أنظمة سعر الصرف وعلاقتها بالتضخم دراسة قياسية لحالة الجزائر (1980 – 2020)

Exchange rate regimes and their relationship to inflation A standard study of the case of Algeria (1980 – 2020)

د. سميرة جمعي*، جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان (الجزائر)

د. ابراهيم قارة ، جامعة غليزان (الجزائر).

تاريخ الاستلام : 2022/08/09؛ تاريخ القبول : 2022/11/15؛ تاريخ النشر : 2022/12/31

ملخص :

تهدف هذه الدراسة الى اختبار علاقة أنظمة سعر الصرف بأداء التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1980– 2020) ، المتغيرات التي تضمنتها الدراسة هي: مؤشر الأسعار، العرض النقدي، نسبة الواردات، سعر الصرف الاسمي، الانفاق العام و سعر الفائدة الحقيقي، تم استخدام اختبار CUSUM وCUSUMSQ بالإضافة الى اختبار التحول الهيكلي لـ Chow، أظهرت النتائج أن دالة التضخم المقدرة غير مستقرة مما يدل على وجود علاقة بين نوع نظام سعر الصرف ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة.

الكلمات المفتاحية : نظام سعر الصرف، التضخم، اختبار CUSUM و CUSUM SQ، اختبار التحول الهيكلي لـ Chow، الجزائر.

تصنيف JEL : **E5; C1; F31**

Abstract:

This study aims to test the Relationship between inflation and exchange rate regimes for algerian economy over the period (1980-2020), the variables included in study are : cunsumer prices index, money supply, importations rate, nominal exchange rate, government spending and real interest rate, for testing the inflation function stability the CUSUM, CUSUMSQ and chow breakpoint test are used, the results of stability tests reveal that inflation function in Alegria is not stable at 5 % level of significance , therfore the exchange rate regime have a significant impact on inflation rate.

Keywords: Exchange rate regime, Inflation, Cusum and cusumSq test, chow breakpoint test, Algeria.

Jel Classification Codes : : **E5; C1; F31**

* المؤلف المرسل : د .ابراهيم قـــارة ، Brahimkara39@gmail.com

I – تمهيد :

بالنسبة لعلاقة أنظمة سعر الصرف بمعدلات التضخم فان نتائج عدة دراسات تجريبيه أكدت أن أنظمة سعر الصرف الثابتة تصاحبها معدلات تضخم منخفضة مقارنة بالأنظمة المرنة ، الا أنه و على طرف نقيض فان تثبيت سعر الصرف قد يؤدي الى مشكلة المغالاة و سوء تقييم للعملة المحلية لذلك كلما كان الفرق بين معدل التضخم المحلي و الأجنبي مرتفعا ، كان من الضروري تعديل سعر الصرف كي يعود الى مستواه التوازني وفقا لنظرية تعادل القوة الشرائية ، فتثبيت سعر الصرف في هذه الحالة يكون له تأثير سلبي على التقييم الحقيقي للعملة المحلية و قد يؤدي في نهاية المطاف الى خسارة القدرة التنافسية.

وضعت بعض الدراسات الأخرى [Velasco (1996)، Benigno and Missale (2004)، Giavazzi and Giovannini (1989) و Dornbusch (2001)] فكرة أن سعر صرف ثابت أو مستقر السياسة يمكن أن تساعد في نقل مصداقية سياسات التضخم المنخفض للبنك المركزي. وتتمثل الحجة الرئيسية المؤيدة لنظم سعر الصرف المستقرة في قدرة هذه الأنظمة على تحفيز انضباط السعر والالتزام بكفاءة السياسة النقدية. في ظل نظام سعر صرف ثابت أو مستقر ، من المحتمل أن تواجه دولة ذات معدل تضخم أعلى من بقية العالم عجزاً مستمراً في ميزان مدفوعاتها ينتج عنه فقدان الاحتياطيات. بسبب عدم قابلية استمرار العجز والخسائر الاحتياطية، تحتاج الدولة إلى كبح معدل تضخمها المفرط، وبالتالي تواجه بعض انضباط السعر. ولكن، في ظل نظام سعر صرف مرن، لا يوجد مثل هذا الضغط من أجل الانضباط السعري، حيث يتم تصحيح عدم توازن ميزان المدفوعات تلقائيا وفوريا عن طريق التغيرات فى سعر الصرف. من وجهة النظر هذه يمثل سعر الصرف "مرساة اسمية" للسياسة النقدية (Bernake B S, 1999)

سوف نحاول من خلال هذه الدراسة اختبار العلاقة بين نظام سعر الصرف ومعدلات التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1980 – 2020) و يمكن ضبط إشكالية الدراسة على النحو التالي:

إشكالية الدراسة

ما هي طبيعة العلاقة بين نوع نظام سعر الصرف ومعدلات التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري؟

فرضيات الدراسة

- نظام سعر الصرف يؤثر بشكل معنوي على معدلات التضخم.
- نظام سعر الصرف الثابت تصاحبه معدلات تضخم منخفضة مقارنة بالنظام المرن.

