توازن ميزان العمليات الجارية في الجزائر للفترة 2000-2011

ملخص

شهد ميزان العمليات الجارية هذه السنوات الأخيرة مجموعة من الفوائض من 8.93 مليار دولار سنة 2000 إلى 19.70 مليار دولار سنة 2011، أي ارتفاع بقيمة 120.60 %.

يهدف هذا العمل إلى دراسة هذه الفوائض، وتحديد ما إذا كانت راجعة إلى أداء اقتصادي، رشادة مالية، أم إلى ارتفاع المستويات العامة لأسعار البترول.

إن تحليل توازن ميزان العمليات الجارية يستلزم استخدام مقاربتين: مقاربة المرونات والتي يتم من خلالها دراسة أثر تخفيض الدينار الجزائري على الميزان التجاري، والمقاربة الزمنية والتي تعتبر أن ميزان.

د . نهلة غراس

المدرسة العليا للتجارة الجزائر

Résumé

La balance des transactions courantes a été marquée ces dernières années par de perpétuels excédents passant de 8.93 milliards de dollars en 2000 à 19.70 milliards de dollars en 2011, soit une augmentation de prés de 120.60%.

Le but de cette recherche est d'étudier ces excédents, et de déterminer si ils sont dus à une réforme économique, à une rationalité budgétaire, ou à l'augmentation des prix du pétrole ?

L'analyse de l'équilibre de le balance des transactions courantes requière deux importantes approches : L'approche des élasticités qui étudie l'impact de la dévaluation du dinar sur la balance commerciale, et l'approche inter temporelle qui quand à elle considère la balance des transactions courantes comme l'écart entre l'épargne et l'investissement d'une économie.

مقدمة

من أجل الإجابة عن الإشكالية الرئيسية تم تقسيم العمل إلى جزئين: جزء نظري يتناول مختلف الدراسات التي تتعلق بتوازن ميزان العمليات الجارية، وجانب تطبيقي والذي تم من خلاله دراسة أثر تخفيض سعر الدينار الجزائري على ميزان العمليات الجارية من خلال مقاربة المرونات، ودراسة أثر بعض المتغيرات الاقتصادية على رصيد ميزان العمليات الجارية من خلال المقاربة الزمنية.

1- الجانب النظري :

سنقوم في هذا الجانب بعرض مجموعة من الدراسات السابقة والتي تتقاطع والدراسة التي نقوم بها في عدة نقاط منها أثر تخفيض قيمة العملة على الميزان التجاري، بحيث يعتبر التخفيض من أهم الإصلاحات التي طبقتها الجزائر وفقا لما كانت تنص عليه برامج

© جامعة قسنطينة1، الجزائر 2014

التصحيح الهيكلي، كذلك أهم المتغيرات الاقتصادية التي يمكن أن يكون لها أثر على الميزان الجاري في العديد من الدول التي يعتمد اقتصادها أساسا على صادرات المحروقات.

1-1 دراسة (Abdelhak S.Senhadji Et Claudio E. Montenegro 1999)

Time Series Analysis Of Export Demand Equation

قام الاقتصاديان بتحديد دالة الطلب على الصادرات ل 53 دولة متطورة وأخرى نامية ، ومن أجل ذلك تم ربط دالة الصادرات والمتمثلة في حجم الصادرات الحقيقية للدولة المحلية بمتغيرين:(نسبة سعر صادرات البلد المحلي بالنسبة إلى أسعار أهم شركائها التجاريين، ومتغير النشاط المتمثل في الناتج المحلي الإجمالي مطروحا منه القيمة الحقيقية للصادرات لأهم الشركاء التجاريين للبلد المعني). وتوصلت الدراسة إلى أن 22 دولة من بين 53 لها مرونة سعرية أكبر من الواحد أما 33 دولة المتبقية تظل مرونتها السعرية ضعيفة. وبالنسبة لمرونة الدخل ل 39 دولة لها مرونة دخل تفوق الواحد، بالإضافة إلى أن متوسط مرونة الدخل في الأجل القصير لا تتعدى 0.5٪ ومتوسطها في الأجل الطويل يقارب 1.5٪، ويعود ذلك إلى أن الصادرات لا بد وأن تأخذ وقتا زمنيا للاستجابة للتغيرات في الدخل ، بالإضافة إلى أن مرونة الدخل والسعر بالنسبة للدول الافريقية تظل ضعيفة مقارنة بالدول الأسيوية.

2-1 دراسة (Adja-Iélou Gnaro, 2004 **)**

Dynamique du solde des transactions courantes du Togo,déterminants et soutenabilité

تم من خلال هذه الدراسة تحليل ميزان العمليات الجارية الطوقولي وذلك بدراسة أثر تخفيض العملة على حجم الصادرات والواردات الطوقولية وكانت النتائج كالتالي: (انخفاض العملة بنسبة 10٪ أدى إلى انخفاض حجم الواردات بنسبة 4٪ على المدى القصير و نسبة 6 ٪ على المدى الطويل وفيما يخص حجم الصادرات فلم يكن للتخفيض أثرا وفسر ذلك إلى طبيعة هيكل الصادرات الطوقولية المتمثلة أساسا في المواد الأولية وضعف المنتجات الصناعية)، كما تم دراسة الميزان بالأخذ بعين الاعتبار المتغيرات الاقتصادية لنموذج (Obstfeld et Rogoff, 1995) وذلك باستخدام نموذج (Méthode Des Moments Généralisés) للاقتصادي (Hansen,1982) وتوصلت الدراسة إلى أن ارتفاع حجم الاستثمار أدى إلى تدهور رصيد ميزان العمليات الجارية فابتعاد حجم الاستثمار عن مستواه التوازني بنسبة 1٪ يؤدي إلى تدهور ميزان العمليات الجارية بنسبة 0,79 ٪ وهذا راجع إلى انخفاض حجم الادخار العام بالإضافة إلى أن 95 ٪ من الإنتاج الصافي يستهلك وانه اقل من نسبة 4 ٪ تدخر.

3-1 دراسة (Abdelaziz Rouabah, 2005**) :**

Les déterminants du solde de la balance des transactions courantes au Luxembourg

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد أسباب تدهور ميزان العمليات الجارية للكسمبورغ وقسمت الدراسة إلى جزئين،حيث تم في الجزء الأول دراسة تخفيض العملة على الميزان التجاري باستخدام نموذج (Substitut Imparfait) للاقتصادي (Armington,1969) وبعد تقدير دالة الطلب على الصادرات والواردات باستخدام طريقة (Log Linéaire) توصلت الدراسة إلى مرونة الطلب السعرية على المدى الطويل تبين أن ارتفاع الأسعار المحلية بنسبة 1 ٪ بالنسبة لأسعار المنافسين الأجانب يؤدي إلى انخفاض حجم الصادرات بنسبة -0,25 ٪ للخدمات وبنسبة -1,302٪للسلع.

أما مرونة الطلب السعرية على المدى القصير تبين أن ارتفاع الأسعار سيؤدي إلى انخفاض حجم صادرات السلع بنسبة - 0,05٪ وحجم الخدمات بنسبة - 0,257٪ . هذا في حين أن مرونة الطلب السعرية للواردات السلعية في المدى الطويل قدرت بنسبة - 0,405٪ وبالنسبة للخدمات بقيمة -0,175 ٪، ويفسر هذا الاختلاف إلى تركيبة مختلفة لصادرات وواردات البلد وميل حدي كبير للاستهلاك. وفيما يخص مرونة الدخل فقدرت بالنسبة لصادرات السلع والخدمات بنسبة (1,188 و1,987) وبالنسبة لواردات السلع والخدمات بنسبة (1,282 و1,025)، وفسرت مرونات الدخل إلى انفتاح الاقتصاد اللكسمبرغي على الاقتصاد الدولي.

في الجزء الثاني تم دراسة تدهور ميزان العمليات الجارية باستخدام المقاربة الزمنية وذلك باستخدام نموذج (Bussière et al,2004) وقدر النموذج باستخدام طريقة (Méthode des Moments Généralisés) وتوصلت الدراسة إلى أن الاستثمار كان العامل الرئيسي لتدهور ميزان العمليات الجارية.

4-1 دراسة

(Wliullah Mahmoud Khan Kakar, Rehmatullah Kakar, Wakeel Khan, 2010)

The Determinents Of Pakistan's Trade

تطرقت هذه الدراسة إلى اختبار المقاربات الثلاثة المتعلقة بتوازن ميزان المدفوعات الباكستاني خلال الفترة الزمنية (1970-2005) وهي: المقاربة النقدية، مقاربة الاستيعاب، ومقاربة المرونات.

وتم ربط رصيد الميزان الجاري بكل من مستوى الناتج المحلي الإجمالي، عرض النقد الواسع ومعدل الصرف الحقيقي، وتم اختبار العلاقة باستخدام مقاربة Cointegration And Error Correction Model

بتطبيق نموذج : Autoregressive Ditributed Lag (ARDL) وتوصلت الدراسة إلى أن تخفيض قيمة العملة يحسن من وضعية الميزان الجاري ، إلا أن أثر التخفيض يظل

ضعيفا مقارنة بأثر عرض النقد والدخل اللذان يرتبطان بعلاقة قوية مع الميزان الجاري.

