أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر ١٩٩١-٢٠١٨

محمد عباس محمد على إبراهيم *

ملخص

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM) لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ.

وأكدت النتائج التطبيقية وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الاحتياطيات الدولية إلى الناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي في الأجل القصير، إلا أنها غير معنوية في الأجل الطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (٠.٠٨١٥) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة الاحتياطيات الدولية بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٨١٥% في الاجل القصير. كما يلاحظ تأثيره يبقى لثلاث فترات متتالية، ولكن بنسب متفاوتة وباتجاهات مختلفة.

كما أثبتت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-٠.٣٨١) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ٥%. وهي تعني ان النمو الاقتصادي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة ٣٨.١% من اختلال

* مدرس الاقتصاد بكلية التجارة - جامعة أسوان

التوازن المتبقي من الفترة ١-t. وهي تعكس سرعة تعديل معقولة إلى حد ما نحو التوازن.

وأوضحت الدراسة أن تراكم الاحتياطيات الدولية ضرورياً لدعم والحفاظ على الثقة في سياسات إدارة النقد وسعر الصرف، نتيجة القدرة على التدخل لدعم العملة الوطنية. حيث يمكن الاحتفاظ بمقدار من العملات الأجنبية من امتصاص الصدمات في أوقات الأزمات أو وتقليص الاقتراض عند حدوثها. علاوة على ذلك، توفر الاحتياطيات الدولية مستوى من الثقة للأسواق، حيث يمكن للدولة أن تفي بالتزاماتها الخارجية وإظهار دعم العملة المحلية بالأصول الخارجية، مع مساعدة الحكومة في تلبية احتياجاتها من الصرف الأجنبي واحتياجات التزامات الديون الخارجية.

الكلمات المفتاحية: الاحتياطيات الدولية، النمو الاقتصادي، سوق الصرف الأجنبي، نموذج الفجوات الزمنية الموزعة، الاقتصاد المصري.

١. مقدمة

يقصد بالاحتياطيات الدولية مخزون الدولة من الأصول الخارجية والتي تشمل الودائع بالعملات الأجنبية، والذهب، وحقوق السحب الخاصة، والسندات التي يحتفظ بها البنك المركزي والسلطات النقدية. وتاريخيًا وعلى مر السنين، تم الاستشهاد بالعديد من الأسباب لتبرير احتجاز الدول للاحتياطيات الدولية. وكان السبب الأكثر شيوعًا للاحتفاظ باحتياطيات العملة الأجنبية هو تدعيم نظام سعر الصرف في البلاد. لذا استقرار سعر صرف وسوق العملات الأجنبية مثل أحد الأسباب الرئيسية للاحتفاظ بالاحتياطيات من العملات الأجنبية، فالأسواق عادة مهيأة لأن تصبح غير مستقرة أو مختلة في مواجهة الصدمات الاقتصادية الكبرى المختلفة.

ويعد تراكم الاحتياطيات الدولية ضرورياً لتخفيف حدة القلق بشأن مستوى سعر الصرف. حيث يتم الاحتفاظ بالاحتياطيات لدعم والحفاظ على الثقة في سياسات إدارة النقد وسعر الصرف، نتيجة القدرة على التدخل لدعم العملة الوطنية. حيث يمكن الاحتفاظ بمقدار من العملات الأجنبية من امتصاص الصدمات في أوقات الأزمات أو وتقليص الاقتراض عند حدوثها. علاوة على ذلك، توفر الاحتياطيات الدولية مستوى من الثقة للأسواق، حيث يمكن للدولة أن تفي بالتزاماتها الخارجية وإظهار دعم العملة المحلية بالأصول الخارجية، مع مساعدة الحكومة في تلبية احتياجاتها من الصرف الأجنبي واحتياجات التزامات الديون الخارجية. علاوة على ذلك، فإن الأضرار الباهظة التي تسببها الكوارث الطبيعية، مثل الأعاصير والزلازل الكبيرة هو سبب آخر للاحتفاظ بمخزون من الاحتياطيات الدولية.

لذلك تساعد هذه الدراسة في تسليط الضوء على العلاقة بين الاحتياطيات الدولية والنمو الاقتصادي في مصر، وبذلك تساهم في حسم الجدل الجاري حول جدوى

تراكم الاحتياطيات الدولية، أي ما إذا كان من الضروري لمصر تكديس مزيد من الاحتياطيات الدولية.

علاوة على ذلك، يمكن أن تساعد نتائج الدراسة صانعي السياسات الاقتصادية من صياغة السياسة والتوجيهات المناسبة التي يجب اتباعها فيما يتعلق بمسألة إدارة الاحتياطيات الدولية. فإذا ثبت أن تراكم الاحتياطيات الدولية يدعم النمو الاقتصادي والتنمية، فسيكون مؤشرًا قويًا جدًا لصانعي السياسات لوضع التدابير السياسية التي من شأنها أن تساعد على تحقيق زيادة مطردة في الاحتياطيات الدولية في مصر. من ناحية أخرى، إذا ثبت أن تراكم الاحتياطيات الدولية غير داعم للنمو الاقتصادي والتنمية فحينئذ يجب إعادة النظر في تكديس المزيد من هذه الاحتياطيات.

٢- مشكلة البحث:

عزمت الحكومة المصرية في عام ١٩٩١ على تبني برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي، والذي تم في إطاره توقيع اتفاق رسمي مع صندوق النقد الدولي في مايو ١٩٩١ يقضي بإدخال تعديلات جوهرية على نظام معدل الصرف الأجنبي، بحيث يتحدد معدل الصرف في إطار السوق الحر وفقاً لنظام التعويم المدار، بربط الجنيه المصري بالدولار الأمريكي مع تحديد سعر الجنيه مقابل العملات الأخرى وفقاً لسعره أمام الدولار وسعر تلك العملات أمام الدولار في السوق الدولي، على أن يقتصر تدخل السلطات النقدية في سوق الصرف الأجنبي وفقاً لمجموعة من المؤشرات الاقتصادية كالتغير في رصيد ميزان المدفوعات والاحتياطيات الدولية، ووفقاً لظروف العرض والطلب (مرسي، ٢٠١٧).

ومع تعرض الاقتصاد المصري لعدة صدمات في أواخر عام ١٩٩٧ مثل حادث الأقصر الإرهابي وكذلك صدمات خارجية كحدوث الأزمة المالية الآسيوية، اضطر البنك المركزي المصري للتدخل بيعاً وشراءً للدولار الأمر الذي استنزف الاحتياطيات

الدولية حتى وصلت إلى حوالي ١٣ مليار دولار في عام ٢٠٠٠. وخلال الفترة ٢٠٠١-٢٠٠٣ حدد البنك المركزي المصري عدة مرات أسعار صرف للجنيه مقابل الدولار وهامش تحرك صعوداً وهبوطا إلى أن وقعت أحداث الحادي عشر من سبتمبر عام ٢٠٠١. حيث انخفضت الاحتياطيات الدولية لتدهور قطاع السياحة وارتفاع تكاليف الاستيراد والوفاء بالتزامات مصر تجاه نادي باريس كما أدت كل تلك الضغوط إلى عودة السوق الموازية مرة أخرى (البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد متفرقة).

دفعت تلك الضغوط البنك المركزي المصري إلى إلغاء العمل بالسعر المركزي للدولار وجعل البنوك حرة في تحديد معدل صرف الدولار بيعاً وشراءً حيث وصل معدل صرف الجنيه مقابل الدولار ٦.١٥٣ جنيه في أواخر عام ٢٠٠٣. وفي نهاية عام ٢٠٠٤ سمح البنك المركزي المصري للبنوك ببيع وشراء الدولار فيما بينها في إطار آلية الانتربنك للدولار، وفي ٢٠٠٥ زاد من مرونة تعامل شركات الصرافة في سوق الصرف الأجنبي. وقد دفعت كل هذه الإجراءات إلى انخفاض معدل صرف الجنيه مقابل الدولار إلى أن حدثت الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ والتي انعكست آثارها أيضاً على سوق الصرف الأجنبي في مصر وبالتالي على الاحتياطيات الدولية (البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة).

استمر البنك المركزي المصري في السيطرة على سوق الصرف الأجنبي ومعدل التضخم حتى وقعت ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١. فتراجعت الاحتياطيات الدولية بشكل كبير، حيث انخفض حجم الاحتياطيات الدولية من ٣٧.٠٣ مليار دولار إلى ١٨.٦٤ مليار دولار، بمعدل انخفاض بلغ نحو ٤٩.٦٦% في عام واحد. واستمرت في اتجاهها النزولي نتيجة الظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد النقد الأجنبي من المصادر التقليدية كالسياحة وتحويلات العاملين من

الخارج والصادرات السلعية حتى بلغت أدنى مستوى لها في عام ٢٠١٤ حيث بلغت ١٤.٩٣ مليار دولار بمتوسط معدل نمو سالب خلال الفترة ٢٠١١-٢٠١٤ بلغ نحو ٧.١٣%، إلا أنه ومنذ عام ٢٠١٤ حتى ٢٠١٨ ومع استعادة مصر لاستقرارها السياسي عاودت الاحتياطيات الدولية التراكم الصعودي مرة أخري بمتوسط معدل نمو بلغ نحو ٢٩.٣٨% حيث بلغت ٤١.٨٤ مليار دولار، كما أنه بلغ في عام ٢٠١٩ حوالي ٤٤.٥٧ مليار دولار وفقاً لمؤشر البنك الدولي للتنمية وبما يغطي ثمانية شهور من الواردات السلعية. وكان من الواضح أن تراكم الاحتياطيات الدولية أحد السياسات المفضلة التي وضعتها مصر لتحقيق الاستقرار المالي (البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد متفرقة).

وفي هذا الإطار، ساد بين الاقتصاديين في مصر وغيرها من الدول النامية الجدل حول جدوى تراكم الاحتياطيات الدولية وتأثيره على النمو الاقتصادي والتنمية، وما هو المستوى الأمثل للاحتياطيات الدولية التي يجب على الدول الاحتفاظ به. لذلك تسلط هذه الدراسة الضوء على العلاقة بين الاحتياطيات الدولية والنمو الاقتصادي في مصر، وبذلك تساهم في حسم الجدل الجاري حول جدوى تراكم الاحتياطيات الدولية، وأثرها على النمو الاقتصادي في مصر.

٣. هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى تقدير أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨ باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL) ونموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويرجع اختيار هذه الفترة لعاملين رئيسيين، أولهما توفر البيانات لجميع متغيرات الدراسة، والعامل الثاني هو جودة السلاسل الزمنية وصلاحيتها للقياس

وذلك باستيفائها شروط متطلبات النماذج التي سوف يتم تطبيقها ومن ثم الحصول على نتائج تقديرات دقيقة. ونأمل أن تساعد النتائج التي سوف يتم التوصل إليها صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لإدارة الاحتياطيات الدولية بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

٤. خطة البحث

سوف يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة ومشكلة وهدف الدراسة، عرض الدراسات النظرية والتطبيقية الحديثة التي تناولت تأثير الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي. كما سيتم تناول تطور الاحتياطيات الدولية في مصر، ثم تناول منهجية الدراسة وتشمل نموذج التقدير فضلاً عن المتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها ثم تقدير النموذج ونتائجه، وأخيراً الخلاصة والنتائج.

٥- الأدب الاقتصادي

تناول عدد كبير من الدراسات التطبيقية تأثير الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي. يرى بولتيروفيتش وبوبوف (Polterovich and Popov, ٢٠٠٣) أن التراكم المكثف للاحتياطيات الأجنبية له تأثير محفز لمعدل النمو الاقتصادي على المدى الطويل في الدول النامية والصاعدة، كما أن الدول المتقدمة تعتبر تراكم احتياطيات النقد الأجنبي آلية مهمة في الاقتصاد الكلي لزيادة معدل النمو الاقتصادي على المدى الطويل.

لم تبحث دراسة إلهيرايكا ونديكومانا (Elhiraika and Ndikumana, ٢٠٠٧) بشكل مباشر في تأثير الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي، ولكن الأثر على بعض المتغيرات التي تؤثر على النمو الاقتصادي. فقد استخدم إلهيرايكا ونديكومانا بيانات مقطعية زمنية من ٢١ دولة أفريقية لدراسة الأسباب والآثار

الاقتصادية لتراكم الاحتياطيات الدولية مع التركيز على تأثيرها على معدل الصرف، ومعدل التضخم، والاستثمار العام والخاص. وأكدا على أن مستوى الاحتياطيات الدولية كاف في المتوسط، إلا أنه تراكمت لدى بعض البلدان احتياطيات زائدة خاصة في السنوات الأخيرة. ويظهر التحليل التطبيقي أن تراكم الاحتياطيات الدولية في هذه الدول في الآونة الأخيرة لا يمكن تبريره بدوافع خيارات المحفظة المالية (من حيث عوائد الأصول) أو أهداف الاستقرار. وعلى الرغم من ذلك أدى إلى ارتفاع معدل الصرف إلا أنه لم ينتج عنه سوى القليل من الفوائد على الاستثمار العام والخاص. وتشير الأدلة إلى أن البلدان الأفريقية، خاصة تلك التي تتمتع بوفرة الموارد الطبيعية، بحاجة إلى اعتماد نهج لإدارة الاحتياطيات الدولية يكون داعماً للنمو الاقتصادي بشكل أكبر.

كما استكشف فوكودا وكون (Fukuda and Kon, ٢٠١٠) أيضًا التأثيرات المحتملة للتراكم في احتياطيات النقد الأجنبي على متغيرات الاقتصاد الكلي على المدى الطويل في عدد من الدول النامية. حيث قاموا بتحليل نموذج الاقتصاد المفتوح البسيط حيث تؤدي زيادة احتياطيات النقد الأجنبي إلى تقليل تكاليف مخاطر السيولة. وبالنظر إلى مقدار احتياطيات النقد الأجنبي، وبهدف تعظيم المنفعة تقرر الوحدات الاقتصادية حجم الاستهلاك ومخزون رأس المال ومدخلات العمل، فضلاً عن كميات السيولة والديون الخارجية غير السائلة. وتعتمد القيمة التوازنية لهذه المتغيرات على مقدار احتياطيات النقد الأجنبي، حيث يؤدي ارتفاع احتياطيات النقد الأجنبي إلى زيادة إجمالي الديون السائلة وتقليل أجل استحقاق الديون. وبالقدر الذي تكون فيه أسعار الفائدة على احتياطيات النقد الأجنبي منخفضة، تؤدي زيادة الاحتياطيات الأجنبية أيضًا إلى انخفاض دائم في الاستهلاك. وعلى الرغم من ذلك، حين يكون القطاع القابل للتداول كثيف رأس

المال، قد تعزز الاحتياطيات الدولية زيادة الاستثمار والنمو الاقتصادي. وبناء عليه وفرت الدراسة دعمًا تطبيقيا لتحليلها النظري باستخدام بيانات مقطعية زمنية لعدد من الدول، وقدمت الأدلة على أن زيادة احتياطيات النقد الأجنبي تزيد من الديون الخارجية المستحقة وتقصير أجل استحقاق الدين.

