اختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري للاقتصاد المصري

مجدي الشوربجي

رئيس قسم الاقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد،
جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا.
mshourbagui@yahoo.com.

مقدمة

في الأعوام الأخيرة تزايد اهتمام واضعي السياسات العامة والاقتصاديين بدراسة قضية استدامة عجز ميزان الحساب الجاري في الدول النامية والمتقدمة على حد السواء، وذلك لتحديد ما إذا كان هذا العجز مستداماً أم لا. إن عجز ميزان الحساب الجاري لدولة ما يكون مستداماً ما دام لدى المقرضين في الدول الأخرى رغبة في تمويل هذا العجز. ومن الناحية الأخرى، يكون عجز ميزان الحساب الجاري لدولة معيّنة غير مستدام عندما لا يتوقع استمرار تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية إلى داخل هذه الدولة لتمويل هذا العجز، وهو الوضع الذي يسبب رفع أسعار الفائدة المحلية، وانخفاضاً كبيراً في قيمة العملة المحلية، واضطرابات مفاجئة في الاقتصاد المحلي.

ويمكن التمييز بين نوعين من عجز ميزان الحساب الجاري هما: العجز المؤقت والعجز الدائم. إن العجز المؤقت في ميزان الحساب الجاري يعكس إعادة توزيع رؤوس الأموال الأجنبية بين مختلف دول العالم على أساس اختلاف إنتاجية عنصر رأس المال فيها[١]؛ فرؤوس الأموال الأجنبية تتدفق إلى داخل الدولة التي تتميز من غيرها من الدول بارتفاع هذه الإنتاجية فيها. ومن ثم، فإن هذا العجز لا يسبب مشاكل للاقتصاد المحلي. وبالتالي يمكن أن يكون عجز ميزان الحساب الجاري لدولة ما مستداماً في الأجل القصير لإمكانية قيام هذه الدولة بالاقتراض الخارجي لتمويل هذا العجز.

أما العجز الدائم في ميزان الحساب الجاري، فسوف يترتب عليه أثران سلبيان في الاقتصاد المحلي[٢]: يتمثّل **الأول** في أن الزيادة الكبيرة والمستمرة في عجز الحساب الجاري قد تستلزم القيام برفع أسعار الفائدة المحلية إلى الحد الذي يزيد عن مثيلتها الأجنبية، وذلك لجذب رؤوس الأموال الأجنبية إلى الداخل. ويتمثّل الأثر **الثاني** في أن الزيادة الضخمة والدائمة في عجز ميزان الحساب الجاري تؤدي إلى حدوث زيادة تراكمية في الديون الخارجية، وهو ما يترتب عليها زيادة مدفوعات الفائدة على هذه الديون، الأمر الذي سوف يفرض عبئاً إضافياً على الأجيال المقبلة، ومن ثم خفض مستوى معيشتهم.

يمكن القول إذن إنه إذا كان عجز ميزان الحساب الجاري لدولة معيّنة كبيراً ومستمراً لفترة طويلة، فإن قدرة هذه الدولة على خدمة ديونها الخارجية يمكن أن تكون محل شك[٣]، وهو الأمر الذي يدعو إلى البحث من أجل تحديد ما إذا كان عجز ميزان الحساب الجاري مستداماً أم لا في الأجل الطويل.

---

(١) Mark J. Holmes, «Current Account Deficits in the Transition Economies,» Prague Economic Papers; 4 (2004), p. 348, <http://www.vse.cz/pep/pdf/247.pdf>.

(٢) Fikret Dülger and Zeynel Abidin Ozdemir, «Current Account Sustainability in Seven Developed Countries,» *Journal of Economic and Social Research*, vol. 7, no. 2 (2005), p. 48.

(٣) Huseyin Kalyoncu, «Sustainability of Current Account for Turkey: Intertemporal Solvency Approach,» Prague Economic Papers; 1 (2005), p. 1, <http://www.vse.cz/pep/pdf/254.pdf>.

ولذلك، ركزت الدراسات التجريبية التي حاولت اختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري على تحليل علاقة التكامل المشترك بين الواردات والصادرات[٤]، لأن وجود علاقة التكامل المشترك بين الواردات والصادرات يتضمن اعتبار عجز ميزان الحساب الجاري ظاهرة قصيرة الأجل فقط، ولذا يكون هذا العجز مستداماً في الأجل الطويل. ويعني وجود هذا التكامل في دولة ما أن السياسات الاقتصادية الكلية لهذه الدولة سوف تكون فعالة في إحداث التقارب بين الواردات والصادرات في اتجاه التوازن على المدى الطويل. ومن ثم، يمكن القول إن الدولة المعنية لا تنتهك قيد موازنتها عبر الفترات الزمنية. هنا، يلاحظ أن ثمة شرطين لا بد من توافرهما معاً كي يكون عجز ميزان الحساب الجاري مستداماً بشكل قوي في الأجل الطويل، وهما: وجود علاقة التكامل المشترك بين الواردات والصادرات، وأن تكون القيمة المقدرة لمعامل الميل لمعادلات الانحدار بين الواردات والصادرات مساوية للواحد الصحيح. ومن ثم، فإن هدف هذه الدراسة يتمثّل في اختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري في الأجل الطويل للاقتصاد المصري خلال الفترة ١٩٦٠ ـ ٢٠٠٨، باستخدام منهجين للتحليل هما المنهج الوصفي ومنهج الاقتصاد القياسي. وسوف يتم استخدام الأول من طريق تطبيق بعض مؤشرات تقييم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري، بينما سيتم استخدام الثاني من طريق تطبيق تحليل التكامل المشترك بواسطة اختبار Gregory and Hansen[٥]، وتحليل سكون البيانات باستخدام اختبار Zivot and Andrews[٦]. وبسبب عدم وجود دراسات تجريبية سابقة مخصصة لدراسة العلاقة موضوع الدراسة باللغة العربية، فإن الدراسة الحالية تُعتبر مساهمة في الكتابات العربية للأدب الاقتصادي التجريبي المتعلق بهذه العلاقة.

(٤) على سبيل المثال، انظر: Mohsen Bahmani-Oskooee and Hyun-Jae Rhee, «Are Imports and Exports of Korea Cointegrated?,» *International Economic Journal*, vol. 11, no. 1 (1997), pp. 109-114; Augustine C. Arize, «Imports and Exports in 50 Countries: Test of Cointegration and Structural Breaks,» *International Review of Economics and Finance*, vol. 11, no. 1 (2002), pp. 101-115; Manuchehr Irandoust and Johan Ericsson, «Are Imports and Exports Cointegrated?: An International Comparison,» *Metroeconomica*, vol. 55, no. 1 (2004), pp. 49-64; Choong Chee Keong, Soo Siew Choo and Zulkornain Yusop, «Are Malaysian Exports and Imports Cointegrated?,» *Sunway College Journal*, vol. 1 (2004), pp. 29-38; Paresh Kumar Narayan and Seema Narayan, «Is There Long-Run Relationship between Exports and Imports?: Evidence from Two Pacific Island Countries,» *Economics Papers*, vol. 23 (2004), pp. 152-164; Dierk Herzer Felicitas Nowak-Lehmann D., «IS There a Long-Run Relationship between Exports and Imports in Chile,» *Applied Economics Letters*, vol. 13, no. 5 (2006), pp. 981-986, and Ahec A. Ôonje, Boris Podobnik and MaruŠka Vizek, «Long-Run Relationship between Exports and Imports in Transition European Countries,» *Ekonomski Pregled*, vol. 61 (2010), < http://hrcak.srce.hr/file/75510 > .

(٥) Allan W. Gregory and Bruce E. Hansen, «Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,» *Journal of Econometrics*, vol. 70, no. 1 (1996), pp. 99-126.

(٦) Eric Zivot and Donald W. K. Andrews, «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis,» *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, no. 3 (1992), pp. 251-270.

أولاً: استدامة عجز الحساب الجاري بين النظرية والدراسات التجريبية

١ ـ تعريف استدامة عجز ميزان الحساب الجاري

عرّف Milesi-Ferretti and Razin[٧] استدامة عجز ميزان الحساب الجاري بأنها إمكانية استمرار السياسات الاقتصادية الجارية والسلوك الخاص بشكل لا يستلزم الحاجة إلى حدوث تحولات جذرية في هذه السياسات (مثل، تطبيق سياسة انكماشية مفاجئة تسبب حدوث ركود كبير)، أو بدون أن يؤدي إلى حدوث أزمة (مثل، انهيار لسعر الصرف الأجنبي يؤدي إلى عدم القدرة على خدمة الالتزامات الخارجية)[٨].

كما عرّف Zanghieri[٩] استدامة عجز ميزان الحساب الجاري بأنها إمكانية استمرار تمويل هذا العجز بواسطة المستثمرين الأجانب[١٠]. ويعني هذا أن عجز ميزان الحساب الجاري سوف يكون مستداماً ما دام المقرضون الأجانب راغبين في تمويله.

٢ ـ مؤشرات اختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري

هناك عدة مؤشرات يمكن استخدامها في تقييم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري، منها ما يلي[١١]:

---

(٧) Gian Maria Milesi-Ferretti and Assaf Razin, «Sustainability of Persistent Current Account Deficits,» NBER Reprint; no. 2100 (December 1996), <http://www.nber. org/papers/w5467.pdf?new_window=1>.

(٨) المصدر نفسه، ص ٣.

(٩) Paolo Zanghieri, «Current Account Dynamics in New EU Members Sustainability and Policy Issues,» Centre d'étude prospectives et d'informations internationales, no. 2004-07 (July 2004).

(١٠) Kaloyan Simeonov, «Current Account Sustainability and the Choice of Exchange Rate Regime on the Road to the EMU,» Bulagarien European Community Studies Association (BECSA) (2007), p. 10, <http://becsa.org/files/file/BECSA%20publication%20-%20Kaloyan%20Simeonov%20-%20integral.pdf>.

(١١) لمزيد من التفصيل، انظر: Nouriel Roubini and Paul Wachtel, «Current-Account Sustainability in Transition Economies,» NBER Working Paper Series; 6468 (1998), <http://www.nber.org/papers/w6468.pdf?new_window=1>, pp. 3-10; Florian Bubla, «Is the USA's Current Account Sustainable?,» (2003), <http://www.ub.uni-konstanz.de/kops/volltexte/2003/985/pdf/bubla.pdf>, pp. 21-29; Christiana E. E. Okojie, «Capital Flows and Current Account Sustainability in African Economies,» (2005), <http://www.uneca.org/eca_programmes/policy_analysis/publications/Christiana OkojiePaper23-03-06.pdf>, pp. 6-8; Simeonov, Ibid., pp. 13-18; Ayla O. Binatli and Niloufer Sohrabji, «Analyzing the Present Sustainability of Turkey's Current Account Position,» Department of Economics, Simmons College (2008), <http://www.jitd.com.tr/dtmadmin/upload/EAD/KonjokturIzlemeDb/JITD/volume_2_no_2/Ayla_Ogus_Binatli.pdf>, pp. 177-179, and Ognian N. Hishow, «The European Union's Debt Crisis,» SWP Comments (2010), <http://www.swp-berlin.org/en/common/get_document.php?asset_id=7174>, p. 1.

أ ـ مؤشرات ميزان المدفوعات

(١) عجز ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي: يقيس مؤشر عجز ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي درجة مديونية الدولة. وقاعدة الاستدامة هنا هي ألا يزيد عجز ميزان الحساب الجاري على ٥ بالمئة من الناتج المحلي الإجمالي (الحد الأقصى المقبول).

