أثر الاحتياطيات الدولية على تدفق الاستثمار الأجنبى المباشر إلى الدول العربية " دراسة قياسية باستخدام البيانات الإطارية"

د. وائل سعد حسانين الدواخلى
مدرس بقسم الإحصاء
كلية التجارة – جامعة عين شمس

مستخلص:

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر الاحتياطيات الدولية على تدفق الاستثمار الأجنبى المباشر لعدد ١٧ دولة عربية خلال الفترة ١٩٨٩ – ٢٠١٣، ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام منهج يمزج بين بيانات السلاسل الزمنية وبيانات القطاعات المستعرضة وهو المنهج الإطارى (Panel Data Approach)، وذلك بتطبيق ثلاثة مقدرات هى: مقدر متوسط المجموعة Mean Group (MG)، ومقدر متوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) ، ومقدر التأثيرات الثابتة الديناميكية Dynamic Fixed Effects (DFE). وبعد ذلك تم استخدام المنهج الاطارى للتكامل المتناظر والذى تمر عملية النمذجة من خلاله بثلاث خطوات، ففى الخطوة الأولى يتحرى البحث عن خصائص تكامل البيانات والتى ثبت تكاملها من الدرجة الأولى، وفى الخطوة الثانية تم استخدام اختبارات البيانات الاطارية المختلفة للتكامل المتناظر، وقد ثبت أيضاً وجود التكامل المتناظر بين المتغيرات، أما فى الخطوة الثالثة فقد تم استخدام العديد من طرق التقدير المختلفة، وقد اتفقت جميعاً على وجود تأثير معنوى موجب إحصائياً للاحتياطيات الدولية على الاستثمارات الأجنبية المباشرة.

مقدمة:

تسعى معظم الدول العربية لجذب الاستثمار الأجنبى باعتباره عنصراً مكملاً للاستثمار المحلى فضلاً عن كونه قناة رئيسية لاكتساب أهم مقومات التنمية الاقتصادية التى تسعى أى دولة إلى تحقيق أولوياتها. وتفسر التغيرات التى طرأت على هيكل الاقتصاد العالمى الزيادة الكبيرة التى حدثت فى حجم التدفقات الاستثمارية والتى تتمثل فى الاتجاه نحو اقتصاد السوق فى معظم الدول العربية وتحرير نظم التجارة والاستثمار، فضلاً عن مساهمة هذه الدول فى التكامل الاقتصادى العالمى.

وقد استعانت معظم الدول العربية برأس المال الأجنبى لتحديث وتطوير منشآتها الإنتاجية وغيرها من مكونات الاقتصادات الوطنية. وللاستثمارات الأجنبية دور مهم فى مشروعات التنمية الاقتصادية للدول المضيفة إذا ما أحسنت هذه الدول اختيار مشروعاتها واختيار شركائها الأجانب.

فالاستثمار الأجنبى يمكن أن يسد الفجوة فى الموارد والإمكانيات غير المتوافرة فى الدول المضيفة ويوسع من القاعدة الاستثمارية فى البلاد، كما يمكن بمشاركته لرؤوس الأموال الوطنية من زيادة الإنتاج مما يؤثر إيجاباً على ميزان المدفوعات، وذلك بزيادة الصادرات وإحلال السلع الوطنية محل السلع المستوردة، كما يساعد في توفير فرص التوظيف وكذلك توفير النقد الأجنبى.

ونظراً لأهمية دور الاستثمار الاجنبى المباشر فقد ساد الاعتقاد بين بعض الاقتصاديين فى دول العالم الثالث بأنه كلما كان حجم الاحتياطيات الدولية التى تحتفظ بها كل دولة من العملات الأجنبية القابلة للتداول مرتفعاً، كلما زادت قدرة الدولة على جذب الاستثمار الأجنبى المباشر، غير أن هذا الاعتقاد قد يكون غير صحيحاً لأن قوة جذب الاستثمار الأجنبى تتوقف بالدرجة الأولى على معدل العائد المتوقع الذى يمكن أن يغله الاستثمار الأجنبى وعلى المخاطر التى يمكن أن يتعرض لها، وقد يرى البعض أن تكوين هذه الاحتياطيات المرتفعة هى أمر مطلوب لإغراء المستثمرين الأجانب لاستثمار أموالهم داخل الدولة على أساس أنه كلما كان حجم هذه الاحتياطيات مرتفعاً كلما أطمئن المستثمرون إلى إمكان تحويل أرباحهم للخارج.

وتمثل الاحتياطيات الدولية نسبة معينة من العملات الأجنبية القابلة للتداول تحتفظ بها البنوك المركزية لهذه الدول تكون جاهزة عند الطلب أو الضرورة (يمكن اللجوء إليها بسهولة وبالسرعة المطلوبة بدون أن يترتب على ذلك أية خسائر)، كحدوث عجز طارئ ومؤقت فى ميزان المدفوعات. وبالتالى سيساعد السحب من هذه الإحتياطيات على مواجهة هذا الوضع أو العجز، وتجنب السياسات الاقتصادية غير المرغوبة لجتماعياً[1].

