Modélisation et prévision des dépenses de santé en Algérie par le modèle ARIMA Modeling and forecasting of health expenditure in Algeria using the ARIMA model Zoulikha ZIANI*1, Lila ZIANI 2

¹ Université de Bejaia, Algérie, E-mail : zoulikha.ziani@univ-bejaia.dz ² Université de Bejaia, Algérie, E-mail : lila.ziani@univ-bejaia.dz

Reçu le: 04/02/2022 Accepté le:07/04/2022

Résumé:

L'objectif de cet article est de faire une projection des dépenses de santé en Algérie à l'horizon 2027 en utilisant le modèle ARIMA. Les résultats de l'application de ce modèle indiquent que, d'ici 2027, les dépenses totales de santé, continueront à progresser et pourraient atteindre 12 000,76 millions de dollars en 2027. Idem pour la dépense de santé par habitant qui devrait augmenter d'ici 2027 de 20,46% et pourrait, atteindre 320,17 dollars en 2027. Cette progression continue des dépenses de santé contraindra l'Algérie à entreprendre une réflexion et une politique active pour assurer une meilleure maîtrise et une plus grande efficacité de ces dépenses.

Mots clés : Prévision, méthodologie de Box et Jenkins, dépenses de santé, dépenses de santé par habitant, Algérie.

Jel Classification Codes: 118, C22, C53.

Abstract:

The objective of this article is so make a projection of health expenditure in Algeria by 2027 using the ARIMA model. The results of the application of this model indicate that, by 2027, total health expenditure will continue to grow and could reach \$ 12, 000.76 million in 2027. The same goes for per capita health expenditure, which should increase by 20.64% by 2027 and could reach \$320.17 in 2027. This continuous increase in heath expenditure will force Algeria to undertake a reflection and an active policy to ensure better control and greater efficiency of these expenditures.

Keywords: Forecasting, Box and Jenkins methodology, health expenditure, health expenditure per capita, Algeria.

Jel Classification Codes: 118, C22, C53.

.

^{*} Auteur correspondant: Nom et Prénom, Email: zoulikha.ziani@univ-bejaia.dz

1. Introduction:

Les projections à moyen et long terme des dépenses publiques, notamment des dépenses de santé, jouent un rôle important dans la conduite des politiques publiques mais également dans la surveillance budgétaire internationale (Safon, 2020, p. 2). Elaborer des perspectives d'évolution des dépenses de santé à long et à court terme constitue un enjeu important afin de définir les mesures nécessaires pour assurer la soutenabilité des finances publiques.

Les dépenses de santé en Algérie constituent une problématique majeure. Elles ne cessent de prendre de l'ampleur face à un financement qui s'annonce difficile et limité pour les années à venir. Les indicateurs relatifs au financement de la santé montrent que les dépenses nationales de santé ont connu d'importantes augmentations, elles ne représentaient que 2514,94 millions de dollars en 1990 pour passer 11 185,05 en 2020, soit une multiplication par 4,45 en l'espace de 28 ans. En proportion du PIB, ces dépenses sont passées de 4% en 1990 à 6,58 en 2020 (Organisation Mondiale de la Santé, 2022).

Dans ce contexte, l'objectif de cet article est de faire une projection des dépenses totales de santé et des dépenses de santé par habitant à l'horizon 2027 en Algérie en utilisant l'approche ARIMA (Auto Régressive IntegratedMovingAverageProcesses). Pour ce faire, dans un premier temps, nous donnerons un aperçu de la littérature sur les principaux modèles de prévision des dépenses de santé, utilisés par les différents pays. Dans un deuxième temps, nous présenterons un cadre théorique sur le modèle ARIMA. Enfin, nous discuterons les principaux résultats obtenus par l'utilisation du modèle ARIMA.

2. Cadre théorique et méthodologique :

L'objet de cette sous-section section est, tout d'abord, de faire un état de la connaissance sur les différentes approches de prévision des dépenses de santé dans le monde, ensuite de présenter le cadre méthodologique de notre étude empirique.

