



مجلة التجارة والتمويل

[/https://caf.journals.ekb.eg](https://caf.journals.ekb.eg)

كلية التجارة – جامعة طنطا

العدد : الثالث

سبتمبر 2023

الجزء الثاني

اختبار فرضية أثر بالاسا-سامويلسون Balassa-Samuelson Effect في
الاقتصاد المصري في الفترة ١٩٨٠-٢٠١٨

د/ هاني محمد على الدمرداش
أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد والمالية العامة بكلية التجارة جامعة طنطا،
دكتوراه الفلسفة في الاقتصاد، جامعة Newcastle بإنجلترا.
hany.eldemerdash@commerce.tanta.edu.eg

الملخص:

يهدف هذا البحث إلى اختبار فرضية بالاسا-سامويلسون B-S Effect بالتطبيق على بيانات الاقتصاد المصري في الفترة الممتدة من عام ١٩٨٠ وحتى عام ٢٠١٨. وتنص هذه الفرضية على أن الدولة عندما تحاول اللحاق بالدول المتقدمة اقتصادياً تظهر معظم مكاسب الإنتاجية في القطاع المنتج للسلع القابلة للتجارة، وحيث أن أسعار هذه السلع تتحدد في الأسواق العالمية، فإن نمو الإنتاجية المتسارع نسبياً في هذه السلع سوف يؤدي إلى تصاعد الأرباح في القطاعات المنتجة لها أولاً ثم تنتقل الزيادة في الأرباح للقطاعات الأخرى المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة، والتي تعاني من انخفاض الإنتاجية، فتتحول إلى قطاعات غير مربحة، مما يضطرها إلى رفع أسعار منتجاتها بشكل متسارع، فتكون النتيجة ارتفاع المستوى العام للأسعار أو معدلات التضخم والذي يؤدي بدوره إلى المبالغة Appreciation في سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية، مما يضر بالوضع التنافسي لاقتصاد الدولة واجبارها على تخفيض القيمة الاسمية لعملتها في نهاية المطاف. ولأن الاقتصاد المصري عانى مؤخراً من ظروف مشابهة، فقد تم اختبار هذه الفرضية على مصر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة ARDL، وقد أكدت النتائج على تحقق أثر بالاسا-سامويلسون في مصر في الأجل الطويل وعدم تحققه في الأجل القصير، كما قدم البحث بعض تطبيقات السياسات الاقتصادية يمكن أن تفيد صانعي القرار من مجابهة ارتفاع سعر الصرف الحقيقي وأثره على تخفيض القدرات التنافسية للاقتصاد.

كلمات مفتاحية: الإنتاجية، سعر الصرف الحقيقي، التكامل المشترك، أثر بالاسا-

سامويلسون، معدلات التبادل الدولي

Testing Balassa–Samuelson Effect in the Egyptian Economy from 1980 to 2018

Abstract

This paper tests the Balassa–Samuelson effect (B–S Effect) in the Egyptian economy from 1980 to 2018. This hypothesis states that when the country tries to catch up with the economically developed countries, most of the productivity gains appear in the sector producing tradable goods. Since the prices of these goods are determined in the global markets, the relatively accelerated productivity growth in these sectors will lead to an escalation of wages, and it will also put upward pressure on wages in the non–tradable sectors. However, the non–tradeable sectors suffer from a lower productivity growth compared to the tradable sectors, and therefore if the non–tradeable sectors respond to this increasing pressure on wages, they turn into unprofitable sectors, and to continue working, they must raise prices of their products rapidly. Accordingly, the reaction of the supply side to the increase in productivity in the tradable sectors is the rise in the price level or inflation rates, which in turn leads to an appreciation of the real exchange rate. Using the autoregressive distributed lags model (ARDL), the results confirm that Balassa–Samuelson effect cannot be rejected in Egypt in the long run, it is rejected in the short run. Also, it provides some policy implications by which policy makers can face the real exchange rate appreciation and its harmful impact on the economy competitiveness.

Keywords: productivity, real exchange rate, cointegration, Balassa–Samuelson effect, terms of trade

١- مقدمة:

لقد شهدت العقود الأخيرة في مصر محاولات متكررة من صانعي السياسات الاقتصادية وعلى رأسهم البنك المركزي المصري لتحرير سوق الصرف الأجنبي من التدخلات المُتعمدة في تحديد سعر العملة المحلية في مُقابل الدولار الأمريكي والعملات الأجنبية الأخرى، واضفاء مزيد من التحرير لسعر الصرف. وفي إطار عملية الإصلاح الاقتصادي الشامل الذي بدأته مصر منذ عام ٢٠١٦ بالتعاون مع صندوق النقد الدولي The International Monetary Fund والبنك الدولي The World Bank كان من أبرز هذه المُحاولات قرار تحرير سعر الصرف في نوفمبر من نفس العام والذي كان من نتائجه انخفاض قيمة الجنيه مقابل الدولار بنسبة ٧٨٪ حيث ارتفع سعر الدولار من ٨.٨٨ جنيه إلى ١٥.٧٧ جنيه، وبعد مرور ما يقرب من خمس سنوات جاءت محاولة التحرير الثانية في مارس ٢٠٢٢ والتي أدت إلى انخفاض آخر بنسبة ٢٥٪ ليرتفع سعر الدولار من ١٥.٧٧ جنيه إلى ١٩.٧ جنيه، وفي أكتوبر من نفس العام كانت المحاولة الثالثة والتي تمخضت عن انخفاض آخر في قيمة العملة المحلية بنسبة ٢٥.٤٪ حيث انخفضت قيمة الجنيه من ١٩.٧ جنيه مُقابل الدولار إلى ٢٤.٧ جنيه مُقابل الدولار. ومؤخراً، تم تعويم سعر الصرف في يناير ٢٠٢٣ استجابة لتوصيات صندوق النقد الدولي IMF المصاحبة لمفاوضات الحكومة المصرية مع الصندوق للحصول على قرض بقيمة ٣ مليارات دولار والذي أدى إلى تراجع آخر في قيمة الجنيه بلغت نسبته ٣٠٪، فقد انخفضت قيمة العملة المحلية من ٢٤.٧ جنيه للدولار إلى ٣١. وبذلك تكون قيمة العملة المحلية مقابل الدولار قد انخفضت بمعدل ٢٤٩٪ في عام ٢٠٢٣ مقارنة بما قبل نوفمبر من عام ٢٠١٦.

ومن ثم قد يُثار التساؤل التالي: هل أدت خطة الإصلاح الاقتصادي تلك إلى التنمية؟ فإذا كانت الإجابة بنعم، فما هو أثر هذه التنمية على القيمة الحقيقية للعملة المحلية في مصر؟ من أهم النظريات التي قد يتم توظيفها للإجابة على هذا التساؤل نظرية أو فرضية تأثير بالاسا-صامويلسون Balassa-Samuelson Effect، والتي تنص على أن مستوى سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية لدولة ما يرتبط ارتباطاً إيجابياً بدرجة التطور أو التنمية

الاقتصادية لهذه الدولة، ويحدث ذلك كنتيجة لنمو الإنتاجية في القطاعات الاقتصادية المنتجة للسلع القابلة للتجارة Tradable Goods بمعدل أعلى من نمو الإنتاجية في القطاعات الاقتصادية المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة (Non Tradable Goods Balassa). يُحاول الباحث في هذا البحث اختبار مدي صحة أو درجة انطباق هذه الفرضية على الاقتصاد المصري باستخدام بيانات الفترة الزمنية الممتدة من عام ١٩٨٠ إلى العام ٢٠١٨. ويشتمل البحث بالإضافة إلى المقدمة على الأقسام الفرعية التالية:

- ٢- مشكلة البحث
 - ٣- هدف البحث
 - ٤- فروض البحث
 - ٥- أهمية البحث
 - ٦- نبذة عن تطور سعر الصرف في مصر
 - ٧- الإطار النظري
 - ٨- الدراسات السابقة
 - ٩- الدراسة التطبيقية
 - ١٠- النتائج والتوصيات
- وفيما يلي نتناول كل منها بشيء من التفصيل:

٢- مشكلة البحث

مما سبق، نجد أن سعر صرف العملة المحلية في مصر قد واجه في الفترة الأخيرة سلسلة من الانخفاضات المتعاقبة عند محاولة السلطات النقدية الوصول إلى تحرير كامل لسوق الصرف الأجنبي كأحد متطلبات برنامج الإصلاح الاقتصادي. وهو الأمر الذي يعني ضمناً أن قيمة العملة المحلية، أي العملة المحلية، هي في الأساس أعلى من القيمة الحقيقية Pound Appreciation التي تحددها قوى العرض والطلب وعند التعويم يؤدي تفاعل هذه القوى إلى انخفاض قيمة العملة المحلية مقابل العملات الأخرى. بالإضافة إلى ذلك، من الملاحظ أن التدهور في قيمة العملة المحلية مقابل الدولار والعملات الرئيسية في هذه الفترة قد صاحبه وجود معدلات نمو إيجابية، وأحياناً مرتفعة، في الناتج المحلي الإجمالي والإنتاجية، وهو الأمر الذي يدعو للتساؤل عن العلاقة المحتملة بين النمو أو الإنتاجية والقيمة الحقيقية

للمعملة المحلطة وهى العلاقة اللى ناقشتها فرضفة أثر بالاسا-صامولفسون Balassa-Samuelson Effect، وبالآالى فإن مشكلة البآآ تتمثل فى الآساؤل الآالى: هل آنطبآ فرضفة آأآفر بالاسا-صامولفسون Balassa-Samuelson Effect على الإآآصاد المصرى أم لا؟

٣- هءف البآآ

فهدف هءا البآآ إلى آآآار أثر فوارق الإنتاجفة بفن القآاعات الإآآاصفة المُنآآة للسلع القابلة للآآارة Tradable Goods والقآاعات الأآرى المُنآآة للسلع آفر القابلة للآآارة Non Tradable Goods، بمعنى آآر أثر بالاسا-صامولفسون B-S Effect، على سعر الصرف الآققف للآنفة المصرى فى الأآل الطوفل فى الفآرة الزمنية الممآة من عام ١٩٨٠ آآى عام ٢٠٢١.

٤- فروض البآآ

لآآقف هءف البآآ سوف فقوم البآآ بالآآر الفرض الآالى: آوفء علاقة إفآابفة بفن سعر الصرف الآققف للآنفة المصرى والفرف فى الإنتاجفة بفن القآاعات المُنآآة للسلع القابلة للآآارة Tradable Goods والقآاعات المُنآآة للسلع آفر القابلة للآآارة Non Tradable Goods فى الإآآصاد المصرى فى الفآرة الزمنية ١٩٨٠-٢٠١٨.

٥- أهففة البآآ

آرفآ أهففة هءا البآآ إلى أهففة سعر الصرف الآققف للمعملة المحلطة وارآبآطه بالاستقرار الإآآاصى للءولة آآآ فُعبآر أءاة مهمة فى عملفة الآبآل الآآارى الءوفى ومؤشر آف للءرة الآنافسفة للسلع والمُنآآات اللى آنآآها الءولة فى الأسواق العالمفة، كما فمآآ آأآفره الإفآابى أو السلبى إلى المؤشرات الإآآاصفة المآآلفة ففنعكس على قوة/ضعف إآآاصء الءولة. بناءً على ذلك، آنعبكس أهففة البآآ فى الآرف على العلاقة بفن مستوى الآطور الإآآاصى، مُعبراً عنه بالإنتاجفة، وسعر الصرف الآققف للآنفة المصرى.

٦- نبذة عن تطور سعر الصرف في مصر

بعد مرور أربعين عاماً من انتهاج سياسة سعر الصرف الثابت للجنيه المصري، بدأت السلطات النقدية المصرية رحلتها مع التحول إلى أنظمة سعر الصرف الأكثر تحرراً في عام ٢٠٠٣. قبل ذلك العام، ومنذ إصدار قانون أعمال البنوك والائتمان رقم ١٦٣ لسنة ١٩٥٧ ساد نظام سعر الصرف الثابت للجنيه مع إجراء بعض التخفيضات المحدودة أحياناً لتحقيق قدرًا من التنافسية. وخلال حقبة التسعينات انتهجت الحكومة المصرية سياسات التثبيت الاقتصادي والتي بموجبها استهدف البنك المركزي المصري تعزيز استقرار قيمة العملة المحلية المصري لتحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار من خلال استهداف معدلات نمو في كمية النقود تتماشى مع معدل نمو الناتج الإسمي والتضخم المتوقع، وقد نجح في تخفيض التضخم من ٢٠٪ إلى أقل من ١٠٪ لفترة ليست بالقصيرة. في فبراير من عام ١٩٩٧، قام البنك المركزي المصري، ضمن خطوات برنامج الإصلاح الاقتصادي الأول لتصحيح الاختلالات الهيكلية في الاقتصاد المصري، بالانتقال إلى نظام سعر الصرف المُعوَّم المُدار Managed-Floating والذي نتج عنه انخفاض في قيمة العملة المحلية حوالي ٧٠٪، حيث ارتفع سعر الدولار من ٢ إلى ٣.٤ جنيه، وارتفع معه احتياطي النقد الأجنبي إلى ما يقرب من ٢١ مليار دولار (Mongardini 1998, Elsherif 2016).

في بداية عام ٢٠٠١ بدأ البنك المركزي في اعتماد نظام سعر الصرف الزاحف الثابت Peg Crawling والذي على إثره انخفضت قيمة العملة المحلية إلى ٣.٨٥ جنيه للدولار، ثم انخفض مرة أخرى بنهاية العام ليصل إلى ٤.٥ جنيه للدولار، ومع بداية عام ٢٠٠٣ انتقل إلى نظام التعويم الحر لسعر الصرف Free Floating Exchange rate فقد بموجبه العملة المحلية ما يقرب من ٢٠٪ من قيمته ليصل إلى ٥.٤ جنيه للدولار. ومع استهداف التضخم كأداة للتثبيت الإسمي Nominal Anchor للسياسة النقدية، ارتفعت قيمة العملة المحلية من ٦.٢٤ جنيه للدولار في أكتوبر ٢٠٠٤ إلى ٥.٨ جنيه للدولار في يناير ٢٠٠٥، وظلت قيمة العملة المحلية بعد ذلك تتقلب في حدود ضيقة حتى انخفضت من ٥.٩ جنيه للدولار في يناير ٢٠١١ إلى ٦.١ جنيه للدولار في نوفمبر ٢٠١٢. وفي ديسمبر ٢٠١٢ قررت السلطات النقدية

وضع الدولار في مزاد للعملة كشكل من أشكال التعويم الفعلي كانت محصلته انخفاض قيمة العملة المحلية بشكل مستمر حتى بلغت ٨.٨٨ جنيه للدولار في عام ٢٠١٦ (Selim 2012, Massoud and Willett 2014, طلحة ٢٠٢٢).

وكما ذكرنا آنفاً، تبنت مصر برنامج اصلاح اقتصادي شامل بالتعاون مع صندوق النقد والبنك الدوليين بدءاً من عام ٢٠١٦ يشتمل على (طلحة ٢٠٢٢):

- (١) تأكيد مرونة سعر الصرف لجذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة وتشجيع الصادرات.
- (٢) الترشيد المالي والسياسة النقدية المقيدة لكبح جماح التضخم واستدامة الدين العام.
- (٣) توسيع شبكة الضمان الاجتماعي عينياً ونقدياً وترشيد الدعم.
- (٤) الإصلاح الهيكلي الشامل لتحقيق نمو مرتفع وتوفير فرص العمل وتقليص فجوة التمويل.

وكان من النتائج التراكمية لمحاولات البنك المركزي المصري تحرير سعر الصرف بدءاً من بداية تنفيذ برنامج الإصلاح الاقتصادي في ٢٠١٦ وحتى بداية عام ٢٠٢٣، كما سبق ذكره في المقدمة، انخفاضاً بلغت نسبته ٢٦٠٪ في قيمة العملة المحلية المصري مقابل الدولار والعملات الرئيسية الأخرى.

