قياس سِعر الصرف الأمثل للجنيه المصري خلال الفترة من يناير/٢٠١٦ حتى ديسمبر/٢٠٢٢

د. أيمن اسماعيل محمد خالد

أستاذ الاقتصاد المساعد / بكلية التجارة بنين جامعة الأزهر

مستخلص:

يهدف البحث إلى التعرُّف على أهم العوامل النقدية المؤثِّرة على سِعر الصرف، والوصول إلى سِعر الصرف الأمثل (التوازني) للجنيه المصري خلال مدَّة البحث. من أجل ذلك تمَّ الاعتماد على أساليب التحليل الاقتصادي الوصفي والكمي، مُستخدمًا لقياس أثر المتغيِّرات على سِعر الصرف الاسمي، نموذج الضبط الجزئي لمارك نيرلوف. وأظهرت النتائج انحراف سِعر الصرف الاسمي للجنيه المصري خلال مدة البحث، عن سِعره التوازني. الانحراف لم يكن مُنحصرًا فى المغالاة فى سِعره، ولكن أيضًا فى سِعره المخفض عن سِعره التوازني . ولكل منهما آثاره السلبية على الاقتصاد، وتكاليفه الباهظة لتعديل سِعر الصرف الاسمي، لوصوله إلى السِّعر التوازني، والذي قد يحتاج ٣٠ شهرًا لتغطية ٩٩٪ من الانحراف بينهما. كما أن سِعر الخصم والتضخُّم قد أسهما فى انحراف سِعر صرف الجنيه الاسمي بشكل جعله منخفضًا عن سِعره التوازني، فى بعض فترات مدة البحث. كما أن فترات مُغالاة سِعر الصرف الاسمي للجنيه عن سِعره التوازني، رغم محاولات التخفيض التي تتخذها الدولة بالاتفاق مع صندوق النقد الدولي، من حين لآخر، تحت مسمَّيات التعويم أو تطبيق سِعر الصرف المرن، شهدت العدد الأكثر خلال مدة البحث.

مفاتيح البحث:

انحراف سِعر الصرف ، نموذج الضبط الجزئي ، سِعر الصرف التوازني ، معامل الضبط الجزئي.

Measuring the optimal exchang rate for the Egyptian pound during the period from january / 2016 to December / 2022

Dr . Ayman Ismail Mohamed Khaled

Abstract

The research aims to identify the most important monetary factors affecting the exchange rate, and to reach the optimal (balanced) exchange rate for the Egyptian pound during the search period. To this end, methods of descriptive and quantitative economic analysis were used to measure the impact of variables on the nominal exchange rate, Mark Nearlove's partial adjustment model. The results showed a deviation of the Egyptian pound's nominal exchange rate during the search period from its balance rate. Deviation was not limited to overpricing, but also in its reduced price than its balance price. Each has negative effects on the economy, and high costs of adjusting the nominal exchange rate, to reach the balance rate, which may require 30 months to cover 99% of the deviation between them. The discount and inflation rate also contributed to the deviation of the nominal pound's exchange rate in such a way as to make it lower than its balance price, in some periods of the search period. Periods of overstatement of the pound's nominal exchange rate, despite attempts by the State to reduce from time to time in agreement with the International Monetary Fund (IMF) under flotation or flexible exchange rate application, have seen the most during the period of consideration.

Search keys

Exchange rate deviation, partial adjustment model, balance exchange rate, partial adjustment factor.

مقدمة :

سِعر الصرف هو أداة ربط اقتصاد أيِّ بلد بالعالم، فبواسطته تتمُّ ترجمة الأسعار بين الدول. ولا تكمن أهمية سِعر الصرف فى أسواق السلع والخدمات فقط، بل يمتدُّ إلى أسواق رأس المال وعوامل الإنتاج، كذلك يرتبط به آثار انعكاسية على معظم المتغيِّرات الاقتصادية، لذلك فهو يُعتبر من أهم الأسعار المُستخدمة كأداة للسياسة الاقتصادية، يُمكن من تحسين القدرة التنافسية، ومن ثمَّ نتائج إيجابية فى مجال الإنتاج والعمالة والنمو. وفى حال استخدام سِعر صرف غير مناسب، يعمل على تدهور القدرة التنافسية، وانعكاسات انكماشية وتضخُّمية على الاقتصاد فى كل جوانبه.

إن قياس سِعر الصرف الأمثل (التوازني) من القياسات المهمَّة، فالاختلالات فى أسعار الصرف، فرضت الاهتمام بموضوع تحديد مستوى مرجعي لتوازُن سِعر الصرف، ذلك أن فعاليته كأداة من أدوات السياسة الاقتصادية يرتبط ارتباطًا كبيرًا بمعرفة مستواه التوازني. ومن أهمِّ الآثار الاقتصادية، التي تترتَّب على تدهور سِعر صرف العُملة المحلية، مقابل العُملة الأجنبية، هو ظهور ظاهرة الإحلال النقدي (الدولرة)، حيث يُفضل المقيمون حيازة العُملات الدولية خاصة الدولار، بدلًا من العُملة الوطنية فى محافظ أصولهم، وهذا التفضيل يتمُّ بدرجات تختلف من وحدة اقتصادية إلى أخرى. وفى مصر لقد اتَّخذ الإحلال النقدي بصفة أساسية إحلال الدولار الأمريكي محل الجنيه المصري، ولا سيما من قبل الفئات التي تتوافر لها إمكانية الحصول على الدولار، مثل الأفراد العاملين فى الخارج، والعاملين فى الأنشطة المالية والمصرفية، وقطاع التجارة الخارجية، بالإضافة إلى فئات المضاربين وتجار الذهب، توقُّعًا لمزيد من انخفاض فى قيمة الجنيه، أو تحوُّطًا لتذبذب أسعار الذهب الكبير بالنسبة لتجار الذهب، بالإضافة إلى إعراض تلك الفئات عن عرض ما لديها من دولارات فى سوق الصرف المحلي الرسمي، وهنا يُصاب سوق الصرف الرسمي بندرة كمية الدولار المعروضة فيه، وارتفاع فائض الطلب، ويظهر سوق صرف غير رسمي للتعامل فى النقد الأجنبي، بسِعر أعلى من الأسعار السائدة فى سوق الصرف الرسمي. كما أن وجود سوق صرف غير رسمية، وكبر حجمها، يضعف فاعلية سياسة سِعر الصرف، التي يُعلنها البنك المركزي، ويُقلل من درجات مصداقيته، التي يتمتَّع بها من قبل الوحدات الاقتصادية الداخلية والخارجية.

مشكلة البحث:

إن تخفيض سِعر صرف الجنيه المصري، والمغالاة فى سِعره الاسمي أحيانًا، تُعدُّ من أهم المشكلات التي تُواجه مصر، خاصة فى ظلِّ انتهاجها الاقتصاد الحر. فقد كان يبلغ سِعر صرف الدولار الأمريكي عام ١٩٩٠ نحو ٠,٨٠ جنيه لكل دولار، ثم أخذ الدولار فى التزايد حتى بلغ نحو٧,٦٣ جنيه فى فبراير عام ٢٠١٥، ثم تجاوز سِعره ٨ جنيهات فى نوفمبر ٢٠١٥، و٨,٨٨ جنيهات فى أبريل عام ٢٠١٦. ومع تعويم الجنيه المصري فى نوفمبر ٢٠١٦ بعد الاتفاق مع صندوق النقد الدولي أصبح سِعر الدولار الواحد حوالي ١٨,٥جنيهًا، وفي تعويم مارس ٢٠٢٢ وصل سِعر الدولار ١٩,٦٦ جنيهًا. وبعد الاتفاق مع صندوق النقد الدولي فى ٢٠٢٢/١٠/٢٨ على اتباع سِعر صرف مرن وصل سِعر الدولار ٢٤,٣٠ جنيهًا، وفي تعويم شهر يناير ٢٠٢٣ أعقبه أكثر من تخفيض لقيمة الجنيه حتى استقرَّ سِعر الدولار عند ٣١ جنيهًا تقريبًا منذ نهاية فبراير. إن تراجع قيمة الجنيه، من حين لآخر، ما هو إلا دليل واضح على مُغالاة قيمة الجنيه أمام الدولار وأمام العُملات الأجنبية الأخرى بالتبعية، طوال العقود الماضية، ممَّا أدَّى إلى ظهور العديد من الآثار الاقتصادية والاجتماعية السلبية، من أهمها ارتفاع مُعدَّلات التضخم والبطالة والفقر، وعجز الموازنة العامة للدولة، وزيادة عجز الميزان التجاري، وزيادة فى الديون الداخلية والخارجية.

لذا تتمثَّل مشكلة البحث؛ فى التخفيض المستمر فى سِعر صرف الجنيه، وهو ما يُعدُّ تقريب سِعر صرف الجنيه الاسمي لسِعره التوازني وسِعر السوق الموازي، ومحاولة تخفيف المُغالاة التي يُعاني منها بالضغط من صندوق النقد الدولي.

أهمية البحث:

تعود أهمية البحث إلى التأثير السلبي الكبير على النشاط الاقتصادي المصري، الناتج عن انحراف سِعر الصرف الاسمي للجنيه عن مستواه التوازني. هذا الانحراف قد أحدث الكثير من الاختلالات على مستوى الاقتصاد الكلي، ونموًّا اقتصاديًّا ضعيفًا، وكفاءة اقتصادية هشة، وسوء تخصيص الموارد، وهروب رؤوس الأموال، وزيادة القروض الخارجية. كما إن سداد القروض بقروض أخرى، يجعل انهيار قيمة الجنيه عرضًا مستمرًا، ما يحول دون الخروج من هذه الحلقة المفرغة.

كما تعود أهمية البحث؛ إلى أن فعالية سِعر الصرف، كأداة من أدوات السياسة الاقتصادية يرتبط ارتباطًا كبيرًا بمعرفة مستواه التوازني.

هدف البحث:

يهدف البحث إلى التعرُّف على أهم العوامل النقدية المؤثِّرة على سِعر الصرف والوصول إلى سِعر الصرف الأمثل (التوازني) للجنيه خلال فترة البحث.

فرض البحث:

يقوم فرض البحث على أن هناك انحرافًا فى سِعر صرف الاسمي للجنيه عن سِعره التوازني، رغم محاولات التخفيض التي تتخذها الدولة بالاتفاق مع صندوق النقد الدولي، من حين لآخر، تحت مسميات التعويم أو تطبيق سِعر الصرف المرن.

منهج البحث:

اعتمد البحث على منهجي الاستنباط والاستقراء، واتباع أساليب التحليل الاقتصادي الوصفي والكمي، فى التقدير الإحصائي للاتجاهات الخاصة بالمتغيِّرات موضع البحث، واستخدمت فى ذلك طريقة المربعات الصغرى العادية، والمصححة للأخطاء القياسية، لتقدير معاملات الانحدار، ومن ثم مرونات استجابة سِعر الصرف، وذلك بتطبيق أسلوب الانحدار اللوغاريتمي المزدوج فى الصورة الخطية. وتستخدم الدراسة فى قياس أثر المتغيِّرات على سِعر الصرف الاسمي، نموذج الضبط الجزئي لمارك نيرلوف.

محتويات البحث:

يتمُّ عرض البحث على النحو التالي:

المبحث الأوَّل: الإطار النظري للبحث. ويشمل تحليل أثر المتغيِّرات النقدية على سِعر الصرف، ومن ثم صياغة الأساس النظري لنموذج البحث.

المبحث الثاني: صياغة النموذج القياسي لسِعر الصرف الاسمي القابل للتقدير. ويشتمل على معرفة طبيعة نماذج الاقتصاد القياسي الديناميكي، وتعريف نموذج الضبط الجزئي، ومبدئه الاقتصادي، وتفسيره للنتائج.

المبحث الثالث: تقدير نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي للجنيه المصري: ويشمل تحديد المتغيِّرات ومصادر البيانات وتقدير النموذج وتفسيره، وقياس سِعر الصرف التوازني للجنيه المصري.

الخاتمة والنتائج والتوصيات.

المبحث الأوَّل:
الإطار النظري للبحث

فى هذا المبحث، سوف يتمُّ تناول الأدبيات، وبعض النماذج القياسية، التي حلَّلت، أثر المتغيِّرات النقدية على سِعر الصرف، وقبل استعراضها سوف نُوضِّح بعض المفاهيم:

مفاهيم:

سِعر الصرف الاسمي: هو عدد الوحدات من العُملة المحلية (الجنيه) اللازم مقابل الحصول على وحدة من العُملة الأجنبية (الدولار مثلا)[١]، والمُعلن فى السوق الرسمي. وهو التعريف المستخدَم فى البحث، ويُطلق عليه السِّعر المباشر.

سِعر الصرف التوازني: "هو السِّعر الذي عنده يتساوى العرض والطلب، بصرف النظر عن أثر المضاربة، وحركات رؤوس الأموال غير العادية"[٢]. الصرف: شأنه شأن أيِّ سِلعة أو خدمة، سِعره التوازني يُعبِّر عن تصوُّر نظري، لا يتحقَّق عمليًا؛ نظرًا لديناميكية العلاقات الاقتصادية النشطة، فنادرًا ما تتساوى الكمية المطلوبة مع الكمية المعروضة، بل تتغيَّر من حين لآخر بتغيُّر الظروف. يُمكن الوصول إلى تقدير غير دقيق، لسِعر الصرف التوازني، فهو سِعر سريع التغيير بين لحظة وأخرى، وإن لم تتغيَّر العوامل المؤثِّرة فى تحديده[٣].

يُشير انحراف سِعر الصرف إلى أن سِعر صرف العُملة المحلية، مقوَّمة بأعلى (أو أقل) من قيمتها التوازنية أو المرغوبة فيها. فالمغالاة تُشير الى أن سِعر صرف العُملة المحلية، مقدَّرة بأعلى من قيمتها التوازنية، أي: عندما يكون سِعرها الرسمي، أعلى من سِعرها فى السوق الحر. أمَّا المخفضة فتُشير إلى أن سِعر صرف العُملة المحلية، مقدَّرة بأقل من قيمتها التوازنية، أي: عندما يكون سِعرها الرسمي، أقلَّ من سِعرها فى السوق الحر.

سِعر الصرف التوازني ليس بالضرورة أنه يساوي سِعر الصرف السائد بالسوق، إنما هو مؤشِّر يعكس عوامل ذات أبعاد مختلفة، وهي عادة متوسِّطة وطويلة الأجل. فى حين أن سِعر الصرف السوقي يعكس فى كل لحظة آخر التطورات الاقتصادية التي تبلغ أخبارها السوق، بكل ما تتصف به من تأخر، وما تحتويه من انعدام فى الوضوح.

حركة سِعر الصرف السوقي، عادة ما تتجاوز سِعر الصرف التوازني، والسبب يعود إلى[٤]:

- بطء تكيُّف أسواق السلع والعمالة مقارنة بسوق رأس المال، حيث إن أثر التوسُّع (أو التقييد) النقدي ينعكس على أسعار الفائدة، وأسعار الصرف بسرعة ما، فى حين لا ينعكس أثره على أسواق السلع والعمالة إلا بعد فترة.

- النقص فى المعلومات، وتأخُّر تدفقها إلى السوق المالي، مع عدم وضوح محتواها.

- ضعف درجة الإحلال، بين الأصول المالية المحلية والخارجية، نتيجة لمخاطر الصرف، والمخاطر المتعلِّقة بالدولة، سواء التشريعية أو السياسية أو الاجتماعية.

- ضيق سوق المال.

- قيود حركة رؤوس الأموال.

كل هذا يُمثِّل عائقًا فى طريق تكيُّف سوق أسعار الصرف لتعكس السِّعر التوازني.

يرتبط مبدأ التوازن فى سوق الصرف بمدى الدور الذي تلعبه سياسة سِعر الصرف فى إطار السياسة الاقتصادية الكلية، فالهدف الذي يُعهد لإدارة سِعر الصرف يختلف من استقرار النمو ومعدلات التضخُّم (كما فى أغلب الدول المتقدمة)، إلى الحفاظ على وضع ميزان المدفوعات عند مستويات قابلة للاستمرار (كما هو حال أغلب الدول النامية). كما إن مبدأ توازن سِعر الصرف الاسمي نسبي من حيث طبيعة الاقتصاد، وموقعه من الدورة الاقتصادية، بالإضافة إلى مدى حجم وعُمق، الاختلالات التي يتصف بها [٥].

أ- نظرية تكافؤ القوة الشرائية:

ترجع هذه النظرية لدراسة «جوستاف كاسل» حول العلاقة بين القدرة الشرائية وتحويل العُملات، فى نهاية الحرب العالمية الثانية، فى كتابه النقود والصرف بعد ١٩١٤. حيث حاول تحديد أسعار صرف جديدة فى المدى الطويل؛ من أجل إعادة العلاقات التجارية الدولية إلى وضعها الطبيعي.

مرتكز هذه النظرية: أن التغيُّرات فى سِعر الصرف تتحدَّد من خلال العلاقة بين المستويات العامة للأسعار النسبية، فى بلدي طرفي التبادل الدولي [٦]. أي: تُعبِّر عن فكرة أن المستوى التوازني لسِعر الصرف بين عُملتين لدولتين، يكون مساويًا لنسبة القدرة الشرائية لكلٍّ من هاتين الدولتين.

لذا تعمل هذه النظرية كقناة لنقل أثر تغيُّر المستوى العام للأسعار، على سِعر الصرف، وبما أن سِعر الصرف الحقيقي يُمكن تمثيله بـ:

$$RER = e(\frac{p^*}{p})$$

حيث: RER: سِعر الصرف الحقيقي، :(p^*) المستوى العام للأسعار الأجنبية، (P): المستوى العام للأسعار المحلية، (e): سِعر الصرف الاسمي. والذي يُعرف مثلًا على أنه: عدد الجنيهات اللازمة لشراء دولار واحد فى سوق الصرف الأجنبي المحلي فى مصر. وفي ظلِّ افتراض توازن التجارة فى الأجَل الطويل، فإن قيمة الصادرات تساوي قيمة الواردات. فإذا كانت (q): كمية الصادرات،(q^*) : كمية الواردات، فإن شرط توازن التجارة الدولية يصبح [٧]:

$$pq = ep^* q^*$$

$$\therefore \frac{q}{q^*} = \frac{ep^*}{p}$$

النسبة (q / q^*) تُسمَّى شرط التجارة الدولية، وبتحويل هذه المعادلة، إلى صيغة تغيُّرات نسبية، يتمُّ الحصول على:

$$\frac{\Delta q}{q} - \frac{\Delta q^*}{q^*} = \frac{\Delta e}{e} + \frac{\Delta p^*}{p^*} - \frac{\Delta p}{p}$$

وطبقًا لنظرية تكافؤ القدرة الشرائية، كنظرية لتحديد سِعر الصرف، والتي تتمسَّك بأن القدرة التنافسية ستمنع سِعر الصرف الحقيقي من التغيُّر فى المدى الطويل، وبالتالي فلن يُوجد تغير فى الجانب الأيسر من المقدار السابق، بمعنى أن الطرف الأيسر= صفر، أي أن:

$$0 = \frac{\Delta e}{e} + \frac{\Delta p^*}{p^*} - \frac{\Delta p}{p}$$

ومنها التغيُّر النسبي، فى سِعر الصرف $(\Delta e / e)$ يصبح:

$$\frac{\Delta e}{e} = \frac{\Delta p}{p} - \frac{\Delta p^*}{p^*}$$

إذا كانت نسبة الأسعار الأجنبية $(\Delta p^* / p^*)$ أقل من نسبة الأسعار المحلية $(\Delta p / p)$ ، فإن التغيُّر فى سِعر الصرف يصبح موجبًا، أي أن: $(\Delta e / e) \succ 0)$

يتبيَّن ممَّا سبق؛ أن الفرض الأساسي لنظرية تكافؤ القوة الشرائية هو أن: سِعر الصرف الاسمي، يعكس المعدلات النسبية لمعدلات التضخُّم الداخلية والخارجية. فإذا كان معدل التضخُّم المحلي أعلى من معدل التضخُّم الخارجي، يرتفع سِعر الصرف الاسمي، أي: يرتفع سِعر العُملة الأجنبية مقوَّمة بالعُملة الوطنية، والعكس صحيح.

إذن تحديد سِعر الصرف وتفسير التغيُّر فيه يرتكز على تفسير التغيُّر فى سِعر الصرف، بالمقارنة بين معدَّلات تغيُّر الأسعار المحلية والأجنبية. كما أن النظرية مبنية على استخدام المستوى العام للأسعار.

وممَّا يجدر ذكره: أن هبوط سِعر صرف العُملة المحلية يُعوِّض ارتفاع معدلات التضخُّم. فتعديلات سِعر الصرف تسمح للدول التي تُعاني من معدلات عالية من التضخُّم أن تدخل فى التجارة مع دول تسودها أسعار مستقرَّة فى السلع والخدمات[٨].

ب- نظرية شرط تكافؤ سِعر الفائدة:

بعد إخفاق نظرية تعادُل القدرة الشرائية فى التحديد والتفسير الكلي لسِعر الصرف، خاصة فى المدى القصير (سِعر الصرف العاجل). ظهرت نظرية تعادُل معدلات الفائدة فى ١٩٢٣ من قِبَل كينز، التي أوضحت التأثير على سِعر الصرف الآجل والعاجل، ومن ثم قُدرتها فى تفسير الانحرافات المؤقتة لأسعار الصرف عن قيمتها التعادلية، وكذلك تعدُّ محورًا رئيسيًا فى نظرية توازن الأسواق المالية[٩].

تقرر النظرية: أن سِعر الصرف التوازني مثلًا للجنيه مقابل الدولار يتحدَّد أو يتحقَّق عندما يكون: سِعر الفائدة على الجنيه = سِعر الفائدة على الدولار + المعدل المتوقع لانخفاض قيمة الجنيه مقابل الدولار.

هذه النظرية تسعى للكشف عن الصلة القائمة بين السوق النقدي وسوق الصرف، حيث تشتمل على العلاقة العكسية بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف.

فبافتراض حركة تامة لرؤوس الأموال بين مختلف الدول، يجب أن تتساوى عوائد الاستثمارات المالية بين هذه الدول، يضمن هذا من جهة أخرى تُساوي انحراف معدلات الفائدة بين اقتصاد ما وباقي اقتصاديات الدول الأخرى، مع معدل ارتفاع وانخفاض قيمة العُملة فى المستقبل. بالتالي يعكس معدل التدهور أو التحسُّن فى عُملة ما بالنسبة لعُملة أخرى.

فالفروق فى أسعار الفائدة، تؤثِّر على حركة رؤوس الأموال، بصفة عامة. فإذا انخفضت أسعار الفائدة، فى الدول المتقدِّمة مثلًا، فإن ذلك يزيد من تدفُّق رؤوس الأموال إلى الدول النامية، باعتبار أن سِعر الفائدة المطبَّق فيها أعلى منه فى البلدان المتقدمة، ممَّا يُؤثِّر على حركة الحساب الجاري، ومعدلات التضخُّم والاستثمار والإنتاج، الأمر الذي يُؤدِّي إلى زيادة الطلب على العُملة المحلية، وبالتالي رفع قيمتها. أما إذا انخفضت أسعار الفائدة المحلية، فإن رؤوس الأموال تهرب إلى الخارج، الأمر الذي يُؤدِّي إلى نقص حادٍّ فى النقد الأجنبي، ومن ثم تدهور العُملة المحلية[١٠].

