# أثر تحرير المتغيرات المالية الأساسية على النمو الاقتصادي

## -دراسة تحليلية قياسية لحالة الجزائر(1999-2015)-

**أ. دليلة بوزيان**

طالبة دكتوراه "ل.م.د"، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 3-الجزائر

أستاذة مؤقتة، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة مستغانم -الجزائر

***bouzianedalila2014@gmail.com***

**د. محمد رمضاني**

أستاذ محاضر صنف "أ"، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

جامعة مستغانم– الجزائر

***univ-mosta.dz@mohamed.ramdani***

**الملخص:**

سارعت الكثير من الدول للتحول من الاقتصاد المخطط إلى اقتصاد الحر، فأولت اهتماماً كبيرا بالقطاع المالي والمصرفي وعجلت به إلى التحرير والانفتاح كشرط من الشروط التي فرضها صندوق النقد الدولي والبنك العالمي في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي والمالي، فهناك العديد من الدراسات التي حاولت أن تظهر وجود علاقة إيجابية سببية بين التحرير المالي والنمو الاقتصادي ومن ثم على تنمية وتطوير القطاع المالي. في الجانب التطبيقي انصب الاهتمام على محاول القياس أثر التحرير المالي بجوانبه المختلفة على النمو الاقتصادي، وقد اعتمدنا استخدام نماذج قياسية مقترحة لهذا الغرضومن خلالها حاولنا الخروج بمؤشرات تعكس فاعلية التحرير المالي في جانبيه الداخلي والخارجي على النمو الاقتصادي في دراسة حالة الجزائر للفترة الممتدة1999–2015. وقد توصلنا من خلال هذه الدراسة إلى أن سياسة التحرير المالي المتبعة في الجزائر لم يكن لها أثر إيجابي جيد على النمو الاقتصادي المحققة، كذلك تم التوصل من خلال هذه الدراسة إلى أن بعض مؤشرات التحرير المالي وبالرغم من أهميتها في الاقتصاد إلاّ أنه ليس لها تأثير على معدلات النمو الاقتصادي

***الكلمات الافتتاحية***: التطور المالي، النمو الاقتصادي، الاقتصاد الجزائري، سوق الأوراق لمالية، سعر الفائدة الحقيقي

***تصنيف JEL***: O42, F43, O55, G10, G29.

**Abstract:**

After a certain time began many countries to shift from a planned economy to a free economy, these countries has been placing attention so much financial and banking sector, and precipitated him to the liberation and openness as a condition of the conditions imposed by the International Monetary Fund and the World Bank in the context of economic and financial reform program, there are many Studies that have tried to establish a causal positive relationship between financial liberalization and economic growth appears and then the development of the financial sector. In the practical side focused attention on essayed measuring the impact of financial liberalization on the different aspects of economic growth, we have adopted the use of standard formats proposed for this purpose. And through it we tried to get out of indicators that reflect the effectiveness of financial liberalization in the internal and external sides of the economic growth in the case study of Algeria for the period 1999-2015. We have reached through this study that financial liberalization pursued a policy in Algeria did not have a positive impact on the achieved economic growth, it has also been reached through this study that some financial liberalization indicators and in spite of its importance in the economy, but it has no effect on growth rates economic.

***Key words***: financial development, economic growth, the Algerian economy, the stock market, the real rate of interest.

***JEL CODE*: O42, F43, O55, G10, G29.**

**تمهيد:**

جاءت العديد من الدراسات النظرية والتحليلية التي كان لها دور في تفسير وفهم مسار النمو الاقتصادي وعلى التنمية في المدى البعيد بأبحاث تجريبية مست العديد من الدول وباستخدام عدة مؤشرات كمية. واقترحوا سياسة التحرير المالي كبديل وحل من أجل تحقيق معدلات الإدخار والاستثمار عالية، وعجلت به إلى التحرير والانفتاح كشرط من الشروط التي فرضها صندوق النقد الدولي والبنك العالمي في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي والمالي.وقد تضمنت تطبيق سياسة التحرير المالي في الدول النامية وأيضا تطوير النظام المالي وبالتالي في تفسير النتائج المحققة على صعيد النمو الاقتصادي.

باعتبار أن مفهوم التطور المالي قد توسع كثيراً ليشمل التحسينات والتطورات في كفاءة النظام المالي ومؤسساته المصرفية والأسواق المالية التي يمكن أن تسهم في زيادة كفاءة تعبئة وتوزيع الموارد المحلية والأجنبية بين القطاعات الاقتصادية المختلفة والتي تعد أهم أسس تسارع النمو الاقتصادي ومتطلباته .فقد نادى الكثير من الاقتصاديون أمثال كل من ( Shaw. Mc Quinn1973) وأشادوا بالدور الفعال للتحرير المالي وأثره الإيجابي على النمو الاقتصادي.

وبعد مرور أكثر من عقدين على بداية تبني الجزائر كغيرها من ال دول النامية لخيار اقتصاد السوق وتحرير الاقتصاد، حيث باشرت بمجموعة من الإجراءات الهادفة إلى تحرير نظامها المالي والمصرفي وذلك منذ صدور قانون النقد والقرض رقم 90-10 بتاريخ 16 أفريل 1990.

موضوع هذا المقال يتمثل في دراسة سياسة التحرير المالي وعلاقتها بالنمو الاقتصادي في الجزائر، حيث تم من خلالها تقييم أثر تطبيق هذه السياسة على معدلات النمو الاقتصادي المحققة في الجزائر، وذلك عن طريق إجراء دراسة قياسية للفترة الممتدة 1999-2015 بالاعتماد على مؤشرات التحرير المالي الداخلي والخارجي. ويمكن طرح الإشكالية التالية:

**الإشكالية الرئيسية:**

**كيف اثرت الاصلاحات المالية في الجزائر من خلال انتهاج سياسة التحرير المالي على معدلات النمو الاقتصادي ؟**

**الأسئلة الفرعية:**

1. هل أن تطور المؤسسات المالية والمصرفية في الجزائر لها علاقة بتطور معدلات النمو الاقتصادي؟
2. هل يمكن اعتبار تحرير حساب رأس المال يؤدي إلى إبطاء النمو الاقتصادي؟
3. هل هناك علاقة بين تطور أسواق الأوراق المالية وتطور اقتصاد الجزائر؟

**الفرضيات:**

1. إن لتطوير القطاع المالي والمصرفي أثار إيجابية في النمو الاقتصادي، هذا عندما يمثل النظام المالي الكفء والفعال بمكوناته وعناصره المختلفة القناة الأمثل لتمويل الاقتصاد.

2. تحرير حساب رأس المال له علاقة إيجابية مع النمو الاقتصادي كونه يعود على الاقتصاد بفوائد إلى جانبه يكون مصحوباً بمخاطر.

3. إن سوق الأوراق المالية وعلى الرغم من تطورها النسبي في الجزائر لا تزال قاصرة التأثير في معدلات النمو الاقتصادي.

## 1/ تحليل مؤشرات التحرير المالي:

هناك العديد من الدراسات النظرية والتطبيقية قام بها مختلف الخبراء الاقتصادي أمثال Levine ، Quinn و King، Bekaert، Chinn and Itoوآخرون، والتي تمحورت غالبيتها حول موضوع علاقة سياسة التحرير المالي بالنمو الاقتصادي، وقد بينت هذه الدراسات أن التطور المالي شرطاً أساسياً لابد من تعزيز مستواه لنجاح تطبيق سياسة التحرير المالي في الدول . واعتبرت هذه الأخيرة كحل ووسيلة فعالة لتسريع وتيرة النمو الاقتصادي لهذه الدول، فأقرت الدراسات بأنه مهما اختلفت إجراءات وخطوات سياسة التحرير المالي، إلاّ أنه يمكن شملها في ثلاثة جوانب رئيسية وفق المعادلة التالية:[1]

$$LF = \frac{1}{3} \times LSBI + \frac{1}{3} \times LMF + \frac{1}{3} \times LCC$$

### أولاً: تحرير النظام المصرفي الداخلي (LSBI)

عملت الدول على تطوير أنظمتها المالية والمصرفية التي بدورها تحفز على الإدخار وبالتالي توفير الأموال اللازمة لمختلف الأنشطة الاقتصادية والاستثمارات، الأمر الذي ينعكس إيجاباً على معدلات النمو الاقتصادي لهذه الدول في المدى البعيد وقد تضمن تطبيق سياسة التحرير المالي في الدول عدة عناصر، حيث يشمل هذا الجانب على ثلاثة عناصر أساسية:

1. **تحرير أسعار الفائدة الدائنة والمدينة** : ويتحقق ذلك عن طريق الحد من الرقابة على أسعار الفائدة الدائنة والمدينة والتخلي عن سياسة التحديد الإداري لها، وتركها حرة تتحدد في السوق بالالتقاء بين عارضي الأموال والطالبين لها للاستثمار مع الملائمة بين الاستهلاك والإنفاق الاستثماري.
2. **تحرير القروض** :ويتحقق ذلك عن طريق الحد من عملية توجيه الائتمان نحو القطاعات التي تعتبرها الحكومة أولوية للتمويل على حساب قطاعات أخرى، والحد من وضع سقوف ائتمانية على القروض الممنوحة لبعض القطاعات، وبالإضافة لذلك إلغاء أو خفض نسب الإحتياطات الإجبارية المفروضة على البنوك التجارية.
3. **تحرير المنافسة البنكية** :والذي يتحقق بإلغاء وإزالة القيود والعراقيل التي تعيق إنشاء البنوك الخاصة برأس مال محلي أو أجنبي، وكذلك إلغاء القيود التي تمنع خلق بنوك ومؤسسات مالية متخصصة وشاملة.