I.1– علاقة أنظمة سعر الصرف بأداء التضخم:

بعد ((Barro R J, 1983) 1983 Barro and Gordonبشأن مصداقية السياسة النقدية، وضعت بعض الدراسات الأخرى (1996) Velasco، (2004) Benigno and Missale، (1989) Giavazzi and Giovannini (Giavazzi, 1989)و(2001) Dornbusch، فكرة أن سعر صرف ثابت أو مستقر السياسة يمكن أن تساعد في نقل مصداقية سياسات التضخم المنخفض للبنك المركزي. وتتمثل الحجة الرئيسية المؤيدة لنظم سعر الصرف المستقرة في قدرة هذه الأنظمة على تحفيز انضباط السعر والالتزام بكفاءة السياسة النقدية. في ظل نظام سعر صرف ثابت أو مستقر) (بركة2014 ،) من المحتمل أن تواجه دولة ذات معدل تضخم أعلى من بقية العالم عجزاً مستمراً في ميزان مدفوعاتها ينتج عنه فقدان الاحتياطيات. بسبب عدم قابلية استمرار العجز والخسائر الاحتياطية، تحتاج الدولة إلى كبح معدل تضخمها المفرط، وبالتالي تواجه بعض انضباط السعر. ولكن، في ظل نظام سعر صرف مرن، لا يوجد مثل هذا الضغط من أجل الانضباط السعري، حيث يتم تصحيح عدم توازن ميزان المدفوعات تلقائيا وفوريا عن طريق التغيرات فى سعر الصرف. من وجهة النظر هذه يمثل سعر الصرف "مرساة اسمية" للسياسة النقدية.

هناك حجة أخرى مفادها أن سعر الصرف الثابت سيزيد من المصداقية ، حتى يتم الإعلان عن تصريحات البنك المركزي حول التزامه بالتضخم المنخفض ،**(Bernanke, B.S., Mishkin F.S., Laubach T., and Posen A.S., 1999)** وبالتالي توفير مرساة لتوقعات التضخم ، والتي قد تحدث من خلال عقود الأجور ، وتصبح تحقق الذات وتؤدي إلى انخفاض التضخم. هذا التراجع في التوقعات

التضخمية قد يحد من سرعة الأموال ويقلل من حساسية الأسعار للصدمات النقدية المؤقتة(Yeyati E, 2001) . بالإضافة إلى ذلك ، فإن ربط سعر الصرف يمكن أيضًا أن يخفض التضخم من خلال إنتاج "تأثير الثقة"، أي زيادة الرغبة في الاحتفاظ بالعملة المحلية بدلاً من السلع أو العملات الأجنبية (Ghosh, 1996) علاوة على ذلك، فإن الحجج ضد تقلبات أسعار الصرف هي أنها مرتبطة بتجاوز سعر الصرف المتوازن في كلا الاتجاهين وتؤدي إلى ارتفاع الأسعار عن طريق رفع الأسعار المحلية للسلع النهائية والوسيطة المستوردة عند انخفاض قيمتها ولكنها تخفق في خفض الأسعار مع تقديرها وبالتالي من المرجح أن يكون التضخم أعلى مرونة من سعر صرف.

مقابل الادعاء بأن المعدلات الثابتة تحرض على مزيد من الانضباط، يرى تورنيل آند فيلاسكو (1994) بأن معدل المرونة يسمح بتأثير السياسات المالية غير السليمة على تحركات سعر الصرف ، وبالنظر إلى أن التضخم مكلف للسلطات المالية ، فإن المعدلات المرنة تفرض الشفافية وتوفر مزيد من الانضباط السياسي عن طريق إجبارهم على دفع التكلفة. كما يقال إن النظام المرن يوفر استقلالاً نقدياً، وهو بدوره دور حاسم في تتبع السياسة النقدية في الاتجاه الذي يحفز النمو ويقلل من البطالة. من حيث تأثيره على النمو، سيضمن الاستقلال النقدي مع تعويم سعر الصرف أن تركز الحكومة على معدل التضخم الأمثل الذي يفيد في نمو الاقتصاد (Hernandez-Verme 2004). بشكل عام ، يبدو أن الحجج النظرية المذكورة أعلاه توفر وجهات نظر متباينة حول الدور الذي تلعبه أنظمة سعر الصرف في إدارة التضخم (Coricelli, 2004)