(١) زايرى بلقاسم (٢٠٠٢) . كفاية الاحتياطيات الدولية فى الاقتصاد الجزائرى، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، العدد السابع، الصفحات ٣١٢ – ٣٤٥.

وسوف يتم تطبيق نماذج البيانات الاطارية الديناميكية التى تمزج بيانات السلاسل الزمنية مع بيانات المقاطع العرضية والتى تأخذ خصوصيات كل دولة فى الاعتبار على عينة تتألف من ١٧ دولة، ومن أجل الحصول على قيم مقدرة ومتسقة وغير متحيزة لمعاملات انحدار هذه النماذج فإنه سوف يتم استخدام منهج التكامل المتناظر بالإضافة إلى بعض مقدرات الطريقة العامة للعزوم Generalized Method of Moment (GMM). ونظراً لعدم وجود دراسة قياسية لأثر الاحتياطيات الدولية على تدفق الاستثمارات الأجنبية المباشرة إلى الدول العربية، فإن الدراسة الحالية تعتبر مساهمة فى الكتابات العربية للأدب الاقتصادى المتعلق بالاستثمارات الأجنبية.

أهمية البحث:

يكتسب البحث أهميته من خلال الإسهامات العلمية التى يقدمها فى المجالات الآتية:

أولاً: إسهامات البحث فى مجال تحليل البيانات الاطارية الديناميكية وذلك من خلال تطبيق مناهج مختلفة من مناهج التحليل وهى:

١- منهجية التكامل المتناظر ونماذج تصحيح الخطأ المبنية على علاقة التوازن طويل الأجل بين المتغيرات وفقاً لما تنص عليه النظرية الاقتصادية، وبدون استخدام عمليات أخذ الفروق لتحقيق الاستقرار لما يترتب على هذه العمليات من ضياع للمعلومات الموجودة فى المتغيرات، ثم بناء نماذج تصحيح الخطأ المصاحبة.

٢- استخدام بعض طرق التقدير المتقاربة والتى تأخذ فى الاعتبار البعد الديناميكى فى نماذج البيانات الاطارية وتقترح مقدرات غير متحيزة، وتتمثل فى مقدرات المتغيرات المساعدة باستخدام الطريقة العامة للعزوم.

ثانياً: إسهامام البحث فى مجال تحليل الأبحاث الخاصة بالاستثمارات الأجنبية المباشرة والتى تتمثل فى:

١- إمكانية استخدام نماذج البيانات الاطارية الديناميكية Dynamic Panel Models للتنبؤ بالاستثمارات الأجنبية المباشرة بالاعتماد على الاحتياطيات الدولية.

٢- تفهم المستثمرين الأجانب أهمية الأخذ فى الاعتبار المتغير الخاص بالاحتياطيات الدولية عند اتخاذهم قرار الاستثمار الأجنبى فى الدول المختلفة.

٣- ندرة البحوث الاقتصادية التى تتناول الاحتياطيات الدولية على الرغم من أنه يُعتبر من أهم المتغيرات الاقتصادية الذى يلعب دوراً هاماً فى التأثير على الوضع الاقتصادى لأى دولة.

أهداف البحث:

١- بناء نماذج إحصائية لاختبار العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية، وذلك باستخدام أسلوب التكامل المتناظر ونماذج تصحيح الخطأ وفقاً لطرق متوسط المجموعة Mean Group (MG) ، ومتوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) وكذلك التأثيرات الثابتة الديناميكية Dynamic Fixed Effects (DFE). بالإضافة إلى الطرق الخاصة بمقدرات الطريقة العامة للعزوم وهى مقدر الفروق DIF- GMM ومقدر النظام SYS – GMM، مع إمكانية استخدام هذه النماذج فى التنبؤ.

٢- التعرف على الدور الذى تقوم به نماذج البيانات الاطارية الديناميكية Dynamic Panel Models فى تحليل وتفسير طبيعة العلاقة التى تربط بين الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية، بالإضافة إلى كيفية اختيار النموذج الملائم لطبيعية البيانات من بين هذه النماذج.

٣- توفير متغير إضافى يمكن أن يعتمد عليه المستثمرون عند اتخاذهم قرار الاستثمار فى الدول الأجنبية وهو الاحتياطيات الدولية.

فروض البحث:

يتضمن البحث اختبار فروض العدم التالية:

الفرض الأول: لا توجد علاقة توازن طويل الأجل (تكامل متناظر) بين الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية لمجموعة الدول العربية محل الدراسة خلال الفترة الزمنية ١٩٨٩ – ٢٠١٣.

الفرض الثانى: عدم معنوية أى من نموذجى التأثيرات الثابتة أو العشوائية مقارنة بنموذج الدمج أو طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS).

الفرض الثالث: عدم معنوية نموذج التأثيرات الثابتة مقارنة بنموذج التأثيرات العشوائية.

