تخفيض قيمة الجنيه المصري وأثره على ميزان المدفوعات خلال الفترة من 1991/1990 وحتى 2016/2015

" دراسة تحليلية قياسية "

إعداد * د/ أيمن إسماعيل محمد خالد

** أ/ تامر فكرى عطيفة النجار

المستخلص:

سعت الدراسة إلى استكشاف أثر تخفيض قيمة الجنيه المصري على الميزان التجاري ومن ثم ميزان المدفوعات المصري خلال الفترة (1991/90-2016/2015)، وقد تم استخدام الأسلوب التحليلي والكمي في اختبار العلاقة بين سعر الصرف ومكونات ميزان المدفوعات، بالإضافة إلى قياس مدى ملائمة منهج المرونات على ميزان المدفوعات المصري، وصولاً لمعرفة هل حقق تخفيض قيمة الجنيه المصري زيادة الصادرات وتخفيض الواردات وبالتالي تقليل العجز في الميزان التجاري ومن ثم ميزان المدفوعات أم لا، وأظهرت النتائج التطبيقية والقياسية عدم وجود علاقة بين تخفيض قيمة العملة وتخفيف العجز في الميزان التجاري وميزان المدفوعات بسبب أن العجز في الميزان التجاري هو عجز هيكلي ومرتبط ببنية الاقتصاد القومي ذاته.

الكلمات المفتاحية:

الاقتصاد المصري- سعر الصرف الاسمي- الميزان التجاري- الميزان الخدمي- ميزان التحويلات- ميزان المعاملات المالية والرأسمالية- ميزان المدفوعات- منهج المرونات.

(*) أيمن إسماعيل محمد خالد، مدرس الاقتصاد- كلية التجارة (بنين) - جامعة الأزهر.

(**) تامر فكري عطيفة النجار، مدرس مساعد - قسم الاقتصاد - كلية التجارة (بنين) - جامعة الأزهر.

Summary:

The study sought to explore the impact of the devaluation of the Egyptian pound on the balance of trade and then the balance of payments in Egypt during the period (1990/91-2015/2016). The analytical and quantitative method was used to test the relationship between exchange rate and balance of payments components, Egypt's balance of payments approach to find out whether the devaluation of the Egyptian pound has increased exports and reduced imports, thus reducing the deficit in the balance of trade and hence the balance of payments. The results showed that there is no correlation between devaluation and reducing trade deficit and the balance of payments because the deficit in the trade balance is structural deficit and has linked to the structure of the national economy itself.

Key words:

Egyptian economy - Nominal exchange rate - Trade balance - Service balance - Balance of transfers - Financial and capital balance - Balance of payments - Elasticities approch

مقدمة:

تعتبر النقود أداة للتداول وتحظى بالقبول العام إذا كانت عملة وطنية داخل البلد، أما في ظل الانفتاح الاقتصادي الذي تعيشه الاقتصاديات العالمية، وتشابك العلاقات الاقتصادية وارتفاع معدلات التبادل التجاري، وتعدد العملات المتداولة، توجب وجود آلية واضحة يتم من خلالها تقييم كل عملة من العملات المتداولة مقابل العملات الأخرى، ويطلق على هذه الآلية تسمية سعر الصرف.

وتعتبر سياسة تخفيض قيمة العملة المحلية من أهم السياسات التي تسعى إلى تحقيق التوازن الخارجي، وذلك من خلال رفع حجم الصادرات والحد من الواردات، وبالتالي تصحيح الخلل في الميزان التجاري، ومن ثم ميزان المدفوعات، وفى هذا الإطار لا بد من توافر شروط معينة للدولة أهمها التمتع بجهاز إنتاجي متنوع وقادر على الإحلال محل الواردات، بالإضافة إلى مرونة الطلب على الصادرات والواردات...الخ.

وتعد مصر كغيرها من الدول قامت بالعديد من التخفيضات في قيمة عملتها المحلية في محاولة لإعطاء دفعة قوية للاقتصاد الوطني من خلال استراتيجية زيادة الصادرات والحد من قيمة الواردات من أجل إعادة التوازن التجاري للدولة، وعلى الرغم من التخفيضات المتتالية في قيمة الجنية المصري إلا أن وضع الميزان التجاري ومن ثم ميزان المدفوعات لم يتحسن، وذلك بسبب خصوصية الحالة المصرية التي تتميز بارتفاع المكون الأجنبي في الإنتاج المحلي والاعتماد الشديد على الواردات في تلبية الطلب المحلي.

مشكلة البحث:

تكمن مشكلة البحث في أن الاقتصاد المصري يعاني من انخفاض في الصادرات وزيادة مستمرة في الواردات مما تسبب في عجز تجاري مزمن، وكذلك في اختلال –عجز– اقتصادي لميزان المدفوعات، وهو ميزان العمليات التلقائية (المستقلة)، والذي يشمل العمليات التي تجري لذاتها بغض النظر عن الوضع الاجمالي للميزان ويطلق عليها (العمليات فوق الخط) وتتكون من حساب الصادرات والواردات السلعية والخدمية وحسابات التحويل من جانب واحد وحسابات رؤوس الأموال طويلة الأجل أي دون حسابات رؤوس الأموال قصيرة الأجل، الذي بدوره

أثر سلباً على الاحتياطي النقدي من العملات الأجنبية.

كما تكمن مشكلة البحث في التقييم الخاطئ لسعر صرف الجنيه المصري الذي كان من الأسباب المهمة في الاختلال الاقتصادي لميزان المدفوعات، حيث توجد علاقة وثيقة بين ميزان المدفوعات وسعر صرف عملة البلد فإذا كان سعر الصرف لعملة بلد ما أكبر من قيمتها الحقيقية، سيؤدي ذلك إلى ارتفاع أسعار سلع البلد ذاته من وجهة نظر الأجانب مما يؤدي إلى انخفاض الطلب الخارجي عليها وبالتالي سيؤدي ذلك إلى حدوث اختلال في ميزان المدفوعات ناجم عن انخفاض الصادرات.

أهمية البحث وأهدافه:

يعتبر سعر الصرف حلقة الوصل في العلاقات الاقتصادية الدولية، كونه يمثل أهم العناصر الأساسية في توجيه كل المعاملات الخارجية للدول، فهو يعكس الوضع الاقتصادي لأي دولة خارجياً وداخلياً، حيث أن استقرار سعر الصرف مع تقييمه الحقيقي يعكس مدى سلامة الأسس الاقتصادية والسياسات المالية والنقدية المتبعة وقدرتها على الاستجابة للصدمات الخارجية التي يتعرض لها اقتصاد البلد، بالإضافة إلى كون سياسة سعر الصرف خاصة سياسة التخفيض لا تزال محور النقاش بين الاقتصاديين وأصحاب القرار للآثار المترتبة على تطبيق هذه السياسة، أما ميزان المدفوعات فيُمثل المرآة التي تعكس العلاقات الاقتصادية لدولة ما مع الدول الأخرى، كما يعد أحد المؤشرات الهامة التي توضح الوزن النسبي لاقتصاد هذه الدولة في مواجهة الاقتصاد العالمي، وتكمن أهمية هذا البحث في أنه يبين أثر التقلبات في سعر الصرف (خاصة تخفيض قيمة العملة) على ميزان المدفوعات، ومن ثم بيان هل أن ارتفاع سعر الصرف الأجنبي (تخفيض قيمة العملة المحلية) أدى إلى زيادة الصادرات والحد من قيم الواردات أم لم يؤد.

لذا الهدف من البحث هو تحليل مدى الجدوى من تعويم الجنية علي تحسين قدرة الاقتصاد المصري على التنافس من خلال:

1. قياس العلاقة بين سعر الصرف الجنيه والميزان التجاري وميزان المدفوعات المصري.
2. قياس مدى ملائمة منهج المرونة على ميزان المدفوعات المصري.

فرضية البحث:

تتمثل فرضية البحث في:

- تخفيض قيمة الجنيه المصري ذو تأثير محدود للغاية في تحسين وضعية العجز المزمن للميزان التجاري وبالتالي ميزان المدفوعات.

حدود البحث:

أ. **الحدود الزمانية:**

- الدراسة تختص بالفترة من 1991/1990 إلى 2017/2016 تحليليا.
- الدراسة تختص بالفترة من1991/1990الى2016/2015 قياسيا حيث يتم فقط الاعتماد على الأرقام الفعلية دون التقديرية والمبدئية.

ب. **الحدود المكانية:** تتخذ الدراسة من جمهورية مصر العربية مكاناً جغرافياً لها.

ج. **الحدود الموضوعية:** تسعى الدراسة لإبراز التغيرات التي تحدث في أسعار الصرف والدور الذي يلعبه في إعادة التوازن لميزان المدفوعات.

منهجية البحث:

تم إعداد البحث من خلال الاستناد إلى مناهج البحث العلمي التالية: –

1. **المنهج التحليلي:** وذلك من خلال الدراسة التحليلية للبيانات المتعلقة بأسعار الصرف خلال الفترة محل الدراسة، والبيانات المتعلقة بميزان المدفوعات ومكوناته المختلفة.
2. **منهج التحليل القياسي:** وذلك عند قياس العلاقة بين المتغيرات، واثبات مدي تطابق شرط مرشال ليرنر روبنسون على ميزان المدفوعات المصري.

خطة البحث:

يتم تناول هذا البحث من خلال الخطة التالية:

- **المبحث الأول:** دراسة تحليلية لتأثير انخفاض سعر صرف الجنيه المصري على ميزان المدفوعات.
- **المبحث الثاني:** دراسة قياسية لمدى تأثير انخفاض سعر صرف الجنيه المصري على ميزان المدفوعات.

- **المبحث الثالث:** قياس مدى ملائمة منهج المرونات على ميزان المدفوعات المصري.
- **المبحث الرابع:** أسباب فشل سياسة تخفيض قيمة الجنيه المصري والحلول.
- **النتائج والتوصيات.**
- **الهوامش**

المبحث الأول

دراسة تحليلية لتأثير انخفاض سعر صرف الجنيه المصري على ميزان المدفوعات

يهدف هذا المبحث إلى التعرف على تطور سعر الصرف الجنيه المصري خلال الفترة 1991/1990 إلى 2016/2015، بالإضافة إلى التطور في ميزان المدفوعات المصري ومكوناته الرئيسية، وتحليل تأثير انخفاض سعر صرف الجنيه على الفائض أو العجز في ميزان المدفوعات خلال الفترة المذكورة. وقد تم تقسيم هذا المبحث إلى ثلاثة فترات هي:

1. الفترة من 1991/1990 إلى 1999/1998 وهي مرحلة الإصلاح الاقتصادي الشامل.
2. الفترة من 2000/1999 إلى 2010/2009. وهي مرحلة جني نتائج الإصلاح الشامل.
3. الفترة من 2011/2010 إلى 2017/2016. وهي مرحلة الإضرابات والأزمات.

أولاً: الفترة من 1991/1990 إلى 1999/1998:

نظراً لتعرض الاقتصاد المصري لتحديات جمة خلال عقد ثمانيات القرن الماضي، تمثل في العجز المتزايد في الموازنة العامة للدولة، وميزان المدفوعات، وارتفاع معدلات التضخم .. الخ، الأمر الذي أدى إلى الانخفاض المستمر في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي. ولعلاج هذا الوضع بدأت الحكومة المصرية في تطبيق برنامج شامل منذ عام 1991، بهدف إعادة التكيف الهيكلي للاقتصاد المصري وتحقيق تحريره، وعرف هذا البرنامج باسم برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي(خالد البنداري، 2016). ويمكن دراسة الفترة من خلال تحليل الجدولين (1، 2).

جدول رقم (١)
أثر سياسة سعر صرف الجنيه على وضع ميزان المدفوعات خلال الفترة ١٩٩١/١٩٩٠ إلى ١٩٩٩/١٩٩٨م

السنة	سعر الصرف بالقرش	الميزان التجاري بالمليون دولار	الميزان الخدمي بالمليون دولار	ميزان التحويلات بالمليون دولار	ميزان المعاملات المالية والرأسمالية (بالمليون دولار)	ميزان المدفوعات بالمليون دولار
١٩٩١/١٩٩٠	↓٢٠٠	(١٠٩٧٦.٥)	٥٠٤٩.٥	٧٦٣٠.٥	(٩٣٧.٥)	(٣٣٨.٩)
١٩٩٢/١٩٩١	↓٣٣٣	(٦٤٣٤.٨)	٥٤٠٨.٤	٤٧٤٨.٩	(١٩٧)	٤٧٠٤.٨
١٩٩٣/١٩٩٢	↓٣٣٤	(٧٢٨٧.٤)	٤٥٥٤.٢	٧٢٧١.٩	٣٢٤.٣	٣٦٦٥.٣
١٩٩٤/١٩٩٣	↓٣٣٧	(٧٣١٥.٧)	٣٤٥٣.٧	٤٠٥١	٢٥١٣.٤	٢١٠٨
١٩٩٥/١٩٩٤	↓٣٣٩	(٧٨٦٤.٩)	٤٠٤٤.٥	٤٢٠٣.٨	٤٣٠.١	٧٥٥.٢
١٩٩٦/١٩٩٥	٣٣٩	(٩٥١٠.٩)	٥٧٩٩.٧	٣٥٢٧.١	١٠١٦.٢	٥٧١.٤
١٩٩٧/١٩٩٦	٣٣٩	(١٠٢٣٢.٢)	٦٢٠١.٨	٤١٥٠.٤	٢٠٤٣.٧	١٩١٥
١٩٩٨/١٩٩٧	٣٣٩	(١١٧٨٤.٧)	٤٦٩٨.٥	٤٦٠٥.٦	٣٣٩٠.٩	١٣٥.١
١٩٩٩/١٩٩٨	٣٣٩	(١٢٥٨٧.٦)	٥٩٨٠.٥	٤٨٧٩.٦	٩٢٠.٦	(٢١٢٠.٩)

المصدر؛ من إعداد الباحثين اعتماداً على بيانات البنك المركزي المصري.

يتضح من الجدول السابق ارتفاع سعر الصرف الأجنبي (انخفاض قيمة الجنيه المصري)، حيث تم تخفيض قيمة الجنيه من 200 قرش لكل دولار في بداية الفترة، إلى 339 قرش لكل دولار خلال أغلب الفترة، أي بنسبة تخفيض في قيمة الجنيه بلغت 70 % تقريباً، إلا أن الملاحظ زيادة العجز في الميزان التجاري وذلك بسبب زيادة قيمة الواردات عن قيمة الصادرات، مما يدل على ضعف تأثير تخفيض قيمة الجنيه المصري على الصادرات المصرية.

جدول رقم (٢)
أثر سياسة سعر الصرف الجنيه على وضع الميزان التجاري خلال الفترة ١٩٩٠/١٩٩١ إلى ١٩٩٨/١٩٩٩.