2.1 Revue de la literature

La littérature économique consacrée aux projections des dépenses de santé s'appuie sur trois modèles (Cusset, 2017, p. 41). Les premiers sont des modèles macroéconomiques qui s'attachent à prévoir l'évolution des dépenses totales de santé en fonction de l'évolution d'un certain nombre d'indicateurs macroéconomiques reflétant l'évolution démographique d'un pays ou encore l'évolution de sa richesse nationale. Les projections macroéconomiques des dépenses de santé insistent sur la sensibilité de leurs résultats à des évolutions épidémiologiques (Barnay, Thiébaut, & Ventelou, 2009).

L'autre catégorie de modèles est celle des modèles de microsimulation dynamiques qui ont connu un développement croissant. Ces modèles de microsimulation permettent de projeter un agrégat tout en s'appuyant sur la modélisation et l'évolution de comportements individuels (Geay, Koubi, & De Lagasnerie, 2005, p. 7). En effet, ces modèles simulent des trajectoires de vie au niveau des individus. Outre leur apport à la projection des dépenses globales, ils sont adaptés aux études relatives aux politiques de prévention de certaines pathologies, au financement des soins ou à la prise en compte de l'évolution des déterminants microéconomiques des dépenses de soins (Geay, De lagasnerie, & Larguem, 2015)

Le dernier modèle est celui de cohortes, ce modèle est le plus fréquemment utilisé dans le cadre des exercices nationaux et internationaux de projection financière (OCDE, Commission européenne, France). Il consiste à prévoir la croissance des dépenses de santé à partir de l'évolution des dépenses des différents sous-groupes de la population définis par exemple selon l'âge, le sexe et l'état de santé.

Dans notre cas nous avons choisi la modélisation par l'approche ARIMA qui est une modélisation à court et à moyen terme car les projections de dépenses à long-terme sont par nature incertaines et sujettes à des risques de divergence à la hausse ou à la baisse. Bien qu'on ne puisse exclure une évolution des dépenses plus modérée que prévue, il existe clairement un risque de divergence à la hausse des dépenses par rapport aux projections (De la Maisonneuve & Oliveira Martins, 2013, p. 36).

2.2 Cadre théorique sur le modèle ARIMA

Après une présentation des modèles de projection des dépenses de santé en usage dans les pays de l'OCDE, nous attacherons dans cette sous-section à présenter dans un premier temps le cadre empirique de notre étude, puis, dans un deuxième discuter les résultats obtenus.

2.2.1. Présentation des modèles ARIMA

Les modèles linéaires des séries temporelles aléatoires ARIMA comptent parmi les méthodes quantitatives qui ont contribué à la modélisation de beaucoup de phénomènes économiques. Ils ont également pu donner, à plusieurs notions théoriques, des fonctions mathématiques permettant la prévision de ces phénomènes.

2.2.2. L'objectif des modèles ARIMA

L'objectif essentiel des modèles ARIMA est de permettre une prédiction de l'évolution future d'un phénomène. Son développement dans le domaine de l'économétrie est basé sur ce principe. Un autre intérêt, peut-être plus essentiel en ce qui concerne la recherche scientifique, est de comprendre la signification théorique de ces différents processus. Il est clair cependant que cette interprétation dépend de la nature du phénomène étudié, et des modèles dont le chercheur dispose pour en rendre compte (Delignières, 2000, p. 4).

2.2.3. Signification des paramètres des modèles ARIMA

Dans le cas le plus général, un modèle ARIMA combine les trois types de phénomènes aléatoires, la contribution de chacun d'eux étant précisée par la notation ARIMA (p,d,q) (Desbois, 2005), où p est l'ordre du processus autorégressif AR(p), d le degré d'intégration d'un processus I(d), et q l'ordre de la moyenne mobile MA(q). Un modèle ARIMA est étiqueté comme modèle ARIMA (p,d,q), dans lequel: p est le nombre de termes autorégressifs d est le nombre de différences q est le nombre de moyennes mobiles.

> Les processus autorégressifs (AR)

Les modèles autorégressifs supposent que yt est une fonction linéaire des valeurs précédentes $y t = \mu + \phi 1 y(t-1) + \phi 2 y(t-2) + \phi 3 y(t-3)$. $+ \varepsilon$

Littérairement, chaque observation est constituée d'une composante aléatoire (choc aléatoire, ϵ) et d'une combinaison linéaire des observations précédentes. $\phi 1$, $\phi 2$ et $\phi 3$ dans cette équation sont les coefficients d'auto-régression. A noter que cette équation porte soit sur les données brutes, soit sur les données différenciées si une différenciation a été nécessaire. Pour un modèle ARIMA (1,1,0) on aura : $yt-yt-1=\mu+\phi(yt-1-yt-2)+\epsilon t$.