الفرض الرابع: عدم معنوية مقدر التأثيرات الثابتة الديناميكية(Dynamic Fixed Effects (DFE مقارنة بمقدر متوسط المجموعة Mean Group (MG).

الفرض الخامس: عدم معنوية مقدر متوسط المجموعة Mean Group (MG) مقارنة بمقدر متوسط المجموعة المدمج Pooled Mean Group (PMG) .

الفرض السادس: عدم معنوية مقدر التأثيرات الثابتة الديناميكية(Dynamic Fixed Effects (DFE مقارنة بمقدر متوسط المجموعة المدمج Pooled Mean Group (PMG).

حدود البحث:

النطاق الزمنى: يغطى الفترة من ١٩٨٩ – ٢٠١٣ وفقاً لما يتوافر من بيانات سنوية.

النطاق المكانى: تطبق الدراسة على ١٧ دولة عربية وهى: الأردن، الإمارات، البحرين، تونس، الجزائر، المملكة العربية السعودية، السودان، سوريا، عمان، قطر، الكويت، لبنان، ليبيا، مصر، المغرب، موريتانيا، اليمن.. وجميع هذه الدول مسجلة على قاعدة بيانات صندوق النقد العربى.

خطة البحث:

١- الإطار القياسى المتبع فى التحليل.

٢- الدراسة التطبيقية.

٣- النتائج والتوصيات.

١- الإطار القياسى المتبع فى التحليل:

يستعرض هذا الجزء الإطار القياسى المتبع فى التحليل والذى يشتمل على تعريف نماذج البيانات الاطارية، والنماذج الأساسية المستخدمة فى تقديرها، ثم عرض لبعض اختبارات التحديد التى تستخدم فى اختيار النموذج الذى يلائم طبيعة البيانات محل الدراسة.

١-١ تعريف وأهمية البيانات الاطارية Panel data

تعرف قاعدة البيانات الاطارية لمقطع عرضى وسلاسل زمنية بمجموعة البيانات التى تجمع بين خصائص كل من البيانات القطاعية والسلاسل الزمنية، فالبيانات القطاعية تصف سلوك عدد من المفردات أو الوحدات القطاعية عند فترة زمنية واحدة، بينما تصف بيانات السلسلة الزمنية سلوك مفردة واحدة خلال فترة زمنية معينة. وبالتالى فإن المقصود بالبيانات الاطارية هو المشاهدات القطاعية (دول، محافظات، شركات، أسر، .....) المرصودة عبر فترة زمنية معينة، أى دمج البيانات القطاعية مع الزمنية. ومن هنا تكمن أهمية استخدام البيانات الاطارية، حيث أنها تحتوى على معلومات ضرورية تتعامل مع ديناميكية الوقت وعلى مفردات متعددة. وفى هذه الدراسة تتمثل البيانات الاطارية فى عينة مأخوذة من ١٧ دولة عربية (البعد القطاعى) عبر فترة زمنية تمتد من ١٩٨٩ إلى ٢٠١٣(البعد الزمنى).

١-٢ النماذج الأساسية لتحليل البيانات الاطارية:

قدم W. Green (1993) الصيغة الأساسية لانحدار البيانات الاطارية على الشكل التالى[١]:

$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ ، حيث أن : $i = 1,2, \ldots\ldots N$ تعبر عن عدد الوحدات المفردة و $t=1,2, \ldots\ldots, T$ تعبر عن الفترات الزمنية و Y_{it} متجه عمودى $nT \times 1$ يمثل المتغير التابع، X_{it} مصفوفة $nTxK$ للمتغيرات المستقلة، β متجة عمودى $Kx1$ للمعلمات المراد تقديرها، حيث يفترض النموذج وجود عدد K من المعلمات فى X_{it} دون الحد الثابت، ε_{it} حد الخطأ العشوائى للوحدة i والفترة t.

يتم ترتيب المعطيات فى هذا النوع من النماذج عموماً على حسب بعدين، البعد الأول يمثل الأثر الفردى والذى يعبر عن الدول فى بحثنا ويرمز له بالرمز i وهو يتغير من $i = 1, \ldots\ldots, N$ ، والبعد الثانى هو البعد الزمنى والمرتبط بالزمن الذى يتم فيه مشاهدة الأفراد، وعليه فى كل فترة t يتم ملاحظة N فرد، ومنه نحصل على ما يسمى بنموذج البيانات الاطارية بحيث يكون الزمن فترتين على الأقل أو أكثر $T \geq 2$، فيكون لدينا T مقطع لحظى لـ N مشاهدة و NT مشاهدة كلية.

وتمثل α_i الأثر الفردى Individual effect والذى يكون ثابتاً عبر الزمن وخاص بكل وحدة قطاعية i ، فإذا كانت α_i هى نفسها عبر جميع الوحدات القطاعية ($\alpha_i = \alpha$) فإن النموذج يعامل كنموذج

(١) Greene , W., H., (2003), " Econometric Analysis", 5th ed, New Jersey, Prentice Hall, Apper Saddle River, P. 287.

