مدي استدامة الدين العام الخارجي المصري

د.السيد فراج السعيد محمد صقر *
د.رشدي فتحي محمود حسن حجازي**

(*) **د.السيد فراج السعيد محمد صقر:** أستاذ مشارك– كلية الشريعة – الجامعة الإسلامية بالمدينة المنورة – كلية التجارة – جامعة دمياط وتتمثل الاهتمامات البحثية في النمو والتنمية الاقتصادية.

Email: elsayedfarrag63@yahoo.com

(**) **د.رشدى فتحى محمود حسن حجازى :**مدرس الاقتصاد –كلية التجارة – جامعة دمياط ، وتتمثل الاهتمامات البحثية فى التنمية الاقتصادية ، السياسات النقدية والمالية

Email : d_roshdyhegazy@yahoo.com

الملخص

تتمثل مشكلة الدراسة في دراسة استدامة الدين العام الخارجي المصري. أي مدي قدرة الاقتصاد المصري على سداد الدين العام الخارجي بشكل ميسر. ومن ثم تتمثل الفرضية الأساسية لهذا الدراسة في أن ثمة استدامة للدين العام الخارجي المصري، كما تستهدف هذه الدراسة تحديد مدي قدرة فائض الميزان التجاري على تمويل أقساط الدين الخارجي المصري، ومدي نمو الصادرات (بمفهومها الواسع) بمعدل يغطي نمو مدفوعات الواردات ومدفوعات فوائد الدين الخارجي. وقد انتهت الدراسة الي عدد من النتائج أهمها أنه يوجد تأثير موجب للمتغير MM_T على المتغير EX_T وذلك بثقة ٩٥% ، لأن قيمة P–value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 1.14 ، وذلك مع ثبات العوامل الأخرى. أي أنه كلما ازداد MM_T بوحدة واحدة ازداد EX_T بمقدار ١.١٤ وحدة. , ويتضح أيضاً أن MM_t يفسر حوالي ٨٣% من التغيرات التي تحدث في EXT . وحيث ان النموذج يبين وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الاجل الطويل (الشرط الضروري)،و b=1.14 اكبر من الواحد الصحيح (الشرط الكافي) ، اذ اً تتحقق الاستدامة للدين العام الخارجي المصري وفقا لهذا النموذج خلال الفترة محل الدراسة ، يوجد تأثير سالب لرصيد الميزان التجاري على صافي الدين الخارجي وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P–value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي – 1.695 وذلك مع ثبات العوامل الأخرى. فكلما ازداد رصيد الميزان التجاري بوحدة واحدة قل صافي الدين الخارجي بمقدار ١.٠٢ وحدة. ويتضح أيضا ان رصيد الميزان التجاري يفسر حوالي ٣١% من التغيرات التي تحدث في صافي الدين الخارجي، كما لا توجد علاقة استدامة بين رصيد الميزان التجاري وصافي الدين الخارجي المصري في الاجل الطويل ، ذلك أن اختبار جوهانسن يوضح عدم وجود تكامل مشترك بينهما.

Abstract

The problem of the study is to study the sustainability of the Egyptian external public debt. That is, the extent of the Egyptian economy's ability to repay the external public debt in an easy manner. Hence, the basic hypothesis of this study is that there is sustainability of the Egyptian external public debt.

This study also aims to determine the extent to which the trade balance surplus is able to finance the installments of the Egyptian external debt, and the extent to which exports (in its broad sense) grow at a rate that covers the growth of import payments and external debt interest payments.

The study concluded with a number of results, the most important of which is that there is a positive effect of the MM_T variable on the EX_T variable, with a confidence of 95%, because the P-value is less than 5%, and the value of the coefficient is 1.14, with other factors remaining constant. That is, as MM_T increases by one unit, EX_T increases by 1.14 units. It is also clear that MMt explains about 83% of the changes that occur in EX_T.

And since the model shows the existence of a co-integration relationship between the two variables in the long term (the necessary condition) , and b = 1.14 is greater than the correct one (the sufficient condition), so the sustainability of the Egyptian external public debt is achieved according to this model during the period under study, there is a negative effect For the balance of the trade balance on the net external debt, with 95% confidence, because the P-value is less than 5%, and the value of the coefficient is -1.695, with other factors constant.

Whenever the balance of the trade balance increased by one unit, the net external debt decreased by 1.02 units. It is also clear that the balance of the trade balance explains about 31% of the changes that occur in the net external debt, and there is no sustainable relationship between the balance of the trade balance and the Egyptian net external debt in the long term, as the Johansen test shows that there is no common integration between them.

مقدمة: أثارت التطورات الأخيرة في مؤشرات الدين العام الخارجي المصري التساؤلات عن مدي استدامة هذا الدين بما لا يؤثر على الاستقرار الاقتصادي (معدل سعر الصرف، معدل التضخم، الملاءة المالية للاقتصادي المصري) وعلى عملية التنمية الاقتصادية والاجتماعية في مصر. إذ تشير الإحصائيات إلى زيادة نسبة الدين العام الخارجي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي من (١٥%) في العام المالي ٢٠١٥/٢٠١٤ إلى ٣٤.٢% خلال عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. أي ثمة زيادة في هذه النسبة بمقدار الضعف تقريباً خلال ست سنوات. ويعني ذلك أن ثمة تسارعاً في نمو الدين العام الخارجي المصري بمعدل أكبر من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي. وفي حين ازداد حجم الدين العام الخارجي من ٤٦ مليار دولار في عام ٢٠١٤/٢٠١٣ إلى ١٣٨ مليار دولار في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠، فإن فوائد هذا الدين قد قفزت من ٦٦٦. مليار دولار في عام ٢٠١٤/٢٠١٣ إلى ٥.٣٥ مليار دولار في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. أي أنه بينما تزايد حجم هذا الدين بمقدار ثلاثة أضعاف حلقت الفوائد بمقدار يناهز الثمانية أضعاف. كما ازدادت نسبة خدمة الدين إلى المتحصلات الجارية من (٨.٥%) في عام ٢٠١٥/٢٠١٤ إلى (٢٣.٥%) في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠، في حين ازدادت نسبة خدمة الدين إلى الصادرات السلعية والخدمية من (١٢.٧%) في عام ٢٠١٥/٢٠١٤ إلى (٣٩%) في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. (وزارة المالية، التقرير المالي الشهري يونيو ٢٠٢٢، مج ١٧، ع٨، جداول رقم ١٩، صـ ٣٩).

لذا كانت مشكلة هذا البحث هي: دراسة لاستدامة الدين العام الخارجي المصري. أو بمعنى أخر قدرة الاقتصاد المصري على سداد الدين العام الخارجي بشكل ميسر. **ومن ثم تتمثل الفرضية الأساسية لهذا البحث** في أن ثمة استدامة للدين العام الخارجي المصري، **وتستهدف الدراسة** تحديد مدي قدرة فائض الميزان التجاري علي تمويل أقساط الدين الخارجي المصري، ومدي نمو الصادرات (بمفهومها الواسع) بمعدل يغطي نمو مدفوعات الواردات ومدفوعات فوائد الدين الخارجي.

أما الفجوة البحثية فتتمثل في تناول الفترة الزمنية من ٢٠٠١/٢٠٠٠ حتى ٢٠٢١/٢٠٢٠ وتناول نموذجيين قياسيين لدراسة استدامة الدين العام الخارجي باستخدام أسلوب التكامل المشترك، وفي تحديد حجم الفائض التجاري اللازم خلال الفترة ٢٠١١/٢٠١٠ حتى ٢٠٢١/٢٠٢٠، والفائض التجاري اللازم خلال الفترة من ٢٠٢٤/٢٠٢٣ حتى ٢٠٣٣/٢٠٣٢

وذلك بافتراض معدلات نمو مختلفة وثبات كلا من متوسط معدل الفائدة على الدين الخارجي وحجم الدين الخارجي.

منهج الدراسة: تستخدم الدراسة كلا من المنهج الاستقرائي والاستنباطي في التعرف علي تطور الدين العام الخارجي المصري وتناول ادبيات استدامة الدين العام الخارجي والنماذج النظرية والتطبيقية لهذه الاستدامة، والمنهج القياسي التحليلي في تحديد حجم الفائض التجاري اللازم ومدي استدامة الدين العام الخارجي المصري خلال الفترة محل الدراسة.

وسنقسم هذه الدراسة إلى:

(١) الدراسات السابقة.

(٢) أدبيات استدامة الدين العام الخارجي.

(٣) النماذج النظرية والتطبيقية لاستدامة الدين الخارجي.

(٤) تطور الدين العام الخارجي المصري: المؤشرات – الأسباب – النتائج.

(٥) الفائض التجاري اللازم لاستدامة الدين العام الخارجي المصري.

(٦) النماذج القياسية لاستدامة الدين العام الخارجي لمصر.

(١) الدراسات السابقة

-دراسة (Manoranjan Sahoo M. Suresh Babu , Umakant , 2017) : هدفت هذه الدراسة إلى اختبار استدامة ميزان المعاملات الجارية في كل من الصين والهند مستخدمة اختبار التكامل المشترك لـ Bayer –Hanck (2013) . وقد توصلت الدراسة إلى استدامة حساب المعاملات الجارية في الصين وعدم استدامته في الهند.

- دراسة (محمد محمود فتح الله، ٢٠٠٨) : وقد هدفت هذه الدراسة إلى اختبار استدامة الدين الخارجي المصري باستخدام أساليب تحليل السلاسل الزمنية. وقد انتهت الدراسة إلى عدم وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الدين الخارجي وكل من الناتج المحلي الإجمالي ورصيد الميزان التجاري.
- دراسة . (Huseyin KALYONCU, 2005) : وقد هدفت الدراسة إلى فحص استدامة الحساب الجاري لتركيا خلال الفترة من عام ١٩٨٧حتى عام ٢٠٠٢، مستخدمة قيد الاقتراض البيزمني ، وذلك بدراسة العلاقة بين الصادرات الحقيقية والواردات والواردات كنسبة من الناتج

المحلي الإجمالي الحقيقي. وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة طويلة الأجل بين الصادرات والواردات مما يعني أن ثمة استدامة للحساب الجاري لتركيا خلال هذه الفترة.

- دراسة (Pedro Alba, Sherine Al-Shawarby & Farrukh Iqbal May 2004)، هدفت هذه الدراسة إلى تقييم مدى استدامة الدين العام في مصر في ضوء التطورات المالية في السنوات الأخيرة. وفي هذا الإطار، تقوم الورقة بتحليل المتغيرات المالية الرئيسية المسئولة عن تزايد الدين العام، وتحديد ما إذا كان هذا الدين ناتج عن عوامل هيكلية أو دورية، ثم إجراء محاكاة لمسار الدين-الناتج وذلك استنادا إلى افتراضات مختلفة في المتغيرات الاقتصادية الكلية الرئيسية. وتخلص الورقة إلى أربع نتائج رئيسية، وهي: أولا، ارتفاع معدل الدين للناتج في مصر مقارنة بعينة من الدول ذات الدخل المتوسط المنخفض. ثانيا، رجوع هذا الدين أساسا إلى اعتبارات هيكلية وليست دورية. ثالثا، ارتباط أوجه الضعف الهيكلية في الميزانية بانخفاض الإيرادات الضريبية وزيادة الإنفاق على الأجور والدعم. وأخيرا، تشير نتائج المحاكاة إلى أهمية إجراء تعديل مالي للحد من زيادة الدين وتعزيز القدرة على الاستدامة المالية.
- دراسة (Claudio M. Loser , 2004) ، اهتمت هذه الدراسة بتحليل عدد من الارشادات والسيناريوهات التي يمكن أن تعمل بها البلدان المثقلة بالديون الخارجية وتوصلت إلى عدد من النتائج في ضوء دراسة تطور المديونية الخارجية للبلدان النامية منها التركيز على هياكل الدين العام الخارجي وعلى فترات استحقاقه وعلى سعر الفائدة ومعدلات التضخم وسعر الصرف ومعدل النمو الاقتصادي.
- دراسة (شيرين جمال الدين هيكل وآخرون، الاقتدار المالي بدلالة المديونية الداخلية والخارجية، مجلس الوزراء، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، القاهرة، ٢٠٠٤). تقوم هذه الدراسة على تقييم الوضع المالي للموازنة العامة في مصر من خلال تبني منهج قيد الموازنة وذلك لتحديد نسبة العجز المالي الأولي إلى الناتج المحلي الإجمالي اللازمة لتحقيق الاستدامة المالية. وقد توصلت الدراسة إلى أن الفترة من عام ١٩٩٢/١٩٩١ وحتى ١٩٩٧/١٩٩٦ كان الوضع المالي مستقراً ولا يحتاج إلى إصلاح مالي، في حين أن الفترة من عام ١٩٩٧/١٩٩٦ وحتى ٢٠٠٣/٢٠٠٢ كانت تحتاج إلى تحقيق فائض في الموازنة الأولية بنسبة ٠,٧% لتحقيق الاستدامة.

- دراسة(Frederico G. Jayme Jr, , July 2001) وقد حاولت الدراسة دراسة فرضية أن الدين الخارجي للبرازيل يتسم بالاستدامة، وخلصت الدراسة إلى أنه لفترات زمنية وبنماذج ومتغيرات مختلفة فإن الدين الخارجي وعجز الحساب الجاري لا يتسمان بالاستدامة في الأجل الطويل بما يؤكد الدراسات الأخرى التي تناولت استدامة الدين الخارجي والحساب الجاري في البرازيل.
- دراسة (Sawada, Y. , 1994) وقد انطلقت هذه الدراسة من فحص فرضية أن البلدان المثقلة بالديون – في إطار اعتبارات سداد دينها الخارجي، تتمتع باليسر المالي أو الملاءة. وقد توصلت الدراسة إلى أن هذه البلدان تعاني من صعوبات كبيرة في سداد أعباء بسبب فرط عبء الديون Debt Overhang. فهي لم يتوافر لها شرط اليسر. كما توصلت الدراسة إلى أن بلدان شرق وجنوب شرق أسيا تتمتع باليسر المالي Solvency أو الملاءة المالية.
- دراسة (Husted, S. ,1992) . هدفت هذه الدراسة إلى تناول العلاقة بين الصادرات والوردات ومدفوعات الفوائد الخارجية في الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة من عام ١٩٦٠ حتى عام ١٩٨٩. وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود تكامل مشترك بينها. لكن باستخدام نقطة انكسار هيكلي للبيانات في عام ١٩٨٣ وجد أن هناك علاقة تكامل مشترك بين الصادرات وكل من الواردات ومدفوعات الفوائد الخارجية خلال تلك الفترة
- دراسة (James D . Hamilton, Marjorie A. Flavin 1986) وتنطلق هذه الفرضية من أن دائني الحكومة الأمريكية يتوقعون ألا تزيد القيمة الحالية للنفقات العامة الحقيقية (باستبعاد مدفوعات فوائد الدين العام) عن القيمة الحالية للإيرادات العامة الحقيقية شاملة التغير في النقود عالية القوة والمكاسب الرأسمالية. أي يتوقعون على نحو رشيد أن الموازنة تكون متوازنة بشروط القيمة الحالية. وقد توصلت الدراسة إلى صحة هذه الفرضية، بل وإلى تحقيق الموازنة لفائض مالي في المستقبل.

