#### مجلة الباحث الاقتصادي

#### Economic Researcher Review

المجلد08/ العدد13 جوان(2020) ص ص 338-310

ISSN: 2335-1748 EISSN: 2588-235X

# المحددات قصيرة وطويل الأجل لسعر الصرف الحقيقي في السُّودان: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع

Long-run and Short-run Determinants of the Real Exchange Rate in Sudan: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model

2 أحمد عبد الله إبراهيم أ، محمد شريف بشير الشريف

Ahmed Abdu Allah IBRAHIM¹, Mohamed Sharif Bashir ELSHARIF²

<u>abuhmaid@hotmail.com</u> (الشُّودان)، (السُّودان)، والاقتصاد، كلية الدراسات الاقتصادية والاجتماعية، جامعة النيلين، (السعودية)، mbelsharif@imamu.edu.sa

تاريخ الاستلام: 2020/05/05 تاريخ القبول: 2020/06/28 تاريخ النشر: 2020/06/30

الملخص: ها.ف هذا البحث إلى تحليل محاددات سعر الصرف الحقيقي للجنيه الشوداني للفترة 1978-2017م، واختيرت ستة متغيرات محتملة للتأثير على سلوك سعر الصرف تشمل: الميزان التجاري، والاحتياطيات الدولية، والتضخم المحلي، والديون الخارجية، والناتج المحلي الإجمالي، وتكلفة التمويل، وتفادياً للانحدار الزائف؛ فقد فُحصت السلاسل الزمنية باستخدام اختباري ديكي-فولر الموسع، وفيلبس-بارون، واستخدم نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL)، واحتبار التكامل المشترك بمنهجية المحدود، وأوضحت نتائج الاحتبارات أنَّ جميع السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى، كما أكدت النتائج وجود علاقة التوازن طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي للجنيه الشوداني ومحدداته الستة، وأظهرت نتائج تصحيح الخطأ أنَّ سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بلغت 40%.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، التكامل المشترك، نموذج الانحاءار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع، اختبارات الاستقرارية، الاقتصاد السُّوداني.

Abstract: This paper investigates the determinants of the real exchange rate of Sudanese currency, during the period 1978-2017. The method employed is based on an econometric technique of times series within an autoregressive distributed lag (ARDL) approach. Six independent variables have been selected as the most important determinants that may affect the behavior of the real exchange rate. These factors are including trade balance, international reserves, domestic inflation, foreign debts, GDP and financing cost. To avoid the problem of spurious regression, the series has been subjected to stationary tests, namely, Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests. The Bounds test to cointegration shows that there is long equilibrium relationship between the exchange rate and its determinants. The error correction test indicates that the speed of adjustment is 41% yearly.

**Keywords:** Exchange rate, cointegration, error correction model, autoregressive distributed lag model, stationary tests, Sudanese economy.

JEL Classification Codes: F14; F31; F33; C01; C22; C32.

المؤلف المرسل: محمد شريف بشير الشريف، الإيميل المهني: mbelsnarif@imamu.eau.sa

#### 1. مقدمة:

يُعدُّ سعر الصرف من أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية التي تكشف عن جودة الأداء الاقتصادي لأيّ دولة، حيث ترتبط به كافة المتغيرات الاقتصادية كالاستثمار، والإنتاج، والتصدير، والاستيراد وتدفقات رؤوس الأموال، وتزداد أهمية أنظمة سعر الصرف في الدول النامية استناداً للدور المزدوج الذي تقوم به في إنجاح برامج الإصلاح الاقتصادي في الأجل القصير، واستمرارية تطبيق سياسات التحرير الاقتصادي في الأجل الطويل (حسين وآخرون القصير، واستمرارية تطبيق المناظر إلى كون سعر الصرف من المتغيرات الاقتصادية شديدة الحساسية تجاه المؤثرات الداخلية والخارجية التي يتعرض لها الاقتصاد الكلي؛ فإنَّه يتغير باستمرار في الأجلين القصير والطويل على حد سواء، وهو ما يشير إلى أنَّه ليس مجرد سعر أو نسبة تتحدد بمنهج حامد؛ بل متغير يتعين تحديده وتحليليه بمناهج متعددة & Rivera-Batiz) ويكون من وظائف البنك المركزي إدارته والتحكم فيه، ودائماً ما تضع السلطات النقدية في أيّ دولة تصحيح اختلال أسعار الصرف ضمن أهم أهداف سياستها النقدية، وأحد الشروط الأساسية لتطوير أداء الاقتصاد الكلي وضمان استقراره، حيث يؤدّي الاختلال في سعر الصرف إلى تراجع الأداء الاقتصادي، ويُعمق من سوء توزيع الموارد، ويُشجع على هروب رؤوس الأموال، ولهذا السبب نجد أنَّ تصحيح اختلال أسعار الصرف أخذ الصرف أخذ المتماماً كبيراً في أدبيات السياسات النقدية والمالية (إبراهيم، 2012).

ظلت سياسة سعر الصرف في السُّودان مثيرة لاهتمام متخذي القرارات الاقتصادية، والباحثين ورجال الأعمال وعامة الناس على حد سواء، وذلك لارتباطها المباشر بتكاليف المعيشة وحركة الاقتصاد اليومية، فقد شهدت الفترة بعد انفصال جنوب السُّودان عن السُّودان (الدولة الأم) في عام 2011م تراجعاً كبيراً في سعر صرف الجنيه السُّوداني مقابل العملات الأجنبية، وظهرت فجوة بين الكميات المعروضة والمطلوبة من الدولار الأمريكي، وكانت هذه الفجوة آخذة في الاتساع بصورة كبيرة، إذ فقد السُّودان صادرات بترولية قدرت بنحو 6.6 مليار دولار أمريكي مقابل (إبراهيم، 2016، ص 10)، وترتب على ذلك ارتفاع سعر صرف الدولار الأمريكي بدلاً عن العملة المسُّوداني، ما كان سبباً مباشراً في شيوع استعمال الدولار الأمريكي بدلاً عن العملة الوطنية، وهي ظاهرة تُعرف بالدولرة "Dollarization" (Yeyati, 2006, p.61)

وتعكس عدم الثقة في جدوى سياسات الحكومة المالية والنقدية، ويُلحظ أنَّ هناك فحوة كبيرة بين السعرين الرسمي والموازي خلال فترة الدراسة؛ بسبب الارتفاع الكبير في سعر السوق الموازي، بينما بقي السعر الرسمي جامداً في مكانه؛ فمثلاً في عام 2014م كان السعر الرسمي يعادل 6.2 جنيهاً للدولار الأمريكي؛ وفي السوق الموازي يعادل 8.8 جنيهاً للدولار الأمريكي، أي أنَّ الفحوة وصلت إلى نسبة 42%، وقفزت إلى 85% في 2015 ثم إلى 158% في نماية 2016م، نتيجة لارتفاع سعر السوق الموازي إلى 11.45 و16 جنيهاً للدولار الأمريكي على التوالى (إبراهيم، 2016، ص 10).

وقد أرجع كثير من الباحثين هذا التدهور الكبير في سعر صرف الجنيه السُّوداني إلى عدة عوامل من بينها: السياسات المالية التي أدت إلى عجز كبير في الموازنة العامة؛ ما دفع الحكومة إلى تغطية هذا العجز؛ إمّا بالاستدانة من النظام المصرفي، وإمّا بتسييل صافي الأصول بالنقد الأجنبي، فأدّى ذلك مباشرة إلى توسع الطلب الكلي، وبالتالي أسهمت تلك السياسات في ظهور ضغوط تضخمية، وتزايد الطلب على أرصدة العملات الأجنبية (عثمان،2001؛ إبراهيم والشريف، 2017)، هذا إلى جانب دور المصارف التجارية أيضاً في توليد السيولة النقدية؛ وذلك عن طريق تجاوزها للسقوف الائتمانية التي يحددها البنك المركزي لإبقاء حجم السيولة النقدية في حدود السلامة المالية، أو تسييل أصولها بالنقد الأجنبي للتوسع في التمويل السيولة السيولة المستهدفة (الخليفة وآخرون، 2009).

وحدد إبراهيم (2016) أسباباً لتدهور قيمة العملة السُّودانية مقابل الدولار والعملات الأجنبية الأخرى المتداولة في ثلاثة عوامل: التوسع المستمر في الإنفاق الحكومي الجاري، والنمو السكاني بمعدل 3% ما يعني زيادة الاستهلاك الكلي -، والانخفاض المستمر في نمو قطاعات الاقتصاد الحقيقي كالزراعة والصناعة، ما أدّى إلى نقص كبير في الإنتاج المحلي، وانخفاض صادرات السلع الزراعية والتحويلية، وزيادة في السلع المستوردة؛ خاصة السلع الغذائية منها؛ وفي المحصلة الأحيرة ارتفع الطلب على النقد الأجنبي.

