أثر تغير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر

دراسة قياسية للفترة (1990–2017)

The impact of real exchange rate on economic growth in Algeria Standard study for the period (1990-2017)

عبد الله بن سلوى رشيدة[1]، موسليم حسين[2]

ABDELLAH BENSELLOUA Rachida[1], MOUSLIM Houssine[2]

[1] طالبة دكتوراه، جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان (الجزائر)، مخبر بحث STRATEV،

rachida.abdellahbenselloua@univ-tlemcen.dz

[2] دكتور، جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان (الجزائر)، مخبر بحث POLDEVA،

houssine.mousslim@univ-tlemcen.dz

تاريخ الاستلام: 2019/08/28 تاريخ القبول: 2019/11/01 تاريخ النشر: 2020/01/03

ملخص:

يهدف هذا البحث إلى دراسة أثر تغير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر، ولأجل هذا الغرض تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطئة (ARDL)، بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية سنوية تغطي الفترة من 1980 إلى 2017.

حيث أظهرت نتائج اختبار الحدود إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة (الناتج المحلي الإجمالي، سعر الصرف الحقيقي، الانفتاح التجاري، المعروض النقدي، تراكم رأس المال الثابت)، كما تم التوصل أيضا إلى أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي في الجزائر.

كلمات مفتاحية: سعر الصرف الحقيقي، النمو الاقتصادي، نموذج ARDL.

تصنيفات JEL: C22 ،C2 ،F43

Abstract:

This research aims to study the impact of real exchange rate change on Algeria's economic growth, and for this purpose, we used the autoregressive distributed lag (ARDL), drawing on annual time series data

المؤلف المرسل: عبد الله بن سلوى رشيدة، **الإيميل**: abrimpot@mail.com

covering the period from 1980 to 2017.

The results of bounds test showed a co-integration relationship between the variables of the study (GDP, real exchange rate, trade openness, cash supply, gross fixed capital formation), and it was also found that the rise in the real exchange rate leads to a decline in economic growth in Algeria.

Keywords: Real exchange rate, economic growth, ARDL model**.**

JEL Classification Codes: F43, C2, C22.

1. مقدمة:

يعتبر سعر الصرف من أهم الأدوات التي يعتمد عليها الاقتصاد الكلي في معالجة التشوهات الاقتصادية الداخلية والخارجية، ومن تم تأثيراتها في مجمل معدلات النمو، إذ يرجع العديد من الاقتصاديين سبب الاختلالات الهيكلية في بعض الاقتصاديات النامية إلى التشوهات التي تحدث في سياسة الأسعار الكلية وبالأخص سعر الصرف الذي له تأثير كبير في اتجاهات تخصيص الموارد الاقتصادية وتوزيع الدخل بين عناصر الإنتاج، من خلال انحراف سعر الصرف الاسمي عن مستواه التوازني، فالمحافظة على سعر صرف حقيقي في مستواه المناسب يؤدي إلى رفع معدلات النمو الاقتصادي وبالتالي تحسين مستوى المعيشة على المدى الطويل، وعكس ذلك يؤدي إلى إضعاف الأداء الاقتصادي وهو الأمر الذي تعاني منه معظم الدول النامية ومن بينها الجزائر.

فإذا نظرنا إلى الاقتصاد الجزائري، نجد أنه تعرض إلى العديد من الإصلاحات منذ الاستقلال، وكانت أولى خطوات الإصلاحات التحرير التدريجي للتجارة والأسعار بالإضافة إلى تخفيض قيمة العملة الوطنية، من أجل التوجه من اقتصاد مخطط إلى اقتصاد حر وتعزيز معدلات النمو على المدى البعيد.

انطلاقا مما سبق يمكننا طرح الإشكالية التالية: **كيف يؤثر تغير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر؟**

ولدراسة الإشكالية تم صياغة الفرضيات التالية:

- يوجد علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي في الجزائر؛

– هناك أثر إيجابي ومعنوي بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي في الجزائر أي ارتفاع سعر الصرف الحقيقي سيؤدي إلى تعزيز معدلات النمو الاقتصادي في الجزائر.

ومن تم فإن الهدف الرئيسي من هذا البحث هو قياس وتحليل أثر تغير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر، وهذا بالاعتماد على بيانات سنوية تغطي الفترة من 1990-2017.

ولمعالجة هذا الموضوع والإجابة على الإشكالية المطروحة تم الاعتماد على المنهج الوصفي والمنهج التحليلي لكونهما يتناسبان مع طبيعة الموضوع، فالمنهج الوصفي يمكننا من فهم المتغيرات قيد الدراسة، والمنهج التحليلي يسمح لنا بتحليل النتائج المتوصل غليها بعد استخدام النماذج القياسية والاختبارات الملائمة بالاعتماد عل برنامج Eviews9.

