

دراسة قياسية لأثر بعض المتغيرات الاقتصادية على سعر صرف الدينار
الجزائري خلال الفترة 1990-2018، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي
للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL).

*An Econometric study of the impact of some economic variables on
the Algerian Dinar exchange rate during the period 1990-2018 ,
using the Autoregressive Distributed Time Gaps (ARDL) model*

بولطيف بلال، جامعة البشير الابراهيمى برج بوعريش، bilal.boultif@univ-bba.dz

رحالي بلقاسم، جامعة البشير الابراهيمى برج بوعريش، belkacem.rahali@univbba.dz

تاريخ الاستلام: 2021/09/29 تاريخ القبول: 2021/10/25 تاريخ النشر: 2022/06/03

الملخص: تناولت مشكلة البحث التحقق من مدى تأثير سعر صرف الدينار الجزائري بالمتغيرات الاقتصادية الكلية في الجزائر، وهدفت إلى قياس وتحليل العلاقة القصيرة والطويلة الأجل بينهما باستخدام النماذج القياسية الحديثة المستندة إلى منهجية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، وأظهرت نتائج البحث أن هناك علاقة توازن طويلة الأجل بين متغيرات البحث.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، عجز الموازنة، المعروض النقدي.

تصنيف JEL : F31,H68,E51

Abstract:

The problem of research dealt with verify how the Algerian dinar exchange rate effect by the total economic variables in Algeria, and aimed to measuring and analyzing the short and long term relationship between them, using standard modern models based on methodology of Autoregressive Distributed Lag Model. The results of the study that there is a equilibrium long-term relationship between the research variables.

Key words: Exchange Rate, The Budget Deficit, Money Supply.

classification code JEL: F31 ,H68,E51

المؤلف المرسل: بولطيف بلال

الايمل : bilal.boultif@univ-bba.dz

1 . مقدمة:

عاشت الجزائر منذ الاستقلال على وقع الاختلالات الهيكلية في ميزان المدفوعات، ما تسبب في تعدد أسعار الصرف وتدهور قيمة الدينار الجزائري، حيث انعكس ذلك على بنية الاقتصاد الوطني على المدى القصير والطويل، مما استوجب على الجزائر إيجاد آليات تساعد على استقرار سعر الصرف في المدى الطويل، من خلال القيام بعدة اصلاحات من أهمها قانون النقد والقرض (90-10)، والاصلاحات في اطار الاتفاقيات مع صندوق النقد الدولي. على ضوء هذه المعطيات فإن محاولة معرفة أهم المتغيرات الاقتصادية المؤثرة في سعر صرف الدينار الجزائري، تستلزم استخدام طرق كمية تساعد في معرفة سلوك سعر الصرف وكذا نسبة مساهمة كل متغير في تفسيره.

مشكلة البحث:

يمكن صياغة إشكالية البحث الرئيسية من خلال التساؤل التالي:

ما مدى تأثر سعر صرف الدينار الجزائري بالمتغيرات الاقتصادية الكلية خلال الفترة 1990-2018؟

وعلى ضوء هذه الاشكالية الرئيسية يمكن طرح التساؤلات الفرعية التالية:

- كيف يؤثر المعروض النقدي وعجز الموازنة في سعر صرف الدينار الجزائري؟
- ما علاقة سعر الصرف الدينار الجزائري ببعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى؟

فرضيات البحث:

يمكن صياغة فرضيات البحث فيمايلي:

-يتأثر سعر صرف الدينار الجزائري بالتغيرات التي تحدث بالمعروض النقدي وعجز الموازنة، الرقم القياسي لأسعار المستهلك، الناتج المحلي الاجمالي، الايرادات النفطية ودرجة الانفتاح الاقتصادي.

-توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر صرف الدينار الجزائري والمعروض النقدي وعجز الموازنة وباقي المتغيرات الاقتصادية الكلية خلال فترة الدراسة.

2 . الاطار النظري لسعر الصرف والعوامل المؤثرة فيه

1.2. ماهية سعر الصرف

1.1.2. مفهوم سعر الصرف:

تعددت تعاريف سعر الصرف ولكنها جميعا تنصب في مفهوم واحد، فقد عرفه البعض على أنه: ثمن عملة دولة ما مقومة في شكل عملة دولة أخرى، أو هو نسبة مبادلة عملتين. (Awad-Allah, 1999,p.70)

ويعرف أيضا على أنه: عدد الوحدات من العملة المحلية اللازمة للحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية. (Saker, 2006,p. 97)

كما يعرف بطريقة عكسية كأن يقال: عدد الوحدات من العملة الأجنبية المقابلة لوحدة واحدة من العملة الوطنية. (Habbash, 2014,p. 213)

2.1.2 أشكال سعر الصرف ووظائفه:

1.2.1.2. أشكال سعر الصرف:

يتأثر سعر صرف عملة من العملات بتلاقي عرضها مع الطلب عليها، إضافة إلى عوامل أخرى، وعادة ما يتم التمييز بين عدة أشكال من سعر الصرف، والتي يمكن أن نوجزها وفق ما يلي:

✓ **سعر الصرف الاسمي:** يعبر عن عدد الوحدات من العملة المحلية التي تدفع ثمنها لوحدة واحدة من العملة الأجنبية، وهذا السعر الاسمي يمثل المقياس لقيمة عملة بلد ما والتي يمكن مبادلتها بقيمة عملة بلد آخر، ويتم تبادل العملات أو عمليات شراء وبيع العملات حسب أسعار هذه العملات (المعلنة) بين بعضها البعض (Al-Zubaidi, 2011,p.134) ، ويتم تحديد سعر الصرف الاسمي لعملة ما تبعا للطلب والعرض عليها في سوق الصرف في لحظة زمنية ما، ولهذا يمكن لسعر الصرف أن يتغير تبعا لتغير الطلب والعرض وبدلالة نظام الصرف المعتمد في البلد، فارتفاع سعر عملة ما يؤثر على الامتياز بالنسبة للعملات الأخرى.