تشير النتائج أيضاً إلى أن زيادة احتياطيات النقد الأجنبي قد تؤدي إلى انخفاض الاستهلاك، في حين قد تعزز من ناحية أخرى الاستثمار والنمو الاقتصادي. ومن وجهة نظرهم، أن الأثر الإيجابي للاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي قد يختفي عندما يكون التأثير الأكبر المسيطر هو التأثير من خلال الاستثمار.

كما وجد غوش وآخرون (Ghosh and Tsangarides, ٢٠١٢) أن سبب الاحتفاظ بالاحتياطيات الدولية يختلف باختلاف وضع الدولة في توزيع الاحتياطيات العالمية. ووجد باكشيتا وآخرون (Bacchetta, et. al., ٢٠١٣) ، أنه في حالة الاستقرار يكون من الأمثل للبنك المركزي في الاقتصاد المفتوح القيام بإصدار الديون الممولة من تراكم الاحتياطيات الدولية بحيث يكون سعر الفائدة المحلي مساوياً لسعر الفائدة الأجنبي. ووجدوا أيضًا أن ضوابط رأس المال لا يزال بإمكانها المساعدة في الوصول إلى الأفضل عندما يكون لدى المخطط المزيد من الأدوات المالية. كما قام أولوكويو وآخرون (Olokoyo et al., ٢٠٠٩) بدراسة حالة نيجيريا، ووجد أن هناك ارتباط طويل الأجل بين الاحتياطيات الدولية مع الدخل ومستوى الانفتاح التجاري وتدفق رأس المال الأجنبي ومعدل التضخم.

يشير أيزنمان (Aizenman, ٢٠٠٧) إلى أن الزيادة السريعة في احتياطيات النقد الأجنبي في الدول الناشئة في السنوات الأخيرة تمثل جزءاً من تغيرات معقدة في التوجهات العالمية. فتراكم احتياطيات النقد الأجنبي في الآونة الأخيرة يكون مدفوعاً بالحاجة إلى التأمين ضد التقلبات الداخلية والخارجية الكامنة وحالة عدم الاستقرار

المرتبطة بزيادة ضعف الميزانية العمومية للبنك المركزي. كما يرى أيزنمان أن احتياطيات النقد الأجنبي يمكن اعتبارها أحد عوامل استقرار الإنتاج، حيث تقلل من احتمال حدوث انخفاض في الإنتاج بسبب انخفاض مفاجئ في تدفقات رأس المال. حيث يؤدي التوقف المفاجئ لتدفقات رأس المال إلى انخفاض حاد في الانتاج.

ويوضح (Wyplosz, ٢٠٠٧) أن التراكم السريع في احتياطيات النقد الأجنبي يحدث عندما يتم تحديد احتياطيات النقد الأجنبي حسب حجم الناتج المحلي الإجمالي أو الصادرات.

كما أظهرت بعض الدراسات أن تراكم الاحتياطيات الدولية له تكاليف اقتصادية واجتماعية، بما في ذلك تكلفة الفرصة البديلة الناشئة عن عوائد منخفضة على الأصول الاحتياطية، والخسائر الناتجة عن انخفاض قيمة احتياطي العملة، وضياع المكاسب من الاستثمار والنفقات الاجتماعية التي يمكن أن تمول من هذه الاحتياطيات. وقد تكون التكاليف كبيرة لدرجة أنها تقوض الناتج في الاقتصاد الذي تتراكم فيه الاحتياطيات بحيث يصبح معاديًا للنمو الاقتصادي (Rodrik, ٢٠٠٦)؛ Adam and Léonce, ٢٠٠٧). كما توصلت دراسة (بلقاسم، ٢٠٠٩) أن الاحتفاظ بالاحتياطيات الدولية أكبر من المعدل الآمن و الكافي ينطوي على تكلفة قد تكون مرتفعة بالنسبة للاقتصاديات التي تبحث عن مصادر دخل بديلة، وبالتالي يجب تقليل هذه التكلفة إلى أدنى حد ممكن من خلال تعظيم الاستفادة من الاحتياطيات الدولية الفائضة بشكل يساهم في رفع القدرة الإنتاجية في الاقتصاد، ويتحقق ذلك من خلال استثمار جزء من الاحتياطيات الدولية الفائضة في شكل أصول خارجية أطول أجلاً وذات عائد أعلى، واستثمار الجزء الباقي في شكل أصول خارجية قصيرة الأجل حتى ولو بعائد أقل لتجنب مخاطر السيولة.

وتشير دراسات أخرى إلى أن تراكم الاحتياطيات الدولية كان عاملاً أساسياً في التأثير على مستوى الأداء الاقتصادي للدول. وعلى هذا النحو تستخدم الاحتياطيات لتمويل احتياجات المعاملات، والتدخل في أسواق الصرف الأجنبي، وتدعيم الجدارة الائتمانية، وتعزيز تراكم الثروة، وخلق حاجز ضد الصدمات الخارجية وترسيخ مصداقية السياسة النقدية (Ogwumike, ٢٠٠١; Abeng, Yeyati, ٢٠٠٦ ;٢٠٠٧).

كما اختبر آدم وليونس (Adam and Léonce, ٢٠٠٧) المصادر والدوافع والآثار الاقتصادية لتراكم الاحتياطي مع التركيز على أثرها على سعر الصرف والتضخم والسكان والاستثمار الخاص باستخدام بيانات مقطعية زمنية من ٢١ دولة أفريقية. وتوصلت الدراسة إلى أن الدول بشكل عام تحتفظ باحتياطيات من أجل زيادة فعالية إدارة سعر الصرف وتقليل تكاليف التكيف المرتبطة بالتقلبات الدولية. وأوصت بأنه في أي استراتيجية موثوقة لإدارة الاحتياطيات الدولية وفوائدها، يجب تحقيق التوازن بين تراكم الاحتياطيات الدولية وتكاليفها الاقتصادية والاجتماعية المرتفعة المحتملة. كما أظهرت النتائج أن التراكم المفرط للاحتياطيات الدولية أدى إلى ارتفاع سعر الصرف في حين أنها لم تحقق سوى القليل من الفوائد من حيث الاستثمار العام والخاص. وتوصلوا إلى أن الدول الأفريقية، ولا سيما تلك التي تتمتع بموارد طبيعية؛ بحاجة إلى اعتماد نهج في إدارة الاحتياطي أكثر دعمًا للنمو الاقتصادي.

وفي تحليل الفوائد من تراكم الاحتياطيات الدولية، رأى آدم وليون (Adam and Léonce, ٢٠٠٧) أن تكاليف الاحتفاظ باحتياطيات تشمل تكلفة الفرصة البديلة للاستهلاك المحلي والاستثمار الضائع وكذلك التكاليف المالية والضغط على السياسة النقدية الناجم عن الجهود المبذولة لتعقيم آثار التوسع النقدي المفرط من

خلال ارتفاع أسعار الفائدة المحلية. هذا، ووفقا لهم، فإن زيادة الضغط المالي (السيطرة على الإنفاق الحكومي والعجز) لزيادة تراكم الاحتياطيات الدولية يتعارض مع أهداف السياسة المالية.

قارن أيزنمان ولي (Aizenman and Lee, ٢٠٠٥) بين الأهمية النسبية للدوافع الاحترازية والتجارية في تفسير تكديس الاحتياطيات الدولية من قبل الدول النامية. وتشير نتائج دراستهم التطبيقية إلى أن الدوافع الاحترازية لعبت دورًا بارزًا في تراكم الاحتياطيات الدولية. وفي نفس الوقت، كشفت الدراسة التي أجراها (Rodrik, ٢٠٠٦) أن الفروق المعقولة بين العائد على الأصول الاحتياطية والتكلفة من الاقتراض الأجنبي أدت إلى خسارة ما يقرب من ١% من الناتج المحلي الإجمالي في الدول النامية. في المقابل، أشار بياتي (Yeyati, ٢٠٠٨) إلى أنه ربما تم المبالغة في تكاليف الاحتياطيات الدولية إلى حد كبير في الدراسات السابقة. وأشار إلى أي مدى تقلل الاحتياطيات من احتمال حدوث انخفاض في الناتج، حيث أنها تقلل الفارق المدفوع على رصيد الديون السيادية.

طبق صندوق النقد الدولي (International Monetary Fund (IMF), ٢٠٠٣) نموذجًا تطبيقياً بسيطًا على بينات مقطعية زمنية كبيرة تغطي ١٢٢ سوقًا من الاقتصادات الناشئة التي لديها بيانات سنوية من ١٩٨٠ إلى ١٩٩٦ لدراسة محددات الاحتياطيات الدولية. وتضمنت الدراسة متغيرات نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وعدد السكان، ونسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي، والقيم المتوقعة لتقلبات سعر الصرف. وتوصل إلى أن هذه المحددات ذات دلالة إحصائية في التأثير على الاحتياطيات الدولية. وكشف النموذج عن أن الاحتياطيات الدولية في أمريكا اللاتينية ليست مفرطة، في حين أن تلك الاحتياطيات زادت في الدول الناشئة في آسيا منذ عام ٢٠٠١ بأكثر من المطلوب.

درس آيزنمان وماريون (Aizenman and Marion, ٢٠٠٣) أسباب الطلب المرتفع نسبيًا على الاحتياطيات من قبل الدول الناشئة في آسيا، والطلب المنخفض نسبيًا من قبل بعض الدول النامية الأخرى (على سبيل المثال، أمريكا اللاتينية). بالإضافة إلى حصة الواردات / الصادرات من الناتج، ونسبة تدفقات رأس المال أو النقود بمعناها الواسع إلى الناتج المحلي الإجمالي، الفرق بين الدين الخارجي قصير الأجل وسعر الصرف وأسعار الفائدة؛ واختبروا دور عدم التأكد والفساد السياسي كمحددات للاحتياطيات الدولية. وتوصلوا باستخدام نموذج نظري إلى أن المخاطر السيادية، والتحصيل الضريبي المكلف لتغطية الالتزامات المالية، تؤدي إلى طلب احترازي كبير نسبيًا على الاحتياطيات الدولية. وخلصوا كذلك إلى أن التراكم الكبير للاحتياطيات الدولية في الدول الناشئة في آسيا كان سبب حدوث الأزمة الآسيوية الأخيرة.

وفقا لآرتشر وهاليداي (Archer and Halliday, ١٩٩٨) تسعى الدول لحيازة الاحتياطيات الدولية لتحقيق استقرار سعر الصرف، واستهداف سعر الصرف، واستقرار سوق الصرف، وزيادة الجدارة الائتمانية، والاحتفاظ برصيد للظروف الطارئة، وتوفير حماية للمعاملات.

أما هيلر (Heller, ١٩٦٦) فخلص إلى أنه في اقتصاديات الاسواق الناشئة تحتفظ الدول بالاحتياطيات كمخزون احتياطي لمواجهة الظروف غير المتوقعة والاختلالات المؤقتة في المدفوعات الدولية. وفي سبيل تحديد الحجم الأمثل للاحتياطيات، ستسعى السلطة النقدية لتحقيق التوازن بين تكبد تكاليف التكيف للاقتصاد الكلي في حالة استنفاد الاحتياطيات (دافع منع الأزمات) وتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطيات. وهكذا من الناحية النظرية، يمكن لأي بلد أن يقرر تكديس احتياطيات النقد الأجنبي لإزالة بعض التقلبات.

وفي مصر، توصلت دراسة (عطية، ٢٠٢١) إلى أن كل من سعر الصرف، وحجم الاقتصاد، والديون الخارجية، والميزان التجارى من أهم محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية في مصر. كما توصلت دراسة (المهدي، ٢٠١٩) إلى أن نظام سعر الصرف المطبق في الدولة هو المتغير الأكثر ارتباطاً بحجم الاحتياطيات الخارجية، حيث يترتب على نظام سعر الصرف الثابت احتياج الدولة لحجم كبير من الاحتياطيات لمواجهة العجز الخارجي في موازين المدفوعات، إضافة إلى الحجم المطلوب من الاحتياطيات لمواجهة الطوارئ والأزمات الخاصة بالوفاء بقيمة الواردات من السلع الأساسية.

قام (جويفل، ٢٠٢١) بدراسة المحددات الرئيسية للطلب على الاحتياطيات الدولية في الاقتصاد المصري. باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية للفترة (١٩٨٠-٢٠١٨). وتوصلت الدراسة إلى أن وجود علاقة معنوية قوية وموجبة في الأجل الطويل بين الاحتياطيات الدولية في مصر والميل للاستيراد والمعروض النقدي بالمفهوم الواسع ونسبة الدين الخارجي إلى الصادرات وعجز الميزان الخارجي على السلع والخدمات كنسب من الناتج المحلي الاجمالي ومرونة نظام سعر الصرف. وكانت العلاقة معنوية وعكسية مع متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي معبراً عن حجم الاقتصاد في الأجل الطويل. أما سعر الفائدة الرئيسي للسياسة النقدية معبرًا عن تكلفة الفرصة البديلة لحيازة الاحتياطيات الدولية فجاءت إشارته سالبة وغير معنوية. وأن إدارة احتياطيات البنك المركزي المصري من النقد الأجنبي لا يجب أن تهتم كثيراً بمسألة تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطيات الدولية.

قام (الشربيني، ٢٠١٨) بدراسة الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية لمصر، وتقديم رؤية لإدارة فعالة لهده الاحتياطيات بما يضمن بتكوين المستوى المناسب والآمن لها ويحقق أقصى استفادة لمصر منها. وقد أكدت الدراسة أن معظم الزيادة التي تحققت

في احتياطيات مصر الدولية بسبب تراكم الاقتراض الخارجي، وخاصة في السنوات الأربع الأخيرة (٢٠١٤-٢٠١٨). كما أن معظم الزيادة في الاحتياطيات الدولية تمثلت في حيازة العملات الأجنبية، أما باقي مكونات الاحتياطيات الدولية فكانت في انخفاض نسبى أو مستقرة خلال هذه الفترة.

ومن الملاحظ أن تركيز غالبية الدراسات الخاصة بمصر على الحجم الأمثل للاحتياطيات، إلا أنها لم تدرس تأثر الاحتياطيات على النمو الاقتصادي، لذا سوف يتم في الدراسة الحالية دراسة أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي.