(٢) هيكل عجز ميزان الحساب الجاري: يتكون هيكل ميزان الحساب الجاري من مجموع كلٍّ من رصيد الميزان التجاري ورصيد ميزان التجارة الخدمية، ورصيد ميزان دخل عوامل الإنتاج من الخارج، ورصيد ميزان التحويلات الجارية من جانب واحد. فإذا كان عجز ميزان الحساب الجاري يرجع معظمه إلى العجز الكبير الحادث في الميزان التجاري، فإن هذا العجز يعكس مشاكل هيكلية تتعلق بالقدرة التنافسية للاقتصاد المحلي، وبالتالي، فإن استدامة هذا العجز سوف تواجَه بمشاكل في الأجل الطويل.

(٣) الاحتياطيات الدولية وعدد شهور الواردات التي تغطيها: إن مستوى الاحتياطيات الدولية الرسمية من الصرف الأجنبي المتاحة لدى البنك المركزي يوضح مدى قدرة هذا البنك في استخدام هذه الاحتياطيات كمصدر للتمويل، في حالة نقص حجم التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية، أو زيادة التدفقات الرأسمالية الخارجية عن التدفقات الرأسمالية الداخلية، أو حدوث زيادة كبيرة مفاجئة في عجز ميزان الحساب الجاري. ومن ثم، فإن ارتفاع مستوى هذه الاحتياطيات يضمن استدامة أكبر لعجز ميزان الحساب الجاري في الأجل القصير؛ فهذه الاحتياطيات تُعَدّ مصدراً أقل تكلفة لتمويل عجز ميزان الحساب الجاري.

كما أن ازدياد عدد شهور الواردات من السلع والخدمات التي تغطيها الاحتياطيات الدولية الرسمية من الصرف الأجنبي، سيزيد استدامة عجز ميزان الحساب الجاري. ومن ثم، فإن ارتفاع هذا العدد يُعَدّ دليلاً على وجود استدامة أكبر لعجز ميزان الحساب الجاري في الأجل القصير.

(٤) هيكل وحجم التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية: نظراً إلى أن مجموع كلٍّ من رصيد ميزان الحساب الجاري وميزان حساب رأس المال يساوي التغير في احتياطيات الصرف الأجنبي، فإن عجز ميزان الحساب الجاري يتم تمويله بواسطة التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية. وطبقاً لبيانات الإحصاءات المالية الدولية الصادرة عن صندوق النقد الدولي، تنقسم التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية إلى ثلاثة أنواع هي: الاستثمارات الأجنبية المباشرة (خط 78bed)؛ استثمارات محفظة الأوراق المالية (خط 78bgd)؛ الاستثمارات الأخرى (خط 78bid).

وتُعتبر التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية أحد العوامل المهمة المؤثرة في استدامة عجز ميزان الحساب الجاري. ولزيادة هذه الاستدامة، يجب تمويل هذا العجز بواسطة التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية الطويلة الأجل. ومن ثم، فإن عجز ميزان الحساب الجاري الذي يمول بواسطة التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية الطويلة الأجل

(الاستثمارات الأجنبية المباشرة) سوف يكون أكثر استدامة من عجز ميزان الحساب الجاري الذي يمول بواسطة التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية القصيرة الأجل (استثمارات محفظة الأوراق المالية أو ما يُطلق عليها النقود الساخنة). ومن ثم، إذا كانت نسبة تغطية التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة لعجز معيّن في ميزان الحساب الجاري تساوي ١٠٠ بالمئة، فإن هذا العجز سوف يكون مستداماً.

ونظراً إلى أن احتياطيات الصرف الأجنبي الرسمية لدى البنك المركزي سوف تزيد إذا سجل ميزان حساب رأس المال فائضاً كبيراً يزيد عن عجز ميزان الحساب الجاري، فإن حجم التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية تؤثر أيضاً في استدامة عجز ميزان الحساب الجاري من ناحية تأثيره في حجم هذه الاحتياطيات.

ب ـ مؤشرات اقتصادية كلية

(١) الادخار والاستثمار كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي: نظراً إلى أن رصيد ميزان الحساب الجاري هو عبارة عن المدّخرات المحلية مطروحاً منها الاستثمارات المحلية، فإن عجز ميزان الحساب الجاري يمكن أن ينشأ إما نتيجة انخفاض المدخرات المحلية وإما نتيجة زيادة الاستثمارات المحلية. ومن ثم، فإن استدامة عجز معيّن في ميزان الحساب الجاري سوف تتأثر بمصدره ـ زيادة الاستثمارات أو نقص المدخرات ـ والتغير في حجم كلٍّ من المدّخرات والاستثمارات.

إن تغطية فجوة الموارد المحلية (فائض الاستثمارات المحلية عن المدّخرات المحلية) بواسطة الاقتراض الخارجي يكون أقل خطورة بالنسبة إلى استدامة عجز ميزان الحساب الجاري، إذا تم استخدام هذا الاقتراض في تمويل استثمارات جديد؛ فمعدلات الاستثمار المرتفعة في صناعات السلع التصديرية ـ على سبيل المثال ـ يترتب عليها حدوث زيادة في حجم الصادرات، وهو ما يترتب عليه زيادة حصيلة الصرف الأجنبي، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة القدرة على سداد أعباء خدمة الدين الخارجي. وبصفة عامة، فإن عجز ميزان الحساب الجاري الناتج من تناقص المدخرات المحلية يكون أقل استدامة من عجز ميزان الحساب الجاري الناتج من تزايد الاستثمارات المحلية.

(٢) معدل النمو الاقتصادي: إن معدل النمو الاقتصادي (معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي) المرتفع سوف يكون له أثر موجب في استدامة عجز ميزان الحساب الجاري. ويمكن بيان كيفية تحقيق هذا الأثر على النحو التالي:

ـ إن معدل النمو الاقتصادي المرتفع يؤدي إلى حدوث توقّع بارتفاع ربحية الاستثمارات في المستقبل، وهو ما يؤدي إلى زيادة الاستثمارات المحلية؛ فارتفاع الاستثمارات المحلية يسمح باستمرار عجز ميزان الحساب الجاري لفترات زمنية أطول، وارتفاع الاستثمارات المحلية كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي لدولة ما يدعم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري لهذه الدولة.

ـ إن معدل النمو الاقتصادي المرتفع يؤدي إلى زيادة أقل في الدين الخارجي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي، وهو ما يجعل الدولة أكبر قدرة على دفع أعباء خدمة ديونها الخارجية، الأمر الذي يدعم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

ـ إن معدل النمو الاقتصادي المرتفع في اقتصاد ما يؤدي إلى زيادة ثقة المستثمرين الأجانب في هذا الاقتصاد، وهو ما يؤدي بدوره إلى زيادة رغبتهم في إقراضه. ويتضمن هذا أن معدل النمو الاقتصادي المرتفع تصاحبه زيادة التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة. ونظراً إلى أن تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة إلى الداخل (FDI) تُعتبر أحد أشكال التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية الطويلة الأجل، فإن زيادة FDI سوف تؤدي إلى زيادة استدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

ج ـ مؤشرات السياسة المالية

(١) عجز الموازنة العامة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي: إن زيادة عجز الموازنة العامة تؤدي إلى خفض الادخار الحكومي وزيادة الاستهلاك الكلي، وهو ما يؤدي إلى زيادة عجز ميزان الحساب الجاري، ونظراً إلى أن زيادة عجز الموازنة العامة تؤثر في مستقبل مستوى الدين العام المحلي. وقاعدة الاستدامة هنا تتمثّل في ألا يزيد عجز الموازنة العامة عن ٣ بالمئة من الناتج المحلي الإجمالي (الحد الأقصى المقبول). ومن ثم، فإن زيادة عجز الموازنة العامة عن هذا الحد سوف تضر باستدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

(٢) الدين العام المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي: يتم قياس مستوى أعباء خدمة الدين بعدة مؤشرات، منها إجمالي الدين العام المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي. وبصفة عامة، كلما انخفض عبء الدين لدولة ما، زادت استدامة عجز ميزان الحساب الجاري لهذه الدولة. وقاعدة الاستدامة هنا تتمثّل في ألا يزيد هذا الدين على ٦٠ بالمئة من الناتج المحلي الإجمالي (الحد الأقصى المقبول). ومن ثم، فإن زيادة إجمالي الدين العام المحلي عن هذا الحد سوف تقلل استدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

(٣) النموذج النظري لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري: بالاستناد إلى دراسة Hakkio and Rush[١٢]، قام Husted[١٣] بتقديم إطار نظري لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري. وقد بدأ Husted عرضه لهذا الإطار بقيد الموازنة للفرد في الفترة الزمنية الجارية الذي توضحه المعادلة التالية:

(١٢) Craig S. Hakkio and Mark Rush, «Is the Budget Deficit Too Large?,» *Economic Inquiry*, vol. 29, no. 3 (1991), pp. 429-445.

(١٣) Steven Husted, «The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis,» *Review of Economics and Statistics*, vol. 74 (1992), pp. 159-166.

$$C_t = Y_t + B_t - I_t - (1 + r_t) B_{t-1} \quad (1)$$

حيث إن:

t = الفترة الزمنية الجارية

$t-1$ = الفترة الزمنية السابقة

C = الاستهلاك

Y = الناتج المحلي الإجمالي

I = الاستثمار

= سعر الفائدة العالمي

B = صافي الدين الخارجي

$(1 + r_t) B_{t-1}$ = صافي الدين الخارجي المبدئي

ونظراً إلى أن من الواجب أن يتحقق قيد الموازنة في جميع الفترات الزمنية ($t = 1,2,3,..., \infty$)، فإن قيد الموازنة الزمني (Intertemporal Budget Constraint) يمكن الحصول عليه بتجميع قيود الموازنة لجميع الأفراد في الاقتصاد، كما يلي:

$$B_t = \sum_{t=1}^{\infty} \lambda_t \left[Y_t - C_t + I_t \right] + \lim_{n \to \infty} \lambda_n B_n \quad (2)$$

حيث تشير إلى معامل الخصم (Discount Factor) $\lambda_t = 1 / (1 + r_t)$. ونظراً إلى أن $Y_t - C_t + I_t$ يساوي صافي الصادرات من السلع والخدمات ($NX_t = X_t + M_t$، حيث تشير X إلى الصادرات من السلع والخدمات، بينما تشير M إلى الواردات من السلع والخدمات)، فإن المعادلة (2) يمكن إعادة كتابتها كما يلي:

$$B_t = \sum_{t=1}^{\infty} \lambda_t \, NX_t + \lim_{n \to \infty} \lambda_n \, B_n \quad (3)$$

لاحظ أنه إذا كان الحد الأخير من المعادلة السابقة يساوي صفراً، فإن مقدار اقتراض (إقراض) الدولة في الأسواق الدولية يساوي تماماً القيمة الحالية لفوائض (عجوزات) الميزان التجاري المستقبلية.

