

REVUE
ECONOMIE &
MANAGEMENT

UNIVERSITE ABOU-BEKR
BELKAID TLEMCEM

**PUBLICATION DE LA FACULTE
DES SCIENCES ECONOMIQUES
COMMERCIALES & DE GESTION**



N° 11 Novembre 2012

ISSN 1112-3524

SOMMAIRE

Readiness Assessment of A Business Intelligence System: Empirical Evidence From African Countries	Meriem DJENNAS, Abdesslam BENDIABDELLAH et Mustapha DJENNAS	01
NAVIRE DE COMMERCE EN ORGANISATION MULTICULTURELLE VIVANT A HUIT CLOS	Nacer DADI ADDOUN et Youcef BOUCHELLAL	12
l'engagement communicationnel au sein de l'entreprise algérienne : approche empirique	Belkacem FEROUANI	30
La problématique de la gouvernance locale : le cas de l'Algérie vu à travers les éléments synthétisés d'une enquête auprès des parties prenantes	Kouider BOUTALEB	50
L'endettement américain et les placements de l'état algérien	Noredine CHERIF TOUIL	62
Vers le réseau national des ports maritimes de commerce	Azzedine KERMA	78
Le Management par la Qualité, condition sine qua non d'intégration des entreprises Algériennes, dans la mondialisation économique	Fayrouz SLAIMI & Abdesslam BENDIABDELLAH	85
La messagerie électronique et la communication dans l'entreprise	Khaled MOKHTARI, Djilali BENABOU et Habib TABTI	96
Transition à l'économie de marché : Entre globalité et spécificités	Ahmed Toufik BOURAHLI	108
La compétitivité par la mise à niveau de la PME algérienne Etude exploratoire	Wassila TABET- AOUEL	126
De l'emploi et de la croissance Pour quelle évolution économique ?	Ahmed TOUIL et Choukria DIDOUH	137
La ressource humaine : vecteur ou frein à la flexibilité de l'entreprise. Cas d'un groupe d'entreprises de la wilaya de Tlemcen.	AHMED BELBACHIR Mohamed et CHELIL Abdelatif	149

الفهرس

01	أ.د. محمد زيدان جامعة الشلف	متطلبات تأهيل البنوك العمومية الجزائرية للاندماج في الاقتصاد العالمي
14	سفيان سليمان	قياس تكاليف الموارد البشرية و المحاسبة عنها النظام المحاسبي المالي الجزائري (نموذجاً)
23	أ. دحماني محمد ادريوش أ. ناصور عبد القادر	النمو الاقتصادي و اتجاه الإنفاق الحكومي في الجزائر : بعض الأدلة التجريبية لقانون فانغر باستعمال مقاربة ARDL منهج الحدود
43	شكوري سيدي محمد، شبيبي عبد الرحيم بن بوزيان محمد	استجابة السياسة المالية لتقلبات أسعار البترول: دورية السياسة المالية في الجزائر
65	بن قدور علي طاولي مصطفى كمال	تقدير سعر الصرف الحقيقي -0101(التوازني في الجزائر 0791)
90	جميلة الجوزي	موقع الدول العربية ضمن العولمة الاقتصادية
110	غالم جلطي الأخضر عزي	الحكومة الإلكترونية أداة لتحقيق مقومات الحكم الرشيد
139	جبوري محمد بن بوزيان محمد	القياس الاقتصادي لتأثير أنظمة أسعار الصرف على النمو الاقتصادي باستخدام نماذج أشعة IVAR الانحدار الذاتي
157	أ.د. معراج هواري أحمد مجدل	أثر الانترنت في تفعيل التسويق المباشر بين منظمات الأعمال: دراسة استطلاعية على عدد من المؤسسات الاقتصادية الجزائرية
174	أونيس عبد المجيد	علاقات العمل في المؤسسات الاقتصادية الجزائرية وإفرازاتها في ظل التحول إلى اقتصاد السوق
185	بن حراة حياة يوسف رشيد	"اليات التمويل المصغر لاحتواء البطالة بين النظري و التطبيق حالة الجزائر"
201	وهاب محمد صالح إلياس	التحالف بين العلامات التجارية كاستراتيجية لادخول أسواق جديدة وأداة للتموقع
217	شرفة حكيمة	الاتجاهات الحالية لحررة تدفق رؤوس الأموال إلى الدول الناشئة في ظل الأزمة العالمية الراهنة

بن قدور علي و طاولي مصطفى كمال

تقدير سعر الصرف الحقيقي

التوازني في الجزائر (1970-2010)

بن قدور علي* ، طاولي مصطفى كمال**

*أستاذ مساعد جامعة سعيدة ، **أستاذ محاضر جامعة تلمسان جامعة تلمسان

benkaddour_ali@yahoo.fr & mk_taouli@yahoo.fr

الملخص:

إن الهدف من هذه الورقة هو معرفة مدى مساهمة سعر الصرف الحقيقي التوازني في تحقيق التوازنات الداخلية والخارجية، ومنه يعد التقدير الدقيق لسعر الصرف التوازني شيء ضروري لأي دولة تتبنى إدارة سياسة إقتصادية كلية ذات توجه خارجي وبالنظر للدراسات التحريية في هذا المجال يتضح أن عدم توافق القيمة الإسمية لسعر الصرف الرسمي ومستواها التوازني سيؤدي إلى وجود سعر معالي فيه، أي مقوم أكبر من قيمته الحقيقية والذي يؤدي إلى حدوث عدم توازن في الإقتصاد الكلي مع ضعف الأداء الإقتصادي، ولهذا فإنه من الضروري تحديد المستوى التوازني لسعر الصرف، ومن ثم تفسير مجراه، حيث يعتمد تحديد سعر الصرف التوازني على معرفة كيفية تغير سعر الصرف الحر مع تغيرات الأساسيات، ومنه تم إستعمال عدة مناهج لتحديد هذا الأخير، ومن بين هذه المناهج مقارنة سعر الصرف الحقيقي التوازني الأساسي لـ Williamson، ومنه فإن الدراسات والأعمال السابقة لهذه المقاربة تمنحنا الفرصة لمحاولة تطبيق هذا النموذج على معطيات الإقتصاد الجزائري، وبهذا فإن هذه المحاولة تسمح لنا بتحديد موقع الدينار بالنسبة لأساسيات الإقتصاد الوطني.

كلمات المفتاح: سعر الصرف الحقيقي التوازني، مقاربة (Williamson)، دالة (Cobb-Douglas)، الإستقرارية، مصفي (HP, Hodrick-Prescott)، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ (ECM).

المقدمة:

إن نظرية تعادل القوة الشرائية الـ PPA ونموذج التوازن العام المشكل لهماكل إقتصاد سعر الصرف والحاجة للدراسات التحريية القياسية المرتبطة بالتحويلات الدولية، أدت بالمفكرين الإقتصاديين بالبحث عن المقاربات التي تتلاءم مع المعطيات الجديدة للإقتصاد الدولي، وانطلاقاً من منتصف الثمانينات، ظهرت بوادر تفكير جديدة حول مبادئ التوازن الإقتصاد الكلي، هذا الأخير تمت دراسته في إطار السياسة الإقتصادية على المدى المتوسط، ومنه قام (Williamson) بإعداد بحثه في ظل شروط عدم الاستقرار النقدي مع تذبذبات قوية لسعر الصرف، حيث ارتكزت المقاربتين الأوليتين على فرضيات محددة كقانون السعر الوحيد ومرونة الأسعار أما هذه المقاربة تمنح المزيد من المرونة على صعيد الحساب التحريي (D. Plihon (1996).

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

إن سعر الصرف الحقيقي التوازني الأساسي، يتلاءم في هذا التقريب مع سعر الصرف الحقيقي والذي يسمح للاقتصاد بأن يتركز في طريق النمو الكامن أو التوازن الداخلي. وأن يصل إلى التوازن الخارجي في المدى المتوسط وقد سمي بالأساسي لأن مستوى الصرف هو الذي يسمح بتحقيق استخدام للموارد على الصعيد الدولي. يسمح هذا المعدل باكتشاف حالات الانحراف بالمقارنة مع وضعية التوازن والتي سماها Cadiou (1999) بالوضعية الأساسية وهي التي تشترك مع توازن الاقتصاد الكلي للدولة.

