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 التجريبية في هذا المجال يتضح أن عدم توافق القيمة الإسمية لسعر الصرف الرسمي ومستواها التوازني سيؤدي إلى وجود سعر مغالى 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 الاخير، ومن بين هذه المناهج مقاربة 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 (Hodrick-Prescott ,HP)،التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ(ECM).

المقدمة:

إن نظرية تعادل القوة الشرائية الـPPA ونموذج التوازن العام المشكل لهياكل اقتصاد سعر الصرف والحاجة للدراسات التجريبية القياسية المرتبطة بالتحولات الدولية، أدت بالمفكرين الاقتصاديين بالبحث عن المقاربات التي تتلاءم مع المعطيات الجديدة للاقتصاد الدولي، وانطلاقا من منتصف الثمانينات، ظهرت بوادر تفكير جديدة حول مبادئ التوازن الاقتصاد الكلي، هذا الأخير تمت دراسته في إطار السياسة الاقتصادية على المدى المتوسط، ومنه قام (Williamson) بإعداد بحوثه 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 التجريبي(1996) D. Plihon .

إن سعر الصرف الحقيقي التوازني الأساسي، يتلاءم في هذا التقريب مع سعر الصرف الحقيقي والذي يسمح للاقتصاد بأن يتمركز 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.

ولتدعيم هذا البحث وإبراز مكانته العلمية إخترنا 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 مغالى 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 هذاالبحث 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-Prescott ,HP)،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 لايؤثر على التضخم (NAIRU) وقد تتفاوت تقديرات الناتج المحتمل تبعا لأسلوب التقدير المستخدم، ومنه فقد إتبعنا أسلوب أحادية المتغير (univarite) لتقدير الناتج الكامن حيث نجد من بينها مصفي (Hodrick-Prescott ,HP)، وأسلوب تعدد المتغيرات (multivarite) ومنها منهجية دالة الإنتاج.

1.1.1.تصفية (Hodrick-Prescott ,HP)

إن مصفي الـــ 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 نسبيا[1]، ولكن يؤخذ على هذا الأسلوب أنه يفترض إستقرار الأحوال لفترة طويلة من الزمن، وهو بذلك لايأخذ في الإعتبار التغيرات الهيكلية[2]، فمن الناحية الرياضية نجد أن مصفي الـــ HP هو مصفي خطي [3]يقوم بحساب السلسلة الممهدة (Y)من (Y^*) عن طريق تقليص تباين (Y)حول (Y^*)، ولكن مع قيود على الفرق الثاني لـــ(Y^*) أي أن مصفي الـــ HP يختار(Y^*) التي تقلص الكمية:

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

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 الـــ HP فيتعين تحديد درجة التمهيد خلال عملية الترشيح وهذا يتوقف على طبيعة الصدمات التي يتعرض لها الإقتصاد[4]، فإذا كانت هذه الصدمات تصيب الطلب الكلي في الأساس مع عدم تأثر العرض إلى حد كبير فعندئذ لايسير الناتج الكامن قريبا من البيانات، ويصح هنا تمهيد هذا المصفي 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 أقل Benes-N'Diaye(2004)[5]

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_o03/08, 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

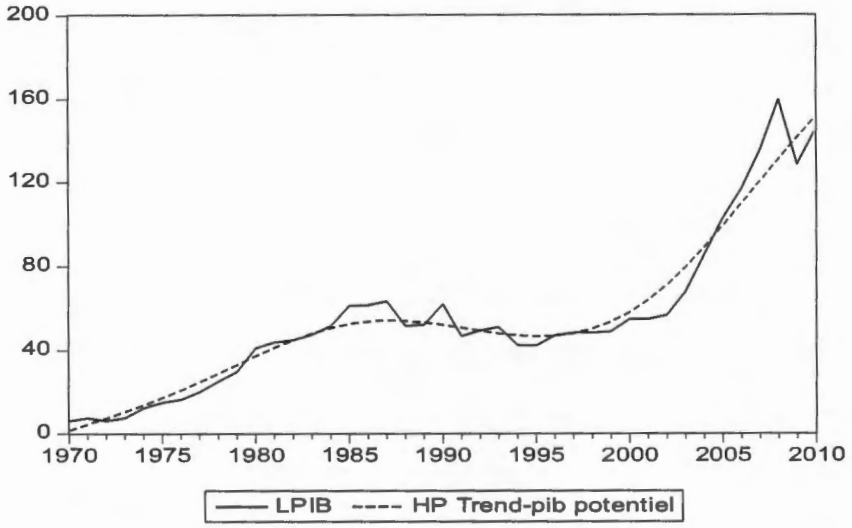
[3] Odia Ndongo,Yves Francis(2006),"Datation Du Cycle Du PIB Camerounais Entre 1960 et 2003,MPRA Paper No.552 onl.http://mpra.ub.uni-muenchen.de/552/

[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

لكي نقوم بتقدير الناتج المحتمل للإقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2010)، سنحري وعن طريق تقنية مصفي الـــ HP حيث أنها ترتكز على ملاحظات الناتج الداخلي الخام السنوية.