ومن بين الدراسات التي توصلت لوجود علاقة بين النمو الاقتصادي والنظام المصرفي الداخلي : دراسة قام بها كل من Kelly, Mc Quinn and Stuart (2003) استعمل الباحثون مؤشر يقيس درجة الانفتاح الاقتصادي لدولة إيرلندا ويتمثل في مؤشر حجم القروض الموجهة للقطاع الخاص، وقد توصل الباحثون إلى أن حالات

[1] - ***Belkacem Benallall*** *, Les effets de l'application de le politique de libéralisation financière sur la croissence économique en Algérie (1970-2010) : Etude économétrique avec la méthode de contégration, « Actes de la jeune recherche en Économie, Société et Culture. Lauréats du concours FES,Algérie 2012 », Fondation Friedrich Ebert , p 06.*

عدم الاستقرار المالي الذي شهدته إيرلندا في السنوات الأخيرة كانت نتيجة الانفتاح الاقتصادي الذي تسبب في زيادة حجم القروض غير المستردة. [1]

دراسة Levine وKing: من أجل اختبار العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي استعملا مؤشرات التطور المالي لمجموعة اشتملت 85 دولة خلال الفترة (1960–1989)، وقد توصل كل من Levine وKing من خلال دراستهما إلى وجود ارتباط قوي بين الناتج الداخلي الخام والمؤشر الذي يمثل حجم النظام المالي بالإضافة إلى وجود ارتباط بين حجم القروض المقدمة للقطاع الخاص والناتج الداخلي الخام لهذه الدول محل الدراسة

## ثانياً: تحرير الأسواق المالية (LMF)

تعد دراسة تطور الأسواق المالية وتأثيرها في ا لنمو الاقتصادي من المواضيع الاقتصادية المهمة وذلك بعد بروز ظاهرة العولمة في صورتها الحالية وفي ظل هذه التحولات دفع بالعديد من الدول النامية إلى خلق هذه الأسواق وذلك لاستقطاب رؤوس الأموال سواء على المستوى المحلي أو الدولي، فتحرير الأسواق المالية يتم بواسطة إزالة القيود والعراقيل المفروضة ضد حيازة وامتلاك المستثمر الأجنبي للأصول والأوراق المالية للمنشآت والمؤسسات المحلية الصادرة في بورصة القيم المنقولة كالأسهم والمشتقات المالية والحد من إجبار توطين رأس المال وأقساط الأرباح والفوائد أي إلغاء الحواجز أمام خروج الأموال الأجنبية المستثمرة في الداخل والأرباح الناتجة عنها.

عملوا أغلب الباحثون في الدراسات التجريبية على دراسة تأثير أسواق الأوراق المالية على النمو الاقتصادي من أبرزهم الدراسة كل من treakeB، Harvey وLundblad عام 2001 وبحثا أخر عام 2003، حاول الباحثين إيجاد علاقة تأثير انفتاح الأسواق المالية على النمو الاقتصادي مستعملين في ذلك عدة مؤشرات من أبرزها مؤشر *BHL، وقد توصلوا إلى أن تحرير الأسواق المالية يؤدي إلى زيادة الدخل الفردي بنسبة معتبرة سنويا في الدول المتطورة من إجمالي 95 دولة منها 28 دولة نامية. [2]

وجاءت الدراسة لقياسية لـ Ben Naceur ، Ghazouani وOmranعام 2008 على صيغة (Panel) لعينة متكونة من 11 دولة من دول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا وذلك لتحديد طبيعة العلاقة بين تحرير الأسواق المالية، التطور المالي والنمو الاقتصادي .، وللفترة الممتدة بين 1979 و2005. وقد استعمل الباحثون مؤشر BHL، توصل الباحثون إلى أن تحرير أسواق الأوراق المالية ليس له تأثير على النمو الاقتصادي للدول محل الدراسة، في حين تأثيره سلبي على المدى القصير ولكنه يصبح ايجابي على المدى الطويل. [3]

---

[1] –***Robert .K, K.Mcquinn and R.stuart*** *,Exploring The Steady-State Reltionship Between Credit and GDP for a Small Open Economy, the case of IRELAND ,working paper series, N°153, european centeral bank,April 2013 .*

[1] – ***Jude C. EGGOH****, Développement Financier, Instabilité Financier et Croissance Économique : un Réexamen de La Relation, Région et Développement, n° 32, Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), Université d'Orléans,2010, PP 4-10.*

[*] *هو متغير وهمي يقيس درجة انفتاح أسواق الأوراق المالية على المستثمرين الأجانب وذلك بالاعتماد على التواريخ الرسمية لاعتماد سياسة التحرير المالي في هذه الدول ، حيث يأخذ قيمة 0 عند وجود قيود على الأسواق المالية، والقيمة 1 في حالة تحرير الاسواق المالية.*

[2] –***G.Bekaert, C.R .Harvey ,C.Lundbland*** *,Does financial liberalization spure growth?,Journal of Financial Economics ? N°77, 2005, p3-55.*

[3] – ***Samy Ben Nacem', Samir Ghazouani and Mohammed Omran (2008).*** *Does stock market liberalization spur financial and economic development in the MENA region?, Jomnal of International Money and Finance,(PP. 673-693).2008*

### ثالثاً: تحرير حساب رأس المال

(LCC)ويتضمن العمل على الحد من الرقابة المفروضة على سعر الصرف المطبق على المعاملات المرتبطة بالحساب الجاري وحساب رأس المال، وعدم تدخل السلطات النقدية في تحديد معدل صرف العملة المحلية .كذلك يتضمن تحرير تدفقات رؤوس الأموال من وإلى الاقتصاد، وحرية التعامل بمختلف أشكال رؤوس الأموال كالاستثمارات الأجنبية المباشرة واستثمارات المحافظ المالية كالأسهم والسندات والمعاملات المتعلقة بأصول الثروة العقارية والمعاملات المتعلقة بالثروات الشخصية والمعاملات المتعلقة بالديون كالقروض البنكية والالتزامات والتسهيلات الائتمانية المقدمة من الدول المتقدمة إلى الدول النامية، والديون المستحقة على الديون الجديدة والتعامل بالنقد الأجنبي

ومن أهم الدراسات التي عملت على إيجاد العلاقة بين جانب تحرير رأس المال والنمو الاقتصادي، نجد في دراسة اعتمد الباحثين Chinn and Ito (2002) على مؤشر Kaopen** والذي يضم عدد من الدول تقدر بـ 182 دولة للفترة 1970-2011 بأخذ قيمة محصورة ما بين - 1,86 و2,17، حيث كلما كانت قيمة هذا المؤشر مرتفعة كلما كان حساب رأس المال أكثر تحرراً .ويتم تكوين هذا المؤشر من خلال 4 مغيرات ثنائية تنشر سنوياً في التقرير السنوي حول ترتيبات وقيود سعر الصرف الصادر عن صندوق النقد الدولي. [1]

قدم Quinn * دراسته عام 1997 حيث عالج الباحث أثر تحرير حساب رأس المال على النمو الاقتصادي حيث اتخذ من تحرير حساب رأس المال مؤشرا للدلالة على سياسة التحرير المالي، كما عبر عن النمو الاقتصادي بمعدل النمو الحقيقي في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، مستعملا في ذلك مؤشر Quinn*، وقد خلص Quinn إلى وجود ارتباط قوي موجب الاتجاه بين تحرير حساب رأس المال والنمو الحقيقي لنصيب الفرد من الناتج الإجمالي. [2]

أما دراسة Klein و Olivei: عرض عملهما الذي أجرياه على عينة متكونة 92 دولة صناعية ونامية خلال الفترة (1986-1995)، من حيث ركز فيه كل من الباحثين دور تحرير تدفقات رؤوس الأموال في تحقيق التطور المالي وتحديد أثر التطور المالي على النمو الاقتصادي، معتمدين في ذلك على مؤشر Shar** ومؤشر آخر يقيس درجة التطور المالي.[1]

---

** مؤشر يحدد درجة كثافة وشدة القيود المفروضة على المعاملات المتعلقة بحساب رأس المال .

[1] - Hiro ITO, Financial development and financial eht dna snoitutitsni ,sdlohserhT : aisA ni noitazilarebil fo ecneuqes liberalization, North American Journal of economics and finance, 17/8/2006, PP 303-327.

* يضم هذا المؤشر 64 دولة للفترة 1975-1989 حيث يأخذ قيما محصورة مابين 0 الذي يمثل اقصى حد من القيود و 2 الذي يمثل ادنى حد من القيود. ويتم نشر هذا المؤشر في التقرير السنوي حول ترتيبات وقيود سعر الصرف الصادر عن صندوق النقد الدولي .

[2] - Demis Quinn, The correlates of change in international financial regulation, The American political science review, Vol 91, No 3, 3/9/1997, Available at the URL http://www.jstor.org/10.2307/2952073?md=3737904&md99285497 visite 12/2/2015.

** يقيس نسبة القيود المفروضة على حساب راس المال و الصادر في التقرير السنوي لصندوق النقد الدولي حول ترتيبات وقيود سعر الصرف.

[1] - **بن علال بقاسم** ، سياسة التحرير المالي والنمو الاقتصادي في الدول النامية، العلاقة القائمة بينهما وشروط نجاحها، دراسة قياسية على نموذج ديناميكي باستعمال سلة من البيانات لعينة الدول النامية (1980-2010)، رسالة دكتوراه في علوم الاقتصاد النقدي والمالي، تخصص مالية، جامعة ابي بكر بلقايد تلمسان، 2009، ص ص 152-153.