2. مقاربة نظرية لعلاقة سعر الصرف الحقيقي بالنمو الاقتصادي:

يعتبر سعر الصرف الحقيقي السعر النسبي للسلع المتبادلة إلى السلع غير المتبادلة ما يحدد من حلاله عدد وحدات السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية وبالتالي فهو يقيس القدرة على المنافسة، هذه الأخيرة التي ترتبط بعلاقة عكسية بسعر الصرف الحقيقي، فكل زيادة في سعر الصرف الحقيقي تؤدي إلى انخفاض في القدرة التنافسية للاقتصاد المحلي، وبالتالي الأرباح والإيرادات والعكس صحيح، (مروان، 1992، صفحة 320) وبافتراض ثبات الأسعار الدولية فإن سعر الصرف الحقيقي سوف يعكس ارتفاع (انخفاض) قيمة سعر الصرف أو تخفيض قيمة سعر الصرف الحقيقي في التكلفة المحلية لإنتاج السلع الداخلة في التجارة ومن ثم تحسن (تدهور) القدرة التنافسية الدولية، وعليه فإن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يعد مؤشرا للارتفاع النسبي لأسعار السلع الداخلة في التجارة، وبالتالي يصبح هذا القطاع أكثر ربحية من غيره من القطاعات مما يعد حافزا للمستثمرين لزيادة حجم استثماراتهم في هذا القطاع، (بن الزاوي، 2016، صفحة 71) أي أن تحقيق القدرة التنافسية من خلال سعر الصرف الحقيقي في السوق الدولية سيؤدي إلى جذب الموارد الاقتصادية نحو السع المتاجر بها فضلا عن الزيادة في الإنتاج المحلي الذي يرفع من معدلات النمو الاقتصادي.

وهناك العديد من الدراسات والتجارب التي درست العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والنمو

الاقتصادي، ففي دراسة (HOWORD, SHATZ, DAVID, & TARR, 2000, p. 4) للعلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والأداء الاقتصادي الكلي في 33 دولة جنوب إفريقية جنوب الصحراء الكبرى خلال الفترة من 1962-1978، كانت النتائج أن انحراف سعر الصرف الحقيقي عن مستواه المفترض للتوازن والمرتبط بتقدير العملة الوطنية بأعلى من قيمتها يرتبط بتدني مستويات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للفرد وتدني مستويات التصدير والاستيراد والادخار في هذه الدول.

وعليه، يمكن الإشارة إلى أن العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والنمو معقدة، لأن كليهما مرتبط بالأخر بطريقتين وهما: (بن الزاوي، 2016، صفحة 97)

الأولى: أن سعر الصرف الحقيقي يعتبر حلقة وصل بين السياسة والأداء، وبناءا على ذلك، فإن السياسات تصوب تجاه استقرار سعر الصرف الحقيقي حول مستوى حقيقي يشجع النمو؛

الثانية: أن كلا من النمو الاقتصادي وسعر الصرف الحقيقي يتأثر بالسياسة، وهو ما يزيد من درجة الارتباط بين المتغيرين دون الحاجة إلى وجود علاقة سببية في اتجاه أحدهما للآخر، فالسياسات التي تؤدي إلى توفير بيئة أكثر استقرارا وتشجع على استغلال أكثر كفاءة للموارد تقود أيضا إلى سعر صرف حقيقي مستقر عند مستويات مناسبة.

3. الدراسات التجريبية السابقة:

هناك العديد من الدراسات التجريبية التي عالجت أثر سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي، إلا أن النتائج التي توصلت إليها كانت متباينة، حيث توصلت بعض الدراسات إلى وجود أثر إيجابي لسعر الصرف على النمو الاقتصادي ومنها ما توصلت إلى وجود أثر سلبي في حين توصلت دراسات أحرى إلى عدم وجود أي علاقة بين المتغيرين السالفين الذكر، ومن أهم الدراسات نذكر مايلي:

دراسة (THAPA, 2002) التي قام بها الباحث على الاقتصاد النيبالي، لاختبار العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي، وحيث أن أثر سعر الصرف الحقيقي ينتقل للنشاط الاقتصادي عبر قناتين: قناة العرض الكلي وقناة الطلب الكلي وحسب وجهة نظر التقليديين فإن سعر الصرف الحقيقي يعمل من خلال قناة الطلب، وهذا يعني أن انخفاض سعر الصرف الحقيقي يعزز القدرة التنافسية الدولية

للسلع المحلية ويعزز الصادرات وبالتالي الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي، وللتحقق من هذا استخدم الباحث اختبار نموذج التكامل المتزامن وتقدير العلاقة في المدى الطويل باستعمال طريقة المربعات الصغرى بالاعتماد على بيانات سنوية التي تغطي الفترة من 1978 إلى 2000، وأشارت النتائج بأن الرأي التقليدي هو الصحيح بالنسبة للنيبال، أي أن سعر الصرف الحقيقي يعمل من حلال قناة الطلب الكلي بدلا من العرض الكلي وهذا ما يعني أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال له أثر سلبي على الطلب الكلي وبالتالي الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي؛

دراسة (KOGID, ASID, LITY, MULOK, & LOGANATHAN, 2012) التي بحثت حول أثر سعر الصرف الاسمي مقابل سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في ماليزيا، باستخدام بيانات سنوية للفترة من 1971 إلى غاية 2009 بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية ARDL، وقد كشف اختبار نهج الحدود عن وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والنمو وسعر الصرف الاسمي والنمو، كما أظهرت النتائج عن وجود اثر إيجابي ومتماثل لكل من سعر الصرف الحقيقي وسعر الصرف الاسمي على الأداء الاقتصادي أي أن تخفيض قيمة العملة في الأجل الطويل سيعزز النمو الاقتصادي في ماليزيا؛