ينقسم سعر الصرف الاسمي إلى:

- سعر صرف رسمي: أي المعمول به فيما يخص المبادلات الجارية والرسمية؛
- سعر صرف موازي: وهو السعر المعمول به في الأسواق الموازية.

وهذا يعني إمكانية وجود أكثر من سعر صرف اسمي في نفس الوقت لنفس العملة في نفس البلد (Keddi, 2003,p.103-104) .

✓ **سعر الصرف الحقيقي:** يعبر سعر الصرف الحقيقي عن الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية، وبالتالي يقيس القدرة على المنافسة في الأسواق الدولية، وهو يفيد المتعاملين الاقتصاديين في اتخاذ قراراتهم.

فارتفاع مداخل الصادرات بالتزامن مع ارتفاع تكاليف إنتاج المواد المصدرة بنفس المعدل لا يدفع إلى التفكير في زيادة الصادرات، لأن هذا الارتفاع في العوائد لم يؤدي إلى أي تغيير في أرباح المصدرين وإن ارتفعت مداخلهم الاسمية بنسبة عالية.

فإذا كان مستوى الأسعار العام في بلد ما هو (P) وفي البلد الأجنبي (P*)، وكان (E) هو سعر الصرف الاسمي، فإن سعر الصرف الحقيقي (ε) يعرف كالتالي:

$$\varepsilon = EP^* / P$$

حيث يعكس (ε) الأسعار الأجنبية بدلالة الأسعار المحلية (Al-abbas, 2003,p.5).

✓ **سعر الصرف الفعلي (الفعال):** يعبر عن المؤشر الذي يقيس متوسط التغير في سعر صرف عملة ما بالنسبة لعدة عملات أخرى في فترة زمنية ما، وبالتالي مؤشر سعر الصرف الفعلي يساوي متوسط عدة أسعار صرف ثنائية، وهو يدل على مدى تحسن أو تطور عملة بلد ما بالنسبة لمجموعة أو لسلة من العملات الأخرى، ويمكن حساب سعر الصرف الفعلي باستخدام مؤشر "LASPEYRES" للأرقام القياسية (Keddi, 2003,p.105).

✓ **سعر الصرف الفعلي الحقيقي:** الواقع أن سعر الصرف الفعلي هو سعر اسمي، لأنه عبارة عن متوسط لعدة أسعار صرف ثنائية، ومن أجل أن يكون هذا المؤشر ذا دلالة ملائمة على تنافسية البلد تجاه الخارج، لابد أن يخضع هذا المعدل الاسمي إلى التصحيح بإزالة أثر تغيرات الأسعار النسبية.

2.2. العوامل المؤثرة في سعر الصرف:

1.2.2. المعروض النقدي: يرى الكلاسيك ومن خلال النظرية الكمية للنقد بأن هناك

علاقة قائمة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار، وهذه العلاقة تكون بنفس النسبة والاتجاه، كما أكدت المدرسة النقدية وعلى رأسها ملتون فريدمان على أهمية النقود في

التأثير على المستوى العام للأسعار، إلا أنه ليس بالصورة التي تصورها الكلاسيك (Bakhit, July 2006,p.419)

2.2.2. عجز الموازنة: تلعب الموازنة العامة دورا كبيرا في التأثير على أسعار الصرف.

3.2.2. الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك: ضمن نظرية تعادل القوة الشرائية فإن سعر صرف العملة المحلية مقابل العملات الأخرى يميل إلى الهبوط بالنسبة نفسها التي يرتفع بها المستوى العام للأسعار (Jalil, 2011,p.68)

4.2.2. الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي: زيادته تعني زيادة في مستوى النشاط الاقتصادي، مما يكون له الأثر الايجابي في سعر الصرف، أي أن زيادة الناتج المحلي تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف، وأن العلاقة بينهما علاقة عكسية.

5.2.2. الايرادات النفطية (أسعار النفط): إن متغير أسعار النفط الخام يعد أكثر المتغيرات تقلبا في الاقتصاد العالمي، وهذه التقلبات غالبا ما تتزامن مع التقلبات في سعر الدولار

6.2.2. درجة الانفتاح الاقتصادي: يتم قياس هذا المؤشر بمدى انفتاح الدولة على العالم الخارجي تجاريا، ويمكن التعبير عنه بقسمة اجمالي الصادرات والواردات على الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، وأن مستوى انفتاح التدفقات الرأسمالية للداخل أو الخارج يؤثر بدرجة كبيرة ومباشرة في سعر الصرف (Abu al-kasim Abdullah, 20-22/11/2013,p.31)

3. نموذج الدراسة و منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج ARDL

1.3 نموذج الدراسة:

يشتمل البحث على متغيرات سعر الصرف كمتغير تابع، والمعروض النقدي وعجز الموازنة والرقم القياسي لأسعار المستهلك والناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والاييرادات النفطية ودرجة الانفتاح الاقتصادي كمتغيرات مستقلة (تفسيرية)، وقد تم الحصول على بيانات هذه المتغيرات من مديرية التجهيز بوزارة المالية، بنك الجزائر، والديوان الوطني للإحصائيات. وغطت البيانات الفترة 1990-2018. واعتمادا على النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة تم تصميم نموذج الدراسة على الشكل التالي:

$$EXR_t = f(GDP_t, MSU_t, BUD_t, CPI_t, OIR_t, DEO_t)$$

حيث: EXR: سعر صرف الدينار الجزائري، GDP: الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة لسنة 2001، MSU: المعروض النقدي، BUD: عجز الموازنة، CPI: الرقم القياسي لأسعار المستهلك سنة الأساس 2001، OIR: الايرادات النفطية، DEO: درجة الانفتاح الاقتصادي، t: مؤشر الزمن.