وتاريخيًا وعلى مر السنين، تم الاستشهاد بالعديد من الأسباب لتبرير احتجاز الدول للاحتياطيات الدولية. وكان السبب الأكثر شيوعًا للاحتفاظ باحتياطيات العملة الأجنبية هو تدعيم نظام سعر الصرف في البلاد. لذا استقرار سعر صرف وسوق العملات الأجنبية هو أحد الأسباب الرئيسية للاحتفاظ بالاحتياطيات من العملات الأجنبية، فالأسواق عادة مهيأة لأن تصبح غير مستقرة أو مختلة في مواجهة الصدمات الاقتصادية الكبرى المختلفة.

كما ركزت عدة دراسات على مدى كفاية الاحتياطيات الدولية أو الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية، واستخدمت تك الدراسات عدة مقاييس للتحقق من هذا الغرض نوردها على النحو التالي:

أولاً: نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الواردات

تم اقتراح هذا المؤشر بواسطة تريفن (Triffin, ١٩٤١) كمقياس لمدى كفاية الاحتياطيات الدولية. حيث تعد الواردات أهم بنود ميزان المدفوعات، وترتبط ارتباطاً وثيقاً بمستويات الاستهلاك المحلي والإنتاج المحلي والنمو الاقتصادي. ويتم اللجوء إلى الاحتياطيات الدولية في حالة الطوارئ لضمان التدفق الآمن للواردات بشكل كاف. ويهدف هذا المؤشر إلى تناسب الاحتياطيات الدولية مع قيمة الواردات، وبناء

عليه يتمثل الدافع الرئيسي للطلب على الاحتياطيات الدولية هو دافع المعاملات. ويعتقد مؤيدو هذا المؤشر أن مستوى الاحتياطيات الدولية المناسب يدور حول ٣٠% من قيمة الواردات سنوياً أو تغطية ثلاثة أشهر من الواردات. ويرى اقتصاديين آخرين ونظراً للظروف الاقتصادية التي تسود الدول النامية المدينة ضرورة زيادة نسبة الاحتياطيات الدولية لنسبة تتراوح بين ٣٠% و٤٠% أو تغطية أربعة إلى خمسة شهور من الواردات (Williamson, ١٩٨٨).

ثانياً: نسبة الاحتياطيات الدولية إلى عجز ميزان المدفوعات

قد يحدث العجز الطارئ في ميزان المدفوعات بسبب زيادة أسعار الواردات و/أو انخفاض حصيلة الصادرات أو تدهور شروط التجارة، أو لأي أسباب أخرى. وفي هذه الحالة يكون الطلب على الاحتياطيات الدولية لمواجهة هذا العجز بدافع الاحتياط (Steiner, ٢٠١٠). وبالتالي يتغير حجم الاحتياطيات الدولية مع التغير المتوقع في عجز ميزان المدفوعات صعوداً وهبوطاً في نفس الاتجاه.

ثالثاً: مؤشر هيللر Heller

صاغ هيللر (Heller, ١٩٦٦) معادلة لتحديد الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية على النحو التالي:

$$R_{opt} = h\frac{Log(r.m)}{Log(0.5)}$$

حيث أن R_{opt} المستوى الأمثل للاحتياطيات الدولية، h مقدار التغير في الاحتياطيات الدولية، m الميل الحدي للاستيراد، r تكلفة الفرصة البديلة، (٠.٥) احتمال حدوث عجز في ميزان المدفوعات. ووفقاً لهذا المعادلة فإن زيادة r, m ستؤدي إلى تخفيض المستوى الأمثل للاحتياطيات الدولية، بينما تؤدي زيادة h إلى زيادة الاحتياطيات الدولية.

فإذا كانت R_{opt} تساوي واحد صحيح فإن هذا يعني أن الدولة حققت الحجم الأمثل من الاحتياطيات الدولية، وإذا كانت R_{opt} أقل من واحد صحيح فإن هذا يعني أن الاحتياطيات الدولية أقل من الحجم الأمثل. أما إذا كانت R_{opt} أكبر من واحد صحيح فإن هذا يعني وجود إفراط في الاحتياطيات الدولية.

رابعاً: مؤشر أجاروال Agarwal:

حاول أجاروال صياغة مقياس لتقدير الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية بالتطبيق على سبعة دول آسيوية، وحرص في بنائه للنموذج على الأخذ في الاعتبار الفروق الهيكلية والمؤسسية القائمة بين مجموعة الدول الصناعية المتقدمة ومجموعة الدول النامية للدول محل الدراسة (Agarwal, *١٩٧١*; Cheng and Zhu, ٢٠٢٠). *وأشار إلى ثلاثة عناصر يجب أخذها في الحسبان عند تقدير* الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية:

١- تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالاحتياطيات.

٢- تكلفة سياسات التكيف لمواجهة حدوث عجز طارئ في ميزان المدفوعات في ظل عدم وجود احتياطيات لمواجهته.

٣- احتمالات استخدام الاحتياطيات.

ويرجع أجاروال سبب احتفاظ الدول النامية بالاحتياطيات الدولية إلى تمويل العجز الطارئ في ميزان المدفوعات نتيجة النقص غير المتوقع في حصيلة الصادرات أو الزيادة الطارئة في أسعار الواردات. ويرى أن الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية هو الذي تتعادل عنده تكلفة الاحتفاظ بالاحتياطيات مع منفعة الاحتفاظ بها. وصاغ أجاروال معادلة الحجم الأمثل للاحتياطات الدولية على النحو التالي:

$$R_{opt} = W\frac{\left(\log(K) + \log(Q_2) - \log(Q_1)\right)}{\log(P)}$$

حيث أن، W حجم العجز في الميزان التجاري، K مقلوب نسبة رأس المال إلى الناتج، Q_1 نسبة السلع الرأسمالية المستوردة إلى إجمالي السلع الرأسمالية، Q_2 نسبة السلع المستوردة إلى الناتج. P احتمال حدوث عجز في ميزان المدفوعات.

خامساً: نسبة الاحتياطيات إلى عرض النقود

وهي تعد أيضاً من مؤشرات الإنذار المبكر لحدوث الأزمات المالية، كما يمكن من خلالها معرفة درجة هروب رأس المال والتي قد تضغط على الاحتياطيات الدولية ودرجة الثقة في العملة المحلية وكفاءة النظام المصرفي (Onno de Beaufort Wijnholds and Kateyn, ٢٠٠١). وتزداد درجة أهمية الحاجة إلى هذه النسبة في حالة الافتقاد إلى الثقة والاستقرار في النظام المالي في الدولة. فإذا كان رصيد النقود بمعناها الواسع كبير مقارنة بالاحتياطيات الدولية فهذا يوحى بوفرة رؤوس الأموال مع ضرورة مراعاة الجوانب الأخرى مثل حجم الالتزامات الخارجية. وتزداد أهمية هذه النسبة في الدول التي تتسم بضعف نامها المصرفي.

سادساً: نسبة الاحتياطيات إلى الديون الخارجية قصيرة الأجل

تعد هذه النسبة مهمة في قياس المخاطر المرتبطة بالتطورات السلبية التي تحدث على مستوى الأسواق المالية الدولية. لأن برامج التمويل قصيرة الأجل بالعملات الأجنبية لا تعتمد عادة على اللجوء إلى احتياطيات النقد الأجنبي، ولكن إلى الاقتراض من الأسواق المالية الدولية. ويكون الاقتصاد الدولي معرضاً للخطر إذا كانت الديون قصيرة الأجل أكبر من الاحتياطيات الدولية، لأن الديون الخارجية قصيرة الأجل عادة ما تتعلق بالمعاملات التي يحتاجه الاقتصاد ولا يمكن إيقافها او الحد منها وهي على سبيل المثال المرتبطة بواردات السلع والخدمات أو بالائتمان التجاري. كما تعبر هذه النسبة عن قدرة الدولة على الوفاء بالتزاماتها الخارجية، وأن

عدم الالتزام بها يشير إلى أن الدولة تعاني من نقص في السيولة الدولية الأمر الذي يدفع رؤوس الأموال إلى الهروب.

سابعاً: تحليل هيربيرت جروبل Herbert Grubel

اعتمد جروبل في تحليله لتحديد الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية على أدوات التحليل الحدي، حيث استند على قانون تناقص الغلة ومساواة العائد الحدي المتحقق من الاحتفاظ بالاحتياطيات الدولية بالتكلفة الحدية للاحتفاظ بها (Grubel, ١٩٧٧).

مما سبق يمكن القول بأن حجم الاحتياطيات الدولية المناسب لدولة ما، هو الذي يمكنها من مواجهة الاحتياجات الدورية واستيعاب الصدمات الخارجية المفاجئة وغير المتوقعة مثل زيادة أسعار الواردات أو انخفاض حصيلة الصادرات، صعوبة الاقتراض الخارجي، زيادة أسعار الفائدة وغيرها، وهو يعتمد على عدة عوامل تختلف من دولة إلى أخرى. ومن هنا يمكن القول بأنه لا يوجد حجم أمثل وعام أو مقياس مطلق يصلح لجميع الدول، فالحجم الملائم والآمن للاحتياطيات يجب تقديره طبقاً لظروف كل دولة على حدة. وسوف يتم في هذه الدراسة بحث أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨.

٦. تطور الاحتياطيات الدولية في مصر

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام ٢٠١٨ حوالي ٢٩٠٩ دولار (بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام ٢٠١٨ حوالي ٩٨.٤ مليون نسمة. وحقق الناتج المحلي الإجمالي في مصر معدل نمو بلغ نحو ٤.٦٦% خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨، كما بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر حوالي ٨.١٤ مليار

دولار والذي مثل حوالي ٣.٢٦% من الناتج المحلي الإجمالي في عام ٢٠١٨ (http://data.worldbank.org/indicator/).

يقصد بالاحتياطيات الدولية مخزون الدولة من الأصول الخارجية والتي تشمل الودائع بالعملات الأجنبية، والذهب، وحقوق السحب الخاصة، والسندات التي يحتفظ بها البنك المركزي والسلطات النقدية. وشهدت الاحتياطيات الدولية في مصر تراكمات ملحوظة خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨. حيث ارتفعت كما هو موضح في جدول رقم (١) من ٦.١٨ مليار دولار في عام ١٩٩١ إلى ٤١.٨٤ مليار دولار عام ٢٠١٨ بمتوسط معدل نمو خلال الفترة بلغ نحو ٧.٣٤%. إلا أن هذه الفترة شهدت انخفاضاً حاداً في الاحتياطات الدولية إثر ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١ حيث انخفض حجم الاحتياطيات الدولية من ٣٧.٠٣ مليار دولار إلى ١٨.٦٤ مليار دولار، بمعدل انخفاض بلغ نحو ٤٩.٦٦% في عام واحد. واستمر في اتجاهه النزولي نتيجة الظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد النقد الأجنبي من المصادر التقليدية كالسياحة وتحويلات العاملين من الخارج والصادرات السلعية حتى بلغ أدنى مستوى له في عام ٢٠١٤ حيث بلغ ١٤.٩٣ مليار دولار بمتوسط معدل نمو سالب خلال الفترة ٢٠١١-٢٠١٤ بلغ نحو ٧.١٣%. إلا أنه ومنذ عام ٢٠١٤ حتى ٢٠١٨ ومع استعادة مصر لاستقرارها السياسي عاودت الاحتياطيات الدولية التراكم الصعودي مرة أخري بمتوسط معدل نمو بلغ نحو ٢٩.٣٨% حيث بلغت ٤١.٨٤ مليار دولار، كما أنه بلغ في عام ٢٠١٩ حوالي ٤٤.٥٧ مليار دولار وفقاً لمؤشر البنك الدولي للتنمية وبما يغطي ثمانية شهور من الواردات السلعية.

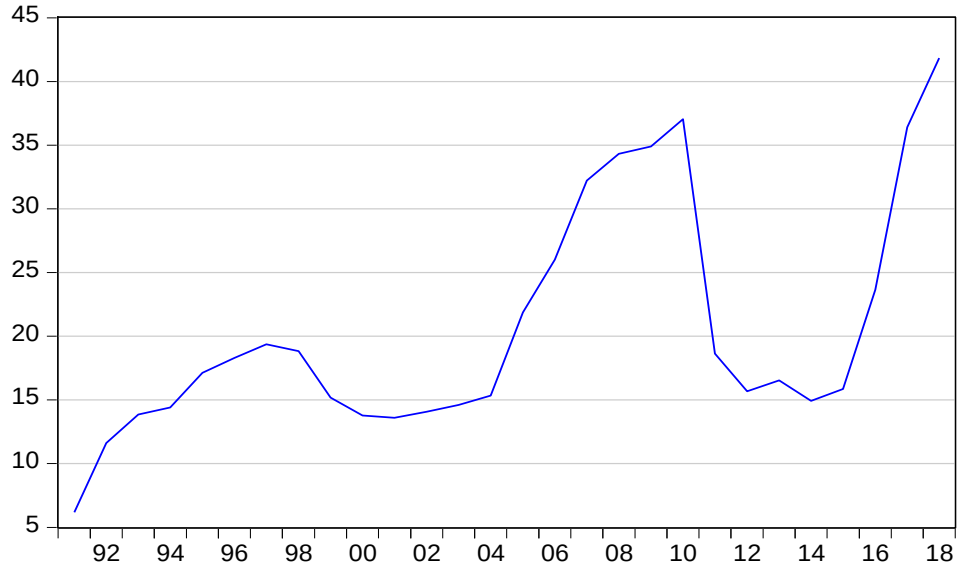
جدول رقم (١) تطور الاحتياطيات الدولية في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨

الاحتياطيات الدولية (مليار دولار)					متوسط معدل النمو (%)				
١٩٩١	٢٠١٠	٢٠١١	٢٠١٤	٢٠١٨	١٩٩١-٢٠١٠	٢٠١٠-٢٠١١	٢٠١١-٢٠١٤	٢٠١٤-٢٠١٨	١٩٩١-٢٠١٨
٦.١٨	٣٧.٠٣	١٨.٦٤	١٤.٩٣	٤١.٨٤	٩.٨٨	(-٤٩.٦٦)	(-٧.١٣)	٢٩.٣٨	٧.٣٤

Source: World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/.

ويؤكد ذلك الشكل رقم (١) الذي يمثل تطور الاحتياطيات الدولية لمصر خلال نفس الفترة، ويلاحظ من الشكل أنه منذ عام ٢٠١٤ أخذ في التراكم مرة أخرى بشكل ملحوظ.