الشكل(01): الناتج الفعلي والكامن للإقتصاد الجزائري (الوحدة 10^6 دولار)



المصدر: بناءا على البيانات:

Benissad M.E (PIB 1970-1979)

Banque Mondiale(PIB 1980-1999)

IFS Table(PIB 2000-2010)

Eviews/HP filter(PIB pontentiel)

يوضح الشكل(01) أن الناتج الفعلي مقارنة بالناتج الكامن مقاسا بمصفي الـــ 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 إستخدام 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 بـــ(47.1%) معظم هذه الإستثمارات كانت في القطاع العام، وفي مرحلة ثانية ومنذ سنة 1986 فقد أصبح الظرف غير

ملائم بظهور فجوة إنتاج سلبية تزامنا مع إنهيار أسعار البترول والإنخفاض الحاد في الواردات مما أدى إلى إنخفاض في إيرادات الصادرات الجزائرية مابين 1985و1986بنسبة(56.5%)،أما في مرحلة أخرى وبداية من سنة 1994 فإن الفارق الظرفي عرف ضعف أكثر وهذا تصادفا 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 جدا في الأدبيات التي تعتمد على وتيرة النمو الكامنة Epstein-Macchiarelli(2010)[1] و Konuki(2008)[2] ، ووفقا لتطبيق دالة الإنتاج Cobb-Douglas، يعتبر الناتج دالة في العمالة ورأس المال ، بالإضافة إلى الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج (TFP)

$$[2] \qquad Y_t = L_t^{\alpha}.K_t^{\beta}$$

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 مرونات 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، ووفقا لهذه الطريقة يعتبر رصيد رأس المال تراكم لتدفقات الإستثمارات السابقة.

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

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

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

---

[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)

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

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

حيث تمثل (g) متوسط معدل نمو الناتج السنوي،ومن الجدير بالذكر أنه تم تمهيد الناتج والعمالة ورصيد الإستثمار أسيا (Exponentially Smoothed) قبل البدء في عملية التحليل، ويتم هنا حساب الـــ TFP كبواقي 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 تعكي التغيرات في مكونات رأس المال وقوة العمل، ومن ثم فإنه يتم إشتقاق الـــ TFP من المعادلة[6]

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

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 للإقتصاد[2] (Denis-al(2000، ومن ناحية أخرى يتم إعتبار الإتجاه لسلسلة الـــ TFP التي يتم الحصول عليها من المعادلة[6] والمحسوبة بتقنية الـــ HP بمثابة سلسلة القيم المحتملةلـــ TFP، أما فيما يخص الحصول على القيم المحتملة للعمالة، يتم تقدير الـــ NAIRU والذي يعرف بأنه معدل البطالة الذي لايميل عنده التضخم إلى الصعود أو الهبوط، وعلى هذا الأساس يتوافق المعدل الطبيعي للناتج الكامن مع الـــ NAIRU ومنه يتم الحصول على ال NAIRU من خلال تقسيم معدل البطالة بإستخدام تصفية Kalman إلى مكون الإتجاه، والذي يعد معيار لقياس معدل البطالة التوازني، ومكون دوري والذي يعد مرجعية لقياس فجوة البطالة (Epstein-Macchiarelli(2010، بعد ذلك يتم تقدير نموذج يحتوي على المكون الدوري من خلال علاقة منحى 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.

إشتقاق الـ NAIRU مباشرة من منحنى philips[1]، 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 النحوالتالي:

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

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:

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

1.تقدير النموذج: إن دالة كوب–دوغلاس تأخذ شكل نموذج إنحدار متعدد، وبإستخدام طريقة "OLS"لتقدير معادلة الإنحدار لمعلمات الدالة تم الحصول على النتائج المبينة في الجدول(01)

الجدول(01) تقدير دالة "Cobb–Douglas" للفترة (1970–2010)

[1]Adamu(2009),"Estimating potential output for Nigeria :A structural VAR Approach
14 th Annual Conference on Econometrie Modeling for Africa.

