

تقييم سياسة التحرير المالي في الجزائر خلال الفترة 1990-2017
Evaluation of the financial liberalization policy in Algeria during the period 1990-2017

أ.د. بوثلجة عبد الناصر

ط.د. بوشنتوف نوال

طالبة دكتوراه، جامعة أبي بكر بلقايد بتلمسان (الجزائر) أستاذ التعليم العالي، جامعة أبي بكر بلقايد بتلمسان (الجزائر)

مخبر MIFMA

مخبر MIFMA

bouteldja_nacer@yahoo.fr

bouchentoiffi@hotmail.com

تاريخ النشر: 2018/03/31

تاريخ الاستقبال: 2018/01/29

الملخص:

تهدف هذه الدراسة الى تحليل وقياس أثر التحرير المالي على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2017، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة ARDL، واختبار سببية TODA YAMAMOTO، بالاعتماد على متغير نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي GDP كمتغير تابع، التضخم INF، الكتلة النقدية M2/GDP، درجة الانفتاح التجاري OPN ومؤشر التطور المالي FD كمتغيرات مستقلة.

أهم نتائج الدراسة تمثلت في وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، علاقة عكسية غير معنوية بين GDP و FD في المدى الطويل، التحرير المالي لا يؤثر على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال فترة الدراسة بسبب عدم وجود شرط التطور المالي مما يتفق مع الأبحاث و الدراسات في هذا المجال.

الكلمات المفتاحية: تحرير مالي، نمو اقتصادي، تطور مالي، انفتاح تجاري، نموذج ARDL ...

التصنيف JEL: O11, GO, F02, O47, G19

Abstract :

This thesis aims to analyze and measure the impact of financial liberalization on economic growth in Algeria during the period 1990-2017, using Autoregressive Distributed Lag ARDL, and the test of causality Toda Yamamoto, based on the variable per capita GDP as a dependent variable, inflation INF, monetary mass M2 / GDP, degree of trade openness OPN and financial development index FD as independent variables.

The most important results of the study there is a co- integration between the variables, an inverse relationship between the GDP and the FD in the long run, financial liberalization does not affect the economic growth in Algeria during the study period due to the lack of a financial development condition which is consistent with research and studies in this field.

Keywords: financial liberalization, economic growth, financial development, trade openness, ARDL model...

Jel Classification : O11 , GO, F02 ,O47, G19

تمهيد:

لفتت اعمال **Mckinnon** (1973) و **Shaw** (1973) انتباه الأكاديميين والباحثين إلى الآثار السلبية للكبح المالي (السيطرة على الأسواق المالية عن طريق تحديد أسعار الفائدة والائتمان، الدعم الحكومي الموجه للبنوك...)، مما يؤدي إلى الطلب الزائد والتخصيص غير الفعال لرأس المال.

من اجل تجنب هذه الانعكاسات السلبية دعا **Shaw** و **Mckinnon** الى التحرير المالي، في هذا السياق، يُنظر إلى التحرير المالي على أنه مجموعة من الإصلاحات والتدابير المصممة لتحويل النظام المالي وهيكله الى تحقيق نظام موجه نحو سوق حر داخل إطار تنظيمي مناسب، عن طريق رفع ضوابط رأس المال، والسماح للمستثمرين الأجانب بالاستثمار في الأسهم المحلية وتحرير القطاع المصرفي، و يمكن تقييم درجة التحرير المالي من خلال تحرير حساب رأس المال، تحرير سوق الأسهم، تحرير القطاع المصرفي في الجزائر و مع بداية سنوات التسعينات، مثلت سياسة التحرير المالي للجزائر خيار اقتصادي ضروري نظرا لما عاشته الجزائر من أزمات متعاقبة ميزها وجود اختلالات على مستوى الاقتصاد الوطني و تراجع في مستوى الاقتصاد الكلي.

و لقد شرعت الجزائر في انتهاج إصلاحات مالية تتمثل في سن قوانين تعيد الاعتبار للقطاع المالي و تعزز القطاع الخاص و تعطي استقلالية للبنك المركزي والسياسة النقدية، غير أن تحسن مداخل الجزائر جراء ارتفاع أسعار المحروقات في ظل عدم وجود حقيقي للأسواق المالية ساهم في تراجع وتيرة هذه الإصلاحات مطلع الألفية مما نتج عنه تأخر واضح للقطاع المالي الجزائري مقارنة مع محيطها الإقليمي والدولي. أشارت العديد من الدراسات والأبحاث إلى دور سياسة التحرير المالي في تعزيز النمو الاقتصادي وقدرته على الرفع من كفاءة وفعالية الأنظمة المالية والأجهزة المصرفية لكن تطبيق سياسة التحرير المالي يتعرض في الواقع إلى الكثير من التحديات وعليه تهدف هذه الدراسة إلى معالجة الإشكالية التالية:

إلى أي مدى تساهم سياسة التحرير المالي في تعزيز النمو الاقتصادي في الجزائر ؟

1- الدراسات السابقة:

-دراسة (Quinn ;1997)¹ بعنوان:

« The correlates of change in international financial regulation »

اختبرت الدراسة العلاقة بين سياسة التحرير المالي الخارجي و النمو الاقتصادي باستعمال طريقة المربعات الصغرى (OLS: Ordinary least squares method) و مؤشر Quinn² الخاص به والذي يقيس شدة القيود و الضوابط المفروضة على حساب رأس المال لعينة مكونة من 58 دولة في شكل مقطع عرضي (Cross-section) خلال الفترة 1960 و 1989، أبرز النتائج المتوصل إليها في البحث أن تحرير تدفقات رؤوس الأموال لها أثر إيجابي، قوي، معنوي على النمو الحقيقي في الناتج المحلي الإجمالي للفرد الواحد.