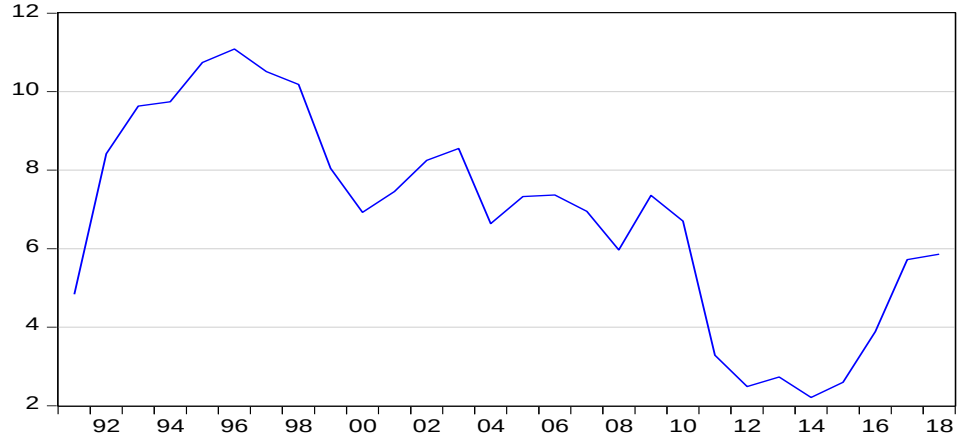
الشكل رقم (١) الاحتياطيات الدولية في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨ (مليار دولار)



المصدر: جدول رقم (م-٢) بالملحق.

ويعد مؤشر عدد شهور الواردات التي تغطيها الاحتياطيات أكثر المقاييس استخداماً لتحديد الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية، خاصة في الدول النامية. حيث يرى أنصار هذا المؤشر ومنهم صندوق النقد الدولي أن الواردات هي أهم بنود ميزان المدفوعات نظرا لصلتها الوثيقة بمستويات الاستهلاك المحلي والإنتاج الجاري والنمو الاقتصادي. ومن ثم فإن هذا المقياس يربط بين الاحتياطيات وأهم بنود الإنفاق بالنقد الأجنبي. ويوضح الشكل رقم (٢) تطور هذا المؤشر في مصر خلال الفترة ١٩٩١–٢٠١٨. ويتضح من الشكل أن أعلى نسبة تغطية للواردات كانت عام ١٩٩٦ بحوالي ١١ شهراً، إلا أن هذه النسبة لم تنخفض عما يقارب الستة شهور حتى عام ٢٠١٠، وبحدوث ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١ أخذت في الانخفاض بشكل سريع حتى وصلت إلى أدنى مستوى لها في عام ٢٠١٤ بعدد ٢.٢١ شهر. ثم عاودت الارتفاع مرة أخرى حتى بلغت ٥.٨٦ شهر في عام ٢٠١٨.

الشكل رقم (٢) تطور عدد شهور الواردات التي تغطيها الاحتياطيات الدولية في مصر خلال الفترة ١٩٩١–٢٠١٨ (مليار دولار)

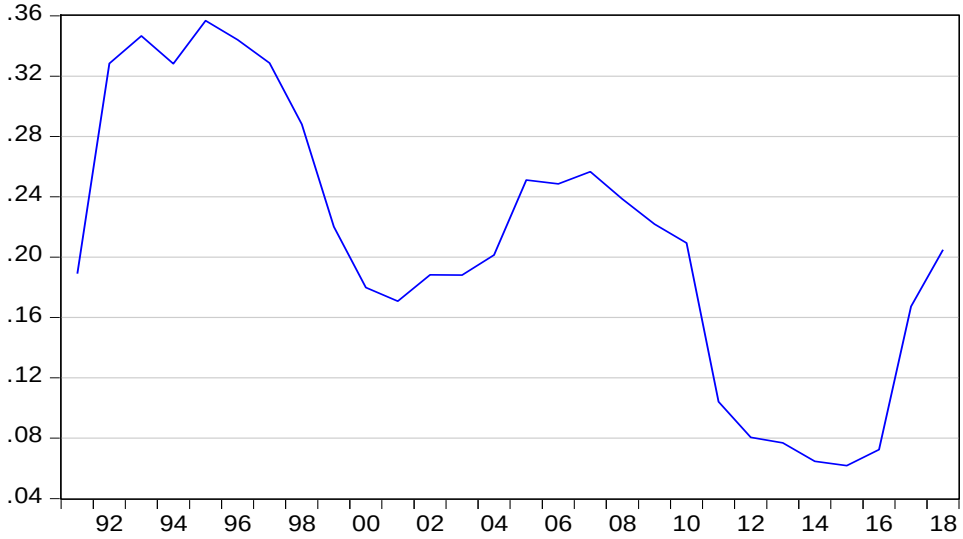


المصدر: جدول رقم (م–٢) بالملحق.

كما يوضح الشكل رقم (٣) تطور مؤشر نسبة الاحتياطيات الدولية إلى عرض النقود M_2 في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨. وهي تعد أيضاً من مؤشرات الإنذار المبكر لحدوث الأزمات المالية، كما يمكن من خلالها معرفة درجة هروب رأس المال والتي قد تضغط على الاحتياطيات الدولية ودرجة الثقة في العملة المحلية وكفاءة النظام المصرفي (Onno de Beaufort Wijnholds and Kateyn, ٢٠٠١). وتزداد درجة أهمية الحاجة إلى هذه النسبة في حالة الافتقاد إلى الثقة والاستقرار في النظام المالي في الدولة. فإذا كانت الاحتياطيات الدولية صغيرة مقارنة برصيد النقود بمعناها الواسع فهذا يوحى بوفرة رؤوس الأموال مع ضرورة مراعاة الجوانب الأخرى مثل حجم الالتزامات الخارجية. وتزداد أهمية هذه النسبة في الدول التي تتسم بضعف نظامها المصرفي.

ويتضح من الشكل أن أعلى مقدار لهذه النسبة كان عام ١٩٩٥ بنسبة بلغت ٠.٣٥، إلا أن هذه النسبة أخذت في الانخفاض حتى عام ٢٠٠٣ وهو العام الذي قرر فيه البنك المركزي المصري إلغاء العمل بالسعر المركزي للدولار وجعل البنوك حرة في تحديد معدل صرف الدولار بيعاً وشراءً. وأخذت في التذبذب بين ٠.١٨ و٠.٢٥ حتى حدوث ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١، حيث انخفضت بشكل حاد بنسبة زادت عن ١٠٠% في عام واحد. ثم ظلت عند مستوياتها المنخفضة حتى تعويم الجنيه المصري في ٣ نوفمبر عام ٢٠١٦، وأخذت بعده في العودة إلى مستوياتها قبل حدوث ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١ حيث وصلت في عام ٢٠١٨ إلى حوالي ٠.٢٠. ويتضح من الشكل أن السلطات النقدية تحاول الاحتفاظ بنسبة الاحتياطيات النقدية إلى عرض النقود M_2 بنسبة تتراوح بين ٠.١٥ ٠.٢٥ وذلك في الأوقات التي يتحقق فيها الاستقرار الاقتصادي في مصر ولتوفير الثقة والاستقرار للنظام المالي.

الشكل رقم (٣) تطور نسبة الاحتياطيات الدولية إلى عرض النقود في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨



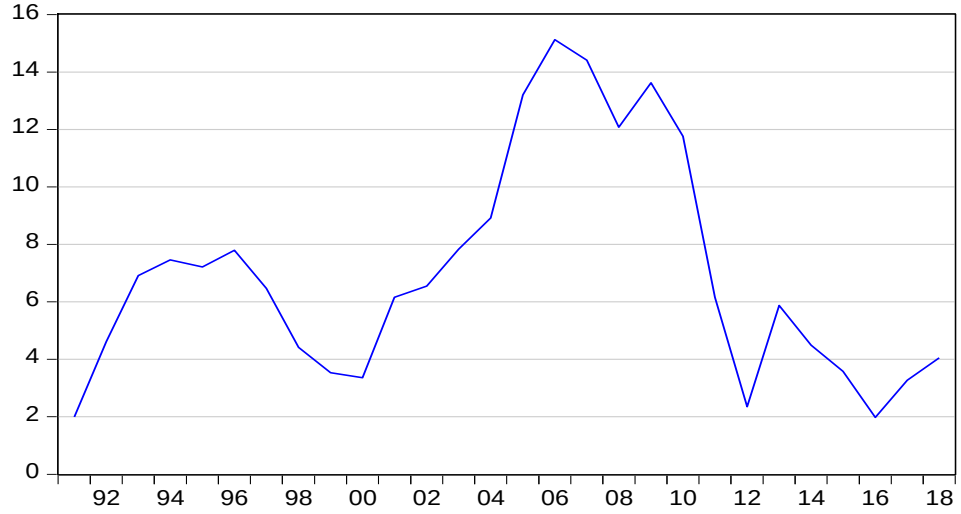
المصدر: جدول رقم (م-٢) بالملحق.

كما يوضح الشكل رقم (٤) تطور نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الدين الخارجي قصير الأجل في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨. وتعد هذه النسبة مهمة في قياس المخاطر المرتبطة بالتطورات السلبية التي تحدث على مستوى الأسواق المالية الدولية. لأن برامج التمويل قصيرة الأجل بالعملات الأجنبية لا تعتمد عادة على اللجوء إلى احتياطيات النقد الأجنبي، ولكن إلى الاقتراض من الأسواق المالية الدولية. ويكون الاقتصاد معرضاً للخطر إذا كانت الديون قصيرة الأجل أكبر من الاحتياطيات الدولية، لأن الديون الخارجية قصيرة الأجل عادة ما تتعلق بالمعاملات التي يحتاجها الاقتصاد ولا يمكن إيقافها او الحد منها وهي على سبيل المثال المرتبطة بواردات السلع والخدمات أو بالائتمان التجاري. كما تعبر هذه النسبة عن قدرة الدولة على الوفاء بالتزاماتها الخارجية، وأن عدم الالتزام بها يشير إلى أن

الدولة تعاني من نقص في السيولة الدولية الأمر الذي يدفع رؤوس الأموال إلى الهروب.

ويتضح من الشكل أن أعلى مقدار لهذه النسبة كان خلال ٢٠١٠-٢٠٠٣ وتراوح ما بين ٧.٨٣ و١٥.١٢، حيث بدأت هذه الفترة بقرار البنك المركزي المصري في عام ٢٠٠٣ وكما أشرنا سابقاً إلغاء العمل بالسعر المركزي للدولار وجعل البنوك حرة في تحديد معدل صرف الدولار بيعاً وشراءً، وانتهت بحدوث ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١. حيث انخفضت بعدها بشكل حاد بنسبة زادت عن ٥٠% في عام واحد. ثم ظلت عند مستوياتها المنخفضة وهو ما يشير إلى تعرض الاقتصاد للخطر، ولتعكس أيضاً القلق الدولى من عدم قدرة الاقتصاد المصري على الوفاء بالتزاماته الخارجية.

الشكل رقم (٤) تطور نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الدين الخارجي قصير الأجل في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨



المصدر: جدول رقم (م-٢) بالملحق.

يوضح الجدول رقم (٢) تطور الاحتياطيات الدولية في مصر وعدد من دول العالم من الاقتصاديات المتقدمة والناشئة بين عامي ٢٠١١ و٢٠١٨. وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن متوسط معدل نمو الاقتصاديات المتقدمة عدا اليابان وسويسرا منخفضة مقارنة بالاقتصاديات الناشئة. ويلاحظ أن معدل نمو الاحتياطيات الدولية في مصر يقع بين هاتين المجموعتين، حيث بلغ ٧.٣٤% وهو يفوق كثيراً معدل نمو الاحتياطيات الدولية في كل من المانيا وفرنسا وإيطاليا وإسبانيا وهي لا تحتفظ باحتياطيات دولية كبيرة، حيث يلاحظ أن متوسط معدل نمو الاحتياطيات الدولية في إسبانيا جاء سالباً. كما يلاحظ أن معدل نمو الاحتياطيات الدولية في مصر يقل عن معدل نمو الاحتياطيات الدولية في جميع الاقتصاديات الناشئة مثل الصين والبرازيل والمكسيك خلال الفترة، ويرجع هذا إلى حد بعيد للظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد النقد الأجنبي من المصادر التقليدية كالسياحة وتحويلات العاملين من الخارج. إلا أنه عند إجراء هذه المقارنة يجب الأخذ في الاعتبار عدد السكان في هذه الدول.

جدول رقم (٢) مقارنة تطور الاحتياطيات الدولية بين مصر وعدد من الاقتصاديات المتقدمة والناشئة خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨

الدولة	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار)		متوسط معدل النمو (%)
	١٩٩١	٢٠١٨	١٩٩١-٢٠١٨
مصر	٦.١٨	٤١.٨٤	٧.٣٤
الاقتصاديات المتقدمة			
اليابان	٨٠.٦٣	١٢٣٣.١٠	١٠.٦٢
سويسرا	٥٨.٤٥	٧٨٧.٠٢	١٠.١٠
الولايات المتحدة الأمريكية	١٥٩.٢٧	٤٤٩.٩١	٣.٧٨
المملكة المتحدة	٤٨.٥٧	١٧٢.٦٦	٤.٨٠
ألمانيا	٩٦.٦٦	١٩٨.٠٣	٢.٦٩
فرنسا	٦٠.٢٣	١٦٦.٤٨	٣.٨٣
إيطاليا	٧٢.٢٥	١٥٢.٣٦	٢.٨٠
إسبانيا	٧١.٣٤	٧٠.٦٣	-٠.٠٣
الاقتصاديات الناشئة			
الصين	٤٨.١٦٦	٣١٦٨.٢٢	١٦.٧٧
كوريا الجنوبية	١٣.٨١	٤٠٣.٠٨	١٣.٣٠
البرازيل	٩.٣٩	٣٧٤.٧١	١٤.٦٢

الدولة	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار)		متوسط معدل النمو (%)
	١٩٩١	٢٠١٨	١٩٩١-٢٠١٨
المكسيك	١٨.٠٥	١٧٦.٣٩	٨.٨٠
إندونيسيا	١٠.٣٦	١٢٠.٦٦	٩.٥١
تركيا	٦.٦٢	٩٣.٠٠	١١.٣٥
جنوب أفريقيا	٣.١٩	٥١.٦٤	١٠.٨٦

Source: World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/.

٧. منهجية الدراسة

يتم في هذا الجزء تناول نموذج الدراسة والمتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها، فضلاً عن الإطار النظري لتقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية لاختيار النموذج المناسب للتقدير وإطاره النظرى، وفي النهاية تقدير النموذج وتقييم نتائجه.

