حساسية تقلبات سعر صرف الدينار الجزائري للصدمات النقدية بتطبيق نموذج VAR

The sensitivity of fluctuations in the Algerian dinar exchange rate to monetary shocks using the VAR model

د. رملاوي عبد القادر

جامعة مصطفى اسطنبولي بمعسكر، aekramlaoui09@yahoo.com

تاريخ الاستلام: 2019/03/14 تاريخ القبول: 2019/05/25 تاريخ النشر: 2019/08/30

ملخص:

نهدف من خلال هذه الدراسة إلى دراسة تأثير المتغيرات النقدية على سعر صرف الدينار الجزائري خلال الفترة الممتدة من 1980 إلى 2017 باستخدام تقنية شعاع الانحدار الذاتي (Model de vecteur autorégressives)، وذلك بعد دراسة استقرارية متغيرات الدراسة ثم تحليل الصدمات العشوائية وتحليل التباين. ومن خلال النتائج تبين أن لسعر الفائدة الحقيقي دورا كبيرا في تفسير سعر الصرف ضمن المتغيرات النقدية في الجزائر في المدى القصير، بالإضافة إلى أن نتائج التقدير النموذج تعكس اتفاقا واضحا مع توقعات المنهج النقدي لمعدل الصرف، والتي تنص على أن للمتغيرات النقدية دور بارز في تفسير تقلبات سعر الصرف.

كلمات مفتاحية: سعر الصرف، التضخم، تحليل الصدمات، تحليل التباين.

تصنيفات JEL : C19, E31, F31

Abstract:

We aim through this study to examine the impact of monetary variables on the Algerian dinar exchange rate during the period from 1980 to 2017 using the technique of vector autoregression model, After studying the stability of the variables and then analysis of random shocks and analysis of variance.

The results show that the real interest rate has a significant role in the interpretation of the exchange rate within the monetary variables in Algeria

المؤلف المرسل: رملاوي عبد القادر، **الإيميل**: aekramlaoui09@yahoo.com

reflects a clear agreement with the monetary approach to exchange rate expectations, which states that monetary variables a prominent role in the interpretation of exchange rate fluctuations.
Keywords: Exchange rate, inflation, shock analysis, analysis of variance.
Jel Classification Codes: C19, E31, F31

1. مقدمة:

إن الدارس لعلم الاقتصاد الدولي يجد تعدد مناهج تحديد سعر الصرف، والتي تندرج ضمنها ثلاثة مناهج أساسية، هي منهج المرونات Elasticities Approach، منهج الاستيعاب Absorption Approach، والمنهج النقدي Monetary Approach . ويتطلب تطبيق كل منهج توافر مجموعة من الشروط أو الفروض التي تكون اللبنة الأساسية التي يقوم عليها كل منهج، ويتم اختبار كل منهج وتقويم مدى فعاليته من خلال الدراسات التطبيقية، وباستخدام أدوات وأساليب قياسية متنوعة. ويكتسي المنهج النقدي لسعر الصرف أهمية كبيرة في ظل توجه دول عديدة في الفترة الحالية نحو قوى السوق وتحرير التجارة الخارجية وسوق الصرف الأجنبي، ويرتكز المنهج النقدي لسعر الصرف على دراسة وتحليل العلاقة بين الطلب على النقود والعرض منها، وتأثير تلك العلاقة على تدفقات السلع والخدمات ورؤوس الأموال من وإلى خارج اقتصاد الدولة، ومن ثم على سعر الصرف، ولا يبعد المنهج النقدي لسعر الصرف تأثير المتغيرات الاقتصادية الأخرى غير النقدية على سعر الصرف، إلا أن الدور الأكبر والأهم في تحديده يناط بالمتغيرات النقدية، فضلا على أن المتغيرات الحقيقية تبدي تأثيرها على سعر الصرف من خلال قنوات النقدية. لذلك نحاول من خلال هذه الدراسة تفسير تأثير المتغيرات نقدية كمستوى العرض النقدي، وسعر الفائدة الحقيقي، ومعدل التضخم على تغيرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي. وضمن هذا السياق نصل إلى طرح السؤال التالي:

هل تؤثر المتغيرات النقدية معنويا على سعر صرف الدينار الجزائري ؟

فرضيات الدراسة: تقتضي الإجابة على التساؤل السابق وضع الفرضيات التالية:

- تباين تأثير المتغيرات النقدية على معدل الصرف، من تأثير المتغيرات الحقيقية.

- يحتل الدخل الفردي أهمية بالغة ضمن المتغيرات الحقيقية في تفسير سعر صرف.

أهداف الدراسة: من خلال دراستنا هذه نسعى إلى تحقيق جملة من الأهداف أهمها:

- تفعيل آلية السوق لا سيما في ظل الاتجاه نحو التحرير المالي بشقيه الداخلي والخارجي مما قد ينجم عنه من اضطرابات في سعر صرف.
- دراسة أثر انحرافات المتغيرات النقدية على سعر صرف الفعلي الحقيقي لدينار الجزائري بالإضافة إلى الكيفية التي يتم من خلالها تحليل وتضمين تأثير المتغيرات غير النقدية على سعر صرف في ظل المنهج النقدي.

منهج الدراسة: تقتضي طبيعة البحث استخدام مجموعة من الأدوات المنهجية المتكاملة والمتناسقة، منها المنهج التاريخي، والمنهج الوصفي التحليلي وفي هذا الصدد تم استخدام الأساليب القياسية المناسبة بهدف اختبار الفرضيات من خلال الوصف والتفسير تأثير سلوك هذه المتغيرات وقدرتها على تفسير التغيرات في سعر صرف الفعلي الحقيقي كمتغير تابع.

2. النماذج القياسية النقدية المحددة لسعر الصرف: إن النماذج القياسية لسعر الصرف في إطار المنهج النقدي متعددة، منها النموذج النقدي لسعر الصرف في شكله الأساسي، النموذج النقدي لـ Girton Roper أو نموذج ضغوط سوق الصرف والنموذج النقدي لـ Hooper Morton الذي يبين دور اختلالات التجارة الخارجية في تحديد سعر الصرف.

1.2 النموذج النقدي لسعر الصرف في شكله الأساسي:

1.1.2 النموذج النقدي في ظل مرونة السعر (The Flexible Price Monetary Model): يقوم النموذج النقدي لسعر الصرف في ظل مرونة الأسعار على أفكار كل من Bilson (1978)، Frankel (1978) and Hodrick (1978)، ويهدف هذا النموذج إلى تفسير كيفية تأثير تغير عرض وطلب على النقود على سعر الصرف. وتعطى معادلة النموذج النقدي الأساسي للسعر المرن كما يلي:

$$TC_t = \beta(m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \gamma(i_t - i_t^*) + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1).$$

حيث: (p) : لوغاريتم مستوى الأسعار المحلية. ("p) : لوغاريتم مستوى الأسعار الأجنبية. (Tc) : لوغاريتم سعر الصرف الاسمي. $(m_t - m_t^*)$: تمثل لوغاريتم الفرق بين الكتلة النقدية المحلية والأجنبية (عرض النقود).

