أثر سعر صرف الدينار الجزائري على تنافسية الصادرات خارج المحروقات- دراسة قياسية-

أ. بن طيرش عطاء الله — **جامعة غرداية**
أ.جمال سويح — **طالب دكتوراه-جامعة الأغواط-**

ملخص :

تهدف هذه الدراسة إلى البحث عن العلاقة بين سعر صرف الدينار الجزائري و تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة من 1990 إلى غاية 2015، وهذا بالاعتماد على الأساليب القياسية الحديثة المستخدمة في الاقتصاد القياسي، والمتمثلة في اختبارات الاستقرارية ونظرية التكامل المشترك واختبار السببية، وقد خلصت هذه الدراسة إلى أنه هناك علاقة عكسية بين سعر صرف الدينار الجزائري وتنافسية الصادرات خارج المحروقات، وهذا ما يوافق النظرية الاقتصادية.

الكلمات المفتاحية:

التنافسية، الصادرات خارج المحروقات، سعر صرف الدينار الجزائري، الواردات.

Résumé :

le but de cette étude est la recherche de la relation entre le taux de change et la compétitivité des exportations hors- hydrocarbures de l'économie algérienne dans la période 1990 jusqu'à 2015 , en utilisons les modèles économétriques moderne de l'économétrie qui est représenté par les tests de stabilité et la théorie de l'intégration conjointe et le test de la causalité , les résultats indiquent l'existence d'une relation négative entre le taux de change et la compétitivité des exportations hors-hydrocarbures , et qui d'accord avec la théorie économique .

Mots-clés :

compétitivité, exportations hors-hydrocarbures , taux de change de dinar algérien , importations

مقدمة :

تحظى مثل هذه الدراسات و المواضيع باهتمام متزايد من قبل الباحثين و صناع القرار خاصة في ظل تدهور المداخيل المتأتية اغلبها من صادرات المحروقات ابتداء من الأزمة النفطية سنة 1986 ، وهو نفس الوضع الذي تعيشه الجزائر منذ نهاية سنة 2014 في ظل الانهيار الكبير لأسعار النفط ، وبالتالي اختلال التوازنات الاقتصادية الكلية وهو ما أدى إلى السعي نحو تنويع قاعدة الاقتصاد الجزائري، وإيجاد مداخيل أخرى عن طريق زيادة وتشجيع الصادرات خارج قطاع المحروقات وذلك بالاعتماد على عدة سياسات تحفيزية أهمها تخفيض سعر صرف الدينار الجزائري لكبح الواردات المتزايدة على حساب الصادرات ، وبالتالي الحد من استنزاف المزيد من العملات الصعبة .

بناء على ما تقدم نجد أنه من الضرورة بمكان أن نقوم بدراسة العلاقة بين تخفيض العملة وآثارها المحتملة على وضعية الصادرات في الجزائر ، وهذا ما يقودنا **لطرح الإشكالية التالية:**

- **هل هناك علاقة طويلة الأجل بين التغيرات في سعر صرف الدينار و تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات في الجزائر؟**

فرضيات الدراسة :

للإجابة على إشكالية الدراسة ، تم صياغة الفرضية الأساسية التالية :

توجد علاقة مستقرة في الأجل الطويل بين تخفيض سعر صرف الدينار الجزائري وزيادة تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات، أي أنهما يتحركان معا في المدى الطويل ولا يبتعدان عن بعضهما البعض ،

أهداف الدراسة:

من خلال هذه الورقة البحثية نسعى إلى تحقيق الأهداف التالية :

- تحديد العلاقة بين تخفيض سعر صرف الدينار الجزائري و الصادرات خارج قطاع المحروقات و تحديد الآثار المحتملة لكلاهما على الأخر؛
- معرفة مدى فعالية سياسة تخفيض الدينار الجزائري على زيادة تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات وبالتالي على الميزان التجاري.

أولا- الرقم القياسي لسعر الصرف الفعلي للدينار الجزائري:

نظرا لتعدد العلاقات الاقتصادية للجزائر من خلال الواردات المتنوعة المصادر، فإن النظر لعلاقة الدينار الجزائري بالدولار لا تكفي لتحديد تطور سعر الصرف ككل وتقييم سياسة سعر الصرف، وهنا يجب التطرق إلى مفهوم سعر الصرف الحقيقي الفعلي لتحديد تطور سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل العملات الأجنبية خلال فترة الدراسة **1990-2007**، لكن قبل ذلك يجب معرفة محددات سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري، وذلك حسب الأتي :

1- العوامل المحددة لسعر الصرف الحقيقي للدينار:

يمثل سعر الصرف الحقيقي مؤشرا لقياس سلوك العملة، وقد صممت عدة نماذج بغرض قياسه، إلا أن أغلبها ينطبق على الدول الصناعية الكبرى، إلا أن قام الاقتصادي **Paul cashin**بتطوير نموذج خاص لسعر الصرف التوازني في الآجل الطويل للدول النامية التي تعتمد في صادراتها على المواد الأولية، وتوصل إلى أن الأسعار الحقيقية للصادرات تتماشى مع تغيرات أسعار الصرف الحقيقية في الأجل الطويل.

وقد توصل الاقتصادي (**cashin 2002**) إلى إثبات أن مستوى الإنتاجية المنخفض في القطاعات غير النفطية في البلدان النامية المصدرة للمواد الأولية، كانت عاملا أساسيا في انخفاض سعر الصرف التوازني خلال العشرين سنة الماضية، وقد وضع نموذجا بالنسبة للدول النامية التي تعتمد على السلع الأولية في صادراتها الخارجية :

$$EP/P^* = f\left(a_x/a^*_i, a^*_n/a_n, P^*_x/P^*_i\right)$$

حيث :

EP/P^* : يمثل سعر الصرف الحقيقي؛

a_x/a^*_i : فروق الإنتاجية الداخلية والخارجية بالنسبة للسلع القابلة للاتجار؛

a^*_n/a_n : فروق الإنتاجية الداخلية والخارجية بالنسبة للسلع غير قابلة للاتجار؛

P^*_x/P^*_i : شروط تبادل السلع(أسعار السلع الأولية بالمقارنة مع أسعار السلع الأجنبية الوسيطية) مقيمة بالعملة الأجنبية.

أول حدين في هذه المعادلة يمثلان أثر **(Balassa-Samulson)** والذي يعتبر أن أي تحسن في الإنتاجية للقطاعات القابلة للاتجار سيؤدي حتما إلى زيادة الأجور داخل الاقتصاد الأمر الذي سيقود بدوره إلى انخفاض في سعر الصرف الحقيقي، ومنه زيادة القدرة التنافسية.[1]

أما الحد الثالث من المعادلة فيعكس شروط التبادل الدولي وأثره على سعر الصرف الحقيقي.[2]

وفي سنة **2005** قام الاقتصادي **Taline** بوضع نموذج رياضي خاص بالنسبة للعوامل التي تحكم سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري، وذلك بالاعتماد على نموذج **cashin** وتوصل في دراسته إلى المعادلة التالية لسعر الصرف الحقيقي :

$$LREER = 4.64 + 1.88\ LRGDPC + 0.24LROIL$$

حيث :

LREER : يمثل لوغاريتم سعر الصرف الفعلي الحقيقي؛

LRGDPC : لوغاريتم الناتج المحلي الحقيقي النسبي للشركاء التجاريين للجزائر، وقد تم حسابه انطلاقا من أثر**(Balassa-Samulson)** التي تعتمد على فروق الإنتاجية بين الجزائر وشركائها التجاريين؛

LROIL : لوغاريتم السعر الحقيقي للبترول حيث تعبر ضمنيا عن فكرة شروط تبادل السلع.

تبين من خلال النموذج السابق كيفية تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار، يتضح من خلال معاملات المعادلة، أن حدوث أي زيادة في الناتج المحلي الحقيقي النسبي للشركاء

التجاريين للجزائر بنسبة **1%** مع افتراض ثبات المتغيرات الأخرى، سوف يؤدي ذلك إلى زيادة سعر الصرف الحقيقي للدينار بنسبة **1.88%**، كما أن أي زيادة للسعر الحقيقي للنفط بنسبة **1%** مع افتراض ثبات المتغيرات الأخرى، سوف يؤدي ذلك إلى زيادة سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار بنسبة **0.24%**.

توصل **Taline** إلى أن سعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر قد بدأ يقترب من مستواه التوازني في سنة **2002**، بسبب وجود تكامل مشترك(علاقة توازنية في الأجل الطويل) مابين سعر الصرف الحقيقي وباقي الشركاء التجاريين.[3]

وفي دراسة أخرى قام بها(**Piritta Sorsa 1999**)، وذلك لإبراز دور تحرير التجارة في توجيه سعر الصرف الحقيقي، وهذا قبل الطفرة النفطية وثورة الأسعار التي عرفتها الجزائر، يرى **Piritta** أن سعر الصرف الحقيقي للدينار يتأثر بالمتغيرات التالية : سعر النفط، القيود التجارية، التوسع النقدي، تخفيض سعر الصرف، الانتقال من الاقتصاد المخطط إلى الاقتصاد الحر.