وبافتراض سكون سعر الفائدة العالمي بمتوسط حسابي غير شرطي، فإن المعادلة (١) يمكن إعادة ترتيبها وكتابتها كما يلي:

$$Z_t + (1 + r_t)B_{t-1} = X_t + B_t \quad (4)$$

حيث إن: $Z_t = M_t + (r_t + r)B_{t-1}$

وطبقاً لدراسة Hakkio and Rush[1]، فإن المعادلة (4) يمكن التعبير عنها بشكل أكثر تفصيلاً على النحو التالي:

$$M_t + r_t B_{t-1} = X_t + \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} \left[\Delta X_{t+j} - \Delta Z_{t+j} \right] + \lim_{j \to \infty} \lambda^{t+j} B_{t+j} \quad (5)$$

حيث تشير Δ إلى معامل الفرق الأول. لاحظ أن الجانب الأيسر للمعادلة (٥) يمثّل الإنفاق على الواردات من السلع والخدمات، مضافاً إليه مدفوعات (متحصلات) الفائدة على الدين الخارجي (الأصول). وبطرح Y_t من جانبي المعادلة السابقة وضرب الناتج في -1، فإن الجانب الأيسر لهذه المعادلة يمثل رصيد ميزان الحساب الجاري.

وبافتراض أن X وZ متكاملين من الرتبة الأولى، أي $I(1)$، فإن المعادلة (٥) يمكن إعادة كتابها كما يلي:

$$X_t = \phi + M_t - \lim_{j \to \infty} \lambda^{t+j} B_{t-1} + e_t \quad (6)$$

حيث إن: $MM_t = M_t + r_t B_t$

$$\phi = \left[(1 + r)^2 / r \right] \left(\alpha_2 - \alpha_1 \right)$$

ويُفترض أن e ساكن وأن α تساوي صفراً.

ونظراً إلى أن $j \to \infty$، فإن الحد $\lim_{j \to \infty} \lambda^{t+j} B_{t+j}$ في المعادلة (6) سوف يصبح مساوياً للصفر، فإن المعادلة السابقة يمكن كتابتها في شكل معادلة انحدار لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري كما يلي:

$$X_t = a + b\, MM_t + e_t \quad (7)$$

حيث إن:

X = الصادرات من السلع والخدمات.

MM_1 = الواردات من السلع والخدمات مضافاً إليها مدفوعات الفائدة على صافي الدين الخارجي.

e = حد الخطأ العشوائي.

وبشكل بديل، اقترح Arize (2002) المعادلة التالية، لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري:

$$MM_1 = a + b X_t + e_t \quad (8)$$

وطبقاً للمعادلتين السابقتين (المعادلتين المستخدمتين في هذه الدراسة لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري للاقتصاد المصري)، فإن الاقتصاد سوف يفي بقيد الموازنة الزمني في الحالتين التاليتين[١٤]:

أ ـ إذا كان حد الخطأ العشوائي (e) ساكناً في قيمه الأصلية، أي إذا كان هذا الحد متكاملاً من الرتبة صفر [$I(0)$]، بمعنى أنه إذا كان هناك تكامل مشترك بين M وMM. وتمثّل هذه الحالة الشرط الضروري لكي يفي الاقتصاد بقيد الموازنة الزمني. ويعكس تحقق هذا الشرط الشكل الضعيف لاستدامة عجز ميزان الحساب الجاري. وفي هذه الحالة يمكن القول إن عجز ميزان الحساب الجاري سوف يكون مستداماً بشكل ضعيف في الأجل الطويل.

ب ـ إذا كان هناك علاقة تكامل مشترك بين M وMM، كانت القيمة المقدّرة لمعامل الانحدار تساوي الواحد الصحيح ($b = 1$). وتمثّل هذه الحالة الشرط الضروري والكافي لكي يفي الاقتصاد بقيد الموازنة الزمني. ويعكس تحقق هذا الشرط الشكل القوي لاستدامة عجز ميزان الحساب الجاري. وفي هذه الحالة يمكن القول إن عجز ميزان الحساب الجاري سوف يكون مستداماً بشكل قوي في الأجل الطويل.

٣ ـ الدراسات التجريبية لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري

حظي موضوع استدامة عجز ميزان الحساب الجاري بالدراسة في كثير من الدراسات. فقد تم اختبار هذه الاستدامة للدول المتقدمة[١٥]، والدول النامية على حد سواء[١٦].

---

(١٤) Hakkio and Rush, Ibid.

(١٥) Kalyoncu, «Sustainability of Current Account for Turkey: Intertemporal Solvency Approach;» Nelson Perera and Reetu Verma, «An Empirical Analysis of Sustainability of Trade Deficit: Evidence from Sri Lanka,» *International Journal of Applied Business and Economic Research* (2008), <http://www.usc.es/~econo met/reviews/ijaeqs516.pdf>, and Gülcan Önel, «The Sustainability of Turkish Current Deficit with Structural Breaks,» (2009), <http://fbe.emu.edu.tr/journal/doc/11-12/09.pdf>.

(١٦) على سبيل المثال، انظر: Husted, «The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis;» Catherine L. Mann, «Perspectives on the US Current Account Deficit and Sustainability,» *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, no. 3 (Summer 2002), pp. 131-152; Philip M. Bodman, «The Australian Trade Balance and Current Account: A Time Series Perspective,» *International Economic Journal*, vol. 11, no. 2 (Summer 1997), <http://www.iejournal.com/97summer/97Sm-3.pdf>; Paul Cashin, C. John Mcdermott, «Are Australia's Current Account Deficits Excessive?,» *Economic Record*, vol. 74, no. 227 (1998), pp. 346-361; Stilianos Fountas and Jyh-lin Wu, «Are The US Current Account Deficits Really Sustainable?,» *International Economic Journal*, vol. 13, no. 3 (1999), pp. 51-58; Jill A. Holman, «Is the Large US Current Account Deficit =

ويوضح الجدول التالي ملخص بعض هذه الدراسات.

الجدول الرقم (١)
ملخص للدراسات التجريبية السابقة الخاصة
باستدامة عجز ميزان الحساب الجاري

الدراسة	عينة الدراسة	فترة الدراسة	اختبار التكامل المشترك المستخدم	النتائج
Fountas and Wu (1999)	الولايات المتحدة	1967 -1974	اختبار Engle and Granger (1987)، اختبار Gregory and Hansen (1996)	استدامة
Apergis et al. (2000)	اليونان	1969-1994	اختبار Gregory and Hansen (1996)	استدامة
Herzer and Nowak-Lehmann (2006)	تشيلي	1975-2004	اختبار Gregory and Hansen (1996)	استدامة
Arize (2002)	50 دولة من الدول النامية ومنها مصر ودول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية	1973-1998	اختبار Johansen (1988)	وجود استدامة فقط في 31 دولة ومنها مصر
			اختبار Stock and Watson (1988)	وجود استدامة لكل الدول محل الدراسة، ومنها مصر، ماعدا المكسيك
Kalyoncu (2005)	تركيا	1987 -2002	اختبار Johansen and Juselius (1990)	استدامة
Tang and Alias (2005)	27 دولة من الدول الأعضاء في منظمة المؤتمر الإسلامي ومنها مصر	1990 - 2000 وفترة مصر هي: 1960 - 2000	اختبار Engle and Granger (1987)	عدم الاستدامة لِـ 23 دولة منها مصر
Tang (2006)	27 دولة من الدول الأعضاء في منظمة المؤتمر الإسلامي ومنها مصر	الفترة الزمنية غير موحدة لكل الدول محل الدراسة، وفترة مصر هي: 1960 - 2000	اختبار Gregory and Hansen (1996)	عدم استدامة لِـ 18 دولة منها مصر

يتبـــع

= Sustainable?,» *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, vol. 86, no. 1 (2001), <http://www.kansascityfed.org/PUBLICAT/ECONREV/PDF/1q01holm.pdf>; Wu Jyh-Lin, Show-Lin Chen and Hsiu-Yun Lee, «Are Current Account Deficit Sustainable?: Evidence from Panel Cointegration,» *Economic Letters*, vol. 72 (2001), pp. 219-224, and Irandoust and Ericsson, «Are Imports and Exports Cointegrated?: An International Comparison».

تابـــع

Yol (2009)	مصر، المغرب، تونس	1972– 2005	اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach (منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach).	عدم الاستدامة لكل من مصر والمغرب

ويتضح من الجدول السابق أن هناك أربع دراسات تجريبية تناولت اختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري لدول مختلفة، منها مصر، وهي: Arize[١٧]، Tang and Alias[١٨]، Tang[١٩]، Yol[٢٠]. بالنسبة إلى دراسة Arize[٢١]، يلاحظ ما يلي[٢٢]:

ـ عدم دقة نتائجها، وذلك بسبب استخدامها الرقم القياسي لأسعار المستهلك من أجل الحصول على القيم الحقيقية لكلٍّ من الواردات والصادرات، حيث إن القيم الحقيقية للواردات (للصادرات) هي عبارة عن ضرب حاصل قسمة القيم الاسمية للواردات (للصادرات) على الرقم القياسي لأسعار الواردات (الصادرات) بـ ١٠٠.

ـ لم تأخذ في اعتبارها الاتجاه الفعلي لكلٍّ من الواردات والصادرات، وذلك بسبب استخدامها القيم الاسمية لكلٍّ من الواردات والصادرات كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي. فنظرية استدامة عجز ميزان الحساب الجاري استخدمت الواردات والصادرات لا معدلات الواردات والصادرات.

أما بالنسبة إلى دراستي Tang and Alias وYol[٢٣]، فيلاحظ أن هاتين الدراستين لم تأخذا

(١٧) Arize, «Imports and Exports in 50 Countries: Test of Cointegration and Structural Breaks».

(١٨) Tang and Alias, «Are Imports and Exports of OIC Member Countries Cointegrated?: An Empirical Study».

(١٩) Tang, «Are Imports and Exports in the OIC Member Countries cointegrated?: A Reexamination».

(٢٠) Yol, «Testing the Sustainability of Current Account Deficits in Developing Economies: Evidence from Egypt, Morocco, and Tunisia».

(٢١) Arize, «Imports and Exports in 50 Countries: Test of Cointegration and Structural Breaks».

(٢٢) Tuck Cheong Tang, «Are Malaysian Exports and Imports Cointegrated?: A Comment,» *Sunway Academic Journal*, vol. 2 (2005), pp. 101 -107, and Tang, «Are Imports and Exports in the OIC Member Countries cointegrated?: A Reexamination».

(٢٣) Tang and Mohammad Haji Alias, «Are Imports and Exports of OIC Member Countries Cointegrated?: An Empirical Study,» and Yol, «Testing the Sustainability of Current Account Deficits in Developing Economies: Evidence from Egypt, Morocco, and Tunisia».

في الاعتبار التغير الهيكلي عند اختبارهما لاستدامة عجز ميزان الحساب الجاري للدول محل الدراسة، ومنها مصر.

وتختلف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة الخاصة بدول مختلفة، ومنها مصر، باستثناء دراسة Tang[٢٤]، في أنها سوف تقوم باختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري بتطبيق اختبار التكامل المشترك الذي يأخذ في اعتباره التغير الهيكلي الحادث في الاقتصاد المصري خلال الفترة محل الدراسة، وهذا ما لم تفعله هذه الدراسات. كما تختلف الدراسة الحالية عن دراسة Tang في الآتي: إن الدراسة الحالية سوف تطبّق اختبارات التكامل المشترك مع وجود التغير الهيكلي، وذلك لفترة زمنية أطول.