ومن جهة أحرى حاول الباحث (EDMIRA, 2014) دراسة الأثر المحتمل لسعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في ألبانيا وهل يمكن استخدامه كأداة للسياسة العامة، وقد استخدم في ذلك على اختبار Johannsen ونموذج تصحيح الخطأ، لتحديد الأثر في المدى الطويل والمدى القصير، واعتمد على بيانات فصلية للفترة من 2002 إلى 2011، وكانت النتائج أن ليس لسعر الصرف الحقيقي أي ثير على الاقتصاد الألباني وبالتالي لا يجب الاعتماد عليه في السياسات التي تهدف إلى تعزيز النمو الاقتصادي في الأجلين؛

كما سعت أيضا دراسة (PETER & KWESI, 2017) إلى تحديد أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي على النمو الاقتصادي في غانا، باستخدام بيانات سنوية من 1984– 2014 باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة، وقد أسفرت النتائج على وجود أثر إيجابي ومعنوي في الأجلين

الطويل والقصير وعليه يجب على اقتصاد غانا ضمان الاستقرار في أسعار الصرف للمساعدة في تعزيز نموه الاقتصادي؛

دراسة (طالبي و برقوقي، 2016) التي عالجت تأثير تغيرات سعر صرف العملات المتداولة على بعض المؤشرات الكلية للاقتصاد الجزائري بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة 1980- 2014، واستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة، وقد أسفرت النتائج على وجود أثر سلبي بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي، وأثر إيجابي ومعنوي بين سعر الصرف الحقيقي وإجمالي الصادرات والواردات.

4. قياس أثر تغير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر

1.4 بيانات ومنهجية الدراسة:

من أجل تحديد طبيعة أثر سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر، تضمنت الدراسة بيانات سنوية للفترة الممتدة من 1980 إلى2017، تم بناء هذا النموذج بالاعتماد على النظرية الاقتصادية والدراسات التجريبية التي عالجت هذا الموضوع، حيث تم الحصول على المعطيات من بيانات البنك الدولي، وستعتمد هذه الدراسة على نموذج ARDL، نظرا لإمكانيته من استخدام مزيج من المتغيرات المستقرة عند المستوى وعند الفرق الأول، ويمكن صياغة النموذج في الشكل التالي:

$$d(LnGDP_t) = c + \lambda LnGDP_{t-1} + \beta_1 LnREER_{t-1} + \beta_2 LnOPEN_{t-1} + \beta_3 LnM2_{t-1} + \beta_4 LnGFCF_{t-1} + a_{1,i}\sum_{i=1}^{m} d\,(LnGDP_{t-1}) + a_{2,i}\sum_{i=0}^{k} d\,(LnREER_{t-I}) + a_{3,i}\sum_{i=0}^{k} d\,(LnOPEN_{t-I}) + a_{4,i}\sum_{i=0}^{k} d\,(LnM2_{t-I}) + a_{5,i}\sum_{i=0}^{k} d\,(LnGFCF_{t-I}) + \mathcal{E}_t \ldots\ldots (1)$$

$LnGDP$: لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي؛

$LnREER$: لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي الفعال؛

$LnOPEN$: لوغاريتم الانفتاح التجاري؛

$LnM2$: لوغاريتم عرض النقود بمعناه الواسع؛

$LnGFCF$: لوغاريتم تكوين رأس المال الثابت.

2.4 اختبار استقراريه السلاسل الزمنية محل الدراسة:

قبل الشروع في تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطئة يجب في البدء وكمرحلة أولى من اختبار استقرارية السلاسل الزمنية إن كانت مستقرة أم لا، وهذا تجنبا لحدوث مشكلة الانحدار الزائف (BENJAMIN, CADORET, HERRARD, MARTIN, & TANGUY, 2004, p. 319). ومن أجل إجراء هذا الاختبار هناك العديد من الأساليب أهمها اختبار جذر الوحدة وبالرغم من تعدد اختباراته سنعتمد في دراستنا على اختبار ديكي فولر **ADF** واختبار فيليب بيرون **PP**، والجدول التالي يوضح نتائج تطبيق هذين الاختبارين:

الجدول 1: نتائج اختبار حذر الوحدة (Unit Root Test)

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)						
At Level						
		LNGDP	**LNREER**	**LNOPEN**	**LNM2**	**LNGFCF**
With Constant	t-statistic	-5.7184	-4.4033	-0.4782	-2.2475	-2.5831
	Prob	0.0001	0.0018	0.8809	0.1953	0.1087
		***	***	n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-statistic	-2.3988	-6.7680	-1.9281	-0.1567	-2.6905
	Prob	0.3718	0.0000	0.6124	0.9908	0.2478
		n0	***	n0	n0	n0
Without Const & Trend	t-statistic	5.1742	-2.0754	1.3733	7.5729	6.3796
	Prob	1.0000	0.0385	0.9536	1.0000	1.0000
		n0	**	n0	n0	n0
At First Difference						
		d(LNGDP)	**d(LNREER)**	**d(LNOPEN)**	**d(LNM2)**	**d(LNGFCF)**
With Constant	t-statistic	-4.4445	-23.7522	-4.4264	-4.0231	-3.4938
	Prob	0.0017	0.0001	0.0018	0.0048	0.0165