بالنسبة لتأثير عامل التوسع النقدي والتخفيض الاسمي يرى **Piritta** أن تغير سعر النفط في الأجل القصير سيؤدي إلى تغير في الشروط النقدية التي يمكن أن تؤثر على سعر الصرف الحقيقي عن طريق ارتفاع احتياطات الصرف، يؤدي نمو احتياطات الصرف التي يتم تنقيدها(أي تحويلها إلى عملة وطنية) إلى زيادة العرض النقدي، والتي تؤدي بدورها إلى زيادة الطلب على النقود نتيجة تغير المستوى العام للأسعار، ومن المحتمل أن تؤدي إلى ارتفاع السلع الداخلة في التجارة والسلع غير الداخلة في التجارة، وفي حالة السلع غير الداخلة في التجارة سوف يتحسن سعر الصرف الحقيقي.

تجدر الإشارة إلى أن آثار التوسع النقدي سوف تكون أقل حدة عندما يكون قطاع النفط ملكا للدولة وفي هذه الحالة سينتج عن ذلك أثرين متضادين (**Edwards 1992**)، ارتفاع احتياطات الصرف تؤدي إلى زيادة العرض النقدي، بينما ارتفاع مداخيل الدولة ستؤدي إلى تراجع الدولة عن طلب القروض.[4]

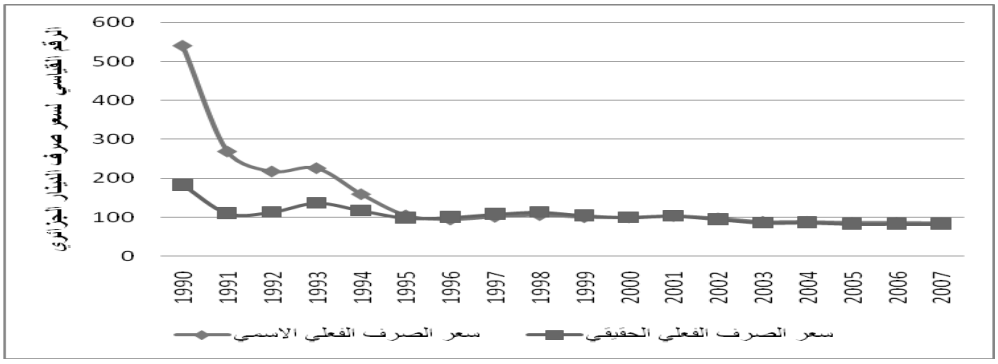
2- الرقم القياسي لسعر الصرف الفعلي (نموذج صندوق النقد الدولي MERM) :

قامت العديد من البنوك المركزية والمؤسسات المالية الدولية بتطوير أرقام قياسية لسعر الصرف الفعلي، وبناء على ذلك فإنه يمكن عمل أرقام قياسية مختلفة لأسعار الصرف الفعلية، ويعتمد اختلافها على نوع الاهتمام الذي يوليه، فيما إذا كان لتحليل العلاقة بين أسعار الصرف والميزان التجاري من جهة، أو إذا كان لتحليل العلاقة بين أسعار الصرف والتضخم من جهة أخرى.

في حالة الاقتصاد الجزائري والذي يعتمد في صادراته على سلعة وحيدة تقريبا وهي البترول، وبالتالي لا يفيد كثيرا استخدام الرقم القياسي لسعر الصرف لقياس التنافسية، بل يبدو المجال الوحيد للاستخدام، هو استخدامه كملخص لأداء الدينار أمام العملات المختلفة وفي مجال تأثير تغير الرقم على الأسعار المحلية.

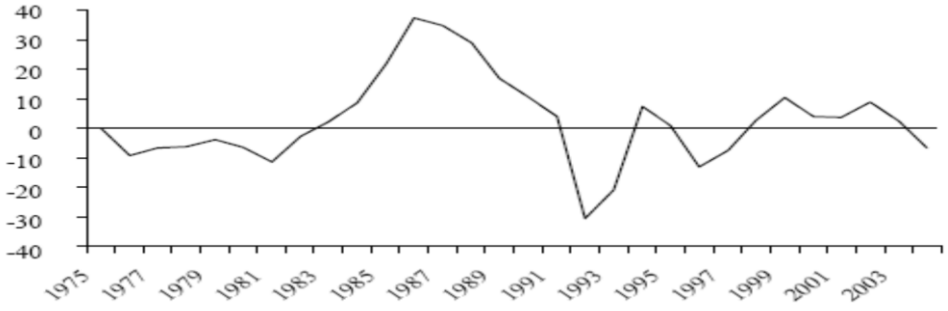
يعتمد صندوق النقد الدولي في حساب هذه الأرقام التي يطلق عليها اسم المؤشرات بالاستناد إلى التجارة الثنائية والطرف الثالث المنافس(المصدرين الآخرين) وذلك للتجارة في البضائع المصنعة.[5]

الشكل رقم 1 : تطور الرقم القياسي لسعر الصرف الفعلي الاسمي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري (نموذج صندوق النقد الدولي MERM) خلال الفترة 1990-2007



المصدر : من إعداد الباحثان، وذلك باستخدام برنامج Excel.

الشكل رقم 2: تطور سعر الصرف الفعلي الحقيقي بدلالة سعر الصرف الحقيقي التوازني(التغير%) خلال الفترة 1975-2003



Source : Taline koranchelin, op.cit, P : 12.

من خلال متابعة مسار كل من سعر الصرف الاسمي والفعلي الحقيقي، يتبين أنه في بداية فترة الدراسة كان الفرق كبيرا بينهما نظرا للاختلالات الكبيرة التي كان يعاني منها الاقتصاد الجزائري على الصعيد الداخلي والمتمثل في ارتفاع معدل التضخم، وعلى الصعيد الخارجي والمتمثل في العجز المسجل في ميزان المدفوعات وضعف احتياطات الصرف، استمر الوضع على هذا الحال إلى غاية سنة **1997**، وهي السنة التي عرفت انخفاض معدل التضخم إلى حدود **5%**.

نلاحظ كذلك أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي قد ارتفع بين **1991** و **1993** نتيجة حدوث صدمات معاكسة لشروط التبادل وذلك لانتهاج الحكومة لسياسة نقدية ومالية توسعية أدت إلى جعل التضخم في الجزائر باستمرار أعلى من معدل التضخم السائد لدى الشركاء التجاريين، انعكست على ارتفاع القوة الشرائية للدينار الجزائري بنسبة **50%**، إلا أن ذلك لم يستمر طويلا فقد أدى تخفيض سعر الصرف سنة **1994** بنسبة **40%** وانتهاج بنك الجزائر لسياسة مضادة للتضخم إلى تدهور سعر الصرف الفعلي الحقيقي.

عاد سعر الصرف الفعلي الحقيقي للتحسن من جديد خلال الفترة **1995-1997**، وذلك كنتيجة للآثار التضخمية للتخفيض، وابتداء من سنة **1997** إلى غاية **2007** يلاحظ من خلال الشكل تطابق منحنى سعر الصرف الفعلي الاسمي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي، وهو ما اعتبره صندوق النقد الدولي حالة التوازن لسعر صرف الدينار، وحسب الدراسة التي قام بها **Taline** يوضح الشكل رقم **2** تغير سعر الصرف الفعلي الحقيقي، والذي بدأ يقترب من سعر الصرف

التوازني منذ منتصف التسعينات، ويتضح أنه يحوم حول هذا السعر في حدود هامش تقلب أقل من **10%** ارتفاعا وانخفاضا.

ثانيا-التحليل النظري للعلاقة بين تخفيض العملة وتحفيز الصادرات للدولة:

لما ترغب السلطات النقدية في تعديل توازن ميزان المدفوعات تقوم بتخفيض العملة أو إعادة تقويمها لما تتدخل في ظل نظام سعر صرف ثابت، أما عندما تتدخل في ظل نظام سعر صرف عائم فتعمل على تأثير على تحسين أو تدهور قيمة العملة[6].