-دراسة (Edwards ;2001)³ و التي جاءت تحت عنوان:

« Capital mobility and economic performance: Are emerging economies different ? »

تطرقت الدراسة إلى كيفية تأثير تحرير حساب رأس المال على النمو الاقتصادي في وجود التطور المالي باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS: Method of generalized least squares)، و مؤشر Quinn الذي يقيس شدة القيود والضوابط المفروضة على حساب رأس المال، و ذلك في شكل مقطع عرضي (Cross-section) لعينة غير متجانسة مكونة من 62 دولة من الدول النامية و الدول المتطورة للفترة الممتدة بين 1980 و 1989، توصل Edwards إلى أن تحرير حساب رأس المال يؤثر إيجابيا على النمو الاقتصادي في الدول ذات أنظمة مالية متطورة وأيضا أن تحرير حساب رأس المال يبطئ من حجم النمو الاقتصادي في الدول النامية. و أتت هذه الدراسة لتدعم الفرضية التي وضعها Klein and Olivei سنة 1999 والتي تنص أن التطور المالي هو شرط أساسي لكل دولة نامية ترغب في انتهاج و نجاح سياسة التحرير المالي بها

قام كل من (محمد زكريا بن معزو، كمال حمادة، 2003)⁴ بقياس العلاقة بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي في الجزائر باستخدام مؤشر (KAOPEN).

¹ Dennis Quinn (1997), « The correlates of change in international financial regulation », The American Political Science Review , Vol.91, No. 3 , September 1997.

² نشر هذا المؤشر في التقرير السنوي حول ترتيبات و قيود سعر الصرف الصادر عن صندوق النقد الدولي

³ Sebastian Edwards (2001) , « Capital mobility and economic performance: Are emerging economies different ? », National Bureau of Economic research , Working Paper 8076 , NBER Program(s): IMF , January 2001.

⁴ محمد زكريا بن معزو، كمال حمادة، " قياس العلاقة بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي في الجزائر باستخدام مؤشر (KAOPEN): دراسة قياسية 1970- 2010 "، مجلة الباحث، العدد 13، 2003، ص 19- 27.

و اتجه الباحثين بدراسة العلاقة طويلة الأجل بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي باعتماد مؤشر (kAOPEN) الذي تم بناؤه من قبل (M.Chin and H.Ito)، إذ تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) من سلاسل زمنية سنوية تمتد من سنة 1970 على غاية سنة 2010. خلصت الدراسة إلى وجود علاقة معنوية سلبية طويلة الأجل بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي في الجزائر.

قام (خالد محمد السواعي، 2015)⁵ بتحليل العلاقة بين تحرير التجارة والتطور المالي (الائتمان المحلي، الائتمان الخاص وعرض النقد) وأثرهما على النمو الاقتصادي في الأردن من خلال بيانات ربع سنوية خلال الفترة (1992-2011) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) وتوصل إلى عدة نتائج منها وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، وإن هناك تأثير سلبي للانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي في المدى الطويل والقصير، وكذلك فإن تحرير القطاع المالي له تأثير سلبي على نمو الاقتصاد وأبرزت هذه النتيجة أن تحرير التجارة لا يعزز النمو الاقتصادي.

دراسة (Bouزيد AMAIRA؛ 2016)⁶ حول " أثر التحرير المالي على النمو الاقتصادي في تونس خلال الفترة 1980-2015"، حيث استخدم الباحث نموذج يعتبر الناتج الداخلي الخام كمتغير مستقل، والمتغيرات التابع هي: مؤشر للتحرير المالي، وهذا باستخدام طريقة المكونات الأساسية نموذج التكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ وكذلك اختبار سببية فرنجر. تشير نتائج اختبار التكامل المتزامن إلى وجود علاقة توازن في المدى الطويل بين المتغيرات، وجود علاقة سلبية معنوية بين المتغيرين، أي الزيادة ب 1% من التحرير المالي يقابله انخفاض ب 0,15% من النمو الاقتصادي في المدى الطويل، وكذلك وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تمتد من التحرير المالي إلى النمو الاقتصادي في تونس.

