

Les facteurs d'accroissement des dépenses de l'assurance maladie en Algérie (1990-2019)

Factors for increasing health insurance expenditure in Algeria (1990-2019)

Benkeddas Saliha^{1*}, Lounici Nora², Benlaib Boubakeur³

¹Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (Algérie),
benkeddas.saliha@enssea.net

²Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (Algérie),
noralounici@yahoo.fr

³Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (Algérie),
benlaib@yahoo.fr

Réception : 20/09/2021

Acceptation: 15/10/2021

Publication: 30/12/2021

Résumé :

Les dépenses de l'assurance maladie en Algérie croissent d'une manière significative ces dernières années, en raison de la combinaison de plusieurs facteurs. L'objet de cette recherche est de déterminer les causes principales de l'augmentation de ces dépenses. Pour atteindre ces objectifs, nous avons utilisé les variables explicatives suivante : le produit intérieur brut, le personnel médical et le taux du vieillissement et pour appliquer cette étude nous avons utilisé le modèle à Correction d'Erreur sur un échantillon de 30 observations, et ceci afin de mesurer l'impact à court et à long terme des variables explicatives sur les dépenses de l'assurance maladie. Les résultats de l'étude indiquent que les dépenses de l'assurance maladie en Algérie sont influencées à long terme par le vieillissement, le produit intérieur brut et le personnel médical, par contre à court terme, on a seulement le produit intérieur brut qui est significativement lié aux ces dépenses.

Mots-clés : Les dépenses de l'assurance maladie ; Le produit intérieur brut ; Le personnel médical ; Le taux du vieillissement ; Le modèle à Correction d'Erreur.

Codes de classification Jel : C4; C32; L26; L53.

Abstract:

Expenditure on health insurance in Algeria has grown significantly in recent years, due to a combination of several factors. The purpose of this research is to determine the main causes of the increase in these expenses. To achieve these objectives, we used the following explanatory variables: gross domestic product, medical personnel and the rate of aging and to apply this study we used the Error Correction model on a sample of 30 observations, and this in order to measure the short and long term impact of the explanatory variables on health insurance expenditure. The results of the study indicate that health insurance expenditure in Algeria is influenced in the long term by aging, gross domestic product and medical personnel, on the other hand in the short term, we only have the gross domestic product which is significantly linked to these expenses.

Keywords: Health insurance expenses; Gross domestic product ; Medical staff; The rate of aging; The Error Correction model.

JEL Classification Codes: C4; C32; L26; L53.

* Auteur correspondant.

1-Introduction :

La branche la plus importante de la sécurité sociale est la branche de l'assurance maladie. Cette dernière est gérée par les deux organismes de la sécurité sociale ; la Caisse Nationale d'Assurance Sociale des travailleurs salariés (CNAS) et la Caisse d'Assurance Sociale des travailleurs Non Salariés (CASNOS). (Nait Saada, 2013, p. 02)

Dans la plus part des pays, les dépenses de l'assurance maladie ont connue une progression rapide ces dernières années. Cette augmentation des dépenses est due principalement au vieillissement démographique, à la transition épidémiologique et à l'élévation du niveau de vie des individus. (Ziani & Brahamia, 2016, p. 191)

En Algérie, à l'instar des autres pays, les dépenses de l'assurance maladie ont connus une très forte progression ces dernières années et représentent une part importante des dépenses totales de santé (Les dépenses de l'assurance maladie représentent 18.34% des dépenses de santé en 2018 (Hamadi & al, 2020)). Cette tendance risque de compromettre à moyen terme les équilibres financiers du régime d'assurance maladie. Cela a fait un sujet de préoccupation aussi bien pour les décideurs politiques, que pour les chercheurs.

Les principaux résultats auxquels les recherches théoriques et empiriques ont abouti peuvent être synthétisés dans ce qui suit.

1. Un travail a été élaboré par Nait Saada Souaad (Nait Saada, 2013), consistant à analyser les facteurs d'accroissement des dépenses d'assurance maladie en Algérie entre 1990 et 2007. L'étude a abordé la façon de rationaliser les dépenses d'assurance maladie en Algérie et les effets des dispositions des réformes engagées dans le secteur des soins sur l'équilibre des caisses d'assurance maladie. Les principaux résultats obtenus indiquent que l'accroissement des dépenses d'assurance maladie est stimulé par plusieurs facteurs et particulièrement par les effets de la transition sanitaire, causant la prédominance des maladies non transmissibles appelées maladies lourdes. En outre, la transition démographique exerce aussi un effet sur l'accroissement des dépenses d'assurance maladie.

Cette étude a traité le sujet de l'assurance maladie théoriquement et pas pratiquement. Concernant les études qui ont traité les facteurs d'accroissement des dépenses de l'assurance maladie pratiquement, à notre connaissance, Nous avons trouvé que deux études une a été effectué en France et l'autre en Algérie :

2. En 2001, Catherine Bac et Didier Balsan (Catherine & Didier, 2001) ont modélisé les principaux postes de dépenses d'assurance maladie par le modèle à correction d'erreur, où ils ont expliqué chaque poste comme suit :
 - Le premier modèle explique les dépenses d'honoraires par le PIB et les dépenses hospitalières.
 - Le deuxième modèle explique les dépenses de prescriptions par les dépenses d'honoraires.
 - Le troisième modèle explique les dépenses de médicaments remboursables par les dépenses d'honoraires et les dépenses hospitalières.

- Le quatrième modèle explique les autres biens médicaux (les prothèses, les accessoires et pansements, et l'optique):
- Le cinquième modèle explique les dépenses d'indemnités journalières par le taux de chômage.

Cette étude a montré, pour chaque modèle, qu'il existe une relation à court et à long terme entre la variable à expliquer et les variables explicatives.