ـ ستستخدم الدراسة الحالية، إلى جانب استخدامها المنهج القياسي، المنهج الوصفي بواسطة تطبيق بعض مؤشرات تقييم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري، وهو ما لم تفعله دراسة Tang.

ثانياً: التحليل الوصفي لاختبار استدامة عجز الحساب الجاري المصري

يمكن بيان التحليل الوصفي لاختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري المصري، من خلال تحليل تطورات مؤشرات استدامة عجز ميزان الحساب الجاري السابق ذكرها، على النحو التالي:

١ ـ تطور مؤشرات ميزان المدفوعات

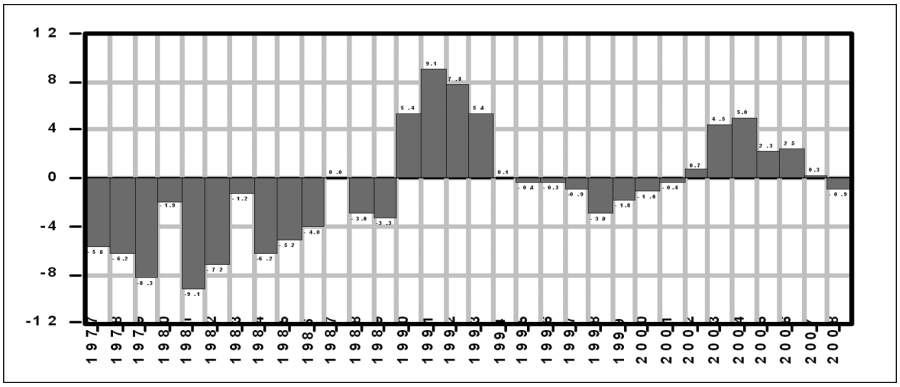
أ ـ عجز ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

يوضح الشكل التالي تطور رصيد ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨. ويتضح من هذا الشكل أن في الفترة ١٩٧٧ ـ ١٩٨٥ فقط، باستثناء عامي ١٩٨٠ و ١٩٨٣، كان عجز ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي أكبر من ٥ بالمئة. ولا شك في أن لهذا تأثيراً سلبياً في استدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

كما يتضح من هذا الشكل حدوث انخفاض ملحوظ في عجز ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة ١٩٩٥ ـ ٢٠٠٢، وعام ٢٠٠٨، حيث إن هذا العجز كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي كان أقل من ٢ بالمئة باستثناء عام ١٩٩٨. وهذا بالطبع سوف يدعم استدامة عجز ميزان الحساب ا لجاري.

(٢٤) Tang, «Are Imports and Exports in the OIC Member Countries cointegrated?: A Reexamination».

الشكل الرقم (١)
تطور رصيد ميزان الحساب الجاري كنسبة مئوية
من الناتج المحلي الإجمالي لمصر ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨

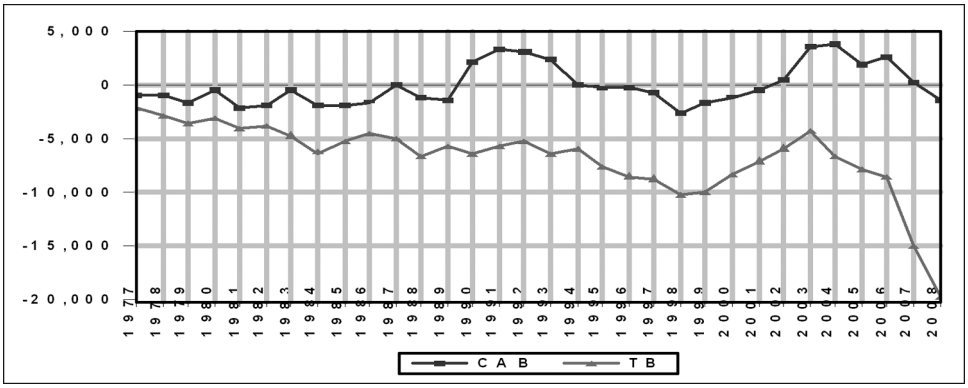


المصدر: World Data Bank, <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step=1&id=4>.

ب ـ هيكل عجز ميزان الحساب الجاري

يتضح من الجدول الرقم (١) في ملحق الدراسة أن الميزان التجاري المصري سجل عجزاً مستمراً خلال الفترة ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨. كما يتضح أن عجز ميزان الحساب الجاري المتحقق خلال هذه الفترة يرجع بصفة رئيسية إلى عجز الميزان، حيث كان عجز ميزان الحساب الجاري يزيد بزيادة عجز الميزان التجاري ويقل بنقصانه (انظر الشكل البياني التالي). ومن ثم، فإن عجز ميزان الحساب الجاري طبقاً لهذا المؤشر سوف يكون أقل استدامة في الأجل الطويل.

الشكل الرقم (٢)
تطور رصيد ميزان الحساب الجاري ورصيد الميزان التجاري لمصر ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨
(القيمة مليون دولار أمريكي)



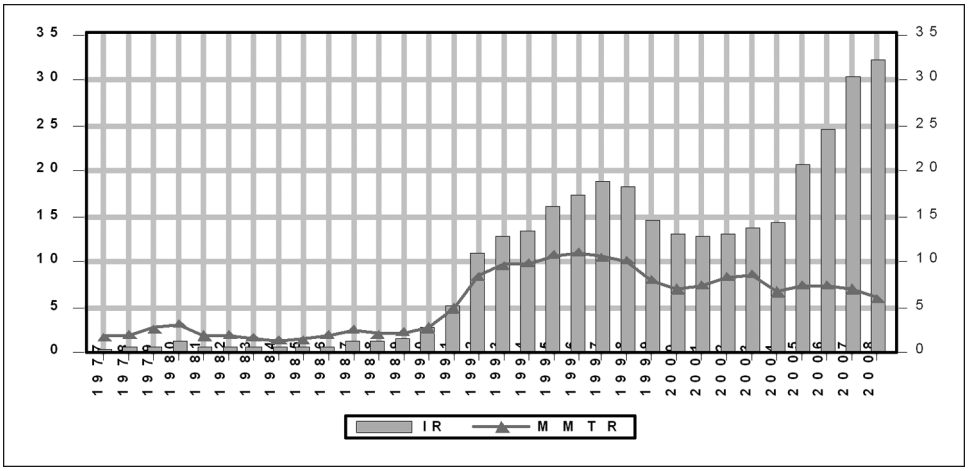
المصدر: المصدر نفسه.

ج ـ الاحتياطيات الدولية وعدد شهور الواردات التي تغطيها

بالاطّلاع على بيانات الملحق الرقم (٢)، تبين أن مستوى الاحتياطيات الدولية من الصرف الأجنبي بدون الذهب شهد اتجاهاً متزايداً فقط خلال فترتي ١٩٨٨ ـ ١٩٩٧، و ٢٠٠٢ ـ ٢٠٠٨، حيث بلغ حجم هذه الاحتياطيات نحو ١,٣ مليار دولار في عام ١٩٨٨، واستمر في الاتجاه نحو الزيادة حتى بلغ نحو ١٨,٧ مليار دولار في عام ١٩٩٧، ونحو ٣٢,٢ مليار دولار في عام ٢٠٠٨ (انظر الشكل الرقم (٣)).

الشكل الرقم (٣)
تطور صافي الاحتياطيات الدولية وعدد شهور الواردات من السلع والخدمات التي تغطيها لمصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)

(القيمة مليون دولار أمريكي)



المصدر: المصدر نفسه.

يتضح من الشكل البياني السابق أن عدد شهور الواردات من السلع والخدمات التي تغطيها الاحتياطيات الدولية من الصرف الأجنبي (بدون الذهب) في كل عام من أعوام الفترة ١٩٩٢ ـ ٢٠٠٨ لا يقل عن ٦ شهور. هذا بالإضافة إلى أن نمو حجم الاحتياطيات الرسمية من الصرف الأجنبي لدى البنك المركزي يؤدي إلى زيادة الاستدامة القصيرة الأجل لعجز ميزان الحساب الجاري.

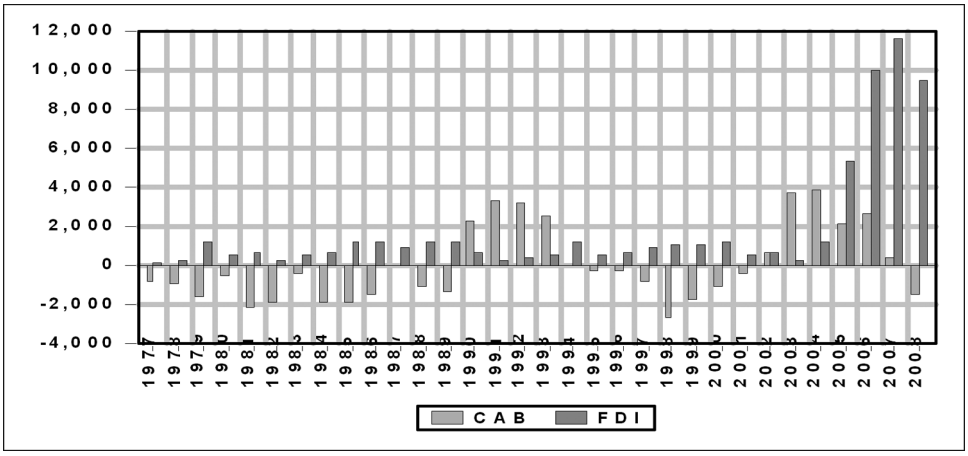
د ـ هيكل وحجم التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية

بالنسبة إلى هيكل التدفقات الداخلية لرؤوس الموال الأجنبية لمصر، يوضح الشكل الرقم (٤) تطور تدفقات الاستثمارات الأجنبية المباشرة إلى الداخل (FDI)، ورصيد ميزان الحساب الجاري (CAB) لمصر خلال الفترة ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨ من أجل إلقاء الضوء على مؤشر مستوى

تغطية عجز ميزان الحساب الجاري بواسطة .FDI ويتضح من هذا الشكل أيضاً أن حجم التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة كان أكبر من حجم عجز ميزان الحساب الجاري في كل عام من الأعوام التالية: ١٩٨٠، ١٩٨٣، ١٩٨٨، أعوام الفترة ١٩٩٥ ـ ١٩٩٧، ٢٠٠١، ٢٠٠٢، ٢٠٠٨. ويعني هذا أن نسبة تغطية FDI لهذا العجز في هذه الأعوام كانت أكبر من ١٠٠ بالمئة، وهو ما يجعل عجز ميزان الحساب الجاري أكثر استدامة.