2.3 منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة

في الآونة الأخيرة أصبحت منهجية AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG MODEL (ARDL) شائعة الاستخدام، ويتم في هذه المنهجية دمج نماذج الانحدار الذاتي ونماذج فترات الابطاء الموزعة في نموذج واحد. وفي هذه المنهجية تكون السلاسل الزمنية دالة في ابطاء قيمها وقيم المتغيرات المستقلة الحالية وابطائها بمدة واحدة أو أكثر. ويتميز نموذج ARDL بعدة مزايا منها:

- يمكن تطبيقه بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات محل البحث متكاملة من الدرجة صفر $I(0)$ أو متكاملة من الدرجة الاولى $I(1)$ ، مقترنا بشرط أن لا تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة من الدرجة الثانية $I(2)$ فقط، ومع ذلك يتطلب أن يكون المتغير التابع ساكنا عند المستوى، أي $I(0)$.

- أن استخدامه يساعد على تقدير نتائج الأجلين الطويل والقصير معا في نفس الوقت.
- المقدرات الناتجة عن هذا النموذج تتصف بخاصية عدم التحيز والكفاءة، إضافة إلى أنه يساعد على التخلص من المشكلات المرتبطة بحذف المتغيرات ومشكلات الارتباط الذاتي (Shwergy, 2009,p.156).

كما أن نموذج ARDL يمكننا من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الأجل الطويل، إذ نستطيع من خلال هذا النموذج تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، وتعد معلماته المقدرة في الأجل الطويل والقصير أكثر اتساقا من تلك التي نحصل عليها من الطرق الأخرى.

وبهدف تحديد الصيغة الرياضية المناسبة لنموذج البحث قمنا بتقدير النموذج الخطي والنموذج النصف لوغاريتمي والنموذج اللوغاريتمي المزدوج، وجرى اختيار الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة، لأنها تعد من الصيغ الشائعة الاستعمال لسهولة معالجتها الحسابية، ولمعالجتها لمشكلة عدم ثبات التباين من جهة، وللمدلولات الاقتصادية لمعاملاتها من جهة أخرى، (Abdelbaki Cherni, November 2017) كما هو موضح بالجدول الموالي:

الجدول رقم (01): تحديد الصيغة الرياضية المناسبة لنموذج البحث

المعيار	الخطي	اللوغاريتمي المزدوج	النصف لوغاريتمي
R^2	0.967521	0.969356	0.955645
$\bar{R}^2$	0.958663	0.960999	0.943548
F – Statistic	109.2267	115.9873	78.99986
Σe_t^2	445.4411	0.290384	878.9395
AIC	6.052405	-1.283210	6.732056
SC	6.382442	-0.953173	7.062093
H – Q	6.155768	-1.179846	6.835419

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews 10.

بعد اختيار الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة للنموذج، يتم أخذ الشكل اللوغاريتمي الطبيعي لجميع متغيرات الدراسة، وفيما يخص متغير عجز الموازنة والذي يمثل الفرق بين الإيرادات والنفقات، والذي يمكن أن يأخذ قيمة سالبة لا يمكن تحويلها إلى الشكل اللوغاريتمي، فقد أخذنا لوغاريتمات نسبة الإيرادات إلى النفقات، حيث عبرنا عن متغير عجز الموازنة بقسمة الإيرادات العامة على النفقات العامة، وأخذ اللوغاريتم الطبيعي لها. وبذلك سيأخذ النموذج الشكل التالي: (Ebiringa Thaddeus, 2014)

$$\begin{aligned}
 \Delta LEXR_t = & \alpha + \beta_1 LEXR_{t-1} + \beta_2 LGDP_{t-1} + \beta_3 LMSU_{t-1} \\
 & + \beta_4 LBUD_{t-1} + \beta_5 LCPI_{t-1} + \beta_6 LOIR_{t-1} + \beta_7 LDEO_{t-1} \\
 & + \sum_{i=1}^{q1} \theta_{1i} \Delta LEXR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q2} \theta_{2i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \theta_{3i} \Delta LMSU_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{q4} \theta_{4i} \Delta LBUD_{t-i} + \sum_{i=1}^{q5} \theta_{5i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{q6} \theta_{6i} \Delta LOIR_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^{q7} \theta_{7i} \Delta LDEO_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

حيث: β_1 تمثل معلمات العلاقة طويلة الأجل، $\theta_{7i}, \theta_{6i}, \theta_{5i}, \theta_{4i}, \theta_{3i}, \theta_{2i}, \theta_{1i}$: معلمات العلاقة قصيرة الأجل، R^2 : الحد الثابت، ε_t : حد الخطأ العشوائي.