$(y_t - y_t^*)$: تمثل لوغاريتم الفرق بين الدخل الحقيقي المحلي والأجنبي. $(i_t - i_t^*)$: تمثل لوغاريتم الفرق بين معدل الفائدة المحلي والأجنبي. (c): الحد الثابت و (ε_t): حد الخطأ (CIVCIR, 2003, p. 115)

(α) تشير للمرونة الدخلية، حيث يفترض أن: $\Delta TC/\Delta y = \alpha = \Delta TC/\Delta y''$

(β) تشير للمرونة بالنسبة لسعر الفائدة حيث يفترض أن: $\Delta TC/\Delta i = \beta = \Delta TC/\Delta i''$

ومن خلال المعادلة رقم (1) نستنتج أن زيادة عرض النقود المحلية بمقدار (Δm) تؤدي إلى زيادة بنفس المقدار في قيمة (ΔTC)أي تدهور قيمة العملة المحلية مقارنة بالعملة الأجنبية. فالدولة التي تزيد من معروضها النقدي تشهد انخفاضا في القيمة الخارجية لعملتها. كما أن زيادة الدخل بمقدار (Δy) تؤدي إلى انخفاض (TC) بمقدار (αΔy) ، أي تحسن في قيمة العملة المحلية. وإن ارتفاع أسعار الفائدة المحلية يؤدي إلى خفض قيمة العملة المحلية (الوكيل، 2006، صفحة 238) .

إن طريقة فهمة هذه الآثار المحيرة لدخل وسعر الفائدة هو الاعتراف بأن هذه المتغيرات تؤثر على سعر الصرف فقط من خلال تأثيرها على الطلب على النقود. ويمكن تفسير هذا التناقض الجلي من خلال الدور الرئيسي للطلب على النقود في النموذج النقدي للسعر المرن، حيث تؤدي الزيادة في الدخل الحقيقي المحلي إلى زيادة الطلب على الأرصدة النقدية المحلية، وعندما يقوم المتعاملون بزيادة أرصدتهم النقدية الحقيقية فإنهم يخفضون (في ذات الوقت) من إنفاقهم مما يؤدي إلى انخفاض الأسعار حتى الوصول إلى توازن سوق النقود، وطبقا لنظرية تعادل القوة الشرائية يؤدي انخفاض الأسعار إلى ارتفاع قيمة العملة المحلية. ويوضح التحليل – في اتجاه معاكس- رد فعل سعر الصرف للتغير في سعر الفائدة، حيث تؤدي الزيادة في أسعار الفائدة إلى تخفيض الطلب على النقود وبالتالي انخفاض قيمة العملة المحلية (الوكيل، 2006، صفحة 240).

2.1.2 النموذج النقدي في ظل جمود السعر Model The Sticky Price Monetary: ينسب إلى كل من Dornbusch (1976) and Frankel (1979) ويعبر عنه بالمعادلة التالية:

$$TC_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots (2).$$

إذ أنه في المدى الطويل، يجب أن يكون فارق الفائدة مساوياً للتغيير المتوقع في التضخم للمدى الطويل أي أن: $\bar{\imath} - \bar{\imath}_t^* = \pi_t^e - \pi_t^{e*}$. و$(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$ يمثل الفرق بين معدل التضخم المحلي والأجنبي المتوقع للمدى الطويل. معامل (β_3) سالب فزيادة في سعر الفائدة المحلي يؤدي إلى تدفق رأس المال مما يزيد من الطلب

على العملة المحلية. وللإشارة فإن هذا النموذج يتمتع بنفس الخصائص التي يتمتع بها النموذج النقدي في ظل مرونة السعر في المدى الطويل، ويختلف عنه في المدى القصير بسبب افتراض جمود الأسعار، لذلك فإن هذا النموذج يعطي تفسيرا أخرا للتقلب في سعر الصرف (CIVCIR, 2003, p. 117)

انطلق Dornbusch في عرض نموذجه بسوق الأوراق المالية، أخذا بعين الاعتبار سوق السلع والسوق النقدي، وبهدف التعرف على الطريقة التي تتوازن بها الأسواق الثلاثة، أوضح أن سعر الفائدة المحلي على الأصول (i)سوف يزيد (ينخفض) عن سعر الفائدة الأجنبي (i^*) بمقدار معدل الانخفاض (الارتفاع) المتوقع لقيمة العملة (ΔTC^e) بناء على افتراض القابلية الكاملة للإحلال بين الأصول بالعملة المحلية والأصول بالعملات الأجنبية، أي أن: $i = i^* + \Delta TC^e = i^* + (Tc_t^e - Tc_0)/Tc_0$ ... ... (3)

حيث: – (Tc_0) : يعبر عن سعر الصرف الحالي. (Tc_t^e) : يمثل سعر الصرف المتوقع مستقبلا عند أجل استحقاق الأصول المالية محل الدراسة. تعكس المعادلة رقم (3) شرط التوازن في سوق المال في حالة تجانس الأصول المالية المحلية والأجنبية من حيث المخاطر والآجال من جانب، فضلا عن الحرية الكاملة لرؤوس الأموال في التنقل عبر الحدود الوطنية من جانب آخر. وتجدر الإشارة إلى أن أنشطة المراجحة في سعر الفائدة تعمل على تعادل العائد على رأس المال في الاقتصاد المحلي مع العائد على رأس المال في الخارج (الوكيل، 2006، صفحة 245).

إن $(Tc_t^e - TC_0)/TC_0$ يعكس المقدار المتوقع لتغير سعر الصرف في نموذج Dornbusch، فإذا كان: – ($Tc_t^e > TC_0$) : فإن المقدار المتوقع لارتفاع سعر الصرف موجبا.

- ($Tc_t^e < TC_0$) : فإن المقدار المتوقع لارتفاع سعر الصرف سالبا.

لذلك فإن التوقعات الخاصة بسعر الصرف المستقبلي دورا أساسيا في نموذج Dornbusch، حيث تحدد هذه التوقعات الطريقة التي يتعدل بها سعر الصرف الحاضر، ويتكفل هذا الأخير بتحقيق التوازن في سوق الأصول المالية ويعني ذلك أن سعر الصرف المتوقع يعتبر المرساة (Anchor) التي يرتكز عليها سعر الصرف الحاضر، لذلك ينبغي البحث في محددات سعر الصرف المتوقع.

كما أوضح Dornbusch أن تكوين التوقعات يتمثل في أن معدل الانخفاض المتوقع لسعر الصرف

قصير الأجل (Tc_s^e)عن معدل الصرف المتوقع طويل الأجل (Tc_l^e) هو نسبة من الاختلاف بين السعرين، أو هو معامل تعديل يؤخذ كمعلمة (Ω) أي أن: $\Delta TC^e = \Omega(TC_l^e - TC_s^e)$