الشكل الرقم (٤)
تطور صافي التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة ورصيد عجز ميزان الحساب الجاري لمصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)

(القيمة مليون دولار أمريكي)



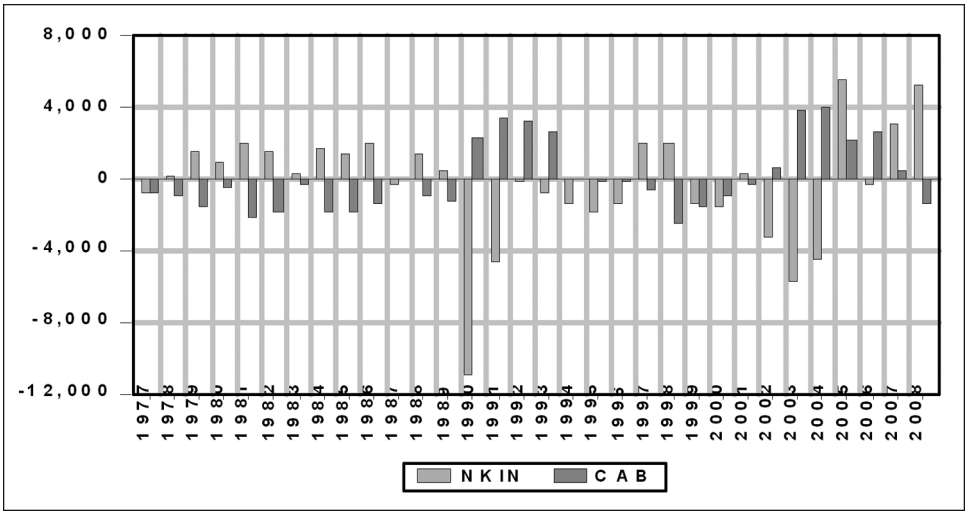
المصدر: في ما يتعلق بـ CAB، انظر: المصدر نفسه، وفي ما يتعلق بـ FDI، انظر: <http://www.imfstatistics.org/imf/logon.aspx>.

ويتضح من الشكل السابق أيضاً أن حجم التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة كان أقل من نصف حجم عجز ميزان الحساب الجاري في كل عام من الأعوام التالية: ١٩٧٧، ١٩٧٨، ١٩٨١، ١٩٨٢، ١٩٨٤، ١٩٩٨. ويعني هذا أن نسبة تغطية FDI لهذا العجز في كل عام من هذه الأعوام كان أقل من ٥٠ بالمئة، وهو ما يجعل عجز ميزان الحساب الجاري أقل استدامة. كما يتضح من الشكل السابق أن حجم التدفقات الداخلية للاستثمارات الأجنبية المباشرة تقلب بين الزيادة والنقص في معظم أعوام الفترة محل العرض، الأمر الذي قد يؤدي إلى تحقيق استدامة أقل لعجز ميزان الحساب الجاري في المستقبل.

أما بالنسبة إلى حجم التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال، فيوضح الشكل الرقم (٥) تطور صافي التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية، ورصيد ميزان الحساب الجاري لمصر خلال الفترة ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨. ويتضح من هذا الشكل أن صافي التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية (NKIN) (طبقاً لبيانات الإحصاءات المالية الدولية الصادرة عن صندوق النقد

الدولي (خط 78BJD) كان موجباً في أعوام العجز التالية فقط: ١٩٨٠، ١٩٨٦، ١٩٨٨، ١٩٩٧، ٢٠٠٨، وهو ما يسمح بتحقيق زيادة في احتياطيات الصرف الأجنبي الرسمية لدى البنك المركزي، الأمر الذي يجعل عجز ميزان الحساب الجاري أكثر استدامة، حيث كان الصافي الموجب للتدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية خلال باقي أعوام عجز ميزان الحساب الجاري أقل من حجم هذا العجز.

الشكل الرقم (٥)
تطور صافي التدفقات الداخلية لرؤوس الأموال الأجنبية، ورصيد عجز ميزان الحساب الجاري لمصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)



المصدر: World Data Bank, في ما يتعلق بـ CAB، و, < http://www.imfstatistics.org/imf/logon. aspx > في ما يتعلّق بـ NKIN.

كما يتّضح من الشكل البياني السابق أن NKIN كان سالباً خلال الأعوام التالية: ١٩٧٧، ١٩٨٧، أعوام الفترة ١٩٩٠ ـ ١٩٩٦، ١٩٩٩، ٢٠٠٠، أعوام الفترة ٢٠٠٢ ـ ٢٠٠٤، ٢٠٠٦. ويعني هذا أن التدفقات الرأسمالية الخارجة من مصر ترتفع عن التدفقات الرأسمالية الداخلة إليها خلال هذه الأعوام. وهذا لا شك يضر باستدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

٢ ـ تطور المؤشرات الاقتصادية الكلية

أ ـ الادخار والاستثمار كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

يوضح الملحق الرقم (٣) تطور الادخار والاستثمار، وفجوة الموارد المحلية (كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي) خلال الفترة ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨. ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

ـ ضآلة الادخار المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي، حيث لم يزد الادخار

المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي على ١٨ بالمئة في كل عام من أعوام هذه الفترة، باستثناء عام ١٩٧٧.

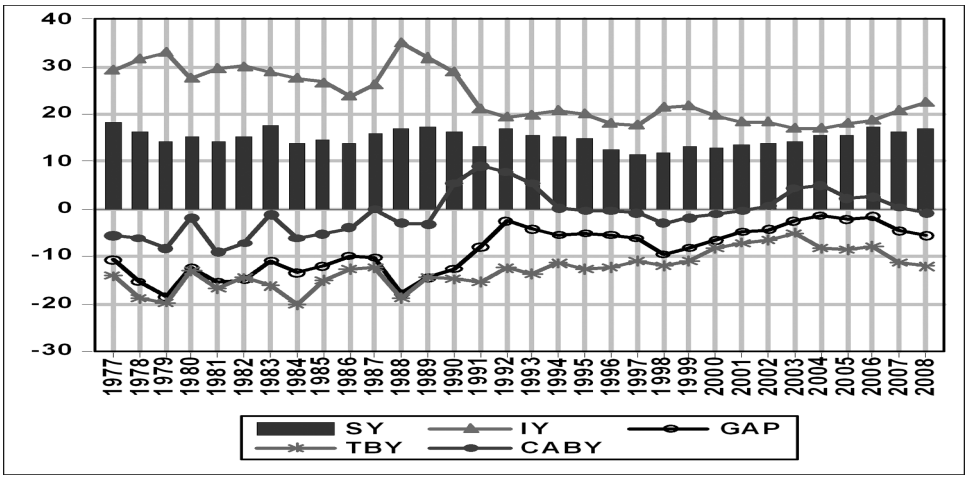
ـ قصور المدّخرات المحلية عن تغطية الاستثمارات المحلية، التي تراوحت بين ١٦,٩ بالمئة و ٣٢,٨ بالمئة من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة المذكورة أعلاه، حيث أخذت فجوة الموارد المحلية (الادخارات المحلية مطروحاً منها الاستثمارات المحلية) قيماً سالبة، وهو ما يعني أن جزءاً من الاستثمارات المحلية يتم تمويله بواسطة مدّخرات الأجانب.

ـ إن عجز ميزان الحساب الجاري يرجع بصفة أساسية إلى انخفاض الاستثمار المحلي بمقدار أكبر من انخفاض الادخار المحلي؛ ففي الفترة ١٩٧٨ ـ ١٩٨٦ (١٩٩٥ ـ ٢٠٠١) بلغ متوسط التغير السنوي في الاستثمارات المحلية كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي حوالى ـ ٠,٦١ بالمئة (ـ ٠,٣٤ بالمئة)، بينما بلغ متوسط التغير السنوي في المدّخرات المحلية كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي حوالى ـ ٠,٥١ بالمئة (ـ ٠,٢٥ بالمئة).

ونظراً إلى أن سلوك عجز ميزان الحساب الجاري (عجز ميزان التجاري) في كل عام من أعوام الفترتين ١٩٧٨ ـ ١٩٨٦ و ١٩٩٥ ـ ٢٠٠١ (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)، يتبع بصفة عامة سلوك فجوة الموارد المحلية، حيث كان عجز كلٍّ من الميزانين المذكورين يزيد بزيادة هذه الفجوة ويقل بنقصانها (انظر الشكل البياني التالي)، فإن الاتجاهات السابقة تجعل عجز ميزان الحساب الجاري أقل استدامة.

الشكل الرقم (٦)
تطور فجوة الموارد المحلية ورصيد ميزاني الحساب الجاري والتجارة السلعية لمصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)

(نسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي)



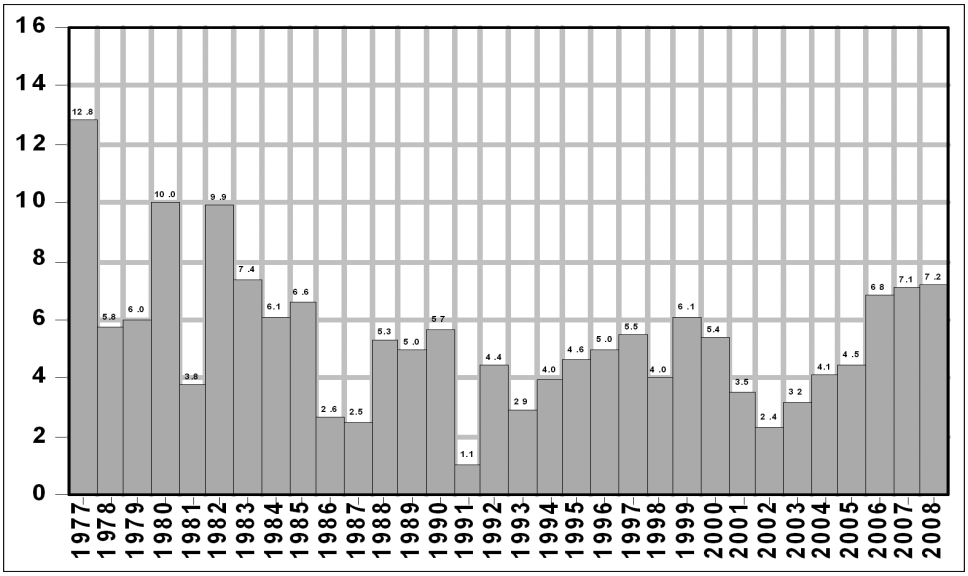
المصدر: World Data Bank.

ب ـ معدل النمو الاقتصادي

لقد حقق الاقتصاد المصري معدلات نمو اقتصادي مرتفعة خلال الفترة ٢٠٠٦ ـ ٢٠٠٨، حيث بلغ المتوسط السنوي لمعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لهذا الفترة حوالى ٧ بالمئة (انظر الشكل التالي). وهذا يدعم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري. ويتضح من هذا الشكل أنه خلال ١٦ عاماً من الأعوام الفترة ١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨ (٣٢ عاماً) كان معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي أكبر من ٥ بالمئة في كل عام من هذه الأعوام. ويعني هذا أن معدل النمو الاقتصادي كان له أثر موجب في استدامة عجز ميزان الحساب الجاري فقط خلال نصف عدد أعوام هذه الفترة.

الشكل الرقم (٧)

تطور معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لمصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)



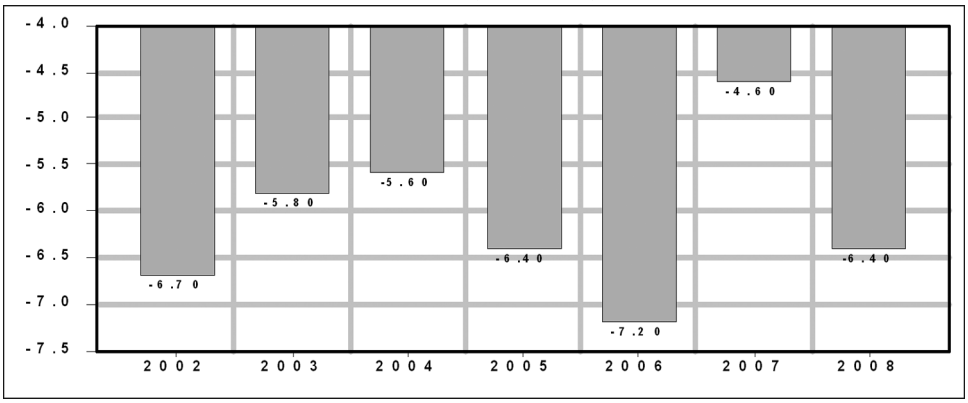
المصدر: المصدر نفسه.