وتوصلا الباحثان إلى أن التحرير المالي يؤثر ايجابيا على النمو الاقتصادي فقط في الدول الصناعية، كما أن تطبيق هذه السياسة لدى الدول النامية يتطلب أجهزة ومؤسسات متطورة واستقرار مستمر في الاقتصاد الكلي، كي تستفيد هذه الدول من مزايا التحرير المالي وتقلل من آثاره السلبية.

أعمال Arteta, Eichengreen, and Wyplosz: خلال الفترة (1973–1992) وشملت عينة هذه الدراسة 61 دولة نامية ومتطورة، والتي كان يهدفوا من ورائها تحديد طبيعة أثر تحرير رأس المال على النمو الاقتصادي مستعملين في ذلك مؤشر Quinn، ولم تختلف النتائج عن الدراسات السابقة مع وجود أثر إيجابي لتحرير حساب رأس المال على النمو الاقتصادي في الدول النامية التي تبنت تغييرات هيكلية في بنية الاقتصاد الكلي قبل اعتمادها سياسة التحرير المالي.[2]

## 2/ أثر تطبيق سياسة التحرير المالي على النمو الاقتصادي في الجزائر في الفترة 1999-2015

نسعى من خلال هذه الدراسة القياسية تحديد هل سياسة التحرير المالي له اثر إيجابي على معدلات النمو الاقتصادي المحققة في الجزائر للفترة 1999–2015، هناك اتفاق عام على أن مؤشرات التحرير المالي جانبين الداخلي الخارجي يعتبران محددان رئيسيان لدراسة التطور المالي، ولكل جانب متغيرات تحدده، فقد استخدمنا التكامل المشترك الذي أصبح مطلب أساسي لأي نموذج اقتصادي مبني على بيانات سلاسل زمنية غير مستقرة ويصبح طريقة قوية للكشف عن العلاقات الاقتصادية.

### أولاً: تحديد المتغيرات وصياغة النموذج

استخدمنا المتغيرات قيد الدراسة الموضحة في الملحق رقم 01 وتم الحصول عليها من عدة مصادر خارجية عالمية نظراً لعدم توفر بيانات خاصة بالسنوات الأولى للدراسة عن بعض المتغيرات في المصادر الداخلية في الجزائر، ويكمن تمثيلها وفق الصيغة الرياضية التالية: [3]

$$TPIB = f(LSBI, LMF, LCC) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(01)$$

$$TPIB = f(\text{Intérêtc}, \text{Intérêtd}, \text{Intérêtr}, bankp, créditp, kaopen, valeur) \quad \ldots\ldots(02)$$

وفقاً للنظرية الرياضية "نظرية التحليل البعدي"[1] قمنا بتحويل قيم المتغيرات وهذا للتخلص من وحدات القياس المختلفة وهذا ما نصت عليه أنه لا يمكن القول أن أي قانون أو معادلة أو رابطة في حالة تجانس أو متماثلة بُعدياً إلاً إذا كانت وحدات الكميات المستعملة في هذه الروابط والقوانين والمعادلات هي من نفس النظام البعدي. أما إذا كانت الكميات في نظامين قياسيين أو بُعدين مختلفين يجب توحيد النظامين بنظام واحد، بحيث لا يوجد أي دليل يلزم استعمال نظامين مختلفين للأبعاد في معادلة واحدة.

[2] – ***Carlos Arteta, Eichengreen, and Wyplosz,*** *when does capital account liberalization help more the nit hurts ?, NBER working paper No 8414, Iddued in 08/2001, NBER Program(s): IFM, P 175.*

[3] *من إعداد الباحثين بمساعدة برنامج EVIEWS 9.*

[1] – ***Henry L. Langhaar*** *, Dimensional Analysis and Theory of Models, John Wiley & Sons, INC. 1971 ،p13.*

إذا كانت لدينا علاقة رياضية فيجب على الطرف الأيمن في هذه العلاقة أن يساوي الطرف الأيسر من ناحية الابعاد .لذا نستخدم طريقة الكمية اللابعدية في التحليل البعدي وهي كمية بدون أي وحدات قياس مادية وبالتالي هي عدد محض. يعرف هذا العدد بأنه ناتج أو نسبة كميات لديها وحدات، بحيث تم اختصارها جميعًا.

أظهرت الدراسة الاحصائية للمعطيات قيد الدراسة نتائج عديدة، يمكن تقسيمها إلى عدة عناصر نوردها بالترتيب التالي:

**دراسة متغيرات النموذج :** قبل دراسة علاقة المتغيرات المفسرة بالمتغير التابع، ونظراً لاحتمال ظهور مشكلة الارتباط المتعدد بين المتغيرات المستقلة والمفسرة للمتغير الممثل للنمو الاقتصادي يجب التأكد من عدم ارتباط المتغيرات المستقلة ببعضها البعض، وهذا لتأثيره على النموذج وذلك في:

- ✓تباين وخطأ معياري، وكما نعلم كلما تزايد هذا الأخيرين فإن تقدير المقدرات يكون غير صحيحاً وغير دقيقاً؛
- ✓فترة الثقة تعتمد على الخطأ المعياري وبالتالي ستكون واسعة؛
- ✓إختبار t لبعض المتغيرات لن يكون كافي احصائياً وذلك بسبب كبر الخطأ المعياري؛
- ✓معاملات طريقة (MCO) والخطأ المعياري غير كافي احصائياً لبعض المتغيرات؛
- ✓معامل التحديد $R^2$ عال، وإشارات غير متوقعة أو خاطئة لبعض معاملات النموذج؛
- ✓صعوبة الخروج بنتائج عن التأثير (التفسيير) الحقيقي من قبل العوامل المستقلة للعامل التابع.

وبناءاً على هذا نقوم أولا بعملية فرز المتغيرات باستعمال عدة أدوات إحصائية ومعطيات لكل متغير من بينها:

- **جدول معاملات الارتباط الزوجي لبيرسون (rxi.xj):** تم عملية الفرز والاختيار حسب الخطوات التالية[1]:

حساب وتقييم متانة وقوة العلاقة الارتباطية بين كل زوجين من المؤشرات المستقلة (rxi.xj)، والعلاقة الارتباطية بين (yi) وكل المتغيرات المستقلة (xi) لـ (rxi.y)، وذلك عن طريق حساب معامل الارتباط الزوجي، نحصل على معاملات الارتباط الزوجي المحصل عليها باستخدام عينات المشاهدة لكل متغير في جدول الملحق رقم( 02)كالتالي:

$$r_{xiy} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(xi-\bar{x})(yi-\bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(xi-\bar{x})^2.\sum_{i=1}^{n}(yi-\bar{y})^2}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(3)$$

**التحليل:** بعد تحليل الجدول أعلاه تبين أن المتغيرات المرتبطة مع بعضها البعض يجب مقارنة علاقتها بالمتغير التابع ومن ثم حذف المتغير الذي له أقل علاقة مع المتغير التابع، والمتغيرات التي يجب حذفها هي : BANKP، CREDITP ، INTERETD، INTERETC .[2]

---

[1]– ***و السيفو . فيصل مفتاح شلوف , صائب جواد إبراهيم جواد*** *,"أساسيات الاقتصاد القياسي التحليلي :نظرية الاقتصاد القياسي و اختبارات القياسية من الدرجة الأولى" , الطبعة الأولى ,الأهلية لنشر و التوزيع , الأردن , سنة ,2006, ص 75*

[2]– *من إعداد الباحثين بمساعدة برنامج EVIEWS 9.*

إن قيم معاملات الارتباط الزوج ي بين المؤشرات المستقلة تكشف فقط عن درجة متانة العلاقة الارتباطية ومن أجل أن يكون نموذج الانحدار المقترح فعالا ويتمتع بمصداقية إحصائية عالية يفترض عدم وجود ارتباط خطي بينهم.

**اختبار وجود الازدواج الخطي:** من بين الاختبارات نجد اختبار[3] (Farrar- Glauber)يتمثل هذا الاختبار في حساب قيمة محدد معاملات الارتباط الزوجي بين المؤشرات المستقلة .($\det R = |r_{xi\,xj}|$)حيث نطبق هذا الاختبار على باقي المتغيرات المستقلة المتبقية لنكشف إن كان هناك متغيرات مستقلة مرتبطة أم لا، ونطبق الاختبار بحساب قيمة محدد معاملات الارتباط الزوجي بين المؤشرات المستقلة بما أن محدد مصفوفة (الملحق رقم 02) أقل من 80% فهذا يعني أن المؤشرات المستقلة للنموذج غير مرتبطة تماما في ما بينها أي أن المتغيرات الواجب حذفها هي نفس المتغيرات السابقة.