بناء على فروض نموذج Dornbusch فإن سعر الصرف المتوقع (TC^e)ما هو إلا سعر الصرف طويل الأجل (TC_l)، والذي يتحدد بنظرية تعادل القوة الشرائية ومن ثم يمكن إعادة صياغة المعادلة رقم (3) كما يلي: $i = i^* + (TC_l - TC_0)/TC_0$، حيث يفترض أن سعر الفائدة المحلي (I) يتحدد بالتوازن في سوق النقد المحلي، وأن الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية يعتمد على سعر الفائدة المحلي، الدخل الحقيقي، ويتحقق التوازن عندما يتساوى الطلب الحقيقي على النقود بالعرض الحقيقي منها. وأن دالة الطلب على النقود اللوغاريتمية دالة خطية في لوغاريتم الدخل الحقيقي (Y)، سعر الفائدة المحلي (i) كما يلي :

$$M = p + ky - ci \dots\dots\dots\dots (4)$$

نقوم بتعويض (i) و (ΔTce) بما يكافئهما في المعادلة رقم (3) ورقم (4) على الترتيب، نحصل على ما يلي:

$$M - p = ky - ci^* - c\Omega(TC_l - Tc_s) \dots\dots\dots\dots (5)$$

ويمكن تبسيط المعادلة رقم (5) على ضوء أن التوازن طويل الأجل الثابت لعرض النقود يتضمن تعادل أسعار الفائدة، وبالتالي فإن أسعار الصرف الجارية والمتوقعة تكون متساوية. ومن ثم يصبح مستوى الأسعار للتوازن طويل الأجل (P_l) كما يلي: $P_l = m - ky + ci^* \dots\dots\dots\dots\dots (6)$

و بتعويض المعادلة رقم (6) في المعادلة رقم (5) نصل إلى العلاقة بين سعر الصرف ومستوى الأسعار كما يلي:

$$TC_s = Tc_l - \frac{1}{c\Omega}(P_s - P_l) \dots\dots\dots\dots\dots (7)$$

حيث تمثل المعادلة رقم (7) معادلة أساسية في نموذج Dornbusch، إذ تبين أن سعر الصرف قصير الأجل (TC_s) هو دالة في مستوى الأسعار قصير الأجل (P_s) في ظل مستوى معين للأسعار طويل الأجل (P_l) ومستوى سعر صرف طويل الأجل (TC_l). وإن حدوث زيادة في المستوى العام للأسعار يؤدي إلى ارتفاع سعر الفائدة المحلي بما يؤدي إلى زيادة تدفقات رؤوس الأموال من الخارج، وهو ما يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف قصير الأجل (الوكيل، 2006، الصفحات 255-264). وأما فيما يتعلق بسوق السلع، يقرر Dornbusch أن دالة الطلب تأخذ الشكل التالي:

$$Lnd_t = \beta_0 + \beta_1(TC_t - p_t) + \beta_2 Y_t - \beta_3 . i_t \dots\dots\dots (08)$$

$$et\ (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3) > 0$$

حيث أن: (TC-p): يعبر عن أثر سعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري ومن ثم على الطلب الكلي (إذا ارتفعت (TC) بالنسبة إلى (P) فإن الطلب سوف يتحول ناحية السلع المحلية).

– (y): أثر الدخل الحقيقي على حجم الإنفاق و(β_0) معامل يعكس حجم الإنفاق الحكومي.

– (i): يمثل أثر الفائدة على الاستيعاب المحلي (زيادة في (i) ينتج عنها انخفاض في الطلب الكلي).

تبين المعادلة رقم (8) أن انخفاض السعر النسبي (TC-p) للسلع المحلية يؤدي إلى زيادة الطلب كتأثير زيادة الدخل أو انخفاض أسعار الفائدة. ويكون معدل زيادة أسعار السلع المحلية (P) تناسبيا (Proportional) بالنسبة لتزايد الطلب أي أن: $\Delta Lnd_t = \Delta P^*$

$$\Delta Lnd_t = \Delta P_t^* = \Delta(\beta_0 + \beta_1(TC_t - p_t) + \beta_2 y_t - \beta_3 i_t) \dots\dots\dots\dots (9).$$

حيث: (ΔLnd_t): التغيير في حجم الطلب المحلي، وسعر الصرف التوازني طويل الأجل يتحدد كما يلي:

$$TC_{lt} = p_{lt} + (1/\beta_1) = [\beta_3 . i_t^* + (1 - \beta_2) y_t - \beta_0] \dots\dots\dots\dots (10)$$

فالمعادلة رقم (10) تبين أن سعر الصرف طويل الأجل يعتمد بشكل أساسي على متغيرات نقدية ومتغيرات حقيقية. وإن زيادة كمية النقود تؤدي إلى تدهور قيمة العملة المحلية، فالتوسع النقدي يسبب انخفاض سعر الفائدة المحلي، مما يؤدي إلى انخفاض جاذبية الأصول المالية المحلية، وتدفق رؤوس الأموال للخارج، وهو ما يؤدي إلى تدهور قيمة العملة المحلية. و يحدد Dornbusch مقدار تدهور قيمة العملة المحلية نتيجة زيادة كمية النقود بما يلي: $\Delta d/\Delta m = 1 + 1/\lambda\Omega$

حيث أن زيادة كمية النقود تؤدي إلى تغير سعر الصرف بنسبة أكبر ،(Ω<0) : معامل خاص بالتوقعات، فكلما زادت مرونة الطلب على النقود لسعر الفائدة، اتجه سعر الفائدة لانخفاض بمقدار ضئيل، يصاحب ذلك توقعات بتحسن صغير في قيمة العملة المحلية لتعويض انخفاض سعر الفائدة المحلي (الوكيل، 2006، الصفحات 265-268).

2.2 النموذج النقدي لـ Girton Roper: قدم Don Roper &Lance Girton (1977) نموذجهما النقدي ليضيف جانبا جديدا للمدخل النقدي لسعر الصرف، ويعرف نموذج Girton-Rope

بنموذج ضغوط سوق الصرف Exchange Market Pressures (EMP). ويشير هذا النموذج إلى الضغوط (Pressures) الممارسة على الحسابات الخارجية. وفي ظل نظام سعر الصرف الثابت يتم استيعاب تلك الضغوط عادة عن طريق تغيرات الاحتياطات الدولية للدولة محل الدراسة، بينما يتم استيعاب ضغط سوق الصرف في ظل نظام المرونة الكاملة لأسعار الصرف عن طريق تغيرات سعر الصرف. وفي ظل هذا النظام يتم استيعاب الضغط على سعر الصرف جزئيا (Partly) عن طريق تغيير الاحتياطات الدولية، ويتم استيعاب الجزء المتبقي عن طريق تغيرات سعر الصرف ذاته. ومن ثم أصبح نموذج (EMP) أنسب النماذج للتطبيق على الفترات التي يكون فيها تعويم أسعار الصرف مدارا (محمد الوكيل، 2006، ص:276). وتجدر الإشارة إلى أنه قبل ظهور مقال Girton-Roper أشار Whitman (1975) أنه في ظل نظام تعويم عالمي مدار تنعكس ضغوط السوق على العملة في كل من التدفق الصافي للاحتياطيات الدولية وفي تحركات سعر الصرف الفعال وذلك على الرغم من عدم وجود مقياس مركب موحد لقياس الضغط الإجمالي من خلال قنوات تأثير تطبيقية. لذلك قام Girton-Roper بوضع مقياس حقيقي لمقدار ضغط سوق الصرف. والذي يشمل على مجموع معدل التغيير في الاحتياطات الدولية بالإضافة إلى معدل التغيير في سعر الصرف نفسه، وبعدها قام Girton & Roper بتقديم نموذجهما النقدي لضغط سوق الصرف وفق المعادلة التالية:

$$\Delta TC_t + \Delta r_t = \Delta p_t^* + \Delta y_t - \Delta m_t - \Delta d_t \dots\dots\dots (11)$$

حيث تشير (ΔP*): إلى التغير النسبي في مستوى الأسعار الأجنبية، (ΔTc): التغير النسبي في سعر الصرف، (Δy): التغير النسبي في الناتج، (Δm): التغير النسبي في مضاعف النقود، (Δr): التغير في صافي الأصول الأجنبية بالنسبة للقاعدة النقدية، (Δd): التغير في الائتمان المحلي بالنسبة للقاعدة النقدية.