4. نتائج الدراسة:

4.1. اختبار جذر الوحدة:

يعد شرط السكون أساسيا في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية، فإذا لم تكن السلاسل الزمنية ساكنة فإنه لا يمكن الحصول على نتائج سليمة ومنطقية، بل تكون النتائج زائفة ومضللة (Damodar N.Gujarati, 2009, p.740). حيث أن نقطة البدء للكشف عن وجود جذر الوحدة في بيانات السلسلة الزمنية تنطلق من نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ الذي يأخذ الشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$$

من أكثر الاختبارات شيوعا للكشف عن جذر الوحدة نجد اختبار PHILLIPS-PERRON، والذي يتطلب تقدير النموذج التالي:

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho \cdot Y_{t-1} + \beta \cdot t + \mu_t$$

ولهذا الاختبار نفس التوزيع الاحتمالي لاختبار DICKEY-FULLER، وتستخدم القيم الحرجة نفسها لكلا الاختبارين (chikhi, 2011, p.212)، وذلك لاختبار الفرض الصفري المتضمن وجود جذر الوحدة مقابل سكون الاتجاه أيضا، والجدول التالي يوضح نتائج هذا الاختبار على متغيرات الدراسة:

الجدول رقم (02): نتائج اختبار PHILLIPS-PERRON على متغيرات البحث.

الرتبة	الفرق الأول			المستوى			السلسلة
	TREND & INTERCEPT	INTERCEPT	NONE	TREND & INTERCEPT	INTERCEPT	NONE	
$I(0)$	-5.6345	-5.7995	-5.4106	-5.3899	-6.29247	-4.4878	$LEXR_t$
$I(1)$	-4.4382	-4.67591	-4.2641	-3.0136	0.48742	5.2978	$LGDP_t$
$I(1)$	-5.3856	-3.84464	-3.5784	1.6685	-4.29380	5.4244	$LMSU_t$
$I(1)$	-5.8230	-5.99339	-6.1072	-2.4346	-2.43554	-2.4547	$LBUD_t$

$I(0)$	-1.6454	-1.93481	2.1263 -	-4.4753	-4.80872	2.9792	LCPI _t	
$I(1)$	-11.822	-5.45938	5.0915 -	-1.2425	-3.15891	1.5271	LOIR _t	
$I(1)$	-4.9445	-4.94101	5.0538 -	-1.2345	-1.69673	0.4360	LDEO _t	
	-4.3393	-3.69987	2.6534 -	-4.3239	-3.68919	-2.6501	%1	القيم الدرجة المجدول ة
	-3.5875	-2.97626	1.9538 -	-3.5806	-2.94185	-1.9533	%5	
	-3.2292	-2.62742	1.6095 -	-3.2253	-2.62512	-1.6097	%10	

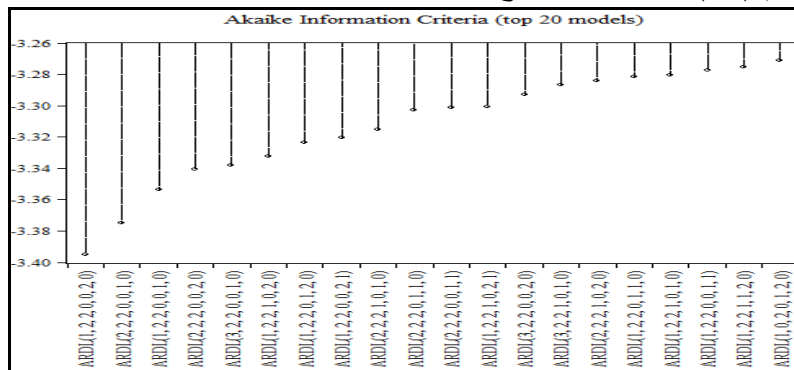
المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews 10

من الجدول أعلاه نجد أن نتائج اختبار PHILLIPS-PERRON للمتغيرات بصيغتها اللوغاريتمية تشير إلى سكون المتغيرات $LEXR_t$ و $LCPI_t$ عند مستوياتها الأصلية، وأن المتغيرات $LGDPI_t$ ، $LMSU_t$ ، $LBUD_t$ ، $LOIR_t$ و $LDEO_t$ تحتوي على جذر الوحدة عند مستوياتها الأصلية، حيث تصبح ساكنة بعد أخذ الفرق الأول لها.

2.4. تحديد فترات الابطاء المثلى للمتغيرات الداخلة في تقدير نموذج ARDL:

من أجل تحديد العدد الأمثل لفترات الابطاء نستخدم معيار AKAIKE، حيث يتم اختيار فترات الابطاء التي تعطي أقل قيمة لهذا المعيار (Muhammad Qasim, 2015).

الشكل رقم (01): أفضل 20 نموذج ARDL وفق معيار AKAIKE



المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

يبين الشكل السابق أفضل 20 نموذج من حيث أدنى قيمة لمعيار AKAIKE، وأفضل نموذج من بين هذه النماذج هو نموذج ARDL (1.2.2.0.2.0.0).

3.3. منهج اختبار الحدود BOUNDS TESTING APPROACH:

يستخدم لاختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج، إذ يتم حساب الاحصائية F لاختبار فرضية العدم التي تنص على أن كل معلمات المتغيرات المستقلة المتباطئة بفترة زمنية واحدة مساوية للصفر، أي:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_L = 0$$

بمعنى عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات (عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات)، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أنه على الأقل معلمة من معلمات المتغيرات المتباطئة لا تساوي صفر، أي:

$$H_1: \exists \beta_i \neq 0 \quad Tq \quad i = 2, 3, \dots, L$$

بمعنى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك بين المتغيرات) (Dritsakis, May 2011)

ومن أجل اختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف والمتغيرات المستقلة، تم حساب الاحصائية F من خلال اختبار الحدود، وكانت النتائج مبينة في الجدول الموالي:

الجدول رقم (03): نتائج اختبار الحدود (BOUNDS TEST)

ARDL Bounds Test		
Date: 04/26/21 Time: 23:31		
Sample: 1992 2018		
Included observations: 27		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	7.566356	6
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.5%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

من الجدول أعلاه نجد أن قيمة الاحصائية F المحسوبة والتي تساوي 7.566 أكبر من قيمة الحد الأعلى عند مستوى معنوية 1%، والبالغة 4.43، أي قبول الفرضية

البديلة (7) $(H_1: \exists \beta_i \neq 0 \quad Tq \quad i=2L \quad L)$ ، أي هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف والمتغيرات المستقلة، وبالتالي وجود علاقة تكامل مشترك.