٧- الإطار النظري

يُشير تأثير بالاسا-سامويلسون (Balassa-Samuelson Effect (BS Effect إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي Real Exchange Rate Appreciation المتأصل في عملية اللحاق بالركب Catching-up أثناء التنمية الاقتصادية. في بحثين منفصلين أحدهما Balassa (1964) والآخر لـ Samuelson (1964) تم تقسيم التي يُنتجها الاقتصاد العالمي إلى سلع قابلة للتجارة Tradable Goods و سلع غير قابلة للتجارة Non-Tradable Goods يتم استهلاكها بصفة أساسية من قبل السكان المحليين. وكلاهما يرى أن الدولة التي تحاول الوصول إلى مستويات مرتفعة من الدخل مثل الدول المزدهرة اقتصادياً والأكثر تقدماً فيما يسمى بالـ "Catching-up Process" سوف تواجه ارتفاعاً في السعر الحقيقي لعملتها المحلية.

ذلك أن عملية اللحاق بالركب *Catching-up Process* تلك تقتضي أن معظم مكاسب الإنتاجية تظهر في القطاع المُنتج للسلع القابلة للتجارة، وحيث أن أسعار هذه السلع تتحدد في الأسواق العالمية، فإن نمو الانتاجية المتسارع نسبياً في هذه السلع سوف يؤدي إلى تصاعد الأجور في القطاعات المُنتجة لها، كما أنه يضغط على الأجور في القطاعات المُنتجة للسلع غير القابلة للتجارة لترتفع هي الأخرى. ولكن، القطاعات المُنتجة للسلع غير القابلة للتجارة تعاني من انخفاض معدل نمو الإنتاجية مقارنة بالقطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة، وبالتالي إذا استجابت القطاعات المُنتجة للسلع غير القابلة للتجارة للضغط المتزايد على الأجور فإنها تتحول إلى قطاعات غير مربحة، ولكي تستمر في العمل، ليس أمامها إلا رفع أسعار منتجاتها بشكل متسارع. بناءً على ذلك، يكون رد فعل جانب العرض لتزايد الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة هو ارتفاع مستوى الأسعار أو معدلات التضخم والذي يؤدي بدوره إلى المبالغة *Appreciation* في سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية (Couharde, Delatte et al. 2020).

لشرح فرضية تأثير بالاسا-سامويلسون *B-S Effect* نفترض وجود اقتصاد مفتوح في دولتين أحدهما متقدمة والأخرى تحاول اللحاق بركبها *Catching-up*، ينتجان نوعين من السلع هما سلع قابلة للتجارة *T* و سلع غير قابلة للتجارة *NT*، كما أن لوغاريتم مؤشر الأسعار *p* في كلا الدولتين هو متوسط أسعار السلع القابلة للتجارة وغير القابلة للتجارة، وبأخذ الفرق اللوغاريتمي لهذه الأسعار تكون الأسعار في الدولة التي تحاول اللحاق بركب التقدم هي:

$$p^* = \gamma p_{NT}^* + (1 - \gamma) p_T^* \quad (1)$$

أما الأسعار في الدولة المتقدمة فتحسب كما يلي:

$$p^{*\odot} = \gamma p_{NT}^{*\odot} + (1 - \gamma) p_T^{*\odot} \quad (2)$$

حيث إن المتغيرات المرتبطة بالشركاء التجاريين يرمز لها العلامة * والعلامة \odot ، كما تشير γ إلى حصة السلع غير القابلة للتجارة في سلة الاستهلاك والتي تم افتراض ثباتها في

كلا الدولتين للتبسيط. بناءً على ذلك يكون سعر الصرف الحقيقي (q) في الصورة اللوغاريتمية) بين الدولتين هو سعر الصرف الاسمي معدلاً بمستوى الأسعار كما يلي:

$$q^* = s^* + p^* - p^{*\odot} \quad (3)$$

حيث إن s هو سعر الصرف الاسمي معرفاً بعدد الوحدات من عملة الدولة المتقدمة مقابل الوحدة من عملة الدولة التي تحاول اللحاق بها The Catching-up Country. وبالتعويض من المعادلة رقم (١) و(٢) في المعادلة رقم (٣) نحصل على:

$$q^* = q_T^* + \gamma[(p_{NT}^* - p_T^*) - (p_{NT}^{*\odot} - p_T^{*\odot})] \quad (4)$$

طبقاً للمعادلة رقم (٤)، تحدث المبالغة أو الارتفاع في سعر الصرف Exchange Rate Appreciation للأسباب التالية (Asea and Corden 1994):

(١) زيادة الأسعار النسبية للسلع القابلة للتجارة p_T^* .

(٢) زيادة الأسعار النسبية للسلع غير القابلة للتجارة بدلالة السلع القابلة للتجارة.

فإذا تحقق تعادل القوة الشرائية PPP بالنسبة للسلع القابلة للتجارة، فإن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي في الدولة الأقل تقدماً يكون مصدره ارتفاع الأسعار النسبية للسلع غير القابلة للتجارة بالنسبة للسلع القابلة للتجارة بالمقارنة بالدولة المتقدمة. ويرى (Balassa 1964) وكذلك (Samuelson 1964) أن ارتفاع الأسعار النسبية للسلع غير القابلة للتجارة بدلالة السلع القابلة للتجارة هو نتيجة لارتفاع الإنتاجية النسبية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة في الدولة التي تحاول اللحاق بركب التقدم Catching-up.

بافتراض أن دوال الإنتاج في كلا القطاعين تأخذ شكل دالة كوب-دوجلاس Cobb-

Douglas التالي (Obstfeld and Rogoff 1996):

$$Y_T = A_T L_T^{\alpha_T} K_T^{1-\alpha_T} \quad (5)$$

$$Y_{NT} = A_{NT} L_{NT}^{\alpha_{NT}} K_{NT}^{1-\alpha_{NT}} \quad (6)$$

حيث إن Y هو الناتج، L هو العمل، K هو رأس المال، α هي نصيب عنصر العمل من القيمة المضافة للقطاع، A هو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج، T ترمز للقطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة Tradable، بينما تشير NT إلى القطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة Non-Tradable. وفي ظل سيادة المنافسة الكاملة تتحدد الأسعار في كلا القطاعين كما يلي:

$$P_T = \frac{1}{A_T} [W^{\alpha_T} R^{1-\alpha_T} \alpha^{-\alpha_T} (1 - \alpha_T)^{-(1-\alpha_T)}] \quad (7)$$

$$P_{NT} = \frac{1}{A_{NT}} [W^{\alpha_{NT}} R^{1-\alpha_{NT}} \alpha^{-\alpha_{NT}} (1 - \alpha_{NT})^{-(1-\alpha_{NT})}] \quad (8)$$

حيث إن W هي تكلفة وحدة العمل، R هي معدل العائد على رأس المال. وفي حالة اقتصاد صغير مفتوح مع حرية كاملة لحركة رؤوس الأموال Perfect Capital Mobility، فإذا كانت P_T هي الوحدة المعيارية للقياس أو للتبادل Numeraire فإن تعادل القوى الشرائية Purchasing Power Parity (PPP) في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة سوف يضمن أن يكون العائد على رأس المال R مساوياً لقيمه العالمية. وبأخذ الفروق اللوغاريتمية للأسعار السابقة في المعادلات (٧) و(٨) نحصل على:

$$p_{NT}^* = -A_{NT}^* + \alpha_{NT} w^* \quad (9)$$

$$p_T^* = -A_T^* + \alpha_T w^* = 0 \quad (10)$$

حيث إن المتغيرات مُعبّراً عنها بالصيغة اللوغاريتمية. وبطرح المعادلة رقم (٩) من المعادلة رقم (١٠) نجد أن الارتفاع في الأسعار النسبية للسلع غير القابلة للتجارة بدلالة السلع القابلة للتجارة يمكن صياغتها بالنسبة للاقتصاد الذي يحاول اللحاق بركب الدول المتقدمة اقتصادياً The Catching-up Economy كما يلي:

$$p_{NT}^* - p_T^* = \frac{\alpha_{NT}}{\alpha_T} A_T^* - A_{NT}^* \quad (11)$$

وبافتراض أن $\frac{\alpha_{NT}}{\alpha_T}$ هي نفسها في الدولتين فإن:

$$p_{NT}^{*\odot} - p_T^{*\odot} = \frac{\alpha_{NT}}{\alpha_T} A_T^{*\odot} - A_{NT}^{*\odot} \quad (12)$$

بالتعويض من المعادلة (١١) والمعادلة (١٢) في المعادلة رقم (٤)، يُمكن التعبير عن الارتفاع Appreciation في سعر الصرف الحقيقي كما يلي:

$$q^* = q_T^* + \gamma \left[\frac{\alpha_{NT}}{\alpha_T} (A_T^* - A_T^{*\odot}) - (A_{NT}^* - A_{NT}^{*\odot}) \right] \quad (13)$$

مرة أخرى، إذا تحقق تعادل القوة الشرائية (PPP) Purchasing Power Parity، فإن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي في الدولة الأقل تقدماً يكون مصدره التسارع في معدل نمو الإنتاجية النسبية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة بالمقارنة مع الدولة المتقدمة (Balassa 1964, Samuelson 1964, Balassa 1985, Mihaljek and Klau 2004).

٨- الدراسات السابقة:

نظراً لأهمية أسعار صرف العملة المحلية لدولة ما في مقابل العملات الأخرى، ليس فقط بسبب تأثيرها على التجارة الدولية، وإنما أيضاً بسبب ما يُمكن أن تحدثه من آثار على الأسعار المحلية والمتغيرات الكلية الأخرى فقد تعددت الدراسات التي تتناول أسعار الصرف الحقيقية والعوامل التي تُحددها. في هذا القسم سوف نستعرض بعض هذه الدراسات مع التركيز على الدراسات الحديثة التي قامت باختبار فرضية أثر بلاسا-سامويلسون B-S Effect.

أولاً: دراسات سابقة عامة عن دول مختلفة

على سبيل المثال، قام (Drine and Rault (2003 باختبار فرضية أثر بلاسا-سامويلسون B-S Effect بالتطبيق على بيانات سنوية لـ ٢٠ دولة من دول أمريكا اللاتينية. وباستخدام نمو الإنتاجية التفاضلية بين القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة كمقياس لأثر بلاسا-سامويلسون، وتطبيق اختبارات جذر الوحدة لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية Panel Unit Root Test التي اقترحها Im, Pesaran et al. (2003) واختبار التكامل المشترك Panel Cointegration لـ

Pedroni (1999) أكدت النتائج على قبول فرضية أثر بالاسا-صامويلسون في دول أمريكا اللاتينية، وكذلك مجموعات بلدان أمريكا الوسطى وأمريكا الجنوبية، في حين أن نتائج تقديرات السلاسل الزمنية لكل دولة على حده أكدت على رفض الفرضية لعدد ١١ دولة من إجمالي ٢٠ دولة.

مرة أخرى، وعلى نحو مشابه، قام (Drine and Rault (2004) بإعادة اختبار فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect ولكن بالتطبيق على بيانات ٦ دول آسيوية هي الهند، إندونيسيا، كوريا، الفلبين، سنغافورة، وتايلاند في الفترة من عام ١٩٨٣ حتى عام ١٩٩٦. وباستخدام اختبار التكامل المشترك لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية Panel Cointegration Test لـ Pedroni (2004) ومقارنتها بنتائج اختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية لـ Johansen (1995) أكدت نتائج الأخير على وجود علاقة معنوية طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي وفروق الإنتاجية في كل دولة من هذه الدول على حده، في حين أن نتائج بيانات السلاسل الزمنية المقطعية لمجموعة الدول تؤكد على رفض هذه العلاقة. كما اختبر (Égert, Drine et al. (2003) فرضية أثر بالاسا-صامويلسون في تسع دول من وسط وشرق أوروبا هي ألمانيا، كرواتيا، جمهورية التشيك، استونيا، المجر، لاتفيا، ليتوانيا، بولندا، سلوفاكيا، وسلوفينيا في الفترة من ١٩٩٥ إلى ٢٠٠٠. وباستخدام طريقة التكامل المشترك Panel Cointegration أكدت النتائج على أن نمو الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة يؤدي إلى ارتفاع أسعار السلع غير القابلة للتجارة، ولكنه يؤثر على التضخم الكلي بشكل طفيف جداً بسبب انخفاض حصة السلع غير التجارية في مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستهلكين. ولذلك، يجادلون بأن استخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلكين يعطي نتائج مُضللة عند استخدامه في اختبار أثر بالاسا-صامويلسون. كما أكدوا على أن ارتفاع سعر الصرف الذي عانت منه هذه الدول في فترة التحول الاقتصادي يرجع سببه جزئياً إلى أثر بالاسا-صامويلسون.

إضافة إلى ذلك، استهدف (Mihaljek and Klau (2004) معرفة أسباب الاختلاف في معدلات التضخم بين ست اقتصادات من وسط أوروبا هي كرواتيا، وجمهورية التشيك،

المجر، بولندا، سلوفاكيا، وسلوفينيا وبين منطقة اليورو بدلالة فروق النمو في الانتاجية بين القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة، وباستخدام بيانات ربع سنوية لمدة تصل إلى عشر سنوات أكدت نتائج طريقة المربعات الصغرى العادية OLS على أن فروق الإنتاجية (أي أثر بالاسا-سامويلسون) تفسر فقط من ٠.٢٪ إلى ٢٪ من فروق التضخم السنوية في هذه الدول في مقابل منطقة اليورو، كما تُفسر هذه الفروق أيضاً نسبة صغيرة فقط من التضخم المحلي في اقتصادات أوروبا الوسطى. كما يرون أن انخفاض أثر بالاسا-سامويلسون، بالمقارنة مع الدراسات السابقة، يرجع إلى أن هذه الدراسات غالباً ما أغفلت النظر في تأثير فروق الإنتاجية على التضخم بالنسبة إلى منطقة اليورو، مع التركيز فقط بدلاً من ذلك على تأثيرها على التضخم المحلي، كما أنها أهملت النمو المرتفع نسبياً في إنتاجية الصناعات غير القابلة للتجارة.

وبعد مرور ما يقرب من ٤٢ عام على تقديم فرضية أثر بالاسا-سامويلسون في عام ١٩٦٤، أجرى Tica and Družić (2006) مسحاً مرجعياً للأبحاث التطبيقية التي اختبرت هذه الفرضية منذ تقديمها ووجدوا ما يقرب من ٥٨ بحث تطبيقي في الموضوع قاما بفحصهم في إطار تحليلي متخصص يبدأ بالجدل المستمر حول اسم النظرية، ثم عرض تطور النموذج النظري والاقتصادي القياسي، وأخيراً ينتهي بتحليل نتائج الدراسات التطبيقية التي تم مسحها. وقد أكدت نتائج هذا المسح على أن الأدلة المتراكمة من هذه الدراسات تشير بوضوح إلى ضرورة إعادة التفكير بشكل أكثر احترافية في مدى معنوية أثر بالاسا-سامويلسون. وهو ما حدث بالفعل، حيث قام Funda and Lukinić (2007) بتقييم أهمية أثر بالاسا-سامويلسون في الاقتصاد الكرواتي من خلال تحديد تأثيره على التضخم وسعر الصرف الحقيقي في الفترة الممتدة من الربع الأول من عام ١٩٩٨ حتى الربع الثالث من عام ٢٠٠٦. وباستخدام فروق النمو في إنتاجية القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة داخل كرواتيا مقارنة بالخارج أظهرت النتائج أن أثر بالاسا-سامويلسون B-S Effect غير معنوي في كرواتيا، وبالتالي لا يوجد عوائق أمام كرواتيا لتلبية معايير التقارب مع الاتحاد الأوروبي.

على نحو مماثل، اختبر (2008) Genius and Tzouvelekas فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect في ٥٩ دولة من الدول الصناعية والدول النامية في الفترة الزمنية ١٩٦٥-١٩٩٢. وباستخدام نموذج المعاملات العشوائية Random Coefficient Model، والذي يُمكن من خلاله الحصول على نتائج كل دولة على حده، أكدت النتائج على أنه بالرغم من التفاوت الكبير في الإنتاجية بين الدول محل الدراسة إلا أنه يُمكن رفض الفرضية في معظم البلدان الأفريقية وبعض دول أمريكا اللاتينية بينما تتحقق الفرضية في دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD ودول آسيا. كما أن الفترة الزمنية لها تأثير معنوي، حيث إن تأثير إنتاجية العمالة على أسعار الصرف الحقيقية يضعف خلال السبعينيات، وقد أرجعوا ذلك لأزمة النفط الأولى ونهاية اتفاقية بريتون وودز Bretton Woods.