فالتخفيض هو تلك العملية التقنية التي تقوم بموجبها السلطات النقدية بتخفيض قيمة عملتها المحلية اتجاه قاعدة نقدية معينة (ذهب، عملات صعبة، حقوق سحب خاصة...) و بالتالي اتجاه جميع العملات. فهو إجراء رسمي لإعادة النظر في تحديد سعر صرف العملة المحلية، والعودة به إلى المستوى التوازني الحقيقي مع باقي العملات خاصة القوية منها، قصد التحكم في الصعوبات التجارية للبلد من خلال تحفيز الصادرات والضغط على الواردات وكذا إيقاف خروج رؤوس الأموال إلى الخارج، ولا نقصد بذلك التدهور والانخفاض الذي يحدث يوميا نتيجة تفاعل قوى العرض والطلب في سوق الصرف، والذي يعبر عن ارتفاع سعر الصرف في التسعيرة غير مؤكدة أو انخفاضه في التسعيرة المؤكدة، بل نعني بذلك التخفيض الإرادي الذي تتخذه الدولة صاحبة العجز في ميزان مدفوعاتها بهدف تشجيع صادراتها والحد من وارداتها، وبالتالي تفادي اللجوء إلى سياسات انكماشية في الداخل وتخفيض مستوى الدخل الوطني الحقيقي بحيث ينخفض المستوى العام للأسعار فيها.

فإذا كانت عملية تخفيض قيمة العملة المحلية تؤدي إلى حدوث تغيرات على مستوى الأسعار المحلية للسلع والخدمات والأصول المالية، فهل يعني ذلك حتما ارتفاع تنافسية سلع وخدمات الدولة المخفضة في الأسواق الخارجية، وانخفاض وارداتها نظرا لارتفاع تكلفة الواردات بدلالة العملة المحلية؟[7].

إن طبيعة البنيان الاقتصادي للدول النامية التي تعتبر منشأ الأسباب المؤدية إلى فشل أو على الأقل، الفعالية المحتشمة لسياسة التخفيض. بصفة عامة يتميز البنيان الاقتصادي للدول النامية بمجموعة من خصائص أهمها[8]:

- التخصص المزدوج العالي في تجارتها الخارجية وهو تخصص على مستوى منتجاتها وبالتالي صادراتها و على مستوى زبائنها بالإضافة إلى ذلك فهي تتميز بضآلة حجمها الاقتصادي؛
- تصلب الطلب على الواردات، فالشروع في تخفيض قيمة العملة من شأنه أن يرفع في قيمة الواردات بنسبة تفوق نسبة زيادة الصادرات، ويبقى الطلب على الواردات في غاية التصلب مادامت التبعية التكنولوجية للبلد قائمة؛
- ضعف أسواق رؤوس الأموال، وبالتالي فان سياسة التخفيض تجد نفسها محدودة بفعل أن تحركات رؤوس الأموال في المدى القصير لا تستجيب تقريبا لتغير الفروقات ما بين معدلات الفائدة والتغيرات في سعر الصرف؛
- انتشار الضغوط التضخمية في البلدان النامية نتيجة لانتهاجها لسياسة التمويل بالعجز في ميزانية الدولة وعلى القروض التي يقدمها الجهاز المصرفي من شأنها أن تعمل على تدهور قيمة العملة المحلية في الداخل والخارج.

إن عدم توازن العائدات والمدفوعات الخارجية وعدم تحمل العجز الناتج عن قلة التدفقات الرأسمالية التي تمكن من موازنته، بالإضافة إلى نضوب الاحتياطات التي أصبح اللجوء إليها قصد موازنة الحساب الجاري أمر صعب، فرضت هذه الوضعية على الجزائر الدخول في إجراءات التكييف الاقتصادي فكان التخفيض الإجباري للواردات عن طريق الرقابة المباشرة و تخفيض سعر صرف الدينار،[9]

وقد فقد الدينار عامي 2014 و 2015 نحو 11% من قيمته، و 25% منذ 2013، و33%منذ 2010 إلى 2016 حيث كان يقدر في سنة 2010 كان 1دولار=74.52 دينار و في سنة 2016 أصبح 1 دولار =110.89 دينار جزائري[10]، وذلك عبر آلية التخفيض التي اتبعها بنك الجزائر في إطار سياسته النقدية. لان الدينار "الضعيف" يسمح بتحصيل جباية نفطية أكبر عند التحويل من الدولار، وهذا ناجم عن حالة تراجع صادرات النفط، وبالتالي تقلص ايراداته في الموازنة، ويتجلى الدافع الثاني بإدارة الميزان التجاري إذ يتم وضع سقف لقيمة الواردات والتخفيض من حجمها، خاصة وأن جزء مهما من تلك الواردات يخضع لدعم الحكومي عبر الموازنة. ويتعلق الدافع الثالث

بالتوازن الكلي للاقتصاد عبر التوجه نحو جعل الدينار ضعيفا في ظل شح السيولة وسياسة الطلب الكلي للحكومة، وبسبب عدم كفاءة السياسة المالية(الجباية والقيود الجمركية)[11].

وقد تبع هذا التخفيض ارتفاع في تكاليف المعيشة وإعادة توزيع الدخل ، والانتقاد الموجه هنا لهذه السياسة هو انتقال عبء التكييف إلى عاتق المجموعات الأدنى دخلا والأقل قدرة على تحمله، والأسوأ من ذلك هو أن تخفيض سعر الدينار قد يكون غير فعال لأنه قد يزيد من التضخم دون أن يحسن وضع المدفوعات الخارجية تحسنا كافيا وهو ما سيؤدي في النهاية إلى تخفيض جديد ويغرق الاقتصاد في دائرة من التضخم وتخفيض الدينار.[12]

ثالثا- الدراسة القياسية :

الخطوة الأولى في الدراسة القياسية لاختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر صرف الدينار الجزائري و الصادرات خارج قطاع المحروقات في الجزائر هي تحديد المتغيرات التي يتشكل منها النموذج وهي المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

حيث تعتمد دراستنا على متغيرين أساسيين ، المتغير الأول هو **سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي**، وهو المتغير المستقل، أما المتغير الثاني هو الصادرات خارج قطاع المحروقات وهو المتغير التابع ، لكن إضافة للمتغير المستقل سعر الصرف سنقوم بدراسة بعض المتغيرات المستقلة أخرى وهي : **النفقات الحكومية** حيث تعتبر من المتغيرات المساهمة في زيادة الصادرات خارج قطاع المحروقات على أنه تم استبعاد المتغيرات التالية:

الناتج الداخلي الخام PIB، **التضخم** INF لعدم معنويتهما في النموذج، وتم كذلك استبعاد **الاحتياطات الأجنبية والصادرات من النفط** لوجود إحدى مشاكل القياس وهو الازدواج الخطي مع النفقات الحكومية باعتبار أن النفط هو المصدر الوحيد لتراكم هذه الاحتياطات وزيادة النفقات الحكومية ، لذا تم حذف هذه المتغيرات. والجدول التالي يلخص رموز المتغيرات محل الدراسة و التي تم استعمالها في تقدير المعادلات الإحصائية :

الجدول رقم(01) : رموز المتغيرات محل الدراسة

الرقم	المتغيرات	الرمز
1	الصادرات خارج قطاع المحروقات	X
2	سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي	DAS
3	النفقات الحكومية	G

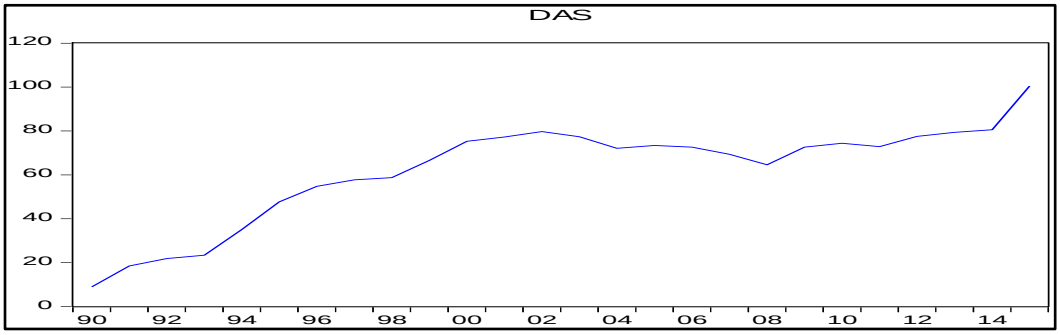
1- التعريف بمتغيرات النموذج:

1-1سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الامريكي :

وهو عبارة عن عدد الوحدات من هذه العملة مثلا اليور، التي تدفع من أجل الحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية مثل الدولار الامريكي.[13] او هو عبارة عن عدد الوحدات من العملة الوطنية (الدينار الجزائري) التي يمكن مبادلتها بوحدة واحدة من العملة الأجنبية (الدولار الامريكي) وتكمن أهمية هذا المتغير في كون أن صادرات الجزائر مسعرة بالدولار الأمريكي المتمثلة أساسا في المحروقات (حوالي 98% من إجمالي الصادرات).