Ce qui peut également être écrit: $yt = \mu + yt-1 + \varphi(yt-1 - yt-2) + \varepsilon$

➤ Les processus moyennes mobiles (MA)

La valeur courante d'un processus de moyenne mobile est définie comme une combinaison linéaire de la perturbation courante avec une ou plusieurs perturbations précédentes. L'ordre de la moyenne mobile (q) indique le nombre de périodes précédentes incorporées dans la valeur courante.

Différenciation

L'estimation des modèles ARIMA suppose que l'on travaille sur une série stationnaire. Ceci signifie que la moyenne de la série est constante dans le temps, ainsi que la variance. La meilleure méthode pour éliminer toute tendance est de différencier, c'est-à-dire de remplacer la série originale par la série des différences adjacentes. Une série temporelle qui a besoin d'être différenciée pour atteindre la stationnarité est considérée comme une version intégrée d'une série stationnaire (d'où le terme Integrated).

3. Résultats et discussion :

L'objet de cette section est de présenter et de discuter les résultats des prévisions des dépenses totales de santé et les dépenses de santé par habitant à l'horizon 2027 en utilisant l'approche ARIMA (Auto Régressive IntegratedMovingAverageProcesses). La modélisation ARIMA suggère une identification du modèle avec une procédure en trois étapes dont l'estimation du modèle, la validation du modèle et la dernière étape qui est la prévision des valeurs futures. Pour réaliser cette modélisation, nous avons utilisé les données qui proviennent de la base données de la Banque mondiale, de l'Office

national des statistiques et du Ministère de la Santé de la Population et de la Réforme Hospitalière.

3.1. L'identification du modèle ARIMA

La phase d'identification est la plus importante et la plus difficile : elle consiste à déterminer le modèle adéquat dans la famille des modèles ARIMA. Elle est fondée sur l'étude des corrélogrammes simple et partiel (Bourbonnais, 2015, p. 260). L'objet est de déterminer à partir de l'observation des fonctions d'autocorrélation simple et partielle dans la famille des modèles de types ARIMA (p, d, q) le modèle adéquat.

3.1.1. Analyse graphique et du corrélogramme

Avant toute analyse d'une série temporelle, il est indispensable d'étudier avec soin le graphe représentant son évolution, car ce dernier fournit a priori une idée globale sur la nature et les caractéristiques des processus générant cette série à savoir la tendance et la saisonnalité.

Dépenses de santé par habitant en USD 400 300 200 100 o 80 85 90 95 00 20 Dépenses totales en santé en millions USD 16,000 12,000 8,000 4,000 80 85 90 95 00 20 **Source**: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

Figure N°1. Evolution de deux séries durant la période (1979-2020)

La figure N°1 présente l'évolution les dépenses de santé par habitant entre 1979 et 2020. Elle montre bien que les dépenses de santé par habitant ont connu 3 périodes d'évolution : Durant la période allant de 1980 à 2000, les dépenses de santé par habitant ont connu une croissance passant de 27 dollar à 61,30 en 2000, soit une augmentation de 127,04 %. Durant les années 2000, les dépenses de santé par habitant n'ont pas cessé de croître, affichant une croissance soutenue passant de 61,30 dollar en 2000 à 357,90 en 2014, soit un taux d'accroissement de 483,85%. Cette croissance s'explique par l'embellie financière qui a caractérisé l'économie algérienne durant cette période. Mais à partir de 2015, les dépenses de santé par habitant, ont baissé sensiblement, pour atteindre de 265,77 dollars en 2020. Cette baisse est due principalement à la baisse du prix de pétrole sur le marché mondial.