## ثانياً: تقدير النموذج [4]

بعد تحديد أهم العوامل المؤثرة في الظاهرة المدروسة ($y_i$)يتم اختيار شكل معادلة الانحدار التي تعبر عن العلاقة بين عناصر الظاهرة، عادة ما يعتمد في تحديد نوع نموذج الانحدار على معارف الباحث في ميدان النظرية الاقتصادية وقدراته على استعمالها في معالجة الظاهرة الاقتصادية المدروسة، بعد حذف المتغيرات المرتبطة فيما بينها في النموذج تبقى المتغيرات محل الدراسة TPIB، KAOPEN، VALEUR، INTERETR.، ولتقدير أي نموذج يجب وضع الفرضيات التالية:

**أ.** هناك تأثير سلبي لسعر الفائدة على معدلات النمو الاقتصادي ؛

**ب.** يمكن لمؤشر Kaopen أن يلعب دور في زيادة معدلات النمو الاقتصادي؛

**ت.** هناك علاقة وطيدة تربط سوق الاوراق المالية بمعدلات النمو الاقتصادي.

### 1 – دراسة استقرارية المتغيرات:

يهدف اختبار الاستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من المتغيرات المتبقية قيد الدراسة خلال الفترة (1999–2000)، والتأكد من مدى سكونها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده، حيث يعد شرط الاستقرار شرطاً أساسياً من شروط تحليل السلاسل الزمنية للوصول إلى نتائج سليمة ومنطقية وهناك العديد من الاختبارات و لدراسة للمتغيرات قيد الدراسة ومعرفة هل السلسلة مستقرة أم غير مستقرة نضع الفرضيات التالية:

$$\begin{cases} \mathbf{H_0: \rho = 1} & \text{لة غير مستقرة} \\ \mathbf{H_1: \rho < 1} & \text{لسلة مستقرة} \end{cases}$$

أ – **الرسم البياني: Graph:** من الملحق رقم (03)من شكل الرسم البياني لمتغيرات النموذج يلاحظ أن السلاسل غير مستقرة وبهذا نقبل الفرضية الصفرية التي تنص على وجود جذر الوحدة وهذا لوجود ارتباط بين

[3] – **ع.مكيد**، *الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة، الديوان الوطني للمطبوعات الجامعية،الجزائر، 2010 ، ص137–141*

[4] – *من إعداد الباحثين بمساعدة برنامج EVIEWS 9*

قيم السلسلة والقيم التي قبلها في كل من المتغيرات، إلاّ أن الرسم البياني لا يساعدنا في تحديد استقرارية السلسلة من عدمها لذا للتأكد أكثر نعتمد على الاختبار الثاني.

**ب – Correlogram:** نعتمد على هذا الاختبار للتأكد من كون السلسلة مستقرة أم غير مستقرة بما أن قيمة الأخيرة Q-STAT>2 X =27.59 للسلسلة الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة (09.71,12.83 ,14.77, 14.87) للمتغيرات (Kaopen,Valeur,Interetr,Tpib) على الترتيب، نرفض فرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على أن السلسلة مستقرة، في حين أن قيم AC صغيرة وتقل بنسب متفاوتة أي أن الارتباط صغير بين القيم التاريخية لكل سلسلة من سلاسل المتغيرات . نلاحظ هنا أن أغلب السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة مستقرة وتختلف من اختبار لآخر لهذا نعتمد على أكثر الاختبارات دقة وهو اختبار جذر الوحدة Unit Root Test.

**ت – اختبار جذر الوحدة** Unit Root Test:[1]

في الواقع إن عدم استقرار السلاسل الزمنية يظهر جلياً في خصائصها الإحصائية وخاصة في معيار الوسط والتباين أحدهما أو كلاهما يتعلق بالزمن، ومن هنا نلجأ إلى إختبار (AugmentedDickey-Fuller Test) كما نشير إلى اختبارات أخرى لنفس الغاية (philips-perrok(p-p)، و(kpss ) .

ففي غالب الأحيان إدخال السلاسل الزمنية في نموذج الانحدار يفضي إلى نتائج مضللة مثل ارتفاع معامل التحديد ($R^2$) حتى في عدم وجود علاقة حقيقية بين المتغيرات، وهذا ما يوصف بالانحدار الزائف، لذلك لا بد من التأكد من سكون هذه السلاسل الزمنية لكل متغير على حدا . لهذا نستخدم اختبار جذر الوحدة (unit root test)، وعلى الرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة إلا أن أهمها وأكثرها شيوعاً في الدراسات المعاصرة هو اختبار ديكي–فولر(1979)، ويمكن توضيحه من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(4)$$

**التحليل:** من خلال الملحق رقم (04)نلاحظ أن عند المستوى (Level) القيمة المطلقة لقيمة t ستيودنت المحسوبة لكل المتغيرات أصغر من القيمة المطلقة والحرجة الجدولية عند المستوى 5%، وأيضا قيمة Prob أكبر من 0,05 وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية $H_0$ أي وجود جذر وحدة أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، بعد ذلك ننتقل إلى اختبار الفروقات الأول (1st Difference) للمتغيرات حيث أنه عند التفاضل الأول أصبحت القيمة المطلقة لقيمة t ستيودنت المحسوبة أكبر من القيم المطلقة والحرجة الجدولية عند مستوى% 5 وقيمة Prob أصغر من 0,05 ومنه نرفض فرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على أن السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة مستقرة في المستوى الاول ونفس النتائج بالنسبة لاختبار (p-p)، وبما أن السلسلة مستقرة عند الفروقات من الدرجة الأولى، أي متكاملة من الدرجة الأولى، ومن ثم نستخدم اختبار التكامل المشترك.

[1] – ***البشير عبد الكريم***، *معدل الريح كبديل لمعدل الفائدة في علاج الأزمة المالية والاقتصادية –دراسة نظرية وقياسية– ، الملتقى العلمي الدولي حول الأزمة المالية والاقتصادية الدولية، أيام 20–21 أكتوبر 2009، جامعة فرحات عباس –سطيف– الجزائر ،ص 14*

**2 – اختبار التكامل المشترك[2]:**

$\begin{cases} \mathbf{H_0}: \text{عدم وجود تكامل مشترك} \\ \mathbf{H_1}: \text{وجود تكامل مشترك} \end{cases}$

وترتكز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير المستقرة، إذ يشير كل من العالمين Engel-Grenger إلى إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالاستقرار أي بالسكون I(0)من السلاسل الزمنية غير المستقرة. ويشترط لتطبيق اختبار التكامل المشترك هو أن تكون المتغيرات قيد الدراسة متكاملة من نفس الدرجة عندئذ نتبع منهج (Engel-Grenger) ذي الخطوتين وفق التسلسل التالي:

**المرحلة الأولى:** تقدير نموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO)ويسمى انحدار التكامل المشترك، حيث اعتبرنا أن معدلات نمو الناتج المحلي الاجمالي متغيرة داخلية، وكل من معدلات الفائدة الحقيقية، حجم التداول ومؤشر Kaopen كمتغيرات خارجية مفسرة لسلوك معدلات نمو الناتج المحلي الاجمالي، ثم استخراج بواقي عملية التقدير والتحقق من درجة تكاملها عن طريق اختار (ADF) و(p-p) ويمكن تكوين النموذج الخطي من نموذج الدراسة كالآتي:

$$\varepsilon_t = tpib_t - \alpha_0 - \alpha_1 \text{kaopen}_{t-1} - \alpha_2 \text{intertc}_{t-1} - \alpha_2 \text{valeur} \ldots\ldots\ldots(05)$$

من الملحق رقم (05) وعند إجراء اختبار علاقات التكامل المشترك للمتغيرات المتضمنة في التحليل، تبين أن سلسلة البواقي مستقرة عند المستوى أي أنها متكاملة من الرتبة I(0)، وبالتالي وجود تكامل مشترك بين المتغيرات حيث كانت القيم المحسوبة للاختبار أكبر من القيم المجدولة بالقيم المطلقة وذلك عند مستوى معنوية 5% و1%، ومنه نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة التي تنص بوجود تكامل مشترك بين مغيرات النموذج. أي أن البواقي مستقرة ومتكاملة من الدرجة (0). وقد دعمنا باختبار (p-p) وذلك لتأكيد النتائج حيث وبمقارنة القيمة الإحصائية لبواقي انحدار التكامل المشترك بالقيم الجدولية عند مستوى 5% و1% تبين أن البواقي مستقرة كذلك ومتكاملة من الدرجة (0).ومنه الانحدار ليس زائفاً أي هناك علاقة في الأجل الطويل وبالتالي يوجد تكامل مشترك.

**اختبار التكامل المشترك لجوهانسن:[1]**

$\begin{cases} \mathbf{H_0}: \text{جه للتكامل مشترك} \\ \mathbf{H_1}: \text{تجه للتكامل المشترك} \end{cases}$

نجد من أهم طرق اختبار التكامل المشترك طريقة جوهانسن حيث يمكن استخدامها والاعتماد على نتائجها في حالة نماذج الانحدار البسيطة والمتعددة، تعتمد فكر ة اختبار جوهانسن على معرفة عدد متجهات

[2]– ***عابد العبدلي***، *محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ، مجلة مركز الصالح كامل للاقتصاد الاسلامي ،جامعة الأزهر، مصر، العدد 32، سنة 2007، ص21.*

[1]– ***سمير خالد صافي وآخرون***، *بناء نموذج انحدار متعدد لاستهلاك الكهرباء في قطاع غزة، مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الطبيعية والهندسية، المجلد 22، العدد 1، غزة ، سنة2014 ص15.*

التكامل المشترك بين المتغيرات على إحصاء القيمة العظمى المميزة (Max-Eigen Statistic) وإحصاء الأثر (Trace statistic).

سنقوم باختبار وجود تكامل مشترك بين معدلات النمو الناتج الاجمالي والمتغيرات المفسرة له على حالة الاقتصاد الجزائري، وذلك عن طريق الشكل الأول للنموذج الذي يتميز بوجود ثابت في علاقة المدى الطويل وفي نموذج متجه تصحيح الخطأ.

وعند إجراء اختبار وجود علاقة التكامل المشترك لجوهانسن للمتغيرات محل الدراسة، تبين وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، حيث يتضح من نتائج اختبا ري الاثر والقيمة الذاتية العظمى (الملحق رقم06) عند مستوى المعنوية 5%، أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر واختبار القيمة الذاتية العظمى أكبر من القيم الجدولية، وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك. أي أن معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي متكاملة تكاملا مشتركاً مع بقية المتغيرات المفسرة، أي انه توجد هناك توليفة خطية ساكنة بين المغير التابع ومحدداته، مما يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات وهذا في اتجاهات متعددة.