السنة	سعر الصرف بالقرش	الميزان التجاري بالمليون دولار						
		الصادرات	معدل النمو (%)	الواردات	معدل النمو (%)	نسبة تغطية الصادرات للواردات (%)	صافي الميزان	معدل النمو (%)
١٩٩١/١٩٩٠	↓٢٠٠	٣٨٨٦.٨	-	١١٤٢٤.٥	-	٣٤	(١٠٩٧٦.٥)	-
١٩٩٢/١٩٩١	↓٣٣٣	٣٩٣٣.٥	١.٢	١٠٠٥٤.١	(١٣.٦)	٣٦	(٦٤٣٤.٨)	(٦٦)
١٩٩٣/١٩٩٢	↓٣٣٤	٣٤١٦.٧	(٦.٣)	١٠٧٢٨.٢	٦.٧	٣١	(٧٢٨٧.٤)	١٣
١٩٩٤/١٩٩٣	↓٣٣٧	٣٣٣٧.٣	(٢.٤)	١٠٦٤٧.١	(٠.١)	٣١	(٧٣١٥.٧)	١
١٩٩٥/١٩٩٤	↓٣٣٩	٤٩٥٧	٤٨.٥	١٢٨١٠.٥	٢٠	٣٩	(٧٨٦٤.٩)	٧.٤
١٩٩٦/١٩٩٥	٣٣٩	٤٦٠٨.٥	(٧.٥)	١٤١٠٦.٦	١٠.١	٣٣	(٩٥١٠.٩)	٢١
١٩٩٧/١٩٩٦	٣٣٩	٥٣٤٥.٤	١٦	١٥٥٦٤.٨	١٠.٣	٣٣	(١٠٢٣٢.٢)	٧.٦
١٩٩٨/١٩٩٧	٣٣٩	٥١٢٨.٤	(٤)	١٦٨٩٩	٨.٥	٣٠	(١١٧٨٤.٧)	١٥
١٩٩٩/١٩٩٨	٣٣٩	٤٤٤٥.١	(١٥)	١٧٠٠٧.٦	١	٢٦	(١٢٥٨٧.٦)	٦.٨

المصدر: البنك المركزي المصري، تقارير سنوية.
*** النسب محسوبة بواسطة الباحثين.**

يتضح من الجدول السابق ما يلي:

1. معدل نمو الصادرات خلال الفترة بلغ 14.3% وهو معدل ضعيف للغاية مقارنة بانخفاض قيمة العملة بنسبة 70% تقريباً.
2. يتضح أيضاً أن معدل نمو الواردات كان في تزايد باستمرار خلال الفترة ما عدا عام 1992/91 حيث انخفضت الواردات بنسبة 13.6% تقريباً، وعام 1994/93 حيث انخفضت الواردات بنسبة 1% تقريباً، وهو ما يعني أن الواردات لم تستجيب لتخفيض الذي حدث في قيمة العملة، وذلك عكس ما هو مرغوب.
3. ترتب على ما سبق انخفاض عجز الميزان التجاري في عام 1992/1991 بنسبة 66%، إلا أنه بدأ في التزايد مرة أخرى من عام 1993/1992 حتى نهاية الفترة، وهو ما يمكن تفسيره بأن الواردات المصرية أساسية (أي لا يمكن الاستغناء عنها في معظمها). وبالتالي يمكن القول بأن سياسة تخفيض قيمة

العملة خلال فترة التسعينيات لم تؤد إلى نتائج إيجابية على الميزان التجاري، وأن الفائض المحقق في ميزان المدفوعات في معظم سنوات الفترة يرجع بدرجة كبيرة إلى الفائض المتحقق في ميزان المعاملات المالية والرأسمالية.

ويمكن تقسيم الفترة إلى مرحلتين: (محمد أبو الفتوح، 2007**)**

- مرحلة إيجابية من1991/90 إلى 1997/96، حيث ساهم تحرير سعر الصرف على تحقيق فائض في ميزان المدفوعات بعد العجز المزمن الذي لازمه لفترة ليست بالقصيرة، ولكن الملاحظ أن سعر الصرف لم يكن هو الوحيد الذي عمل على تحسين وضع ميزان المدفوعات المصري، بل أن السياسة النقدية المتبعة في تلك الفترات ساهمت في التخفيض، حيث عمل تحرير سعر الفائدة على اختفاء ظاهرة الدولرة تدريجياً وتفضيل الادخار بالعملة المحلية، مما عمل على زيادة المعروض النقدي، وأيضاً زيادة التحويلات، بالإضافة إلى التأثير الإيجابي الكبير لميزان المعاملات المالية والرأسمالية على ميزان المدفوعات، وذلك على الرغم من استمرار العجز المزمن في الميزان التجاري، أي أن تخفيض قيمة الجنيه كانت لها آثاراً إيجابية على الميزان الخدمي والتحويلات دون الميزان التجاري.
- مرحلة سلبية من 1998/97 إلى 1999/98، حيث فترة انخفاض المعروض النقدي نتيجة تعرض الاقتصاد المصري للعديد من الصدمات، نتيجة حادثة الأقصر، والأزمة المالية لدول جنوب شرق آسيا والتي كان من ضمن أثارها الارتفاع الحاد في معدلات الاستيراد من هذه الدول، حيث وصل النمو في عجز الميزان التجاري المصري خلال عام 1998/1997 حوالي 15%، بالإضافة إلى انخفاض أسعار البترول عالمياً، وكلها كانت من مصادر مصر في الحصول على النقد الأجنبي من سياحة، وتحويلات العاملين، وصادرات البترول، مما أدى لظهور العجز في ميزان المدفوعات مرة أخرى، وظهور أزمة في سعر الصرف. كل ما سبق ساهم في تراكم الضغوط على العملة المصرية منذ أواخر التسعينات حتى اندلاع أزمة السيولة عام 2000.

ثانياً: الفترة من 2000/1999 إلى 2010/2009:

يمكن بيان أثر سياسة انخفاض سعر صرف الجنيه على وضع ميزان

المدفوعات خلال الفترة من خلال الجدولين (3، 4):

جدول رقم (٣)
أثر سياسة سعر الصرف على وضع ميزان المدفوعات خلال الفترة من ١٩٩٩/٢٠٠٠ - ٢٠٠٩/٢٠١٠

السنة	سعر الصرف بالقرش	الميزان التجاري بالمليون دولار	الميزان الخدمي بالمليون دولار	ميزان التحويلات بالمليون دولار	ميزان المعاملات المالية والرأسمالية (بالمليون دولار)	ميزان المدفوعات بالمليون دولار
١٩٩٩/٢٠٠٠	٣٤٠	١١٤٧٢.٣-	٥٦٢٩.٧	٤٦٧٩.٥	١١٩٩.٢-	٣٠٢٦.٧-
٢٠٠٠/٢٠٠١	↓ ٣٦٩	٩٣٦٣.١-	٥٥٨٧.٥	٣٧٤٢.٣	٥٤١.٧-	٨٧١.٤-
٢٠٠١/٢٠٠٢	↓ ٤٤٩	٧٥١٦.٥-	٣٨٧٨.٣	٤٢٥٢.٤	٩٦٣.٨-	٤٥٦.٥
٢٠٠٢/٢٠٠٣	↓ ٦٠٣	٦٦١٤.٩-	٤٩٤٨.٦	٣٦٠٩.٣	٢٧٣٣.٨-	٥٤٦
٢٠٠٣/٢٠٠٤	↓ ٦٢٠	٧٨٣٣.٨-	٧٣١٧.٨	٣٩٣٤.١	٥٠١٦.٤-	١٥٨.٣-
٢٠٠٤/٢٠٠٥	↑ ٥٧٩	١٠٣٥٩.٤-	٧٨٤٢.٢	٥٤٢٧.٨	٣٣٧٧.٧	٤٤٧٧.٧
٢٠٠٥/٢٠٠٦	↑ ٥٧٦	١١٩٨٥.٩-	٨١٩٠.٧	٥٥٤٧.١	٣٥١١.٣	٣٢٥٣.٤
٢٠٠٦/٢٠٠٧	↑ ٥٦٩	١٦٢٩٠.٦-	١١٤٩٨.٣	٧٠٦١.٣	٨٥٣	٥٢٨٢.٣
٢٠٠٧/٢٠٠٨	↑ ٥٣٣	٢٣٤١٥.٤-	١٤٩٦٦.١	٩٣٣٧.٦	٧٥٥٧.٥	٥٤٢٠.٤
٢٠٠٨/٢٠٠٩	↓ ٥٥٩	٢٥١٧٣.٣-	١٢٥٠٢.٤	٨٢٤٦.٦	٢٢٨٤.٧	٣٣٧٧.٦-
٢٠٠٩/٢٠١٠	↓ ٥٦٩	٢٥١٢٠-	١٠٣٣٩	١٠٤٦٣.٤	٨٣٢٥.٤	٣٣٥٥.٧

المصدر: البنك المركزي المصري، تقارير سنوية.

يتضح من جدول (3) تحقيق ميزان المدفوعات لفائض في أغلب سنوات الفترة على الرغم من العجز المتزايد في الميزان التجاري منذ منتصف الفترة تقريباً، وهو ما يمكن إرجاعه إلى زيادة التحويلات، بالإضافة إلى تحقيق ميزان المعاملات المالية والرأسمالية لفائض خلال النصف الثاني من الفترة. وبالتالي يمكن القول إن تحرير سعر الصرف لم يكن السبب في تحقيق فائض في ميزان المدفوعات خلال الفترة.

كما يتضح أن قيمة الجنيه قد تم تخفيضه خلال عام 2003/2002، حيث تم تخفيض قيمة الجنيه المصري ليبلغ 603 قرش للدولار في نهاية يونيو 2003 مقابل 449 قرش للدولار، أي بانخفاض بلغ 25% تقريباً، إلا وأنه منذ ذلك التاريخ حدثت زيادة في العجز التجاري، حيث ارتفع العجز من 6.6 مليار دولار عام 2003/2002 إلى أن

وصل 25 مليار دولار في نهاية العام، والسبب في ذلك كما يتبين من جدول (4) أن معدل نمو الواردات كان أكبر من معدل نمو الصادرات، أي أن الصادرات والواردات لم يستجيبا لتخفيض قيمة الجنيه خلال الفترة. وهذا في حد ذاته يدل على عدم تحسن الميزان التجاري رغم تحرير سعر صرف الجنيه المصري.

جدول رقم (٤)

التغيرات في هيكل الميزان التجاري خلال الفترة من ١٩٩٩/ ٢٠٠٠- ٢٠١٠/٢٠٠٩ (بالمليون دولار)

السنة	حجم التبادل التجاري	صادرات	معدل نمو الصادرات %	واردات	معدل نمو الواردات%	الميزان التجاري	نسبة التغير %	نسبة تغطية الصادرات للواردات (%)	نسبة العجز لناتج المحلي الإجمالي %
٢٠٠٠/١٩٩٩	٢٤٢٤٧.٧	٦٣٨٧.٧	-	١٧٨٦٠	-	(١١٤٧٢.٣)	-	٣٥.٨	١٢.٣
٢٠٠١/٢٠٠٠	٧٠٧٨.٢	٧٠٧٨.٢	١٠.٨	١٦٤٤١.٣	(٧.٩)	(٩٣٦٣.١)	(١٨.٣)	٤٣	١٠.٥
٢٠٠٢/٢٠٠١	٧١٢٠.٨	٧١٢٠.٨	٠.٦	١٤٦٣٧.٣	(١١)	(٧٥١٦.٥)	(١٩.٧)	٤٨.٦	٩.٣
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٢٣٠٢٥.٧	٨٢٠٥.٤	١٥	١٤٨٢٠.٣	١.٣	(٦٦١٤.٩)	١٢	٥٥.٤	٨
٢٠٠٤/٢٠٠٣	٢٨٧٣٨.٨	١٠٤٥٢.٥	٢٧	١٨٢٨٦.٣	٢٣	(٧٨٣٣.٨)	١٨.٤	٥٧.٢	١٠
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٣٨٠٢٦.٢	١٣٨٣٣.٤	٣٢	٢٤١٩٢.٨	٣٢	(١٠٣٥٩.٤)	٣٢.٢	٥٧.٢	١١.٦
٢٠٠٦/٢٠٠٥	٤٨٨٩٦.١	١٨٤٥٥.١	٣٣	٣٠٤٤١	٢٦	(١١٩٨٥.٩)	١٥.٧	٦٠.٦	١١.٢
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٦٠٣٢٥.٦	٢٢٠١٧.٥	١٩	٣٨٣٠٨.١	٢٦	(١٦٢٩٠.٦)	٣٥.٩	٥٧.٥	١٢.٥
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٨٢١٢٧	٢٩٣٥٥.٨	٣٣	٥٢٧٧١.٢	٣٨	(٢٣٤١٥.٤)	٤٣.٧	٥٥.٦	١٤.٤
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٧٥٥١١.١	٢٥١٦٨.٩	(١٤.٢)	٥٠٣٤٢.٢	(٤.٦)	(٢٥١٧٣.٣)	٧.٥	٥٠	١٣.٣
٢٠١٠/٢٠٠٩	٧٢٨٦٦.٢	٢٣٨٧٣.١	(٥)	٤٨٩٩٣.١	(٢.٦)	(٢٥١٢٠)	(٠.٢)	٤٨.٧	١١.٥

المصدر: البنك المركزي المصري، التقارير السنوية.

- تم حساب النسب بواسطة الباحثين.

ثالثاً: الفترة من 2011/2010 إلى 2017/2016:

يمكن بيان أثر سياسة انخفاض سعر صرف الجنيه على وضع ميزان المدفوعات المصري خلال الفترة من خلال الجدول (5) التالي:

جدول رقم (٥)

أثر تغير سعر الصرف الجنيه على وضع ميزان المدفوعات خلال الفترة من ٢٠١٠/٢٠١١ - ٢٠١٦/٢٠١٧ بالمليون دولار

السنة	سعر الصرف بالقرش	الميزان التجاري	الميزان الخدمي	ميزان التحويلات	ميزان المعاملات المالية والرأسمالية	ميزان المدفوعات
٢٠١١/٢٠١٠	↓ ٥٩٧	(٢٧١٠٣)	٧٨٧٨.٤	١٣١٣٦.٨	(٤١٩٨.٦)	(٩٧٥٣.٩)
٢٠١٢/٢٠١١	↓ ٦٠٦	(٣٤١٣٩)	٥٥٨٤.٧	١٨٤٠٨	١٠٢٢.٩	(١١٢٧٨.٤)
٢٠١٣/٢٠١٢	↓ ٧٠٠	(٣٠٦٩٤.٧)	٥٠٣٩.٤	١٩٢٦٤.٩	٩٧٧٣	٢٣٧
٢٠١٤/٢٠١٣	↓ ٧١٥	(٣٤٠٦٢.٧)	٩٧٨.٥	٣٠٣٦٧.٩	٥٢٩٤.٩	١٤٧٨.٦
٢٠١٥/٢٠١٤	↓ ٧٥٤	(٣٩٠٦٠.٤)	١٠٧٤٢.٩	٢١٨٧٥.٨	١٧٨٢٩.٩	٣٧٢٤.٩
٢٠١٦/٢٠١٥	↓ ٨٧٥	(٣٨٦٨٣.١)	٦٥٣٣	١٦٧٩٠.٧	٢١١٧٦.٧	(٢٨١٣)
*٢٠١٧/٢٠١٦	↓ ١٨١٣	(٣٦١٨٠)	٦٨١١	١٨٤٢٨	٢٩١٨٢	١٣٧١٨

المصدر: البنك المركزي المصري، تقارير سنوية.
* بيانات أولية.

يتضح من الجدول السابق ما يلي:

1. شهد الميزان التجاري عجزاً مستمراً خلال الفترة، وقد ارتفع العجز من 2.7 مليار دولار في بداية الفترة، إلى 3.9 مليار دولار خلال عام 2015/2014. أي بنسبة زيادة في العجز بلغت 43%، وذلك على الرغم من انخفاض قيمة العملة من 597 قرش لكل دولار إلى 875 قرش لدولار، أي أن قيمة العملة انخفضت بنسبة 32% تقريباً وعلى النقيض زاد العجز بنسبة 43%.

2. يتضح أن عجز الميزان التجاري اتجه للانخفاض بعد التعويم (البنك المركزي المصري، 2017/2016) في نوفمبر 2016(البنك المركزي، 2016/11/3)، حيث انخفض العجز بمقدار 6.5% فقط، على الرغم من تخفيض قيمة العملة بنسبة 52 % تقريباً. وذلك على الرغم من القرارات الإدارية والقيود الجمركية ورسوم الإغراق على الواردات السلعية، والتي نتج عنها نقص سلعي في الأسواق تحولت بسرعة إلى موجات تضخمية متتالية (مدحت نافع، 2017)، ومن ثم فيمكن القول أن تخفيض قيمة العملة لم يؤد لتحسين الميزان التجاري بنسبة أكبر أو بنسبة تقترب من ارتفاع سعر الصرف(عبد المطلب عبد الحميد، 2017).

3. يتضح أن ميزان الخدمات المصري قد شهد فائض كعادته، إلا أنه يتضح تقلب هذا الفائض خلال الفترة صعوداً وهبوطاً، مما يدل على عدم تأثر الميزان الخدمي بتخفيض قيمة العملة بنسبة كبيرة خاصة من بداية 2008/2007، حيث انخفض الفائض من 15 مليار دولار تقريباً إلى أقل من مليار دولار تقريباً خلال عام 2014/2013. وهو ما يمكن أن نرجعه إلى الأزمة المالية العالمية 2008 وتأثيرها على معدل نمو التجارة العالمية، حيث انخفضت إيرادات قناة السويس بمقدار 400 مليون دولار، كما انخفضت إيرادات السياحة بمقدار 2 مليار دولار(فاطمية لبعل، 2017). بالإضافة إلى تداعيات 25/ يناير 2011 وما ترتب عليها من انخفاض السياحة بشكل كبير، مروراً بحادث الطائرة الروسية، كل ما سبق أدى إلى انخفاض الفائض في الميزان الخدمي خلال الفترة.