وبما أن سِعر الخصم آلية تستخدمها البنوك المركزية، لتغيير سِعر الفائدة، فزيادة سِعر الخصم تُؤدِّي إلى زيادة سِعر الفائدة، ممَّا يُؤدِّي إلى تدفُّق الأموال الأجنبية إلى الداخل، ويترتَّب على ذلك زيادة فى الطلب على عُملة الدولة من قِبَل الأجانب، ممَّا يُؤدِّي إلى ارتفاع قيمة عُملة الدولة، ويحدث العكس فى حالة خفض سِعر الخصم. بمعنى آخر: هناك علاقة عكسية بين سِعر الخصم وسِعر الصرف الأجنبي الاسمي (سِعر العُملة الأجنبية مقوَّمة بالجنيه).

ج- نموذج الاندفاع السريع لسِعر الصرف R. Dornbusch[١١] :

يطرح النموذج تفسيرًا للتغيُّرات الكبيرة والمشاهدة فى سِعر الصرف، الناتجة عن التغيُّر فى العرض النقدي، فى ظلِّ حزمة من الافتراضات، هي: حرية حركة رأس المال، وسرعة التعديل فى أسواق الأصول المالية، بالمقارنة ببُطء التعديل فى أسواق السلع، وتناسق التوقعات. وأن الأصول المالية، المقوَّمة بالعُملة المحلية بديل كامل للأصول المقوَّمة بالعُملة الأجنبية.

اندفاع سِعر الصرف للتغير ناتج عن الاختلاف فى سرعة التعديل بين أسواق الأصول المالية وسوق الصرف الأجنبي وأسواق السلع، فالزيادة فى العرض النقدي – مع ثبات العوامل الأخرى على حالها - تُؤثّر على سِعر الصرف، فى ظل تبنّي نظام سِعر الصرف المرن، وهذا الأثر الكلي ناتج عن ثلاثة آثار جزئية هي:

١- يترتَّب على التوسُّع النقدي تخفيضٌ مباشر فى سِعر صرف العُملة الوطنية.

٢- ينعكس عن التوسُّع النقدي زيادة فى المستوى العام للأسعار، نتيجة التعديلات التي تحصل فى سوقي الإنتاج والنقد. وقد يكون هذا الارتفاع فى الأسعار مصحوبًا بزيادة فى سِعر الصرف. يُشير هذا إلى أن سلوك كلٍّ من سِعر الصرف والمستوى العام للأسعار، قد يكونا متناسقين، ولكن هذه الزيادة فى سِعر الصرف، لا تُلغي الأثر المباشر الأول.

٣- الأثر المباشر لسِعر الصرف على التضخُّم المحلي، حيث إن سِعر الصرف هو القناة التي ينتقل من خلالها أثر التوسُّع النقدي إلى الطلب الكلي.

كما أوضح النموذج أن ارتفاع المستوى العام للأسعار يُفضي إلى زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الاسمية، فيرتفع سِعر الفائدة المحلي، وبالتالي تتدفَّق رؤوس الأموال إلى الداخل، ويرتفع سِعر الصرف قصير الأجل للعُملة الوطنية.

والاقتصاد يقترب، فى المدى الطويل من التوازن عند مستوى الأسعار طويلة الأجل، وسِعر الصرف طويل الأجل، بدرجة أسرع كلما:

١- نقصت درجة حساسية الطلب النقدي بالنسبة لسِعر الفائدة.

٢- زادت حساسية الطلب الكلي لسِعر الفائدة، وزادت مرونة الطلب السِّعرية للإنتاج الكلي المحلي.

د - النمـوذج النقـدي لسِعر الصـرف لتوماس ديرنبرج [١٢]:

يقوم النموذج بتفسير التغيُّرات فى سِعر الصرف بمتغيِّرات نقـــديـــة. ويـبدأ النموذج من ميزانية البنك المركزي؛ فالتزامات البنك المركزي، تتمثَّل فى القاعدة النقدية بصفة أساسية، وأما الأصول فتتمثل فى الأصول الأجنبية التي تشتمل على احتياطيات الصرف الأجنبي والذهب، وكذلك الأصول المحلية، وبالتحديد الائتمان المحلي.

وبما أن معادلة ميزان المدفوعات:

$$\Delta R = (X-M)+i^{*}F+K$$

حيث (X): الصادرات، (M): الواردات، (i^{*}): سِعر الفائدة على الأصول المالية الأجنبية،(F): الأصول المالية الأجنبية، التي تمتلكها الوحدات الاقتصادية الوطنية، ΔR: الزيادة فى الاحتياطات الأجنبية. (K): فائض حساب رأس المال.

ومن متطابقة ميزانية البنك المركزي التالية:

$$\Delta R + \Delta D = \Delta B$$

فإن الزيادة فى القاعدة النقدية ΔB، تتحقَّق من التوسُّع فى الائتمان المحلي ΔD، أو تتحقَّق من الزيادة فى الاحتياطيات النقدية الأجنبية ΔR، التي تنتج عن تحقيق فائض فى ميزان المدفوعات. فالفائض فى ميزان المدفوعات يتطلَّب قيام السُّلطة النقدية بشراء صرف أجنبي بالعُملة المحلية؛ لتثبيت سِعر العُملة المحلية، فتزيد كمية العُملة المحلية المتداولة، ومع ثبات العوامل الأخرى على حالها يزيد المكون المحلي للقاعدة النقدية، ومع ثبات المضاعف النقدي يزيد العرض النقدي.

وطبقًا للنموذج فإن الخطوة الأولى لممارسة السياسة النقدية التقييدية، فى ظلِّ ثبات أسعار الصرف، هي تحديد مستوى مستهدف، للتغيُّر فى ميزان المدفوعات (ΔR) ، ثم تصميم السياسة النقدية، التي تجعل العجز، لا يتعدَّى المستوى المستهدف، حتى لا يتقلب سِعر صرف العُملة الوطنية.

والخطوة الثانية: هي تحديد المقدار، الذي سيزيد به الطلب الكلي، ثم تصمم السياسة النقدية، فى ظل ثبات سِعر الصرف، كما يلي: يتمُّ تخطيط التغيُّرات فى رصيد النقود عالية القوة (القاعدة النقدية) أي:ΔB بحيث تكفي- فى ظل قيمة معينة للتوسُّع النقدي المضاعف- لتحقيق الرصيد النقدي، الذي يكفي بالضبط لمقابلة الزيادة المتوقعة فى الطلب على النقود.

وبذلك فإن المقدار المخطَّط للتغيُّر فى الاحتياطات الأجنبية (ΔR) ، والتغيُّر فى القاعدة النقدي،(ΔB) يُحدِّدان للسُّلطات النقدية، مقدار الائتمان المحلي، الذي يتوافق مع هدف ميزان المدفوعات، والنمو المتوقَّع فى الطلب على النقود. ومن ثم فإن السياسة النقدية، التي يُقدِّمها النموذج النقدي، هي: السقوف الائتمانية. التي

تتمثَّل؛ فى فرض حد أعلى على الائتمان، ممَّا يُساعد البنك المركزي على الابتعاد عن إغراء توسيع الائتمان المقدَّم إلى القطاع الخاص والحكومة، فى مُجابهة سِعر الفائدة، أو عجز الموازنة العامة.

إذن محاولة البنك المركزي تثبيت سِعر الصرف، فإنه يُركِّز على تحسين ميزان المدفوعات، من خلال تخفيض الائتمان المحلي، أي: اتباع سياسة نقدية تقييدية. ففي ظل وجود اقتصاد ينمو ومصاب بالتضخم، فإن الطلب على الأرصدة النقدية الاسمية يرتفع، فإذا تم إبطاء توسُّع الائتمان، سيُسفر عن فائض طلب على النقود، فيزيد سِعر الفائدة، وينقص الإنفاق المحلي. وبالتالي ينخفض الطلب على السلع القابلة للتصدير، والسلع المستوردة، ويحدث التحسُّن فى ميزان المدفوعات.

وتُعاني أغلب الدول النامية من تقلُّب أسعار صرف عُملاتها واحتياطاتها من العُملات الأجنبية، تلك التقلبات تحصل إما فى ظلِّ نظام الربط الزاحف، حيث يقوم البنك المركزي بتحديد سِعر الصرف لعُملة البلد، ثم يتم تغييره من آن إلى آخر، وهذا النظام يعتبر نوعًا من الربط القياسي مع القطاع الخارجي. أو فى ظلِّ نظام التعويم المدار الذي يتميَّز بتدخُّل البنك المركزي فى سوق الصرف الأجنبي.

كما أوضح كل من Blejer and Leiderman [١٣] ، أن الارتفاع فى معدل توسُّع الائتمان المحلي يُؤدِّي عمومًا إلى زيادة التضخُّم، ونقص الاحتياطات الدولية، وتدهور سِعر صرف العُملة المحلية. والمتغيِّرات النقدية المحلية لها انعكاس مباشر أكبر على التضخُّم المحلي، وانعكاس مباشر أصغر على ميزان المدفوعات، كلما ارتفعت حصة السلع غير المطروحة فى التجارة فى الإنفاق الكلي.

هـ دراسة Faust and Rogors [١٤]:

أوضحت الدراسة أن سِعر الصرف يندفع سريعا على مسار قمته طويلة الأجل، استجابة للصدمة النقدية (الزيادة فى العرض النقدي بصفة أساسية)، ولكن القمة تحدث بعد حوالي سنتين، فالزيادة المتوقَّعة فى الرصيد النقدي تُسبِّب أوَّلًا تغيُّرًا فى سِعر الصرف، بحيث يتحرك بعيدًا عن مركزه التوازني طويل المدى. كما أن التغيُّر فى سِعر الصرف لا ينجح فى عزل الأسعار الخارجية المتوقعة وغير المتوقعة عن الرصيد النقدي للدولة، ممَّا قد يُسبِّب نقصًا فى مستوى الأسعار الوطنية.

وفي حالة الأزمات المالية[١٥] تكون الاستجابة الملائمة للسياسة النقدية هي: اتباع سياسة نقدية توسُّعية. حيث إن السياسة النقدية التقييدية تفشل فى تدعيم العُملة؛ لأن رفع سِعر الفائدة يخفض ثقة المستثمرين، ويخفض قدرتهم على سداد القروض إلى البنوك، ممَّا يُضعف النظام المصرفي.

وفي ظل الأزمات المالية تتقاطع الأسباب، بحيث تجعل من المستعصي إبعاد أثر السياسة النقدية على سِعر الصرف، وتعيين ما إذا كان هناك اندفاع أم لا.

و- دراسة Mishkin [١٦] :

الدراسة أوضحت أن السياسة النقدية لا تستطيع أن تُؤدِّي دورها بكفاءة فى التأثير على الإنتاج والنمو، مهما كان نظام سِعر الصرف السائد، إلا إذا ساد الاستقرار المالي. ويحدث عدم الاستقرار المالي، عندما تتداخل الصدمات، حيث يصبح النظام المالي غير قادرٍ على أداء وظائفه فى تحويل الأرصدة من وحدات الفائض، إلى وحدات العجز المالي، والذين لديهم فرص استثمار مربحة اقتصاديًا.

وإذا كان عدم الاستقرار المالي حادًا بدرجة كبيرة، فيُمكن أن يُؤدِّي انهيار وظيفة السُّلطات النقدية عمومًا فى المحافظة على الحد الأدنى من فعالية السياسة النقدية، وهو ما يُؤدِّي إلى انهيار نظام الصرف والأسواق المالية، وهي الحالة التي تُوصف بالكارثة المالية. ولا شك أن فاعلية السياسة النقدية تتأثر بعدم الاستقرار المالي فى ظل أي نظام لأسعار الصرف، نتيجة العوامل التالية [١٧]:

١- تدهور ميزانيات البنوك، والوسطاء الماليين الآخرين الذين يُقدمون القروض، ممَّا يُفضي إلى انكماش المعروض من رُؤوس الأموال، ويُجبرهم على تخفيض القروض المقدَّمة، واستدعاء ما قدَّموه من قروض، وصعوبة تجميع موارد تمويلية بتكلفة معقولة.

٢- زيادة درجة عدم التأكُّد، فى الأسواق المالية. ممَّا يجعل من الصعوبة على المُقرضين، مراقبة المخاطر الائتمانية الجيدة من الرديئة.

٣- زيادة سِعر الفائدة؛ ممَّا يُؤدِّي إلى ترشيد الائتمان.

٤- تدهور ميزانيات المؤسَّسات غير المالية.

يترتَّب على ضعف النظام المالي ضعف قُدرة البنوك المركزية على اتخاذ خطوات للدفاع عن العُملة، نتيجة ضعف النظام المصرفي. ومع الأرباح الكبيرة المتوقَّعة من المضاربة فى العُملة، وخشية البنوك المركزية من اتخاذ سياسة نقدية انكماشية، هدفها رفع سِعر الفائدة – حيث يحدُّ سِعر الفائدة من انخفاض العُملة المحلية - ويُضيف عاملاً آخر لضعف النظام المصرفي. ولهذا عندما حدث الاتجاه المضارب على العُملة فى إحدى الدول ذات الأسواق الناشئة، رفع البنك المركزي فيها سِعر الفائدة، بدرجة تكفي للدفاع عن العُملة[١٨].

هذا وتحوَّلت أزمة العُملة ١٩٩٧، إلى أزمة مالية، عمَّقت صعوبة ممارسة السياسة النقدية، من خلال عدة آليات :

١- أثر انخفاض سِعر العُملة على ميزانيات الشركات: فانخفاض قيمة العُملة، فى المكسيك، ودول جنوب شرق آسيا، زاد من عبء الدَّيْن على الشركات المحلية، التي كان يغلب عليها ارتفاع نسبة الرفع المالي، عن طريق الدَّيْن بالعُملة الأجنبية، وهذه الآلية كانت قوية فى إندونيسيا، وهي أسوأ الدول التي أُصيبت فى أزمة ١٩٩٧.

٢- أثر انخفاض سِعر العُملة على ميزانيات وحدات القطاع المصرفي: فالمصارف فى المكسيك، ودول جنوب شرق آسيا كان يغلب على التزاماتها التزامات بالعُملة الأجنبية، وضاعف أزمة المصارف أن ديون الشركات المتعثِّرة أثرت على قيمة أصول البنوك بشكل عنيف.

٣- تخفيض سِعر العُملة أدَّى إلى التضخُّم.

فالآليات الثلاث الناتجة عن أزمة العُملة أدَّت إلى إخفاق حادٍّ وخطير فى ميزانيات القطاع المالي وغير المالي، كما أنها مجتمعة كبحت قدرة السياسة النقدية عن العمل بفاعلية على المساعدة على انتشال الاقتصاد من الأزمة.

ولقد دفع عجز البنوك المركزية للدول عن القيام بدور فعَّال فى إدارة السياسة النقدية التي تستطيع إنقاذ العُملة، والحد من عدم الاستقرار المالي، إلى المناداة بإيجاد مؤسَّسة مالية دولية لتخفيض عدم الاستقرار المالي العالمي، ويُمكنها أن تلعب دور الملجأ الأخير للإقراض على المستوى الدولي، أو إنشاء محكمة إفلاس دولية، أو مُنظِّـــم مالـــي عالمي، أو هيئة تأمين على الودائع، أو اتحادية دولية، أو سُلطة نقدية عالمية[١٩].

ز- دراسة مندال [٢٠] ومبدأ الاستخدام الفعال للسياسة النقدية فى ظل أسعار الصرف الثابتة :

يرى مندال (Mundell) أن السياسة النقدية تعمل لبلوغ المستوى المرغوب لميزان المدفوعات (التوازن الخارجي). والسياسة المالية تعمل للمحافظة على الاستقرار الداخلي. والاستعمال الخاطئ للسياسة المالية من أجل الاستقرار الخارجي والسياسة النقدية من أجل الاستقرار الداخلي، يخلُّ بمبدأ التقسيم الفعال للسوق؛ لأن هذا المبدأ يقوم على شرط أنه فى ظل أسعار الصرف الثابتة فإن: أثر السياسة المالية على الدخل القومي، بالنسبة لأثرها على ميزان المدفوعات، أكبر من أثر السياسة النقدية على الدخل القومي، بالنسبة لأثرها على ميزان المدفوعات.

والبعض يرى [٢١] أن مبدأ مندال ليس آلية تعديل حقيقية، إنما هو طريقة لتمويل العجز فى ميزان المدفوعات عن طريق التدفقات الرأسمالية قصيرة الأجل، المدفوعة بارتفاع سِعر الفائدة، الناجم عن السياسة النقدية التقييدية. هذه التدفقات ليست عنصرًا تلقائيًا، ولكنها عنصر مصاحب؛ لأنها تملأ فجوة تُركت فارغة، ولم تُملأ بواسطة المعاملات الأخرى. ولهذا فإن السُلطات النقدية قد تلجأ إلى تعديلات، متكررة ومستمرة فى سِعر الصرف، حتى لو كانت السياسة النقدية والمالية وحدهما يُمكن أن تُحافظا على التوازن الداخلي والخارجي.

كما أن المبدأ [٢٢] يقوم على أساس أثر السياسة النقدية على سِعر الفائدة كهدف وسيط، يُؤثِّر على تدفقات رؤوس الأموال التي تسدُّ العجز قصير الأجل فى ميزان المدفوعات، ومع اختفاء تلك الآلية يصبح الاقتصاد اقتصادًا معزولًا ماليًا عن سوق الدَّيْن الدولي، وعدم قدرة صانع السياسة الاقتصادية فى استخدام السياستين معًا للتأثير على العمالة وميزان المدفوعات؛ ليدعم أثر كلٍّ منهما الآخر. وهو ما أوجب ضرورة التنسيق بين السياستين النقدية والمالية.

صياغة الأساس النظري لمتغيِّرات البحث:

ممَّا سبق يتبيَّن أن انحراف سِعر العُملة الوطنية عن سِعرها التوازني يُؤدِّي فى حالة المُغالاة إلى خفض مصطنع لأسعار الواردات بالنسبة للمستهلكين، وزيادة فى أسعار الصادرات بالنسبة للمنتجين، وأثر سلبي على الاستثمار الأجنبي المباشر، وتخفيض معدل نمو الإنتاجية فى الاقتصاد، وإضعاف المركز التنافسي الدولي، وانتهاج سياسة

نقدية بهدف الحفاظ على ثبات سِعر الصرف، وتشويه أسعار السلع المحلية، منسوبة إلى بعضها البعض، وإلى الأسعار العالمية، بالإضافة إلى اشتداد التدفُّقات المضاربة لرؤوس الأموال، التي تخلق اضطرابات فى أسواق الصرف، ممَّا ينعكس على سِعر العُملة الوطنية بتقلُّبات شديدة، تنعكس من خلال شراء وبيع الأدوات المالية على سِعر العملات (تزايد التدفُّقات المقاومة لرؤوس الأموال)[٢٣].

ويُمكن صياغة الأساس النظري لمتغيِّرات البحث حسب ما تقدَّم كما يلي:

١- العلاقة بين العرض النقدي، وسِعر صرف العُملة الأجنبية[٢٤] علاقة موجبة: ويُمكن صياغته فى التالي: يترتَّب على تغيُّرات العرض النقدي المحلي - مع ثبات العوامل الأخرى على حالها- تغيُّرات فى الاتجاه العكسي فى سِعر العُملة المحلية، مقوَّمة بالعملات الأجنبية، أو بمعنى آخر: تغيُّرات فى نفس الاتجاه مع سِعر صرف العُملة الأجنبية مقوَّمة بالعُملة الوطنية (الجنيه).

مع الأخذ فى الاعتبار أنه إذا كان التوسُّع النقدي يُؤدِّي إلى تخفيض سِعر العُملة الوطنية، فإنه يرفع المستوى العام للأسعار، ممَّا يدفع الأجور للزيادة، وضغوط اجتماعية مستفحلة، وبغرض تقليص السياسات المالية والنقدية التوسُّعية، تظهر دورة مُعاكسة لصالح سِعر صرف العُملة الوطنية[٢٥].

٢- العلاقة بين المستوى العام للأسعار، وسِعر صرف العُملة الأجنبية علاقة موجبة: حيث يُمكن نقل أثر المستوى العام للأسعار، على سِعر الصرف من خلال القنوات التالية:

(أ): أثر الأرصدة النقدية: فارتفاع المستوى العام للأسعار مع ثبات الحيازات النقدية للوحدات الاقتصادية مقوَّمة بالجنيه المصري، يخفض القيمة الحقيقية لتلك الأرصدة، فتحل بالأفراد خسائر رأسمالية من وراء الاحتفاظ بها. ولتقليل تلك الخسائر يقوم الأفراد بإحلال بعض من العُملات الأجنبية محل الأرصدة بالجنيهات، فيقل الطلب على الجنيه، ويزيد الطلب على العُملة الأجنبية، فينخفض سِعر العُملة المحلية (الجنيه) مقوَّمة بالعُملة الأجنبية، بمعنى أنه: يرتفع سِعر صرف العُملة الأجنبية فى سوق الصرف المحلي.

(ب): أثر معدل العوائد النقدية على الأصول المالية المقوَّمة بالجنيه: فزيادة المستوى العام للأسعار، مع تغيُّر العوائد النقدية على تلك الأصول بنسبة أقل

من نسبة زيادة مستوى الأسعار، ينقص العائد الحقيقي الذي تحصله تلك الأصول، وقد يصبح معدل العائد الحقيقي (المكون من التغير فى قيمتها الحقيقية + العائد النقدي) سالبًا، ممَّا قد يدفع الوحدات الاقتصادية إلى التخلص من بعض الأصول المالية المقوَّمة بالجنيه، والتحوُّل إلى حيازة العُملات الأجنبية (كالودائع بالدولار)، وهذا يزيد الطلب على العُملة الأجنبية، ويخفض الطلب على العُملة الوطنية (الجنيه)، وبالتالي يرتفع سِعر العُملة الأجنبية، مقوَّمة بالعُملة الوطنية.

(ج): تكافؤ القدرة الشرائية : فسِعر الصرف الاسمي مرآة المعدلات النسبية لمعدلات التضخُّم الخارجية والداخلية، فإذا كان معدل التضخُّم المحلي أكبر من معدل التضخُّم الخارجي، يزيد سِعر الصرف الاسمي؛ أي: يزيد سِعر العُملة الأجنبية مقوَّمة بالعُملة الوطنية.

٣- العلاقة بين سِعر الخصم وسِعر صرف العُملة الأجنبية علاقة عكسية: وكما سبق ذكره؛ فإن سِعر الخصم هو الآلية التي تستخدمها البنوك المركزية لتغيير سِعر الفائدة، فزيادة سِعر الخصم تُؤدِّي إلى زيادة سِعر الفائدة، ممَّا يُؤدِّي إلى تدفُّق الأموال الأجنبية إلى الداخل، ويترتَّب على ذلك زيادة فى الطلب على عُملة الدولة من قِبَل الأجانب، ممَّا يُؤدِّي إلى ارتفاع سِعر صرف العُملة الوطنية، كما أن رفع سِعر الفائدة يحدُّ من انخفاض قيمة العُملة الوطنية. ويحدث العكس فى حالة خفض سِعر الخصم.