#### 1.1. أهمية البحث:

تظهر أهمية هذا البحث في تحليل محددات سعر الصرف الجنيه السُّوداني في المدة 1978-2017م، وذلك بتطبيق نموذج قياسي على ضوء منهجية الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ADRL)، وسيوفر البحث بذلك نتائج جديدة حول تأثير محددات سعر الصرف في السُّودان، وهذا سيساعد على رسم السياسات النقدية والمالية البديلة.

#### 2.1. مشكلة البحث:

عانى الاقتصاد السُّوداني خلال أكثر من ثلاثة عقود متعاقبة من اختلالات في الاقتصاد الكلي، وتعرضت قيمة العملة الوطنية مقابل العملات الأجنبية إلى تدهور كبير لم تستطع كل السياسات والنقدية والمالية والإجراءات التي اتخذتما الحكومة أن تقلل من تداعياته، أو تمنع من وقوعه عقب كل أزمة اقتصادية، ومن هنا يثور السؤال حول دور محددات سعر الصرف، ومِن من تخليل تأثيراتها في الأجلين القصير والطويل، وذلك بغية الوصول إلى فهم نوعية السياسات النقدية والمالية التي يتعين اتخاذها لمعالجة اختلالات الاقتصاد السُّوداني.

#### 3.1. أسئلة البحث:

يطرح هذا البحث عدداً من التساؤلات وبيانها في الآتي:

أ. ما أهم محددات سعر صرف للجنيه السُّوداني في الأجلين القصير والطويل؟

ب. ما مقدار التكيف للعلاقة بين سعر الصرف ومحدداته بالنظر إلى اختلالات الأجل القصير؟

ج. ما المتغيرات الاقتصادية الأكثر تأثيراً على سعر الصرف للجنيه السُّوداني؟

#### 4.1. فرضية البحث:

يفترض البحث أنَّ سعر الصرف يتأثر بالتغيرات التي تحدث في الناتج المحلي الإجمالي، والتضخم المحلي، والاحتياطيات الدولية، والميزان التجاري، والديون الخارجية، وتكلفة التمويل، ومِن ثُمَّ فإنَّ هناك علاقة توازنية في الأجلين القصير والطويل بين سعر الصرف للجنيه السُّوداني كمتغير تابع، وبين المتغيرات المستقلة ممثلة في تلك المؤشرات الاقتصادية الكلية الستة المشار إليها آنفاً.

#### 5.1. أهداف البحث:

يهدف هذا البحث بشكل رئيس إلى تحليل أثر المحددات الرئيسة على سعر صرف الجنيه السُّوداني خلال الفترة 1978-2017م، أما أهداف البحث الفرعية فتفصيلها في الآتي:

- أ. تحليل العلاقة بين سعر صرف الجنيه السُّوداني والمتغيرات الاقتصادية الكلية في الأجل الطويل باستخدام التكامل المشترك من خلال أسلوب اختبار الحدود ( test).
- ب. تحليل العلاقة بين سعر صرف الجنيه السُّوداني والمتغيرات الاقتصادية الكلية في الأجل القصير باستخدام صيغة تصحيح الخطأ للنموذج (ARDL-ECM).
- ج. بناء نموذج قياسي لاختبار العلاقة بين سعر الصرف للجنيه السُّوداني كمتغير تابع؛ وبين المتغيرات المستقلة الستة، من خلال تصحيح اختلالات الأجل القصير والعودة إلى التوازن في الأجل الطويل، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL).
- د. تقديم مقترحات حول السياسات النقدية والمالية البديلة التي يجب اتخاذها في الأجلين القصير والطويل.

#### 6.1. حدود البحث الزمانية والمكانية:

ينحصر البحث في الفترة الممتدة من 1978 إلى 2017م، ويتناول بالتحليل محددات سعر الصرف للجنيه السُّوداني مقابل العملات الأجنبية؛ باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL).

#### 7.1. تقسيم البحث:

وإضافة إلى المقدمة التي جاءت في الجزء الأول؛ فقد قُسِّم البحث إلى الأجزاء الآتية: الجزء الثاني يعرض الدراسات السابقة، وتشمل الإطار النظري، ويقدم في الجزء الثالث الإطار التطبيقي؛ بما فيه من منهجية التقدير والنموذج القياسي، أما الجزء الرابع؛ فيناقش نتائج التحليل القياسي، ويتناول الجزء الخامس الاستنتاجات، ثم يُختم في الجزء الخامس بالتوصيات.

# 2. الدراسات السابقة:

يكتسب سعر الصرف دوراً محورياً في استقرار الاقتصاد الكلي، وتأثره بالعديد من المتغيرات الاقتصادية الكلية كالناتج المحلي الإجمالي والاستثمار وعرض النقود والتضخم والتجارة الخارجية وتدفقات رؤوس الأموال. ونستعرض أهم الدراسات السابقة بحيث يراعى ترتيبها الزمني من الأحدث إلى الأقدم على النحو الآتي:

تناول شوقار (2019) محددات سعر الصرف في السُّودان للفترة 1980–2016م باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة لقياس العلاقات التوازنية قصيرة وطويلة الأجل، وتقدير نموذج تصحيح الخطأ لقياس سرعة التعديل في اختلال الأجل القصير للعودة إلى التوازن طويل الأجل، وتوصل إلى نتائج من أهمها: وجود علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات المستقلة وسعر الصرف، ووجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف في الأجل الطويل، وكذلك وجود علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين كل من الناتج المعلوب أما نتائج تصحيح الخطأ للنموذج؛ فقد أظهرت علاقة عكسية بين كل من الناتج الطويل، أما نتائج تصحيح الخطأ للنموذج؛ فقد أظهرت علاقة عكسية بين كل من الناتج المحلي الإجمالي، التضخم والصادرات، وبين سعرالصرف بدلالة إحصائية، وأن نحو 20.0% من الاختلال في توازن الأجل القصير يجري تصحيحه سنوياً من أجل العودة إلى التوازن في الأجل الطويل.

وتناول فضل (2016) أثر السياسات المالية والنقدية على استقرار سعر الصرف في السُّودان، واستخدم نموذجاً قياسياً لاختبار علاقة سعر الصرف مع بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية، وتوصل إلى نتائج من أهمها: إنَّ ضعف السياسات النقدية والمالية وعدم فاعليتها بدرجة عالية يرجع إلى ضعف الأسواق النقدية والمالية وضيق نطاقها، كما يعود إلى التأثير الكبير لبعض المؤسسات المالية غير المصرفية، ما يجعل وزارة المالية والبنك المركزي لا يستطيعان توجيه نشاط هذه المؤسسات بما يتلاءم مع أهداف السياسات النقدية والمالية، ويمكن التعليق على نتائج دراسة فضل بأنَّ قصور البيانات الرسمية في السلاسل الزمنية لمتغيرات النماذج القياسية المقدرة كان له أثر سلبي في التقدير، حيث أنَّ بعض النتائج لا تتطابق مع الواقع الاقتصادي، وتميزت الفترة التي أجريت فيها الدراسة بوجود سياسات اقتصادية كلية مخططة مركزياً وبحجم كبير من الاستثمارات، مع وجود مشكلات في إنجاز المشروعات المربحة، وقد أدّى ذلك كله إلى الإفراض في الاقتراض الخارجي، والإصدار النقدي من البنك المركزي دون مقابل من الإنتاج. الإفراض في الاقتراض الخارجي، والإصدار النقدي من البنك المركزي دون مقابل من الإنتاج. أما بابكر (2014) فقام بتحليل محددات سعر الصرف في السُّودان باستخدام نموذجي التكامل والمشترك وتصحيح الخطأ للفترة 1978–2010م، وتوصل إلى نتيجة أظهرت وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وبين المتغيرات المستقلة ممثلة في: عرض النقود ومعدل علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وبين المتغيرات المستقلة ممثلة في: عرض النقود ومعدل

التضخم والناتج المحلي الإجمالي وميزان المدفوعات والميزانية العامة، وهذا يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف ومحدداته المذكورة، وكذلك وجود علاقة سببية بين سعر الصرف ومحدداته في الأجل القصير، كما أكدت دراسته أنَّ التضخم وميزان المدفوعات، وعرض النقود هي أهم العوامل المحددة لسعر الصرف.