كلاسيكى مدمج ويأخذ الشكل التالى: $Y = Y\beta + \varepsilon$ ويتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى العادية وفى هذه الحالة تعطى طريقة OLS مقدرات متسقة وكفؤة لـ β, α. أما فى حالة اختلاف الأثر الفردى عبر الوحدات فإن النموذج ينقسم إلى نموذجين أساسيين، الأول هو نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects الذى يعتبر α_i عبارة عن مجموعة من الحدود الثابتة الخاصة بكل وحدة (دولة)، والثانى هو نموذج التأثيرات العشوائية Random Effects الذى يعتبر α_i ضمن عنصر الخطأ العشوائى المركب.

وقد اعتمد الباحث على البيانات الاطارية الخاصة بمجموعة من الدول خلال فترة زمنية ١٩٨٩ – ٢٠١٣ لقياس العلاقة بين كل من الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية باستخدام أساليب التقدير الخاصة بنماذج البيانات الاطارية والتى تتمثل فى[١]:

١-٢-١ نموذج الانحدار المدمج Pooled Regression Model

يعتبر هذا النموذج من أبسط نماذج البيانات الاطارية حيث يتضمن معاملات انحدار مقدرة ثابتة لجميع الفترات الزمنية، وذلك بإهمال تأثير البعد الزمنى فى هذا النوع من النماذج، وتأخذ معادلة الانحدار المدمج الشكل التالى: $Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$، حيث أن : i تمثل الدولة، t تمثل الزمن ، α تمثل متجه الثوابت، β تمثل متجه معاملات الانحدار، X_{it} : قيم المتغير المستقل للدولة i خلال الفترة الزمنية t ، ε_{it} تمثل الخطأ العشوائى. ويفترض هذا النموذج تجانس تباين حدود الخطأ العشوائى بين الدول التى يتم دراستها، بالإضافة إلى توقع الخطأ العشوائى يساوى صفر وعدم وجود ارتباط ذاتى بين حدود الخطأ العشوائى. وتستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) فى تقدير معلمات هذا النموذج.

١-٢-٢ نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model

يستخدم نموذج التأثيرات الثابتة للتعرف على سلوك كل مفردة (دولة) على حدة وذلك بالسماح لمعلمة الحد الثابت فى النموذج بأن تختلف من دولة لأخرى مع بقاء معاملات الانحدار للمتغيرات المستقلة ثابتة لكل دولة، ويرجع السبب فى إدخال التأثيرات الثابتة للدول فى النموذج إلى وجود بعض المتغيرات غير الملاحظة التى تؤثر على المتغير التابع ولا تتغير مع الزمن حيث يُفترض عدم حدوث تغير فى هذه المتغيرات على الأقل خلال فترة الدراسة، وتتمثل التأثيرات الثابتة فى جميع العوامل الثابتة غير الملاحظة والتى تختلف من دولة إلى أخرى فى دول العينة محل الدراسة، وبالتالى فإن النموذج يعكس الاختلافات بين الدول المكونة للعينة ويأخذ الشكل التالى: $Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \sum \alpha_i D_i + \varepsilon_{it}$ ، حيث Di : متغير صورى للدولة i يأخذ القيمة واحد إذا كان المطلوب معرفة الحد الثابت للدولة المقصودة والقيمة صفر إذا كان المطلوب معرفة قيمة الحد الثابت لدولة أخرى، وكذلك α_i تمثل معامل انحدار المتغير الصورى للدولة i ، مع ملاحظة أن حد الخطأ العشوائى يجب أن يتبع التوزيع الطبيعى بمتوسط مقداره صفر وتباين ثابت لجميع المشاهدات، وأن لا يوجد ارتباط ذاتى خلال الزمن بين كل مجموعة فى أى فترة زمنية. ويطلق على نموذج التأثيرات الثابتة أيضاً اسم نموذج المربعات الصغرى للمتغيرات الصورية Least Square Dummy Variables (LSDV) حيث يتم تقديره باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية.

١-٢-٣ نموذج التأثيرات العشوائية Random Effects Model

على خلاف نموذج التأثيرات الثابتة فإن نموذج التأثيرات العشوائية يتعامل مع التأثيرات القطاعية والزمنية على أنها معالم عشوائية وليست معالم ثابتة وتمثل متغيرات عشوائية مستقلة بوسط مقداره صفر وتباين محدد وتضاف كمكونات عشوائية إلى حد الخطأ العشوائى للنموذج. ويقوم هذا النموذج على افتراض أساسى وهو عدم ارتباط التأثيرات العشوائية مع المتغيرات المفسرة فى النموذج. أى أن نموذج التأثيرات الثابتة يفترض أن كل دولة أو كل سنة تأخذ قطاع مختلف بينما نجد أن نموذج التأثيرات العشوائية يفترض أن كل دولة أو كل سنة تختلف فى حدها العشوائى ويعتبر هو النموذج الملائم للتقدير فى حالة عدم تحقق أحد شروط نموذج التأثيرات الثابتة. وبالتالى فإن نموذج التأثرات العشوائية يتعامل مع القطاع (الحد الثابت) فى النموذج كمتغير عشوائى بمعدل مقداره μ كالتالى: $\alpha_i = \mu + V_i$ ، حيث μ يمثل المتغير العشوائى، V_i تمثل حد الخطأ فى مجموعة البيانات القطاعية للدولة i ، وبالتعويض عن القطاع فى نموذج الانحدار المدمج نصل