من نتائج الجدول يمكن كتابة صيغة كوب-دوغلاس المقدرة إنطلاقا 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 اللوغاريثم وذلك على النحو التالي:

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

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

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)** مجمل إنتاجية عوامل الإنتاج، وبالتالي فإن إشارة كل المعالم موجبة، وهذا يتوافق مع النظرية الإقتصادية، إلا أن مرونة الإنتاج للعمل ضعيفة نوعا ما، فإذا

إرتفع حجم العمالة بـ (1%) فإن الإنتاج يرتفع بـ (0.074%) وهو مقدار ضعيف حيث يدل على ضعف تأثر 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 والإختبارات الإحصائية يمكن الإعتماد عليه في تفسير تغيرات الناتج من جهة والتنبؤ من جهة أخرى.

إن حساب أثر التطور التكنولوجي أو مايسمى بمجمل إنتاجية عوامل الإنتاج(TFP)، يمكن الحصول عليها من بواقي "*Solow*" وبذلك يمكن إعتبار إتجاه الـ*HP* للسلسلة الزمنية الناتجة هو *TFP* "المحتمل.

يتحقق الناتج المحتمل عند الإستغلال الكامل الكامل لجميع عوامل الإنتاج، ووفقا لماهو 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 الـNAIRU، ولغرض تقدير هذا الأخير يتم إتباع أسلوب مشابه لأسلوب Epstein-Machiarelli(2010) حيث تم تفكيك معدل البطالة (UP_t) في أول الأمر بإستخدام طريقة مصفي Kalman إلى إتجاه $\overline{UP_t}$ ومكون دوريG_t:

$$UP_t = \overline{UP_t} + G_t \qquad [10]$$

حيث يتبع الإتجاه نموذج إتجاه خطي على الشكل التالي:

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

[11] ومنه يتم وصف إتجاه 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 المعتاد $N(0,0.01)$ ويتيح هذا الإختبار لتباينη_t تحقق خاصية منشودة وهي أن تتحرك قيم معدل البطالة طويل المدى بسلاسة Gordon(1996)[1]، وتتم 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

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

[12]

يمكن التعبير عن علاقة فيليبس على النحو التالي:

$$INF_t - INF_t^* = \beta(UP_t - \overline{UP_t}) + \delta z_t + V_t$$

[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 كالآتي:

$$\Delta INF_t = \beta(UP_t - \overline{UP_t}) + \delta Z_t V_t$$

[14]

إن المعادلة[14] لا تبين إحتمال وجود إرتباط تسلسلي في حد الخطأولذلك يتم إستخدام توصيف الإنحدار الذاتي على النحو التالي:

$$\Delta INF_t = \beta(UP_t - \overline{UP_t}) + \gamma(L)\Delta INF_{t-1} + \delta(L)Z_t + \varepsilon_t$$

[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 تسلسليا، 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 وبفترة إبطاء واحدة ΔINF_{t-1} وبفترة متقدمة وآنية للتضخم المستورد ZوZ_{t+1}

وبتقدير الإنحدار الذاتي لـــ ΔINF_t كانت النتائج على النحو التالي:

[16]

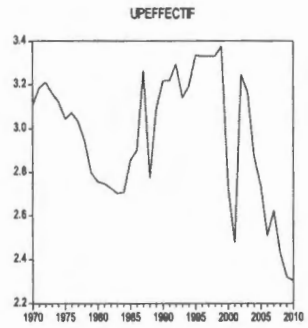
$$\Delta INF_{t+1} = -.117G_t + 0.094\Delta INF_t + 1.01\Delta INF_{t-1} + 0.32Z_{t+1} - 1.6Z_t$$

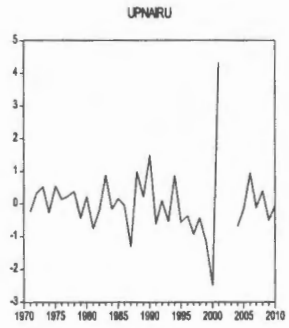
S.E:	(0.09)	(0.03)	(0.039)	(0.012)	(0.021)
P-Value:	[0.24]	[0.001]	[0.29]	[0.02]	[0.064]