Quant aux dépenses totales de santé, celles-ci ont connu d'importantes augmentations, elles ne représentaient que 1189,94 millions de dollars en 1979 pour passer à 11 185,05 millions de dollars en 2020, soit une multiplication par 9,39 en l'espace de 41 ans. Durant les années 2000, et suite à l'embellie financière qui a caractérisé l'économie algérienne, les dépenses de santé ont augmenté et de manière passant de 1911,65 en 2000 à 13 998,60 millions de dollars en 2014, soit un indice d'évolution de 632,27%. À partir de 2014, les dépenses de santé ont régressé pour atteindre 11185,05 millions dollars en 2020 correspondant à une baisse de 20,09. Cette régression s'explique par l'effondrement des cours mondiaux du pétrole.

3.1.2. Analyse des fonctions d'autocorrélation simple et partielle des séries

Dans ce qui suit, nous allons analyser les fonctions d'autocorrélation simple et partielle des séries dépenses totales de santé et les dépenses de santé par habitant.

Figure N°2. Autocorrélation simple et autocorrélation partielle de la série des dépenses totales de santé

Sample: 1979 2020 Included observation	ne: 42					
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.940	0.940	39.854	0.000
ı	· 🖷 ·	2	0.871	-0.113	74.915	0.000
		3	0.793	-0.106	104.74	0.000
	· 📦 ·	4	0.709	-0.092	129.19	0.000
ı	1 ii i 1	5	0.624	-0.039	148.66	0.000
ı	· 📦 ·	6	0.528	-0.153	162.98	0.000
	· ·	7	0.405	-0.292	171.66	0.000
	1 1	8	0.293	0.034	176.33	0.000
	· •	9	0.185	-0.033	178.24	0.000
	I	10	0.100	0.130	178.81	0.000
1 1 1	I I	11	0.031	0.051	178.86	0.000
	i li i	12	-0.029	0.039	178.91	0.000
· 📺 ·	· •	13	-0.088	-0.067	179.41	0.000
ı 	i li i	14	-0.129	0.037	180.51	0.000
· 📺 ·	1 1 1	15	-0.156	0.032	182.17	0.000
	. 🗯	16	-0.178	-0.151	184.41	0.000
	ı m i	17	-0.197		187.29	0.000
	1 1	18	-0.208	0.020	190.61	0.000
	1 1	19	-0.217	0.001	194.39	0.000
	· •	20	-0.226		198.70	0.000

Source : Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12)

La figure N°2 représente la fonction d'autocorrélation (ACF) de la série dépenses totales de santé. Nous constatons que toutes les autocorrélations de la série sont significativement différentes de zéro et diminuent très lentement (relativement à la période et la fréquence des données), et que la première autocorrélation partielle est différente de zéro. Ceci est un fort indicatif de la non stationnarité des séries.

Figure N°3. Autocorrélation simple et autocorrélation partielle de la série des dépenses de santé par habitant

Sample: 1979 2020 Included observation	ns: 42					
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.944	0.944	40.155	0.000
		2	0.881	-0.086	76.054	0.000
	 	3	0.813	-0.090	107.34	0.000
		4	0.737	-0.096	133.74	0.000
		5	0.661	-0.034	155.58	0.000
		6	0.577	-0.126	172.64	0.000
		7	0.463	-0.322	183.96	0.000
		8	0.361	0.051	191.03	0.000
		9	0.259	-0.058	194.77	0.000
		10	0.170	0.067	196.44	0.000
I		11	0.100	0.086	197.03	0.000
1 1		12	0.036	0.029	197.11	0.000
		13	-0.029	-0.040	197.17	0.000
		14	-0.077	0.027	197.56	0.000
		15	-0.113	0.048	198.43	0.000
I	 	16	-0.146	-0.138	199.95	0.000
	 	17	-0.177	-0.127	202.27	0.000
		18	-0.205	-0.037	205.50	0.000
· • •		19	-0.229	-0.015	209.72	0.000
	1 🔳	20	-0.255	-0.134	215.19	0.000

Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

L'examen du corrélogramme de chaque série nous a permis de déceler que toutes les autocorrélations sont significativement différentes de zéro et diminuent très lentement, indiquant que les séries sont non stationnaires, en moyenne. Toutefois, l'analyse graphique et les fonctions d'autocorrélations ne fournissent qu'une indication quant à la stationnarité ou non d'une série. Ainsi et afin de vérifier la validité de ce diagnostic préliminaire, nous avons recouru aux tests de racines unitaires.

