

تحليل تطور الإنفاق الصحي الحكومي في الجزائر خلال الفترة ما بين (1974_2018) - باستخدام نماذج ARDL-

Analysis of the evolution of public health expenditure in Algeria during
-the period (1974 -2018) -An approach using the ARDL model

بوزيان محمد¹

¹ أستاذ محاضر أ، جامعة العربي بن مهيدي أم البواقي ، mohleroi@gmail.com

القبول: 2023-10-01

الاستلام: 2023-07-09

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تبيان جانب مهم من جوانب اقتصاد الصحة من خلال تحليل تطور الإنفاق الصحي الحكومي في الجزائر خلال الفترة ما بين سنة 1974 إلى 2018، باستخدام نهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، الى جانب اختبارات الاستقرار وكذا اختبارات الثبات للمجموع التراكمي (CUSUM) و المجموع التراكمي للمربعات (CUSUMQ).

بالاعتماد على مجموعة من متغيرات العرض والطلب على الخدمات الصحية قمنا بتقدير دالة الإنفاق الصحي الحكومي في الجزائر. حيث توصلت هذه الدراسة إلى أن الإنفاق الصحي الحكومي هو ظاهرة طويلة الأجل. حيث يتأثر الإنفاق الصحي بمجموع متغيرات الدراسة بشكل مباشر أو غير مباشر. كما تظهر النتائج أيضا أن الزيادة في الإنفاق الصحي في الجزائر يحدث عن طريق القناة المزدوجة لنسبة الشيخوخة وكذا الناتج المحلي.

كلمات مفتاحية: اقتصاد الصحة، الإنفاق الصحي ، ARDL, CUSUM.

تصنيفات JEL: C51

Abstract:

This study aims to highlight an important aspect of health economics by analyzing the evolution of government health expenditure in Algeria from 1974 to 2018, using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach, along with stability tests, cumulative sum (CUSUM), and cumulative sum of squares (CUSUMQ) tests.

By considering a set of variables related to the supply and demand for health services, we estimated the function of government health expenditure

in Algeria. The study findings indicate that government health expenditure is a long-term phenomenon, influenced directly or indirectly by the variables under study. The results also demonstrate that the increase in health expenditure in Algeria occurs through the dual channel of population aging and Gross Domestic Product.

Keywords: Health economics, health expenditure, CUSUM, ARDL.

JEL Classification Codes:C51

بوزيان محمد ، Mohleroi@gmail.com

1. مقدمة:

تعتبر الصحة مصلحة عامة بامتياز، لذلك من الطبيعي والشرعي أن تسعى جميع الحكومات، مهما تنوعت توجهاتها السياسية، إلى رؤية مواطنيها في أفضل حالة صحية ممكنة.

هذه الأخيرة تتأثر بمجموعة متنوعة من العوامل، بما في ذلك الوضع الاقتصادي، و الوراثة، والأنظمة الصحية، فضلاً عن الأوضاع المادية والمعنوية. اليوم، مجال التحقيق في قطاع الصحة أوسع بكثير، مما يعني زيادة مقلقة في الإنفاق الصحي. هذا الأخير يتطور بمعدل أسرع تاريخياً من الناتج المحلي الإجمالي (GDP)، مما يعطي مصداقية للفرضية القائلة بأن الصحة هي المثال النموذجي للسلعة الممتازة (Newhouse، 1977).

في السنوات الأخيرة، مثل إجمالي الإنفاق على الصحة 11.2٪ من الناتج المحلي الإجمالي في البلدان ذات الدخل المرتفع، و 6.4٪ في البلدان ذات الدخل المتوسط، و 4.3٪ في البلدان المنخفضة الدخل. وتمثل حصة الدولة في إجمالي الإنفاق الصحي 61.3٪ و 55.2٪ و 42.5٪ على التوالي في هذه الأنواع الثلاثة من البلدان. حيث أنه كلما تطورت التنمية الاقتصادية لبلد ما، كلما زاد الإنفاق على الرعاية الصحية العامة، أين يصبح السكان يطالبون بحماية اجتماعية أفضل وأعلى. فكل بلد، مهما كانت درجة تطوره، بمجرد نمو ثروته الوطنية، يرى أن الحاجة إلى الخدمات الصحية تزداد أيضاً. حيث يمكن إجراء هذه الملاحظة في جميع البلدان المتقدمة الكبيرة وكذلك في البلدان النامية.

والجزائر كبلد سائر في طريق النمو لا يمثل الاستثناء، حيث شهد الإنفاق الصحي الحكومي كنسبة في الناتج المحلي الإجمالي نمواً غير منتظم، حيث ارتفع من 3.5٪ في عام 1979 إلى 6٪ في عام 1988 و 3.5٪ في عام 2005. جاء هذا

الانخفاض في الإنفاق الصحي نتيجة الإجراءات التي اتخذتها السلطات العامة في إطار مخطط التكيف الهيكلي (PAS): الحد من التوظيف والاستثمار في قطاع الصحة. لكن منذ عام 2006، لم يتوقف الإنفاق الصحي عن التطور، حيث وصل إلى 7.32٪ في عام 2011 كما يتوقع ان يلامس سقف 11,2 مطلع سنة 2020 (البنك الدولي ، 2012).