كما أظهرت الدراسات التجريبية حول أنظمة أسعار الصرف والتضخم نتائج متباينة. في حين أن عددا من الدراسات التجريبية وجدت أن أشكالا مختلفة من أسعار الصرف الثابتة في الواقع أقل من التضخم، وجدت دراسات أخرى سعر الصرف ليكون مرساة الاسمية غير فعالة. توحي نتائج (1997) Ghosh et al، 2003) بأن ربط سعر الصرف الاسمي مرتبط بتضخم أقل بسبب انخفاض النمو النقدي، وانخفاض معدل نمو السرعة المتبقية للدخل ومعدل الفائدة **(Fabrizio Coricelli *et al.*, 2004)** . تتبع نتائج مماثلة نتائج ليفي-ياياتي وستورزينجر (2000) و (2007) Bleaney & Francisco) **(Bleaney, M. and Francisco, M., 2007)** التي تؤكد وجهة النظر النظرية للعلاقة السلبية بين النظام المربوط والتضخم، وأكثر من ذلك، أن النظام المرتبط والمتوسط أقل تضخما في المتوسط من النظام المعوم. ولم تتمكن دراسات أخرى مثل مايلز (2008)، و (2004) De grauwe & Schnabl)، و Domac et al 2001) ، و 2005) Garofalo) من إيجاد أي علاقة ذات دلالة إحصائية بين نظام سعر الصرف والتضخم (Mohanty, 2014)

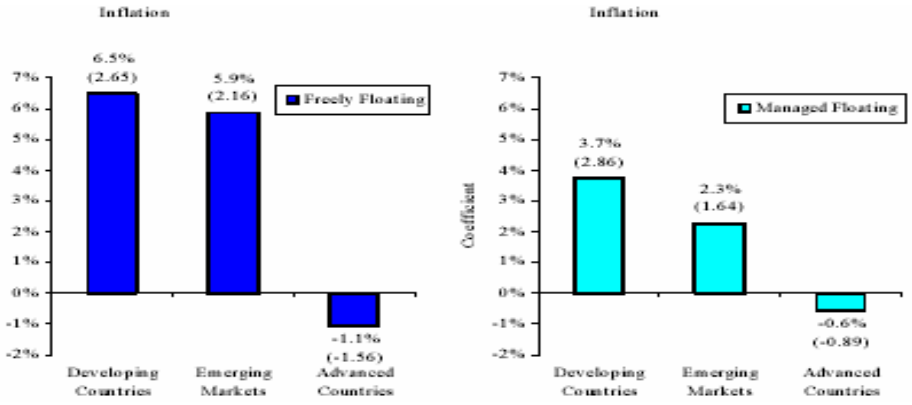
الجدول (1) :نظام سعر الصرف و التضخم

PANEL A	نظام سعر الصرف		
	عائم	وسيط	ثابت
صندوق النقد الدولي	22,3	20,2	16,7
LYS (2000 ، 2002)	14,2	38,3	9,7

PANEL B	نظام سعر الصرف				
	التعويم الحر	السقوط الحر	التعويم المدار	المرونة المحدودة	الثابت
صندوق النقد الدولي	174	-	74,8	5,7	38,8
RR (2002)	9,4	444,3	16,5	10,1	15,9

Source : S.MOHAMMED DALY (S, 2007)

الشكل (1) : نظام سعر الصرف و التضخم



Source : S.MOHAMMED DALY (S, 2007)

II – واقع سياسة سعر الصرف في الجزائر و أداء التضخم :

الجدول(2) تصنيف RR لنظام سعر الصرف في الجزائر

الفتـــرة	نظام سعر الصرف
من سنة 1974 الى 1993	نظام الربط بسلة من العملات Basket
منذ سنة 1994	نظام التعويـم المدار managed floating

Source : (Carmen Reinhart, 2004)

من خلال الجدول أعلاه الخاص بنتائج التصنيف الفعلي لـ (2004) reinhart-rogoff لأنظمة سعر الصرف، نلاحظ أن الفترة (1974 – 1993) ساد فيها نظام الربط الى سلة من العملات، و منذ سنة 1994 تم تطبيق نظام التعويم الموجه (Managed floating).