5-1 دراسة (SY Demba et SY Hamat, 2013)

Les causes du déficit structurel du compte courant du Sénégal

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد أسباب العجز في الميزان الجاري لدولة السنغال واقتراح سياسات اقتصادية فعالة للحد من هذا الأخير، ومن أجل ذلك تم استخدام طريقة التكامل المشترك للاقتصاديين (Pesaran et al,2001) باستخدام النموذج (Modèle Autorégressif à Retard Echelonné) وتم ربط التغيرات في رصيد الحساب الجاري بالمتغيرات الماكرواقتصادية التالية: حجم الادخار الوطني، شروط التبادل لدولة السنغال، معدل الصرف المتوسط السنوي للدولار الأمريكي بالنسبة للفرنك الفرنسي، رصيد الموازنة نسبة إلى الناتج المحلي الحقيقي، معدل الاستيراد، الفرق بين الاستثمار الوطني ومستواه في المدى الطويل باستخدام (Le filtre Hodrick-Prescott « filtre HP »)، أخذت هذه البيانات خلال الفترة (1980-2010).

وتوصلت الدراسة إلى أن العجز في الميزان الجاري للسنغال يعود إلى ارتفاع حجم وارداتها، قلة حجم الصادرات بسبب تحسن قيمة العملة ومنه قلة تنافسية السلع المصدرة باعتبار عملة السنغال مرتبطة باليورو والذي بدأ يتحسن نوعا ما بالنسبة للدولار ابتداء من سنة 2003 إلى حد سنة الدراسة. إضافة إلى ارتفاع وتوسع الاستثمار مقارنة بمستوى الادخار، مما يجبر السلطات إلى الحد من الاستيراد ودعم المنتج الوطني وكذلك الرفع من مستوى الادخار الوطني.

2- الجانب القياسي:

نحاول في هذا الجانب استخدام بعض الأدوات والتقنيات المعروفة من أجل استغلال المعطيات المتحصل عليها والمتعلقة بالميزان التجاري الجزائري للفترة 2000-2011.

2-1 مقاربة المرونات:

لقد تم التطرق إلى هذه الفكرة من قبل عدد من الاقتصاديين ومن بينهم :

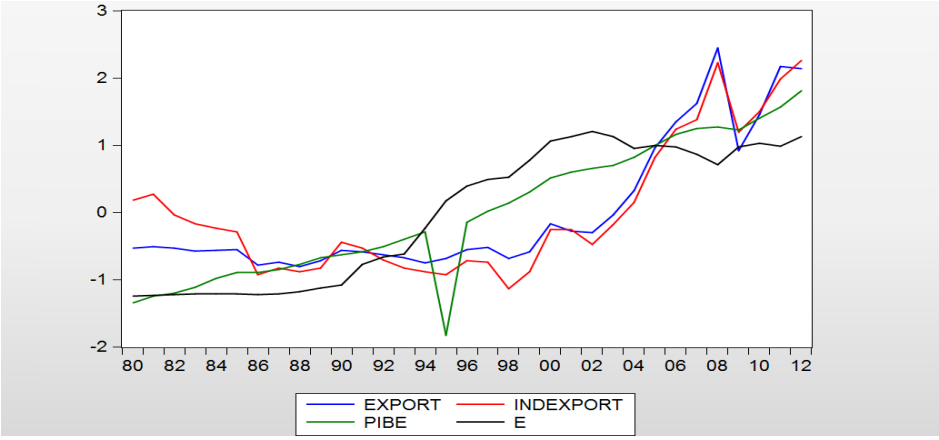
Armington (1969), Golstein et khan (1985), Bond (1985), Sekiguchi (1990), Prassad (1992)

حسب هذه المقاربة فتخفيض معدل الصرف يهدف إلى زيادة تنافسية البلد المعني، ويترجم نجاح تخفيض العملة بزيادة حجم الصادرات والإنتاج المحلي ليحل محل الواردات. ولتقدير هذا النموذج قياسيا لا بد من تحديد ثلاث دوال: (دالة الطلب على الصادرات، دالة الطلب على الواردات، دالة الميزان التجاري).

لقد تم استخدام اللوغارتميات كأسلوب ومنهج من اجل تبسيط المعادلات المعتمدة. وسنرمز لمتغيرات النموذج ب: (E معدل الصرف الاسمي، indexport مؤشر أسعار الصادرات، indimoprt مؤشر أسعار الواردات، piba الناتج الداخلي الخام في الجزائر، pibe الناتج الداخلي الخام الأجنبي لأهم الشركاء التجاريين في الجزائر والذي تم حسابه على أساس أهم ست شركائها التجاريين (فرنسا، ايطاليا، ألمانيا، اسبانيا، الصين، الولايات المتحدة الأمريكية)، export حجم الصادرات، import حجم الواردات). إن جميع المتغيرات في هذا النموذج مقيمة بمليون دولار وتم الحصول عليها من الموقع الالكتروني (unctadstat.unctad.org) المطلع عليه بتارخ (30 مارس 2014).

2-1-1 دالة الصادرات:

قبل الشروع في تقدير دالة الصادرات لابد من دراسة الاتجاه العام للسلاسل الزمنية لمتغيرات دالة الصادرات والمنحنيات البيانية التالية والتي تم استخلاصها باعتماد برمجية (Eviews7).

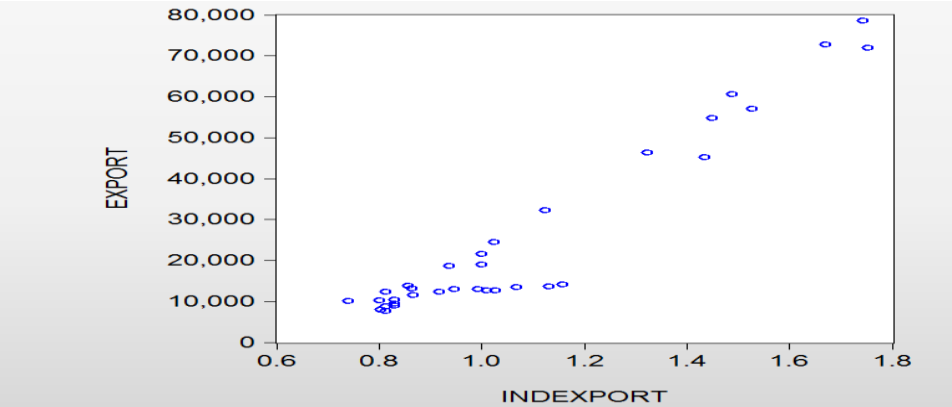


الشكل رقم 1- الاتجاه العام للسلاسل الزمنية لدالة الصادرات

المصدر : برمجية Eviews 7

يتبين من خلال المنحنى البياني والوارد بالشكل (1) أن منحنى الصادرات، وللوهلة الأولى يعكس تحسن ملحوظا انطلاقا من سنة 1999 إلى غاية سنة 2012، باستثناء سنة 2008 والتي تمثل سنة بداية الأزمة العالمية، ليعود بعد ذلك للارتفاع ، وهو ما يعكس بروز وجود اتجاه عام قوي سيكون له أثر في التفسير ونمذجة الظاهرة.

نظريا يمكن التساؤل عن مصدر هذا التحسن؟ أهو راجع إلى سياسة نقدية حكيمة؟ أو إلى ارتفاع في مستويات الأسعار البترولية أو زيادة الكميات؟ . كما يشير المنحنى كذلك إلى أن مؤشرات دالة الصادرات لها اتجاه عام نحو التزايد، ولتحديد نوعية العلاقة بين كل متغير وحجم الصادرات نعتمد على الأشكال البيانية التالية:



الشكل رقم 2- العلاقة بين حجم الصادرات ومؤشر أسعار الصادرات

المصدر: برمجية Eviews 7

يتبين من خلال المنحنى البياني أن هناك علاقة اتجاه خطي عام بين كل من حجم الصادرات ومؤشر أسعار الصادرات فارتفاع مؤشر أسعار الصادرات يؤدي إلى ارتفاع حجم الصادرات، إلا أن ذلك يتنافى مع النظرية الاقتصادية، حيث أن ارتفاع مؤشر أسعار الصادرات من المنتظر أن يخفض من حجمها وذلك لآن ارتفاع المؤشر يرفع من سعر السلع المحلية أجنبيا ومن ثمة يخفض من تنافسيتها. والسبب يعود إلى كون صادرات الجزائر مشكلة بحوالي 98% من المحروقات، والتي يظل الطلب عليها مرتفعا بالرغم من ارتفاع أسعارها خاصة ابتداء من بداية سنة 2000 أين شهدت أسعار المحروقات أعلى مستوياتها، وذلك لمختلف الأوضاع العالمية السياسية والاقتصادية والتي يمكن تلخيصها في النقاط التالية:

[Artus,D'Autume,Charlmin,Chevalier,2010,p32]

- حرب العراق سنة 2003، مما أدى إلى تخفيض إنتاجية وتصدير البلد من المحروقات.

- تأميم الموارد والتي تبنتها العديد من الدول المصدرة للبترول، بحيث تكون لها السيطرة والتحكم الكامل في محروقاتها سواء تعلق الأمر بالإنتاج، تحديد أسعار وكميات التصدير، حجم الرسوم وغيرها، وذلك من أجل الحفاظ على جزء من احتياطياتها لمتطلباتها الداخلية ولأجيالها المستقبلية. بالإضافة إلى أن تخفيض مستويات الإنتاج يسمح لدول (OPEP) بالحفاظ على مستويات أسعار مرتفعة، وهذا ما قامت به هذه الدول نهاية سنة 1999 بعد الانخفاض الشديد لسنة 1998 (حيث وصل سعر البرميل إلى أدنى قيمة له 10دولار للبرميل) فحددت سعر البرميل بين 22 دولار كحد أدنى و28 كحد أقصى، واستمر الوضع كذلك إلى نهاية سنة 2004.