٤- العلاقة بين الاحتياطي النقدي الأجنبي وسِعر الصرف علاقة عكسية: فالاحتياطيات الدولية لأي بلد تُشير إلى [٢٦] «... الأصول الخارجية المتاحة تحت تصرُّف السُّلطات النقدية والخاضعة لسيطرتها؛ لتلبية احتياجات تمويل ميزان المدفوعات، أو التدخل فى أسواق الصرف للتأثير على سِعر صرف العُملة، أو غير ذلك من الأغراض ذات الصلة (كالمحافظة على الثقة فى العُملة المحلية وتشكيل أساس يُستند إليه فى الاقتراض الخارجي)».

فزيادة الاحتياطي يعمل على استقرار سِعر صرف العُملة المحلية أو يرفع قيمتها، والعكس صحيح.

المبحث الثاني

صياغة النموذج القياسي لسِعر الصرف الاسمي القابل للتقدير

فى ضوء ما سبق يُمكن قياس أثر المتغيّرات الاحتياطي النقدي الأجنبي، والعرض النقدي (السيولة المحلية)، والمستوى العام للأسعار، وسِعر الخصم، على سِعر الصرف الاسمي (الدولار مقوَّمًا بالجنيه). وينوب عن قيد سياسة تخفيض سِعر الصرف متغير وهمي [٢٧] يعكس التغيُّرات الفجائية التي تطرأ على سِعر الصرف. ويُقاس المستوى العام للأسعار بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين، أما العرض النقدي فهو بالمفهوم الواسع M2. وبذلك يتمُّ تحقيق تفسير انحرافات سِعر الصرف الاسمي الفعلي عن السِّعر التوازني له، بالمتغيِّرات النقدية السابقة.

نموذج البحث ذو طابع حركي، يدخل عنصر الزمن صراحة فى تقدير العلاقات. ويتمُّ ذلك من خلال استخدام نموذج الضبط الجزئي (partial adjustment model). وقد تمَّ اختيار هذا النموذج؛ لأنه يتمتع بمزايا، وهي: حد خطأ نموذج الضبط الجزئي، لا يرتبط مباشرة بالخطأ السابق له، أي: ليس مرتبطًا ذاتيًا وهذا من الناحية الإحصائية. كما أن له معنًى اقتصاديًا [٢٨]، فهو من أهم النماذج المستخدمة [٢٩] لتقدير المتغير التابع التوازني (الأمثل - المرغوب فيه - طويل الأجل) واستجابته، بأخذ فترة إبطاء نموذج مارك نيرلوف الديناميكي، نظرًا لسهولة تقديره وإمكانية إدخال العديد من المتغيرات المستقلة فى الدالة لتحقيق الهدف. كما أنه يقوم على القيود المفروضة على سلوك المتغيرات فى الأجل القصير (المواصفات الديناميكية المقيدة).

نموذج التأخير الزمنى [٣٠]:

وهو النموذج الذي يدرس السلوك الاقتصادي، سواء على المستوى الجزئي أو الكلي، فى حالة اختلال التوازن. ويأخذ النموذج الديناميكي عنصر الزمن فى الاعتبار، وهذا يعني أن قيمة المتغير المستقل تكون مقدرة فى مدة سابقة. والمتغير التابع، يُطلق عليه تسمية المتغير المتأخِّر زمنيًا. وبمعني آخر: يُوجد فترة استجابة زمنية بين حركة المتغيّرات التابعة التي تحدث فى الزمن الحالي، وحركة المتغيِّرات المستقلة (أو تأثيرها) التي حدثت فى الزمن السابق. وهذا الزمن يُطلق عليه عادة التأخُّر الزمني. وبما أن أغلب النماذج الاقتصادية ذات السلاسل الزمنية، يتواجد

فيها مدة أساسية من الزمن، تقع بين اتخاذ القرار الاقتصادي، وبين التأثير النهائي، للتغيُّر فى متغيِّر السياسة الاقتصادية (أي: هناك مدة زمنية واقعة بين اتخاذ لقرار والمتغيِّر المؤثر بها)، لذا فإن إدخال عنصر التأخُّر الزمني، للمتغيِّر المستقل أقرب للواقع الاقتصادي.

إذن المتغيرات التي ترتبط بمتغيرات أخرى فى نفس الفترة الزمنية هي نماذج ساكنة، وهناك متغيرات وفي أغلب الحالات ترتبط بقيم ماضية لمتغيرات أخرى، فهي نماذج حركية، ففي الاقتصاد تطابق زمن الحدث مع زمن سببه.

أسباب تأخُّر الاستجابة (أسباب وجود التأخُّر الزمني)[٣١]:

هناك ثلاثة أسباب رئيسية لوجود التأخر الزمني هي:

١- **أسباب نفسية:** نابعة عن قوة أثر العادة لدى الوحدات ذات القرار الاقتصادي. فهناك مدة زمنية تحتاجها الوحدات الاقتصادية، كي تستجيب أو تتكيَّف مع الحالات أو التغيرات الجديدة؛ بسبب العادات والتقاليد، فقد لا يغير الناس مثلا عاداتهم الاستهلاكية مباشرة بعد تناقص الأسعار أو تزايد الدخل... الخ.

٢- **أسباب فنية (تكنولوجية):** تعوق استجابة المتغير التابع للمتغيرات المستقلة. مثل تأخُّر استجابة رأس المال للإحلال محل العمل، نتيجة لتغيرات الأسعار النسبية بينهما لصالحه، وعليه فإن إحلال رأس المال مكان العمل يصبح شيئًا معقولًا. ولكن ذلك الإحلال أي استخدام وحدات جديدة من رأس المال، يحتاج إلى مدة زمنية من شراء وتركيب، ثم الشروع فى عملية الإنتاج، ممَّا يستغرق بعض الوقت.

٣- **أسباب قانونية ومؤسَّسية:** تعيق الاستجابة الآنية للمتغير التابع، لقاء تغييرات المتغيِّر المستقل. حيث تُساهم القرارات والتشريعات الحكومية، فى إحداث التأخر الزمني، وتُؤثِّر فى اتخاذ القرارات، وتجعل بعض المتغيِّرات تعتمد على متغيرات أخرى بعد مرور مدة زمنية.

طرُق تقدير نماذج التأخير الزمني[٣٢]: يُمكن التفرقة بين نوعين وهما:

- **طريقة قيم التأخير الموزَّعة (أو نماذج التأخير الموزَّع):** تحتوي على قيم سابقة لمتغيرات خارجية مستقلة (تفسيرية)، ليس منهم المتغير التابع. وهنا

التعامل يكون مع نماذج ذات فترات تأخير محدودة (وهي تتضمن عددًا محدودًا من المتغيرات المستقلة فى شكلها الآني والمتأخر).

- طريقة نماذج الانحدار الذاتي (أو نماذج المتغير التابع المتأخر):

تحتوي على قيم سابقة للمتغيرات التابعة كمتغيرات تفسيرية، وتكون ضمن المتغيرات المستقلة على الجانب الأيمن، من نموذج الانحدار. وهنا التعامل يكون مع نماذج ذات فترات تأخير غير محدودة (وهي النماذج التي لا يُمكن تقديرها، فى صورتها الأصلية، لذلك يتمُّ تحويلها إلى نماذج قابلة للتقدير).

نموذج الضبط الجزئي:

نموذج الضبط الجزئي (PAM)، المعروف أيضًا باسم «نموذج ضبط المخزون أو الرصيد»، هو أساسًا شكل من أشكال ترشيد (تحويلة) نموذج Koyck (١٩٥٤)[٣٣] الذي طوَّره مارك نيرلوف[٣٤] فى عام ١٩٥٨.

يقوم هذا النموذج على أن المتغيِّر التابع المتوقَّع أو المرغوب فيه (Y^*) فى الفترة t (يرمز له Y^*_t) لا يمكن ملاحظته مباشرة، وبالتالي يستحيل فى هذه الحالة تقديره.

وصيغته الرياضية على النحو التالي:

$$Y^*_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \mu_t \quad \ldots\ldots (1)$$

Y^*_t المتغير التابع المتوقَّع (أو المرغوب فيه، أو الأمثل، أو فى الأجل الطويل).[٣٥]

X_{it} متغير مستقل (المشاهد) من المتوقَّع أن يُؤثِّر على Y^*_t

μ_t حد الخطأ العشوائي

ويعتمد المتغير Y^*_t فى تقديره على المتغير المستقل المشاهد (X_i).

ونظرًا لأن القيمة المتوقَّعة لـ Y^* لا يُمكن ملاحظتها فورًا، وبشكل آخر نظرًا لأن قيمة Y_t لا تتغيَّر فورًا إلى Y^*_t بتغيُّر X_{it} ، ولكنها تستجيب من خلال العلاقة أو الفرضية التي قام نيرلوف (١٩٥٨)[٣٦] بافتراضها، وهي معادلة الضبط التالية:

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y^*_t - Y_{t-1}) \quad \ldots\ldots (2)$$

أو:

$$Y_t - Y_{t-1} / Y^*_t - Y_{t-1} = \delta$$

حيث:

$Y_t - Y_{t-1}$ = التغيير الفعلي فى قيمة Y

$Y^*_t - Y_{t-1}$ = التغيير المتوقع فى قيمة Y

δ = معامل الضبط الجزئي أو سرعة التعديل أو معلمة التعديل $0 \leq 1 < \delta$

هذه المعادلة: تعني تكاليف التعديل، أي: أن التغيير الفعلي فى المتغير التابع بين فترتين، ما هو إلا جزء بسيط من التغيير المطلوب لتحقيق المستوى الأمثل له. كما تبنى المعادلة على أن القيمة المرغوبة فيها أو المتوقعة فى المتغير التابع، لا تساوي القيمة الفعلية بمعامل الضبط δ. فمعلمة الضبط (أو التعديل) إذن توفر بديلًا لتكاليف التعديل التي يُواجهها الاقتصاد.

فتعنى الفرضية إذن: أن التغير الذي يطرأ على المتغير التابع الفعلي (المشاهد)، هو فى الواقع جزء من التغير التابع المرغوب فيه. بمعنى آخر: التغير فى المتغير الفعلي $(Y_t - Y_{t-1})$ عادة ما يكون أقل من التغير المرغوب فيه $(Y^*_t - Y_{t-1})$؛ نظرًا لوجود بعض المعوقات (الفنية أو النفسية أو المؤسَّسية السابق ذكرها) التي تحول دون التعديل الكامل خلال فترة زمنية واحدة، مفترضًا أن كل تغيير فى المحيط الاقتصادي له أثر على المتغيِّر التابع، موزع على عدة فترات.

كما يُفترض أن يكون التعديل نتيجة لتكاليف التعديل، وعادةً ما تكون غير محددة، ويتمُّ تسجيلها فى المعلمة δ. يُنظر إلى تكاليف التعديل هذه (عوامل لا تسمح بالتعديل الكامل والسريع) على أنها تكاليف معاملات، مثل: تلك الكامنة وراء نماذج طلب المعاملات المالية[٣٧].

وتتم الإشارة إلى درجة الاستجابة بواسطة معامل الضبط الذي هو معامل التعديل[٣٨]. فهو معدل تأخر استجابة المتغير التابع فى التغير طبقًا لتغير المتغيرات المستقلة، الناتجة من الصدمات الاقتصادية على سبيل المثال. قد ينتج معدل الضبط المنخفض، عن وجود ارتفاع تكاليف التعديل التي تتجاوز تكاليف البقاء خارج النطاق الأمثل.

فإذا كانت قيمة $\delta = 1$، فهذا يعني أن قيمة Y الفعلية هي نفس قيمة Y^* المتوقعة $Y^*_t = Y_t$، هذا يعني أن قيمة Y الفعلية، تتكيَّف مع القيمة Y^* المتوقعة لحظيًا (تعديل فوري)، فى نفس الفترة (أي: فى الفترة الواحدة).

إذا كانت القيمة $\delta = 0$ فهذا يعني: أن القيمة الفعلية لـ Y فى الوقت t هي نفسها، التي لُوحظت فى العام السابق، (أي: لا يوجد تعديل) ف $Y_t = Y_{t-1}$.

أمَّا إذا كانت درجة δ = جزئية أي 0.4 مثلا، تعني: أنه يتمُّ إغلاق (تقليل) ٤٠٪ من الفجوة (الانحراف) بين القيمة الفعلية، والقيمة المرغوب فيها فى الفترة الأولى (سنة مثلا) [٣٩]. وفي كل فترة زمنية تالية يتمُّ إغلاق ٤٠٪ بين القيمة الفعلية عند بداية الفترة، والقيمة المرغوبة فيها. أو القول مثلا: أن الاقتصاد عدَّل مستواه الحالي إلى القيمة المُثلى بمعدل ٤٠٪ سنويًا [٤٠].

يُمكن القول: [٤١] أن معادلة التعديل (الضبط) تتضمَّن الحركة الجزئية من موقع الأساس (Y) إلى الموقع الأمثل (Y^*). وأن السرعة التي تمكن من تعديل Y إلى Y^*، عبر الفترة الزمنية الواحدة، تعتمد على معدل الضبط δ، فكلما اقترب من الواحد كان التعديل أسرع وأكبر فى الفترة الجارية، وكلما اقترب من الصفر كان التعديل أبطأ وأصغر فى الفترة الجارية، أي: أن هناك جزءًا صغيرًا من الخلل بين الوضع الفعلي والتوازني يتمُّ تعديله خلال فترة زمنية واحدة. (δ يقيس مدى اقتراب أو ابتعاد Y_t الحالية عن Y_{t-1} السابقة، ويقيس مدى السرعة فى تعديل المستوى الحالي Y إلى المستوى الأمثل Y^*).

يُمكن تلخيص ما سبق فى: أن النهج الذي سيتمُّ استخدامه فى البحث: يفترض أنه يتمُّ إجراء محاولة للوصول بالمستوى الفعلي لـ Y إلى المستوى المطلوب (الأمثل) Y^*، وأن هذه المحاولة تنجح جزئيًا فقط خلال الفترة الواحدة. أي: يفترض أنه يتمُّ تصحيح نسبة من الفرق بين القيمة الحالية والقيمة المُثلى فى كل فترة.

وبإضافة الحد العشوائي V_t ($V_t = u_t - \delta u_{t-1}$) تصبح المعادلة بالشكل التالي:

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y^*_t - Y_{t-1}) + V_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

تتمُّ آلية التعديل فى المعادلة (٣) على النحو التالي:

$$Y_t = \delta (Y^*_t - Y_{t-1}) + Y_{t-1} + V_t$$

$$= \delta Y^*_t - \delta Y_{t-1} + Y_{t-1} + V_t$$

$$= \delta Y^*_t + (1 - \delta) Y_{t-1} + V_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

وبإحلال (١) فى (٤) يُعاد كتابة المعادلة:

$$Y_t = \delta(\alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \mu_t) + (1 - \delta) Y_{t-1} + V_t$$

$$= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 X_{it} + \delta\mu_t + (1 - \delta) Y_{t-1} + V_t$$

$$= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 X_{it} + (1 - \delta) Y_{t-1} + W_t \quad \ldots\ldots (5)$$

حيث: W_t (عبارة عن $\delta u_t + v_t$) حد عشوائي [٤٢].

يتمُّ حل المعادلة (٥) باستخدام الانحدار الخطي، أو اللوغاريتمي المزدوج[٤٣]. ومن ثم يتمُّ تقدير المعلمات المتوقعة α_0 و α_1 و δ و $(1-\delta)$[٤٤]. ومن خلال معرفة $(1 - \delta)$ معامل الاستجابة (للفترة الزمنية المستخدمة (شهري – سنوي) لدى المتغير التابع المتأخِّر، يُمكن معرفة المعلمات α_0 و α_1. وبما أن δ تُشير إلى معدل أو سرعة تعديل Y إلى Y^* فإنها تُمكن من تحديد عدد الفترات المطلوبة لإغلاق (لتغطية) نسبة معينة p من الفجوة أو كلها بين Y^*_t و Y_t. أي: هناك نسبة مئوية ثابتة تفصل بين المستوى الفعلي والمستوى المرغوب فيه تُستبعد كل فترة.

من المستحيل حساب عدد الفترات المطلوبة لإجراء التعديل الكامل، ولكن من الممكن اختيار بعض النسب المئوية التحكمية للتعديل، وحساب عدد الفترات المطلوبة للوصول إليها، أو لحساب النسبة المئوية للتعديل بعد عدد معين من الفترات. وفقًا لـ Nerlove and Adhson (1958)، يمكن تحديد عدد الفترات (n) المطلوبة للتكيف فى حدود ٥ ٪، على سبيل المثال، من مستوى التوازن طويل الأجل بواسطة الصيغة التالية: $0.05 = (1-\delta^n)$[٤٥].

ويُمكن ترميز $\beta_0 = \delta\alpha_0$ ، $\beta_1 = \delta\alpha_1$ ، $\beta_3 = (1 - \delta)$

وبالتالي تكون المعادلة فى الأجل القصير هي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_3 Y_{t-1} + w_t$$

من خلال هذه المعادلة يتمُّ الحصول على المرونة قصيرة الأجل، لمعلمات المتغيرات المفسرة، وبقسمتها على معامل الضبط نحصل على معلمات طويلة الأجل[٤٦].

يُمكن تلخيص ما سبق فيما يلي:

يسمح نموذج الضبط الجزئي بتقدير المرونة فى الأجلين القصير والطويل.

- الفكرة وراء نموذج الضبط الجزئي هي أنه فى حين أن المتغير التابع Y قد يكون مرتبطًا بمتغير مفسر X أو عدة متغيرات، إلا أن هناك خمولًا (عراقيل) فى النظام.

- القيمة الفعلية لـ Y_t هي حلٌّ وسط بين قيمتها فى الفترة الزمنية السابقة Y_{t-1}، والقيمة التي تبررها القيمة الحالية للمتغير المفسر.

- تكون المرونة على المدى الطويل أكبر بكثير من المرونة قصيرة المدى إذا كانت سرعة التعديل بطيئة، أي: قيمة معدل الضبط صغيرة.

- نموذج الضبط الجزئي يُفترض فيه أن الزيادة الفعلية فى المتغير التابع من الوقت $t-1$ إلى الوقت t، $Y_t - Y_{t-1}$، تتناسب مع الفرق بين القيمة المستهدفة والقيمة السابقة، $Y^*_t - Y_{t-1}$.

- القيمة الفعلية للمتغير التابع فى الفترة الزمنية الحالية هي متوسط مرجح للقيمة المرغوبة والقيمة الفعلية السابقة. منطقيًا يجب أن تقع فى الفاصل الزمني ٠ (لا تغيير على الإطلاق) إلى ١ (التعديل الكامل فى الفترة الزمنية الحالية).

المبدأ الاقتصادي لنموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي:

ممَّا سبق يتمحور نموذج الضبط الجزئي حول مبدأ [٤٧] «تقليل التكاليف التي يتحمَّلها اقتصاد ما؛ نتيجة انحراف سِعر الصرف الفعلي (المشاهد) عن سِعر الصرف المرغوب فيه».

انحراف سعر الصرف عن مستواه التوازني يُؤدِّي إلى جملة من الآثار السلبية على الأداء الاقتصادي. فالآثار الاقتصادية المترتِّبة على انحراف سِعر الصرف (خاصة فى حالة المغالاة) عن مستواه المرغوب فيه [٤٨]، والتي تُشكِّل عائقًا (تكاليف) فى طريق تكيُّف أسعار أسواق الصرف الاسمي لتعكس السِّعر التوازني ما يلي:

- ضعف المركز التنافسي على الصعيد الدولي، ومن ثم هروب رؤوس الأموال والتأثير سلبًا على الاستثمار وأسواق المال المحلية.

- انخفاض معدلات نمو الإنتاجية فى الاقتصاد، حيث فى البداية تتجه الشركات إلى تخفيض الإنتاج، ومع استمرار المغالاة تضطر الشركات إلى وقف الإنتاج.

- ضعف الحافز للإنتاج من أجل الصادرات وبدائل الاستيراد؛ لأن الصادرات ستفقد قدرتها التنافسية، وتصبح الواردات أرخص من إنتاج السلع المحلية.

- ضغوط مستمرة على الحساب الجاري، غالبًا ما يتمُّ تخفيف الضغط عن طريق القروض الخارجية، والتسهيلات الائتمانية لتمويل الاستيراد، مما يزيد من أعباء وخدمة الدَّيْن، ويُؤدِّي فى النهاية إلى العجز عن تسديد الالتزامات، ما يزيد من الضغوط على سِعر الصرف.

- تشجيع المضاربة ضد العُملة المحلية فى الأسواق المالية؛ لارتفاع ربحيتها، مما يزيد ما فى حوزة المقيمين من عُملات أجنبية[٤٩]. والتمهيد لظاهرة الدولرة، أي استخدامهم العُملة الأجنبية بدلًا من الوطنية، حيث تفقد الثقة فيها، ونتج عن ذلك آثار منها: تحييد وتهميش السياسة النقدية، والمساس بأحد رموز السيادة (العُملة المحلية).

- التقييم المرتفع للعُملة الوطنية، يُرافقه سوق موازية أكثر انخفاضًا لقيمتها. إذا استمرَّ سِعر العُملة عند مستويات مغالًى فيها لمدة سنة أو أكثر، فإن المضاربات على انخفاض قيمتها ستشتعل، وسيتدهور سِعرها فى المستقبل، ممَّا يُنتج آثارًا مدمرة على الاقتصاد، الأمر الذي يُؤدِّي إلى هروب رؤوس الأموال إلى الخارج[٥٠]. كما أن الخوف من تقلبات العُملة، سيُؤدِّي إلى زيادة درجة عدم اليقين، بشأن ربحية الاستثمار الأجنبي، ممَّا يزيد فى درجة المخاطر، وهو ما يجعل المستثمرين الجدد، لا يقومون على الاستثمار.

- تنشأ ضغوط تضخُّمية لا تحصل بصفة عاجلة، بل بعد مرور فترة من الوقت، تتراوح بين عامين ونصف وأربعة أعوام ونصف. كما أن المغالاة فى قيمة العُملة طريق الانكماش المؤكد[٥١]. فزيادة الرقابة على الصرف بغية الحفاظ على مستويات الصرف المرتفعة عن مستواها التوازني، تعمل على تطبيق سياسة نقدية تقييدية، مما قد يُوقع الاقتصاد فى أزمة كساد حادٍّ، وذات تأثيرات مضادة على الاستثمار والإنتاج.

- تشكل القُوى الشرائية المرتفعة (الطلب الذي يُشكل أساس دراسات الجدوى الاقتصادية)، والمضمونة بسِعر الصرف المرتفع إزاء العالم الخارجي، طلب مغالًى أكبر من حقيقته، يُشجع العديد من الاستثمارات التي لم تتبلور ظروفها الموضوعية بشكل كاف من الاستمرار والانتشار، فهي لم تكن وليدة كفاءة هذه الاستثمارات، إنما يرجع إلى طلب مسنود بسِعر صرف مغالًى فيه.

- تنشأ حوافز سلبية على القطاع الزراعي، خصوصًا إذا تخلَّفت الحكومة عن سياسة دعم الأسعار الزراعية. كما تُحفز على الهجرة من الريف إلى المدينة.