---

(١) Baltagi. B.H. (2001), "Econometric Analysis of Panel Data", 2nd Edition, New York, John Wiley and Sons, p. 12.

إلى: $Y_{it}=\mu+V_i+X'_{it}\beta+\varepsilon_{it}$ ، ويكون الخطأ المركب: $W_{it}=+V_i+\varepsilon_{it}$ ، لذلك يطلق أحيانا على نموذج التأثيرات العشوائية اسم نموذج مكونات الخطأ (Error Components Model) حيث يشترط مساواة متوسطات مكونات الخطأ للصفر وثبات تبايناتها. وتستخدم طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS) لتقدير نموذج التأثيرات العشوائية، حيث تفشل طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) فى تقدير معلمات النموذج وتعطى مقدرات غير كفؤة ولها أخطاء قياسية غير صحيحة.

١-٢-٤ نموذج البيانات الاطارية الديناميكى:

تقدم نماذج البيانات الاطارية الكثير من الإيجابيات حيث تسمح بتقدير التأثيرات على المدى القصير والطويل فى نفس الوقت، حيث تتطلب النماذج الديناميكية للبيانات الاطارية ضرورة الأخذ فى الاعتبار أهمية وقوة وعدم التجانس الفردى غير الملاحظ، ويتم التمييز بين النموذج الديناميكى بمركبات الخطأ ونموذج التأثيرات الثابتة. كما يجب الإشارة إلى أن النماذج الديناميكية تستند بشكل أساسى إلى نماذج الإنحدار الذاتى التى تأخذ فى الاعتبار إبطاء أو تأخير المتغير الداخلى وإدخاله فى النموذج، إلا أنه حسب خصائص الأبعاد الفردية والزمنية فإن الارتباط بين بعض المتغيرات الداخلة فى الانحدار وبشكل خاص المتغير المبطأ (Lagged) وحد الخطأ يؤثر بشكل قوى على الخصائص الإحصائية للمقدرات المستخدمة (التحيز وعدم التقارب). ونتيجة لذلك هناك طرق تقدير بديلة تأخذ هذه الخصوصيات فى الاعتبار وتستخدم للحصول على مقدرات متقاربة للمعلمات منها طريقة العزوم المعممة Generalized Method of Moments (GMM)، حيث تجمع هذه الطريقة بين طريقة المربعات الصغرى المعممة وطريقة المتغيرات المساعدة Instrumental Variables .

١-٣ طرق اختيار النموذج المناسب للبيانات الاطارية:

من العرض السابق لنماذج البيانات الاطارية تبين لنا وجود ثلاثة نماذج انحدار يمكن استخدامها فى التقدير، ولكن الأهم من ذلك هو تحديد النموذج الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة[١]. وتحديد النموذج الأكثر ملائمة يتم على مرحلتين، وتتمثل المرحلة الأولى فى الاختيار بين نموذج الدمج أو أحد نموذجى التأثيرات الثابتة أو العشوائية عن طريق اختبار Breusch- Pagan Lagrange Multiplier (LM) 1980، ويعتمد هذا الاختبار على مضاعف Lagrange المتعلق بالأخطاء ε_{it} الناتجة عن طريقة المربعات الصغرى، وتكون فرضية العدم والفرضية البديلة كالتالى:

$$H_0 : \sigma_\varepsilon^2 = 0$$
$$H_1 : \sigma_\varepsilon^2 \neq 0$$

ويتبع هذا الاختبار توزيع مربع كاى بدرجة حرية واحدة. ويعنى قبول فرضية العدم عدم وجود تأثيرات فردية عشوائية (كفاية مقدر OLS المدمج) وهو ما يعنى ملائمة نموذج الدمج للبيانات ونتوقف عند هذه المرحلة. أما إذا كان القرار رفض الفرض العدم وبالتالى تفضيل أحد نماذج التأثيرات على النموذج المدمج فننتقل إلى المرحلة الثانية وهى الاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية وذلك باستخدام اختبار Hausman (1978)، ويتبع هذا الاختبار توزيع مربع كاى الذى يعتمد على إحصائية Wald (w) كالتالى[٢]:

$$w=\left[\hat{\beta}_{LSDV}-\hat{\beta}_{GLS}\right]'\left[\mathrm{Var}\left(\hat{\beta}_{LSDV}\right)-\mathrm{Var}\left(\hat{\beta}_{GLS}\right)\right]^{-1}\left[\hat{\beta}_{LSDV}-\hat{\beta}_{GLS}\right]$$