3.1.3. Test de racines unitaires

Pour s'assurer que les séries sont stationnaires, plusieurs tests ont été utilisés, notamment celui de Dickey-fuller (DF), de Perron et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Les résultats du test Dicky Fuller et Phillips-perron, révèlent que l'hypothèse H0 de racine unitaire est acceptée. En effet, les résultats des deux tests de stationnairé pour les séries à niveau confirment que les deux séries ne sont pas stationnaires (parce que les *p-values* sont toutes > 0.05), de plus la tendance (Trend) n'est pas significative, donc on est devant des séries non stationnaires de type déterministe et la méthode appropriée pour la rendre stationnaire est la différentiation. Les résultats de la stationnarité sont récapitulés dans le tableau N°1.

Table N°1. Test de Dicky-Fuller et Phillips-Perron

Série		ADF	Phillips-Perron		
~ 61.10	Constant	Constant & Trend	Constant	Constant & Trend	
Dépenses Totales de Santé	0.0027	-1.692	-0.3154	-1.581	
Depenses Totales de Sante	(0.953)	(0.736)	(0.913)	(0.783)	
Dépenses de santé par Habitant	-0.369	-1.962	-0.325	-1.826	
Depenses de sante par Habitant	(0.904)	(0.603)	(0.912)	(0.673)	

Source : Résultats via le logiciel Eviews (V 12). Les valeurs entre parenthèses sont les p-values des tests

3.1.4. Analyse des fonctions d'autocorrélation simple et partielle sur la série stationnaire

Pour pouvoir analyser des fonctions d'autocorrélation, il faut que le processus soit stationnaire. Alors afin de stationnariser DS, il faut passer aux différences premières.

Figure N°4. Corrélogramme des séries différenciées des dépenses totales de santé et les dépenses de santé par habitant

	ue sante pai nabitant										
Dépens	ses Totales de sa	anté Dif	Dépenses de santé par Habitant Différenciées								
Sample (adjusted):	1980 2020	Sample (adjusted): 1980 2020									
	ns: 41 after adjustmer	nts					ns: 41 after adjustmer	nts			
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Proh
7 (010001101011011	Tartai Gorrolation	7.0		Q 0101		Autocorrelation	Tartial Correlation	7.0	170	Q-Olai	1100
		1 0.271	0.271	3.2464	0.072			1 0.327	0.327	4.7240	0.030
1 10		2 0.143	0.075	4.1750	0.124			2 0.193	0.096	6.4116	0.041
		3 0.143								6.9890	
				5.1669		1		4 -0.062			
		5 0.012		5.1737				5 -0.194			
1 1		6 0.071		5.4246				6 0.035			
1		7 -0.178						7 -0.197			
		8 -0.137				1		8 -0.170		12.613	
1 1	1 1 1	9 -0.109	-0.043	8.7339	0.462			9 -0.080	-0.005	12.964	0.164
1 1		10 -0.035	0.090	8.8024	0.551			10 -0.090	-0.029	13.424	0.201
1 1		11 -0.099	-0.122	9.3803	0.587			11 -0.098	-0.016	13.988	0.234
1 🗎		12 -0.146	-0.125	10.681	0.556			12 -0.018	-0.096	14.009	0.300
1 1		13 -0.042		10.792				13 0.034	0.114	14.082	0.368
1 1		14 -0.043		10.910	0.693			14 -0.019	-0.077	14.106	0.442
1 1	1 1 1	15 -0.041	-0.051	11.025	0.751			15 0.040	-0.005	14.215	0.509
		16 -0.085	-0.161	11.535	0.775			16 -0.016	-0.074	14.233	0.581
		17 -0.164	-0.086	13.518	0.701	1 1 1		17 0.007	0.029	14.237	0.650
		18 -0.013		13.531				18 -0.025	-0.024	14.283	0.710
		19 0.003	-0.046					19 -0.020	-0.089	14.316	0.765
1 1		20 -0.016		13.554		1 1		20 -0.033	0.034	14.405	0.809
						1					

Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

Il ressort de la figure N°4 que les corrélogrammes de deux séries ne présentent plus aucune structure particulière, ce qui semble confirmer le caractère stationnaire de ces deux séries transformées.