ومن خلال تطبيق الاختب ارين استنتجنا أن السلسلة في تكامل مشترك وبالتالي يمكن تطبيق شكل تصحيح الخطأ في مرحلة التقدير (ECM)، أي يمكن تقدير العلاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات لتحديد تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.

**المرحلة الثانية**: تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM)باستخدام البواقي المقدرة في انحدار التكامل المشترك يعكس العلاقة في المدى القصير أو تذبذب قصير المدى حول الاتجاه العلاقة في المدى الطويل، ويستخدم حد الخطأ الذي تم الحصول عليه من انحدار التكامل المشترك لبناء نموذج تصحيح الخطأ كمرحلة ثانية لطريقة أنجل– قرانجر، حيث إن علاقة الانحدار التي تحصلنا عليها باستخدام طريقة (MCO) يمكن أن تكون زائفة، وقد تظهر أعراض ذلك في كبر قيمة معامل التحديد (R2) مقارنة بالإحصائية (DW)، لذلك يتم اللجوء إلى تقدير نموذج (ECM) حيث سوف نأخذ فترة إبطاء واحدة لحد تصحيح الخطأ (ECM) ويسمى قوة الإرجاع نحو التوازن ويضاف كمتغير مستقل، وفترة إبطاء واحدة كذلك لجميع المتغيرات المفسرة باعتبار أن السلسلة الزمنية صغيرة نسبياً، كما أنه يتفادى المشكلات القياسية الناتجة عن الارتباط الزائف، ومنه يمكننا كتابة صيغة النموذج التالي: [1]

$$dtpib_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{dkaopen}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{dintertc}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{dvaleur} + \alpha_3 \mathrm{ECM}(-1) + \mu_t \quad .....(06)$$

حيث أن: $\mathrm{ECM}(-1)$ يمثل حد تصحيح الخطأ في المعادلة الأخيرة، ويشير إلى معامل سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ وحصلنا على النتائج التالية في الجدول في الملحق رقم (07).

[1] - ***Tsuna- Wu Ho, Ru- Lin Chiu*** *– Country Size And Investment- Saving Correlation: A Panel Threshold Error Correction ;Model Eastern Economic Journal, vol. 27, N°4 2001 – op city p 486.*

## ثالثا: مرحلة تقييم مقدرات النموذج

من النتائج يمكننا تقدير المعادلة التالية:

$$dtpib_t = 0.0002 -$$

$$(0.131)\ (8.874)\ (0.623)\ (0.764)\ (2.05)$$

$$(0.002)\ (0.0006)\ (0.067)\ (10.59)\ (0.246)$$

1 **التقدير الأولي للنموذج ودراسة تحقق الفرضيات**:بعد تحديد أهم المتغيرات المؤثرة في النموذج، نحدد أهم الفرضيات التي يبنى على أساسها أي نموذج والتي يستوجب تحققها[1]

$$\begin{cases} \mathbf{E(\mu_i) = 0} \\ \mathbf{Var(\mu_i) = E(\mu_i^2) = \sigma^2_\mu} \\ \mathbf{E(\mu_i \mu_j) = 0\ i \neq j} \\ \mathbf{\mu_i \sim N(0, \sigma^2_\mu)} \end{cases}$$

باستخدام المتغيرات المتبقية في النموذج، وباستخدام برنامج Eviews9 يمكن استخدام طريقة (MCO) في تقدير معلمات النموذج الخطي المتعدد . هذه الطريقة تعتبر من أسهل الطرق وأنجعها في تقدير معالم النموذج ويقودنا ذلك إلى معرفة المعايير للحكم على جودة مقدرات النموذج، قبل قبول بالنموذج للتنبؤ أو التحليل بالظاهرة قيد الدراسة يجب التأكد من أن النموذج يتحقق فيه جميع فرضيات الدراسة، يمكن اختبار النموذج فيما يلي [2]:

**1 1 – اختبار التوزيع الطبيعي Normality test:**

$$\begin{cases} \mathbf{H_0 : \mu_i \backsim N(0; \sigma_i^2)} \\ \mathbf{H_1 : \mu_i \nrightarrow N(0; \sigma_i^2)} \end{cases}$$

بما أن : $Prob = 0.91 > 0.05$ فإننا نقبل الفرضية الصفرية $H_0$ التي تنص على أن $\mu_i$ يتبع التوزيع الطبيعي وذو متوسط0= $E(\mu_i)$ .كما أن اختبار (Jarque- Bera) يشير إلى أن البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا . وهذا ما يبنه الشكل في( الملحق رقم(08)

**1 2 - اختبار تجانس(التباين) الأخطاء** –white Heteroskedasticity test:–

$$\begin{cases} H_0 : \mu_i = \mu_j = \sigma^2 \\ H_1 : \mu_i \neq \mu_j \neq \sigma^2 \end{cases}$$

بما أن قيم H. white وتشير إلى تجانس التباين، ؛ وأن $Prob = 0.461 > 0.05$نقبل فرضية العدم التي تنص على أن هناك تجانس في الأخطاء هذا ما يمكن ملاحظته (الملحق رقم 09)

**1 3 - اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء:**

$$\begin{cases} H_0 : E(\mu_i \mu_j) = 0 \\ H_1 : E(\mu_i \mu_j) \neq 0 \end{cases}$$

---

[1]– **فروخي جمال** ، *نظرية الاقتصاد القياسي ، ديوان المطبوعات الجامعية ، الجزائر , 1992, ص 02*

[2]– *من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews 9.*

بما أن قيم DW و Breusch-Godfrey تشير إلى عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية؛ وذلك في Prob = 0.658 > 0.05؛ وأن قيمة DW =1.733 محصورة بين قيمتي dL=0.86؛ dU=1.73 عند مستوى معنوية 5% و n=16 مشاهدات، و K =3 عدد المتغيرات المستقلة، ومنه نقبل الفرضية الصفرية أي أنه لا يوجد ارتباط بين الأخطاء؛(الملحق رقم10).

ومنه يمكن القول أن طريقة المربعات الصغرى المطبقة في التقدير محققة فرضياتها، أي أن النموذج قد تجاوز كافة إحصائيات فحص البواقي.

2 – **تقييم النموذج المقترح:** في ضوء تحقق الفرضيات السابقة، نجد أن إشارة وقيم المعاملات المقدرة للمتغيرات التفسيرية تتناسب وافتراضات النظرية الاقتصادية والإحصائية، ومن الملحق رقم (07).يتم تحليل القيم التي تم التوصل إليها في تقدير النموذج السابق ونستخدم عدة معايير ومقاييس إحصائية لتفسير النموذج المقترح، من بينها:

**2 1 تقييم معاملات الانحدار المقدرة**(a ،b) : يسمح حساب مقياس (t) من اختبار الفرضية ($H_0$) حول الطبيعة العشوائية أو الموضوعية لتكوين معاملات معادلة الانحدار. [1] $\begin{cases} H_0: B_j = B_0 = 0 \\ H_1: B_j \neq B_0 \neq 0 \end{cases}$

بما أن كل قيم tستيودنت لمعلمات النموذج $\alpha_3$ ،$\alpha_1$أكبر من قيمة tستيودنت المجدولة فإن نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة أي أن $\alpha_j \neq 0$وأن طابع تكوينهما غير عشوائي، وأنهما تكونتا تحت تأثير المؤشرات المستقلة. هذا يعني أن المتغيرين لهما دور كبير في تفسير التغيرات التي تحدث في المتغير التابع. ما عدا المعلمة$\alpha_4$ ،$\alpha_2$ ،$\alpha_0$ حيث t ستيودنت المحسوبة أكبر من قيمة t ستيودنت المجدولة وهذا ما يدل على أن المعلمات السابقة ذات طابع عشوائي.

**2 2 تقييم معادلة الانحدار المقترحة:** من أجل دراسة جودة وفعالية تمثيل معادلة الانحدار المقترحة للعلاقة بين (x, y) نجري ما يسمى باختبار المعنوية الإحصائية، هدف هذا الاختبار هو التأكد من أن نموذج الانحدار المقترح يعبر بصفة جيدة وفعالة عن نوعية العلاقة بين (x, y). يتكون هذا الاختبار من عدة مقاييس:

**أ– معامل التحديد:$R^2$:** معامل التحديد يعطي فكرة واضحة عن مقدار تأثير المتغير المؤشر (x) على المؤشر (y)مقارنة بالعوامل الأخرى المؤثرة في (y) من خلال النموذج المقترح للتعبير عن علاقة (x) بـ (y). يحسب معال التحديد كالتالي:[1]

$$\overline{R^2} = 1 - \frac{(n-1)}{n-k}(1 - R^2) = 0.833 \approx 83.3\% \quad (24)$$ [2]

[1] – ***مكيد علي***،*الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة ، المرجع سبق ذكره ،ص 52–53*

[1] – ***عبد المحمود عبد الرحمن*** *, "مقدمة في الاقتصاد القياسي" , ط1, مطابع مالك سعود, السعودية , سنة 1996, ص 101.*

[2] –***D. Philippe*** *,Cours d'économétrie, Université de Fribourg, suisse, 2004, p83*

بما أن قيمة $R^2$=87.8% ومعدل التحديد المصحح $\overline{R^2}$ = 83.3% مقبولة فإن العلاقة بين معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي والمتغيرات المؤثرة فيها قيد الدراسة هي علاقة مقبولة والنموذج الرياضي المقترح واقعي وصحيح، وأنه 83.3% من التغير في حجم معدلات النمو سببه التغير في المتغيرات المستقلة.