الجدول رقم (3) : أنظمة سعر الصرف و بعض مؤشرات الاقتصاد الكلي الجزائري

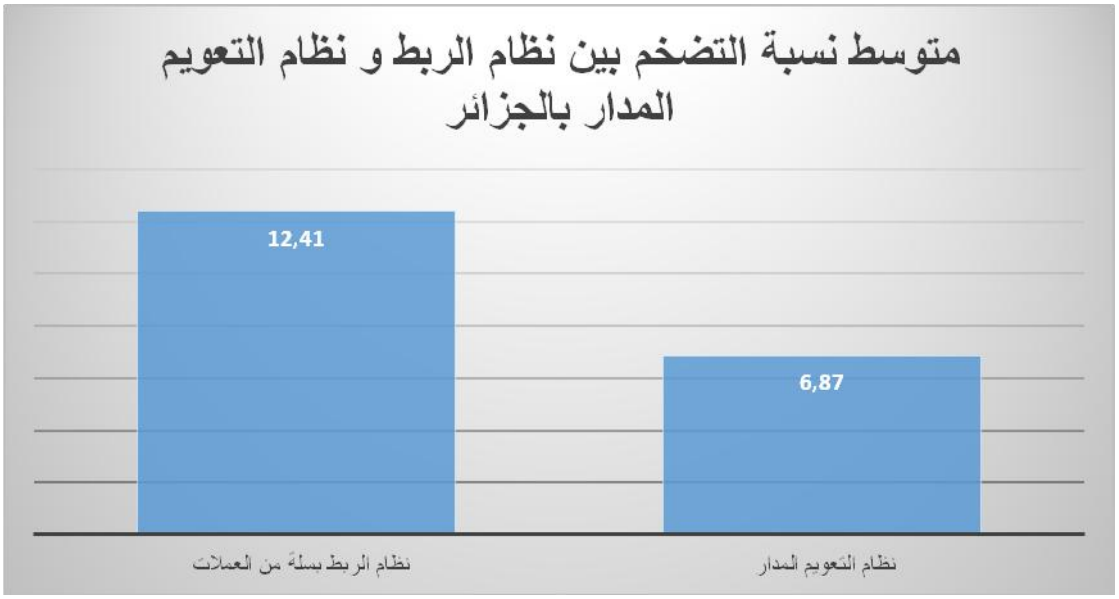
الفترة	1993 – 1974	2015 – 1994
نظام سعر الصرف	الربط بسلة من العملات	التعويـم المـدار
متوسط نسبة التضخم	12,41	6,87
متوسط سعر الصرف الاسمي (مقابل الدولار الأمريكي)	7,374	70,44
متوسط معدل النمو الاقتصادي	3,508	3,43

المصدر: من اعداد الباحثين

من خلال الشكل (1) نلاحظ أن متوسط معدل التضخم المسجل خلال فترة الربط بسلة من العملات (1974 -1993) بلغ 12,41 %، في حين أن المتوسط المسجل خلال فترة التعويم المدار قدر بـ 6,87 % مما يدل أن فترة تخفيض قيمة الدينار الجزائري سجلت معدلات منخفضة مقارنة بفترة التثبيت.

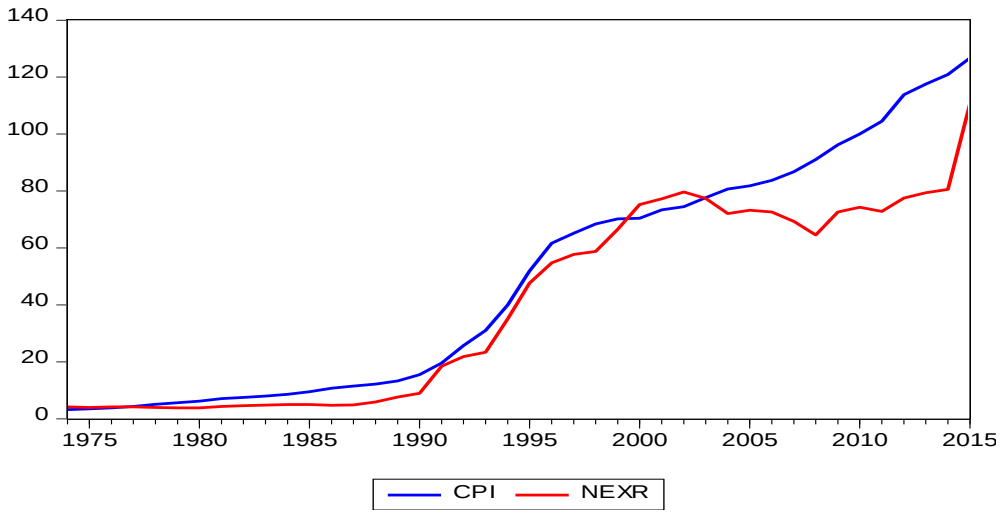
و من خلال الجدول (**3**) نلاحظ أن متوسط معدلات نمو الناتج الحقيقي كانت متقاربة بين فترة ربط الدينار الجزائري و فترة التعويم المدار و هي تعادل 3,508 % و 3,43 % على الترتيب، و من زاوية أخرى نلاحظ أن متوسط سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بلغ 7,374 خلال فترة ربط الدينار و ما يعادل 70,44 في فترة التعويم المدار نظرا لسلسلة تخفيضات الدينار المطبقة منذ سنة 1990 و التي بلغت نسبة 50 % خلال سنة 1994 (عبر مرحلتين).