3.2. Estimation et sélection des modèles

Après que la série ait été stationnarisée, l'étape suivante consiste à identifier les termes AR et MA nécessaires pour corriger les autocorrélations résiduelles. Cette analyse est basée sur l'examen des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle. Cette étape consiste à identifier le modèle ARIMA susceptible de représenter la série. Compte tenu de la forme des corrélogrammes simple et partiel nous sélectionnons trois modèles : ARIMA (1.1.1) ARIMA (1.1.0) ARIMA (0.1.1). Après

avoir examiné tous les modèles proposés nous avons pu choisir le modèle ARIMA (1.1.0) pour les deux séries.

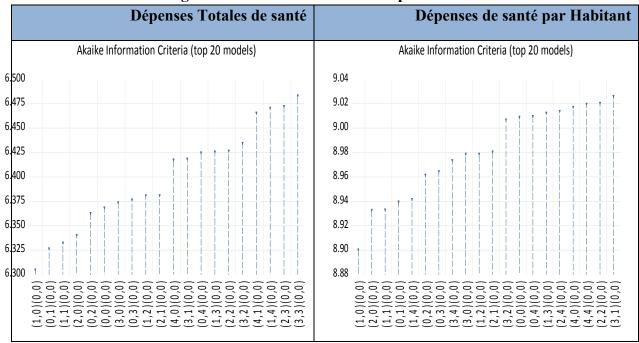
Table N°2. Résultats d'estimation de modèle ARIMA pour les deux séries

Vai	riable		Modèle	AR(1)	Log- Likelihodd	BIC	ME	RMSE	MPE	MASE	ACF1
Dépenses santé	Totales	de	ARIMA (1,1,0)	0.3229 (0.146)	-332.25	671.93	162.78	789.42	544.48	0.957	-0.07
Dépenses d habitant	le santé	par	ARIMA (1,1,0)	0.3827 (0.142)	-180.46	368.34	4.036	19.461	3.241	0.906	-0.08

Source : Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

La sélection de modèle optimal pour chaque série est basée sur les critères d'information, plus précisément, sur le critère d'Akaike. Comme il est indiqué dans le tableau 2, le modèle optimal pour les deux séries est un modèle ARIMA (1,1,0). Sur la figure N°5, on a reporté les résultats de 20 modèles ARIMA estimés, il est bien montré que le modèle ARIMA (1,1,0) est le modèle optimal.

Figure N°5. Sélection du modèle optimal



Source : Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

3.3. La validation du modèle

La phase de validation du modèle est très importante et nécessite le plus souvent un retour à la phase d'identification, les paramètres du modèle étant estimés, nous examinons les résultats d'estimation.

L'analyse des résidus est l'étape la plus importante dans la validation du modèle. Elle consiste à évaluer comment les résidus sont distribués. Les résidus d'un bon modèle présentent diverses propriétés : normalité, linéarité, homoscédasticité, et indépendance. Pour vérifier si le processus des résidus, est un bruit blanc gaussien, plusieurs tests peuvent être utilisés, mais le test le plus courant est celui de Jarque et Bera, ce dernier est fondé sur la notion de Skewness et de Kurtosis.

12 Series: LDEPSANTE Sample 1979 2020 10 Observations 42 Mean 8.170037 Median 7.816914 6 Maximum 9.546713 Minimum 7.088359 4 Std. Dev. 0.785279 0.584781 Skewness 2 Kurtosis 1 728382 0 7.0 Jarque-Bera 5.223548 8.5 9.0 Probability 0.073404

Figure N°6. La normalité des résidus pour la série dépenses de santé

Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12)

Les résultats du test indiquent que la p-value associée à la statistique de Jarque-Bera est supérieure à 5%, ce qui nous permet de valider l'hypothèse de normalité des résidus. En effet, la statique de Jarque-Bera (JB=5.22) indique une probabilité critique de 0.07, nous acceptons donc l'hypothèse de normalité des résidus pour la série dépenses de santé.