ولندعيم هذا البحث وإبراز مكانته العلمية إختارنا حالة الجزائر كنموذج للدراسة، حيث يتمثل الهدف الأساسي منه هو معرفة مدى مساهمة سعر الصرف الحقيقي التوازني في تحقيق التوازنات الكلية، ومنه يعد التقدير الدقيق لسعر الصرف التوازني شيء ضروري لأي دولة تتبنى إدارة سياسة إقتصادية كلية ذات توجه خارجي وبالنظر للدراسات التجريبية في هذا المجال يتضح أن عدم توافق القيمة الإسمية لسعر الصرف الرسمي ومستواها التوازني سيؤدي إلى وجود سعر مغالي فيه، أي مقوم أكبر من قيمته الحقيقية ، ولهذا فإنه من الضروري تحديد المستوى التوازني لسعر الصرف،

إن الدراسات والأعمال التجريبية لمقاربة Williamson تمنحنا الفرصة لمحاولة تطبيق هذا النموذج على معطيات الإقتصاد الجزائري، وبهذا فإن هذه المحاولة تسمح لنا بتحديد موقع الدينار بالنسبة لأساسيات الإقتصاد الوطني، إذن سوف نخصص العنصر الأول من هذا البحث إلى تقدير وتقييم التوازنات الداخلية والخارجية، ومنه فإن شرط توازن الحساب الجاري هو تحمل الإستدانة الخارجية من خلال إستقرار نسبة مخزون الديون على الناتج الداخلي الخام، أما التوازن الداخلي فسوف يقوم على تقدير الإنتاج المحتمل بإستعمال تقنية كثيرا ما أستخدمت في الدراسات القياسية لتقييم الناتج الكامن لنموذج Williamson وهي تصفية (Hodrick-HP, Prescott)، أما العنصر الثاني فنعرض فيه خصائص هذا النموذج.

1. تقدير التوازن الكلي للإقتصاد الجزائري

1.1. التوازن الداخلي

في هذا العنصر يتم تقدير الناتج الكامن للجزائر خلال الفترة (1970-2010)، وكذلك فجوة الناتج ومعدل البطالة الذي لا يؤثر على التضخم (NAIRU) وقد تنفوت تقديرات الناتج المحتمل تبعا لأسلوب التقدير المستخدم، ومنه فقد إتبعنا أسلوب أحادية المتغير (univariate) لتقدير الناتج الكامن حيث نجد من بينها مصفي (HP, Hodrick-Prescott)، وأسلوب تعدد المتغيرات (multivariate) ومنها منهجية دالة الإنتاج.

1.1.1. تصفية (HP, Hodrick-Prescott)

بن قدور على و طاوولي مصطفى كمال

إن مصفى الـ HP يعد من أحسن الأساليب المستخدمة للتوصل إلى الإتجاه في سلسلة البيانات الفعلية، حيث يتميز ببساطته وبكونه أسلوب أحادي المتغير مما يتيح له العمل على سلاسل زمنية قصيرة نسبياً¹، ولكن يؤخذ على هذا الأسلوب أنه يفترض إستقرار الأحوال لفترة طويلة من الزمن، وهو بذلك لا يأخذ في الإعتبار التغيرات الهيكلية²، فمن الناحية الرياضية نجد أن مصفى الـ HP هو مصفى خطي³ يقوم بحساب السلسلة الممهدة (Y) من (Y*) عن طريق تقليص تباين (Y) حول (Y*)، ولكن مع قيود على الفرق الثاني لـ (Y*) أي أن مصفى الـ HP يختار (Y*) التي تقلص الكمية:

$$[1] \quad \text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$$

إن المعلمة (λ) تتحكم في درجة تمهيد السلسلة (Y*)، فكلما زادت (λ) كلما كانت (Y*) ممهدة بصورة أكبر، أما T فتمثل طول السلسلة كما هو الحال مع أساليب فصل الإتجاه المماثلة، تظهر قضية درجة التمهيد مع أسلوب الـ HP فبتعين تحديد درجة التمهيد خلال عملية الترشيح وهذا يتوقف على طبيعة الصدمات التي يتعرض لها الإقتصاد⁴، فإذا كانت هذه الصدمات تصيب الطلب الكلي في الأساس مع عدم تأثر العرض إلى حد كبير فعندئذ لايسر الناتج الكامن قريبا من البيانات، ويصح هنا تمهيد هذا المصفى بدرجة كبيرة، ومن ناحية أخرى إذا كانت هناك نسبة مرتفعة من صدمات العرض، نجد أن الناتج الكامن يتحرك بشكل قريب من البيانات ويصح هنا إستخدام درجة التمهيد أقل⁵ Benes-N'Diaye(2004)

2.1.1. تقدير الناتج الكامن

¹ Emi Mise, Tae-Hwan Kim and paul Newbold (2003), "The Hodrick Prescott Filter At Time series Endpoints" Discussion Papers in Economics N,03/08, University of Nottingham, NG7 2RD, UK

² Andrew Harvey and Thomas Trimbur(2008), "Trend Estimation and The Hodrick Prescott Filter", J-Japan Statist.soc Vol.38.Nov1/41-49

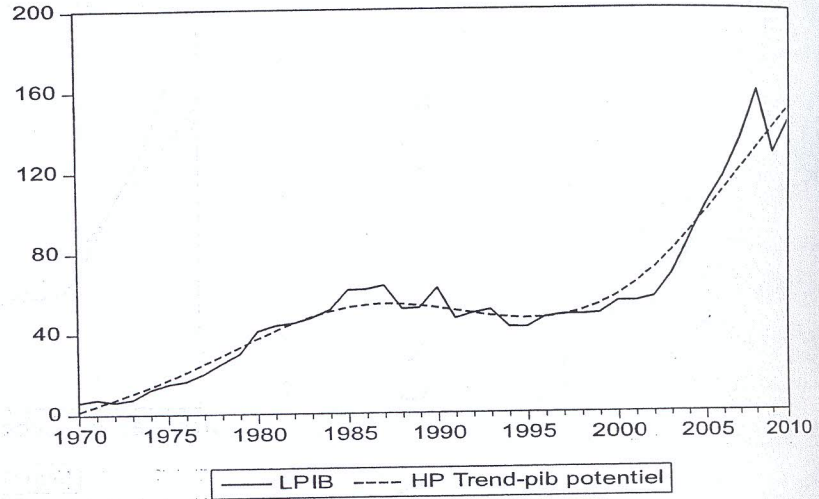
³ Odia Ndongo, Yves Francis(2006), "Datation Du Cycle Du PIB Camerounais Entre 1960 et 2003, MPRA Paper No.552 onl.http://mpra.ub.uni-muenchen.de/552/"

⁴ Beveridge, Stephen, and Charles R.Nelson(1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention tu Measurement of the Business Cycle, Journal of Monetary Economics, Vol 7 pp151-74

⁵ Benes, Jaromir-papa N'Diaye(2004), "Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NARU: Application to the Czech Republic" IMF Working Paper No. 04/45

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

لكي نقوم بتقدير الناتج المحتمل للإقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2010)، سنجري وعن طريق تقنية مصفي الـ HP حيث أنها تركز على ملاحظات الناتج الداخلي الخام السنوية. الشكل(01): الناتج الفعلي والكامن للإقتصاد الجزائري (الوحدة 10^6 دولار)



المصدر: بناء على البيانات:

Benissad M.E (PIB 1970-1979)

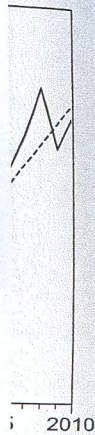
Banque Mondiale (PIB 1980-1999)

IFS Table (PIB 2000-2010)

Eviews/HP filter (PIB potentiel)

يوضح الشكل(01) أن الناتج الفعلي مقارنة بالناتج الكامن مقاسا بمصفي الـ HP والذي يظهر جليا أن الإقتصاد الجزائري قد تعرض إلى العديد من التغيرات الهيكلية و الصدمات الخارجية التي أفضت إلى تفاوت كبير نسبيا في مستويات الناتج ففي مرحلة أولى وكما هو مبين من خلال الشكل السابق فقد عرفت مبالغة كبيرة في استخدام قدرات الإنتاج خاصة الفترة (1980-1985) وهذا راجع لإستراتيجية التنمية المتبعة من قبل الجزائر وهذا في إطار التخطيط المركزي، حيث بلغ معدل الإستثمارات في هذه المرحلة بـ (47.1%) معظم هذه الإستثمارات كانت في القطاع العام، وفي مرحلة ثانية ومنذ سنة 1986 فقد أصبح الظرف غير

تقنية مصفي ا
الشكل (01)



من سنة 1994 فإن الفارق الظرفي عرف ضعف أكثر وهذا تصادفاً مع إستقرار أسعار البترول و التخفيض الإسمي للعملة الوطنية.

3.1.1 دالة الإنتاج

لتقدير دلة الإنتاج يتم إتباع دالة Cobb-Douglas مع إفتراض ثبات الغلة مع الحجم، وهذه الطريقة شائعة جداً في الأدبيات التي تعتمد على وتيرة النمو الكامنة¹ Epstein-Macchiarelli(2010) و² Konuki(2008)، ووفقاً لتطبيق دالة الإنتاج Cobb-Douglas، يعتبر الناتج دالة في العمالة ورأس المال، بالإضافة إلى الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP)

$$[2] \quad Y_t = L_t^\alpha \cdot K_t^\beta$$

حيث تمثل (y_t) الناتج، (L_t) العمالة، (K_t) رأس المال، بينما تمثل (A_t) مجمل إنتاجية عوامل الإنتاج (TFP)، وبالنسبة للإفتراض الخاص بثبات الغلة مع الحجم فهو يضيف شرط بأن يكون مجموع مروانات الناتج تساوي الواحد الصحيح.