		***	***	***	***	**
With Constant & Trend	t-statistic	-7.0416	-24.5000	-4.3322	-4.5830	-3.5805
	Prob	0.0000	0.0000	0.0105	0.0060	0.0515
		***	***	**	***	*
Without Const & Trend	t-statistic	-2.9861	-10.6243	-4.1126	-1.6497	-2.3646
	Prob	0.0044	0.0000	0.0002	0.0926	0.0201
		***	***	***	*	**

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)						
At Level						
		LNGDP	**LNREER**	**LNOPEN**	**LNM2**	**LNGFCF**
With Constant	t-statistic	-4.0900	-4.5164	-0.4782	-2.2475	-2.2475
	Prob	0.0039	0.0014	0.8809	0.1953	0.1953
		***	***	n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-statistic	-2.3385	-6.7680	-1.7981	-0.0848	-0.0848
	Prob	0.4008	0.0000	0.6775	0.9924	0.9924
		n0	***	n0	n0	n0
Without Const & Trend	t-statistic	5.8452	-1.4412	1.3733	8.3836	8.3836
	Prob	1.0000	0.1363	0.9536	1.0000	1.0000
		n0	n0	n0	n0	n0
At First Difference						
		d(LNGDP	**d(LNREER)**	**d(LNOPEN)**	**d(LNM2)**	**d(LNGFCF)**
With Constant	t-statistic	-4.4272	-8.9947	-4.4362	-4.0231	-3.5228
	Prob	0.0018	0.0000	0.0018	0.0048	0.0154
		***	***	***	***	**

With Constant & Trend	t-statistic Prob	-5.0680	-9.9214	-4.3486	-4.5956	-3.6357
		0.0021	0.0000	0.0102	0.0059	0.0461
		***	***	**	***	**
Without Const & Trend	t-statistic Prob	-2.9757	-8.8919	-4.1090	-1.8827	-2.3671
		0.0045	0.0000	0.0002	0.0581	0.0200
		***	***	***	*	**

Notes: (*)Significant at the 10%; (**)Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant
***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

يوضح لنا الجدول1 اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات، وأشارت النتائج أن المتغيرات lnopen وlnm2 وlngfcf لم تستقر عند مستواها الأصلي إذ كانت قيمة (**t**) المحسوبة أصغر من قيمة (t) الحرجة مما يعني قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة في بيانات السلاسل الزمنية ($H_0 = \beta = 0$)، وأنها استقرت بعد أخذ الفرق الأول لها، إذ كانت قيمة (**t**) المحسوبة أكبر من قيمة (**t**) المجدولة مما يعني قبول الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود جذر وحدة، أي أنها متكاملة من الرتبة I(1) سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أو حد ثابت واتجاه أو بدونهما، في حين المتغيرات lngdp وlnreer حققتا الاستقرار عند المستوى الأصلي إذ كانت قيمة (**t**) المحسوبة أكبر من قيمة (**t**) الحرجة، مما يعني قبول الفرضية البديلة ($H_1 \neq \beta \neq 0$) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة أي أنها متكاملة من الرتبة I(0)، كما يلاحظ أيضا من خلال الجدول أعلاه أن النتائج وفق اختبار PP واختبار ADF لم تختلف كثيرا مما يعطينا مصداقية أكبر.

من خلال هذه النتائج تبين لنا أن السلاسل الزمنية محل الدراسة تختلف في درجة التكامل ما بين I(0) وI(1) وغير متكاملة من الرتبة I(2) وهذا ما يقودنا والى استعمال منهجية ARDL.

3.4. تقدير النموذج

1.3.4 اختبار فترات الإبطاء المثلى:

قبل تقدير العلاقة في الأجلين القصير والطويل وفق نموذج (ARDL)، يجب معرفة عدد فترات الإبطاء المثلى لهذه المتغيرات، وبعد إجراء الاختبار كانت النتائج كما هي موضحة في الجدول التالي:

الجدول 2: نتائج اختبار فترة الإبطاء المثلى

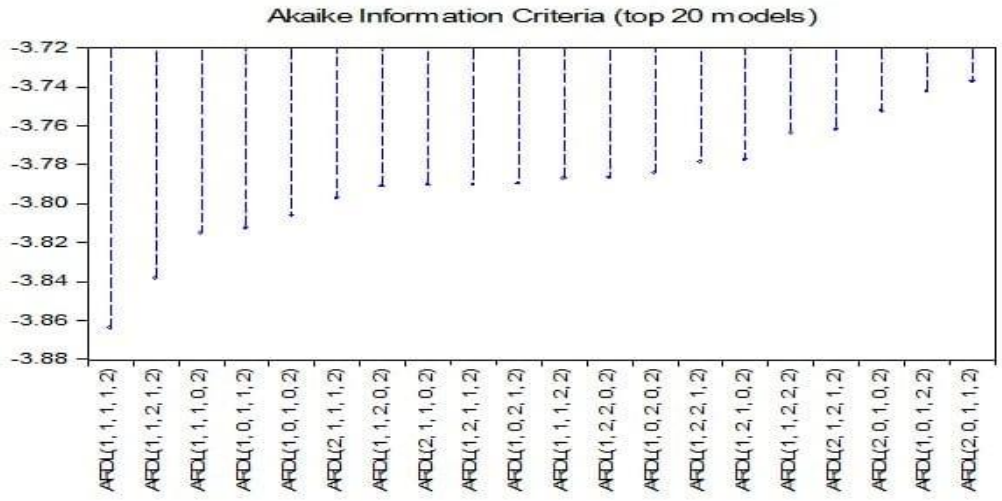
Lag	LagL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	29.20263	NA	1.07e-07	-1.861741	-1.619799	-1.792071
1	195.9681	**256.5622***	**2.05e-12***	**-12.76678***	**-11.31513***	**-12.34875***
2	217.6447	25.01142	3.37e-12	-12.51113	-9.84	-11.74475

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

يلاحظ من خلال الجدول 2 أن فترة الإبطاء المثلى بلغت مدتين إذ تم اختيار مدة الإبطاء بالاعتماد على المؤشرات (HQ، SC، AIC، FPE، LR) والتي لها أقل قيمة.

كما أن الشكل التالي أيضا يؤكد ذلك:

الشكل 1: نتائج أفضل نموذج حسب معيار Akaike Information Critiria



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

يلاحظ من خلال الشكل 1 أعلاه، أن فترات الإبطاء المثلى لنموذج $\mathrm{ARDL}(p, q_1, q_2, q_3; q_4)$ هي (1،1،1،2،1) حسب معيار Akaike Information Critiria.

2.3.4 اختبار الحدود Bounds test:

لاختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل في النموذج (وجود تكامل مشترك)، تم حساب إحصاءه F من خلال اختبار الحدود، وكانت النتائج كالتالي:

الجدول 3: نتائج اختبار التكامل المشترك

ARDL Bounds Test Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	**Value**	**K**
F-statistic	**15.93200**	4
Critical Value Bounds		
Significance	**Lower Bound**	**Upper Bound**
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

يلاحظ من خلال الجدول 3 أن قيمة إحصاءه (F) المحسوبة بلغت 15,93 وهي أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى والأدنى للنموذج عند جميع مستويات المعنوية، مما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة وهذا يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج المستخدم للدراسة، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من جملة المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع.

3.3.4 نتائج تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ:

بعدما تم التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل وفق منهجية اختبار الحدود، يجب الآن الحصول على مقدرات الأجلين القصير والطويل لمعلمات النموذج المقدر ومعلمة تصحيح الخطأ، والجدول التالي يوضح النتائج:

الجدول 4: تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ

ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Variable: LNGDP Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 2) Sample: 1990 2017 Included observations: 26				
Cointegrating Form				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob**
D(LNREER)	**-0.623269**	0.159837	-3.899401	**0.0014**
D(LNOPEN)	**0.442492**	0.049791	8.886986	**0.0000**
D(LNM2)	**0.015853**	0.096256	0.164692	**0.8714**
D(LNGFCF)	**-0.011345**	0.151691	-0.074788	**0.9414**
D(LNGFCF(-1))	**-0.328078**	0.138548	-2.367980	**0.0317**
CointEq(-1)	**-0.383697**	0.074837	-5.127089	**0.0001**
Cointeq = LNGDP -(-1.0268*LNREER + 0.4194*LNOPEN -0.3050*LNM2 +0.6881*LNGFCF + 13.6268)				
Long Run Coefficients				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob**
LNREER	**-1.026847**	0.412623	-2.488586	**0.0251**
LNOPEN	**0.419370**	0.126664	3.310880	**0.0048**
LNM2	**-0.304999**	0.168816	-1.806690	**0.0909**
LNGFCF	**0.688126**	0.140362	4.902528	**0.0002**
C	**13.626758**	3.439028	3.962386	**0.0013**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

4.3.4 تقييم نتائج تقدير معلمات الأجل الطويل والقصير:

من خلال الجدول 4 يتضح لنا أن متغيرات الدراسة والمؤثرة في الناتج المحلي الإجمالي منها ما كانت بإشارة موجبة ومنها بإشارة سالبة ويمكن تفسير ذلك كما يلي:

- هناك علاقة عكسية ومعنوية بين سعر الصرف الحقيقي الفعلي والناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يخفض من معدلات النمو الاقتصادي في الجزائر، هذه النتيجة تتعارض مع النظرية الاقتصادية لكن تجريبيا في الجزائر وقعت وهذا يدل على أن الطلب على السلع الجزائرية في الأسواق الخارجية ضعيف جدا وبالتالي أي ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي سيزيد من تكلفة الاستيراد (استيراد المواد الاستهلاكية والمواد