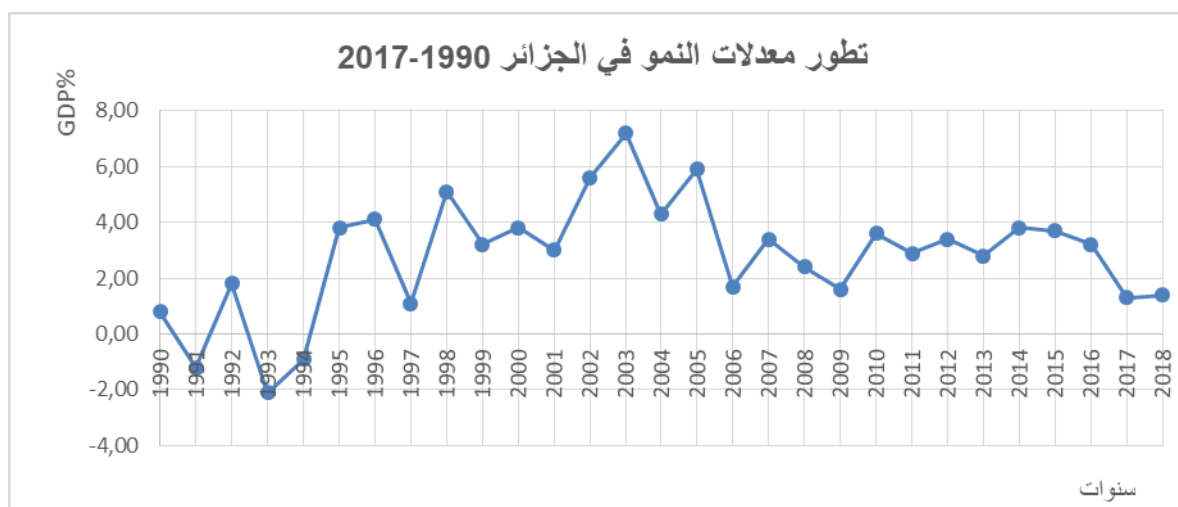
2. دراسة إحصائية تحليلية لمتغيرات الدراسة:

1.2 تطور معدل النمو ونصيب الفرد في الجزائر:

⁵ خالد محمد السواعي، "اثر التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي، دراسة حالة الأردن"، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، المجلد 2، العدد 1، 2015، ص 18-32.

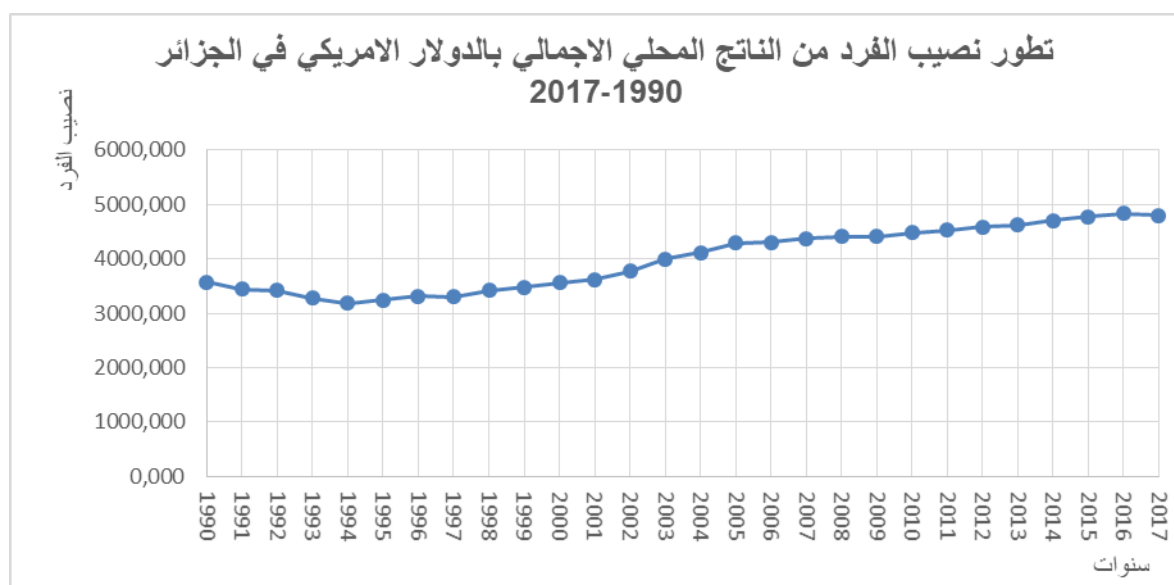
⁶ Bouزيد AMAIRA. ، « *Financial liberalization and economic growth: Evidence from Tunisia* », Theoretical and Applied Economics ; Volume XXIII (2016), No. 4(609), , pp. 243-262.

الشكل رقم (01) : تطور معدل النمو في الجزائر 1990-2017



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على بيانات البنك الدولي <https://data.worldbank.org>

الشكل رقم (02) : تطور نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالدولار الأمريكي في الجزائر 1990-2017



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على بيانات البنك الدولي <https://data.worldbank.org>

من خلال المعطيات السابقة نلاحظ ان النمو الاقتصادي في الجزائر خلال السنوات الأولى من التسعينات سجل بعض المعدلات السلبية و هذا راجع الى الركود الاقتصادي آنذاك نتيجة انهيار أسعار البترول و ازمة المديونية الخارجية و وكذا الوضع الأمني و الاجتماعي الذي شهدته البلاد خلال تلك السنوات.

بداية من سنة 1995 بدأت هذه المعدلات في الارتفاع نسبيا حيث سجلت اعلى معدلاتها خلال فترة الدراسة سنة 2003 بنسبة 7.2% بسبب ارتفاع سعر المحروقات في أسواق النفط العالمية نتيجة تداعيات حرب الخليج.