على العكس من ذلك، عندما اختبر (2019) Gubler and Sax أثر بالاسا-صامويلسون في دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD في الفترة من عام ١٩٧٠ حتى عام ٢٠٠٨، وباستخدام ومقارنة ثلاث مجموعات من البيانات الخاصة بالإنتاجية القطاعية والإنتاجية الكلية TFP أكدت نتائج التكامل المشترك Panel Cointegration والمربعات الصغرى الديناميكية للسلاسل الزمنية المقطعية Panel DOLS على رفض فرضية أثر بالاسا-صامويلسون في مجموعة دول الـ OECD حتى مع ضم معدلات التبادل التجاري Terms of Trade للتحكم في آثار الانحياز للدولة الأم. بل على العكس، أكدت بيانات الفترة منذ منتصف الثمانينات على وجود علاقة عكسية قوية بين بين الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة وسعر الصرف الحقيقي.

علاوة على ذلك، استخدم (2017) Bordo, Choudhri et al. بيانات تاريخية تمتد لأكثر من مائة عام، من عام ١٨٨٠ إلى عام ١٩٩٧، لعدد ١٤ دولة هي الأرجنتين، استراليا، كندا، الدنمارك، فنلندا، فرنسا، ألمانيا، إيطاليا، اليابان، هولندا، اسبانيا، السويد، المملكة المتحدة، والولايات المتحدة الأمريكية لتقدير التأثير طويل الأجل للإنتاجية على سعر الصرف الحقيقي ووجدوا اختلافات كبيرة في تأثير الإنتاجية مع تغير الأنظمة النقدية في فترة الدراسة بما لا يتوافق مع نموذج بالاسا-صامويلسون Balassa-Samuelson Model التقليدي مما

جعلهم يقترحون شرحًا للنتائج بدلالة المتغيرات المعاصرة للنموذج التي تتضمن معدلات التبادل التجاري. كما يجادلون بأن التغييرات في تكاليف التجارة مع مرور الزمن قد تؤثر على درجة تحقق أثر بالاسا-صامويلسون. كما إن نماذج المحاكاة للإصدارات الحديثة من نموذج بالاسا-صامويلسون أظهرت أن تغير المعلمات المتوافق مع سلوك تكاليف التجارة يمكن أن يفسر التباين في تأثير الإنتاجية عبر الأنظمة المختلفة. كذلك، قام Ishaq, Ghouse et al. (2022) باختبار مدى تحقق فرضية أثر بالاسا-صامويلسون في تسع دول من شرق وجنوب آسيا هي اندونيسيا، اليابان، كوريا، ماليزيا، باكستان، الفلبين، سنغافورة، سريلانكا، وتايلند في الفترة من ١٩٧٠ إلى ٢٠١٨. وباستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية المُعدلة بالكامل Fully Modified OLS (FMOLS) وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية Dynamic OLS (DOLS) أكدت النتائج على رفض فرضية بالاسا-صامويلسون في كل الدول فيما عدا الفلبين، وجاءت النتائج غير حاسمة في باكستان.

عندما ارتفع سعر الصرف الحقيقي لليوان الصيني في مقابل الدولار الأمريكي بنسبة ٤.٦٪ سنويًا في الفترة من عام ٢٠٠٥ حتى عام ٢٠١٥ بعد مرور فترة من الاستقرار امتدت من عام ١٩٩٦ إلى عام ٢٠٠٤، بدا الأمر وكأنه حالة كلاسيكية لتحقيق فرضية أثر بالاسا-صامويلسون حيث كانت الصين خلال تلك الفترة على طريق النمو السريع الذي يقوده التصنيع واللاحق بالركب التكنولوجي، وبالتالي كان هناك فرق كبير في نمو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج بين القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة، مما أدى إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي. وبالرغم من ذلك، تشير نتائج تحليل الارتفاع السنوي لسعر الصرف الحقيقي البالغ ٤.٦٪ إلى أن حجم أثر بالاسا-صامويلسون كان صغير نسبيًا، بقيمة بلغت ١.٢٪، بالمُقارنة مع الارتفاع الحقيقي في أسعار السلع الصينية القابلة للتجارة مقارنة بمثلتها الأمريكية والذي بلغت قيمة تأثيره على سعر الصرف الحقيقي ٤.٤٪، وقد تكرر هذا النمط للعلاقة من قبل في اليابان واقتصادات أوروبا الوسطى والشرقية التي مرت بمرحلة التحول الاقتصادي، والتي شهدت جميعها ارتفاعًا في سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل خلال فترات نموها المرتفع، إلا أن حالة الصين أكدت على أن حجم أثر

بالاسا-صامويلسون متواضع في العادة ولا يُفسر الجزء الأكبر من الارتفاع السريع والملحوظ في سعر الصرف الحقيقي في الاقتصادات ذات النمو المرتفع (Imai 2018).

على الجانب الآخر، وبخلاف الآخرين، وظف Nagayasu (2017) أثر بالاسا-صامويلسون في تفسير التضخم الإقليمي Regional Inflation في اليابان، حيث لا يوجد قيود تنظيمية تمنع حرية الحركة للعمالة ورأس المال والسلع والخدمات بين المناطق والأقاليم المختلفة، وذلك بالتركيز على الموقع الجغرافي لهذه المناطق والإنتاجية كعوامل تفسيرية لديناميكيات التضخم الإقليمي. وباستخدام نموذج للانحدار المكاني Spatial Regression متوافق مع المواصفات النظرية لأثر بالاسا-صامويلسون أكدت النتائج على أنه بالرغم من كون اليابان دولة صغيرة نسبياً من حيث مساحة الأرض، إلا أن كل من الموقع الجغرافي والإنتاجية هما محددان مهمان للتضخم الإقليمي، أي عدم القدرة على رفض فرضية أثر بالاسا-صامويلسون.

وفي دراسة أخرى مشابهة، تم اختبار فرضية أثر بالاسا-صامويلسون مع التركيز على دور السياحة في موازنة تعادل القوة الشرائية PPP بين الدول من خلال تسليط الضوء على تأثير التحيز الثقافي في اختيار الوجهة السياحية للأجانب وأهميتها كحاجز للقضاء على عدم المساواة الاقتصادية بين الدول، على اعتبار أن السياحة الدولية هي خليط من الخدمات القابلة للتجارة التي يُمكن أن تؤدي إلى إعادة توزيع الدخل بين الدول. وأكدت أن حركة السياحة قصيرة الأجل تلك تكون منحازة بشكل إيجابي نحو الأماكن الأقرب ثقافياً. وبناءً عليه، يمكن الاستعانة بعامل القرب الثقافي، كأساس في اختيار الوجهة السياحية، في ضبط Fine-Tune النماذج التطبيقية للتجارة الدولية في السلع أو الخدمات. وقد تم اختبار هذه الفرضية بالتطبيق على بيانات ٢٨ دولة من دول الاتحاد الأوروبي EU28 وجميع دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD في عام ٢٠١٤ باستخدام تحليل الانحدار Regression Analysis مع التأثيرات العشوائية Random Effects والنموذج الهرمي متعدد المستويات Multi-Leve Hierarchical Model، وأظهرت النتائج أن السياحة تعتبر عامل موازنة

Counterbalancing مهم في تحقق فرضية أثر بالاسا-صامويلسون ويرتبط بالقطاعات غير التجارية والأجور بين الدول (Tubadji and Nijkamp 2018).

أيضا، قام (Njindan Iyke and Odhiambo 2017) باختبار صحة فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect في مجموعة من ثمانية دول أفريقية متوسطة الدخل هي بوتسوانا، غانا، ليسوتو، موريشيوس، ناميبيا، نيجريا، جنوب أفريقيا وزامبيا في الفترة ١٩٦٠-٢٠٠٩. وباستخدام طريقة التأثيرات الداخلية Within-Effects وطريقة العزوم المعممة الديناميكية (DGMM) Dynamic Generalized Methods of Moments أكدت النتائج على قبول فرضية أثر بالاسا-صامويلسون في هذه الدول، أي أنه كلما أصبحت هذه البلدان أكثر إنتاجية، كلما ارتفعت القيمة الحقيقية لعملاتهم. بالمثل، استخدم (Lenarčič 2019) نموذج التوازن العام الديناميكي العشوائي Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE) المُكون من دولتين وقطاعين يتم من خلاله تقديم صدمات الإنتاجية في قطاع مُعين مع آلية تحسين جودة السلع كأساس نظري لظاهرة هارود-بالاسا-صامويلسون Harrod-Balassa-Samuelson Phenomenon بالتطبيق على البيانات القطاعية السلوفانية ومنطقة اليورو في الفترة من الربع الرابع من ١٩٩٨ حتى الربع الأول من عام ٢٠١٨. وقد أكدت النتائج على أن صدمات الإنتاجية في القطاعات المُنتجة للسلع القابلة للتجارة تؤدي إلى ارتفاع الأسعار في القطاعات المُنتجة للسلع غير القابلة للتجارة وكذلك في القطاعات المُنتجة للسلع القابلة للتجارة، أي تحقق الفرضية.

مُدعياً أن الدراسات التطبيقية السابقة التي اختبرت فرضية بالاسا-صامويلسون قد استخدمت مقاييس للإنتاجية يشوبها بعض المشاكل القياسية مثل التحيز الأني Simultaneity Bias، قام (van der Schaar 2019) باستخدام تقديرات Olley and Pakes (1996) للإنتاجية في اختبار مدى صحة فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect بالنسبة للاقتصاد السلوفيني في الفترة من الربع الأول من عام ١٩٩٥ حتى الربع الرابع من عام ٢٠٠٦. وبتوظيف بيانات الشركات التي قدمها مكتب الإحصاء السلوفيني تم تقدير فروق الإنتاجية بين القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المُنتجة للسلع

غير القابلة للتجارة والتي يكون تقديرها مُبالغاً فيه Overestimated إذا لم يتم الأخذ في الحُساب مشكلة التحيز الآني. وقد أظهرت نتائج الانحدار لسعر الصرف الحقيقي على كل من فروق الإنتاجية والانفاق الحكومي والنتاج المحلي الإجمالي، في مستواهم، دعماً لفرضية أثر بالاسا-سامويلسون، في حين أنه عند استخدام الفرق الأول للمتغيرات بسبب وجود جذور للوحدة لم يثبت وجود تكامل مُشترك Cointegration، لذلك استنتج van der Schaar (2019) أن تأثير بالاسا-سامويلسون ليس سائداً في سلوفانيا عند استخدام مقاييس الإنتاجية السليمة من مشاكل الاقتصاد القياسي.

حديثاً، قام HUSSAIN and HAQUE (2020) باختبار فرضية أثر بالاسا-سامويلسون للعلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والإنتاجية النسبية الكلية لعوامل الإنتاج TFP لعدد ١٨٢ دولة بالنسبة للولايات المتحدة الأمريكية من عام ١٩٥٠ إلى عام ٢٠١٧. وقد أكدت نتائج مقدرات Arellano-Bond Dynamic Panel Data بالتأثيرات الثابتة والعشوائية أن الزيادة في الإنتاجية تؤدي إلى زيادة في سعر الصرف الحقيقي، وبالتالي قبول فرضية أثر بالاسا-سامويلسون، كما أن اختبار التكامل المشترك Panel Cointegration يؤكد استمرار العلاقة في الأجل الطويل. كما اختبر Morvillier (2020) مدى قوة أثر بالاسا-سامويلسون في مجموعة مُكونة من ٣٨ دولة من الاقتصادات النامية والناشئة في الفترة من ١٩٨٠ حتى ٢٠١٦. وباستخدام خمسة مقاييس مختلفة لأثر بالاسا-سامويلسون داخليا وخارجيا أكدت نتائج طريقة البيانات المقطعية بفترات إبطاء مُوزعة Cross-Sectional Distributed Lags (CS-DL) على قبول فرضية أثر بالاسا-سامويلسون في نسخته الداخلية عند استخدام فرق إنتاجية العمل بين القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة بدلاً من الناتج المحلي الإجمالي لكل عامل، كما يوجد تأثير موجب قوي للأسعار النسبية للسلع غير القابلة للتجارة مقابل السلع القابلة للتجارة على سعر الصرف الحقيقي. بصفة عامة، أكدت النتائج على أن تحقق فرضية أثر بالاسا-سامويلسون داخليا يتوقف على طريقة قياس المتغير المُستخدم كمقياس للإنتاجية بينما خارجيا يتحقق الأثر بشكل عام وقوي.

على نحو مشابه، قام (Lenarčič and Masten (2020) باختبار فرضية أثر هارود-بالاسا-سامويلسون من خلال التمييز بين التضخم القطاعي ومتوسط معدل نمو إنتاجية العامل بالتطبيق على بيانات ٢٨ دولة أوروبية في الفترة من عام ١٩٩٠ إلى عام ٢٠١٧. وباستخدام نموذج بيانات السلاسل الزمنية المقطعية الديناميكية Dynamic Panel Data Model أكدت النتائج على قبول الفرضية، كما أن مخرجات محاكاة التضخم المبنية على هذه النتائج أثبتت وجود أثر Harrod-Balassa-Samuelson. بالإضافة لذلك، استهدف (Jangam and Rath (2020) اختبار ما إذا كان تصنيف الصناعات إلى صناعات قابلة للتجارة وأخرى غير قابلة للتجارة مهم بالنسبة لفرضية أثر بالاسا-سامويلسون. وباستخدام بيانات سنوية من ٣٨ دولة في الفترة من عام ١٩٩٥ إلى عام ٢٠١٤ واختبارات التكامل المشترك لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية Panel Cointegration tests أكد Westerlund & Pedroni النتائج على صحة فرضية أثر بالاسا-سامويلسون، حيث أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل يكون بسبب زيادة الإنتاجية كما أن نتائج اختبار السببية Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality تؤكد على ثنائية الاتجاه في العلاقة السببية بين سعر الصرف والإنتاجية.

زيادةً على ذلك، قام (Ontaneda Jiménez (2020) باختبار التأثير المشترك لكل من إنتاجية العمالة والانفاق الحكومي ونصيب الفرد من الدخل على سعر الصرف الحقيقي بالتطبيق على بيانات ٤٠ دولة من مناطق مختلفة في العالم في الفترة من عام ١٩٧٠ حتى عام ٢٠١٠. وباستخدام انحدار السلاسل الزمنية المقطعية ذو التأثيرات الثابتة Fixed-Effects Panel Data Regression وطريقة العزوم المُعممة GMM أكدت النتائج على صحة فرضية أثر هارود-بالاسا-سامويلسون H-B-S Effect وكذلك على أهمية عوامل الطلب، أي الانفاق الحكومي ونصيب الفرد من الدخل في تحديد سعر الصرف الحقيقي. كما حاول (Ezzahid and Maouhoub (2020) معرفة أسباب ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي في المغرب عن طريق اتباع طريقة (Balassa (1964) و (Samuelson (1964) في تقسيم بيانات الفترة من الربع الأول من عام ٢٠٠٠ إلى الربع الرابع لعام ٢٠١٩ إلى قطاعات منتجة للسلع القابلة للتجارة وقطاعات منتجة للسلع غير القابلة للتجارة، وقد أظهرت

النتائج وجود علاقة طردية بين كل من معدل الانفتاح التجاري، الإنتاج القابل للتجارة، رصيد رأس المال الأجنبي القابل للتداول، مرونة إنتاج العوامل الأجنبية القابلة للتداول، ومستوى الأجور المحلية وسعر صرف الحقيقي في المغرب، أي تحقق أثر بالاسا-صامويلسون. على الجانب الآخر، تؤدي زيادة كل من مرونة إنتاج العمالة المحلية، القوى العاملة، تحويلات رأس المال إلى القطاع القابل للتجارة، رصيد رأس المال الأجنبي غير القابل للتداول، ومرونة إنتاج العوامل الأجنبية غير القابلة للتداول، إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي وتحسن القدرة التنافسية الخارجية للمغرب.