وتجدر الإشارة إلى تحول الاستثمارات في محفظة الأوراق المالية إلى صافي تدفق للخارج بلغ 2.6 مليار دولار خلال عام 2011/2010، مقابل صافي تدفق للداخل بلغ 7.9 مليار دولار عام 2010/2009، وذلك على الرغم من أن النصف الأول من عام 2011/2010 قد شهد صافي تدفق للداخل بلغ 4.5 مليار دولار، بينما سجل النصف الثاني من عام 2011/2010 صافي تدفق للخارج بلغ 7.1 مليار دولار، وذلك تأثراً بأحداث 25 يناير 2011 (البنك المركزي المصري، 2011/2010).

والجدير بالذكر أن ميزان المدفوعات قد حقق فائض قدره 13.7 مليار دولار خلال عام 2017/2016 مقارنة بعجز قدره 2.8 مليار دولار عام 2016/2015، وهو ما يعود إلى فائض ميزان المعاملات المالية والرأسمالية، حيث حقق هذا الميزان فائض مقدر بـ 29 مليار دولار تقريباً خلال العام 2017/2016(البنك المركزي المصري، 2017/2016).

ويمكن القول بأنه وعلى الرغم من تعرض مصر لأزمات سياسية خلال الفترة، إلا أنه يتضح تحقيق ميزان المدفوعات في بعض سنوات الفترة لفائض، وهو ما لا يمكن تفسيره إلا كنتيجة للمساعدات التي حصلت عليها مصر، سواء كانت هذه المساعدات قروض أو منح، وبالتالي فإن فائض ميزان المدفوعات لا يرجع إلى تخفيض قيمة العملة، بقدر ما هو راجع إلى المساعدات الخارجية. بالإضافة إلى

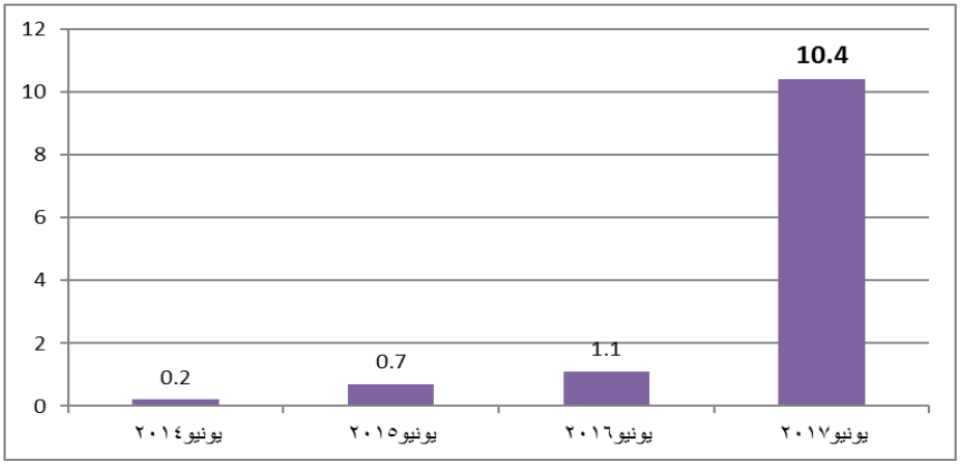
تدفق رؤوس الأموال قصيرة الآجل للداخل، للاستفادة من الفروق الموجبة بين سعر الفائدة المحلي وسعر الفائدة في السوق العالمي(عادل المهدي، 2000).

فالاستثمار الأجنبي غير المباشر الذي يمثل جانب من جوانب تدفق رؤوس الأموال الدولية، ويتمثل في شراء الأصول المالية (الأسهم والسندات) عبر الحدود الدولية بحثاً عن الربح، وهو يعتبر استثمار قصير الآجل إذا ما قارناه بالاستثمار الأجنبي المباشر(عبد الحميد ربيع، 2017).

ومع بداية عام 2017 برزت مصر كإحدى أكثر الوجهات في العالم جذبا لاهتمام مستثمري المحافظ بعدما تخطت عائدات أدوات الخزانة المصرية القصيرة الآجل 22% مع رفع البنك المركزي أسعار الفائدة لكبح التضخم الآخذ في الارتفاع، وجلبت أدوات الدين المرتفعة العائد لمصر أعدادا كبيرة من المشترين الأجانب، والعملة الصعبة التي تحتاج إليها البلاد بشدة، حيث تعتمد مصر على الاستيراد بصورة كبيرة وتعول على التدفقات الدولارية لتمويل عجز ميزان المعاملات الجارية في ظل غياب الاستثمار الأجنبي المباشر الكبير، الامر الذي قفزت معه حيازات الأجانب من أدوات الخزانة المصرية. ويوضح الشكل التالي استثمارات الأجانب في الأوراق المالية المصرية قبل وبعد التعويم:

شكل رقم (١)

استثمارات الأجانب في الأوراق المالية المصرية بالمليار جنيه



المصدر؛ من إعداد الباحثين اعتماداً على بيانات البنك المركزي المصري.

يلاحظ من الشكل ارتفاع الاستثمارات الأجنبية بمحفظة الأوراق المالية في مصر الى حوالي 10.4 مليار دولار في يونيو 2017، مقابل استثمارات1.1 مليار دولار في يونيو 2016. وبالتالي يمكن القول بأن الفائض المتحقق في ميزان المدفوعات هو محض تدفقات من الخارج، لكنها تدفقات تعكس التزامات مستقبلية على الدولة، وبالتالي فإن الفائض المتحقق لا يعدو إلا أن يكون قروضً وتسهيلات وشراء الأجانب لأوراق دين مصرية، وتلك الأخيرة إذا صح وصفها علمياً بأنها تمثل استثماراً غير مباشر، فعملياً هي ديون لا يتم إعادة توظيفها في مشروعات تغطي عائدها، بل في الغالب تستخدم لزيادة الاحتياطي من النقد الأجنبي لسداد الالتزامات، أي هي مديونية جديدة لسداد مديونية قائمة (مدحت نافع، 2017).

والجدير بالذكر أنه وعلى الرغم من تعدد الشروط الخاصة بنجاح سياسة تخفيض سعر صرف العملة، إلا أن هذه الشروط لا تنطبق على الحالة المصرية، (وأهم هذه الشروط مرونة الهيكل الإنتاجي)، فعلى الرغم من التخفيضات المتتالية في قيمة الجنيه المصري إلا أن وضع الميزان التجاري لم يتحسن، وذلك بسبب ارتفاع المكون الأجنبي في الناتج المحلي والاعتماد الشديد على الواردات في تلبية الطلب المحلي، وهو ما يعمل على زيادة الأسعار في الداخل.

كما يمكن القول إن الفائض الكبير المتحقق في ميزان المدفوعات خلال العام 2017/2016، يرجع بدرجة كبيرة منه إلى الأموال الساخنة، حيث يتضح التزايد الكبير من المستثمرين الأجانب على شراء أدوات الدين المصرية خلال الفترة ما بعد التعويم، نتيجة الارتفاع الكبير في معدل العائد على أدوات الدين المصرية.

تأسيساً على ما سبق يمكننا قول بأن الآثار التي تنشأ عن سياسة تخفيض قيمة العملة سوف تكون سلبية على ميزان المدفوعات في السنين القليلة القادمة، فهي لن تنجح في زيادة صادراتنا أو التقليل من وارداتنا الحتمية والغير قابلة للإحلال، بل على العكس فقد تؤدي إلى إضعاف قدرتنا على التصدير وزيادة ميلنا للاستيراد، بسبب ما يأتي في ركاب هذه السياسة من موجات تضخمية واضحة، وذلك طالما لم يستجيب الهيكل الإنتاجي لتخفيض قيمة العملة.

المبحث الثاني

دراسة قياسية لمدى تأثير تخفيض قيمة الجنيه المصري على ميزان المدفوعات

هذا المبحث سيتم فيه عرض نتائج تقييم النموذج لمعرفة أثر تخفيض سعر صرف الجنيه المصري (كمتغير مستقل) على مكونات ميزان المدفوعات (كمتغير تابع)، ومن أجل ذلك تم الاعتماد على بيانات سنوية فعلية من عام 1991/1990 إلى 2016/2015 والتي تم الحصول عليها من تقارير ونشرات البنك المركزي المصري.

جدول رقم (٦)
بيانات ميزان المدفوعات ومكوناته خلال الفترة ١٩٩١/١٩٩٠ ـ ٢٠١٦/٢٠١٥ (بالمليون دولار)

السنة	سعر الصرف بالقرش	ميزان المدفوعات	الميزان التجاري	الصادرات السلعية	الواردات السلعية	الميزان الخدمي	ميزان التحويلات	ميزان المعاملات المالية والرأسمالية
١٩٩١/١٩٩٠	٢٠٠	٣٣٨.٩-	١٠٩٧٦.٥-	٤٧٧٩	١٥٩٩٦	٥٠٤٩.٥	٧٦٣٠.٥	٤٥٧-
١٩٩٢/١٩٩١	٣٣٣	٤٧٠٤.٨	٦٤٣٤.٨-	٣٤٦٦	٩٩٠١	٥٤٠٨.٤	٤٧٤٨.٩	١.٦-
١٩٩٣/١٩٩٢	٣٣٤	٣٦٦٥.٣	٧٢٨٧.٤-	٣٣٨٩	١٠٦٧٧	٤٥٥٤.٢	٧٢٧١.٩	١٨٢١
١٩٩٤/١٩٩٣	٣٣٧	٢١٠٨	٧٣١٥.٧-	٣٣٤٣	١٠٦٤٧	٣٤٥٣.٧	٤٠٥١	٢٥١٣.٤
١٩٩٥/١٩٩٤	٣٣٩	٧٥٥.٢	٧٨٦٤.٩-	٤٩٦١	١٢٨٢٦	٤٠٤٤.٥	٤٢٠٣.٨	٤٣٠.١
١٩٩٦/١٩٩٥	٣٣٩	٥٧١.٤	٩٥١٠.٩-	٤٦١٤	١٤١٢٥	٥٧٩٩.٧	٣٥٢٧.١	١٠١٦.٢
١٩٩٧/١٩٩٦	٣٣٩	١٩١٥	١٠٢٣٢.٢-	٥٣٥٢	١٥٥٨٤	٦٢٠١.٨	٤١٥٠.٤	٢٠٤٣.٧
١٩٩٨/١٩٩٧	٣٣٩	١٣٥.١	١١٧٨٤.٧-	٥١٤٣	١٦٩١٩	٤٦٩٨.٥	٤٦٠٥.٦	٣٣٩٠.٩
١٩٩٩/١٩٩٨	٣٣٩	٢١٢٠.٩-	١٢٥٨٧.٦-	٤٤٥٤	١٧٠٤١	٥٩٨٠.٥	٤٨٧٩.٦	٩٢٠.٦
٢٠٠٠/١٩٩٩	٣٤٠	٣٠٢٦.٧-	١١٤٧٢.٣-	٦٣٨٧	١٧٨٦٠	٥٦٢٩.٧	٤٦٧٩.٥	١١٩٩.٢-
٢٠٠١/٢٠٠٠	٣٦٩	٨٧١.٤-	٩٣٦٣.١-	٧٠٧٨	١٦٤٤١	٥٥٨٧.٥	٣٧٤٢.٣	٥٤١.٧-
٢٠٠٢/٢٠٠١	٤٤٩	٤٥٦.٥	٧٥١٦.٥-	٧١٢٠	١٤٦٣٧	٣٨٧٨.٣	٤٢٥٢.٤	٩٦٣.٨-
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٦٠٣	٥٤٦	٦٦١٤.٩-	٨٢٠٥	١٤٨٢٠	٤٩٤٨.٦	٣٦٠٩.٣	٢٧٣٣.٨-
٢٠٠٤/٢٠٠٣	٦٢٠	١٥٨.٣-	٧٨٣٣.٨-	١٠٤٥٢	١٨٢٨٦	٧٣١٧.٨	٣٩٣٤.١	٥٠١٦.٤-
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٥٧٩	٤٤٧٧.٧	١٠٣٥٩.٤-	١٣٨٣٣	٢٤١٩٢	٧٨٤٢.٢	٥٤٢٧.٨	٣٣٧٧.٧
٢٠٠٦/٢٠٠٥	٥٧٦	٣٢٥٣.٤	١١٩٨٥.٩-	١٨٤٥٥	٣٠٤٤١	٨١٩٠.٧	٥٥٤٧.١	٣٥١١.٣
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٥٦٩	٥٢٨٢.٣	١٦٢٩٠.٦-	٢٢٠١٧	٣٨٣٠٨	١١٤٩٨.٣	٧٠٦١.٣	٨٥٣
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٥٣٣	٥٤٢٠.٤	٢٣٤١٥.٤-	٢٩٣٥٥	٥٢٧٧١	١٤٩٦٦.١	٩٣٣٧.٦	٧٥٥٧.٥
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٥٥٩	٣٣٧٧.٦-	٢٥١٧٣.٣-	٢٥١٦٨	٥٠٣٤٢	١٢٥٠٢.٤	٨٢٤٦.٦	٢٢٨٤.٧
٢٠١٠/٢٠٠٩	٥٦٩	٣٣٥٥.٧	٢٥١٢٠-	٢٣٨٧٣	٤٨٩٩٣	١٠٣٣٩	١٠٤٦٣.٤	٨٣٢٥.٤
٢٠١١/٢٠١٠	٥٩٧	٩٧٥٣.٩-	٢٧١٠٣-	٢٦٩٩٢	٥٤٠٩٥	٧٨٧٨.٤	١٣١٣٦.٨	٤١٩٨.٦-
٢٠١٢/٢٠١١	٦٠٦	١١٢٧٨.٤-	٣٤١٣٩-	٢٥٠٧١	٥٩٢١٠	٥٥٨٤.٧	١٨٤٠٨	١٠٢٢.٩
٢٠١٣/٢٠١٢	٧٠٠	٢٣٧	٣٠٦٩٤.٧-	٢٦٩٨٨	٥٧٦٨٢	٥٠٣٩.٤	١٩٢٦٤.٩	٩٧٧٣
٢٠١٤/٢٠١٣	٧١٥	١٤٧٨.٦	٣٤٠٦٢.٧-	٢٦١١٩	٦٠١٨١	٩٧٨.٥	٣٠٣٦٧.٩	٥٢٩٤.٩
٢٠١٥/٢٠١٤	٧٥٤	٣٧٢٤.٩	٣٩٠٦٠-	٢٢٢٤٥	٦١٣٠٥	١٠٧٤٢	٢١٨٧٥.٧	١٧٦٣٣.٦
٢٠١٦/٢٠١٥	٨٧٥	١٨١٣-	٣٨٦٨٣-	١٨٧٠٤	٥٧٣٨٧	٦٥٣٣	١٦٧٩٠	٢١١٧٦.٧

المصدر: البنك المركزي المصري، التقارير السنوية، أعداد مختلفة.

ويعتبر نموذج تحليل الانحدار من أكثر أدوات التحليل الإحصائي استخداما، ويهتم هذا النموذج بدراسة العلاقة البينية بين المتغير التابع (y) والمتغير المستقل (x) أو عدة متغيرات مستقلة (x_s)، وبالتالي فهو يقيس درجة تأثر المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، هذا النموذج يجعلنا قادرين ليس فقط على فهم طبيعة العلاقة وتحديد العوامل المؤثرة فعلاً، بل يجعلنا قادرين على توقع تأثير تغير المتغير المستقل على المتغير التابع. وقد تم قياس كفاءة النموذج وإيجاد معامل الارتباط وإيجاد نموذج الانحدار، واختبار استقرار السلاسل باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 10). وفيما يلي سنعرض أثر تقلبات سعر الصرف على ميزان المدفوعات المصري ومكوناته خلال الفترة من1991/1990إلى 2016/2015.

ولتحقيق هدف الدراسة يتم إجراء القياس من خلال ثلاث خطوات أساسية كما يلي:-

- اختبارات استقرارية بيانات السلاسل الزمنية لاختبار جذر الوحدة (unit roots test) من خلال استخدام نموذج ديكي فولر الموسع (DFA) لمعرفة استقرارية السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها.
- اختبار التكامل المشترك لتحديد العلاقة التوازنية بين المتغيرات في المدى الطويل، وذلك باستعمال منهج ARDL.
- تحليل نتائج هذه الاختبارات.

أولاً: اختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة (اختبار جذر الوحدة):

تعتبر بيانات السلاسل الزمنية من أهم أنواع البيانات التي تستخدم في الدراسة التطبيقية، خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار لتقدير العلاقات الاقتصادية، وتفترض مثل هذه الدراسات أن السلاسل الزمنية المستخدمة تكون ساكنة، وعندما لا تتوافر في هذه السلاسل صفة السكون فإن الانحدار الذي نحصل عليه من متغيرات هذه السلاسل غالباً ما يكون انحداراً زائفاً، أي لا معنى له (علي عبد الزهرة، 2013)، ومن ثم فإن من الضروري أولاً قبل دراسة العلاقة بين

المتغيرات، أن نتعرف على ما إذا كانت هذه السلسة ساكنة أم لا، حيث أن استخدام السلاسل الزمنية غير الساكنة في أغراض التنبؤ لا يكون له قيمة تذكر من الناحية العملية (محمد عناني ، 2011).