من خلال المعادلة رقم (11) نستنتج أنه في ظل قيم معطاة لـ ($\Delta y, \Delta p^*, \Delta m$) فإن الزيادة في الائتمان المحلي (d) تؤدي إلى انخفاض مكافئ في الاحتياطات الأجنبية، وتدهور نسبي مساوي في قيمة العملة المحلية وذلك كما يلي (الوكيل، 2006، صفحة 279): $\Delta TC/\Delta d = \Delta r/\Delta d = -1$

3.2 النموذج النقدي لـ Hooper Morton: لقد طرح كل من John Morton &Peter Hooper دور اختلالات التجارة الخارجية في تحديد سعر الصرف، بإدخال متغير التوازن في الحساب الجاري في نموذجهما النقدي. والذي يمارس تأثيره على سعر الصرف بطريقة غير مباشرة من خلال التأثير على

توقعات سعر الصرف. ويفترض النموذج وجود سعر صرف حقيقي توازني، ويتوقع لهذا السعر أن يحقق توازن الحساب الجاري في الأجل الطويل. ويفترض النموذج أيضا أنه عند أي نقطة خلال الزمن يحدد سعر الصرف الحقيقي التوازني (TCRE) بمحصلة تراكمات التوازنات السابقة (ΣCAC) والحالية (ΣCAB) للحساب الجاري كما يلي: $TCRE = F(\sum CAC + \sum CAB) \dots \dots (12)$

فحدوث تراكم في فائض الحساب الجاري لفترة طويلة عبر الزمن، يتطلب إحداث تعديل بالزيادة في قيمة العملة أي رفع قيمة العملة الحقيقية طويلة الأجل لكي يعود التوازن إلى الميزان الجاري مرة أخرى. وأن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني طويل الأجل يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الاسمي طبقا لنظرية تعادل القوة الشرائية كما يلي: $TCN = TCRE + (P - P^*) \dots \dots (13)$

وبتعويض المعادلة رقم (12) في (13) على أن يتم تعويض ناتج معادلة النموذج النقدي الأساسي لتحديد سعر الصرف في ظل جمود السعر، نصل إلى معادلة تحديد سعر الصرف طبقا لمدخل Hooper-Morton، والذي يدمج كلا من محددات المدخل النقدي وتأثيرات الحساب الجاري في معادلة تحديد سعر الصرف كما يلي :

$$Tc_t = (m_t - m_t^*) - \beta_1(y_t - y_t^* + \beta_2(p_t - p_t^*) - \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4\sum cac_t + \beta_5\sum cab_t \dots \dots (14)$$

وتتلخص آلية انتقال الأثر في النموذج النقدي لـ Morton & hooper في أن التغيرات التراكمية لتوازن الحساب الجاري تؤدي إلى تغيرات في توقعات السوق فيما يتعلق بسعر الصرف الحقيقي التوازني طويل الأجل، و يؤثر هذا الأخير بدوره على توقعات السوق فيما يتعلق بسعر الصرف الاسمي التوازني طويل الأجل. ويتحقق تعديل السوق طبقا لسعر الصرف الاسمي التوازني طويل الأجل تدريجيا عبر الزمن.

ومن النتائج الهامة التي تم التوصل إليها هي أن الحساب الجاري عندما يحقق فائضا سريعا فإن صافي الأصول الأجنبية (F) يتزايد، ويؤدي ذلك إلى انخفاض سعر الصرف. والعكس في حالة تحقيق عجز، حيث تنخفض (F) ويزداد سعر الصرف. وهذا هو أساس آلية انتقال أثر التعديل الديناميكي من الأجل القصير نحو الأجل الطويل (Dombusch, 1980, pp. 144-146) .

3. الدراسات السابقة:

1.3. دراسة لـ Christophe Blot, sensibilité du taux de change aux chocs monétaires et budgétaires, une analyse en termes de var des fluctuations euro/dollar, (Blot, 2005, pp. 287-315)وهدف منها هو دراسة الأثار الديناميكية لسعر صرف اليورو مقابل الدولار الناتجة عن الصدمات النقدية والميزانية من خلال تحليل دوال الاستجابة وتحليل التباين في نموذج الانحدار الذاتي باستخدام معطيات ربع سنوية من سنة 1979 إلى 2000، ومتغيرات معرفة على شكل فروقات بين المنطقة الأوروبية والولايات المتحدة الأمريكية ممثلة في فجوة الناتج النسبي (Output Gap Relatif)، الاستهلاك الخاص، التضخم، معدل الفائدة قصيرة الأجل، الإنفاق الاستهلاكي إلى إجمالي الناتج المحلي، أسعار الصرف الحقيقية والاسمية وكذلك الحساب الجاري لمنطقة اليورو. وتوصل الباحث إلى أن للسياسة النقدية تأثير قوي على سعر الصرف الأورو من خلال قناة سعر الفائدة، أما بالنسبة لتأثير سياسة الميزانية عن طريق رفع النفقات الحكومية الأوروبية فإن ذلك يؤدي إلى انخفاض الأورو في المدى المتوسط.

2.3. دراسة لـ Jay H.Levin, money supply growth and exchange rate dynamics (H.Levin, 1997, pp. 344-358) وكان الغرض منها دراسة ديناميكية سعر الصرف عندما يقوم البنك المركزي بإجراء تغيير في معدل نمو عرض النقود. وقد انطلق في تحليله من الافتراض الذي وضعه Dornbusch في نموذجه، وهو لما يكون معدل نمو عرض النقود صفرًا فالبنك المركزي يغير دائمًا المخزون المالي لديه. وفي الواقع، عادة ما تحافظ البنوك المركزية على أهداف نمو عرض النقود بدلاً من أهداف المخزون المالي. لذلك، قام Jay H.Levin بإعادة دراسة مسألة ديناميكية سعر الصرف باستخدام معدل نمو عرض النقد كأداة لسياسة البنك المركزي. ولعل أهم النتائج التي خلص إليها هو أن نمو عرض النقود يؤدي إلى تجاوز سعر الصرف أو العجز عن تحقيقه. كذلك فإن سعر الصرف الحقيقي يعتمد بشكل عكسي على سعر الفائدة الحقيقي خلال جزء من عملية التعديل.

3.3. دراسة لـ Amir Khordehfrosh Dilmaghani and Amir Mansour Tehranchian, The impact of monetary policies on the exchange rate: A GMM

approach, Iran (Tehranchian, 2015, pp. 177-191). عالجت هذه الورقة البحثية تأثير السياسة النقدية على سعر الصرف في 30 دولة نامية خلال الفترة 2001-2010 باستخدام بيانات بانل الديناميكية والطريقة المربعات الصغرى المعممة generalized method of moments (GMM) لتقدير نموذج الدراسة. وأظهرت نتائج التقدير أن سعر الصرف المتأخر زمنيا له تأثير إيجابي على سعر الصرف الفترة الحالية. هذه النتيجة تعكس ديناميكية سعر الصرف. لذلك، يتم تمديد عمل سوق الصرف الأجنبي في الفترة الحالية إلى الفترة التالية. كما أن متغير السيولة كمؤشر للسياسة النقدية له تأثير إيجابي وكبير على سعر الصرف في دول عينة دراسة. وهذا ما يتفق مع القواعد النظرية، فالناتج المحلي الإجمالي وصادرات السلع والخدمات لها آثار سلبية على سعر الصرف، أما التضخم فله أثر إيجابي. وكلها ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 95%.

4. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية وتقدير نموذج الدراسة:

1.4.نموذج الدراسة: اعتمادا على النماذج القياسية السابقة خاصة نموذج النقدي لكل من John Morton &Peter Hooper والدراسات السابقة نقوم بصياغة النموذج القياسي التالي:

$$TCR_t = \alpha_1 TM2D_t + \alpha_2 IRD_t + \alpha_3 INFD_t + \alpha_4 GNPD_t + \alpha_5 SBC_t + \alpha_6 SBCE_t + \alpha_0 + U_t$$

حيث: السلاسل الزمنية (TM2D ,IRD,INFD, GNPD) مأخوذة على شكل فروقات بين الاقتصاد الأمريكي والاقتصاد الجزائري و(D): تعني الفرق بين السلسلتين، (TCR_t): سعر الصرف الفعلي الحقيقي، ($TM2D_t$): معدل نمو الكتلة النقدية كنسبة من الناتج، (IRD_t): معدل الفائدة الحقيقي، ($INFD_t$): معدل التضخم، ($GNPD_t$): معدل نمو نصيب الفرد من الناتج، (SBC_t): رصيد الميزان التجاري المحلي كنسبة من الناتج، ($SBCE_t$): رصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج، U_t : حد الخطأ العشوائي .(البيانات موضحة في الملحق 1، من المصدر: (data worldbank).

2.4. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية: يلخص الجدول الموالي مختلف نتائج اختبارات الاستقرارية لاختبار ديكي فولر الموسع في نماذجه الثلاثة. وتشير نتائج اختبارات الاستقرارية في المستوى في نموذج (بثابت فردي واتجاه ، بثابت فردي، بدون ثابت فردي واتجاه) أن سلسلة (GNPD) و(IRD) مستقرة في المستوى لأن

القيم المحسوبة لاختبار ديكي فولر الموسع في النماذج الثلاثة أقل من القيمة الجدولية لها، بينما بقية السلاسل الزمنية الممثلة في (TCR)، (TM2D)، (INFD)، (SBC) و(SBCE) مستقرة في الفروقات الأولى، إذ كانت القيم الجدولية لاختبار ديكي فولر الموسع أكبر من القيمة الجدولية في كافة النماذج في المستوى بالنسبة لهذه السلاسل، بينما بعد أخذ الفروقات الأولى لها أصبحت مستقرة.

الجدول 1: اختبارات الاستقرارية لمتغيرات الدراسة

الاستقرارية في المستوى							
السلسلة	**درجة تأخير**	**بثابت فردي واتجاه**		**بثابت فردي**		**بدون ثابت واتجاه**	
		القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية
TCR	2	-1.6806	-3.5442	-1.8092	-2.9484	-3.6632	-1.9520
TM2D	1	-1.9018	-3.5366	-1.8445	-2.9434	-1.1065	-1.9501
INFD	1	-2.4178	-3.5366	-2.1921	-2.9434	-1.6117	-1.9501
IRD	1	-4.6056	-3.5366	-3.5543	-2.9434	-3.1601	-1.9501
GNPD	1	-3.9012	-3.5366	-3.5056	-2.9434	-3.3306	-1.9501
SBC	1	-1.5864	-3.5366	-1.7277	-2.9434	-1.7593	-1.9501
SBCE	1	-1.4108	-3.5366	-1.6682	-2.9434	-0.2190	-1.9501
الاستقرارية في الفرق الأول							
السلسلة	**درجة تأخير**	**بثابت فردي واتجاه**		**بثابت فردي**		**بدون ثابت واتجاه**	
		القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية
TCR	5	-5.2506	-3.5628	-3.5401	-2.9604	-2.9849	-1.9520
TM2D	1	-5.0102	-3.5403	-5.0786	-2.9458	-5.1519	-1.9503
INFD	1	-5.1848	-3.5403	-5.9026	-2.9458	-5.9972	-1.9503
SBC	1	-5.4293	-3.5442	-5.9273	-2.9458	-5.9917	-1.9501
SBCE	1	-4.2349	-3.5403	-4.7373	-2.9458	-4.7496	-1.9501

المصدر: من اعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

ان استقراريه السلاسل الزمنية في المستوى وفي الفروقات الأولى يجعل هناك امكانية وجود علاقة تكامل مشترك، لذلك نقوم فيما يلي بإجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار منهج الحدود.

3.4. اختبار منهج الحدود للتكامل المشترك Bounds Test: يقوم هذا الاختبار على اختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_{10} \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_1 \neq \cdots \neq \beta_{10} \end{cases}$$

بحث فرضية العدم (H_0) تدل على أنه لا توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة (علاقة توازنية طويلة المدى)، أما الفرضية البديلة (H_1) فتدل على أنه توجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وتحدد نظرية القرار لهذا الاختبار بمقارنة احصائية فيشر المحسوبة مع القيم الحرجة لكل من Perasan and Al (2001) بحيث إذا كانت :

- F(fisher) < الحد الاعلى: يوجد علاقة تكامل مشترك (علاقة طويلة الاجل).
- F(fisher) > الحد الادنى: لا يوجد علاقة تكامل مشترك.
- الحد الادنى < F(fisher) < الحد الاعلى : لا يوجد نتيجة (Emeka nkorol, 2016, pp. 36-91)

الجدول 2: نتائج اختبار منهج الحدود Bounds Test وفقا لمنهجية ARDL

حدود المعنوية	F-statistic		النتيجة المتوصل إليها
	3.1184		
	الحد الأدنى	الحد الأعلى	
%10	2.12	3.23	لا توجد علاقة تكامل مشترك
%5	2.45	3.61	لا توجد علاقة تكامل مشترك
%2.5	2.75	3.99	لا توجد علاقة تكامل مشترك
%1	3.15	4.43	لا توجد علاقة تكامل مشترك

المصدر: من اعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

انطلاقا من نتائج الجدول أعلاه نجد أن احصائية فيشر المحسوب لاختبار Bounds Test أقل من الحد الأعلى عند مختلف درجات المعنوية وبالتالي نقبل فرضية العدم ونرفض الفرضية البديلة بوجود علاقة تكامل مشترك (علاقة توازن طويلة المدى) بين المتغير التابع سعر الصرف الفعلي الحقيقي وبقية المتغيرات المفسرة له. وفقا لهذه النتيجة متوصل إليها فإني أتوجه لتقدير نموذج الانحدار الذاتي نظرا لعدم وجود علاقة

تكامل مشترك.