و باعتبار أنه من الناحية النظرية الاقتصادية كلما انخفض سعر صرف الدينار الجزائري كان ذلك محفزا على زيادة الطلب الخارجي على الصادرات خارج قطاع المحروقات الجزائرية لأنها اكتسبت ميزة تنافسية أمام الصادرات المنافسة لها وهو السعر في ظل توفر عدة شروط أخرى أهمها مرونة الجهاز الإنتاجي.

الشكل 3: تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي1990-2015

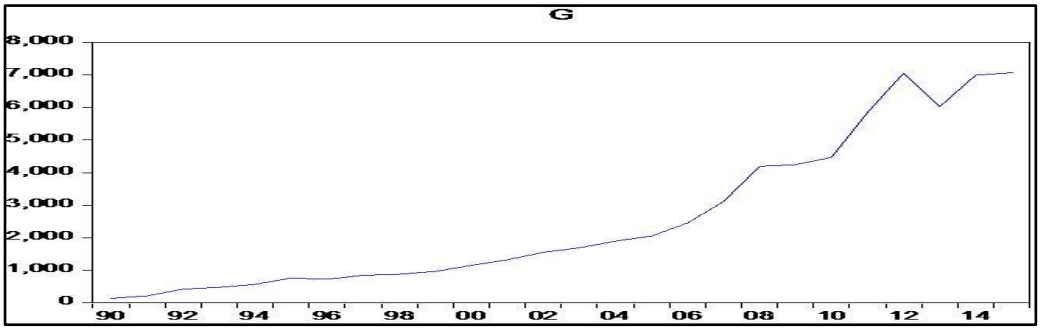


المصدر: مخرجات برنامج eviews 9

2-1 النفقات الحكومية:

تتدخل الدولة في النشاط الاقتصادي باستخدام أدوات السياسة المالية أهمها الإنفاق الحكومي الذي يؤدي إلى تغيرات في مستوى الدخل الوطني ومن ثم التأثير على باقي المتغيرات الأخرى[14].خاصة إذا تعلق الأمر بتشجيع الاستثمار الحكومي المنتج وإخضاع المشاريع لمعايير المردودية الاقتصادية ، ومن المفيد جدا التركيز على الاستثمار الحكومي الذي يكمل الأنشطة الخاصة لا تلك التي تنافسها[15].

الشكل 4: حجم النفقات الحكومية 1990-2015



المصدر: مخرجات برنامج eviews 9

يتضح جليا من **الشكل 4**أن النفقات في زيادة مطردة ومستمرة ابتداء من 2001 ويفسر هذا التعاظم في النفقات بزيادة في أسعار النفط والتي بلغت ذروتها سنة 2012 ، وانتهاج الجزائر لبرامج اقتصادية كبيرة يتقدمها برنامج الإنعاش الاقتصادي .

2- الطريقة والبيانات المستخدمة في الدراسة:

لدراسة العلاقة بين سعر صرف الدينار الجزائري و تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات في الجزائر وباقي المتغيرات المستقلة التي تمت إضافتها ، سنعتمد على معطيات وبيانات سنوية تخص الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة وذلك بالاعتماد على مصادر رسمية ذات الاختصاص تتمثل في تقارير وبيانات وزارة المالية وبنك الجزائر والديوان الوطني للإحصائيات و الجمارك الجزائرية. خلال المدى الزمني الممتد من (1990- 2015).

3- النموذج القياسي للدراسة:

لدراسة تأثير المتغيرات التي تم تعينها اعتمادا على الدراسات السابقة والمقاربات النظرية على الصادرات خارج قطاع المحروقات الذي يعتبر المتغير التابع في هذه الدراسة، سيتم الاعتماد على طريقة ذات فعالية في تقدير هذا النوع من العلاقات الاقتصادية والمعتمدة في النمذجة الاقتصادية .

بداية نقوم باختبار جذر الوحدة Test de racine unitaire لتحديد طبيعة استقراريه السلاسل الزمنية ونقوم بعد ذلك باختبار فرضية التكامل المشترك Hypothèse de Cointégration ، في حالة إذا ما توصلنا إلى سلاسل متكاملة من نفس الدرجة Séries intégrées ،وفي حالة قبول هذه الفرضية يستخدم نموذج تصحيح الخطأ Modèle a correction d'erreur وتحديد اتجاه السببية.

و لغرض الدراسة سنستخدم نموذج الانحدار الخطي المتعدد لتحديد أثر تخفيض سعر الصرف الدينار الجزائري على الصادرات خارج قطاع المحروقات وبتحويله إلى الشكل اللوغاريتمي Forme Logarithmique تصبح الصيغة النهائية للنموذج المراد تقديره كما يلي:

$$LnLM_t = \beta_0 + \beta_1 LnDAS_t + \beta_2 LnG_t + \varepsilon_t \dots\dots (1)$$

3- 1الاشارات المتوقعة للمعاملات (المرونات) :

بناء على الأدبيات الاقتصادية السابقة يتوقع أن تكون إشارات المعلمات المقدرة للمتغيرات المستقلة في النموذج القياسي المقترح على النحو التالي :

$$\beta_1 < 0 \quad ، \quad \beta_2 > 0$$

2-3 دراسة استقراريه السلاسل الزمنية و اختبار جذر الوحدة:

تعرف السلسلة الزمنية بأنها مستقرة إذا كانت تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مستقل عن الزمن ، أما إذا كانت البيانات في حالة نمو أو هبوط وتعتمد على اتجاه زمني فتكون السلسلة غير مستقرة ومن أهم الأساليب المستخدمة في اختبار استقراريه السلاسل الزمنية اختبار جذر الوحدة والذي تعتمد فكرته على المعادلة الآتية :[16]

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

$$\varepsilon_t \; N\ (0, \sigma^2\ ) \qquad cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0 \qquad \forall_t \neq s$$

ε_t هو حد الضوضاء البيضاء وله خصائص المتغير العشوائي. فإذا كانت (ρ) معنوية إحصائيا دل ذلك على أن السلسة الزمنية غبر مستقرة وتعاني من جذر الوحدة وعليه يجب معالجتها لتكون مستقرة وذلك باللجوء الى الفروق التي تكون درجتها (d ،....،1,2,3).

ومنه تعتبر سلسلة الزمنية مستقرة stationnaires إذا توفرت فيها الخصائص التالية [17]:

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(y_t) = E(y_{t-s}) =$
- ثبات التباين عبر الزمن $E(y_t - \mu)^2 = E(y_{t-s} - \mu)^2 = \sigma_y^2$
- التغاير بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية بين القيمتين

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-s-j} - \mu)] = \gamma_s$$

ومنه سنعتمد على أكثر الطرق استخداما وشيوعا اختبار دكي فولر الموسع (ADF 1981) على طريقة المربعات الصغرى مع النماذج الثلاثة التالية[18] :

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \, \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots (1)$$

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \; \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots (2)$$

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \, \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots (3)$$

- الصيغة الاولى لا تحتوي على اتجاه زمني ولا على حد ثابت
- الصيغة الثانية لا تحتوي على اتجاه زمني ولكن تحتوي على حد ثابت
- الصيغة الثالثة تحتوي على اتجاه زمني وأيضا على حد ثابت

و لاختبار استقراريه متغيرات نموذج الدراسة ، تم كتابة صيغ الاختبار كالتالي :

- **سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الامريكي :**

$$\Delta x_t = \rho LDAS_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \, \Delta LDAS_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots (1)$$

$$\Delta x_t = \rho LDAS_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \; \Delta LDAS_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots (2)$$

$$\Delta x_t = \rho LDAS_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \, \Delta LDAS_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots (3)$$

- **النفقات الحكومية:**

$$\Delta x_t = \rho LG_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \, \Delta LG_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots (1)$$

$$\Delta x_t = \rho LG_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \; \Delta LG_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots (2)$$

$$\Delta x_t = \rho LG_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \, \Delta LG_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots (3)$$

الجدول رقم (02):اختبار جذر الوحدة ADF عند المستوى الأصلي (عند مستوى دلالة 5%)

المتغيرات	بحد ثابت intercept			بحد ثابت واتجاه زمني Trend and intercept			بدون حد ثابت واتجاه زمني None		
	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القرار	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القرار	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القرار
LDAS	1.853 -	2.986 -	غير مستقرة	1.943 -	3.603 -	غير مستقرة	2.156	- 1.956	مستقرة
LG	0.873	2.987	غير	1.479	3.604	غير	2.674	1.955	مستق

			مستقرة	-	-	مستقرة	-	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات eviews 9

يلاحظ من النتائج الملخصة في الجدول رقم (02) أن القيم المحسوبة لإحصائية ADF غير مستقرة عند المستوى (I_0) Level لان القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية في كامل المتغيرات عدا سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي والنفقات الحكومية عند بدون ثابت واتجاه زمني (**None**).