إن فرضية العدم لهذا الاختبار تتمثل فى عدم وجود ارتباط بين التأثيرات الثابتة للدولة والمتغيرات المستقلة فى النموذج $\left[H_0 : \mathrm{Cov}(\alpha_i, X_{it})=0\right]$. ويعنى ذلك عدم وجود تأثيرات ثابتة لكل دولة على حدة، وتكون القيم المقدرة لمعاملات طريقة التأثيرات العشوائية باستخدام طريقة GLS متسقة وذات كفاءة، بينما تكون هذه القيم فى طريقة التأثيرات الثابتة والناتجة عن استخدام طريقة OLS متسقة ولكنها غير كفؤة. وتنص الفرضية

(١) Maddala, G.S. (1987)., Limited dependent variable models using panel data", The journal of Human Resource, Vol. 22, No. 3, P. 315.

(٢) Greene, W., H., Op-Cit, p. 300.

٩٠

البديلة على وجود ارتباط بين التأثيرات الثابتة للدولة والمتغيرات المستقلة فى النموذج $[H_1 : Cov(\alpha_i, X_{it}) = o]$ ، وفى هذه الحالة تكون القيم المقدرة للمعاملات فى طريقة التأثيرات العشوائية غير متسقة، بينما تكون متسقة وذات كفاءة فى طريقة التأثرات الثابتة.

١-٤ دراسة استقرارية (Stationarity) البيانات الاطارية:

يُعتبر اختبار الاستقرارية للبيانات الاطارية أحد أهم مراحل بناء نموذج قياسى، ذلك أن وجود جذر الوحدة فى البيانات يمكن أن يكون له آثاره على الخصائص التقاربية العامة للمقدرات (سرعة التقارب والطبيعة التقاربية) بالإضافة إلى احتمال تواجد انحدار زائف (Spurious) بين متغيرات نموذج الانحدار. وتتفوق اختبارات جذر الوحدة للبيانات الاطارية على اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية الفردية، ذلك لأنها تتضمن محتوى معلوماتى قطاعى وزمنى معاً والذى يقود إلى نتائج أكثر دقة من اختبارات السلاسل الزمنية الفردية، أى أن نتائج اختبارات الجذور الأحادية للبيانات الاطارية تعطينا نتائج أفضل من السلاسل الزمنية الفردية لأن قوة الاختبار تزداد مع تزايد حجم العينة، بحيث يُعتبر إضافة البعد الفردى إلى البعد الزمنى ذات أهمية فى تحليل السلاسل الزمنية غير المستقرة، حيث أن البيانات الاطارية تسمح بالعمل على عينة صغيرة من ناحية البعد الزمنى مع اتساع البيانات من ناحية البعد الفردى. وفيمايلى بعض اختبارات جذر الوحدة للبيانات الاطارية الأكثر شيوعاً واستخداماً.

١-٤-١ اختبار Levin, Lin and Chu (2002)

اقترح كل من Levin, Lin and chu (LLC) اختبار جذر وحدة لتحليل بيانات البيانات الاطارية غير المستقرة بالاعتماد على صيغة اختبارات ديكى- فولر وصياغتها المعدلة (DF, ADF)، ومن أجل إجراء هذا الاختبار تم وضع ثلاثة نماذج لاختبار وجود جذر الوحدة[١]، وتفترض هذه النماذج الثلاثة استقلالية حدود الخطأ فى البعد الفردى، كما يفترض اختبار LLC وتتفق النماذج الثلاثة فى أن الفرض العدم فى هذا الاختبار هو وجود جذر وحدة مشترك $(H_0 : P=0)$. مقابل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة مشترك $(H_1 : P < 0)$

١-٤-٢ اختبار Im, Pesaran and Shin (2003)

يكمن الشرط الأساسى فى الاختبار السابق LLC فى فرضية تجانس جذر الانحدار الذاتى تحت الفرض البديل الذى ينص على وجود انحدار ذاتى مشترك P_i لكل المفردات، أما اختبار Im, Pesaran and Shin (IPS) فقد عالج هذا الافتراض بالسماح باختلاف جذر الانحدار الذاتى تحت الفرض البديل فى اختبار التجانس، ويأخذ النموذج الشكل التالى[٢]: $\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + P_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ ، بحيث $i = 1, 2, \ldots\ldots, N$ ، وهو نموذج ذو تأثيرات فردية ودون اتجاه عام، وتأخذ التأثيرات الفردية الشكل $\alpha_i = -P_i Y_i$. ويجمع هذا الاختبار بين فرض جذر الوحدة وفرض انعدام التأثيرات الفردية كالتالى:

$$H_0 : P_1 = o \quad , \quad \forall_i = 1, 2, \ldots\ldots, N$$
$$H_1 : P_1 < o \quad , \quad \forall_i = 1, 2, \ldots\ldots, N$$

ويتطلب أيضاً أن تكون البواقى مستقلة فيما بينها فى البعد الفردى بحيث أن نموذج IPS يسمح بوجود ارتباط ذاتى للبواقى برتب مختلفة من أجل كل فرد فى البيانات الاطارية، وفى هذه الحالة اشتق IPS توزيعات تقاربية لإحصائيتهم المتوسطة عندما N, T تتجه نحو ∞.