١/٧ نموذج الدراسة

وفقاً للنظرية الاقتصادية وما تم عرضه من دراسات سابقة، تم بناء نموذج تأثير الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر بحيث يشمل المتغيرات الرئيسية المستهدفة الناتج المحلي الإجمالي والاحتياطيات الدولية. ومع ذلك، تم إضافة عدد من المتغيرات لتحسين جودة النموذج واعتمدت عليها عدة دراسات تجريبية مثل نسبة إجمالي الاستثمار إلى الناتج المحلى الإجمالي، وعدد السكان. ويتخذ النموذج الشكل التالي:

$Y=f(R, I, N)$

حيث يمثل Y الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠، R الاحتياطيات الدولية، I نسبة إجمالي الاستثمار إلى الناتج المحلى الاجمالي، N عدد السكان.

وتم استخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة ١٩٩١ إلى ٢٠١٨ في مصر. وقد تم الحصول على جميع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشر التنمية للبنك الدولي (World Bank Development Indicator, ٢٠٢٠)، وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م –١) في الملحق.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين الاحتياطيات الدولية والنمو الاقتصادي في مصر. وبالنظر إلى مدى الحاجة إلى مثل هذه التقديرات لغرض التخطيط والتنمية الاقتصادية الوطنية، تصبح الدقة في التقدير ذات أهمية بالغة. وسوف تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة من أجل تحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاختيار النموذج المناسب للتقدير.

٢/٧ اختبار جذر الوحدة Unit Root Test:

في الخطوة الأولى نستخدم اختبار جذر الوحدة Unit Roots Test لمعرفة مدى سكون السلاسل الزمنية المستخدمة في القياس وتجنب النتائج الزائفة نتيجة لعدم سكونها، من خلال استخدام اختبار ديكي – فوللر المطور Augmented Dickey–Fuller (ADF). وفي الخطوة الثانية وفي حالة ثبوت سكون السلاسل الزمنية وبنفس الرتبة، نتحول إلى اختبارات التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود Bounds test في إطار نموذج ARDL.

يعد اختبار جذر الوحدة من الأساليب الحديثة لاختبار مدى سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية، وتعتمد فكرته على المعادلة التالية:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \xi_t$$

وتمثل Y_t المتغير في الفترة (t) ، و ξ_t حد الازعاج أو الاضطراب وهو ذو وسط حسابي يساوي صفر (μ=٠) وتباين ثابت (σ^2=١) وتغاير يساوي صفر cov(ξ_t)=٠ وعندما تكون (ρ=١) مقبولة إحصائياً فإن ذلك يثبت أن السلسلة الزمنية غير ساكنة وأن البيانات تعاني من جذر الوحدة.

ويجب معالجة كل سلسلة زمنية غير ساكنة بأخذ الفروق، حيث يتم معالجة Y_t إذا كانت غير ساكنة بأخذ الفروق للدرجة (d , ... ,١,٢,٣) لجعلها ساكنة، وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الرتبة d ، ويرمز لها $Y_t \approx I(d)$. ويعد اختبار ديكي–فوللر المطور من أهم الطرق المستخدمة لاختبار البيانات التي تعاني من جذر الوحدة، ويعتمد هذا الاختبار على الآتي:

النموذج الأول: بدون مقطع بدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثاني: وجود مقطع وبدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثالث: وجود مقطع ووجود اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (\rho - 1) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

حيث يمثل α المقطع و T الاتجاه الزمني ويتم حسابه كالتالي:

$T = \left(t - 1 - \frac{1}{2} N \right)$, (t=٢,٣, ...N)

وتمثل K_{max} فترة التباطؤ الأعظم، ويتم تحديدها بناء على الصيغة التالية:

$K_{\max} = \text{int}\{12(N/100)^{1/4}\}$, int=integr

N حجم العينة

٣- يتم تحديد مستوى المعنوية للمقطع α في ظل الفرضين التاليين:

- الفرض الصفري

$H_0: \rho = 1$

- الفرض البديل

$H_1: \rho < 1$

فإذا كانت ρ تساوي واحد نقبل الفرض الصفري وفي هذه الحالة تعاني السلسلة الزمنية من جذر الوحدة أي أنها غير ساكنة، أما إذا كانت ρ أقل من الواحد الصحيح نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية خالية من جذر الوحدة وبالتالي تكون ساكنة.

٣/٧ اختبار التكامل المشترك:

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صورة سلاسل زمنية غير ساكنة فمن الممكن أن تكون هذه العلاقة المقدرة زائفة، حتى وإن جاءت مؤشرات مثل R^2 وقيم t المحسوبة كبيرة، لان التغير في هذه المتغيرات قد يرجع إلى متغير آخر وهو الزمن (t) والذي يؤثر فيهما جميعاً الأمر الذي يجعل العلاقة بينها متصاحبة، أي تربط بينها علاقة اقتران أو ارتباط وليس علاقة سببية. وعلى الرغم من أن أحد الحلول لعدم سكون السلسلة الزمنية هو أخذ الفرق، لكن على الجانب الآخر تقدير الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل متغير ليس بالحل المطلوب،

لأنه قد يؤدي إلى فقدان خصائص الأجل الطويل. ومن هنا جاءت فكرة التكامل المشترك حيث تحمل خصائص الاجل القصير والطويل وتكون هذه النماذج ساكنة حتى وان كانت المتغيرات في الأصل غير ساكنة، وهي بداية فكرة التكامل المشترك. وبالتالي يمكن القول ان التكامل المشترك يشير الي طريقة الحصول على علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات ساكنة.

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين Y_t وX_t في أنه إذا كانت هاتين السلسلتين متكاملتين من نفس الرتبة (d) أي أن:

$$X_t \sim I(d)$$

$$Y_t \sim I(d)$$

ويوجد بين هذين المتغيرين العلاقة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$$

وأن هذه العلاقة متكاملة من الرتبة (b) حيث (b<d) ، ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين الزمنيتين Y_t وX_t من الرتبة (d,b) ويتم صياغتها كالتالي:

$$X_t \,.\, Y_t \sim CI(d.b)$$

وتسمى المعادلة $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ بمعادلة انحدار التكامل المشترك، ويمكن ان تعمم الفكرة لأكثر من متغيرين وفي هذه الحالة لا يطبق شرط تساوي السلاسل الزمنية في رتبة التكامل، ولكن يشترط أن تكون رتبة تكامل المتغير التابع لا تتجاوز (أقل من أو تساوي) رتبة تكامل أي من المتغيرات المستقلة.

وتوجد عدة طرق لاختبار مدى وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية، ومن أهمها طريقة جوهانسون_جوسيليوس Johansen–Juselius، ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترحا إجراء اختبارين (Johansen, ١٩٨٨,١٩٩١) و (Johansen and Juseluis, ١٩٩٠) ، والتي تعتمد على اختبارات نسب

الأفضلية Likelihood Ratio Tests (LR) لجوهانسن والمبني على اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix واختبار القيم العظمى المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix.

إن اختبارات التكامل المشترك السابق ذكرها تتطلب أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة نفسها، وأن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة ما إذا كان حجم عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيراً. ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح منهج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL والذي قدمه بيسيران وآخرون شائع الاستخدام في الفترة الأخيرة (Pesaran at al., ٢٠٠١).

٤/٧ نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة

Autoregressive Distributed lag model (ARDL)

يتأسس هذ النموذج على أنه في تقدير السلاسل الزمنية، قد توجد فترة طويلة نسبياً تفصل بين صنع القرار الاقتصادي والتأثير النهائي في الهدف الاقتصادي، بعبارة أخرى إن استجابة المتغير التابع Y للتغير في المتغير المستقل X تتوزع على نطاق واسع عبر الزمن، فإذا كانت المدة التي تفصل بين الاستجابة والتأثير طويلة نسبياً فإن المتغيرات التفسيرية المتباطئة يجب تضمينها في النموذج.

وتستند طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL) إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM). وتمتاز هذه الطريقة عن النوع التقليدي لأساليب التكامل المشترك بأن المعلمات الناتجة عن هذه الطريقة تكون غير متحيزة وكفؤه لأنها تمنع حدوث مشكلة الارتباط الذاتي. كما يمكن تطبيقها سواء كانت المتغيرات ساكنة عند المستوى أي متكاملة من الرتبة

صفر I(٠) أو متكاملة من الرتبة الأولى I(١) أو مزيج منهما، ويشترط ألا يكون أحد المتغيرات متكاملاً من الرتبة الثانية I(٢) أو أعلى . ويتميز هذا النموذج أيضاً بإمكانية تطبيقه في حالة ما إذا كان حجم العينة صغيراً، وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبيراً لكي تكون النتائج أكثر كفاءة.

ويتم تطبيق طريقة ARDL على ثلاث خطوات، يتم في الخطوة الأولى اختبار التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة وذلك في إطار تصحيح الخطأ غير المقيّد Unrestricted Error Correction Model (UECM) وفقاً للمعادلة التالية (Baranzini et al., ٢٠١٣):

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \lambda_k \Delta X_{t-1} + \varphi Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \eta_t$$

حيث أن، Y المتغير التابع، X متجه المتغيرات المستقلة، $\alpha, \beta, \lambda, \varphi, \delta$ معلمات المتغيرات، m فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول للمتغير Y، n فترات الإبطاء لمتغيرات الفرق الأول للمتغير X ، η حد الخطأ العشوائي.

ويتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات في المعادلة (٥) من خلال اختبار الفرضيات التالية:

الفرض الصفري: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات

$H_0: \varphi = \delta = 0$

مقابل الفرض البديل: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات

$H_1: \varphi \neq \delta \neq 0$

ولاختبار تلك الفرضيات نستخدم اختبار Wald-test حيث يتم مقارنة قيمة إحصائية F المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة المقترحة من قبل Pesaran et al., (٢٠٠١)، حيث يتكون الجدول من قيم الحد الأدنى Lower Critical Bound التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(٠)، وقيم الحد الأعلى Upper Critical Bound التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(١)، فإذا كانت قيمة احصائية F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية في هذه الحالة يتم رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل القاضي بوجود علاقة تكامل مشترك تربط بين المتغيرات. أما إذا كانت قيمة إحصائية F أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية فيتم قبول الفرض الصفري القاضي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين المتغيرات، أما إذا وقعت قيمة احصائية F المحسوبة بين الحدين الأعلى والأدنى ففي هذه الحالة تكون النتيجة غامضة وغير محسومة.

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ننتقل للخطوة الثانية المتمثلة في تقدير معادلة الأجل الطويل بناء على الصيغة التالية:

$$Y_t = \theta + \sum_{i=1}^{m} \sigma_i \; Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \psi_k \; X_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن، θ, σ, Ψ معاملات المتغيرات، ε حد الخطأ العشوائي.

أما الخطوة الثالثة فتتمثل في الحصول على العلاقة قصيرة الأجل للنموذج وذلك باستخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة والتي تم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة (٦)، ويتم صياغة المعادلة التي تستخدم في تقدير العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{m} \pi_i \, \Delta \, Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \omega_k \; \Delta X_{t-1} + \gamma \, \varepsilon_{t-1} + \upsilon_t$$

حيث أن، γ معامل حد الخطأ والذي يقيس سرعة تصحيح الاختلال في التوازن من الأجل القصير نحو التوازن في الأجل الطويل، υ حد الخطأ العشوائي.

٥/٧ تقدير النموذج والنتائج التطبيقية

تم تبني اختبارات السكون أو جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بتطبيق اختبار ديكي–فوللر المطور Augmented Dickey– Fuller (ADF) لتقديم أدلة حول ما إذا كانت المتغيرات ساكنة ومتكاملة بنفس الرتبة من عدمه ويتمثل الفرض الصفري لهذا الاختبار بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة). وتظهر نتائج الاختبار لكل متغير في الجدول رقم (٤). وتم اختيار فترات التباطؤ في اختبار ديكي–فوللر المطور باستخدام بمعيار أكايك للمعلومات Akaike Information Criterion (AIC) لإزالة الارتباط السلسلي لبواقي الانحدار (Akaike, ١٩٧٣). وتشير البيانات الواردة بالدول إلى أن الفرض الصفري لا يمكن رفضه عند المستوى للناتج المحلي الاجمالي، إلا أنه يتم رفض الفرض الصفري عند الفرق الأول، وبالتالي فإن الناتج المحلي الإجمالي متكامل من الرتبة الأولى (١)I. ومن الجانب الآخر يتم رفض الفرض الصفري لمتغيرات الاحتياطيات الدولية، ونسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي، وعدد السكان، وبالتالي فإن هذه المتغيرات متكاملة عند المستوي (٠)I.

جدول رقم (٤) نتائج اختبارات جذر الوحدة

		(C, T, without)	ADF
Log(Y)	Level	(C)	٠.٠١٦٧٩٨
	First Diff.	–	-٦.٢٦٧١٩٤[a]
Log(R)	Level	(C)	-٣.٠٥٠٩٣٣[b]
	First Diff.	–	–
Log(I)	Level	(C)	-٣.٢١٤٩٢٤[b]
	First Diff.	–	–
)؛Log(	Level	(Without)	-٢.١١٣٤٣٢[b]
	First Diff.	–	-

Notes: ADF-Dickey DA, Fuller WA., (١٩٧٩) unit root test with the Ho: Variables are I (١); a, b and c indicate significance at the ١٪, ٥٪ and ١٠٪ levels, respectively.

توصلنا فيما سبق إلى أن ثلاث متغيرات متكاملة من الرتبة صفر ومتغير واحد متكامل من الرتبة الأولي، وبالتالي فإن الخطوة التالية هي اختبار عما إذا كانت تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الأجل وذلك بإجراء اختبارات التكامل المشترك. وفي هذه الحالة يمكن تطبيق اختبار الحدود Bounds test وهو الاختبار الذي يصلح تطبيقه في حالة وجود بعض متغيرات متكاملة من الرتبة صفر ومتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى، ويشترط عدم وجود متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية أو أعلى. وبالتالي فإن النموذج المناسب لدراسة العلاقة بين الاحتياطيات الدولية والنمو الاقتصادي في مصر للفترة ١٩٩٤-٢٠١٨ يكون

باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM) لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ.