وفي دراسة محمود (2011) نوقشت العوامل المؤثرة على سعر الصرف بالسُّودان في الفترة 2010–2010، وذلك باستخدام نموذج المعادلات الآنية لتحديد الأثر المباشر وغير المباشر للمحددات الرئيسة لسعر الصرف، ثم تعرضت الدراسة لأثر تذبذب سعر الصرف على معدل التضخم والصادارت والواردات، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة عكسية متبادلة وذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم وسعر الصرف في السُّودان، ووجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وحجم الصادرات بالإضافة إلى تأثير الفرق بين الصادرات والواردات على سعر الصرف في حالة عجز الميزان التجاري.

وما يُميز بحثنا هذا عن غيره من الدراسات السابقة؛ أنَّ معظم الدراسات السابقة حول محددات سعر الصرف للجنيه السُّوداني أُجريت باستخدام النماذج الإحصائية التقليدية، بينما أخذ هذا البحث بالأساليب القياسية الحديثة، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ADRL) وفقاً لمنهجية بيساران Pesaran؛ باعتبارها الأمثل، حيث تمَّ التغلب عند تطبيقها على المشكلات الإحصائية المتعلقة بالارتباط الذاتي واختلاف تباين حد الخطأ، وتصبح اختبارات: استقرار السلاسل الزمنية، والتكامل المشترك ومعامل تصحيح الخطأ؛ ممكنة لتصحيح اختلات الأجل القصير، والعودة إلى التوازن في الأجل الطويل.

# 3. الإطار التطبيقي:

# 3.1. نموذج التحليل القياسي:

استناداً إلى منهجية بيساران Pesaran وشكل العلاقة الدالية بين سعر الصرف الحقيقي كمتغير تابع، وبين محدداته من المتغيرات المستقلة؛ يُعّبر عن نموذج التحليل القياسي بالمعادلة الآتية:

$$RE = \beta_0 + \beta_1 I R^+ + \beta_2 T B^+ + \beta_3 D I^- + \beta_4 F D^- + \beta_5 G D P^+ + \beta_6 R I R^+ + \mu$$
(1)

ومِن ثُمَّ فإنَّ النموذج القياسي يكون على النحو الآتي:

### 3.2. نوع ومصادر البيانات:

 $=\mu$ 

اعتمد هذا البحث على البيانات الثانوية من سلسلة زمنية سنوية للمدة من سنة 1977م (حيث خُفض الجنيه السُّوداني) إلى نماية سنة 2017م، أما مصادرها فقد جمعت من جهات مختلفة كالآتي: بيانات سعر الصرف من بنك السُّودان المركزي، وحُولت بيانات سعر الصرف الاسمى إلى سعر حقيقي وفقاً للمعادلة الآتية:

$$RE = \frac{EP^*}{P}$$

حيث:

RE سعر الصرف الحقيقي

الرقم القياسي للأسعار الخارجية  $=P^*$ 

المتغير العشوائيي

المعلمات المطلوب تقديرها  $=\beta_i$ 

*≡E* سعر الصرف الاسمى

الرقم القياسي للأسعار المحلية =P

وأُخذ الرقم القياسي للأسعار الخارجية من خمس دول تمثل أكبر شركاء التبادل التحاري مع السُّودان (السعودية، الصين، اليابان، ألمانيا وبريطانيا). وكان مصدر هذه البيانات إحصاء

اتجاهات التحارة (IMF, Directions of Trade)، كما أستخدم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين لهذه الدول، وكان مصدرها الإحصاءات المالية الدولية المستهلكين لهذه الدول، وكان مصدرها الإحصاءات المالية الدولية التحاري فأُحذت Financial Statistics) من بنك السُّودان المركزي؛ مقومة بالدولار الأمريكي، أما الاحتياطي الدولي بالدولار الأمريكي فمصادره: الإحصاءات المالية الدولية، وصندوق النقد الدولي، والتقارير السنوية لبنك السُّودان المركزي والتقرير الاقتصادي العربي الموحد، وجمعت بيانات الدين الخارجي بالدولار الأمريكي من إحصاءات بنك السُّودان المركزي، أمّا بيانات التضخم المحلي والناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة (سنة الأساس 1990) فجمعت من الجهاز المركزي للإحصاء بالسُّودان، واستخدمت العام المسُّودان المركزي عن تكلفة التمويل وتشمل: سعر الفائدة من 1970 حتى العائد التعويضي للفترة موامش المرابحات خلال الفترة من 1984 حتى 1986م، ثمُّ العائد التعويضي للفترة 1987 حتى 1988م، وهوامش أرباح المرابحات من 1989 حتى 2017م.

# 3.3. تعریف متغیرات النموذج القیاسی:

ويُعرّف المتغير التابع والمتغيرات المستقلة التي يتضمنها النموذج القياسي كالآتي:

# سعر الصرف الاسمى والحقيقي:

يُعرّف سعر الصرف الاسمي الثنائي على أنه "سعر عملة أجنبية بدلالة وحدات عملة محلية"، ويمكن أن يعكس هذا التعريف حساب العملة المحلية بدلالة وحدات من العملة الأجنبية، والمقصود بهذا التعريف هو سعر الصرف الاسمي، أي سعر العملة الجاري الذي لا يأخذ بعين الاعتبار قوتما الشرائية من سلع وخدمات ما بين بلدين، ويتغير سعر الصرف يومياً في اتجاه التحسن أو في اتجاه التدهور، والتحسن يعني ارتفاع سعر العملة المحلية بالنسبة للعملة الأجنبية، أمّا التدهور فهو يدل على انخفاض سعر العملة المحلية بالنسبة للعملة الأجنبية (العباس أمّا التدهور فهو المسرف هو مؤشر يقوم بدور مقياس القوة الشرائية للعملة الذي يعكس متوسط حصيلة التقلبات في قيم العملات الأخرى بالنسبة لعملة معينة، ويتحدد المعدل الاسمي للصرف في سوق الصرف، ويستجيب هذا السعر لمجموعة من المحددات كتطور الأسعار الوطنية والأجنبية ومعدلات الفائدة والعوامل النفسية (Pilbeam, 1992)، وينقسم سعر الصرف الاسمي إلى سعر صرف رسمي؛ أي المعمول به فيما يخص المبادلات الجارية والرسمية، الصرف الاسمي إلى سعر صرف رسمي؛ أي المعمول به فيما يخص المبادلات الجارية والرسمية،

وسعر صرف موازي؛ وهو السعر المعمول به في الأسواق الموازية، وهذا يشير إلى إمكانية وجود أكثر من سعر صرف اسمي في نفس الوقت لنفس العملة في نفس البلد، أما تخفيض العملة أو تخفيض سعر صرف العملة الوطنية فيعرف بأنَّه: "التخفيض الرسمي للقيمة الاسمية للعملة ما بنسبة مئوية معينة بالنسبة للعملات الأخرى، أو محاولة "لتوحيد" السعرين الرسمي والموازي عن طريق تضييق الفجوة بينهما في سوق الصرف الأجنبي." (Ab im, 2001, p. 64) ، ونلفت النظر إلى أنَّ جميع بيانات سعر الصرف الاسمي في هذا البحث قد تم تحويلها إلى بيانات سعر الصرف المتبعد أثر التضخم.

وقد عُرّف السعر الذي يتعامل به بنك السُّودان المركزي بيعاً وشراءً في كل معاملاته؛ في هذا البحث بدلالة الدولار الأمريكي، أي بحساب وحدة واحدة من الدولار الأمريكي مقابل عدد من الجنيهات السُّودانية. وتحدر الإشارة إلى أنَّ العملة السُّودانية مرت بتطورات من حيث المسمى والقيمة خلال فترة الدراسة، حيث تغير مُسمى الجنيه إلى دينار في عام 2001م بعد حذف صفر ليصبح واحد دينار يساوي 10 جنيهات، ثم أُعيد المسمى إلى جنيه في عام 2007 ليصبح واحد حنيه جديد يساوي 100 دينار (الخليفة وآخرون، 2009)، وفي هذا البحث أُجري التحليل لكل فترة حسب مُسمى وقيمة العملة الوطنية السائدة فيها.

الاحتياطات الدولية: تشمل احتياطيات البلاد من النقد الأجنبي، واستخدمت نسبة تغطية الاحتياطات للواردات، حيث يفترض أن تغطي الاحتياطات واردات ثلاثة أشهر على الأقل بالدولار الأمريكي (زكي، 1994؛ Gordon, 2000)

التضخم المحلي: يمثل الزيادة المستمرة في المستوى العام للأسعار لفترة زمنية طويلة، حيث تؤثر على الطلب المحلي للسلع والخدمات، وبالتالي فإنَّ أهم عامل مؤثر على معدلات التضخم هو أداء الميزانية العامة خاصة حجم عجز الميزانية العامة ومصادر تمويله. إنَّ اللجوء إلى الاستدانة من النظام المصرفي أو تسييل الأرصدة الأجنبية بحدف تمويل عجز الميزانية العامة يُشكل المصدر الرئيس لضخ السيولة النقدية في الاقتصاد، وبالتالي يُعدُّ السبب الرئيس لارتفاع معدلات التضخم (إبراهيم والشريف، 2017).