١-٥ اختبارات التكامل المتناظر (Cointegration):

تهدف اختبارات التكامل المتناظر إلى تحديد المتغيرات التى يمكن أن يكون لها تأثير على المتغير التابع فى حالة عدم الاستقرارية (وجود متغيرات غير مستقرة)، حيث أنه عند عمل استدلال إحصائى على أحد معلمات النموذج يجب مراعاة وجود تكامل متناظر من عدمه، وقد أوضح Kao (1999) أن الإحصائيات

---

(١) Levin, A. and C.F. Lin (1992), "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", Discussion Paper, department of Economics, University of California, San Diego, P. 104.

(٢) Im, K.S.M.H. Pesaran and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", Journal of Econometrics, 115, 53-74.

المعتادة للاختبارات تكون لها توزيعات غير متقاربة فى ظل وجود ارتباطات زائفة. وبالتالى فالمقصود من اختبارات التكامل المتناظر هو اختبار فرضية جذر الوحدة لبواقى التكامل. وتتمثل اختبارات التكامل المتناظر الأكثر شيوعاً فى اختبارات كل من Pedroni و Kao و Johansen و Westerlund .

١-٥-١ اختبار Pedroni (1997)

يقترح Pedroni سبعة إحصائيات للاختبار تكشف عن تواجد التكامل المتناظر ومشابهة لاختبارات جذر الوحدة، كما أنها تراعى عدم التجانس الفردى. وقد قام بتقسيم هذه الإحصائيات السبعة إلى مجموعتين كالتالى[١]:

المجموعة الأولى : أربعة إحصائيات لتكامل البيانات الاطارية، وتسمى أحياناً إحصائيات اختبار داخل المجموعة ونحصل عليها بدمج بواقى الانحدار، كما توزع تقاربياً حسب التوزيع الطبيعى المعيارى، وهذه الإحصائيات الأربعة هى: Panel V, Panel rho , Panel PP, Panel ADF

المجموعة الثانية: ثلاثة إحصائيات لمتوسط مجموعة التكامل المتناظر، وتسمى أحياناً إحصائيات اختبار بين المجموعات وتعتمد أيضاً على دمج البواقى، كما توزع تقاربياً حسب التوزيع الطبيعى المعيارى، وهذه الإحصائيات الثلاثة هى: Group rho , Group PP, Group ADF

وتختبر هذه الإحصائيات السبعة فرضية العدم الخاصة بعدم وجود تكامل متناظر بين المتغيرات. فإذا كانت الإحصائية المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعى عند مستوى ٠,٠٥ فإنه يتم رفض فرضية العدم لغياب التكامل المتناظر، كما أوضح Pedroni أنه فى حالة T > 100 يكون لجميع هذه الإحصائيات نفس القوة وتكون كافية، أما فى الحالة التى يكون فيها البعد الزمنى T<20 فإن إحصائيات الاختبار Panel ADF , Group ADF تكون هى الأكثر قوة (نتائج أكثر معنوية).

١-٥-٢ اختبار Kao (1999)

قدم Kao اختبار فرضية العدم بانعدام التكامل المتناظر انطلاقاً من اختبارات من نوع DF , ADF ، وعلى عكس ما سبق فإن هذه الاختبارات لا تأخذ فى الحسبان عدم التجانس الفردى تحت الفرضية البديلة، وبالتالى فإن Kao قد قدم نوعين من اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الاطارية هما DF , ADF . وتتمثل الإحصائيات الأربعة للنوع الأول (DF) فى[٢]: DF_t , DF_ρ DF_ρ^* , DF_t^* ، حيث تعتمد DF_t . DF_ρ على قوة المتغيرات المفسرة الخارجية والأخطاء، بينما نجد أن DF_ρ^* , DF_t^* للتكامل المتناظر الخاص بالعلاقة الداخلية بين المتغيرات المفسرة والأخطاء.

كما توجد إحصائية واحدة للنوع الثانى (ADF). وأيضاً الفرض العدم هو غياب التكامل المتناظر، ويوضح Kao أن الإحصائيات DF_ρ^* , DF_t^* تكون الأفضل فى الأداء من حيث الحجم والقوة.