4.4. تقدير معلمات النموذج للأجلين الطويل والقصير ومعلمة تصحيح الخطأ:

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف والمتغيرات المستقلة سنقدر معلمات نموذج ARDL للأجلين الطويل والقصير ومعلمة متجه تصحيح الخطأ، ويتضمن هذا التقدير متباينات السلاسل الزمنية المتضمنة في النموذج جنباً إلى جنب مع حد تصحيح الخطأ (ECM)، (Abbas Ali Chandio, 2019) وكانت نتائج التقدير كما يلي:

الجدول رقم (04): مقدرات معلمات الأجل الطويل لنموذج ARDL.

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	-0.510273	0.082761	-6.165621	0.0001
LCPI	1.341182	0.282065	4.754868	0.0004
LBUD	-0.055472	0.026825	-2.067874	0.0581
LDEO	-0.477668	0.171261	-2.789121	0.0191
LMSU	-0.307257	0.042782	-7.181922	0.0001
LOIR	0.240631	0.102929	2.337818	0.0378
C	7.053576	2.649726	2.662002	0.0220

المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

أما معادلة تصحيح الخطأ ECM فيمكن استنتاجها كما يلي:

$$\text{CointEq} = \text{LEXR}_t - (-0.5102 \cdot \text{LGDP}_t + 1.3411 \cdot \text{LCPI}_t - 0.0554 \cdot \text{LBUD}_t - 0.4776 \cdot \text{LDEO}_t - 0.3072 \cdot \text{LMSU}_t + 0.2406 \cdot \text{LOIR}_t + 7.0535)$$

الجدول رقم (05): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGDP)	0.151052	0.033586	4.497410	0.0008
D(LGDP(-1))	-1.573673	0.762874	-2.062821	0.0597
D(LCPI)	0.968136	0.303165	3.193431	0.0071
D(LCPI(-1))	-1.126785	0.293077	-3.844666	0.0021
D(LBUD)	-0.022083	0.010522	-2.098745	0.0432
D(LDEO)	-0.190152	0.054001	-3.521268	0.0049
D(LMSU)	-1.015868	0.235978	-4.304933	0.0009
D(LMSU(-1))	-0.192324	0.141603	-1.358196	0.1975
D(LOIR)	0.116175	0.028427	4.086783	0.0011
CointEq(-1)	-0.398084	0.124440	-3.199011	0.0070

المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

من نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ نجد أن هناك توافق كبير من حيث مستوى المعنوية والاشارات بين تقديرات معلمات الأجل القصير وتقديرات معلمات الأجل الطويل.

5. تشخيص النموذج المقدر:

1.5 اقتصاديا:

أ- تقييم مقدرات معلمات النموذج للأجلين الطويل والقصير:

عملا بنتائج تقدير نموذج ARDL الموضحة في الجدولين (04) و (05) نستنتج مايلي:

✓ يشير معامل GDP_t إلى وجود أثر سلبي ومعنوي للنواتج المحلي الاجمالي الحقيقي على سعر صرف الدينار الجزائري في الأجلين الطويل والقصير، حيث بلغت المرونة الجزئية سعر الصرف بالنسبة للنواتج المحلي الاجمالي الحقيقي (-0.51) في الأجل الطويل، فكل زيادة في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي بـ: 1% تؤدي إلى تراجع سعر صرف الدينار الجزائري بـ: 0.51%. بالمقابل بلغت قيمة المرونة الجزئية لسعر الصرف بالنسبة للنواتج المحلي الاجمالي الحقيقي في الأجل القصير (0.15) و (-1.75).

✓ يشير معامل CPI_t إلى وجود أثر إيجابي ومعنوي للرقم القياسي لأسعار المستهلك على سعر صرف الدينار الجزائري في الأجلين الطويل والقصير، فبلغت المرونة الجزئية لسعر صرف الدينار بالنسبة للرقم القياسي لأسعار المستهلك 1.34% في الأجل الطويل، أما في الأجل القصير فقد بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف بالنسبة للرقم القياسي لأسعار المستهلك 0.96%.

✓ يشير معامل BUD_t إلى وجود أثر سلبي ومعنوي لعجز الموازنة على سعر صرف الدينار الجزائري في الأجلين الطويل والقصير. حيث بلغت مرونة سعر الصرف بالنسبة لعجز الموازنة في الأجل الطويل (-0.055). بينما في الأجل القصير فقد بلغت مرونة سعر الصرف بالنسبة للعجز الموازني (-0.022).

✓ يشير معامل DEO_t إلى وجود أثر سلبي ومعنوي لدرجة الانفتاح الاقتصادي على سعر صرف الدينار الجزائري في الأجل الطويل والقصير، حيث بلغت المرونة الجزئية لسعر الصرف بالنسبة للانفتاح الاقتصادي في الأجل الطويل (-0.477)، بينما في الأجل القصير فقد بلغت المرونة الجزئية (-0.190).

✓ يشير معامل MSU_1 إلى وجود أثر سلبي ومعنوي للمعروض النقدي على سعر صرف الدينار الجزائري في الأجلين الطويل والقصير، حيث بلغت المرونة الجزئية (-0.307) في علاقة الأجل الطويل. في المقابل بلغت المرونة (-1.015) في نموذج تصحيح الخطأ.