**ب–اختبار (مقياس) فيشر (F- test):** يقيس المعنوية الإحصائية لمعادلة النموذج المقترح ومدى موضوعية قيمة معامل التحديد المحصل عليها.

$H_0: F = 1$
$H_1: F > 1$

$$\mathbf{F_{réel} = 19.83, F_{tab(0.05)}(4,16) = 3.01}.$$

بما أن قيمة $F_{tab} < F_{réel}$ فإننا نرفض الفرضية الصفرية $(H_0)$ المفترضة للطبيعة العشوائية لمعادلة التمثيل المقترحة. هذا يؤكد أن معادلة التمثيل جيدة وقيمة معامل التحديد $R^2$ التي حصلنا عليها هي قيمة موضوعية تختلف عن الصفر وتصلح لاستخدامها كمقياس لتقدير فعالية وجودة التمثيل.

**ث – دورين واتسون (DW):** بما أن قيمة (DW) =1.54 محصورة بين القيمتين $\boldsymbol{d_L = 0.74, d_u = 1.93}$ عند مستوى المعنوية 05% تظهر خلو النموذج من الارتباط الذاتي وأن الانحدار المقدر ليس زائفاً.

**التحليل والاستنتاجات:** وبالتالي فالنتائج المتحصل عليها هي نتائج جيدة ويمكن تحليلها وتؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع.[1]

– أما قيمة معامل الارتباط المتعدد، تفسر بوجود علاقة طرديه قوية بين معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي والمتغيرات المؤثرة فيها بنسبة $_{y,x_1,x_2,x_3,x_4} = 0.941 \approx 94.1\%$

كانت نتائج تقدير معلمات المتغيرات المفَسِرة عند مستوى المعنوية 05% كما يلي:

- ✓ المتغير المستقل Kaopen يؤثر إيجابياً ومعنوياً في معدلات نمو الناتج الداخلي الخام المعبر عنه بـtpib، وبالتالي نستنتج أن الناتج الداخلي الخام تأثر إيجابياً بقيم مؤشر الانفتاح المالي، ومن وجهة النظرية الاقتصادية فإن الانفتاح المالي له علاقة طردية مع معدلات النمو الاقتصادي، و توضح دراستنا بوجود علاقة تتميز بأنها طرديه قوية بنسبة 88 %.وبالرغم من ان سياسة التحرير المالي مطبقة في الجزائر إلاّ أن تطبيقها جزئي وليس كلي أي لا يمس جميع جوانب التحرير المالي.
- ✓ المتغير المستقل interetr غير معنوي وسالب والذي يمثل معدلات الفائدة الحقيقية، فمن الناحية الاقتصادية نلاحظ وجود علاقة عكسية بين معدلات الفائدة الحقيقية ومعدلات النمو الاقتصادي، أي كلما ارتفعت معدلات الفائدة الحقيقية دلت ذلك على ارتفاع معدلات الفائدة الاسمية وبالتالي انخفاض معدلات الاستثمار الذي يؤدي بالضرورة إلى انخفاض معدلات النمو الاقتصادي، ففي دراستنا وجدت علاقة عكسية ضعيفة بنسبة 22% وهذا ما يفسر ضعف القطاع المالي والمصرفي الجزائري ويؤكد على أن تحرير أسعار الفائدة لم يكن له أثر إيجابي على النمو الاقتصادي.
- ✓ المتغير المستقل Valeur غير معنوي وسالب، من وجهة النظرية الاقتصادية هناك علاقة طردية بين قيمة الأوراق المالية المتداولة ومعدلات النمو الاقتصادي ، أما في دراستنا التطبيقية فهي علاقة عكسية

[1] – من إعداد الباحثين بمساعدة برنامج EVIEWS 9

ضعيفة بنسبة27% وهذا رغم مرور أكثر من عشر سنوات إلا أن عمل البورصة في الجزائر فلا يزال دورها في الاقتصاد الوطني ضئيلا جدا إذا ما نظرنا إلى نسبة رأس مالها المتداول في السوق المالي إلى حجم الناتج المحلي الإجمالي.

وهذا ما يفسر تحقق الفرضيات التي وضعناها سابقا، فكانت كلها محققة في هذا النموذج.

## الخاتمة:

استهدفت هذه الدراسة تقدير علاقة مؤشرات التحرير المالي بالنمو الاقتصادي في الجزائر لفترة الممتدة 1999–2015 وباستخدام نماذج قياسية حديثة في تحليل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، حيث أشارت الادبيات والنظريات الاقتصادية المؤيدة للعلاقة الموجودة بين المتغيرين، إضافة إلى الدراسات السابقة التي تعرض لهذا النوع من العلاقة بنتائج إيجابية وذلك رغم اختلاف المؤشرات المحددة للمتغيرين، فترة الدراسة وعدد الدول التي تختلف من دراسة لأخرى وباختلاف المنهج القياسي المتبع.

وعلى ضوء استعراض هذه الدراسات كانت نتائج دراستنا هذه تفسر العلاقة الموجودة بين المتغيرين وللفترة التي غطت الدراسة، تبين أن أثر مؤشرات التحرير المالي وعلاقته بالنمو الاقتصادي له علاقة إيجابية مقبولة، ويعود ضعف النتائج للإحصائيات المتعلقة بالدولة وهذا لأسباب اقتصادية يمكن إجمالها في أولاً ضعف سعر الفائدة الحقيقي في تفسير معدلات النمو الاقتصادي إلى ضعف القطاع المالي والمصرفي الجزائري ويؤكد على أن تحرير أسعار الفائدة، في حين ضعف تأثير المتغير حجم الأوراق المالية المتداولة على معدلات النمو الاقتصادي، وذلك على الرغم من مضي 10 سنوات من انطلاق نشاط السوق الثانوي في بورصة الجزائر إلاّ أن مساهمة سوق المال في تمويل التنمية الاقتصادية في الجزائر تبقى متواضعة، ربما يعود جمود السوق المالي الجزائري إلى عدة أسباب نذكر منها غياب ثقافة البورصة وانعدام وضعف إعلام المواطنين بدور البورصة وعملياتها أدى إلى الإحجام عن الدخول إليها، إضافة إلى قلة عدد الشركات المدرجة فيها في السوق الرسمي التي لا تتعدى 05 شركات، ناهيك عن المؤسسات الصغيرة والمتوسطة التي غابت ولا تزال غائبة عن مشاركتها في البورصة. وما يمكن قوله أن هذا الواقع الذي تعيشه البورصة في الجزائر إنما هو نتاج لعديد من المعوقات سواء كانت هيكلية في الاقتصاد الوطني أو في طبيعة الهيكل التنظيمي للبورصة أو ما هو متعلق بالجانب الثقافي والديني، لذا لابد أن يحظى هذا السوق بكثير من الاهتمام.

وطبقاً للنتائج المحققة في الدراسة يبقى التحرير المالي في الجزائر جزئ ي وليس كلي ويفتقر لبعض السياسات الداعمة في هذا المجال .ومما سبق يمكن القول على الرغم من الإجراءات المتخذة في مجال التحرير للقطاع المالي والمصرفي في الجزائر إلاّ أن النتائج لا تدعوا إلى التفاؤل نتيجة الاعتماد الكبير على جانب الطلب وانعدام فعالة النظام المالي.

## المراجع:


1. **البشير عبد الكريم** ، معدل الربح كبديل لمعدل الفائدة في علاج الأزمة المالية والاقتصادية – دراسة نظرية وقياسية– ، الملتقى العلمي الدولي حول الأزمة المالية والاقتصادية الدولية، أيام 20–21 أكتوبر 2009، جامعة فرحات عباس – سطيف– الجزائر.

2. **بن علال بقاسم**، سياسة التحرير المالي والنمو الاقتصادي في الدول النامية، العلاقة القائمة بينهما وشروط نجاحها، دراسة قياسية على نموذج ديناميكي باستعمال سلة من البيانات لعينة الدول النامية (1980–2010)، رسالة دكتوراه في علوم الاقتصاد النقدي والمالي، تخصص مالية، جامعة ابي بكر بلقايد تلمسان، 2009، .

3. **سمير خالد صافي وآخرون** ، بناء نموذج انحدار متعدد لاستهلاك الكهرباء في قطاع غزة، مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الطبيعية والهندسية، المجلد 22، العدد 1، غزة، سنة2014.

4. **عابد العبدلي**، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطا ر التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز الصالح كامل للاقتصاد الاسلامي، جامعة الأزهر، مصر، العدد 32، سنة 2007، .

5. **عبد المحمود عبد الرحمن** , "مقدمة في الاقتصاد القياسي" , ط1, مطابع مالك سعود, السعودية , سنة 1996.

6. **ع.مكيد**، الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة، الديوان الوطني للمطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010،

7. **فروخي جمال**، نظرية الاقتصاد القياسي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر , 1992,

8. **و إلسيفو. فيصل مفتاح شلوف , صائب جواد إبراهيم جواد** ,"أساسيات الاقتصاد القياسي التحليلي :نظرية الاقتصاد القياسي واختبارات القياسية من الدرجة الأولى" , الطبعة الأولى ,الأهلية لنشر والتوزيع , الأردن , سنة 2006, ص 75

9. **Belkacem Benallall** , *Les effets de l'application de le politique de libéralisation financière sur la croissence économique en Algérie (1970-2010): Etude économétrique avec la méthode de contégration, « Actes de la jeune recherche en Économie, Société et Culture. Lauréats du concours FES,Algérie 2012 », Fondation Friedrich Ebert*.