- تفاقم أعباء الدَّيْن الداخلي؛ من جراء التقييم المرتفع للعُملة الوطنية، حيث يمثل هذا التقييم المرتفع التزامات مالية على الدولة سدادها، أو أداؤها كشرط رئيس لاستعادة سِعر الصرف إلى وضعه الطبيعي. فالكتلة النقدية الموجودة فى التداول، والتي تُمثل دَيْنا داخليًا على الدولة، لا يمكن أن تنخفض كميتها إلى المستوى الذي يُعيد التوازن بين السِّعر الرسمي والسِّعر التوازني، إلا إذا قامت الدولة بسداد قيمة التزاماتها بالنقد الأجنبي. فالسِّعر المنضم عن حقيقته يُضاعف من أعباء الديون.

- استمرار حالة مغالاة العُملة يُكبِّد الدولة نفقات وتكاليف باهظة؛ لتوفير الاستقرار فى النظام المالي، فكثيرٌ من الشركات والبنوك ربما تفشل بسبب المضاربة، كما تتجه الكثير من الشركات إلى محاولات الاقتراض بالعُملة المحلية، توقُّعًا لانخفاض قيمتها فى المستقبل، وذلك لتمويل الواردات، ويحدث اضطراب فى قطاع الصادرات، ويترتَّب على ذلك ارتفاع سِعر الفائدة، الأمر الذي يضرُّ بالاستثمار فى الكثير من القطاعات. تُؤدِّي هذه الآثار إلى إفلاس منشآت كثيرة، كما أن إصلاح وإعادة التوازن فى سوق المال يحتاج إلى تكاليف كبيرة [٥٢].

- زيادة أعباء الديون الخارجية.

أما آثار خفض قيمة العُملة المحلية[٥٣] عن السِّعر التوازني فهي:

- زيادة فى العجز الخارجي، إذا كان الميل الحدي لامتصاص الدخل أكبر من الواحد، مع استمرار إيجابية مضاعفة التجارة الخارجية.

- تدهور الميزان التجاري، إذا كان الميل الحدي لامتصاص الدخل أقل من واحد. تدهور حدي التبادل يُؤدِّي إلى التدني فى الدخل القومي.

- زيادة متناسبة فى تكاليف مستلزمات الإنتاج المستورة من الخارج، وكذلك زيادة الأجور، نتيجة الضغوط على الطلب المحلي، مما يُعادل أثر تخفيض سِعر صرف العُملة المحلية، وتحييد النتائج المتوقَّعة من هذا الخفض.

- زيادة قيمة الأصول والعوائد المتوقعة بالعُملة الأجنبية، يتولَّد عنها ضغوط تضخُّمية تُصاحب خفض سِعر العُملة المحلية.

- صعوبة خدمة الدَّيْن الخارجي للشركات، الأمر الذي يحدُّ من تدفُّق القروض الأجنبية لهذه الشركات. مما يزيد من حالات الإفلاس، وزيادة الطاقة العاطلة، وعدم الانتفاع بعنصر العمل وعناصر الإنتاج الأخرى.

بعد استعراض ما سبق؛ ينجم عن انحراف سِعر الصرف الاسمي الفعلي (ER) عن المستوى المرغوب فيه ،(ER^*) نوعان من التكاليف:

النوع الأول: تكاليف تعديل اختلال التوازن The cost of disequilibrium؛ وهي تنجم عن انحراف سِعر الصرف الفعلي (المشاهد)، عن مستواه التوازني. وهذا الانحراف يأخذ الصورة التالية: $ER_t - ER^*_t$

النوع الثاني: تكاليف التعديل الفعلي (The actual cost of adjustment)؛ وهي تنجم عن انحراف، سِعر صرف الفعلي (المشاهد)، عن سِعر صرف الفترة السابقة، وهو جزء من النوع الأول. ويأخذ هذا الانحراف الصورة التالية: $ER_t - ER_{t-1}$

يتكوَّن الفرض الأساسي لنموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي بناء على هذين النوعين من التكاليف، وهو الفرض الذي يحدِّد العلاقة بين المستوى الفعلي لسِعر الصرف ومستواه المرغوب فيه فى الأجل الطويل، فى الصيغة التالية:

$$(ER_t - ER_{t-1}) = \delta(ER_t^* - ER_{t-1}) \qquad (١د)$$

المعدل δ موجب أقل من الواحد فى الغالب؛ لأنه خلال أي فترة زمنية لا يتعدل سِعر الصرف الفعلي تعديلًا كاملًا، بحيث يتساوى مع المستوى المرغوب فيه لسِعر الصرف، أي: قد لا يتمُّ بلوغ المستوى الأمثل على الفور؛ لأسباب متعددة سبق ذكرها، سواء أكانت قيودًا مؤسَّسية، أو البطء فى سلوك المتغيِّرات الاقتصادية، أو وجود فجوات إبطاء زمني أو غيرها.

نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي القابل للتقدير:

نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي يستهدف تقدير مرونة سِعر الصرف (ER)، فى الأجلين القصير والطويل، بالنسبة للمتغيرات النقدية، وبالتحديد: صافي الاحتياطي الأجنبي (NIR)، والأرصدة النقدية (RM)، والمستوى العام للأسعار (CPI)، وسِعر الخصم (DR)، ثم تقدير المرونة الذاتية لسِعر الصرف فى الفترة (t) بالنسبة لسِعر الصرف فى الفترة السابقة (t -1)، وقيد السياسة النقدية كمتغير وهمي (DUMMY) تمهيدًا لبيان مدى استقرار المسار الزمني لسِعر الصرف.

وبناء على ما سبق فإن نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف، يفترض وجود قيمة توازنية لسِعر الصرف، وهي القيمة طويلة الأجل أو المستوى المرغوب فيه لسِعر الصرف الاسمي (ER^*)[٥٤]. وأن القيمة التوازنية طويلة الأجل لسِعر الصرف، هي مزيج خطي لكلٍّ من؛ صافي الاحتياطي الأجنبي، السيولة المحلية، الرقم القياسي للمستهلكين، قيد السياسة النقدية (كمتغير صوري)، سِعر الخصم. وهذا المزيج على الصورة الخطية (طويلة الأجل) التالية:

$$ER^*_t = \alpha_0 + \alpha_1 NIR_t + \alpha_2 M2_t + \alpha_3 CPI_t + \alpha_4 Dummy_t + \alpha_5 DR_t + \mu t \quad (٢د)$$

كل من ($\alpha_1\ \alpha_2\ \alpha_3\ \alpha_4 \alpha_5$) معلمات ثابتة، وأن سِعر الصرف الفعلي للدولار مقابل الجنيه لن يتعادل بالضرورة مع المستوى المرغوب فيه. ومن ثم ستكون هناك محاولات متواصلة، لتعديل مستوى سِعر صرف الجنيه الفعلي اتجاه المستوى المرغوب فيه فى كل فترة زمنية. طبقًا لنظام التعويم المدار الموجَّه الذي هو سمة نظام سِعر الصرف الذي تتبعه مصر[٥٥]، يتمُّ فيه التعديل بطريقة توجيه (مباشر أو غير مباشر) سِعر الصرف ارتفاعًا وانخفاضًا -دون مسار أو هدف محدِّد سلفًا لهذا التأثير- حسبما يتحقَّق مصلحة الاقتصاد القومي[٥٦]. ففي كل فترة زمنية، تحاول السُّلطات أن تقترب أكثر فأكثر من المستوى المرغوب لسِعر الصرف. بمعنى؛ أن التعديل الذي يتمُّ فى أي فترة لن يسدَّ الفجوة القائمة، بين المستوى الفعلي، وبين المستوى المرغوب فيه (الأمثل) لسِعر الصرف. ولكن هذا التعديل سيكون جزئيًا.

معادلة نموذج الضبط الجزئي، لسِعر الصرف فى (د٢) غير قابلة للقياس؛ لأنها تحتوي على سِعر الصرف التوازني (المرغوب فيه أو طويل الأجل)، وهو متغير غير مرئي، ولهذا يأتي دور الفرض الأساسي لنموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف (د١) ليستخدم فى تحويل المعادلة (د٢) من معادلة غير قابلة للتقدير، إلى معادلة قابلة للتقدير، تحتوي على متغيرات مرئية، كما يلي:

$$ER_t = \delta(ER_t^* - ER_{t-1}) + ER_{t-1} + V_t$$
$$ER_t = (\delta)ER_t^* + (1-\delta)ER_{t-1} + V_t \quad (٣د)$$

ومن (د٣) فإن القيمة المتوقعة لسِعر الصرف الفعلي فى الفترة (t)، هي المتوسط المرجح لمستوى سِعر الصرف المرغوب ER^* والمستوى الفعلي لسِعر الصرف فى الفترة السابقة ER_{t-1}، وأوزان الترجيح هي (δ، $1-\delta$).

وبالتعويض (د٢) فى (د٣) نحصل على المعادلة:

$$ER_t = \delta(\alpha_0 + \alpha_1 NIR_t + \alpha_2 M2_t + \alpha_3 CPI_t + \alpha_4 Dummy_t + \alpha_5 DR_t + \mu t) + 1 - \delta\, ER_{t-1} + V_t$$

ويُمكن كتابة المعادلة فى الشكل التالي:

$$= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 NIR_t + \delta\alpha_2 M2_t + \delta\alpha_3 CPI_t + \delta\alpha_4 Dummy_t + \delta\alpha_5 DR_t + \delta\mu t + 1 - \delta\, ER_{t-1} + V_t$$

ثم إعادة كتابتها :

$$= \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 NIR_t + \delta\alpha_2 M2_t + \delta\alpha_3 CPI_t + \delta\alpha_4 Dummy_t + \delta\alpha_5 DR_t + 1 - \delta\, ER_{t-1} + W_t$$

(د٤)

والمعادلة (د٤) تُعطي معادلة الضبط الجزئي لسِعر صرف الدولار مقوَّمًا بالجنيه قابلة للتقدير؛ لأنَّها تنطوي على متغيرات مشاهدة، للفترة (t) والفترة (t-1)، وتُسمَّى المعادلة (د٤) المعادلة قصيرة الأجل للتعديل الجزئي لسِعر الصرف. وبتقدير هذه المعادلة نحصل على القيم المقدرة للمعلمات وهي:

$$\delta\alpha_0, \delta\alpha_1, \delta\alpha_2, \delta\alpha_3, \delta\alpha_4, \delta\alpha_5, 1 - \delta$$

و نحصل على المعلمات الهيكلية (السلوكية) وهي: $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$.

كما أن القيم $\delta\alpha_1, \delta\alpha_2, \delta\alpha_3, \delta\alpha_4, \delta\alpha_5$ **(سواء تعبر عن ميل أو مرونة) تكون فى الأجل القصير، أما قيم** $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ **(سواء كانت تعبر عن ميل أو مرونة) تكون فى الأجل الطويل.**

معامل الضبط الجزئي والمعلمات الهيكلية والتفسير الاقتصادي لهما:

معامل سرعة الضبط وهو δ **ويُسمى معامل التعديل الجزئي؛ لأنه يُشير إلى معامل تعديل سِعر الصرف الفعلي** (ER) **اتجاه سِعر الصرف المرغوب فيه** (ER^*) **وكلما اقترب المعامل من الواحد، تكون تكاليف تعديل اختلال توازن سِعر الصرف، أعلى بكثير من تكاليف التعديل الفعلي لسِعر الصرف (أي: تكاليف تعديل** ER_t **اتجاه** ER_{t-1} .

وإذا اقترب معامل الضبط δ **من الصفر تكون تكاليف تعديل سِعر الصرف الفعلي أعلى بكثير من تكاليف اختلال توازن سِعر صرف.**

كما أن δ تُمكن من تحديد عدد الفترات الزمنية اللازمة، لسدِّ نسبة من الفجوة القائمة، بين سِعر الصرف المرغوب فيه، وسِعر الصرف الفعلي، حيث يتمُّ تغطية نسبة من الفجوة هي δ بعد فترة زمنية واحدة، وتظلُّ من الفجوة بدون تغطية نسبة هي $1-\delta$ ، وبعد نهاية الفترة الثانية سيتمُّ تغطية مقدار يعادل$\delta+\delta(1-\delta)$ ، ومن ثم يتبقى من الفجوة نسبة هي $(1-\delta)^2$، وبعد عدد من الفترات مقدارها (n)، سيتمُّ تغطية $1-(1-\delta)^2$ من الفجوة. ولهذا فإن النسبة (p) التي ستُغطَّى من الفجوة بعد عدد من الفترات (n) هي:

$$P=1-(1-\delta)^n$$

$$1-p=(1-\delta)^n$$

وبأخذ لوغاريتم الطرفين تكون: $$n\log(1-\delta)=\log(1-p)$$

وبالتالي نصل لحساب عدد الفترات (n)، اللازمة لتغطية نسبة (p) من الفجوة، بين سِعر الصرف الفعلي وسِعر الصرف المرغوب فيه بـ:

$$n\log(1-\delta)=\log(1-\delta)$$

التعديل الكامل أو الضبط الكامل هو عندما $\delta=1$ ويكون خلال فترة واحدة (شهر كان أوسنة)، وينعدم التعديل عندما $\delta=0$ (٥٧).

تقدير المعلمات الهيكلية لمعادلة الضبط الجزئي (٥٨):

بعد تقدير معلمات المعادلة قصيرة الأجل للتعديل الجزئي لسِعر الصرف رقم(د٤)، $1-\delta$ وهي معلمة سِعر الصرف المبطئ RE_{t-1}، ومنها نستطيع الحصول على المعلمات السلوكية طويلة الأجل لسِعر الصرف a_i كما يلي: $a_i=\frac{a_i(\delta)}{(\delta)}$ $_{i=1,2}$

وإذا كانت المتغيرات فى المعادلة (د٤) مقاسة فى صورة لوغاريتمية، فإن α_i ستكون هي المرونة طويلة الأجل لسِعر الصرف بالنسبة لمتغير مستقل معين.

وهذه المرونة تفترض استجابة كاملة لسِعر الصرف الفعلي اتجاه سِعر الصرف المخطط له (المرغوب فيه)، بحيث يقترب سِعر الصرف الفعلي منها، فبعد مدة طويلة جدًا تصبح (n) كبيرة جدًا، وحيث إن $0<\delta\leq$ فإن δ^n تقترب من الصفر مع اقتراب (n) من ما لا نهاية، وبالتالي تصبح المرونة طويلة الأجل لسِعر الصرف، والتي تأخذ فى الحسبان إتمام عملية التعديل الجزئي: $a_i(\delta^n)\approx a_i$

ومن ثم فإن α_2 مثلا تعني أن تغيُّر السيولة المحلية بنسبة (١٪)، يُغيِّر سِعر الصرف طويل الأجل بنسبة $\alpha_2\%$، ولكن بعد أن يتمَّ تعديل سِعر الصرف الفعلي، بحيث يقترب جدًا من سِعر الصرف المرغوب فيه يصبح: $ER_t \approx ER_t^*$

أما بالنسبة للمرونة قصيرة الأجل؛ فبعد فترة قصيرة، ولتكن فترة زمنية واحدة شهر، كما فى البحث القائم، فإن تعديل سِعر الصرف الفعلي اتجاه سِعر الصرف المرغوب فيه سيتمُّ بنسبة δ ومن ثم يتبقى بدون تعديل $1-\delta$، وبالتالي يجب استبعاد المقدار الذي بقي بدون تعديل من المرونة طويلة الأجل؛ للحصول على المرونة قصيرة الأجل، وتحسب كما يلي:

$$a_i - \left(a_i \times 1-\delta\right) = a_i(\delta) \rightarrow i = 1,2$$

ولذلك المرونة طويلة الأجل لسِعر الصرف بالنسبة للمستوى العام للأسعار هي α_3، أما المرونة قصيرة الأجل فهي $\alpha_3(\delta)$. والمرونة طويلة الأجل لسِعر الصرف α_3 تعني؛ أن التغير فى المستوى العام للأسعار بنسبة ١٪ (وبمقدار نقطة واحدة) يُفضي إلى تغير سِعر الصرف بنسبة $\alpha_3(\delta)\%$ فى الأجل القصير، وإلى تغير بنسبة $\alpha_3\%$ فى الأجل الطويل. وبعد الأخذ فى الاعتبار تعديل سِعر الصرف الفعلي اتجاه سِعر الصرف المرغوب بنسبة (δ)، وحيث إن التعديل غير كامل، فإن سِعر الصرف الفعلي ER، سيختلف عن سِعر الصرف المرغوب فيه ER^* ومن ثم تصبح المرونة طويلة الأجل، أكبر باستمرار من المرونة قصيرة الأجل؛ لأن الأجل الطويل يسمح بإمكانية التغلب، على كثير من القيود المؤسَّسية والسلوكيات وغيرها، بما يمكن من تعديل أكبر جزء، من الفجوة بين سِعر الصرف الفعلي، وسِعر الصرف المرغوب فيه.

المبحث الثالث

تقدير نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي للجنيه المصري

توضيح:

- مدة البحث: هي (يناير ٢٠١٦ - ديسمبر ٢٠٢٢).

- الصيغة التي سيتمُّ على أساسها تقدير النموذج: هي صياغة خطية لوغاريتمية مزدوجة ولبيانات شهرية:

- سِعر الصرف السوقي الاسمي: ورمزه(LER) وهو معرَّف على أنه: عدد الجنيهات لكل دولار.

- صافي الاحتياطي الأجنبي: ورمزه (LNIR).

- السيولة المحلية بالجنيه: ورمزها (LM2)، وتعرف على أنها: العرض النقدي الاسمي بالمفهوم الواسع، والذي يشتمل على العُملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي، بالإضافة إلى الودائع القابلة للتداول.

- الرقم القياسي للمستوى العام للأسعار: ورمزه (LCPI) ، وهو الرقم القياسي لأسعار المستهلكين.

- المتغيِّر الذي ينوب عن سياسة سِعر الصرف (أو قيد السياسة النقدية): ورمزه (Dummy) وهو متغيِّر صوري، يأخذ قيمًا =١ فى الشهور التي حدثت فيها قفزات فى سِعر الصرف الاسمي، وذلك فى (شهر نوفمبر ٢٠١٦)، (وشهري مارس وأكتوبر ٢٠٢٢)، ويأخذ قيمًا = صفرًا فى الشهور الباقية من فترة الدراسة، حيث ساد ثبات سِعر الصرف الاسمي لحد ما، وفقًا لنظام سِعر الصرف الذي اتُّبع فى مصر، وهو سِعر الصرف المرن الموجه.

- سِعر الخصم: ورمزه (LDR).

- سِعر الصرف المبطئ فترة زمنية واحدة(LER(-1)) لسِعر الصرف.

إذن صورة النموذج المقدَّر للتعديل الجزئي لسِعر الصرف فى الأجَل القصير هي:

$$LER = \delta\alpha_0 + \delta\,\alpha_1 LNIR + \delta\alpha_2 LM2 + \delta\alpha_3 LCPI + \delta\alpha_4 Dummy + \delta\alpha_5 LDR + 1 - \delta\, LER(-1) + W_t$$

نتائج تقدير نموذج الضبط الجزئي وتفسيره:

١. معنوية معلمات النموذج المقدَّر.

٢. اختبار عدم التجانس والارتباط الذاتي بين قيم الأخطاء العشوائية للانحدار.

٣. التفسير الاقتصادي لمعامل التعديل (الضبط) الجزئي δ.

٤. مرونة سِعر الصرف الاسمي للمتغيِّرات المفسرة فى الأجل القصير.

٥. كيفية قياس سِعر الصرف التوازني بمعرفة δ ,1−δ .

٦. مدى استقرار سِعر الصرف الاسمي الحركي فى ظل نموذج الضبط الجزئي المقدَّر.

٧. حساب مرونة سِعر الصرف الاسمي للمتغيِّرات المفسرة فى الأجل الطويل.

٨. المرونة الذاتية والمرونة الحركية الذاتية لسِعر الصرف الاسمي.

٩. قياس سِعر الصرف التوازني للجنيه المصري خلال فترة البحث.

جدول (1) Dependent Variable: LER
Method: Least Squares
Date: 06/11/23 Time: 15:56
Sample (adjusted): 2016M02 2022M12
Included observations: 83 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2012	1.289186	0.047108	0.060731	LNIR
0.0015	3.298879	0.162746	0.536881	LM2
0.0062	-2.814012	0.268919	-0.756742	LCPI
0.0000	4.354451	0.036113	0.157252	Dummy
0.0012	3.366272	0.048844	0.164423	LDR
0.0000	12.88275	0.064475	0.830613	LER(-1)
0.0021	-3.191821	1.649630	-5.265323	C

2.764333	Mean dependent var	0.949555	R-squared
0.228408	S.D. dependent var	0.945572	Adjusted R-squared
-2.945672	Akaike info criterion	0.053287	S.E. of regression
-2.741673	Schwarz criterion	0.215804	Sum squared resid
-2.863716	Hannan-Quinn criter.	129.2454	Log likelihood
1.756540	Durbin-Watson stat	238.4297	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

المصدر/ من إعداد الباحث باستخدام الملحق رقم (١) وتطبيق إيفيوز ١٢.

يتبيَّن من الجدول (١) بعد استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية فى قياس معلمات النموذج، أن صافي الاحتياطي للنقد الأجنبي غير معنوي إحصائيًا، بمعنى أنه: لا يختلف معنويًا عن الصفر حتى عند (١٠٪)، لذا سيتمُّ حذفه من النموذج. ومن ثم سيتمُّ إعادة قياس النموذج، بعد استبعاد هذا المتغيِّر. ويتضح بعد القياس كما فى الجدول (٢) أن النموذج وكذلك كل المتغيِّرات المستقلة والحد الثابت معنوي إحصائيًا. كما يتبيَّن أن معامل التحديد المعدل ٥ ر٩٤٪. أي: أن المتغيِّرات المستقلة تفسر تقريبًا ٩٥٪ من المتغيِّر التابع.

جدول (2) Dependent Variable: LER
Method: Least Squares
Date: 06/11/23 Time: 16:07
Sample (adjusted): 2016M02 2022M12
Included observations: 83 after adjustments

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0022	3.171965	0.128258	0.406829	LM2
0.0100	-2.639508	0.196691	-0.519168	LCPI
0.0000	4.443044	0.036168	0.160698	Dummy
0.0024	3.136915	0.047654	0.149485	LDR
0.0000	13.89351	0.061622	0.856142	LER(-1)
0.0020	-3.193500	1.182243	-3.775493	C

2.764333	Mean dependent var	0.948451	R-squared
0.228408	S.D. dependent var	0.945104	Adjusted R-squared
-2.948135	Akaike info criterion	0.053516	S.E. of regression
-2.773279	Schwarz criterion	0.220524	Sum squared resid
-2.877888	Hannan-Quinn criter.	128.3476	Log likelihood
1.827418	Durbin-Watson stat	283.3471	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

المصدر/ من إعداد الباحث باستخدام الملحق رقم (١) وتطبيق إيفيوز ١٢.

