



قياس العلاقة بين التطور المالي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر: دراسة قياسية خلال الفترة 1995-2017

**Investigating the relationship between financial development and foreign direct investment in Algeria: Econometric study over the period 1995-2017.**

محمد قادري<sup>1\*</sup>، محمد داودي<sup>2</sup>

<sup>1</sup> جامعة تلمسان (الجزائر)

<sup>2</sup>المركز الجامعي-مغنية (الجزائر)

تاريخ الاستلام: اليوم/الشهر/2018 ؛ تاريخ المراجعة : اليوم/الشهر/2018 ؛ تاريخ القبول: اليوم/الشهر/2018

**الملخص:**

تهدف هذه الورقة البحثية إلى اختبار العلاقة السببية بين التطور المالي، الانفتاح التجاري، النمو الاقتصادي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر خلال الفترة 1995-2017، باستخدام اختبار الحدود- الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطة (ARDL) لاختبار وجود التكامل المتزامن، كما تم استخدام اختبار Toda-Yamamoto لكشف اتجاه العلاقة السببية طويلة الأجل. كشفت نتائج اختبار الحدود-ARDL وجود تكامل متزامن بين المتغيرات المشمولة، و علاوة على ذلك أكدت نتائج اختبار السببية وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الانفتاح التجاري و الاستثمار الأجنبي المباشر، إضافة إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تسير من التطور المالي و النمو الاقتصادي نحو الاستثمار الأجنبي المباشر.

**الكلمات المفتاحية:** الاستثمار الأجنبي المباشر، التطور المالي، اختبار Toda-Yamamoto، الجزائر.

**تصنيف JEL:** G10، F21، C32

**ABSTRACT:**

This paper explores the causal relationship among financial development, trade openness, economic growth and foreign direct investment (FDI) for Algeria over the period 1995-2017. The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds test is used to test for the presence of co-integration, whereas the Toda and Yamamoto test is used for direction of long-run causality. The findings of ARDL bounds test validate the existence of co-integration among the included variables. Further, the Toda and Yamamoto test affirms that there is bidirectional causality between trade openness and foreign direct investment. Additionally, there is a unidirectional causality running from financial development to FDI as well as unidirectional causality running from economic growth to FDI.

**Keywords :** Foreign direct investment, Financial development, Toda-Yamamoto test, Algeria.

**JEL classification :** C32, F21, G10

خلال العقود القليلة الماضية أصبح الاستثمار الأجنبي المباشر مصدرا هاما للتمويل الخارجي في جميع أنحاء العالم (Maliela & Quattara, 2017)، وتستهدف معظم البلدان و لاسيما النامية جذب الاستثمار الأجنبي المباشر إلى اقتصادياتها، و هي تتوقع نموا اقتصاديا طويل الأجل من موارد مستقرة إضافية في البلدان النامية. و هناك بعض الأسباب الرئيسية التي تدعم جاذبية الاستثمار الأجنبي المباشر مثل التكنولوجيا المتقدمة، المهارات، البحث و التطوير، و ستكون هذه الأصول غير الملموسة مفيدة للبلدان المضيفة لتحفيز الإنتاجية و النمو الاقتصادي، كما قد يساعد الاستثمار الأجنبي المباشر في الوصول إلى الأسواق الأجنبية عندما تستخدم البلدان المضيفة كمنصة تصدير لتوزيع المنتجات في المنطقة، و بالتالي يبدو أن الاستثمار الأجنبي المباشر يقدم خصائص جيدة تتراوح بين درجة عالية من الاستقرار، زيادة الموارد المالية، آثار إنتاجية إيجابية و الوصول إلى الأسواق الأجنبية (Lamsiraroj, 2016).

و بالنظر إلى فوائد الاستثمار الأجنبي المباشر وضعت البلدان المضيفة عددا من السياسات لتسهيل تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر مثل تشجيع الاستثمار الأجنبي المباشر، تنمية رأس المال البشري، خصخصة المؤسسات الحكومية، تيسير التجارة و تطوير مناطق الصادرات. و التطور المالي ينبغي بالتأكيد أن يضاف إلى هذه القائمة، و هو مؤشر على الكفاءة المصرفية فضلا عن قدر من الاستقلالية عن سيطرة الحكومة و التدخل في القطاع المصرفي. حيث يعتبر التطور المالي عامل مهم في قرارات الاستثمار الأجنبي المباشر لأنه يؤثر على هيكل تكاليف المشاريع الاستثمارية (Nasser & Gomez, 2009). كما يعد محركا للنمو الاقتصادي بتوفير فرص عمل أفضل للعملاء و الشركات (Kinda, 2010). من ناحية أخرى تزيد الزيادة في تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة من الأموال المتوفرة في الاقتصاد، و تؤدي إلى ازدهار الوساطة المالية من خلال الأسواق المالية و النظام المصرفي، و من المرجح أن تسجل الشركات المساهمة في الاستثمار الأجنبي المباشر حصتها في السوق المالي المحلي، مما يعزز عملية التطور المالي (Khan & Hye, 2014).

الهدف الرئيسي من هذه الورقة البحثية هو اختبار العلاقة السببية بين التطور المالي، الانفتاح التجاري، النمو الاقتصادي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر، و تختلف هذه الدراسة عن بقية الدراسات في ثلاثة جوانب. أولا: تستخدم هذه الدراسة إطار عمل متعدد المتغيرات (multivariate framework) على النقيض من معظم الدراسات السابقة التي تستخدم المتغيرات الثنائية (bivariate) أو في أغلب الأحيان المتغيرات الثلاثية في الإطار العملي، و استخدام إطار عملي متعدد المتغيرات يجنب النتائج المتحيزة و غير المتسقة الناجمة عن إغفال المتغيرات ذات الصلة. ثانيا: على مدى بحثنا لم تستخدم دراسات سابقة كثيرة المتغيرات المذكورة أعلاه لدراسة العلاقة بين التطور المالي و الاستثمار الأجنبي المباشر للجزائر. و أخيرا، تستخدم هذه الدراسة بيانات السلاسل الزمنية خلال الفترة 1995-2017 من أجل التحقق من العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات المشمولة. و في عملية تحقيق الأهداف، يتم اختبار العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات باستخدام اختبار الحدود-ARDL، و يتم اختبار اتجاه العلاقة السببية باستخدام اختبار Toda-Yamamoto.