الميزان التجاري: يعكس الفرق بين قيمة الصادرات والواردات بالدولار الأمريكي، ويلحظ أنَّ الميزان التجاري سجل فائضاً في 10 سنوات فقط من إجمالي 40 سنة خلال فترة الدراسة.

الديون الخارجية: تشمل الديون المستحقة للمؤسسات الدولية والإقليمية بالدولار الأمريكي. الناتج المحلي الإجمالي: أستخدم الناتج المحلي الإجمالي: أستخدم الناتج المحلي بالأسعار الثابتة (GDP) بدلاً عن الناتج القومي الإجمالي(GNP)، حيث الفارق بينهما هو صافي دخل عناصر الإنتاج في الخارج التي يشملها ميزان المدفوعات.

تكلفة التمويل أو عائدات القروض: تتمثل في أسعار الفائدة الحقيقية، أو هوامش التمويل وفقاً للتمويل الإسلامي أو أرباح عمليات التمويل وفقاً للتمويل التقليدي (المصري، 2001)، حيث أُلغيت الصيغة الربوية (نظام التعامل بالفائدة) في معاملات الدولة في السُّودان؛ واستبدلت بنظام صيغ التمويل الإسلامي، وعليه فقد أستخدم في هذا البحث للدلالة على تكلفة التمويل ما يأتي: سعر الفائدة من 1970 حتى العام 1983، وهوامش المرابحات خلال الفترة من 1984 حتى 1988، والعائد التعويضي للفترة 1987 حتى 1988، ثم هوامش أرباح المرابحات من 1989 حتى 2017.

المتغير العشوائي: يشمل أهم متغير وهو عدم الاستقرار السياسي، فقد صئينً السودان كواحدة من أعلى خمس عشرة دولة من دول أفريقيا جنوب الصحراء؛ من حيث عدم الاستقرار السياسي (Fosu, 1992)، لأنَّ السُّودان لم يعرف السلام منذ الاستقلال في عام 1956 إلا خلال اثني عشر عاماً، وشهدت البلاد نزاعات مسلحة لسنوات طويلة (الريح 2012، ص ص 18–20)، وهو ما أقعدها عن وضع برامج، ورسم سياسات اقتصادية تؤدي إلى استقرار اقتصادي ونمو مستدام (عثمان 2001، ص ص 26–27).

#### 4.3. فرضيات البحث:

- أ. وجود علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين حجم المديونية الخارجية وسعر الصرف، حيث تؤدي زيادة الديون المديونية الخارجية إلى انخفاض سعر الصرف.
- ب. وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف، حيث تؤدي زيادة الناتج المحلى الإجمالي إلى تحسن سعر الصرف.
- ج. وجود علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين التضخم وسعر الصرف، حيث يؤدي ارتفاع معدل التضخم إلى انخفاض سعر الصرف.

- د. وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين الميزان التجاري وسعر الصرف، حيث يؤدي تحسن الميزان التجاري إلى تحسن سعر الصرف.
- ه. وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين حجم الاحتياطيات الدولية وسعر الصرف، حيث يؤدي ارتفاع حجم الاحتياطيات الدولية إلى تحسن سعر الصرف.
- و. وجود علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين تكلفة التمويل وسعر الصرف، حيث يؤدي ارتفاع تكلفة التمويل إلى ارتفاع سعر الصرف.

# 5.3. منهجية التقدير القياسى:

أجريت العديد من الاختبارات للحصول على نتائج التقدير القياسي؛ وتشمل على الترتيب ما يأتي: اختبارات جذر الوحدة، واختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية بيساران-Pesaran) واختبار تصحيح الخطأ، ثم اختبارات الاستقرار الهيكلي (CUSUM and CUSUMSQ) ويوضح الشكل (1) جملة هذه الاختبارات المطلوبة لتقدير النموذج القياسي.

الشكل (1) اختبارات تقدير النموذج القياسي ARLD



المصدر: أعده الباحثان.

#### 1.5.3. اختبار جذر الوحدة:

إنَّ اختبار جذر الوحدة (Unit root test) هو اختبار سكون السلاسل الزمنية، وقد أصبح فحص بيانات المتغيرات المستخدمة في أيّ دراسة قياسية مهماً لتجنب ظاهرة الانحدار الزائف، وبالتالي تحقيق الدقة في النتائج (Stock & Watson, 1982; Yule, 1926)، وأُجري اختبار جذر الوحدة في هذا البحث تفادياً لما وقعت فيه بعض الدراسات السابقة مثل: منصوري (2015)، وشطباني (2012)، والخليفة وآخرون

(2009)، وحيدر وآخرون (2005)، بغياب إجراء اختبار استقرار السلاسل الزمنية، ما يجعل نتائجها زائفة. كما استخدم في هذا البحث أيضاً اختبار ديكي-فولر الموسع Dickey-Fuller (ADF)

#### 1.5.3. اختبار التكامل المشترك:

هنالك طرق عديدة لاختبار التكامل المشترك المستخدمة حديثاً والمعروفة بالانحدار الذاتي (1990)؛ إلا أنَّ منهجية التكامل المشترك المستخدمة حديثاً والمعروفة بالانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) الذي طوره بيساران وآخرون ,1996, 1996) الذي طوره بيساران وآخرون ,2001 مثل أسلوب لتقدير النماذج المبنية على بيانات السلاسل الزمنية، ولديها القدرة على معالجة المشكلات التي تظهر عند تطبيق نماذج التكامل المشترك واختبار تصحيح الخطأ، ويتميز أسلوب بيساران عن نموذج إنجل-جرانجر (Engle-Granger) بأنَّه يُفصِّل العلاقة في الأجل الطويل عن العلاقة في الأجل القصير، إضافة إلى أفضليته في حالة العينات الصغيرة الأجل الطويل عن العلاقة في الأجل القصير، إضافة إلى أفضليته في حالة العينات الصغيرة للإبطاء الزمني الموزع يأخذ بعين الاعتبار الفارق الزمني لتباطؤ الفحوة (lag)، حيث تتوزع المتغيرات التفسيرية على فترات زمنية يدمجها النموذج في عدد من المتباطئات الموزعة في حدود (معلمات) تتوافق وعدد المتغيرات التفسيرية، حيث تستغرق العوامل الاقتصادية المفسرة قيد الدراسة مدة زمنية للتأثير على المتغير التابع متوزعة بين الأجلين القصير والطويل.

# 6.3. توصيف نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع:

أستخدمت المتغيرات المتخلفة زمنياً، لأنَّ السلوك الاقتصادي لكل فترة زمنية محددة يتأثر إلى حد ما بنمط السلوك السائد في الفترة السابقة، فعند بناء النماذج الاقتصادية يلاحظ أنَّ بعض الوقت يمر بين حركة المتغير المفسر واستجابة المتغير التابع، وفي نماذج السلاسل الزمنية بالتحديد يمر وقت مقدر بين فترة اتخاذ القرار الاقتصادي والأثر النهائي لأيّ متغير سياسة Policy) والاستجابة طويلة يجب إدخال متغيرات مفسرة المتافي أنَّ حالة استجابة المتغير التابع للمتغيرات المستقلة تتباطأ وتنتشر عبر الزمن، وذلك بسبب العوامل النفسية (جوجاراتي 2015، ص 858).