٣ ـ تطور مؤشرات السياسة المالية

أ ـ عجز الموازنة العامة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

إن عجز الموازنة العامة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي كان مرتفعاً خلال الأعوام الأخيرة؛ فقد كان هذا العجز لا يقل عن ٤,٥ بالمئة من الناتج المحلي الإجمالي في كل عام من أعوام الفترة ٢٠٠٢ ـ ٢٠٠٨ (انظر الشكل التالي). ونظراً إلى أن هذه النسبة تفوق الحد الأقصى المقبول لعجز الموازنة العامة كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (٣ بالمئة)، فإن هذا العجز يقلل استدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

الشكل الرقم (٨)
تطور عجز الموازنة العامة كنسبة مئوية
من الناتج المحلي الإجمالي لمصر (٢٠٠٢ ـ ٢٠٠٨)

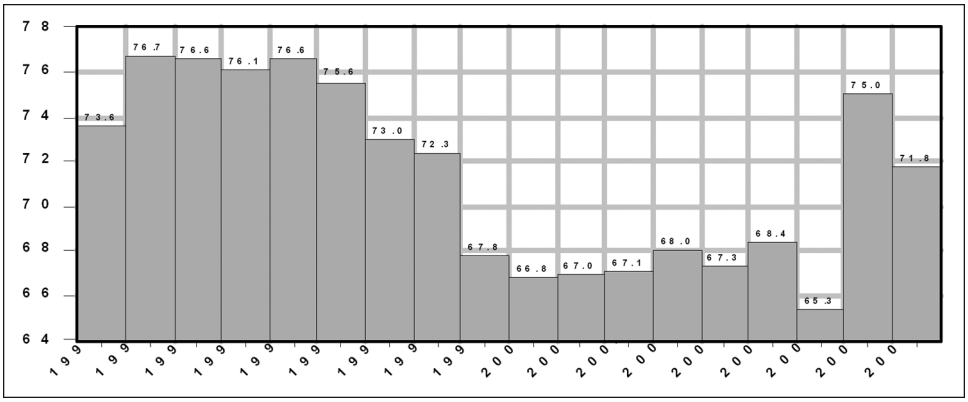


المصدر: المصدر نفسه.

ب الدين العام المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي

يشتمل الدين العام المحلي على ثلاثة مكونات رئيسية هي: الدين الحكومي؛ دين الهيئات العامة الاقتصادية؛ دين بنك الاستثمار القومي. ويلاحظ أن الدين الحكومي المحلي يمثّل النصيب الأكبر من هذا الدين، حيث كان الدين الحكومي كنسبة مئوية من إجمالي الدين العام المحلي أكبر من ٥٠ بالمئة في كل عام من أعوام الفترة ١٩٩١ ـ ٢٠٠٨ (انظر الشكل الرقم (٩)).

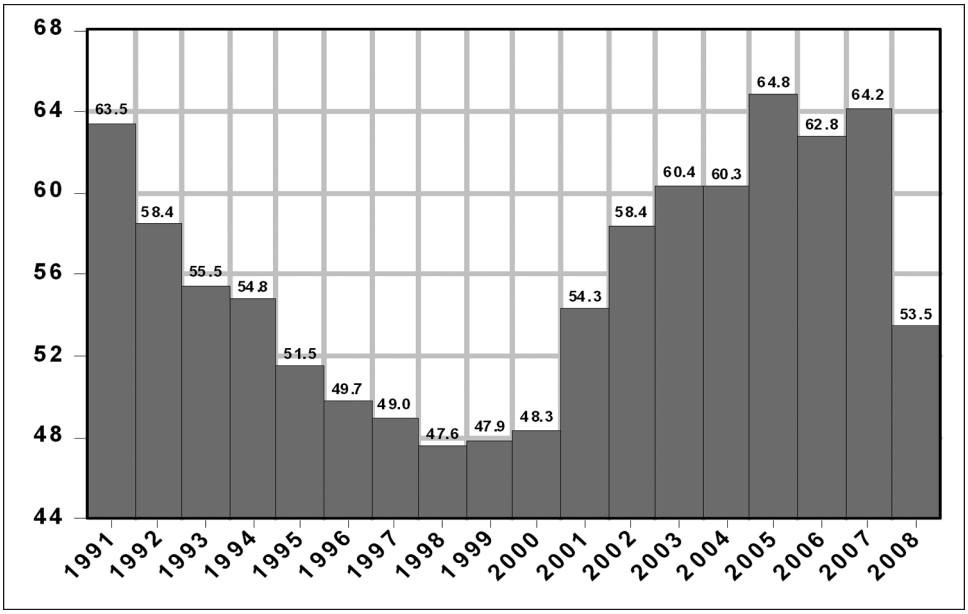
الشكل الرقم (٩)
تطور الدين الحكومي كنسبة مئوية من الدين العام المحلي لمصر
(١٩٩١ ـ ٢٠٠٨)



المصدر: انظر: بوابة معلومات مصر، . <http://www.eip.gov.eg/nds/nds.aspx>

كما يلاحظ أن الدين العام المحلي لا يقل عن ٦٥ بالمئة من الناتج المحلي الإجمالي في كل عام من أعوام الفترة المذكورة أعلاه (انظر الشكل الرقم (١٠)). ونظراً إلى أن هذه النسبة تفوق الحد الأقصى المقبول للدين العام المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي (٦٠ بالمئة)، فإن هذا الدين يقلل استدامة عجز ميزان الحساب الجاري.

الشكل الرقم (١٠)
تطور الدين العام المحلي كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي لمصر (١٩٩١ ـ ٢٠٠٨)



المصدر: المصدر نفسه.

ثالثاً: التحليل القياسي لاختبار استدامة عجز الحساب الجاري المصري

تتلخص المنهجية المستخدمة في التحليل القياسي في استخدام تحليل التكامل المشترك باستخدام اختبار Gregory and Hansen[٢٥]. وسوف يتم إجراء تحليل سكون البيانات باستخدام اختبار Zivot and Andrews[٢٦]. وقبل التعرف إلى هذه المنهجية ونتائجها، ينبغي أولاً وصف المتغيرات المستخدمة في الدراسة وبيان مصادر بياناتها.

(٢٥) Gregory and Hansen, «Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts».

(٢٦) Zivot and Andrews, «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis».

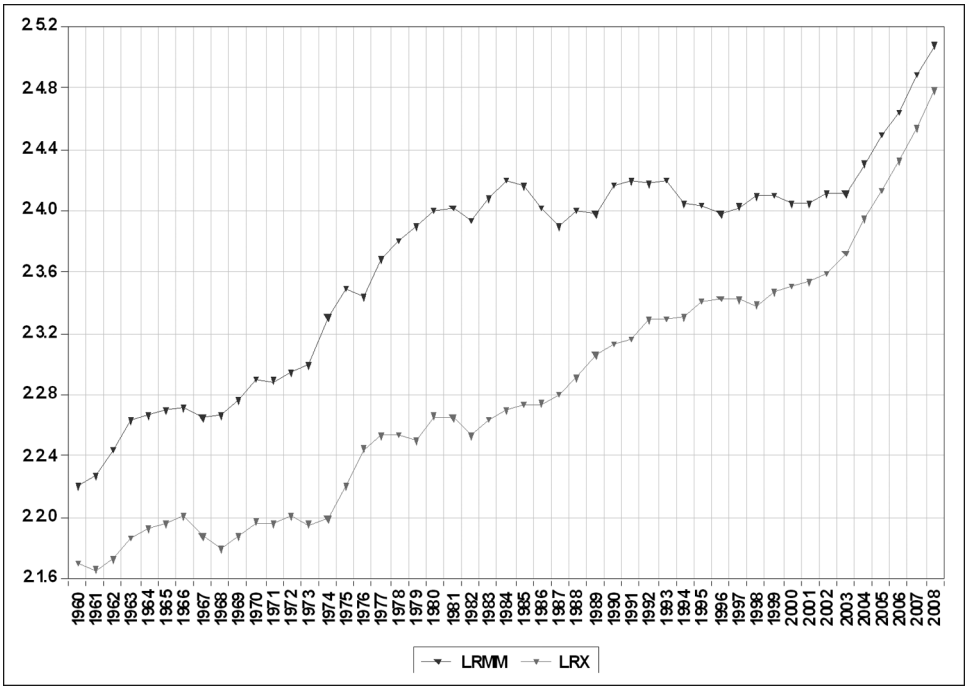
١ ـ تعريف المتغيرات ومصادر البيانات

تستخدم هذه الدراسة بيانات سنوية تغطي الفترة ١٩٦٠ ـ ٢٠٠٨. ومن ثم، يكون عدد المشاهدات المستخدمة في الدراسة ٤٩ مشاهدة. ويوضح الجدول الرقم (٢) تعريف المتغيرات المستخدمة في التقدير.

أما بالنسبة إلى بيانات هذه المتغيرات (القيم بالدولار الأمريكي)، فمأخوذة جميعها من قاعدة بيانات مؤشرات التنمية الأفريقية(*)، باستثناء المتغيرين INT_t، NTP_t اللذين تم الحصول على بياناتهما من قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية وتمويل التنمية العالمية(**) (ويوضح الشكل التالي المتغيرين محل الدراسة (LRX_t، $LRMM_t$).

الشكل الرقم (١١)

تطور LRX_t، $LRMM_t$ خلال الفترة ١٩٦٠ ـ ٢٠٠٨ في مصر



(*) < http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step = 2&id = 4&hActiveDimensionId = WDI_Series > .

(**) < http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step = 2&id = 4&hActiveDimensionId = ADI_Series_2010 > .

الجدول الرقم (٢)
تعريف المتغيرات المستخدمة في التقدير

المتغير	التعريف
X_t	الصادرات من السلع والخدمات بالأسعار الجارية
M_t	الواردات من السلع والخدمات بالأسعار الجارية
XPT_t	الرقم القياسي لأسعار الواردات من السلع والخدمات (٢٠٠٠)
MPI_t	الرقم القياسي لأسعار الصادرات من السلع والخدمات (٢٠٠٠=١٠٠)
RX_t	الصادرات الحقيقية من السلع والخدمات. وقد تم الحصول على هذا المتغير بقسمة X_t على XPT_t مع ضرب ناتج القسمة بـ ١٠٠.
RM_t	الواردات الحقيقية من السلع والخدمات. وقد تم الحصول على هذا المتغير بقسمة M_t على MPI_t مع ضرب ناتج القسمة بـ ١٠٠.
$GDPf_t$	مكمش الناتج المحلي الإجمالي (٢٠٠٠=١٠٠)
$RNTP_t$	القيم الحقيقية لصافي المدفوعات الجارية من جانب واحد. وقد تم الحصول على هذا المتغير بقسمة صافي المدفوعات الجارية من جانب واحد بالأسعار الجارية (NTP_t) على $GDPf_t$ مع ضرب ناتج القسمة بـ ١٠٠.
$RINT_t$	القيم الحقيقية لمدفوعات الفائدة على إجمالي الدين الخارجي. وقد تم الحصول على هذا المتغير بقسمة مدفوعات الفائدة على إجمالي الدين الخارجي بالأسعار الجارية (INT_t) على $GDPf_t$ مع ضرب ناتج القسمة بـ ١٠٠.
RMM_t	$RM_t + RNTP_t + RINT_t$
LRX_t	اللوغاريتم الطبيعي للمتغير RX_t
$LRMM_t$	اللوغاريتم الطبيعي للمتغير RMM_t

٢ ـ اختبار سكون البيانات مع وجود التغير الهيكلي

نظراً إلى أن إجراء التكامل المشترك باستخدام الاختبارات المستهدف تطبيقها في هذه الدراسة يستلزم أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل التحليل متكاملة من الرتبة نفسها، فإنه يجب أولاً تحديد رتبة هذا التكامل قبل تطبيق اختبارات التكامل المشترك.