- الاختلاف القائم في دولة الفنيزويلا بين الرئيس السابق (Chavez) ومؤسسة البترول الدولية حول استخدام عوائد البترول، مما أدى إلى حدوث إضراب لمدة زمنية طويلة تسبب في خفض مستوى الإنتاج والتصدير.

- اضطرابات سياسية واجتماعية في دولة نيجيريا حول استخدام عوائد البترول، مما أدى إلى انخفاض حجم إنتاج وتصدير البترول.

وبسبب العوامل المذكورة سابقا ارتفعت أسعار المحروقات خلال السنوات (2000-2004) لكن كان الارتفاع مقبولا بحيث تمكنت دول (OPEP) من السيطرة على السعر.

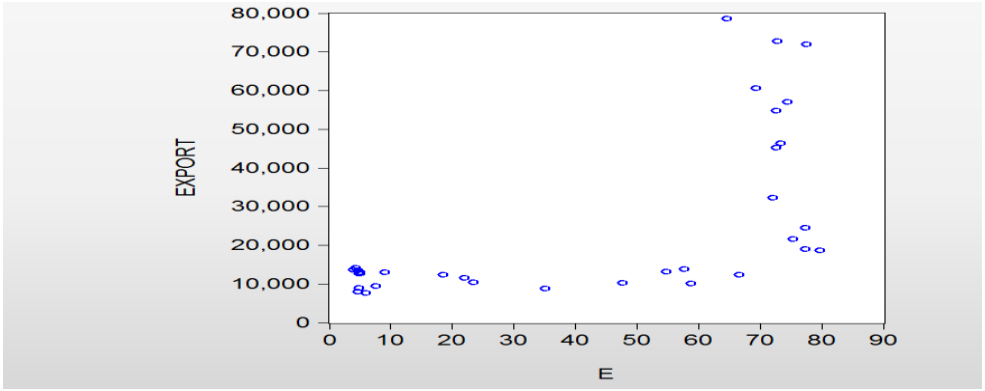
ابتداء من سنة 2004 انفجر الطلب العالمي وبالأخص دولة الصين (3 مليون برميل يوميا، الولايات المتحدة الأمريكية 13 مليون برميل يوميا) بسبب نمو اقتصادي عالمي أنداك، ولعدم استطاعة الدول المذكورة أعلاه لاسترجاع طاقاتها الإنتاجية، ضف إلى ذلك عدم قدرة الدول الأخرى المصدرة للبترول التحكم في السعر، شهدت أسعار البترول مستويات عالية ووصلت إلى 147 دولار للبرميل نهاية جويلية 2008. لكن بعد الأزمة العالمية نهاية سنة 2008 ، عادت أسعار البترول للانخفاض من جديد مما أدى بدول (OPEP) إلى تخفيض حجم إنتاجها لعودة الأسعار للارتفاع.

- عودة ارتفاع الطلب العالمي إلى 84 مليون برميل سنة 2009 ، والتي استمرت إلى بداية سنة 2014، ويعود نصف الطلب إلى الدول الأسيوية في إطار مضاعفة إنتاج صناعة سياراتها لسنة 2030.

[Artus,D'Autume,Charlmin,Chevalier,2010,p55]

- حرب ليبيا شهر فيفري سنة 2011 ، مما أدى إلى تخفيض حجم الإنتاج والتصدير.

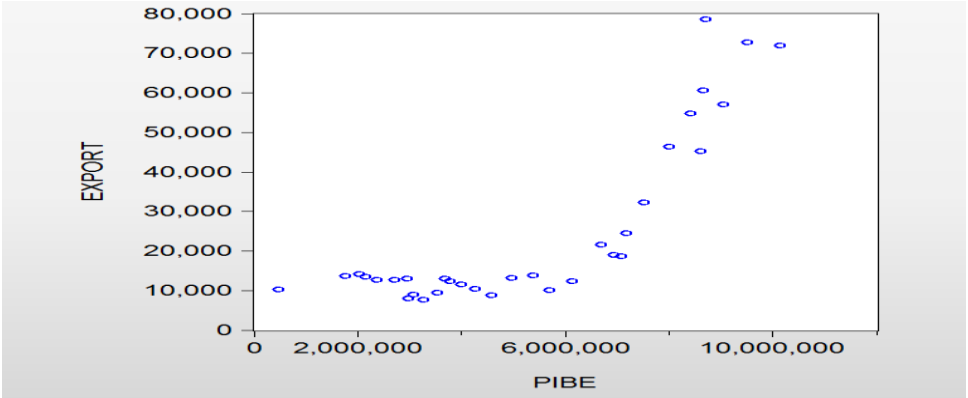
فالملاحظ إذن أنه من جانب الطلب تستمر وتيرته في الارتفاع، على عكس جانب العرض الذي يتزايد بوتيرة أقل بسبب (الأزمات السياسية، ارتفاع تكاليف الاستخراج، قومية الموارد وغيرها من المشاكل) والتي ستؤدي إلى استمرارية تزايد الأسعار.



الشكل رقم 3- العلاقة بين حجم الصادرات وسعر الصرف الاسمي

المصدر : برمجية Eviews 7

نلاحظ من خلال الشكل البياني (3) أن العلاقة بين متوسط سعر الصرف الاسمي وحجم الصادرات هي علاقة ذات اتجاه أسي، بالإضافة إلى أن تغير طفيف في سعر الصرف يؤدي إلى ارتفاع كبير جدا في حجم الصادرات وهذا ما يعتبر غير منطقي، كما يعطينا إشارة عن عدم تأثير تخفيض سعر الصرف على الصادرات، وهو ما سنحاول التأكد منه لاحقا من خلال النموذج القياسي.



الشكل رقم 4- العلاقة بين حجم الصادرات وسعر الناتج المحلي الأجنبي

المصدر : برمجية Eviews 7

نلاحظ من خلال الشكل أن العلاقة بين الناتج المحلي الأجنبي وحجم الصادرات هي علاقة ذات اتجاه أسي، بالإضافة إلى أن ارتفاع في الناتج المحلي الأجنبي يؤدي إلى ارتفاع في حجم الصادرات وهو ما يتطابق مع النظرية الاقتصادية.

بعد التطرق إلى تطور السلاسل الزمنية للمتغيرات التي تحدد دالة الصادرات، لابد من تحديد الشكل الدالي الذي يجب أن تصاغ على أساسه، ولاختلاط العلاقات بين الأسية والخطية ارتأينا ولأسباب تقنية وتفسيرية تفضيل الشكل الخطي. وباعتبار أن الصادرات مشكلة من حوالي 96 بالمئة من الموارد البترولية، فلا يمكننا إدراج كمتغير مؤشر أسعار الصادرات ضمن النموذج وهذا تفاديا لمشكل تمام التباين (Endogénéité ou COV (Xt, εt) ≠ 0) وسيكون النموذج المقدر لدالة الصادرات على النحو التالي:

(Export = c + a E + b PIBE). أي حجم الصادرات دالة في كل من معدل الصرف الاسمي والناتج المحلي الأجنبي، وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية بالاعتماد على برمجية (Eviews 7) كانت النتائج كالتالي:

الجدول رقم 1- نتائج تقدير دالة الصادرات

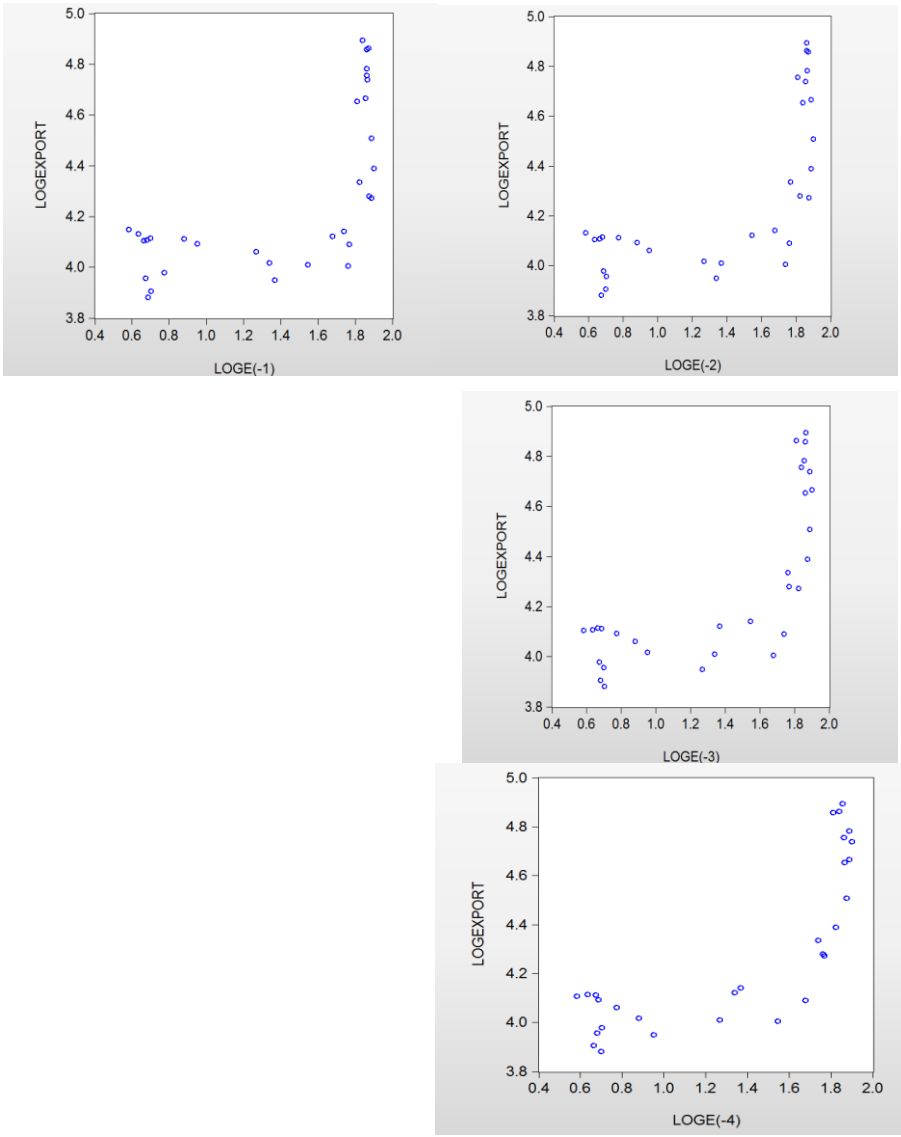
Dependent Variable: EXPORT
Method: Least Squares
Date: 04/09/14 Time: 10:34
Sample: 1980 2012
Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-14128.88	4942.309	-2.858762	0.0077
E	-260.5477	135.7928	-1.918715	0.0646
PIBE	0.009448	0.001582	5.973200	0.0000