أو تتم المقارنة القيمة الاحتمالية عند عتبة 5% ، حيث جميع القيم الاحتمالية أكبر من 5% وهذا ما يؤكد قبول فرضية احتواء السلاسل الزمنية على جذر الوحدة عند المستوى الأصلي ، أي أنها غير مستقرة. ومنه سيتم الانتقال إلى الاختبار عند مستوى الفروق الأولى كما هو موضح في الجدول رقم (03)الموالي :

الجدول رقم (03):اختبار جذر الوحدة ADF عند مستوى الفروق الأولى (عند مستوى دلالة 5%)

المتغيرات	بحد ثابت intercept			بحد ثابت واتجاه زمني Trend and intercept			بدون حد ثابت واتجاه زمني None		
	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القرار	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القرار	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القرار
LDAS	-5.853	-2.991	مستقرة	-5.075	-3.612	مستقرة	-5.137	-1.955	مستقرة
LG	-	-	مستقر	-	-	مستقر	-	-	مستقر

	4.113	2.991	رة	4.443	3.612	رة	2.334	1.957	رة

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات eviews 9

عند الفروق الأولى (I_1) تكون السلاسل الزمنية مستقرة عند كل المتغيرات لان القيم المحسوبة لإحصائية ADF أقل من عتبة 5 % مما يعني رفض فرضية وجود جذر الوحدة ، وبالتالي استقرار السلاسل الزمنية وهذا ما يدفعنا إلى الانتقال إلى الاختبار الموالي والمتمثل في اختبار فرضية التكامل المشترك والتي تعد الاستقرارية من الدرجة الأولى من أول شروطه.

3-3 اختبار التكامل المشترك:

اختبار التكامل المشترك طريقة أنجل – غرانجر ذات الخطوتين :

بهدف اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة نستعمل أولا طريقة أنجل – غرانجر ذات الخطوتين :

الخطوة الأولى: تقدير علاقة الأجل طويل وهي نفس المعادلة (1) التي تم تقديرها في السابق أي:

$$LnLX_t = \beta_0 + \beta_1 LnDAS_t + \beta_2 LnG_t + \varepsilon_t \dots\dots (1)$$

وتسمى بمعادلة انحدار التكامل المشترك Régression de cointégration، ثم الحصول على بواقي الانحدار e_t

وهو يمثل المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة الاجل، وينصب الاختيار على التحقق من أن هذا المزيج الخطي مستقر أي متكامل من الدرجة صفر ($e_t \backsim I(0)$) ، وفق الأتي:[19]

$$\Delta e_t = \alpha + \delta e_{t-1} + \Delta e_{t-1} + \mu_t \dots\dots (2)$$

وبتقدير نموذج الانحدار المشترك تحصلنا على النتائج التالية:

$$LnLX_t = -2.385 - 0.519LnDAS + 0.559LnG + \varepsilon_t$$
$$(-7.236) \quad (-3.592) \quad (7.495)$$

$$N = 26 \quad R^2 = 0.76 \quad \overline{R^2} = 0.78 \quad DW = 1.76$$

النموذج يتمتع بمعنوية كلية ومعنوية جزئية ، أما المعنوية الكلية فهذا ما تشير إليه:

إحصائية فيشر **39.76= (F-statistic)** ، **Prob(F-statistic)=0.0000** كما أن قيمة معامل التحديد **R^2=0.76** تدل على أن المتغيرات التفسيرية المقترحة في هذا النموذج سعر **صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي ، النفقات الحكومية** تفسر ما نسيته **76 %** من أسباب التغير الكلي في قيمة المتغير التابع مفسرة داخل النموذج والباقي يرجع إلى عوامل خارج النموذج. كما أن المتغيرات النموذج كانت معنوية (المعنوية لجزئية) وهذا ما يوضحه الجدول رقم 04 التالي:

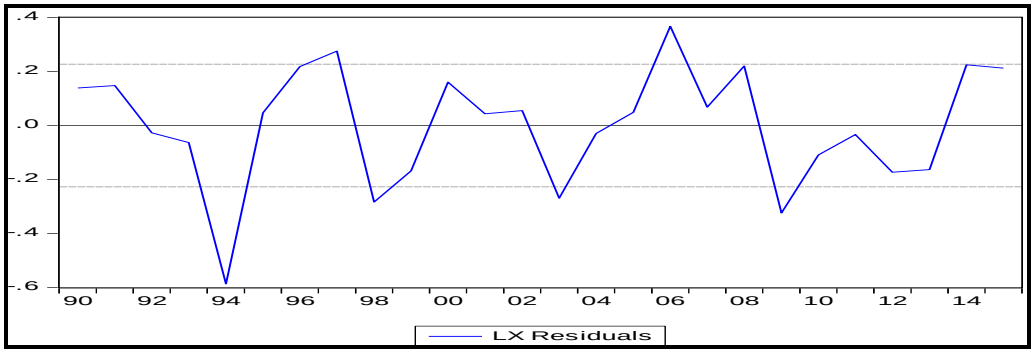
الجدول رقم (04): نتائج اختبار التكامل المشترك لـ (Engel-Granger)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.385595	0.329670	-7.236318	0.0000
LDAS	-0.519919	0.144716	-3.592695	0.0015
LG	0.559757	0.074683	7.495147	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج eviews 9

4-3 دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير:

الشكل 5: بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر: مخرجات برنامج eviews 9

من الشكل البياني يتضح أن سلسلة بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك مستقرة، ذلك أنها تتذبذب حول وسط حسابي ثابت معظم فترة الدراسة باستثناء سنة 1994 ولتأكيد ذلك سنقوم بأجراء اختبار ديكي فولر الموسع ADF على بواقي التقدير والنتائج موضحة في الجدول التالي :

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{تحتوي سلسلة البواقي } \boldsymbol{e_t} \text{ على جذر الوحدة} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{لا تحتوي سلسلة البواقي } \boldsymbol{e_t} \text{ على جذر الوحدة} \\ \text{فترة الابطاء بالاعتماد على معيار } \mathbf{Aic} \text{ يساوي } 5 \end{cases}$$

الجدول رقم (05): اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار ADF (عند 5%)

اختبار ADF عند المستوى I_0	القيمة المحسوبة	القيمة الحرجة	الاحتمال الحرج
بدون ثابت واتجاه None	**-4.898**	**-1.956**	**0.000**
Trend and intercept مع ثابت واتجاه	**-4.757**	**-3.622**	**0.004**
Intercept مع ثابت	**-4.839**	**-2.998**	**0.000**

المصدر:مخرجات برنامج eviews 9

يتبن من الجدول استقرارية سلسلة البواقي عند المستوى **I_0**، وهذا بمقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية عند إجراء اختبار ADF ،كما يؤكد هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج التي هي أقل من 5% وهذا يؤدي بنا الى قبول فرضية القائلة بعدم وجود جذر وحدوي ، وهذا يدل على استقراريه سلسلة البواقي ، وهذا يعني وجود دليل على علاقة تكامل مشترك طويل الأجل بين الواردات وباقي المتغيرات في النموذج ، ومنه يمكننا تبني صياغة نموذج تصحيح الخطأ خلال الفترة المدروسة.

الخطوة الثانية : تقدير نموذج تصحيح الأخطاء(ECM) :

بعد تحقق فرضية استقرار البواقي لمعادلة انحدار التكامل المشترك ، نمر إلى الخطوة الثانية في منهجية أنجل – غرانجر ، والمتمثلة في تقدير نموذج تصحيح الخطأ أو ما يعرف بعلاقة الأجل القصير Relation de court terme.

لأن حسب أنجل – غرانجر فإن المتغيرات التي تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل، وعليه ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ، الذي ينطوي على إمكانية اختبار العلاقة في الأجل الطويل (انحدار التكامل المشترك) ، وفي الأجل القصير (نموذج تصحيح الخطأ) بإدراج البواقي المقدرة من معادلة الانحدار المشرك e_t في هذا النموذج على النحو التالي :

$$\Delta LX_t = b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_{1i}\Delta LX_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} b_{2i}\Delta LDAS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_{4i}\Delta LG_{t-i} + \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث يشترط في المعامل حد الخطأ λ ، والذي يعبر عن سرعة التكيف ، أن يكون سالبا ومعنوي إحصائيا، حتى يتفق مع أسلوب نموذج تصحيح الخطأ، ولذلك يسمى بنموذج تصحيح الخطأ modelé de correction d'erreur .