3. Sur la base de l'application du modèle à équations simultanées aux dépenses d'assurance maladie en Algérie, sur un échantillon de 18 observations durant la période allant de 1990 à 2007, Kassa Fouzia(Kassa, 2009)à identifié les facteurs qui influencent chaque poste de la branche « Assurance maladie » en Algérie, où elle a montré que :

- Pour le premier modèle : les dépenses d'actes médicaux sont expliquées significativement par le PIB et le forfait hôpitaux.
- Pour le deuxième modèle : les dépenses de médicaments sont expliquées significativement par les dépenses d'honoraires et l'indice des prix à la consommation.
- Pour le troisième modèle : les dépenses des autres biens médicaux sont expliquées significativement par le PIB.
- Pour le quatrième modèle : les dépenses d'indemnité journalière sont expliquées significativement par les dépenses d'actes médicaux et la population active.

A notre sens, les deux études citées précédemment n'ont pas pris en considération la variable « taux du vieillissement » comme une variable explicative malgré l'importance de cette variable dans l'explication de l'accroissement des dépenses de l'assurance maladie à long terme parce que « Plus une personne vieillit plus elle est exposée à diverses maladies, notamment les maladies chroniques, et donc la quantité de médicament consommés augmente donc, les dépenses de l'assurance maladie augmentent et c'est parce que le remboursement des médicaments occupe une place de plus en plus importante dans les dépenses d'assurance maladie ». C'est pourquoi, on a estimé qu'il est intéressant d'aborder la question sous un autre angle en essayant, d'un côté, d'intégrer d'autres variables et d'un autre côté, d'étudier la relation sous un angle macroéconomique mobilisant de nouveaux outils d'analyse (notamment le modèle à correction d'erreur) .

A la lumière de ce qui précède, nous avons posé la problématique suivante :

Quels sont les différents facteurs qui influencent sur les dépenses de l'assurance maladie en Algérie ?

Notre travail de recherche, vise deux principaux objectifs. Le premier, à caractère académique, tente d'enrichir la recherche dans ce domaine important en explorant de nouvelles pistes de recherche. Le second, à caractère opérationnel, cherche modestement à éclairer les décideurs en matière de politiques publiques, afin de les aider à apprendre les mesures nécessaires et d'engager des réformes afin de rationaliser les dépenses de l'assurance maladie.

Pour parvenir à une telle finalité, nous proposons de garder dans la modélisation quelques déterminants fondamentaux des dépenses de l'assurance maladie, à savoir : le taux du vieillissement, et d'introduire d'autre variables jugées pertinentes à notre sens, notamment, le

produit intérieur brut (qui représente le niveau de vie) et le personnel médical, couvrant la période de 1990 à 2019.

Afin de répondre à notre question principale, nous avons retenu quelques hypothèses de départ que nous tenterons de vérifier tout au long de ce travail :

H1 : Le personnel médical a une influence positive sur les dépenses de l'assurance maladie en Algérie.

H2 : Il existe une relation positive entre les dépenses de l'assurance maladie et le produit intérieur brut en Algérie.

H3 : le vieillissement a un impacte majeur et positif sur les dépenses de l'assurance maladie en Algérie.

Les travaux liés au traitement économétrique ont été effectués grâce au logiciel « Econometric Views » (Eviews 8) à partir des données collectées auprès du Ministère de la Santé, de la Population et de la Réforme Hospitalière, de la banque mondiale et la Caisse Nationale d'Assurance Sociale des travailleurs salariés (CNAS).

Plan de travail :

En vue de mieux cerner les éléments de réponse à notre problématique, nous avons organisé notre travail en trois titres.

- La partie théorique où on a présenté la définition de l'assurance maladie et l'évolution des dépenses de l'assurance maladie en Algérie.
- La partie pratique où on a présenté l'analyse uni-variée des données, le nombre de retard du modèle et le test de cointégration, ainsi l'estimation du modèle et la représentation des résultats.
- On termine notre étude par une conclusion qui résume les résultats les plus importants en confirmant ou en infirmant les hypothèses et en donnant quelques recommandations et perspectives.

2-Partie Théorique :

2.1. Définition de l'assurance maladie :

L'assurance maladie peut être définie comme : un contrat au terme duquel l'assureur rembourse les frais de soins de l'assuré, en contrepartie de paiement d'une prime. En fait, l'individu se prémunit contre les risques de la dégradation de son état de santé. Il souscrit un contrat d'assurance au terme duquel l'assureur lui rembourse les dépenses engendrées pour réparer ses dommages. (Nait Saada, 2013, p. 08)

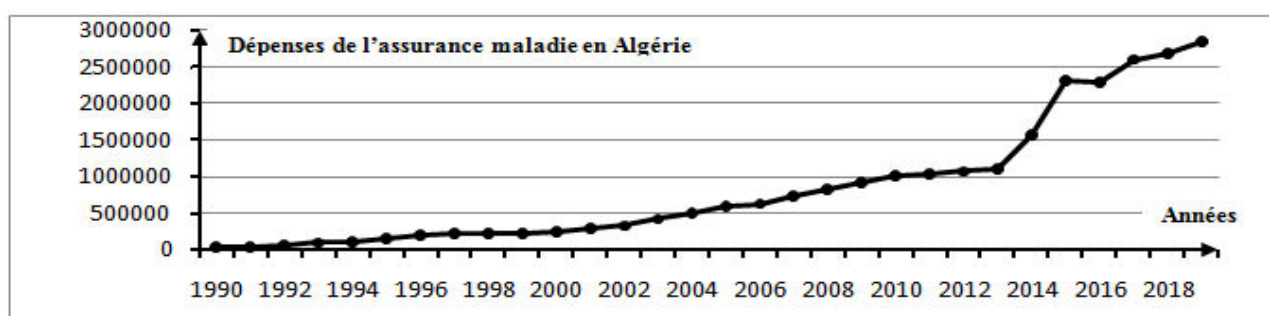
L'assurance maladie constitue une entente formelle aux termes de laquelle les assurés (les bénéficiaires) sont protégés des coûts liés à des prestations médicales qui sont couvertes par le régime d'assurance maladie (les prestations). (Hong & al, 2010, p. 13)