بالرغم من أن الأدبيات الاقتصادية التطبيقية الخاصة بالعلاقة الديناميكية بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي متعددة وشاملة، يزعم (Seraj and Coskuner (2021) أن عدد الدراسات التي قارنت هذه العلاقة الديناميكية داخل الاقتصادات باستخدام منهج (Rodrik (2008) المبني على فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect تعتبر قليلة ومحدودة. لذلك، قاما بإعادة عمل Rodrik الخاص بدراسة العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي بالتطبيق على بيانات ٩٣ دولة خلال الفترة من ١٩٩٠ إلى ٢٠١٨. وقد أكدت نتائج طريقة العزوم المعممة الديناميكية Dynamic Generalized Method of Moments (DGMM) على النتائج التي سبق أن توصل لها Rodrik حيث أن زيادة نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ١٪ يؤدي لارتفاع قيمة العملة المحلية بنسبة ٠.٠٠٧٪، وهو الأمر الذي يدعم تحقق فرضية أثر بالاسا-صامويلسون في هذه الدول.

فُضلاً عَنْ ذَلِكَ، هدفت دراسة (Eita, Khumalo et al. (2021) إلى التحقق من صحة فرضية تأثير بالاسا-صامويلسون B-S Effect في خمس دول أفريقية هي جمهورية الكونغو الديمقراطية وموريشيوس والمغرب وجنوب أفريقيا وتونس في الفترة الزمنية ١٩٩١-٢٠١٦. وباستخدام معامل الإنتاجية الكلية TFP كمؤشر على تأثير بالاسا-صامويلسون بالإضافة إلى معدلات التبادل التجاري وصافي الأصول الأجنبية لتفسير التقلبات في سعر الصرف الحقيقي أكدت نتائج طريقة المربعات الصغرى العادية المعدلة بالكامل Fully Modified OLS (FMOLS) ومقدرات متوسط المجموعات المُجمع Pooled Mean

Group (PMG) على تحقق أثر بالاسا-صامويلسون في الدول المذكورة، ذلك أن العلاقة بين الإنتاجية الكلية وسعر الصرف الحقيقي هي علاقة إيجابية بمعنى أن زيادة الإنتاجية تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي، كما أن اختلال سعر الصرف الحقيقي يؤثر سلباً على الأداء الاقتصادي. ولذلك أوصت الدراسة بضرورة أن تنتهج هذه الدول سياسات تحافظ على سعر صرف حقيقي تنافسي.

على عكس الطفرة النفطية في الولايات المتحدة، ظل إنتاج النفط في المكسيك يتراجع باستمرار على مدار الخمسة عشر عاماً الماضية مما أثر على جوانب مختلفة من اقتصاد المكسيك من بينها سعر الصرف الحقيقي. ذلك أن انخفاض الإنتاجية في قطاع النفط مقارنة بالقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة قد أدى إلى انخفاض القيمة الحقيقية للعملة، مما يُعد تأثير معكوس لأثر بالاسا-صامويلسون. وقد تم التوصل لتلك النتيجة عن طريق حساب الإنتاجية الكلية لكل قطاع من قطاعات الاقتصاد واستخدامها كمحددات لسعر الصرف الحقيقي بجانب القطاعات النفطية وغير النفطية المنتجة للسلع القابلة للتجارة وتحديد دور كل على حدة في تحديد سعر الصرف الحقيقي في المكسيك (López-Marmolejo, Ventosa-Santaulària et al. 2023).

بجانب ذلك، قام (Fisera and Workie Tiruneh (2023) بدراسة تأثير تدفقات تحويلات العاملين في الخارج Remittance Inflows على سعر الصرف الحقيقي بالتطبيق على عينة مكونة من ١٣٤ دولة من الاقتصادات النامية والناشئة. وباستخدام نموذج التكامل المشترك Cointegration لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية غير المتجانسة Heterogeneous Panel، أكدت النتائج على أن التحويلات تساهم رفع القيمة الحقيقية للعملة المحلية في الأجل الطويل، وبما يتجاوز المستوى الذي ينطوي عليه أثر بالاسا-صامويلسون، هذا التأثير ينخفض بوجود سعر صرف مرن Free Float، وحرية اقتصادية مرتفعة، وتطور مالي جيد. كما أشاروا إلى وجود أدلة على أن التحويلات قد تساهم في وجود ظاهرة المرض الهولندي في هذه الدول. أيضاً، فحص (Ghosh, Nath et al. (2023) العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي للهند واتجاهات الإنتاجية القطاعية

باستخدام قواعد بيانات الإنتاجية القابلة للمقارنة دوليًا مثل قواعد بيانات KLEMS للصين ومنطقة اليورو والولايات المتحدة الأمريكية والمملكة المتحدة واليابان في الفترة من ٢٠٠٠ إلى ٢٠١٩. وقد أكدت نتائج نموذج الانحدار الذاتي بفترات ابطاء موزعة للسلاسل الزمنية المقطعية (Panel Autoregressive Distributed Lags (Panel ARDL) على دعم فرضية أثر بالاسا-سامويلسون الموسع Extended Balassa-Samuelson Effect الذي يسمح بالاحتكاكات في سوق العمل التي لا تؤدي إلى المساواة في الأجور بين القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة داخل الدولة. هذه النتائج قوية سواء تم استخدام إنتاجية العمل أو الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج كمقاييس بديلة للإنتاجية القطاعية. كما اقترحوا أن سعر الصرف الحقيقي للهند مرتبط بعوامل محلية ومتوافق إلى حد كبير مع القيمة العادلة له في الأجل المتوسط إلى الطويل.

ثانياً: الدراسات السابقة عن مصر

أما بالنسبة للحالة المصرية، نجد أنه على الرغم من وجود العديد من الدراسات التي حاولت معرفة العوامل المهمة في تحديد سعر الصرف، فإنه لا يوجد دراسة، على حد علم الباحث، تختبر إلى أي مدى يتحقق أثر بالاسا-سامويلسون في الاقتصاد المصري. على سبيل المثال، استعرضت (Hosni (2015) تطور سياسة سعر الصرف في مصر وقامت بحساب سعر الصرف الحقيقي الفعال للجنيه المصري في الفترة من عام ١٩٧٤ حتى عام ٢٠١٢. وباستخدام نموذج مُتجه الانحدار الذاتي الهيكلي Structural Vector Autoregression (SVAR) أكدت على أن ٨٠٪ من تقلبات سعر الصرف الحقيقي الفعال هي بسبب صدمات الطلب والعرض الحقيقيين. كما وجد أبو ضيف وعلى (٢٠٢١)، بتطبيق طريقة التكامل المشترك على بيانات الفترة الزمنية ١٩٧١-٢٠١٨، علاقة عكسية بين التضخم وسعر الصرف، وعلاقة طردية بين الأخير وسعر الفائدة، كما وجدت علاقة طردية بين الواردات السلعية ومعدل النمو الاقتصادي، في حين أن الأخير يرتبط مع سعر الصرف عكسياً. وبالمثل، أكد (Elsherif (2016، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المعمم عديم التجانس الشرطي Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

(GARCH) وبالتطبيق على البيانات الشهرية للفترة من عام ٢٠٠٣ حتى عام ٢٠١٤، على أن تقلبات سعر صرف العملة المحلية قد تأثرت طردياً بسعر الفائدة وعكسياً بحجم الاحتياطي. على العكس من ذلك، وباستخدام متجه الانحدار الذاتي VAR بالتطبيق على بيانات مصر من عام ١٩٩١ حتى عام ٢٠٢٠، أكد النقيب (٢٠٢١) على أن سعر الفائدة على الودائع بالعملة المحلية المصري أو الودائع بالعملة الأجنبية أو فروق أسعار الفائدة لا يؤثر أي منها على سعر صرف العملة المحلية المصري ولا يوجد علاقة سببية بينهم. علاوة على ذلك، استخدم إبراهيم (٢٠١٩) طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لفحص بيانات الاقتصاد المصري في الفترة الممتدة من عام ١٩٩١ حتى عام ٢٠١٩ والتي أكدت نتائجها على أن سعر الصرف تربطه علاقة طردية معنوية مع كلٍ من عرض النقود بمعناه الواسع ومعدل التضخم، في حين أن العلاقة عكسية بينه وبين كلٍ من الاحتياطيات الأجنبية، الاستثمار الأجنبي المباشر، وتحويلات العاملين بالخارج، بينما علاقته بسعر الفائدة غير معنوية. خلافاً لذلك، أكد Mansour and Hassan (2021)، خلال محاولتهما معرفة العوامل طويلة الأجل التي تحدد سعر صرف العملة المحلية المصري باستخدام اختبار Johansen-Juselius للتكامل المشترك وبيانات الفترة الزمنية ٢٠٠٢-٢٠١٩، على أن الاستهلاك الحكومي، الاحتياطيات الأجنبية، وتحويلات العاملين في الخارج يؤثر كلٍ منهم ايجابياً في سعر صرف العملة المحلية، بينما يرتبط الأخير عكسياً مع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، كما أن الانفتاح على التجارة ومعدلات التبادل التجاري ليس لهما تأثير كبير على سعر الصرف الحقيقي للجنيه المصري في الأجل الطويل. على نحو مشابه، بحث Abdelgany (2018) عن محددات سعر الصرف في مصر في الفترة الزمنية من عام ١٩٩٠ حتى عام ٢٠١٨ باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الابطاء الموزعة ARDL، وأكدت النتائج أن احتياطيات النقد الأجنبي وعرض النقود بمفهومها الواسع لها تأثير إيجابي كبير على سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، بينما الانفتاح التجاري واحتياطيات النقد الأجنبي لها تأثير إيجابي كبير على سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير، كما أن انحرافات سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير تحتاج إلى حوالي

٢١ شهراً لاستعادة سعر الصرف التوازني طويل الأجل. بالإضافة لذلك، وظف المهدي، وآخرون (٢٠٢٣) طريقة الشبكات العصبية Neural Networks للبحث عن أهم محددات سعر الصرف الحقيقي في مصر من عام ٢٠٠٣ حتى عام ٢٠٢٠، وأشارت النتائج إلى أن كل من الحساب الجاري، نسبة الودائع بالدولار إلى إجمالي الودائع، ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، مدة تغطية الواردات من احتياطات العملات الأجنبية بالإضافة إلى معدل التضخم هي العوامل الأكثر أهمية في تحديد سعر الصرف الحقيقي للجنيه.

أخيراً، قام (Noureldin 2018) بتقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني واختلالاته في مصر في الفترة الممتدة من الربع الثالث من عام ٢٠٠١ حتى الربع الثالث من عام ٢٠١٧ والذي كان العملة المحلية المصري في الربع الأول منه مقوماً بأقل من قيمته الحقيقية بنحو ٢٢.٣٪ بسبب تجاوز القيمة التوازنية له بعد تعويم العملة في الربع الرابع ٢٠١٦، ثم انخفض سعر العملة بأقل من قيمته الحقيقية إلى ١٨.٥٪ في الربع الثالث من ٢٠١٧ مدفوعاً بزيادة في سعر الصرف الفعلي الحقيقي بسبب ارتفاع التضخم المحلي. وقد أكدت نتائج طريقة انجل جرانجر Engel-Granger على أن محددات سعر الصرف الحقيقي للجنيه هي بالترتيب على حسب الأهمية هي فرق الإنتاجية (مقاساً بنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي)، والانفتاح التجاري، صافي الأصول الأجنبية، الاستثمار، والانفاق الحكومي، وتأثيرهم جميعاً موجب على سعر الصرف فيما عدا الانفتاح على التجارة الذي يرتبط عكسياً مع سعر الصرف. بناء على ذلك، تكون دراسة (Noureldin 2018) هي الوحيدة التي يُمكن القول أنها أخذت في الاعتبار أثر بالاسا-سامويلسون، بجانب محددات أخرى، بالرغم من أنها لم تهدف في الأساس لاختبار الفرضية.

من خلال العرض السابق، يُمكن القول إن الفجوة البحثية بصفة عامة تنحصر في النتائج المتضاربة بشأن فرضية أثر بالاسا-سامويلسون، وهو الأمر الذي يستلزم المزيد من الاختبار التطبيقي لهذه الفرضية على بيانات المزيد من الاقتصادات ولفترات زمنية أطول. أما بالنسبة لحالة مصر، تتعكس الفجوة البحثية في عدم وجود دراسات تختبر فرضية أثر بالاسا-سامويلسون بالتطبيق على بيانات الاقتصاد المصري، باستثناء دراسة (Noureldin 2018)

والتي تم فيها قياس فروق الإنتاجية بالاعتماد على نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالمقارنة مع الشركاء التجاريين الذين تم حصرهم في الولايات المتحدة الأمريكية، الاتحاد الأوروبي، الصين، تركيا، روسيا، والمملكة المتحدة بما يُمثل ٥٣.٧٪ فقط من شركاء مصر التجاريين، كما أنها لم تفرق بين انتاجية القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة ونتاجية القطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة، وهو الأمر الذي يستلزم تحقق فرضية استقرار نسبة مشاركة العمال Labor Participation Rate، مما قد يُعطي نتائج غير دقيقة في حالة عدم تحققه. ولذلك، تكرر في الأدبيات الاقتصادية استخدام الإنتاجية النسبية للعمال لقياس فروق الإنتاجية للاقتصاد ككل عند اختبار فرضية أثر بالاسا-صامويلسون (Canzoneri, Cumby et al. 1999, Chong, Jordà et al. 2012). نحاول في الدراسة الحالية سد هذه الفجوة من خلال اختبار فرضية أثر بالاسا-صامويلسون بالتطبيق على بيانات الاقتصاد المصري على مدار فترة زمنية أطول تمتد من عام ١٩٨٠ حتى عام ٢٠١٨ باستخدام فروق الإنتاجية النسبية كمقياس لأثر بالاسا-صامويلسون.

٩- الدراسة التطبيقية:

أولاً: النموذج القياسي:

لتحقيق هدف البحث وهو اختبار فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect بالتطبيق على بيانات الاقتصاد المصري، وبعد استعراض الدراسات السابقة، سوف يعتمد الباحث على النموذج الذي استخدمه (Eita, Khumalo et al. (2020) و Coudert, Couharde et al. (2013) و Couharde, Delatte et al. (2018)، والذي توضحه المعادلة رقم (١٤):

$$LNREER_t = \beta_1 LNBS_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

حيث إن ε_t هي معامل الخطأ، و $t = 1980, \dots, 2018$ ، بينما التعريف المختصر بالمتغيرات يُقدمه الجدول رقم (١) أدناه.

جدول رقم (١) تعريف مُختصر بمتغيرات النموذج القياسي

المتغير	التعريف
$LNREER_t$	اللوغاريتم الطبيعي لسعر الصرف الحقيقي الفعال
$LNBS_t$	اللوغاريتم الطبيعي لأثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect
$LNTTI_t$	اللوغاريتم الطبيعي لمعدل التبادل التجاري الدولي
$GRNFASS_t$	معدل نمو صافي الأصول الأجنبية

وفيما يلي شرح كيفية قياس هذه المتغيرات ومصدر الحصول على بيانات كل متغير:

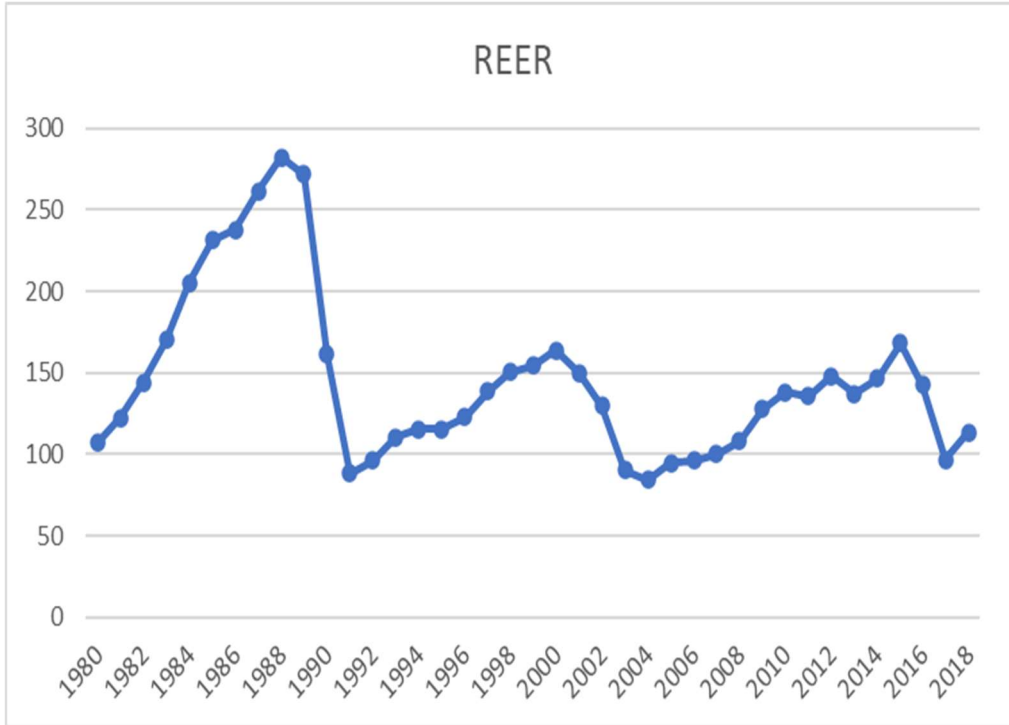
أولاً: المتغير التابع، سعر الصرف الحقيقي الفعال $REER$:

هو عبارة عن سعر الصرف الاسمي الفعال $EER_{i,t}$ (أي قيمة العملة مقابل متوسط مرجح لسلة من العملات الأجنبية) مضروباً في الأسعار النسبية (أي الرقم القياسي لأسعار المستهلكين $P_{i,t}$ في الدولة الأم i في الفترة t مقسوماً على المتوسط المُرجح للرقم القياسي للأسعار لدى الشركاء التجاريين $P_{w,t}$)، وقد تم حسابه وفقاً للمعادلة رقم (١٥)، كما يلي:

$$REER_{i,t} = EER_{i,t} \times \frac{P_{i,t}}{P_{w,t}} \quad (15)$$

ويُبين الشكل رقم (١) قيمة سعر الصرف الحقيقي الفعال، المحسوب طبقاً للمعادلة رقم (١٥)، في مصر خلال فترة الدراسة الذي تم الحصول على بياناته من (Darvas 2021).