ولإجراء اختبار الحدود يجب أولاً تحديد فترات التباطؤ للنموذج لمتغيرات الدراسة المتضمنة في نموذج ARDL وتم تحديد فترات التباطؤ اعتمادا على Akaike info criterion (AIC)، وباستخدام برنامج EViews ٩ تبين أن النموذج ARDL (٣, ٣, ٤) هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$Log(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(R_t) + \beta_2 \log(I_t) + \beta_3 \log(N_t) + \beta_4 Log(Y_{t-1}) + \beta_5 Log(Y_{t-2}) + \beta_6 Log(Y_{t-3}) + \beta_7 \log(R_{t-1}) + \beta_8 \log(R_{t-2}) + \beta_9 \log(R_{t-3}) + \beta_{10} \log(R_{t-4}) + \beta_{11} \log(I_{t-1}) + \beta_{12} \log(I_{t-2}) + \beta_{13} \log(I_{t-3}) + \beta_{14} \log(N_{t-1}) + \beta_{15} \log(N_{t-2}) + \beta_{16} \log(N_{t-3}) + \varepsilon_t \quad (٢)$$

ويوضح جدول رقم (٦) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج (R^2 = ٩٩.٩٧)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin–Watson = ١.٩٠) . كما تشير قيمة إحصاء اختبار F إلى جودة النموذج المقدر ككل إحصائياً (٠.٠٠٠) F = ٢٢٧٧.٤٨٠.

.وبناء على هذا النموذج تم إجراء اختبار الحدود Bounds Test وفقاً للمعادلة التالية:

$$d(Log(Y_t)) = \beta_0 + \beta_1 d(Log(Y_{t-1})) + \beta_2 d(Log(Y_{t-2})) + \beta_3 d(log(R_t)) + \beta_4 d(Log(R_{t-1})) + \beta_5 d(Log(R_{t-2})) + \beta_6 d(Log(R_{t-3}))$$

$+\beta_{٧}\ d(\log(I_t)) + \beta_{٨}\ d(Log(I_{t-١})) + \beta_{٩}\ d(Log(I_{t-٢})) + \beta_{١٠}\ d(\log(N_t))$
$+ \beta_{١١}\ d(Log(N_{t-١})) + \beta_{١٢}\ d(Log(N_{t-٢})) + \beta_{١٣}\ Log(Y_{t-١}) + \beta_{١٤}$
$\log(R_{t-١}) + \beta_{١٥}\ \log(I_{t-١}) + \beta_{١٦}\ \log(N_{t-١}) + \varepsilon_t \qquad (٢)$

ويوضح الجدول رقم (٥) نتائج تطبيق اختبار الحدود باستخدام برنامج EViews ٩، وتشير النتائج إلى أن قيمة إحصائية (F) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مستوى المعنوية ١% وبناءً عليه يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وبالتالي وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل.

جدول رقم (٥) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

F.statistic	K	Value
١٣.٧٧٦٢٠	٣	
$I_٠$ Bound	$I_١$ Bound	Significance
٢.٧٢	٣.٧٧	١٠٪
٣.٢٣	٤.٣٥	٥٪
٣.٦٩	٤.٨٩	٢.٥٪
٤.٢٩	٥.٦١	١٪

المصدر: جدول رقم (م- ٣) بالملحق.

بما أنه ثبت وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة. فيمكن وضعها في صورة نموذج يتم تقديره بطريقة نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد

Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويوضح جدول رقم (٦) المعلمات المقدرة في الاجل القصير وجدول رقم (٧) المعلمات المقدرة في الأجل الطويل.

جدول رقم (٦) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل القصير

Variable	Coefficient*
$DLOG(Y_{t-1})$	٠.٠١٨٥٩٠
$DLOG(Y_{t-2})$	٠.٤١٢٣٣٣[b]
DLOG(R)	٠.٠٨١٤٩٣[a]
$DLOG(R_{t-1})$	-٠.٢٣٠٩٥٦[a]
$DLOG(R_{t-2})$	٠.٠١٣٥٩٤
$DLOG(R_{t-3})$	٠.١٠٩١٦٣[a]
DLOG(I)	-٠.٢٢٥١٢١[a]
$DLOG(I_{t-1})$	-٠.١٧٠٢٩١[b]
$DLOG(I_{t-2})$	-٠.١٨٦٤٢٩[a]
DLOG(N)	-٢٦٣.٠٥٠١٦٩[a]
$DLOG(N_{t-1})$	٦٧٣.٢٧٦٧٠٨[a]
$DLOG(N_{t-2})$	-٢١٤.١٤٦٥١٦[a]
CointEq(-١)	-٠.٣٨١٠٨٤[b]

المصدر: جدول رقم (م-٥) بالملحق

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند ١% ، ٥% و ١٠% على الترتيب.

جدول رقم (٧) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل الطويل

Variable	Coefficient*
LOG(R)	٠.٢٨٨٣٤٩
LOG(I)	٠.٥٤١١٠٥[c]
LOG(N)	٢.٦٨٨١٦٧[a]
C	١٢.٣٣٤٢٩٧[a]

المصدر: جدول رقم (م-٥) بالملحق

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند ١% ، ٥% و ١٠% على الترتيب.

وبالتالي أكدت النتائج التجريبية تأثير المتغيرات محل الدراسة على النمو الاقتصادي معبراً عنه بالناتج المحلى الإجمالي الحقيقي على ما يلي:

١- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الاحتياطيات الدولية إلى الناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي في الأجل القصير. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (٠.٠٨١٥) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة الاحتياطيات الدولية بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٨١٥% في الاجل القصير. كما يلاحظ تأثيره يبقى لثلاث فترات متتالية، ولكن بنسب متفاوتة وباتجاهات مختلفة. كما تشير النتائج إلى وجود علاقة موجبة لكن غير معنوية في الأجل الطويل، وقد يرجع ذلك إلى أنه بمرور الوقت ومع تجاوز الاقتصاد لغالبية الصدمات والأزمات المالية التي تواجهه واستيفائه لمؤشرات حجم الاحتياطيات الدولية الأمثل لفترة طويلة، تزداد درجة الثقة في قدرة الاقتصاد

على الصمود في المستقبل حتى بدون الحاجة إلى تكديس مزيد من الاحتياطيات الدولية.

٢- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة إجمالي الاستثمار إلى الناتج المحلى الاجمالي والنمو الاقتصادي الحقيقي في الأجل القصير وموجباً في الأجل الطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (٠.٢٢٥-) في الأجل القصير. ويبقى هذا التأثير السلبي لفترتين تاليتين. وهذا يعني أن زيادة نسبة إجمالي الاستثمار الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٢٢٥% في الاجل القصير. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (٠.٥٤١) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة إجمالي الاستثمار الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٥٤١% في الاجل الطويل. وقد يرجع ذلك إلى أن معظم الاستثمارات التي شهدتها مصر وخاصة خلال الخمس سنوات الأخيرة تركزت في استثمارات طويلة الأجل وغالبيتها في البنية الأساسية مثل الطرق والموانئ وهي تحتاج إلى فترة طويلة نسبياً حتي بكون عائدها ومردودها ملاحظاً.

٣- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من عدد السكان في الأجل القصير وموجباً في الأجل الطويل.

٤- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (٠.٣٨١-) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ٥%. وهي تعني ان النمو الاقتصادي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة ٣٨.١%

من اختلال التوازن المتبقى من الفترة t-١. وهي تعكس سرعة تعديل معقولة إلى حد ما نحو التوازن.

يوضح جدول رقم (٨) نتائج اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للنموذج المقدر. وتشير النتائج إلي عدم وجود دليل إحصائي لقبول فرضية العدم، وهذا يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي حيث بلغت مستوي المعنوية (٠.٣٠٠٢) وهي أكبر قيمة من مستوى المعنوية ٥% .

جدول رقم (٨): اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي للنموذج المقدر Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	١.٣٧٩٤٢٥	Prob. F(٢,٩)	٠.٣٠٠٢
Obs*R-squared	٦.٥٦٩٣٣٣	Prob. Chi-Square(٢)	٠.٠٣٧٥

كما يوضح جدول رقم (٩) نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين والذي يشير إلى عدم وجود دليل إحصائي لقبول فرض العدم الأمر الذي يعني عدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث بلغت مستوى المعنوية (٠.٩٨١٨) وهي قيمة اكبر من مستوى المعنوية ٥%.

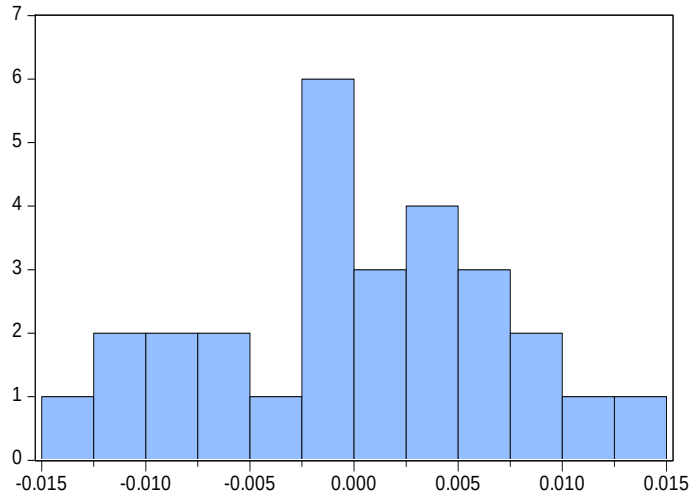
جدول رقم (٩): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	٠.٣١٢٤٦٩	Prob. F(١١,١٣)	٠.٩٨١٨
Obs*R-squared	٧.٨٦٤٦١٤	Prob. Chi-Square(١١)	٠.٩٢٩١
Scaled explained SS	٠.٩٠٢١٧٩	Prob. Chi-quare(١١)	١.٠٠٠٠

كما يوضح جدول رقم (١٠) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (٠.٥٢٠٨٥٥) بقيمة احتمالية (٠.٧٧٠٧٧٢) وهو يعني عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير عند مستوي معنوية ٥% .

جدول رقم (١٠) اختبار Jarque-Bera



Series: Residuals	
Sample 1991 2018	
Observations 28	
Mean	-1.68e-13
Median	0.000198
Maximum	0.013016
Minimum	-0.014554
Std. Dev.	0.006806
Skewness	-0.213778
Kurtosis	2.486538
Jarque-Bera	0.520855
Probability	0.770722

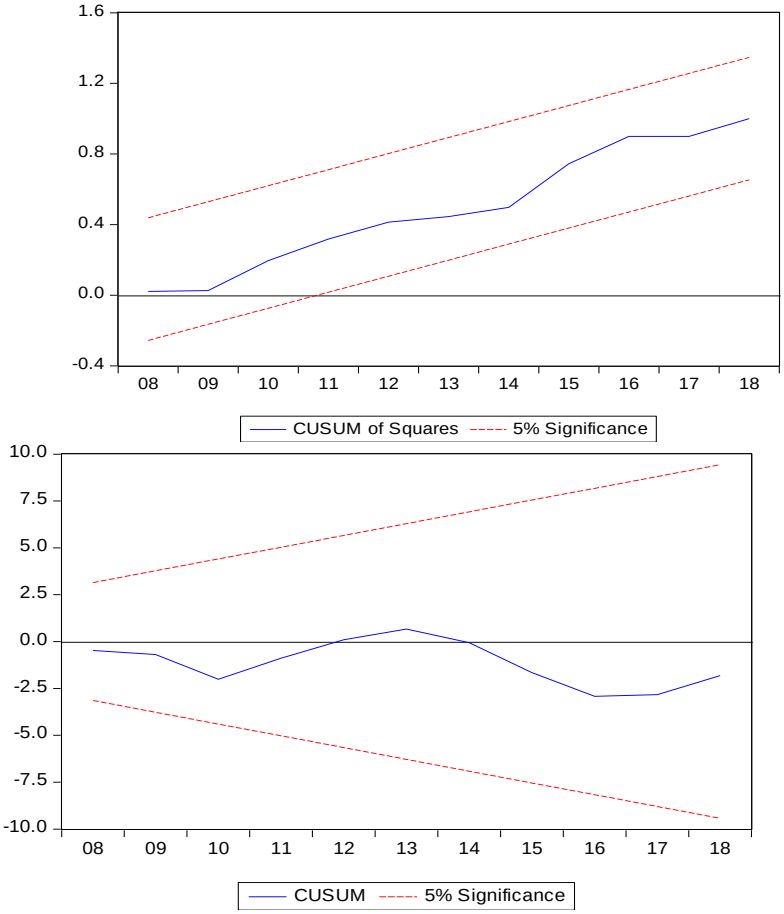
ما يوضح جدول رقم (١٠) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (١.٩٣٣٢١٠) بقيمة احتمالية (٠.٢٠٠٢) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

جدول رقم (١٠): اختبار Ramsey RESET

F-statistic	١.٩٣٣٢١٠	٠.٢٠٠٢

ويتم اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل باستخدام اختبار المجموع التراكمي للبواقي Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي Cumulative Sum of Squares of Recursive Residual (CUSUMSQ) ، ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة وفقاً لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ داخل الحدود الحرجة لمستوي المعنوية ٥٪. ويوضح الشكل رقم (٥) أن معلمات نموذج ARDL المقدر مستقرة هيكلياً.

الشكل رقم (٥): اختبار إحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ



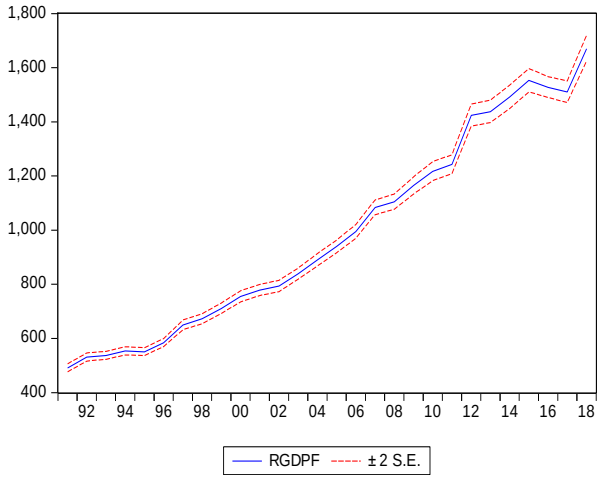
المصدر: تم رسم هذا الشكل من النموذج المقدر باستخدام EViews ٩.

كما تعتمد جودة النتائج المقدرة على جودة الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد الذي تم تقديره بطريقة ARDL ، لذا يجب التأكد من أن هذا النموذج يتمتع بقدرة جيدة علي التنبؤ خلال الفترة الزمنية محل التقدير باستخدام معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient ونسب عدم التساوي (مصادر

الخطأ) التي تتكون من ثلاثة نسب : نسبة التحيز Bias Proportion ونسبة التباين Variance Proportion ونسبة التغاير Covariance Proportion .