الشكل (2) : متوسط نسبة التضخم بين نظام الربط و نظام التعويم المدار



المصدر: من اعداد الباحثين

الشكل (3) : تطور مؤشر أسعار الاستهلاك و معدل سعر الصرف الاسمي (1974 – 2015)



المصدر: من اعداد الباحثين

III- ملاحظات منهجية خاصة بالدراسة القياسية:

1.III- اختبار التحول الهيكلي لـــ Chow

يرتكز اختبار Chow على التأكد من استقراريه معاملات الانحدار المقدرة مع افتراض نقطة تحول في النموذج في تاريخ معين من الزمن T، و يتم اجراء الاختبار عبر المراحل التالية :

ليكن لدينا النموذج التالي :

بتقسيم الفترة N يصبح لدينا ما يلي :

$$\begin{cases} y_t = \beta'_1 x_1 + \beta'_2 x_2 + \cdots \beta'_k x_k \Rightarrow SCR_1 \ \text{pour} \ N_1 \\ y_t = \beta''_1 x_1 + \beta''_2 x_2 + \cdots \beta''_k x_k \Rightarrow SCR_2 \ \text{pour} \ N - N_1 \end{cases}$$

حيث يتم صياغة فرضيات اختبار Chow كما يلي :

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta'_1 = \beta''_1 \\ \beta_2 = \beta'_2 = \beta''_2 \\ \beta_k = \beta'_k = \beta''_k \end{cases} \Rightarrow \text{النموذج مستقر}$$

$$\begin{cases} H_1: \beta_1 \neq \beta'_1 \neq \beta''_1 \\ \beta_2 \neq \beta'_2 \neq \beta''_2 \\ \beta_k \neq \beta'_k \neq \beta''_k \end{cases} \Rightarrow \text{النموذج غير مستقر}$$

$$F_{statistic} = \frac{(SCR_c - SCR_{nc}) / (dl_c - dl_{nc})}{SCR_{nc} / dl_{nc}}$$

2.III- اختبار CUSUM و CUSUMSQ

اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) Cumulative Sum of Recursive Residuals ، اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة Cumulative Sum of Squares Recursive Residual (CUSUMSQ)(Bourbonnais, 2011) .

يهدف هذا الاختبار الى دراسة الاستقرار الهيكلي لمعاملات نموذج الانحدار ، و تتمثل الفكرة الأساسية في دراسة تطور خطأ التبؤ خلال الزمن t، حيث أن البواقي المعاودة هي عبارة عن تراكم أخطاء التقدير للفترة t-1 بالنسبة للفترة t .

ويتحقق الاستقرار الهيكلي لمعاملات الانحدار المقدرة إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 %. ومن ثم تكون هذه المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصائية الاختبارين خارج الحدود الحرجة عند نفس مستوى المعنوية.

البواقي المعاودة ω_t تحدد وفق العلاقة التالية :

$$\omega_t = \frac{e_t = y_t - \hat{y}_t}{S_e} = \frac{y_t - x_t' \hat{a}_{t-1}}{\sqrt{\left(1 + x_t'(X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t\right)}}$$

t= K+2 , K+3 , K+4 ……. ,n

K=k+1 (مجموع المعلمات المقدرة للنموذج)

t= K+2 , K+3 , K+4 ……. ,n

K=k+1 (مجموع المعلمات المقدرة للنموذج).

و يتم تحديد إحصائية اختبار CUSUM Wt و لتكن على النحو التالي : (Bourbonnais .R, 2011)

$$W_t = \frac{n-K}{SCR} \sum_{j=k+2}^{t} \omega_j$$

t= K+2 , K+3 , K+4 ……. ,n

SCR : مجموع مربعات بواقي الانحدار المقدرة بواسطة كل المشاهدات n

اذا كانت معاملات الانحدار مستقرة ، فمعنى ذلك أن البواقي المعاودة تبقى محصورة داخل مجال الثقة.

إحصائية CUSUM SQ تعطى وفق العلاقة التالية :

$$S_t = \frac{\sum_{j=k+2}^{t} \omega_j^2}{\sum_{j=k+2}^{n} \omega_j^2} \quad \text{avec t=K+2……, n , et } 0 \leq S_t \leq 1$$

3.III– النموذج القياسي:

اعتمادا على دراسات تجريبية سابقة و بناء على خصوصيات الاقتصاد الجزائري يمكن اقتراح النموذج التالي:

$$CPI = f(M2 , IMPR , RIR , GOV , NEXR)$$

CPI : مؤشر أسعار الاستهلاك.

IMPR : الواردات كنسبة من الناتج الداخلي الحقيقي(%).