(٢) أدبيات استدامة الدين العام الخارجي

يقصد باستدامة الدين الخارجي، بشكل عام، بأنها إدارة الدين العام بما لا يجعل أعباء خدمة الدين تؤثر سلباً على النمو الاقتصادي. ولاختبار ذلك تستخدم مؤشرات على المستوى الوحدي (Micro) حيث يجب ألا يقل معدل العائد على الاستثمار عن سعر الفائدة الحقيقي. ومنها ما يكون على المستوى الكلي (Macro) حيث يتم استخدام نسبتي الدين للناتج المحلي الإجمالي

وخدمة الدين للصادرات أو الحساب الجاري كمؤشر لاستدامة المديونية (Claudio M. Loser , 2004 , p 8) .

كما تعرف استدامة الدين الخارجي من وجهة نظر المقرض بأنها الحالة التي تتساوى عندها القيمة الحالية للموارد المالية الخارجية المتاحة لسداد الدين مع القيمة الحالية للرصيد القائم للدين. ويتطلب ذلك أن تكون نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي مستقرة عبر الزمن أو ثابتة [١]. أما من وجهة نظر المقترض فإن استدامة الدين الخارجي تتحقق عندما تكون الدول ليها القدرة والرغبة في الانتظام في سداد أعباء الدين الخارجي الحالية والمستقبلية دون لجوء للجدولة أو تراكم المتأخرات، ودون تعريض النمو للخطر ويتحقق ذلك عندما يتم استخدام القروض بكفاءة توفر متطلبات سداد هذه الأعباء (محمد محمود فتح الله، ٢٠٠٨، صـ ٣٧، ٣٨ the Staffs of the World Bank and the International Monetary) Fund, April 20, 2001 , p 4).

فمدفوعات الدين الخارجي تكون قابلة للاستدامة عندما تتساوى القيمة الحالية للفائض التجاري في المستقبل مع الرصيد القائم للدين (Frederico G. Jayme Jr , 2001 , pp 22) ، أي عندما ينطبق شرط أو قيد التوازن البيزمني لاقتصاد مفتوح (Manoranjan Sahoo M. Suresh Babu , Umakant Dash , 2017 , p 82).

كما يقوم الإطار النظري لتقييم استدامة الدين على استخدام إطار استدامة الدين الذي طوره كل من صندوق النقد الدولي والبنك الدولي عام ٢٠٠٥ وأعيد تنقيحه في عامي ٢٠٠٩، ٢٠١٢، والذي يعتمد على المقارنة بين مؤشر عبء الدين المحسوب calculated debt burden indicator وعتبة المؤشر indicative threshold ، وتشمل مؤشرات عبء الدين على مؤشرات اليسر المالي (رصيد الدين / الناتج المحل الإجمالي بما لا يزيد عن ٤٠%، رصيد الدين / الصادرات بما لا يزيد عن ١٥٠% ، رصيد الدين / الإيرادات العامة بما لايزيد عن ٢٥٠%، ومؤشرات السيولة (خدمات الدين على الصادرات بما لا يزيد عن ٢٠%)[٢] وعلى قيد الموازنة البيزمني أي قيد الموازنة باستخدام القيمة الحالية حيث تكون الحكومة في حالة يسر مالي إذا كانت القيمة الحالية للفائض الأولي تساوي على الأقل قيمة الدين العام القائم.

---

[١] يلاحظ أن الغرض من ربط رصيد الدين العام الخارجي بالناتج المحلي الإجمالي يستهدف الوقوف على مدي انعكاس الدين على حجم هذا الناتج. ومن ثم فإن استدامة هذا الدين تتطلب على الأقل تطوين فائض أولى (النفقات العامة بدون الفوائد – الإيرادات العامة) في الموازنة العامة وأن يكون معدل نمو الناتج مساوياً على الأقل لمعدل الفائدة على الدين. وفيما يخص الدين الخارجي فإن ثبات أو تقليص حجم الدين الخارجي يتطلب أن يكون ثمة فائض في الميزان التجاري لتمويل مدفوعات الفائدة والأقساط.

[٢] توجد مؤشرات هامة أخرى منها : نسبة الدين الخارجي قصير الأجل إلى الاحتياطيات الأجنبية وهو مؤشر هام يقيس مدى كفاية تلك الاحتياطيات لتغطية أقساط هذا الدين ، متوسط آجال الدين وهو يعبر عن المدة التي تستحق فيها الأعباء الأكبر على الدين .

ويستخدم الإطار الأخير اختبارات تحليل التكامل المشترك ومعيار الاستقرار للسلاسل في تقييم استدانة الدين (Inibehe Nya , Chukwuemeka O. Onyimadu , , 2019 , www.iiste.org , p , 9-10).

وتحليلياً فأنه توجد ثلاثة محددات رئيسية لاستدامة الدين هي : رصيد الدين القائم وشروط سداده ، تطور القدرة المالية على السداد الخارجي ، نمو وتركيب وشروط الدين الخارجي الجديد (the Staffs of the World Bank and the International Monetary Fund , INTERNATIONAL DEVELOPMENT ASSOCIATION AND INTERNATIONAL MONETARY FUND , , 2001 , p 4).

ويلاحظ أن تقييم استدامة الدين الخارجي يركز على نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي، تلك التي تعتمد على سلوك الدين الخارجي، سعر الفائدة، سلوك الناتج المحلي الإجمالي، تحركات سعر الصرف الحقيقي، وضع الميزان التجاري (Claudio M. Loser , 2004 , p vii).

ويوجد عدد من الأساليب التي يمكن استخدامها في تقدير استدامة الدين الخارجي منها أسلوب تقدير التكامل المشترك بين الصادرات والواردات وسعر الفائدة وذلك وفقاً لصيغة Hamilton and Flavin (1986) ، و Sawada (1994) ، ومنها أسلوب اختبار جذر الوحدة (الاستقرار) للدين المخصوم وفقا لصيغة (Greiner and Semmler, 1999) ، ثم أسلوب تقدير التكامل المشترك بين الميزان التجاري وصافي الدين الخارجي (Frederico G. Jayme Jr , 2001 , pp 9 - 10).

كما استخدم (Hamilton and Flavin ,1986 , 815 -817) أسلوب اختبار جذر الوحدة لديكي فيلر لاختبار كل من استقرار أو عدم استقرار فائض الموازنة العامة والدين العام الأمريكي. كذلك استخدما نموذج (Flood and Garber) المستخدم لدراسة التضخم الجامح ذاتي التحقق في دراسة مدى وجود علاقة طويلة الأجل بين فائض الموازنة العامة والدين العام.

وتشير بعض الدراسات إلى أن وضع ميزان المعاملات الجارية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي هو من أهم المتغيرات التي تنبئ عن قرب تدهور أو هشاشة الوضع الخارجي بل وازدياد حمى المضاربة وخروج رأس المال الساخن (Frederico G. Jayme Jr , 2001 , p 15) . فعندما تزداد هذه النسبة فإن ذلك ينبئ عن هشاشة الاقتصاد الحقيقي التي سرعان

ما تنعكس في هشاشة المتغيرات المالية والنقدية وعلى رأسها سعر الصرف ومعدلات التضخم. وتشهد التجارب في كثير من الدول النامية (المكسيك، البرازيل، الأرجنتين) أن سعر الصرف عادة ما يكون مقوماً بأكبر من قيمته الحقيقية قبيل تشكل الأزمة مباشرة.

ويرى الباحث أن سعر الصرف المقوم بأكبر من قيمته الحقيقية هو سيناريو يسمح بخروج رابح لرأس المال الساخن، كما أن السماح بتعويم سعر الصرف في مسار يأخذ شكل Over shooting –كما يرى روجيه دورنبش –يسمح بدخول رابح أيضاً لرأس المال الساخن، ثم لا يلبث رأس المال الساخن إلا ويتدفق بكميات كبيرة تنعش المؤشرات المالية والنقدية بما يسمح بالتوسع الاقتصادي ولكن بأموال ساخنة وبقروض واجبة السداد وبأسعار فائدة محلية مغالى فيها. وهكذا في شكل دورة مستمرة. ويؤكد هذه الفرضية أن حجم الأموال الساخنة يزداد زيادة كبيرة قبيل الأزمة التي يديرها صندوق النقد الدولي. فقد قفز حجم الأموال الساخنة في مصر – صافي تدفقات المحفظة –من ٧.٣٠٧– في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ إلى ١٨.٧٤٢ في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. ثم بدأ يخرج بكميات كبيرة اعتباراً من يناير ٢٠٢٢ وقبيل بدء تخفيض قيمة الجنيه المصري رسمياً في مارس ٢٠٢٢، ثم الخفض التدريجي اعتباراً من أغسطس ٢٠٢٢. وهو ما ترتب عليه تآكل الاحتياطي من العملات الأجنبية وتحقيق صافي الأصول الأجنبية لعجز كبير وتدهور سعر صرف الجنية وشح موارد النقد الأجنبي.

ونفس المنطق قد مرت به كثير من الدول النامية (المكسيك، البرازيل، الأرجنتين) ذات المديونية الثقيلة في ظروف تعرضها للأزمات. ومن ثم يكون من المنطق أن يكون سعر الصرف الحقيقي متغيراً رئيسياً من المتغيرات التي تحدد نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي. وقد تناولت بعض الدراسات نموذجاً يعكس دور سعر الصرف في تحديد الدين الخارجي (Claudio M. Loser , 2004 , Box 1 p 10) . فتخفيض القيمة الخارجية للعملة المحلية (عدد وحدات العملة المحلية مقوماً بوحدة واحدة من العملة الأجنبية) يسمح بزيادة الدين الخارجي.

كما تشير بعض الأدبيات إلى أن التحقق من مسار حساب المعاملات الجارية قد ينبئ عن عدم الاستدامة في الأجل الطويل. وأحد المقاييس الهامة هو نسبة عجز الحساب الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي. كذلك هناك حركية سعر الصرف والأثر المعدي لتدفقات رؤوس الأموال الزائدة (Frederico G. Jayme Jr , 2001 , p 17) .

كما يري البعض أنه يمكن المقارنة بين النسبة المطلوبة لفائض الميزان التجاري كنسبة من الناتج والذي يتوافق مع نسبة الدين / الناتج عبر الزمن وبين الوضع الفعلي أو المشاهد للميزان التجاري، حيث يشكل الفرق بين النسبة المطلوبة والنسبة الفعلية ميزان فجوة الموارد ,Rocha) Fabiana and Sigfried Bender.2000).

(٣)　النماذج النظرية والتطبيقية لاستدامة الدين الخارجي

تتعدد النماذج النظرية والتطبيقية التي تتناول موضوع استدامة الدين الخارجي وفقاً لتعدد الزوايا التي ينظر منها إلى تعريف الاستدامة وتحديد محدداتها. فهناك بعض النماذج التي تربط بين معدل تغير خدمة الدين الخارجي (ded/ ed) كمتغير تابع وبين كل من معدل نمو الدين الخارجي (dNT/ED) وسعر الفائدة (i) ومعدل نمو الناتج المحلي(dy/y) ومعدل تغير سعر الصرف الإسمي (dR/R) ومعدل التضخم المحلي (dP/P) ومعدل التخفيض في الدين الخارجي (DR/ED) كمتغيرات مستقلة والتي يمكن التعبير عنها بالترتيب في المعادلة التالية:

$$ded/ed=dNT/ED+ i-dy/y+dR/R-dP/P-DR/ED \ldots\ldots(1)$$

يتضح من هذه المعادلة أنه عندما (dR/R=dP/P) ويكون سعر الفائدة أكبر من معدل نمو الناتج المحلي فإن الأمر يتطلب تحقيق فائض في الميزان التجاري منعاً لزيادة نسبة خدمة الدين الخارجي (Claudio M. Loser , 2004 , Box 1 p 10) أي حتى تتحقق استدامة خدمة الدين الخارجي. كذلك يتضح من المعادلة أثر الأزمة على خدمة الدين من خلال انعكاسها في أثر معدل التضخم المحلي وأثر ضعف أو سلبية معدل نمو الناتج.

وهناك بعض النماذج التي تربط مجموع (الصادرات من السلع والخدمات والمتحصلات من صافي التحويلات وقيمة الاحتياطي في الفترة السابقة) كمتغير تابع *(EXt)* ومجموع (الواردات وفوائد الدين الخارجي خلال هذه الفترة السابقة) كمتغير مستقل*(bMMt)* في شكل المعادلة التالية (Frederico G. Jayme Jr , 2001 , pp 21- 23) [٣] :

$$Ext = a + bMMt + ut \qquad (٤)$$

---

[٣] تشتق المعادلة أعلاه رقم (٢) من القيد التالي : $Y_t + (Dt - Dt\text{-}1) + TRt = At + rDt\text{-}1 + \Delta REt$ حيث أن Y_t تشير إلى الناتج المحلي الإجمالي ، D_t الدين الخارجي في الفترة t ، TRtمتحصلات التحويلات الصافية ، A_t الامتصاص ، r سعر الفائدة على الدين الخارجي ، ΔRE التغيرات في الاحتياطيات الأجنبية . وبما أن الفرق بين الناتج المحلي الإجمالي والامتصاص يساوي الفرق بين الصادرات x والواردات M فإن: $TBt = Xt - Mt = rDt\text{-}1 - (Dt - Dt\text{-}1) - TRt + \Delta REt$ ، حيث تعبر TB_t عن الفرق بين الصادرات والواردات أي الميزان التجاري. أي أن : $St = [TBt + TRt - \Delta REt] = rDt\text{-}1 - (Dt - Dt\text{-}1)$. وبفرض أن : St ، فإنه يمكن القول أن صافي الفائض الخارجي يمكن استخدامه في سداد الدين الخارجي. وبتطبيق قيد التوازن البيزمني فإن القيمة الحالية لفائض الميزان التجاري في المستقبل يجب أن تساوي رصيد الدين القائم وهو ما يعني أن الدين القديم لا يمول من خلال دين جديد بل يمول من خلال الفائض التجاري في المستقبل.

ويرتكز هذا النموذج على النماذج التطبيقية وفقاً للصيغة التي تناولها Hamilton and Flavin (1986)، و Sawada (1994)، والتي تفترض أن الدين الخارجي يسدد من خلال تكوين فوائض في الحساب الجاري وليس من خلال التمويل البونزي Ponzi Financing. فتمويل الدين القديم من خلال دين جديد (التمويل البونزي) يفضي إلى أن الدين الخارجي سوف لا يكون مستداماً في الأجل الطويل.

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى لحل المعادلة أعلاه يمكن التوصل إلى مدي وجود علاقة استدامة بين المتغيرين التابع والمستقل من خلال فحص مدي معنوية المعامل b. ويمكن استخدام طريقة انجل / جرانجر ذات المرحلتين. كما يمكن استخدام طريقة جوهانسون لدراسة التكامل المشترك بين المتغيرين.