تعرف العمالة بأنها عدد العاملين في الإقتصاد، بينما يعرف رأس المال بأنه رصيد رأس المال المكون من إجمالي الإستثمارات بإستخدام طريقة المخزون الدائم، ووفقاً لهذه الطريقة يعتبر رصيد رأس المال تراكم لتدفقات الإستثمارات السابقة.

$$[3] \quad K_t = I_t + (1 - \phi)K_{t-1}$$

حيث تمثل K_t رصيد رأس المال في الفترة (t) ، (I_t) تدفق رأس المال في الفترة (t) ، و (ϕ) تمثل معدل الإهلاك السنوي، ومنه فإن إتباع طريقة Nehru-Dhareshwar(1993)، يستخدم المفهوم الخاص برصيد رأس المال الأولي $K(0)$ في تكوين سلسلة رصيد رأس المال :

$$[4] \quad K_t = (1 - \phi)^t \cdot K(0) + \sum_{i=0}^{t-1} I_{t-1} \cdot (1 - \phi)^i$$

¹ Epstein-Macchiarelli(2010), "Estimating Poland's Potential output : A production Function Approach", IMF working paper 10/5 (Washington: International Monetary Fund)

² Konuki(2008), "Estimating potential output and the output Gap in Slovakia" IMF working paper 08/275 (Washington: International Monetary Fund)

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

حيث تعبر $K(0)$ عن رصيد رأس المال الأولي ، وبتابع طريقة Nehru-¹ (1993) Dhareshwar، يعاد تقدير قيمة الإستثمار الأولي وذلك من خلال عمل إنحدار خطي للوغاريتم الإستثمار على الزمن ويتم إستخدام القيمة المقدرة للإستثمار الأولي $\hat{I}(1)$ في حساب رأس المال الأولي من خلال المعادلة التالية:

$$[5] \quad K(0) = \hat{I}(1)/(g + \phi)$$

حيث تمثل (g) متوسط معدل نمو الناتج السنوي، ومن الجدير بالذكر أنه تم تمهيد الناتج والعمالة ورصيد الإستثمار أسياً (Exponentially Smoothed) قبل البدء في عملية التحليل، ويتم هنا حساب الـ TFP كبقاوي Solow الناتجة عن دالة كوب-دوغلاس على الرغم من أنه من الأفضل أن يتم تحسينه بوضع الإختلافات النوعية لمكونات عوامل الإنتاج في الإعتبار، وذلك بإستخدام مؤشرات تعكس التغيرات في مكونات رأس المال وقوة العمل، ومن ثم فإنه يتم اشتقاق الـ TFP من المعادلة [6]

$$[6] \quad A_t = Y_t/L_t^\alpha \cdot K_t^{1-\alpha}$$

حتى يمكن تقدير الناتج الكامن، من الضروري الحصول على القيم المحتملة للمدخلات، أما بالنسبة للإستخدام الكامن لرصيد رأس المال، فيتم إفتراض الإستغلال الكامل للرصيد القائم لرأس المال، حيث يمكن إعتبار هذا الرصيد كمؤشر للطاقة الإجمالية للإقتصاد² (2000) Denis-al، ومن ناحية أخرى يتم إعتبار الإبتجاه لسلسلة الـ TFP التي يتم الحصول عليها من المعادلة [6] والمحسوبة بتقنية الـ HP بمثابة سلسلة القيم المحتملة الـ TFP، أما فيما يخص الحصول على القيم المحتملة للعمالة، يتم تقدير الـ NAIRU والذي يعرف بأنه معدل البطالة الذي لايميل عنده التضخم إلى الصعود أو الهبوط، وعلى هذا الأساس يتوافق المعدل الطبيعي للناتج الكامن مع الـ NAIRU ومنه يتم الحصول على الـ NAIRU من خلال تقسيم معدل البطالة بإستخدام تصفية Kalman إلى مكون الإبتجاه، والذي يعد معيار لقياس معدل البطالة التوازني، ومكون دوري والذي يعد مرجعية لقياس فجوة البطالة (2010) Epstein-Macchiarelli، بعد ذلك يتم تقدير نموذج يحتوي على المكون الدوري من خلال علاقة منحنى philips القياسي، وبذلك يمكن

¹ Nehru-Dhareshwar(1993), "A New Database on Physical Capital Stork:Source Methodology and Results " Revista de Analisis Economica 8(1) pp37-59 June 1993

² Denis-al(2002), "production Function Approach to calculating potential Growth and output Gaps:Estimates for the Eu member states and the us"Europen Commission Economic paper 176.

في كمال
ير الناتج

المتغيرات
ة كوب-
حيث يمكن
كتفي بعدد
م للأصول
عنه والذي
كتابة دالة

[7]

ك بإدخال

دأام طريقة

¹ Adamu(
Approach
14th Ann
نوفمبر 2012

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

إشتقاق الـ NAIRU مباشرة من منحني¹ philips، وبالتالي يمكن الوصول إلى تقدير الناتج الكامن(Adamu(2009)

4.1.1. تقدير دالة الإنتاج Cobb-Douglas

نقوم بتقدير دالة الإنتاج Cobb-Douglas للجزائر للفترة (1970-2010) ، ومنه فإن المتغيرات المكونة لهذه الدالة هي كما يلي: الناتج الداخلي الخام(PIB): وهو يمثل الإنتاج الكلي (Y) في دالة كوب-دوغلاس عدد العمال (EMP) والذي يمثل حجم العمالة(L) في نموذج Cobb-Douglas حيث يمكن أن تقاس العمالة بعدد العمال أو ساعات العمل وهذا الأخير يكون أكثر دلالة من الأول، لكن سنكتفي بعدد العمال بدلا من ساعات العمل وذلك لغياب إحصائيات هذه الأخيرة في الجزائر، التراكم الخام للأصول الثابتة(ABFF): نظرا لغياب إحصائية(k) سيتم إستخدام صوري(proxy variables)، عوضا عنه والذي يتمثل في قيمة التراكم الخام للأصول الثابتة. وبأخذ المتغيرات السابقة والخاصة بالجزائر فإنه يمكننا كتابة دالة كوب-دوغلاس على النحو التالي:

$$[7] \quad PIB_t = A(EMP)^{\alpha}(ABFF)^{\beta}$$

ولغرض تسهيل تقدير معالم هذه الدالة فإنه يستوجب أولا تحويلها إلى الشكل الخطي، وذلك بإدخال اللوغاريتم الطبيعي على طرفي المعادلة ثم إضافة الخطأ العشوائي كما يلي:

$$[8] \quad LPIB_t = LA + \alpha L(EMP_t) + \beta L(ABFF_t) + \varepsilon_t$$

1. تقدير النموذج: إن دالة كوب-دوغلاس تأخذ شكل نموذج إنحدار متعدد، وباستخدام طريقة "OLS" لتقدير معادلة الإنحدار لمعلمات الدالة تم الحصول على النتائج المبينة في الجدول(01) الجدول(01) تقدير دالة "Cobb-Douglas" للفترة (1970-2010)

¹Adamu(2009), "Estimating potential output for Nigeria :A structural VAR Approach

14th Annual Conference on Econometric Modeling for Africa.

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

من نتائج الجدول يمكن كتابة صيغة كوب-دوغلاس المقدرة إنطلاقاً من إحصائيات الإقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2010) على الشكل التالي:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP	0.074550	0.189578	0.393241	0.6963
LABFF	0.402822	0.056405	7.141662	0.0000
C	-1.774727	1.193005	-1.487610	0.1451
R-squared	0.761657	Mean dependent var	3.739831	
Adjusted R-squared	0.749113	S.D. dependent var	0.827822	
S.E. of regression	0.414645	Akaike info criterion	1.147565	
Sum squared resid	6.533345	Schwarz criterion	1.272949	
Log likelihood	-20.52509	Hannan-Quinn criter.	1.193223	
F-statistic	60.71715	Durbin-Watson stat	0.211866	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$LPIB = -1.7747 + 0.0745L(EMP) + 0.4028L(ABFF)$$

ويمكن كتابة هذه الدالة على الشكل العادي بعد نزع اللوغاريتم وذلك على النحو التالي:

$$PIB = e^{-1.7747} EMP^{0.0745} ABFF^{0.4028}$$

$$[9] \quad PIB = 0.1695 EMP^{0.0745} ABFF^{0.4028}$$

وعليه فإن قيمة المعلمات المقدرة كانت كما يلي:

$$A = 0.1695, \alpha = 0.0745, \beta = 0.4028$$

2. التحليل الإحصائي والإقتصادي:

إن معلمات النموذج معنوية، ويتضح ذلك من النتائج أن العمل ورأس المال يفسران (74.91%) من الناتج، أما النسبة المتبقية (25.09%) فترجع إلى (TFP) بمحمل إنتاجية عوامل الإنتاج، وبالتالي فإن إشارة كل المعالم موجبة، وهذا يتوافق مع النظرية الإقتصادية، إلا أن مرونة الإنتاج للعمل ضعيفة نوعاً ما، فإذا

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

إرتفع حجم العمالة بـ (1%) فإن الإنتاج يرتفع بـ (0.074%) وهو مقدار ضعيف حيث يدل على ضعف تأثير الإنتاج بالعمالة، أما المعلمة (β) فهي مقبولة إقتصاديا، وبالتالي فإن زيادة حجم التراكم للأصول الثابتة يؤدي إلى زيادة حجم الإنتاج بالإضافة إلى ذلك يمكن قبول قيمة كل من (α) و (β) إقتصاديا وذلك لأن قيمتهما محصورة بين [0.1]، أي أنهما يحققان فرضية تناقص الإنتاجية الحدية للعمل ورأس المال، وبصفة عامة يمكن القول أن دالة الإنتاج المقدرة خلال الفترة (1970 - 2010) هي دالة متجانسة من الدرجة ($\alpha + \beta = 0.47$) فنظرا لتوافق النموذج مع الفرضيات الإقتصادية والاختبارات الإحصائية يمكن الإعتماد عليه في تفسير تغيرات الناتج من جهة والتنبؤ من جهة أخرى.