وتشير النتائج الموضحة بالشكل رقم (٦) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (٠.٠٠٠٢٩٩٠) وهي قيمة تقترب من القيمة المعيارية صفر، كما اقتربت قيم كل من نسب التحيز والتباين من الصفر، واقتربت قيمة التغاير من الواحد الصحيح مما يعني أن المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على المتغير التابع، وبناء على ذلك يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال الفترة محل الدراسة وبالتالي يمكن استخدام المتغيرات التفسيرية في النموذج المقدر في التنبؤ بأثرها على النمو الاقتصادي.

الشكل رقم (٦) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient

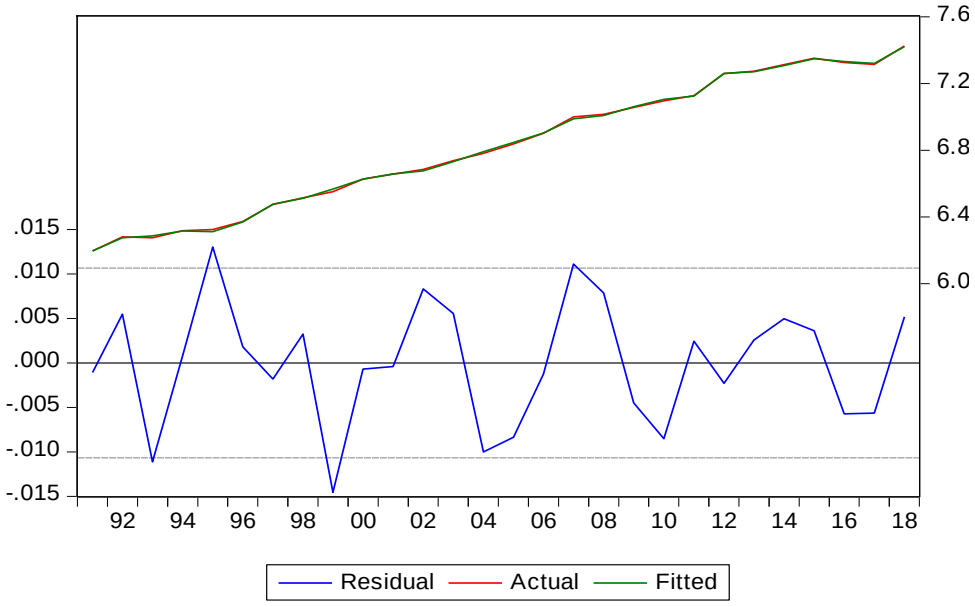


Forecast: RGDPF	
Actual: RGDP	
Forecast sample: 1991 2018	
Included observations: 28	
Root Mean Squared Error	6.316014
Mean Absolute Error	5.254005
Mean Abs. Percent Error	0.542653
Theil Inequality Coefficient	0.002990
Bias Proportion	0.000091
Variance Proportion	0.003716
Covariance Proportion	0.996193

ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (٧) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة للناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التطابق الواضح بين الناتج المحلي

الاجمالي الحقيقي الفعلي والمقدر خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (٧) الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي والمقدر والبواقي للنموذج خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨



٨- الخلاصة والنتائج

تم في هذه الدراسة تقدير أثر الاحتياطيات الدولية على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨ باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM) لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ. وتمتاز هذه الطريقة عن النوع التقليدي لأساليب التكامل

المشترك بأن المعلمات الناتجة عن هذه الطريقة تكون غير متحيزة وكفؤه لأنها تمنع حدوث مشكلة الارتباط الذاتي. كما يمكن تطبيق هذا النموذج سواء كانت المتغيرات ساكنة عند المستوى أي متكاملة من الرتبة صفر (٠)I أو متكاملة من الرتبة الأولى (١)I أو مزيج منهما، ويشترط ألا يكون أحد المتغيرات متكاملاً من الرتبة الثانية (٢)I أو أعلى . ويتميز هذا النموذج أيضاً بإمكانية تطبيقه في حالة ما إذا كان حجم العينة صغيراً، وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبيراً لكي تكون النتائج أكثر كفاءة.

وأكدت النتائج التطبيقية وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من الاحتياطيات الدولية إلى الناتج القومي الإجمالي والنمو الاقتصادي في الأجل القصير، إلا أنها غير معنوية في الأجل الطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (٠.٠٨١٥) في الأجل القصير. وهذا يعني أن زيادة الاحتياطيات الدولية بنسبة ١% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٠٨١٥% في الاجل القصير. كما يلاحظ تأثيره يبقى لثلاث فترات متتالية، ولكن بنسب متفاوتة وباتجاهات مختلفة.

كما أظهرت النتائج وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من نسبة إجمالي الاستثمار إلى الناتج المحلى الاجمالي والنمو الاقتصادي الحقيقي في الأجل القصير وعلاقة موجبة في الأجل الطويل. فقد بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (-٠.٢٢٥) في الأجل القصير، ويبقى هذا التأثير السلبي لفترتين تاليتين. وهذا يعني أن زيادة نسبة إجمالي الاستثمار الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٢٢٥% في الاجل القصير. كما بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (٠.٥٤١) في الأجل الطويل. وهذا يعني أن زيادة نسبة إجمالي الاستثمار الي الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ١%

سوف تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة ٠.٥٤١% في الاجل الطويل. وقد يرجع ذلك إلى أن معظم الاستثمارات التي شهدتها مصر وخاصة خلال الخمس سنوات الأخيرة تركزت في استثمارات طويلة الأجل وغالبيتها في البنية الأساسية مثل الطرق والموانئ وهي تحتاج إلى فترة طويلة نسبياً حتى يكون عائدها ومردودها ملاحظاً.

كما تبين وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين كل من عدد السكان في الأجل القصير وموجباً في الأجل الطويل. وأثبتت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-٠.٣٨١) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ٥%. وهي تعني ان النمو الاقتصادي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة ٣٨.١% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة t-١. وهي تعكس سرعة تعديل معقولة إلى حد ما نحو التوازن.

وأوضحت الدراسة أن تراكم الاحتياطيات الدولية ضرورياً لدعم والحفاظ على الثقة في سياسات إدارة النقد وسعر الصرف، نتيجة القدرة على التدخل لدعم العملة الوطنية. حيث يمكن الاحتفاظ بمقدار من العملات الأجنبية من امتصاص الصدمات في أوقات الأزمات أو وتقليص الاقتراض عند حدوثها. علاوة على ذلك، توفر الاحتياطيات الدولية مستوى من الثقة للأسواق، حيث يمكن للدولة أن تفي بالتزاماتها الخارجية وإظهار دعم العملة المحلية بالأصول الخارجية، مع مساعدة الحكومة في تلبية احتياجاتها من الصرف الأجنبي واحتياجات التزامات الديون الخارجية.

قائمة المراجع:

أولاً: مراجع باللغة العربية

[١] البنك المركزي المصري (٢٠١٨/٢٠١٩)، ***التقرير السنوي***، جمهورية مصر العربية.

[٢] البنك المركزي المصري، ***المجلة الاقتصادية***، أعداد متفرقة، جمهورية مصر العربية.

[٣] الشربيني، أحمد رشاد (٢٠١٨)، نحو إدارة فعالة للاحتياطيات الدولية لمصر، ***سلسلة كراسات السياسات***، عدد رقم (٨)، يوليو، معهد التخطيط القومي، مصر.

[٤] المهدي، شيماء عادل محمد (٢٠١٩)، تقدير الحجم الأمثل لإحتياطي النقدي الأجنبي في مصر في ظل أنظمة سعر الصرف المختلفة: دراسة قياسية مقارنة، ***رسالة دكتوراه***، كلية التجارة، جامعة عين شمس، مصر.

[٥] بلقاسم، زايري (٢٠٠٩)، كفاية الاحتياطيات الدولية في الاقتصاد الجزائري، *مجلة اقتصاديات شمال أفريقيا*، المجلد الخامس، العدد السابع، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف، الجزائر.

[٦] جويفل، موسي جويفل (٢٠٢١)، محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية في مصر: تحليل قياسي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة واختبار الحدود، ***المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة***، مجلد (٥١)، عدد (٣)، كلية التجارة، جامعة عين شمس، مصر.

[٧] عطية، جمال محمود (٢٠٢١)، محددات الطلب على الاحتياطيات الدولية فى مصر، ***المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية***، المجلد الخامس

والثلاثون، العدد الأول، كلية التجارة وإدارة الأعمال، جامعة حلوان. ص ص ١٨٧-٢١٣.

[٨] مرسي، منال جابر (٢٠١٧)، تقييم فاعلية السياسة النقدية في تحقيق استقرار سعر الصرف في مصر خلال الفترة ١٩٩٠ – ٢٠١٧، ***المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة***، المجلد ٤٧، العدد ٤، ص ص: ٥٥٠-٤٨٥.

ثانياً: مراجع باللغة الإنجليزية

[١] Abeng, M. O. (٢٠٠٧). Foreign Exchange Reserve Accumulation: Implication for the Nigerian Economy CBN Bullion Publication, ٣١(٣), ٣٢-٥٠.

[٢] Adam, E. and Leonce, N. (٢٠٠٧). Reserves Accumulation in African Countries: Sources, Motivations and Effects. Department of Economics, University of Massachusetts' Working Paper ٢٠٠٧-١٢.

[١] Agarwal, J. P. (١٩٧١). Optimal Monetary Reserves for Developing Countries, in, Weltwirschftiches Archive, Heft N°. GV١١/١٩٧١.

[٢] Aizenman, J. (٢٠٠٧). Large Hoarding of International Reserves and the Emerging Global Economic Architecture.USCS and the NBER.http://dx.doi.org/١٠.٣٣٨٦/w١٣٢٧٧

[٣] Aizenman, J. and N. Marion (٢٠٠٣), 'The High Demand for International Reserves in the Far East: What Is Going on?', Journal of Japanese and International Economies, Vol. ١٧, pp. ٣٧٠–٤٠٠.

[٤] Aizenman, J. and J. Lee, (٢٠٠٥). International Reserves: Precautionary versus Mercantilist views, Theory and Evidence. NBER Working Papers: ١١٣٦٦.

[٥] Akaike, H. (١٩٧٣). **Information theory as an extension of the maximum likelihood principle**. pp. ٢٦٧–٢٨١, in B. N. Petrov and F. Csaki, editors. Second international symposium on information theory, Akademiai Kiado, Budapest, Hungary.

[٦] Archer, D. and J. Halliday (١٩٩٨), 'Rationale for Holding Foreign Currency Reserves', Reserve Bank of New Zealand Bulletin, Vol. ٦١, No. ٤, pp. ٣٤٦–٥٤.

[٧] Bacchetta, P., Benhima, K., & Kalantzis, Y. (٢٠١٣). Capital Controls with International Reserve Accumulation: Can this Be Optimal?. *American Economic Journal: Macroeconomics, ٥*(٣), ٢٢٩–٢٦٢. Retrieved April ٢٤, ٢٠٢١, from http://www.jstor.org/stable/٤٣١٨٩٥٥٧

[٨] Cheng, T. and Zhu, J. (٢٠٢٠), An Empirical Analysis about Optimal Scale of China's Foreign Exchange Reserves, Journal of Service Science and Management, ١٣, ٣٥٧-٣٧٦

[٩] Dickey, D. and Fuller, W., (١٩٧٩), 'Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root', ***Journal of American Statistical Association***, ٧٤, pp. ٤٢٧-٤٣١.

[١٠] Elhiraika, Adaam & Léonce Ndikumana, (٢٠٠٧). "Reserves accumulation in African countries:Sources, motivations, and effects", University of Massachusetts Amherst, Department of Economics, Working Paper ٢٠٠٧-١٢.

[١١] Fischer, S. (١٩٩٣), "The role of macroeconomic factors in growth", Journal of Monetary Economics, Vol. ٣٢ No. ٣, pp. ٤٨٥-٥١٢, available at: https://doi.org/١٠.١٠١٦/٠٣٠٤-٣٩٣٢(٩٣)٩٠٠٢٧-D.

[١٢] Fukuda, S. &Kon, Y. (٢٠١٠). Macroeconomic Impacts of Foreign Exchange Reserve Accumulation: Theory and International Evidence, ADBI Working Paper ١٩٧. Tokyo: Asian Development Bank Institute. Retrieved May ١٧, ٢٠١١, from

http://www.adbi.org/workingpaper/٢٠١٠/٠٢/١٩/٣٥١٥.macroeconomic.impact.forex.reserve.accumulation/

[١٣] Ghosh, R., Ostry, J.,&Tsangarides,C. (٢٠١٢). Shifting motives: Explaining the buildup in official reserves in emerging markets since the ١٩٨٠s, *IMF Working Papers*,IMF.http://dx.doi.org/١٠.٥٠٨٩/٩٧٨١٤٦٣٩٣٣١٩٧.٠٠١

[١٤] Heller, R. H. (١٩٦٦), 'Optimal International Reserves', Economic Journal ,Vol. ٧٦, pp. ٢٩٦–٣١١.

[١٥] International Monetary Fund (IMF) (٢٠٠٣). World Economic Outlook ٢٠٠٣. Washington, D.C. USA

[١٦] Johansen, S. (١٩٨٨), Statistical analysis of cointegration vectors, ***Journal of Economic Dynamics and Control***, ١٢(٢), ٢٣١–٢٥٤.

[١٧] Johansen, S. (١٩٩١), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, ***Econometrica***, ٩(٦), ١٥٥١–١٥٨٠.

[١٨] Johansen, S. and Juselius, K., (١٩٩٠), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration– with Applications to the Demand for Money," ***Oxford***

Bulletin of Economics and Statistics, Vol. ٥٢, No. ٢, pp. ١٦٩–٢١٠.

[١٩] Krušković, B. (٢٠١٤). Monetary strategies, exchange rate and foreign exchange reserves, Economics Faculty, University of Banja Luka.

[٢٠] Ogwumike, F.O. (٢٠٠١). "Appraisal of Poverty and Poverty Reduction Strategies in Nigeria". CBN Economic and Financial Review. Vol. ٣٩.No. ٤:٤٥–٧١

[٢١] Olokoyo, O., Osabuohien, E. and Salami, A. (٢٠٠٩). Econometric Analysis of Foreign Reserves and Some Macroeconomic Variables in Nigeria (١٩٧٠–٢٠٠٧), African Development Review ٢١(٣):٤٥٤ – ٤٧٥, DOI: ١٠.١١١١/j.١٤٦٧-٨٢٦٨.٢٠٠٩.٠٠٢١٨.x

[٢٢] Onno de Beaufort Wijnholds, J. and Kateyn, A. (٢٠٠١). Reserves Adequacy in Emerging Market Economics, IMF Working Paper, WP/٠١/١٤٣, Sep.

[٢٣] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (٢٠٠١). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, ١٦, ٢٨٩–٣٢٦.