يتم تقسيم هذه الورقة البحثية إلى ثلاثة أقسام رئيسية هي:

القسم الأول: يتم فيه مراجعة الأدبيات السابقة حول العلاقة بين التطور المالي و الاستثمار الأجنبي المباشر.

القسم الثاني: وصف البيانات و المنهجية المستخدمة في الدراسة.

القسم الثالث: تحليل نتائج الدراسة القياسية و المناقشات.

## 1- الدراسات السابقة

بالنسبة للعلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر و التطور المالي، لا توجد نظرية محددة تناقش أثر التطور المالي على الاستثمار الأجنبي المباشر باستثناء الفكرة الأساسية القائمة على النهج النيوليبرالي الذي أوضح أن زيادة توافر الأموال في الاقتصاد سيؤدي إلى زيادة الاستثمارات، عموما تنبأ النظرية الاقتصادية بأن الاستثمار و تطوير الوساطة المالية يكملان بعضهما البعض، بحيث أن مزيد من الاستثمارات يرفع معدل النمو الاقتصادي و يحفز التطور المالي. هناك عدد متزايد من الدراسات القياسية التي تعالج آثار الاستثمار الأجنبي المباشر و التطور المالي على النمو الاقتصادي، إلا أنه يوجد عدد متواضع من الدراسات النظرية والتجريبية التي تعالج العلاقة المباشرة بين الاستثمار الأجنبي المباشر و التطور المالي. و استنادا إلى الدراسات السابقة يمكن النظر إلى العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر و التطور المالي على أنها علاقة إيجابية، حيث عبر Agarwal & Mohtadi (2004) في دراستهما عن دور تحرير الأسواق المالية في اختيار تمويل الشركات في 21 بلدا ناميا خلال الفترة 1980-1997، و جذا أن الاستثمار الأجنبي المباشر و الاستثمار كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي يرتبطان إيجابا بمستوى التطور المالي، و تمثلت

التطورات المالية في متغيرات سوق الأوراق المالية و متغيرات القطاع المصرفي. في دراسة ل (Alfaro et al (2004)، حيث يجتبروا هؤلاء مختلف الصلات بين الاستثمار الأجنبي المباشر، الأسواق المالية و النمو الاقتصادي، و استكشاف ما إذا كان بإمكان البلدان التي تتمتع بنظم مالية متحررة أن تستغل الاستثمار الأجنبي المباشر بكفاءة أكبر، و تبين من التحليل التجريبي الذي اجري باستخدام بيانات مجمعة للفترة 1975-1995 أن الاستثمار الأجنبي المباشر وحده يؤدي دورا غامضا في المساهمة في النمو الاقتصادي، إلا أن البلدان ذات الأسواق المالية المتحررة تحقق مكاسب كبيرة من الاستثمار الأجنبي المباشر. وعلاوة على ذلك وجد Henry (2000) أن تحرير سوق الأوراق المالية، و زيادة الاستثمار الخاص والاستثمار الأجنبي المباشر في 11 بلدا ناميا من شأنه أن يؤثر على مجموع الاستثمار الخاص و الاستثمار الأجنبي المباشر، ويرى أن هذا قد يحدث بسبب الارتباط الإيجابي بين تحرير سوق الأوراق المالية و التغيرات التي قد تقلل من مخاطر التشغيل التي قد تواجهها الشركات المتعددة الجنسيات في تلك البلدان، و يوجد كذلك ارتباط إيجابي بين تحرير السوق المالي والتطورات الاقتصادية الأخرى التي قد تزيد من التدفق النقدي المتوقع في المستقبل لزيادة الاستثمار الأجنبي المباشر. اختبر كل من (AL-Nasser & Soydemir (2010) العلاقة بين التطور المالي و الاستثمار الأجنبي المباشر في 14 بلدا من بلدان أمريكا اللاتينية خلال الفترة 1978-2007، و توصلوا إن أن كمية تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوافدة تعتمد بشكل حاسم على سير عمل سوقها المالي. و استنادا إلى سببية Granger فإن التطور المالي والاستثمار الأجنبي المباشر لهما علاقة سببية أحادية الاتجاه تسير من تطوير القطاع المصرفي إلى الاستثمار الأجنبي المباشر، و من جهة أخرى بينت النتائج وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين تطوير سوق الأوراق المالية و تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر. و من خلال هذه النتائج استنتج الباحثان بأن الاستثمار الأجنبي المباشر يمكنه أن يعزز سوق الأسهم في المقام الأول، و أن تطوير سوق الأوراق المالية يمكن بدوره أن يجذب المزيد من الاستثمار الأجنبي المباشر. كما اختبر (Dutta & Roy (2011) العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر، التطور المالي و المخاطر السياسية، باستخدام بيانات البانيل ل 97 بلدا خلال 20 سنة. وتوصلوا أن تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر ستزداد إلا إذا وصل مستوى التطور المالي إلى عتبة معينة. في ذات السياق اختبر (Al-Nasser & Gomez (2009) أثر تحرير سوق الأوراق المالية على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، باستخدام بيانات مجمعة ل 15 بلد من أمريكا اللاتينية خلال الفترة 1978-2003. و أشارت نتائج الدراسة بأن الاستثمار الأجنبي المباشر مرتبط إيجابا بحجم التداول، حيث أن حجم التداول يعد أحد المتغيرات الهامة التي تعكس تطور سوق الأوراق المالية، كما توصلوا إلى أن مستوى الائتمان الخاص المقدم من القطاع المصرفي له أثر إيجابي و معنوي على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر. وعموما أشارت نتائج الدراسة إن التحرير المالي و النظام المؤسسي يؤثران على تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوارد. من جهة أخرى اختبر (Soumare & Tchana (2011) العلاقة السببية بين الاستثمار الأجنبي المباشر و تطور سوق الأوراق المالية، و في هذه الحالة تم تقسيم التطور المالي إلى قطاعين، الأول تطوير السوق المالي و الثاني تطوير القطاع المصرفي، و باستخدام منهج VAR و نظام المعادلات الآنية توصلوا إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه بين الاستثمار الأجنبي المباشر و مؤشر تطور السوق المالي. وجود علاقة غير حاسمة بين الاستثمار الأجنبي المباشر و تطوير القطاع المصرفي.