شكل رقم (١) سعر الصرف الحقيقي الفعال في مصر ١٩٨٠-٢٠١٨



المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على (Darvas 2021)

ثانيا: المتغيرات التفسيرية وتشمل:

(١) أثر بالاسا-صامويلسون BS :

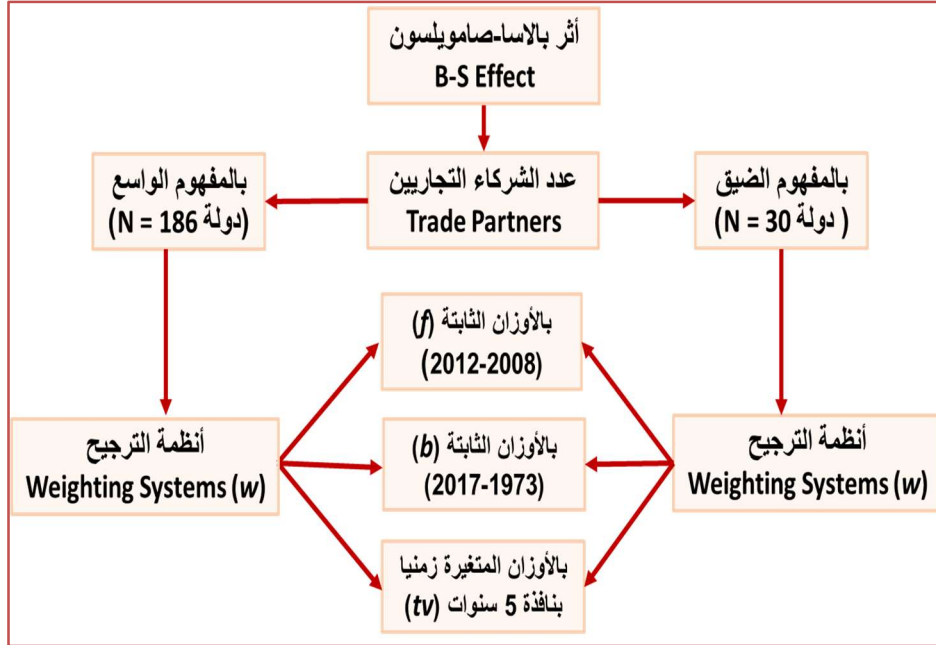
كما ذكرنا آنفاً، يتم التعبير عن أثر بالاسا-صامويلسون عن طريق حساب الفروق النسبية في إنتاجية العمال $Relative\ Labor\ Productivity\ Differentials$ في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة والقطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة في دولة ما بالنسبة لشركائها التجاريين. ويجادل $\acute{E}gert$ (2002) بأن معدل النمو في الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع غير القابلة للتجارة من المفترض أن يكون متساوي بين الدول. وبالتالي، لا تكون فوارق الإنتاجية بين الدول مُتحيّزة إذا أغلقت نمو الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع غير

التجارية. وقد أشار كل من (2020) Couharde, Delatte et al. و Cem (2014) إلى أن معظم الدراسات السابقة تعتبر أن معدل نمو الإنتاجية في هذه القطاعات يساوي صفر. ومن ثم، يُمكن حساب أثر بالاسا-صامويلسون عن طريق فوارق الإنتاجية النسبية بين الدولة وشركائها التجاريين بالاعتماد على بيانات الإنتاجية الكلية للعمال والتي تنمو في الأساس بسبب نمو الإنتاجية في القطاعات المُنتجة للسلع القابلة للتجارة فقط، أي يتم حسابه كما يلي:

$$BS_{i,t} = \frac{GDP_{i,t}/L_{i,t}}{\prod_{j=1}^N (GDP_{j,t}/L_{j,t})^{w_{ij,t}}} \quad (16)$$

حيث إن، $GDP_{i,t}/L_{i,t}$ هي الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة بالدولار الأمريكي مقوماً بتعديل القوة الشرائية PPP لعام ٢٠١١ مقسوماً على العدد الكلي للعمال Total Employment في الدولة i في الفترة t . أما $w_{ij,t}$ هي الوزن الترجيحي للدولة i بالنسبة لكل شركائها التجاريين j الذين يبلغ عددهم N . وقد تم الحصول على هذه البيانات من (2020) Couharde, Delatte et al.)، حيث تم قياس المعادلة رقم (١٦) بستة طرق مختلفة على حسب عدد الشركاء التجاريين Trade Partners (٣٠ دولة و١٨٦ دولة)، ثم ينقسم كلٍ منهما على حسب طريقة الترجيح أو الوزن التجاري إلى ثلاث فئات كما يوضحها الشكل رقم (٢).

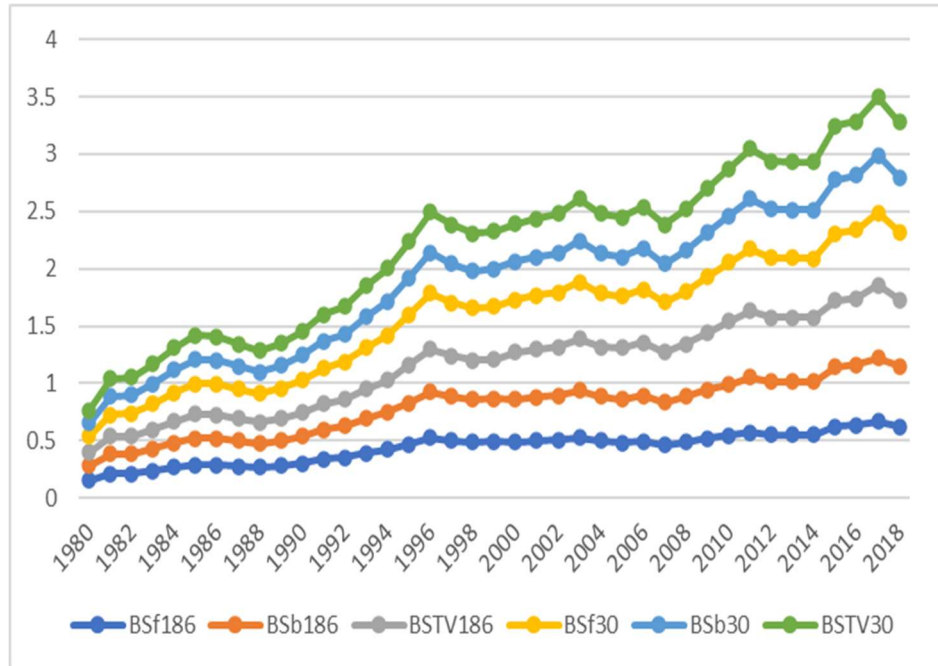
شكل رقم (٢) المقاييس المختلفة لأثر بالاسا-صامويلسون



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على (Couharde, Delatte et al. 2018,)
(Couharde, Delatte et al. 2020)

ويُصور الشكل رقم (٣) تطور فروق الإنتاجية النسبية لمصر خلال فترة الدراسة، أي من عام ١٩٨٠ إلى عام ٢٠١٨، والذي يظهر اتجاهها عاماً نحو النمو أو الزيادة على امتداد تلك الفترة، بالرغم من وجود فترات من الصعود كما في الأعوام ١٩٨٥، ١٩٩٦، ٢٠١١، و عام ٢٠١٧، وفترات أخرى من الهبوط مثل ١٩٨٨، ١٩٩٨، و عام ٢٠٠٦.

شكل رقم (٣) المقاييس الستة لأثر بالاسا-صامويلسون في مصر ١٩٨٠-٢٠١٨
(الفروق النسبية في إنتاجية العمال في مصر)



المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على (Couharde, Delatte et al. 2020)

(٢) معدل التبادل التجاري الدولي TTI :

هو عبارة عن مؤشر صافي معدلات التبادل التجاري ويُحسب بالنسبة المئوية لمؤشرات قيمة وحدة الصادرات Export Unit Value Indexes إلى مؤشرات قيمة وحدة الواردات Import Unit Value Indexes، مقاسة بالنسبة إلى سنة الأساس ٢٠١٠. وقد تم الحصول على البيانات الخاصة به من قاعدة بيانات مؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية (الأونكتاد) United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD).

(٣) معدل نمو صافي الأصول الأجنبية $GRNFASS$:

هو عبارة عن معدل التغير النسبي السنوي في مجموع الأصول الأجنبية التي تحتفظ بها السلطات النقدية وبنوك الأموال المودعة مطروحاً

منه التزاماتها الأجنبية، وكلاهما مقوما بالعملة الحالية المحلية. وقد تم الحصول على البيانات الخاصة به من قاعدة بيانات مؤشرات التنمية World Development Indicators التي تصدر عن البنك الدولي (World Bank (WB).

بناءً على التقسيم السابق لمؤشر أثر بالاسا-صامويلسون، وللوصول إلى نتائج دقيقة ومتينة Robust، سوف يتم تقدير النموذج الموضح في المعادلة (١٤) كما يلي:

$$LNREER_t = \beta_1 LNBSb186_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14.1)$$

$$LNREER_t = \beta_1 LNBSb30_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14.2)$$

$$LNREER_t = \beta_1 LNBSf186_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14.3)$$

$$LNREER_t = \beta_1 LNBSf30_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14.4)$$

$$LNREER_t = \beta_1 LNBStv186_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14.5)$$

$$LNREER_t = \beta_1 LNBStv30_t + \beta_2 LNTTI_t + \beta_3 GRNFASS_t + \varepsilon_t \quad (14.6)$$

ثانياً: منهجية الاقتصاد القياسي Econometric Methodology

لتقدير النماذج الموضحة في المعادلات من (14.1) إلى (14.6) سوف نقوم أولاً بتحديد رتبة أو درجة التكامل الخاصة بالسلسلة الزمنية لكل متغير، أو بمعنى آخر اختبار مدى استقرار Stationarity Test السلاسل الزمنية للبيانات، حتى يتثنى اختيار الطريقة الملائمة لتقدير معاملات النموذج وتجنب مشكلة الانحدار الزائف. ولتحقيق ذلك، سوف نستخدم اختبار ديكي-فولر المُعزز Augmented Dicky-Fuller (ADF) والذي يختبر وجود جذور

للوحدة في بيانات السلسلة الزمنية للمتغير، أي عدم الاستقرار Nonstationary، في مقابل عدم وجودها، أي الاستقرار Stationary (Dickey and Fuller 1979, Dickey and Fuller 1981).

بناءً على نتيجة اختبار ADF، تتحدد الطريقة الملائمة لتقدير معاملات النموذج Parameter Estimation. وحيث إن نتيجة الاختبار، كما هي موضحه في القسم الخاص بالنتائج، هي عبارة عن خليط من رتب مختلفة لدرجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات، فبعضها متكامل من الرتبة الأولى $I(1)$ ، وبعضها متكامل من الرتبة صفر $I(0)$. بالتالي، سوف نعتمد على نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Model، والذي يتميز بقدرته على التقدير في هذه الحالة، أي سواء أكانت كل المتغيرات $I(1)$ أو $I(0)$ ، أو خليط بينهما، بالإضافة إلى إمكانية استخدام اختبار الحدود Bound Test لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل Cointegration وتقدير معالمها، بالإضافة إلى إمكانية تقدير معالم الأجل القصير ومُعامل تصحيح الخطأ (Pesaran and Shin 1998, Pesaran, Shin et al. 2001).

ومن ثم، يمكن صياغة نموذج الـ $ARDL(p, q)$ للمعادلة رقم (١٤) في الصيغة العامة الآتية، والتي تنطبق أيضاً على المعادلات من (14.1) إلى (14.6):

$$\begin{aligned} \Delta LNREER_t = & -\xi(\varphi LNREER_{t-1} \\ & - (\delta_1 LNBS_{t-1} + \delta_2 LNNTTI_{t-1} + \delta_3 GRNFASS_{t-1})) \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta LNREER_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\gamma_{1,j} \Delta LNBS_{t-j} \\ & + \gamma_{2,j} \Delta LNNTTI_{t-j} + \gamma_{3,j} \Delta LGRNFASS_{t-j}) \\ & + e_t \quad (17) \end{aligned}$$

حيث إن $\delta_{1,2}$ and δ_3 and φ هي معلمات العلاقة طويلة الأجل، بينما معلمات العلاقة في الأجل القصير هي $\alpha_j, \gamma_{1,2}$ and γ_3 ، كما أن p & q هي فترات الإبطاء، أما ξ فهو معامل تصحيح الخطأ (ECT) .The Error Correction Term

ولإجراء اختبار الحدود Bound Test للتكامل المشترك Cointegration، الذي اقترحه (Pesaran, Shin et al. (2001)، سوف نستخدم المعلمات المقدرة في الأجل الطويل لاختبار الفرض العدمي (أي عدم وجود علاقة طويلة الأجل، أي لا يوجد تكامل مشترك) التالي:

$$H_0: \varphi, \delta_{1,2} \text{ and } \delta_3 = 0$$

في مقابل الفرض البديل (وجود علاقة طويلة الأجل، أي يوجد تكامل مشترك):

$$H_1: \varphi, \delta_{1,2} \text{ and } \delta_3 \neq 0$$

وبناءً على مقارنة قيمة إحصائية الاختبار F-Statistic مع القيمة الجدولية عند مستويات المعنوية المعيارية يتم قبول أو رفض فرض العدم. يأتي بعد ذلك، تقدير معلمات الأجل الطويل والقصير للنموذج بعد التأكد من استقراره وخلوه من مشكلة الارتباط الذاتي Serial Correlation ومشكلة عدم ثبات التباين Heteroskedasticity.

١٠- النتائج والتوصيات:

كخطوة تمهيدية أساسية، لاختيار طريقة التقدير Estimation Technique الملائمة لتقدير معلمات العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي الفعال وأثر بالاسا-صامويلسون في مصر خلال الفترة من عام ١٩٨٠ إلى عام ٢٠١٨، وفقاً للنموذج القياسي العام الذي توضحه المعادلة رقم (١٤)، تم استخدام اختبار ديكي - فولر المُعزز - The Augmented Dickey-Fuller (ADF) للوقوف على رتبة تكامل كل متغير من المتغيرات التي يشملها النموذج في المعادلات من (14.1) إلى (14.6). تؤكد النتائج التي تظهر في الجدول رقم (٢)، على أنه، عند مستوى معنوية مرتفع، لا يُوجد أي متغير من متغيرات النموذج متكامل من رتبة أعلى من واحد، أي $I(2)$ ، وهذا شرط أساسي لاستخدام نموذج الـ $ARDL(p, q)$. كما تؤكد النتائج على أن المتغيرات متكاملة من خليط أو مزيج من الرتب، حيث إن كل من معدل التبادل الدولي $LNTTI$ وبعض مقاييس أثر بالاسا-صامويلسون مثل $LNBSf186$ و $LNBSf30$ و $LNBStv186$ متكاملين من الرتبة الأولى $I(1)$ ، أي مستقرين عند الفرق الأول، أما بقية المتغيرات، فجميعها متكامل من الرتبة صفر $I(0)$ ، أي مستقرين في مستواهم ولا يوجد جذور للوحدة، فيما يُعد سبباً رئيسياً، كما ذكرنا آنفاً، لاستخدام نموذج $ARDL(p, q)$ في تقدير معلمات المعادلات (14.1) إلى (14.6)، حيث أنه الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بين هذه النوعية من السلاسل الزمنية.