في هذا السياق جاءت دراستنا الحالية، والتي تهدف إلى تقديم إجابات على الاشكالية التالية: إلى أي مدى يمكن أن يتأثر الإنفاق الصحي الحكومي بمتغيرات الطلب والعرض على الخدمات الصحية في الجزائر؟ وكيف يمكن تقدير دالة الإنفاق الصحي؟

الهدف من هذه الدراسة هو تحليل دالة الانفاق الصحي العمومي في الجزائر ، باستخدام نماذج **ARDL**. الفرضية القائلة بأن مؤشرات العرض والطلب على الخدمات الصحية ولا سيما الناتج المحلي الإجمالي تساهم في زيادة الإنفاق على الرعاية الصحية سوف يتم اختبارها.

2. الدراسات السابقة

الأدبيات التي تتناول تطور الإنفاق الصحي واسعة جدا. هذا التطور تم دراسته من أجل العديد من الدول باختلاف مستوى دخلها باستخدام مختلف الفترات الزمنية، المناهج والطرق الكمية. والنتيجة الأساسية لمختلف هذه الدراسات هو أن هذا التطور هو ظاهرة طويلة الأجل بالأخذ بعين الاعتبار محددات العرض والطلب على الخدمات الصحية. و لم يعرف الاقتصاديون حتى الآن توافقا بشأن المحددات الرئيسية للإنفاق على الرعاية الصحية. غير أنه ووفقاً للأدبيات الحديثة تم الاجماع على المحددات التالية : الناتج المحلي الإجمالي (**GDP**) ، وطريقة التغطية الاجتماعية ، عدد الأطباء وشيخوخة السكان، عدد الاناث في فترة الخصوبة وغيرها. حيث أظهرت العديد من الدراسات التجريبية أن الناتج المحلي الإجمالي له تأثير قوي على الإنفاق على الرعاية الصحية، على سبيل المثال **Newhouse** في عام 1977 (يظهر عمل **Newhouse** الأساسي مرونة في الدخل للرعاية الصحية تتجاوز الوحدة)، نفس النتائج بالنسبة ل **Gerdtham Jonsson** في عام 1991 و **Hitiris** و **Posnett** في عام 1999. في عام 2000، توصلت دراسة **Getzen** أن الإنفاق على الصحة يعتمد على الدخل على مدى السنوات الخمس الماضية أكثر منه الحالي. عامل اخر مؤثر هو الشيخوخة (المقدرة بشكل عام بالزيادة في نسبة الأشخاص الذين تزيد أعمارهم عن 65 عامًا من

إجمالي السكان) ، والتي تؤثر بشكل مباشر على الإنفاق الصحي لأن كبار السن يستهلكون حوالي أربعة أضعاف الرعاية الصحية من الآخرين (منظمة التعاون والتنمية في الميدان الاقتصادي ، 1995). وبشكل أكثر دقة، من المعروف أن حوالي خمس الإنفاق على الرعاية الصحية ينفق على المرضى في عايمهم الأخير من وجودهم في الحياة. ومع ذلك، يجب وضع هذه الحجة، التي تُطرح بشكل عام لشرح النمو في الإنفاق الصحي، في منظورها الصحيح. كما أظهرت الدراسات التي أجراها **Fujino** في اليابان ونشرت في عام 1987 أن كبار السن يستهلكون خدمات طبية أكثر بنحو 3.2 مرة من الشخص العادي. **2.2 عنوان فرعي ثاني**

3. المعطيات ومنهجية الدراسة

1.3 معطيات الدراسة: توصيفها و مصدرها

من أجل تحليل تطور الانفاق الصحي في الجزائر ، قمنا باستخدام فئتين مختلفتين من المؤشرات الصحية وهما: مؤشرات العرض والطلب على الاستهلاك الصحي. تشمل هذه المؤشرات على: كثافة الأطباء، عدد الاسرة في المستشفيات ، معدل وفيات الأطفال دون سن الخامسة ، نسبة الشيخوخة (مقاس بمعدل الأشخاص أكبر من 65 سنة) ، نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، إجمالي النساء في مرحلة الخصوبة... وما إلى ذلك. المتغير التابع للنموذج هو نصيب الفرد من الانفاق الصحي (الانفاق الصحي الحكومي / للفرد) ويستخدم كمؤشر رئيسي للصحة العمومية. البيانات المستخدمة هي سلاسل سنوية ، تغطي الفترة 1974-2018 ، أي ما مجموعه 44 ملاحظة ، أخذت من المصدر الرئيسي -القرص المضغوط (CD-ROM)- للبنك الدولي (مؤشرات التنمية العالمية ، (WDI ، 2021). بيانات الانفاق الصحي مأخوذة من ذات المصدر (WDI ، 2021) ومن الدلائل الإحصائية الصحية الرئيسية (لعدة إصدارات) الصادرة عن وزارة الصحة. كما تم تحويل البيانات إلى اللوغاريتم النيبيري من أجل التمكن من استخدامها. الوصف الموجز لجميع المتغيرات المستخدمة في الدراسة ممثلا في الجدول أدناه.