وفيما يلي سنقوم باختبار السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة في النموذج عن طريق اختبار جذر الوحدة للسكون، اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF):-

1. اختبار السكون للمتغير المستقل (سعر الصرف):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: X has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.731792	0.9982
Test critical values:	1% level	-2.604073	
	5% level	-1.946348	
	10% level	-1.613293	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(X)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:55
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X(-1)	0.101935	0.037314	2.731792	0.0083

R-squared	0.064271	Mean dependent var	28.83400
Adjusted R-squared	0.064271	S.D. dependent var	125.0298
S.E. of regression	120.9452	Akaike info criterion	12.44508
Sum squared resid	863036.9	Schwarz criterion	12.47998
Log likelihood	-372.3524	Hannan-Quinn criter.	12.45873
Durbin-Watson stat	2.212996		

Null Hypothesis: D(X) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.795506	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.604746	
	5% level	-1.946447	
	10% level	-1.613238	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(X,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:56
Sample (adjusted): 1959 2017
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X(-1))	-0.887717	0.130633	-6.795506	0.0000

R-squared	0.443253	Mean dependent var	-0.813559
Adjusted R-squared	0.443253	S.D. dependent var	172.4194
S.E. of regression	128.6516	Akaike info criterion	12.56890
Sum squared resid	959971.2	Schwarz criterion	12.60411
Log likelihood	-369.7824	Hannan-Quinn criter.	12.58264
Durbin-Watson stat	1.981849		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) غير معنوية، مما يدل على أن مستوى المتغير غير مستقر عند مستواه الأصلي، وبإعادة الاختبار عند الفرق الأولى للمتغير، كشفت النتيجة عن رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

2. اختبار السكون للمتغير التابع (الصادرات):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(Y3) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.783006	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.604746	
	5% level	-1.946447	
	10% level	-1.613238	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y3,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:58
Sample (adjusted): 1959 2017
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y3(-1))	-0.772395	0.133563	-5.783006	0.0000

R-squared	0.365153	Mean dependent var	69.66102
Adjusted R-squared	0.365153	S.D. dependent var	2336.669
S.E. of regression	1861.795	Akaike info criterion	17.91327
Sum squared resid	2.01E+08	Schwarz criterion	17.94849
Log likelihood	-527.4416	Hannan-Quinn criter.	17.92702
Durbin-Watson stat	1.934833		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

3. اختبار السكون للمتغير التابع (الواردات):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(Y4) has a unit root
Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.677070	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.604746	
	5% level	-1.946447	
	10% level	-1.613238	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y4,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:59
Sample (adjusted): 1959 2017
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y4(-1))	-0.564605	0.120718	-4.677070	0.0000

R-squared	0.273496	Mean dependent var	69.64407
Adjusted R-squared	0.273496	S.D. dependent var	3113.288
S.E. of regression	2653.618	Akaike info criterion	18.62204
Sum squared resid	4.08E+08	Schwarz criterion	18.65725
Log likelihood	-548.3502	Hannan-Quinn criter.	18.63578
Durbin-Watson stat	1.953268		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

4. اختبار السكون للمتغير التابع (الميزان التجاري):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(Y2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.590740	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.604746	
	5% level	-1.946447	
	10% level	-1.613238	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y2,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:41
Sample (adjusted): 1959 2017
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y2(-1))	-0.700373	0.125274	-5.590740	0.0000

R-squared	0.350186	Mean dependent var	0.016949
Adjusted R-squared	0.350186	S.D. dependent var	2282.628
S.E. of regression	1840.050	Akaike info criterion	17.88978
Sum squared resid	1.96E+08	Schwarz criterion	17.92499
Log likelihood	-526.7484	Hannan-Quinn criter.	17.90352
Durbin-Watson stat	2.011341		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

5. اختبار السكون للمتغير التابع (الميزان الخدمي):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(Y5) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.709343	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.608490	
	5% level	-1.946996	
	10% level	-1.612934	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y5,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:44
Sample (adjusted): 1964 2017
Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y5(-1))	-2.645818	0.394348	-6.709343	0.0000
D(Y5(-1),2)	1.235397	0.351996	3.509696	0.0010
D(Y5(-2),2)	1.071646	0.310182	3.454893	0.0012
D(Y5(-3),2)	1.204152	0.267343	4.504150	0.0000
D(Y5(-4),2)	0.964898	0.232148	4.156383	0.0001
D(Y5(-5),2)	1.001640	0.189669	5.280989	0.0000

R-squared	0.773666	Mean dependent var	101.1778
Adjusted R-squared	0.750090	S.D. dependent var	3295.850
S.E. of regression	1647.629	Akaike info criterion	17.75650
Sum squared resid	1.30E+08	Schwarz criterion	17.97750
Log likelihood	-473.4255	Hannan-Quinn criter.	17.84173
Durbin-Watson stat	1.730002		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

6. اختبار السكون للمتغير التابع (ميزان التحويلات):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(Y6) has a unit root
Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.365119	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.612033	
	5% level	-1.947520	
	10% level	-1.612650	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y6,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:46
Sample (adjusted): 1968 2017
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y6(-1))	-1.081696	0.146867	-7.365119	0.0000

R-squared	0.525143	Mean dependent var	90.27400
Adjusted R-squared	0.525143	S.D. dependent var	3916.412
S.E. of regression	2698.794	Akaike info criterion	18.65879
Sum squared resid	3.57E+08	Schwarz criterion	18.69704
Log likelihood	-465.4699	Hannan-Quinn criter.	18.67336
Durbin-Watson stat	1.955434		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

7. اختبار السكون للمتغير التابع (ميزان المعاملات المالية والرأسمالية):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(DY7) has a unit root
Exogenous: None

Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.542339	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.611094	
	5% level	-1.947381	
	10% level	-1.612725	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DY7,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 23:27
Sample (adjusted): 1967 2017
Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DY7(-1))	-12.37202	1.448318	-8.542339	0.0000
D(DY7(-1),2)	9.926726	1.338933	7.413908	0.0000
D(DY7(-2),2)	8.778752	1.201702	7.305265	0.0000
D(DY7(-3),2)	8.013084	1.110469	7.215948	0.0000
D(DY7(-4),2)	7.018863	0.990957	7.082916	0.0000
D(DY7(-5),2)	5.556516	0.817063	6.800598	0.0000
D(DY7(-6),2)	3.067345	0.595067	5.154618	0.0000
D(DY7(-7),2)	0.877002	0.275714	3.180840	0.0027

R-squared	0.973627	Mean dependent var	-370.3588
Adjusted R-squared	0.969334	S.D. dependent var	11916.84
S.E. of regression	2086.853	Akaike info criterion	18.26780
Sum squared resid	1.87E+08	Schwarz criterion	18.57083
Log likelihood	-457.8289	Hannan-Quinn criter.	18.38360
Durbin-Watson stat	1.892821		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

8. اختبار السكون للمتغير التابع (ميزان المدفوعات):

من خلال البيانات المتاحة في جدول رقم (6) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(Y1) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.026321	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.612033	
	5% level	-1.947520	
	10% level	-1.612650	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y1,2)
Method: Least Squares
Date: 10/25/18 Time: 21:57
Sample (adjusted): 1968 2017
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y1(-1))	-9.806332	1.627250	-6.026321	0.0000
D(Y1(-1),2)	8.135913	1.544294	5.268370	0.0000
D(Y1(-2),2)	7.222856	1.429051	5.054302	0.0000
D(Y1(-3),2)	6.630039	1.277285	5.190729	0.0000
D(Y1(-4),2)	5.878978	1.130377	5.200901	0.0000
D(Y1(-5),2)	5.454447	1.033620	5.277035	0.0000
D(Y1(-6),2)	4.048441	0.947582	4.272393	0.0001
D(Y1(-7),2)	3.068567	0.801203	3.829951	0.0004
D(Y1(-8),2)	1.754701	0.568546	3.086293	0.0037
D(Y1(-9),2)	1.002246	0.353483	2.835343	0.0071

R-squared	0.882171	Mean dependent var	-18.15600
Adjusted R-squared	0.855659	S.D. dependent var	6610.635
S.E. of regression	2511.525	Akaike info criterion	18.67202
Sum squared resid	2.52E+08	Schwarz criterion	19.05443
Log likelihood	-456.8006	Hannan-Quinn criter.	18.81765
Durbin-Watson stat	2.196661		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

ثانياً: تقدير العلاقة بين المتغير المستقل (سعر الصرف) والمتغيرات التابعة في الفترة من1991/1990 إلى 2016/2015 (اختبار التكامل المشترك):

1. **العلاقة بين سعر الصرف والصادرات:** بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، واستخدام برنامج (Eviews 10) تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY3
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:10
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments
DY3=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	381.3690	245.2218	1.555200	0.1253
C(2)	1.425318	1.926447	0.739869	0.4624

R-squared	0.009350	Mean dependent var	422.4667
Adjusted R-squared	-0.007730	S.D. dependent var	1842.997
S.E. of regression	1850.107	Akaike info criterion	17.91664
Sum squared resid	1.99E+08	Schwarz criterion	17.98645
Log likelihood	-535.4992	Hannan-Quinn criter.	17.94395
F-statistic	0.547406	Durbin-Watson stat	1.556137
Prob(F-statistic)	0.462364		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين الصادرات، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، فمع ارتفاع سعر الصرف أي تخفيض قيمة الجنيه المصري، تزيد الصادرات من السلع.
- نموذج الانحدار هو $\Delta EXPORT = 381.369 + 1.425\ Exchange$ وهذا معناه أن تخفيض قيمة العملة بـ 1 قرش سيؤدي إلى زيادة الصادرات بمقدار

1.4 مليون دولار.

- يتضح أنه لا يوجد تأثير معنوي للمتغير المستقل (سعر الصرف) على المتغير التابع (الصادرات)، حيث أن مستوى المعنوية المشاهد أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05).
- يتضح أيضاً كنتيجة لعدم وجود علاقة بين ال (x) وال (y) انخفض معامل التحديد إلى 0.009، كما أن معامل التحديد المعدل كان نتيجته سالبة، دليل على ضعف العلاقة بين فروق المتغير (x) والمتغير (y). كما يتضح أن النموذج غير معنوي، حيث ظهرت القيمة الدلالية له بـ 0.46

2. **العلاقة بين سعر الصرف والواردات:** بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY4
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:11
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments
DY4=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1099.845	361.3823	3.043440	0.0035
C(2)	-2.031581	2.838997	-0.715598	0.4771

R-squared	0.008752	Mean dependent var	1041.267
Adjusted R-squared	-0.008339	S.D. dependent var	2715.197
S.E. of regression	2726.494	Akaike info criterion	18.69219
Sum squared resid	4.31E+08	Schwarz criterion	18.76200
Log likelihood	-558.7656	Hannan-Quinn criter.	18.71949
F-statistic	0.512081	Durbin-Watson stat	1.311631
Prob(F-statistic)	0.477111		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- هناك علاقة عكسية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين الواردات، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية.
- نموذج الانحدار هو $\triangle IMPORT = 1099.8 + (-2.03)\ Exchange$ وهذا معناه أن رفع سعر الصرف الأجنبي(تخفيض قيمة العملة) بـ 1 قرش سيؤدي

إلى تخفيض الواردات بمقدار 2 مليون دولار تقريباً.

- يتضح أنه لا يوجد تأثير معنوي للمتغير المستقل (سعر الصرف) على المتغير التابع (الواردات)، حيث أن مستوى المعنوية المشاهد أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05).
- يتضح أيضاً كنتيجة لعدم وجود علاقة بين ال (x) وال (y) انخفض معامل التحديد إلى 0.008، كما أن معامل التحديد المعدل كان نتيجته سالبة، دليل على ضعف العلاقة بين فروق المتغير (x) والمتغير (y). كما يتضح أن النموذج غير معنوي، حيث ظهرت القيمة الدلالية له بـ 0.47

بناء على بيانات النموذج لقياس العلاقة بين سعر الصرف كمتغير مستقل والواردات السلعية كمتغير تابع، اتضح عدم معنوية العلاقة، أي أن سعر الصادرات والوردات لا يتأثرا بتخفيض قيمة الجنيه، وهو ما يتفق مع الدراسة التحليلية، وهو ما يمكن إرجاعه إلى عدم قدرة الجهاز الإنتاجي على تلبية الطلب المحلي، بالإضافة إلى أن هذه الواردات أساسية، أي لا يمكن الاستغناء عنها.

3. **العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري:** بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY2
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:08
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments
DY2=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-718.4462	234.6338	-3.061990	0.0033
C(2)	3.455857	1.843268	1.874853	0.0659

R-squared	0.057142	Mean dependent var	-618.8000
Adjusted R-squared	0.040885	S.D. dependent var	1807.561
S.E. of regression	1770.224	Akaike info criterion	17.82836
Sum squared resid	1.82E+08	Schwarz criterion	17.89818
Log likelihood	-532.8509	Hannan-Quinn criter.	17.85567
F-statistic	3.515074	Durbin-Watson stat	1.584278
Prob(F-statistic)	0.065851		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين انخفاض العجز في الميزان التجاري، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، والتي تنص على أنه مع ارتفاع سعر الصرف أي تخفيض قيمة الجنيه المصري، تزيد الصادرات وتنخفض الواردات من السلع.
- نموذج الانحدار هو $\Delta y = -718.44 + 3.455$ Exchange وهذا معناه أن تخفيض قيمة العملة بـ 1 قرش سيؤدي إلى انخفاض عجز الميزان التجاري بمقدار 3.4 مليون دولار تقريباً.
- يتضح أنه لا يوجد تأثير معنوي للمتغير المستقل (سعر الصرف) على المتغير التابع (الميزان التجاري)، حيث أن مستوى المعنوية المشاهد أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05). وهو ما كان متوقع نتيجة لتقدير العلاقة السابقة بين سعر الصرف والصادرات، وسعر الصرف والواردات.
- يتضح أيضاً كنتيجة لعدم وجود علاقة بين ال (x) وال (y) انخفض معامل التحديد إلى 0.057، أي أن 5.7% فقط من تغيرات المتغير التابع (الميزان التجاري)، راجع إلى تغيرات سعر الصرف.

بناء على بيانات النموذج لقياس العلاقة بين سعر الصرف كمتغير مستقل والميزان التجاري كمتغير تابع، اتضح أن هناك علاقة طردية بين سعر الصرف والميزان التجاري. وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، إلا أن النموذج كشف عن عدم وجود تأثير معنوي لسعر الصرف على الميزان التجاري، وهو ما كان متوقعاً نتيجة للدراسة القياسية للواردات والصادرات، وبالتالي يمكن القول بأن النظرية الاقتصادية لا تنطبق على الحالة المصرية بسبب أن معدل نمو الواردات كان أكبر من معدل نمو الصادرات، وهو راجع بالطبع إلى أن الطلب على الواردات لا يتأثر بتخفيض قيمة العملة، بسبب أنها واردات أساسية لا يمكن الاستغناء عنها، بالإضافة إلى أن زيادة الصادرات في بعض السنوات كان بنسبة أقل من نسبة تخفيض قيمة العملة، أي أنهما لا يستجيبا لارتفاع سعر الصرف الأجنبي، والجدير بالذكر أن هذه النتيجة متناسقة مع الدراسة التحليلية.

4. **العلاقة بين سعر الصرف والميزان الخدمي:** بناءً على بيانات الفترة الموضحة

خلال فترة الدراسة، تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY5
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:12
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments
DY5=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1099.845	8.85E-15	1.24E+17	0.0000
C(2)	-2.031581	6.95E-17	-2.92E+16	0.0000

R-squared	1.000000	Mean dependent var	1041.267
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	254.0082
S.E. of regression	6.68E-14	Sum squared resid	2.58E-25
F-statistic	8.54E+32	Durbin-Watson stat	1.500000
Prob(F-statistic)	0.000000		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- هناك علاقة عكسية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين الميزان الخدمي، وهو ما لا يتفق مع النظرية الاقتصادية، والتي تنص على أنه مع ارتفاع سعر الصرف أي تخفيض قيمة الجنيه المصري، تزيد الصادرات وتنخفض الواردات من الخدمات، وهذه النتيجة متفقة إلى حد كبير مع الدراسة التحليلية.
- نموذج الانحدار هو $\Delta y = 1099.8 + (-2.03)$ Exchange وهذا معناه أن تخفيض قيمة العملة بـ 1 قرش سيؤدي إلى تخفيض فائض ميزان الخدمات بمقدار 2 مليون دولار تقريباً.
- هناك علاقة معنوية بين سعر الصرف كمتغير مستقل والميزان الخدمي كمتغير تابع.
- الارتباط بين سعر الصرف والميزان الخدمي (R=1) ويدل على وجود ارتباط قوي جداً جداً بين المتغير المستقل (سعر الصرف)، وبين المتغير التابع (الميزان الخدمي).