كما أن ثمة بعض النماذج التي تربط بين (الصادرات) X_t ومجموع (الواردات ومدفوعات الفائدة على الدين الخارجي) MM_t (Huseyin KALYONCU , 2005 , pp : 83 , 84) (٤):

$$X_t = a + bMM_t + u_t \quad .....(3)$$

فإذا كان المعامل (b) = ١- وهو الشرط الضروري – وكان الخطأ العشوائي مستقراً ، فإنه يكون هناك تكامل مشترك – وهو الشرط الكافي لكي تكون الدولة في حالة يسر مالي – ومن ثم يكون الحساب الجاري قابلاً للاستدامة. أما إذا كان المعامل (b) أقل من الواحد الصحيح فإن الواردات تنمو بمعدل أكبر من معدل نمو الصادرات، ومن ثم يمكن أن يكون الحساب الجاري غير قابل للاستدامة. ومع ذلك إذا كان (b) أقل من الواحد الصحيح فإن الحساب الجاري يكون قابلاً للاستدامة وذلك إذا كانت كلاً من الصادرات والواردات مستقرة. وإذا جرى التعبير عن الصادرات والواردات كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي فإن (b) لا بد أن تساوي الواحد الصحيح حتى لا تتباعد هذه النسبة عندما يؤول الزمن إلى ما لانهاية (Huseyin KALYONCU , 2005 , pp : 84 , 85)

فهناك بعض الدراسات تشير إلى أن ثمة توافقاً بين نتائج استخدام أسلوب دراسة استقرار ميزان الحساب الجاري (المعادلة رقم ٣) والنموذج البيزمني الحديث للحساب الجاري (المعادلة

---

(٤) تشتق المعادلة أعلاه رقم (٣) من القيد التالي لاقتصاد مفتوح: $C_t = Y_t + B_t - I_t - (1+r) B_{t-1}$ ، حيث C_t تعبر عن الاستهلاك في الفترة t ، Y_t عن الناتج المحلي الإجمالي في الفترة t ، B_t عن رصيد الدين الخارجي في الفترة t ، I_t عن الاستثمار في الفترة t ، r عن سعر الفائدة على الدين العام الخارجي ، B_{t-1} عن رصيد الدين الخارجي في الفترة t . ولأن قيد الموازنة أعلاه يجب أن يظل سارياً في كل فترة زمنية ، فإن بالتكرار للأمام Forward Iteration للقيد أعلاه ، فإننا سنحصل على القيد البيزمني للموازنة والذي يؤكد أنه في حالة كان الفائض البيزمني (مجموع الفوائض في الأجل الطويل) أقل من رصيد الدين القائم ، فإن الدين القديم سيمول من خلال دين جديد ، ومن ثم فإن الدين الخارجي قد ينفجر.

رقم ٢)، ومن ثم فهو يدعم صحته. فاستقرار الحساب الجاري شرط كاف لاستدامته. كذلك ثمة من يرى أن استدامة الحساب الجاري شرط كاف وليس ضروري لاستدامة الدين الخارجي. إلا أن ثمة من يرى، أيضاً ، أن استقرار الميزان التجاري يعتبر شرط ضروي لتحقيق توازن الاقتصاد برمته في إطار القيد البيزمني (Manoranjan Sahoo M. Suresh Babu , Umakant Dash , p . 79 , 80)

كما أن ثمة نماذجاً تربط بين نسبة الدين الخارجي / الناتج المحلي الإجمالي (D) وكل من نسبة قيمة الميزان التجاري / الناتج المحلي الإجمالي (B/Y)ومعدل النمو الاقتصادي (g) وسعر الفائدة على الدين الخارجي (r). ويمكن التعبير عن ذلك بالمعادلة التالية Frederico (G. Jayme Jr , 2001 , pp 21- 23): $d^* = (B/Y) / (r - g)$.....(4)

فعنما تكون rأكبر من g فإن استدامة الدين الخارجي تتطلب تكوين فائض في الميزان التجاري ، أي عندما تكون d أكبر من صفر وإلا فإن نسبة الدين الخارجي / الناتج المحلي ستزيد. ويمكن حل هذه المعادلة باستخدام طريقة المحاكاة Simulation Method. ولكن تظل اختبارات جذور الوحدة [٥] والتكامل المشترك هي الأساس في دراسة استدامة الدين الخارجي. و من ثم يمكن بلورة علاقة انحدار بين صافي[٦] الدين الخارجي ($NE\ X_t$) والميزان التجاري (TB_t) توضح مدي وجود تكامل مشترك بينهما تأخذ الشكل التالي :

$$\mathbf{NE\ X_t = a + TB_t + u_t} \ldots\ldots(5)$$

كذلك ثمة بعض الدراسات التي وسعت من النموذج أعلاه وأدخلت الناتج المحلي الإجمالي (Yt) كمتغير مستقل إضافي ، ومن ثم يكون لدينا نموذج يربط ما بين الدين الخارجي كمتغير تابع وكل من الميزان التجاري والناتج المحلي الإجمالي Y_t كمتغيرين مستقلين على النحو التالي (محمد محمود فتح الله، ٢٠٠٨ ، ٤٥ - ٤٧) :

$$E\ X_t = a + TB_t + Y_t + u_t \ldots\ldots(6)$$

والحقيقة أن تقدير مدي استدامة الدين الخارجي اعتماداً فقط على اعتبار القروض الخارجية ممثلاً لهذا الدين هو اعتبار يتغافل عن حجم الأموال الساخنة وأثرها في هذه الاستدامة. فهذه الأموال هي في النهاية دين على الاقتصاد المحلي للخارج وتلعب دوراً حرجاً -

---

(٣) إذا كانت السلسة الزمنية قصير أو مستقرة ولكنها عرضة لسلوك غير خطي فإن اختبار جذر الوحدة التقليدي يعاني من الضعف ومن ثم يجب استخدام أسلوب أخر.

(٤) يقصد بصافي الدين الخارجي: الدين الخارجي مطروحاً منه رصيد الاحتياطيات النقدية الدولية.

عند حركتها – في زعزعة الاستقرار الاقتصادي [٧].لذلك يميل الباحث إلى توسيع مفهوم الدين العام الخارجي ليشمل صافي تدفقات المحفظة إلى مصر، وخاصة أن نسبة كبيرة منها يجرى توظيفها في أذون وسندات الخزانة العامة التي تصدرها وزارة المالية في مصر.

ومن ثم يميل الباحث إلى دراسة استدامة الدين العام الخارجي المصري من خلال المعادلة رقم (٢) والتي تعتبر المعادلة الأكثر استخداماً في دراسة استدامة الدين الخارجي اعتماداً على النموذج البيزمني ، وهي تقوم على دراسة مدى وجود تكامل مشترك بين متغيري الدراسة ، فقد يكون التكامل المشترك قوياً وقد يكون التكامل المشترك غير قوي وقد يكون ضعيفاً. وهذا يعتمد على قيمة المعلمة b . فعندما تكون قيمة هذه المعلمة واحد صحيح فهذا يدل على أن ثمة وجود تكامل مشترك قوي ، وعندما تكون أقل قليلاً من الواحد الصحيح فيكون التكامل المشترك غير قوي ولكنه ليس ضعيف ، وعندما تكون أقل كثيراً من الواحد الصحيح فهذا يدل على أن التكامل المشترك ضعيف أو لا يوجد تكامل مشترك يعتد به. ويمكن أن نستخدم طريقة جوهانسن أو طريقة انجل – جرانجر على مرحلتين أو على مرحلة واحدة (د . عبد القادر محمد عبد القادر، صـ ٦٧١-٦٧٢ ، ٢٠٠٤ ، G . S . MADDALA , 1992 , pp 262 , 263)

(٥) تطور مؤشرات الدين العام الخارجي المصري

المؤشرات – الأسباب –النتائج

شهد الدين العام الخارجي المصري قفزة كبيرة خلال السنوات الأخيرة. فقد ارتفع من ٤٦.٠٦٧ مليار دولار في العام المالي ٢٠١٤/٢٠١٣ إلى ١٥٧.٨ مليار دولار في عام ٢٠٢٢. أي أن الدين العام الخارجي قد تضاعف ٣.٥ مرة عما كان عليه في عام ٢٠١٤/٢٠١٣. وقد ازدادت نسبة هذا الدين إلى الناتج المحلي من ١٥.٥% في عام ٢٠١٤/٢٠١٣ إلى ٣٤.٢% في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. أي أن هذه النسبة قد ازدادت أكثر من الضعف خلال ثماني سنوات فقط. كما ازدادت خدمة هذا الدين إلى الصادرات من ٧.٤% في عام ٢٠١٤/٢٠١٣ إلى ٣٩% في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. كذلك ازدادت فوائد هذا الدين

[٥] تشير الإحصائيات إلى أن حجم رؤوس الأموال الساخنة التي خرجت من مصر خلال الربع الأول من عام ٢٠٢٢ قد بلغت ما لا يقل عن ٢٠ مليار دولار. هذ وقد بلغ حجم صافي تدفقات محفظة الأوراق المالية في مصر خلال السنوات المالية من ٢٠١٧ / ٢٠١٨ حتى ٢٠٢١/٢٠٢٠: ١٢.٠٩٥، ٤.٢٤٠، -٧.٣٠٧، ١٨.٧٤٢ مليار دولار على التوالي. في حين بلغ صافي الاقتراض من الخارج خلال نفس الفترة: ١٠.٢٧٩، ٦.٢٥٣، ٤.٥٤٢، ٧.٩٦٥ مليار دولار على التوالي. كما بلغت القروض متوسطة وطويلة الأجل خلال ذات الفترة: ٦.٧٣٩، ٣.٣٣٤، ٧.٢١٧، ٤.٢٦٤ مليار دولار على التوالي. بيد أن صافي تسهيلات الموردين والمشترين قصيرة الأجل قد بلغت خلال نفس الفترة: ٢.٤٢٢، ٢.٠٩١، -٢.٠٣٠، ١.٥٢٧ مليار دولار على التوالي.

من٦٦٦. مليار دولار في عام ٢٠١٣/٢٠١٤ إلى ٥.٣٥ مليار دولار في عام ٢٠٢٠/٢٠٢١ (وزارة المالية، النشرة المالية الشهرية، أعداد مختلفة). كما بلغت فوائد الدين العام المحلي والأجنبي الواجب سدادها خلال العام المالي ٢٠٢٢ / ٢٠٢٣ (٦٩٠.٢) مليار جنيهاً أي (٣٧.١) مليار دولار، أي بنسبة ٧.٦% من الناتج المحلي الإجمالي. **وهنا يبرز الدور الرئيسي لمدي ارتفاع أسعار الفائدة المحلية على الدين العام المحلي وارتفاع أسعار الفائدة على القروض الخارجية وخاصة التي تأخذ شكل سندات دولية.** وقد بلغت قيمة الأقساط الواجب سدادها خلال ذات العام (٩٩٥.٥) مليار جنيهاً أي (٥١.٩) مليار دولار. أي بنسبة ١٠.٦% من الناتج المحلي الإجمالي. أي أن أعباء خدمة الديون تصل إلى تريليون و٦٥٥.٧ مليار جنيهاً أي (٨٩) مليار دولار، أي أنها تصل إلى ١٨.٢% من الناتج المحلي الإجمالي، وبما يساوي ١١٠% من إجمالي الإيرادات العامة المتوقعة، ويساوي ٥٤% تقريباً من إجمالي الاستخدامات (وزارة المالية، مشروع الموازنة العامة ٢٠٢٢/٢٠٢٣). فإذا أضفنا إلى ذلك أن نسبة الدين العام المحلي إلى الناتج المحلي الإجمالي قد انخفضت من ٨١.٥% في عام ٢٠١٣/٢٠١٤ إلى ٧٣.٣% في عام ٢٠٢٠/٢٠٢١، بينما ازدادت نسبة الدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي من ٩٧% في عام ٢٠١٣/٢٠١٤ إلى ١٠٧.٥% في عام ٢٠٢٠ / ٢٠٢١، لاتضح لنا خطورة تفاقم الدين العام الخارجي على كل من الفائض الاقتصادي والصادرات والإيرادات العامة والاستخدامات العامة بما يعمل على إعادة تخصيص مخصصات الموازنة العامة نحو مزيد من خدمة أعباء الدين العام بشكل عام والدين الخارجي بشكل خاص.

كما يبين جدول استهلاك الدين الخارجي أن مصر عليها سداد ٢٦.٤ مليار دولار قروض قصيرة الأجل خلال العامين القادمين (٢٠٢٣ –٢٠٢٤)، فقد ارتفع الدين قصير الأجل من ١٢.٨ مليار دولار في نهاية ديسمبر ٢٠٢١ إلى ٢٦.٤ مليار دولار في نهاية مارس ٢٠٢٢ أي بنسبة زيادة بلغت ١٠٦.٢٥% خلال أقل من ثلاثة شهور[٨]، في حين نقصت الديون الخارجية طويلة الأجل من ١٣٢.٧ مليار دولار في نهاية ديسمبر ٢٠٢١ إلى ١٣١.٤ مليار دولار في نهاية مارس ٢٠٢٢. وقد ترتب على ذلك أن هبطت نسبة الديون طويلة ومتوسطة الأجل من إجمالي الديون العامة الخارجية من ٩٠% في نهاية ديسمبر ٢٠٢١ إلى نهاية

---

(٦) أي أن نسبة الديون قصيرة الأجل إلى الاحتياطيات الأجنبية قد ازدادت من) ٣٧.٧/١٢.٨) بنسبة ٤٠% تقريباً في نهاية ديسمبر ٢٠٢١ إلى (٣٥.٥/٢٦.٤) بنسبة ٧٤.٤% تقريباً في نهاية مارس ٢٠٢٢. بيد أن الاحتياطيات الأجنبية قد هبطت إلى ٣٣.٣ مليار دور في نهاية يونيو٢٠٢٢. وبفرض ثبات الدين الخارجي قصير الأجل عند ٢٦.٤ مليار دولار بنهاية يونيو٢٠٢٢، فإن هذه النسبة تقفز إلى (٣٣.٣/٢٦.٤) أي إلى ٧٩.٣%.

مارس ٢٠٢٢، في حين ارتفعت نسبة الديون القصيرة الأجل من ١٠% تقريباً إلى ١٦.٧% خلال ذات الفترة. كما أن عليها سداد ٤١.٨٥ مليار دولار ديون متوسطة وطويلة الأجل. بل على مصر أن تسدد ٨٣.٧٥ مليار دولار ديون متوسطة وطويلة الأجل خلال الفترة من عام ٢٠٢٣ حتى عام ٢٠٢٧. أي أن متوسط العام من سداد الدين العام الخارجي قصير وكتوسط وطويل الأجل ٢٢.٠٣ مليار دولار. **وهنا يبرز الدور الرئيسي لتأثير هيكل آجال استحقاق الدين العام الخارجي على استدامته.**

بل تشير التقارير إلى مصر يجب عليها سداد دون تقدر بمبلغ ٣٥ مليار دولار خلال العام المالي ٢٠٢٢/٢٠٢٣ منها ١٥.٥ مليار سداد أقساط ديون و٢٠ مليار عجز الحساب الجاري بسبب تراجع موارد مصر من النقد الأجنبي سواء من الصادرات أو السياحة أو جانب خروج الأموال الساخنة (البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، جدول استهلاك الدين الخارجي، ٢٠٢٢). ويعني هذا أن تمويل سداد الدين العام الخارجي القديم إنما يتم بالضرورة من خلال عقد قروض خارجية جديدة. ويؤكد ذلك تنفيذ مصر لبرنامج الاستقرار الاقتصادي الذي اتفقت عليه مصر مع صندوق النقد الدولي في سبتمبر ٢٠٢٢.