2. 2. Evolution des dépenses de l'assurance maladie en Algérie :

L'analyse dans son état actuel est tout de même instructive car elle indique clairement qu'elle freine son développement et s'écarte de son objectif initial. (Ziani, 2020, p. 107)

La figure ci-dessous montre l'évolution des dépenses de l'assurance maladie en Algérie (en millions de DA) durant la période allant de 1990 à 2019. D'après cette figure on remarque que les dépenses de l'assurance maladie ont connus une augmentation dans toute la période de l'étude, passant de 3267 Millions de DA en 1990 à 284370.10 Million de DA en 2019, Elles ont été multipliées par près de 87.043, en l'espace de 30 ans. Cette augmentation est due principalement au vieillissement démographique, à la transition épidémiologique et à l'élévation du niveau de vie des individus.

Figure (1) : Evolution des dépenses de l'assurance maladie en Algérie (en millions de DA)



Source : Élaboré par l'étudiante à l'aide des données de la direction générale CNAS

3– Méthodes et Matériels :

3.1. Présentation et l'analyse uni-variée des données

Dans ce titre, nous présenterons la justification du choix des variables, le modèle utilisé et l'étude de la stationnarité des variables utilisées.

3.1.1. Présentation et justification du choix des variables

La justification de choix des variables et la présentation du modèle utilisé est une étape importante pour bien comprendre le démarche de notre cas pratique.

3.1.1.1. Choix des variables

Pour le choix des variables, nous nous intéressons dans notre travail à choisir d'un côté, des variables disponibles qui peuvent expliquer les évolutions conséquentes des dépenses de l'assurance maladie et d'un autre côté, des variables qui ont été utilisées dans les revues de littératures, en effet, nous avons choisi trois variables à savoir :

Tableau (1) : Les abréviations des variables utilisées dans l'étude

Nom de variable	Abréviation
Les dépenses de l'assurance maladie	DP
Le PIB réel	PIB
Le personnel medical	PM
Le taux du vieillissement	TV

Source : Elaboré par l'étudiante

3.1.1.2. Modèle utilisé

Nous allons expliquer les dépenses de l'assurance maladie entre 1990 et 2019 par un modèle qui s'écrit de la manière suivante :

$$DP = f(PIB, PM, TV)$$

$$DP_t = \alpha_0 + \alpha_1 PIB_t + \alpha_2 PM_t + \alpha_3 TV_t + \varepsilon_t$$

Tel que :

DP : les dépenses de l'assurance maladie sont considérées comme une variable endogène ou une variable à expliquée, et son unité est le dinar algérien, qui a été obtenue auprès de la direction générale de la CNAS d'Alger.

PIB : le produit intérieur brut est considéré comme une variable exogène ou une variable explicative, son unité est « DA », qui a été obtenue à partir de la base de données de la Banque Mondiale.

PM : le personnel médical (nombre des médecins, des dentistes et de pharmacies) est considéré comme une variable exogène ou une variable explicative, son unité est « personnes », qui a été obtenue à partir du Ministère de la Santé, de la Population et de la Réforme Hospitalière.

TV : le taux du vieillissement est considérée comme une variable exogène ou une variable explicative, et son unité est « personnes », qui a été obtenue à partir de la base de données de la Banque Mondiale.

Remarque : Nous avons ajouté des logarithmes aux variables utilisées afin d'éliminer l'effet de la différence d'unité de mesure des variables sur les résultats de l'étude et ainsi interpréter les coefficients en élasticité ce qui nous facilite l'analyse économique à savoir l'impact d'un taux de variation de la variable explicative de 1% sur le taux de variation du taux chômage. Donc le modèle économétrique pourrait s'écrire sous la forme logarithmique de la manière suivante :

$$LDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LPIB_t + \alpha_2 LPM_t + \alpha_3 LTV_t + \varepsilon_t$$

3.1.2. Étude de la stationnarité des variables

Économétriquement, la première étape dans l'estimation d'un modèle consiste à étudier la stationnarité des séries utilisées dans le modèle.

Le principe de test de Dickey-Fuller simple est simple : si l'hypothèse $H_0 : \varphi_1 = 1$ est retenue dans l'un de ces trois modèles, le processus est alors non stationnaire.

$M[1] x_t = \varphi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif d'ordre 1.

$M[1] x_t = \varphi_1 x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif avec constante.

$M[1] x_t = \varphi_1 x_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$ Modèle autorégressif avec tendance.

Dans les modèles précédents le processus ε_t est, par hypothèse, un bruit blanc. Or il n'y a aucune raison pour que, a priori, l'erreur soit non corrélée ; on appelle tests de Dickey-Fuller Augmentés (ADF) la prise en compte de cette hypothèse.

Les tests ADF sont fondés, sous l'hypothèse alternative $|\varphi_1| < 1$, sur l'estimation par les MCO des trois modèles (Bourbonnais, 2015, p. 149 et 150) :

$$M[1] \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$M[2] \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$M[3] \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + bt + c + \varepsilon_t$$

Donc, le nombre de retards est inclus dans les 3 modèles de l'ADF pour que le problème de l'auto-corrélation des erreurs disparaisse. Donc avant de procéder au test de dickey-Fuller il faut déterminer le nombre de retard (P) pour chaque série.