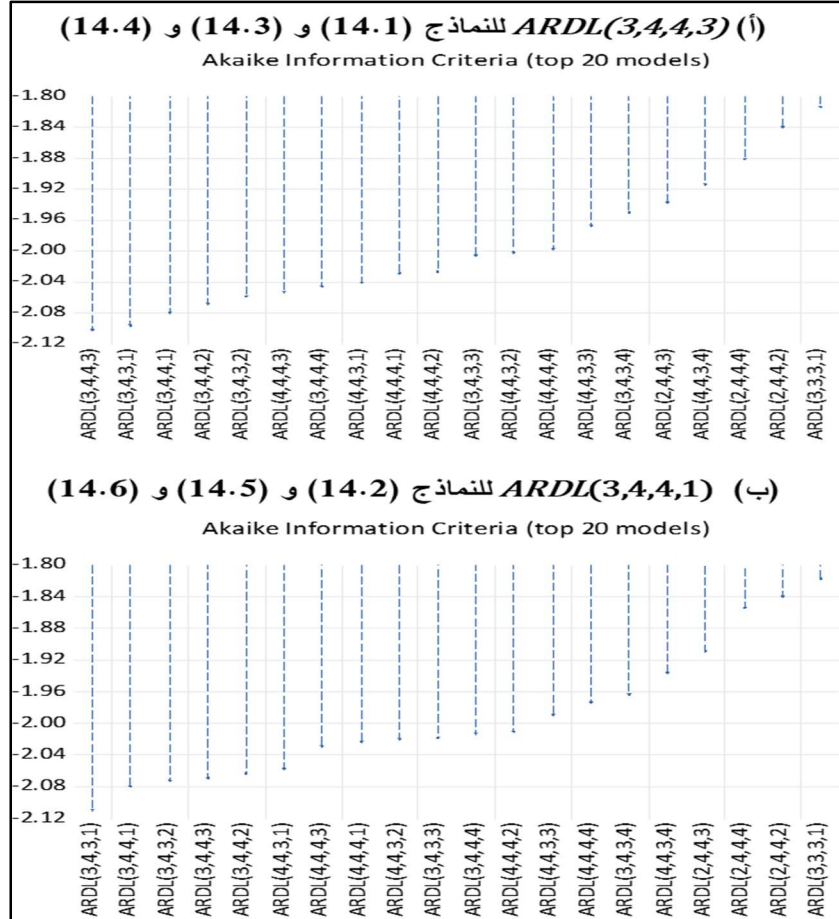
جدول رقم (٢) نتائج اختبار جذر الوحدة ADF Test

رتبة التكامل	ADF-Statistic				المتغير
	الفرق الأول	الاتجاه	المستوى	الاتجاه	
I(0)	-4.7357 (0.0000)	-	-3.1275 (0.0331)	Cons.	$LNNEER_t$
I(0)	-6.6635 (0.0000)	Cons.	-3.5783 (0.0453)	Cons. & Trend	$LNBSb186_t$
I(0)	-6.5822 (0.0000)	Cons.	-3.7563 (0.0304)	Cons. & Trend	$LNBSb30_t$
I(1)	-6.2912 (0.0000)	Cons.	-3.4092 (0.0651)	Cons. & Trend	$LNBSf186_t$
I(1)	-6.2344 (0.0000)	Cons.	-3.5216 (0.0512)	Cons. & Trend	$LNBSf30_t$
I(1)	-6.2705 (0.0000)	Cons.	-2.6146 (0.2764)	Cons. & Trend	$LNBSv186_t$
I(0)	-6.9175 (0.0000)	Cons.	-3.7760 (0.0290)	Cons. & Trend	$LNBSv30_t$
I(1)	-3.5640 (0.0007)	Cons. & Trend	-1.5348 (0.8009)	Cons. & Trend	$LNTTI_t$
I(0)	-	-	-6.7633 (0.0000)	-	$GRNFASS_t$

الأرقام بين الأقواس تشير إلى الـ "P-Value"، وقد تم تحديد فترات الإبطاء بشكل تلقائي وفقاً لمعيار AIC.

لتقدير معاملات نموذج الـ $ARDL(p, q)$ الذي توضحه المعادلة رقم (١٧)، لابد أولاً من تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء (p, q) ، وقد تم ذلك باستخدام معيار AIC، والذي تحدد بموجبه $ARDL(3,4,4,3)$ للنماذج (14.1) و (14.3) و (14.4)، كما يظهر في الجزء (أ) من الشكل رقم (٤)، في حين أن النماذج (14.2) و (14.5) و (14.6) تحددت فترات الإبطاء المثلى لها لتكون $ARDL(3,4,4,1)$ كم يوضحها الجزء (ب) من الشكل رقم (٤).

شكل رقم (٤) اختيار فترات الابطاء لنماذج الـ ARDL وفقا لمعيار AIC



وبعد تقدير هذه النماذج، تم تنفيذ اختبار الحدود The Bound Test على مقدرات كلٍ منها للتحقق من وجود تكامل مُشترك Cointegration أو علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات من عدمه. وكما توضح النتائج التي يعرضها الجدول رقم (٣)، فإن قيمة إحصائية اختبار الحدود Bound F-Statistic هي في كل الحالات، أو في كل النماذج، أكبر من القيمة الحرجة للحدود القصوى The Upper Bounds للاختبار عند مستوى معنوية أكبر من ١٪، وهو الأمر الذي يعني رفض فرض عدم، أي أنه يوجد تكامل مُشترك Cointegration أو علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي الفعال وأثر بالاسا-

صامويلسون والمتغيرات التفسيرية الأخرى في جميع النماذج التي تعبر عنها المعادلات من المعادلة رقم (14.1) إلى المعادلة رقم (14.6).

جدول رقم (٣) نتيجة اختبار الحدود The Bound Test

Model	(14.1)	(14.2)	(14.3)	(14.4)	(14.5)	(14.6)
Lag Selection	ARDL(3,4,4,3)	ARDL(3,4,3,1)	ARDL(3,4,4,3)	ARDL(3,4,4,3)	ARDL(3,4,3,1)	ARDL(3,4,3,1)
Bound F-Statistic	12.37	18.41	13.03	12.56	27.25	20.76
Bound Critical Values (BCVs)						
Sig. Level	1%		5%		10%	
Bounds	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)
BCVs	5.17	6.36	4.01	5.07	3.47	4.45

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews

بناءً على النتائج السابقة، وبعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات محل اهتمام البحث، تم تقدير معاملات الأجل الطويل لهذه العلاقة باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات الابطاء الموزعة *ARDL* كما يُوضحها القسم الأول من المعادلة العامة رقم (١٧) ولكن بالتطبيق على المقاييس الستة الخاصة بأثر بالاسا-صامويلسون التي يُوضحها كلٍ من الشكل رقم (٢) والمعادلات من (14.1) إلى (14.6)، الجدول رقم (٤) يوضح قيم هذه المعلمات.

جدول رقم (٤) نتائج تقدير معلمات الأجل الطويل للمعادلات من (14.1) إلى (14.6)

Model	(14.1)	(14.2)	(14.3)	(14.4)	(14.5)	(14.6)
$LNBSb186_t$	1.234**	-	-	-	-	-
$LNBSb30_t$	-	1.854***	-	-	-	-
$LNBSf186_t$	-	-	1.297**	-	-	-
$LNBSf30_t$	-	-	-	1.304**	-	-
$LNBSv186_t$	-	-	-	-	1.845***	-
$LNBSv30_t$	-	-	-	-	-	1.817**
$LNTTI_t$	1.618***	1.911***	1.934***	1.895***	1.543***	1.913***
$GRNFASS_t$	-0.00088***	-0.00075***	-0.00106***	-0.00104***	-0.00075***	-0.00078***
Adjusted R ²	0.952	0.948	0.955	0.954	0.954	0.952
F-statistic	38.24	42.55	41.38	40.58	48.30	46.09
Prob(F-Statistic)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ECT (ξ)	-0.73	-0.54	-0.69	-0.70	-0.56	-0.54
P-Value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

المصدر: من اعداد الباحث *، **، *** تشير إلى مستويات المعنوية ١٪، ٥٪، ١٪ على الترتيب.

كما يظهر من الجدول رقم (٤)، تؤكد النتائج على أنه عند مستوى معنوية ٥٪ إلى ١٪ نستطيع القول بقبول، أو تحقق، فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect في الاقتصاد المصري في الفترة الممتدة من عام ١٩٨٠ حتى عام ٢٠١٨. ذلك أنه، في الأجل الطويل تؤدي زيادة فوارق الإنتاجية النسبية Relative Productivity Differentials بمعدل ١٪ إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال بنسبة تتراوح ما بين ١.٢٣٤٪ إلى ١.٨٥٤٪، أي أن العلاقة بينهما علاقة طردية كما افترضها Balassa (1964) و Samuelson (1964)، وذلك بغض النظر عن طريقة حساب فوارق الإنتاجية النسبية والتي تؤثر فقط في درجة التأثير ومستوى معنويته. على سبيل المثال، أكدت النتائج على أن أثر بالاسا-صامويلسون يكون أعلى ما يكون عند مستوى معنوية ١٪ في حالة قياسه بالمفهوم الضيق للشركاء التجاريين،

أي عددهم ٣٠ دولة، واستخدام الأوزان النسبية الثابتة للفترة ١٩٧٣-٢٠١٧ للترجيح، في حين أن أقل قيمة لأثر بالاسا-صامويلسون تحققت عند قياسه بالمقارنة مع ١٨٦ دولة من الشركاء التجاريين، أي بالمفهوم الواسع، وبنفس طريقة الترجيح عند مستوى معنوية ٥٪.

بالمقارنة مع الآخرين، نجد أن نتائج البحث الحالي، فيما يخص الأجل الطويل لأثر بالاسا-صامويلسون، تتفق مع ما توصل إليه (Noureldin (2018) من نتائج بالنسبة لمصر في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠١٧ والتي أكدت على أن زيادة نصيب الفرد من الناتج، كمقياس للإنتاجية، بنسبة ١٪ يؤدي إلى زيادة سعر الصرف الحقيقي بنسبة ٠.٣٤٢٪. غير أن هذه القيمة تعد مُتدنية بالمقارنة مع النتائج الحالية، ويمكن تفسير ذلك بما ذكرناه أنفاً، أي عدم تحقق فرضية استقرار نسبة مشاركة العمال Labor Participation Rate عند قياس فروق الإنتاجية بالاعتماد على نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بالمقارنة بعدد محدود من الشركاء التجاريين مع عدم التفرقة بين القطاعات التجارية وغير التجارية، كما قد يُعزى أيضاً لاختلاف الفترة الزمنية محل الدراسة حيث يغطي البحث الحالي فترة زمنية تمتد لأكثر من ضعفين الفترة الزمنية التي قام (Noureldin (2018) بدراستها. كما تتفق هذه النتائج في دعم فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect مع نتائج عدد غير قليل من الدراسات مثل (Ezzahid and Maouhoub 2020, Jangam and Rath 2020, Ontaneda) (Jiménez 2020, Eita, Khumalo et al. 2021, Ghosh, Nath et al. 2023).

أما بالنسب للمتغيرات التفسيرية الأخرى، فقد أكدت النتائج على أهمية معدلات التبادل الدولي في التأثير على سعر الصرف الحقيقي، حيث إنه عند نسبة معنوية ١٪ ينتج عن كل ١٪ زيادة في معدلات التبادل الدولي ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي بنسبة تتراوح ما بين ١.٥٤٣٪ إلى ١.٩٣٤٪ بحسب النموذج، وهذه النتيجة على عكس ما وجده كل من (Noureldin (2018) و (Mansour and Hassan (2021) الذين أكدوا على عدم معنوية معدلات التبادل الدولي في التأثير على سعر الصرف الحقيقي في مصر، وعكس Eita, (2020) Khumalo et al. الذي وجد تأثيراً سالباً لمعدلات التبادل الدولي على سعر الصرف الحقيقي في بعض دول أفريقيا. على الجانب الآخر، تأتي هذه النتيجة في سياق مُعضد للعديد

من الدراسات التي أكدت على التأثير المهم لمعدلات التبادل الدولي على سعر الصرف الحقيقي، مثل (Bordo, Choudhri et al. (2017) الذي أكد على أهمية معدلات التبادل الدولي عند اختبار فرضية أثر بالاسا-صامويلسون، و Njindan lyke and Odhiambo (2017) الذي وجد تأثيراً إيجابياً لمعدلات التبادل الدولي على سعر الصرف الحقيقي في عدد ٨ دول أفريقية متوسطة الدخل.

أما معدل النمو في صافي الأصول الأجنبية، فإنه بالرغم من أن تأثيره سلبي ومعنوي على سعر الصرف الحقيقي الفعال، فهو تأثير ضعيف للغاية، حيث إن نموه بمعدل ١٪ يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي الفعال بمعدل يتراوح بين ٠.٠٠٠٠٧٥٪ إلى ٠.٠٠٠١٠٦٪. هذه النتيجة تتفق إلى حد كبير مع نتائج (Eita, Khumalo et al. (2020) التي أكدت على التأثير السلبي الضعيف وغير المعنوي لصافي الأصول الأجنبية على سعر الصرف الحقيقي في الدول الأفريقية، كما أنها نتيجة مشابهة بشكل كبير، مع نتائج Gubler and Sax (2019) الذي أكد على عدم معنوية تأثير صافي الأصول الأجنبية، برغم أنه موجب، على سعر الصرف الحقيقي في دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD. على الجانب الآخر، تختلف هذه النتيجة مع (Noureldin (2018) الذي وجد علاقة معنوية موجبة بين صافي الأصول الأجنبية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف الحقيقي في مصر، ولكنها تعتبر ضعيفة إلى حد ما حيث أنها زيادة السابق بوحدة واحدة يؤدي لارتفاع اللاحق ب ٠.٠٠٠٢ وحدة، ولعل السبب في ذلك يرجع إلى اختلاف طريقة القياس والفترة الزمنية محل الدراسة.

أما من ناحية النموذج وجودته أو معنويته، انه طبقاً لقيمة معامل التحديد المعدل $Adjusted R^2$ ، الذي يظهر في الصف الثالث من أسفل من الجدول رقم (٤)، يتمتع النموذج القياسي في المعادلة رقم (١٤) وأشكالها المختلفة في المعادلات من (14.1) إلى (14.6) بقوة تفسيرية كبيرة، حيث إن أثر بالاسا-صامويلسون ومعدلات التبادل الدولي وصافي الأصول الأجنبية يفسرون معاً حوالي ٩٥٪ من تغيرات سعر الصرف الحقيقي الفعال في مصر. بالإضافة لذلك، تشير إحصائية F، كما يُوضحها الصف قبل الأخير من الجدول رقم (٤)،

أن مقدرات هذه النماذج معنوية عند مستوى معنوية أكبر من ١٪، حيث إن الـ "P-Value" المقابلة لإحصائية F لكل النماذج هي (٠.٠٠٠٠). علاوة على ذلك، جاءت تقديرات معامل تصحيح الخطأ ECT، كما تتضح من الصف الأخير من الجدول رقم (٤)، سالبة ومعنوية عند مستوى أكبر من ١٪ بما يؤكد على نتائج اختبار الحدود Bound Test من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الاهتمام، كما أن قيمة هذا المعامل تساوي ٠.٥٤ إلى ٠.٧٣، وهو الأمر الذي يعني أن اختلالات العلاقة بين المتغيرات في الأجل القصير تستغرق من ٦.٥ إلى ٩.٥ أشهر للعودة إلى وضع العلاقة التوازنية طويلة الأجل، وهي مدة قصيرة بالمقارنة بمدة الـ "٢١" شهر التي حددها Abdelgany (2020) عند دراسته لبيانات مصر في الفترة الزمنية من عام ١٩٩٠ حتى عام ٢٠١٨.