ومن ثم تكون معادلة سِعر الصرف قصيرة الأجل كما يلي:

$$LER_t = 0.406829^{*} LM2_t - 0.519168^{*} LCPI_t + 0.160698^{*} Dummy_t + 0.149485^{*} LDR_t + 0.856142^{*} LER_t(-1) - 3.775493$$

اختبار النموذج لتشخيص وجود مشكلتي الارتباط الذاتي التسلسلي، وعدم تجانس التباين:

لمعرفة مدى جودة مقدرات معلمات النموذج[٥٩] سيتمُّ إجراء الاختبارات التالية:

- تشخيص مشكلة عدم تجانس التباين، باستخدام اختبار وايت:

جدول (3) Heteroskedasticity Test: White

Prob. F(17,65)	0.0000	F-statistic	124.8469
Prob. Chi-Square(17)	0.0000	Obs*R-squared	80.53360
Prob. Chi-Square(17)	0.0000	Scaled explained SS	525.7881

المصدر/ من إعداد الباحث باستخدام الملحق رقم (١) وتطبيق إيفيوز ١٢.

نلاحظ من الجدول (٣) أن مضاعف لاجرانج وهو نفسه Obs*R-squared **يساوي ٥٣٣٦٠ر٨٠ أكبر من القيمة الجدولية، و(** Prob. Chi-Square(17) **يساوي** 0.0000**، كما أن اختبار** F **معنوي، وهذا يُؤكِّد وجود مشكلة عدم تجانس التباين[٦٠].**

- تشخيص مشكلة الارتباط الذاتي، باستخدام اختبار بريوش – جودفري:

يلائم هذا الاختبار جميع الحالات التي يفشل فيها اختبار داربن واتسون من إعطائه نتائج غير حاسمة، ولا يمكن استخدامه عندما يستخدم التخلف الزمني للمتغير التابع، كأحد المتغيرات المستقلة؛ لأنه سيكون متحيِّزًا لقيمته المُثلى (٢)، كما لا يأخذ فى حسبانه الدرجات الأعلى للارتباط الذاتي من الدرجة الثانية والثالثة وغيرها[٦١].

جدول (4) Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.361434	Prob. F(2,75)	0.6979
Obs*R-squared	0.792338	Prob. Chi-Square(2)	0.6729

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/11/23 Time: 20:04
Sample: 2016M02 2022M12
Included observations: 83
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM2	0.012522	0.133870	0.093538	0.9257
LCPI	0.017501	0.199440	0.087750	0.9303
Dumy	-0.004598	0.037328	-0.123178	0.9023
LDR	0.021577	0.061511	0.350785	0.7267
LER(-1)	-0.036955	0.086449	-0.427475	0.6703
C	-0.223460	1.290037	-0.173220	0.8629
RESID(-1)	0.118273	0.140557	0.841455	0.4028
RESID(-2)	0.013233	0.145976	0.090655	0.9280

المصدر/ من إعداد الباحث باستخدام الملحق رقم (١) وتطبيق إيفيوز ١٢.

يُلاحظ من جدول (٤) أن القيم الاحتمالية لكلٍّ من إحصائية F، ومضاعف لاجرانج Obs*R-squared، أكبر من مستوى الدلالة 0,05؛ أي: غير معنوية. وهذا يُشير إلى أن النموذج لا يُعاني من مشكلة الارتباط الذاتي(٦٢).

علاج مشكلة عدم تجانس التباين: باستخدام طريقة Newy- West؛ وهي الأخطاء القياسية المصحَّحة أو المتسقة (المعروفة باسم HAC). وتستخدم فى حالة عدم توافر الفروض الأساسية الكلاسيكية الخاصة بحدود الخطأ العشوائي، والمتمثلة أساسًا فى وجود ارتباط ذاتي وعدم ثبات التباين، الواجب توافرها لهذه الحدود فى طريقة المربعات الصغرى العادية، وكما لا تستخدم إلا فى العينات ذات الحجم الكبير كما فى حالتنا. وبالتالي لا داعي للاهتمام بتحويلة EGLS(٦٣).

جدول (5)

Dependent Variable: LER
Method: Least Squares
Date: 06/27/23 Time: 18:58
Sample (adjusted): 2016M02 2022M12
Included observations: 83 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0223	2.332827	0.174393	0.406829	LM2
0.0412	-2.076752	0.249990	-0.519168	LCPI
0.2032	1.283405	0.125212	0.160698	Dummy
0.0283	2.235569	0.066867	0.149485	LDR
0.0000	12.54506	0.068245	0.856142	LER(-1)
0.0206	-2.364098	1.597012	-3.775493	C

2.764333	Mean dependent var	0.948451	R-squared
0.228408	S.D. dependent var	0.945104	Adjusted R-squared
-2.948135	Akaike info criterion	0.053516	S.E. of regression
-2.773279	Schwarz criterion	0.220524	Sum squared resid
-2.877888	Hannan-Quinn criter.	128.3476	Log likelihood
1.827418	Durbin-Watson stat	283.3471	F-statistic
207.1110	Wald F-statistic	0.000000	Prob(F-statistic)
		0.000000	Prob(Wald F-statistic)

المصدر/ من إعداد الباحث باستخدام الملحق رقم (١) وتطبيق إيفيوز ١٢.

من الجدول (٥) الذي استُخدمت فيه طريقة Newy- West **المصحّحة للأخطاء القياسية، لمُعالجة بعض المشاكل التي اعترت طريقة المربعات الصغرى العادية السابق ذكرها، خاصة مشكلة عدم تجانس التباين؛ تبيَّن أن معادلة سِعر الصرف الاسمي فى الأجل القصير كما يلي:**

$$LER_t = 0.406829^{*} LM2_t - 0.519168^{*} LCPI_t + 0.160698^{*} Dummy_t + 0.149485^{*} LDR_t + 0.856142^{*} LER_t(-1) - 3.775493$$

وبمقارنة هذه المعادلة، مع معادلة سِعر الصرف الاسمي LER **قصيرة الأجل، طبقًا لطريقة المربعات الصغرى العادية [٦٤]، نلاحظ أنه لا تُوجد فروق تُذكر فى قيم المعلمات تقريبًا.**

ولكن ظهر الاختلاف فى قيم الانحرافات المعيارية لمتغيِّرات الدراسة فى النموذج المعدَّل، حيث ارتفعت، عن نموذج المربعات الصغرى العادية. فى حين انخفضت قيم اختبار t للمتغيِّرات المفسرة. مما نتج عن ذلك أن المتغيِّر الوهمي أصبح غير معنوي، وبالتالي لا تختلف قيمته عن الصفر، أي: لا تأثير له على المتغير التابع، وليس هناك تأثيرات غير طبيعية على سِعر الصرف الاسمي.

التفسير الاقتصادي لمعامل الضبط الجزئي:

بما أن معادلة سِعر الصرف الاسمي (الدولار مقوَّمًا بالجنيه):

$$LER_t = \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 LM2_t + \delta\alpha_2 LCPI_t + \delta\alpha_3 Dummy_t + \delta\alpha_4 LDR_t + 1-\delta\, LER_t(-1) + W_t$$

فإن معامل سِعر الصرف المتأخر (فى صورة لوغاريتمية) $LER_t(-1)$ هو $1-\delta$ ومعامل الضبط الجزئي هو δ، ومن النموذج المقدر طبقًا لطريقة Newy- West وهو النموذج الذي سنعتمد عليه فى التحليل فإن:

$$1-\delta = 0.856142$$

وبالتالي فإن معامل الضبط الجزئي δ يصبح:

$$\delta = 1 - 0.856142 = 0.143858$$

وهذه القيمة لمعامل الضبط تُشير إلى أن (١٤,٣٩٪) من الفجوة (الفرق) بين سِعر الصرف الفعلي، وسِعر الصرف المرغوب فيه، يتمُّ تغطيتها (أو التخلُّص منها) فى الشهر الأول. وبما أن معامل الضبط جاء منخفضا، أي: أن هناك تسوية أو تعديلًا بطيئًا، فهذا إشارة إلى وجود عقبات هيكلية عديدة، ومشاكل اقتصادية تحول دون جعل سِعر الصرف الفعلي على مسار سِعر الصرف المرغوب فيه. وانخفاض معامل الضبط يُشير إلى أن تكاليف تعديل اختلال توازن سِعر صرف (وهي تكاليف تنجم عن انحراف سِعر الصرف الفعلي عن مستواه التوازني) أقلُّ بكثير من تكاليف التعديل الفعلي لسِعر الصرف (وهي تكاليف تنجم عن انحراف سِعر صرف فى الفترة الحالية (t) عن مستوى سِعر الصرف فى الفترة السابقة (t-1).

حيث إنه كلما اقترب معامل الضبط δ من الصفر، تكون تكاليف تعديل سِعر الصرف الفعلي أعلى بكثير من تكاليف اختلال توازن سِعر صرف. وفي ضوء قيمة معامل الضبط δ فإن عدد الشهور التي يستغرقها تغطية (٩٩٪)من الفجوة بين سِعر

الصرف الفعلي وسِعر الصرف المرغوب فيه (أو المخطط) هو:

$n=\log 1-p/\log 1-\delta = 29.6$ شهر

إذن: عدد الشهور التي تُستغرق لتغطية (٩٩٪) من الفجوة بين سِعر الصرف المرغوب وسِعر الصرف الفعلي هو ٢٩,٦ شهرًا، ومن ثم فإن الفجوة تُصبح ١٪ بعد (٣٠) شهرًا تقريبًا لتقليل ٩٩٪ من مسافة القيمة المُثلى لسِعر الصرف الاسمي.

مرونة سِعر الصرف الاسمي للمتغيِّرات المفسرة فى الأجل القصير:

تعطى المعلمات المقدرة للمتغيِّرات المستقلة (التفسيرية) المرونات قصيرة الأجل لسِعر الصرف الاسمي، وتلك المعلمات صيغتها العامة: $a_i(\delta)$

ويُلاحظ من الجدول الأخير (٥) أن جميع المعلمات اللوغاريتمية للمتغيِّرات المستقلة المفسرة من المعروض النقدي (LM2) والمستوى العام للأسعار (LCPI) وسِعر الخصم (LDR) وسِعر الصرف المبطئ (LER (-1) معنوية عند مستويات لا تتعدى (٠,٠٥)، كما أن ثابت الانحدار معنوي أيضًا وبإشارة سالب، وهو ما يعني أن لها تأثيرًا جوهريًا ومعنويًا فى نفس الوقت على سِعر الصرف. كما لوحظ أن المتغير الصوري (Dummy) تحوَّل إلى متغير غيري معنوي عند مستوى معنوية (٠,٢٠)، وهو ما يعني: أن قيمته لا تختلف عن صفر، وبالتالي عديم التأثير.

مرونة سِعر الصرف المبطئ (معدل الضبط الذاتي) LER(-1):

مرونة سِعر الصرف المبطئ تختلف معنويًا عن الصفر عند مستوى (0.000). وقيمتها بالموجب ٠,٨٥٦١٤٢ وهي قليلة المرونة، وهو ما يدلُّ على أن الوحدات الاقتصادية لا تُغيِّر سلوكها بسرعة استجابة للتغيُّرات فى المتغيِّرات المفسرة.

والمرونة هذه مرآة أثر السلوك السالف لسِعر الصرف الاسمي على سلوك سِعر الصرف الاسمي القائم فى الفترة الحالية، وهو أثر سوف يكون مستمرًا، وقد يكون متزايدًا أو متناقصًا، مما يزيد أو يخفض تقلُّبات سِعر الصرف، وهذا يتوقَّف على قيمة المرونة الذاتية الحركية، لسِعر الصرف الاسمي، كما سيتبيَّن بعد قليل.

مرونة سِعر صرف الاسمي بالنسبة للمعروض النقدي الواسع M2:

مرونة سِعر الصرف بالنسبة للعرض النقدي الواسع M2 تختلف معنويًا عن الصفر عند مستوى (٠,٠٢٢). والقيمة المقدَّرة لها بالموجب (٠,٤٠٦٨٢٩)، وهذا متوافق مع

التوقُّعات، وهذا يعنى أن كل تغيُّر فى مستوى العرض النقدي بنسبة (١٠٪) يترتَّب عليه تغيُّر فى سِعر صرف العُملة الأجنبية فى نفس الاتجاه بنسبة (٤,٠٦٨٪) وعكسي فى سِعر صرف العُملة المحلية، ويكون بذلك سِعر الصرف غير مرن بالنسبة للعرض النقدي الواسع فى الأجل القصير، ففي الأجل القصير يكون سِعر الصرف أقلَّ قُدرة على التكيُّف مع التغيُّرات التي تطرأ على المعروض النقدي.

مرونة سِعر الصرف الاسمي بالنسبة للمستوى العام للأسعار:

مرونة سِعر الصرف بالنسبة للمستوى العام للأسعار تختلف معنويًا عن الصفر، وذلك عند مستوى (٠,٠٤١) والقيمة المقدرة لها بالسالب (٠,٥١٩١٦٨)، وهي تعني أن كل تغيُّر فى المستوى العام للأسعار بنسبة (١٠٪) يترتَّب عليه تغيُّر معاكس فى سِعر صرف العُملة الأجنبية بنسبة (٥,١٩٪)، وفي نفس اتجاه سِعر صرف العُملة المحلية. بذلك يكون سِعر الصرف الاسمي غير مرن بالنسبة للمستوى العام للأسعار فى الأجل القصير. ففي الأجل القصير يكون سِعر الصرف الاسمي أقلَّ قُدرة، على التكيُّف، مع التغيُّرات التي تطرأ على المستوى العام لأسعار المستهلكين. كما أن إشارة متغيِّر المستوى العام للأسعار سالبة مخالفة للتوقُّعات، والتي تقرر أن تكون الإشارة موجبة.

ربما يعود ذلك إلى أن محصلة اختلاف مستويات الأسعار (الأسعار النسبية) بين الشركاء التجاريين قد يكون فى صالح الجنيه، مثل تركيا فى السنوات الأخيرة، ومن هنا تكون الإشارة متوافقة نظريًا خاصة، ويُشير سِعر صرف الجنيه إلى تعادل القوة الشرائية قيمة أفضل من قيمته الاسمية.

وأيضًا كما جاء فى أدبيات سِعر الصرف السابق ذكرها، يترتَّب على التوسُّع النقدي تخفيضٌ مباشر فى سِعر صرف العُملة الوطنية، وهذا ما لُوحظ فى البحث واتجاه العلاقة المتوافقة كما سبق ذكره. كما يترتَّب على التوسُّع النقدي ارتفاع فى المستوى العام للأسعار نتيجة التعديلات، التي تحدث فى سوقي الإنتاج والنقد، وهذا فى الأغلب ما حدث خلال فترة البحث. وقد يكون هذا الارتفاع فى الأسعار، مصحوبًا بارتفاع فى سِعر صرف العُملة الوطنية، وهذا متوافق مع نتائج النموذج القياسي، وهو ما يُشير إلى أن سلوك كل من المستوى العام للأسعار وسِعر الصرف، قد يكونا متناسقين، ولكن ارتفاع سِعر صرف العُملة المحلية لا يلغي الأثر المباشر، المتمثِّل فى أن التوسُّع النقدي يترتَّب عليه تخفيضٌ مباشر فى سِعر صرف العُملة الوطنية. كما أن

هناك أثرًا مباشرًا لسِعر الصرف، على التضخُّم المحلي، حيث إن سِعر الصرف هو القناة التي ينتقل من خلالها أثر التوسُّع النقدي إلى الطلب الكلي.

مرونة سِعر الصرف الاسمي بالنسبة لسِعر الخصم:

مرونة سِعر الصرف بالنسبة لسِعر الخصم تختلف معنويًا عن الصفر عند مستوى (٠,٠٢٨). والقيمة المقدرة (٠,١٤٩٤٨٥) بإشارة موجب، وهذا يعنى أن تغيُّرًا فى سِعر الخصم بنسبة (١٠٪) يرتب تغيُّرًا فى نفس الاتجاه فى سِعر صرف العُملة الاجنبية بنسبة (١,٤٩٪)، ويكون عكسيًا مع سِعر صرف العُملة الوطنية، ويكون بذلك سِعر الصرف غير مرن بالنسبة لسِعر الخصم فى الأجل القصير، ففي الأجل القصير يكون سِعر الصرف أقلَّ قُدرة على التكيُّف مع التغيرات التي تطرأ على سِعر الخصم وأسعار الفائدة. ربما تعود الإشارة الموجبة غير المتوافقة مع ما هو متوقع إلى أن سِعر الفائدة القائم خلال فترة البحث لم يُشجع على اجتذاب رؤوس الأموال الأجنبية بالشكل المرضي، بل عمل على هروب بعض القائم منها مع خروج رؤوس الأموال الساخنة مع بداية عام ٢٠٢٢، بعد اتجاه الدول المتقدمة إلى انتهاج سياسة تقييدية قائمة على ارتفاع أسعار الفائدة لمواجهة التضخُّم الذي أصابها. كما أن التأثيرات الإيجابية، لتغيرات أسعار الفائدة، فى جذب رؤوس الأموال، قد يتلاشى أو قد يتحوَّل إلى تأثيرات سلبية، بسبب اختلاف فى الاتجاهات التضخمية[٦٥].

كيفية قياس سِعر الصرف التوازني بمعرفة δ ,$1-\delta$

إذا استخدمنا المعادلة التالية:

$$LER_t = \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 LM2_t + \delta\alpha_2 LCPI_t + \delta\alpha_3 Dummy_t + \delta\alpha_4 LDR_t + 1-\delta\, LER_t(-1) + W_t$$

حيث: $1-\delta$ المرونة الذاتية لسِعر الصرف الاسمي، بالنسبة لمستوى سِعر الصرف الاسمي فى فترة سابقة.

$\delta\alpha_0$ وهو الثابت أو القاطع الصادي، ويُمثِّل سِعر الصرف الاسمي، عندما تكون كل المتغيرات المفسرة تساوي صفرًا.

$\delta\alpha_1$ هي المرونة السِّعرية لسِعر الصرف الاسمي (مرونة سِعر الصرف بالنسبة للعرض النقدي $M2$) فى الأجل القصير.

$\delta\alpha_2$ هي المرونة السِّعرية لسِعر الصرف الاسمي (مرونة سِعر الصرف بالنسبة للمستوى العام للأسعار) فى الأجل القصير.

$\delta\alpha_3$ هي المرونة السِّعرية لسِعر الصرف الاسمي (مرونة سِعر الصرف بالنسبة للمتغير الصوري) فى الأجل القصير.

$\delta\alpha_4$ هي المرونة السِّعرية لسِعر الصرف الاسمي (مرونة سِعر الصرف بالنسبة لسِعر الخصم) فى الأجل القصير.

ومن النموذج المقدر بطريقة Newy- West فإن جميع المعلمات اللوغاريتمية للمتغيرات المفسرة وثابت الانحدار، معنويَّة إحصائيًا، ما عدا المتغير الصوري غير فهو معنوي إحصائيًا، ومن ثم فهو لا يختلف معنويًا عن الصفر، وبالتالي أصبح النموذج المقدر على الصورة التالية بعد استبعاد المتغير الصوري:

$$LER_t = 0.406829 \times LM2_t - 0.519168 \times LCPI_t + 0.149485 \times LDR_t + 0.856142 \times LER_t(-1) - 3.775493$$

وعند استخدام السيولة المحلية كما فى شهر يناير ٢٠٢٣، ٧٧١٠٤٣٢ جنيه والرقم القياسي ١٥٠,٦، وسِعر الخصم ١٦,٧٥٪. وبتحويل هذه القيم إلى اللوغاريتم الطبيعي، يمكن حساب سِعر الصرف التوازني، كما فى الجدول التالي.

جدول (٦) قياس سِعر صرف الجنيه التوازني فى يناير ٢٠٢٣

المتغيرات	LM٢	LCPI	LDR	C	LER(-1)			
	($\delta\alpha_1$)	($\delta\alpha_2$)	($\delta\alpha_4$)	($\delta\alpha_0$)	(1-δ)	(δ)	LERt	LERt/(δ)
قيم المعلمات المقدرة	٠,٤٠٦٨٢٩ (أ)	- ٠,٥١٩١٦٨ (ب)	٠,١٤٩٤٨٥ (د)	- ٣,٧٧٥٤٩ (ه)	٠,٨٥٦١٤٢	٠,١٤٣٨٥٨	٠,٥٢٥٥١٢٧	٣,٦٥٢٩٩٦٠١١
قيم المتغيرات باللوغاريتم النيبيري	١٥,٨٥٨٠٨ س	٥,٠١٤٦٢٧ ص	٢,٨١٨٣٩٨ ك				سِعر الصرف الأمثل	
							٣٠,٩٧٩٢١	

المصدر/ تم إعداده بمعرفة الباحث مستعينًا بجدول (٥) ونفس مصادر جدول الملحق (١).

حيث LER_t = أ×س – ب×ص + د×ك – هـ

سِعر الصرف الأمثل (طويل الاجل أو المرغوب فيه أو المستهدف) بعد فك اللوغاريتم النيبيري عن المقدار (LER_t/(δ) نلاحظ أن السِّعر الذي يجب أن يسـود فى شهر يناير ٢٠٢٣ هو ٣٠,٩٧٩٢١ جنيه لكل دولار.

كما تبيَّن أن الثابت أو تقاطع الانحدار قيمة سالبة، وإذا اعتبرنا أن الإشارة السالبة للثابت منطقية، فتعود إلى أن مصر متلقية لمساعدات ومنح وودائع وقروض بالدولار. ويُمكن تفسير القيمة السالبة هذه على أنها عدم احتمال إجراء أي عمليات تبادل للعملات طالما المتغيرات المفسرة تساوي صفرًا، ولكن الأقرب للمنطق وهو فى حالة كون المتغيرات المفسرة تساوي صفرًا، فإن قيمة الجنيه قد تكون بالسالب؛ بسبب كون مصر من الدول المستقبلة للمنح والمساعدات والودائع من قِبَل الدول الصديقة والمؤسَّسات المالية الإقليمية والدولية، وأيضًا للقروض الميسَّرة.

مدى استقرار سِعر الصرف الاسمي الحركي فى ظل نموذج الضبط الجزئي المقدر:

يُطلق على مرونة سِعر الصرف فى الفترة (t)، بالنسبة لسِعر الصرف فى الفترة السابقة على (t)، بالمرونة الذاتية لسِعر الصرف الاسمي، وهي نسبة التغيُّر فى سِعر الصرف الفترة (t)، الناجم عن تغيُّر سِعر صرف الفترة سابقة (t-1). وتلعب المرونة الذاتية لسِعر الصرف الاسمي دورًا محوريًا فى تحديد مدى ونطاق التقلُّب فى سِعر الصرف الاسمي، وهذه المرونة تعكس أثر السلوك السالف لسِعر الصرف الاسمي على سلوك سِعر الصرف الاسمي القائم، فى المدة الحالية، وهو أثر سوف يكون مستمرًا، وقد يكون متزايدًا أو متناقصًا، مما يزيد أو ينقص تقلبات سِعر الصرف، وهذا يتوقف على قيمة المرونة الذاتية الحركية لسِعر الصرف الاسمي.