الجدول 1: توصيف متغيرات الدراسة الداخلة في النموذج.

المتغير	الوصف	وحدة القياس
---------	-------	-------------

وكذا عدد الاسرة في المستشفيات. وعليه يتم التعبير عن نموذج **ARDL** المقدر على النحو التالي:

$$\Delta LDH = \beta_0 \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta LDH_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_1 \Delta LFEM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_2 \Delta LTV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_3 \Delta LMED_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_4 \Delta LDL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \delta_5 \Delta LPIBH_{t-i} + \phi_1 LDH_{t-1} + \phi_2 LFEM_{t-1} + \phi_3 LTV_{t-1} + \phi_4 LMED_{t-1} + \phi_5 LDL_{t-1} + \phi_6 LPIBH_{t-1} + \mu_t$$

الابطاء للمتغيرات المستقلة (التوضيحية) لجميع. (i = 1,2,..5)

في هذا التخصيص نقوم بتفسير تطور الانفاق الصحي العمومي من خلال مؤشرات الطلب والعرض على الصحة.

نستخدم معيار **Akaike (Aic)** لتحديد اختيار الرتب المثلى للنموذج **ARDL** (p, q). بالإضافة إلى ذلك، نقوم باختبار عدم التجانس، والحالة الطبيعية للأخطاء والارتباط الذاتي التسلسلي.

بمجرد التحقق من عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء، ننتقل إلى "اختبار الحدود". هذا الاختبار هو في الواقع اختبار فيشر للدلالة المشتركة لمعاملات **K** متغير في المستوى:

الفرضية الصفرية الدالة على غياب العلاقة التوازنية طويلة الأجل ، مقابل الفرضية البديلة الدالة على وجود علاقة موحدة طويلة الأجل بين المتغيرات الداخلة في النموذج. إحصائية الاختبار هي إحصائية **F** -لاستكمال الاختبار، فإننا نقارن إحصائيات اختبار فيشر بالحدود:

-إذا تجاوزت قيمة **F-stat** الحد الأعلى، فإننا نرفض **H0** ونستنتج أن هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات قيد الدراسة.

-إذا كانت قيمة **F-stat** أقل من الحد الأدنى، فإننا لا نرفض **H0** ونستنتج أنه لا توجد علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات التي تم دراستها.

-إذا كانت قيمة **F-stat** بين الحدين، فلا يمكننا أن نقرر.

بمجرد التحقق من صحة العلاقة طويلة الأجل، فإننا نقوم بتقديرها وكذا الديناميكيات قصيرة الأجل للنموذج **ARDL (p,q1,q2,q3,q4,q5)**، تتمثل الخطوة

الأخيرة في التحقق من صحة النموذج المقدر باستخدام اختبارات الثبات **CUSUM** و **CUSUMQ** للبواقي.

4. عرض النتائج

من أجل فحص تأثير محددات العرض والطلب على تطور الإنفاق الحكومي في الجزائر ، تم استخدام نهج التكامل المشترك (Pesaran et al 2001) " فيما يعرف بـ "اختبارات الحدود". تطبيق هذه التقنية يرتبط بشدة بدراسة استقرارية مجموعة سلاسل الدراسة.

1.4. اختبار جذر الوحدة

قبل الشروع في نهج **ARDL** ، اختبرنا استقرارية السلاسل المختلفة للتأكد من عدم وجود أي منها أنه مستقر عند الفرق الثاني أو أكثر لأنه في الواقع ، لن يكون إجراء "اختبار الحدود" صالحًا إذا كان هناك متغير متكامل من الدرجة الثانية أو أكثر. لذلك استخدمنا اختبار ديكي فولر المطور (1981) (**ADF**) واختبار فيليبس وبيرون (1988) (**PP**). الجدول (2) يوضح نتائج هذين الاختبارين لمختلف السلاسل حيث يبين ان جميعها مستقر عند الفرق الاول (رفض فرضية الاستقرارية لجميع السلاسل عند المستوى) باستثناء اجمالي النساء في مرحلة الخصوبة (**LFEM**) التي تظهر النتائج انها مستقرة عند المستوى. وعليه لا توجد سلسلة متكاملة من الدرجة الثانية (2) أو أكثر، وهو أمر ضروري لتطبيق نماذج **ARDL**.