إن حساب أثر التطور التكنولوجي أو ما يسمى بمحمل إنتاجية عوامل الإنتاج (TFP)، يمكن الحصول عليها من بواقي "Solow" وبذلك يمكن إعتبار إتهام الـ HP للسلسلة الزمنية الناتجة هو "TFP" المحتمل. يتحقق الناتج المحتمل عند الإستغلال الكامل لجميع عوامل الإنتاج، ووفقا لما هو مذكور، يتم إفتراض الإستغلال الكامل لرصيد رأس المال القائم كما أن الـ TFP المحتملة هي بمثابة مصفي الـ HP بالنسبة للـ TFP المشتقة.

في الأخير نحتاج إلى تقدير معدل التشغيل المحتمل، ومن أجل حساب هذا المعدل يتم تقدير الـ NAIRU، ولغرض تقدير هذا الأخير يتم إتباع أسلوب مشابه لأسلوب (2010) Epstein-Machiarelli حيث تم تفكيك معدل البطالة (UP_t) في أول الأمر بإستخدام طريقة مصفي Kalman إلى إتهام \overline{UP}_t ومكون دوري G_t :

[10]

$$UP_t = \overline{UP}_t + G_t$$

حيث يتبع الإتهام نموذج إتهام خطي على الشكل التالي:

$$\overline{UP}_t = \mu_{t-1} + \overline{UP}_{t-1} + \eta_t$$

[11] ومنه يتم وصف إتهام البطالة بمتغير يتبع عملية المشي العشوائي المصحوب بإزاحة، ويسمح للإزاحة بأن تكون عشوائية، أي أن $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$ ويفترض أن η_t هي iid التي تتبع التوزيع المتعاد $N(0,0.01)$ ويتيح هذا الإختبار لتباين η_t تحقق خاصية منشودة وهي أن تتحرك قيم معدل البطالة طويل المدى بسلاسة¹ Gordon (1996)، وتم معاملة المكون الدوري كمتغير يتبع نموذج الإنحدار الذاتي الساكن على الشكل التالي:

¹ Cordon R.J(1996), "The time Varying NAIRU and its Implications for Economic policy" NBER Working paper 5735

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

$$G_t = \phi G_{t-1} + \phi G_{t-2} + \phi G_{t-3} + G_{t-4} + \psi_t \quad [12]$$

يمكن التعبير عن علاقة فيليبس على النحو التالي:

$$INF_t - INF_t^* = \beta(UP_t - \overline{UP}_t) + \delta z_t + V_t \quad [13]$$

حيث تمثل INF_t تقدير معدل التضخم الفعلي، بينما INF_t^* معدل التضخم المتوقع، و z_t التضخم المستورد للتعبير عن صدمات العرض و V_t هو حد الخطأ، ويفترض أن $INF_t^* = INF_{t-1}$ وبالتالي $\Delta INF_t = INF_t - INF_t^*$ ومن ثم يصبح النموذج كالتالي:

$$\Delta INF_t = \beta(UP_t - \overline{UP}_t) + \delta z_t V_t \quad [14]$$

إن المعادلة [14] لا تبين احتمال وجود ارتباط تسلسلي في حد الخطأ ولذلك يتم استخدام توصيف الإنحدار الذاتي على النحو التالي:

$$\Delta INF_t = \beta(UP_t - \overline{UP}_t) + \gamma(L)\Delta INF_{t-1} + \delta(L)z_t + \varepsilon_t \quad [15]$$

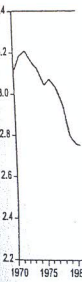
حيث تمثل (L) مؤثر الإبطاء، بينما $\beta(L)$ ، $\gamma(L)$ ، $\delta(L)$ كثيرات الحدود لفترات الإبطاء، في حين تمثل (ε_t) حد الخطأ غير المرتبط تسلسلياً، كذلك يتم إختبار المتغيرات المستخدمة في التقدير وتبين أنها ساكنة، وفي النموذج المقدر تم إجراء إنحدار للتغير في معدل التضخم بفترة تقديم واحدة ΔINF_{t+1} على المكون الدوري (G_t) في ظل التوصيف المذكور بالمعادلة [12]، وكذلك التغير الآني في التضخم ΔINF_t وفترة إبطاء واحدة ΔINF_{t-1} وفترة متقدمة وآنية للتضخم المستورد $Z_t Z_{t+1}$ وبتقدير الإنحدار الذاتي لـ ΔINF_t كانت النتائج على النحو التالي:

$$\Delta INF_{t+1} = -0.117G_t + 0.094\Delta INF_t + 1.01\Delta INF_{t-1} + 0.32Z_{t+1} - 1.6Z_t \quad [16]$$

S.E: (0.09) (0.03) (0.039) (0.012)

P-Value: [0.24] [0.001] [0.29] [0.02]

[0.064]



[12] Ψ_t

يمكن التعبير عن

[13] F_t

حيث تمثل F_t

التعبير عن صد

$t - INF_t^*$

$+ \delta Z_t V_t$

[14]

إن المعادلة [4]

الذاتي على الت

$L)Z_t + \varepsilon_t$

[15]

حيث تمثل L

تمثل (ε_t)

ساكنة، وفي ال

المكون الدوري

وبفترة إبطاء وا

وتقدير الإنحداء

[16]

$1 - 1.6Z_t$

(0.012)

(0.021)

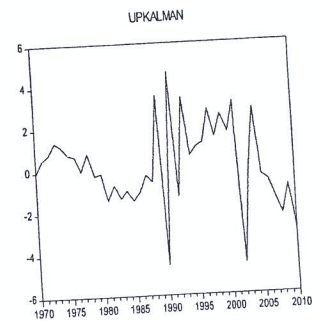
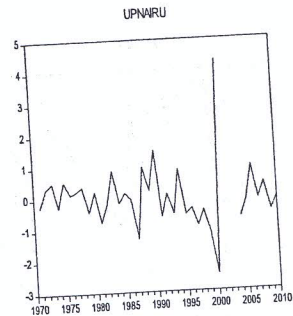
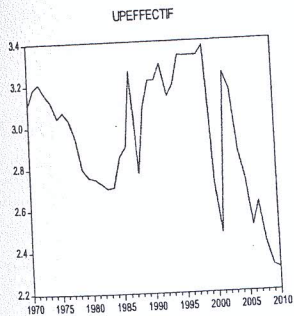
[0.02]

[0.064]

مجلة الاقتصاد و

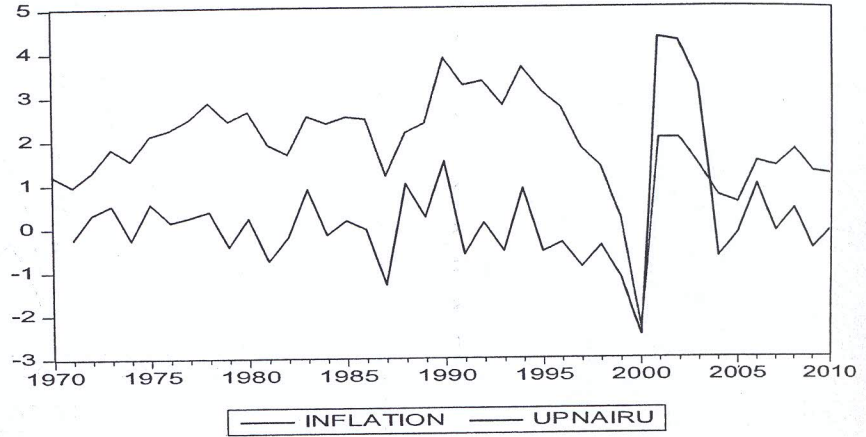
يظهر أن معامل التحديد المصحح (R^2) مقبول إحصائياً، ويظهر الشكل (02) معدل البطالة الفعلي والتوازي، والـ $NAIRU$ ، وما يمكن ملاحظته أن جميع اتجاهات معدلات البطالة قد عرفت تذبذبات لاسيما الإرتفاعات المسجلة في بداية التسعينيات وهذا راجع للسياسة الاقتصادية الظرفية المطبقة في سنوات التسعينات والتي كانت تسعى إلى تحقيق التوازن الكلي والتثبيت والإستقرار الإقتصادي صاحبها في المقابل تقلبات كبيرة في البطالة الظرفية وقد إستمرت هذه الحالة حتى مع بداية الإنعاش الظرفي للإقتصاد، بمعنى آخر إذا إستطاعت السياسة الإقتصادية في هذه الفترة أن تتحكم في الإتجاه العام للبطالة لم يكن الأمر كذلك على المستوى الظرفي له.