ولا شك أن أزمتي كورونا وأوكرانيا قد ترتب عليهما زيادة الخلل في الموازين الجارية لكثير من الدول النامية. وقد تبدى ذلك في مصر في فقد شكل تراجع في الإيرادات السياحية وفي تحويلات المصريين العاملين بالخارج وفي ارتفاع أسعار المواد الغذائية، وهو ما جعل الميزان التجاري المصري يشهد تفاقماً في عجزه علاوة على نزوح كثير من رؤوس الأموال الساخنة نحو الخارج خاصة خلال النصف الأول من عام ٢٠٢٢. فقد ازداد عجز الميزان التجاري من ٣٦.٤٦٥ مليار دولار في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ إلى -٤٢.٠٦٠ مليار دولار في ٢٠٢١/٢٠٢٠، وذلك بسبب الزيادة الكبيرة في الواردات من ٦٢.٨٤١ مليار دولار إلى ٧٠.٧٣٦ مليار دولار وزيادة الصادرات من ٢٦.٣٧٦ مليار دولار إلى ٢٨.٦٧٧ مليار دولار خلال نفس الفترة. كما شهد دخل ميزان الخدمات تراجعاً من ١٣.٣٧ مليار دولار في عام ٢٠١٩/٢٠١٨ إلى ٨.٩٧٣ مليار دولار في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ ثم إلى ٥.١١٩ مليار دولار في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠، كذلك ازداد صافي دخل الاستثمار من -٦.٢٨٠ مليار دولار في عام ٢٠١٨/٢٠١٧ إلى مليار دولار -١٢.٣٩٩ في عام ٢٠٢١، وقد انعكس كل ذلك في تفاقم عجز المعاملات الجارية الذي ازداد من -١٠.٨٩٤ مليار دولار في عام ٢٠١٩/٢٠١٨ إلى

مليار دولار -١١.١٦٧ في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ ثم إلى مليار دولار -١٨.٤٣٦ في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. وقد ترتب على ذلك زيادة فائض ميزان المعاملات الرأسمالية من ٥.٣٧٥ مليار دولار في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ إلى ٢٣.٣٧٤ مليار دولار في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. وقد صاحب ذلك تراجع القروض متوسطة وطويلة الأجل من ٧.٢١٧ مليار دولار في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ إلى ٤.٢٦٤ في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠، وزيادة تسهيلات الموردين قصيرة ومتوسطة الأجل من – ٢.٦٧٥ إلى ٣.٧٠١ مليار دولار في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. بيد أن صافي تدفقات المحفظة قد ازداد من -٧.٣٠٧ في عام ٢٠٢٠/٢٠١٩ إلى ١٨.٧٤٢ في عام ٢٠٢١/٢٠٢٠. ومن ثم يمكن القول أن السبب الرئيسي في الزيادة الكبيرة في رصيد ميزان المعاملات الرأسمالية هو زيادة رصيد صافي المحفظة فيما بين هذين العامين **(وزارة المالية، التقرير المالي الشهري، يونيو ٢٠٢٢، مج ١٧، ع ٨، جدول رقم ٣٩، صـ ٦٤، ٦٥). وهو ما جعل الوضع الخارجي للاقتصاد المصري أكثر هشاشة بزيادة حجم الأموال الساخنة في هيكل الموارد الخارجية المقترضة.**

بناء على ذلك فقد أصبح الدين العام الخارجي بمثابة المضخة الماصة التي تستنزف من الاقتصاد المصري أكثر مما تضخ له، خاصة مع تسارع نموه وزيادة نسبة القروض قصيرة الأجل به. وهو ما يمثل قناة من قنوات النقل العكسي للموارد بما يضر بعملية التنمية في مصر.

والحقيقة أن البنك والصندوق الدوليين كانا يضعان مصر من بين الدول متوسطة الدخل ومنخفضة أو معتدلة المديونية، إلا أن مؤسسات التصنيف الائتماني، بل والصندوق والبنك الدوليين قد وضعت مصر حالياً ضمن البلدان ذات المديونية الخارجية الحرجة وهي تونس والأرجنتين وسيرلانكا والسلفادور ومصر. ويقصد بالحرجة هو الاحتمالية العالية لتعرضها للتعثر في السداد مما قد ينعكس على سعر الصرف ومعدل التضخم ومستوى الاحتياطي من العملات الأجنبية وشروط الديون الجديدة بالسلب. ولا شك أنه من أبرز مؤشرات هذا التعثر هو سداد أقساط الديون القديمة من خلال عقد قروض جديدة وهو ما يؤذن بتفاقم الدين العام الخارجي. ولكن رغم ذلك فإن مصر لم تتخلف عن سداد أقساط ديونها الخارجية حتى الآن.

والحقيقة أن نسبة الدين العام الخارجي ليست في حد ذاتها ذات تأثير سلبي على المتغيرات الاقتصادية بل أن هذا التأثير يعتمد وبشكل أساسي على مدي كفاءة السياسات

المالية في إدارة الدين العام الخارجي وبشكل خاص هيكل آجال الاستحقاق وعلى أسعار الفائدة ومخاطر تجديد الدين (Pedro Alba, Sherine Al-Shawarby & Farrukh Iqbal ,2004) .

ويوضح الجدول التالي رقم (١) مقارنة بين معدل نمو كل من الناتج المحلي الإجمالي ومعدل نمو الدين العام الخارجي خلال الفترة من عام ٢٠١٢ / ٢٠١٣ إلى عام ٢٠٢٢/٢٠٢١.

جدول (١) معدل نمو كل من الناتج المحلي الإجمالي ومعدل نمو الدين العام الخارجي خلال الفترة من عام ٢٠١٢ / ٢٠١٣ إلى عام ٢٠٢٢/٢٠٢١

السنة	معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي %	معدل نمو الدين العام الخارجي %
٢٠١٣/٢٠١٢	٢.٧	٢٥.٩٤
٢٠١٤/٢٠١٣	٢.٩	٦.٦٣
٢٠١٥/٢٠١٤	٤.٤	٤.٣٣
٢٠١٦/٢٠١٥	٤.٣	١٦.٠٢٢
٢٠١٧/٢٠١٦	٤.٢	٤١.٧٢
٢٠١٨/٢٠١٧	٥.٣	١٧.٢٢
٢٠١٩/٢٠١٨	٥.٦	١٧.٣٢
٢٠٢٠/٢٠١٩	٣.٦	١٣.٥٤
٢٠٢١/٢٠٢٠	٣.٣	١١.٧
٢٠٢٢/٢٠٢١	٥	١٤.٤٦

المصدر: -وزارة المالية، التقرير المالي الشهري يونيو ٢٠٢٢، مج ١٧، ع ٨.

- وزارة المالية، التقرير المالي الشهري، يونيو ٢٠٢١، مج ١٦، ع ٨.
- البنك المركزي، التقرير السنوي، أعداد مختلفة.
- قام الباحثان بحساب العمود الثاني من البيانات الواردة بالمصادر أعلاه.

يتضح من الجدول السابق رقم (١) أن معدلات نمو الدين العام الخارجي خلال هذا الفترة كانت تفوق كثيراً معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي. حيث بلغ متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (٢٠١٣/٢٠١٢- ٢٠٢٢/٢٠٢١) ٤.١٣%، في حين بلغ متوسط معدل نمو الدين العام الخارجي خلال نفس الفترة ١٦.٨٩% ، أي ان متوسط معدل نمو الدين العام الخارجي أربعة اضعاف متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي لفترة الدراسة ، وهو ما يعني أن ثمة تباعداً بين هذين المعدلين بما يفضي إلى زيادة معدل نمو الدين العام الخارجي بما لا يتفق مع معدلات النمو الاقتصادي . ويؤكد ذلك دراسة (محمد محمود

فتح الله، ٢٠٠٨) التي انتهت إلى عدم وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الدين الخارجي وكل من الناتج المحلي الإجمالي ورصيد الميزان التجاري. وقد حدا ذلك بالباحث الي استخدام نموذجيين قياسيين أخريين لدراسة استدامة العام الخارجي في مصر.

وقد أشارت بعض الدراسات إلى أن عجز الموازنة العامة للدولة، وهو المسؤول الأول عن تراكم الدين العام، يرجع في الأساس لعوامل هيكلية أكثر منه عوامل دورية. فثمة جمود وربما انخفاض في نسبة الإيرادات العامة إلى الناتج المحلي الإجمالي، بسبب ضعف الجهد الضريبي، وتراجع مزمن في نسبة النفقات الرأسمالية إلى الناتج المحلي الإجمالي، وتنامي كل من نسب الأجور والدعم وفوائد الدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي ,Pedro Alba)) (Sherine Al-Shawarby & Farrukh Iqba , 2004 , pp 27K 28) ، وإن كانت نسبة الأجور أكبر من نسبة الفوائد .

إلا أنه يلاحظ أن نسبتي الأجور والدعم قد انخفضتا على التوالي من (٧.٤%، ١٠.٣%) في عام ٢٠١٣/٢٠١٢ إلى (٥.١٣%، ٦.٣٨%) في عام ٢٠١٩/٢٠١٨. لكن نسبة الفوائد قد ارتفعت من (٧.٦%) في عام ٢٠١٣/٢٠١٢ إلى (١٠.٤%) في عام ٢٠١٩/٢٠١٨. بما يعني أن مجموع الأجور والدعم قد بلغ (١١.٥١%) في حين بلغت نسبة الفوائد (١٠.٤%) في عام ٢٠١٨/(٢٠١٩. (موقع وزارة المالية، الحسابات الختامية والموازنات المعتمدة، سنوات مختلفة، الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الكتاب السنوي للإحصاء – الحسابات القومية. السنوات حتى العام المالي (٢٠١٧/٢٠١٦) قيم فعلية وباقي السنوات المالية قيم مقدرة.

ففي عام (٢٠٢١/٢٠٢٠) وصل إجمالي الأجور والدعم (٥٨٢.٤٩٤) مليار جنيهاً في حين وصلت الفوائد إلى (٥٦٥.٤٦٧) (وزارة المالية، التقرير المالي الشهري، يونيو ٢٠٢٢، مج ١٧، ع ٨، جدول رقم ١٤، صـ ٣٢).

والحقيقة أن من أهم نتائج تفاقم الدين العام الخارجي المصري – بدلاً من إعلان الإفلاس –هو خضوع الاقتصاد المصري باستمرار ومنذ منتصف سبعينيات القرن العشرين لمزيد من التخفيض لسعر صرف الجنيه ورفع أسعار الفائدة وتحرير حساب رأس المال بميزان المدفوعات وضعف الهيمنة على الموارد الوطنية، وهو ما ترتب عليه عودة الاقتصاد المصري تابعاً بشكل كبير لتوجهات رأس المال الأجنبي. فقد انخفض سعر صرف الجنيه المصري منذ

عام ١٩٧٤ وحتى الآن (من ٢.٥ دولار للجنيه إلى. ٣.٣% من الدولار للجنيه) بنسبة ٧٥٧٥.٧٥%. وهو تراجع ضخم في القيمة الخارجية للجنيه بمتوسط بسيط سنوي ١٣٠.٢%. وقد انعكس ذلك على زيادة معدلات التضخم زيادة كبيرة وعلى مزيد من تخفيض قيمة الجنيه خارجياً.

(٥) الفائض التجاري اللازم لاستدامة الدين العام الخارجي المصري

يمكن بلورة الفائض التجاري الذي يتوافق مع ثبات أو استقرار نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي في المعادلة التالية رقم (٧) التي هي إعادة ترتيب لحدود المعادلة رقم (٤) أعلاه. ; Frederico G. Jayme Jr , 2001 , pp 17 – 25) محمد محمود فتح الله، ٢٠٠٨ ، ٥١ – ٥٢) :

$$tb_t^R = (r_t - g)d_t \quad \text{..... (7).} \ ^{(٩)}$$

حيث أن tb_t^R هي الفائض التجاري اللازم كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي والذي يتوافق مع ثبات نسبة الدين الخارجي إلى الناتج المحلي الإجمالي (d_t) ، (r_t) متوسط سعر الفائدة الأساسي على الدين الخارجي، (g) معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي،. والفرق بين (tb_t^R) و(tb_t^o وهي الفائض التجاري المشاهد) هو ميزان فجوة الموارد (BRG) Balance of Resorce Gap .

ومن ثم فإن دراسة هذه النقطة تتناول دراسة الفائض التجاري اللازم خلال العشرة سنوات الأخيرة والفائض التجاري اللازم خلال العشرة سنوات القادمة:

(أ) الفائض التجاري اللازم خلال العشرة سنوات الأخيرة: يوضح الجدول التالي تطور الفائض التجاري اللازم والفائض التجاري المشاهد وميزان فجوة الموارد ونسبة الفجوة إلى الناتج المحلي الإجمالي.

(٩) يمكن استخدام هذه الصيغة لتحليل حساسية الميزان التجاري للتغيرات في معدل الفائدة على الدين الخارجي بفرض ثبات الدين الخارجي.

جدول (٢)

بافتراض ان حجم الدين العام الخارجي ٣٤.٩٠٦ مليار دولار ومتوسط سعر الفائدة على الدين العام الخارجي ٥% وهما ثابتيين خلال الفترة من ٢٠١٠/٢٠١١-٢٠٢٠/٢٠٢١

السنة	معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي %	الناتج المحلي الإجمالي مليار دولار*	الفائض التجاري اللازم مليار دولار	الفائض التجاري اللازم كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي%	الميزان التجاري المشاهد مليار دولار	ميزان الفجوة بين الفائض التجاري اللازم والمشاهد	الفجوة إلى الناتج المحلي الإجمالي %
٢٠١٠/٢٠١١	١.٨	٢١٨.٩٨	١.١١٦٩٩	٠.٥١	-٢٧.١٠٣	٢٨.٢١٩٩٩	١٢.٨٨
٢٠١١/٢٠١٢	٢.٢	٢٣٥.٩٩	٠.٩٧٧٣٧	٠.٤١٤	-٣٤.١٣٩	٣٥.١١٦٣٧	١٤.٨٨
٢٠١٢/٢٠١٣	٢.٧	٢٧٩.١٢	٠.٨٠٢٨٤	٠.٢٧٨	-٣٠.٦٩٥	٣١.٤٩٧٨٤	١١.٢٨
٢٠١٣/٢٠١٤	٢.٩	٢٨٨.٤٣	٠.٧٣٣٠٢٦	٠.٢٥٤	-٣٣.٧١٣	٣٤.٤٤٦٠٢٦	١١.٩٤
٢٠١٤/٢٠١٥	٤.٤	٣٠٥.٦	٠.٢٠٩٤٣٦	٠.٠٦٨	-٣٩.٠٦١	٣٩.٢٧٠٤٣٦	١٢.٨٥
٢٠١٥/٢٠١٦	٤.٣	٣٢٩.٣٧	٠.٢٤٤٣٤٢	٠.٠٧٤	-٣٨.٦٨٣	٣٨.٩٢٧٣٤٢	١١.٨١
٢٠١٦/٢٠١٧	٤.٢	٣٣٢.٤٤	٠.٢٧٩٢٤٨	٠.٠٨٤	-٣٥.٤٣٥	٣٥.٧١٤٢٤٨	١٠.٧٤
٢٠١٧/٢٠١٨	٥.٣	٢٣٥.٧٣	-٠.١٠٤٧١٨	-٠.٠٤٤	-٣٧.٢٧٦	٣٧.١٧١٢٨٢	١٥.٧٦
٢٠١٨/٢٠١٩	٥.٦	٢٤٩.٧١	-٠.٢٠٩٤٣٦	-٠.٠٨	-٣٨.٠٣٤	٣٧.٨٢٤٥٦٤	١٥.١٤
٢٠١٩/٢٠٢٠	٣.٦	٣٠٣.٠٨	٠.٤٨٨٦٨٤	٠.٠١٦	-٣٦.٤٦٦	٣٦.٩٥٤٦٨٤	١٢.١٩
٢٠٢٠/٢٠٢١	٣.٣	٣٦٥.٢٥	٠.٥٩٣٤٠٢	٠.٠١٦	-٤٢.٠٦٠	٤٢.٦٥٣٤٠٢	١١.٦٧

المصدر: **-زارة المالية، التقرير المالي الشهري اعداد مختلفة من يونيو ٢٠١٠-يونيو ٢٠٢٢**

-البنك المركزي، التقرير السنوي، أعداد مختلفة.