✓ يشير معامل OIR_1 إلى الأثر الإيجابي المعنوي للإيرادات النفطية على سعر صرف الدينار الجزائري في الأجلين الطويل والقصير. حيث بلغت (0.240) و (0.116) في الأجلين الطويل والقصير على التوالي.

ب- تقييم مقدرات نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-ECM):

من خلال نموذج تصحيح الخطأ نجد أن المعلمات المقدرة تتوافق إلى حد بعيد مع مقدرات الأجل الطويل، كما أن معامل تصحيح الخطأ $((1-COINT EQ))$ يعبر عن سرعة التكيف من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، والذي يفترض فيه أن يكون سالبا ومعنويا، حتى يكون إثباتا على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، فمن خلال نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ تظهر قيمة هذا المعامل معنوية وبإشارة سالبة (-0.398)، أي أن كل انحراف في الأجل القصير يتم تصحيحه واستيعابه في الأجل الطويل بنسبة 0.398% في السنة الواحدة، وبالتالي فتصحيح الانحراف بنسبة 100% يستغرق 2.51 سنة. كما تظهر تقديرات معلمات الأجل القصير أن كل المعلمات المقدرة لها معنوية احصائية، إلا معلمة المعروض النقدي مبطئ بفترة زمنية واحدة. علما أن معلمات الأجل الطويل تقيس الأثر الكلي، أي الأثر المباشر وغير المباشر للتغير في المتغيرات المستقلة (الخارجية أو الداخلية المرتدة زمنيا) في المتغير الداخلي بالنموذج، بالمقابل تقيس معلمات الأجل القصير الأثر المباشر فقط للمتغيرات المستقلة (الخارجية أو الداخلية المرتدة زمنيا) في المتغير الداخلي. والجدول الموالي يبين النسبة بين معلمات نموذج الأجل الطويل والقصير ودرجة تأثيرهما في المتغير التابع.

الجدول رقم (06): نسبة الأثر قصير الأجل إلى الأثر طويل الأجل في مقدرات نموذج ARDL

المتغيرات	الأثر الطويل الأجل	الأثر القصير الأجل	نسبة الأثر القصير الأجل إلى الأثر الطويل الأجل
GDP_t	-0.510	0.151	-29.60%
CPI_t	1.341	0.968	72.18%
BUD_t	-0.055	-0.022	40.00%
DEO_t	-0.477	-0.190	39.83%
MSU_t	-0.307	-1.015	330.61%
OIR_t	0.240	0.116	48.33%

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على بيانات الجدولين (04) و (05)

من خلال نتائج الجدول نجد أن نسبة الأثر القصير للمعروض النقدي والبالغة 330.61% من الأثر الكلي لهذا المتغير أعلى بكثير من نسبة الأثر القصير الأجل من الأثر الكلي لباقي المتغيرات، فهي أعلى من تأثير الرقم القياسي لأسعار المستهلك، إذ بلغ 72.18% من الأثر الكلي، بالمقابل بلغت نسبة تأثير الإيرادات النفطية على سعر الصرف في الأجل القصير نسبة 48.33% من الأثر الكلي، في حين تقاربت نسبة تأثير كل من العجز الموازي والانفتاح الاقتصادي على سعر صرف الدينار في الأجل القصير، حيث بلغت 40.00% و 39.83% من الأثر الكلي على التوالي. فيما بلغت نسبة تأثير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في سعر صرف الدينار في الأجل القصير -29.60% من الأثر الكلي، وهذا راجع لاختلاف إشارة معلمة هذا المتغير بين الأجلين القصير والطويل.

2.5. احصائيا:

استنادا إلى المعايير الإحصائية نجد أن نموذج $ARDL(1.2.2.0.2.0.0)$ المقدر مقبول احصائيا على العموم، فمعظم معلماته المقدرة لها معنوية احصائية حسب اختبار $STUDENT$ عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ ، بينما تشير قيمة معامل التحديد المصحح والبالغة $R^2 = 0.9915$ إلى القدرة التفسيرية العالية لهذا النموذج، كما تشير احصائية $FISHER$ والبالغة 235.92 إلى المعنوية الكلية للنموذج المقدر.

الجدول رقم (07): المؤشرات والمعايير الاحصائية لنموذج ARDL المقدر

R-squared	0.995779	Mean dependent var	4.200624
Adjusted R-squared	0.991559	S.D. dependent var	0.400375
S.E. of regression	0.036785	Akaike info criterion	-3.461290
Sum squared resid	0.017591	Schwarz criterion	-2.789374
Log likelihood	60.72741	Hannan-Quinn criter.	-3.261494
F-statistic	235.9284	Durbin-Watson stat	2.369934
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

3.5. قياسيا:

بعد تقدير معالم نموذج ARDL للأجلين الطويل والقصير، وبعد تشخيصه

اقتصاديا واحصائيا، نقوم بإجراء اختبارات ملائمة النموذج DIAGNOSTIC CHECKING

TEST الموالية:

الجدول رقم (08): نتائج اختبارات ملائمة النموذج

BGLM	ARCH	JARQUE BERA	RESET
F-statistic=1.108 Prob. F(2.11)=0.364	F-statistic=0.237 Prob. F(1.24)=0.630	J. B=0.9844 Probability=0.6112	F-statistic=1.280 Prob. F(1.12)=0.2799

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج EViews 10

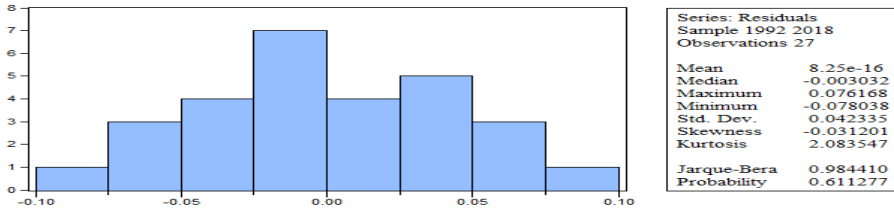
وبالتالي تكون نتائج اختبارات ملائمة النموذج كما يلي:

- تشير احصائية BGLM إلى غياب مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

- تشير نتيجة اختبار ARCH إلى عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين، حيث بلغت القيمة الاحتمالية 0.63، وهي أكبر من مستوى المعنوية 5%، وهو ما يؤكد غياب مشكلة عدم ثبات التباين.