حيث يأخذ بعين الاعتبار التفاعل الديناميكي في الأجل القصير والطويل بين المتغير التابع الصادرات خارج قطاع المحروقات والمتغيرات المستقلة .[20]

ومن ثم فإن ظهور e_{t-1} في المعادلة يعكس الفرضية المسبقة بأن الصادرات خارج قطاع المحروقات في الأجل القصير لا تتساوى مع قيمتها التوازنية في الأجل الطويل ، ولذلك فإنه في الأجل القصير يكون هناك تصحيح جزئي من هذا الاختلال وعليه يمثل λ معامل تعديل أو تصحيح قيم الصادرات خارج قطاع المحروقات باتجاه قيمها التوازنية من فترة إلى لأخرى، وتحديدا يقيس نسبة اختلال التوازن في الفترة **t-1**التي يتم تعديلها في الفترة **t**.

$$DLnLX_t = -0.0337 - 0.7394DLnDAS + 0.8767DLnG - 0.9281E(-1)$$

(-2.580) (2.891) (-4.326) (0.518-)

$$DW = 1.77 \quad R^2 = 0.564 \quad \overline{R^2} = 0.502 \quad ProbF - STATI = 0.00043$$

على ضوء نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ يتبن أن النموذج يتمتع بمعنوية كلية ، وهذا ما تشير إليه إحصائية فيشر (F-statistic 9.081) (Prob(F-statistic 0.00043 كما أن معامل التحديد $R^2 = 0.56$ يشير الى أن المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 56 %والباقي يرجع إلى عوامل خارج النموذج.

كما إن قيمته سالبة (0.928-) ، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة .

وتدل هذه القيمة على أن الصادرات خارج قطاع المحروقات تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة t-1 تساوي (92.8%).أي عندما تنحرف الصادرات خلال الأجل القصير

في الفترة t عن قيمتها التوازنية في الأجل الطويل، فإنه يتم تصحيح ما نسبته 92.8% من هذا الانحراف في الفترة t+1.ومن ناحية أخرى فإن هذه النسبة تعكس سرعة التعديل نحو التوازن، بمعنى أن الصادرات تستغرق ما يقارب السنة (1/0.928) باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر كل صدمة في النموذج ناجمة عن التغير في قيم المتغيرات المستقلة النفقات الحكومية وسعر صرف الدينار الجزائري.

الجدول رقم (06): مرونات الصادرات خارج قطاع المحروقات في الأجلين القصير والطويل

المتغيرات	سعر صرف الدينار الجزائري LnDAS	النفقات الحكومية LnG

الأجل الطويل	**-0.519**	**0.559**
الأجل القصير	**-0.739**	**0.876**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

يلاحظ من الجدول أن إشارات المعاملات المقدرة (المرونات) جاءت متوافقة مع الأدبيات الاقتصادية و مع الافتراضات السابقة، حيث مرونة سعر الصرف الدينار الجزائري كانت سالبة ومعنى ذلك أنه كلما زاد سعر الصرف في القيمة الاسمية (انخفض في القيمة الحقيقة) بـ **1%** زادت الصادرات خارج قطاع المحروقات بـ73.9 **%** ويمتد أثرها في الأجل الطويل حتى يصل الى **51.9%** أي هناك علاقة عكسية بينهما وهذا ما تؤيده النظرية الاقتصادية، ونفس التحليل ينطبق مع مرونة النفقات الحكومية الموجبة وتدلل على العلاقة الطردية بينها حيث كلما زادت النفقات الحكومية بـ**1%** زادت الصادرات بـ **87.6%** ويمتد أثرها في الأجل الطويل حتى يصل إلى بـ**55.9%** .

4- تشخيص النموذج (مشاكل الانحدار):

يتم تشخيص النموذج بإجراء عدة اختبارات على البواقي لمعرفة مدى صلاحية النموذج والنتائج المتوصل إليها، ومن بين أهم تلك الاختبارات اختبار الارتباط الذاتي بين البواقي ، اختبار تجانس التباين ، اختبار الازدواج الخطي وهي اختبارات ضرورية للجودة الاحصائية للنموذج القياسي ، إذا تبين أن نموذج محل الدراسة يستوفي جميع الشروط وصحة الاختبارات يمكن اعتماده في الدراسة، على أنه يمكن المرور فيما بعد على بعض الاختبارات المكملة مثل : الاختبار التوزيع الطبيعي ، و اختبار استقرار النموذج .

1-4 اختبار الارتباط الذاتي

من جملة الافتراضات الأساسية التي يقوم عليها النموذج الخطي ، افتراض انعدام الارتباط بين قيم المتغير العشوائي U في السنة (t) وقيمته في السنوات السابقة U_{t-1}، U_{t-2} ...الخ. أو اللاحقة U_{t+1}، U_{t+2}...الخ. أي أن قيم U تكون مستقلة عن بعضها البعض. ويعبر عن ذلك بمساواة التباين المشترك للأخطاء المتتالية بالصفر كالآتي:[21]

$$Cov\ (U_t, U_{t-s})=0 \ , \ (t=1,2,\ldots, n)$$

وتعني في الوقت نفسه أيضا عدم تأثير الظاهرة الاقتصادية المتحققة في السنة (t) على تلك التي ستحقق في السنة (t+1)، غير أن الواقع الاقتصادي يشير الى العكس ذلك، إذا يوجد تأثير للظاهرة الاقتصادية المتحققة في السنة (t) على تلك التي ستحقق في السنة (t+1) (t+2)،...الخ .كما تتأثر بالظاهرة الاقتصادية المتحققة في السنة (t-1)، (t-2)،...الخ. فالنماذج التي تستخدم احصائيات السلاسل الزمنية (التي غالبا ما تعاني من ظاهرة الارتباط الذاتي) يكون حد الخطأ في فترة زمنية معينة (t) على علاقة مع حدود الخطأ في فترات زمنية أخرى، مثال ذلك العلاقة بين الدخل القومي ومجمل الانفاق الاستهلاكي ،فزيادة الانفاق الاستهلاكي في سنة معينة قد يكون مترتبا على الدخل المتولد في السنة السابقة أو (السنتين السابقتين)، وفي حالة اعتماد الاخطاء العشوائية على بعضها البعض ينتفي الافتراض الخاص بانعدام الارتباط فتظهر مشكلة تدعى مشكلة الارتباط الذاتي حيث :

$$Cov\ (U_t, U_{t-s})\neq 0$$

ينشأ الارتباط الذاتي لحدود الخطأ من عدة أسباب ذات طبيعة مختلفة من أهمها :[22]

- وجود أخطاء في قياس وجمع معطيات السلاسل الزمنية الداخلة في تكوين نموذج الانحدار
- الصياغة الرياضية غير الصحيحة لنموذج الانحدار المراد تقديره
- اغفال بعض المتغيرات في النموذج، في الظاهرة المدروسة

هناك عدة اختبارات للكشف عن وجود ارتباط ذاتي أم لا بين البواقي نموذج الدراسة من أهمها :اختبار دربن واتسن (**Durbin-Watson**)، اختبار بروش غودفري (**Breusch-Godfrey**)، اختبار بوكس بياس (**Box-Pierce**)، اختبار بوكس(**Ljung-Box**).[23] وللكشف عن وجود ارتباط ذاتي بين البواقي نموذج الدراسة ، سنعتمد على اختبار (**Breusch-Godfrey**) ، ويتم صياغة الفرضيات على الشكل التالي :[24]

$$\begin{cases} H_0: \text{لايوجد ارتباط ذاتي بين البواقي} \\ H_1: \text{يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي} \end{cases}$$

الجدول رقم (07): نتائج اختبار الارتباط الذاتي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.206646	Prob. F(1,22)	0.6539
Obs*R-squared	0.241946	Prob. Chi-Square(1)	0.6228

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

من النتائج المحصل عليها عند إجراء اختبار بروش غودفري **Breusch-Godfrey** على نموذج الدراسة في الجدول رقم ....إن القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية فيشر تساوي 0.6539 وهي أكبر من 5% ، كما أن القيمة الاحتمالية الموافقة لمعامل التحديد تساوي 0.6228 وهي أكبر من 5% ، ومنه فإننا نقبل فرض العدم H_0 ونرفض الفرض البديل H_1 أي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي.

2-4 اختبار تجانس التباين:

إن مشكلة تجانس الخطأ Heteroscdasticity، تتكون من كلمتين، هما (Hetero) بمعنى غير متساو و(Scedasticity) بمعنى تباعد أو انتشار. فعند تغير قيمة تباين حد الخطأ، U_i، بحيث تزداد هذه القيمة بزيادة المتغير المستقل،Yi فإننا نواجه مشكلة تباين الخطأ.[25]

من الافتراضات التي تقوم عليها النماذج الخطية تجانس التباين ، أي أن البواقي يكون لها نفس التباين ، فإذا كان تباين كل خطأ عشوائي غير ثابت ، أي أنه يتغير مع الزمن بتغير الملاحظات فان البواقي تكون لها تباينات مختلفة ،مما يدخل مشكلة عدم التجانس على النموذج ، وعند اختبار التباين يتم اختبار الفرضيات التالية:[26]

$$\begin{cases} H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots \sigma_k^2 = \sigma^2 \\ H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \cdots \sigma_k^2 \neq \sigma^2 \end{cases}$$

ولتحقق من تجانس التباين هناك العديد من الاختبارات من أهمها:[27]

Test d heteroscedastite de White 1980, Test Arch 1982, Test Breusch et Pagan 1979.