- معامل التحديد= 100% وهو يدل على أن التغيرات الكلية في المتغير التابع (الميزان الخدمي) يفسرها المتغير المستقل (سعر الصرف).
- **بناء على بيانات النموذج لقياس العلاقة بين سعر الصرف كمتغير مستقل والميزان الخدمي كمتغير تابع، اتضح** أن هناك علاقة عكسية بين سعر الصرف كمتغير مستقل وميزان الخدمات كمتغير تابع. ويمكن القول بأن الفائض المتحقق في الميزان الخدمي خلال الفترة صعوداً وهبوطاً، لم يتأثر بالتغير في قيمة الجنيه، خاصة من بداية 2008/2007، كما انخفض الفائض من 15 مليار دولار تقريباً إلى أقل من مليار دولار تقريباً خلال عام 2014/2013. وهو ما يمكن أن نرجعه إلى الأزمة المالية العالمية 2008 وتأثيرها على معدل نمو التجارة العالمية، حيث انخفضت إيرادات قناة السويس بمقدار 400 مليون دولار، كما انخفضت إيرادات السياحة بمقدار 2 مليار دولار بالإضافة إلى تداعيات 25/ يناير 2011 وما ترتب عليها من انخفاض السياحة بشكل كبير، مروراً بحادث الطائرة الروسية، كل ما سبق أدى إلى انخفاض الفائض في الميزان الخدمي، على الرغم من تزايد قيمة العملة أكثر من مرة خلال الفترة.

5. العلاقة بين سعر الصرف وميزان التحويلات: بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY6
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:13
Sample (adjusted): 1967 2017
Included observations: 51 after adjustments
DY6=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	414.2996	378.5326	1.094489	0.2791
C(2)	3.096228	2.741745	1.129291	0.2643

R-squared	0.025366	Mean dependent var	518.8137
Adjusted R-squared	0.005476	S.D. dependent var	2628.429
S.E. of regression	2621.223	Akaike info criterion	18.61910
Sum squared resid	3.37E+08	Schwarz criterion	18.69485
Log likelihood	-472.7869	Hannan-Quinn criter.	18.64804
F-statistic	1.275299	Durbin-Watson stat	2.166202
Prob(F-statistic)	0.264273		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين ميزان التحويلات، وهذه النتيجة متناسقة مع الدراسة التحليلية.
- يتضح أنه لا يوجد تأثير معنوي للمتغير المستقل (سعر الصرف) على المتغير التابع (ميزان التحويلات)، حيث أن مستوى المعنوية المشاهد أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05).
- نموذج الانحدار هو $\Delta y = 414.29 + 3.09$ Exchange وهذا معناه أن تخفيض قيمة العملة بـ 1 قرش سيؤدي إلى زيادة فائض ميزان التحويلات بمقدار 3 مليون دولار تقريباً.
- يتضح أيضاً كنتيجة لعدم وجود علاقة بين ال (x) وال (y) انخفض معامل التحديد إلى 0.025، أي أن 2.5% فقط من تغيرات المتغير التابع (ميزان التحويلات)، راجع إلى تغيرات سعر الصرف.

بناء على بيانات النموذج لقياس العلاقة بين سعر الصرف كمتغير مستقل وميزان التحويلات كمتغير تابع، اتضح أن هناك علاقة طردية بين سعر الصرف كمتغير مستقل وميزان التحويلات كمتغير تابع، خلال الفترة من 1991/1990 إلى 2016/2015، إلا أن هذه العلاقة غير معنوية.

6. **العلاقة بين سعر الصرف وميزان المعاملات المالية والرأسمالية:** بناءً على بيانات الفترة، تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY7
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:29
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments
DY7=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	77.12403	479.4606	0.160856	0.8728
C(2)	10.03957	3.766613	2.665411	0.0099

R-squared	0.109123	Mean dependent var	366.6050
Adjusted R-squared	0.093763	S.D. dependent var	3799.880
S.E. of regression	3617.351	Akaike info criterion	19.25764
Sum squared resid	7.59E+08	Schwarz criterion	19.32745
Log likelihood	-575.7291	Hannan-Quinn criter.	19.28494
F-statistic	7.104415	Durbin-Watson stat	2.620237
Prob(F-statistic)	0.009944		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- أن هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين ميزان المعاملات الرأسمالية والمالية.
- نموذج الانحدار هو **$\triangle y$= 77.12+ 10.039 Exchange** وهذا معناه أن تخفيض قيمة العملة بـ 1 قرش سيؤدي إلى زيادة فائض ميزان المعاملات المالية والرأسمالية بمقدار 10 مليون دولار تقريباً.
- يوجد ارتباط معنوي بين سعر الصرف وميزان المعاملات المالية والرأسمالية.
- أن الارتباط بين سعر الصرف وميزان المعاملات الرأسمالية والمالية (R= 0.093) ويدل على وجود ارتباط ضعيف بين المتغير المستقل (سعر الصرف)، وبين المتغير التابع (ميزان المعاملات الرأسمالية والمالية).
- أن معامل التحديد= 10.9% وهو يدل على أن التغيرات الكلية في المتغير التابع (ميزان المعاملات الرأسمالية والمالية) يفسرها المتغير المستقل (سعر الصرف)، أما النسبة الباقية فترجع إلى عوامل أخرى.

7. **العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات:** بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DY1
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/25/18 Time: 23:06
Sample (adjusted): 1958 2017
Included observations: 60 after adjustments
DY1=C(1)+C(2)*DX

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C(1)	-245.1949	412.7406	-0.594065	0.5548
C(2)	15.94691	3.242464	4.918146	0.0000

R-squared	0.294302	Mean dependent var	214.6183
Adjusted R-squared	0.282135	S.D. dependent var	3675.306
S.E. of regression	3113.973	Akaike info criterion	18.95795
Sum squared resid	5.62E+08	Schwarz criterion	19.02776
Log likelihood	-566.7385	Hannan-Quinn criter.	18.98526
F-statistic	24.18816	Durbin-Watson stat	2.665869
Prob(F-statistic)	0.000008		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين ميزان المدفوعات، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، والتي تنص على أنه مع ارتفاع سعر الصرف أي تخفيض قيمة الجنيه المصري، تزيد الصادرات وتنخفض الواردات من السلع والخدمات، والتحويلات، والمعاملات المالية والرأسمالية.
- نموذج الانحدار هو $\Delta y = -245.19 + 15.946$ Exchange وهذا معناه أن تخفيض قيمة العملة بـ 1 قرش سيؤدي إلى زيادة فائض ميزان المدفوعات 15.9 مليون دولار تقريباً.
- يتضح أنه يوجد تأثير معنوي للمتغير المستقل (سعر الصرف) على المتغير التابع (ميزان المدفوعات)، حيث أن مستوى المعنوية المشاهد أقل من مستوى المعنوية النظري (0.05).
- معامل التحديد= 29.4% وهو يدل على أن التغيرات الكلية في المتغير التابع (ميزان المدفوعات) يفسرها المتغير المستقل (سعر الصرف)، أما النسبة الباقية فترجع إلى عوامل أخرى.
- **بناء على بيانات النموذج لقياس العلاقة بين سعر الصرف كمتغير مستقل وميزان المدفوعات كمتغير تابع**، اتضح أنه يوجد تأثير لسعر الصرف كمتغير مستقل على ميزان المدفوعات كمتغير تابع، إلا أن تأثر سعر الصرف على

المتغير التابع لم يتعدى 30%، وهو ما يتفق تماماً مع الدراسة التحليلية، حيث أثبت هذه الدراسة أنه وعلى الرغم من التخفيضات المتتالية في قيمة الجنيه إلا أنها لم يكن لها تأثير كبير على فائض في ميزان المدفوعات، وأن الفائض المتحقق في بعض السنوات راجع في المقام الأول إلى الفائض المتحقق في ميزان الخدمات، والزيادة في ميزان التحويلات وميزان المعاملات المالية والرأسمالية. وأن السنوات التي حقق فيها ميزان المدفوعات لعجز اتضح فيها أن ميزان المعاملات المالية والرأسمالية وميزان التحويلات من ضمن الأسباب الرئيسية التي خفضت العجز في ميزان المدفوعات خلال الفترة.

المبحث الثالث

قياس مدى ملائمة منهج المرونات على ميزان المدفوعات المصري

يهدف هذا المبحث إلى تقديم دراسة قياسية لمدى انطباق تحليل المرونات في تخفيض قيمة العملة (رفع سعر الصرف) على مصر، ومعرفة ما كان هذا التخفيض سيؤدي لتقليل العجز في الميزان التجاري ومن ثم ميزان المدفوعات أم لا.

أولاً: شرط مارشال –ليرنر –روبنسون (Marshall-Lerner- robinson)

لكي يُحدث تخفيض قيمة العملة التحسن المستهدف والمأمول في الميزان التجاري ومن ثم ميزان المدفوعات لا بد من تحقق شرط مارشال ليرنر روبنسون (MLR) ، والذي ينص على أنه " سوف يؤدي تخفيض قيمة عملة بلد ما إلى تحسين ميزان الحساب التجاري إذا كان حاصل جميع مرونات الأسعار للطلب المحلي على الواردات والطلب الأجنبي على الصادرات أكبر من الواحد الصحيح" (كينين، 1999)، فعندما يتوقع المستهلك ارتفاع أسعار السلع الأجنبية مقارنة بأسعار السلع المحلية، فهذا يؤدي لتخفيض الطلب على السلع الأجنبية (الواردات)، وهو ما يناظره تخفيض الطلب على النقد الأجنبي، وعلى الجانب الأخر يزيد من الطلب الأجنبي على السلع المحلية (الصادرات)، وهو ما يناظره زيادة النقد الأجنبي وهو ما يؤل لتحسين الميزان التجاري(جمال عبيد، 2010).

ثانياً: قياس مدى ملائمة منهج المرونات على الميزان التجاري المصري في الأجل الطويل:

لتحديد مدى فاعلية أثر تخفيض قيمة العملة على الميزان التجاري طبقاً للمنهج التقليدي (المرونات)، كان من الضروري التعرف على مرونة الطلب والعرض للسلع الداخلة في التجارة الدولية.

يترتب على تخفيض قيمة العملة أن تكون أسعار الصادرات أقل من ذي قبل، وأسعار الواردات أعلى من ذي قبل، مما يترتب عليه زيادة كمية الصادرات ونقص كمية الواردات، ولكن قيمة الواردات والصادرات تتوقف على مرونة الطلب والعرض(Ritesh,2013)، أي أن (م ث > 1) حيث م ث= مرونة الطلب والعرض للثمن(صفوت عبد السلام، 1998). وذلك بالقيم المطلقة، أي مع إهمال الإشارة (فاروق حسين، ب ت).

وطبقاً لمنهج المرونات فإنه لكي ينجح تخفيض قيمة العملة في تحقيق الهدف المأمول منه، فلا بد أن يتحقق الشرط التالي(هالوود، 2007. taggert,1999):

$$EM + EX > 1$$

حيث أن: **EM**= مجموع المرونات السعرية للطلب المحلي على الواردات. أي المطلوب من الصرف الأجنبي، **EX** = مجموع المرونات السعرية للعرض المحلي من الصادرات (الطلب الأجنبي على سلع الدولة). أي المعروض من الصرف الأجنبي.

والطلب على الصادرات في دولة ما يفترض أنه دالة في متغيرين مفسرين، الأول هو سعر الصرف الحقيقي، والمتغير الأخر هو الدخول السائدة في الدول الأخرى، وتأخذ دالة الطلب على الصادرات شكلاً جبرياً حتى يسهل حساب المرونة، وتصبح الدالة هي:

$$Y = a_0 x_1^{a1} x_2^{a2} Q$$

حيث Y تشير إلى: الطلب على الصادرات، و X_1 تمثل سعر الصرف الحقيقي، و X_2 تمثل الدخل القومي العالمي، وQ هي المتغير العشوائي، والقيم a_0، a_1، a_2 هي الثوابت المراد تقديرها، ويكون التركيز هنا على a_1 والذي يمثل مرونة الطلب السعرية على الصادرات.

ولكي يمكن تقدير معادلة الطلب على الصادرات السابقة يتم تحويلها إلى نموذج أو دالة خطية، وذلك بأخذ اللوغاريتم الطبيعي للطرفين على النحو التالي:

$$Ln\ Y = A_0 + a_1 Ln\ X_1 + a_2 Ln\ X_2 + q$$

حيث A_0 هو ثابت الانحدار، وq هو المتغير العشوائي.

والطلب على الواردات في دولة ما يفترض أنه دالة في متغيرين مفسرين، الأول هو سعر الصرف الحقيقي، والمتغير الأخر هو الدخل المحلي، وتأخذ دالة الطلب على الواردات شكلاً جبرياً حتى يسهل حساب المرونة، وتصبح دالة الواردات هي:

$$Y = a_0 x_1^{a1} x_2^{a2} Q$$

حيث Y تشير إلى: الطلب على الواردات، و X_1 تمثل سعر الصرف الحقيقي، و X_2 تمثل الدخل القومي للدولة، وQ هي المتغير العشوائي، والقيم a_0، a_1، a_2 هي الثوابت المراد تقديرها، ويكون التركيز هنا على a_1 والذي يمثل مرونة الطلب

السعرية على الواردات.

ولكي يمكن تقدير معادلة الطلب على الواردات السابقة يتم تحويلها إلى نموذج أو دالة خطية، وذلك بأخذ اللوغاريتم الطبيعي للطرفين على النحو التالي:

$$\mathbf{Ln\ Y = A_0 + a_1\ Ln\ X_1 + a_2\ Ln\ X_2 + q}$$

حيث $\mathbf{A_0}$ هو ثابت الانحدار، وq هو المتغير العشوائي. وقد تم حساب سعر الصرف الحقيقي من خلال المعادلة التالية:

سعر الصرف الحقيقي = سعر الصرف الاسمي للجنيه (معدل التضخم لدى الشريك التجاري/ معدل التضخم في مصر). وقد اقتصرنا في حساب سعر الصرف الحقيقي على أهم شركاء تجاريين لمصر وهما، الاتحاد الأوروبي، والولايات المتحدة الأمريكية، حيث أنهما يستحوذاً على أكثر من ثلثي حجم التجارة الخارجية مع مصر،(مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، 2005). وذلك طبقاً لما هو متوافر من بيانات.

ولتحقيق هدف الدراسة يتم إجراء القياس من خلال ثلاث خطوات أساسية كما يلي:-

- اختبارات استقرارية بيانات السلاسل الزمنية لاختبار جذر الوحدة (unit roots test) من خلال استخدام نموذج ديكي فولر الموسع (DFA) لمعرفة استقرارية السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها.
- اختبار التكامل المشترك لتحديد العلاقة التوازنية بين المتغيرات في المدى الطويل، وذلك باستعمال منهج ARDL.
- تحليل نتائج هذه الاختبارات.

وباستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews 10) والقيم اللوغاريتمية ومن خلال الجدول التالي الذي يوضح قيمة لوغاريتم الصادرات ولوغاريتم الواردات ولوغاريتم سعر الصرف الحقيقي خلال الفترة من1990 إلى 2016.