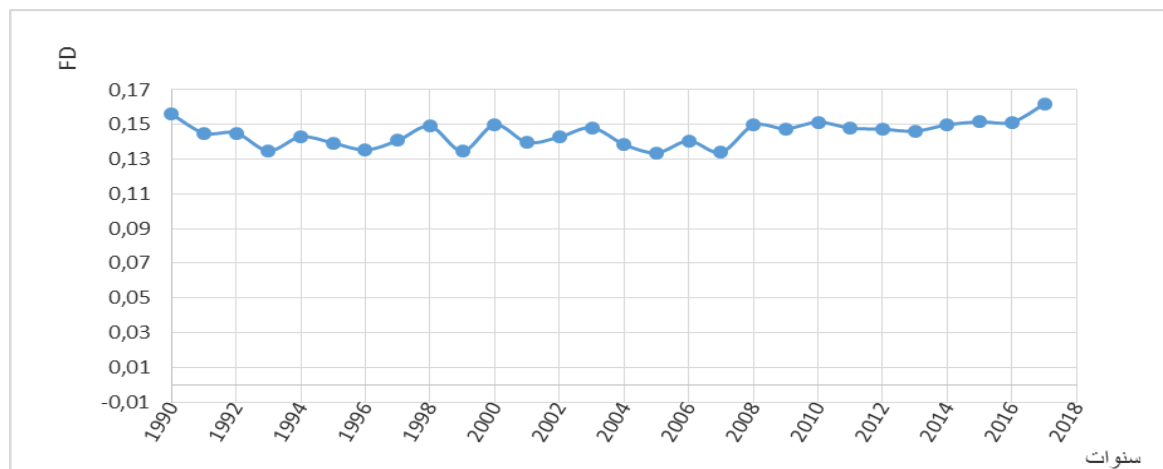
النمو الاقتصادي في الجزائر بعد سنة 2003 عرف انخاضا و تذبذبا بسبب دخول منافسين جدد في الأسواق النفطية خاصة الغاز الطبيعي و تراجع حصة الجزائر منها حيث بلغ سنة 2017 نسبة 1.3%، وهذا يفسر بالاعتماد الكبير على إيرادات المحروقات التي تجعله مرهونا بتقلبات سوق النفط العالمية وفي مواجهة مخاطرة كبيرة بالنسبة لاستقرار الاقتصاد الوطني.

من جهة أخرى فإن البرامج التنموية المختلفة التي تبنتها الجزائر لا سيما برنامج الإنعاش الاقتصادي و برنامج دعم النمو بالإضافة الى برامج الإصلاح ساهمت الى حد ما في استقرار نسبي لمعدلات النمو الاقتصادي بالإضافة الى الاستفادة من الإيرادات البترولية، ومن جهة أخرى أدت الى انخفاض حجم المديونية الخارجية و ارتفاع سيولة البنوك.

من الملاحظ جليا انه من الناحية الإحصائية لارتفاع معدلات النمو نجدها إيجابية ومشجعة، لكن الواقع الاقتصادي الجزائري المرتبط بالأسواق النفطية يجعلنا نعتبرها زيادات موسمية لا تدل على نمو حقيقي، حيث ان معدلات النمو الحقيقية لا بد ان ترتبط اساسا بالإنتاج الوطني وجذب الاستثمار والتنويع الاقتصادي، لتعكس على القدرة الشرائية للفرد ونصيبه من الناتج المحلي الإجمالي مما يساهم في دفع عجلة التنمية و قوة الاقتصاد.

2.2 تطور مؤشر التطور المالي في الجزائر:

الشكل رقم (03): تطور مؤشر التطور المالي في الجزائر 1990-2017



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على بيانات صندوق النقد الدولي <https://data.imf.org>

هذا المؤشر صادر عن صندوق النقد الدولي و يضم عدة مؤشرات تتمثل في العمق (حجم

وسيلة الأسواق) ، الوصول (قدرة الأفراد والشركات على الوصول إلى الخدمات المالية)، والكفاءة (قدرة المؤسسات على تقديم الخدمات المالية بتكلفة منخفضة وبإيرادات مستدامة ومستوى نشاط أسواق رأس المال)، والاستقرار (استقرار المؤسسات والأسواق المالية) (Gupta and Mahakud 2019)⁷، و تتراوح قيمته بين 0 و 1، حيث كلما ارتفعت هذه القيمة يدل ذلك تطور مالي أكبر.

تجدر الإشارة الى أن أمريكا وبريطانيا تمتلك الأنظمة المالية الأكثر تطوراً في العالم، وفقاً للمنتدى الاقتصادي العالمي، وحسب تقريره للتنمية المالية في سبتمبر 2017 لـ 52 دولة وفقاً لقوة أسواقها المالية، وعمق واتساع الوصول إلى رأس المال والخدمات المالية، سجلت ألمانيا وأمريكا وبريطانيا و الدول المتقدمة عموماً نتائج جيدة بقيم تجاوزت 0.7، بينما كان أداء أمريكا اللاتينية وأوروبا الشرقية و إفريقيا ضعيفاً⁸، و هذا ما تبينه المعطيات السابقة بالنسبة للجزائر حيث سجلت أعلى القيم سنة 1990 (اصلاحات قانون النقد والعرض) و سنة 2017 بقيمة 0.16 بينما تراوحت مستويات التطور المالي خلال فترة الدراسة بين 0.13 و 0.15 وهي قيم ضعيفة جداً مقارنة مع القيم المسجلة في الدول المتقدمة.