ولتحديد رتبة التكامل المشترك للمتغيرات محل الدراسة، سوف يتم استخدام اختبار Zivot and Andrews[٢٧] (سوف يتم الإشارة إلى مؤلِّفي هذه الدراسة من الآن فصاعداً بالحرفين ZA). ويتضمن هذا الاختبار ثلاثة نماذج لاختبار جذر الوحدة، مع تحديد تاريخ التغير الهيكلي داخل كل نموذج من هذه النماذج. وتتمثّل فرضية العدم لهذه النماذج في المعادلة التالية:

(٢٧) Zivot and Andrews, Ibid.

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + e_t \qquad (9)$$

حيث إن:

$$t = 1,2,.....,T$$

حيث إن:

Y = المتغير المراد اختبار سكون سلسلته الزمنية

t = الفترة الزمنية

T = عدد المشاهدات (حجم العينة)

$Y_{t-1} = Y$ في الفترة الزمنية السابقة

e = حد الخطأ العشوائي

أما الفرضية البديلة لكل نموذج من النماذج الثلاثة، فيمكن بيانها على النحو التالي:

- نموذج (A) (اختبار ZAفي حالة وجود حد ثابت):

$$Y_t = \mu^A + \Theta^A DU_{t\lambda} + \beta^A t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j^A \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (10)$$

- نموذج (B) (اختبار ZAفي حالة وجود اتجاه عام):

$$Y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT^*_{t\lambda} + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j^B \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (11)$$

- نموذج (C) (اختبار ZAفي حالة وجود ثابت و اتجاه عام):

$$Y_t = \mu^C + \Theta^C DU_{t\lambda} + \beta^C t + \gamma^C DT^*_{t\lambda} + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j^C \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (12)$$

حيث إن:

$$DU_{t\lambda} = \begin{Bmatrix} o\ if\ t \le [T^*\lambda] \\ 1\ if > [T^*\lambda] \end{Bmatrix}$$

$$DT^*_{t\lambda} = \begin{Bmatrix} o\ if\ t\ £\ [T^*\lambda] \\ t-(T^*\lambda)\ if\ \ t > [T^*\lambda] \end{Bmatrix},$$

حيث إن:

k = فترة الإبطاء المثلي. وقد تم تحديدها بطريقة Perron[٢٨] التي تتمثّل بداية في فترة زمنية أقصاها 4.

λ = النقطة الزمنية للتغير الهيكلي $(\lambda = T_b / T)$

T_b = تاريخ حدوث التغير الهيكلي $(T_b = \lambda * T)$

DU = متغير صوري يشير إلى وقت النقطة الزمنية للتغير الهيكلي

ويتم اختبار فرضية العدم المتمثّلة في أن مستوى المتغير غير ساكن (بمعنى أن السلسلة الزمنية لهذا المتغير تحتوي على جذر الوحدة) بمقارنة القيمة المطلقة لإحصاء ـ t المحسوبة لمعامل الانحدار المقدر للمتغير Y_{t-1} (α) بالقيمة المطلقة الحرجة المناظرة الواردة في ZA (1992)[٢٩] عند مستوى معنوي معيّن. فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصاء ـ المحسوبة أكبر من القيمة المطلقة لإحصاء ـ t الجدولية، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، ومن ثم يكون المتغير محل الاختبار ساكناً في مستواه ـ ، وهو ما يعني خلو السلسلة الزمنية لهذا المتغير من جذر الوحدة. وفي هذه الحالة يُقال إن هذه السلسلة متكاملة من الرتبة صفر، أي I (0). أما إذا كانت القيمة المطلقة لإحصاء ـ t المحسوبة أقل من القيمة المطلقة لإحصاء ـ t الجدولية، يتم قبول فرضية العدم القائلة بأن المتغير محل الاختبار غير ساكن في مستواه.

ويوضح الجدول الرقم (٣) نتائج تطبيق اختبار ZA (1992)[٣٠] لنماذجه الثلاثة السابقة عرضها (C, B, A) لمستويات المتغيرات المستخدمة في تحليل التكامل المشترك، وللفروق الأولى لقيمها. وقد أظهرت هذه النتائج ما يلي:

ـ عدم سكون كل من (LRX_t ، $LRMM_t$) في مستوياتهما.

(٢٨) Pierre Perron, «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,» *Econometrica*, vol. 57 (1989), pp. 1361-1401.

(٢٩) Zivot and Andrews, Ibid.

(٣٠) المصدر نفسه.

ـ خلو السلاسل الزمنية لهذين المتغيرين من جذر الوحدة عند فروقها الأولى. ومن ثم، فإن المتغيرين المذكورين متكاملان من الرتبة الأولى، أي I(1). وبالتالي سوف يتم إجراء تحليل التكامل المشترك بواسطة الاختبار السابق عرضه، وذلك لأن المتغيرين متكاملان من الرتبة نفسها.

الجدول الرقم (٣)
نتائج اختبار ZA (1992) لجذر الوحدة: مصر (١٩٦٠ ـ ٢٠٠٨)

المتغيرات	النماذج									
	A			B			C			
	إحصاء الاختبار t_α, ADF	T_b	k	إحصاء	الاختبار t_α, ADF	T_b	k	إحصاء الاختبار t_α, ADF	T_b	k
LRX_t	-1.196	2001	1	1	-2.910	2001	1	-3.270	2001	1
$LRMM_t$	-2.922	1991	1	1	-2.011	1975	1	-2.744	1974	1
ΔLRX_t	-4.853(*)	2001	٠	٠	-5.393(*)	2001	٠	-5.483(*)	1996	٠
$\Delta LRMM_t$	(**)-5.536	1981	0	0	(**)-6.065	2001	0	(**)-6.117	2000	0
القيم الحرجة 1 بالمئة	-5.43			-4.93			-5.57			
5 بالمئة	-4.80			-4.42			-5.08			

(*) معنوي عند مستوى ٥ بالمئة.

(**) معنوي عند مستوى ١ بالمئة.

المصدر: حسب الباحث هذه القيم الحرجة باستخدام برنامج مخصص لحزمة برامج الاقتصاد القياسي STATA.

٣ ـ اختبار التكامل المشترك مع وجود التغير الهيكلي

من أجل إجراء اختبار التكامل المشترك، مع أخذ التغير الهيكلي في الاعتبار، قام Gregory and Hansen[٣١] (يشار إليهما في ما يلي بالحرفين GH) باقتراح ثلاثة نماذج مختلفة، يتضمن كل منها تغيراً هيكلياً معيّناً في معادلة انحدار هذا التكامل. ويمكن بيان هذه النماذج على النحو التالي:

أ -نموذج (C) (اختبار GH في حالة السماح بحدوث تغيرات في الحد الثابت):

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 DU_{t\tau} + \beta' X_t + U_t; \qquad (13)$$

(٣١) Gregory and Hansen, «Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts».

ب- نموذج (C/T) (اختبار GH في حالة السماح بحدوث تغيرات في كلٍّ من الحد الثابت والاتجاه العام):

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 DU_{t\tau} + \alpha' t + \beta' X_t + U_t; \qquad (14)$$

ج - نموذج (C/S) (اختبار GH في حالة السماح بحدوث تغير في كلٍّ من الحد الثابت والميول

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 DU_{t\tau} + \beta_1' X_t + \beta_2' DU_{t\tau} X_t + U_t; \qquad (15)$$

ويمكن تمثيل المتغير الصوري الذي يعكس التغير الهيكلي على النحو الآتي:

$$DU_{t\tau} = \begin{Bmatrix} o\ if\ t \le [T^*\tau] \\ 1\ if\ t > [T^*\tau] \end{Bmatrix}; \tau \varepsilon (0,1)$$

حيث إن:

Y = المتغير التابع

X = المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة). ويفترض أن كلاًّ من Y X متكامل من الرتبة الأولي، أي I (1).

μ_1 = الحد الثابت قبل حدوث التحول الهيكلي

μ_2 = التغير في الحد الثابت عند وقت حدوث التحول الهيكلي

β_1 = معامل ميل التكامل المشترك قبل حدوث نقطة التغير الهيكلي

β_2 = التغير في معامل ميل التكامل المشترك عند وقت حدوث التغير الهيكلي

τ = النقطة الزمنية للتغير الهيكلي ($\tau = T_b / T$)

T_b = تاريخ حدوث التغير الهيكلي ($T_b = T * \tau$).

وتتعلق فرضية العدم لاختبار GH المتمثّلة في عدم وجود تكامل مشترك بجذر الوحدة في البواقي المقدرة لمعادلة انحدار التكامل المشترك (U). ولاختبار جذر الوحدة في U، اقترح GH[٣٢] استخدام إحصاء اختبار ADF للتكامل المشترك المقترح من جانب EG[٣٣]، بالإضافة

(٣٢) المصدر نفسه.

(٣٣) Peter C. B. Phillips, «Time Series Regression with a Unit Root,» *Econometrica*, vol. 55 (1987), pp. 277-301.

إلى كلٍّ من إحصاء اختبار $Z\alpha$ وإحصاء اختبار Z_t اللذين تم اقتراحهما بواسطة Phillips[٣٤]، ولكن مع بعض التعديلات، ويمكن بيان هذه الإحصاءات الثلاثة كالآتي:

$$ADF^* = \inf_{\tau \varepsilon J} ADF(\tau) \qquad (16)$$

$$Z^*_\alpha = \inf_{\tau \varepsilon J} Z_\alpha(\tau) \qquad (17)$$

$$Z^*_t = \inf_{\tau \varepsilon J} Z_t(\tau) \qquad (18)$$

وقد تم تحديد فترة الإبطاء المناسبة في الانحدار الذاتي باستخدام معيار معلومات Akaike AIC[٣٥]) بمدى زمني يبدأ من ٠ حتى ٨ بالنسبة إلى اختبار ADF.

ونظراً إلى أن النقطة الزمنية للتغير الهيكلي غير معروفة، فإن استخدام الإحصاءات الثلاثة السابق ذكرها يتضمن حساب كلٍّ من $ADF(\hat{o})$، $Z_{\acute{a}}(\hat{o})$، $Z_t(\hat{o})$، عند جميع النقاط الزمنية للتغير الهيكلي المحتملة خلال مدى يتراوح بين $J=0.15\,T$ حتى $J=0.85\,T$ الذي تم اقتراحه بواسطة Andrews[٣٦]، واختيار القيمة الصغرى (القيمة الكبرى بالقيمة المطلقة).