- تشير احصائية (JB) JARQUE-BERA إلى أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، حيث بلغت القيمة الاحتمالية 0.611، وهي أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل رقم (02): نتائج اختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

-تشير احصائية اختبار RESET إلى سلامة الشكل الدالي للنموذج المقدر، لأن القيمة الاحتمالية تساوي 0.279 أكبر من مستوى المعنوية 5%.

-للكشف عن مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة للنموذج نستعمل اختبار KLINE، والذي يؤكد غياب هذه المشكلة، حيث أن كل معاملات الارتباط البسيط بين كل متغيرين مستقلين أصغر من معامل التحديد في نموذج (1.2.2.0.2.0.0)، ARDL، والبالغ $R^2 = 0.9957$. حيث يمكن إبراز مصفوفة معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات المستقلة في الجدول التالي:

الجدول رقم (09): مصفوفة معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات المستقلة

Correlation	LGDP	LCPI	LBUD	LDEO	LMSU	LOIR
LGDP	1.000000					
LCPI	0.863352	1.000000				
LBUD	-0.156962	-0.085252	1.000000			
LDEO	0.627580	0.586849	0.447577	1.000000		
LMSU	0.979929	0.933740	-0.125813	0.663038	1.000000	
LOIR	0.885035	0.904502	0.124200	0.843408	0.937162	1.000000

المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

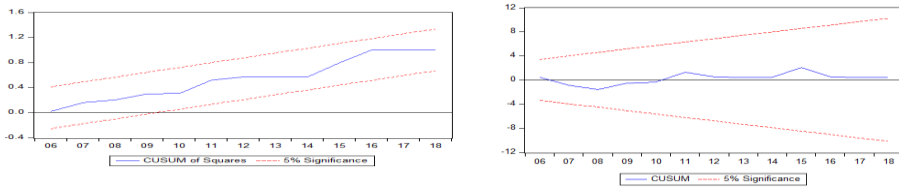
4.5. اختبارات الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج:

هناك عدة اختبارات يمكن استخدامها لهذا الغرض، نذكر منها:

أ- اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة CUMULATIVE SUM OF RECURSIVE RESIDUAL (CUSUM)

ب- اختبار مجموع المربعات التراكمي للبواقي المعادة CUMULATIVE SUM OF RECURSIVE RESIDUAL OF SQUARES (CUSUMSQ)

الشكل رقم (03): نتائج اختبارات الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج.



المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

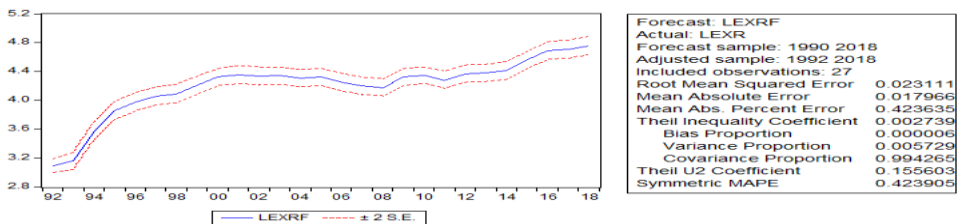
يتضح من الشكل البياني السابق أن إحصائية CUSUM وإحصائية CUSUMSQ لهذا النموذج تقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، مما يشير إلى أن هناك استقرار وانسجام في تقديرات النموذج بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير، أي أن المعلمات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UESM) مستقرة هيكلياً خلال فترة الدراسة.

5.5. اختبار القدرة التنبؤية للنموذج:

من أهم الاختبارات المستخدمة لاختبار قدرة النموذج على التنبؤ نجد معامل عدم

التساوي لـ: THEIL، والذي يمكن توضيحه في الشكل التالي:

الشكل رقم (04): نتائج اختبار معامل عدم التساوي لـ: THEIL



المصدر: مخرجات برنامج EViews 10.

من الشكل أعلاه نجد أن للنموذج المقدر قدرة عالية على التنبؤ، حيث بلغت قيمة

معامل THEIL (0.0027) وهي قيمة تقترب من الصفر.

6. الخاتمة:

من خلال هذه الدراسة حاولنا قياس وتحليل أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على سعر صرف الدينار الجزائري خلال الفترة 1990-2018ن فقد حاولنا أن نبني نموذج لأهم محددات سعر صرف الدينار الجزائري، لتحديد أهم المتغيرات التي من شأنها تحديد سلوكه على المدى القصير والطويل. فكانت نتائج الدراسة كمايلي:

-تحقق صفة الاستقرار للمتغير التابع $LEXR_t$ عند مستواه الأصلي وفق اختبار PHILLIPS-PERRON، فيما تبينت استقرارية المتغيرات المستقلة بين استقرار عند المستوى (0) واستقرار عند الفرق الاول (1)I.