جدول 02 : نتائج اختبارات جذر الوحدة لكل من **ADF** و **PP**

القرار	النوع	اختبار PP		اختبار ADF		المتغير
		عند الفرق 1	عند المستوى	عند الفرق 1	عند المستوى	
I(1)	DS+TS	-6,55 ^{*a}	-2,17 ^{**c}	-6,55 ^{*a}	-1,95 ^{**c}	LDSH
I(0)	TS	-	-4,94 ^{*c}	-	-4,94 ^{*c}	LFEM
I(1)	DS+TS			2,98 ^{*a}	2,58 ^{*a}	LTV
I(1)	DS	-4,13 ^{*a}	-3,09 ^{*a}	-4,26 ^{*a}	1,76 ^{***c}	LMED
I(1)	DS	-3,37 ^{*a}	1,73 ^{*a}	-3,37 ^{**a}	1,49 ^{**a}	LPIBH
I(1)	DS+TS	-3,98 ^{*c}	4,84 ^{*b}	-3,96 ^{***c}	2,5 ^{**b}	LDH

المصدر: من اعداد الباحث بمساعدة برنامج *EvIEWS 9*.

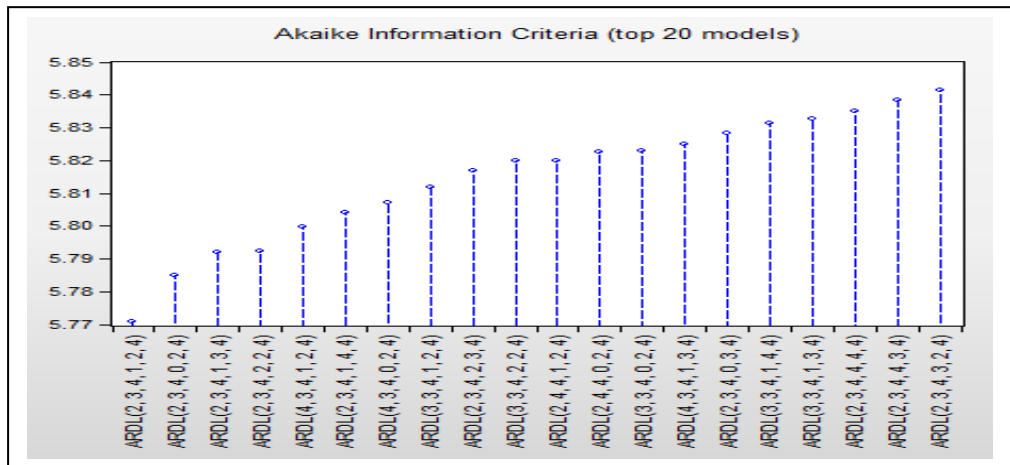
- *** و ** و * لا يتم رفض الفرضية الصفرية لعدم الاستقرارية على التوالي عند عتبة 1% و 5% و 10%. تشير

- a و b و c تشير إلى أننا احتفظنا بالنموذج: (6) نموذج مع ثابت واتجاه ، (5) نموذج بدون اتجاه ، (4) نموذج بدون ثابت واتجاه على التوالي.

2.4 اختيار النموذج المناسب حسب عدد الإبطاءات

استخدمنا نموذج **ARDL** لشرح تطور الانفاق الصحي بواسطة القيم السابقة لهذا المتغير ، وكذلك القيم الحالية والسابقة للمؤشرات الأخرى (**LFEM, LTV, LMED, LPIBH, LDH**). لاختيار عدد الإبطاءات ، استخدمنا معيار **Akaike (Aic)**. (انظر شكل (1)).

شكل 01: مخطط اختيار النموذج وفقاً لمعيار معلومات **Akaike (Aic)**



يقدم هذا الرسم البياني أفضل عشرين نموذجاً وفقاً لمعيار معلومات **Akaike** ، والنموذج **ARDL(2, 3,4,1,2,4)** يتوافق مع أصغر قيمة لـ **AIC**. نموذج **ARDL(2,3,4,1,2,4)** الذي تم اختياره يتفصل الا بقليل عن النموذج **ARDL(2,3,4,0,2,4)** , والذي بدوره كان أفضل قليلاً من **ARDL(2,3,4,1,3,4)**.

3.4. نتائج إجراء "اختبار الحدود" للتكامل المشترك

يعتمد اختبار الحدود بشكل أساسي على إحصائية **Fischer (F)** المشتركة ذات التوزيعات المقاربة التي ذكرها **(Narayan. P.K 2005)** تحت فرضية العدم لغياب التكامل المشترك. تظهر نتائج إجراء "اختبار الحدود" أدناه أن هناك علاقة طويلة الاجل بين المتغيرات المختلفة لأن إحصاء فيشر (4,697940) أكبر من الحد

تحليل تطور الإنفاق الصحي الحكومي في الجزائر خلال الفترة ما بين (1974_2018).

الأعلى من أجل مستويات الدلالة المختلفة. هذا يعني أن الفرضية الصفرية لعدم التكامل المشترك بين المتغيرات مرفوضة.