الشكل (02): معدل البطالة الفعلي، التوازي (Kalman)، الـ ($NAIRU$)



بن قدير على و طاوي مصطفى كمال

أما العلاقة بين الـ NAIRU ومعدل التضخم فيوضحها الشكل (03) حيث تم وضع سلسلة الـ NAIRU مقابل معدل التضخم
الشكل (03): العلاقة بين التضخم والبطالة



يمثل معدل الـ NAIRU والمقدر من منحني فليبيس المستوى المحتمل للبطالة، ومن ثم فإن اشتقاق نسبة البطالة المحتملة يتم بصورة مباشرة من العلاقة التالية:

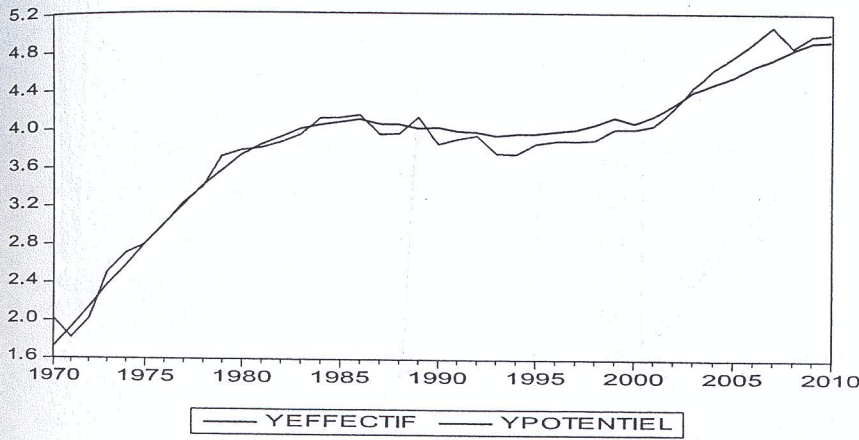
$$LUP = L * (1 - NAIRU)$$

[17]

حيث تمثل (L) قوة العمل ومنه يستلزم تعديل المستوى المحتمل للعمالة وذلك بإدخال نسبة المشاركة أو عوامل أخرى مثل ساعات العمل، وبالتالي عند تطبيق دالة Cobb-Douglas المقدر باستخدام القيم الكامنة لرأس المال والتشغيل المحتمل، إلى جانب مجمل إنتاجية عوامل الإنتاج، يتم إذن الحصول على الناتج المحتمل، وقد تم وضع الناتج الفعلي مقابل الناتج الكامن في الشكل (04)

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

الشكل (0): دالة الإنتاج - الناتج الفعلي والناتج الكامن



والذي يبين أن هناك فجوة إنتاج سالبة للفترة الممتدة من (1990 - 2004) وهذا كنتيجة لفترة التطبيق الفعلي للإصلاحات الاقتصادية في إطار برنامج الاستقرار الاقتصادي. ثم بعد ذلك نلاحظ فجوة موجبة ما بعد سنة 2004 وهذا خلال مرحلة برنامج الإنعاش الاقتصادي، وهو الأمر الذي يتسق مع الإرتفاعات الأخيرة التي شهدتها معدلات النمو الفعلية للناتج.

2.1. التوازن الخارجي إستهداف الحساب الجاري:

إن دليل إستقرار نسبة الديون الخارجية على الناتج الداخلي الخام يظهر لنا أنه الأكثر جدارة لضبط الوضعية الحالية للإقتصاد الجزائري، لذا فهو أحد قيوده الخارجية، علما أن التحركات الأخرى لرؤس الأموال، التحويلات الخاصة والإستثمارات الأجنبية المباشرة ليست بالمهمة، ومنه نذكر أن دليل إستقرار الدين الخارجي

$$\frac{\bar{NX}_t}{PIB_t} = -Ed_{t-1} \cdot \frac{Tcnp_t}{1+Tcnp_t}$$

على الناتج الداخلي الخام يسمح لنا بإتباع العلاقة التالية:

حيث أن:

$$\bar{NX}_t : \text{الحساب الجاري المستهدف للفترة } (t)$$

$$Ed_{t-1} : \text{نسبة مخزون الديون الخارجية على الناتج الداخلي الخام للفترة } t-1$$

$$Tcnp_t : \text{معدل النمو الإسمي للإنتاج للفترة } (t)$$

أما العلاقة بين
NAIRU
الشكل (03)

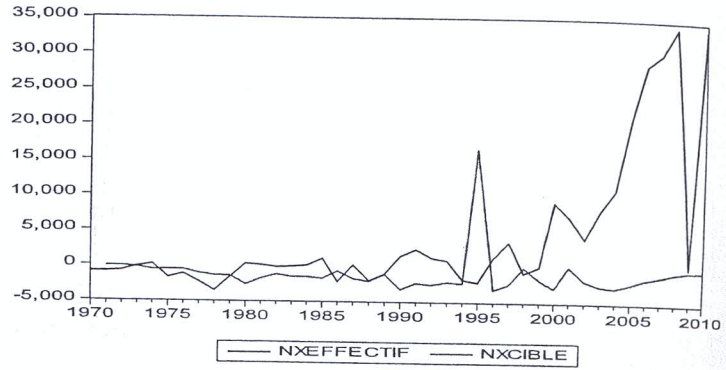
يمثل معدل
البطالة الخ

[17]

حيث تم
أخرى
لرأس الم
تم وض

بن قدير علي و طاوي مصطفى كمال

إن حساب الميزان الجاري المستهدف للإقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970 - 2010) يعطي لنا النتائج المبينة في الشكل الآتي
الشكل (05): الميزان الجاري الفعلي والمستهدف بـ (16) دولار



المصدر: الإحصاءات المالية الدولية (IFS)، الحساب الجاري الفعلي للفترة (1970-1999) بنك الجزائر، الحساب الجاري الفعلي للفترة (2000-2010)

حسابات شخصية بالنسبة للميزان الجاري المستهدف بإستعمال العلاقة التالية:

$$\frac{NX_t}{PIB_t} = -Ed_{t-1} \cdot \frac{Tcnp_t}{1+Tcnp_t}$$

حيث أن إحصائيات $(PIB_t, Tcnp_t, Ed_t)$ من

(IFS)

2. تقدير معالم النموذج (Williamson)

إن التقييم التحليلي لنموذج (Williamson) يسمح لنا بتقدير الفارق بين سعر الصرف الحقيقي وقيمة توازنه وذلك بتوظيف معالم التجارة الخارجية، ومنه فإن التركيبة العامة لنموذج Williamson هي كما يلي:

$$\frac{\partial q}{q} = \frac{q - \bar{q}}{q} = \frac{1}{Y} \left[\frac{\partial NX}{Y} + \eta_M \cdot \xi_M^Y \cdot \frac{\partial Y}{Y} - \eta_X \cdot \xi_X^{Y^*} \cdot \frac{\partial Y^*}{Y^*} \right]$$

[18]

$$Y = \eta_X (\beta + (1 - \beta) \cdot \xi_X^{e^*}) - \eta_M (1 - \alpha + (1 - \alpha) \cdot \xi_M^e)$$

مع أن:

1.2. تقدير معدلات الصادرات والواردات

من المعادلة المختزلة [18] فإن معدلات الصادرات X والواردات η_M تعرف كما يلي:

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

[19]

$$\eta_X = P_X \cdot X / P \cdot Y$$

[20]

$$\eta_M = P_M \cdot M / P \cdot Y$$

حيث أن: P_X و P_M أسعار الصادرات والواردات على التوالي
 X و M أحجام الصادرات والواردات على التوالي
 Y حجم الإنتاج

إن تقدير المعلمتين η_X و η_M تأخذه من إختبار وجود علاقة المدى الطويل بين الصادرات والإنتاج،
 والعلاقة بين الواردات والإنتاج، ومنه فإن تطبيق طريقة التكامل المشترك Co intégration تستلزم إختبار
 إستقرارية المتغيرات محل الدراسة ومنه فإن نتائج إختبار ديكي فولار الصاعد وتطبيق الفروق من الدرجة الأولى
 هي ملخصة الجداول (02) و(03).