3.1.2.1. Détermination du nombre de retard de chaque série

Afin de déterminer le nombre de retard de chaque série on utilise les critères d'information Akaike (AIC) et Schwarz (SC). Pour un ordre « P » allant de 0 à 4, on retient le retard qui minimise ces deux critères d'information. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau (2) : Détermination du nombre de retard de chaque série

Série	LDP	LPIB	LPM	LTV
Le p-optimal	0	1	0	0

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel Eviews 8

3.1.2.2. Le test de Dickey-Fuller augmenté

Le test de Dickey-Fuller permet de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non stationnaire d'une série (Achour, 2014, p. 151). Pour savoir si le modèle est stationnaire il faut appliquer le test d'ADF en commençant par le modèle (3).

- La série des dépenses de l'assurance maladie

Tableau (3) : Test de racine unitaire pour la série LDP

Modèle	Test ADF en niveau				Test ADF en 1 ^{ère} différence			
	ADF_c	ADF_t	Trend	Const	ADF_c	ADF_t	Trend	Const
(3)	-3.09	-3.57	2.62	3.20	-3.92	-3.58	-1.49	2.66
(2)	/	/	/	/	-3.54	-2.97	/	2.57
(1)	/	/	/	/	/	/	/	/

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel Eviews 8

D'après les résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews 8 de l'estimation du modèle (3) on a $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 2.62 > t - \text{stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, donc on accepte l'hypothèse H1 selon laquelle la tendance est significative. Donc on reste dans le même modèle et on teste la significativité de la constante, on remarque que $|t - \text{stat}_{\text{const}}| = 3.20 > t - \text{stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H1 donc la

constante est significative. Dans le modèle (3) $ADF_c = -3.09 > ADF_t = -3.57$ donc on accepte l'hypothèse de non stationnarité de la série.

Afin de déterminer l'ordre d'intégration de cette série, on la différencie et on applique la procédure de test. On a $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 1.49 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$ donc la tendance n'est pas significative (on accepte H_0) ce qui nous permet de passer au modèle (2), on observe que $t - \text{stat}_{\text{const}} = 2.57 > t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H_1 donc la constante est significative, donc on reste dans le même modèle : on remarque que $ADF_c = -3.54 < ADF_t = -2.97$ ce qui nous permet de dire que notre série n'admet pas une racine donc **notre série est stationnaire en première différence**.

- La série du Produit intérieur brut

Tableau (4) : Test de racine unitaire pour la série LPIB

Modèle	Test ADF en niveau				Test ADF en 1 ^{ère} différence			
	ADF_c	ADF_t	Trend	Const	ADF_c	ADF_t	Trend	Const
(3)	-1.11	-3.58	0.50	1.20	-5.29	-3.58	-1.33	4.28
(2)	-2.79	-2.97	/	2.92	-3.45	-2.97	/	2.55
(1)	/	/	/	/	/	/	/	/

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel Eviews 8

Le tableau ci-dessus montre que dans l'estimation du modèle (3) on a une valeur de $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 0.50 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$ donc on accepte l'hypothèse H_0 selon laquelle la tendance n'est pas significative. On applique le même test sur le modèle (2), on remarque que $|t - \text{stat}_{\text{const}}| = 2.92 > t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H_1 donc la constante est significative, on reste dans le même modèle : on remarque que $ADF_c = -2.79 > ADF_t = -2.97$ donc on accepte l'hypothèse de non stationnarité de la série.

Afin de déterminer l'ordre d'intégration de cette série, on la différencie et on applique la procédure de test. On a $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 1.33 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$ donc la tendance n'est pas significative (on accepte H_0) ce qui nous permet de passer au modèle (2), on observe que $t - \text{stat}_{\text{const}} = 2.55 > t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H_1 donc la constante est significative, donc on reste dans le même modèle : on remarque que $ADF_c = -3.45 < ADF_t = -2.97$ ce qui nous permet de dire que notre série n'admet pas une racine donc **notre série est stationnaire en première différence**.

- La série du personnel médical

Tableau 5 : Test de racine unitaire pour la série LPM

Modèle	Test ADF en niveau				Test ADF en 1 ^{ère} différence			
	ADF_c	ADF_t	Trend	Const	ADF_c	ADF_t	Trend	Const
(3)	-2.15	-3.57	2.18	2.18	-4.37	-3.58	0.58	0.72
(2)	/	/	/	/	-4.39	-2.97	/	2.29
(1)	/	/	/	/	/	/	/	/

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel Eviews 8

D'après les résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews 8 de l'estimation du modèle (3) on a $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 2.18 > t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, donc on accepte l'hypothèse H_1 selon laquelle la tendance est significative. Donc on reste dans le même modèle et on test la significativité de la constante, on remarque que $|t - \text{stat}_{\text{const}}| = 2.18 > t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H_1 donc la

constante est significative. Dans le modèle (3) $ADF_c = -2.15 > ADF_t = -3.57$ donc on accepte l'hypothèse de non stationnarité de la série.

Afin de déterminer l'ordre d'intégration de cette série, on la différencie et on applique la procédure de test. On a $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 0.58 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$ donc la tendance n'est pas significative (on accepte H_0) ce qui nous permet de passer au modèle (2), on observe que $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 2.29 > t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H_1 donc la constante est significative, donc on reste dans le même modèle : on remarque que $ADF_c = -4.39 < ADF_t = -2.97$ ce qui nous permet de dire que notre série n'admet pas une racine donc **notre série est stationnaire en première différence**.