3.4.تقدير نموذج الانحدار الذاتي (VAR) Vector autoregression model: من خلال اختبار منهج الحدود تبين عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، لذا ألجأ إلى تقدير شعاع الانحدار الذاتي .VAR والذي يعرف على أنه نموذج متعدد المتغيرات يتم من خلاله تفسير القيم الحالية لكل متغير داخلي بواسطة القيم الماضية لكل من هذا المتغير والمتغيرات الأخرى (Bourbonnais, 2006, pp. 255-258) ويقدم النموذج كما يلي:

$$X_t = (TCR, TM2D, IRD, INFD, GNPD, SBC, SBCE,) + U_t$$

بعد اختيار طول فترة التأخير المناسبة والتي توافق (P=1) إذ تقابل أصغر قيمة للمعيارين SC وAIC والنتائج الخاصة بتقدير معادلة سعر الصرف الفعلي الحقيقي تعطى كما يلي.

نموذج سعر الصرف الفعلي الحقيقي:

$$D(TCR)_t = 0.4522 * D\big(TCR(-1)\big)_t - 0.3152 * D(TM2D(-1))_t + 0.8053 * IRD(-1)_t + 0.2401 * D\big(INFD(-1)\big)_t - 3.4745 * GNPD(-1)_t - 0.5251 * D\big(SBC(-1)\big)_t - 1.6242 * D\big(SBCE(-1)\big)_t - 6.6262$$

$$R^2 = 0.410015 \quad F - st = 2.779835 \quad n = 36$$

التفسير الإحصائي والاقتصادي: من خلال النتائج المحصل عليها من المعادلة المقدرة، نلاحظ أن إحصائية فيشر المحسوبة (F_{cal}=2.7798) أكبر من قيمتها الجدولية (F_{tab}=2.28)، وبالتالي نرفض الفرض الصفري حول الطبيعة العشوائية لمعادلة الانحدار فالنموذج معنوي كليا، كما أن معامل التحديد يبين أن 41% من تغيرات في سعر الصرف خلال الفترة (1980-2017) مفسرة عن طريق النموذج المقدر. بالإضافة إلى ذلك، نستنتج أن النتائج التي أعطتنا عملية التقدير توجد بقبول المعادلة من الناحية النظرية، كون سعر الصرف الاسمي يتأثر بصفة مباشرة بسعر الصرف الفترة السابقة، فتغييره بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الفترة الحالية بـ 0.45% وهذا يتوافق مع دراسة الباحثين Amir Khordehfrosh Dilmaghani1 et Amir Mansour Tehranchian، أما في حالة ارتفاع معدل الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم للفترة السابقة بـ 1% فإن سعر الصرف الفترة الحالة يرتفع بـ 0.80% و0.24% على

الترتيب. كما أن ارتفاع كل من معدل نمو الكتلة النقدية ومعدل نمو نصيب الفرد من الناتج بـ 1% فإن سعر الصرف الفترة الحالة ينخفض بـ 0.45% و3.47% على الترتيب، أما رصيد الميزان التجاري المحلي والأجنبي كنسبة من الناتج فيمارسان أثر سلبي على سعر الصرف الفعلي الحقيقي خلال فترة الدراسة فارتفاعهما بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الفترة الحالة بـ 0.52% و1.62% على الترتيب. وما يمكن أن نستنتجه هو أن معلمة معدل التضخم موجبة وهذا يوافق كل النماذج النقدية ما عدى نموذج دورنبوش الذي يفترض أن تكون معدومة، ومعلمة التغيير النسبي لسعر الفائدة الحقيقي موجبة وهذا موافق لدراسة Christophe Blot ويعكس النتيجة المتوصل اليها في دراسة Jay H.Levin، والأثر الموجب لسعر الفائدة معناه تفوق أثر الحساب الجاري على أثر حساب رأس المال. والمعلمة معدل نمو نصيب الفرد من الناتج ذات إشارة سالبة وهذا موافق لما توصلا إليه الباحثان Amir Khordehfrosh Dilmaghani1 et Amir Mansour Tehranchian في دراستهما هذا من جهة ومن جهة ثانية يعني ذلك تفوق الأثر النقدي على الأثر الحقيقي للدخل. أما معلمة كل من رصيد الميزان التجاري المحلي والأجنبي من إشارة سالبة، مما يعني أن التغيير تراكمات رصيد الميزان التجاري المحلي كانت موجبة –فائض– أما تغيير تراكمات رصيد الميزان التجاري الأجنبي سالبة –عجز–.

5.قياس الاستجابة الديناميكية لسعر الصرف وتقييم النموذج:

1.5.تحليل دوال الاستجابة: اعتمادا على أهمية الدراسة، نقوم بتتبع مدى استجابة سعر الصرف الفعلي الحقيقي لصدمة المطبقة على باقي المتغيرات، وذلك خلال فترة 10 سنوات. فنلاحظ أنه من حيث فترة الاستجابة فإن سعر الصرف تأثر بالصدمات المحدث بمقدار انحراف معياري واحد في متغيرات الدراسة ابتداء من الفترة الثانية لإحداث الصدمة باستثناء متغير رصيد الميزان التجاري الأجنبي التي كانت انطلاقا من بداية الفترة. أما من حيث أثر تلك الصدمات فقد تباينت بين الموجب والسالب على طول الفترة ومن متغير لأخر. وأكبر استجابة على طول الفترة تم تسجيلها في الفترة الأولى نتيجة للصدمة المحدثة في متغير رصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج وقدرت بمقدار21.37%. وانخفض بعد ذلك مقدار الاستجابة إذ قدر 9.71% في الفترة الثانية ليتدنى إلى 3.83% في الفترة الثالثة، أما الاستجابة بالنسبة لباقي المتغيرات

كانت بداية من الفترة الثانية، وأكبر استجابة على طول الفترة كانت لها أثر سالب على سعر الصرف وسجل في الفترة الثانية بـ -8.06% نتيجة للصدمة المحدثة في سعر الفائدة الحقيقي بمقدار انحراف معياري واحد ثم نتيجة للصدمة المحدثة في معدل نصيب الفرد من الناتج، إذ قدرت الاستجابة بـ -3.57% في الفترة الثالثة. أما بالنسبة للصدمة المحدثة في معدل نمو الكتلة النقدية فقد كان لها أثر سلبي على كامل الفترة باستجابة قدرت بـ -0.99% في الفترة الثانية وهي في متناقص إلى أن قدرت بـ -0.03% فقط في نهاية الفترة. والصدمة المحدثة في معدل التضخم لها اثر موجب وأكبر استجابة قدرت بـ 1.31% انحراف معياري في الفترة الثالثة. وعند إحداث صدمة على معدل نمو رصيد الميزان التجاري المحلي كنسبة من الناتج نتج عنها أثر موجب على طول الفترة وأكبر استجابة سجلت في الفترة الثانية قدرت بـ 1.61% لتأخذ منحى متناقص بعد الفترة الرابعة إلى أن تلاشت تقريبا في نهاية الفترة. وفي الأخير ما يمكن ملاحظته، هو أنه هناك استجابة فورية لسعر الصرف عند تطبيق أي صدمة عشوائية على باقي متغيرات الدراسة، إلا أن تأثير الصدمة في تباين من متغيرة إلى أخرى. وأكبر استجابة كانت نتيجة للصدمة المحدثة في المتغيرات الحقيقية (في رصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج ومعدل نصيب الفرد من الناتج) أما بالنسبة للمتغيرات النقدية فقد كانت نتيجة للصدمة المحدثة في سعر الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم.