الجدول (02): إختبار الـ "ADF" للجزر الأحادي خلال الفترة (1970-2010)

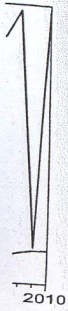
المتغيرات (بالأحجام)	درجة التأخير	القيمة المحسوبة	إحتمال وجود جذر أحادي
<i>LPIBVOL</i>	9	1.085213	0.9967
<i>LEXPVOL</i>	9	-2.082128	0.9397
<i>LIMPVOL</i>	9	-.0182390	0.9913

ما يمكن ملاحظته هو أن كل المتغيرات محل الدراسة يوجد بها جذر أحادي وبالتالي تقبل الفرضية العدمية أي
 أن سلاسل المتغيرات هي غير مستقرة وإرجاعها مسترة نطبق عليها الفروق من الدرجة الأولى.

الجدول (03): إختبار الـ "ADF" الدرجة الأولى

الفروق من الدرجة الأولى			
المتغيرات	درجة التأخير	القيمة المحسوبة	إحتمال وجود جذر أحادي

إن حساب المبر
 النتائج المبينة في
 الشكل (05):



2010

(IFS)

2. تقديره

إن التقييم

توازنه وذ

كما يلي:

[18]

مع أن:

1.2 تقا

من المعاد

مجلة الا

العدد رقم 11، نوفمبر 2012

79

مجلة الاقتصاد و المناجنت

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

0.0000	-6.898847	0	DLPIBVOL
0.0000	-6.825873	9	DLEXPVOL
0.0003	-5.478137	0	DLIMPVOL

نلاحظ أنه بعد أخذ الفرق من الدرجة الأولى فإن كل سلاسل المتغيرات أصبحت متكاملة من الدرجة الأولى عند مستوى معنوية 5% ومنه نقوم بإختبار علاقة التكامل المشترك بين الانتاج والصادرات و، والانتاج والواردات والنتائج فهي ملخصة في الجدول الموالي.

الجدول (04) تقدير المعلمات η_M و η_X للفترة (1970-2010)

المتغيرات	درجة التكامل	معادلة التوازن للمدى الطويل
الصادرات والإنتاج	$COI(1) - 5\%$	$X - 0.36829Y = 0$
الواردات والإنتاج	$COI(1) - 5\%$	$M - 0.7627Y = 0$

إن علاقتي التوازن في المدى الطويل تسمح لنا بإستنتاج أن معدل الصادرات والمقدر ب 36.68% وهذا معناه أن صادرات الجزائر بما فيها المحروقات هي في الأصل من تكوين أكثر من هذه النسبة من الناتج الداخلي الخام ، وأن معدل الواردات والمقدر ب 76.27% أي أن أكثر من هذه النسبة من المداخيل هي موجهة لتمويل الواردات.

2.2. تقدير مرونة كتلة التجارة الخارجية

في هذا العنصر سوف نقوم بتقدير مرونة كتلة التجارة الخارجية، حيث أن المرونات ستكون محسوبة على قاعدة المتغيرات الدلالية عوضا عن المتغيرات الخاصة

1.2.2. تقدير مرونة أسعار الصادرات والواردات

من أجل تقدير مرونة كتلة التجارة الخارجية سوف نعرض حل نموذج Williamson كما يلي:

$$[21] \quad BC = \frac{1}{P} (P_X X - P_M M)$$

حيث أن:

BC الميزان التجاري بالحجم (مقوم بأسعار الإنتاج الداخلي)

P الأسعار المحلية (مؤشر الناتج الداخلي الخام $DPIB$ أو مؤشر أسعار السلع الاستهلاكية CPI)

X و M أحجام الصادرات والواردات

نلاحظ أنه بعد أخذ
عند مستوى معنوية
والواردات والنتائج
الجدول (04) تقديري

المتغيرات
الصادرات والإنتاج
الواردات والإنتاج

إن علاقتي التوازن
معناه أن صادرات
الخام، وأن معدل
لتمويل الواردات.

2.2. تقدير مرونة
في هذا العنصر سو
قاعدة المتغيرات الدا

1.2.2. تقدير مرو
من أجل تقدير مرو
 $P_X X - P_M M$

حيث أن:
 BC الميزان الت
 P الأسعار دا
و X

مجلة الاقتصاد و المد

$$[24] \quad q = eP^*/P$$

مع أن: P^* الأسعار الأجنبية

e سعر الصرف الإسمي

α مرونة أسعار الواردات بالأسعار الداخلية

β مرونة أسعار الصادرات بالأسعار الخارجية

q سعر الصرف الحقيقي

بتعويض المعادلات [22]، [23]، [24] في المعادلة [21] فإننا نحصل على:

$$[25] \quad BC = R^\beta X - R^{1-\alpha} M$$

إن هذه الأخيرة تقيس درجة حساسية الميزان الجاري لسعر الصرف الحقيقي وبتغذية الميزان التجاري لسعر الصرف الحقيقي، ومنه نكتب:

$$[26] \quad \frac{\partial N_X}{\partial R} = \frac{\partial (R^\beta X - R^{1-\alpha} M)}{\partial R}$$

$$= \frac{\partial R^\beta}{\partial R} X + \frac{\partial X}{\partial R} R^\beta - \frac{\partial R^{1-\alpha}}{\partial R} M - \frac{\partial M}{\partial R} R^{1-\alpha}$$

وبالتالي فإن:

$$[27] \quad \frac{\partial N_X}{\partial R} = R^\beta \left[\beta \frac{X}{R} + \frac{\partial X}{\partial R} \right] - R^{1-\alpha} \left[(1-\alpha) \frac{M}{R} + \frac{\partial M}{\partial R} \right]$$

من المعادلتين [22] و [23] يمكننا حساب مرونة الواردات عند تنافسية الإستيراد ومرونة الصادرات عند تنافسية التصدير كمايلي:

$$[28] \quad E^* = eP^*/P_X$$

$$[29] \quad \tilde{E} = P/P_M$$

مع أن: E^* تمثل تنافسية التصدير، \tilde{E} تمثل تنافسية الإستيراد.
أ. تقدير (β)

إن أسعار الصادرات في الجزائر هي بمثابة متغير مرشد في تعريف السياسات الاقتصادية، وبالتالي نستبدله بمتغير وكيل (proxy variables) ألا وهي أسعار البترول وهذا راجع لهيمنة المحروقات على الصادرات الجزائرية، ومنه فإن سعر الصادرات يعرف من المعادلة [22]، حيث قمنا بإختبار إستقرارية أسعار التصدير

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

والمثلة في أسعار البترول فالنسبة لبلد صغير في طور النمو فإن المصدرون هم بمثابة سعر أخذ (Price taker)، وهذا يشترك بمرونة موحدة لأسعار الصادرات مع الأسعار الأجنبية، ومنه فإن السعر الداخلي لا يلعب لأي دور في تعريفه أي ($\beta = 1$)، هذه الفرضية تقودنا إلى تعادل أسعار الصادرات مع الأسعار الأجنبية بمفهوم العملة المحلية، ومع ذلك فإن سعر البترول هو دائما مقوم بالدولار، ولأسباب تطبيقية مرتبطة بجل النموذج فإننا نفترض أن السعر عند التصدير قابل للتحويل إلى العملة المحلية وهذا لا يغير شيئا من قيمته.

ب. تقدير (α)

يعرف سعر الواردات كما هو في المعادلة [23]، كما أنه في بلد صغير نرى أن المستوردون يستعملون سعر أخذ (Price taker)، وهذا يكافؤ إذا وضع أن مرونة أسعار الواردات مع الأسعار الداخلية يجب أن تميل إلى نحو الصفر، ومنه فإن تقدير (α) يكون بالعلاقة التالية: $\log \bar{E} = (\alpha - 1) \log q$ وبالتالي وبعد تقدير هذه العلاقة فقد توصلنا أن قيمة ($\alpha = 0.41$)، وهذا ما يترك هامش (59%) من الأسعار الأجنبية في تعين أسعار الواردات

الجدول (05): تقدير مرونة أسعار الصادرات (β) والواردات (α)

1	مرونة أسعار الصادرات بالنسبة للأسعار الخارجية (β)
0.41	مرونة أسعار الواردات بالنسبة للأسعار المحلية (α)

2.2.2. تقدير مرونة الصادرات والواردات عند التنافسية

حتى تتمكن من تقدير مرونة كل من الصادرات عند التنافسية للتصدير والصادرات بالنسبة للإنتاج الأجنبي وكذا مرونة الواردات عند تنافسية الإستيراد والواردات بالنسبة للإنتاج المحلي نقوم إذن بإستكمال حل نموذج Williamson، ومنه وبتحويل المعادلتين [28] و [29]، وبالتعويض عن أسعار الصادرات والواردات (المعادلة [22] و [23])

$$P_x = P^{1-\beta} (e.P^*)^{\beta-1} . e.P^*$$

أي:

$$\begin{aligned} \frac{P_x}{e.P^*} &= \left(\frac{1}{P}\right)^{\beta-1} (e.P^*)^{\beta-1} \\ &= \left(\frac{e.P^*}{P}\right)^{\beta-1} \end{aligned}$$