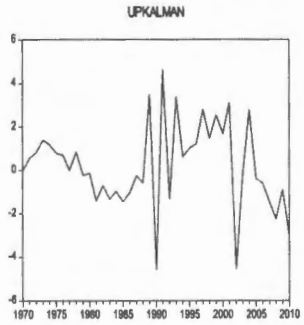
$$\text{Adj}.R^2 = 92.5$$

يظهر أن معامل التحديد المصحح (R^2) مقبول إحصائيا، ويظهر الشكل(02) معدل البطالة الفعلي والتوازني، والـ NAIRU، ومايمكن ملاحظته أن جميع إتجاهات معدلات البطالة قد عرفت تذبذبات لاسيما الإرتفاعات المسجلة في بداية التسعينيات وهذا راجع للسياسة الإقتصادية 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، التوازني(Kalman)، الـ (NAIRU)

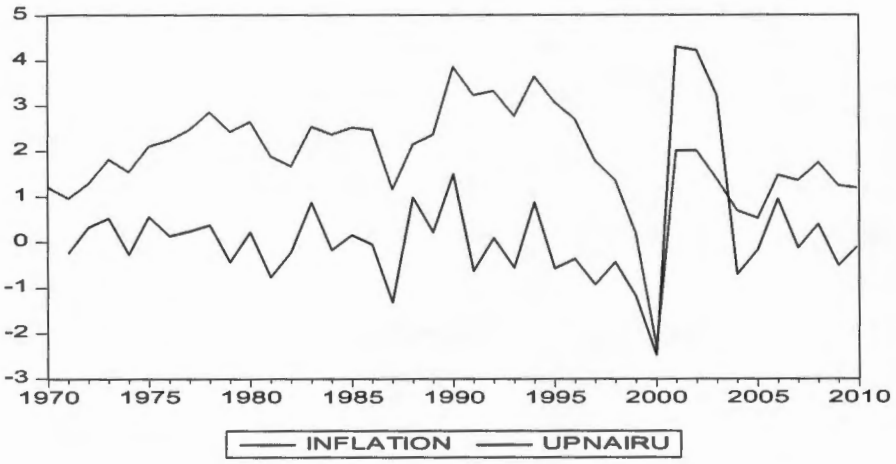






أما العلاقة بين الـ NAIRU ومعدل التضخم فيوضحها الشكل(03) حيث تم وضع سلسلة الـ NAIRU مقابل معدل التضخم

الشكل(03):العلاقة بين التضخم والبطالة



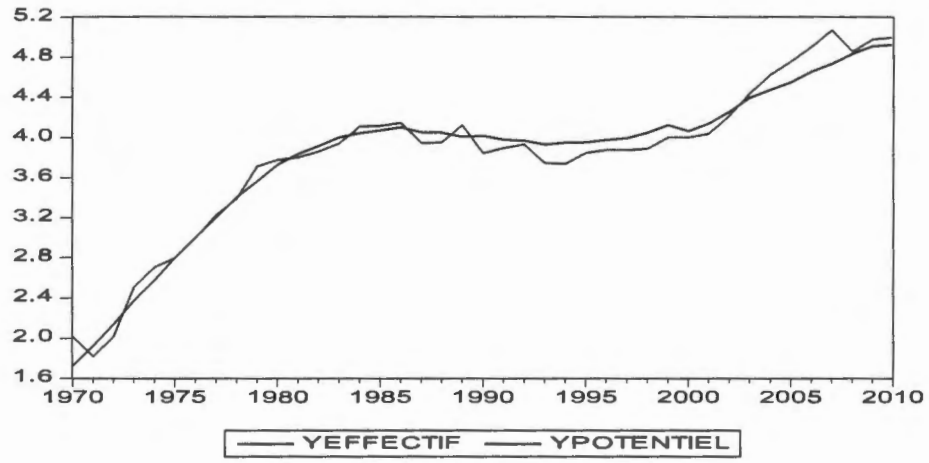
يمثل معدل الـ NAIRU والمقدر من منحنى فليبس المستوى المحتمل للبطالة، ومن ثم فإن إشتقاق نسبة البطالة المحتملة يتم بصورة مباشرة من العلاقة التالية:

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

[17]

حيث تمثل **(L)**قوة العمل ومنه يستلزم تعديل المستوى المحتمل للعمالة وذلك بإدخال نسبة المشاركة أوعوامل أخرى مثل ساعات العمل ، وبالتالي عند تطبيق دالة Cobb-Douglas المقدرة بإستخدام 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)**