10. **Carlos Arteta, Eichengreen, and Wyplosz,** *when does capital account liberalization help more the nit hurts ?, NBER working paper No 8414, Iddued in 08/2001, NBER Program(s): IFM,.*

11. **Demis Quinn, The correlates of change in international financial regulation**, *The American political science review, Vol 91, No 3, 3/9/1997, Available at the URL http://www.jstor.org/10.2307/2952073?md=3737904&md99285497 visite 12/2/2015.*

12. **D. Philippe** ,*Cours d'économétrie, Université de Fribourg, suisse, 2004,*

13. **Robert.K, K.Mcquinn and R.stuart** ,*Exploring The Steady-State Reltionship Between Credit and GDP for a Small Open Economy, the case of IRELAND ,working paper series, N°153, european centeral bank,April 2013*.

14. **Jude C. EGGOH**, *Développement Financier, Instabilité Financier et Croissance Économique: un Réexamen de La Relation, Région et Développement, n° 32, Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), Université d'Orléans,2010.*

15. **Hiro ITO**, *Financial development and financial eht dna snoitutitsni ,sdlohserhT :aisA ni noitazilarebil fo ecneuqesliberalization, North American Journal of economics and finance, 17/8/2006.*

16. **Henry L. Langhaar** , *Dimensional Analysis and Theory of Models, John Wiley & Sons, INC. 1971*.

17. **17- G.Bekaert, C.R.Harvey ,C.Lundbland** ,*Does financial liberalization spure growth?,Journal of Financial Economics ? N°77, 2005..*

18. ***Samy Ben Nacem', Samir Ghazouani and Mohammed Omran (2008).*** *Does stock market liberalization spur financial and economic development in the MENA region?, Jomnal of International Money and Finance,(PP. 673-693).2008*

19. **Tsuna- Wu Ho, Ru- Lin Chiu** – *Country Size And Investment- Saving Correlation: A Panel Threshold Error Correction ;Model Eastern Economic Journal, vol. 27, N°4 2001* –.

**الملاحق:**

**الملحق رقم( 01)**

**المتغير التابع:** نسبة نمو إجمالي الناتج المحلي (%) ويرمز له بالرمز **TPIB** من الموقع: http://data.albankaldawli.org/

**المتغيرات المستقلة:**

1. عدد البنوك الخاصة إلى إجمالي عدد البنوك ؛ نرمز لها بالرمز **BANKP** من الموقع http://www.bank-of-algeria.dz/ ؛
2. إجمالي القروض الخاصة إلى إجمالي الناتج الإجمالي المحلي الممنوحة في الاقتصاد ونرمز لها بالرمز **CREDITP** ، الموقع http://www.sgbv.dz/ar/
3. مؤشر **Kaopen** إلى نسبة نمو إجمالي الناتج المحلي (%)، هو مؤشر يعبر عن ترتيبات وقيود سعر الصرف يضم172 دولة خلال الفترة 1970–2015 ؛ نرمز لها بالرمز **Kaopen** ، الموقع Chinn, Menzie D. and Hiro Ito (2008). "A New Measure of Financial Openness". Journal of Comparative Policy Analysis,Volume 10, Issue 3, p. 309 – 322 (September).،
4. قيمة الأوراق المالية المتداولة في السوق المالي الجزائري إلى إجمالي الناتج الإجمالي المحلي نرمز لها بالرمز **VALEUR** الموقع: http://www.sgbv.dz/ar/ ؛
5. معدلات الفائدة المدينة نرمز لها **INTERETC** الموقع http://data.albankaldawli.org/،
6. معدلات الفائدة الدائنة نرمز لها بالرمز **INTERETD** الموقع http://data.albankaldawli.org/.
7. سعر الفائدة الحقيقي هو سعر فائدة القرض الذي يتم تعديله بسبب التضخم كما يقيسه معامل انكماش الناتج المحلي يرمز لها بالرمز **INTERETR** من الموقع: http://data.albankaldawli.org/

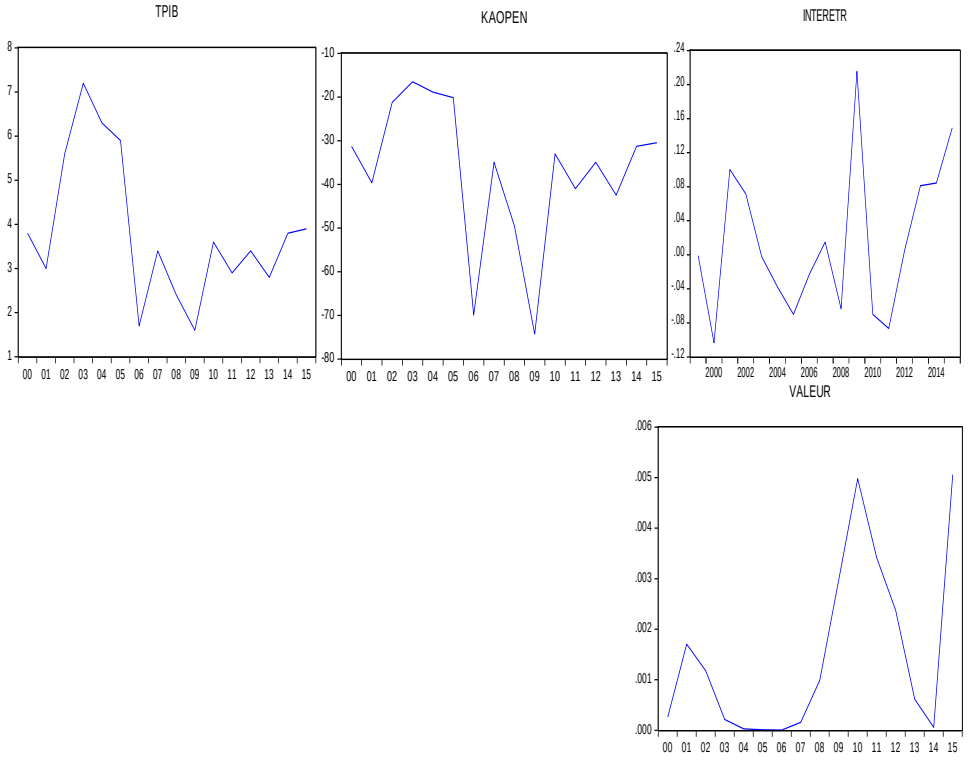
**الملحق رقم 02: معاملات الارتباط الزوجي للظاهرة قيد الدراسة**

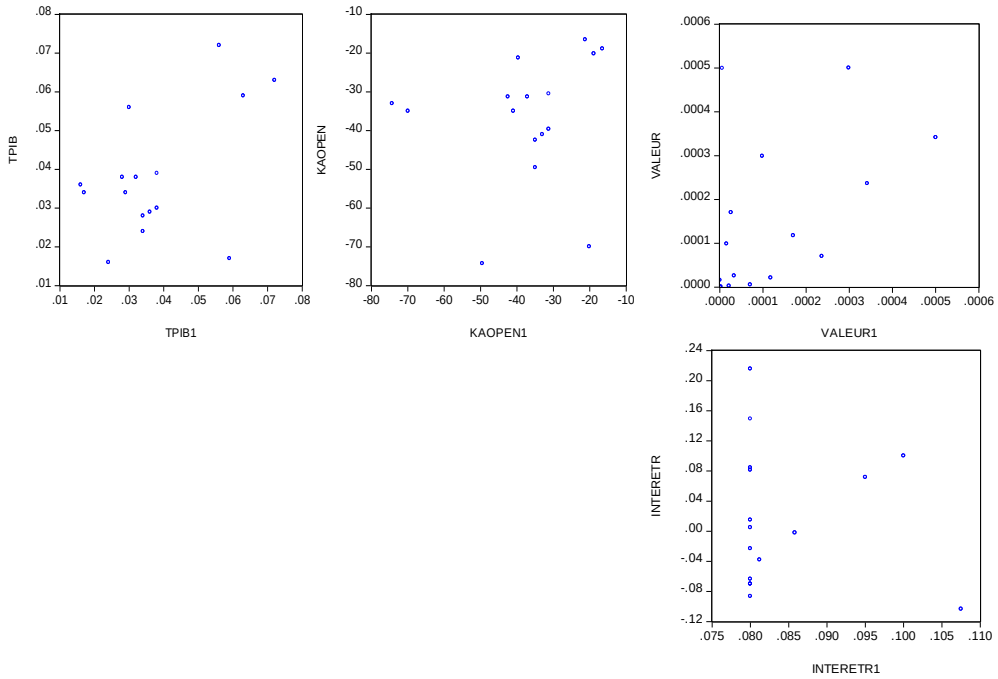
Correlation

| | TPIB | VALEUR | KAOPEN | INTERETR | INTERETD | INTERETC | CREDITP | BANKP |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| TPIB | 1.000000 | -0.270818 | -0.291613 | -0.229107 | 0.277622 | -0.063892 | -0.182018 | 0.037548 |
| VALEUR | -0.270818 | 1.000000 | 0.411229 | 0.245644 | -0.329915 | -0.228364 | 0.273273 | 0.337537 |
| KAOPEN | -0.291613 | 0.411229 | 1.000000 | 0.139226 | -0.957671 | -0.857088 | 0.890889 | 0.856092 |
| INTERETR | -0.229107 | 0.245644 | 0.139226 | 1.000000 | -0.118308 | -0.105024 | 0.018796 | 0.147078 |
| INTERETD | 0.277622 | -0.329915 | -0.957671 | -0.118308 | 1.000000 | 0.904701 | -0.950349 | -0.856927 |
| INTERETC | -0.063892 | -0.228364 | -0.857088 | -0.105024 | 0.904701 | 1.000000 | -0.943443 | -0.956138 |
| CREDITP | -0.182018 | 0.273273 | 0.890889 | 0.018796 | -0.950349 | -0.943443 | 1.000000 | 0.891038 |
| BANKP | 0.037548 | 0.337537 | 0.856092 | 0.147078 | -0.856927 | -0.956138 | 0.891038 | 1.000000 |

| المتغيرات | NBANK | VALEUR | KAOPEN | CREDITP | INTERETC | INTERETD | INTERETR |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| NBANK | 1 | 0.11 | 0.73 | 0. 79 | 0.91 | 0.73 | 0.02 |
| VALEUR | | 1 | 0.16 | 0.07 | 0.05 | 0.10 | 0.06 |
| KAOPEN | | | 1 | 0.79 | 0.73 | 0.91 | 0.019 |
| CREDITP | | | | 1 | 0.89 | 0.90 | 0.0003 |
| INTERETC | | | | | 1 | 0.81 | 0.01 |
| INTERETD | | | | | | 1 | 0.012 |
| INTERETR | | | | | | | 1 |