سنعتمد في هذا الاختبار على **Test Breusch et Pagan**، والجدول التالي يلخص النتائج المتحصل عليها :

الجدول رقم(08) : نتائج اختبار تجانس التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.114553	Prob. F(2,23)	0.8923
Obs*R-squared	0.256435	Prob. Chi-Square(2)	0.8797
Scaled explained SS	0.228785	Prob. Chi-Square(2)	0.8919

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

الجدول رقم (08)يظهر نتائج اختبار **Test Breusch et Pagan**، حيث أن القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية فيشر تساوي 0.8923 وهي أكبر من 5% والقيمة الاحتمالية الموافقة لمعامل التحديد الملاحظ تساوي 0.879 وهي أكبر من 5%. وبالتالي سنقبل الفرض العدم H_0 وهو ثبات تباين الأخطاء ومنه نستنتج أن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين الأخطاء.

3-4 اختبار الازدواج الخطي:

من أجل أن يكون نموذج الانحدار المقترح فعالا ويتمتع بمصداقية إحصائية عالية يفترض عدم وجود ارتباط خطي بين متغيراته المستقلة. وهنا يجب التنبيه إلى أن المشكلة ليست في وجود الازدواج الخطي في حد ذاته بقدر ما هي في درجة أو مستوى هذا الازدواج الخطي ، فإذا كانت درجة الازدواج الخطي منخفضة فمن الممكن قبول هذا الازدواج .تتم

معالجة الحالات التي تكون فيها درجة الازدواج الخطي عالية إما بزيادة عدد المشاهدات أي حجم العينة الإحصائية .

أو زيادة المتغيرات مستقلة وحذف أخرى أو تغيير معادلة الانحدار المقترحة واستبدالها بأخرى أكثر تمثيلا.[28] ونقوم باختبار الكشف عن الازدواج الخطي في نموذج الدراسة بواسطة مصفوفة الارتباط كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول رقم(09): نتائج اختبار الازدواج الخطي

	LnDAS	LnG
LnDAS	1	0.82
LnG	0.82	1

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

تشير النتائج في الجدول أعلاه على خلو النموذج من الازدواج الخطي، مما يدل على جودة النموذج المقدر، حيث تقدر النسبة بـ 0.82 بين النفقات الحكومية وسعر الصرف الدينار الجزائر وهي نسبة لا تؤثر في استقلالية المتغيرات المستقلة .

4-4 اختبار التوزيع الطبيعي:

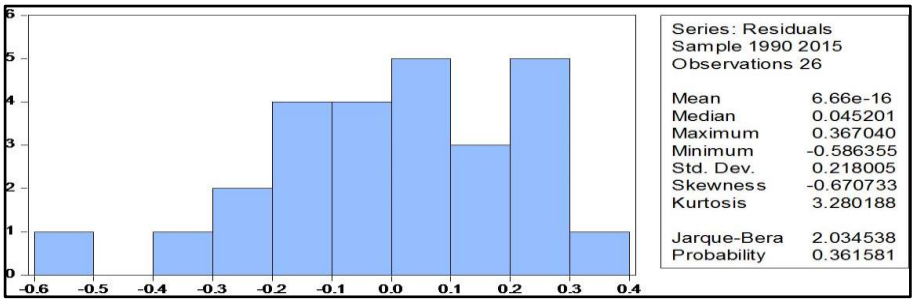
لاختبار التوزيع الطبيعي يمكن الاعتماد على اختبار test de Jarqur et Bera والفرضيات التي يتم اختبارها تصاغ على الشكل التالي:

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: \text{البواقي تتبع التوزيع الطبيعي} \\ \boldsymbol{H_1}: \text{البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي} \end{cases}$$

حيث: إذا كانت القيمة الاحتمالية أكبر من 5% نقبل فرضية العدم ، أي أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي ، أما إذا كانت القيمة الاحتمالية أقل من 5% نرفض فرضية العدم ونقبل

الفرض البديل أي أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي، وعند القيام باختبار Jarqur et Bera نحصل على النتائج الموضحة في الشكل التالي :

الشكل7 : نتائج اختبار التوزيع الطبيعي



المصدر: مخرجات برنامج eviews 9

من خلال نتائج اختبار Jarqur et Bera يتضح أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي لان القيمة الاحتمالية تساوي 0.36 و هي أكبر من 5%.

اختبار المشترك بطريقة جوهانسن –جسلس :

تعتبر هذه الطريقة من انسب الطرق للعينات الصغيرة ووجود أكثر من متغيرين، حيث تم القيام باختبار التكامل المشترك لجو هانسن على متغيرات النموذج محل الدراسة، باستعمال اختبار الأثر واختبار القيمة الذاتية العظمى وتم التوصل إلى النتائج الموضحة في الجدول رقم ...

الجدول رقم (10): نتائج اختبار التكامل المشترك (اختبار الأثر)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.938327	74.89381	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.380510	16.38966	15.49471	0.0366

At most 2 *	0.260368	6.333639	3.841466	0.0118

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

من الجدول يلاحظ أن القيمة المحسوبة المقدرة ب 74.89 أكبر من القيمة الجدولية والمقدرة ب 29.79 ، ومنه يمكن رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات المقترحة وذلك عند عتبة معنوية 5% مما يدل على أن الصادرات خارج قطاع المحروقات متكاملة تكاملا مشترك مع المتغيرات المقترحة في النموذج كما تؤكد هذه النتيجة أيضا وجود علاقة توازنية طويلة والتي تعرف بعلاقة الأجل الطويل وان المتغيرات لا تبتعد عن بعضها البعض كثيرا وتظهر سلوكا متشابها عبر الزمن . وهذا ينطبق على باقي القيم المحسوبة.

الجدول رقم(11): نتائج اختبار التكامل المشترك (اختبار القيمة الذاتية القصوى)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.938327	58.50414	21.13162	0.0000
At most 1	0.380510	10.05603	14.26460	0.2083
At most 2 *	0.260368	6.333639	3.841466	0.0118

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

من الجدول رقم (11)يلاحظ أن القيمة المحسوبة المقدرة ب 58.50 أكبر من القيمة الجدولية المقدرة ب21.13 ، وعليه يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات حسب اختبار القيمة

القصوى. مما يعني رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أي شعاع للتكامل المشترك بين المتغيرات ونفس التحليل ينطبق على القيمة الثالثة باستثناء القيمة الثانية حيث نجد أن القيمة المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية مما يعني قبول فرضية العدم القائلة بوجود شعاع وحيد للتكامل المشترك بين المتغيرات.

اختبار السببية:

يعتبر نموذج كرنجر من أكثر النماذج شيوعا في تحديد اتجاه السببية بين المتغيرات الاقتصادية ووفقا له تكون X سببا في حدوث تغير في Y اذا كانت القيم المتنبأ بها للمتغير Y تتحدد وفق القيم المبطأ للمتغيرين X Y والتي تكون أفضل حال من الاعتماد على متغير واحد ، ويستند هذا الاختبار على تقدير المعادلتين :

$$Y_t = \sum_{i=0}^{m} \alpha_i X_{t-1} + \sum_{j=0}^{n} \beta_i Y_{t-J} + \varepsilon_{1t} \dots \dots (5)$$

$$X_t = \sum_{i=0}^{m} \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \delta_i Y_{t-J} + \varepsilon_{2t} \dots \dots (6)$$

ولاختبار العلاقة السببية سنعتمد على اختبار الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين محل الدراسة، حيث إذا تم رفضها فان هناك علاقة سببية وفي حالة العكس فالمتغيرين مستقلين عن بعضهما البعض والجدول التالي يوضح لنا نتائج الاختبار:

الجدول رقم(12) : اختبار العلاقة السببية بين متغيرات

Null Hypothesis	Obs	F-Statistic	Prob.
LDAS does not Granger Cause LX	22	3.28088	0.0457
LX does not Granger Cause LDAS		2.62446	0.0833
LG does not Granger Cause LX	22	2.73483	0.0750
LX does not Granger Cause LG		0.32611	0.8555
LG does not Granger Cause LDAS	22	1.51845	0.2540
LDAS does not Granger Cause LG		0.57686	0.6845

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج eviews 9

من الجدول رقم.(12)، نلاحظ أن تغيرات في سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي يسبب تغيرات في الصادرات خارج قطاع المحروقات حيث أن F بلغت 3.280 باحتمال قدره 0.0457 ، في حين أن التغيرات في الصادرات

لا تسبب تغيرات في سعر صرف الدينار ، أي علاقة سببية ذات اتجاه واحد $LDAS_t \rightarrow$

LX_t في حين أن النفقات الحكومية لا تسبب في الصادرات حيث بلغت إحصائية فيشر 2.73 باحتمال قدره 0.07 وهو أكبر من 5% وهو يؤدي بنا إلى قبول الفرضية العدم ، ونفس التحليل ينطبق على كل العلاقة بين النفقات الحكومية وسعر صرف الدينار في الاتجاهين أي لا توجد علاقة سببية بينهما في الاتجاهين.