ويتم اختبار فرضية العدم لاختبار GH بمقارنة القيمة المطلقة المحسوبة لإحصاء كل اختبار بالقيمة المطلقة الحرجة المناظرة الواردة في GH[٣٧] عند مستوى معنوي معيّن. فإذا كانت القيمة المطلقة المحسوبة أقل من القيمة المطلقة الحرجة، لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرين محل الدراسة.

يوضح الجدول رقم (٤) نتائج اختبار GH للنماذج الثلاثة (C/S)، (C/T)، (C). وتشير هذه النتائج إلى عدم إمكانية رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك، وذلك بالنسبة إلى جميع إحصاءات هذا الاختبار وفي هذه النماذج كلها. ومن ثم، فإن هذه النتائج تؤكد بقوة أن هناك عدم استدامة لعجز ميزان الحساب الجاري المصري خلال الفترة محل الدراسة، حتى في حالة الأخذ في الاعتبار التغير الهيكلي في معادلة انحدار التكامل

(٣٤) المصدر نفسه، ص ٢٧٧-٣٠١.

(٣٥) Hirotugu Akaike, «Information Theory on Extension of the Maximum Likelihood Principle,» in: B. Petrov and F. Csake (eds.), *Second International Symposium on Information Theory* (Budapest: Akademiai Kiado, 1973).

(٣٦) Zivot and Andrews, «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis».

(٣٧) Gregory and Hansen, «Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts».

المشترك. وتتفق هذه النتائج مع نتائج كلٍّ من Tang and Alias، Tang، وYol[٣٨] في ما يتعلق بالاقتصاد المصري.

الجدول الرقم (٤)
نتائج اختبار GH (١٩٩٦): مصر (١٩٦٠ ـ ٢٠٠٨)

المتغير التابع	المتغير المستقل	$Z^*_a(T_b)$	$Z^*_t(T_b)$	$ADF^*(k, T_b)$
النموذج (C)				
$LREX_t$	$LRMM_t$	-12.431 (1992)	-2.511 (1996)	-2.387 (1,1992)
$LRMM_t$	$LREX_t$	-17.719 (1975)	-3.468 (1975)	-3.414 (0,1975)
القيم الحرجة	1 بالمئة	-50.07	-5.13	
	5 بالمئة	-40.48	-4.61	
النموذج (C/T)				
$LREX_t$	$LRMM_t$	-14.795 (1969)	-2.446 (1969)	-3.067 (6,1972)
$LRMM_t$	$LREX_t$	-17.277 (1971)	-3.355 (1972)	-3.320 (0,1972)
القيم الحرجة	1 بالمئة	-57.96	-5.45	
	5 بالمئة	-47.96	-4.61	
النموذج (C/S)				
$LREX_t$	$LRMM_t$	-24.278 (1990)	-3.858 (1990)	-4.129 (1,1991)
$LRMM_t$	$LREX_t$	-25.896 (1987)	-4.038 (1987)	-4.656 (1,1988)
القيم الحرجة	1 بالمئة	-57.17	-5.47	
	5 بالمئة	-47.04	-4.95	

(*) القيم الحرجة مأخوذة من: Gregory and Hansen, 1996: 109 (Table 1)[٣٩].

(**) معنوي عند مستوى ٥ بالمئة.

(***) معنوي عند مستوى ١ بالمئة.

K= فترة الإبطاء المثلى المقدرة.

T_b = تاريخ التغير الهيكلي المقدر.

(٣٨) Tang and Alias, «Are Imports and Exports of OIC Member Countries Cointegrated?: An Empirical Study;» Tang, «Are Imports and Exports in the OIC Member Countries cointegrated?: A Reexamination,» and Yol, «Testing the Sustainability of Current Account Deficits in Developing Economies: Evidence from Egypt, Morocco, and Tunisia».

(٣٩) Gregory and Hansen, Ibid., p. 109, Table 1.

ملاحظات ختامية

استهدفت هذه الدراسة اختبار استدامة عجز ميزان الحساب الجاري للاقتصاد المصري في الأجل الطويل خلال الفترة ١٩٦٠ ـ ٢٠٠٨، باستخدام منهجين للتحليل هما: المنهج الوصفي والمنهج القياسي. بالنسبة إلى المنهج الوصفي، تم استخدامه من خلال تطبيق بعض مؤشرات تقييم استدامة عجز ميزان الحساب الجاري. أما بالنسبة إلى منهج الاقتصاد القياسي، فقد تم استخدامه من خلال تطبيق تحليل التكامل المشترك باستخدام اختبار Gregory and Hansen[٤٠]. وقد أُجري تحليل سكون البيانات باستخدام اختبار Zivot and Andrews[٤١].

وتشير نتائج الدراسة إلى أن عجز ميزان الحساب الجاري المصري سوف يكون غير مستدام في الأجل الطويل. وتتسق هذه نتائج مع كلٍّ من Tang and Alias، Tang، وYol[٤٢] في ما يتعلق بالاقتصاد المصري.

ومن ثم، تتمثّل استنتاجات الدراسة في الآتي:

ـ عدم فعالية السياسات الاقتصادية الكلية المصرية على المدى الطويل.

ـ إن الاقتصاد المصري لا يمكنه المحافظة على قيد موازنته الزمني في الأجل الطويل. وقد يؤدي هذا إلى أزمة مفاجئة في سعر الصرف الأجنبي، أو إلى تراكم ضخم في الديون الخارجية بشكل يؤدي إلى عجز الدولة عن الوفاء بخدمة ديونها في الأجل الطويل ■

(٤٠) المصدر نفسه.

(٤١) Zivot, and Andrews, «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis».

(٤٢) Tang and Alias, «Are Imports and Exports of OIC Member Countries Cointegrated?: An Empirical Study;» Tang, «Are Imports and Exports in the OIC Member Countries cointegrated?: A Reexamination,» and Yol, «Testing the Sustainability of Current Account Deficits in Developing Economies: Evidence from Egypt, Morocco, and Tunisia».

الملاحـــق

الملحق الرقم (١)

تطور رصيد ميزان الحساب الجاري ومكوناته في مصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)

(القيم بمليون دولار أمريكي)

الأعوام	رصيد ميزان الحساب الجاري	رصيد ميزان التجارة السلعية	رصيد ميزان التجارة السلعية والخدمية	رصيد ميزان الدخل	رصيد ميزان التحويلات الجارية من جانب واحد
1977	-817	-2064.4	-1,911.6	-276.5	-813.4
1978	-926	-2803.7	-2,718.9	-325.6	-924.1
1979	-1508	-3578.3	-3,563.1	-247.9	-1506.7
1980	-439	-2960.3	-2,910.9	-318.9	-436.4
1981	-2137	-3919.1	-3,869.4	-496.7	-2134.9
1982	-1850	-3714.7	-3,642.0	-690	-1850.7
1983	-323	-4557.9	-4,192.3	-643	-329.6
1984	-1879	-6216.3	-6,322.6	-569.1	-1886.7
1985	-1812	-5214.9	-5,381.3	-792.3	-1816.3
1986	-1440	-4537.7	-4,192.0	-720.1	-1441.4
1987	30	-4979.7	-4,094.7	-480.1	20.1
1988	-1041	-6608.1	-5,282.9	-201.1	-1040.9
1989	-1310	-5721.7	-4,801.8	-679.8	-1308.5
1990	2320	-6378.5	-4,195.5	-1022	2327
1991	3370	-5667	-2,248.0	-1283	3369
1992	3270	-5231	-2,382.0	-1882	3270
1993	2543	-6378	-3,850.0	-857	2538
1994	26	-5953	-3,528.0	-784	31
1995	-255	-7597	-3,880.0	-405	-254
1996	-185	-8390	-4,203.0	345	-192
1997	-714	-8631.5	-6,021.4	936.3	-710.5
1998	-2575	-10214	-8,565.0	955	-2566
1999	-1637	-9928.3	-6,886.1	742.9	-1634.8
2000	-972	-8321	-6,031.0	888	-971
2001	-387	-6934.7	-4,928.9	583.3	-388.4

يتبـــع

تابــع

622.4	-267	-3,070.5	-5761.7	623	2002
3743.3	-253.3	397.9	-4201.3	3745	2003
3921.7	-245.9	-399.1	-6575.7	3925	2004
2102.8	-34.8	-3,610.5	-7745	2105.2	2005
2635.4	738.3	-3,872.6	-8437.9	2638	2006
411.6	1388.2	-9,298.7	-14899.7	410	2007
-1414.6	1289.1	-12,461.9	-19758.9	-1450	2008

المصدر : World Data Bank, < http://databank.worldbank.org/ddp/home. do?Step = 1&id = 4 > .

الملحق الرقم (٢)
تطور صافي الاحتياطيات الدولية، وعدد شهور الواردات التي تغطيها في مصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)

الأعوام	الاحتياطيات الدولية (بدون الذهب) (مليار دولار أمريكي)	عدد شهور الواردات من السلع والخدمات التي تغطيها الاحتياطيات الدولية
1977	0.4	1.7
1978	0.5	1.9
1979	0.5	2.6
1980	1.1	3.1
1981	0.7	1.8
1982	0.7	1.9
1983	0.8	1.7
1984	0.7	1.2
1985	0.8	1.4
1986	0.8	1.9
1987	1.4	2.6
1988	1.3	2.0
1989	1.5	2.2
1990	2.7	2.7
1991	5.3	4.8
1992	10.8	8.4
1993	12.9	9.6
1994	13.5	9.7
1995	16.2	10.7
1996	17.4	11.1

يتبــع

تابــع

1997	18.7	10.5
1998	18.1	10.2
1999	14.5	8.0
2000	13.1	6.9
2001	12.9	7.5
2002	13.2	8.3
2003	13.6	8.6
2004	14.3	6.6
2005	20.6	7.3
2006	24.5	7.4
2007	30.2	7.0
2008	32.2	6.0

المصدر: المصدر نفسه.

الملحق الرقم (٣)
تطور الادخار والاستثمار وفجوة الموارد المحلية في مصر (١٩٧٧ ـ ٢٠٠٨)

(نسبة مئوية من الناتج المجلي الإجمالي)

الأعوام	الادخار المحلي	الاستثمار المحلي	فجوة الموارد المحلية
1977	18.5	29.2	-10.7
1978	16.4	31.7	-15.3
1979	14.2	32.8	-18.6
1980	15.2	27.5	-12.4
1981	14.1	29.5	-15.4
1982	15.2	30.1	-14.9
1983	17.8	28.7	-10.9
1984	14.0	27.5	-13.5
1985	14.5	26.7	-12.1
1986	13.8	23.7	-9.9
1987	15.9	26.1	-10.2
1988	17.1	34.9	-17.8
1989	17.3	31.8	-14.5
1990	16.1	28.8	-12.7
1991	13.2	21.2	-8.0
1992	17.0	19.5	-2.5
1993	15.6	19.8	-4.3

يتبــع

تابــع

1994	15.1	20.6	-5.5
1995	15.0	20.1	-5.1
1996	12.7	18.1	-5.4
1997	11.5	17.6	-6.1
1998	12.0	21.5	-9.5
1999	13.4	21.6	-8.3
2000	12.9	19.6	-6.6
2001	13.4	18.3	-4.9
2002	13.9	18.3	-4.4
2003	14.3	16.9	-2.6
2004	15.6	16.9	-1.4
2005	15.7	18.0	-2.3
2006	17.1	18.7	-1.6
2007	16.3	20.9	-4.6
2008	16.9	22.5	-5.6

المصدر: المصدر نفسه.