- ولتحديد وجود علاقات طويلة الأجل والتفاعلات الحركية أو الديناميكية للمتغيرات، يُجرى تقدير النموذج باستخدام اختبار الحدود (Bounds test) ونموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع -ARDL؛ بمنهجية التكامل المشترك التي طورها بيساران وآخرون (Pesaran) وكان اختيار هذه المنهجية للأسباب الآتية:
- أ. بساطة إجراء اختبار الحدود، حيث تسمح لعلاقة التكامل المشترك أن تقدر بواسطة المربعات الصغرى العادية ما أن ترتيب الإبطاء للنموذج تم تحديدها.
- ب. لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة نفسها، وإنَّ اختبار الحدود (حد أعلى وحد أدنى) في إطار الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية، وسواء كانت مستقرة أو ساكنة عند مستوياتها، أي متكاملة من الدرجة صفر I(0) أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، أو مزيج من الترتيبين (الصفري والوحدوي) I(0) و I(1)، والشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو ألا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية (Pesaran et al, 1996, I(2)).
- ج. إنَّ الاختبار نسبياً أكثر كفاءة لأحجام بيانات العينة الصغيرة أو المحدودة كما في حالة هذا البحث، إنَّ خصائص الحجم الصغير لمنهجية اختبار "الحدود" تجعل منها متفوقة عن بقية اختبارات التكامل المشترك.
- د. أنَّه أسلوب ديناميكي يسمح للمتغيرات المستقلة بأن تكون متغيرات داخلية تتحدد من داخل النموذج.
- ه. عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي المتعدد (Multicollinearity) وتقارن إحصائية F الحسوبة مع القيم الحرجة الجدولية (Critical Value) التي حددها قبل

بيساران وآخرون (Pesaran et al. 2001) ؛ على ضوء النتائج المتحصل عليها:

أ. فإذا كانت إحصائية F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى لقيمة F الجدولية فسوف ترفض الفرضية العدمية  $(H_0)$  التي تنص على غياب علاقات التكامل المشترك بين المتغيرات (علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات)، حيث أنَّ هذه المتغيرات لا تبتعد كثيراً عن بعضها البعض في الأجل الطويل وتسلك سلوكاً متشابحاً.

- ب. أمَّا إذا كانت إحصائية F المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى لقيمة F الجدولية، فتقبل فرضية العدم  $(H_0)$  ، أيِّ أنَّه لا يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات.
- ج. وإذا كانت قيمة إحصائية F المحسوبة تقع بين قيمة الحد الأدنى وقيمة الحد الأعلى لقيمة F الجدولية، فإنَّ النتائج ستكون غير محددة، ويشير ذلك إلى عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كانت توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.
- د. تقدير معامل تصحيح الخطأ: إذا كانت المتغيرات التي تتكون منها ظاهرة ما تتصف بخاصية التكامل المشترك، بمعنى أنه توجد علاقة توازنية بين الاثنين أو أكثر على المدى البعيد، فإنَّه يمكن التعامل مع مقدار الخطأ كأنه (خطأ التوازن)، ويمكن استخدام مقدار الخطأ هذا لربط السلوك في المدى القصير مع قيمته في المدى البعيد، ويكون النموذج الأكثر ملاءمة لتقدير العلاقة بينهما هو اختبار تصحيح الخطأ (نزاري والطاهر 2016).

ويعتمد تقدير اختبار تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)؛ على اختبار المألوف أو إحصائية F، ويستخدم لاختبار معنوية تباطؤ مستويات المتغيرات المتضمنة في اختبار تصحيح الخطأ غير المقيد لنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (Pesaran et. al. 2001) إنَّ اختبار فرض العدم ( $H_0$ ) هو اختبار عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات بصرف النظر عن أنَّ هذه المتغيرات المعنية متكاملة في مستواها أو عند فرقها الأول.

$$\begin{split} \Delta lnE_t &= \beta_0 + \delta_1 lnE_{t-1} + \delta_2 lnIR_{t-1} + \\ \delta_3 lnTB_{t-1} &+ \delta_4 lnDI_{t-1} + \delta_5 lnFD_{t-1} + \\ \delta_6 lnGDP_{t-1} &+ \sum_{i=1}^{\rho} \emptyset_i \Delta lnE_{t-i} + \\ \sum_{j=1}^{q} \theta_j \Delta lnIR_{t-j} &+ \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta lnTB_{t-l} + \\ \sum_{m=1}^{q} \gamma_m \Delta lnDI_{t-m} &+ \sum_{n}^{q} \vartheta_n \Delta lnFD_{t-n} + \\ \sum_{k}^{q} \omega_k \Delta lnGDP_{t-k} + \mu_t \end{split} \tag{3}$$

حيث:  $\delta i$  عبارة عن مضاعفات الأجل الطويل.

في الخطوة الثانية، طالما تم إنشاء الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع الشرطي، يمكن تقدير نموذج الأجل الطويل لـ $E_t$  كالآتي:

$$\begin{split} lnE_{t} &= \beta_{0} + + \sum_{\stackrel{i=0}{q^{2}}}^{q^{1}} \delta_{2} \\ &+ \sum_{\stackrel{i=0}{q^{2}}}^{q^{2}} \delta_{3} lnTB_{t-i} \\ &+ \sum_{\stackrel{i=0}{q^{4}}}^{q^{2}} \delta_{4} lnDI_{t-i} \\ &+ \sum_{\stackrel{i=0}{q^{4}}}^{q^{4}} \delta_{5} lnFD_{t-i} + \sum_{\stackrel{i=0}{t=0}}^{q^{5}} \delta_{6} lnGDP_{t-i} + \mu_{t} \ (4) \end{split}$$

ويتضمن ذلك اختيار ترتيبات نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع للمتغيرات الستة باستخدام معيار أكايكي للمعلومات.

$$\begin{split} lnE_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^q \tau_j \Delta ln IR_{t-j} + \sum_{l=1}^q \varpi_l \Delta ln \\ &+ \sum_{m=1}^q \varphi_m \Delta ln DI_{t-m} \\ &+ \sum_{k=1}^q Y_k \Delta ln FD_{t-k} \\ &+ \sum_{n=1}^q \lambda_n \Delta ln GDP_{t-n} + \vartheta ecm_{t-1} + \mu_t \ (5) \end{split}$$

حيث:  $\lambda$ ،  $\gamma$ ،  $\phi$ ،  $\phi$ ،  $\phi$ ،  $\phi$ ،  $\phi$  المعاملات الحركية للأجل القصير للنموذج متقارب إلى التوازن و  $\theta$  سرعة التعديل.

#### 4. النتائج والمناقشة:

#### 1.4. اختبارات السكون:

بالنظر إلى الرسم البياني للبيانات فإنَّ كل السلاسل الزمنية الستة يظهر عليها الاتجاه لأعلى (upwards trend)مع وجود بعض التموجات أو التقلبات، نبدأ أولاً في مراجعة ترتيب أو درجة تكامل (order of integration) المتغيرات الستة.

أ. رتب التكامل (Orders of Integration): إنَّ اعتماد على السلاسل الزمنية بالنسبة لمتغيرات الدراسة يدفعنا إلى تحديد رتب تكامل هذه السلاسل من خلال اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، رغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، فقد اُستخدم اختبار (Philips-Parron) واختبار فيلبس-بارون (ADF) واختبار فيلبس-بارون (H $_0$ ) لكل من بحدف اختبار ترتيب تكامل كل سلسلة على حدة. اختبار فرض العدم  $(H_0)$  لكل من الاختبارين متساوي "جذر الوحدة"، وتمَّ تحديد (lag) والمتمثل في فترة الإبطاء المثلى

المستخدمة عند تطبيق اختبار (ADF) وفقاً لمعيار شوارز للمعلومات Schwarz) (Information Criterion- SIC)

 ${
m ADF}$  الجدول (1) نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكي-فولر الموسع

	الفرق الأول			المستوى		المتغيرات	
رتبة	ثابت	ثابت	التباطؤ	ثابت	ثابت	التباطؤ	السلسلة
التكامل	واتجاه			واتجاه			
I(0)	9.07-	9.30-	1	6.32-	4.37-	1	LnRE
I(1)	6.77-	6.61-	1	2.76-	1.88-	1	TB
I(1)	6.89-	6.98-	1	2.32-	1.06-	1	LnIR
I(1)	10.44-	10.59-	1	1.83-	1.78-	1	LnDI
I(1)	6.96-	5.94-	1	2.48-	3.11-	1	LnFD
I(1)	6.16-	6.25-	1	1.92-	1.21-	1	LnGDP
I(1)	4.03-	3.94-	1	0.85-	1.19-	1	LnRIR

المصدر: أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

ويوضح الجدول (1) نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات، حيث أنَّ جميع المتغيرات عبارة عن سلاسل زمنية متكاملة من الرتبة الأولى (I(1)، ورفضنا فرض العدم ( $H_0$ ) لعملية جذر الوحدة في جميع الحالات بناءً على معيار أكايكي للمعلومات (Akaike information - AIC)

الجدول (2) اختبار فيلبس-بارون

	الفرق الأول		المستوى		المتغيرات
رتبة التكامل	ثابت واتجاه	ثابت	ثابت واتجاه	ثابت	السلسلة
I(0)	19.22-	16.19-	6.15-	4.35-	LnRE
I(1)	7.69-	7.64-	2.85-	1.92-	TB
I(1)	6.95-	7.05-	2.31-	1.06-	LnIR
I(1)	10.89-	11.04-	3.14-	3.12-	LnDI
I(1)	6.95-	5.98-	2.47-	3.36-	LnFD
I(1)	6.16-	6.25-	1.98-	1.21-	LnGDP
I(1)	4.12-	4.08-	1.13-	0.81-	LnRIR

المصدر: أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

تستخدم اختبارات جذر الوحدة لفحص مشكلة السكون في كل من المستويات والفروقات الأولى (first differences) لجميع المتغيرات الستة، وتشير نتائج الاختبارات على مستوى معنوية 5% أن جميع السلاسل الستة غير مستقرة على المستوى العلام الستة غير مستقرة على المستوى level) مما ولكن جميعها مستقرة على الفرق الأول (stationary at first difference) مما يعني تكاملهما على الدرجة الأولى (first order integration I(1))، إنَّ هذين الاختبارين يعززان وجود جذر الوحدة ومن ثمَّ عدم السكون أو عدم الاستقرار -non) لاختبارين يعززان وجود جذر الوحدة ومن ثمَّ عدم السكون أو عدم الاحتبار المتغيرات الستة، إذ أنَّ القيمة المطلقة لإحصائية الاختبار أكبر من القيمة المطلقة للقيمة الحرجة، واستخدم اللوغاريثم الطبيعي لجميع المتغيرات عدا الميزان التجاري، لوجود القيم السالبة فيه، ومن ثمَّ عدم وجود لوغاريثم للقيمة السالبة.