خاتمة :

حاولنا من خلال هذه الدراسة إلى اختبار أثر تخفيض الدينار الجزائري على زيادة تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات وذلك خلال الفترة الممتدة من 1990 إلى 2015 باستخدام التكامل المشرك واختبار السببية، وتوصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

أن هناك علاقة عكسية بين تخفيض يين سعر صرف الدينار وبين زيادة تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات ، حيث أن مرونة سعر الصرف الدينار الجزائري كانت سالبة ومعنى

ذلك أنه كلما زاد سعر الصرف في القيمة الاسمية (إنخفض في القيمة الحقيقة) بـ 1% زدات الصادرات خارج قطاع المحروقات بـ73.9 % ويمتد أثرها في الاجل الطويل حتى يصل الى 51.9% . وهذا يدل أن هناك علاقة طويلة الاجل بين تغيرات في سعر صرف الدينار وبين تغيرات في الصادرات خارج قطاع المحروقات في الجزائر أي أنهما يتحركان معا في المدى الطويل ولا يبتعدان عن بعضهما البعض ، وبالتالي هذا ما يوافق النظرية الاقتصادية. إلا ان هذه الزيادة في حجم الصادرات تعبر طفيفة مقارنة مع نسبة التخفيض للدينار
الجزائر ي حيث فقد هذا الاخير من سنة 2010 الى غاية سنة 2016 حوالي 33% من قيمته وذلك عبر آلية التخفيض التي اتبعها بنك الجزائر في إطار سياسته النقدية ، فمن الناحية التحليلية لاهم مؤشرات التوازنات الكلية فإنها تشير إلى أن عملية تخفيض الدينار لم يكن هدفها الرئيسي زيادة تنافسية الصادرات خارج قطاع المحروقات وحسب، بل جاء ليستهدف عدة أمور من بينها:

- محاولة ضبط ميزانية الدولة أي تحصيل جباية نفطية أكبر عند التحويل من الدولار، في ظل تراجع المداخيل المحروقات بسبب تهاوي الأسعار بمعنى آخر محاولة تعويض خسارة الميزانية من الجباية النفطية بعد تسجيل تراجع 50% في عام واحد .
- محاولة ضبط الميزان التجاري عن طريق كبح حجم الواردات المتزايد حيث بلغت 57 مليار دولار في سنة 2014 ، على أساس أن الدينار الضعيف يقلل من تنافسية المنتجات الأجنبية في السوق المحلي لان أسعارها تصبح مرتفعة في ظل عدم مرونة الإنتاج الوطني

.

فالواقع ، أن تخفيض سعر العملة لا يمكن أن يتم دون عواقب وخيمة على بعض المؤشرات الاقتصادية، ولا ينبغي أن يكون أي خلل في المدفوعات الخارجية حجة مقنعة للتخفيض أو لتعويض السياسة المالية بعد أن أخفقت كلا من الجباية العادية من ضرائب والرسوم الجمركية وغيرها من الأدوات في إعادة التوازن للميزانية - من خلال تخفيض الدينار لزيادة الجباية العادية- وإنما يلجأ إليه إذا كان أفضل من البدائل الأخرى أو ذا تم ضمن مجموعة من السياسات المترابطة والتي من شأنها أن تعزز بعضها البعض لتقليل التشوهات وإعادة الربحية للصادرات.

ومن الانتقاد الموجه هنا لهذه السياسة هو انتقال عبء التخفيض إلى عاتق الشرائح الأدنى دخلا والأقل قدرة على تحمله، والأسوأ من ذلك كله هو أنه قد يكون غير فعال لأنه قد يزيد من التضخم دون أن يحسن وضع المدفوعات الخارجية تحسنا كافيا حيث بلغ معدل التضخم سنة 2015 حوالي 4.78 % وفي نهاية سنة 2016حوالي 6.33% بعدما كان في سنة 2014 يقدر بحوالي 2.9 % .

ومما تقدم آنفا أصبح لزاما على الجزائر إجراء إصلاحات اقتصادية جذرية على جميع الأصعدة من تنويع للاقتصاد مرورا بإصلاح المنظومة المصرفية ، إلى تنشيط سوق رأس المال- البورصة – وتنشيط القطاعات المنتجة الراكدة مثل قطاع الزراعة و تأسيس قاعدة صناعية صلبة على أساس تكنولوجي ، والتشجيع على خلق مؤسسات صغيرة ومتوسطة لتحقيق معدلات النمو و تقليص معدلات البطالة و مساهمة في زيادة الوعاء الضريبي، و تهيئة المناخ الملائم للاستثمار الأجنبي وتقليص فاتورة الدعم الاجتماعي تدريجيا وتنظيمه لتستفيد منه الشريحة المستهدفة فقط.

الهوامش والمراجع:

[1] Taline Koranchelian, **The equilibrium real exchange rate in a commodity exporting country : Algeria's Experience**, IMF working paper, july 2005, P : 08.

[2] بوخاري موسى الحلو، **سياسة الصرف الأجنبي وعلاقتها بالسياسة النقدية-دراسة تحليلية للآثار الاقتصادية لسياسة الصرف الأجنبي-**، الطبعة الأولى، مكتبة حسن العصرية، بيروت، لبنان، 2010، ص : 315.

[3] Taline Koranchelian, op.cit, P P : 11-12.

[4] Piritta sorsa, **Algeria-The real exchange rate, export diversification, and trade protection**, IMF working paper, April 1999, P P : 7-8.

[5] عمر أحمد علي، **سياسة الصرف وتطور الدرهم**، مجلة آفاق اقتصادية، العدد 40، الإمارات، أكتوبر 1989، ص : 22.

[6] قدي عبد المجيد ،**المدخل الى السياسات الاقتصادية الكلية**، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية ،الجزائر، 2006، ص134

[7] نعمان سعيدي، **البعد الدولي للنظام النقدي برعية صندوق النقد الدولي**، الطبعة الاولى، دار بلقيم، الجزائر، 2011، ص182

[8] نعمان سعيدي، المرجع السابق، ص ص201-202

[9] حميدات محمود، **مدخل للتحليل النقدي**، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر،2005، ص205

[10] http://www.bank-of-algeria.dz

[11] http://www.aljazeera.net/news/ebusiness/2015/7/25

[12] حميدات محمود، المرجع السابق، ص 206

[13] مجيطنة مسعود، **دروس في المالية الدولية**، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2013، ص71
[14] علاش احمد، **دروس وتمارين في التحليل الاقتصادي الكلي** ، دار هومة للطباعة والنشر والتوزيع ،الجزائر ،2010، ص55
[15] قدي عبد المجيد، المرجع السابق، ص 193
[16] كامل علاوي كاظم الفتلاوي، حسن لطيف الزبيدي، **القياس الاقتصادي النظرية والتحليل** ، دار صفا للنشر والتوزيع،2010 ،عمان، ص 270
[17] François-Éric Racicot, Raymond Théoret, **Traite D'économétrie Financière**, presses de l'Université du Québec, 2001, p230
[18] Régies Bourbonnais, **Econométrie**, 9e édition, Dunod, 2015, Paris, p 250
[19] أولاد العيد سعد، **ترشيد سياسة الانفاق العام دراسة لظاهرة عجز الموازنة العامة** ، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية غير منشورة ،جامعة الجزائر 03 ،2013 ، ص 258
[20] أولاد العيد سعد، المرجع السابق، ص 259
[21] حسين علي بخيت، سحر فتح الله ، **الاقتصاد القياسي**، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، عمان ، الاردن،2006،ص 186
[22] مكيد علي، **الاقتصاد القياسي**، ،الطبعة الثانية ،ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر،2011 ،ص296.
[23] Edouard Nsimba,**Renforcement des capacités sur les regressions,tests,simulations et projections du modèle inplabura sous le logiciel eviews** ,SOFRECO ,Volume1,France,Fevrier 2008,p33
[24] Edouard Nsimba, op.cit. , p 35
[25] حسين علي بخيت، سحر فتح الله ، المرجع السابق، ص 260
[26] Régies Bourbonnais, op.cit. p 148
[27] Éric Dor, Économétrie, Pearson Education, Paris, p 42
[28] مكيد علي، المرجع السابق ، ص 141