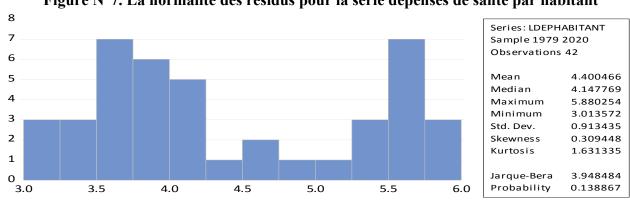


Figure N°7. La normalité des résidus pour la série dépenses de santé par habitant

Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

L'une des étapes importantes pour la validité de notre modèle est de s'assurer de la normalité des résidus. L'analyse de la figure 07, indique que la p-value associée à la statistique de Jarcque Bera est supérieure à 5%, ce qui nous permet de valider l'hypothèse de normalité des résidus. En effet, la statistique de Jarque-Bera (JB= 3.94) indique une probabilité critique de 0,13, nous acceptons donc l'hypothèse de normalité des résidus pour la série dépenses de santé par habitant.

3.4. La prévision des dépenses totales de santé et les dépenses de santé par habitant

La dernière étape de la modélisation est la prédiction de la valeur future d'une série temporelle en appliquant la méthode Box-Jenkins. Lorsque le modèle est validé, la prévision peut alors être calculée à un horizon h de quelques périodes, limité car la variance de l'erreur de prévision croît très vite avec l'horizon. Une fois que le modèle a été validé, la prévision de valeurs futures de la série chronologique dépenses de santé totales et dépenses de santé par habitant peuvent être effectuées. Les séries et les prévisions des dépenses de santé et les dépenses de santé par habitant à un horizon 2027 sont présentées dans le tableau N°3.

D'après les données du tableau N°3, on constate que les dépenses de santé par habitant pour les sept années à venir tendent vers une croissance modérée passant de 265,17 dollars en 2020 à 320,17 dollars en 2027, soit une augmentation de 20,46%. D'ici 2027, les dépenses de santé par habitant pourraient, atteindre 320,17 dollars en 2027.

Table N°3. Résultats de prévision des dépenses par habitant durant la période (2021-2027)

	Point Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
2021	294.4391	268.8821	319.9960	255.3531	333.5251
2022	297.9864	254.3755	341.5973	231.2893	364.6835
2023	299.3440	240.7844	357.9035	209.7849	388.9030
2024	303.8635	228.6557	371.0713	190.9606	408.7664
2025	306.0623	217.8638	382.2609	174.3506	425.7741
2026	310.1384	208.1606	392.1163	159.4705	440.8064
2027	320.1760	199.3218	401.0134	145.9372	454.3979

Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

Note: Point Forecast: c'est la valeur prévue pour chaque année. Lo et Hi: sont les bornes d'intervalle de prévision pour un niveau de précision de 10 % et 5 %, respectivement, pour (80 et 95).

Figure N°8. Présentation de la série originale et de la prévision de dépenses par habitant **DEPHAB Forecasted DEPHAB Observed**

Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

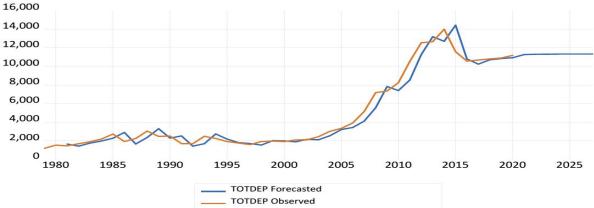
Table N°4. Résultats de prévision des dépenses totales durant la période (2021-2027)

		1	1	1	,
	Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
2021	11276.97	10240.297	12313.64	9691.515	12862.42
2022	11306.65	9587.486	13025.82	8677.414	13935.89
2023	11316.24	9048.072	13584.40	7847.377	14785.10
2024	11319.33	8592.039	14046.63	7148.296	15490.37
2025	11320.33	8195.278	14445.39	6540.974	16099.69
2026	11320.66	7841.443	14799.87	5999.659	16641.65
2027	12000.76	7519.777	15121.74	5507.658	17133.86

Source : Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

D'après les données du tableau N°4 nous constatons que les valeurs prévues s'approchent des valeurs observées, avec des écarts faibles. Ce qui nous permet de dire que le modèle choisi est efficace pour la prévision des dépenses de santé à court terme. On constate également que les dépenses totales de santé, pourraient passer de 11185,05 millions de dollars en 2020 à 12000,76 millions de dollars en 2027, soit une augmentation de 7,29%. D'après les prévisions, les dépenses de santé devraient faire peser une pression considérable sur les le budget de l'Etat et de la sécurité sociale au cours des 7 prochaines années. Cette situation risque de déséquilibrer les caisses de la sécurité sociale et les fonds de l'Etat. Devant cette situation, la poursuite des réformes s'avère indispensable pour une bonne régulation des dépenses de santé.