- **La série du taux du vieillissement**

Tableau (6) : Test de racine unitaire pour la série LTV

Modèle	Test ADF en niveau				Test ADF en 1 ^{ère} différence			
	ADF_c	ADF_t	Trend	Const	ADF_c	ADF_t	Trend	Const
(3)	-0.88	-3.57	0.88	0.92	-4.22	-3.58	0.06	1.23
(2)	-0.06	-2.96	/	0.84	-3.26	-2.97	/	1.37
(1)	33.52	-1.95	/	/	-2.35	-1.95	/	/

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel EvIEWS 8

Le tableau ci-dessus montre que dans l'estimation du modèle (3) on a une valeur de $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 0.88 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$ donc on accepte l'hypothèse H_0 selon laquelle la tendance n'est pas significative. On applique le même test sur le modèle (2), on remarque que $|t - \text{stat}_{\text{const}}| = 0.84 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, pour cela on accepte l'hypothèse H_0 donc la constante n'est pas significative, dans le modèle (1) $ADF_c = 33.52 > ADF_t = -1.95$ donc on accepte l'hypothèse de non stationnarité de la série.

Afin de déterminer l'ordre d'intégration de cette série, on la différencie et on applique la procédure de test. On a $|t - \text{stat}_{\text{trend}}| = 0.06 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$, donc on accepte l'hypothèse nulle H_0 , la tendance n'est pas significativement différente de zéro. Le modèle (2) permet de constater que $|t - \text{stat}_{\text{const}}| = 1.37 < t\text{-stat}_{\text{tab}5\%} = 1.96$ donc la constante n'est pas significativement différente de zéro. Dans le modèle (1) $ADF_c = -2.35 < ADF_t = -1.95$ donc on rejette l'hypothèse nulle H_0 , ce qui nous permet de déduire qu'il n'existe pas une racine unitaire donc **la série est stationnaire en 1^{ère} différence**.

3.2. Nombre de retard du modèle et le test de cointégration

3.2.1. Détermination du nombre de retards du modèle

Avant d'effectuer le test de Johansen entre les variables, nous allons déterminer le nombre de retard p du modèle VAR(p). Le choix du nombre de retard se base sur le minimum des critères AIC et SC. Le calcul des critères d'information pour des retards allant de 1 à 2 (nous n'allons pas plus loin compte tenu du faible nombre d'observations) donne les résultats suivants (voir l'annexe 01) :

Tableau (7) : Détermination du nombre de retard du modèle

Nombre de retard (p)	Critère d'Akaike (AIC)	Critère de Schwartz (SC)
1	-2.81	-2.63
2	-12.84*	-11.90*

Source : Élaboré par l'étudiante à partir des résultats d'EvIEWS 8.

Nous avons : Min AIC= **-12.84** et Min SC= **-11.90**, on prend en considération le minimum des deux critères donc le nombre de retard est $p=2$.

3.2.2. Test de cointégration de Johansen

L'analyse de la cointégration permet d'identifier la relation véritable entre les variables observées. Une condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être intégrées de même ordre (Hélène, 2016, p. 03). Dans notre cas toutes les variables sont intégrées d'ordre 1. Nous effectuons le test de Johansen (voir l'annexe 01) entre les variables observées pour le modèle.

Tableau (8) : Test de la trace pour le modèle.

Hypothèse	Valeur propre	Statistique de trace	Valeur critique à 5%	probabilité
Aucune	0.677	56.083	47.856	0.007
1 ^{ère} relation	0.398	24.365	29.797	0.185
2 ^{ème} relation	0.279	10.129	15.494	0.270
3 ^{ème} relation	0.033	0.967	3.841	0.325

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel EvIEWS 8.

D'après ce test on remarque que la statistique de trace dont la valeur égale 56.083 est supérieure à la valeur critique au seuil de 5% (47.856) pour la première valeur de cointégration avec une probabilité significative égale à $0,007 < 0,05$. Contrairement à la deuxième statistique, qui égale à 24.365, elle est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% (29.797), la même chose pour la troisième et la quatrième statistique, qui égale à 10.129 et 0.967, elle est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% (15.494 et 3.841 respectivement).

Nous acceptons donc l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration pour un seuil de 5% ce qui nous permet d'effectuer une modélisation ECM.

3.3. Estimation du modèle et représentation des résultats

3.3.1. Estimation du modèle

Pour obtenir des informations sur la vitesse d'ajustement à l'équilibre on peut estimer un modèle à Correction d'Erreur (Voir l'annexe 02). En effet, l'ECM permet de modéliser conjointement les dynamiques de court terme (représentées par les variables en différence première) et de long terme (représentées par les variables en niveau) (Bourbonnais, 2015, p. 259). Dans le tableau suivant on présente les résultats d'estimation de la relation de long et court terme.

Tableau (9) : résultats de l'estimation du modèle

	Coefficient	t statistique	probabilité
C(1)	-0.198	-2.478	0.000
C(2) : DLDP	0.339	1.656	0.005
C(3) : DLPIB	0.383	2.780	0.057
C(4) : DLPM	0.209	0.677	0.063
C(5) : DLTV	2.712	-0.741	0.034
C(6) : Constante	0.101	0.905	0.000

Source : élaboré par l'étudiante à partir des résultats de logiciel EvIEWS 8.

Ce modèle nous permettra de mesurer l'impact de chaque variable explicative sur les dépenses de l'assurance maladie. Le modèle dynamique, s'écrit comme suit :

$$D(LDP) = -0.198*(LDP(-1)) - 0.294*LPB(-1) - 0.214*LPM(-1) - 0.924*LTV(-1) - 6.951 + 0.339*D(LDP(-1)) + 0.383*D(LPB(-1)) + 0.209*D(LPM(-1)) + 2.712*D(LTV(-1)) + 0.101.$$

(-3.930) (2.831) (-1.991) (-2.518) (1.656) (2.780) (0.677) (-0.741) (0.905)

Avec : $R^2 = 63.56 \%$, $R^2 \text{ Ajusté} = 40.50 \%$, $\text{prob}(F\text{-statistic}) = 0.02$ et (.) représente la valeur de t-statistique pour chaque coefficient. On remarque que le coefficient de détermination (R^2) est de 63.56 %, ainsi la probabilité de Fisher est significative, cela indique que la qualité des résultats obtenus est acceptable.