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 الإقتصادية في إطار برنامج الإستقرار الإقتصادي.ثم بعد ذلك نلاحظ فجوة موجبة ما بعد سنة2004 وهذا خلال مرحلة برنامج الإنعاش الإقتصادي،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 على الناتج الداخلي الخام يسمح لنا بإتباع العلاقة التالية: $\frac{\widetilde{NX}_t}{PIB_t} = -Ed_{t-1} \cdot \frac{Tcnp_t}{1+Tcnp_t}$

حيث أن:

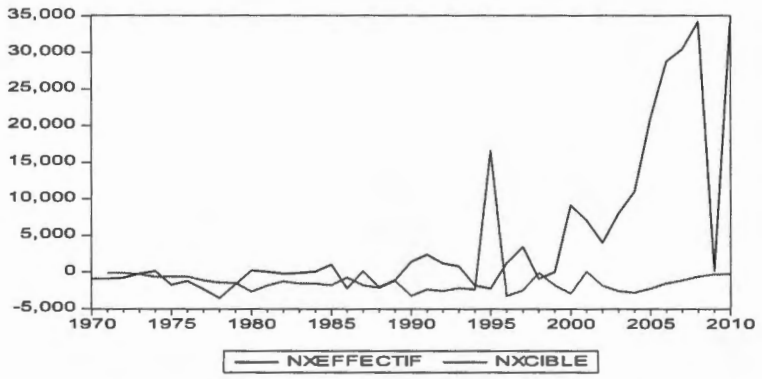
$\widetilde{NX}_t$: الحساب الجاري المستهدف للفترة(t)

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

$Tcnp_t$:معدل النمو الإسمي للإنتاج للفترة (t)

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(10^6)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 معلمات النموذج (Williamson)

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

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

[18]

مع أن: $\gamma = \eta_X\left(\beta + (1-\beta)\cdot \xi_X^{\varepsilon^*}\right) - \eta_M\left(1-\alpha+(1-\alpha)\cdot \xi_M^{\varepsilon}\right)$

1.2.تقدير معدلات الصادرات والواردات

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

$$\eta_X = P_X.X/P.Y \quad [19]$$

$$\eta_M = P_M.M/P.Y \quad [20]$$

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 نأخذه 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"للجذر الأحادي خلالالفترة (1970-2010)

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

ما يمكن ملاحظته هو أن كل المتغيرات محل الدراسة يوجد بها جذر أحادي وبالتالي نقبل الفرضية العدمية أي أن سلاسل المتغيرات هي غير مستقرة ولإرجاعها مستقرة 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

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

نلاحظ أنه بعد أخذ الفروق 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_X و η_M 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 مرونات كتلة التجارة الخارجية

في هذا العنصر سوف نقوم بتقدير مرونات 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 مرونات كتلة التجارة الخارجية سوف نعرض حل نموذج Williamson كما يلي:

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

حيث أن:

BC الميزان التجاري بالحجم (مقوم بأسعار الإنتاج الداخلي)

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

X و M أحجام الصادرات والواردات

$$[22] \qquad P_X = P^{1-\beta}(e.P^*)^{\beta}$$

$$[23] \qquad P_M = (e.P^*)^{1-\alpha}P^{\alpha}$$

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

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:

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

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

$$[26] \qquad \partial N_X/\partial R = \partial\left(R^{\beta}X - R^{1-\alpha}M\right)/\partial R$$

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

وبالتالي فإن:

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

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

$$[28] \qquad E^* = eP^*/R_X$$

$$[29] \qquad \check{E} = P/R_M$$

مع أن: E^* تمثل تنافسية التصدير، $\check{E}$ تمثل تنافسية الإستيراد.

أ.تقدير (β)

إن أسعار الصادرات في الجزائر هي بمثابة متغير مرشد في تعريف السياسات الإقتصادية ، 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

والممثلة في أسعار البترول فالبنسبة 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 بحل النموذج فإننا نفترض أن السعر عند التصدير قابل للتحويل إلى العملة المحلية وهذا لايغير 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 يكافئ إذا وضع أن مرونة أسعار الواردات مع الأسعار الداخلية يجب أن تميل إلى نحو الصفر، ومنه فإن تقدير (α) يكون بالعلاقة التالية: $\log \tilde{E} = (\alpha - 1)\log q$ وبالتالي وبعد تقدير هذه العلاقة فقد توصلنا أن قيمة $(\alpha = 0.41)$، وهذا مايترك هامش (59%)من الأسعار الأجنبية في تعين أسعار الواردات