M2 : النقود و أشباه النقود كنسبة من الناتج الداخلي الحقيقي.

NEXR : معدل سعر الصرف الاسمي (مقابل الدولار الأمريكي).

GOV : الانفاق الحكومي كنسبة من الناتج % .

RIR : سعر الفائدة الحقيقي.

الجدول (4) : مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة

Corrélation						
Probability	**CPI**	**M2**	**IMPR**	**RIR**	**GOV**	**EXC**
CPI	**1.000000**					
M2	**0.316243**	**1.000000**				
	0.0440	**-----**				
IMPR	**0.469698**	**0.481450**	**1.000000**			
	0.0019	**0.0014**	**-----**			
RIR	**0.575748**	**0.364872**	**0.302030**	**1.000000**		
	0.0001	**0.0190**	**0.0550**	**-----**		
GOV	**0.225734**	**0.495881**	**0.376372**	**0.315672**	**1.000000**	
	0.1559	**0.0010**	**0.0153**	**0.0444**	**-----**	
EXC	**0.476988**	**0.208954**	**0.158714**	**0.267665**	**0.035100**	**1.000000**
	0.0016	**0.1898**	**0.3216**	**0.0907**	**0.8275**	**-----**

الجدول (5) : الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة

	CPI	*M2*	*IMPR*	*RIR*	*GOV*	*EXC*
Mean	67.69487	63.62381	26.87743	-1.466146	16.73746	79.18138
Median	70.43813	64.09367	26.05371	-2.310000	16.71816	66.57388
Maximum	155.0173	96.49804	36.52335	21.06000	21.56035	1119.377
Minimum	6.156025	33.00584	18.41211	-29.77000	11.23158	3.837450
Std. Dev.	47.51104	15.26325	4.317598	10.01515	2.570382	170.5269
Skewness	0.195066	-0.257836	0.387820	-0.146544	-0.199348	5.719528
Kurtosis	1.864201	2.354157	2.508200	3.483544	2.624972	35.48884
Jarque-Bera	2.463830	1.166846	1.440953	0.546181	0.511824	2026.727
Probability	0.291733	0.557985	0.486520	0.761024	0.774210	0.000000
Sum	2775.490	2608.576	1101.975	-60.11200	686.2358	3246.437
Sum Sq. Dev.	90291.96	9318.676	745.6661	4012.125	264.2745	1163177.
Observations	41	41	41	41	41	41

الجدول (06) : نتائج تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى

Dependent Variable: CPI
Sample: 1980 2020
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.01406	46.46515	-0.387690	0.7006
M2	-0.163145	0.461220	-0.353723	0.7257
IMPR**	3.549669	1.500071	2.366334	0.0236
RIR***	1.962994	0.621394	3.159017	0.0033
GOV	-0.217464	2.565006	-0.084781	0.9329
EXC**	0.090939	0.034208	2.658432	0.0118

R-squared	0.526211	Mean dependent var	67.69487
Adjusted R-squared	0.458527	S.D. dependent var	47.51104
S.E. of regression	34.96092	Akaike info criterion	10.08080
Sum squared resid	42779.32	Schwarz criterion	10.33156
Log likelihood	-200.6564	Hannan-Quinn criter.	10.17211
F-statistic	7.774517	Durbin-Watson stat	0.937299

Prob(F-statistic)	0.000053

$$CPI = -18.0140568425 - 0.163144501303*M2 + 3.54966873236*IMPR + 1.96299400363*RIR - 0.217463769573*GOV + 0.090938553141*EXC + Ut$$

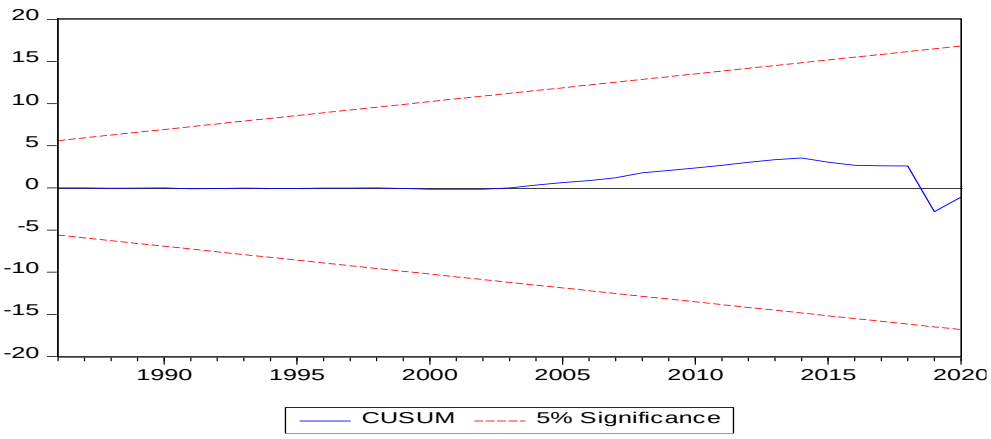
- يقدر معامل التحديد (R^2) بـ 0,5262 و هذا ما يدل على قدرة النموذج على تفسير ما يربو عن 52,62 % من تغيرات مؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) ،أما باقي التغيرات أي نسبة 47,38 % هي ناتجة عن متغيرات أخرى لم يتضمنها النموذج ، و ارتفاع معامل التحديد دليل على قوة العلاقة ما بين المتغير التابع و المتغيرات التفسيرية في النموذج .