[٢٤] Polterovich, V. & Popov, V. (٢٠٠٣).Accumulation of Foreign Exchange Reserves and Long Term Growth"

Retrieved March ٢٠, ٢٠١٢, from http://srch.slav.hokudai.ac.jp/coe٢١/publish/no٢_ses/٢-٤_Vladimir_Victor.pdf

[٢٥] Rodrik, D. (٢٠٠٦). The Social Cost of Foreign Exchange Reserves. *International Economic Journal*, ٢٠: ٢٥٣-٢٦٦.

[١] Steiner, A. (٢٠١٠). Central banks' dilemma: Reserve accumulation, inflation and financial instability, ***Working Paper***, No. ٨٤, Osnabrück University, Institute of Empirical Economic Research, Osnabrück.

[٢] Stock, J. H. and Watson, M. W. (١٩٩٣). A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, ***Econometrica***, Vol. ٦١, No. ٤, pp. ٧٨٣-٨٢٠.

[٣] Triffin, R. (١٩٤٧). National Central Banking and the International Economy. In L.A. Meltzer and R. Triffin and G. Haberler (Eds.) International Monetary Policies. Postwar Economic Studies ٧. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System: pp. ٤٦-٨١.

[٤] Williamson, J. (١٩٨٨). Exchange Reserves as Shock Absorbers, in, R. Dornbusch and F.L.C.H. Helmers (eds): The Open Economy, Oxford University Press.

[٥] World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/.

[٦] Wyplosz, C.(٢٠٠٧). The Foreign Exchange Reserves Buildup: Business as Usual? Graduate Institute of International Studies and CEPR.

[٧] Yeyati, E.L. (٢٠٠٨), 'The Cost of Reserve', Economic Letters, Vol. ١٠٠, pp. ٣٩–٤٢.

- ملحق الدراسة:

جدول رقم (م-١) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨

الفترة	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (٢٠١٠=١٠٠) (Y) (مليار جنيه)	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار) (R)	نسبة إجمالي الاستثمار إلى الناتج المحلي الاجمالي (I)	عدد السكان (N) (مليون نسمة)
١٩٩١	٤٩٠.٦٥٦	٦.١٨٥	٠.٢٣٧	٥٧.٤٢٥
١٩٩٢	٥٣٣.٨٦٤	١١.٦٢٠	٠.١٩٥	٥٨.٦٦٧
١٩٩٣	٥٣١.٤٠٩	١٣.٨٥٤	٠.١٩٨	٥٩.٨٨١
١٩٩٤	٥٥٤.٠٢٨	١٤.٤١٣	٠.٢٠٦	٦١.٠٩٦
١٩٩٥	٥٥٧.٩٩٧	١٧.١٢٢	٠.٢٠١	٦٢.٣٣٤
١٩٩٦	٥٨٥.٤٠٠	١٨.٢٩٦	٠.١٨١	٦٣.٦٠٢
١٩٩٧	٦٤٨.٥٤٥	١٩.٣٧١	٠.١٧٦	٦٤.٨٩٢
١٩٩٨	٦٧٤.٨٥٠	١٨.٨٢٤	٠.٢١٥	٦٦.٢٠٠
١٩٩٩	٧٠٠.٧٠٤	١٥.١٩٠	٠.٢١٦	٦٧.٥١٦
٢٠٠٠	٧٥٤.٤٨٩	١٣.٧٨٥	٠.١٩٦	٦٨.٨٣٢
٢٠٠١	٧٧٨.٠٩١	١٣.٥٩٨	٠.١٨٣	٧٠.١٥٣
٢٠٠٢	٨٠٠.٠١١	١٤.٠٧٦	٠.١٨٠	٧١.٤٨٥
٢٠٠٣	٨٤٣.٤٨٨	١٤.٦٠٤	٠.١٦٩	٧٢.٨٢٦
٢٠٠٤	٨٨١.١٥٥	١٥.٣٣٩	٠.١٦٩	٧٤.١٧٢
٢٠٠٥	٩٣٢.٣٥٠	٢١.٨٥٧	٠.١٨٠	٧٥.٥٢٤
٢٠٠٦	٩٩٣.٥٢٥	٢٦.٠٠٧	٠.١٨٧	٧٦.٨٧٤
٢٠٠٧	١٠٩٥.٨٣٦	٣٢.٢١٤	٠.٢٠٩	٧٨.٢٣٢
٢٠٠٨	١١١٣.٥٨٩	٣٤.٣٣١	٠.٢٢٤	٧٩.٦٣٦

الفترة	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (٢٠١٠=١٠٠) (Y) (مليار جنيه)	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار) (R)	نسبة إجمالي الاستثمار إلى الناتج المحلي الاجمالي (I)	عدد السكان (N) (مليون نسمة)
٢٠٠٩	١١٥٩.٦٠٦	٣٤.٨٩٧	٠.١٩٢	٨١.١٣٥
٢٠١٠	١٢٠٦.٦٠٠	٣٧.٠٢٩	٠.١٩٥	٨٢.٧٦١
٢٠١١	١٢٤٥.٧١٩	١٨.٦٣٨	٠.١٧١	٨٤.٥٢٩
٢٠١٢	١٤٢٠.٥٣٢	١٥.٦٧٢	٠.١٦٠	٨٦.٤٢٢
٢٠١٣	١٤٤١.٥٣٩	١٦.٥٣٦	٠.١٤٢	٨٨.٤٠٥
٢٠١٤	١٤٩٩.٤٤٢	١٤.٩٢٧	٠.١٣٦	٩٠.٤٢٥
٢٠١٥	١٥٥٨.٧٦٥	١٥.٨٥٩	٠.١٤٣	٩٢.٤٤٣
٢٠١٦	١٥١٨.٣٦٥	٢٣.٦٤٣	٠.١٥٠	٩٤.٤٤٧
٢٠١٧	١٥٠١.٥٥٣	٣٦.٤٠٠	٠.١٥٣	٩٦.٤٤٣
٢٠١٨	١٦٧٨.٤٤٩	٤١.٨٣٩	٠.١٦٧	٩٨.٤٢٤

Source: Calculated from: World Bank, ***World Bank Indicator***, http://data.worldbank.org/indicator/.

جدول رقم (م-٢) مؤشرات الحجم الأمثل للاحتياطيات الدولية في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٨

الفترة	عدد الشهور التي تغطيها الاحتياطيات الدولية من الواردات	نسبة الاحتياطيات الدولية إلى عرض النقود M_2	نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الدين الخارجي قصير الأجل
١٩٩١	٤.٨٤	٠.١٩	١.٩٩
١٩٩٢	٨.٤٢	٠.٣٣	٤.٦٢
١٩٩٣	٩.٦٣	٠.٣٥	٦.٩١
١٩٩٤	٩.٧٤	٠.٣٣	٧.٤٦
١٩٩٥	١٠.٧٤	٠.٣٦	٧.٢٢
١٩٩٦	١١.٠٨	٠.٣٤	٧.٧٩
١٩٩٧	١٠.٥١	٠.٣٣	٦.٤٧
١٩٩٨	١٠.١٨	٠.٢٩	٤.٤٢
١٩٩٩	٨.٠٤	٠.٢٢	٣.٥٤
٢٠٠٠	٦.٩٣	٠.١٨	٣.٣٦
٢٠٠١	٧.٤٦	٠.١٧	٦.١٦
٢٠٠٢	٨.٢٥	٠.١٩	٦.٥٥
٢٠٠٣	٨.٥٥	٠.١٩	٧.٨٣
٢٠٠٤	٦.٦٤	٠.٢٠	٨.٩٢
٢٠٠٥	٧.٣٣	٠.٢٥	١٣.٢٠
٢٠٠٦	٧.٣٦	٠.٢٥	١٥.١٢

الفترة	عدد الشهور التي تغطيها الاحتياطيات الدولية من الواردات	نسبة الاحتياطيات الدولية إلى عرض النقود M_2	نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الدين الخارجي قصير الأجل
٢٠٠٧	٦.٩٥	٠.٢٦	١٤.٤١
٢٠٠٨	٥.٩٧	٠.٢٤	١٢.٠٨
٢٠٠٩	٧.٣٦	٠.٢٢	١٣.٦٢
٢٠١٠	٦.٧٠	٠.٢١	١١.٧٦
٢٠١١	٣.٢٩	٠.١٠	٦.١٦
٢٠١٢	٢.٤٩	٠.٠٨	٢.٣٥
٢٠١٣	٢.٧٣	٠.٠٨	٥.٨٧
٢٠١٤	٢.٢١	٠.٠٦	٤.٤٩
٢٠١٥	٢.٦٠	٠.٠٦	٣.٥٨
٢٠١٦	٣.٨٩	٠.٠٧	١.٩٨
٢٠١٧	٥.٧٢	٠.١٧	٣.٢٧
٢٠١٨	٥.٨٦	٠.٢٠	٤.٠٥

Source: Calculated from: World Bank, ***World Bank Indicator***, http://data.worldbank.org/indicator/.

جدول رقم (م-٣) نتائج تقدير الانحدار باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: ARDL
Date: 04/15/21 Time: 02:29
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOG(R) LOG(INVGDP) LOG(N) ...

Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 500
Selected Model: ARDL(3, 4, 3, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOG(Y(-1))	0.637506	0.120590	5.286552	0.0003
LOG(Y(-2))	0.393743	0.175924	2.238141	0.0469
LOG(Y(-3))	-0.412333	0.144623	-2.851086	0.0158
LOG(R)	0.081493	0.023859	3.415599	0.0058
LOG(R(-1))	-0.079808	0.025764	-3.097625	0.0101
LOG(R(-2))	0.230956	0.031155	7.413208	0.0000
LOG(R(-3))	-0.013594	0.041392	-0.328416	0.7488
LOG(R(-4))	-0.109163	0.029190	-3.739689	0.0033
LOG(INVGDP)	-0.225121	0.056416	-3.990418	0.0021
LOG(INVGDP(-1))	0.074608	0.064003	1.165683	0.2684
LOG(INVGDP(-2))	0.170291	0.069234	2.459650	0.0317
LOG(INVGDP(-3))	0.186429	0.056806	3.281833	0.0073
LOG(N)	-263.0502	33.65633	-7.815771	0.0000
LOG(N(-1))	723.2048	87.31214	8.282981	0.0000
LOG(N(-2))	-673.2767	78.21672	-8.607836	0.0000
LOG(N(-3))	214.1465	24.66940	8.680654	0.0000
C	4.700398	2.295907	2.047294	0.0653

R-squared	0.999698	Mean dependent var	6.824548
Adjusted R-squared	0.999259	S.D. dependent var	0.391796
S.E. of regression	0.010663	Akaike info criterion	-5.964054
Sum squared resid	0.001251	Schwarz criterion	-5.155215
Log likelihood	100.4968	Hannan-Quinn criter.	-5.716784
F-statistic	2277.480	Durbin-Watson stat	1.895474
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source: Calculated by EViews ٩.

جدول رقم (م – ٤) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

ARDL Bounds Test
Date: 04/15/21 Time: 02:27
Sample: 1991 2018
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	13.77620	3

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61

Test Equation:
Dependent Variable: DLOG(Y)
Method: Least Squares
Date: 04/15/21 Time: 02:27
Sample: 1991 2018
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(Y(-1))	0.018590	0.224807	0.082692	0.9356
DLOG(Y(-2))	0.412333	0.144623	2.851085	0.0158
DLOG(R)	0.081493	0.023859	3.415600	0.0058
DLOG(R(-1))	-0.108199	0.028775	-3.760137	0.0032
DLOG(R(-2))	0.122757	0.023727	5.173793	0.0003
DLOG(R(-3))	0.109163	0.029190	3.739690	0.0033
DLOG(INVGDP)	-0.225122	0.056416	-3.990419	0.0021
DLOG(INVGDP(-1)...	-0.356720	0.050363	-7.082970	0.0000
DLOG(INVGDP(-2)...	-0.186429	0.056806	-3.281834	0.0073
DLOG(N)	-263.0502	33.65633	-7.815772	0.0000
DLOG(N(-1))	459.1303	54.34407	8.448581	0.0000
DLOG(N(-2))	-214.1465	24.66940	-8.680654	0.0000
C	4.700395	2.295908	2.047293	0.0653
LOG(R(-1))	0.109885	0.034819	3.155939	0.0091
LOG(INVGDP(-1))	0.206206	0.045146	4.567572	0.0008
LOG(N(-1))	1.024416	0.441434	2.320656	0.0405
LOG(Y(-1))	-0.381083	0.163359	-2.332803	0.0397

R-squared	0.968528	Mean dependent var	0.043227
Adjusted R-square...	0.922751	S.D. dependent var	0.038366
S.E. of regression	0.010663	Akaike info criterion	-5.964054
Sum squared resi...	0.001251	Schwarz criterion	-5.155215
Log likelihood	100.4968	Hannan-Quinn criter.	-5.716784
F-statistic	21.15731	Durbin-Watson stat	1.895474
Prob(F-statistic)	0.000005		

Source: Calculated by EViews ٩.

جدول رقم (م – ٥) نتائج تقدير نموذج الانحدار غير المقيد (UECM)

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LOG(Y)
Selected Model: ARDL(3, 4, 3, 3)
Date: 04/15/21 Time: 02:24
Sample: 1991 2025
Included observations: 28

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(Y(-1))	0.018590	0.224807	0.082693	0.9356
DLOG(Y(-2))	0.412333	0.144623	2.851086	0.0158
DLOG(R)	0.081493	0.023859	3.415599	0.0058
DLOG(R(-1))	-0.230956	0.031155	-7.413208	0.0000
DLOG(R(-2))	0.013594	0.041392	0.328416	0.7488
DLOG(R(-3))	0.109163	0.029190	3.739689	0.0033
DLOG(INVGDP)	-0.225121	0.056416	-3.990418	0.0021
DLOG(INVGDP(-1))	-0.170291	0.069234	-2.459650	0.0317
DLOG(INVGDP(-2))	-0.186429	0.056806	-3.281833	0.0073
DLOG(N)	-263.0501...	33.656329	-7.815771	0.0000
DLOG(N(-1))	673.27670...	78.216723	8.607836	0.0000
DLOG(N(-2))	-214.1465...	24.669399	-8.680654	0.0000
CointEq(-1)	-0.381084	0.163359	-2.332804	0.0397

Cointeq = LOG(Y) - (0.2883*LOG(R) + 0.5411*LOG(INVGDP) + 2.6882 *LOG(N) + 12.3343)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(R)	0.288349	0.194861	1.479770	0.1670
LOG(INVGDP)	0.541105	0.262686	2.059892	0.0639
LOG(N)	2.688167	0.127211	21.131534	0.0000
C	12.334297	0.923997	13.348856	0.0000

Source: Calculated by EViews ٩.