*** بيانات البنك الدولي ، السلسلة الزمنية من ٢٠١٠-٢٠٢١**

**** تصريح وزير المالية المصري في ٢٠٢٣/١/٢٤**

- قام الباحثان بحساب الاعمدة (الخامس والسابع والتاسع والعاشر) من البيانات الواردة من المصادر أعلاه وبالتطبيق في المعادلة رقم (٧)

يتضح من الجدول السابق رقم (٢) ان الفائض التجاري اللازم بلغ أقصى قيمة له ١.١١٦٩٩مليار دولار في عام ٢٠١١/٢٠١٠ وبنسبة ٠.٥١% من الناتج المحلي الإجمالي، بينما حقق ادني قيمة له عام ٢٠١٩/٢٠١٨ (-٠.٢٠٩٤٣٦) وبنسبة - ٠.٠٨ %. ويلاحظ ان متوسط نسبة الفائض التجاري اللازم الي الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة محل الدراسة قد بلغت ٠.١٤٤% ،كما يلاحظ كذلك ان ثمة علاقة عكسية بين الفائض التجاري اللازم ومعدل النمو الاقتصادي. كما يلاحظ أن ميزان الفجوة بين الفائض التجاري اللازم والمشاهد وصل لأعلي قيمة له في ٢٠٢١/٢٠٢٠ حيث بلغت قيمة الفجوة فيه ٤٢.٦٥٣٤٠٢ مليار دولار وبما نسبته ١١.٦٧% من الناتج المحلي الإجمالي بينما اقل قيمة له ٢٨.٢١٩٩٩ مليار

دولار عام ٢٠١٠/٢٠١١ وبنسبة ١٢.٨٨ % من الناتج المحلي الإجمالي، وفجوة الموارد بلغت أقصاها عام ١٥.٧٦% عام ٢٠١٧/٢٠١٨ بينما وصلت لأقل قيمة لها ١٠.٧٤% عام ٢٠١٦/٢٠١٧. وقد بلغ متوسط نسبة الفجوة الي الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة الواردة بالجدول أعلاه ١٢.٨٣%.

(ب) الفائض التجاري اللازم خلال العشر سنوات القادمة:

باستخدام قيمة الناتج المحلي الإجمالي للعام المالي ٢٠٢١/٢٠٢٢ والذي يساوى ٤٠٤.١٤ مليار دولار وبفرض ان متوسط سعر الفائدة علي الدين العام الخارجي يساوي ٦% وحجم الدين العام الخارجي ثابت ويساوي١٣٧.٨٦٠ مليار دولار يمكن التعرف علي قيم الفائض التجاري اللازم ونسبته للناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة من ٢٠٢٣/٢٠٢٤-٢٠٣٢/٢٠٣٣

جدول (٣)

تطور قيم الفائض التجاري اللازم ونسبته الي الناتج المحلي الاجمالي بفرض ثبات معدل الفائدة وحجم الدين الخارجي وتغير معدل النمو. للفترة من ٢٠٢٣/٢٠٢٤-٢٠٣٢/٢٠٣٣

السنة	الفائض التجاري اللازم لمعدل نمو ٣% مليار دولار	الفائض التجاري اللازم لمعدل نمو ٤% مليار دولار	الفائض التجاري اللازم لمعدل نمو ٥% مليار دولار	الفائض التجاري اللازم إلى الناتج المحلي الإجمالي لمعدل نمو ٣%	الفائض التجاري اللازم إلى الناتج المحلي الإجمالي لمعدل نمو ٤%	الفائض التجاري اللازم إلى الناتج المحلي الإجمالي لمعدل نمو ٥%
٢٠٢٣/٢٠٢٤	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%١.٠٢	%٠.٦٨	%٠.٣٤
٢٠٢٤/٢٠٢٥	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%٠.٩٩	%٠.٦٥٥	%٠.٣٢
٢٠٢٥/٢٠٢٦	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%٠.٩٦	%٠.٦٣	%٠.٣١
٢٠٢٦/٢٠٢٧	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%٠.٩٤	%٠.٦٠٦	%٠.٢٩
٢٠٢٧/٢٠٢٨	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%٠.٩١	%٠.٥٨	%٠.٢٨
٢٠٢٨/٢٠٢٩	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%٠.٨٨	%٠.٥٦	%٠.٢٧
٢٠٢٩/٢٠٣٠	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	%٠.٨٥	%٠.٥٤	%٠.٢٥
٢٠٣٠/٢٠٣١	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	% ٠.٨٣	%٠.٥٢	%٠.٢٤
٢٠٣١/٢٠٣٢	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	% ٠.٨١	%٠.٥٠	%٠.٢٣
٢٠٣٢/٢٠٣٣	٤.١٣٥٨	٢.٧٥٧٢	١.٣٧٨٦	% ٠.٧٨	%٠.٤٨	%٠.٢٢

المصدر: من اعداد الباحثان.

يوضح الجدول السابق رقم (٣) تطور الفائض التجاري اللازم مع فرض ثبات كل من معدل الفائدة على الدين العام الخارجي وحجم الدين العام الخارجي وتغير معدل النمو خلال العشر سنوات القادمة . وقد بلغت قيمة هذا الفائض ٤.١٣٥٨ مليار دولار للفترة كلها عند معدل نمو ٣% وبما نسبته ١.٠٢% من الناتج المحلي الإجمالي في بداية الفترة و ٠.٧٨%

في نهاية الفترة .وقد بلغ متوسط نسبة الفائض التجاري اللازم المتوقع الي الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة ٢٠٢٣/٢٠٢٤- ٢٠٣٢/٢٠٣٣ ٠.٨٦٧%عند معدل نمو ٣%. بينما بلغت قيمته ٢.٧٥٧٢ مليار دولار خلال نفس الفترة محل الدراسة عند معدل نمو ٤% وبما نسبته ٠.٦٨% من الناتج المحلي الإجمالي في بداية الفترة و ٠.٤٨%في نهاية الفترة، وقد بلغ متوسط نسبة الفائض التجاري اللازم المتوقع الي الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة ٢٠٢٣/٢٠٢٤- ٢٠٣٢/٢٠٣٣ ٠.٥٧٥%عند معدل نمو ٤%. في حين بلغت قيمته ١.٣٧٨٦ مليار دولار في الفترة محل الدراسة وبما نسبته ٠.٣٤% من الناتج المحلي الإجمالي عند معدل النمو ٥% ليصل الي ٠.٢٢% من الناتج المحلي الإجمالي في نهاية الفترة محل الدراسة، وقد بلغ متوسط نسبة الفائض التجاري اللازم المتوقع الي الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة ٢٠٢٣/٢٠٢٤- ٢٠٣٢/٢٠٣٣ ٠.٢٧٥%عند معدل نمو ٥%. أي أنه توجد علاقة عكسية بين معدل النمو الاقتصادي وحجم الفائض التجاري اللازم .

(٦) النماذج القياسية لاستدامة الدين العام الخارجي لمصر.

يتضح من العرض السابق أن معدلات نمو الدين العام الخارجي خلال الفترة (٢٠١٢/٢٠١٣-٢٠٢١/٢٠٢٢) كانت تفوق كثيراً معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي. حيث بلغ متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة هذه الفترة ٤.١٣%، في حين بلغ متوسط معدل نمو الدين العام الخارجي خلال نفس الفترة ١٦.٨٩%، أي أن متوسط معدل نمو الدين العام الخارجي أربعة اضعاف متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي لفترة الدراسة ، وهو ما يعني أن ثمة تباعداً بين هذين المعدلين بما يفضي إلى زيادة معدل نمو الدين العام الخارجي بما لا يتفق مع معدلات النمو الاقتصادي . ويؤكد ذلك دراسة (محمد محمود فتح الله، ٢٠٠٨) التي انتهت إلى عدم وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الدين الخارجي كمتغير تابع وكل من الناتج المحلي الإجمالي ورصيد الميزان التجاري كمتغيرين مستقلين.

ولذلك حاول الباحث أن ينحو منحى مختلفاً من خلال استخدام نموذجين قياسيين مختلفين عن النموذج الذي ورد في الدراسة أعلاه لدراسة مدى استدامة الدين العام الخارجي المصري وهما النموذجان الواردان في المعادلتين رقمي (٢) و(٥) على التوالي.

النموذج الأول :

$$Ex_t = a + b\ MM_t + U_t$$

حيث أن:

MM_t (مجموع الواردات وفوائد الدين الخارجي خلال هذه الفترة السابقة) كمتغير مستقل

(EX_t) مجموع (الصادرات من السلع والخدمات والمتحصلات من صافي التحويلات وقيمة الاحتياطي في الفترة السابقة) كمتغير تابع

ويرتكز هذا النموذج على النماذج التطبيقية وفقاً للصيغة التي تناولها Hamilton and Flavin (1986)، و Sawada (1994)، والتي تفترض أن الدين الخارجي يسدد من خلال تكوين فوائض في الحساب الجاري وليس من خلال التمويل البونزي Ponzi Financing. فتمويل الدين القديم من خلال دين جديد (التمويل البونزي) يفضي إلى أن الدين الخارجي سوف لا يكون مستداماً في الأجل الطويل.

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى لحل النموذج وذلك للتوصل إلى مدي وجود علاقة استدامة بين المتغيرين التابع والمستقل من خلال فحص مدي معنوية المعامل b، يمكن استخدام طريقة انجل / جرانجر ذات المرحلتين. كما يمكن استخدام طريقة جوهانسون لدراسة التكامل المشترك بين المتغيرين. وذلك عبر برنامج الايفيوز e views من خلال الخطوات التالية:

- **<u>الإحصاءات الوصفية</u>**

جدول (٤) الإحصاءات الوصفية

	EXT	MMT
متوسط	59.92324	47.50864
الوسيط	62.12000	54.73289
القيمة الكبرى	98.62600	73.97689
القيمة الصغرى	25.41400	15.26748
انحراف معياري	23.87328	19.13874
Jarque-Bera	0.857565	2.389968
Probability	0.651301	0.302709
Observations	21	21

<u>يتضح من الجدول السابق رقم (٤) ما يلي:</u>

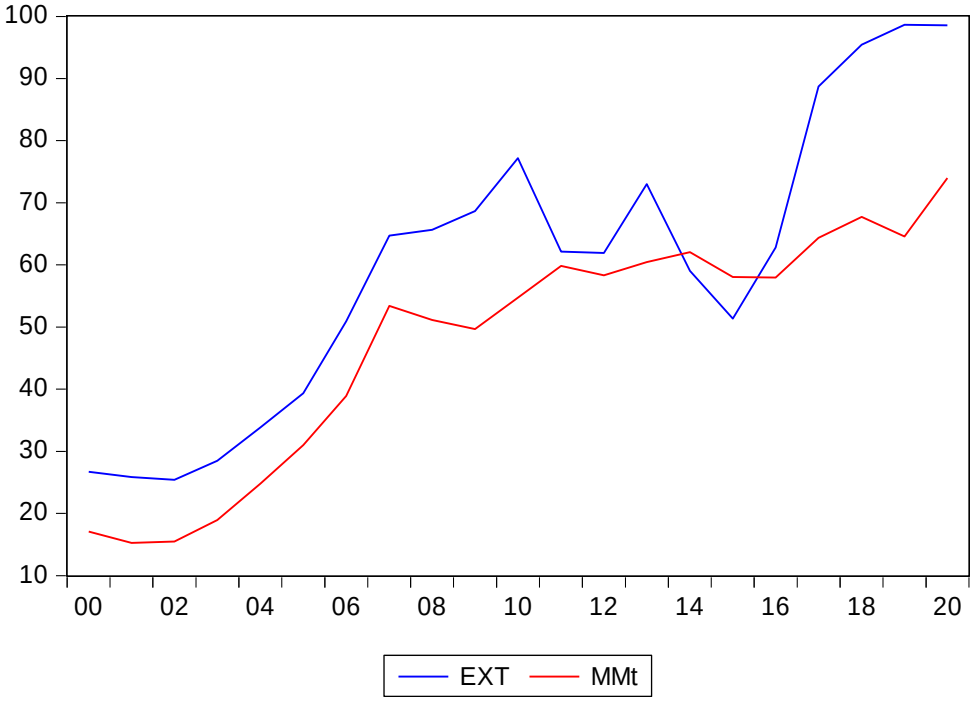
- أن قيمة متوسط Ext هو 59.9 مليار والوسيط هو ٦٢.١٢ بانحراف معياري ٢٣.٨٧ ، وأن القيمة الصغرى خلال فترة الدراسة هي ٢٥.٤ ، والقيمة الكبرى هو ٩٨.٦٣. ومن خلال قيمة P-value لاختبار Jarque-Bera يتضح ان Ext يتبع التوزيع الطبيعي وذلك بثقة ٩٥%.

- أن قيمة متوسط MMT هو ٤٧.٥١ مليار والوسيط هو ٥٤.٧٣ بانحراف معياري ١٩.١٤ وأن القيمة الصغرى خلال فترة الدراسة هي ١٥.٢٧ والقيمة الكبرى هو ٧٣.٩٨. ومن خلال قيمة P-value لاختبار Jarque-Bera يتضح ان MMT يتبع التوزيع الطبيعي وذلك بثقة ٩٥%.

يتضح أيضاً من الرسم البياني التالي شكل رقم (١) ان كلاً من EXT, MMT في زيادة عبر فترة الدراسة ، كما يتضح ان قيم المتغير التابع EXT اكبر من قيم المتغير المستقل MMT في كل الفترات ما عدا سنة ٢٠١٥.

شكل (١)

متغيري النموذج الأول عبر سنوات الدراسة



اختبار جذر الوحدة فى السلاسل كفرادى:

لتقدير هذا النموذج سيتم استخدام أسلوب تحليل السلاسل الزمنية ، وذلك بسبب طبيعة البيانات. ولكن كخطوة أولية لتحليل السلاسل الزمنية، هو التحقق من صحة فرض سكون السلسلتين محل الدراسة. و يتم اختبار فرض سكون السلسلة باستخدام

اختبار Augmented Dickey-fuller . ويكون الفرض الصفري (فرضية العدم null hypothesis) فى هذا الاختبار، والذي يعنى تحديداً "وجود جذر الوحدة في قيم السلسلة" . ويتم قبول فرض العدم عندما تكون قيمة P-value اكبر من ٥% . وفى هذه الحالة تكون السلسلة غير ساكنة ويجب اختبار سكون السلسة عند اخذ الفروق الاولي وإعادة الاختبار واذا كانت الفروق الاولي أيضا غير ساكنة يتم اخذ الفروق الثانية وهكذا حتي يمكن تحدد درجة تكامل السلسلة. أي ان إذا تم اختبار السكون على السلسلة الأصلية وتم رفض الفرض العدمي ' فمعنى ذلك أن السلسلة الأصلية ساكنة ومن الرتبة صفر ويرمز لها بالرمز I(0) ، ولن يكون هناك ضرورة أو هدف من استخدام الاختبارات الخاصة بالتكامل المتساوي أو المشترك co-integrating test. ولكن إذا سكنت السلسلة بعد اخذ الفروق الأولى لها تكون السلسلة الأصلية متكاملة co-integrating من الرتبة الأولى ويرمز لها بالرمز I(1) . وهناك اختبارات سنتناولها لاختبار وجود علاقة تكمل مشترك في المدي الطويل. [١٠]

يوضح الجدول (٥) نتائج اختبار ADF، من الجدول يمكن استنتاج أن متغيرات النموذج الأول غير ساكنة للسلاسل الاصلية، ولكن تم سكونهم بعد اخذ الفروق الأولى لهم. أي ان رتبة التكامل لمتغيرات هذا النموذج هي I (1)

جدول(٥).