R-squared	0.723146	Mean dependent var	25256.18
Adjusted R-squared	0.704689	S.D. dependent var	21847.07
S.E. of regression	11872.25	Akaike info criterion	21.68830
Sum squared resid	4.23E+09	Schwarz criterion	21.82435
Log likelihood	-354.8570	Hannan-Quinn criter.	21.73408
F-statistic	39.18013	Durbin-Watson stat	1.193516
Prob(F-statistic)	0.000000		

تشير نتائج الجدول إلى تضارب في المقاييس، فمتغيرات سعر الصرف والناتج المحلي الأجنبي والثابت معنوية إحصائيا لكن يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية.

يمكن أن يعود التضارب في المقاييس إلى أحد العوامل الثلاثة التالية: (عدم استقرارية السلاسل الزمنية، خطأ في تقدير الشكل الدالي للنموذج أو ارتباط ذاتي بين المتغيرات العشوائية). بالإضافة إلى ما سبق نلاحظ أن إشارة سعر الصرف الاسمي غير متطابقة مع النظرية الاقتصادية فمن المفروض أن يرفع تخفيض سعر الصرف الاسمي من حجم الصادرات وليس العكس، وهو ما يشير إلى انعدام تخفيض أثر سعر الصرف على زيادة حجم الصادرات، ويمكن التأكد من ذلك بيانيا من خلال الأشكال التالية:



الشكل رقم 5- منحنيات تأثير سعر الصرف الاسمي على حجم الصادرات في الأجل الطويل.

المصدر: برمجية Eviews 7

يتبين من خلال الأشكال البيانية السابقة أنه لم يظهر أي أثر لوجود تأثير لتخفيض سعر الصرف الاسمي على ارتفاع حجم الصادرات، مما يوفر علينا الولوج في دراسة نماذج تصحيح الخطأ. وللتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك أي علاقة طويلة الجل

بين المتغيرات وطبقا لاختبار (Johansen) سنقوم باختبار استقرارية دالة بواقي الصادرات باستخدام اختبار (Dikey Fuller) عند المستوى، أي تحديد المتغيرات في مستواها الأصلي قبل كشف عدم استقرارية السلسلة الزمنية، وباستخدام نماذج الانحدار الثلاثة (نموذج بحد ثابت واتجاه عام، نموذج بحد ثابت ونموذج بدون حد ثابت) كانت النتائج المتحصلة عليها كما هو مبين في الجداول التالية:

الجدول رقم 2- اختبار استقرار بواقي دالة الصادرات باستخدام النموذج (حد ثابت واتجاه عام)

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.715020	0.0357
Test critical values:	1% level	-4.273277	
	5% level	-3.557759	
	10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 16:32
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.626786	0.168717	-3.715020	0.0009
C	-3266.148	3918.689	-0.833480	0.4114
@TREND(1980)	182.2277	207.1665	0.879619	0.3863

R-squared	0.329434	Mean dependent var	-52.16693
Adjusted R-squared	0.283188	S.D. dependent var	12759.20
S.E. of regression	10802.54	Akaike info criterion	21.50201
Sum squared resid	3.38E+09	Schwarz criterion	21.63942
Log likelihood	-341.0322	Hannan-Quinn criter.	21.54756
F-statistic	7.123531	Durbin-Watson stat	2.166289
Prob(F-statistic)	0.003044		

نلاحظ من خلال الجدول أنه يمكن رفض الفرضية H0 كون t المحسوبة أقل من القيمة الحرجة ل t المجدولة عند مستوى معنوية 5% المتفق عليه حيث: (tcal=(-3.71)>(-3.55))، إضافة غالى غياب وجود الارتباط الذاتي من خلال نتائج الجدول.

الجدول رقم 3- (اختبار استقرار بواقي دالة الصادرات باستخدام النموذج (حد ثابت)

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.684525	0.0093
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 16:53
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.618272	0.167802	-3.684525	0.0009
C	-256.5760	1903.231	-0.134811	0.8937

R-squared	0.311543	Mean dependent var	-52.16693
Adjusted R-squared	0.288595	S.D. dependent var	12759.20
S.E. of regression	10761.73	Akaike info criterion	21.46584
Sum squared resid	3.47E+09	Schwarz criterion	21.55745
Log likelihood	-341.4535	Hannan-Quinn criter.	21.49621
F-statistic	13.57572	Durbin-Watson stat	2.129299
Prob(F-statistic)	0.000901		

يعكس النموذج الثاني إمكانية رفض العدم عند مستوى معنوية 5% المتفق عليه حيث: ((-2.95)>(-3.68)=tcal). مما يؤدي بنا إلى اختبار آخر نموذج.

الجدول رقم (4)

(اختبار استقرار بواقي دالة الصادرات باستخدام النموذج (انعدام الحد الثابت)

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.741893	0.0005
Test critical values:	1% level	-2.639210	
	5% level	-1.951687	
	10% level	-1.610579	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 16:59
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.617613	0.165054	-3.741893	0.0007

R-squared	0.311126	Mean dependent var	-52.16693
Adjusted R-squared	0.311126	S.D. dependent var	12759.20
S.E. of regression	10589.93	Akaike info criterion	21.40395
Sum squared resid	3.48E+09	Schwarz criterion	21.44975
Log likelihood	-341.4631	Hannan-Quinn criter.	21.41913
Durbin-Watson stat	2.129545		

تشير نتائج الجدول إلى قبول فرضية العدم عند مستوى معنوية 5%، حيث((tcal=(-3.68)>(-2.95)

اعتمادا إذن على نتائج الجداول رقم (2)،(3)،(4)، نستخلص أن دالة بواقي الصادرات مستقرة، وهناك علاقة تكامل مشتركة بين المتغيرات.

تفاديا لإضاعة الخصائص طويلة الأجل وتصحيحا لمشكل الارتباط الذاتي تقنيا، قمنا باعتماد إحدى الطرق الكلاسيكية المعروفة أبسطها اضافة المتغير التابع المؤخر بفترة زمنية واحدة في النموذج، واعتمادا على النتائج السابقة لم يتم ادراج متغير سعر الصرف الاسمي في النموذج كونه لا يؤثر على حجم الصادرات وكانت النتائج كما يوضحها الجدول رقم (5)

الجدول رقم 5- نتائج تقدير دالة الصادرات في الأجل الطويل:

Dependent Variable: EXPORT
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 17:07
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

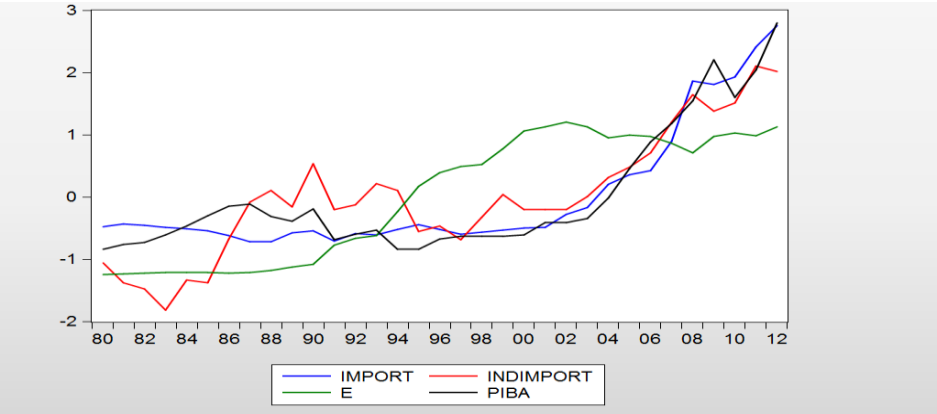
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5059.866	3526.515	-1.434806	0.1620
PIBE	0.002330	0.000913	2.552039	0.0162
EXPORT(-1)	0.755340	0.116834	6.465089	0.0000