## 2- المنهجية و البيانات:

تستخدم هذه الدراسة بيانات السلاسل الزمنية خلال الفترة 1995-2017. بيانات الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، مؤشر التطور المالي (FD)، مؤشر الانفتاح التجاري (TRADE)، الناتج المحلي الإجمالي للفرد (GDP) و الذي يقيس النمو الاقتصادي. و تم الحصول على بيانات الاستثمار الأجنبي المباشر و النمو الاقتصادي من مؤشر التنمية العالمي (WDI) لبيانات البنك الدولي، أما بالنسبة لمؤشر التطور المالي و الانفتاح التجاري فقد تم الحصول عليهما من موقع مؤشر الحرية الاقتصادية heritage.org

### 1.2. اختبارات الاستقرار:

الخطوة الأولى في تحليل السببية هي التحقق من مشكلة جذر الوحدة في البيانات. لذلك استخدمنا اختبار ديكي-فولر المطور (ADF) للتحقق في رتبة تكامل المتغيرات المشمولة في الدراسة. فإذا كان لدى السلسلة الزمنية متوسط و تباين ثابت في المستوى على شكل  $I(0)$  تسمى على أنها سلسلة مستقرة. السلسلة غير المستقرة يكون لها تغيرات في الوسط الحسابي و التباين، و يمكن جعلها مستقرة من خلال أخذ الفروقات الأول و الثاني على شكل  $I(1)$  و  $I(2)$ . و قد استخدم Gujarati & Brooks الشكل الدالي التالي لاختبار ديكي فولر المطور (ADF):

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \beta_{2t} + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots (1)$$

$$\Delta Z_t = \beta_1 + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots (2)$$

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

حيث تشير  $\Delta$  إلى الفروقات،  $Z_t$  سلاسل المتغيرات،  $Z_{t-1}$  القيم المتأخرة،  $\Delta Z_{t-1} = (Z_{t-1} - Z_{t-2})$ ،  $\Delta Z_{t-2} = (Z_{t-2} - Z_{t-3})$  تبين الفرق الأول إلى غير ذلك.  $\beta_1$  الثابت،  $\beta_2 t$  تشير إلى الاتجاه.  $T$  تمثل زمن المتغير و  $\varepsilon_t$  فهي تمثل حد الخطأ. إذا كانت القيمة الإحصائية ل ADF أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% نقول أن السلسلة الزمنية للمتغير مستقرة، أما إذا كانت القيمة الإحصائية ل ADF أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% فإن السلسلة الزمنية غير مستقرة (Gujarati, 2011, Brooks, 2008).

## 2.2. اختبار التكامل المتزامن:

سيتم اختبار التكامل المتزامن باستخدام اختبار الحدود (Bounds test) لتكامل المتزامن أو نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطة (ARDL) المقترح من قبل (Pesaran, Shin & Smith, 2001). وهناك العديد من المزايا المهمة لاستخدام منهج ARDL مقارنة باختبارات التكامل المشترك الأخرى. أولاً: يمكن استخدام أسلوب ARDL بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات متكاملة عند المستوى أو الفرق الأول أو كلاهما. ثانياً: يعتبر هذا الأسلوب مناسباً لحجم العينات الصغيرة. ثالثاً: يقدم أسلوب ARDL تقديرات غير متحيزة على المدى الطويل حتى عندما تكون بعض المتغيرات داخلية. و تتمثل الخطوة الأولى في نهج ARDL في تحديد نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) على النحو التالي:

$$\Delta FDI_t = a_{10} + \beta_{10}t + \sum_{i=1}^n \beta_{11} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{12} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{13} \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{14} \Delta GDP_{t-i} + \delta_{11} FDI_{t-1} + \delta_{12} FD_{t-1} + \delta_{13} TRADE_{t-1} + \delta_{14} GDP_{t-1} + ECT_{t-1} + \varepsilon_{t1} \dots \dots \dots (4).$$

$$\Delta FD_t = a_{20} + b_{20}t + \sum_{i=1}^n \beta_{21} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{22} \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{23} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{24} \Delta GDP_{t-i} + \delta_{21} FD_{t-1} + \delta_{22} TRADE_{t-1} + \delta_{23} FDI_{t-1} + \delta_{24} GDP_{t-1} + ECT_{t-1} + \varepsilon_{t2} \dots \dots \dots (5).$$

$$\Delta TRADE_t = a_{30} + b_{30}t + \sum_{i=1}^n \beta_{31} \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{32} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{33} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{34} \Delta GDP_{t-i} + \delta_{31} TRADE_{t-1} + \delta_{32} FDI_{t-1} + \delta_{33} FD_{t-1} + \delta_{34} GDP_{t-1} + ECT_{t-1} + \varepsilon_{t3} \dots \dots \dots (6).$$

$$\Delta GDP_t = a_{40} + b_{40}t + \sum_{i=1}^n \beta_{41} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{42} \Delta TRADE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{43} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{44} \Delta FD_{t-i} + \delta_{41} GDP_{t-1} + \delta_{42} TRADE_{t-1} + \delta_{43} FDI_{t-1} + \delta_{44} FD_{t-1} + ECT_{t-1} + \varepsilon_{t4} \dots \dots \dots (7).$$