Figure N°9. Présentation de la série originale et de la prévision de dépenses totales 5,000



Source: Réalisé par nos soins avec le logiciel Eviews (V12).

4. Conclusion:

Cet article avait pour objectif de faire une projection des dépenses de santé totales et les dépenses de santé par habitant à l'horizon 2027, en utilisant le modèle ARIMA qui s'appuie, essentiellement sur la méthodologie de Box-Jenkins.

D'après les résultats des projections, les totales de santé ainsi que la dépense de santé par habitant devraient continuer à augmenter de manière continue, car les facteurs qui ont été à l'origine de cette hausse : l'augmentation du niveau de vie, le développement important de l'offre de soins, la transition démographique et épidémiologique, l'extension de la couverture sociale et les progrès de la médecine vont continuer à produire leurs effets.

Ainsi selon les projections effectuées avec le modèle ARIMA, d'ici 2027, les dépenses totales de santé, pourraient atteindre 12 000,76 millions de dollars en 2027. La dépense de santé par habitant devrait également augmenter, d'ici 2027, de 20 ,46% et pourrait, atteindre 320,17 dollars en 2027. Cette progression continue des dépenses de santé contraindra l'Algérie à entreprendre une réflexion et une politique active pour assurer une meilleure maîtrise et une plus grande efficacité de ces dépenses. Sans maîtrise des coûts, aucun système n'est soutenable. C'est ainsi que sa réforme est devenue urgente (Zehnati, 2014, p. 101).

5. Liste Bibliographique:

Barnay, T., Thiébaut, S., & Ventelou, B. (2009). L'effet du vieillissement et de l'évolution de la morbidité sur les dépenses de médicaments remboursables en ville. Une micro simulation quinquennale (2004-2029). *Revue Économie Publique*, *1-2* (24-25), pp. 157-186.

Bourbonnais, R. (2015). Économétrie: Cours et exercices corrigés. Paris: Dunod, 9 ème édition.

Cusset, P. Y. (2017). Les déterminants de long terme des dépenses de santé en France », Document de travail, N° 2017-7 juin, p 41. Paris: FRANCE STRATEGIE.

De la Maisonneuve, C., & Oliveira Martins, J. (2013). Dépenses publiques de soins de santé et de soins de longue durée : une nouvelle série de projections . Paris: éditions OCDE.

Delignières, D. (2000). Séries temporelles-Modèles ARIMA. Séminaire EA » Sport- Performance-Santé . Séminaire EA Sport- Performance-Santé . Paris.

Desbois, D. (2005). Une introduction à la méthodologie de Box et Jenkins : L'utilisation de modèles ARIMA avec SPSS. $Revue\ MODULARD$, $1\ (33)$.

Geay, C., De lagasnerie, G., & Larguem, M. (2015). Intégrer les dépenses de santé dans un modèle de microsimulation dynamique : le cas des dépenses de soins de ville . *Revue Economie Et Statistique* (481-482), pp. 211-234.

Geay, C., Koubi, M., & De Lagasnerie, G. (2005). Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour destinie. Paris: Les cahiers de la DG Trésor-n°2015-06.

Organisation Mondiale de la Santé. (2022, Janvier 15). *Base de données de l'OMS*. Consulté le Janvier 15, 2022, sur http://apps.who.int/nha/database: http://apps.who.int/nha/database

Safon, M. O. (2020). Projections des dépenses de santé dans les pays de l'OCDE Centre de documentation de l'IRDES, p 2. Paris: Centre de documentation de l'IRDES.

Zehnati, A. (2014). Analyse économique de l'émergence et du développement d'une offre privée de soins en Algérie. *Thèse de doctorat en cotutelle en sciences économiques* . université de Bejaia et de l'université de Bourgogne.