R-squared	0.876428	Mean dependent var	25618.81
Adjusted R-squared	0.867906	S.D. dependent var	22095.51
S.E. of regression	8030.563	Akaike info criterion	20.90896
Sum squared resid	1.87E+09	Schwarz criterion	21.04637
Log likelihood	-331.5433	Hannan-Quinn criter.	20.95451
F-statistic	102.8404	Durbin-Watson stat	2.403069
Prob(F-statistic)	0.000000		

يتبين من خلال الجدول (5) أن متغيرة الثابت غير معنوية إحصائيا، على عكس متغيرة الناتج المحلي الأجنبي المعنوي عند مستوى معنوية 5%، بالإضافة إلى ارتفاع معامل التحديد (R2=87%) وانعدام الارتباط الذاتي بين الأخطاء حيث (DW=2.4)، فيما يتعلق بالناتج المحلي الأجنبي فارتفاعه بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع حجم الصادرات بنسبة 0.0094% وتعتبر هذه النسبة ضئيلة جدا، وهو ما يشير إلى قلة درجة الانفتاح الاقتصادي من جهة على العالم الخارجي بسبب عدم تنوع وتنافسية السلع المستوردة، إضافة إلى أن ارتفاع صادرات المحروقات بسبب ارتفاع أسعارها لا تتحدد على أساس الناتج الإجمالي الأجنبي وإنما على أساس الأسعار الجارية في الأسواق العالمية للمواد الأولية والخاضعة بدورها إلى عوامل خارجية كما اشرنا إليه سابقا الجيوسياسي.

2-1-2- دالة الواردات:

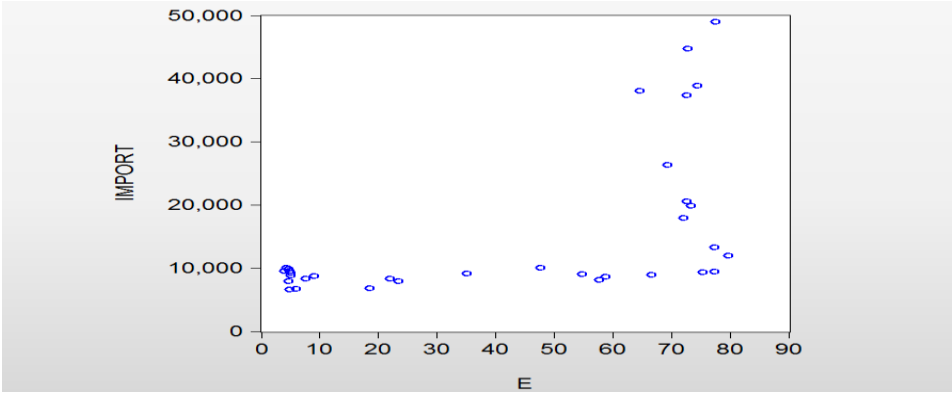
سنقوم أولا بدراسة الاتجاه العام للسلاسل الزمنية لمتغيرات دالة الواردات، وكانت النتائج موضحة في الشكل (6) التالي:



الشكل رقم 6- الاتجاه العام للسلاسل الزمنية لدالة الواردات

المصدر : برمجية Eviews 7

يعكس الشكل البياني اتجاه عاما نحو التزايد وهذا لكل السلاسل الزمنية، ولتحديد نوعية العلاقة بين كل متغير وحجم الواردات نعتمد على الأشكال البيانية (7)، (8)، (9) التالية:

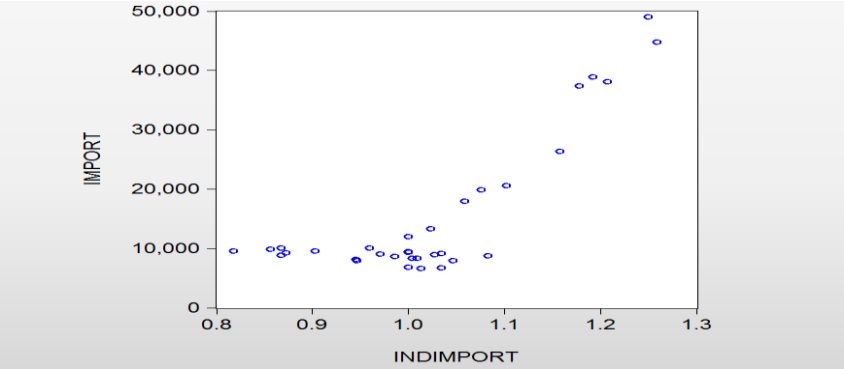


الشكل رقم 7-العلاقة بين حجم الواردات وسعر الصرف الاسمي

المصدر : برمجية Eviews 7

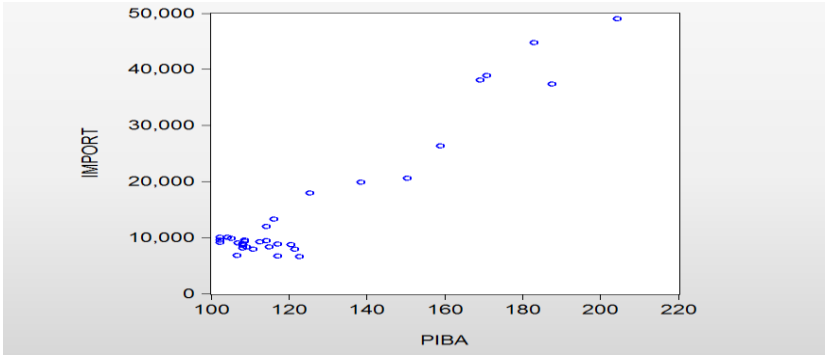
نلاحظ من خلال الشكل البياني أن العلاقة بين سعر الصرف الاسمي وحجم الواردات هي علاقة أسية، بالإضافة إلى أن تغير طفيف في سعر الصرف يؤدي إلى

ارتفاع كبير جدا في حجم الواردات وهذا ما يعتبر غير منطقي، هذه النتائج تتطابق تماما مع النتائج المحصل عليها في تقدير العلاقة بين متوسط سعر الصرف وحجم الصادرات بيانيا، كما يشير إلى انعدام تأثير تخفيض سعر الصرف على الواردات، وهو ما سيتم التأكد منه لاحقا من خلال النموذج القياسي.



الشكل رقم 8- العلاقة بين حجم الواردات مؤشر أسعار الواردات
المصدر : برمجية Eviews 7

يشير المنحنى إلى وجود علاقة دالة خطية متزايدة بين كل من حجم الواردات ومؤشر أسعار الواردات، وهو ما يتنافى مع النظرية الاقتصادية، فارتفاع مؤشر الواردات من المفروض أن يخفض من حجمها ولكن اعتمادا على معطيات الاقتصاد الجزائري، الذي يتميز بقطاع إنتاجي ضعيف وطلب داخلي متزايد وبرامج حكومية قيد التنفيذ في مشاريع شتى لم تكتمل بعد، يجبر السلطات المحلية لرفع حجم وارداتها بالرغم من ارتفاع أسعارها لتلبية الطلب المتزايد وعدم استطاعة العرض المحلي على تلبية هذا الطلب.



الشكل رقم 9- العلاقة بين حجم الواردات والناتج المحلي الإجمالي
المصدر : برمجية Eviews 7

في نفس السياق جاءت العلاقة خطية بين كل من حجم الواردات والناتج المحلي الإجمالي، وهو ما يتماشى مع النظرية الاقتصادية، فارتفاع الناتج المحلي الإجمالي يرفع من قدرة البلد المحلي على الاستيراد.

الجدول رقم 6- نتائج تقدير دالة الواردات

Dependent Variable: IMPORT
Method: Least Squares
Date: 04/09/14 Time: 19:27
Sample: 1980 2012
Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-32153.39	7466.670	-4.306256	0.0002
E	48.06075	24.82147	1.936257	0.0626
INDIMPORT	-5730.830	11109.74	-0.515838	0.6099
PIBA	408.9066	39.85268	10.26045	0.0000

R-squared	0.931374	Mean dependent var	15453.82
Adjusted R-squared	0.924274	S.D. dependent var	12171.98
S.E. of regression	3349.519	Akaike info criterion	19.18423
Sum squared resid	3.25E+08	Schwarz criterion	19.36563
Log likelihood	-312.5399	Hannan-Quinn criter.	19.24527
F-statistic	131.1929	Durbin-Watson stat	1.101900
Prob(F-statistic)	0.000000		

تشير نتائج الجدول الى أن انخفاض في سعر الصرف الاسمي يرفع من حجم الواردات وهذا غير منطقي، كذلك ارتفاع الناتج المحلي الأجنبي يرفع من حجم الواردات، أما مؤشر أسعار الواردات فهو غير معنوي، كذلك تعكس نتائج الجدول تضاربا في المقاييس أي نفس المشكل الذي تعرضنا إليه في تحديد دالة الصادرات (المعنوية الإحصائية ل t واختبار DW الذي يعكس ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية). وللتأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات نقوم باختبار استقرارية بواقي دالة الواردات، والنتائج المحصل عليها كما هي موضحة في الجداول (7)، (8)، (4) التالية:

الجدول رقم 7- نتائج استقرارية بواقي دالة الواردات باستخدام النموذج (حد ثابت واتجاه عام)

Null Hypothesis: RESID04 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.647275	0.0414
Test critical values:	1% level	-4.273277	
	5% level	-3.557759	
	10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID04)
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 17:40
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	-0.586669	0.160851	-3.647275	0.0010
C	-623.0387	1048.188	-0.594396	0.5569
@TREND(1980)	29.16226	55.45362	0.525886	0.6030

R-squared	0.321382	Mean dependent var	-122.6910
Adjusted R-squared	0.274581	S.D. dependent var	3398.441
S.E. of regression	2894.504	Akaike info criterion	18.86808
Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion	19.00549
Log likelihood	-298.8892	Hannan-Quinn criter.	18.91362
F-statistic	6.866966	Durbin-Watson stat	2.076735
Prob(F-statistic)	0.003619		

نلاحظ من خلال الجدول وعند مستوى معنوية 5% أن القيمة المحسوبة ل: t أقل من القيمة المجدولة ((-3.55)>(-3.64)=tcal) مما يعني إمكانية رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة.