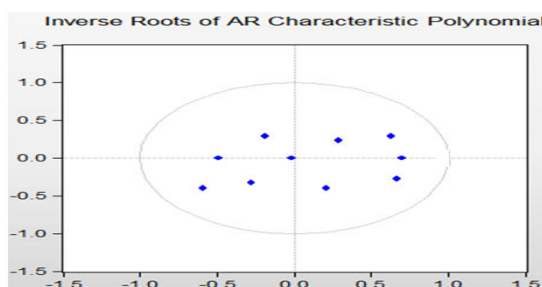
Avant d'interpréter les résultats, on doit tester la robustesse économétrique du modèle par le test de stabilité ECM et les tests sur les résidus (test de normalité, test d'autocorrélation et le test d'hétéroscédasticité) comme le montre le titre suivant.

3.3.2. Validation de modèle

Pour valider le modèle ECM, nous appliquerons le test sur les racines unitaires et des tests sur les résidus.

3.3.2.1. Test sur les racines unitaires

Figure (2) : Cercle d'inverse des racines unitaires



Source : résultat obtenu à partir du logiciel d'Eviews 8.

Les racines des polynômes autorégressifs des séries étudiées sont de module strictement supérieur à 1, car leurs inverses calculés par Eviews sont tous inférieurs ou égal 1, ainsi la condition de stationnarité est vérifiée donc notre modélisation ECM est stationnaire.

3.3.2.2. Test d'autocorrélation

La statistique de Breusch-Godfrey ou test de Multiplicateur de Lagrange (LM) de corrélation sérielle est un test d'absence d'autocorrélation. Si le p-value est inférieur à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle de non autocorrélation des résidus (Bourbbonnais & Terraza, 2016, p. 150 et 151). (Voir l'annexe 03)

Tableau (10) : Résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey

F-statistic	Prob.F(1,20)	Obs*R-squared	Prob.chi-square(2)
0.4601	0.6374	1.1755	0.5556

Source : Élaboré par l'étudiante à partir des résultats d'Eviews 8.

La probabilité du test de Breusch-Godfrey (Prob. Chi-Square (2) = 0.5556) est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de non autocorrélation des termes d'erreurs.

3.3.2.3. Test d'hétéroscédasticité

On dit qu'il y'a hétéroscédasticité lorsque les termes situés sur le diagonale de la matrice variance-covariance des erreurs ne sont pas identiques (Valérie, 2008, p. 153). A ce niveau, on vérifie si les erreurs conservent une variance constante tout au long de la période. (Voir l'annexe 04)

Tableau (11) : résultats du Test Heteroskedasticity Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	Prob.F(8,19)	Obs*R-squared	Prob.chi-square(8)
5.0354	0.0718	19.0262	0.4915

Source : Élaboré par l'étudiante à partir des résultats d'Eviews 8.

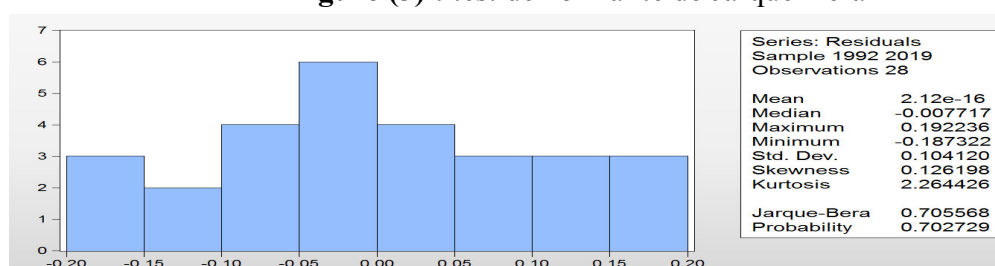
La probabilité du test 0.4915 est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus ou termes d'erreurs.

3.3.2.4. Test de normalité

Le test de Jarque et Berra, fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique.

D'après la figure ci-dessous on remarque que le Jarque-Bera a une probabilité de 0.702 qui est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de normalité des termes d'erreurs ou résidus.

Figure (3) : test de normalité de Jarque-Bera



Source : Élaboré par l'étudiante à partir des résultats d'Eviews 8.

La spécification du modèle à correction d'erreur est donc **validée** et les estimations obtenues sont optimales.

3.4. Interprétation de résultats

Après nous être assurés qu'il n'y a pas des problèmes économétriques (l'autocorrélation, l'hétéroscédasticité et la non normalité des résidus) dans le modèle, nous pouvons maintenant interpréter les résultats de l'estimation du modèle.

3.4.1. Interprétation statistique

L'équation précédente constitue une représentation ECM. En effet, la dynamique des dépenses de l'assurance maladie (LDP) est déterminée par une cible de long terme : $e_t = \text{LDP}(-1) - 0.294 \cdot \text{LPIB}(-1) - 0.214 \cdot \text{LPM}(-1) - 0.924 \cdot \text{LTV}(-1) - 6.951$, ce qui implique: $\text{LDP}(-1) = 0.294 \cdot \text{LPIB}(-1) + 0.214 \cdot \text{LPM}(-1) + 0.924 \cdot \text{LTV}(-1) + 6.951 + e_t$, Le paramètre C (1) « Tableau 09»

doit être négative pour qu'il y ait un retour des dépenses de l'assurance maladie (LDP) à sa valeur d'équilibre de long terme, en d'autre terme le coefficient ($C(1) = -0.198$) indique la vitesse d'ajustement des dépenses de l'assurance maladie pour retourner à l'équilibre suite à un choc, ce coefficient constitue une force de rappel vers l'équilibre.