حيث تمثل  $\Delta$  عامل الفروقات،  $a_{10}, \dots, a_{40}$  حدود الثابت،  $b_{10}t, \dots, b_{40}t$  تمثل حدود الاتجاه  $\beta_{11}, \dots, \beta_{44}$  تمثل معاملات الأجل القصير،  $\delta_{11}, \dots, \delta_{44}$  تمثل معاملات الأجل الطويل،  $\varepsilon_{t1}, \dots, \varepsilon_{t4}$  عبارة عن حدود الخطأ. بعد تحديد نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)، فإن المرحلة الموالية هي اختبار المعنوية على المتغيرات المتباطئة في المعادلات (4)، (5)، (6)، (7) باستخدام اختبار فيشر (F). و تحدد فرضية العدم لعدم وجود تكامل مشترك على النحو التالي:

$$H_0: \delta_{11} = \delta_{12} = \delta_{13} = \delta_{14} = 0; \delta_{21} = \delta_{22} = \delta_{23} = \delta_{24} = 0; \delta_{31} = \delta_{32} = \delta_{33} = \delta_{34} = 0; \delta_{41} = \delta_{42} = \delta_{43} = \delta_{44} = 0.$$

و بمجرد حساب الاختبار  $F$  يجب مقارنة ذلك بالقيم الحرجة. كما تستخدم هذه الدراسة القيم الحرجة التي اقترحها (Narayan 2005) والتي تم إنشاؤها خصيصاً لحجم العينات الصغيرة. إذا كانت إحصائية  $F$  المحسوبة أقل من القيمة الحرجة ذات الحد الأدنى، فلا يتم رفض الفرضية العدمية و بالتالي لا يوجد تكامل متزامن. إذا تجاوزت إحصائية  $F$  المحسوبة الحد الأعلى، فيتم رفض الفرضية العدمية مما يعني وجود تكامل متزامن بين المتغيرات. أما إذا وقعت  $F$  الإحصائية بين الحد الأدنى و الحد الأعلى فهنا يكون القرار غير حاسم.

## 3.2. اختبار العلاقة السببية:

من أجل تحليل السببية بين المتغيرات المستخدمة في الدراسة، يتم استخدام أسلوب (Toda & Yamamoto 1995) للسببية. و يقدر منهج Toda & Yamamoto نموذج الانحدار الذاتي في متغيرات المستوى بدلا من الفروقات، و بالتالي يقلل من خطر تحديد ترتيب التكامل بشكل خاطئ. و يتمثل الجانب

الرئيسي لهذا المنهج في تطور نموذج الانحدار الذاتي المعياري من خلال الحد الأقصى لدرجة التكامل (K+dmax)، و تتمثل الخطوة الأولى في هذا الأسلوب في تحديد رتبة التكامل القسوى (dmax) لمجموعة من المتغيرات، أما الخطوة الثانية فتتمثل في تحديد نموذج VAR. و يتم تحديد نماذج VAR كالتالي:

$$FDI_t = A_1 + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} FDI_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \theta_{2j} FDI_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} TRADE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \gamma_{2j} TRADE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \pi_{1i} FD_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \pi_{2j} FD_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \phi_{2j} GDP_{t-j} + \mu_{1t} \dots \dots (8)$$

$$TRADE_t = A_2 + \sum_{i=1}^k \epsilon_{1i} FDI_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \epsilon_{2j} FDI_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} TRADE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \theta_{2j} TRADE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \rho_{1i} FD_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \rho_{2j} FD_{t-j} + \sum_{i=1}^k \tau_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \tau_{2j} GDP_{t-j} + \mu_{2t} \dots \dots (9)$$

$$FD_t = A_3 + \sum_{i=1}^k \omega_{1i} FDI_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \omega_{2j} FDI_{t-j} + \sum_{i=1}^k \kappa_{1i} TRADE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \kappa_{2j} TRADE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \zeta_{1i} FD_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \zeta_{2j} FD_{t-j} + \sum_{i=1}^k \sigma_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \sigma_{2j} GDP_{t-j} + \mu_{3t} \dots \dots (10)$$

$$GDP_t = A_4 + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} FDI_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \phi_{2j} FDI_{t-j} + \sum_{i=1}^k \vartheta_{1i} TRADE_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \vartheta_{2j} TRADE_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} FD_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \alpha_{2j} FD_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{dmax} \beta_{2j} GDP_{t-j} + \mu_{4t} \dots \dots (11)$$

حيث تمثل k فترة الإبطاء الزمني المثلى لنموذج الانحدار الذاتي، و dmax درجة التكامل القسوى للمتغيرات المدرجة في الدراسة. و الخطوة الثالثة هي اتخاذ قرار بشأن عدد فترات الإبطاء المثلى التي يجب استخدامها في نموذج VAR، و يتم اختيار العدد الأمثل لدرجة التأخير اعتمادا على معيار AIC. و الخطوة الرابعة هي إجراء اختبار السببية على المعادلات (8)، (9)، (10)، (11). بعد ذلك يجب تحديد الفرضية، و تحدد الفرضيات على الشكل التالي:

$$H_{08}: \gamma_{1i} = \pi_{1i} = \phi_{1i} = 0 \text{ (عدم وجود علاقة سببية)}$$

$$H_{09}: \epsilon_{1i} = \rho_{1i} = \tau_{1i} = 0 \text{ (عدم وجود علاقة سببية)}$$

$$H_{010}: \omega_{1i} = \kappa_{1i} = \sigma_{1i} = 0 \text{ (عدم وجود علاقة سببية)}$$

$$H_{011}: \phi_{1i} = \vartheta_{1i} = \alpha_{1i} = 0 \text{ (عدم وجود علاقة سببية)}$$

يجب أن يستند القرار المتعلق برفض أو قبول الفرضية العدمية إلى اختبار وولد المطور MWALD. إذا كانت قيمة  $P < 0.05$  فيجب رفض الفرضية العدمية لعدم وجود سببية، و العكس بالعكس إذا كانت  $P > 0.05$ .