العدد رقم 11، نوفمبر 2012

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

من المعادلة [24]، فإن تنافسية الصادرات يمكننا كتابتها كدالة في سعر الصرف الحقيقي:

$$[30] \quad E^* = eP^*/P_X = q^{1-\beta}$$

ونفس الشيء بالنسبة للعلاقة بين تنافسية الواردات وسعر الصرف الحقيقي:

$$[31] \quad \check{E} = P/P_M = q^{-(1-\alpha)}$$

وبالتالي فإن كل من ϵ_M^q و ϵ_X^q تمثل مرونة الصادرات والواردات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي على الشكل التالي:

$$\epsilon_X^q = \frac{\partial X}{X} \frac{q}{\partial q} [32]$$

$$\epsilon_M^q = \frac{\partial M}{M} \frac{q}{\partial q} [33]$$

وبإحلال المرونات في المعادلة [27]، وبتعويض حدود التفاضلات في دالة المرونات، ومن جهة أخرى يمكن التعبير عن المعادلتين [21] و [25] كما يلي:

$$[34] \quad q^\beta = \frac{P_X}{P}$$

$$[34]^\dagger \quad q^{1-\alpha} = \frac{P_M}{P}$$

وبالتعويض عن مرونة التجارة الخارجية في المعادلة [27] فإن المعادلة المحولة تكون كما يلي:

$$[35] \quad \frac{\partial BC}{\partial q} = \frac{P_X X}{P q} (\beta + \epsilon_X^q) - \frac{P_M}{P q} M (1 - \alpha - \epsilon_M^q)$$

من جهة أخرى يمكن ترتيب مرونة التنافسية للواردات والصادرات من المعادلة [35] لإعادة كتابة مرونة التجارة الخارجية (المعادلات [32] و [33]) في دالة مرونة التنافسية (المعادلات [28] و [29])

$$[36] \quad \epsilon_M^{\check{E}} = \frac{\partial M}{M} \frac{\check{E}}{\partial \check{E}}$$

$$\check{E} = q^{\alpha-1}$$

$$[37] \quad \begin{cases} \partial \check{E} + \partial(q^{\alpha-1}) = (\alpha-1)q^{\alpha-2} dq \Rightarrow \frac{\partial \check{E}}{\check{E}} = (\alpha-1) \frac{\partial q}{q} \\ \check{E} = q^{\alpha-1} \end{cases}$$

$$\epsilon_M^q = (1-\alpha)\epsilon_M^{\check{E}} [38]$$

مجلة الاقتصاد و المناجنت

والمثلة في أس (ice taker)

الداخلي لا يلعب الأسعار الأجنبية مرتبطة بحل النمة قيمته.

ب. تقدير α

يعرف سعر الو

أخذ (taker)

إلى نحو الصفر،

تقدير هذه الع

الأجنبية في تعبر

الجدول (05)

مرونة أسعار الـ

مرونة أسعار ا

2.2.2. تقد

حتى تتمكن .

وكذا مرونة

نموذج son

والواردات ا)

أي:

بن قدور على و طاولي مصطفى كمال

وبنفس الكيفية بالنسبة للعلاقة بين مرونة الصادرات لسعر الصرف الحقيقي ومرونة الصادرات عند تنافسية التصدير:

$$[39] \quad \varepsilon_X^{E^*} = \frac{\partial X}{X} \frac{\partial E^*}{\partial E^*}$$

$$E^* = q^{1-\beta}$$

$$[40] \quad \left\{ \begin{array}{l} \partial E^* + \partial(q^{1-\beta}) = (1-\beta)q^{-\beta} dq \Rightarrow \frac{\partial E^*}{E^*} = (1-\beta) \frac{\partial q}{q} \\ E^* = q^{1-\beta} \end{array} \right.$$

$$\varepsilon_X^q = (1-\beta)\varepsilon_X^{E^*} [41]$$

أ. تقدير مرونة الواردات عند تنافسية الإستيراد ($\varepsilon_M^{\tilde{E}}$) ومرونة الواردات للإنتاج الداخلي (ε_M^Y)
إن هاتين المرونتين يمكن حسابهما إنطلاقاً من العلاقة بالمؤشرات:

$$\log IND M = \varepsilon_M^Y \log INDY + \varepsilon_M^{\tilde{E}} \log(IND\tilde{E})$$

لدينا إحصائيات السلاسل الزمنية للمتغيرات ($INDM, INDY, IND\tilde{E}$) من الإحصاءات المالية الدولية (IFS) وتطبيق إختبار (ADF) على لوغاريتم المتغيرات أثبتت أنها متكاملة من الدرجة ($COI(1)$) وعند مستوى معنوية (5%)، وإن إختبار Johanson test أثبت وجود علاقة تكامل مشترك بينهما على نفس المستوى وهذا بإستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، والذي يعطينا النتيجة التالية:

$$\log IND M = 1.4371 \log INDY - 0.6277 \log(IND\tilde{E})$$

الجدول (06): تقدير مرونة الواردات عند تنافسية الإستيراد ($\varepsilon_M^{\tilde{E}}$) ومرونة الواردات للإنتاج الداخلي (ε_M^Y)

-0.62	مرونة الواردات عند تنافسية الإستيراد ($\varepsilon_M^{\tilde{E}}$)
1.43	مرونة الواردات بالنسبة للإنتاج المحلي (ε_M^Y)

ب. تقدير مرونة الصادرات عند تنافسية التصدير ($\varepsilon_X^{E^*}$) ومرونة الصادرات للإنتاج الأجنبي ($\varepsilon_X^{Y^*}$)

وبنفس الكيفية بالد

التصدير:

$$\xi^* = \frac{\partial X}{\partial E^*} \frac{E^*}{X}$$

$$E^* = q^{1-\beta}$$

$$\left. (1-\beta) \frac{\partial q}{q} \right\}$$

$$\xi_X^* [41]$$

أ. تقدير مرونة الوا

إن هاتين المرونتين.

لدينا إحصائيات ال

(IFS) وبتطبيق إ

مستوى معنوية (0)

المستوى وهذا يما

الجدول (06): ت

للإنتاج الدا

مرونة الواردات ع

مرونة الواردات با

ب. تقدير مرونة ا

مجلة الاقتصاد و ا

$$\log INDX = \varepsilon_X^{Y^*} \log INDY^* + \varepsilon_X^{E^*} \log(INDE^*)$$

بعد تطبيقنا لإختبار الـ (ADF) على المتغيرات (INDX, INDY*, INDE*) أثبت بأننا متكاملة من الدرجة (1) COI عند مستوى معنوية (5%)، وإن إختبار Johanson test أثبت وجود علاقة تكامل مشترك بينهما على نفس المستوى وهذا بإستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، والذي يعطينا النتيجة التالية:

$$\varepsilon_X^{E^*} = 0.03 \quad \varepsilon_X^{Y^*} = 0.77$$

$$\log INDX = 0.77 \log INDY^* - 0.03 \log(INDE^*)$$

الجدول (07): تقدير مرونة الصادرات عند تنافسية التصدير ($\varepsilon_X^{E^*}$) ومرونة الصادرات للإنتاج الداخلي ($\varepsilon_X^{Y^*}$)

-0.03	مرونة الصادرات بالنسبة لتنافسية التصدير ($\varepsilon_X^{E^*}$)
0.77	مرونة الصادرات بالنسبة للإنتاج الخارجي ($\varepsilon_X^{Y^*}$)

3.2.2. تقدير مرونة الصادرات والواردات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي معدل التبادل التجاري سنقوم هنا بتقدير مرونة الصادرات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي (ε_X^q)، وكذا مرونة الواردات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي (ε_M^q)، وفي الأخير تقدير معدل التبادل التجاري والتي تعرف على أنها $TEC = \frac{\eta_X}{\eta_M}$

الجدول (08): تقدير مرونة الصادرات والواردات ومعدل التبادل التجاري

0.00	مرونة الصادرات لسعر الصرف الحقيقي (ε_X^q)
-0.3658	مرونة الواردات لسعر الصرف الحقيقي (ε_X^q)
0.48	معدل التبادل التجاري $TEC = X/\eta_M$

ملاحظة: بالنسبة لمرونة الصادرات لسعر الصرف الحقيقي تحسب كمايلي: $\varepsilon_X^R = (1-\beta) \varepsilon_X^{E^*}$

بن قدور على و طاوي مصطفى كمال

أما مرونة الواردات لسعر الصرف الحقيقي تحسب بالشكل التالي: $\varepsilon_M^R = (1 - \alpha) \varepsilon_M^E$