Le terme à correction d'erreur est négatif et significativement différent de 0 au seuil de 5% donc on peut déduire que le modèle ECM est valable et globalement significatif.

D'après le tableau 09 le coefficient C (6) représente la constante et les coefficients C (3), C (4) et C (5) représentent la dynamique de court terme. Ces coefficients ne sont pas significatifs sauf C (3), cela était probable et ne remet pas en cause la validité globale du modèle.

Les résultats indiquent que les fluctuations des dépenses de l'assurance maladie sont expliquées à 63.56% par le produit intérieur brut, le personnel médical et le taux du vieillissement. On constate que le paramètre d'ajustement nous indique qu'on peut ajuster 40.50% du déséquilibre entre le niveau désiré et celui effectif des dépenses de l'assurance maladie. Le test de Fischer ($\text{prob}=0,02 < 0,05$) indique que les variables indépendantes expliquent conjointement la variable dépendante et que le modèle est globalement significatif.

3.4.2. Interprétation économique

Les signes de toutes les variables explicatives utilisés sont positifs, ce que veut dire que chaque variable a un impacte positif sur les dépenses de l'assurance maladie, donc tous les coefficients estimés présentent les signes attendus.

✓ **À long terme** $LDP(-1) = 0.294 * LPIB(-1) + 0.214 * LPM(-1) + 0.924 * LTV(-1) + 6.951 + e_t$

Nous pouvons remarquer que :

Les résultats d'estimation de la relation de long terme montrent que, le produit intérieur brut, le personnel médical et le taux du vieillissement sont significatifs, puisque la t-statistique est supérieur à 1.96 au seuil de 5%. La relation entre les dépenses de l'assurance maladie et le produit intérieur brut peut être interprétée de la sorte : une augmentation de 1% de le produit intérieur brut entraîne un accroissement de 0.294% des dépenses l'assurance maladie. Ainsi, la relation entre les dépenses de l'assurance maladie et le personnel médical peut être interprétée de la sorte : un accroissement de 1% du le personnel médical induit un accroissement de 0.214% des dépenses de l'assurance maladie. La même interprétation pour la relation entre le taux du vieillissement et les dépenses de l'assurance maladie : une augmentation de 1% du taux du vieillissement entraîne un accroissement de 0.924% des dépenses de l'assurance maladie.

✓ **À court terme, on constate que :**

- Si la variation du produit intérieur brut augmente de 1%, la variation des dépenses de l'assurance maladie augmente de 0.383%.
- Le personnel médical et le taux du vieillissement ne sont pas interprétables à court terme (les coefficients ne sont pas significativement différents de 0 à 5%).

4- Conclusion:

Notre travail de recherche, a pour objet d'étudier l'ampleur de l'évolution des dépenses de l'assurance maladie en Algérie et de déterminer les causes principales de l'augmentation de ces dépenses.

A la lumière des résultats de notre étude empirique, nous pouvons :

- Confirmer la première hypothèse de notre étude, c'est-à-dire que le personnel médical a une influence positive sur les dépenses de l'assurance maladie à court et à long terme,
- Confirmer la deuxième hypothèse, c'est-à-dire qu'il existe une relation positive entre les dépenses de l'assurance maladie et le produit intérieur brut en Algérie,
- Concernant la dernière hypothèse, qui indique que le vieillissement a un impacte majeur et positif sur les dépenses de l'assurance maladie en Algérie, elle a été confirmée.

Les recommandations que nous pouvons suggérer peuvent être les suivantes :

- Développer des actions de communication et de sensibilisation auprès des prescripteurs afin de les inciter à une utilisation rationnelle des médicaments ce qui conduit à la rationalisation des dépenses de l'assurance maladie.
- Se focaliser sur les conditions de vie de la population âgée (Etat de santé, nutrition,...) comme mesure préventive pour rationaliser les dépenses d'assurance maladie.

Ce travail pourrait ouvrir la voie à **d'autres recherches**, il serait intéressant d'étudier les facteurs de l'accroissement des dépenses de l'assurance maladie de chaque wilaya en utilisant les techniques de données de panel pour rendre l'étude plus précise.

5- Bibliographiques et références:

1. Achour, T. Y (2014). l'analyse de la croissance économique en Algérie, Faculté des Sciences Économiques commerciale et des Sciences de Gestion, Université Abou Bekr Belkaid, Algérie .
2. Bourbbonnais et Terraza (2016), *Analyse des séries temporelles*, 4ème édition, Dunod, Paris.
3. Bourbonnais, R (2015). *Économétrie*, 9ème édition, Dunod, Paris.
4. Catherine et Didier (2001), Modélisation des dépenses d'assurance maladie, *Direction de la Recherche, des Etudes, de L'évaluation et des Statistiques*, (19), 01-39.
5. Hamadi et al (2020), Financement de la santé, dépenses de santé et sécurité sociale en Algérie durant la période 2002-2018, *Journal of Economics and Applied Statistics*, 17 (03).
6. Hélène H (2016), *Modele a correction d'erreur (mce) et appplications*, HAL.
7. Hong et al (2010), *Manuel sur l'assurance maladie : comment l'opérationnaliser*, 2ième edition, États-Unis.
8. Kassa F(2009), *Essai d'analyse des dépenses d'assurance maladie en Algérie*, faculté des sciences économique, des sciences de gestion et des sciences commerciales, Université A-mira de Bejaïa, Algérie.
9. Nait Saada S (2013), *Le financement de l'assurance maladie en Algérie et perspectives de réformes : références à des expériences étrangères* Magister en Sciences Economiques, Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion, Université A-mira de Bejaïa.