- ب. اختبار التكامل المشترك: من خلال النتائج المتحصل عليها والموضحة أعلاه تبين أنّه لا توجد سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الثانية، وفي نفس الوقت لدينا كل السلاسل مستقرة أو ساكنة عند الفرق الأول، الأمر الذي يدفعنا إلى الاستمرار في تقدير النموذج في إطار إجراء اختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج وفق نموذج (ARDL).
- ج. اختبار الحدود للتكامل المشترك للسلاسل الزمنية: في الخطوة الأولى لتحليل الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع، نختبر ظهور علاقات طويلة الأجل كما في المعادلة (5)؛ لاختبار الحد الأقصى في ترتيب الفحوات نستخدم معيار أكايكي (AIC)

إنَّ اختبار إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمي والمتغيرات المستقلة ممثلة في المحددات المختارة عن طريق مقارنة قيمة إحصائية F المحسوبة مع الحد الأعلى والحد الأدي، فإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من الحد الأدي للقيم الحرجة نقبل بالفرضية البديلة الأدي، فإذا كانت قيمة F المحسوبة أقل من الحد الأدي التي تنص على عدم وجود علاقة توازنية في الأجل كانت قيمة F المحسوبة أقل من الحد الأدي التي تنص على عدم وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل، وعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة.

وللتأكد من وجود علاقة طويلة الأجل في نموذج الدراسة يتم إجراء فحص اختبار F؛ وذلك بمقارنة F المحسوبة (الإحصائية) مقابل قيمة F الحرجة (الجدولية) لأقصى وأدنى حدود، ويوضح المجدول (3) نتائج إحصائية F في حالة اعتبار أي متغير كمتغير تابع في انحدارات طريقة

المربعات الصغرى – الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع، حيث أظهرت لنا نتائج الدراسة أن F الإحصائية (11.83) أي معنوية عند 10% و f و f و أكبر من القيمة الحرجة العليا؛ ومن ثمَّ رفض فرض العدم (f) وقبول الفرض البديل (f) المتمثل في وجود علاقة تكامل مشترك طويل الأجل بين متغيرات الدراسة، وهو ما يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع.

الجدول (3) اختبار ARDL Bound Test

F-sta		
ية	مستوى المعنوية	
$I_{(1)}$ الحد الأعلى	I(0) الحد الأدنى	
2.94	1.99	%10
3.28	2.27	%5
3.61	2.55	%2.5
3.99	2.88	%1

المصدر: أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

وكذلك نجد إحصائية F المحسوبة (14.95) أعلى من الحد الأعلى للقيمة الحرجة (2.94) عند مستوى F عند مستوى F عند مستوى F عند مستوى F ومن ثمَّ عند مستوى F ومن ثمَّ عكن رفض فرض العدم (F) القائل بعدم وجود تكامل مشترك، والذي يعني ضمنياً وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات عند تطبيع الانحدارات على كل من المتغيرات، أيِّ أنَّ سعر الصرف الحقيقي يتكامل تكاملاً مشتركاً مع محدداته، حيث أنَّ هذه المتغيرات لا تبتعد كثيراً عن بعضها البعض في الأجل الطويل حيث تسلك سلوكاً متشابحاً.

#### 2.4. تحليل التوازن في المدى الطويل:

يوضح الجدول (4) أدناه أهم محددات سعر الصرف الحقيقي، حيث ظهرت معظم المعلمات موافقة تماماً لتوقعات النظرية الاقتصادية، عدا القليل منها.

الجدول (4) دراسة التوازن في المدى الطويل (المتغير التابع LONRE)

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0592	-1.960829	0.063016	-0.123565	С

0.0000	-9.603126	0.089661	-0.861027	LONRE(-1)*
0.0123	-2.663901	0.058409	-0.155595	LONIR**
0.7379	0.337781	0.043082	0.014552	LONDI**
0.1910	1.337968	0.531361	0.710944	LONFD(-1)
0.0380	-2.170416	0.034552	-0.074992	LONGDP**
0.9575	-0.053687	2.61E-05	-1.40E-06	LONTB**
0.2811	-1.097582	0.151226	-0.165983	LONRIR**
0.0000	6.594100	0.386203	2.546660	D(LONFD)

المصدر: أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

# 3.4. تحليل التوازن في المدى القصير؛ أو تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج (ARDL-ECM):

وما يجدر الوقوف عنده في هذا التقدير هو تحليل العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة له، حيث أنَّ التقدير هو حد أو معامل تصحيح الخطأ الذي يجب أن يكون سالب الإشارة ومعنوي (Pesaran, & Pesaran, 1997) ، واستناداً إلى نتائج التقدير يمكن القول فأنَّ معامل تصحيح الخطأ في هذا البحث معنوي وبإشارة سالبة، أي أن هذه القيمة تشير إلى أحطاء الأجل القصير التي يمكن تصحيحها في وحدة الزمن التي هي بطبيعة الحال سنة؛ طالما تتضمن الدراسة بيانات سنوية لإجراء التحليل القياسي لأجل العودة إلى الوضع التوازي في الأجل الطويل، حيث وضح مما سبق وجود تكامل مشترك بين كل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وعليه ستستخدم صيغة تصحيح الخطأ للنموذج كما في المعادلة (5).

نلاحظ من الجدول (5) أن نتائج التقدير المتحصل عليها في المدى القصير متوافقة إلى حد كبير من حيث المعنوية والإشارات مع نتائج التقدير في المدى الطويل. ويلاحظ أيضاً أن معامل التصحيح سالب ومعني ((0.96))، وبالتالي يتم التحقق من صحة تصحيح الخطأ، وهذا يعني أن سلوك المتغير التابع المتمثل في سعر الصرف الحقيقي يستغرق فترة واحدة (سنة) حتى يصل إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، كما يظهر من النتائج أن (0.96) من انحراف سعر الصرف الحقيقي من مستوى التوازن في المدى الطويل سيتم تصحيحه كل عام.

-0.96 المقدرة لمعامل حد تصحيح الخطأ في العام السابق ECT] المقدرة لمعامل حد تصحيح الخطأ في العام السابقة عن قيمه ويعني هذا أن حوالي 96% من انحراف سعر الصرف الحقيقي في السنة السابقة عن قيمه

التوازنية في الأجل الطويل يتم تصحيحه في السنة الحالية، أي أن 96% من انحراف سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل عن قيمه التوازنية في الأجل الطويل يتم تصحيحه كل سنة. بعبارة أخرى، نلاحظ أن معلمة حد تصحيح الخطأ (1-)ECM(-1) والظاهر في الجدول بعبارة أخرى، نلاحظ أن معلمة حد تصحيح الخطأ (1-)ECM(-1) فقد ظهر بإشارة سالبة ومعنوي إحصائيا عند كل المستويات (Prob.=0.0000) مما يؤكد على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، أما قيمته والمتمثلة في 0.96 فهي تقيس سرعة العودة إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، حيث بلغت هذه السرعة 96.0 في الفترة الواحدة، وهذا ما يدل على صحة اختبار تصحيح الخطأ المقدر إحصائياً وتحقق الإشارة السالبة التي تدل على سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، حيث بلغت سرعة التعديل (speed of adjustment) إلى حوالي 96%، ومعنى ذلك أنه في حالة حدوث أي اختلال توازن في الأجل القصير فإنَّ سعر الصرف الحقيقي يتعدل غو قيمته التوزانية في الأجل الطويل بنسبة 96%، وبعبارة أخرى، فإنَ سعر الصرف الحقيقي يستغرق حوالي  $(\frac{1}{0.96})$  علم المؤكه.