أما بالنسبة للأجل القصير، فقد جاءت نتائجه على عكس نتائج الأجل الطويل، أو بمعنى آخر، أن فرضية أثر بالاسا-صامويلسون لا تتحقق في مصر في الأجل القصير، بل على العكس من ذلك، حيث تؤدي زيادة فروق الإنتاجية النسبية بنسبة ١٪ تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي الفعال بنسبة تتراوح من ٠.٤١٪ إلى ١.٠٨٪. وتتوافق هذه النتيجة مع ما أكده Gubler and Sax (2019) من رفض لفرضية أثر بالاسا-صامويلسون في مجموعة دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD في الفترة من منتصف الثمانينات حتى عام ٢٠٠٨ حيث كانت العلاقة بين الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة وسعر الصرف الحقيقي علاقة عكسية قوية. وبالمثل، ترتبط معدلات التبادل الدولي وسعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير بعلاقة عكسية ومعنوية، حيث إن زيادة مقدارها ١٪ في معدل التبادل الدولي تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي الفعال في الأجل القصير في مصر بنسبة تتراوح ما بين ٠.٢٤٪ إلى ١.٤٪، وتتشابه هذه النتيجة مع التأثير السلبي لمعدلات التبادل الدولي على سعر الصرف الحقيقي في بعض دول أفريقيا الذي وجدته Eita, Khumalo et al. (2020). وللمزيد من التفاصيل حول معلمات الأجل القصير الخاصة بالنماذج من (14.1) إلى (14.6) يُمكن مراجعة الملحق الموجود في نهاية البحث.

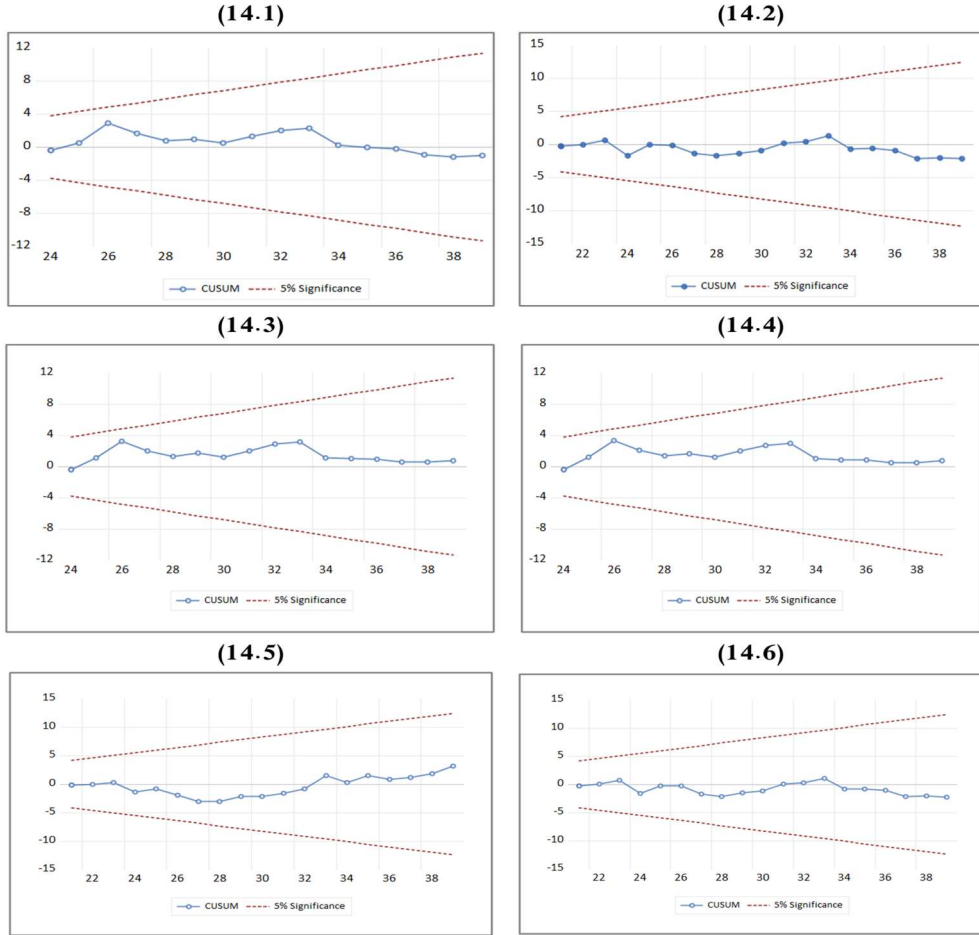
جدول رقم (٥) اختبارات جودة النماذج من (14.1) إلى (14.6)

Model	(14.1)	(14.2)	(14.3)	(14.4)	(14.5)	(14.6)
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test						
P-value of F-Statistic	0.59	0.24	0.38	0.39	0.63	0.30
Heteroskedasticity Test Breusch-Pagan-Godfrey						
P-value of F-Statistic	0.74	0.90	0.89	0.84	0.75	0.89
Jarque-Bera						
P-value	0.88	0.52	0.38	0.33	0.68	0.73

المصدر: من اعداد الباحث

أما من حيث جودة النموذج وخلوه من المشاكل القياسية، فقد أكدت نتائج اختبار Breusch-Godfrey على عدم قبول فرض العدم القائل بعدم وجود ارتباط تسلسلي في أي من النماذج المقدرة عند مستويات معنوية مرتفعة، أي أن هذه النماذج خالية من مشكلة الارتباط الذاتي Serial Autocorrelation، كما يتضح من الجدول رقم (٥). كما أنه نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لا ترفض فرض ثبات التباين Homoskedasticity عند مستويات مرتفعة للمعنوية، أي خلو النماذج المقدرة من مشكلة عدم ثبات التباين Heteroskedasticity. بالإضافة لذلك، فإن إحصائية اختبار Jarque-Bera تؤكد على أن بواقي التقدير لكل النماذج تتبع توزيعاً طبيعياً.

شكل رقم (٥) نتيجة اختبارات CUSUM tests



المصدر: من اعداد الباحث

كما أنه طبقاً لنتيجة اختبار المجموع التراكمي للبواقي التكرارية Cumulative Sum Recursive Residual (CUSUM) of (Brown, Durbin et al. 1975)، نجد أن كل النماذج المقدرة طبقاً للمعادلات من (14.1) إلى (14.6) هي نماذج مستقر كما يوضحها الشكل رقم (٥) والذي يؤكد على أن معاملات كل نموذج منها تقع بين حديها الأدنى والأعلى لمستوى المعنوية ٥% ولا تتجاوزها.

من خلال نتائج هذا البحث، والتي تم الحصول عليها عن طريق توظيف بيانات للاقتصاد المصري تغطي فترة طويلة نسبياً، نستطيع القول أنه في الأجل الطويل تتحقق فرضية أثر بالاسا-صامويلسون B-S Effect، وهو الأمر الذي يعني أنه في أثناء مراحل التنمية ومحاولات الالتحاق بركب الدول المتقدمة، تتحسن وتتمو إنتاجية العمال في القطاعات التي تنتج سلعاً قابلة للتجارة الدولية، هذه السلع يتم تداولها في الأسواق العالمية بأسعار مرتفعة مما يؤدي إلى ارتفاع الأجور في هذه القطاعات، ومع مرور الوقت يزداد الضغط في اتجاه رفع الأجور في القطاعات الأخرى التي تنتج سلعاً غير قابلة للتبادل الدولي، والتي يتم تداولها في السوق المحلي، فتضطر إلى رفع أسعار منتجاتها. بمعنى آخر، يكون رد فعل جانب العرض لتزايد الإنتاجية في القطاعات المنتجة للسلع القابلة للتجارة هو ارتفاع مستوى الأسعار أو معدلات التضخم على مستوى الاقتصاد والذي يؤدي بدوره إلى المبالغة Appreciation في سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية، وهو الأمر الذي من شأنه في النهاية إضعاف الميزة التنافسية لمنتجات الدولة مقارنة بمنافسيها في الأسواق العالمية، وفي النهاية الاضطرار إلى تخفيض القيمة الاسمية للجنيه المصري.

وبناءً على ذلك، يوصى الباحث صانعي السياسات في الدولة المصرية بما يلي:

(١) اتخاذ الإجراءات التي من شأنها رفع الإنتاجية في القطاعات غير التجارية مثل نقل التكنولوجيا، الإصلاح الإداري، تصحيح

التشوهات في سوق العمل وغيرها من الإجراءات التي تزيد من كفاءة جانب العرض.

(٢) تركيز البنك المركزي المصري على استهداف التضخم بشكل حاسم بحيث يصبح هو الأولوية الأولى للسياسة النقدية في إطار عام من التنسيق مع السياسة المالية تتولى فيه الأخيرة زمام المبادرة في مواجهة تقلبات الناتج المصاحبة للدورات الاقتصادية والقيام بأعباء التنمية.

(٣) المحافظة على سعر صرف حقيقي تنافسي عن طريق اتباع نظام سعر الصرف المعموم المدار مع ادارته بكفاءة ومرونة لمواجهة الصدمات المختلفة في الوقت المناسب دون تأخير أو ابطاء الذي ينتج عنه عادة ارتفاع في أعباء وتكاليف الخروج من الأزمات.

(٤) تشجيع وجذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة بما فيزداد صافي ما تحوزه الدولة من أصول أجنبية مما يُقلل الضغط على سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية.

(٥) إعادة تنبني سياسة إحلال الواردات لتقليل الطلب على العملات الأجنبية جنباً إلى جنب مع تشجيع الصادرات لتوفير مصادر متنوعة للعملة الصعبة.

١١-المراجع

أولاً: المراجع باللغة العربية

- إبراهيم، محمد عباس محمد علي. (٢٠٢١). محددات معدل الصرف الحقيقي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩. المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة، مجلد (٥١)، عدد (٤): ٣٦٦-٣٢٧.
- أبو ضيف، سلوى محمود، علي، سمر حسين. (٢٠٢١). "محددات سعر الصرف في مصر وانعكاساتها على التنمية الاقتصادية دراسة قياسية خلال الفترة (١٩٧١ - ٢٠١٨)". مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية والقانونية، مجلد (٥)، عدد (١٢): ٢٤-١.
- النقيب، أنور. (٢٠٢١). تأثير سعر الفائدة على سعر صرف العملة المحلية المصري، مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية - المعهد العربي للتخطيط، مجلد (٢٣)، عدد (٢): ١١٥-٧٥.
- المهدي، عادل، صقر، عمر، الشافعي، أحمد صلاح. (٢٠٢٣). محددات معدل الصرف الأجنبي الحقيقي الفعال في الاقتصاد المصري باستخدام أسلوب الشبكات العصبية. المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية، مجلد (٣٧)، عدد (١): ٩٧٩-١٠١٧.
- طلحة، الوليد أحمد. (٢٠٢٢). سياسات تحرير سعر الصرف في الدول العربية بين النظرية والتطبيق. صندوق النقد العربي، عدد (٢٩).

- Abdelgany, M. (2020). "Determinants of Real Exchange Rate Evidence: from Egypt." Journal of Politics and Economics **7**(6): 1-22.
- Asea, P. K. and W. M. Corden (1994). "The Balassa-Samuelson Model: An Overview." Review of International Economics **2**(3): 191-200.
- Balassa, B. (1964). "The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal." Journal of political Economy **72**(6): 584-596.
- Balassa, B. (1985). "Exports, policy choices, and economic growth in developing countries after the 1973 oil shock." Journal of Development Economics **18**(1): 23-35.
- Bordo, M. D., E. U. Choudhri, G. Fazio and R. MacDonald (2017). "The real exchange rate in the long run: Balassa-Samuelson effects reconsidered." Journal of International Money and Finance **75**: 69-92.
- Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time." **37**(2): 149-163.
- Canzoneri, M. B., R. E. Cumby and B. Diba (1999). "Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries." Journal of International Economics **47**(2): 245-266.
- Cem, T. (2014). "Does the Balassa-Samuelson hypothesis still work? Evidence from OECD countries." Int. J. Sustainable Economy **6**(1): 1-18.
- Chong, Y., Ò. Jordà and A. M. Taylor (2012). "THE HARROD–BALASSA–SAMUELSON HYPOTHESIS: REAL EXCHANGE RATES AND THEIR LONG-RUN EQUILIBRIUM." International Economic Review **53**(2): 609-634.
- Coudert, V., C. Couharde and V. Mignon (2013). "On Currency Misalignments within the Euro Area." Review of International Economics **21**(1): 35-48.
- Couharde, C., A.-L. Delatte, C. Grekou, V. Mignon and F. Morvillier (2018). "EQCHANGE: A world database on actual and equilibrium effective exchange rates." International economics **156**: 206-230.
- Couharde, C., A.-L. Delatte, C. Grekou, V. Mignon and F. Morvillier (2020). "Measuring the Balassa-Samuelson effect: A guidance note on the RPROD database." International Economics and Economic Policy **161**: 237-247.
- Couharde, C., A.-L. Delatte, C. Grekou, V. Mignon and F. Morvillier (2020). "Measuring the Balassa-Samuelson effect: A guidance note on the RPROD database." International Economics **161**: 237-247.

- Darvas, Z. M. (2021). Timely measurement of real effective exchange rates. Bruegel Working Paper
Bruegel Working Paper.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root." Journal of the American Statistical Association **74**(366): 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root." Econometrica **49**(4): 1057-1072.
- Drine, I. and C. Rault (2003). "Do panel data permit the rescue of the Balassa-Samuelson hypothesis for Latin American countries?" Applied Economics **35**(3): 351-359.
- Drine, I. and C. Rault (2004). "Does the Balassa-Samuelson hypothesis hold for Asian countries? An empirical analysis using panel data and cointegration tests." Applied Econometrics and International Development **4**(4).
- Égert, B. (2002). "Estimating the impact of the Balassa-Samuelson effect on inflation and the real exchange rate during the transition." Economic Systems **26**(1): 1-16.
- Égert, B., I. Drine, K. Lommatzsch and C. Rault (2003). "The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality?" Journal of comparative Economics **31**(3): 552-572.
- Eita, J. H., Z. Z. Khumalo and I. Choga (2020). Empirical Test of the Balassa-Samuelson Effect in Selected African Countries. Theory and Applications of Time Series Analysis, Cham, Springer International Publishing.
- Eita, J. H., Z. Z. Khumalo and I. Choga (2021). "Productivity and Real Exchange Rate: Investigating the Balassa-Samuelson Effect and misalignment in Five African Countries." Scientific Annals of Economics and Business **68**(2): 177-194.
- Elshef, M. A. J. (2016). "Exchange rate volatility and Central Bank actions in Egypt: Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity analysis." International Journal of Economics and Financial Issues **6**(3): 1209-1216.
- Ezzahid, E. and B. Maouhoub (2020). "Real effective exchange rate dynamics in Morocco: Exploring Balassa-Samuelson effect under capital account liberalization." Journal of International Studies **13**(1): 373-394.
- Fisera, B. and M. Workie Tiruneh (2023). "Beyond the Balassa-Samuelson Effect: Do Remittances Trigger the Dutch Disease?" Eastern European Economics **61**(1): 23-65.