10. Valérie M(2008), économétrie théorie et applications, corpus économie, France.
11. Ziani et Brahamia (2016), la consommation des médicaments en Algérie entre croissance, financement et maîtrise, Les cahiers de MECAS, (13).
12. Ziani L (2020), La couverture du risque maladie par l'assurance maladie sociale en Algérie : Etat des lieux et contraintes, Revue d'excellence pour la recherche en économie et en gestion , 04 (01).
13. <https://cnas.dz/fr/presentation-de-la-cnas/>, consulter le 17/07/2021 à 19 :27.
14. <https://donnees.banquemondiale.org/>, consulter le 17/07/2021 à 04 :43.

6-Annexes :

Annexe 01 : nombre de retard du modèle et le test de cointégration de Johansen

Lag Order Selection Criteria Exogenous variables: LDP LPIB LPM LTV Exogenous variables: C Date: 08/01/21 Time: 11:51 Sample: 1990 2019 Adjusted observations: 29							Date: 08/01/21 Time: 11:33 Sample (adjusted): 1992 2019 Included observations: 28 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LDP LPIB LPM LTV Lags interval (in first differences): 1 to 1				
							Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
							Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
.ag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	None *	0.677876	56.08396	47.85613	0.0070
0	44.87915	NA	7.01e-07	-2.819252	-2.630659	-2.760187	At most 1	0.398550	24.36501	29.79707	0.1854
1	206.2875	267.1586*	3.14e-11*	-12.84741*	-11.90445*	-12.55209*	At most 2	0.279069	10.12947	15.49471	0.2709
							At most 3	0.033965	0.967550	3.841466	0.3253

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haun-Michalis (1999) n-values

Source : les sorties de l'Eviews 8

Annexe 02 : Résultats de l'estimation ECM

Dependent Variable: D(LDP)
Method: Least Squares
Date: 08/03/21 Time: 12:06
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
D(LDP) = C(1)*(LDP(-1) - 0.294996448937*LPIB(-1) - 0.214916363022
*LPM(-1) - 4.24409066737*LTV(-1) - 6.9511235599) + C(2)*D(LDP(
-1)) + C(3)*D(LPIB(-1)) + C(4)*D(LPM(-1)) + C(5)*D(LTV(-1)) + C(6)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.198552	0.134266	-2.478807	0.0154
C(2)	0.339231	0.204805	1.656336	0.1118
C(3)	0.383051	0.215135	2.780514	0.0488
C(4)	0.209364	0.309063	0.677416	0.5052
C(5)	2.712969	3.657918	-0.741670	0.4661
C(6)	0.101007	0.111492	0.905962	0.3748

R-squared	0.635636	Mean dependent var	0.152536
Adjusted R-squared	0.405098	S.D. dependent var	0.137385
S.E. of regression	0.115346	Akaike info criterion	-1.294351
Sum squared resid	0.292704	Schwarz criterion	-1.008879
Log likelihood	24.12091	Hannan-Quinn criter.	-1.207079
F-statistic	3.260644	Durbin-Watson stat	1.807817
Prob(F-statistic)	0.023646		

Vector Error Correction Estimates
Date: 08/03/21 Time: 12:01
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LDP(-1)	1.000000
LPIB(-1)	-0.294996 (0.16104) [-2.83182]
LPM(-1)	-0.214916 (0.21049) [-1.99101]
LTV(-1)	-0.924091 (0.93937) [-2.51802]
C	-6.951124

Error Correction:	D(LDP)	D(LPIB)	D(LPM)	D(LTV)
CointEq1	-0.198552 (0.13427) [-2.47880]	-0.124241 (0.11131) [1.11617]	-0.074928 (0.08792) [0.85220]	-0.010975 (0.00351) [3.12435]
D(LDP(-1))	0.339231 (0.20481) [1.65636]	-0.124961 (0.16979) [-0.73598]	-0.161154 (0.13411) [-1.20161]	-0.001377 (0.00536) [-0.25698]
D(LPIB(-1))	0.383051 (0.21513) [2.78051]	0.270491 (0.17835) [1.51661]	-0.132276 (0.14088) [-0.93893]	-0.003885 (0.00563) [-0.69025]
D(LPM(-1))	0.209364 (0.30906) [0.67742]	-0.200058 (0.25622) [-0.78080]	0.142252 (0.20239) [0.70287]	0.002629 (0.00809) [0.32511]
D(LTV(-1))	2.712969 (3.65792) [-0.74167]	-2.766624 (3.03250) [-0.91232]	-1.779180 (2.39535) [-0.74276]	0.698917 (0.09570) [7.30309]
C	0.101007 (0.11149) [0.90596]	0.170785 (0.09243) [1.84774]	0.122081 (0.07301) [1.67213]	0.008109 (0.00292) [2.77989]

R-squared	0.635636	0.490225	0.509357	0.865784
Adj. R-squared	0.405098	0.306088	-0.506244	0.835281
Sum sq. resids	0.292704	0.201170	0.125516	0.000200
S.E. equation	0.115346	0.095625	0.075533	0.003018
F-statistic	3.260644	0.967325	0.712454	28.38307
Log likelihood	24.12091	29.37108	35.97508	126.1365
Akaike AIC	-1.294351	-1.669363	-2.141077	-8.581180
Schwarz SC	-1.008879	-1.383890	-1.855604	-8.295707
Mean dependent	0.152536	0.113488	0.046452	0.023325
S.D. dependent	0.137385	0.095335	0.073495	0.007436

Source : les sorties de l'Eviews 8

Annexe 03 : Résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.460140	Prob. F(2,21)	0.6374
Obs*R-squared	1.175525	Prob. Chi-Square(2)	0.5556

Source : les sorties de l'Eviews 8

Annexe 04 : Résultats du Test Heteroskedasticity Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	5.035481	Prob. F(8,19)	0.0718
Obs*R-squared	19.02622	Prob. Chi-Square(8)	0.0647
Scaled explained SS	7.425835	Prob. Chi-Square(8)	0.4915

Source : les sorties de l'Eviews 8