#### 4.2. اختبارات التشخيص و الاستقرار:

من أجل ضمان أن النموذج المستخدم في تحليل التكامل المشترك فعال، تستخدم هذه الدراسة بعض الاختبارات التشخيصية، فمن أجل اختبار الارتباط التسلسلي يتم استخدام اختبار Breusch-Godfrey. و يستخدم اختبار Breusch-Godfrey بدلاً من اختبار Durbin-Watson الشهير لأنه قابل للتطبيق عند استخدام المتغيرات التابعة المختلفة في النموذج ويمكن أن يأخذ في الاعتبار درجات أعلى من الارتباط التسلسلي. و من أجل اختبار تجانس التباين يتم استخدام اختبار ARCH، بالإضافة إلى اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي ل Jarque-Bera.

من الضروري كذلك ضمان الاستقرار الديناميكي لأي نموذج له هيكل انحدار ذاتي Autoregressive، سيتم التحقق من استقرار النموذج باستخدام المجموع التراكمي للبواقي المعادة (CUSUM) والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة (CUSUMSQ). و يعد هذان الاختبارين مهمين في هذا المجال لأنه يبين وجود أي تغير هيكل في البيانات.

### 3- النتائج و المناقشات:

#### 1.3. اختبار الاستقرار:

يتم التحقق من خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات المختلفة في النموذج من خلال توظيف اختبار ديكي فولر المطور (ADF)، و يتم عرض النتائج في الجدول (1).

الجدول 1 نتائج اختبار الاستقرار لديكي-فولر المطور (ADF).

القرار	عند الفرق الأول			عند المستوى			المتغيرات
	بدون	ثابت	ثابت و اتجاه	بدون	ثابت	ثابت و اتجاه	
I(0)	-5.184*	-5.039*	-5.447*	-1.109	-3.179**	-3.102	FDI
I(1)	-4.463*	-4.584*	-4.565*	-1.330	-1.320	-1.562	FD
I(1)	-5.970*	-5.851*	-4.342**	0.048	-1.995	-2.574	TRADE
I(1)	-2.015**	-2.687	-2.963	3.605	-1.623	-0.248	GDP

\*،\*\* تشير إلى مستوى المعنوية 1% و 5% على التوالي.

المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10.

يتبين من خلال الجدول أعلاه بأن القيمة الإحصائية لسلسلة الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%، مما يعني رفض الفرضية العدمية و قبول الفرضية البديلة القائلة بأن السلسلة مستقرة عند المستوى أي من الشكل I(0). أما فيما يخص سلاسل التطور المالي (FD)، الانفتاح التجاري (TRADE) و النمو الاقتصادي (GDP) فإن القيمة الإحصائية ل ADF أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5% مما يعني قبول الفرضية العدمية أي أن السلاسل غير مستقرة عند المستوى، و لكن بعد أخذ الفرق الأول تم رفض الفرضية العدمية و قبول الفرضية البديلة مما يعني أن المتغيرات الثلاثة مستقرة عند الفرق الأول، أي من الشكل I(1).

من خلال نتائج اختبار استقرار المتغيرات تبين أن رتبة تكامل المتغيرات هي مزيج بين I(0) و I(1) و لا وجود ل I(2) و من هنا يمكن استخدام التكامل المتزامن للانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطنة ARDL، و اختبار العلاقة السببية ل Toda-Yamamoto.

## 2.3. اختبار التكامل المتزامن:

الجدول 2 (نتائج اختبار الحدود-ARDL):

القرار	اختبار الحدود I(0)-I(1)			الإبطاء الأمثل	F الإحصائية	النموذج
	10%	5%	1%			
وجود تكامل متزامن	4.3-5.23	3.38-4.23	4.3-5.23	(1,3,0,2)	5.630	Fdi/fd,tarde,gdp
وجود تكامل متزامن	4.3-5.23	3.38-4.23	4.3-5.23	(2,2,1,1)	6.573	Fd/trade,fdi,gdp
وجود تكامل متزامن	4.3-5.23	3.38-4.23	4.3-5.23	(2,3,3,3)	6.801	trade/fdi,fd,gdp
عدم وجود تكامل متزامن	4.3-5.23	3.38-4.23	4.3-5.23	(3,3,3,3)	2.634	gdp/tarde,fd,fdi

المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10

بعدما تم التأكد من أن السلاسل الزمنية قيد الدراسة هي عبارة عن مزيج بين I(0) و I(1) و عدم وجود سلاسل من الشكل I(2)، فإن الخطوة الموالية هي اختبار وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. و يشير الجدول (2) إلى نتائج ARDL-اختبار الحدود للتكامل المشترك. تتجاوز القيمة الإحصائية ل F في المعادلة (4) (5.630) القيم الحرجة العليا المحددة عند مستويات 1% و 5% و 10%، وبالمثل، فإن القيمة الإحصائية ل F للمعادلتين (5) و (6) هي (6.801) ، (6.573) على التوالي، و تتجاوز القيم الحرجة العليا المحددة في جميع مستويات المعنوية. و يكون القرار في هذه الحالة برفض الفرضية العدمية أي أن هناك تكامل مشترك في المعادلات الثلاثة بما في ذلك معادلة الاستثمار الأجنبي المباشر. و خلافا على ذلك، فإن القيمة الإحصائية ل F للمعادلة (7) (2.634)، و هي أقل من القيم الحدية الأدنى المحددة عند مستويات 1%، 5% و 10%، وبالتالي لا يتم رفض الفرضية العدمية لعدم وجود التكامل المشترك و منه نستنتج أنه لا يوجد تكامل متزامن في المعادلة (7).

