			
F-statistic:	16.6555 on 6 and 139 DF, p-value: 2.0455e-14			

Source : Etabli par les auteurs sous R. Studio