الجدول (5) نتائج تقديرات اختبار تصحيح الخطأ (المتغير التابع Inre)

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-14.01789	0.068310	-0.957562	CointEq(-1)*

المصدر: أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews

# 4.4. اختبار مضاعف لاجرانج Ereush-Godfrey Serial Correlation LM اختبار مضاعف العرائج (Test)

يستخدم هذا الاختبار للعينات الكبيرة في مشكلة الارتباط الذاتي أو المتسلسل للبواقي، وهو اختبار بديل للإرتباط المتسلسل العام. يتم تطبيقه إن كانت البواقي يتبع عملية  $(\rho)$  أي ترتيب موجب. كما يمكن استخدامه أيضاً إن كانت قيم البواقي للمتغير التابع يظهر وسط المتغيرات المستقلة، بينما اختبار إحصائية ديربن-واتسون ليس مناسباً في حالة ظهور المتغير التابع المتخلف زمنياً وسط المتغيرات المستقلة، إضافة إلى أنَّ

(Quantitative Micro  $AR_{(1)}$  هذا الاختبار فقط للإرتباط الذاتي من الدرجة الأولى (Software, p. 298).

يوضح الجدول (6) نتائج اختبار فرضية العدم القائلة أنَّ البواقي غير مستقرة باستخدام اختبار مضاعف لاجرانج ( Breush-Godfrey Serial Correlation LM Test )، وفي حالة عدم وجود ارتباط تسلسلي في البواقي فإنَّ قيم الإرتباط الذاتي على كل المتباطئات الزمنية تكون قرية من الصفر، وتشير النتائج إلى قبول فرضية العدم، بمعنى وجود ارتباط ذاتي للبواقي حيث بلغت قيمة مستوى المعنوية 0.86 وهي قيمة أكبر من 0.05.

الجدول (6) نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

F-statistic	0.02	Prob F(1,30)	0.88
Obs* R-squared	0.03	Prob.Chi-square(1)	0.86

المصدر: أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

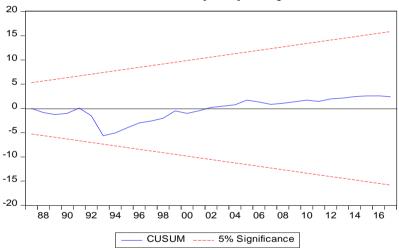
# 5.4. اختبار الاستقرار الهيكلى لمعلمات النموذج المقدر:

وفي مرحلة أخيرة من التحليل القياسي أجرينا اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجحة Cumulative sum (CUSUM) test ولا CUSUM of squares (CUSUMSQ) وذلك للتأكد من أنَّ الجانب الحركي للمعادلة المستخدمة في الدراسة مستقر، ويخلو من الفواصل الزمنية، وأكدت نتائج الاختبار أنَّ معاملات النموذج تقع داخل الحدود؛ ما يدل على الاستقرار الهيكلي لنتائج البحث، أي أنَّ المقدرات ثابتة خلال الزمن؛ بمعنى أنَّه لا توجد لدينا أكثر من معادلة خلال فترة الدراسة، وفي النموذج المقدر نلاحظ أنَّ الخط الذي يمثل مربع الخطأ التراكمي كان داخل الخطين الأعلى والأدنى عند مستوى معنوية 6.00، ويفيد ذلك بأنَّ اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل يؤكد خلو البيانات المستخدمة في هذا البحث من وجود أي تغيرات الشكل البياني لإحصائية كل من (CUSUMQ) و (CUMSUM) داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

ومن خلال الشكلين (2) و(3) نلاحظ أنَّ اختبار المجموع التراكمي للبواقي الراجحة (CUSUM)؛ بالنسبة للنموذج يعبر عن خط وسطي يقع داخل حدود المنطقة الحرجة، مما يشير إلى الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL عند مستوى المعنوية 5%، ونفس الشئ بالنسبة لاختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (CUSUMQ) ، وعليه يمكن القول أنَّ هناك استقراراً وانسجاماً في النموذج بين نتائج الأجلين الطويل والقصير.

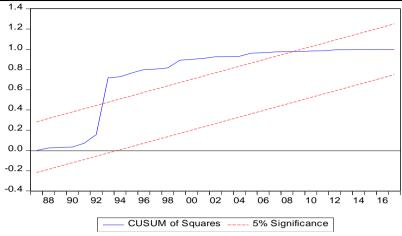
ويتضح من هذين الاختبارين أنَّ المعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للفحوات الزمنية الموزعة المستخدم مستقرة هيكلياً عبر فترة الدراسة.





المصدر:أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

الشكل (3) اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجحة



المصدر:أعده الباحثان من مخرجات برنامج Eviews10

#### 5. الاستنتاجات:

أوضحت نتائج الاختبارات أنَّ جميع السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى، كما أكد اختبار التكامل المشترك بمنهج الحدود وجود العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المفسرة الستة باتجاه سعر صرف للجنيه السُّوداني كمتغير تابع، وبعد إجراء اختبار استقرار الهيكلي تبين أنَّ المقدرات ثابتة عبر الزمن، كما ظهر من خلال نتائج تقدير معامل تصحيح الخطأ للنموذج ARDL-ECM، أنَّ سرعة التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل بلغت 41%. وتؤكد الاستنتاجات التي توصلنا إليها في هذا البحث إلى أنَّ تدهور قيمة الجنيه السُّوداني بصورة كبيرة خلال فترة الدراسة؛ ولا سيما خلال عقد التسيعنات نتيجة فرض الحصار الاقتصادي، والمبالغة في السعر الرسمي للجنيه السُّوداني إذ أنّه بعيد كل البعد عن قيمته الحقيقية، ما يعني تعطيل نظرية القدرة الشرائية وتشوه في تخصيص الموارد على أوجه استخداماتها المختلفة، كما أنَّ التضخم وميزان المدفوعات وعرض النقود هي أهم العوامل المحددة لسعر الصرف الأجنبي، حيث أنها تختزل معظم تأثيرات العوامل الحقيقية المحددة للعرض والطلب على العملات الأجنبي، حيث أنها تختزل معظم تأثيرات العوامل الحقيقية المحددة للعرض والطلب على العملات الأجنبي، في سوق الصرف المحلية مثل: إرتفاع مستوى الأسعار، والإفراط في الإصدار النقدي، وتأثير رفع الدعم الحكومي عن السلع الأساسية، وقد أظهر التقدير القياسي لمحددات سعر الصرف

الأجنبي أنَّ التضخم وميزان المدفوعات وعرض النقود هي أهم العوامل في تحديد سعر الصرف للجنيه السُّوداني، وهذا ما يشير إلى أنَّ استقرار سعر الصرف الأجنبي في الأجل القصير يعتمد على قدرة بنك السُّودان المركزي في تمويل فائض الطلب على العملات الأجنبية في سوق الصرف المحلي، إلا أنَّ الركون إلى تدخلات البنك المركزي في الأجل الطويل يُعد إجراءاً محفوفاً بمخاطر كبيرة من أهمها: إرتفاع سعر الصرف الأجنبي إلى مستويات أعلى إذا ما تدهورت مؤشرات الأداء الخارجي، وانخفضت الاحتياطيات لدى البنك المركزي، ويذكر في هذا السياق أنَّ قصور البيانات الرسمية للسلاسل الزمنية لبعض المتغيرات كميزانية الحكومة؛ كان له أثر سلبي في التقدير، حيث لم تتطابق بعض النتائج مع النظرية الاقتصادية.

#### 6. التوصيات:

أما أهم ما يوصى به هذا البحث فإيجازه في الآتي:

- 1. ضرورة وضع سياسات إصلاحية في المدى القصير تشمل القطاع النقدي والمصرفي
  - 2. ضرورة انتهاج سياسة إصلاحية في المدى الطويل للقطاع الحقيقي.
- 3. انتهاج سياسات مالية ونقدية سليمة وفعالة من شأنها تخفيض عجز الموازنة العامة، وتقليل حجم الدين العام ما يسهم في استقرار سعر الصرف في الأجل المتوسط، وأنْ يأخذ بنك السُّودان المركزي بعين الاعتبار درجة تأثير المتغيرات الكلية على المتغيرات النقدية عند تصميم سياسته النقدية لتجنب أي تعارض بين السياسات الاقتصادية الكلية التي تحدف إلى تعزيز النمو الاقتصادي وبين السياسات النقدية.