متغير	ADF	قيمة p-value
EXT	-0.671	0.8324
ΔEXT	-3.52	0.0190
MMT	-0.857	0.7801
ΔMMT	-3.72	0.0127

*10%, **5%, ***1% significance. ADF t-statistic reported.

Note: The ADF tests include an intercept. The appropriate lag lengths were selected according to the Schwartz Bayesian criterion, also p-value are calculated using MacKinnon (1996) one-sided p-values.

[10] Dickey and Fuller, 1979, "Distribution of the estimators for autoregressive tiem series with a unit root", *Journal of the American Statistical Assocaition*, 74, 427-43.

- **تقدير معادلة الانحدار**

من الجدول التالي رقم (٦) يتضح أنه يوجد تأثير موجب للمتغير MMT على المتغير EXT وذلك بثقة ٩٥%، لأن قيمة P-valueاقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 1.14، وذلك مع ثبات العوامل الأخرى. أي أنه كلما ازداد MMT بوحدة واحدة ازداد EXTب١.١٤مقدار وحدة واحدة. , ويتضح أيضاً أن MMt يفسر حوالي ٨٣% من التغيرات التي تحدث في EXT ، وبالتالي فإن المعادلة المقدرة هي

Ext = 5.8+ 1.14 MMt

جدول(٦)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MMT	1.138978	0.116683	9.761266	0.0000
C	5.811927	5.956482	0.975732	0.3415
R-squared	0.833745	Mean dependent var		59.92324
Adjusted R-squared	0.824995	S.D. dependent var		23.87328
S.E. of regression	9.987057	Akaike info criterion		7.530850
Sum squared resid	1895.085	Schwarz criterion		7.630328
Log likelihood	-77.07392	Hannan-Quinn criter.		7.552439
F-statistic	95.28231	Durbin-Watson stat		0.784435
Prob(F-statistic)	0.000000			

- **اختبار جرانجر للسببية (Granger causality test)**

يتم استخدام اختبار جرانجر للسببية لاختبار ما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين محل الدراسة علاقة أحادية الاتجاه ام ثنائية الاتجاه. ويوضح الجدول التالي رقم (٧) نتائج اختبار جرانجر للسببية، والذي يبين وجود علاقة أحادية الاتجاه بين كل من MMT, EXT ، حيث أن MMT يؤثر معنويا بثقة ٩٥% على EXT. بينما لا يؤثر EXT معنويا على MMT.

جدول(٧)

		Lags: 1	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MMT does not Granger Cause EXT	20	14.49720	0.0000
EXT does not Granger Cause MMT		1.99245	0.1761

- **تحديد فترة الابطاء lag المناسبة**

جدول(٨)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-120.5052	NA	15332.31	15.31315	15.40972	15.31809
1	-101.3983	31.04872*	2340.237*	13.42478*	13.71450*	13.43962*
2	-98.43779	4.070642	2757.898	13.55472	14.03759	13.57945
3	-94.46027	4.474717	3005.858	13.55753	14.23355	13.59215
4	-92.10019	2.065069	4370.796	13.76252	14.63169	13.80703
5	-87.18910	3.069427	5408.255	13.64864	14.71095	13.70304

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

يتضح من الجدول السابق رقم (٨) أن فترة ابطاء واحدة هي المناسبة للنموذج الأول.

- **اختبار جوهانسن**

أصبحت دراسة التكامل المشترك متطلب اساسي لأي نموذج اقتصادي مبني على بيانات سلاسل زمنية غير مستقرة. النقطة الرئيسية هنا، أنه إذا كان هناك حقاً علاقة طويلة الأجل بين Y،X فانه سيكون هناك متجه مشترك يربطها معاً. للحصول على التوازن او علاقة طويلة الأجل موجودة، يتطلب ذلك تجمع خطي للمتغيرين X,Y يكون مستقر I(0) . التجمع الخطي لـX و Y يمكن أن تؤخذ مباشرة من تقدير المعادلة التالية:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

بأخذ البواقي

$$u_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$$

اذا كانت $u_t \sim I(0)$ فأن المتغيران يكونان متكاملان تكامل مشترك.

يوضح الجدول التالي رقم (٩) نتائج جوهانسن لتحليل التكامل المشترك ويتضح انه عند مستوى ثقة ٩٥ ٪ تم رفض الفرضية الصفرية "لا توجد علاقة طويلة المدى" ، وهذا يعني أن هناك علاقة تكامل وحيدة بين المتغيرات محل الدراسة (أي علاقة طويلة المدى) موجودة بين EX_T, MMt.

جدول(٩)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.518719	14.42741	12.32090	0.0219
At most 1	0.067810	1.263937	4.129906	0.3046

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

جدول (١٠)

نتائج اختبار Johnsen maximum Eigen value test

لوجود علاقة تكامل ما بين المتغيرات محل الدراسة

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.518719	13.16347	11.22480	0.0225
At most 1	0.067810	1.263937	4.129906	0.3046

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

وفقا لنتيجة اختبار التكامل المشترك بالتالي سيتم استخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM.

- **تقدير نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ بين EXT, MMt**

من جدول(١٢) يتضح أنه :

- يوجد تأثير موجب للقيمة المبطأة للمتغير MM_T على المتغير EX_T وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 0.584 وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.

- يوجد تأثير موجب للقيمة المبطأة ل EX_T على EX_T وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي ٠.٣٦٧ وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.
- القيمة المقدرة للمعامل الخاص بنموذج تصحيح الخطأ ECM يشير إلى أن حوالي ١٣ في المائة من اختلال EX_T عن قيمتها التوازنية في المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير للسنة t. أي ان EX_Tتستغرق ما يقرب ٧.٦ سنة (1/0.13) للوصول الي القيمة التوازنية .

جدول رقم (١٢)نموذج تصحيح الخطأ

المتغيرات المستقلة	Coefficient	T-value	p-value
C	-88.53943	-2.54	0.0082
CointEq1	-0.130658	-2.093	0.0225
D(EXT(-1))	0.367114	10.446	0.0000
D(MMT(-1))	0.584258	10.092	0.0000

جدول رقم (١٣) معاملات معادلة التكامل

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

CointEq1	Cointegrating Eq:
1.000000	EXT(-1)
0.055490	MMT(-1)
(0. ٠٠٥٤٦)	
[٠.١٠8253]	

- **<u>عرض نتائج جودة النموذج</u>**

<u>من الجدول التالي يتضح ان النموذج المقدر يفسر حوالي ٨٥% من التغيرات التي تحدث في EXT.</u>

جدول (١٤)مقاييس جودة النموذج

R-squared	0.٨٠٩٦٨٥
Adj. R-squared	0.٨٥٢٨٥٢
Sum sq. resids	1395.990
S.E. equation	9.340738
F-statistic	1.502268
Log likelihood	-67.78058
Akaike AIC	7.450587
Schwarz SC	7.599709
Mean dependent	3.825632
S.D. dependent	9.597842

جدول (١٥) يبين عدم وجود ارتباط تسلسلي، حيث أن قيمة p لقيم إحصاءات Q أكبر من ٠.٠٥.

جدول (١٥): Q-statistics for residuals

Lags	Q-Stat	Prob.
1	0.113562	NA*
2	3.895089	0.7918
3	4.622988	0.9480
4	9.811357	0.8314
5	10.52756	0.9387
6	14.96507	0.8959
7	16.01515	0.9527
8	18.38256	0.9644
9	21.48514	0.9645
10	22.37308	0.9849

يتضح من جدول (١٦) ان تباين الأخطاء ثابت وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Heteroskedasticity Tests وهذا يؤكد جودة النموذج.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

جدول(١٦)

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
21.62137	18	0.2492

من الجدول التالي يتضح ان الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera Test وهذا يؤكد جودة النموذج.

جدول(١٧)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.653492	2	0.7213
2	1.853120	2	0.3959
Joint	2.506612	4	0.6435

والرسم البياني التالي شكل (٢) يوضح تحليل استجابة الصدمات impulse response analysis , ويتضح ان لكل "صدمة انحراف معياري واحد في MMt يسبب ارتفاع في EXT .

الخلاصة:

و مما سبق يتضح ان العلاقة معنوية بين MMt (مجموع الواردات خلال الفترة الحالية وفوائد الدين الخارجي في الفترة السابقة) كمتغير مستقل و *(EXt)*) (مجموع الصادرات من السلع والخدمات والمتحصلات من صافي التحويلات خلال الفترة الحالية وقيمة الاحتياطي في الفترة السابقة) كمتغير تابع ، حيث يوجد تأثير موجب للمتغير المستقل MM_T على المتغير التابع EX_T وذلك بنسبة تقه ٩٥% ،أفكلما ازداد MM_T بوحدة واحدة ازداد EX_T ب١.١٤ مقدار وحدة. , ويتضح أيضا ان MMt يفسر حوالي ٨٣% من التغيرات التي تحدث في EX_T وذلك مع ثبات العوامل الأخرى، وحيث ان النموذج يبين وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الاجل الطويل (الشرط الضروري)،و b=1.14 اكبر من الواحد الصحيح (الشرط الكافي) ، اذ اً تتحقق الاستدامة للدين العام الخارجي المصري وفقا لهذا النموذج خلال الفترة محل الدراسة. مع ملاحظة ان هذا النموذج قد استخدم مفهوم موسع لكل من الصادرات والواردات.

النموذج الثاني:

يمكن بلورة علاقة انحدار بين صافي الدين الخارجي ($NE\ X_t$) والميزان التجاري (TB_t) لدراسة مدي وجود علاقة تكامل مشترك بينهما تأخذ الشكل التالي :

$$NE\ X_t = a + TB_t + u_t$$

حيث أن:

(TB_t) المتغير المستقل هو الميزان التجاري.

($NE\ X_t$) المتغير التابع صافي(الدين الخارجي .

الإحصاءات الوصفية

جدول رقم (١٨) الإحصاءات الوصفية

	صافي الميزان التجاري	صافي الدين الخارجي
متوسط	-25.27685	22.00052
الوسيط	-27.10300	15.05400
القيمة الكبرى	-6.615000	83.67000
القيمة الصغرى	-39.06100	-5.469000
انحراف معياري	12.16846	22.31430
Jarque-Bera	2.345475	9.076285
Probability	0.309519	0.010693
Observations	21	21

يتضح من الجدول السابق رقم (١٨) ما يلي:

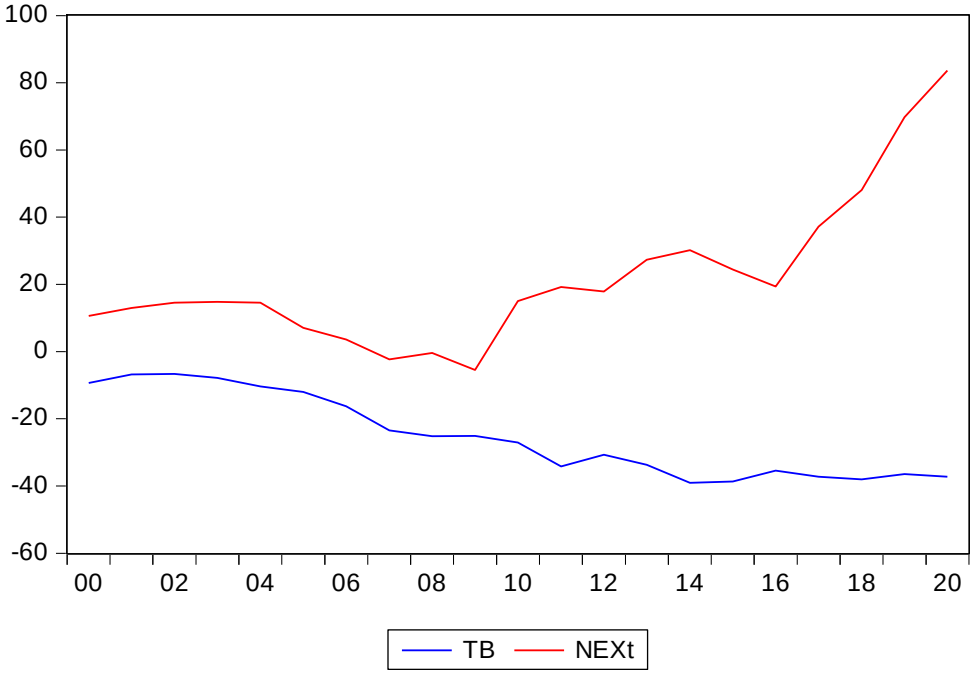
- أن قيمة متوسط صافي الميزان التجاري هو 25.28- مليار والوسيط هو 27.1- بانحراف معياري 12.17وايضا القيمة الصغرى خلال فترة الدراسة هي 39.1-، والقيمة الكبرى هو 6.62-. ومن خلال قيمة P-value لاختبار Jarque-Bera يتضح ان متوسط صافى الميزان التجاري يتبع التوزيع الطبيعي وذلك بثقة ٩٥%.

- أن قيمة متوسط صافي الدين الخارجي هو ٢٢ مليار والوسيط هو ١٥.٠٥ بانحراف معياري٢٢.٣ وايضا القيمة الصغرى خلال فترة الدراسة هي 5.5- ، والقيمة الكبرى هو ٨٣.٦٧. ومن خلال قيمة P-value لاختبار Jarque-Bera يتضح ان متوسط صافى الدين الخارجي لا يتبع التوزيع الطبيعي وذلك بثقة ٩٥%.

أيضا يتضح من الرسم البياني التالي رقم (٣) أن كلاً من صافي الدين الخارجي ورصيد الميزان التجاري في زيادة عبر فترة الدراسة، ويتضح بشكل عام ان صافي الدين الخارجي يأخذ قيما موجبة بينما رصيد الميزان التجاري يأخذ قيما سالبة في كل سنوات الفترة.