قياس العلاقة بين التطور المالي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر: دراسة قياسية خلال الفترة 1995-2017، (ص ص:1-

ن)

الجدول 3 (تقديرات معاملات الأجل الطويل باستخدام ARDL (1,3,0,2)، المتغير التابع FDI)

المتغيرات	المعاملات	الانحراف المعياري	القيمة الإحصائية T	الاحتمال
Trend	-0.579	0.201	-2.961	0.015**
FD	0.218	0.088	2.475	0.035**
TRL	0.046	0.015	2.972	0.015**
GDP	0.010	0.003	2.611	0.028**

\*\* تشير إلى مستوى المعنوية 5%.

المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10.

يمثل الجدول (3) تقديرات معاملات الأجل الطويل لنموذج ARDL الخاص بالمعادلة (4) أي معادلة الاستثمار الأجنبي المباشر. وجود تأثير إيجابي و معنوي للتطور المالي على الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر، بمعامل 0.035 مع مستوى معنوية 5% مما يعني أن الزيادة في التطور المالي بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة قدرها 0.035 في الاستثمار الأجنبي المباشر. وجود تأثير معنوي و إيجابي للانفتاح التجاري على الاستثمار الأجنبي المباشر بمعامل 0.015 عند مستوى معنوية 5%، أي أن زيادة الانفتاح التجاري بوحدة واحدة تؤدي إلى الزيادة في الاستثمار الأجنبي المباشر ب 0.015. وجود تأثير معنوي إيجابي للنمو الاقتصادي (حجم السوق) على الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر بمعامل 0.028، مما يعني أن الزيادة في حجم السوق المحلي بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة قدرها 0.028 في الاستثمار الأجنبي المباشر الوارد. و تتناسب هذه النتائج إلى حد بعيد مع النظرية الاقتصادية.

الجدول 4 (تمثيل تصحيح الخطأ لنموذج ARDL المحدد، المتغير التابع  $\Delta FDI$ ).

المتغيرات	المعاملات	الانحراف المعياري	القيمة الإحصائية T	الاحتمال
C	-53.868	19.676	-2.737	0.022**
Trend	-0.732	0.243	-3.008	0.014**
$\Delta FDI$	0.042	0.025	1.692	0.124
$\Delta GDP$	0.000	0.001	0.178	0.862
ECT(-1)	-0.915	0.192	-6.376	0.000*

\*، \*\* تشير إلى مستوى المعنوية 1% و 5% على التوالي.

المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10.

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات، يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) ضمن إطار ARDL لاشتقاق معامل المدى القصير للعلاقات بين المتغيرات، و النتائج في الجدول (4) أعلاه. و من خلال النتائج المدونة في الجدول تبدو معاملات التطور المالي و النمو الاقتصادي (حجم السوق) غير معنوية، و بالتالي فإن التطور المالي و حجم السوق لا يؤثر على الاستثمار الأجنبي المباشر على المدى القصير. أما فيما يخص معلمة حد تصحيح الخطأ فهي سالبة و معنوية عند مستوى 1%، و هو ما يدل على تأكيد العلاقة التوازنية طويلة الأجل، و تمثل سرعة التعديل أو التكييف للعودة إلى الوضع التوازني عند حدوث أي انحرافات (استعادة العلاقة التوازنية)، و يشير المعامل (-0.915) إلى أنه يتم استعادة حوالي 91.5% من الصدمات للنموذج خلال الفترة الموالية.

3.3. اختبار اتجاه العلاقة السببية:

الجدول 5 (اختبار السببية ل Toda-Yamamoto).

المعادلات	الفرضية العدمية	Chi-sq	درجة الحرية	الاحتمال	القرار
8	FDI - FD	4207.05	3	0.00	رفض الفرضية العدمية
	FDI - TRL	6377.56	3	0.00	رفض الفرضية العدمية
	FDI - GDP	8045.71	3	0.00	رفض الفرضية العدمية

قبول الفرضية العدمية	0.07	3	6.97	FD - FDI	9
قبول الفرضية العدمية	0.08	3	6.70	FD - TRL	
قبول الفرضية العدمية	0.28	3	3.82	FD - GDP	
رفض الفرضية العدمية	0.00	3	20.43	TRL - FDI	10
قبول الفرضية العدمية	0.13	3	5.57	TRL - FD	
رفض الفرضية العدمية	0.02	3	9.55	TRL - GDP	
قبول الفرضية العدمية	0.53	3	2.18	GDP - FDI	11
قبول الفرضية العدمية	0.85	3	0.79	GDP - FD	
قبول الفرضية العدمية	0.92	3	0.46	GDP - TRL	

المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10.

بعد تحديد وجود تكامل متزامن في ثلاث معادلات، فإن احتمال وجود علاقة سببية بين المتغيرات وارد جدا، و هنا نستخدم اختبار Toda-Yamamoto لتحديد اتجاه العلاقات السببية. و بناء على اختبارات جذر الوحدة لديكي-فولر المطور (ADF) فإن متغيرات التطور المالي (FD)، الانفتاح التجاري (TRADE) و النمو الاقتصادي (GDP) مستقرة عند الفرق الأول (I(1)، بينما سلسلة الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) مستقرة عند المستوى (I(0)، و بالتالي فإن الحد الأقصى لرتبة التكامل  $d_{max}$  هي 1، أما بالنسبة لطول فترة الإبطاء الزمني المثلى (k) حددت ب 3 فترات استنادا إلى معياري AIC و SC. بعد تحديد الحد الأقصى لرتبة التكامل و طول فترة التأخير k يصبح ترتيب VAR الجديد (3 + 1)، و يتم استخدام ترتيب VAR المختار لتقدير المعادلات (8)، (9)، (10)، (11). و ترد نتائج اختبار Toda-Yamamoto في الجدول (5). و استناداً إلى النتائج، فإن قيمة p أقل من 0.05 في المعادلة (8)، مما يعني رفض الفرضية العدمية لعدم وجود سببية و قبول الفرضية البديلة للمتغيرات الثلاثة أي وجود علاقة سببية من التطور المالي، الانفتاح التجاري و النمو الاقتصادي (حجم السوق) نحو الاستثمار الأجنبي المباشر. فيما يخص المعادلة (9) يبدو أن القيمة الاحتمالية أكبر من 0.05 لكل المتغيرات مما يدل على قبول الفرضية العدمية و بالتالي غياب علاقة سببية من الاستثمار الأجنبي المباشر، الانفتاح التجاري و النمو الاقتصادي نحو التطور المالي. و هناك دليل على وجود علاقة سببية من الاستثمار الأجنبي المباشر نحو الانفتاح التجاري في المعادلة (10). و بالنسبة للمعادلة (11) فإن القيمة الاحتمالية للمتغيرات الثلاثة التطور المالي، الانفتاح التجاري و الاستثمار الأجنبي المباشر أكبر من 0.05، ما يعني قبول الفرضية العدمية لعدم وجود علاقة سببية من هذه المتغيرات نحو النمو الاقتصادي. و من هنا يمكن القول بأن مستوى التطور المالي ساهم في جذب الاستثمار الأجنبي المباشر للجزائر خلال فترة الدراسة إلا أن هذا الأخير لم يساهم في التطور المالي و النمو الاقتصادي من الجهة المقابلة.