جدول رقم (٩)
حساب مرونة الطلب على الواردات وعرض الصادرات بالنسبة لسعر الصرف (اختبار شرط مارشال ليرنر روبنسون) خلال الفترة من ١٩٩٠- ٢٠١٦ بالمليار دولار)

السنوات	سعر الصرف الحقيقي	Ln	الصادرات بالمليار	Ln	الواردات	Ln	الدخل القومي المصري	Ln	الدخل القومي العالمي	Ln
١٩٩١	٠.٨٥	٠.١٦-	٣.٤٦٦	١.٢٤	٩.٩٠١	٢.٣	٤١.٩٧	٣.٧٣	٢٣٣٨٠	١٠.٠٥
١٩٩٢	٠.٩٩	٠.٠١٠-	٣.٣٨٩	١.٢٢	١٠.٦٧٧	٢.٣٧	٤٣.٥٢	٣.٧٧	٢٥٤٤٠	١٠.١٤
١٩٩٣	١.٠٥	٠.٠٥	٣.٣٤٣	١.٢	١٠.٦٤٧	٢.٣٦	٤٤.٣٠	٣.٧٨	٢٦٢٩٠	١٠.١٧
١٩٩٤	١.٥١	٠.٤١	٤.٩٦١	١.٦	١٢.٨٢٦	٢.٥٥	٤٩.٩٥	٣.٩١	٢٧٧٦٠	١٠.٢١
١٩٩٥	٠.٧٦	٠.١٧-	٤.٦١٤	١.٥٣	١٤.١٢٥	٢.٦٥	٥٧.٣٤	٤.١٤	٢٩٨٧٠	١٠.٣٠
١٩٩٦	١.٤٧	٠.٣٨	٥.٣٥٢	١.٦٨	١٥.٥٨٤	٢.٧٥	٦٤.٩٧	٤.١٧	٣١٧٥٠	١٠.٣٦
١٩٩٧	١.٨٣	٠.٦٠	٥.١٤٣	١.٦٣	١٦.٩١٩	٢.٨٣	٧٣.٤٩	٤.٢٩	٣٢٤٧٠	١٠.٣٨
١٩٩٨	١.٣٥	٠.٣	٤.٤٥٤	١.٤٩	١٧.٠٤١	٢.٨٤	٧٩.٤٦	٤.٣٧	٣١٥٣٠	١٠.٤٢
١٩٩٩	٢.٣٩	٠.٨٧	٦.٣٨٧	١.٨٥	١٧.٨٦٠	٢.٨٨	٨٨.٤٧	٤.٤٨	٣١٩٨٠	١٠.٤٣
٢٠٠٠	٤.٤٧	١.٤٩	٧.٠٧٨	١.٩٦	١٦.٤٤١	٢.٨	٩٧.٢٨	٤.٥٧	٣٣٥٢٠	١٠.٤١
٢٠٠١	٥.٨٣	١.٧٦	٧.١٢٠	١.٩٦	١٤.٦٣٧	٢.٧	١٠٠.٥٨	٤.٦١	٣٣٧٩٠	١٠.٤٢
٢٠٠٢	٣.٢٥	١.١٨	٨.٢٠٥	٢.١	١٤.٨٢٠	٢.٧	٩٦.٣٣	٤.٥٦	٣٣٩٥٠	١٠.٤٣
٢٠٠٣	٢.٩٠	١.٠٦	١٠.٤٥٢	٢.٣٥	١٨.٢٨٦	٢.٩	٩٢.٩٨	٤.٥٢	٣٦٩٣٠	١٠.٥١
٢٠٠٤	١.٣٥	٠.٣٠	١٣.٨٣٣	٢.٦٣	٢٤.١٩٢	٣.١٨	٩٠.٥٨	٤.٥٠	٤٢٦٥٠	١٠.٦٦
٢٠٠٥	٣.٤٥	١.٢٤	١٨.٤٥٥	٢.٩٣	٣٠.٤٤١	٣.٤٢	٩٢.٧٨	٤.٥٣	٤٧٨٥٠	١٠.٧٧
٢٠٠٦	٢.٢١	٠.٧٩	٢٢.٠١٧	٣.٠٩	٣٨.٣٠٨	٣.٦٥	١٠١.٦٧	٤.٦٢	٥١٦٤٠	١٠.٨٥
٢٠٠٧	١.٦٧	٠.٥١	٢٩.٣٥٥	٣.٤	٥٢.٧٧١	٣.٩٧	١٢٠.٠٥	٤.٧٨	٥٥٧٣٠	١٠.٩٢
٢٠٠٨	١.١٦	٠.١٤	٢٥.١٦٨	٣.٢٢	٥٠.٣٤٢	٣.٩٢	١٤٦.٩٣	٤.٩٨	٦٠٤٢٠	١١
٢٠٠٩	٠.٤٩	٠.٧١-	٢٣.٨٧٣	٣.١٧	٤٨.٩٩٣	٣.٨٩	١٧٢.١٠	٥.١٤	٦١٣٤٠	١١.٠٢
٢٠١٠	٠.٨٣	٠.١٩-	٢٦.٩٩٢	٣.٣٠	٥٤.٠٩٥	٣.٩٩	١٩٦.٢١	٥.٢٧	٦٥٠٦٠	١١.٠٨
٢٠١١	١.٩١	٠.٦١	٢٥.٠٧١	٣.٢٣	٥٩.٢١٠	٤.٠٨	٢١٦.٧١	٥.٣٧	٦٩٢٤٠	١١.١٤
٢٠١٢	٢.٠٤	٠.٧٢	٢٦.٩٨٨	٣.٣	٥٧.٦٨٢	٤.٠٥	٢٤٥.٢١	٥.٥	٧٤٢٢٠	١١.٢١
٢٠١٣	١.٠٦	٠.٠٦	٢٦.١١٩	٣.٢٦	٦٠.١٨١	٤.٠٩	٢٦٨.٠٨	٥.٥٩	٧٧٧٧٠	١١.٢٦
٢٠١٤	٠.٦٤	٠.٤٤-	٢٢.٢٤٥	٣.١٠	٦١.٣٠٥	٤.١	٢٩٢.٣٩	٥.٦٧	٧٩٤٤٠	١١.٢٨
٢٠١٥	٠.٠٨	٢.٥١-	١٨.٧٠٤	٢.٩٣	٥٧.٣٨٧	٤.٠٥	٣١٠.٢١	٥.٧٣	٧٧٨٩٠	١١.٢٦
٢٠١٦	٠.٤	٠.٩-	٢١.٦٨٦	٣.٠٨	٥٧.٨٦٦	٤.٠٦	٣٢٦.٢٦	٥.٧٨	٧٦٨٣٠	١١.٢٤

المصدر: البنك الدولي، مؤشرات التنمية العالمية، سنوات مختلفة.

- تم حساب اللوغاريتم بواسطة الباحثين.

أولاً: قياس مدى ملائمة منهج المرونات على الصادرات المصرية خلال الفترة 1991-2016:

1. اختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة (اختبار DFA):

أ. اختبار السكون للمتغير المستقل (الدخل العالمي): من خلال بيانات الجدول رقم (9) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: LNX2 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.346959	0.9507
Test critical values:	1% level	-2.664853	
	5% level	-1.955681	
	10% level	-1.608793	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNX2)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 23:19
Sample (adjusted): 1993 2016
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX2(-1)	0.001452	0.001078	1.346959	0.1917
D(LNX2(-1))	0.604633	0.179809	3.362642	0.0028

R-squared	0.332586	Mean dependent var	0.046053
Adjusted R-squared	0.302249	S.D. dependent var	0.042171
S.E. of regression	0.035226	Akaike info criterion	-3.774396
Sum squared resid	0.027300	Schwarz criterion	-3.676225
Log likelihood	47.29275	Hannan-Quinn criter.	-3.748351
Durbin-Watson stat	1.519296		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) غير معنوية، مما يدل على أن مستوى المتغير غير مستقر عند مستواه الأصلي، وبالتالي سنقوم بإعادة الاختبار عند الفرق الأول من خلال النموذج التالي:

Null Hypothesis: D(LNX2) has a unit root
Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-1.805967**	**0.0680**
Test critical values:	**1% level**	**-2.664853**	
	5% level	**-1.955681**	
	10% level	**-1.608793**	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNX2,2)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 23:20
Sample (adjusted): 1993 2016
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNX2(-1))	**-0.206001**	**0.114067**	**-1.805967**	**0.0840**

R-squared	**0.113651**	**Mean dependent var**	**-0.004089**
Adjusted R-squared	**0.113651**	**S.D. dependent var**	**0.038073**
S.E. of regression	**0.035844**	**Akaike info criterion**	**-3.778486**
Sum squared resid	**0.029551**	**Schwarz criterion**	**-3.729400**
Log likelihood	**46.34183**	**Hannan-Quinn criter.**	**-3.765463**
Durbin-Watson stat	**1.682088**		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) غير معنوية، مما يدل على أن مستوى المتغير غير مستقر عند الفرق الأول، وبالتالي سنقوم بإعادة الاختبار عند الفرق الثاني من خلال النموذج التالي:

Null Hypothesis: D(LNX2,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-4.908907**	**0.0000**
Test critical values:	**1% level**	**-2.674290**	
	5% level	**-1.957204**	

	10% level	-1.608175

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNX2,3)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 23:21
Sample (adjusted): 1995 2016
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNX2(-1),2)	-1.322201	0.269347	-4.908907	0.0001
D(LNX2(-1),3)	0.437966	0.194923	2.246873	0.0361

R-squared	0.567933	Mean dependent var	-0.000706
Adjusted R-squared	0.546330	S.D. dependent var	0.051698
S.E. of regression	0.034821	Akaike info criterion	-3.790682
Sum squared resid	0.024250	Schwarz criterion	-3.691497
Log likelihood	43.69751	Hannan-Quinn criter.	-3.767317
Durbin-Watson stat	2.035243		

يتضح من النموذج السابق على أن المتغير مستقر عند الفرق الثاني، حيث كشفت النتيجة عن رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

ب. اختبار السكون للمتغير المستقل (سعر الصرف الحقيقي): من خلال بيانات الجدول رقم (9) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(LNX1,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.169756	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.679735	
	5% level	-1.958088	
	10% level	-1.607830	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNX1,3)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 23:21
Sample (adjusted): 1996 2016
Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNX1(-1),2)	-2.516747	0.486821	-5.169756	0.0001
D(LNX1(-1),3)	0.933490	0.360579	2.588863	0.0185
D(LNX1(-2),3)	0.447964	0.207083	2.163216	0.0442

R-squared	0.768483	Mean dependent var	2.86E-05
Adjusted R-squared	0.742759	S.D. dependent var	0.001259
S.E. of regression	0.000638	Akaike info criterion	-11.74352
Sum squared resid	7.34E-06	Schwarz criterion	-11.59430
Log likelihood	126.3069	Hannan-Quinn criter.	-11.71113
Durbin-Watson stat	2.119565		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الثاني، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

ج. اختبار السكون للمتغير التابع (الصادرات): من خلال بيانات الجدول رقم (9) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(LNY,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.623086	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.674290	
	5% level	-1.957204	
	10% level	-1.608175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNY,3)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 23:22
Sample (adjusted): 1995 2016
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNY(-1),2)	-2.196274	0.331609	-6.623086	0.0000
D(LNY(-1),3)	0.440575	0.190188	2.316523	0.0313

R-squared	0.824064	Mean dependent var	-0.003959
Adjusted R-squared	0.815267	S.D. dependent var	0.412169
S.E. of regression	0.177152	Akaike info criterion	-0.537104
Sum squared resid	0.627660	Schwarz criterion	-0.437918
Log likelihood	7.908145	Hannan-Quinn criter.	-0.513739
Durbin-Watson stat	1.697401		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الثاني، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

2. تقدير مرونة الصادرات المصرية خلال الفترة من 1990-2016: بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، واستخدام برنامج (Eviews 10) تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DDLNY
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/26/18 Time: 23:34
Sample (adjusted): 1993 2006
Included observations: 14 after adjustments
DDLNY=C(1)+C(2)*DDLNX1+C(3)*DDLNX2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-8.60E-05	0.000253	-0.340197	0.7401
C(2)	-0.209411	0.299491	-0.699222	0.4989
C(3)	-0.000356	0.006148	-0.057958	0.9548

R-squared	0.045766	Mean dependent var	-7.76E-05
Adjusted R-squared	-0.127731	S.D. dependent var	0.000890

S.E. of regression	0.000945	Akaike info criterion	-10.90317
Sum squared resid	9.83E-06	Schwarz criterion	-10.76623
Log likelihood	79.32216	Hannan-Quinn criter.	-10.91584
F-statistic	0.263788	Durbin-Watson stat	2.766151
Prob(F-statistic)	0.772860		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- نموذج الانحدار هو:

$$\mathbf{Ln\ Y = -8.60 + (-0.209)\ Ln\ X_1 + (0.000356)\ Ln\ X_2}$$

- معامل مرونة عرض الصادرات = 0.209 وهناك علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي والصادرات المصرية، كما يتضح أن مستوى المعنوية المشاهد لاختيار (t) في الجدول السابق أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05)، وبالتالي فإنه لا يوجد تأثير معنوي للمتغير المستقل على المتغير التابع.
- هناك علاقة عكسية بين الدخل القومي العالمي والصادرات المصرية، كما يتضح أن الدخل القومي العالمي ليس له تأثير على دالة الصادرات، حيث يتضح أن مستوى المعنوية المشاهد لاختبار (t) في الجدول السابق أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05).

ثانياً: قياس مدى ملائمة منهج المرونات على الواردات المصرية خلال الفترة 1991-2016:

1. اختبار استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة:

أ. اختبار السكون للمتغير التابع (الواردات): من خلال بيانات الجدول رقم (9) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: LNY has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.260805	0.9425
Test critical values:	1% level	-2.664853	

	5% level	-1.955681
	10% level	-1.608793

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNY)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 11:49
Sample (adjusted): 1993 2016
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNY(-1)	0.003176	0.002519	1.260805	0.2206
D(LNY(-1))	0.498584	0.188250	2.648517	0.0147

R-squared	0.229983	Mean dependent var	0.070418
Adjusted R-squared	0.194983	S.D. dependent var	0.118521
S.E. of regression	0.106340	Akaike info criterion	-1.564696
Sum squared resid	0.248780	Schwarz criterion	-1.466525
Log likelihood	20.77635	Hannan-Quinn criter.	-1.538651
Durbin-Watson stat	1.850443		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) غير معنوية، مما يدل على أن مستوى المتغير غير مستقر عند مستواه الأصلي، وبالتالي سنقوم بإعادة الاختبار عند الفرق الأول من خلال النموذج التالي:

Null Hypothesis: D(LNY) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.324949	0.0222
Test critical values:	1% level	-2.664853	
	5% level	-1.955681	
	10% level	-1.608793	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNY,2)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 11:50
Sample (adjusted): 1993 2016
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNY(-1))	-0.374200	0.160950	-2.324949	0.0293

R-squared	0.189833	Mean dependent var	-0.002798
Adjusted R-squared	0.189833	S.D. dependent var	0.119648
S.E. of regression	0.107694	Akaike info criterion	-1.578265
Sum squared resid	0.266756	Schwarz criterion	-1.529179
Log likelihood	19.93918	Hannan-Quinn criter.	-1.565242
Durbin-Watson stat	1.946235		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 5% و10%.

ب. اختبار السكون للمتغير المستقل (سعر الصرف الحقيقي): من خلال بيانات الجدول رقم (9) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: CDLNX1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.442235	0.0020
Test critical values:	1% level	-3.737853	
	5% level	-2.991878	
	10% level	-2.635542	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CDLNX1)
Method: Least Squares
Date: 10/27/18 Time: 00:02

Sample (adjusted): 1993 2016
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CDLNX1(-1)	-0.945644	0.212876	-4.442235	0.0002
C	-0.000518	0.010966	-0.047257	0.9627

R-squared	0.472845	Mean dependent var	-0.000103
Adjusted R-squared	0.448883	S.D. dependent var	0.072364
S.E. of regression	0.053721	Akaike info criterion	-2.930377
Sum squared resid	0.063490	Schwarz criterion	-2.832206
Log likelihood	37.16453	Hannan-Quinn criter.	-2.904332
F-statistic	19.73345	Durbin-Watson stat	1.953452
Prob(F-statistic)	0.000205		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

أ. اختبار السكون للمتغير المستقل (الدخل القومي): من خلال بيانات الجدول رقم (9) تم التوصل للنتائج التالية:-

Null Hypothesis: D(LNX2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.886964	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.664853	
	5% level	-1.955681	
	10% level	-1.608793	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNX2,2)
Method: Least Squares
Date: 10/26/18 Time: 11:52
Sample (adjusted): 1993 2016

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNX2(-1))	-1.346919	0.195575	-6.886964	0.0000

R-squared	0.673435	Mean dependent var	0.002065
Adjusted R-squared	0.673435	S.D. dependent var	1.782249
S.E. of regression	1.018481	Akaike info criterion	2.915275
Sum squared resid	23.85797	Schwarz criterion	2.964360
Log likelihood	-33.98330	Hannan-Quinn criter.	2.928297
Durbin-Watson stat	2.108508		

على ضوء نتائج الاختبار السابق، اتضح أن إحصائية (t) المقدرة للمعلمة (δ) معنوية عند الفرق الأول، وبالتالي فإن النتيجة هي رفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية 1% و5% و10%.