هذه النتائج تبين ان المؤسسات المالية في الجزائر لا تزال دون المستوى بالنسبة للتطور المالي وهذا يرجع كما وضعنا سابقاً الى الاعتماد الكبير على الإيرادات النفطية وضعف الإنتاج الوطني و كذا ضعف الجاذبية للاستثمار الأجنبي...

3 دراسة قياسية لأثر التحرير المالي على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2017:

في الدراسة القياسية اعتبرنا معدل النمو الاقتصادي كمتغير تابع و المتغيرات المستقلة هي الكتلة النقدية M2 كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي، معدل التضخم INF، ومؤشر الانفتاح التجاري OPN، و مؤشر التطوير المالي FD و هذا خلال الفترة الممتدة من 1990-2017.

باعتبار ان من نتائج التحرير المالي تحفيز النمو الاقتصادي، تشجيع الاستثمارات ، يخفض نسب التضخم ، يضبط العرض النقدي ويعزز الانفتاح التجاري في ظل شرط التطور المالي حسب MACKNNON AND SHAW، سوف نختبر من خلال هذه الدراسة أثر التحرير المالي في الجزائر اعتماداً على المتغيرات المذكورة آنفاً.

⁷ Gupta, Gaurav, and Jitendra Mahakud. "Alternative Measure of Financial Development and Investment-Cash Flow Sensitivity: Evidence from an Emerging Economy." *Financial Innovation* 5(1), 2017, P 28.

⁸ <https://www.economist.com/economic-and-financial-indicators/2008/09/11/financial-development-index>

سوف نقوم بتقدير النموذج المعرف بالعلاقة التالية:

$$GDP = C + C1 INF + C2 M2_GDP + C3 COPN + C4 FD + \varepsilon$$

حيث:

GDP : نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي.

INF : معدل التضخم.

M2_GDP: الكتلة النقدية **M2** كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي.

OPN: مؤشر الانفتاح التجاري

FD: مؤشر التطوير المالي.

C : حد ثابت.

1.3 البيانات المستخدمة في تقدير النموذج:

البيانات المستخدمة في تقدير العلاقة بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي في الجزائر، هي بيانات سنوية خلال الفترة (1990-2017)، والتي تم اعتمادها من قاعدة بيانات البنك الدولي، الديوان الوطني للإحصائيات **ons**، صندوق النقد الدولي و البنك المركزي الجزائري.

2.3 تقدير النموذج القياسي باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL)

1.2.3 اختبار إستقرارية السلاسل الزمنية :

كمرحلة أولى نقوم بإختبار إستقرارية السلاسل الزمنية وهو شرط من شروط التكامل المشترك، وتعد إختبارات جذور الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى إستقرارية السلاسل الزمنية، ومعرفة الخصائص الإحصائية و خصائص السلاسل الزمنية محل الدراسة من حيث تكاملها، رغم تعدد إختبارات جذر الوحدة إلا أننا سوف نستخدم إختبارين وهما إختبار **Dickey- Fuller Augmented** وكذا إختبار **PHILLIP - PERRON** والجدول التالي يوضح الإختبارين:

جدول رقم (04) : إختبار ADF، PP

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)						
	At Level					
		GDP	INF	M2_GDP	OPN	FD

With Constant	t-Statistic	0.1171	-1.4802	-0.5961	-1.5376	-3.4080
	Prob.	0.9612	0.5281	0.8557	0.4997	0.0196
		n0	n0	n0	n0	**
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.1159	-1.8733	-3.4747	-0.8207	-4.5120
	Prob.	0.1228	0.6403	0.0626	0.9510	0.0068
		n0	n0	*	n0	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.9148	-1.3493	0.3897	0.1472	0.1307
	Prob.	0.9841	0.1600	0.7894	0.7207	0.7156
		n0	n0	n0	n0	n0
	At First Difference					
		d(GDP)	d(INF)	d(M2_GDP)	d(OPN)	d(FD)
With Constant	t-Statistic	-3.3177	-5.3860	-5.1942	-4.8234	-9.6205
	Prob.	0.0244	0.0002	0.0003	0.0007	0.0000
		**	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.9923	-5.8632	-5.1429	-4.8966	-11.2811
	Prob.	0.1531	0.0003	0.0017	0.0030	0.0000
		n0	***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-2.4904	-5.3464	-5.0356	-4.9317	-9.7400
	Prob.	0.0150	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		**	***	***	***	***

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)						
	At Level					
		GDP	INF	M2_GDP	OPN	FD
With Constant	t-Statistic	0.6108	-1.4867	-0.5961	-1.5597	-1.2732
	Prob.	0.9874	0.5249	0.8557	0.4888	0.6262
		n0	n0	n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.3696	-1.7749	-2.6119	-0.9533	-4.5195
	Prob.	0.0768	0.6887	0.2783	0.9343	0.0066
		*	n0	n0	n0	***