شكل رقم (٣)

متغيرات النموذج الثاني عبر سنوات الدراسة



- **اختبار جذر الوحدة فى السلاسل كفرادى:**

لتقدير هذا النموذج سيتم استخدام أسلوب تحليل السلاسل الزمنية ، وذلك بسبب طبيعة البيانات. ولكن كخطوة أولية لتحليل السلاسل الزمنية، هو التحقق من صحة فرض سكون السلسلة. و يتم اختبار فرض سكون السلسلة باستخدام اختبار Augmented Dickey–fuller . ويكون الفرض الصفري (فرضية العدمnull hypothesis) فى هذا الاختبار يعنى تحديدا "وجود جذر الوحدة في قيم السلسلة" ويتم قبول فرض العدم عندما تكون قيمة P–value اكبر من ٥%. وفى هذه الحالة تكون السلسلة غير ساكنة ويجب اختبار سكون السلسة عند اخذ الفروق الاولي وإعادة الاختبار واذا كانت الفروق الاولي أيضا غير ساكنة يتم اخذ الفروق

الثانية وهكذا حتي يمكن تحدد درجة تكامل السلسلة. أي ان إذا تم اختبار السكون على السلسلة الأصلية وتم رفض الفرض العدمي، فمعنى ذلك أن السلسلة الأصلية ساكنة ومن الرتبة صفر ويرمز لها بالرمز I(0) ، ولن يكون هناك ضرورة أو هدف من استخدام الاختبارات الخاصة بالتكامل المتساوي أو المشترك co-integrating test . ولكن إذا سكنت السلسلة بعد اخذ الفروق الأولى لها تكون السلسلة الأصلية متكاملة co-integrating من الرتبة الأولى ويرمز لها بالرمز I(1) . وهناك اختبارات سنتناولها لاختبار وجود علاقة تكمل مشترك في المدة الطويل. [11]

يعرض الجدول (٢) نتائج اختبار ADF. من النتائج يمكن استنتاج أن كل متغيرات النموذج غير ساكنة للسلاسل الاصلية ولكن تم سكونهم بعد اخذ الفروق الأولى لهم . أي ان رتبة التكامل لمتغيرات النموذج هي I(1)

جدول(١٩)

متغير	ADF	قيمة p-value
TB	-0.894	0.7686
ΔTB	-4.292	0.0038
NEXt	1.711	0.9992
$\Delta NEXt$	-6.698	0.0000

*10%, **5%, ***1% significance. ADF t-statistic rep

Note: The ADF tests include an intercept. The appropriate lag lengths were selected according to the Schwartz Bayesian criterion, also p-value are calculated using MacKinnon (1996) one-sided p-values.

١- **تقدير معادلة الانحدار من الجدول التالي يتضح ان**

يوجد تأثير سالب لرصيد الميزان التجاري على صافي الدين الخارجي وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 1.695- وذلك مع ثبات العوامل الأخرى. فكلما ازداد رصيد الميزان التجاري بوحدة واحدة قل صافي الدين الخارجي بمقدار

[11] Dickey and Fuller, 1979, "Distribution of the estimators for autoregressive tiem series with a unit root", *Journal of the American Statistical Assocaition*, 74, 427-43.

١.٠٢ وحدة. ويتضح أيضا ان الميزان التجاري يفسر حوالي ٣١% من التغيرات التي تحدث في صافي الدين الخارجي، وبالتالي فإن المعادلة المقدرة هي:

$$NE\ X_t = -3.89 - 1.024\ TB_t \qquad (2-2)$$

جدول(٢٠)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TB	-1.024210	0.348964	-2.934999	0.0085
C	-3.888285	9.745669	-0.398976	0.6944

R-squared	0.311949	Mean dependent var	22.00052
Adjusted R-squared	0.275735	S.D. dependent var	22.31430
S.E. of regression	18.99030	Akaike info criterion	8.816126
Sum squared resid	6851.997	Schwarz criterion	8.915605
Log likelihood	-90.56933	Hannan-Quinn criter.	8.837716
F-statistic	8.614219	Durbin-Watson stat	0.275301
Prob(F-statistic)	0.008498		

٢- **اختبار جرانجر للسببية (Granger causality test)**

الجدول التالي (٢١) يوضح نتائج اختبار جرانجر للسببية ويتضح منه انه يوجد علاقة أحادية الاتجاه بين كل من صافي الدين الخارجي و رصيد الميزان التجاري حيث ان رصيد الميزان التجاري يؤثر معنويا بثقة ٩٥% على صافي الدين الخارجي . بينما لا يؤثر صافي الدين الخارجي معنويا على رصيد الميزان التجاري.

جدول(٢١)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
NE_XT does not Granger Cause TB	20	1.50508	0.2558
TB does not Granger Cause NE_XT		3.93594	0.0440

٣- **تحديد فترة الابطاء lag المناسبة**

جدول(٢٢)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-125.1801	NA	27503.95	15.89751	15.99409	15.90246
1	-95.12144	48.84533*	617.6470*	11.77447*	12.67490*	11.82887*
2	-89.97949	7.070182	958.0846	12.49744	12.98030	12.52216
3	-84.04029	6.681599	817.1487	12.25504	12.93105	12.28965
4	-76.44592	6.645073	1067.852	11.80574	12.92990	11.85025
5	-72.19574	2.656364	830.0706	12.64018	12.83678	12.65502

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

من الجدول السابق يتضح ان فترة ابطاء واحدة هي المناسبة للنموذج.

٤- **اختبار جوهانسن**

الجدول التالي جدول(٢٣)يوضح نتائج جوهانسن لتحليل التكامل المشترك والتي تبين أنه عند مستوى ثقة ٩٥ ٪ تم قبول الفرضية الصفرية "لا توجد علاقة طويلة المدى" ، أي عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة (أي علاقة طويلة المدى) بين NEX_T, TB.

جدول(٢٣)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.336752	9.977358	15.49471	0.2825
At most 1	0.108203	2.175824	3.841466	0.1402

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

Johnsen maximum eigen value testجدول (٢٤)

نتائج اختبار لوجود علاقة تكامل ما بين المتغيرات محل الدراسة

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.336752	7.801534	14.26460	0.3992
At most 1	0.108203	2.175824	3.841466	0.1402

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

ويستنتج من العلاقة العكسية التي توضحها معادلة الانحدار (2-2) عدم وجود استدامة بين رصيد الميزان التجاري وصافي الدين الخارجي المصري في الاجل الطويل ، ذلك أن اختبار جوهانسن يوضح عدم وجود تكامل مشترك بينهما. ووفقا لنتيجة اختبار التكامل المشترك، فإنه بالتالي سيتم استخدام نموذج VAR في المستوى وفي اتجاه واحد.

تقدير نتائج اختبار نموذج VAR

$$(NEXT_t) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{N}EXT_{t-1} + \beta_2 TB_{t-1}$$

من الجدول التالي يتضح:

- وجود تأثير سالب للقيمة المبطأة لرصيد الميزان التجاري على صافي الدين الخارجي وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 0.00886- وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.
- يوجد تأثير موجب للقيمة المبطأة ل NEX_T على NEX_T وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 1.114 وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.

جدول رقم (٢٥) نموذج VAR

المتغيرات المستقلة	Coefficient	T-value	p-value
(NEXT(-1))	1.114	8.41	0.0000
(BT(-1))	0.0886-	10.715-	0.0000

عرض نتائج جودة النموذج

يتضح من الجدول التالي ان النموذج المقدر يفسر حوالي87 % من التغيرات التي تحدث في صافي الدين الخارجي.

جدول (٢٦)مقاييس جودة النموذج

R-squared	0.866292
Adj. R-squared	0.858864
Sum sq. resids	1313.260
S.E. equation	8.541597
F-statistic	116.6217
Log likelihood	-70.22413
Akaike AIC	7.222413
Schwarz SC	7.321986
Mean dependent	22.57105
S.D. dependent	22.73630

يتضح من الجدول التالي أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي ، حيث أن قيمة p لقيم إحصاءات Q أكبر من ٠.٠٥.

جدول (٢٧)

Q-statistics for residuals

Lags	Q-Stat	Prob.
1	2.053741	NA*
2	12.09886	0.0974
3	14.94926	0.1848
4	15.55827	0.4120
5	21.04128	0.3345
6	22.22778	0.5065
7	27.34920	0.4451
8	30.17336	0.5084
9	33.29721	0.5505
10	34.14777	0.6906

يتضح من الجدول التالي ان تباين الأخطاء ثابت وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Heteroskedasticity Tests وهذا يؤكد جودة النموذج.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares) جدول(٢٨)

Joint test:

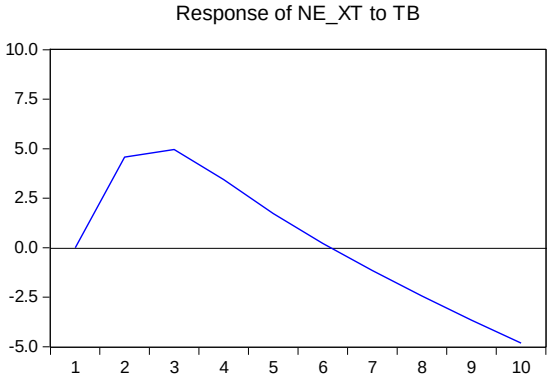
Chi-sq	df	Prob.
18.56097	12	0.0997

يتضح من الجدول التالي ان الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي وهذا لان قيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera Test وهذا يؤكد جودة النموذج

جدول(٢٩)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.861131	2	0.3943
2	0.247417	2	0.8836
Joint	2.108547	4	0.7158

والرسم البياني التالي يوضح تحليل استجابة الصدمات impulse response analysis , ويتضح ان لكل "صدمة انحراف معياري واحد في TB يسبب انخفاض في NEX_T .



شكل (٤)

وقد استخدم الباحثان نموذج VAR ، الذى أوضح ان ثمة تمويل بونزي للدين العام الخارجي المصري ،حيث ان استخدام الدين العام الخارجي كمتغير مستقل بفترة ابطاء واحدة يؤكد ان زيادة الدين العام الخارجي في العام السابق بمقدار وحدة واحدة يترتب عليه زيادة الدين العام الخارجي في العام الحالي بمقدار ١.١١٤ وحدة، وهذا يعني ان سداد أقساط الدين القديم أصبح يتم من خلال الاستدانة الجديدة خارجيا ، كما ان استخدام رصيد الميزان التجاري بفترة ابطاء واحدة أدي الي تراجع العلاقة العكسية بين رصيد الميزان التجاري وصافي الدين الخارجي حيث بلغ المعامل هنا -٠.٨٨٦ في حين كانت في المعادلة (2-2) معادلة الانحدار في المستوى -١.٠٢٤ .

ويلاحظ ان هذا النموذج يختلف عن النموذج الأول من حيث المتغيرات التي استخدمت لدراسة استدامة الدين العام الخارجي مختلفة فيما بينهما ،فقد استخدمت القيم المطلقة

لمدفوعات الواردات ومدفوعات فوائد الدين العام الخارجي كمتغير مستقل وقيمة الصادرات بمفهومها الموسع وصافي الاحتياطي من العملات الأجنبية كمتغير تابع ،وهو ما ادي الي وجود علاقة تكامل مشترك بينهما ،في حين ان النموذج الثاني قد استخدم رصيد الميزان التجاري ولم يستخدم رصيد ميزان المعاملات الجارية كمتغير مستقل ، وصافي الدين الخارجي كمتغير تابع ، ومن ثم لم تكن هناك علاقة تكامل مشترك بينهما ، حيث ان رصيد الميزان التجاري كان بالسالب خلال فترة الدراسة وهو ما ينفي وجود علاقة استدامة بينهما كما أكدت نتائج النموذج القياسي .

النتائج:

توصلت الدراسة الي عدد من النتائج أهمها:

١. إن معدلات نمو الدين العام الخارجي خلال هذا الفترة كانت تفوق كثيراً معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي. حيث بلغ متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (٢٠١٣/٢٠١٢- ٢٠٢٢/٢٠٢١) ٤.١٣%، في حين بلغ متوسط معدل نمو الدين العام الخارجي خلال نفس الفترة ١٦.٨٩% ، أي ان متوسط معدل نمو الدين العام الخارجي أربعة اضعاف متوسط معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي لفترة الدراسة ، وهو ما يعني أن ثمة تباعداً بين هذين المعدلين بما يفضي إلى زيادة معدل نمو الدين العام الخارجي بما لا يتفق مع معدلات النمو الاقتصادي . ويؤكد ذلك دراسة (محمد محمود فتح الله، ٢٠٠٨) التي انتهت إلى عدم وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الدين الخارجي وكل من الناتج المحلي الإجمالي ورصيد الميزان التجاري.

٢. ان الفائض التجاري اللازم بلغ اقصي قيمة له ١.١١٦٩٩مليار دولار في عام ٢٠١١/٢٠١٠ وبنسبة ٠.٥١% من الناتج المحلي الإجمالي ،بينما حقق ادني قيمة له عام ٢٠١٩/٢٠١٨ (-٠.٢٠٩٤٣٦) وبنسبة – ٠.٠٨ % . ويلاحظ ان متوسط نسبة الفائض التجاري اللازم الي الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة محل الدراسة قد بلغت ٠.١٤٤% ،كما يلاحظ كذلك ان ثمة علاقة عكسية بين الفائض التجاري اللازم ومعدل النمو الاقتصادي. كما يلاحظ أن ميزان الفجوة بين الفائض التجاري اللازم والمشاهد وصل لأعلي قيمة له في ٢٠٢١/٢٠٢٠ حيث بلغت قيمة الفجوة فيه ٤٢.٦٥٣٤٠٢ مليار دولار وبما نسبته ١١.٦٧% من الناتج المحلي الإجمالي بينما اقل قيمة له

٢٨.٢١٩٩٩ مليار دولار عام ٢٠١١/٢٠١٠ وبنسبة ١٢.٨٨ % من الناتج المحلي الإجمالي ،وفجوة الموارد بلغت أقصاها عام ١٥.٧٦% عام ٢٠١٨/٢٠١٧ بينما وصلت لأقل قيمة لها ١٠.٧٤% عام ٢٠١٧/٢٠١٦. وقد بلغ متوسط نسبة الفجوة الي الناتج المحلي الإجمالي ١٢.٨٣% خلال الفترة ٢٠١١/٢٠١٠-٢٠٢٠/ ٢٠٢١ .

٣. بدراسة تطور الفائض التجاري اللازم ونسبته للناتج المحلي الإجمالي خلال فترة زمنية قادمة(٢٠٢٤/٢٠٢٣-٢٠٣٣/٢٠٣٢، يتضح وجود علاقة عكسية بين معدل النمو الاقتصادي وحجم الفائض التجاري اللازم مع ثبات باقي العوامل الأخرى(معدل الفائدة وحجم الدين الخارجي)

٤. يوجد تأثير موجب للمتغير MM_T على المتغير EX_T وذلك بثقة ٩٥% ، لأن قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 1.14 ، وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.
أي أنه كلما ازداد MM_T بوحدة واحدة ازداد EX_T ب١.١٤مقدار وحدة واحدة. , ويتضح أيضاً أن MMt يفسر حوالي ٨٣% من التغيرات التي تحدث في EX_T . وحيث ان النموذج يبين وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين في الاجل الطويل (الشرط الضروري)،و b=1.14 اكبر من الواحد الصحيح (الشرط الكافي) ، اذ اً تتحقق الاستدامة للدين العام الخارجي المصري وفقا لهذا النموذج خلال الفترة محل الدراسة. مع ملاحظة ان هذا النموذج قد استخدم مفهوم موسع لكل من الصادرات والواردات.

٥. يوجد تأثير موجب للقيمة المبطأة للمتغير MM_T على المتغير EX_T وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 0.584 وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.

٦. يوجد تأثير موجب للقيمة المبطأة للمتغير EX_T على EX_T وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P-value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي ٠.٣٦٧ وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.

٧. القيمة المقدرة لمعامل تصحيح الخطأ ECM يشير إلى أن حوالي ١٣ في المائة من اختلال EX_T عن قيمتها التوازنية في المدي الطويل يتم تصحيحه في المدى القصير للسنة t. أي ان EX_Tتستغرق ما يقرب ٧.٦ سنة (1/0.13) للوصول الي القيمة التوازنية .

٨. يوجد تأثير سالب لرصيد الميزان التجاري على صافي الدين الخارجي وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P–value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي 1.695– وذلك مع ثبات العوامل الأخرى. فكلما ازداد رصيد الميزان التجاري بوحدة واحدة قل صافي الدين الخارجي بمقدار ١.٠٢ وحدة. ويتضح أيضا ان الميزان التجاري يفسر حوالي ٣١% من التغيرات التي تحدث في صافي الدين الخارجي.