الأولية، والمواد الخام اللازمة لعمليات الإنتاج المحلية)، وبالتالي تراجع مستوى الإنتاج المخلي وهذا ما ينعكس سلبا على النمو الاقتصادي، ونفس الأثر كان في الأجل القصير عند مستوى معنوية 1%، وهذا يرجع إلى التقلبات التي تحصل في سعر الصرف في الفترات الزمنية القصيرة التي تفرض تكاليف للتعديل، هذه النتيجة جاءت متوافقة مع بعض الدراسات السابقة كدراسة (طالبي و برقوقي، 2016) ودراسة (THAPA, 2002)؛

- أما فيما يتعلق بمتغير الانفتاح التجاري فقد أظهرت النتائج عن وجود أثر إيجابي ومعنوي في الأجلين الطويل والقصير على الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر، وهذا ما يتوافق مع النظريات الحديثة للتجارة الخارجية، فسياسات التحرير التي انتهجتها الجزائر كان لها تأثير إيجابي على الهيكل الاقتصادي، وذلك من خلال آثارها الإيجابية على مستوى الاستهلاك والتخصيص الأمثل لموارد الاقتصاد وترقية الصادرات خاصة صادرات المحروقات، وبالتالي تعزيز معدلات النمو الاقتصادي؛
- وفيما يتعلق بعلاقة عرض النقود بمعناه الواسع على الناتج المحلي الإجمالي، فقد اختلف الأثر ما بين الأجلين لقصير والطويل، ففي الأجل القصير كانت العلاقة طردية وغير معنوية، أما في الأجل الطويل فقد أظهرت النتائج معنوية التأثير السلبي، هذه النتيجة تتعارض من النظرية الاقتصادية، ويفسر ذلك بأن الاستمرار في منح القروض التي تقدمها السلطات الجزائرية إلى القطاع الخاص من اجل تمويل الاستثمار أثر سلبا على الناتج المحلي الإجمالي على المدى الويل وبالتالي انخفاض معدلات النمو الاقتصادي، وهذه النتيجة توافقت مع دراسة (SIBANADA, NCWADI, & MLAMBO, 2013)؛
- أما علاقة تكوين رأس المال الثابت على الناتج المحلي الإجمالي كانت معنوية وايجابية التأثير على المدى الطويل بالمقابل في المدى القصير كانت سلبية ومعنوية، يفسر ذلك والى بطء التأثير الذي سببه طول فترة إنشاء الاستثمارات وكذلك الفجوات الزمنية بين بداية إنشاء المشاريع وإدخالها والى حيز العمل، فتكوين رأس المال الثابت يعبر عن الجزء من رأس المال الذي يوجد على شكل وسائل إنتاج تشمل أبنية ومنشات وآلات...الخ، أي هو يعبر عن الاستثمار المحلي، وهذه النتيجة تتوافق

مع النظرية الاقتصادية واغلب الدراسات السابقة كدراسة (PETER YELTULME & KWESI, 2017)، لان الناتج المحلي الإجمالي يتأثر باستثمارات سنوات سابقة وليس باستثمار نفس السنة أي أن الأثر الإيجابي يكون على المدى الطويل.

5.3.4 تقييم معلمة تصحيح الخطأ:

إن معامل تصحيح الخطأ ((CointEq(-1)) يعبر عن سرعة التكيف من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، ويجب أن يكون سالبا ومعنويا ليؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج المدروس (PESARAN, YONGCHEOL, & SMITH, 2001)، ويلاحظ من خلال الجدول 4 أعلاه، أن قيمة معامل الخطأ والبالغة (0,38-) سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية أقل من 1%، وهذا يعني أن 38% من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائيا لبلوغ الأجل الطويل، فضلا عن ذلك فإن معلمات الأجل القصير تتوافق إلى حد كبير مع معلمات الأجل الطويل من حيث الإشارات ومستوى المعنوية وان تباينت قيم المعلمات بنسب متفاوتة.

4.4. تقييم نموذج الدراسة إحصائيا:

يوضح الجدول 5 أن النموذج المقدر سليم إحصائيا، فبالإضافة إلى معنوية كل المتغيرات التفسيرية تقريبا في الأجلين الطويل والقصير حسب اختبار (t)، نلاحظ أن قيمة معامل لتحديد مرتفعة ($R^2 =$ 0,99) وهذا يعني أن 99% من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع (الناتج المحلي الإجمالي) تفسرها المتغيرات المستقلة، بالإضافة إلى قيمة إحصاءه (F) التي تؤكد معنوية النموذج ككل والتي بلغت قيمتها 2229.6 عند مستوى معنوية أقل من 1%، فضلا عن انخفاض قيمة الخطأ المعياري.

الجدول 5: المؤشرات الإحصائية للنموذج

R-squared	**0.999328**
Adjusted R-squared	0.998880
S.E. of regression	**0.030230**
Sum squared resid	0.013708
Log likelihood	61.22998
F-statistic	**2229.660**
Prob(F-statistic)	**0.000000**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

.5.4.تقييم النموذج قياسيا (الاختبارات التشخيصية للنموذج):

للتأكد من جودة النموذج وخلوه من المشاكل القياسية، تم إجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

1.5.4 اختبار الارتباط الذاتي:

من أجل التحقق من فرضية عدم وجود الارتباط الذاتي للأخطاء، اعتمدنا على اختبار-Breusch Godfrey وكانت النتائج كالتالي:

الجدول 6: نتائج اختبار الارتباط الذاتي Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	**0.573706**	**Prob. F(2,13)**	**0.5771**
Obs*R-squared	2.108706	**Prob. Chi-Square(2)**	0.3484

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9.