الجدول 2: يوضح نتائج تقدير دوال الاستجابة الذبذبات

Period	Response of TCR						
	D(TCR)	D(TM2D)	IRD	D(INFD)	GNPD	D(SBC)	D(SBCD)
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	21.37091
2	-0.576648	-0.995131	-8.06827	0.668373	-1.74328	1.611114	9.714984
3	0.578292	-0.228901	-6.60399	1.311299	-3.57379	0.385274	3.833158
4	0.354915	-0.119709	-4.40538	1.201738	-2.37593	1.391676	0.876345
5	0.134381	-0.155198	-2.30193	0.754793	-1.67450	0.970128	-0.247401
6	0.0978	-	-0.98342	0.55297	-0.87984	0.45743	-

	22	0.112256		8		1	0.457347
7	0.060217	-0.081615	-0.31371	0.390681	-0.37360	0.231829	-0.426760
8	0.032597	-0.061607	-0.00714	0.259112	-0.13019	0.101345	-0.330650
9	0.019523	-0.043843	0.105046	0.171242	-0.01638	0.030316	-0.230885
10	0.011889	-0.030294	0.124675	0.112422	0.027870	0.001468	-0.153541

المصدر: من اعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

2.5.تجزئة التباين (Decomposition de la variance): عند تحليلينا لجدول تحليل التباين لسعر الصرف الفعلي الحقيقي أدناه، نلاحظ أن رصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج يساهم في تفسير ما نسبته 100% من تباين الخطأ لتنبؤ في سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الفترة المستقبلية الأولى، وأكثر من 88% في الفترة المستقبلية الثانية، وهذه النسبة في تناقص حتى بلغت 76.70% من تباين الخطأ التنبؤ في نهاية الفترة. أما بقية المتغيرات الدراسة فهي تساهم في تفسير تباين الخطأ التنبؤ لسعر الصرف الفعلي الحقيقي بداية من الفترة الثانية، وذلك بشكل متباين، بعد ذلك يظهر التأثير القوي لسعر الفائدة الحقيقي في تفسير تباين خطأ التنبؤ لسعر الصرف، حيث بلغت ذروة مساهمته 18.19% من التقلبات في معدل سعر الصرف الفعلي الحقيقي كحد أقصى، وبعد ذلك يأتي معدل نمو رصيد الفرد من الناتج إذ قدرت ذروة مساهمته 3.40%، فمعدل رصيد الميزان التجاري المحلي كنسبة من الناتج 0.79%، ثم معدل التضخم إذ قدرت ذروة نسبة مساهمته بـ 0.64%، ثم معدل نمو الكتلة النقدية 0.15%، وما يمكن استنتاجه في الأخير أن أكبر نسبة مساهمة خلال كامل الفترات تعود لرصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج ثم لسعر الفائدة الحقيقي.

الجدول 3: يوضح نتائج تجزئة تباين

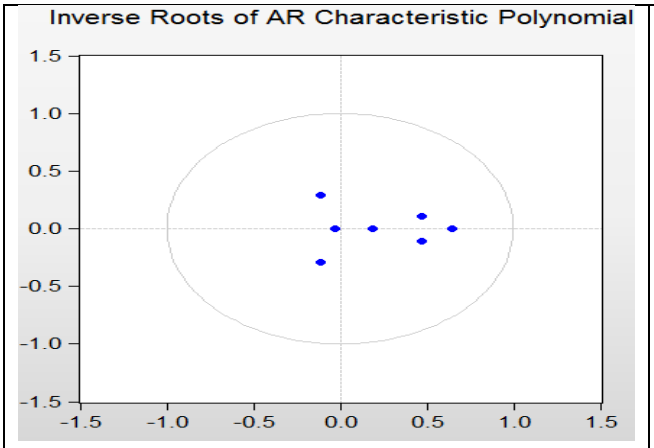
Period	Variance Decomposition of TCR						
	D(TCR)	D(TM2D)	IRD	D(INFD)	GNPD	D(SBC)	D(SBCD)
1	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	100.000
2	0.05332	0.15880	10.4389	0.07163	0.48733	0.41624	88.3737
3	0.09569	0.14961	15.5983	0.31082	2.26867	0.39374	81.1830
4	0.10917	0.14553	17.6403	0.49711	2.95427	0.64450	78.0090
5	0.11018	0.14689	18.1274	0.56795	3.29625	0.76387	76.9873
6	0.11111	0.14810	18.1973	0.60745	3.38997	0.78963	76.7563
7	0.11150	0.14887	18.1949	0.62758	3.40594	0.79622	76.7148
8	0.11161	0.14934	18.1898	0.63648	3.40727	0.79739	76.7080
9	0.11165	0.14958	18.1889	0.64036	3.40686	0.79741	76.7051
10	0.11166	0.14970	18.1897	0.64202	3.40672	0.79735	76.7027
Cholesky Ordering: D(TCR) D(TM2D) D(INFD) IRD GNPD D(SBC) D(SBCE)							

المصدر: من اعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج Eviews10

3.5.تقييم النموذج: نعتمد في ذلك على بعض الاختبارات الإحصائية كما يلي:

1.3.5.اختبار استقرارية النموذج: من خلال الشكل أدناه يتضح بأن النموذج المقدر يحقق شروط الاستقرارية (VAR satisfies the stability condition) إذ أن جميع قيم جذور كثير الحدود لمعاملات التأخير المعكوسة أقل من الواحد بالقيمة المطلقة، كما أن طولها جميعا أقل من الواحد أي كل جميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط أو عدم ثبات تباين الأخطاء وأن النموذج مستقر والنتائج المبين أدناه:

الشكل 1: نتائج اختبار الاستقرارية الديناميكية لنموذج VAR



Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: D(TCR) D(TM2D) D(INFD) IRD GNPD D(SBC) D(SBCE)
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 1
Date: 05/16/19 Time: 16:25

Root	Modulus
0.648588	**0.648588**
0.471536 - 0.106284i	**0.483366**
0.471536 + 0.106284i	**0.483366**
-0.114860 - 0.289728i	**0.311666**
-0.114860 + 0.289728i	**0.311666**
0.187822	**0.187822**
-0.027541	**0.027541**

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews 10

2.3.5. اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء: يظهر من خلال اختبار Breusch-Godfrey (LM-Stat) عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي معادلة الانحدار، إذ أن الاحتمال المقابل لهذا الاختبار مثلا (Prob=0.1915)، (Prob=0.6019) و(Prob=0.4859) أكبر من حد المعنوية 5% عند درجات التأخير (P=1, P=2, P=5) على الترتيب والجدول التالي يبين ذلك.

الجدول 4: نتائج اختبار **Breusch-Godfrey** للارتباط الذاتي للأخطاء

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 05/16/19 Time: 16:32
Sample: 1980 2017
Included observations: 36

Lags	LM-Stat	Prob
1	58.85214	0.1915
2	46.67142	0.6019
3	53.64999	0.3354
4	36.79639	0.9126
5	49.58956	0.4859

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews 10

6. خاتمة:

إن أدوات السياسة الاقتصادية عديدة، ويعتبر سعر الصرف وسطي بين السياستين النقدية والمالية، إذ يستعمل لأغراض عديدة أهمها إعادة التوازن للاختلال ميزان المدفوعات. لذا فالهدف الأساسي من دراستنا هذه محاولة تسليط الرؤى على أحد الجوانب الهامة من مناهج تحديد سعر الصرف، والمتمثل في المنهج النقدي لسعر الصرف. لأن ظاهرة تقلب سعر الصرف تعتبر أحد المشاكل المطروحة بالنسبة للأطراف الاقتصادية التي تنشط في المجال الدولي. ومن خلال هذه الدراسة تم التوصل إلى:

-اتساع المدخل النقدي لمعدل الصرف ليشمل مدى واسعا من النماذج القياسية لتحديد سعر الصرف، حيث يتحدد سعر الصرف أساسا بمتغيرات نقدية إضافة إلى متغيرات الحقيقية.