٩. أن ثمة علاقة عكسية توضحها معادلة الانحدار (2–2) ، كما لا توجد علاقة استدامة بين رصيد الميزان التجاري وصافي الدين الخارجي المصري في الاجل الطويل ، ذلك أن اختبار جوهانسن يوضح عدم وجود تكامل مشترك بينهما.

١٠. يوجد تأثير سالب للقيمة المبطأة لرصيد الميزان التجاري على صافي الدين الخارجي وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P–value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي ٠.٠٠٨٨٦– وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.

١١. يوجد تأثير موجب للقيمة المبطأة ل NEX_T على NEX_T وذلك بثقة ٩٥% لان قيمة P–value اقل من ٥%، وقيمة المعامل هي ١.١١٤ وذلك مع ثبات العوامل الأخرى.

١٢. أوضح نموذج VAR أن ثمة تمويل بونزي للدين العام الخارجي المصري ،حيث ان استخدام الدين العام الخارجي كمتغير مستقل بفترة ابطاء واحدة يؤكد ان زيادة الدين العام الخارجي في العام السابق بمقدار وحدة واحدة يترتب عليه زيادة الدين العام الخارجي في العام الحالي بمقدار ١.١١٤ وحدة، وهذا يعني ان سداد أقساط الدين القديم أصبح يتم من خلال الاستدانة الجديدة خارجيا ، كما ان استخدام رصيد الميزان التجاري بفترة ابطاء واحدة أدي الي تراجع العلاقة العكسية بين رصيد الميزان التجاري وصافي الدين الخارجي حيث بلغ المعامل هنا ٠.٨٨٦– في حين كانت في المعادلة (2–2) معادلة الانحدار في المستوى ١.٠٢٤– .

المراجع

المراجع باللغة العربية:

١. البنك الدولي ، قاعدة البيانات ،لسنوات مختلفة السلسلة الزمنية من ٢٠٠٠-٢٠٢٢
٢. البنك المركزي، التقرير السنوي، أعداد مختلفة.
٣. الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الكتاب السنوي للإحصاء – الحسابات القومية. السنوات حتى العام المالي (٢٠١٦/٢٠١٧)
٤. شيرين جمال الدين هيكل وأخرون، الاقتدار المالي بدلالة المديونية الداخلية والخارجية، مجلس الوزراء، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، القاهرة، ٢٠٠٤ .
٥. عبد القادر محمد عبد القادر ، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ، ٢٠٠٤.
٦. محمد محمود فتح الله، استدامة الدين الخارجي: اختبار للحالة المصرية، بحوث اقتصادية عربية، العدد ٤٢، القاهرة، مارس ٢٠٠٨.
٧. وزارة المالية، التقرير المالي الشهري اعداد مختلفة من يونيو ٢٠٠٦-يونيو ٢٠٢٠
٨. ـــــ، التقرير المالي الشهري، يونيو ٢٠٢١، مج ١٦، ع ٨.
٩. ـــــ، التقرير المالي الشهري يونيو ٢٠٢٢، مج ١٧، ع ٨.

المراجع باللغة الإنجليزية:

1. Claudio M. Loser, External Debt Sustainability: Guidelines for Low- and Middle-income Countries, UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, G-24 Discussion Paper Series, New York and Geneva, No. *26, March 2004*).
2. Dickey and Fuller, 1979, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427-43.
3. Frederico G. Jayme Jr, External debt sustainability: empirical evidence in Brazil , https://www.researchgate.net/publication/4805594, July 2001)
4. G. S. MADDALA, Introduction to Econometrics, Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York, 1992, pp 262, 263.
5. Huseyin KALYONCU, SUSTAINABILITY OF CURRENT ACCOUNT FOR TURKEY: INTERTEMPORAL SOLVENCY APPROACH, PRAGUE ECONOMIC PAPERS, 1, 2005).

6. Husted, S. (1992), "The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis." *The Review of Economics & Statistics*, pp. 159-166.)
7. Inibehe Nya , Chukwuemeka O. Onyimadu , Fiscal Policy and Public Debt Sustainability in Nigeria , Journal of Economics and Sustainable Development , ISSN 2222-1700 (Paper) ISSN 2222-2855 (Online) , Vol.10, No.19, 2019 , www.iiste.org , p , 9-10.
8. James D . Hamilton, Marjorie A. Flavin on the Limitations of the Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing, the Amrecian Economic Review, vol . 76 No.4, September 1986).
9. Manoranjan Sahoo M. Suresh Babu Umakant Dash : Long run sustainability of current account balance of China , and India: New evidence from combined cointegration test , journal homepage: www.elsevier.com/locate/intele , 2017).
10. Pedro Alba, Sherine Al-Shawarby & Farrukh Iqbal, FISCAL AND PUBLIC DEBT SUSTAINABILITY IN EGYPT, The Egyptian Center For Economic Studies, Working Paper No. 97, May 2004).
11. Rocha, Fabiana and Sigfried Bender.2000. Present Value Tests of the Brazilian Current Account. Revista de Economic Aplicada São Paulo.
12. Sawada, Y. 1994. Are The Heavily Indebted Countries Solvent? Tests of Intertemporal Borrowing Constraints. *Journal of Development Economics*. 45(2): 325-37).
13. World Bank, THE CHALLENGE OF MAINTAINING LONG-TERM EXTERNAL DEBT SUSTAINABILITY , Prepared by the Staffs of the World Bank and the International Monetary Fund , INTERNATIONAL DEVELOPMENT ASSOCIATION AND INTERNATIONAL MONETARY FUND, April 20, 2001,

الملحق (١)

السنة	الصادرات من السلع والخدمات مليار دولار	المتحصلات من صافي التحويلات مليار دولار	الاحتياطيات الدولية في الفترة السابقة مليار دولار	المجموع مليار دولار كمتغير تابع (EXt)	الواردات مليار دولار	فوائد الدين الخارجي في الفترة السابقة مليار دولار	المجموع مليار دولار MMt المتغير المستقل
٢٠٠١/٢٠٠٠	٧.٠٧٨	٣.٧٤٢	١٥.٩	٢٦.٧٢	١٦.٤٤١	٠.٦٥٢٢٩٧	17.09329
٢٠٠٢/٢٠٠١	٧.٨٢١	٤.٢٥٢	١٣.٧٩	٢٥.٨٦	١٤.٦٣٧	٠.٦٣٠٤٨	15.26748
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٨.٢٠٥	٣.٦٠٩	١٣.٦	٢٥.٤١	١٤.٨٢٠	٠.٦٥٠٧٢	15.47072
٢٠٠٤/٢٠٠٣	١٠.٤٥٣	٣.٩٣٤	١٤.٠٨	٢٨.٤٧	١٨.٢٨٦	٠.٦٤٥٤٢	18.93142
٢٠٠٥/٢٠٠٤	١٣.٨٣٣	٥.٤٢٨	١٤.٦	٣٣.٨٦	٢٤.١٩٣	٠.٦٠٢١	24.7951
٢٠٠٦/٢٠٠٥	١٨.٤٥٥	٥.٥٤٧	١٥.٣٤	٣٩.٣٤	٣٠.٤٤١	٠.٥٨٢٩٥	31.02395
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٢٢.٠١٨	٧.٠٦١	٢١.٨٦	٥٠.٩٤	٣٨.٣٠١	٠.٥٨٠١٦	38.88116
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٢٩.٣٥٦	٩.٣٣٨	٢٦.٠١	٦٤.٧	٥٢.٧٧١	٠.٦٤٣٩٤	53.41494
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٢٥.١٩٦	٨.٢٤٧	٣٢.٢١	٦٥.٦٥	٥٠.٣٤٢	٠.٧٩٠٨٥	51.13285
٢٠١٠/٢٠٠٩	٢٣.٨٧٣	١٠.٤٦٣	٣٤.٣٣	٦٨.٦٧	٤٨.٩٩٣	٠.٦٨٦٦	49.6796
٢٠١١/٢٠١٠	٢٦.٩٩٣	١٣.١٣٧	٣٧.٠٣	٧٧.١٦	٥٤.٠٩٦	٠.٦٣٦٨٩	54.73289
٢٠١٢/٢٠١١	٢٥.٠٧٢	١٨.٤٠٨	١٨.٦٤	٦٢.١٢	٥٩.٢١١	٠.٦٢٠٠٢	59.83102
٢٠١٣/٢٠١٢	٢٦.٩٨٨	١٩.٢٦٥	١٥.٦٧	٦١.٩٢	٥٧.٦٨٣	٠.٦٤٣٥٢	58.32652
٢٠١٤/٢٠١٣	٢٦.١١٩	٣٠.٣٦٨	١٦.٥٤	٧٣.٠٣	٥٩.٨٣٢	٠.٦١٦٢٩	60.44829
٢٠١٥/٢٠١٤	٢٢.٢٤٥	٢١.٨٧٦	١٤.٩٣	٥٩.٠٥	٦١.٣٠٦	٠.٧٤٢١٨	62.04818
٢٠١٦/٢٠١٥	١٨.٧٠٥	١٦.٧٩١	١٥.٨٦	٥١.٣٦	٥٧.٣٨٨	٠.٦٦١٤٦	58.04946
٢٠١٧/٢٠١٦	٢١.٦٨٧	١٧.٤٧٢	٢٣.٦٤	٦٢.٨	٥٧.١٢٢	٠.٨٣١٥٥	57.95355
٢٠١٨/٢٠١٧	٢٥.٨٢٧	٢٦.٤٧١	٣٦.٤	٨٨.٧	٦٣.١٠٣	١.٢٣٧٥٩	64.34059
٢٠١٩/٢٠١٨	٢٨.٤٩٥	٢٥.١١٤	٤١.٨٤	٩٥.٤٥	٦٦.٥٢٩	١.١٨٩٢٢	67.71822
٢٠٢٠/٢٠١٩	٢٦.٣٧٦	٢٧.٦٨٠	٤٤.٥٧	٩٨.٦٣	٦٢.٨٤١	١.٧٢٤٣٧	64.56537
٢٠٢١/٢٠٢٠	٢٨.٦٧٧	٣٠.٩٠٣	٣٨.٩٧	٩٨.٥٥	٧٠.٧٣٦	٣.٢٤٠٨٩	73.97689

المصدر: -

زارة المالية، التقرير المالي الشهري اعداد مختلفة من يونيو ٢٠٠٦-يونيو ٢٠٢٢

البنك المركزي، التقرير السنوي، أعداد مختلفة من ٢٠٠٠/٢٠٠١-٢٠٢١

بيانات البنك الدولي ، السلسلة الزمنية من ٢٠٠٠-٢٠٢١

الملحق (٢)

السنة	الصادرات من السلع والخدمات مليار دولار	الواردات مليار دولار	صافي الميزان التجاري المتغير المستقل (TB_t)	اجمالي الدين الخارجي مليار دولار	الاحتياطيات الدولية مليار دولار	صافي الدين الخارجي مليار دولار المتغير التابع (NE Xt)
٢٠٠١/٢٠٠٠	٧.٠٧٨	١٦.٤٤١	-٩.٣٦٣	٢٤.٣٨	١٣.٧٩	١٠.٥٩
٢٠٠٢/٢٠٠١	٧.٨٢١	١٤.٦٣٧	-٦.٨١٦	٢٦،٥٦٠	١٣.٦٠	١٢.٩٦
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٨.٢٠٥	١٤.٨٢٠	-٦.٦١٥	٢٨،٦٦١	١٤.٠٨	١٤.٥٨١
٢٠٠٤/٢٠٠٣	١٠.٤٥٣	١٨.٢٨٦	-٧.٨٣٣	٢٩،٣٩٦	١٤.٦	١٤.٧٩٦
٢٠٠٥/٢٠٠٤	١٣.٨٣٣	٢٤.١٩٣	-١٠.٣٦٠	٢٩،٨٧٢	١٥.٣٤	١٤.٥٣٢
٢٠٠٦/٢٠٠٥	١٨.٤٥٥	٣٠.٤٤١	-١١.٩٨٣	٢٨،٩٤٩	٢١.٨٦	٧.٠٨٩
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٢٢.٠١٨	٣٨.٣٠١	-١٦.٢٨٣	٢٩،٥٩٣	٢٦.٠١	٣.٥٨٣
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٢٩.٣٥٦	٥٢.٧٧١	-٢٣.٤١٥	٢٩،٨٩٨	٣٢.٢١	-٢.٣١٢
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٢٥.١٩٦	٥٠.٣٤٢	-٢٥.١٤٦	٣٣،٨٩٣	٣٤.٣٣	-٠.٤٣٧
٢٠١٠/٢٠٠٩	٢٣.٨٧٣	٤٨.٩٩٣	-٢٥.١٢٠	٣١،٥٣١	٣٧.٠٣	-٥.٤٦٩
٢٠١١/٢٠١٠	٢٦.٩٩٣	٥٤.٠٩٦	-٢٧.١٠٣	٣٣،٦٩٤	١٨.٦٤	١٥.٠٥٤
٢٠١٢/٢٠١١	٢٥.٠٧٢	٥٩.٢١١	-٣٤.١٣٩	٣٤،٩٠٦	١٥.٦٧	١٩.٢٣٦
٢٠١٣/٢٠١٢	٢٦.٩٨٨	٥٧.٦٨٣	-٣٠.٦٩٥	٣٤،٣٨٥	١٦.٥٤	١٧.٨٤٥
٢٠١٤/٢٠١٣	٢٦.١١٩	٥٩.٨٣٢	-٣٣.٧١٣	٤٣،٢٣٣	١٤.٩٣	٢٧.٣٠٣
٢٠١٥/٢٠١٤	٢٢.٢٤٥	٦١.٣٠٦	-٣٩.٠٦١	٤٦،٠٦٧	١٥.٨٦	٣٠.٢٠٧
٢٠١٦/٢٠١٥	١٨.٧٠٥	٥٧.٣٨٨	-٣٨.٦٨٣	٤٨.٠٦٣	٢٣.٦٤	٢٤.٤٢٣
٢٠١٧/٢٠١٦	٢١.٦٨٧	٥٧.١٢٢	-٣٥.٤٣٥	٥٥،٧٦٤	٣٦.٤	١٩.٣٦٤
٢٠١٨/٢٠١٧	٢٥.٨٢٧	٦٣.١٠٣	-٣٧.٢٧٦	٧٩،٠٣٣	٤١.٨٤	٣٧.١٩٣
٢٠١٩/٢٠١٨	٢٨.٤٩٥	٦٦.٥٢٩	-٣٨.٠٣٤	٩٢،٦٤٤	٤٤.٥٧	٤٨.٠٧٤
٢٠٢٠/٢٠١٩	٢٦.٣٧٦	٦٢.٨٤١	-٣٦.٤٦٦	١٠٨،٦٩٩	٣٨.٩٧	٦٩.٧٢٩
٢٠٢١/٢٠٢٠	٢٨.٦٧٧	٧٠.٧٣٦	-٣٧.٢٧٤٨	١٢٣.٤٩٠	٣٩.٨٢	٨٣.٦٧٠

المصدر : -

وزارة المالية، التقرير المالي الشهري اعداد مختلفة من يونيو ٢٠٠٦-يونيو ٢٠٢٢

البنك المركزي، التقرير السنوي، أعداد مختلفة من ٢٠٠٠/٢٠٠١-٢٠٢١

بيانات البنك الدولي ، السلسلة الزمنية من ٢٠٠٠-٢٠٢١