جدول 03: نتائج إجراء "اختبارات الحدود"

F-Stat	مستوى الدلالة 10 %	مستوى الدلالة 5 %	مستوى الدلالة 1 %
4,507940***	(2.26 3.35)	(2.62 3.79)	(3.41 4.68)

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على نتائج Eviews 9.

- *** يشير إلى أنه تم رفض H_0 عند مستوى الدلالة 1%.

- () ، القيمة الحرجة ل Pesaran وآخرون. [2001، الجدول 2]، حالة بدون اتجاه عام و مع وجود الثابت بدون قيد. القيمة الأولى تقابل الحد الأدنى ، والثانية تقابل الحد الأعلى.

4.4. اختبارات صلاحية نموذج (ECM) تصحيح الخطأ

تم إجراء الاختبارات التشخيصية لتقييم متانة نموذج ECM الممثلة بالمعادلة (2): اختبار المضاعف للاغراج لارتباط الذاتي للبواقي ، واختبار الشكل الوظيفي لرامسي (RESET) ، واختبار جارك بيررا من أجل التوزيع الطبيعي للبواقي واختبار تجانس التباين. يبين الجدول 3 نتائج هذه الاختبارات. على ضوء النتائج ، تظهر البواقي جميع الخصائص المطلوبة.

جدول 04: نتائج الاختبار التشخيصي

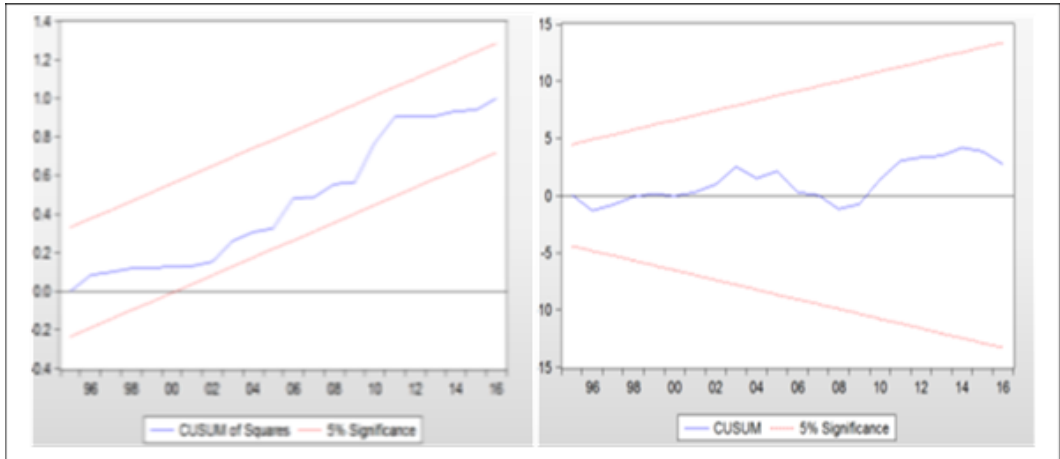
الاختبار	الاحصائية	الاحتمال
الارتباط الذاتي للأخطاء (LM)	24,516	0,221
التوزيع الطبيعي (Jarque-Bera)	0,4803	0,783
تجانس التباين (ARCH)	0,0099	0,920
الشكل الوظيفي (Ramsey)	2,0374	0,054

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على نتائج Eviews 9.

5.4 اختبارات الثبات

أخيراً ، قمنا بفحص ثبات المعلمات طويلة الأجل بالإضافة إلى التحركات قصيرة الأجل للمعادلات ، وبمجرد تقدير نموذج ECM ، اعتمدنا على اختبارات المجموع التراكمي (CUSUM) والمربعات التراكمية (CUSUMSQ) الذي اقترحه Borensztein وآخرون سنة (1998). تم استخدام نفس الإجراء بواسطة Pesaran سنة (1998) ، ومحسن وآخرون سنة (2002) وسليمان وآخرون سنة (2005) من أجل اختبار الثبات **.

شكل 02: اختبارات الثبات CUSUM و CUSUMQ عند مستوى الدلالة 5%.



المصدر : مخرجات البرمجية 9 Eviews

تشير النتائج إلى وجود ثبات في المعاملات لأن منحني إحصائيات CUSUM و CUSUMSQ يقع ضمن النطاقات الحرجة لمجال الثقة عند مستوى الدلالة 5% لثبات المعلمات.

5. تقدير الديناميكيات القصيرة والطويلة الأجل (ECM)

1.5 تقدير العلاقة قصيرة الاجل

تنتج الديناميكيات قصيرة الاجل الواردة في الجدول (5) من توصيف تصحيح الخطأ (ECM) لنموذج ARDL. حيث تشير التقديرات إلى أن معاملات جميع المتغيرات ذات دلالة إحصائية عند مختلف مستويات الدلالة 1%، 5% و 10% وهذا على المدى القصير غير أنه تختلف اشاراتها بين الموجب والسالب. باستثناء معاملات عدد الاطباء/ 1000 فرد ، الناتج المحلي الإجمالي للفرد (للسنة الحالية والسنتين السابقتين) غير دالة إحصائياً.