يُساهم $(1-\delta)$ الذي يُمثِّل المرونة الذاتية لسِعر الصرف الاسمي، فى معرفة مدى استقرار سِعر الصرف حركي $(1-\delta)^t$ فى ظل نموذج الضبط الجزئي، المرونة الذاتية الحركية لسِعر الصرف تعتمد بشكل أساس على المرونة الذاتية لسِعر الصرف، وذلك عند افتراض ثبات العوامل المؤثرة عليه؛ أي: نفترض فى النموذج القائم ثبات كلٍّ من المستوى العام للأسعار، وعرض النقد بمفهومه الواسع، وسِعر الخصم، فإذا كانت قيمة المرونة الذاتية لسِعر الصرف[٦٦]:

(أ) $1-\delta>1$ فإن هذا يعني أن سِعر الصرف مرن ذاتيًا، والمرونة الحركية الذاتية $(1-\delta)^t$ تكون متزايدة مع الزمن، ومن ثم سيبتعد المسار الزمني لسِعر الصرف عن المسار التوازني، ولن يكون التوازن مستقرًا.

(ب) $1-\delta<1$ فإن هذا يعني أن سِعر الصرف يكون غير مرن ذاتيًا، والمرونة الحركية الذاتية $(1-\delta)^t$ تكون متناقصة مع الزمن، ومن ثم سيتقارب المسار الزمني لسِعر الصرف

من المسار التوازني، ويؤول سِعر الصرف الاسمي فى النهاية إلى المستوى التوازني.

وحيث إن نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي المقدر فى البحث أعطى قيمة مقدرة لـ δ-1 = 0.856142، وهي أقل من الواحد، فإن المرونة الحركية الذاتية $(1-\delta)^t$ تكون متناقصة مع الزمن، ومن ثم سيتقارب المسار الزمني لسِعر الصرف الاسمي من المسار التوازني، ويؤول سِعر الصرف الاسمي فى النهاية إلى المستوى التوازني، وهو ما تم مشاهدته خلال فترة البحث كما سيتضح لاحقًا فى جدول (٧). وبالتالي فإن نموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي يستوفى شرط استقرار التوازن، بافتراض ثبات العوامل الأخرى المؤثرة على سِعر الصرف.

حساب مرونة سِعر الصرف الاسمي للمتغيرات المفسرة فى الأجل الطويل:

وبما أنه تمَّ تقدير المرونات قصيرة الأجل، وتمَّ تقدير(δ)، وبناءً على تلك التقديرات فإن المرونة طويلة الأجل تُحسب من خلال المعادلة[٣٧]: $a_i = \frac{a_i(\delta)}{(\delta)}$

$$LER_t = 0.406829 \times LM2_t - 0.519168 \times LCPI_t + 0.160698 \times Dummy_t + 0.149485 \times LDR_t + 0.856142 \times LER_t(-1) - 3.775493$$

وبناءً على ذلك فإن المرونة طويلة الأجل لسِعر الصرف بالنسبة لمتغيرات النموذج لها القيم المقدرة التالية:

١- معامل LM2 α_1=0.406829/0.143858=2.82799

٢- معامل LCPI α_2= - 0.519168/0.143858= - 3.60889

٣- معامل Dummy α3=0.160698/0.143858= 1.1

٤- معامل سِعر الخصم α4=0.149485/0.143858= 1.03911

٥- ثابت الانحدار α_0= - 3.775493/0.143858= - 26.24

القيم المقدرة السابقة هي للمعلمات الهيكلية (أو المعلمات السلوكية) لنموذج الضبط الجزئي لسِعر الصرف الاسمي طويل الأجل، والذي يفترض إتمام تعديل سِعر الصرف الفعلي اتجاه سِعر الصرف المرغوب فيه، ويصبح النموذج طويل الأجل على هذه الصورة بعد إسقاط LER(-1):

$$LER_t = 2.82799 \times LM2_t - 3.60889 \times LCPI_t + 1.1 \times Dummy_t + 1.03911 \times LDR_t - 26.24$$

ومع إسقاط المتغيِّر الوهمي -كما سبق وأن ذكرنا لعدم معنويته، حيث قيمته لا تختلف عن الصفر- يصبح النموذج طويل الأجل على الصورة النهائية التالية:

$$LER^*_t = 2.82799 \times LM2_t - 3.60889 \times LCPI_t + 1.03911 \times LDR_t - 26.24$$

يتبيَّن ممَّا سبق أن المرونات طويلة الأجل لمتغيرات النموذج أكبر من المرونات قصيرة الأجل لها، وبما أن هذه المرونات معنوية إحصائيًا فى الأجل القصير فهي معنوية أيضًا فى الأجل الطويل.

- فمرونة سِعر الصرف الاسمي، بالنسبة للمعروض النقدي الواسع، فى الأجل الطويل، تُقدَّر بـ (٢,٨٣) تقريبًا، مما يدلُّ على مرونته، فإذا تغيَّر المعروض النقدي الواسع بنسبة (١٠٪) وبعد إتمام عملية التعديل وتكيُّف سِعر الصرف فى الفترة الحالية لسِعر الصرف فى الفترات السابقة، يتغيَّر سِعر الصرف -فى الأجل الطويل- فى نفس اتجاه السيولة المحلية وبنسبة (٢٨,٣٪)، مما يدلُّ على أن تغيُّرات السيولة المحلية تلعب دورًا جوهريًا فى التأثير على سِعر صرف الدولار بارتفاع سِعره أمام الجنيه، وأن استمرار التوسُّع النقدي قد يُساهم مساهمة كبيرة فى تدهور سِعر صرف الجنيه أمام الدولار.

- أما مرونة سِعر الصرف بالنسبة للمستوى العام للأسعار فتُقدَّر بـ (-٣,٦) مما يدلُّ على أن سِعر الصرف مرن بالنسبة للمستوى العام للأسعار فى الأجل الطويل، فإذا تغيَّر المستوى العام للأسعار بنسبة (١٠٪) وبعد إتمام عملية التعديل، وتكيَّف سِعر الصرف فى الفترة الحالية لسِعر الصرف فى الفترات السابقة، يتغيَّر سِعر الصرف - فى الأجل الطويل- فى عكس اتجاه المستوى العام للأسعار وبنسبة (٣٦٪)، مما يدلُّ على أن ارتفاع المستوى العام للأسعار (التضخم) يعمل على تخفيض سِعر صرف العُملة الأجنبية، وارتفاع سِعر صرف العُملة الوطنية (الجنيه).

- كما أن مرونة سِعر الصرف، بالنسبة لسِعر الخصم تُقدَّر بـ (١,٠٤) أكبر من الواحد بشكل طفيف جدًا، ممَّا يدلُّ على أن سِعر الصرف متكافئ بالنسبة لسِعر الخصم فى الأجل الطويل. فإذا تغيَّر سِعر الخصم بنسبة (١٠٪)، فإن سِعر الصرف يتغيَّر فى نفس الاتجاه بنسبة (١٠,٤٪)، بعد إتمام عملية التعديل، وتكيف سِعر الصرف فى الفترة

الحالية لسِعر الصرف فى الفترات السابقة، مما يدلُّ على أن تغيرات سِعر الخصم (ومن ثم سِعر الفائدة) تلعب دورًا شبه متكافئ فى التأثير على سِعر الصرف.

قياس سِعر الصرف التوازني للجنيه المصري خلال فترة البحث:

جدول (٧) قياس سِعر الصرف التوازني فى مصر

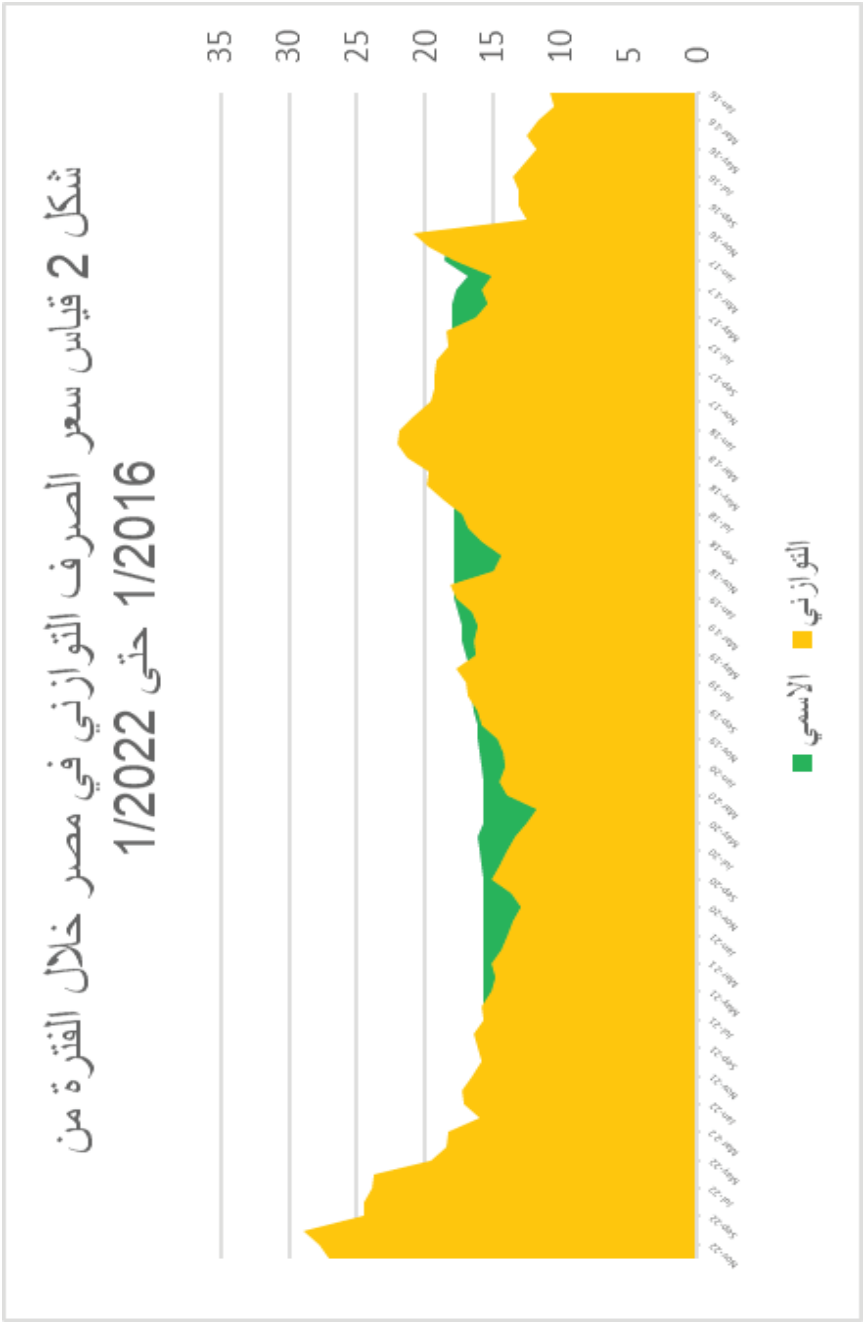
خلال الفترة من شهر يناير ٢٠١٦- حتى شهر ديسمبر ٢٠٢٢

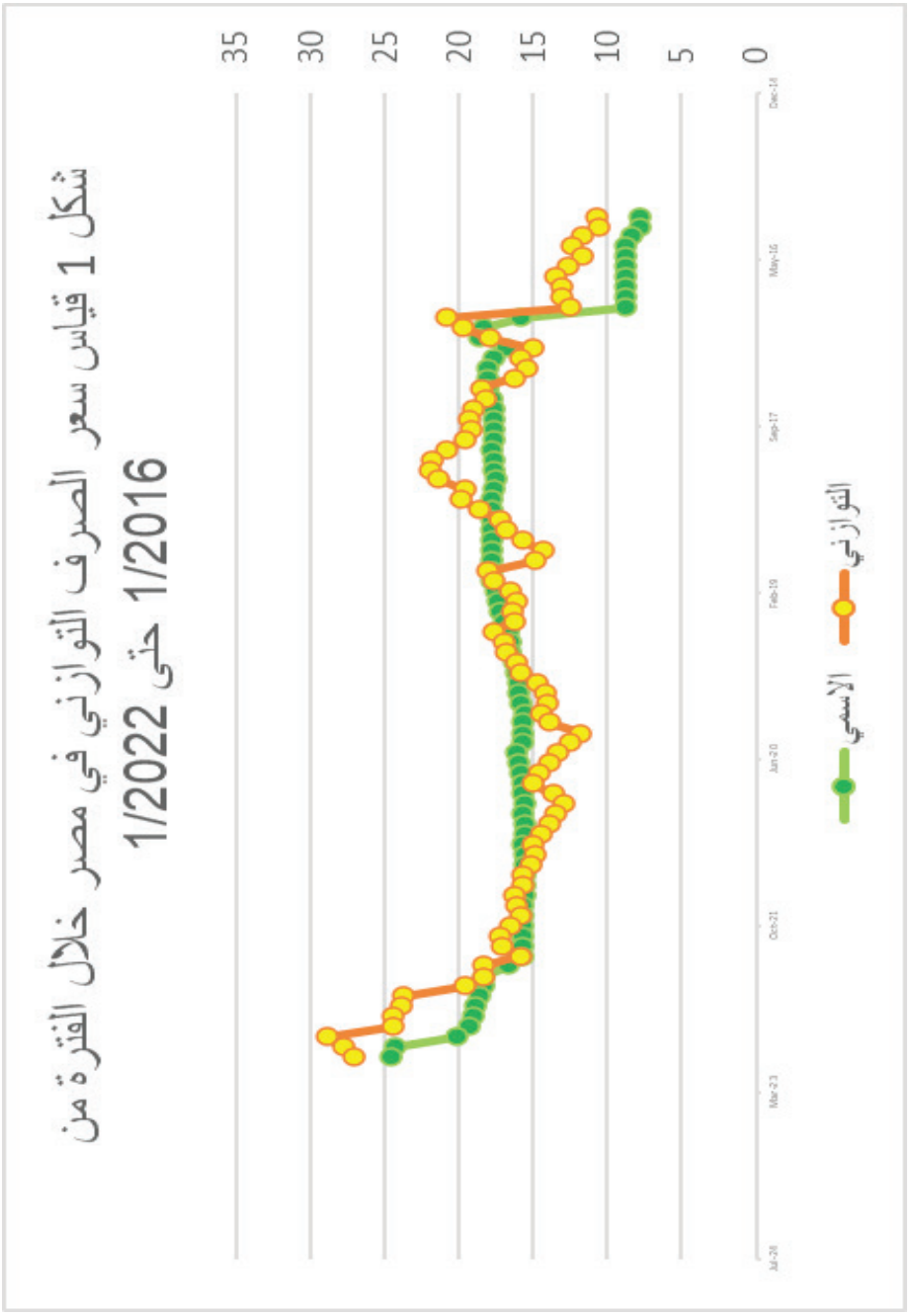
الشهور	السّعر الاسمي	السّعر التوازني	الشهور	السّعر الاسمي	السّعر التوازني	الشهور	السّعر الاسمي	السّعر التوازني
Jan-16	7.81	10.80273	May-18	17.78	19.83373	Sep-20	15.72	15.09752
Feb-16	7.81	10.54794	Jun-18	17.83	18.63394	Oct-20	15.66	13.68678
Mar-16	8.45	11.68353	Jul-18	17.84	17.23038	Nov-20	15.62	13.02275
Apr-16	8.86	12.45478	Aug-18	17.83	16.82575	Dec-20	15.71	13.49672
May-16	8.86	11.73467	Sep-18	17.86	15.77447	Jan-21	15.65	13.98281
Jun-16	8.86	12.661	Oct-18	17.86	14.38385	Feb-21	15.62	14.44927
Jul-16	8.86	13.48484	Nov-18	17.86	14.95769	Mar-21	15.66	15.05341
Aug-16	8.86	13.14126	Dec-18	17.86	18.06671	Apr-21	15.64	14.85208
Sep-16	8.86	13.09415	Jan-19	17.8	17.69922	May-21	15.62	15.1109
Oct-16	8.86	12.49806	Feb-19	17.53	16.54726	Jun-21	15.62	15.77981
Nov-16	15.81	20.90396	Mar-19	17.33	16.10039	Jul-21	15.64	15.75232
Dec-16	18.42	19.7318	Apr-19	17.22	16.38997	Aug-21	15.65	16.3415
Jan-17	18.6	17.92086	May-19	16.97	16.23313	Sep-21	15.66	16.11821
Feb-17	16.9	15.05895	Jun-19	16.68	17.66776	Oct-21	15.66	15.80958
Mar-17	17.65	15.80906	Jul-19	16.56	17.01819	Nov-21	15.66	16.51742
Apr-17	18.03	15.46474	Aug-19	16.52	16.82339	Dec-21	15.71	17.30342
May-17	18.03	16.28453	Sep-19	16.35	16.17981	Jan-22	15.66	17.07113

15.93248	15.66	Feb-22	15.80515	16.17	Oct-19	18.43879	18.04	Jun-17
18.29594	16.68	Mar-22	14.71482	16.07	Nov-19	18.25098	17.86	Jul-17
18.35889	18.36	Apr-22	14.201	16.03	Dec-19	19.12184	17.71	Aug-17
19.60299	18.38	May-22	14.10153	15.83	Jan-20	19.31128	17.61	Sep-17
23.75368	18.68	Jun-22	14.55032	15.63	Feb-20	19.25959	17.6	Oct-17
23.91712	18.86	Jul-22	13.96251	15.66	Mar-20	19.54721	17.61	Nov-17
24.45929	19.1	Aug-22	11.83384	15.7	Apr-20	20.82895	17.74	Dec-17
24.48326	19.34	Sep-22	12.52153	15.72	May-20	21.88154	17.65	Jan-18
28.8939	20.2	Oct-22	13.31816	16.1	Jun-20	21.9565	17.62	Feb-18
27.81357	24.38	Nov-22	13.9238	15.94	Jul-20	21.36559	17.58	Mar-18
27.10838	24.62	Dec-22	14.59099	15.88	Aug-20	19.66632	17.63	Apr-18

المصدر/ أُعِدَّ بواسطة الباحث مستخدمًا النموذج المقدر طويل الأجل (التوازني)

$$LER^{*}_{t} = 2.82799 \times LM2_{t} - 3.60889 \times LCPI_{t} + 1.03911 \times LDR_{t} - 26.24$$


شكل 2 قياس سعر الصرف التوازني في مصر خلال الفترة من 1/2016 حتى 1/2022
35
30
25
20
15
10
5
0
التوازني
الاسمي


شكل 1 قياس سعر الصرف التوازني في مصر خلال الفترة من 1/2016 حتى 1/2022
35
30
25
20
15
10
5
0
Jul-26
Mar-23
Oct-21
Jun-20
Feb-19
Sep-17
May-16
Dec-14
الرسمي
التوازني

يُلاحظ من جدول (٧) والأشكال البيانية (١) و(٢) أن مصر عانت من انحراف فى سِعر الصرف الاسمي عن السِّعر التوازني خلال مدة البحث، ليس الانحراف فقط مغالاة فى قيمة الجنيه ولكن أيضًا كان مخفضًا فى قيمته، وهو كما يلي:

- من يناير ٢٠١٦ حتى ديسمبر ٢٠١٦، كان السِّعر التوازني أعلى من الاسمي، ١٢ شهرًا.

- من يناير ٢٠١٧ حتى مايو ٢٠١٧، كان السِّعر الاسمي أعلى من التوازني، ٥ شهور.

- من يونيو ٢٠١٧ حتى يونيو ٢٠١٨، كان السِّعر التوازني أعلى من الاسمي، ١٣ شهرًا.

- من يوليو ٢٠١٨ حتى نوفمبر ٢٠١٨، كان السِّعر الاسمي أعلى من التوازني، ٥ شهور.

- فى ديسمبر ٢٠١٨ كان السِّعر التوازني أعلى من الاسمي. شهر واحد.

- من يناير ٢٠١٩ حتى مايو ٢٠١٩، كان السِّعر الاسمي أعلى من التوازني، ٥ شهور.

- فى يونيو ويوليو وأغسطس ٢٠١٩، كان السِّعر التوازني أعلى من الاسمي، ٣ شهور.

- من سبتمبر ٢٠١٩ حتى مايو ٢٠٢١، كان السِّعر الاسمي أعلى من التوازني، ٢١ شهرًا.

- من يونيو ٢٠٢١ حتى ديسمبر ٢٠٢٢ ما عدا شهر أبريل، كان السِّعر التوازني أعلى من السِّعر الاسمي، ١٨ شهرًا.

- فى أبريل ٢٠٢٢ الشهر الوحيد الذي تساوى فيه سِعر الصرف الاسمي مع سِعر الصرف التوازني.

ممَّا سبق يُلاحظ أن هناك ٤٧ شهرًا كان السِّعر مغالى فيه، و٣٦ شهرًا كان السِّعر مخفضًا وشهر واحد كان السِّعر متعادلًا.

مصر عانت من أزمات كبيرة فى عام ٢٠١٦ وما قبلها، ممَّا دعاها إلى تبنِّي برنامج إصلاح اقتصادي فى شهر ٢٠١٦/١٠، كان الجنيه مغالى فى سِعره والذي استمرَّ حتى نهاية عام ٢٠١٦، ومع تطبيق إجراءات برنامج الإصلاح الاقتصادي أخذ اتجاه سِعر صرف الجنيه يتحوَّل من سِعر مغالًى فيه إلى سِعر مخفض مع بداية عام ٢٠١٧، ثم أخذ سِعر صرف الجنيه الاسمي فى التذبذب تارة يكون مغالى فيه وتارة يكون مخفضًا طوال عامي ٢٠١٧ و٢٠١٨، لكنه ظل مخفضًا طوال عام ٢٠٢٠ عام كورونا، وحتى منتصف عام ٢٠٢١ فترة بداية انتشار اللقاحات المضادة لفيروس كورونا. ولكن مع النصف الثاني

لعام ٢٠٢١ حيث انتعاش الاقتصاد العالمي وتحوُّله من حالة كساد إلى حالة تضخُّم، ومن نهج سياسات توسُّعية إلى نهج سياسات تقييدية، بدا على الاقتصاد المصري الإرهاق الذي ظهر فى صورة مُغالاة فى سِعر الجنيه والذي استمرَّ طوال عام ٢٠٢٢، وفي محاولة لتخفيف حالة المغالاة اتجهت السُّلطات النقدية بالاتفاق مع صندوق النقد الدولي إلى تعويم الجنيه مرتين فى شهر مارس وشهر أكتوبر من عام ٢٠٢٢.

سياسات سِعر الصرف التي اتبعتها السُّلطات النقدية فى مصر قديمًا [٨٦] وحديثًا ذات هدف واحد، وهو أن يظل سِعر صرف الجنيه مقابل الدولار مستقرًا لفترات طويلة، حتى تظهر ضغوط المضاربة عليه بشكل واسع. وفي محاولة للتكيُّف مع فجوة فائض الطلب على الدولار، يتمُّ الإعلان عن اتباع إجراء من إجراءات تحرير سِعر صرف الجنيه مقابل الدولار، فيقفز السِّعر الرسمي بمقتضى ذلك إلى سِعر صرف السوق الموازية، وهكذا، حتى وصل سِعر صرف الدولار إلى نحو ٣١ جنيهًا منذ نهاية شهر فبراير ٢٠٢٣.