- احصائية F-Statistic و الخاصة باختبار المعنوية الكلية للنموذج تقدر بـ 7,77 و باحتمال يقدر بـ 0.0000 و هو أقل من (P=0,01) و هذا ما يدفعنا الى رفض الفرضية العدمة أي أن معاملات انحدار النموذج غير معدومة عند مستوى معنوية 1 % و بالتالي فالنموذج المقدر معنوي كليا.

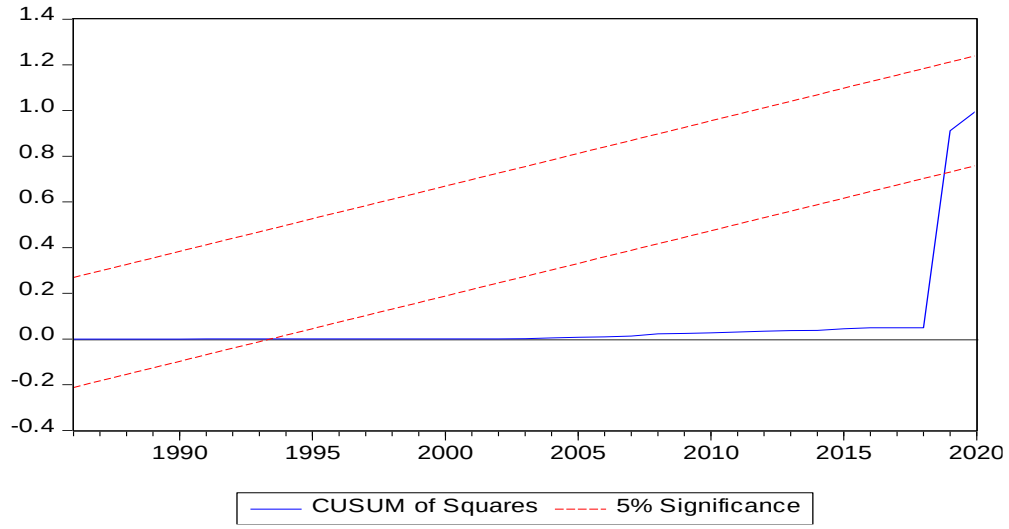
- معامل انحدار نسبة الواردات IMPR موجب يقدر بـ 3,54، و هذا معناه أن ارتفاع الواردات بنسبة 1 % سوف يؤدي الى ارتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك بـ بنسبة 3.54 % (مع ثبات المتغيرات الأخرى) و هو تأثير معنوي عند مستوى 5%. و هذا ما يعكس الدور السلبي الذي تلعبه الواردات في زيادة نسبة التضخم و هذا يدل على وجود ظاهرة التضخم المستورد بالنسبة للاقتصاد الجزائري.

- معامل انحدار كل من سعر الصرف و سعر الفائدة الحقيقي موجب و معنوي احصائيا و هذا ما يدل على تأثير المتغيرين على نسبة التضخم أي مؤشر أسعار الاستهلاك على المدى الطويل.

الشكل (04) : اختبار CUSUM



الشكل (05) : اختبار CUSUMsq



من خلال نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات انحدار النموذج يتضح لنا أن الشكل البياني الخاص بإحصائية CUSUM يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 % أما بالنسبة لاختبار CUSUMSQ فينتقل خارج الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 % مما يدل على أن النموذج غير مستقر وفقا لنتائج اختبار CUSUMsQ ، كما نلاحظ انه يمكن اعتبار سنة 1994 كسنة تحول هيكلي في النموذج وفقا لاختبار CUSUMsQ.