الجدول رقم 8- نتائج استقرارية بواقي دالة الواردات باستخدام النموذج (حد ثابت)

Null Hypothesis: RESID04 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.713478	0.0086
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID04)
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 17:44
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	-0.589694	0.158798	-3.713478	0.0008
C	-141.9602	505.5003	-0.280831	0.7808

R-squared	0.314911	Mean dependent var	-122.6910
Adjusted R-squared	0.292074	S.D. dependent var	3398.441
S.E. of regression	2859.391	Akaike info criterion	18.81507
Sum squared resid	2.45E+08	Schwarz criterion	18.90667
Log likelihood	-299.0411	Hannan-Quinn criter.	18.84543
F-statistic	13.78992	Durbin-Watson stat	2.050070
Prob(F-statistic)	0.000834		

نلاحظ من خلال الجدول انه عند مستوى معنوية 1%، القيمة المحسوبة ل أقل t من القيمة المجدولة عند هذا المستوى ((3.65-)>(3.71-)=tcal) مما يعني إمكانية رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة.

الجدول رقم 9- نتائج استقرارية بواقي دالة الواردات باستخدام النموذج (انعدام الحد ثابت)

Null Hypothesis: RESID04 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.767182	0.0005
Test critical values:	1% level	-2.639210	
	5% level	-1.951687	
	10% level	-1.610579	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

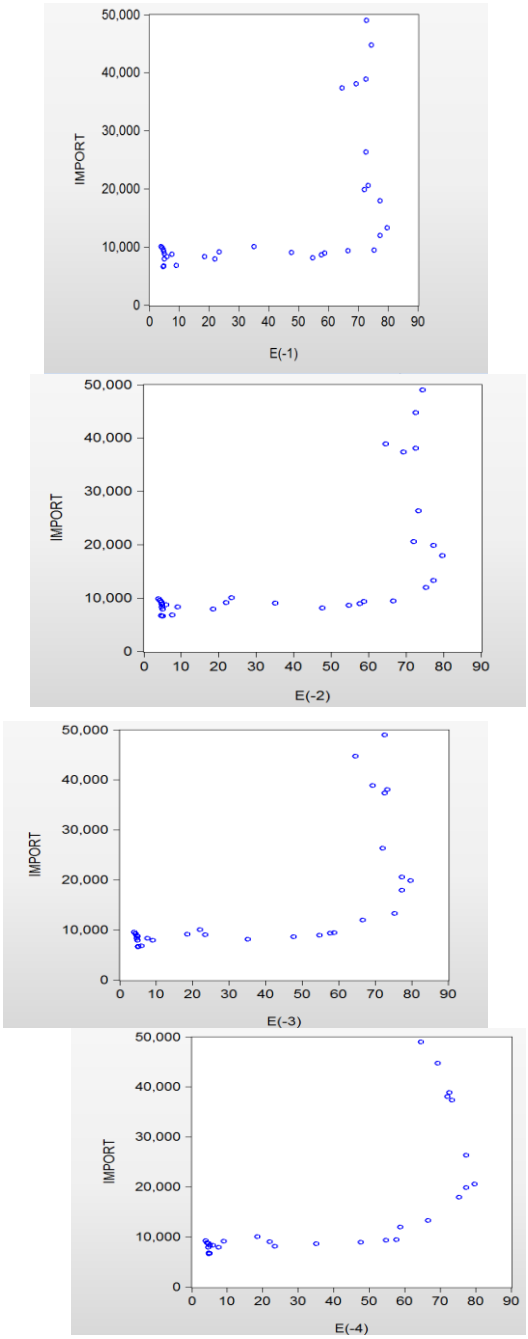
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID04)
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 18:47
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	-0.589236	0.156413	-3.767182	0.0007

R-squared	0.313110	Mean dependent var	-122.6910
Adjusted R-squared	0.313110	S.D. dependent var	3398.441
S.E. of regression	2816.588	Akaike info criterion	18.75519
Sum squared resid	2.46E+08	Schwarz criterion	18.80100
Log likelihood	-299.0831	Hannan-Quinn criter.	18.77037
Durbin-Watson stat	2.045607		

يتبين من الجدول أن القيمة المحسوبة ل: t أقل من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية (1%،5%،10%). اعتمادا إذن على نتائج الجداول(7)، (8)، (9)، يمكن القول أن سلسلة بواقي دالة الواردات مستقرة عند المستوى وان هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. إذن يمكن الاعتماد على نتائج جدول تقدير دالة الواردات السابق كون وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات.

إن الإشارة الموجبة لسعر الصرف الاسمي تطرح هي الأخرى تساؤلا حول قبول هذه الفكرة نظرا لمخالفتها لقواعد نظرية التجارة الخارجية، حيث كنا نتوقع أن تكون الإشارة سالبة وكما قمنا به سابقا بالنسبة لدالة الصادرات سيعاد استخدامه في دالة الواردات أي الكشف بيانيا عن العلاقة طويلة الأجل بين كل من متغير سعر الصرف الاسمي وحجم الواردات.



الشكل رقم 9- العلاقة بين حجم الواردات وسعر الصرف الاسمي في الأجل الطويل

نلاحظ من خلال الأشكال البيانية رقم (10) أن تخفيض سعر الصرف الاسمي لا أثر له على حجم الواردات. ومنه سنقوم بإعادة تقدير دالة الواردات بإدراج المتغير التابع المؤخر بفترة زمنية واحدة في النموذج، وبعد إجراء العديد من الانحدارات تم إلغاء كل من المتغيرين (سعر الصرف الاسمي ومؤشر أسعار الواردات) لعدم معنويتهما الإحصائية، وكانت النتائج المحصل عليها لتقدير دالة الواردات والتي أصبحت من الشكل:

المعادلة رقم (2) ..... $IMPORT = c + a\ PIBA + b\ IMPORT(-1)$

الجدول رقم 10- نتائج تقدير دالة الواردات في الأجل الطويل

Dependent Variable: IMPORT
Method: Least Squares
Date: 04/11/14 Time: 19:08
Sample (adjusted): 1981 2012
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10291.18	4711.653	-2.184197	0.0372
PIBA	107.7108	51.69251	2.083682	0.0461
IMPORT(-1)	0.854009	0.135635	6.296391	0.0000

R-squared	0.968351	Mean dependent var	15636.31
Adjusted R-squared	0.966168	S.D. dependent var	12320.79
S.E. of regression	2266.210	Akaike info criterion	18.37867
Sum squared resid	1.49E+08	Schwarz criterion	18.51608
Log likelihood	-291.0586	Hannan-Quinn criter.	18.42421
F-statistic	443.6507	Durbin-Watson stat	2.099279
Prob(F-statistic)	0.000000		

تشير نتائج الجدول (10) إلى أن دالة الواردات بعد إدراج المتغير التابع المؤخر سمح بمعالجة مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء وإلغاء التضارب في المقاييس، إضافة إلى ذلك ارتفاع معامل التحديد وهو ما يرجم مدى صحة النموذج، كما تبين النتائج عدم المعنوية الإحصائية للثابت ولكن المعنوية الإحصائية للمتغير التابع المؤخر ومتغيرة الناتج المحلي الإجمالي عند مستوى معنوية 5%، فارتفاع الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع حجم الواردات بنسبة 1.16%، الزيادة في حجم الواردات تتأثر إذن بارتفاع الناتج المحلي الإجمالي، وتفوق الزيادة في حجم الطلب على السلع الأجنبية الزيادة في حجم الناتج المحلي، على سبيل المثال خلال 9 أشهر الأولى لسنة 2013 تم استيراد ما قيمته 40.66 مليار دولار تمثلت أساسا في: (سلع المعدات الصناعية (36.1%)، منتجات نصف مصنعة (19.9%)، منتجات غذائية (17.65%)، سلع استهلاكية غير غذائية (14.52%).