Without Constant & Trend	t-Statistic	2.8683	-1.3660	0.4149	0.1034	0.3840
	Prob.	0.9983	0.1555	0.7959	0.7071	0.7876
		n0	n0	n0	n0	n0
At First Difference						
		d(GDP)	d(INF)	d(M2_GDP)	d(OPN)	d(FD)
With Constant	t-Statistic	-3.3177	-5.2857	-5.1107	-4.8224	-9.0807
	Prob.	0.0244	0.0002	0.0003	0.0007	0.0000
		**	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.9923	-5.3193	-5.0550	-4.8841	-3.5369
	Prob.	0.1531	0.0011	0.0021	0.0030	0.0599
		n0	***	***	***	*
Without Constant & Trend	t-Statistic	-1.4823	-5.2830	-5.0349	-4.9224	-9.2460
	Prob.	0.1264	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		n0	***	***	***	***

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 الباحثان بالاعتماد على مخرجات eviews.10

يتضح من الجدول (إختبار ADF و PP) انه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بأن المتغيرات بها جذر للوحدة، إلا انه يمكن رفض هذه الفرضية بالنسبة للفروق الأولى لها، مما يعني أن المتغيرات متكاملة من الرتبة (1) I ، ومن ثم يمكن إجراء إختبار التكامل المشترك بإستعمال طريقة منهج الحدود (TEST BOUNDING) و يعتبر نموذج ال ARDL أكثر النماذج ملائمة مع حجم العينة المستخدمة في هذا البحث والبالغة 29 مشاهدة و الممتدة من 1990 إلى 2017.

2.2.3 منهجية الحدود لإختبار التكامل المشترك:

نقوم أولاً بإختبار علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة في إطار نموذج (UECM) ،
ويأخذ النموذج الصيغة التالية:

$$\begin{aligned} \text{GDP} = & \alpha + B_1 \text{GDP}_{t-1} + B_2 \text{M2_GDP}_{t-1} + B_3 \text{INF}_{t-1} + B_4 \text{OPN}_{t-1} + B_4 \text{FD}_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p y_1 \Delta \text{GDP}_{t-p} + \sum_{i=1}^p y_2 \Delta \text{M2_GDP}_{t-p} + \sum_{i=1}^p y_3 \Delta \text{INF}_{t-p} + \sum_{i=1}^p y_4 \Delta \text{OPN}_{t-p} \\ & + \sum_{i=1}^p y_4 \Delta \text{FD}_{t-p} \end{aligned}$$

لأجل التأكد من وجود العلاقة نقوم بحساب إحصائية (F) من خلال (wald test) حيث يتم إختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (غياب علاقة توازنية طويلة الأجل)

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad \text{أي:}$$

مقابل الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين مستوى متغيرات النموذج:

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$$

نتقل بعد ذلك إلى الجدول الثاني الذي أقترحه (PESARAN ET AL (2001) عند مستويات معنوية 5% و 10% ، حيث جاءت القيم لـ (F) اكبر من قيمة الحد الأدنى للقيم الحرجة في النموذج عند مستوى معنوية 10% ، والقيم الحرجة موجودة بالجدول الثالث ، كل هذه النتائج تؤكد رفض فرضية العدم وتؤكد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وهذا ما يوضحه الجدول التالي:

جدول رقم 05: إختبار منهج الحدود لوجود علاقة طويلة الأمد

الإصدار	F-statistic المحسوبة*	النتيجة
النموذج	6.180*	وجود علاقة تكامل مشترك
القيم الحرجة:	الحد الأدنى	الحد الأعلى
عند مستوى معنوية 10%	2.2	3.09
عند مستوى معنوية 5%	2.56	3.49
عند مستوى معنوية 1%	3.29	4.37

المصدر : من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج 10 eviews .

3.2.3 تقدير العلاقة في المدى الطويل:

نقوم بقياس العلاقة طويلة الأمد في إطار نموذج **ARDL** باستخدام أهم برنامج مخصص لمثل هذه النماذج وهو برنامج **Eviews.10**، وتتضمن هذه المرحلة الحصول على مقدرات المعلمات في الأجل الطويل ونتائج التوازن في المدى الطويل، كما هو موضح في الجدول رقم (03)، وقد اعتمدنا على فترات التباطؤ وفق معيار **(INFORMATION CRITERION AKAIKE)**.

جدول رقم (06) : مقدرات معلمات الاجل الطويل

المتغير التابع GDP			
المتغيرات المستقلة	المعلمات	إحصائية T	الإحتمال
INF	-46.36173	-2.354635	0.0316
M2_GDP	29.35370	3.428249	0.0034
OPN	5.925976	0.450800	0.6582
FD	-7891.373	-0.586769	0.5655
C	3763.840	1.608805	0.1272

المصدر : من إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج **Eviews 10** .