-أكد اختبار الحدود للتكامل المشترك وفق نموذج ARDL وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

-أكدت نتائج تقدير الأجل لنموذج ARDL على وجود أثر سلبي ومعنوي لكل من متغيرات المعروض النقدي وعجز الموازنة والناتج المحلي الاجمالي ودرجة الانفتاح الاقتصادي على سعر صرف الدينار الجزائري، ووجود أثر ايجابي ومعنوي للرقم القياسي لأسعار المستهلك والايادات النفطية على سعر صرف الدينار في الأجل الطويل.

-تبين من نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL للأجل القصير وجود أثر سالب ومعنوي لكل من المعروض النقدي، عجز الموازنة ودرجة الانفتاح الاقتصادي على سعر صرف الدينار الجزائري، مقابل وجود أثر موجب ومعنوي لكل من الناتج المحلي الاجمالي، الرقم القياسي لأسعار المستهلك والايادات النفطية على سعر الصرف في الأجل القصير.

-معلمة تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية عند 5%، حيث بلغت (-0.398)، مما يؤكد وجود العلاقة التوازنية وأن آلية تصحيح الخطأ موجودة في النموذج، أي أن اختلال التوازن في الأجل القصير يصحح بسرعة تعادل 39.8% في السنة. بناءا على النتائج السابقة تكون فرضيات البحث صحيحة.

-اجتاز نموذج ARDL المقدر بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة المعايير الاقتصادية، الاحصائية والقياسية، حيث اثبتت اختبارات ملائمة النموذج خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية.

بناءا على ما سبق من نتائج يمكن الخروج بجملة من التوصيات ندرجها فيما يلي:

-ضرورة تنويع مصادر الإيرادات العامة، وتنويع الصادرات قصد تخفيض الصادرات النفطية، ومعالجة عجز الموازنة لتحقيق الاستقرار في سعر صرف الدينار الجزائري.
-ضرورة السعي نحو تعزيز التنسيق بين السياستين النقدية والظرفية، بهدف التحكم في حجم السيولة النقدية من خلال ادارة المعروض النقدي وحجم الانفاق في الاقتصاد.

BIBLIOGRAPHIE

- Abbas Ali Chandio, Y. J. (2019). Using the ARDL-ECM approach to investigate the nexus between support price and wheat production , an empirical evedence from Pakistan , volume 26 Issue 1. *Jornal of asian Business and Economic Studies*.
- Abdelbaki Cherni, S. E. (November 2017). An ARDL approach to the CO2 emission , renewable energy and economic growth nexus , Tunisian evidence. *International Journal of Hydrogen Energy* , Vol 42.
- Abu al-kasim Abdullah, I. Y. (20-22/11/2013). The exchange rate in Sudan, an analytical study using multiple linear regression and neural networks. Baghdad: The Fourth International Scientific Conference for Arab Statisticians.
- Al-abbas, B. (2003). exchange rate policy. *Development Bridge Magazine, a periodical series dealing with development issues in the Arab countries, the Arab Planning Institute, No. 23*.
- Al-Zubaidi, S. R. (2011). The effect of exchange rate fluctuations on the general stock price index, an applied study in the Iraqi stock market. *Journal of Administration and Economics, University of Karbala, Iraq, Volume III, Issue 12*.
- Awad-Allah, Z. H. (1999). *International economics, an overview of some issues*. Alexandria: New University Publishing House.
- Bakhit, J. N. (July 2006). The effect of the M1 money supply on the equilibrium exchange rate of the Iraqi dinar during the period 1980-1995. *Journal of Human Sciences, Issue 5*.
- chikhi, m. (2011). *Econometrics methods, lectures and applications*. Amman: Dar Hamed for publishing and distribution.
- Dahmani Mohamed Adyoush, N. A. (11-12 March 2013). A standard study of the determinants of private investment in Algeria. *The international conference assessing the effects of the public investment program and its implications for employment*,

- investment and economic growth during the period 2001-2014.*
Setif: Farhat Abbas University.
- Damodar N.Gujarati, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill Irwin , 5th ed.
- Dritsakis, N. (May 2011). Demand of Money IN Hungary , An ARDL Approach. *Review of Economics & Finance*. University Of Macedonia: Departement of Applied Informatics.
- Ebiringa Thaddeus, A. A. (2014). Exchange Rate ,Inflation and Interst rates Relationship , Autoregressive Distributed Lag Anaysis. *Journal of Economics and Develpment Studies* , Vol2,N°2.
- Habbash, F. (2014). An analytical study of the relationship and the mutual effect between the monetary mass and the exchange rate, a case study of Algeria. *Journal of Economic, Commercial and Management Sciences*, Issue 14, University of Setif 1, Algeria.
- Jalil, A. H. (2011). *The exchange rate and its management in light of economic shocks, theory and applications*. Amman: Dar Safaa for Publishing and Distribution.
- Keddi, A. M. (2003). *Introduction to macroeconomic policies*. Algeria: University Press.
- Muhammad Qasim, K. A. (2015). Exchange Rate Volatility and Money Demand , an Empirical Analysis of Pakistan. *Journal of Policy Research* , Vol1 , N°3.
- Saker, M. A.-A. (2006). *lectures on macroeconomics*. Amman: Dar Al-Fajr for Publishing and Distribution.
- sayd, a. (2013). *Exchange policy as a tool to settle imbalances in the balance of payments*. Beirut: Hussein Modern Library for printing, publishing and distribution.
- Shwergy, M. (2009). The impact of economic growth on employment in the Egyptian economy. *Journal of North African Economics*, No. 6, Hassiba Benbouali University, Chlef.