2. **تقدير مرونة الواردات المصرية خلال الفترة من 1991-2016:** بناءً على بيانات الفترة الموضحة خلال فترة الدراسة، واستخدام برنامج (Eviews 10) تم التوصل للنتائج التالية:

Dependent Variable: DLNY
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 10/27/18 Time: 00:00
Sample (adjusted): 1992 2016
Included observations: 25 after adjustments
DLNY=C(1)+C(2)*CDLNX1+C(3)*DLNX2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.069476	0.023395	2.969638	0.0071
C(2)	-0.626215	0.479038	-1.307234	0.2046
C(3)	-0.012123	0.023268	-0.521031	0.6076

R-squared	0.073409	Mean dependent var	0.070620
Adjusted R-squared	-0.010827	S.D. dependent var	0.116030
S.E. of regression	0.116656	Akaike info criterion	-1.347009
Sum squared resid	0.299389	Schwarz criterion	-1.200744
Log likelihood	19.83761	Hannan-Quinn criter.	-1.306441
F-statistic	0.871469	Durbin-Watson stat	1.158988
Prob(F-statistic)	0.432285		

من النموذج السابق يتضح ما يلي:

- نموذج الانحدار هو:

$$\mathbf{Ln\ Y = 0.0694 + (-0.6262)Ln\ X_1 + (-0.0121)\ Ln\ X_2}$$

- معامل مرونة عرض الواردات = −0.62، وهناك علاقة عكسية بين سعر الصرف الحقيقي والواردات المصرية. وأن سعر الصرف الحقيقي ليس له تأثير على دالة الواردات، حيث يتضح أن مستوى المعنوية المشاهد لاختيار (t) في الجدول السابق أكبر من مستوى المعنوية النظرية (0.05).
- هناك علاقة عكسية بين الدخل القومي للدولة والواردات المصرية، حيث أن الواردات المصرية واردات أساسية لا يمكن الاستغناء عنها، كما يتضح أن الدخل القومي للدولة ليس له تأثير على دالة الواردات، حيث يتضح أن مستوى المعنوية المشاهد لاختيار (t) في الجدول السابق أكبر من مستوى المعنوية النظري (0.05).

من النموذجين السابقين يتضح أن معامل مرونة الصادرات = 0,209 وأن معامل مرونة الواردات = 0,62 أي أن مجموع المرونتين معا = 0,829 وبالتالي لا يتحقق شرط مارشال–ليرنر. أي أن الصادرات والواردات لا يتأثر بتخفيض قيمة العملة.

بناء على النماذج السابقة يمكن القول أن نتائج الدراسة القياسية للمرونة جاءت غير معنوية، أي أن الصادرات والواردات لا يتأثر بالتخفيض في قيمة العملة، كما جاءت نتائج هذه المعامل أقل من الواحد الصحيح، أي أن تخفيض قيمة الجنيه لم ولن يؤد لتخفيض العجز في الميزان التجاري وتحسنه، وهذه النتيجة جاءت متفقة مع دراسات أخرى (عادل المهدي ، 2017 . محمد عبد العظيم طلب، 1993)، حيث أوضحت هذه الدراسات أن تخفيض قيمة العملة (الجنيه المصري) لن يؤدي لتحسين العجز في الميزان التجاري لآن قياس معامل المرونة على الصادرات والواردات المصرية كانت قيمته أقل من الواحد(Jole,2013. Afzal, M).

في المقابل فإن هناك دراسة أخرى(حافظ شلتوت ، 1999) ترى أن تخفيض قيمة الجنيه قد أدى إلى زيادة الصادرات وتخفيض الواردات، ومن ثم تخفيض العجز في الميزان التجاري، وبالتالي يتحقق شرط مارشال– ليرنر.

والخلاصة هي أن شرط مارشال- ليرنر لنجاح سياسة تخفيض قيمة العملة، لن يؤد لزيادة الصادرات وتخفيض الواردات بنسبة أكبر من نسبة انخفاض قيمة العملة.

والجدير بالذكر وطبقاً لبعض الدراسات الأخرى(محمد راتول ، 2006) التي أوضحت أن شرط مارشال- ليرنر يكون صحيحاً فقط إذا كان عجز الميزان طفيفاً، وهي الحالة التي تكون فيها قيمة الصادرات متساوية أو قريبة من قيمة الواردات، وهو ما يصعب تحقيقه في الدول النامية، نتيجة لضعف هيكلها الاقتصادي، وهو ما يعني عدم قدرة الجهاز الإنتاجي للتكيف مع التغير في الأسعار لزيادة السلع الموجهة للتصدر أو للإحلال محل السلع المستوردة.

المبحث الرابع

أسباب فشل سياسة تخفيض قيمة الجنيه المصري والحلول

تتمثل أهم أسباب فشل سياسة تخفيض قيمة الجنيه في تحقيق المأمول منها في مصر ما يلي:

أولاً: المغالاة في تحديد سعر صرف أعلى من قيمته الحقيقية نتيجة التضخم.

كان يرى المسئولين في كل وقت يتم فيه تخفيض قيمة الجنيه أو تعويمه المدار أثمر عن سعر صرف يتسم بالواقعية، وأنه يعكس قوي العرض والطلب في السوق، ولكن سرعان ما يبدأ قيمة الدولار والعملات الأجنبية الأخرى في الارتفاع بعد شهور قليلة، بسبب الارتفاع المتواصل عليهم، وهو ما يعني أن سعر الصرف المثمر مازال مغالا فيه، فالمغالاة في تحديد سعر صرف أعلى من قيمته الحقيقية، لا يؤدي فقط إلى خفض مصطنع لأسعار الواردات، وزيادة في أسعار الصادرات، ولكنه يؤدي أيضاً لضعف المركز التنافسي للدولة، فالعملة المقومة بأكثر من قيمتها الحقيقية نتيجة للتضخم المرتفع دمرت صناعات السلع القابلة للتجارة (فتحي إبراهيم ، 2006). ويوضح الجدولان التاليان نسبة المغالاة في قيمة الجنيه المصري للدولار مع أهم الشركاء التجاريين لمصر وهما الولايات المتحدة ودول الاتحاد الأوروبي، خلال الفترة من2002/2001الى2016/2015.

جدول رقم (١٠)
نسبة المغالاة في قيمة الجنيه المصري للدولار مع الولايات المتحدة من٢٠٠١/٢٠٠٢الى٢٠١٥/٢٠١٦

السنة	سعر الصرف الاسمي	معدل التضخم في مصر (مؤشر أسعار المستهلكين٢٠٠١=١٠٠)	معدل التضخم في الاتحاد الأوروبي (مؤشر أسعار المستهلكين٢٠٠١=١٠٠)	سعر الصرف الحقيقي	
				القيمة الحقيقية للجنية	نسبة المغالاة في قيمة الجنيه (%)
٢٠٠٢/٢٠٠١	٤.٥	١٠٢.٧	١٠٢.٣١	٤.٤٨	٠.٤٤
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٦.٠٣	١٠٧.٢	١٠٤.٤١	٥.٨٧	٢.٦٥
٢٠٠٤/٢٠٠٣	٦.٢	١١٨.٥	١٠٦.٦٧	٥.٥٨	١٠
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٥.٧٩	١٢٣.٤	١٠٩.١٥	٥.١٢	١٤.٧
٢٠٠٦/٢٠٠٥	٥.٧٦	١٣١	١١١.٧٥	٤.٩١	١٤.٧
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٥.٦٩	١٤٠.٣	١١٤.٣٨	٤.٦٣	١٨.٦
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٥.٣٣	١٥٨.٦	١١٨.٥٨	٣.٩٨	٢٥.٣
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٥.٥٩	١٧٠.٤	١١٩.٥٣	٣.٩٢	٢٩.٨
٢٠١٠/٢٠٠٩	٥.٦٩	١٨١.٧	١٢١.٢	٣.٧٩	٣٣.٤
٢٠١١/٢٠١٠	٥.٩٧	١٩١.٨	١٢٤.٥١	٣.٨٧	٣٥.٢
٢٠١٢/٢٠١١	٦.٠٦	١٩٨.٩	١٢٧.٢٣	٣.٨٧	٣٦.١
٢٠١٣/٢٠١٢	٧	٢٠٨.٣	١٢٨.٦٢	٤.٣٢	٣٨.٣
٢٠١٤/٢٠١٣	٧.١٥	٢١٨.٤	١٢٨.٨٤	٤.٢٢	٤٠.٩
٢٠١٥/٢٠١٤	٧.٥٤	٢٢٨.٨	١٢٨.٩٤	٤.٢٥	٤٣.٦
٢٠١٦/٢٠١٥	٨.٧٥	٢٤٢.٦	١٢٩.٢	٤.٦٦	٤٦.٧

المصدر؛ من إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات البنك المركزي المصري، التقارير السنوية.

* **(القيمة الحقيقية للجنية)** = سعر الصرف الاسمي للجنيه (معدل التضخم في الولايات المتحدة/ معدل التضخم في مصر).
* **نسبة المغالاة في قيمة الجنيه** = [(سعر الصرف الاسمي - سعر الصرف الحقيقي) ÷ سعر الصرف الاسمي] × 100.

يتضح من الجدول السابق أن القيمة الحقيقية للجنيه كانت مغالى فيها طوال الفترة، والسبب كما يتضح أن معدل التضخم في مصر كان أعلى بكثير من معدل التضخم في الولايات المتحدة الأمريكية، والتي تعتبر من ضمن أهم الشركاء التجاريين لمصر، مما يحد من الطلب على صادراتنا ويشجع على زيادة الاستيراد.
كما يوضح الجدول التالي نسبة المغالاة في قيمة الجنيه المصري للدولار مع أهم الشركاء التجاريين لمصر وهي الاتحاد الأوروبي، خلال الفترة من2002/2001-2016/2015.

جدول رقم (١١)
نسبة المغالاة في قيمة الجنيه المصري للدولار مع الاتحاد الأوروبي من٢٠٠١/٢٠٠٢الى٢٠١٥/٢٠١٦

السنة	سعر الصرف الاسمي	معدل التضخم في مصر (مؤشر أسعار المستهلكين٢٠٠١=١٠٠)	معدل التضخم في الولايات المتحدة الأمريكية (مؤشر أسعار المستهلكين٢٠٠١=١٠٠)	سعر الصرف الحقيقي	
				القيمة الحقيقية للجنية	نسبة المغالاة في قيمة الجنيه (%)
٢٠٠٢/٢٠٠١	٤.٥	١٠٢.٧	١٠١.٥٩	٤.٤٣	١.٥٥
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٦.٠٣	١٠٧.٢	١٠٣.٨٦	٥.٨٣	٣.٣٢
٢٠٠٤/٢٠٠٣	٦.٢	١١٨.٥	١٠٦.٥	٥.٦١	٩.٥٢
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٥.٧٩	١٢٣.٤	١٠٩.٩	٥.١٥	١١.٠٥
٢٠٠٦/٢٠٠٥	٥.٧٦	١٣١	١١٣.١	٥.٠٣	١٢.٦٧
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٥.٦٩	١٤٠.٣	١١٦	٤.٧٧	١٦.١٧
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٥.٣٣	١٥٨.٦	١١٩.٨٥	٤.٠٧	٢٣.٦٤
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٥.٥٩	١٧٠.٤	١٢٠.٩	٣.٩٧	٢٨.٩٨
٢٠١٠/٢٠٠٩	٥.٦٩	١٨١.٧	١٢٢.٥٩	٣.٨٥	٣٢.٣٤
٢٠١١/٢٠١٠	٥.٩٧	١٩١.٨	١٢٥.٧٥	٣.٨٩	٣٤.٨٤
٢٠١٢/٢٠١١	٦.٠٦	١٩٨.٩	١٢٧.٨	٣.٨٦	٣٦.٣
٢٠١٣/٢٠١٢	٧	٢٠٨.٣	١٢٩.٢٨	٤.٣١	٣٨.٤٣
٢٠١٤/٢٠١٣	٧.١٥	٢١٨.٤	١٣٠.٩	٤.٣١	٣٩.٧٢
٢٠١٥/٢٠١٤	٧.٥٤	٢٢٨.٨	١٣١.٠٢	٤.٣٢	٤٢.٧١
٢٠١٦/٢٠١٥	٨.٧٥	٢٤٢.٦	١٣٢.٣	٤.٧٦	٤٥.٦

المصدر؛ من إعداد الباحثين اعتمادا على بيانات البنك المركزي المصري، التقارير السنوية.

***(القيمة الحقيقية للجنية)** = سعر الصرف الاسمي للجنيه (معدل التضخم في الاتحاد الأوروبي/ معدل التضخم في مصر).

* **نسبة المغالاة في قيمة الجنيه** = [(سعر الصرف الاسمي - سعر الصرف الحقيقي) ÷ سعر الصرف الاسمي] × 100.

يتضح من الجدول السابق أنه وعلى الرغم من التخفيضات المتتالية في قيمة الجنيه المصري، إلا أن نسبة التضخم المرتفعة في مصر بالنسبة لأهم الشركاء التجاريين وهي الاتحاد الأوروبي عملت على عدم الاستفادة من تخفيض قيمة العملة، وهو ما قد أوضحناه سابقاً.

ومن ثم يمكن القول بأن تخفيض قيمة العملة في مصر ترتب عليه آثاراً تضخمياً، وهو ما يؤدي إلى زيادة أسعار صادراتها، مما يؤدي لارتفاع نفقات المعيشة وارتفاع تكاليف الإنتاج، وبالتالي فإن أثر التخفيض في هذه الحالة سوف يتلاشى، فما يكسبه المستورد الأجنبي من تخفيض قيمة العملة الوطنية سوف يخسره بارتفاع المستوى العام للأسعار داخل الدولة المخفضة (مرمر سليمان، 2015).

والجدير بالذكر بأنه كان من المفترض وحتى يتم المحافظة على سعر الصرف الحقيقي التوازني، واستمرار تكافؤ القوى الشرائية بين العملتين أن ينخفض سعر الصرف الاسمي للجنيه بالقدر الذي يلغي مستوى التضخم المرتفع في مصر، ولكن على الرغم من ذلك ظل سعر الصرف الاسمي أعلى من سعر الصرف الحقيقي طوال الفترة، مما يترتب عليه أن تكون أسعار الصادرات المصرية غالية نسبياً، وبالتالي تدهور القدرة التنافسية للصادرات المصرية (مطهر سيف، 2002).

ومن ثم يمكن القول بأنه إذا لم تكن هناك أي وسيلة للحد من التضخم واستهدافه، للمحافظة على استقرار الأسعار فإن سياسة التخفيض في قيمة العملة من خلال تعويم الجنيه لن تفلح في زيادة الصادرات وتخفيض الواردات مما يحسن العجز المزمن للميزان التجاري وبالتالي ميزان المدفوعات.

وأن خفض قيمة الجنية ليس هو المحرك الوحيد أو الأساسي لزيادة الطلب عليه فنظام الصرف المعوم ليس شرطا لاستقرار سوق النقد الأجنبي. فلم يود تخفيض الجنيه أمام الدولار، وبالتالي أمام العملات زيادة الصادرات وخفض العجز التجاري الا بدرجات صغيرة لا تتناسب مع الخفض الكبير في قيمة الجنيه.

ثانياً: عدم مرونة الجهاز الإنتاجي.

يمثل عدم مرونة الجهاز الإنتاجي في مصر في مشكلة رئيسية وهي في زيادة الاستهلاك على الإنتاج، وزيادة الواردات على الصادرات، مما انعكس على قيمة العملة المصرية بالسلب، حيث أن

العملة ما هي إلا انعكاس للاقتصاد وحالته (إبراهيم أباظة، 2004).

فكل تخفيض في قيمة العملة لا يؤدي لزيادة الصادرات، وحتى مع افتراض زيادة الصادرات، فإنه لن تزيد بنفس نسبة تخفيض قيمة العملة، والسبب عدم مرونة الجهاز الإنتاجي.

عدم مرونة الجهاز الإنتاجي وارتفاع الأسعار وانخفاض الجودة تجعل المنتجات المصرية غير قادرة على المنافسة في الأسواق العالمية، وبالتالي لا بد من وجود استراتيجية خاصة للتصنيع أو للتنمية في إطار اقتصاد عالمي مفتوح على التطورات الحديثة (فوزي رزق، 2000)، تكون من خلال تحفيز الإنتاج للتصدير وتوفير السلع الوسيطة اللازمة للعملية الإنتاجية من خلال الإنفاق الحكومي وإتاحة

الائتمان للقطاع الخاص، وذلك من أجل تحسين جودة الصادرات لزيادة النفاذ للأسواق الخارجية المتنوعة، هذا بالإضافة إلى تعظيم الاستفادة من الاتفاقيات التجارية التفضيلية بين مصر وشركائها التجاريين في زيادة الصادرات، وتحسين نوعيتها، وتنويع الأسواق (أمينة حلمي، 2015).