#### 4.3. اختبارات التشخيص و الاستقرار:

الجدول 6 (نتائج الاختبارات التشخيصية).

الاحتمال	الاختبارات	المتغير التابع FDI
0.259	الارتباط الذاتي (Breusch-Godfrey)	
0.583	ثبات التباين (ARCH)	
0.538	التوزيع الطبيعي (Jarque-Bera)	

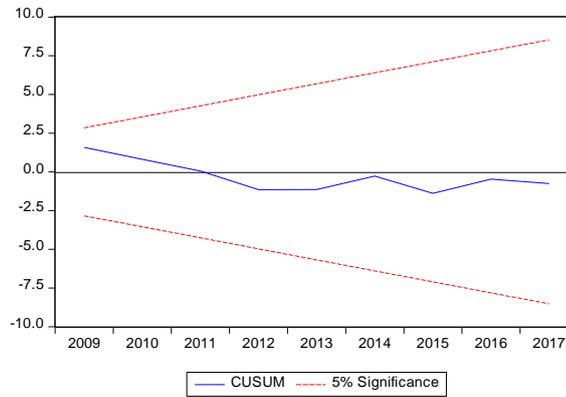
المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10.

استنادا إلى اختبار Breusch-Godfrey لاختبار الارتباط التسلسلي للأخطاء يتبين بأن قيمة الاحتمال P-value أكبر من 5%، لذلك لا يتم رفض الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود ارتباط تسلسلي للأخطاء. يشير اختبار ARCH إلى أن التباين متجانس. كما أن احتمال إحصائية Jarque-Bera هي الأخرى أكبر من 5% مما يدل على أن بواقي النموذج تتوزع توزيعاً طبيعياً.

لضمان جودة و متانة نتائجنا نستخدم اختبارات الاستقرار الهيكلية على نتائج معلمات الأجل الطويل و ذلك استنادا إلى اختبار كل من المجموع التراكمي للبواقي المعادة (CUSUM) و كذا اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة (CUSUMSQ) المقترح من قبل (Pesaran & Pesaran, 1997).

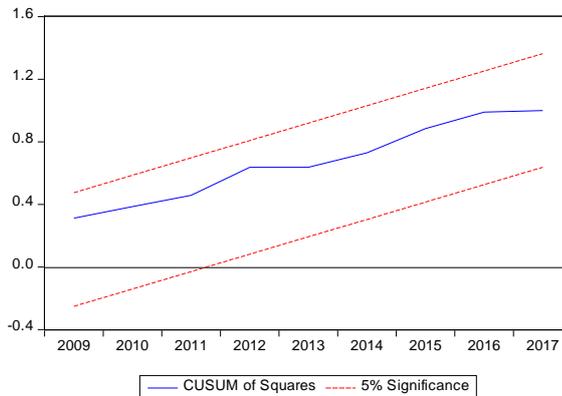
من خلال الشكل (1) و (2) نلاحظ بأن اختبار كل من CUSUM و CUSUMSQ يقعان داخل الحدود الحرجة (كما هو موضح بالخطوط الحمراء المنقطعة) عند مستوى معنوية 5%، و بالتالي تؤكد هذه النتائج على استقرار النموذج وأنه لا يوجد أي تغيير هيكلية تم تحديده في المعاملات بمستوى معنوية 5%. و منه نستنتج أن معاملات المعلومات مستقرة خلال فترة الدراسة (1995 - 2017).

الشكل 1 (اختبار CUSUM)



المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10

الشكل 2 (اختبار CUSUMSQ)



المصدر: بالاعتماد على مخرجات Eviews10

#### خلاصة:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى اختبار العلاقة السببية بين التطور المالي، الانفتاح التجاري، النمو الاقتصادي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر خلال الفترة 1995-2017، باستخدام اختبار جدر الوحدة لديكي-فولر المطور (ADF) و اختبار الحدود-الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطنة (ARDL) لاختبار وجود التكامل المتزامن، كما تم استخدام اختبار Toda-Yamamoto لكشف اتجاه العلاقة السببية طويلة الأجل. و كشفت مخرجات الدراسة أن سلسلة الاستثمار الأجنبي المباشر مستقرة عند المستوى  $I(0)$ ، بينما سلاسل التطور المالي، الانفتاح التجاري و النمو الاقتصادي فتكون مستقرة بعد أخذ الفرق الأول  $I(1)$ . و بينت نتائج اختبار الحدود-ARDL وجود تكامل متزامن بين المتغيرات المشمولة، و علاوة على ذلك أكدت نتائج اختبار السببية ل Toda-Yamamoto وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الانفتاح التجاري و الاستثمار الأجنبي المباشر، إضافة إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تسير من التطور المالي و النمو الاقتصادي نحو الاستثمار الأجنبي المباشر.