نلاحظ من الجدول أن هناك علاقة طردية معنوية بين معدل الناتج الداخلي الخام و الكتلة النقدية في المدى الطويل بحيث الزيادة ب 1% من الكتلة النقدية تقابلها الزيادة ب 29.35 وحدة من نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي ، وكذلك أن هناك علاقة طردية غير معنوية بين معدل الناتج المحلي الإجمالي و الانفتاح التجاري في المدى الطويل ، وكذلك أن هناك علاقة عكسية معنوية بين معدل الناتج الداخلي الخام ومعدل التضخم في المدى الطويل بحيث الزيادة ب 1% من معدل التضخم تقابلها انخفاض ب 46.36173 وحدة من نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي ، وكذلك أن هناك علاقة عكسية غير معنوية بين معدل الناتج الداخلي الخام و التطوير المالي في المدى الطويل و يمكن كتابة معادلة النموذج كالآتي:

$$GDP_t = 3763.840 + 29.35370M2_GDP_t - 46.36173INF_t + 5.925976OPN_t - 7891.373FD_t + e_t$$

4.2.3 نموذج تصحيح الخطأ (ECM ARDL):

فيما يخص حد تصحيح الخطأ $ECM(-1)$ فقد ظهرت بإشارة سالبة و عند مستوى معنوية 1% مما يؤكد على وجود علاقة توازنية طويلة المدى، والجدول التالي يوضح نتائج تقديرات نموذج حد تصحيح الخطأ.

جدول رقم (07) : نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL

المتغير التابع D(GDP)			
المتغيرات المستقلة	المعاملات	إحصائية T	الإحتمال
D(INF)	-4.143737	-1.915386	0.0735
D(M2_GDP)	-4.174863	-1.654705	0.1175
D(OPN)	-2.648082	-0.812449	0.4285
D(OPN(-1))	5.968911	2.306036	0.0348
CointEq(-1)*	-0.192643	-6.976479	0.0000

المصدر : من إعداد الباحثة باستعمال برنامج Eviews 10

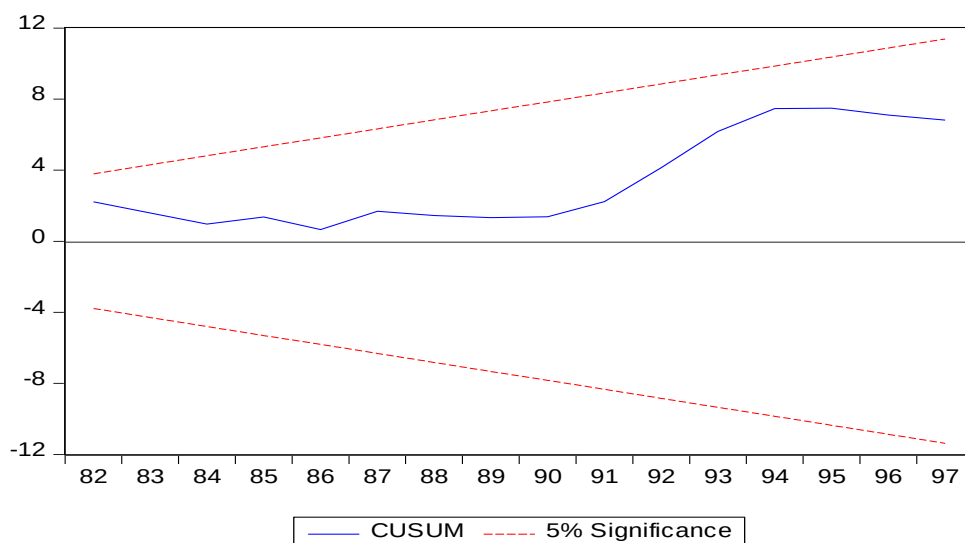
من خلال الجدول الموضح لنموذج تصحيح الخطأ نلاحظ أن هناك علاقة عكسية معنوية بين معدل الناتج المحلي الإجمالي و التضخم في المدى القصير، وكذلك أن هناك علاقة طردية معنوية بين معدل الناتج المحلي الإجمالي و الانفتاح التجاري المتأخر بفترة زمنية واحدة في المدى القصير. إن معلمة حد تصحيح الخطأ تساوي -0.192 ونلاحظ معنوياتها عند حدود 1% وبالإشارة السالبة، وهذا ما يزيد من دقة وصحة العلاقة التوازنية في المدى الطويل وأن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج وتقيس المعلمة سرعة العودة إلى وضع التوازن في الأجل الطويل.

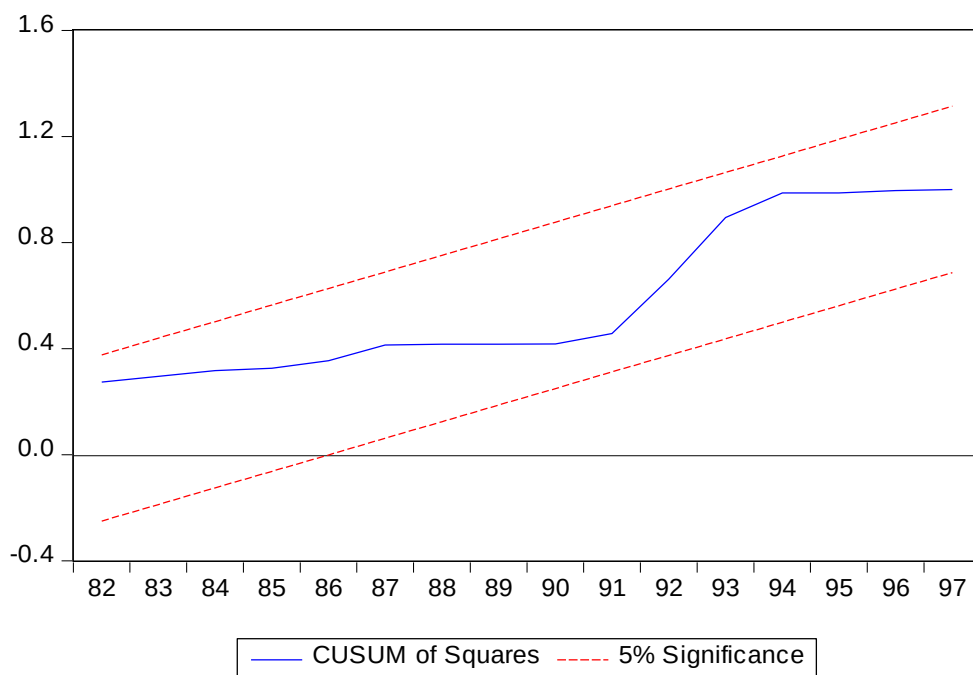
5.2.3 اختبار استقرار النموذج (stability test):

لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها لا بد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة لذلك مثل: المجموع التراكمي للبواقي المعادة (CUSUM)، ويعد هذين الاختبارين من أهم الاختبارات في هذا المجال لأنه يوضح أمرين مهمين وهما تبيان وجود أي تغير هيكلية في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأمد مع المعلمات قصيرة الأمد، وأظهرت الكثير من الدراسات أن مثل هذه الاختبارات دائما نجدها مصاحبة لمنهجية ARDL .

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUM و CUSUM OF SQUARES داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5% وعلى ضوء معظم هذه الدراسات قمنا بتطبيق اختبارات CUSUM و CUSUMSQ التي أقرحها كل من DUBLIN , BROWN و EVANS (1975).

شكل رقم (08) : إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة و المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة





المصدر : من إعداد الباحثة بإستعمال برنامج Eview10.

من خلال الرسم البياني نلاحظ أن إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة CUSUM بالنسبة لهذا النموذج يعبر عن وسط خطي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى نوع من الإستقرار في النموذج عند حدود معنوية 5%، إلا أن إختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة CUSUMSQ يقطع أحد خطي حدود المنطقة الحرجة لكن سرعان ما يعود ليستقر داخل المنطقة الحرجة، ويتضح من هذين الاختبارين أن هناك إستقرارا وإنسجاما في النموذج بين نتائج المدى الطويل ونتائج المدى القصير.

خاتمة:

توصلت الدراسة الى عدم وجود علاقة معنوية بين التحرير المالي ممثلا بمؤشر التطور المالي – كمتغير مفسر له و النمو الاقتصادي، و هذا يتوافق مع الدراسات السابقة التي توصلت الى نفس النتيجة و التي أكدت في توصياتها على ضرورة وجود شرط التطور المالي من اجل التوصل الى نتائج إيجابية للتحرير المالي و بالتالي النمو الاقتصادي.

إن عدم معنوية مؤشر الانفتاح التجاري يرجع الى غياب التنوع الاقتصادي في الصادرات وتغطية تكاليف الواردات بالفائض من الجباية النفطية، أي ان نوعية المكونات التي يقاس بها هذا المؤشر لا تحفز النمو لانها لا تمثل قوة عوامل الإنتاج الحقيقية حسب النظرية الاقتصادية.

هذه النتائج ترجمت الواقع الاقتصادي الى قصور واضح في النظام المالي عموما وسياسات البنك المركزي، الامر الذي جعل قيم مؤشر التطور المالي في الجزائر ضعيفة جدا، وهذا ما يجعل اهداف التنمية المالية في الجزائر تحتاج الى إصلاحات عميقة وجادة.

قائمة المراجع:

¹ Dennis Quinn (1997), « *The correlates of change in international financial regulation* », The American Political Science Review , Vol.91, No. 3 , September 1997.

² نشر هذا المؤشر في التقرير السنوي حول ترتيبات و قيود سعر الصرف الصادر عن صندوق النقد الدولي

³ Sebastian Edwards (2001), « *Capital mobility and economic performance: Are emerging economies different ?* », National Bureau of Economic research , Working Paper 8076 , NBER Program(s): IMF , January 2001.

⁴ محمد زكريا بن معزو، كمال حماني، " قياس العلاقة بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي في الجزائر باستخدام مؤشر (KAOPEN):

دراسة قياسية 1970- 2010 "، مجلة الباحث، العدد 13، 2003، ص 19-27.

⁵ خالد محمد السواعي، "اثر التجارة والتطور المالي على النمو الاقتصادي، دراسة حالة الأردن"، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، المجلد 2، العدد 1، 2015، ص 18-32.

⁶ Bouzid AMAIRA. , « *Financial liberalization and economic growth: Evidence from Tunisia* », Theoretical and Applied Economics ; Volume XXIII (2016), No. 4(609), , pp. 243-262.

⁷ Gupta, Gaurav, and Jitendra Mahakud. "Alternative Measure of Financial Development and Investment-Cash Flow Sensitivity: Evidence from an Emerging Economy." *Financial Innovation* 5(1), 2017, P 28.

⁸ <https://www.economist.com/economic-and-financial-indicators/2008/09/11/financial-development-index>