[Rapport de la banque d'Algérie, 2013,p26]

إذن وكنتيجة للتحليل السابق يمكن أن نستخلص أن تحسن الميزان الجاري لم يكن نتيجة لتخفيض سعر الصرف

المقاربة الزمنية:

تم ربط الميزان الجاري حسب المقاربة الزمنية بالمتغيرات التالية: (الاستثمار الداخلي (invt) ، الادخار الوطني (epr) درجة الانفتاح الاقتصادي (ouv) ، متوسط سعر البرميل (pp) ، نسبة القروض إلى الناتج المحلي الإجمالي (credpib) ، نسبة السيولة(liq) ، الناتج المحلي الحقيقي (pibr) ، حجم الاستثمار الأجنبي (ide)، ومن أجل تقدير العلاقة قمنا باستخدام طريقة العزوم المعممة وكانت النتائج موضحة في الجدول رقم (11) التالي:

الجدول رقم 11- نتائج تقدير دالة المقاربة الزمنية للميزان الجاري

Dependent Variable: CC
Method: Generalized Method of Moments
Date: 04/12/14 Time: 16:47
Sample: 1989 2010
Included observations: 22
Linear estimation with 1 weight update
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix
Instrument specification: PP SOLDBUGT INVT EPR LIQ CREDPIB PIBR OUV IDE
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP	4.423849	2.163482	2.044782	0.0617
SOLDBUGT	0.623546	0.227482	2.741074	0.0168
INVT	-0.038802	0.024477	-1.585275	0.1369
EPR	-0.003877	0.008552	-0.453378	0.6578
LIQ	-2.162034	0.928773	-2.327840	0.0367
CREDPIB	-2.907335	1.863329	-1.560291	0.1427
PIBR	0.076693	0.058540	1.310096	0.2128
OUV	0.023080	0.017847	1.293205	0.2184
IDE	0.444849	0.243001	1.830644	0.0902

R-squared	0.829262	Mean dependent var	7.587727
Adjusted R-squared	0.724192	S.D. dependent var	9.079246
S.E. of regression	4.768189	Sum squared resid	295.5631
Durbin-Watson stat	1.759031	J-statistic	0.428833
Instrument rank	10	Prob(J-statistic)	0.512562

يتبين من خلال نتائج الجدول (11) إلى ارتفاع معامل التحديد، عدم المعنوية الإحصائية لبعض المتغيرات بالإضافة إلى الارتباط الذاتي بين الأخطاء. ومن أجل التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات نختبر سكون بواقي الدالة والتي كانت نتائجها ملخصة في الجدول الموالي:

الجدول رقم 12 - نتائج استقرارية بواقي دالة المقاربة الزمنية للميزان الجاري

النماذج	الحرجة t قيم			المحسوبة t قيم
	%1	%5	%10	
النموذج الأول: (حد الثابت والاتجاه العام)	-4.467895*	-3.644963	-3.261452***	-3.590683
النموذج الثاني: (حد الثابت)	-3.788030	-3.012363**	-2.646119***	-3.771312
النموذج الثالث: (بدون حد ثابت)	-2.679735*	-1.958088**	-1.607830***	-3.896726

*،**،*** تشير إلى سكون البواقي عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10%

بين نتائج الجدول استقرارية البواقي عند المستوى سواء تعلق الأمر بالنموذج الأول، الثاني أو الثالث، مما يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات. هذا ما يلزمنا الآن إعادة صياغة النموذج السابق بالاستغناء عن المتغيرات غير المعنوية تدريجيا والعمل على التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

بعد استكشاف دقيق تم ملاحظة انعدام التأثير لمتغير الاستثمار الأجنبي على الميزان الجاري سواء لحظيا أو بتأخير متأخر بلغ 5 درجات،وبإجراء العديد من الاختبارات لتعديل النموذج تم التوصل إلى المعادلة التالية:

..... cc = a solbugt+ b pp+c pp(-1) + d cc(-1) + e soldbugt(-1)

المعادلة رقم (3)

يرتبط الميزان الجاري بكل من رصيد الموازنة ومتوسط سعر البترول، كما قمنا بإدراج المتغيرات المتأخرة بدرجة واحدة لكل متغيرات النموذج للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء. كما تم إلغاء الثابت لعدم معنويته الإحصائية في النموذج.

يتم حساب كل من أثر رصيد الموازنة ومتوسط سعر البرميل على الميزان الجاري من خلال النسب: (b+c)/d)) و (a+e)/d)) والنتائج ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم 13- أثر متوسط سعر البترول ورصيد الموازنة على الميزان الجاري

Dependent Variable: CC
Method: Generalized Method of Moments
Date: 04/12/14 Time: 17:22
Sample (adjusted): 1990 2010
Included observations: 21 after adjustments
Linear estimation with 1 weight update
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix
Instrument specification: SOLDBUGT PP CREDPIB INVT EPR PIBR IDE OUV LIQ
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SOLDBUGT	0.447025	0.091990	4.859524	0.0002
PP	6.400604	0.614731	10.41203	0.0000
PP(-1)	-6.030236	0.605649	-9.956654	0.0000
CC(-1)	0.462393	0.057884	7.988329	0.0000
SOLDBUGT(-1)	0.298932	0.095452	3.131759	0.0064

R-squared	0.900997	Mean dependent var	8.041905
Adjusted R-squared	0.876246	S.D. dependent var	9.043746
S.E. of regression	3.181466	Sum squared resid	161.9477
Durbin-Watson stat	2.498498	J-statistic	3.227855
Instrument rank	10	Prob(J-statistic)	0.664904

تبين نتائج الجدول رقم (13) صحة النموذج المستخدم، فكل المتغيرات معنوية إحصائيا، إضافة إلى غياب مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء، و ارتفاع معامل التحديد إلى 90%.

فيما يخص المتغيرات المستخدمة تشير إلى أن ارتفاع في رصيد الموازنة بنسبة 1% سيؤدي إلى تحسن الميزان الجاري بنسبة 0.20% ، فتحسن رصيد الموازنة هذه السنوات الأخيرة من خلال ارتفاع الإيرادات العامة أي بمعنى آخر وجود ادخار محلي كاف سمح للدولة بتغطية نفقاتها. إلا أنه لا بد للإشارة إلى أن موازنة الدولة شهدت عجزا متواصلا ابتداء من سنة 2009 والذي استمر إلى حد الآن حيث بلغ سنة 2012 (4.8 بالمئة من الناتج الإجمالي بالنسبة لرصيد الموازنة و 4.71 بالمئة بالنسبة لرصيد الموازنة الإجمالي) فإذا كانت الدولة قادرة إلى حد الآن على تغطية حاجاتها الراجع لارتفاع القدرة المالية للخزينة، فهل سيستمر الوضع إذا ما انخفضت مستويات أسعار المحروقات واستمرت النفقات العمومية في الارتفاع؟.

وفيما يخص متوسط أسعار البرميل، فارتفاع السعر بنسبة 1% يؤدي إلى تحسن الرصيد الجاري بنسبة 0.68%.

الخاتمة

مما سبق واعتمادا على النتائج المحصل عليها من خلال مقاربة المرونات والمقاربة الزمنية للميزان الجاري، يمكن استخلاص أن تحسن رصيد الميزان الجاري هذه السنوات الأخيرة لم يكن بسبب تخفيض سعر الصرف ولكن إلى ارتفاع حجم الاستثمار والادخار العموميين، وكذلك إلى الفوائض الهامة التي تراكمت نتيجة تحسن مستويات

أسعار البترول. ومنه لعب الادخار والاستثمار المحليين دورا في تحسن الميزان الجاري.

إذن سعر الصرف لم يكن له أي أثر على تحسن الميزان التجاري ويعود ذلك إلى ضعف تنوع السلع المصدرة والتي تقتصر غالبيتها على صادرات المحروقات، وكذلك إلى ارتباط هذه الأخيرة بتقلبات أسعارها على مستوى الأسواق العالمية. وفيما يخص أثر تخفيض سعر الصرف على الواردات فلم يكن له أثرا كذلك كون الاقتصاد المحلي غير قادر على خلق عرض محلي يلبي الطلب المتزايد مما يؤدي إلى الزيادة في حجم الواردات. و أخيرا فلقد تبين من خلال المقاربة الزمنية مدى التأثر الايجابي لرصيد الموازنة على تحسن الميزان الجاري، وهذا بسبب ارتفاع الادخار المحلي العمومي والذي فاق حجم الاستثمار الداخلي للفترة الزمنية (2000-2008) مما ساهم في ارتفاع احتياطيات صندوق ضبط الإيرادات.والذي تعتمد عليه الدولة كواقي ضد الصدمات الخارجية.

المراجع

- A.Barrelier, J.Duboin, F.Duphil, N.Gevaudan et autres. (1992). Exporter (Pratiques du commerce international). Les éditions Foucher.
- Abdelaziz Rouhabeh. (2005). Les déterminants du solde de la balance des transactions courantes au Luxembourg.Cahier d'etudes n13. Banque Centrale du Luxembourg
- Abdelhak S.Senhadji Et Claudio E. Montenegro. (1999). Time Series Analysis Of Export Demand Equation . IMF Staff Papers. Vol46. N°3. JEL(C22,E21,F14,F41).
- Abdellatif Benchenhou (2008). Pour Une Meilleure Croissance, Alpha Design.
- Abdellatif Benchenhou (2009). La Fabrication de L'Algérie, Alpha Design.
- Abdellatif Rebah.(2006).Economie Algérienne, Le Développement National Contrarié, Inas Edition.
- Aja Lélou Gnaro.(2004) Dynamique du solde des transactions courantes du Togo déterminants et soutenabilité mémoire de DEA en économie
- Aleksander Aristovnik. (February,2007). Short and Medium-term Determinants of Current Account Balances in Middle East and North Africa Countries, Munich Personal Repec Archive, MPRA paper N°1974.