#### المراجع باللغة العربية:

إبراهيم، أحمد عبد الله (2012)، الاقتصاد الدولي والعولمة الاقتصادية، ج1، شركة مطابع السُّودان للعملة: الخرطوم، السُّودان.

إبراهيم، أحمد عبد الله والشريف، محمد شريف بشير (2017)، "محددات التضخم في السُّودان خلال الفترة 1977–2015: دراسة تطبيقية"، مجلة الاقتصاد والمالية، مج 3، حلال الفترة 78–78، الجزائر.

- إبراهيم، التجاني الطيب (2016) "تدهور العملة السُّودانية: الأسباب والعلاج"، *جريادة التيار،* السنة السابعة، الإثنين 26 سبتمبر (2016)، ع 1671. <a href="https://www.alrakoba.net/2482201">https://www.alrakoba.net/2482201</a>
- بابكر، سهاد أحمد دفع الله (2014)، محددات سعر الصرف في السُّودان باستخدام نموذجي التكامل المشترك وتصحيح الخطأ: 1978-2010، جامعة السُّودان للعلوم والتكنولوجيا: الخرطوم، السُّودان.
- حسين، حيدر عباس، عبد النبي، مصطفى إبراهيم ويحي، سلمى محمد صالح (2006)، محددات سعر الصرف في السُّودان خلال الفترة (2004–2004)، سلسلة الدراسات والبحوث، إصدارة رقم (7)، الإدارة العامة للبحوث والإحصاء، بنك السُّودان المركزي: الخرطوم، السُّودان.
- الخليفة، محمد الحسن محمد أحمد؛ وعلي، برعي الصديق؛ ونور الجليل، عبد المنعم؛ عبد الرحمن، عمد عبد الرحمن، نورين، حدي الأمين؛ وخير، بشرى خير الحاج؛ وطلحة، الوليد أحمد (2009)، دراسة توثيق سياسة سعر الصرف في السُّودان (2007)، دراسة توثيق سياسات والبحوث والإحصاء، سلسلة الدراسات والبحوث، الإدارة العامة للسياسات والبحوث والإحصاء، السُّودان.
- الربح، حيدر بابكر (2012)، الاقتصاد السُّوداني في 58 عاماً: 1954/53 إلى 2012 الربح، حيدر بابكر (2012)، شركة مطابع السُّودان للعملة المحدودة: الخرطوم، السودان.
- زكي، رمزي (1994)، ا**لاحتياطيات الدولية والأزمة المالية في الدول النامية**، دار المستقبل العربي: القاهرة، مصر.
- شطباني، سعيدة (2012)، محددات سعر صرف الدينار الجزائري ودوره في تحقيق الاستقرار الاقتصادي، ماجستير غير منشورة، قسم العلوم التجارية، جامعة المسيلة، <a href="http://these.univ-">http://these.univ-</a> على الرابط: <a href="msila.dz/pmb/opac\_css/doc\_num.php?explnum\_id=174">msila.dz/pmb/opac\_css/doc\_num.php?explnum\_id=174</a>
- شوقار، عبدالمنعم عبدالله (2019)، العلاقة التوازنية قصيرة وطويلة الاجل لمحددات سعر الصرف في السُّودان باستخدام نماذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة (1980-

- 2016م)، بحث تكميلي في الاقتصاد القياسي، جامعة السُّودان للعلوم والتكنولوجيا: الخرطوم، السُّودان.
- العباس، بلقاسم (2003)، سياسات أسعار الصرف، حسر التنمية، ع 23، نوفمبر، السنة <a href="http://www.arab">http://www.arab</a>- على الرابط: http://www.arab- الثانية، المعهد العربي للتخطيط: الكويت.متاح على الرابط: api.org/images/publication/pdfs/94/94 develop bridge23.pdf
- عثمان، عبد الوهاب (2001)، منهجية الإصلاح الاقتصادي في السُّودان، دراسة تحليلية للتطورات الاقتصادية في السُّودان خلال الفترة 1970–2000 وتصور للرؤية المستقبلية، شركة مطابع السُّودان للعملة: الخرطوم، السُّودان.
- علي، عبد القادر علي (1990)، من التبعية إلى التبعية: صندوق النقد الدولي والاقتصاد السُّوداني، دار المستقبل العربي: القاهرة، مصر.
- فضل، حسن توكل أحمد (2016)، "أثر السياسة النقدية والمالية في تحقيق الاستقرار بسعر الصرف في السُّودان 1980–2011"، مجلة الشمال للعلوم الأساسية والتطبيقية، مج 1، ع 2، 77–102، السعودية.
- جوجاراتي، دامودار (2015)، الاقتصاد القياسي، عودة، هند عبد الغفار؛ والدش، عفاف على حسن (ترجمة)، ج 2، دار المريخ للنشر: الرياض، السعودية.
- محمود، زينب سعد الدين (2011)، تقدير نموذج سعر الصرف في السُّودان: 1979-2010، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة السُّودان للعلوم والتكنولوجيا: الخرطوم، السُّودان.
- المصري، رفيق يونس؛ والأبرش، محمد رياض (2001)، الربا والفائدة دراسة اقتصادية مقارنة، المصري، رفيق الثانية، دار الفكر: دمشق، سوريا.
- منصوري، سامية (2015)، دراسة قياسية لبعض محددات سعر الصرف في الجزائر للفترة (2015). رسالة ماجستير غير منشورة، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية، قسم علوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح: ورفلة، الجزائر. https://bu.univ-

ouargla.dz/master/pdf/Mansouri Samia.pdf?idmemoire=2044

نزاري، رفيق؛ والطاهر، هارون (2016)، "أثر الاستثمار الأجنبي المباشر على النمو الاقتصادي في الجزائر باستخدام اختبار منهج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)"، مجلة العلوم الإنسانية، جامعة محمد حيضر بسكرة، مج 16، ع 2، 501-518، الجزائر.

# المرجع باللغة الأجنبية:

- Aviel, D. (1999), "Foreign Exchange Markets, Currency Devaluations and the Malaysian Strategy", *Malaysian Management Review*, 34, 13-22.
- Engle, R., & Granger, C. W. J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2), 251-276. https://doi.org/10.2307/1913236
- Fosu, A. K. (1992), "Political Instability and Economic Growth: Evidence from Sub-Saharan Africa", *Economic Development and Cultural Change*, 40(4), 829-841. https://doi.org/10.1086/451979
- Gordon, R. J. (2000), *Macroeconomics*, 8<sup>th</sup> ed. Reading, MA: Addison-Wesley Longman, Inc.
- Grubel, H. G. (1977), *The International Monetary System*, 3rd Edition. England: Penguin Books.
- Harris, R. (1990), *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Ibrahim, A. A. (2001), *The Effects of Exchange Rates Changes on Trade Balance in Sudan*, (Unpublished doctoral dissertation). University of Putra Malaysia: Serdang, Malaysia.
- International Monetary Fund (IMF), *Directions of Trade*, various issues. Available at: <a href="https://data.imf.org/?sk=9D6028D4-F14A-464C-A2F2-59B2CD424B85&sId=1409151240976">https://data.imf.org/?sk=9D6028D4-F14A-464C-A2F2-59B2CD424B85&sId=1409151240976</a>
- International Monetary Fund (IMF), *International Financial Statistics*, various issues. Available at: <a href="https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b">https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b</a>
- Johansen S., & Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2),169-210.https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2), 231-254.https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3

- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models", *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. https://doi.org/10.2307/2938278
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Money Economics*, 10 (2), 139-162. https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5
- Pesaran, M. & Pesaran, B. (1997), Working with Microsoft 4.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. G. (1996), "Testing for the existence of a long-run relationship" Department of Applied Economics, Working Paper No. 9622, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616
- Pilbeam, K. (1992), *International Finance*, 1<sup>st</sup> Ed. London: Macmillan Press.
- Quantitative Micro Software, LLc (1994-2000), Eviews 4 User's Guide. USA.
- Rivera-Batiz, F. L. & Rivera-Batiz, L. A. (1994), *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, 2<sup>nd</sup> Ed. New York: Macmillan Publishing Company.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1988), "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83 (404), 1097-1107. https://doi.org/10.2307/2290142
- Yeyati, E. L. (2006), "Financial Dollarization: Evaluating the Consequences". *Economic Policy*, 21(45), 61-118. Available at SSRN: <a href="https://ssrn.com/abstract=880494">https://ssrn.com/abstract=880494</a> or <a href="http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00154.x">https://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00154.x</a>
- Yule, G. U. (1926), "Why Do We Some Times Get Nonsense Correlation between Time Series? A Study in Sampling and the Nature of Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, 89(1), 1-63. https://doi.org/10.2307/2341482