كما أظهرت نتائج نموذج التكامل المشترك أن معامل تصحيح الخطأ المقدر ب (-0.829266) والذي جاء محصوراً بين (0) و (-1) مما يعني انه جد دال احصائياً.

تحليل تطور الإنفاق الصحي الحكومي في الجزائر خلال الفترة ما بين (1974_2018).

هذا يؤكد أن جميع المتغيرات متكاملة أو هي على علاقة طويلة الأجل. كذلك يعني أيضاً، السرعة الرجوع الى الحالة التوازنية طويلة الأجل في حالة حدوث صدمة والتي تقدر ب 82,92% سنوياً اي أنه عندما ينحرف متغير في الوقت t عن التوازن طويل المدى ، فإن سرعة العودة بعد هذا الانحراف (الصدمة) هي 0.829 (سوف يستغرق الأمر 1,20 سنة بالضبط للعودة إلى حالة التوازن).

جدول 05: تمثيل ECM لنموذج ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic (Prob)
D(DLDSH(-1))	0.947946-	0.273612	-3.464568 (0.0028)
D(LFEM)	4.223611	1.915581	2.204872 (0.0407)
D(LFEM(-1))	1.374084	4.883594	-2.813676 (0.0115)
D(LFEM(-2))	4.954492	1.721764	2.877567 (0.0100)
D(TDLTV)	519178.3	2.450276	1.844354 (0.0817)
D(TDLTV(-1))	2.015359-	1.155075	-3.267695 (0.0043)
D(TDLTV(-2))	1.158979	1.322349	2.401311 (0.0274)
D(TDLTV(-3))	5.976120	1.205803	2.318095 (0.0324)
D(DLMED)	3.326940	2.921964	1.220196 (0.2381)
D(DLLDH)	3.075620-	1.457255	-6.127385 (0.0000)
D(DLLDH(-1))	2.098646	6.177800	1.980501 (0.0631)
D(DLPIBH)	0.010875-	0.370887	-0.029321 (0.9769)
D(DLPIBH(-1))	0.106009-	0.322873	- 0.328330 (0.7465)
D(DLPIBH(-2))	0.077435-	0.311932	- 0.248243 (0.8068)
D(DLPIBH(-3))	0.948186-	0.299389	-3.167075 (0.0053)
CointEq(-1)	0.829266-	0.256240	- 3.23628 (0.0046)

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على نتائج Eviews 9.

2.5. العلاقة التوازنية طويلة الأجل:

يمكن صياغة العلاقة طويلة الأجل بالمعادلة التالية :

$$\text{Dldsh} = 0,7326 + 0.1572 \text{ lfem} + 0,9132 \text{ tdltv} + 0,2852 \text{ dlmed} - 0,4739 \text{ dllldh} + 0.0666 \text{ dlpihb}$$

النموذج. يتم اختبار هذه الدلالة عند جميع مستويات الدلالة ل $\square$ (1% ، 5% و 10%). باستثناء متغير كثافة الأسرة في المستشفيات (LDH) الذي جاء غير معنويا من أجل جميع قيم مستوى الدلالة (α). تأتي هذه النتيجة لتأكد أن تطور الانفاق الصحي هو ظاهرة طويلة الأجل في الجزائر.

جدول 6: معلمات الأجل الطويل لنهج ARDL (المتغير التابع LDSH)

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic (Prob)
DLFEM	0.157230	0.057618	(0.0123)0.02.728851
TDLTV	0.913233	5.766587	0.0097 (2.893995)
DLMED	0.285213	1.418172	0.0969 (1.751238)
DLLDH	0.473922-	2.825409	0.1269 (1.600622-
DLPIBH	0.066697	0.015620	(0.0946)1.746913
C	0.732573	2.654502	0.7857 (0.275974)

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام Eviews 9.

6. مناقشة النتائج:

بينت النتائج أن المرونة طويلة الأجل لنمو الإنفاق الصحي للفرد مقارنة بمستوى النمو الاقتصادي (PIBH) هي 0.066697. عند مستوى الدلالة 10%، فإن الزيادة ب 1% في مستوى الدخل القومي من شأنه أن يضمن زيادة بنسبة 0,07 % في نمو نصيب الفرد من الإنفاق الصحي. تظهر النظرية الاقتصادية أن تأثير نصيب الفرد من الدخل القومي على الإنفاق الصحي إيجابي على المدى الطويل. وهذا ما يتماشى مع النظرية الدالة على الصحة هي سلعة متفوقة بامتياز « La santé est un bien supérieure ».