- Alonso Segura.(2006). Management Of Oil Wealth Under The Permanent Income Hypothesis The Case of Sao Tomé and Principe. IMF Working Paper WP/06/183.JIL (E62,H50,Q32).
- Antoine Dit Rigaud Fils Fragé (2011). Efficacité Des Politiques Budgétaires et Monétaires des Pays D'Amérique Latine, Cas De L'Argentine, Du Brésil et du Mexique, Une Application Des Modèles à Correction D'Erreur. Memoire de sortie en vue de l'Obtention d'une maitrise en Economie et Finances.
- Bernard Guillochon et Annie Kawecki (2003). Economie Internationale Dunod, Paris.
- Cambridge, MA 02138, Working Paper No. 4893.
- Charles Ruranga.(Avril,2007).Analyse des déterminants de l'épargne Nationale dans un pays en développement: le cas du Rwanda . Rapport de recherche. Université de Montréal.
- Charles Van Marrewijk.(February,2005).Basic Exchange Rate Theories. Discussion paper. N°0501 . international macroenomic and finance program, university of Adelaide,5005, Australia.
- Cheikh Tidiane Ndiaye (2009). La sensibilité de L'activité économique aux chocs monétaire et budgétaire. Laboratoire d'Economie d'Orléans, JEL Classification E23,E52,E62,E63.
- Clermont-Ferrand I, Ecole d'Economie, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI).
- Current Account , National Bureau Of Economic Research, 1050 Massachusetts Avenue
- Daniel Leigh et Jan-Peter Olters (2009). Natural Resource Depletion , Habit Formation And Sustainable Fiscal Policy, Lessons From Gabon. International Monetary Fund WP/06/193.JEL(E6,H5,Q3).
- El Manouar Abdellah.(1983). Monnaie Prix et Balance des Paiements. Etude sur le Maroc. Université de Montréal.
- En Développement. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université d'Auvergne.
- Etibar Jafarov, Hajime Takizawa, Harm Zebregs et Fabizio Balassone (2006). Managing Russia's Oil Wealth : An Assesment of Sustainable Expenditure Path . IMF Report N°06/430.
- Ghislaine Legrand et Hubert Martini. (2003). Commerce international. Dunod, Paris.

- Henri Bourguinat et Jean Claude Milleron. (1992). Finance Internationale (L'état actuel de la théorie). Edition Economica
- Henri Bourguinat, Jérôme Téïletche et Michel Dupuy. (2007) Finance internationale, Edition Dalloz.
- Henri Bourguinat, (1992) .Finance Internationale. Presse Universitaire de France. 4ème édition.
- Issouf Samake, Priscilla Muthoora, and Bruno Versailles. (2013). Viabilité Budgétaire, Investissement Public et Croissance dans les Pays à Faible Revenu Riche en Ressources Naturelles (Le Cas Du Cameroun).
- IMF Working Paper WP/13/144. JEL (C11 ,C15, C61, E22 , E23, E27, H61 , O11).
- Jacques Percebois (2009). Prix internationaux du Pétrole, du Gaz Naturel, de L'Uranium, du Charbon : La théorie économique nous aide t-elle à comprendre les évolutions, Centre de Recherche en Economie et Droit de L'Energie CREDEN, Cahiers de Recherche N°09-02-81. Université de Montpellier 1.
- James Daniel, Jeffrey Davis, Manal Fouad et Caroline Van Rijckeghem (2006), Fonds Monétaire International.
- Kako Nubukpo, (2007) , Dépenses publiques et croissance des pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA), Afrique contemporaine 2007/2 (n° 222) , Pages 223 à 250. ISSN 0002-0478.
- L'Ajustement Budgétaire comme instrument de stabilité de croissance. Fonds Monétaire International, Série Des Brochures N°55-F.
- L'Office National Des Statistiques (2011). Indice Des Prix à La Production Industrielle, Collection Statistique N°175,Série E.
- L'Office National Des Statistiques (2012). Le Premier Recensement Economique, Résultats Définitifs De La Première Phase. Série E, N°172.
- L'Office National Des Statistiques (2012).Evolution Des Echanges Extérieurs De Marchandises de 2000 à 2011, Collection Statistique N°176.
- L'Office National Des Statistiques (2013). Présentation des Principales Activités De L'ONS, Forum Journal Liberté.
- Luc Désiré Omgba Et Calvin Djiofack. (2009). Equilibre Général Et Revenu Permanent Dans un Pays en Transition Poste- Pétrolière, Le

Cas Du Cameroun. Article soumis pour la Présentation au 58ème Congrés de L'AFSE . Classification JEL(Q3,E6,H5,C6).

- M.E. Benissad. (1983) .Economie internationale. Office des Publications Universitaires
- Martin Coiteux.(1996).Le Taux de change réel et le problème de l'ajustement. Une synthèse des trois approches classiques de la Balance des Paiements. Actualité Economique.Vol,N°4.
- Matthieu Bussière, Marcel Fratzscher et Gernot J. Müller. (2004). Current Account Dynamics in OECD and EU Acceding Countries (An Intertemporal Approach).Working Paper Series N°311.
- Maurice Byé et G.Destanne de bernis.(1977). Relations économiques internationales Edition Dalloz.
- Maurice Obstfeld, Kenneth Rogoff. (October, 1994). The Intertemporal Approach to the Current Account. NBER Working Paper No. 4893
- Michael Parkin, Robin Bade, Benoit Carmichael (2005). Introduction à la macroéconomie moderne, Éditions du Renouveau Pédagogique Inc, Canada Québec.
- Naji Jammal. (2005) . Commerce international : théorie, techniques et applications, Éditions du Renouveau Pédagogique Inc.
- Office National des Statistiques (2010), Enquête, Emploi auprès des Ménages, N°170.
- Office National des Statistiques (2012), Les Comptes Economiques En Volume De 2000 à 2011. N°617.
- Office National des Statistiques (2013), Activité, Emploi, Chômage au 4ème trimestre 2013.N°653.
- Osvaldo Nunez.(Octobre,1992).Politique de substitution aux importations et contrainte de change. Le cas Latino Americain. Rapport de maitrise. Faculté des sciences économiques.Université de Montréal.
- Paul Krugman, Robin Well (2009).Macroéconomie, Groupe Boeck.
- Raphael Chiappini.(2010). Comment mesurer la compétitivité structurelle des pays , L'apport d'un indicateur global de compétitivité (Le World Competitiveness Yearbook).
- Rapport du FMI (2011). Algérie, Consultation de 2010 au titre de l'article 5, note d'information au public sur l'examen par le conseil d'administration et déclaration de l'administrateur pour l'Algérie. N°11/39.

- Rapport du FMI (2012). Algérie, Consultation de 2011 au titre de l'article 5, note d'information au public sur l'examen par le conseil d'administration. N°12/20.
- Rapport de L'Agence Monétaire de L'Afrique de l'Ouest (AMAO). (2008). Impact des fluctuations des cours du pétrole sur les principaux critères de convergence dans les états membres de la CDAO.
- Rapport de la banque centrale des Etats de L'Afrique de L'Ouest.(2013). Analyse de la viabilité et des déterminent du déficit curant des pays de L'UEMOA.
- Rapports de la Banque d'Algérie (Les années 2003 à 2012). Evolution Economique et Monétaire en Algérie.
- Rapport du FMI (Avril, 2007). Perspectives Economiques Régionales (Afrique Subsaharienne) ISBN 978-1-58906-639-7.
- Rapport du FMI (Janvier, 2008). Gabon. N08/24.
- Rapport du FMI. (Février, 2009). Tchad Questions Générales. N 09/67.
- Raymond Barre. (1970). Economie Politique. Presse Universitaire de France .
- Salif Sada Sall. (1999). Impact à moyen terme de la dévaluation du franc CFA sur les exportations sénégalaises, Les Cahiers du SISERA (Secrétariat For Institutional Support For Economical Research in DI/DRC) . ARCHIV 113763.
- Souleymane Diarra (2012). Chocs et Mobilisation des Recettes Publiques dans les Pays en. Développement. Economies et finances. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2012. Français.
- Stéphane Carcillo, Daniel Leigh, et Mauricio Villafuerte (2007). Catch-up Growth, Oil Depletion and Fiscal Policy: Lesson From Republic Of Congo. IMF Report WP/07/80. JEL (E6,H5,Q3).
- Stéphane Bécuwe .(2006). Commerce international et politiques commerciales, Paris : Armand Colin.
- SY Demba et SY Hamat (2013). Les causes du déficit structurel du compte courant du Sénégal. Agence Nationale de Statistique et de la démographie. Rapport_Etude_CDSCC_oct-2013.
- Thomas Brand (2012). La Soutenabilité de long terme des finances publiques : Une évaluation économétrique, Centre d'Analyse Stratégique, Département : Économie et Finances, N°2012-08.

- Taoufik Rajhi, Hatem Saleh (2009), « Recherche de l'efficience et pouvoir de marché des banques en Algérie : investigation empirique sur la période 2000-07 » CEA.
- Valeria Fichera, Ashok Bhundia , and Yitae Kevin Kim (2005). Democratic Republic of Timor-Leste: Selected Issues and Statistical Appendix.IMF Country Report N°05/250.
- Waliullah, Mehmood Khan Kakar, Rehmatullah Kakar and Wakeel Khan. (2010). The Determinants of Pakistan's Trade Balance: An ARDL Cointegration Approach , The Lahore Journal of Economics 15 1 (Summer 2010): pp. 1-26, JEL Classification : F10,F12,C15,C22.
- Zoulfikar.Mehoumoud.Issop. (juin, 2010). Chocs des termes de l'´echange et balance courante : estimation des effets de substitution en France (1972-1998). 6 ème colloque « Théories et Méthodes de la Macroéconomie. LATAPSES-IODE-IDEFI-Université de Nice Sophia Antipolis. 13, 14 et 15 juin 2000 Nice Sophia Antipolis.