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

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

2.2.2. تقدير مرونات الصادرات والواردات عند التنافسية

حتى نتمكن من تقدير مرونات كل من الصادرات عند التنافسية للتصدير والصادرات بالنسبة للإنتاج الأجنبي وكذا مرونات 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])

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

أي:

$$\frac{P_X}{e.P^*} = \left(\frac{1}{\mathrm{P}}\right)^{\beta-1}(\mathrm{e}.\mathrm{P}^*)^{\beta-1}$$

$$= \left(\frac{\mathrm{e}.\mathrm{P}^*}{\mathrm{P}}\right)^{\beta-1}$$

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

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

ونفس الشيء بالنسبة للعلاقة بين تنافسية الواردات وسعر الصرف الحقيقي:

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

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

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

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

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

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

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

وبالتعويض عن مرونات التجارة الخارجية في المعادلة [27] فإن المعادلة المحولة تكون كمايلي:

$$\frac{\partial BC}{\partial q} = \frac{P_X X}{Pq}\left(\beta + \varepsilon_X^q\right) - \frac{P_M}{Pq}M\left(1 - \alpha - \varepsilon_M^q\right) \quad [35]$$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

أ.تقدير مرونة الواردات عند تنافسية الإستيراد$\left(\varepsilon_M^{\check{E}}\right)$ ومرونة الواردات للإنتاج الداخلي $\left(\varepsilon_M^Y\right)$

إن هاتين المرونتين يمكن حسابهما إنطلاقا من العلاقة بالموشرات:

$$\log IND\,\mathrm{M} = \varepsilon_M^Y \log \mathrm{INDY} + \varepsilon_M^{\check{E}} \log\left(\mathrm{IND}\check{E}\right)$$

لدينا إحصائيات السلاسل الزمنية للمتغيرات (INDM,INDY, $\mathrm{IND}\check{E}$) من الإحصاءات المالية الدولية (IFS) وبتطبيق إختبار (ADF)على لوغاريثم 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$(\mathbf{ECM})$، والذي يعطينا النتيجة التالية:

$$\log IND\,\mathrm{M} = 1.4371 \log \mathrm{INDY} - 0.6277 \log\left(\mathrm{IND}\check{E}\right)$$

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

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

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

إن هاتين المرونتين يمكننا حسابهما من العلاقة التالية بالمؤشرات:

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

بعد تطبيقنا لإختبار الـ (ADF) على المتغيرات (INDX,INDY*, INDE*) أثبت بأنها متكاملة من الدرجة $COI(1)$ 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:

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

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

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

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

3.2.2.تقدير مرونات الصادرات والواردات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي معدل التبادل التجاري

سنقوم هنا بتقدير مرونة الصادرات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي $\left(\varepsilon_X^q\right)$، وكذا مرونة الواردات بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي $\left(\varepsilon_M^q\right)$، 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

مرونة الصادرات لسعر الصرف الحقيقي $\left(\varepsilon_X^q\right)$	0.00
مرونة الواردات لسعر الصرف الحقيقي $\left(\varepsilon_X^q\right)$	-0.3658
معدل التبادل التجاري $TEC = \quad _X/\eta_M$	0.48

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

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

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

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

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

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

$$[45] \qquad \partial BC = \partial BC \partial q + \partial BC \partial X + \partial BC \partial$$

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 :

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

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

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 سابق 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 التوازني 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:

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

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

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

مع أن:

$\widetilde{NX}$ الحساب الجاري المستهدف(إستقرار الدين الخارجي)

NX_A الحساب الجاري المصحح من الإنحرافات الظرفية بين الإقتصاد الوطني والأجنبي

$$[47] \qquad \frac{\partial NX_A}{Y} = \frac{NX}{Y} + 0.206.\text{ogd} - 0.052.\text{oger}$$

حيث أن: ogd فجوة المخرجات المحلية

Oger فجوة المخرجات الأجنبية

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

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

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 مقاربة 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 لايؤثر على التضخم (NAIRU) وقد تتفاوت تقديرات الناتج المحتمل تبعا 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.

المراجع:

1-Emi Mise,Tae-Hwan Kim and paul Newbold (2003),"The Hodrick Prescott Filter At Time series Endpoints" Discussion Papers in Economics N_o03/08, 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,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

14 th Annual Conference on Econometrie Modeling for Africa.

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 Ap-proach : 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.