تم التحقق من فرضية وجود تأثير إيجابي وهام طويل الاجل للنمو الاقتصادي على تطور الإنفاق الصحي للفرد في حالة الجزائر. وهذا ما يتطابق مع تلك النتيجة التي توصل اليها **Imoughele, Lawrence** (2010) ، و **Sidikou Soumana** (2009) وهذا في الدراسات التطبيقية الأفريقية.

بالنسبة لمرونة الإنفاق الصحي بالمقارنة مع معدل النساء في سن الخصوبة (LFEM) فبلغت 0.1572 وهو معنوي عند مستوى الدلالة 1%. وهذا يعني أن الزيادة بوحدة واحدة في عدد النساء يولد زيادة قدرها 0.15 في مستوى الإنفاق الصحي. وعليه فقد تم التحقق من فرضية التأثير الإيجابي والمعنوي لمعدل النساء في سن الخصوبة على نمو الإنفاق الصحي في الجزائر. وهذا يفسر على أن النساء أكثر احتكاكا بالنظام الصحي وهذا ما يؤكد وجود مصالح خاصة بالنساء في المستشفيات كمصلحة النساء للتوليد وغيرها.

فيما يخص مرونة نصيب الفرد من الإنفاق الصحي مقارنة بنسبة الشيخوخة (نسبة الافراد البالغين 65 عامًا فأكثر) كنسبة مئوية من إجمالي السكان فقد بلغت 0.9132 وهي دالة احصائيا عند جميع مستويات الفا. وهذا ما يؤكد فرضية وجود تأثير إيجابي وهام للشيخوخة (65 سنة وما فوق) على تطور الإنفاق الصحي للفرد على الأجلين القصير والطويل في الجزائر. هذه النتيجة هي نفسها التي توصل اليها كل من **Newhouse** في (1985) و **Mahieu** في (1994).

يمكن تفسير هذه النتيجة بالنظرية القائمة خلف متغيرة السن ومدى تأثيرها على الإنفاق الصحي حيث يأخذ هذا الأخير شكل « U ». حيث نجد ان الطلب على الصحة يكون كبيرا في السنوات الاولى من العمر (عند الطفولة) وهذا لغياب المناعة المكتسبة وبعدها يبدأ بالانخفاض حتى يصل الى مستويات متدنية جدا وهذا عند مرحلة النضج ثم يسترجع عافيته ويعيد التطور الى ان يصل مستويات مرتفعة عند سن الشيخوخة. بالنسبة لمرونتي كل من عدد الاطباء وكذا الاسرة في المستشفيات , فكانت الاولى معنوية بتقدير

0.157230 وحدة أما الثانية فلم تكن معنوية حيث قدرت ب -0.473922 وهذا عند من أجل جميع مستويات الدلالة الفا.

وهذا ما يفسر بالتأثير الايجابي للعرض على الصحة على تطور الإنفاق الصحي الحكومي. حيث تتوافق هذه النتائج مع نتائج العديد من الدراسات غير أنها تختلف فيما يخص عدم التأثير الممارس من قبل عدد الاسرة في المستشفيات.

7. خاتمة:

تبحث هذه الدراسة في تحليل تطور الانفاق الصحي العمومي في الجزائر خلال الفترة ما بين 1974 إلى 2018 عن طريق مؤشرات العرض والطلب على الخدمات الصحية. وقد تم تقدير دالة الانفاق الصحي باستخدام نهج **ARDL** للتكامل المشترك لـ **Pesaran** وآخرين (2001). هذه الطريقة تعتبر أكثر ملاءمة لاختبار وجود علاقات طويلة الأجل في حالة العينات الصغيرة الحجم، على عكس نهج **Johansen** و **Juseluis** لسنة (1990)، كما تسمح باختبارها عندما يتعلق الامر بمتغيرات تختلف درجات تكاملها.

في تقديرنا لهذه الدالة، قمنا باختبار جذر الوحدة، "اختبارات الحدود"، اختبارات **CUSUM** و **CUSUMSQ** لاختبار ثبات النموذج المقدر. حيث اظهرت النتائج أن هناك توازنًا طويل الأجل يتقارب من أجله النظام الاقتصادي. في الواقع، بينت النتائج أيضًا أن معظم متغيرات النموذج ذات دلالة إحصائية على المدى الطويل والمدى القصير وهذا ما يتماشى مع اقتصاد الصحة. وهذا يعني أن محددات العرض والطلب تساهم بنسب متفاوتة في زيادة الانفاق الصحي الحكومي في الجزائر و الذي يتوافق مع نتائج العديد من الدراسات السابقة في مختلف الدول سواء المتقدمة منها او السائرة في طريق النمو. وبالاعتماد على هذه النتيجة وفي اطار ترشيد الانفاق الصحي الحكومي بما يتماشى وحاجيات الافراد وجب على الحكومة أن تشجع الاسعاف داخل السيارات الخاصة دون الوصول الى المستشفى، وكذا خفض مدة الإقامة المؤقتة للمرضى داخل المستشفى، محاربة الفساد خصوصا الفوترة الخاصة بالأدوية وغيرها. وتجدر الإشارة إلى أنه لا ينبغي تفسير هذه التوصية على أنها خفض في الاستثمارات في قطاع الصحة (كالإنفاق الصحي)، وكثافة الأدوية وعدد أسرة المستشفيات لها تأثير سلبي على النمو الاقتصادي بسبب عدم كفاءتها، والفساد، وقلة الاستثمار. (ولكن وضع سياسة إدارية من خلال تطوير استراتيجية لرصد إنفاق هذا الصندوق من أجل ضمان استغلال أمثل للموارد المتاحة).