**الملحق رقم 03: شكل السلسلة الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة**






**الملحق رقم 04:إ ختبار سكون(ADF) و(P-P) على الترتيب**

| المتغيرات | اختبار (ADF) المستوى | | | | | اخبار(ADF) التفاضل الأول | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Prob | t:(ADF) | القيمة الحرجة | | | Prob | t:(ADF) | القيمة الحرجة | | |
| | | | 1% | 5% | 10% | | | 1% | 5% | 10% |
| VALEUR | 0.099 | 3.33 | 4.728 | 3.759 | 3.325 | 0.042 | 3.994 | 4.992 | 3.875 | 3.388 |
| KAOPEN | 0.53 | 2.05 | 4.667 | 3.733 | 3.310 | 10.00 | 6.556 | 4.728 | 3.759 | 3.325 |
| INTERETR | 0.041 | 3.84 | 4.667 | 3.733 | 3.310 | 0.001 | 5.976 | 4.728 | 3.759 | 3.324 |
| TPIB | 0.375 | 2.37 | 4.667 | 3.733 | 3.310 | 50.01 | 4.502 | 4.728 | 3.759 | 3.324 |

| المتغيرات | اختبار (p-p) المستوى | | | | | اخبار(p-p) التفاضل الأول | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Prob | t:(p-p) | القيمة الحرجة | | | Prob | t:(p-p) | القيمة الحرجة | | |
| | | | 1% | 5% | 10% | | | 1% | 5% | 10% |
| VALEUR | 0.474 | 2.166 | 4.667 | 3.733 | 3.310 | 0.744 | 1.597 | 4.728 | 3.759 | 3.324 |
| KAOPEN | 0.531 | 2.087 | 4.667 | 3.733 | 3.310 | 0.0009 | 6.258 | 4.728 | 3.759 | 3.325 |
| INTERETR | 0.0409 | 3.852 | 4.667 | 3.733 | 3.310 | 0.0000 | 10.228 | 4.728 | 3.759 | 3.324 |
| TPIB | 0.379 | 2.365 | 4.728 | 3.759 | 3.324 | 0.0229 | 4.282 | 4.800 | 3.791 | 3.342 |

## الملحق رقم 05: إختبار التكامل المشترك لسلسلة البواقي

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: ECM has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -2.486690 | 0.0166 |
| Test critical values: | 1% level | -2.717511 | |
| | 5% level | -1.964418 | |
| | 10% level | -1.605603 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

Phillips-Perron Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: ECM has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

| | | Adj. t-Stat | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Phillips-Perron test statistic | | -2.465715 | 0.0174 |
| Test critical values: | 1% level | -2.717511 | |
| | 5% level | -1.964418 | |
| | 10% level | -1.605603 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

## الملحق رقم 06: إختبار جوهانسن

Johansen Cointegration Test

Date: 12/15/16 Time: 15:06
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: TPIB KAOPEN INTERETR VALEUR
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.918393 | 63.09401 | 47.85613 | 0.0010 |
| At most 1 | 0.608216 | 25.50641 | 29.79707 | 0.1441 |
| At most 2 | 0.390530 | 11.45073 | 15.49471 | 0.1852 |
| At most 3 * | 0.235257 | 4.023241 | 3.841465 | 0.0449 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Johansen Cointegration Test

Date: 12/15/16 Time: 15:06
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: TPIB KAOPEN INTERETR VALEUR
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.918393 | 37.58760 | 27.58434 | 0.0019 |
| At most 1 | 0.608216 | 14.05567 | 21.13162 | 0.3605 |
| At most 2 | 0.390530 | 7.427491 | 14.26460 | 0.4399 |
| At most 3 * | 0.235257 | 4.023241 | 3.841465 | 0.0449 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**الملحق رقم 07: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للمحددات**

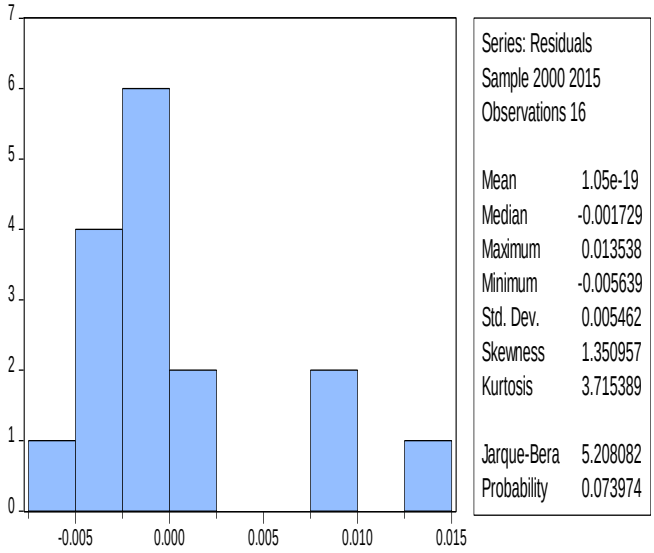
**الملحق رقم 08: اختبار التوزيع الطبيعي**

**معدل نمو إجمالي الناتج المحلي**

Dependent Variable: DTPIB
Method: Least Squares
Date: 12/23/16 Time: 18:32
Sample (adjusted): 2000 2015
Included observations: 16 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DKAOPEN | -0.005263 | 0.000593 | -8.874565 | 0.0000 |
| DINTERETR | -0.042008 | 0.067342 | -0.623809 | 0.5455 |
| DVALEUR | -8.096698 | 10.59271 | -0.764365 | 0.4607 |
| ECM(-1) | -0.505386 | 0.246459 | -2.050587 | 0.0649 |
| C | 0.000222 | 0.001686 | 0.131937 | 0.8974 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.878256 | Mean dependent var | 0.000437 |
| Adjusted R-squared | 0.833986 | S.D. dependent var | 0.016236 |
| S.E. of regression | 0.006615 | Akaike info criterion | -6.948593 |
| Sum squared resid | 0.000481 | Schwarz criterion | -6.707159 |
| Log likelihood | 60.58874 | Hannan-Quinn criter. | -6.936229 |
| F-statistic | 19.83845 | Durbin-Watson stat | 1.545173 |
| Prob(F-statistic) | 0.000054 | | |



## الملحق رقم 09: اختبار تجانس(التباين) الأخطاء

## الملحق رقم10:_اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.172243 | Prob. F(1,13) | 0.6849 |
| Obs*R-squared | 0.196143 | Prob. Chi-Square(1) | 0.6579 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/15/16 Time: 17:22
Sample (adjusted): 2001 2015
Included observations: 15 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2.62E-05 | 1.54E-05 | 1.704938 | 0.1120 |
| RESID^2(-1) | 0.114629 | 0.276201 | 0.415022 | 0.6849 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.013076 | Mean dependent var | 2.96E-05 |
| Adjusted R-squared | -0.062841 | S.D. dependent var | 4.88E-05 |
| S.E. of regression | 5.03E-05 | Akaike info criterion | -16.83404 |
| Sum squared resid | 3.29E-08 | Schwarz criterion | -16.73963 |
| Log likelihood | 128.2553 | Hannan-Quinn criter. | -16.83504 |
| F-statistic | 0.172243 | Durbin-Watson stat | 1.940195 |
| Prob(F-statistic) | 0.684894 | | |

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.125808 | Prob. F(2,9) | 0.3661 |
| Obs*R-squared | 3.201837 | Prob. Chi-Square(2) | 0.2017 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/15/16 Time: 17:21
Sample: 2000 2015
Included observations: 16
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DKAOPEN | 1.14E-05 | 9.14E-05 | 0.124393 | 0.9037 |
| DINTERETR | 0.006623 | 0.016879 | 0.392393 | 0.7039 |
| DVALEUR | -3.834936 | 10.46841 | -0.366334 | 0.7226 |
| ECM(-1) | -0.208104 | 0.438962 | -0.474082 | 0.6467 |
| C | 9.84E-05 | 0.001618 | 0.060778 | 0.9529 |
| RESID(-1) | 0.573168 | 0.522464 | 1.097048 | 0.3011 |
| RESID(-2) | -0.244183 | 0.409083 | -0.596904 | 0.5653 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.200115 | Mean dependent var | 1.05E-19 |
| Adjusted R-squared | -0.333142 | S.D. dependent var | 0.005462 |
| S.E. of regression | 0.006306 | Akaike info criterion | -6.994911 |
| Sum squared resid | 0.000358 | Schwarz criterion | -6.656904 |
| Log likelihood | 62.95929 | Hannan-Quinn criter. | -6.977603 |
| F-statistic | 0.375269 | Durbin-Watson stat | 1.976868 |
| Prob(F-statistic) | 0.877257 | | |