ساهمت عوامل عديدة، فى تدهور القيمة الاسمية للجنيه، مقابل الدولار وغيره من العُملات، وأهمها زيادة الطلب على الواردات، مع زيادة بطيئة فى الصادرات، كما أن فجوة الطلب الزائد على الدولار، بالإضافة إلى زيادة عرض الأرصدة النقدية، قد ساهمت فى فقدان الجنيه جزءًا كبيرًا من قوته الشرائية. والتحول إلى اقتناء الدولار كمستودع للقيمة، وحدوث إحلال نقدي للدولار محل الجنيه، وهو الأمر الذي يصعب السيطرة عليه دون إجراءات تُفضي إلى هروب رؤوس الأموال إلى الخارج، ويزداد سِعر الجنيه ضعفًا.

يفضل البعض فى ظل الظروف الاقتصادية السائدة عدم تحريك سِعر الدولار، مع مجابهة لأي شكل من أشكال المضاربة على قيمة الجنيه، وإحداث تخفيض فى الواردات وتخفيض فى الإنفاق الحكومي بالدولار فى الخارج، بما يُضيق فجوة الطلب الزائد على الدولار، مع الدوام فى سياسة دفع الصادرات وعمليات الإصلاح الهيكلي الاقتصادية.

انخفاض قيمة الجنيه، على مدار السنوات الأخيرة مع ارتفاع التضخم واستخدام سِعر الفائدة لكبحه، انكمش النشاط الاقتصادي، وزاد العجز فى الموازنة العامة. والاقتراض كان وسيلة لتعويض انخفاض النمو وزيادة العجز فى الموازنة العامة، الامر

الذي أدَّى إلى زيادة أعباء الديون بالدولار، وزيادة الطلب عليه؛ فانخفضت قيمة الجنيه. مع التردُّد فى اتباع سِعر صرف مرن أصبح الجنيه مغالًى فى سِعره فى أغلب فترات الدراسة.

فى أعقاب انتهاج البنوك المركزية فى الدول المتقدمة لسياسة نقدية انكماشية، بالإضافة إلى الغزو الروسي لأوكرانيا، تعرَّض سوق الصرف فى مصر فى النصف الثاني من عام ٢٠٢١ عام ٢٠٢٢ كله لصدمة سيولة مفاجئة، نتيجة خروج المستثمرين الأجانب، وخروج الكثير من مليارات الدولارات (خاصة الساخنة)، والتي عملت على استنفاد سيولة العُملات الأجنبية فى الجهاز المصرفي، وزيادة الطلب على الدولار، فزادت الفجوة بين القيمة التوازنية والقيمة السوقية.

يكاد الإجماع ينعقد فى أدبيات الإحلال النقدي، على أن معدَّل التضخم المتزايد والمتقلب هو أحد الأسباب الرئيسية فى أن الوحدات الاقتصادية غير المصرفية أفراد أو مؤسسات، قد تقبل على حيازة العُملات الأجنبية والذهب على نطاق كبير على حساب العُملة المحلية؛ ممَّا قد يُسبِّب انخفاض سِعر صرف العُملة المحلية مقابل العملات الأجنبية والذهب، ويُسبِّب عجزًا فى ميزان المدفوعات[٩٦].

النتائج والتوصيات:

النتائج:

أ- المتغيران: سِعر الخصم، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين، لعبا دورًا معاكسًا عمَّا هو متوقَّع فى اتجاه علاقاتهما مع سِعر صرف الجنيه الاسمي.

ب - السيولة المحلية وهي عرض النقود بالمفهوم الواسع M٢، قامت بالدور المتوقَّع فى اتجاه علاقته مع سِعر صرف الجنيه الاسمي.

ج - صافي الاحتياطي النقدي، سواء كان مقوَّمًا بالدولار أو بالجنيه كان منعدم التأثير عل سِعر صرف الجنيه الاسمي.

د - المتغير الوهمي الذي يُمثِّل سياسة سِعر الصرف ثبت عدم معنويته، وهو ما يعني: أن تأثير المتغيرات المفسرة على سِعر صرف الجنيه الاسمي اتسمت بالطبيعية.

هـ - شهد سِعر الصرف الاسمي للجنيه خلال فترة الدراسة انحرافًا عن سِعره التوازني، الانحراف لم يكن منحصرًا فى المغالاة فى سِعره ولكن أيضًا فى سِعره المخفض عن سِعره التوازني، ولكلٍّ منهما آثاره السلبية على الاقتصاد، وتكاليفه الباهظة لتعديل سِعر الصرف الاسمي لوصوله إلى السِّعر التوازني.

و- يُمكن القول: إن كبح الاستيراد وانخفاض حجم التجارة العالمية بسبب كورونا، وسِعر الخصم والتضخُّم، كلها أمور أسهمت فى انحراف سِعر صرف الجنيه الاسمي بشكل جعله منخفضًا عن سِعره التوازني، فى بعض فترات الدراسة.

ز- حدوث تقلُّبات كبيرة ومستمرة فى أسعار الصرف الاسمية له آثار كبيرة على التوقعات الاقتصادي؛. إذ إن العُملات المُبالَغ فى تقدير قيمتها أو أقل من قيمتها، فى بيئة تتسم بثبات أسعار الصرف، أو التي تتبنَّى أنظمة سِعر الصرف المدارة، يُمكن أن تُؤدِّي إلى اختلالات فى القدرة التنافسية، وتقلُّب مُفرط فى سِعر الصرف الحقيقي، وتعديلات اقتصادية حادة مع آثار سلبية على الاستهلاك والإنتاج.

التوصيات:

أ- اتباع إستراتيجية للسياسة النقدية قائمة على عدم التعامل مع سِعر الصرف كمتغير مستهدف، كما هو حال البنك المركزي الأوروبي، ونظام الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي، والبنوك المركزية الرئيسية الأخرى فى العالم.

ب - يفضل أن يكون الهدف الذي يُعهد لإدارة سِعر الصرف هو النمو الاقتصادي، واستقرار التضخم عند مستويات منخفضة، بدلًا من هدف الحفاظ على وضع ميزان المدفوعات عند مستويات قابلة للاستمرار. فمبدأ التوازن فى سوق الصرف يرتبط بمدى الدور الذي تلعبه سياسة سِعر الصرف فى إطار السياسة الاقتصادية الكلية.

الملحق

جدول (١) مشاهدات متغيرات البحث خلال مدة البحث

الشهور	سعر الصرف الاسمى	صافى الاحتياطي النقدي	السيولة المحلية	الرقم القياسى	سعر الخصم	المتغير الوهمى
Jan-16	7.81	16478	1909422	57.8	9.75	0
Feb-16	7.81	16534	1922685	58.5	9.75	0
Mar-16	8.45	16561	1987839	59.3	10.3	0
Apr-16	8.86	17011	2006632	60.2	11.25	0
May-16	8.86	17521	2044293	62.1	11.25	0
Jun-16	8.86	17546	2094500	62.6	11.65	0
Jul-16	8.86	15537	2119715	63	12.25	0
Aug-16	8.86	16564	2151648	64.2	12.25	0
Sep-16	8.86	19592	2183148	65	12.25	0
Oct-16	8.86	19041	2198196	66.2	12.25	0
Nov-16	15.81	23058	2601171	69.5	15.05	1
Dec-16	18.42	24265	2648595	71.9	15.25	0
Jan-17	18.6	26363	2701634	75	15.25	0
Feb-17	16.9	26542	2627193	77	15.25	0
Mar-17	17.65	28526	2743818	78.6	15.25	0
Apr-17	18.03	28641	2784571	80	15.25	0
May-17	18.03	31126	2849601	81.2	15.85	0
Jun-17	18.04	31305	2918193	81.9	17.25	0
Jul-17	17.86	36036	2940815	84.6	18.72	0
Aug-17	17.71	36143	3003886	85.6	19.25	0
Sep-17	17.61	36535	3050373	86.4	19.25	0
Oct-17	17.6	36703	3088052	87.3	19.25	0
Nov-17	17.61	36723	3140629	88.1	19.25	0
Dec-17	17.74	37020	3202657	87.9	19.25	0
Jan-18	17.65	38210	3254247	87.8	19.25	0
Feb-18	17.62	42524	3294896	88	18.82	0
Mar-18	17.58	42611	3343484	88.9	18.25	0
Apr-18	17.63	44030	3379461	90.3	17.28	0
May-18	17.78	44139	3401360	90.5	17.25	0
Jun-18	17.83	44259	3454321	93.2	17.25	0
Jul-18	17.84	44315	3466152	95.5	17.25	0
Aug-18	17.83	44419	3515419	97.2	17.25	0
Sep-18	17.86	44459	3549306	99.7	17.25	0
Oct-18	17.86	44501	3563376	102.6	17.25	0
Nov-18	17.86	44513	3581583	101.9	17.25	0

0	17.25	97.7	3628681	42551	17.86	Dec-18
0	17.25	98.5	3640093	42617	17.8	Jan-19
0	16.78	100.3	3674700	44060	17.53	Feb-19
0	16.25	101.2	3724689	44112	17.33	Mar-19
0	16.25	101.5	3762427	44218	17.22	Apr-19
0	16.25	102.5	3796864	44275	16.97	May-19
0	16.25	101.5	3863642	44481	16.68	Jun-19
0	16.25	103	3884855	45037	16.56	Jul-19
0	15.95	103.7	3929472	45090	16.52	Aug-19
0	14.68	104	4010381	45118	16.35	Sep-19
0	14.75	105.1	4024016	45247	16.17	Oct-19
0	13.28	104.6	4053149	45354	16.07	Nov-19
0	12.27	104.4	4110516	45420	16.03	Dec-19
0	12.27	105.2	4140451	45457	15.83	Jan-20
0	12.27	105.2	4186575	45510	15.63	Feb-20
0	11.35	105.8	4276765	40108	15.66	Mar-20
0	9.75	107.5	4353065	37037	15.7	Apr-20
0	9.75	107.7	4451434	36004	15.72	May-20
0	9.75	107.5	4538808	38176	16.1	Jun-20
0	9.75	107.8	4627173	38258	15.94	Jul-20
0	9.75	107.4	4682128	38310	15.88	Aug-20
0	9.68	107.5	4757180	38425	15.72	Sep-20
0	9.25	109.9	4805875	39220	15.66	Oct-20
0	8.98	111.2	4845958	39222	15.62	Nov-20
0	8.75	110.6	4920525	40063	15.71	Dec-20
0	8.75	110.2	4959491	40101	15.65	Jan-21
0	8.75	110.3	5023185	40201	15.62	Feb-21
0	8.75	110.9	5131876	40337	15.66	Mar-21
0	8.75	112.2	5184027	40343	15.64	Apr-21
0	8.75	112.9	5257355	40468	15.62	May-21
0	8.75	113.2	5356609	40584	15.62	Jun-21
0	8.75	114.4	5425832	40609	15.64	Jul-21
0	8.75	114.3	5490613	40672	15.65	Aug-21
0	8.75	116.1	5574011	40825	15.66	Sep-21
0	8.75	118	5651909	40849	15.66	Oct-21
0	8.75	118	5740127	40909	15.66	Nov-21
0	8.75	117.8	5822649	40935	15.71	Dec-21
0	8.75	119.1	5876621	40980	15.66	Jan-22
0	8.75	121.4	5876621	40994	15.66	Feb-22
1	9.08	124.4	6280452	37082	16.68	Mar-22
0	9.75	129	6416251	37124	18.36	Apr-22

0	10.35	130.2	6500587	35495	18.38	May-22
0	11.75	129.8	6614488	33380	18.68	Jun-22
0	11.75	131	6708871	33158	18.86	Jul-22
0	11.75	131.7	6808405	33142	19.1	Aug-22
0	11.75	133.8	6949656	33198	19.34	Sep-22
1	13.75	137.2	7181661	33411	20.2	Oct-22
0	13.75	140.7	7317012	33532	24.38	Nov-22
0	13.95	143.6	7402740	34003	24.62	Dec-22
0	16.75	150.6	7710432	34224	30.13	Jan-23

الجدول من إعداد الباحث مستعينًا بـ:

- سِعر الصرف الاسمي للدولار مقابل الجنيه (متوسط الفترة)، نشرة أسعار الصرف التقاطعية، صندوق النقد العربي، أعداد مختلفة خاصة العدد الخامس (٢٠١٧- ٢٠٢٣).

- صافي الاحتياطي النقدي الأجنبي (دهب - حقوق سحب - عُملات أجنبية - قروض لصندوق النقد الدولي) بالمليون دولار، النشرة الشهرية للبنك المركزي أعداد مختلفة حتى العدد رقم (٣١٣) – أبريل ٢٠٢٣.

- السيولة المحلية M2 بالمليون جنيه، النشرة الشهرية للبنك المركزي أعداد مختلفة حتى العدد رقم (٣١٣) – أبريل ٢٠٢٣.

- الرقم القياسي العام (إجمالي الجمهورية) لأسعار المستهلكين (٢٠١٨/٢٠١٩=١٠٠) النشرة الشهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلكين، أعداد مختلفة، حتى عدد مارس ٢٠٢٣، إصدار أبريل ٢٠٢٣، الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

- سِعر الخصم، البنك المركزي، النشرة الإحصائية الشهرية للبنك المركزي أعداد مختلفة حتى العدد رقم (٣١٣) – أبريل ٢٠٢٣.

الهوامش والمراجع:

١ - لفايدة عبده، وآخرون، أثر تغيُّر سِعر الصرف على الإستراتيجية المالية للمؤسَّسة – دراسة حالة، مجلة الدراسات المالية والمحاسبية والإدارية، المجلد ١٠العدد -٠١ جوان ٢٠٢٣، Publish .Univ OEB. الجزائر، ص: ٢٦٢.

- https://www.asjp.cerist.dz/en/downArticle/58/10/1/226934

٢ - محمد ناظم محمد حنفي، مشاكل تحديد سعر الصرف وتقييم العُملات، الهيئة العامة المصرية للكتاب، القاهرة،١٩٩٩، ص: ٣٨.

٣ - عبد الرازق بن الزاوي، سِعر الصرف الحقيقي التوازني، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، ٢٠١٦. ص: ٧٣.

٤ - عبد الرازق بن الزاوي، مرجع سابق، ص: ٧٨- ٨٠.

٥ - صندوق النقد العربي، سياسات إدارة سِعر الصرف فى البلدان العربية، العدد الثالث، أبوظبي، سبتمبر ١٩٩٧، ص: ٢٥.

٦ - حاتم سامي عفيفي، دراسات فى الاقتصاد الدولي، الدار المصرية اللبنانية، مصر، ١٩٨٧، ص: ١٥٨.

7 - Dernburg, T. "Global Macroeconomics" Harper &Row Publisher, New york;1989. pp.29-31

٨ - عبد الرازق بن الزاوي، مرجع سابق، ص: ٨٥.

٩- بوادي سليمة، محاولة نمذجة سلوك سِعر صرف، الدولار / أورو دراسة قياسية:٢٠٠٠-٢٠١٠. رسالة الماجستير فى العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر٣، الجزائر، سنة ٢٠١٢-٢٠١٣. ص: ٤٦-٤٧.

١٠ - بوادي سليمة، محاولة نمذجة سلوك سِعر صرف، الدولار / أورو دراسة قياسية، مرجع سابق، ص: ٤٦-٤٧.

11- Dornbusch; R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy; Vol. 84; No. 6, 1976. pp.1161-1176

- Dornbusch, R. and Fischer, S. "Macroeconomics", 3rd. edit. Mc Graw-hill International Book Company, New Delhi, 1984.

12 - Dernburg, T. "Global Macroeconomics" Harper &Row Publisher, New york;1989. pp.260-293

13 - Blejer, M., and Leiderman L., "A Monetary Approach to the Crawling –Peg System: Theory and Evidence", Journal of Political Economy, Vol.89, No. 1,1981. pp.132-151

14 - Faust J. and Rogers, J. "Monetary Policy Role in Exchange Rate Behavior" International Finance Division, Federal Reserve Board, February: 2000.

١٥ - هذا بناء على توصية خبراء صندوق النقد الدولي.

16 - Mishkin, F., "Global Financial Stability Framework, Events, Issues" Journal of Economic Perspective, Vol.13, No.4, fall; 1999. p.6

17 - Crosetti, G. Poati P. and Noriel, R. "What Caused the Asian Currency and Financial Crises", National Bureau of Economic Research Working Papers, No.6833 and 6844.1998.

18 - Burnside, M., Marton, E., and Seige, R., "Prospective Deficits and the Asian Currency Crises", Center for Economic Policy Research Discussion Papers 2015,1998.

١٩ - **قد اقترحها** Rogoff, K. "International Institutions for Reducing Global Financial Stability" Journal of Economic Perspective, Vol. 13, No. 4, and fall: 1999. PP.21-42

20 - Mundell, R. "The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policies under Fixed Exchange Rates" IMF Staff Papers, March: 1962. pp.70-79.

21 - Chacholiades, M. "International Monetary Theory and Policy" McGraw-Hill International Book Company, London: 1978. P.397.

٢٢ - مبدأ (وهو مبدأ مندال) مزاوجة السياسة مع الأهداف (التي تسعي السياسة إلى تحقيقها). والتي تعني أن تستهدف أداة السياسة حيث يكون لها أعظم أثر نسبى مباشر.

٢٣ - المغالاة مثلا فى سِعر الجنيه يكون عندما يكون سِعره الرسمي يفوق سِعره فى السوق الحر، مما ينتج مضاربات عليه. والسبب فى المغالاة يرجع إلى زيادة الطلب المحلي (خاصة

الإنفاق الحكومي)، وفقدان بعض عوائد الصادرات، والخلل فى التوازن الخارجي الذي يتولد من زيادة تكاليف الواردات. والاستمرار فى المغالاة لمدة سنة أو أكثر فإن المضاربات على انخفاض قيمة وتدهور العُملة الوطنية فى المستقبل سيكون لها آثار مدمرة على الاقتصاد.

انظر: عبد الرازق بن الزاوي، سِعر الصرف الحقيقي التوازني، مرجع سابق، ص: ٨٨-٩٤.

٢٤ - نعني بمفهوم سِعر الصرف عند اطلاقه هو سِعر العُملة الأجنبية مقومة بالعُملة المحلية (الجنيه هنا).

٢٥ - عبد الرازق بن الزاوي، مرجع سابق، ص: ٩٠.

٢٦ - صندوق النقد الدولي، الاحتياطيات الدولية والسيولة بالعُملة الأجنبية، المبادئ التوجيهية لإعداد نموذج قياسي للبيانات، الطبعة العربية، ٢٠١٣، ص: ٣.

٢٧ - أحيانًا يكون من الضروري إدخال متغيرات تفسيرية نوعية تُساهم فى شرح تباين المتغير التابع، بالإضافة إلى المتغيرات التفسيرية الكمية. فهو يستخدم لتصحيح القيم الاستثنائية غير العادية، فكثير من السلاسل الزمنية قد تتعرَّض لتغيرات غير طبيعية (اضطرابات- كوارث- حروب). إذا كان المتغير معنويًا إحصائيًا فهو يعني أن التغير الحاصل بقيم المتغير التابع غير طبيعي، والعكس صحيح فى حال كونه غير معنوي.

- أحمد أديب أحمد، تطبيقات فى الاقتصاد القياسي باستخدام برنامج EViews، للمستوى الأول، الطبعة الأولى، بقرار وزارة الإعلام رقم ١٢٠٥٥٤، اللاذقية، سوريا، ٢٠٢٠، ص: ١٤٧.

٢٨ - تفترض نماذج الانحدار التقليدية أن التغير فى المتغير المستقل،يؤثر تأثيرًا مباشرًا وفوريًا على المتغير التابع، أي: أنها لم تُعطِ أي اعتبار للفجوة الزمنية التي يحدث عبرها التغيير فى المتغير التابع كاستجابة لتغير فى المتغير المستقل. وفي أغلب الأحوال يكون التغير فى المتغيرات المستقلة لا تحدث آثارها بصورة آنية على الظواهر الاقتصادية، وإنما تحتاج لفترة من الزمن قد تكون طويله حتى تمارس آثارها بصورة كاملة.

٢٩ - د/ أمل كامل عيد - د/ فتحية فريد عبد الله، دراسة اقتصادية لاستجابة عرض محصول القمح فى مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي – الخامس والعشرون – العدد الأول – مارس ٢٠١٥، ص: ٦٥.

- د/ جمال محمد عطية، التحليل الاقتصادي لإنتاج واستهلاك المحاصيل السكرية فى مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي – الخامس والعشرون – العدد الرابع – ديسمبر (ب) ٢٠١٥، ص: ١٨٤٢.

-Zewdie Habte Shikur, Potato and Tomato Supply and Yield Responses to Policy in Ethiopia, African Journal of Economic Review, Volume IX, Issue IV, September, 2021.

https://www.ajol.info/index.php/ajer/article/view/214228/202052

- Thiele, Rainer, Estimating the aggregate agricultural supply response: a survey of techniques and results for developing countries, Kiel Working Paper, No. 1016, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel (Germany), December 2000, p8.

https://www.econstor.eu/bitstream/10419/2516/1/kap1016.pdf

٣٠ - انظر Koutsayiannis ;Theory of Econometrics ,2nd Edition ,Macmillan ,1977 ,p294 .

- عبد المجيد محمد عبد الرحمن، مقدمة فى الاقتصاد القياسي، مطابع جامعة الملك سعود، الرياض،١٩٩٦ م، ط ١، ص: ٢٥١.

31 - Nerlove, M,. Distributed lag and demand Analysis for Agricultural and Other Commodities. Agricultural Marketing Service, UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Agriculture Handbook No. 141, June 1958, p4-20.

- Damodar Gujarati ; Basic Econometric , 2nd Edition , McGraw Hill , 1982 , pp258 .

- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية للطبع والنشر والتوزيع ، القاهرة، ط٢، ٢٠٠٠، ص: ٢٤٠.

٣٢ - عبد المجيد محمد عبد الرحمن، مرجع سابق، ص: ٢٥١- ٢٥٦.

٣٣ - تحويلة كويك (الجبرية) تستخدم فى نقل النموذج الأصلي، الذي يحتوي على عدد لا نهائي من المتغيرات المستقلة المتباطئة، إلى نموذج يحتوي على متغيرين مستقلين فقط؛ هما: (x_t, y_{t-1})، كذلك تخفيض عدد المعالم التي يراد تقديرها من العدد اللانهائي فى النموذج الأصلي إلى ثلاثة معالم. (أي: البدء بنموذج ذي متغيرات متباطئة موزعة لا نهائية، يحول إلى نموذج انحدار ذاتي يحتوي على المتغير المفسر الآني، والمتغير التابع

المتباطئ). انظر: جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب هند عبد الغفار وعفاف حسن، دار المريخ للنشر، الرياض، ج ٢، ٢٠١٥ ص: ٨٦٢- ٨٧٦.

٣٤ - تستند على وجود المعوقات والتكاليف الباهظة فى وجه محاولة التعديل والتكييف السريع، نحو المستويات المُثلى للمتغيرات، والذي يُعتبر ضروريًا لتحقيق أهداف مرجوة. انظر: بسام يونس، انمار أمين حاجي وعادل موسي، الاقتصاد القياسي، دار عزة للنشر، الخرطوم، ط ١، ٢٠٠٢ م ص: ٢٩٥.