- Funda, J. and G. Lukinić (2007). "Assessment of the Balassa-Samuelson effect in Croatia." Financial Theory Practice **31**(4): 321-351.
- Genius, M. and V. Tzouvelekas (2008). "The Balassa-Samuelson productivity bias hypothesis: Further evidence using panel data." Agricultural economics review **9**(389-2016-23334).
- Ghosh, S., S. Nath and S. J. Srivastava (2023). "Productivity and real exchange rates for India: does Balassa-Samuelson effect explain?" Indian Growth and Development Review **16**(1): 41-73.
- Gubler, M. and C. Sax (2019). "The Balassa-Samuelson effect reversed: new evidence from OECD countries." Swiss Journal of Economics and Statistics **155**(3): 1-21.
- Hosni, R. (2015). "An Assessment of the Real Exchange Rate Misalignment in Egypt: A Structural VAR Approach." Applied Economics and Finance **2**(3): 37-50.
- HUSSAIN, M. E. and M. HAQUE (2020). "Is the Balassa-Samuelson Hypothesis still relevant? Cross-country evidence from 1950-2017." Journal of Economics and Political Economy **7**(3): 162-179.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels." Journal of Econometrics **115**(1): 53-74.
- Imai, H. (2018). "China's rapid growth and real exchange rate appreciation: Measuring the Balassa-Samuelson effect." Journal of Asian Economics **54**: 39-52.
- Ishaq, M., G. Ghouse and M. I. Bhatti (2022). "Another prospective on real exchange rate and the traded goods prices: Revisiting Balassa-Samuelson hypothesis." Sustainability **14**(13): 7529.
- Jangam, B. P. and B. N. Rath (2020). "Does productivity drive the real exchange rate movements? A re-examination of the Balassa-Samuelson hypothesis." Journal of Economic Studies **47**(5): 1093-1118.
- Johansen, S. (1995). "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models." Oxford University Press.
- Lenarčič, Č. (2019). "Inflation-Harrod-Balassa-Samuelson effect in a DSGE model setting." Economic Business Review **21**(2): 275-342.
- Lenarčič, Č. and I. Masten (2020). "Is there a Harrod-Balassa-Samuelson effect? New panel data evidence from 28 European countries, University Library of Munich, Germany.

- López-Marmolejo, A., D. Ventosa-Santaulària and G. S. Diaz Muro (2023). "Inverse Balassa–Samuelson effect in Mexico: the role of the oil sector." Empirical Economics.
- Mansour, H. and S. Hassan (2021). "The Long-Term determinants of the Real Exchange Rate in Egypt over the period 2002-2019." Journal of Politics and Economics **11**(10): 1-37.
- Massoud, A. A. and T. D. Willett (2014). "Egypt's Exchange Rate Regime Policy after the Float." International Journal of Social Science Studies **2**(4): 1-16.
- Mihaljek, D. and M. Klau (2004). "The Balassa–Samuelson effect in central Europe: a disaggregated analysis." Comparative Economic Studies **46**: 63-94.
- Mongardini, M. J. (1998). Estimating Egypt's equilibrium real exchange rate, International Monetary Fund.
- Morvillier, F. (2020). Robustness of the balassa-samuelson Effect: Evidence from Developing and Emerging Economies, EconomiX-UMR7235, Université Paris Nanterre.
- Nagayasu, J. (2017). "Regional inflation, spatial locations and the Balassa-Samuelson effect: Evidence from Japan." Urban Studies **54**(6): 1482-1499.
- Njindan Iyke, B. and N. M. Odhiambo (2017). "An empirical test of the Balassa-Samuelson hypothesis: Evidence from eight middle-income countries in Africa." Economic Systems **41**(2): 297-304.
- Noureldin, D. (2018). "Much Ado about the Egyptian Pound: Exchange Rate Misalignment and the Path Towards Equilibrium." Review of Middle East Economics and Finance **14**(2): 20180002.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1996). Foundations of international macroeconomics, MIT press.
- Olley, G. S. and A. Pakes (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." Econometrica: Journal of the Econometric Society **64**(6): 1263-1297.
- Ontaneda Jiménez, D. (2020). "The Harrod Balassa Samuelson effect and the role of demand: international evidence from panel data." Revista Economía y Política(32): 95-132.
- Pedroni, P. (1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors." Oxford Bulletin of Economics and Statistics **61**(S1): 653-670.

- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Cambridge, UK, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998). "An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis." Econometric Society Monographs **31**: 371-413.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." Journal of Applied Econometrics **16**(3): 289-326.
- Rodrik, D. (2008). "The real exchange rate and economic growth." Brookings papers on economic activity **39**(2): 365-412.
- Samuelson, P. A. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems." The Review of Economics and Statistics **46**(2): 145-154.
- Selim, H. (2012). "Has Egypt's Exchange Rate Policy Changed after the Float?" Middle East Development Journal **4**(1): 1250005-1250001-1250005-1250027.
- Seraj, M. and C. Coskuner (2021). "Real exchange rate effect on economic growth: comparison of fundamental equilibrium exchange rate and Balassa–Samuelson based Rodrik approach." Journal of Applied Economics **24**(1): 541-554.
- Tica, J. and I. Družić (2006). "The Harrod-Balassa-Samuelson effect: a survey of empirical evidence." EFZG working paper series(07): 1-38.
- Tubadji, A. and P. Nijkamp (2018). "Revisiting the Balassa–Samuelson effect: International tourism and cultural proximity." Tourism Economics **24**(8): 915-944.
- van der Schaar, S. A. (2019). "The Balassa-Samuelson effect in Slovenia: An Olley-Pakes Total factor productivity approach." Erasmus University Rotterdam.

ملحق: المعلمات المقدرة للعلاقات قصيرة الأجل للمعادلات من (14.1) إلى (14.6) بالترتيب

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Dependent Variable: D(LNREER)				
Method: ARDL				
Date: 07/08/23 Time: 04:14				
Sample: 5 39				
Included observations: 35				
Dependent lags: 4 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LNBSB186 LNNTTI GRNFA				
Deterministics: Unrestricted constant and unrestricted trend (Case 5)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 500				
Selected model: ARDL(3,4,4,3)				
COINTEQ*	-0.730986	0.095381	-7.663842	0.0000
D(LNREER(-1))	0.488123	0.115818	4.214582	0.0005
D(LNREER(-2))	-0.317961	0.114673	-2.772773	0.0121
D(LNBSB186)	-0.675301	0.271214	-2.489923	0.0222
D(LNBSB186(-1))	-1.007771	0.384620	-2.620172	0.0168
D(LNBSB186(-2))	-1.075708	0.306076	-3.514514	0.0023
D(LNBSB186(-3))	-0.836513	0.262519	-3.186487	0.0049
D(LNNTTI)	-0.392473	0.181041	-2.167864	0.0431
D(LNNTTI(-1))	-1.117123	0.239930	-4.656027	0.0002
D(LNNTTI(-2))	-1.272242	0.259502	-4.902626	0.0001
D(LNNTTI(-3))	-0.513872	0.251563	-2.042717	0.0552
D(GRNFASS)	-0.000159	4.90E-05	-3.234120	0.0044
D(GRNFASS(-1))	0.000199	8.87E-05	2.245695	0.0368
D(GRNFASS(-2))	8.98E-05	5.64E-05	1.590709	0.1282
C	-0.252996	0.053156	-4.759517	0.0001
@TREND	-0.023793	0.003568	-6.667740	0.0000
R-squared	0.930326	Mean dependent var	-0.011608	
Adjusted R-squared	0.875320	S.D. dependent var	0.188897	
S.E. of regression	0.066700	Akaike info criterion	-2.273858	
Sum squared resid	0.084528	Schwarz criterion	-1.562842	
Log likelihood	55.79252	Hannan-Quinn criter.	-2.028415	
F-statistic	16.91316	Durbin-Watson stat	2.234074	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LNREER)				
Method: ARDL				
Date: 07/08/23 Time: 04:14				
Sample: 5 39				
Included observations: 35				
Dependent lags: 4 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LNBSB30 LNNTTI GRNFASS				
Deterministics: Unrestricted constant and unrestricted trend (Case 5)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 500				
Selected model: ARDL(3,4,3,1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.542480	0.058754	-9.233076	0.0000
D(LNREER(-1))	0.524355	0.092713	5.655695	0.0000
D(LNREER(-2))	-0.441535	0.108009	-4.087940	0.0005
D(LNBSB30)	-0.547089	0.269097	-2.033050	0.0543
D(LNBSB30(-1))	-0.721742	0.309510	-2.331888	0.0293
D(LNBSB30(-2))	-1.054397	0.282498	-3.732408	0.0012
D(LNBSB30(-3))	-0.798542	0.276837	-2.884523	0.0086
D(LNNTTI)	-0.244713	0.189539	-1.291097	0.2101
D(LNNTTI(-1))	-0.867322	0.214125	-4.050535	0.0005
D(LNNTTI(-2))	-1.046429	0.240844	-4.344837	0.0003
D(GRNFASS)	-0.000165	4.16E-05	-3.967110	0.0007
C	-0.195987	0.045318	-4.324689	0.0003
@TREND	-0.028549	0.003670	-7.779560	0.0000
R-squared	0.911339	Mean dependent var	-0.011608	
Adjusted R-squared	0.862978	S.D. dependent var	0.188897	
S.E. of regression	0.069923	Akaike info criterion	-2.204293	
Sum squared resid	0.107563	Schwarz criterion	-1.626593	
Log likelihood	51.57513	Hannan-Quinn criter.	-2.004871	
F-statistic	18.84458	Durbin-Watson stat	2.591321	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LNREER)				
Method: ARDL				
Date: 07/08/23 Time: 04:14				
Sample: 5 39				
Included observations: 35				
Dependent lags: 4 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LNBSF186 LNNTI GRNFA				
Deterministics: Unrestricted constant and unrestricted trend (Case 5)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 500				
Selected model: ARDL(3,4,4,3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.696440	0.088514	-7.868116	0.0000
D(LNREER(-1))	0.473805	0.117670	4.026541	0.0007
D(LNREER(-2))	-0.356102	0.113941	-3.125318	0.0056
D(LNBSF186)	-0.711369	0.268907	-2.645409	0.0160
D(LNBSF186(-1))	-0.923448	0.388727	-2.375568	0.0282
D(LNBSF186(-2))	-1.099809	0.298431	-3.685299	0.0016
D(LNBSF186(-3))	-0.787174	0.255349	-3.082738	0.0061
D(LNNTI)	-0.369119	0.170584	-2.163850	0.0434
D(LNNTI(-1))	-1.261551	0.248384	-5.079034	0.0001
D(LNNTI(-2))	-1.409441	0.263792	-5.343008	0.0000
D(LNNTI(-3))	-0.589709	0.251312	-2.346522	0.0299
D(GRNFASS)	-0.000186	4.97E-05	-3.744959	0.0014
D(GRNFASS(-1))	0.000254	9.15E-05	2.776117	0.0120
D(GRNFASS(-2))	0.000114	5.65E-05	2.026747	0.0570
C	-1.435801	0.183598	-7.820331	0.0000
@TREND	-0.021266	0.003205	-6.635633	0.0000
R-squared	0.935510	Mean dependent var	-0.011608	
Adjusted R-squared	0.884596	S.D. dependent var	0.188897	
S.E. of regression	0.064170	Akaike info criterion	-2.351173	
Sum squared resid	0.078239	Schwarz criterion	-1.640157	
Log likelihood	57.14553	Hannan-Quinn criter.	-2.105730	
F-statistic	18.37449	Durbin-Watson stat	2.316873	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LNREER)				
Method: ARDL				
Date: 07/08/23 Time: 04:14				
Sample: 5 39				
Included observations: 35				
Dependent lags: 4 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LNBSF30 LNNTTI GRNFASS				
Deterministics: Unrestricted constant and unrestricted trend (Case 5)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 500				
Selected model: ARDL(3,4,4,3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.706466	0.091468	-7.723624	0.0000
D(LNREER(-1))	0.476845	0.118288	4.031207	0.0007
D(LNREER(-2))	-0.338254	0.116101	-2.913458	0.0089
D(LNBSF30)	-0.655993	0.269465	-2.434432	0.0249
D(LNBSF30(-1))	-0.929147	0.389193	-2.387367	0.0275
D(LNBSF30(-2))	-1.088457	0.296827	-3.666969	0.0016
D(LNBSF30(-3))	-0.732250	0.249981	-2.929226	0.0086
D(LNNTTI)	-0.366334	0.172310	-2.126012	0.0468
D(LNNTTI(-1))	-1.282478	0.251377	-5.101813	0.0001
D(LNNTTI(-2))	-1.396000	0.263286	-5.302220	0.0000
D(LNNTTI(-3))	-0.627475	0.255979	-2.451274	0.0241
D(GRNFASS)	-0.000180	4.93E-05	-3.662775	0.0017
D(GRNFASS(-1))	0.000253	9.21E-05	2.743548	0.0129
D(GRNFASS(-2))	0.000111	5.73E-05	1.938645	0.0675
C	-1.269352	0.165492	-7.670173	0.0000
@TREND	-0.021747	0.003325	-6.540031	0.0000
R-squared	0.934256	Mean dependent var	-0.011608	
Adjusted R-squared	0.882352	S.D. dependent var	0.188897	
S.E. of regression	0.064791	Akaike info criterion	-2.331916	
Sum squared resid	0.079760	Schwarz criterion	-1.620900	
Log likelihood	56.80854	Hannan-Quinn criter.	-2.086474	
F-statistic	17.99989	Durbin-Watson stat	2.288587	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LNREER)				
Method: ARDL				
Date: 07/08/23 Time: 04:13				
Sample: 5 39				
Included observations: 35				
Dependent lags: 4 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LNBSTV186 LNNTI GRNFASS				
Deterministics: Unrestricted constant and unrestricted trend (Case 5)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 500				
Selected model: ARDL(3,4,3,1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.561585	0.049989	-11.23414	0.0000
D(LNREER(-1))	0.471946	0.084411	5.591018	0.0000
D(LNREER(-2))	-0.426835	0.094746	-4.505064	0.0002
D(LNBSTV186)	0.031605	0.207668	0.152192	0.8804
D(LNBSTV186(-1))	-0.704625	0.227485	-3.097460	0.0053
D(LNBSTV186(-2))	-0.419936	0.216756	-1.937369	0.0656
D(LNBSTV186(-3))	-0.961851	0.198077	-4.855938	0.0001
D(LNNTI)	-0.586030	0.176445	-3.321314	0.0031
D(LNNTI(-1))	-0.963641	0.209689	-4.595570	0.0001
D(LNNTI(-2))	-1.137687	0.223323	-5.094348	0.0000
D(GRNFASS)	-0.000150	3.41E-05	-4.405653	0.0002
C	0.802241	0.091033	8.812679	0.0000
@TREND	-0.040179	0.004094	-9.813792	0.0000
R-squared	0.921627	Mean dependent var	-0.011608	
Adjusted R-squared	0.878879	S.D. dependent var	0.188897	
S.E. of regression	0.065741	Akaike info criterion	-2.327644	
Sum squared resid	0.095081	Schwarz criterion	-1.749943	
Log likelihood	53.73377	Hannan-Quinn criter.	-2.128222	
F-statistic	21.55920	Durbin-Watson stat	2.081603	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LNREER)				
Method: ARDL				
Date: 07/08/23 Time: 04:13				
Sample: 5 39				
Included observations: 35				
Dependent lags: 4 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LNBSTV30 LNNTTI GRNFA				
Deterministics: Unrestricted constant and unrestricted trend (Case 5)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 500				
Selected model: ARDL(3,4,3,1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.542893	0.055361	-9.806436	0.0000
D(LNREER(-1))	0.554381	0.089564	6.189778	0.0000
D(LNREER(-2))	-0.459105	0.103728	-4.426065	0.0002
D(LNBSTV30)	-0.665124	0.261807	-2.540515	0.0186
D(LNBSTV30(-1))	-0.589816	0.304879	-1.934593	0.0660
D(LNBSTV30(-2))	-1.042840	0.275040	-3.791589	0.0010
D(LNBSTV30(-3))	-0.828061	0.257203	-3.219486	0.0039
D(LNNTTI)	-0.257978	0.182461	-1.413879	0.1714
D(LNNTTI(-1))	-0.851940	0.205546	-4.144758	0.0004
D(LNNTTI(-2))	-1.079682	0.230949	-4.674981	0.0001
D(GRNFASS)	-0.000180	4.08E-05	-4.401369	0.0002
C	-0.238024	0.044975	-5.292389	0.0000
@TREND	-0.027934	0.003416	-8.176711	0.0000
R-squared	0.917966	Mean dependent var	-0.011608	
Adjusted R-squared	0.873220	S.D. dependent var	0.188897	
S.E. of regression	0.067259	Akaike info criterion	-2.281987	
Sum squared resid	0.099522	Schwarz criterion	-1.704286	
Log likelihood	52.93476	Hannan-Quinn criter.	-2.082564	
F-statistic	20.51517	Durbin-Watson stat	2.567060	
Prob(F-statistic)	0.000000			