نلاحظ من الجدول 6 أن إحصاءه (**F**) المحسوبة بلغت (0.573) بقيمة احتمالية مقدرة ب (0.5771)، وعليه نقبل فرضية العدم بخلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

2.5.4 اختبار عدم ثبات التباين:

هناك عدة اختبارات للكشف عن تجانس تباين البواقي، ولقد اعتمدنا على اختبار ARCH الذي يعتمد على مضاعف لاغرانج LM، فكانت النتائج كمايلي:

الجدول 7: نتائج اختبار ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	**0.035301**	**Prob. F(1,23)**	**0.8526**
Obs*R-squared	0.038311	**Prob. Chi-Square(2**	0.8448

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

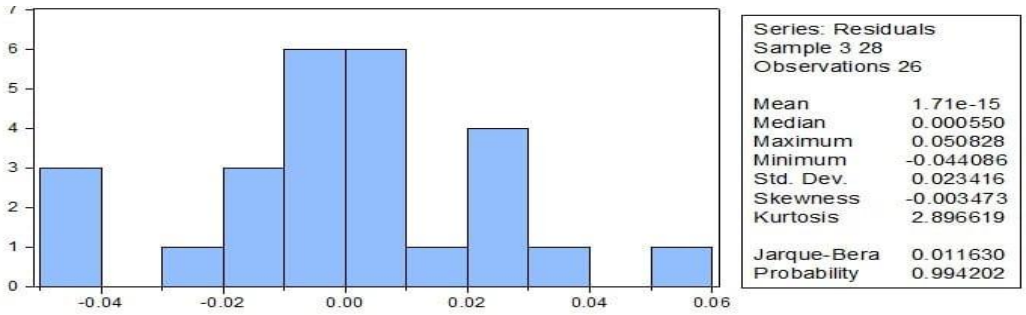
من خلال الجدول 7 نلاحظ أن قيمة إحصاءه (F) المحسوبة بلغت (0,035) عند مستوى احتمال (0,852)، أي أكبر من 5% وهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بتجانس تباين حد الخطأ.

3.5.4 اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء:

للتأكد من أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي، تم استخدام اختبار Jarque Bera، فكانت

النتائج كتالي:

الشكل 2: نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي JB



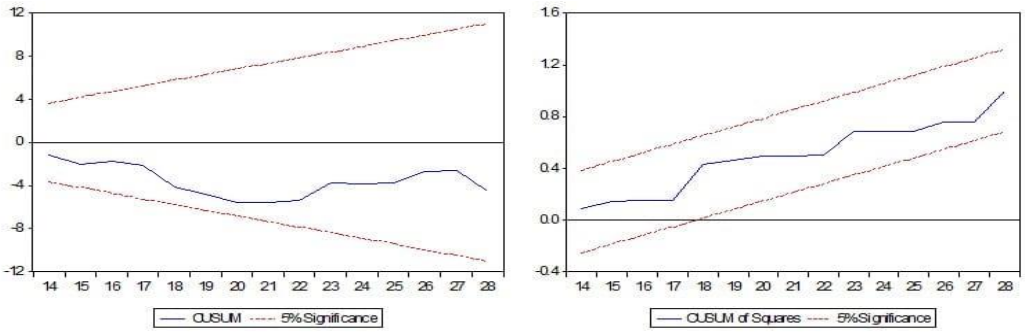
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

يتضح من خلال الشكل البياني أن الأخطاء العشوائية تتبع توزيعا طبيعيا في النموذج المقدر، وأكد ذلك قيمة (JB) التي بلغت قيمتها (0,011) بقيمة احتمالية قدرها (0,99)، وهي نتيجة غير معنوية وبالتالي نقبل فرضية العدم القائلة أن الأخطاء العشوائية تتبع التوزيع الطبيعي.

4.5.4. اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعاملات النموذج:

بعد تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL، يستلزم إجراء اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل، وذلك للتأكد من خلو البيانات المستخدمة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها، ويتم هذا من خلال اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (CUSUM SQ)، كما هو مبين في الشكل التالي:

الشكل 3: اختبار الاستقرارية الهيكلية للنموذج (CUSUM SQ-CUSUM)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews9

نلاحظ من خلال الشكل أن إحصاءه اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUDUM) واقعة داخل الحدود الحرة (الحد الأدنى) عند مستوى معنوية 5%، وهذا يعني أن المعاملات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ المستخدم مستقرة هيكليا عبر الفترة الزمنية محل الدراسة، كذلك نفس الأمر بالنسبة لاختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (CUDUM SQ) إذا وقعت داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي من هذين الاختبارين نستخلص أن هناك استقرار في النموذج بين نتائج الأجلين القصير والأجل الطويل.