ثالثاً: عدم ربط الجنيه المصري بسلة من العملات.

تختلف دول العالم فيما بينها حول النظام التي تستخدمه لتحديد معدل صرف عملة أي منها بالنسبة للعملات الأخرى، فبعض الدول ومنها مصر قبل تعويم الجنيه في 2016/11/3 حيث كانت تقوم بربط الجنيه بالدولار الأمريكي.

فعلى سبيل المثال، فإن تراجع قيمة الدولار بالنسبة لليورو بمعدل 10%، فإنه يترتب عليه بالتبعية تراجع قيمة الجنيه بالنسبة لليورو بنفس النسبة، وبالتالي ترتفع أسعار السلع التي يتم استيرادها من منطقة اليورو، وتنخفض أسعار السلع المصرية التي يتم تصديرها لمنطقة اليورو، والعكس صحيح.

أما نظام سلة العملات فيتم بمقتضاه تحديد معدل صرف العملة استنادا إلى مجموعة من العملات التي يتم انتقاؤها من قبل البنك المركزي (والتي ستشكل السلة)، ويتم انتقاء هذه العملات على أساس الوزن النسبي للتجارة البينية بين الدولة والدول صاحبة هذه العملات (رنا نافذ، 2003).

وأهم مزايا سلة العملات، الحفاظ على معدل الصرف الحقيقي في مواجهة شركاء التجارة وتجنب أي مغالاة أو بخس في قيمة العملة، بالإضافة إلى الاستقرار النسبي لمعدل صرف العملة، حيث أن ارتفاع قيمة عملة معينة داخل السلة سوف يعني انخفاض العملات الأخرى بالنسبة لتلك العملة والعكس، ومن ثم يكون الأثر النهائي لهذا الارتفاع على العملة محدوداً(سيد عيسى، 1984).

والجدير بالذكر أن هذا النظام لا يختلف كثيراً عن وحدة النقد الأوروبية (E.C.U) والذي هو عبارة عن سلة تتكون من عملات الدول الأعضاء مرجحة بأوزان، ويتحدد الوزن النسبي لكل عملة بإجمالي الدخل القومي والتجارة الخارجية(عمر كامل، 1999). وهناك دراسة أوضحت(أحمد عزت، 2006) أنه كان ربط الجنيه المصري بالدولار منفرداً ساهم في تقليل من تنافسية الاقتصاد المصري بالخارج.

وبمرور الوقت تتغير أوزان العملات المختلفة في السلة، مع تغير وزن التجارة مع دول السلة، أو ربما تتغير مكونات السلة ذاتها بدخول عملات وخروج عملات أخرى، وذلك حسب التطورات التي تحدث في التوزيع الجغرافي للتجارة الخارجية للدولة(حسين الأسرج، 2005). وأن ما اتخذته مصر مؤخرا من قرار تعويم الجنيه المصري النظيف قد يتلافى مشكلة ربط الجنية بالدولار (تامر يوسف، 2015).

النتائج والتوصيات:

أولاً: النتائج:

توصل البحث في هذه الدراسة إلى عدد من النتائج والتوصيات من أهمها ما يلي:

1. أثبت الدراسة التحليلية أن سياسة تخفيض قيمة العملة والتي اتبعتها مصر خلال الفترة محل الدراسة وإن كانت حققت بعض النتائج الإيجابية في بعض عناصر ميزان المدفوعات لاسيما التحويلات والتجارة غير المنظورة في الخدمات، إلا أن أثرها على رصيد الميزان التجاري، وهو الأصدق تعبيراً على حالة ميزان المدفوعات كان سالباً طوال فترة الدراسة، حيث استمر عجز الميزان التجاري في التزايد رغم كل التخفيضات التي طرأت على قيمة الجنيه المصري، وهو ما يرجع أساساً إلى أنه عجز هيكلي ومرتبط ببنية الاقتصاد القومي ذاته.
2. تحقيق ميزان المدفوعات في بعض سنوات الفترة لفائض، لا يعكس كفاءة الجهاز الإنتاجي للدولة، وإنما هو نتيجة للمساعدات التي حصلت عليها مصر، سواء كانت هذه المساعدات قروض أو منح، بالإضافة إلى فائض ميزان المعاملات المالية والرأسمالية، خاصة الاستثمار الأجنبي غير المباشر، وتحديداً الأموال الساخنة.
3. الفائض المتحقق في ميزان المدفوعات هو محض تدفقات من الخارج، لكنها تدفقات تعكس التزامات مستقبلية على الدولة، وبالتالي فإن الفائض المتحقق لا يعدو إلا أن يكون قروضً وتسهيلات وشراء الأجانب لأوراق دين مصرية، أي هي مديونية جديدة لسداد مديونية قائمة.
4. نتائج الدراسة القياسية لعلاقة سعر الصرف كمتغير مستقل بمكونات ميزان المدفوعات كمتغيرات تابعة أثبت ما يلي:

أ. هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين الصادرات، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، فمع ارتفاع سعر الصرف أي تخفيض قيمة الجنيه المصري، تزيد الصادرات من السلع.

ب. هناك علاقة عكسية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين الواردات، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية.

ج. اتضح عدم معنوية العلاقة، بين سعر الصادرات كمتغير مستقل والوردات كمتغير تابع، أي أن الصادرات والواردات لا يتأثرا بتخفيض قيمة الجنيه، وهو ما يتفق مع الدراسة التحليلية.

د. هناك علاقة طردية بين سعر الصرف والميزان التجاري، وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، إلا أن البحث كشف عن عدم وجود تأثير معنوي لسعر الصرف على الميزان التجاري.

هـ. هناك علاقة عكسية بين سعر الصرف كمتغير مستقل وميزان الخدمات كمتغير تابع.

و. هناك علاقة طردية بين سعر الصرف كمتغير مستقل وميزان التحويلات كمتغير تابع، إلا أن هذه العلاقة غير معنوية.

ز. هناك علاقة طردية بين ارتفاع سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) وبين ميزان المعاملات الرأسمالية والمالية.

ح. اتضح أنه يوجد تأثير لسعر الصرف كمتغير مستقل على ميزان المدفوعات كمتغير تابع، إلا أن تأثر سعر الصرف على المتغير التابع لم يتعدى 30%، وهو ما يتفق تماماً مع الدراسة التحليلية، حيث أثبت هذه الدراسة أنه وعلى الرغم من التخفيضات المتتالية في قيمة الجنيه إلا أنها لم يكن لها تأثير كبير على فائض في ميزان المدفوعات، وأن الفائض المتحقق في بعض السنوات راجع في المقام الأول إلى الفائض المتحقق في ميزان الخدمات، والزيادة في ميزان التحويلات وميزان المعاملات المالية والرأسمالية. وأن السنوات التي حقق فيها ميزان المدفوعات لعجز اتضح فيها أن ميزان المعاملات المالية والرأسمالية وميزان التحويلات من ضمن الأسباب الرئيسية التي خفضت العجز في ميزان المدفوعات خلال الفترة.

5. **نتائج الدراسة القياسية للمرونة في الآجل الطويل** جاءت أقل من الواحد الصحيح خلال الفترة من 1991/1990 حتى 2016/2015، أي أن تخفيض قيمة الجنيه لم يؤد إلى زيادة الصادرات وتخفيض الواردات، ومن ثم تخفيض العجز في الميزان التجاري، أي أن شرط مارشال– ليرنر لنجاح سياسة تخفيض قيمة العملة، لم يتحقق.

ثانياً: التوصيات:

أ. كبح جماح التضخم من خلال ألية استهداف التضخم.

ب. الاهتمام بالتنمية المستدامة وتنويع الإنتاج. وتشجيع وجذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة.

ج. التعامل الحذر مع قرار تعويم الجنيه النظيف لأنه حتى الأن من الناحية التطبيقية له تأثيرات سلبية على الوضع الاقتصادي والاجتماعي والبيئي. وهو ما يتفق نظريا حسب رؤية البعض بأن أسلوب التعويم يؤدي إلى شيوع التضخم في الدول ذات العملات الضعيفة، والي الكساد في الدول ذات العملات القوية، كما أن البعض يدعوا البلدان النامية إلى عدم اللجوء الى تعويم عملاتها نظراً لاعتماد معظمها بشكل كبير على الدول الصناعية المتقدمة في تجارتها الخارجية وعلى مراكز المال العالمية للحصول على احتياجاتها من الأسواق العالمية.

قائمة المراجع:

أولاً: المراجع العربية:

- إبراهيم، فتحي (2006). سعر الصرف المعوم واستقرار الاقتصاد الكلي. *مجلة مصر المعاصرة*. مجلد 97 (العدد 482). ص255-287.
- أباظة، إبراهيم. (2004). سبب المشكلة زيادة الاستهلاك على الإنتاج وزيادة الواردات على الصادرات. *مجلة الإدارة المالية*. مجلد 33(العدد1-2) ص19-20.
- أبو الفتوح، محمد. (2007). *تحرير سعر صرف الجنيه المصري وأثر ذلك على ميزان المدفوعات المصري*. رسالة ماجستير، كلية التجارة، جامعة عين شمس، القاهرة.
- الأسرج، حسين. (2005). أداء السياسة النقدية في مصر خلال الفترة (1997-2003)، *مجلة مصر المعاصرة*، المؤتمر رقم 24. ص1-26.
- البندراي، خالد. (2016)، *تأثير الفروق في أسعار صرف الجنيه المصري على الاقتصاد المصري*. اتحاد الغرف العربية. لبنان.
- البنك المركزي المصري (2017/2016). *التقرير السنوي*.
- البنك المركزي المصري. (2011/2010). *التقرير السنوي*.
- البنك المركزي المصري، *البنك المركزي يحرر سعر الصرف والتسعير وفقا الاثبات العرض والطلب*، بيان صحفي، 2016/11/3.
- حسن، فاروق. (بدون تاريخ). *التجارة الدولية*، فاروق حسين، كلية التجارة، جامعة الأزهر: كلية التجارة بنين.
- حلمي، أمينة. (2015، 14 ديسمبر). *تأثير انخفاض سعر الصرف على الميزان التجاري المصري*، المركز المصري للدراسات الاقتصادية.
- راتول، محمد. (2006). الدينار الجزائري بين نظرية أسلوب المرونات وإعادة التقويم. *مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا*. العدد4، ص233-256.
- ربيع، عبد الحميد. (2017). *العلاقة بين الاستثمار الأجنبي غير المباشر ومفردات الاقتصاد الكلي الرئيسية بالتطبيق على مصر في الفترة (2006-2014)*، رسالة ماجستير، كلية التجارة، جامعة المنصورة، مصر.
- رزق، فوزي. (2000). زيادة الصادرات كركيزة أساسية للتنمية. *مجلة المدير العربي*، العدد 151. ص10-19.
- سليمان، مرمر. (2015). سياسات سعر الصرف مع الإشارة للاقتصاد المصري، *المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة*، العدد 4. ص 265-295.
- سيف، مطهر. (2002). *التقلب في أسعار صرف العملات القابلة للتحويل وسبل مواجهته في الاقتصاد الإسلامي*. رسالة دكتوراه، كلية الشريعة والدراسات الإسلامية، جامعة أم القرى، السعودية.
- شلتوت، حافظ. (1999). قياس أثر تخفيض قيمة العملة على الميزان التجاري: دراسة

نظرية مع التطبيق على مصر، *المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة*. العدد الأول. ص727-762.

- طلب، محمد عبد العظيم. (1993). مدى ملائمة تحليل المرونات لتخفيض سعر الصرف على البلاد النامية، *المجلة المصرية للدراسات التجارية*. المجلد 17(العدد الأول). 345-363.
- عبد الزهرة، علي. (2013). تحليل العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستعمال اختبارات جذر الوحدة وأسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا ونماذج توزيع الإبطاء، *مجلة العلوم الاقتصادية*. المجلد التاسع (العدد الرابع والثلاثون). ص174-210.
- عبد السلام، صفوت. (1998). سعر الصرف وأثره على علاج اختلال ميزان المدفوعات: التجربة المصرية في سعر صرف الجنيه المصري، *مجلة العلوم القانونية والاقتصادية*. المجلد 40(العدد الثاني). ص329-436.
- عبدالحميد، عبد المطلب. (2016). *اقتصاديات سعر الصرف وتخفيض وتعويم العملة وحرب العملات*. الإسكندرية: الدار الجامعية.
- عبيد، جمال. (2010). محددات الميزان التجاري في مصر خلال الفترة (1986-2007)، *مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي*، المجلد 14(العدد 41). ص247-285.
- عزت، أحمد. (2006). *ربط سعر صرف الجنيه المصري بسلة للعملات وأثره على أداء الصادرات دراسة قياسية*. رسالة ماجستير، جامعة القاهرة، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية.
- عناني، محمد. (2011). *التحليل القياسي والاحصائي للعلاقات الاقتصادية* (الطبعة الثالثة). الزقازيق: كلية التجارة.
- عيسى، سيد. (1984). *نظام النقد الدولي المعاصر (الطبعة الثانية)*، القاهرة: المطبعة العالمية.
- كامل، عمر. (1999). *النقود والنظام النقدي الدولي بين الاقتصاد المعاصر والاقتصاد الإسلامي (المنهج الإسلامي كمدخل للنظام النقدي الدولي)*. السعودية: مجموعة دلة البركة.
- كينين، ب. (1999). *الاقتصاد الدولي*، (إبراهيم يحي الشهابي، مترجم) القسم الثاني. سوريا: وزارة الثقافة.
- لبعل، فاطمية. (2017). *انعكاسات الأزمة المالية العالمية لسنة 2008 على الصادرات النفطية للدول العربية*، رسالة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خضير – بسكرة، الجزائر.
- مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار بمجلس الوزراء. (2005). *حساب سعري الصرف الاسمي والحقيقي الفعالين في مصر (الإصدارة الثانية)*.
- المهدي، عادل. (2000). تفسير المنهج النقدي للتوازن الخارجي في مصر. *المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة*. العدد الثاني. ص 429-470.

- المهدي، عادل. (2017، 21 مارس). *مشكلات سعر الصرف في مصر والتجارة الخارجية (علاقات ثنائية الاتجاه)*، جامعة الأزهر: ندوة مركز صالح كامل.
- نافذ، رنا. (2003). *تقلب سعر صرف العملة المحلية وانعكاسه على أسعار وعوائد الأسهم " دراسة تطبيقية على واقع الشركات المساهمة العامة المدرجة في بورصة عمان" (1985-1995)*. رسالة ماجستير، جامعة اليرموك، كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية.
- هالوود، سي، وماكدونالد، ر. (2007). *النقود والتمويل الدولي*. (محمود حسن حسني، مترجم). السعودية: دار المريخ للنشر.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

- Afzal, M. Estimating Long Run Trade Elasticities In Pakistan, Gomal University,D.I.Khan – Pakistan.
- Joel Hinaunye, E.(2013). Estimation Of The Marshall-Lerner Condition For Namibia. *International Business & Economics Research Journal*. Volume 12(Number 5). P.511-518.
- Ritesh Pandey. (2013).Trade Elasticities and the Marshal Lerner, Condition for India, *Global Journal of Management and Business Studies*. P. 423-428.
- Taggert J. Brooks. (1999). *Currency Depreciation And The trade balance: an elasticity Approach And Test of The Marshall-Lernercondition For BIlateral Trade Between The US And the g-7. A Dissertation Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements* for the Degree of Doctor of Philosophy Economics. The University of Wisconsin-Milwaukee.

ثالثاً: المواقع الإلكترونية:

- **نافع، مدحت. (2017، 26 يونيو). *خداع الفائض في ميزان المدفوعات***، تاريخ أخر زيارة 2018/7/29. متاح على الرابط التالي
http://www.shorouknews.com/columns/view.aspx?cdate=26062017
, visit last, &id=0615437a-62ae-4573-8450-75fe8ca8c818
- يوسف، تامر. (2015، 7 ديسمبر). *الدولار أم سلة العملات... أيهما أفضل للجنيه؟*. تاريخ أخر زيارة 2017/8/12. متاح على الرابط التالي:
https://www.almalnews.com/Story/259897/12/