و يرجع التأثير الإيجابي للتطور المالي على الاستثمار الأجنبي المباشر إلى مجموعة التطورات التي شهدتها القطاع المالي الجزائري نتيجة الانتقال من الاقتصاد المخطط إلى اقتصاد السوق، خاصة بعد صدور قانون النقد و القرض (90-10) الذي يعتبر نقطة جوهريّة في مجال النشاط البنكي في الجزائر، من خلال إصدار مجموعة من الإصلاحات خاصة بعد سنة 1995 و إزالة العراقيل أمام الاستثمار الأجنبي المباشر، و تطبيق القوانين الخاصة بحركة رؤوس الأموال من و إلى الجزائر، و كذا دخول الجزائر في عدة اتفاقيات ثنائية و متعددة الأطراف و التي أعطت المزيد من الحماية و الضمان للمستثمرين. و من ناحية أخرى فإن تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر لم تساهم في زيادة توفير الأموال في الاقتصاد و ازدهار الوساطة المالية، و ذلك بسبب غياب سوق للأوراق المالية في الجزائر، مما حل دون تعزيز عملية التطور المالي و انعكاس ذلك على النمو الاقتصادي، حيث أن حجم الاستثمار الأجنبي المباشر لا يرقى إلى المستوى المرغوب بالرغم من الجهود المبذولة من تحرير البيئة الاقتصادية الجاذبة للاستثمارات. و بالتالي يمكن القول أنه بالرغم من الإصلاحات التي قامت بها الجزائر على مستوى القطاع المالي إلا أنه لا يزال يحتاج إلى مزيد من التطور و الفعالية و مواكبة التطورات العالمية من خلال السعي إلى تطوير سوق الأوراق المالية و إتاحة التمويلات للقطاع الخاص لتقوية الوساطة المالية و الاستفادة من التدفقات الواردة للاستثمارات الأجنبية المباشرة. أما عن باقي التوصيات الهامة التي يجب على الحكومة الأخذ بها لإنعاش و زيادة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الوارد و هي ضرورة اتخاذ إجراءات سريعة لتحسين البيئة المؤسسية (مكافحة الفساد) و بيئة أداء الأعمال، و تعزيز الشفافية بإجراءات تنظيمية فعالة وكذلك تطوير قطاع الاتصالات و تكنولوجيا المعلومات، كما يجب الترويج الشامل للبلد كموقع جاذب للاستثمار بشكل عام بمشاركة كل الجهات المعنية و وفق سياسات مرنة تراعي المستجندات و برامج استثمارية أكثر تحديدا و فعالية و لاسيما تجاه الشركات متعددة الجنسيات.

#### المراجع:

- 1- Agarwal, S., Mohtadi, H. (2004). *Financial markets and financing choice of firms : evidence from developing countries*. Global Finance Journal. 15, P.57-70.
- 2- Alfaro, L., Chanda, A., Kameli-Ozcan, S and Sayek, S. (2004). *Foreign direct investment and economic growth : the role of local financial market*. Journal of International Economic. 64(1), P.89-112.
- 3-Al-Nasser, O.M., Gomez, X.G. (2009). *Do well functioning financial systems effect the foreign direct investment flows to Latin America ?* Institutional Research Journal of Finance and Economics. 29, P.120-125.
- 4-Al-Nasser, O.M., Soydemir, G. (2010). *Domestic and international determinants of foreign direct investment in Latin America*. FMA annual meeting. New York.
- 5-Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics to finance*. Second edition, United State of America, Cambridge University.
- 6-Desbordes, R., Wei, S.J. (2017). *The effect of financial development on foreign direct investment*. Journal of development Economics. 127, P. 153-168.
- 7-Dutta, N., Roy, S. (2011). *Foreign direct investment, financial development and political risks*. Journal of Development Areas. 44(2), P.303-327.
- 8-Gujarati, D. (2011). *Econometrics by example*. Great Britain, Palgrave Macmillan.
- 9-Henry, P.B. (2000). *Do stock market liberalization cause investment booms ?* Journal of Financing and Economic. 58(2), P. 301-334.
- 10-Khan, R.E.A., Hye, Q.M.A. (2014). *Foreign direct investment and liberalization policies in Pakistan : An empirical analysis*. Ogent Economics and Finance. 2(1), P. 1-12.
- 11-Lamsiraroj, S. (2016). *The FDI-economic growth nexux*. International of Economic and Finance. 42. P. 116-133.
- 12-Maliela, K., Quattara, B. (2017). *Foreign direct investment and economic growth*. Economic Modelling, P. 1-10.
- 13-Narayan, P.K. (2005). *The saving and investment nexus for China : evidence from cointegration test*. Applied Economics. 37(17), P.1979-1990.
- 14-Pesaran, M.H., Shin, Y and Smith, R.J. (2001). *Bounds testing approaches to analysi of level relationship*. Journal of Applied Econometrics. 16(3), P. 289-326.

قياس العلاقة بين التطور المالي و الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر: دراسة قياسية خلال الفترة 1995-2017، (ص ص:1-

ن)

15-Rahman, M.M., Kashem, M.A. (2017). *Carbone mission, energy consumption and industrial growth in Bangladish : Empirical evidence from ARDL co-integration and granger causality analysis*. Energy policy. 110, P. 600-608.

16-Rufael, W. (2006). *Electricity consumption and economic growth : a time series experience for 17 African countries*. Energy Policy. 34(10), P.1106-1114.

17-Soumare, I., Tchana, F. (2011). *Causality between foreign direct investment and financial market development : evidence from emerging markets*. Munich Personal Repec Archive. MPRA Paper, NO.31328, Posted 08, June 2011/04/14.

المواقع الالكترونية:

<http://databank.worldbank.org/data/source/world-development-indicators> (22/08/2018)

<https://www.heritage.org/index> (25/08/2018).