8. قائمة المراجع:

- **ALBERT, m. s.**, (2010), "estimation des dépenses de soins de santé dans les différents transferts de fonds. Kinchasa".
- **ABBOU Youcef**, « Essai d'analyse de la maitrise des dépenses de santé en Algérie », , université-A-Mira Bejaia, 2010

- **BALTAGI, BADI H. & MOSCONE, F.,** 2010. « Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling* », 27(4), pp.804-811.
- **BARROS, P.,** 1998. « The black box of health care expenditure growth determinants. *Health Economics* », 7, pp.533-544.
- **DREGER, C. & REIMERS, H.E.,** 2005. « Health care expenditures in OECD countries: a panel unit root and cointegration analysis ».
- **DEVLIN, N. and HANSEN, P.,** (2001), « Health care spending and economic output: Granger causality », *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp. 561-564.
- **DOMINIQUE, B., & STEPHANE, d.,** (2006), “consummation médicale et économie de la santé”. Paris, France.
- **ERDIL, E. & YETKINER, I.H.,** 2009. « The Granger-causality between health care expenditure and output: a panel data approach ». In *Applied Economics*. Taylor & Francis, pp. 511-518.
- **GERDTHAM, U.G. & LOTHGREN, M.,** 2002. « New panel results on cointegration of international health expenditure and GDP ». *Applied Economics*, 34(13), pp.1679-1686.
- **GERDTHAM, U.G. et al.,** 1998. « The determinants of health expenditure in the OECD countries: a pooled data analysis ». In P. Zweifel, ed. *Health, The Medical Profession, and Regulation*. Boston: Kluwer Academic Publishers, pp. 113-134
- **HANSEN, P. & KING, A.,** 1996. « The determinants of health care expenditure: a cointegration approach ». *Journal of Health Economics*, 15(1), pp.127-137.
- **HIRTIRIS, T. & POSNETT, J.,** 1992. « The determinants and effects of health expenditure in developed countries ». *Journal of Health Economics*, 11(2), pp.173-181.

- **MATTEO, L. D.,** (2003), « The macro determinants of health expenditures in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time », Health Policy ,Vol. 71 , pp. 23 – 42.
- **HANSEN, P. and KING A.,** (1996), « The determinants of health care expenditure: a cointegration approach », Journal of Health Economics, Vol. 15, pp.127-137.
- **HITIRIS, T., POSNETT, J.,** (1992), « The determinants and effects of health expenditure in developed countries », Journal of Health Economics, Vol. 11, pp. 173–181.
- **Rapport de l'OCDE.,** (2017), " l'espérance de vie et l'espérance de vie en bon santé à 65 ans ". Paris: Editions (OSDE).
- خدوجة زميت. (1999-2000)., " تحليل تكاليف الصحة في الجزائر ", جامعة الجزائر, الجزائر.
- علي محمد دحمان. (2010-2011). " تقييم نفقات الصحة والتعليم (دراسة حالة لولاية تلمسان) ، جامعة أبي بكر بلقايد. تلمسان. الجزائر.
- محمد علي دحمان. (2016-2017). " تقييم مدى فعالية الإنفاق العام على مستوى القطاع الصحي بالجزائر ". جامعة أبو بكر بلقايد. تلمسان, الجزائر.
- أمال بوراجة (2015). "التطور الصحي في الجزائر وعلاقته بتحسين المؤشرات الصحية". وهران. الجزائر.
- الياس بومعراف. (2016). "المحددات الرئيسية للإنفاق الصحي في الجزائر وآليات التحكم فيه دراسة تطبيقية". ، مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير ، سطيف. الجزائر.
- حسن محمد خالد عبد العزيز. (2018). " اقتصاديات الخدمات الصحية وأثرها على النمو الاقتصادي في السودان ". المجلة العربية للعلوم ونشر الأبحاث. السودان.
- حميدة مختار، و جاب الله مصطفى. (2017). "محددات الإنفاق الصحي في الجزائر _دراسة قياسية باستعمال نماذج ARDL واختبار الحدود". مجلة العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر.
- عبد الله محمد عبد الكريم، جليل العقابي قيس أنيس. (2017). " تحليل العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي على الصحة والنمو الاقتصادي في العراق للفترة 2004_2013 ". مجلة كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة. العدد 50. العراق.