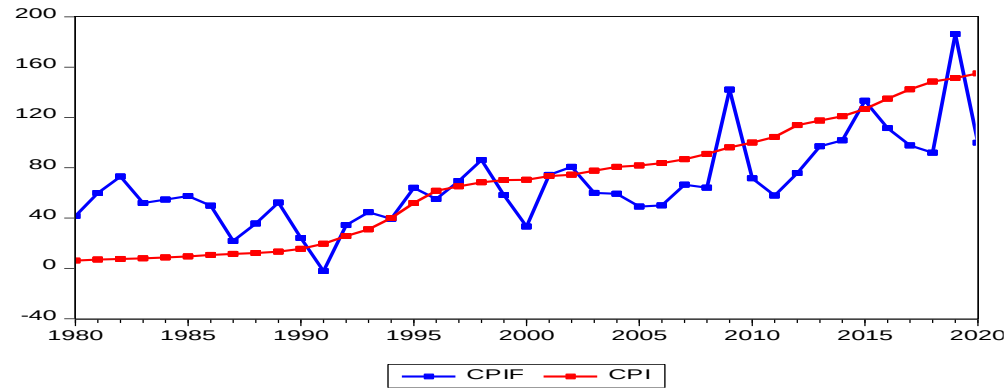
الجدول (07) : نتائج اختبار التحول الهيكلي للنموذج لـ Chow (سنة التحول = 1994)

Chow Breakpoint Test: 1994
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 1980 2020

F-statistic	**52.88478**	**Prob. F(6,29)**	**0.0000**
Log likelihood ratio	**101.6814**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.0000**
Wald Statistic	**317.3087**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.0000**

من خلال الجدول و في حالة اعتبار سنة 1994 كنقطة تحول Breakpoint في النموذج نلاحظ أن نتائج اختبار Chow تؤكد عدم استقرارية النموذج حيث أن احصائية F-statistic للاختبار أكبر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5 % و كذلك 1 % ، مما يدفعنا الى رفض الفرضية العدمية و بالتالي فنموذج التضخم المقدر غير مستقر، و بالتالي فالانتقال الى نظام التعويم المدار أثر بشكل معنوي على هيكل التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري.

الشكل (07) : القيم المقدرة و الفعلية لمؤشر أسعار الاستهلاك CPI خلال فترة الدراسة



IV- الخلاصة :

من تلخيص أهم نتائج الدراسة التطبيقية يمكن استنتاج ما يلي:

- ✓ فترة تعويم الدينار الجزائري سجلت معدلات تضخم منخفضة مقارنة بفترة ربط الدينار الجزائري بسلة من العملات، على عكس نتائج عدة دراسات تجريبية التي أكدت أن أنظمة التثبيت تصاحبها معدلات تضخم أقل مقارنة بالأنظمة المرنة.
- ✓ نتائج تقدير نموذج الانحدار أكدت لنا أن سعر الصرف الاسمي يؤثر بشكل معنوي على مؤشر أسعار الاستهلاك عند مستوى 5 %، و بالتالي يمكن استنتاج أن سياسة سعر الصرف تؤثر بشكل معنوي على التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري و يمكن استخدامها كأداة سياسية كلية للتقليل و استهداف التضخم Inflation targeting.
- ✓ نتائج اختبار استقراريه النموذج أكدت لنا أن نموذج مؤشر أسعار الاستهلاك (المعبر عن التضخم) غير مستقر وبالتالي يمكن القول أن نظام سعر الصرف يؤثر بشكل معنوي على معدل التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري.

المراجع

Barro R J, G. D. (1983). Rules , Discretion and Reputation in a model of monetary policy . *jounal of monetary economics* , 101-121 .

Bernake B S, M. F. (1999). inflation targeting from the internationale experience . *Princeton University press*, 20-32.

Biswajit Mohanty, B. (2014). exchange rate regimes and inflation , Evidence from India . *IMF Working paper* , 100-121.

Bourbonnais, R. (2011). *Econometrie , manuel et exercices corrigés .* Paris: DUNOD.

Carmen Reinhart, k. R. (2004). The modern History of exchange rate arrangements. *the quartely journal of economics*, 1-48.

Coricelli, F. (2004). L'influence du regime de change sur l'inflation dans les pays adhérents . *economie et prevision* , 51-61 .

Ghosh, A. ,. (1996). Does the exchange rate regime matter for inflation and growth . *Economic Issu IMF*, 27-39.

Giavazzi, F. ,. (1989). Limiting exchange rate flexibility . *Cambridge the MIT press* , 12-25.

Mohanty, B. (2014). Exchange rate regimes and inflation Evidence from Idia . *IMF working paper* , 100-121.

Regis, B. (2011). *Econometrie manuel et exercices corriges .* Paris: DUNOD .

S, M. d. (2007). Choix de régime de change dans les pays emergents . *documet de travail* , 1-20 .

Yeyati E, S. F. (2001). Exchange rate regimes and economic performance . *IMF Staff Papers* , 62-98.

بركة ,م .ج .(2014) .تأثير طبيعة أنظمة سعر الصرف على التضخم ، تحليل العلاقة باستخدام بيانات البانل .*مجلة اداء المؤسسات الجزائرية* 20 , - 42 .