ومعدل التغطية على المدى الطويل للتجارة الخارجية يحسب كالتالي: $TEC = X/\eta_M$

وللوصول إلى الصيغة العامة لنموذج Williamson، نواصل إذن حله، وبتعويض المعادلتين [38] و [41] في المعادلة [35] نجد:

$$[42] \quad \frac{\partial BC}{\partial q} = \frac{P_X X}{P_q} (\beta + (1 - \beta) \varepsilon_X^{E*}) - \frac{P_M M}{P_q} (1 - \alpha + (\alpha - 1) - \varepsilon_M^E)$$

إن المعادلة [42] تعطي إنحراف الميزان التجاري في التوازن بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي، ومنه فإن الميزان التجاري هو دالة في ثلاث متغيرات:

$$[43] \quad BC = q^\beta X - q^{1-\alpha} M = \tau(q, X, M)$$

$$[44] \quad \frac{\partial BC}{\partial q \partial X \partial M} = \frac{\partial (q, X, M)}{\partial q \partial X \partial M}$$

$$[45] \quad \partial BC = \partial BC \partial q + \partial BC \partial X + \partial BC \partial M$$

إن نتيجة الإشتقاق الجزئي للميزان التجاري بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي والمقدمة في المعادلة [42]، ومنه نأخذ الإشتقاق الجزئي للميزان التجاري بالنسبة لحجم الصادرات المحلية وبالنسبة كذلك لحجم الواردات، وبالتالي فإن:

$$[46] \quad \frac{\partial BC}{\partial X} = \frac{P_X}{P}$$

$$\frac{\partial BC}{\partial X} = \frac{P_X}{P}$$

وبتعويض المعادلة [46] في المعادلة [42] فإننا نتحصل على معادلة الحل التحليلي للنموذج، وبعد تعويض كل المرونات المحسوبة سابقا فسوف نتوصل إلى الصيغة النهائية والعامة لنموذج ويليامسون والمحسوبة سابقا من المعادلة المختزلة [29] من الفصل الثالث والمعادلة [18] سابقا. وبتعويض المعلمات المقدرة في المعادلة المختزلة [18] فإننا نتحصل على نموذج لتحديد سعر الصرف الحقيقي والتوازن الثنائي للدينار الجزائري وبتوظيف أساسيات: إنحراف الحساب الجاري المستهدف، فجوة الإنتاج الداخلية، والفجوة الخارجية، وبعد الحساب فقد وجدنا قيمة: $\gamma = 0.19$ وبالتعويض في المعادلة [18] نجد:

$$\frac{\partial q}{q} = \frac{q - \bar{q}}{q} = \frac{1}{\gamma} \left[\frac{\partial NX}{Y} + \eta_M \cdot \xi_M^Y \cdot \frac{\partial Y}{Y} - \eta_X \cdot \xi_X^{Y*} \cdot \frac{\partial Y^*}{Y^*} \right]$$

$$\frac{\partial q}{q} = \frac{1}{0.19} \left[\frac{\partial NX}{Y} + 0.76(1.43) \cdot \frac{\partial Y}{Y} - 0.36(0.77) \cdot \frac{\partial Y^*}{Y^*} \right]$$

بن قدور على و طاوولي مصطفى كمال

$$\frac{\partial q}{q} = 5.26 \left[\frac{\partial NX}{Y} + 1.086 \cdot \frac{\partial Y}{Y} - 0.277 \cdot \frac{\partial Y^*}{Y^*} \right] = 5.26 \left[\frac{NX_A - \tilde{NX}}{Y} \right]$$

مع أن:

\tilde{NX} الحساب الجاري المستهدف (استقرار الدين الخارجي)

NX_A الحساب الجاري المصحح من الانحرافات الظرفية بين الإقتصاد الوطني والأجنبي

$$[47] \quad \frac{\partial NX_A}{Y} = \frac{NX}{Y} + 0.206 \cdot ogd - 0.052 \cdot oger$$

حيث أن: ogd فجوة المخرجات المحلية

$Oger$ فجوة المخرجات الأجنبية

$$[48] \quad ogd = \frac{dY}{Y}$$

$$[49] \quad oger = \frac{dY^*}{Y^*}$$

3. الخاتمة:

إن تحديد المستوى التوازني لسعر الصرف أمر ضروري و مهم، فقد تم إستعمال عدة مناهج لتحديد سعر الصرف التوازني ومن بين هذه المناهج مقارنة سعر الصرف الحقيقي التوازني الأساسي FEER والمقترحة من طرف Williamson والتي تسمح للإقتصاد بأن يتمركز في طريق النمو الكامن (المطلق) أو التوازن الداخلي، وأن يصل إلى التوازن الخارجي في المدى المتوسط ، لأن مستوى الصرف هو الذي يسمح بتحقيق استخدام للموارد على الصعيد الدولي بدون المساس بالتوازنات الداخلية للاقتصاديات، هذا المعدل يسمح بإكتشاف حالات الانحراف بالمقارنة مع وضعية التوازن، ومنه حاولنا تطبيق هذا المنهج في حالة الجزائر حيث قمنا بتقدير الناتج الكامن للجزائر خلال الفترة (1970-2010)، وكذلك فجوة الناتج ومعدل البطالة الذي لا يؤثر على التضخم (NAIRU) وقد تتفاوت تقديرات الناتج المحتمل تبعاً لأسلوب التقدير المستخدم، ومنه فقد إتبعنا أسلوب أحادية المتغير لتقدير الناتج الكامن حيث نجد من بينها مصفي (Hodrick-Prescott, HP)، وأسلوب تعدد المتغيرات ومنها منهجية دالة الإنتاج، وفي مرحلة أخرى قمنا بإدراج دليل إستقرار نسبة الديون الخارجية على الناتج الداخلي الخام والذي يظهر لنا أنه الأكثر جدارة لضبط الوضعية الحالية للإقتصاد الجزائري، لذا فهو أحد قيوده الخارجية، أما في العنصر فقد قمنا بالتقييم التحليلي لنموذج (Williamson) ، والذي يسمح لنا بتقدير الفارق بين سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري وقيمة توازنه وذلك بتوظيف معلمات التجارة الخارجية.

- 1-Emi Mise, Tae-Hwan Kim and Paul Newbold (2003), "The Hodrick Prescott Filter At Time series Endpoints" Discussion Papers in Economics No.03/08, University of Nottingham, NG7 2RD, UK
- 2 -Andrew Harvey and Thomas Trimbur(2008), "Trend Estimation and The Hodrick Prescott Filter" J-Japan Statist.soc Vol.38.Nov1/41-49
- 3 -Odia Ndong, Yves Francis(2006), "Datation Du Cycle Du PIB Camerounais Entre 1960 et 2003, MPR Paper No.552 onl.http://mpra.ub.uni-muenchen.de/552/
- 4 -Beveridge, Stephen, and Charles R.Nelson(1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention tu Measurement of the Business Cycle, Journal of Monetary Economics, Vol 7 pp151-74
- 5 -Benes, Jaromir-papa N'Diaye(2004), "Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NARU :Application to the Czech Republic" IMF Working Paper No. 04/45
- 6 -Epstein-Macchiarelli(2010), "Estimating Poland's Potential output : A production Function Approach", IMF working paper 10/5 (Washington:International Monetary Fund)
- 7 -Konuki(2008), "Estimating potential output and the output Gap in Slovakia" IMF working paper 08/275 (Washington:International Monetary Fund)
- 8 -Nehru-Dhareshwar(1993), "A New Database on Physical Capital Stork:Sources;Methodology and Results " Revista de Analisis Economica 8(1) pp37- 59 June 1993.
- 9 -Denis-al(2002), "production Function Approach to calculating potential Growth and output Gaps:Estimates for the Eu member states and the us"Europen Commission Economic paper 176.
- 10 -Adamu(2009), "Estimating potential output for Nigeria :A structural VAR Approach
14th Annual Conference on Econometric Modeling for Africa.

بن قدير على و طاوي مصطفى كمال

- 11-Cordon R.J(1996), "The time Varying NAIRU and its Implications for Economic policy" NBER Working paper 5735
- 12-Carton, B, Hervé-Terfous, N (2005), "Méthode d'estimation des taux de change d'équilibre fondamentaux dans un modèle de commerce bouclé", Document de travail DGTPE, mimeo.
- 13-Plihon D (1996), "Réflexions sur les régimes et les politiques de change, le cas de la construction monétaire européenne", in Economie Appliquée, Tome XLIX, n3.
- 14-Bouoiyour, J, Marimoutou, V, & Rey, S (2004). Taux de change réel d'équilibre et politique de change au maroc. Economie Internationale, 97, 81-104.
- 15-Borowski, D. & Couharde, C (2003). The Exchange Rate Macroeconomic Balance Approach : New Methodology and Results for the Euro, the Yen and the pound Sterling. Open Economies Review, 14(2), 169-190.
- 16-Cadiou. L (1999), "que faire des taux de change réels d'équilibre", Revue du CEPII, n° 77pp67-98.