5. الخاتمة:

استهدفت هذه الدراسة إلى قياس أثر تغير سعر الصرف الحقيقي على النمو الاقتصادي في الجزائر للفترة من 1990-2017، حيث تناولت من الجانب النظري بيعة العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي ومن تم التطرق إلى بعض الدراسات التجريبية التي عالجت الموضوع، وبعدها قياس أثر تغير سعر الصرف الحقيقي الفعلي (كمؤشر عن سعر الصرف الحقيقي) على الناتج المحلي الإجمالي (كمؤشر عن النمو الاقتصادي)، وأسفرت أهم النتائج على ما يلي:

- أكدت نتائج القياس في الأجل الويل على وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وهذا ما يتوافق مع فرضية الدراسة؛
- وجود أثر سلبي بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي في الجزائر في الأجلين القصير والطويل، أي أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي (تخفيض قيمة العملة) يؤدي إلى انخفاض معدلات النمو، وهذا يتعارض مع النظرية الاقتصادية، ولا يتوافق أيضا مع فرضية الدراسة، ويعود السبب في ذلك إلى أن التقلبات والتذبذبات الكبيرة التي تحدث خلال فترات قصية تؤدي إلى فرض تكاليف تعديل على الاقتصاد، أما في الأجل الطويل فالسبب يعود إلى ضعف الطلب على السلع الجزائرية في الأسواق الخارجية وبالتالي العرض والطلب للصادرات والواردات غير مرن وعليه انخفاض قيمة الدينار (أي ارتفاع سعر الصرف الحقيقي) يزيد من تكلفة استيراد المواد الأولية والمواد الخام اللازمة لعمليات الإنتاج المحلية، وبالتالي تراجع مستوى الإنتاج المخلي وهذا ما ينعكس سلبا على النمو الاقتصادي؛

- نتائج الدراسة توافقت والى حد كبير مع الدراسات التجريبية، كما أن النموذج كان ملائما ومستقرا حسب نتائج الاختبارات التشخيصية والإحصائية.

وعلى ضوء هذه النتائج يمكن تقديم بعض الاقتراحات والتوصيات:

- ضرورة الاهتمام أكثر بإدارة أسعار الصرف في الجزائر، وذلك بانتهاج سياسات مالية مناسبة تضمن استقراره وبالتالي تعزيز معدلات النمو؛

- العمل على بناء اقتصاد قائم على التنوع والتخلص من التبعية النفطية لترقية الصادرات خارج المحروقات؛

- ضرورة القيام بدراسات وأبحاث مقارنة بين الجزائر والدول المتقدمة لمعرفة أسباب الاختلاف في أثر تغير سعر الصرف على النمو الاقتصادي بين دولة وأخرى.

6. قائمة المراجع:

BENJAMIN, C., CADORET, I., HERRARD, N., MARTIN, F., & TANGUY, S. (2004). Econométrie appliquée. Bruxelles, Belgique: Boeck.dfgf. (fgf). gdf. fdg: dfg.

EDMIRA, C. (2014). The impact of real exchange rate on economic growth in albania. Acta Universitatis damubitus.vol 10.no.01 , 141-147.

EDWARDS, S., & MIGUEL, A. (1999). Exchange rate in emerging economies:What we know? What we need to know? NBER Working paper 7728 .

HOWORD, J., SHATZ, DAVID, G., & TARR. (2000). Exchange rate overvaluation and trade protection. The World Bank , 1-11.

KOGID, M., ASID, R., LITY, J., MULOK, D., & LOGANATHAN, N. (2012). The effect of exchange rate on economic growth: empritical testingon nominal versus real. IUP journal of financial economics,Vol X,No. I. , 7-17.

PESARAN, H., YONGCHEOL, S., & SMITH, R. J. (2001). BOUNDS TESTING APPROACHES TO TH ANALYSIS OF LEVEL RELATIONSHIP. Journal of APPLIED ECONOMETRICS , 289-326.

PETER YELTULME, M., & KWESI, O. (2017). Real exchange rate and

econmic growth in ghana. MPRA Paer Munish Personal RePEc Archive, No 82405 , 1-45.

RODRIK, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. Brooking Paper on economic activity no.02 , 361-412.

SIBANADA, K., NCWADI, R., & MLAMBO, C. (2013). investigating tha impact of real exchange rate on economic growth: a case study of south africa. mediterranean jpurnal of social sciences MCSER publishing,VOL 4, No 13 , 261-274.

THAPA, N. B. (2002). An econometrics analysis of the impact of real effective exchange rate on economic activities in Nepal. Economic Review number14 , 18-36.

بدر الدين طالبي، و إبراهيم برقوقي. (2016). نمذجة قياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد الجزائري باستخدام الانحدار الذاتيللفجوات الزمنية ARDL خلال الفترة 1980–2014. مجلة العلوم التجارية ، المجلد 11 العدد 22.

عبد الرزاق بن الزاوي. (2016). سعر الصرف الحقيقي التوازني. دار البارودي العلمية.

عطوان مروان. (1992). أسعار صرف العملات. عين مليلة، الجزائر: دار الهدى.