٣٥ - لشرحه يعتبر نموذج الضبط الجزئي نموذجًا مسرعًا مرنًا فى النظرية الاقتصادية، والذي يفترض أن هناك توازُنًا، وأمثلية، أو قيمة طويلة الأجل مرغوب فيها. انظر: جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب هند عبد الغفار وعفاف حسن، دار المريخ للنشر، الرياض، ج ٢، ٢٠١٥ ص: ٨٧١.

36 - Nerlove, M,. Distributed lag and demand Analysis for Agricultural and Other Commodities. Agricultural Marketing Service, UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Agriculture Handbook No. 141, June 1958, p4-20.

- Nerlove, M, 1958. Distributed lag and estimation of long run supply and demand elasticities. Theoretical consideration. Journal of farm economic. No. 2. Vo. XL.

- Nerlove, Marc, (1956), "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities", American Journal of Farm Economics, Vol. 38, No.2; P 496-509.

- Nerlove, Marc " The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers Response to Price" The John Hopkins Univ, Press, Baltimore, USA, 1958.

- Natalia Nehrebecka, Aneta Dzik-Walczak, The dynamic model of partial adjustment of the capital structure. Meta-analysis and a case of Polish enterprises, Zb, rad, Ekon, fak, Rij, 2018, vol. 36, no. 1, 55-81. Original scientific paper UDC: 58.14/.17:330.43(438).

https://doi.org/10.18045/zbefri.2018.1.55

- انظر: جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب هند عبد الغفار وعفاف حسن، مرجع سابق، ج٢، ص: ٨٧١- ٨٩٠.

- Esko Uutela, Income, AND PRICE elasticities OF DEMAND For PAPER AND BOARD: CONSIDERATIONS IN NUMERICAL ESIDUTION, December 1984 WP-84- 102, International Institute for Applied Systems Analysis. p 1- 34.

37 - Anthony M. Santomero, John J. Seater. PARTIAL ADJUSTMENT IN THE DEMAND FOR MONEY: THEORY AND EMPIRICS. Working Paper No. 2-79 a, RODNEY L. WHITE CENTER FOR FINANCIAL RESEARCH, University of Pennsylvania. The Wharton School Philadelphia, Pa. 19104.

https://rodneywhitecenter.wharton.upenn.edu/wp-content/uploads/2014/03/7902.pdf

38 - Pindyck, R.S and Daniel L Rubinfeld. 1976. Econometrics Models and Econometrics Forcasts. McGraw-Hill Book Company. Ney York.

39 - Gujarati: Basic Econometrics, Fourth Edition. The McGraw–Hill Companies, 2004. 673-675.

https://lms.su.edu.pk/download?filename=1588937417-lecture-12.pdf&lesson=12591

https://doi.org/10.18045/zbefri.2018.1.55

40 - Natalia Nehrebecka, Aneta Dzik-Walczak , The dynamic model of partial adjustment of the capital structure. Meta-analysis and a case of Polish enterprises, Zb. rad. Ekon. fak. Rij , 2018 , vol. 36 , no. 1 , 55-81, p69.

https://doi.org/10.18045/zbefri.2018.1.55

٤١- حسين علي بخيت، وسحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، اليازوري، الأردن، ٢٠٠٦، ص: ٣٦٨- ٣٧١.

- William H. Greene "ECONOMETRIC ANALYSIS" fifth edition, New York University 2002.

- D. S. Gosalamang, A. Belete, J. J. Hlongwane1 and M. Masuku, Supply response of beef farmers in Botswana: A Nerlovian partial adjustment model approach, African Journal of Agricultural Research Vol. 7(31), pp. 4383-4389, 14 August, 2012, p 4344-4345.

https://academicjournals.org/journal/AJAR/article-full-text-pdf/761CFE532407

- Thiele, Rainer, Estimating the aggregate agricultural supply response: a survey of techniques and results for developing countries, Kiel Working Paper, No.

1016, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel (Germany), December 2000, p10-12.

https://www.econstor.eu/bitstream/10419/2516/1/kap1016.pdf.

- Marta Stepien and Cinnie Tijus, Adaptive expectations & partial adjustment models, Presented & prepared. 20.04.2006

http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/AE_PAM.ppt.

- Ralph de Haas** and Marga Peeters, The dynamic adjustment towards target capital structures of firms in transition economies, The European Bank for Reconstruction and Development, Economics of Transition Volume 14 (1) 2006, 133–169, p137.

https://www.ebrd.com/downloads/research/economics/publications/EoT_by_RDH.pdf

٤٢ - قيمته المتوقعة = صفرًا (متوسط صفر)، وتباينه ثابت، (لاعتماده على معالم ثابتة) وتغاير منعدم (أي: ليس هناك ارتباط بين قيم حد الخطأ الحالية والسابقة). كما لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين قيم الحد العشوائي عبر الفترات الزمنية المتتالية، حيث wt مجموع حدين ut وvt ليس فيه ما يتضمن ارتباطهما عبر الفترات المتتالية. فحد الخطأ غير مرتبط ذاتيًا؛ لأنه لا يحوي أي رابطة مباشرة مع حد الخطأ السابق له.

- انظر: عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث فى الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، رقم الإيداع ١٣٧٨٣/٢٠٠٤، مكة المكرمة، ٢٠٠٤، ص: ٥٥٣.

- انظر: هاري كليجيان، والاس أوتس، مقدمة فى الاقتصاد القياسي المبادئ والتطبيقات، ترجمة المرسي السيد حجازي، وآخرين، الناشر جامعة الملك سعود، السعودية، الطبعة الأولى، ٢٠٠١. ص: ٢٥٠.

- وليد إسماعيل السيفو، وآخرون، مشاكل القياس التحليلي التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الثانية، الطبعة العربية الأولى، المكتبة الأهلية، عمان، الأردن، ٢٠٠٦، ص: ٢١٦-٢٢٠.

٤٣- حيث يُمكن إجراء التحويل الخطي للعلاقة، لتكون بصيغة اللوغاريتم- الخطي (اللوغاريتمية المزدوجة)؛ لأنها تسمح للمتغيرات الداخلية بالتفاعل وبشكل تناسبي، مع الزيادة أو الانخفاض فى قيم المتغيرات المستقلة التوضيحية. وهذا بدوره يوفر مرونات ثابتة خلال مدة الدراسة؛ بسبب تفسير معامل الانحدار على أنه مرونة المتغير التابع للمتغير المستقل (أي: ميل الانحدار β_1 يقيس مرونة y_i بالنسبة ل x_i) ولهذا السبب تكون الصورة اللوغاريتمية لها أهمية كبيرة فى دراسات الاقتصاد القياسي، كما أن استخدام الصيغة اللوغاريتمية، يساعد على تقليص عدم التجانس من الناحية الإحصائية.

انظر: هاري كليجيان، والاس أوتس، مقدمة فى الاقتصاد القياسي المبادئ والتطبيقات، ترجمة المرسي السيد حجازي، وآخرين، الناشر جامعة الملك سعود، السعودية، الطبعة الأولى ٢٠٠١. ص: ١٦٣.

- نموذج الضبط الجزئي يُؤدِّي إلى معادلة مشابهة، لنموذج كويك متضمنة، متباطئة للمتغير التابع. الاختلاف الرئيسي أن الخطأ العشوائي لا يتضمن متباطئة u_{t-1}، وليس مرتبطًا مع المتغير المتباطئ. لذا يُمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم النموذج، حيث إن التقديرات الخاصة بها متسقة، ولكن إذا تبيَّن أن هناك ارتباطًا ذاتيًا فيجب اللجوء إلى طريقة تقدير أخرى غير طريقة المربعات الصغرى العادية.

انظر: د. عدنان الصنوي، محاضرات فى الاقتصاد القياسي، جامعة صنعاء اليمن، ص: ١٥٢- ١٥٤.

- جوجارات، الاقتصاد القياسي، ترجمة هند عبد الغفار عوده، مرجع سابق، ج٢، ص ٩١٠.

٤٤ - وδ و$(1-\delta)$ يعتبران الوزنان المستخدمان المرجحان، فالقيمة الفعلية لـ Y المشاهدة فى الزمن t هي متوسط مرجح لكل من قيمة Y المرغوب فيه، وقيمة وY فى الفترة السابقة.

45 - Esko Uutela, Income, AND PRICE elasticities OF DEMAND For PAPER AND BOARD: CONSIDERATIONS IN NUMERICAL ESIDUTION, December 1984 WP-84- 102.p 13.

-للتكيف فى حدود٥ ٪ تعني نسبة تغطية (p) ٩٥٪ ومن ثم تصبح الصيغة .$(1-\delta)^n = 1-p$

٤٦ - جوجارات، الاقتصاد القياسي، ترجمة: هند عبد الغفار عودة، مرجع سابق، ج٢ ص: ٨٩٢.

47 - Kmenta; Jan, "Elements of Econometrics" ; 2nd. Edit, Macmillan Publishing CO; (1986), P. 530-531.

- Natalia Nehrebecka, Aneta Dzik-Walczak, The dynamic model of partial adjustment of the capital structure. Meta-analysis and a case of Polish enterprises, Zb. rad. Ekon. fak. Rij , 2018 , vol. 36 , no. 1 , 55-81, p59,71-72.

https://doi.org/10.18045/zbefri.2018.1.55

- أحمد أبو الفتوح الناقة، قياس أثر المستوى العام للأسعار والأرصدة الحقيقية على سِعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي فى ضوء المسلمات الأساسية للاقتصاد الإسلامي. المؤتمر العالمي الثالث للاقتصاد الإسلامي/ جامعة أم القرى، ٢٠٠٥.

- مراد عبد القادر، دراسة أثر المتغيرات النقدية على سِعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة ١٩٧٤- ٢٠٠٣، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التيسير، جامعة قاصدي مرباح- ورقلة، الجزائر، ٢٠١٠-٢٠١١م، ص: ٧٤- ٧٦.

٤٨ - عبد الرازق بن الزاوي، سِعر الصرف الحقيقي التوازني، مرجع سابق، ص: ٩٥-١٠٧.

- يُشير الانحراف إلى أن سِعر صرف العُملة المحلية مقوَّم بأعلى أو أدنى من قيمته التوازنية (المرغوب فيها).

49 - William H.L.Day, the Advantage of exclusive Forword exchange rate support, IMF, staff papers, march 1976, p162.

٥٠ - محمد ناظم محمد حنفي، مرجع سابق، ص: ٢٣٥.

٥١- قول الاقتصادي كرومر. انظر: حمدي عبد العظيم، سياسة سِعر الصرف، وعلاقتها بالموازنة العامة للدولة، مكتبة القاهرة المصرية، القاهرة، ١٩٨٧، ص: ١١٨.

٥٢ - محمد ناظم محمد حنفي، مرجع سابق، ص: ٢٣٦.

٥٣ - محمد ناظم محمد حنفي، المرجع السابق، ص: ٤٣٧- ٤٤٩.

54 - Greene; W.," Econometric Analysis" ;5th edit.; Prentice Hall; New Jersey; (2003) .p568.

٥٥ - صندوق النقد العربي، نشرة أسعار الصرف التقاطعية، العدد الرابع (مايو ٢٠٢٢، ص: ٥) والعدد الخامس (مايو ٢٠٢٣، ص: ٥).

٥٦ - روبا دوتاغوبتا، وغيلدا فرناندیز، وسيم كاراكاداغ، التحرك نحو مرونة سِعر الصرف: كيف ومتى وبأي سرعة، قضايا اقتصادية ٣٨، صندوق النقد الدولي، ٢٠٠٦، ص: ٤.

٥٧ - فاطمة حسين محمد الوصيفي، أحمد فوزي حامد، العلاقات التنافسية بين محصولي الأرز والذرة الشامية فى ضوء دوال استجابة العرض.

Scientific Journal of Agricultural Sciences 2 (2): 207-215, 2020.

DOI: 10.21608/sjas.2020.47550.1047

٥٨ - أحمد أبو الفتوح الناقة، قياس أثر المستوى العام للأسعار والأرصدة الحقيقية على سِعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي فى ضوء المسلمات الأساسية للاقتصاد الإسلامي. مرجع سابق.

- مراد عبد القادر، دراسة أثر المتغيرات النقدية على سِعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة ١٩٧٤- ٢٠٠٣، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التيسير، جامعة قاصدي مرباح- ورقلة، الجزائر، ٢٠١٠-٢٠١١م، ص: ٧٧- ٧٨.

٥٩ - شرط التوزيع الطبيعي غير ضروري للوصول إلى تقديرات معالم الانحدار عن طريق استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية. انظر: سمير خالد الصافي، مقدمة فى تحليل نماذج الانحدار باستخدام إيفيوز، الجزء الثاني، ٢٠١٥، مكتبة آفاق، غزة، فلسطين، ص: ٤١-٤٣.

وباختبار النموذج تبيَّن أنه مصاب بمشكلة عدم التوزيع الطبيعي للخطأ العشوائي، حيث تبيَّن أن القيمة الاحتمالية لجركوي بار أقل من مستوى الدلالة ٠,٠٥، وربما يعود هذا لطبيعة البيانات الاقتصادية، كما أن آثار المشكلة محدودة، حيث إن النموذج الحالي قائم على حجم عينة كبير ٨٣ مشاهدة. انظر أيضًا: أحمد أديب أحمد، تطبيقات فى الاقتصاد القياسي باستخدام برنامج EViews، للمستوى الأول، الطبعة الأولى، بقرار وزارة الإعلام رقم ١٢٠٥٥٤، اللاذقية سوريا، ص: ١٢٠- ١٤٧.

كما أن اختبار التوزيع الطبيعي للخطأ العشوائي قد لا يكون له أهمية كبيرة، مع زيادة حجم العينة، حيث النظرية الإحصائية، تنصُّ على أن مقدرات المربعات الصغرى العادية (OLS) تؤول إلى التوزيع الطبيعي.

- انظر: E. M alinvand, Statistical Methods of Economic, Rand McNally, Chicago, 1966,pp.195-197.

انظر أيضًا: جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب: هند عبد الغفار وعفاف حسن، مرجع سابق، الجزء الثاني ٢٠١٥، ص: ٧٦١- ٧٦٢.

- كلما زاد حجم العينة كلما زاد عدد الخصائص الإحصائية المرغوبة فيها فى التقدير بطريقة المربعات الصغرى العادية، وتسمى بخصائص التقارب، وهي عدم التحيُّز وتكون أقل تباينًا وتكون متسقة (بمعنى: أن التقديرات تقترب من القيمة الفعلية فى المجتمع).

انظر: جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب: هند عبد الغفار وعفاف حسن، دار المريخ للنشر، الرياض، السعودية، الجزء الأول، ٢٠١٥، ص: ١٤٢- ١٤٨.

- مشكلة التداخل الخطي أو الارتباط المتعدد (بين المتغيرات المستقلة): فى معظم المتغيرات الاقتصادية يوجد فى الغالب درجة من التداخل بين المتغيرات المستقلة. ومن أسبابها استخدام متغيرات مستقلة متباطئة زمنيًا. ومن آثارها رغم تقديرات المعالم غير متحيزة ومتسقة إحصائيًا (بمعني: تقديرات المعالم المقدرة تقترب من قيم المعالم الحقيقية)، ولكن قيمها العددية غير دقيقة، وتتبع توزيعات ذات تباين أكبر، وزيادة فى قيم الأخطاء المعيارية، مما يُسبِّب عدم دقة النتائج. انظر: سمير خالد الصافي، مقدمة فى تحليل نماذج الانحدار، مرجع سابق، ص: ٤٣- ٥٠.

- تكتشف مشكلة التعدد الخطي، بمعامل تضخُّم التباين VIF، فكلما كانت قيمته فى حالة وجود ٥ متغيرات مفسرة أو أكثر أكبر من ١٠ كان مؤشِّرًا على وجود وخطورة التداخل الخطي، انظر: أحمد أديب، ص: ١٤٨- ١٥٩.

- باختبار النموذج تبيَّن أنه يُعاني من هذه المشكلة. فى متغيري .M2, CPI ومن المعالجات عدم فعل شيء حيال هذه المشكلة ما دام اختبار T لمعلمات معالم الانحدار معنوية، أو أن حذف المتغير المتسبِّب يُسبِّب خطأ فى توصيف النموذج، كما أن العينة ذات الحجم الكبير غالبًا تقلل من قيمة تباين معاملات الانحدار المقدرة؛ وبذلك تقلل من تأثير خطورة التداخل الخطي المتعدد، انظر: سمير خالد الصافي، مقدمة فى تحليل نماذج الانحدار مرجع سابق، ص: ٥١- ٥٨.

ويقول جوجارات أيضًا: إذا كان هناك تعدُّد فى العلاقات الخطية فهي مرتبطة فى الأساس بانحدار العينة؛ بمعنى: أن المتغيرات المفسرة ليست مرتبطة خطيًا فى المجتمع، وإنَّما فى العينة المُعطاة. انظر: جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب: هند عبد الغفار وعفاف حسن، دار المريخ للنشر، الرياض، السعودية الجزء الأول، ٢٠١٥، ص: ٤٤٦.

وإذا كان الهدف من النموذج هو التنبُؤ بالقيم المستقبلية فإن التعدد الخطى ليست مشكلة مهمة؛ حيث إنه كلما زادت قيمة R2 تحسَّن التنبؤ. جوجارات الجزء الأول ٤٧٣.

- مشكلة الارتباط الذاتي: وهي القيمة الحالية للخطأ العشوائي دالة فى القيمة السابقة له، ومن أسبابه حذف بعض المتغيرات المهمة، حدوث أزمات وحروب، استخدام بيانات شهرية أو ربع سنوية. ومن آثارها رغم تقديرات المعالم تكون غير متحيزة ولكن قيمها العددية غير دقيقة، تتبع توزيعات ذات تباين أكبر، زيادة قيم الأخطاء المعيارية، مما يُسبِّب نتائج غير دقيقة. انظر: سمير خالد الصافي، مقدمة فى تحليل نماذج الانحدار، مرجع سابق، ص: ٨٦-٨٨. ويتم اكتشافه عن طريق داربن واتسون، أوداربن h، أواختبار بريوش – جودفري. والعلاج يكون باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة، طريقة نيوي – ويست للأخطاء المعيارية، طريقة الفرق الأول. انظر: سمير خالد الصافي، مقدمة فى تحليل نماذج الانحدار، مرجع سابق، ص: ٩٩.

- مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي: يعني أن قيمة التباين تعتمد على قيم المتغيرات المستقلة، وأن تباين حد الخطأ العشوائي يختلف من مشاهدة إلى أخرى (غير ثابت)، وأن البواقي تنتشر بطرقة غير منتظمة وليست بطريقة عشوائية مقابل قيم المتغير المستقل، والسبب قد يكون التوصيف الخطأ للنموذج بحذف متغيرات مهمة. ويكتشف باختبار وايت، واختبار جليسر، واختبار برويش بابجان جودفريي (bpg)، اختبار هاربي. والعلاج يكون باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة، طريقة نيوي – ويست للأخطاء المعيارية. انظر: سمير خالد الصافي، مقدمة فى تحليل نماذج الانحدار، مرجع سابق، ص: ١٢٩- ١٣٠.

٦٠ - عمار حمد خلف، تطبيقات الاقتصاد القياسي باستخدام البرنامج EViews. الناشر دار الدكتور للعلوم الإدارية والاقتصادية والعلوم الأخرى، بغداد، الطبعة الأولى، ٢٠١٥، ص: ٤٩-٥٠.

- حيث إن القيمة الاحتمالية لإحصائية F أقل من مستوى الدلالة ٠,٠٥.

https://www.researchgate.net/publication/339933196

٦١ - يتسم مقدر طريقة المربعات الصغرى العادية بالكفاءة، وذلك عندما يكون متوسط الارتباط بين البواقي يساوي صفرًا، وقيمة تباين ثابتة وغير مرتبطة، أما فى حاله السلاسل الزمنية، فغالبًا ما يكون هناك ارتباط بين البواقي.

انظر: محمد خلف عبد العال رفاعي، دراسة محاكاة لتقييم أداء مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) وطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) فى ظل مشكلة الارتباط الذاتي. المجلة العلمية لقطاع كليات التجارة، جامعة الأزهر العدد الثامن عشر، يوليو ٢٠١٧، ص: ٩٠.

- Safi, S. and White, A. (2006). "The Efficiency of Ols in the in the presence of auto correlated disturbances in regression models", Journal of Modern Applied statistical Methods, 15(10),107-117.

٦٢ - عمار حمد خلف، مرجع سابق، ص: ٦٠-٦٥.

ومعنوية RESID(-1) أو RESID(-2) حسب ما تُشير p-value تُوضح الارتباط يكون من أي درجة، الدرجة الأولى أم الثانية ، وذلك فى حال وجود ارتباط ذاتي.

https://www.researchgate.net/publication/339933196

٦٣ - جوجارات، الاقتصاد القياسي، تعريب: هند عبد الغفار وعفاف حسن، ج١، ص: ٦١٧- ٦١٩.

- وجود الارتباط الذاتي للبواقي، يجعل مقدر المربعات الصغرى أقلَّ كفاءة، وهو ما ينتج عن تأثر تباين المقدر بوجود الارتباط الذاتي؛ ممَّا يجعل تقديرات فترة الثقة أقل مصداقية. والذي يفترض وجود استقلال بين حدود حد الخطأ العشوائي، المصدر السابق.

انظر: محمد خلف عبد العال رفاعي، دراسة محاكاة لتقييم أداء مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) وطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) فى ظل مشكلة الارتباط الذاتي. مرجع سابق، ص: ٨٤.

64 - $LER_t = 0.40682879965 \times LM2_t - 0.519168146738 \times LCPI_t + 0.160697867138 \times Dummy_t + 0.149485040685 \times LDR_t + 0.856142366796 \times LER_t(-1) - 3.77549326053$

٦٥ - عبد الرازق بن الزاوي، مرجع سابق، ص: ٨٧.

66 - Mishkin, F, Global Financial Stability Framework, Events, ssues, Journal of Economic Perspective, Vol.13,No.4,1999,P. 433.

- نشأت مجيد حسن الونداوي، قياس تأثير المستوى العام للأسعار وعرض النقد على سِعر صرف الدينار العراقي للفترة (١٩٨٠- ٢٠٠٢) باستخدام نموذج التعديل الجزئي. مجلة الإدارة والاقتصاد العدد الثاني والثمانون ٢٠١٠. ص: ١٢٣- ١٢٩.

67-https://ekonometrikblog.files.wordpress.com/2019/09/partial-adjustment-model-regression.pdf

68 - International Financial Statistics; Statistical Yearbook; IMF;2001. PP.14-15

- تصنف السياسة الاقتصادية الخاصة بسِعر الصرف التي اتبعتها مصر حتى أواخر يناير (٢٠٠٣) « بسياسة ربط أسعار الصرف داخل نطاقات أفقية، وهي سياسة يتمُّ بمقتضاها المحافظة على قيمة الجنيه داخل هوامش تتقلب (±1%) حول سِعر مركزي.

٦٩ أنظر - Ramirez-Regas, C., "Currency Substitution in Argentina, Mexico, and Uruguay" IMF Staff Papers, Vol. 32, No. ,1985. p.662