-عند تقديرنا للنموذج القياسي استخلصنا أن مقبول من الناحية النظرية، فهناك علاقة طردية بين سعر الصرف وكل من معدل التضخم وسعر الفائدة الحقيقي، وهذا يوافق كل النماذج النقدية.

- إن مساهمة المتغيرات النقدية في تفسير تغييرات سعر الصرف كان أكبر من مساهمة المتغيرات الحقيقية بعد تأثير رصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج. فنسبة مساهمة سعر الفائدة الحقيقي كانت أكبر خلال مدة 10 سنوات في تفسير تباين خطأ التنبؤ لسعر الصرف مقارنة بباقي المتغيرات النقدية هذا ما يتفق مع أسس المنهج النقدي.

وفيما يخص **فرضيات الدراسة**، فقد تبين صحة الفرضية الأولى، فمن خلال تجزئة التباين، وجدنا أن مساهمة المتغيرات النقدية في تفسير التغيير في سعر الصرف كان أكبر من مساهمة المتغيرات الحقيقية بعد تأثير رصيد الميزان التجاري الأجنبي. فخلال الفترة المستقبلية الثانية تبين أن متوسط نسبة مساهمة المتغيرات النقدية قدر بـ 3.55% من تفسير خطأ التنبؤ لسعر الصرف، بينما بلغ متوسط المتغيرات الحقيقية نسبة 0.45% من التفسير فقط باستثناء رصيد الميزان التجاري الأجنبي كنسبة من الناتج.

أما الفرضية الثانية، فقد تبين عدم صحتها، فمعدل نمو رصيد الميزان التجاري الأجنبي له أهمية أكبر ضمن المتغيرات الحقيقية في تفسير تغيرات خطأ التنبؤ لسعر الصرف. إذ قدرت ذروة نسبة مساهمته بـ .100% بينما نسبة مساهمة معدل نمو رصيد الفرد من الناتج تقدر بـ 3.40% فقط. وعليه وفقا لما تم تقديمه في

السابق نوصي بأنه يجب على السلطات النقدية في الجزائر تبني الإجراءات التالية:

-ضبط تغيرات سعر الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم في الجزائر خاصة في المدى القصير لغرض الحد من تقلبات قيمة العملة المحلية.

-اعتماد السياسة النقدية على قناة سعر الفائدة كأداة فعالة لغرض التأثير على تقلبات سعر الصرف في المدى الطويل نسبيا.

7. قائمة المراجع:

- نشأت نبيل محمد الوكيل. التوازن النقدي ومعدل الصرف. (القاهرة، 2006) .

-Bourbonnais, R. *Econométrie*. paris, (Paris, DUNOD, 2009).

Blot, C, sensibilité du taux de change aux chocs monétaires et budgétaires, une analyse en termes de var des fluctuations euro/dollar. *revue de l'OFCE*, 2005.

CIVCIR, I. The Monetary Model of the Exchange Rate under High Inflation The Case of the Turkish Lira/US Dollar. *Journal of Economics and Finance*, 115, 2003.

Dombusch, R. Exchange Rate Economics :Where Do We stands, 1980.

Emeka nkorol, A. K. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: application and interpretation. *Statistical and Econometric Methods*, 2016.

H.Levin, J. money supply growth and exchange rate dynamics. Journal of economic integration, 1997.

Tehranchian, A. K. The impact of monetary policies on the exchange rate: A GMM approach, Iran. *Econ. Revu*, 2015.

data worldbank. (s.d.). sur https://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators, (Consulté le 18/05/2019).

8. الملاحق:

ملحق 1: البيانات

	TCR	TM2D	IRD	INFD	GNPD	SBC	SBCE
1980	309.42	11.82	23.89	4.03	1.02	4.00	-0.46
1981	343.78	12.28	18.65	-4.32	1.72	3.71	-0.39

1982	359.64	6.79	7.11	-0.41	-5.97	1.93	-0.60
1983	377.19	1.88	10.15	-2.75	1.52	2.14	-1.42
1984	410.92	1.08	13.21	-3.82	3.94	-1.76	-2.54
1985	442.68	-2.51	8.40	-6.94	2.71	-3.16	-2.62
1986	408.74	1.20	5.37	-10.47	5.08	-10.32	-2.87
1987	361.59	-4.16	9.96	-3.78	6.05	-4.14	-2.97
1988	298.77	-9.05	10.26	-1.83	6.97	-7.10	-2.08
1989	256.33	0.31	14.78	-4.48	1.06	-9.87	-1.53
1990	217.02	9.26	23.17	-11.25	2.52	-1.49	-1.30
1991	129.44	20.71	34.74	-21.65	2.19	5.52	-0.46
1992	132.76	13.88	15.31	-28.64	2.68	1.45	-0.53
1993	159.25	12.85	8.49	-17.59	5.63	-1.36	-0.95
1994	137.52	14.16	18.65	-26.44	5.68	-3.52	-1.27
1995	115.28	23.45	14.51	-26.97	-0.35	-2.80	-1.17
1996	117.77	28.86	10.38	-15.75	0.29	5.82	-1.19
1997	127.16	26.79	-1.52	-3.40	3.74	9.57	-1.18
1998	133.44	22.89	-7.91	-3.40	-0.31	0.06	-1.79
1999	123.39	25.04	6.46	-0.46	1.73	5.37	-2.66
2000	117.61	30.46	17.12	3.04	0.51	21.28	-3.65
2001	121.36	14.52	-5.49	-1.40	-1.69	14.67	-3.47
2002	112.58	9.41	-4.09	0.17	-3.43	9.87	-3.88
2003	101.56	9.00	2.27	-2.00	-3.92	14.37	-4.38
2004	102.02	11.95	5.33	-1.28	-0.11	14.41	-5.04
2005	97.76	18.32	9.87	2.01	-2.06	23.13	-5.51
2006	97.72	17.04	7.06	0.91	1.47	26.89	-5.56
2007	96.42	15.37	3.77	-0.83	-0.98	22.20	-4.96
2008	100.71	21.56	9.44	-1.02	-1.94	19.26	-4.91
2009	99.48	17.90	-19.14	-6.09	-3.52	-0.58	-2.74
2010	100.00	16.12	8.97	-2.27	0.11	7.02	-3.43
2011	99.43	19.58	9.80	-1.37	-0.11	10.10	-3.73
2012	104.85	20.27	0.82	-6.82	0.18	8.38	-3.51
2013	103.33	17.12	-6.60	-1.79	0.44	2.81	-2.92
2014	105.48	10.13	-6.98	-1.29	-0.03	-1.71	-2.90
2015	101.01	6.94	-13.36	-4.67	0.33	-13.35	-2.86
2016	99.34	11.05	-4.00	-5.14	-0.60	-14.17	-2.78
2017	101.28	9.35	-1.46	-3.46	1.72	-10.86	-2.97