١-٥-٣ اختبار Johansen (1995)

كانت نقطة البداية لاختبار Johansen هى متجه الانحدار الذاتى (VAR) من الرتبة P كالتالى[٣] :

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + \ldots\ldots\ldots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

بحيث: Y_t : متجه Nx1 يتضمن المتغير التابع والمتغيرات المفسرة وهى متكاملة من الدرجة الأولى I (1) ، μ : متجه ثوابت Nx1 ، ε_t : متجه Nx1 يمثل أخطاء عشوائية بحتة ، A_1 : مصفوفة معلمات NxN. ويمكن إعادة كتابة نموذج VAR فى صورته المختزلة كالتالى:

$$\Delta y_t = \mu + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

---

(١) Pedroni. P. (2004), "Panel cointegration: Asymptotic and Finite Sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", Econometric Theory, 20, p. 597.

(٢) Kao. C. (1999), "Spurious regression and residual-based test for cointegration in panel data", Advances in Econometric, 90 , P. 44.

(٣) Johansen. S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, 59, pp. 1551 – 1580.

$$\pi = \sum_{i=1}^{p} A - I \quad , \quad \Gamma i = -\sum_{j=i+1}^{p} Aj \qquad \text{بحيث أن:}$$

فإذا كانت مصفوفة المعامل π لديها رتبة منخفضة $r < n$ ، فإن هناك مصفوفتان nxr وهما $\beta \alpha$ وكل منهم من الرتبة r بحيث أن $\pi = \alpha\beta'$ وكذلك $\pi = \beta' y_t$ تكون مستقرة، بحيث تمثل المصفوفة α عناصر الأوزان والمصفوفة β المتجهات المتكاملة (كل صف يمثل متجه تكامل متناظر). وتمثل r عدد علاقات التكامل المتناظر كما تمثل عناصر α معالم التعديل فى متجهه نموذج تصحيح الخطأ، بالإضافة إلى أن كل عمود فى المصفوفة β يمثل متجه تكامل متناظر. وفى الحالة التى تكون فيها المصفوفة Y_t غير مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى فإن رتبة المصفوفة π هى التى تحدد خصائص التكامل المتناظر للمتغيرات المتضمنة فى العلاقة، بمعنى أنها هى التى تحدد عدد متجهات التكامل المتناظر فى النظام، ولذلك فإنه يوجد ثلاث حالات مختلفة لرتبة المصفوفة π والتى يُرمز لها بالرمز r تكون كالتالى[(١)]:

- إذا كانت $r = n$: أى أن رتبة المصفوفة Π تساوى عدد المتغيرات بمعنى أنها تامة الرتبة، فإن ذلك يعنى أن جميع المتغيرات فى المصفوفة y هى متغيرات مستقرة.
- إذا كانت $r = 0$: أى أن المصفوفة Π صفرية فإن ذلك يُعنى عدم وجود أى متجهات للتكامل المتناظر بين المتغيرات، وذلك لأن جميع التوليفات الخطية من المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى (١) I.
- إذا كانت $0 < r < n$: بمعنى وجود رتبة منخفضة للمصفوفة وبالتالى يوجد عدد $(n-r)$ توليفة خطية من المتغيرات تعمل كاتجاه عشوائى مشترك، وبالتالى يوجد r توليفة خطية متكاملة.

ونستخلص من ذلك أن اختبار التكامل المتناظر هو فى الأصل اختبار رتبة المصفوفة Π . وقد اقترح Johansen مدخلين مختلفين لاختبار التكامل المتناظر، أحدهم هو اختبار الأثر Trace test والأخر هو اختبار أكبر جذر كامن Maximum eigenvalue لتحديد وجود متجهات تكامل متناظر فى السلاسل الزمنية غير المستقرة. ويمثل الفرض العدم فى اختبار الأثر وجود متجه تكامل متناظر على الأكثر مقابل الفرض البديل بوجود عدد n من متجهات التكامل المتناظر، أما فى اختبار أكبر جذر كامن فإن الفرض العدم ينص على وجود عدد r من متجهات التكامل المتناظر مقابل الفرض البديل بوجود عدد $r + 1$ من متجهات التكامل المتناظر. ويعتبر اختبار أكبر جذر كامن أكثر قوة من اختبار الأثر لكونه أكثر قدرة على رفض فرض العدم عندما يكون خطأ، ولذلك يتم الاعتماد على نتائجه فى حالة حدوث اختلاف بين نتائج الاختبارين.

ولاتخاذ قرار وجود أو عدم وجود علاقة تكامل متناظر بين المتغيرات فإننا نقارن بين إحصاء الإمكان الأكبر والقيم الحرجة لاختبار Johansen عند مستوى معنوية ٠,٠٥ وذلك عند كل مرحلة من مراحل r، حيث نبدأ باختبار الفرض العدم $(r = 0)$ مقابل الفرض البديل $(r = 1)$، فإذا كانت قيمة إحصاء الإمكان الأكبر أقل من القيمة الحرجة للاختبار فلا نستطيع رفض الفرض العدم الذى ينص على عدم وجود علاقة تكامل متناظر بين المتغيرات، ويشير ذلك إلى أن المتغيرات يمكن أن تتباعد عن بعضها البعض فى الأجل الطويل، أما إذا كانت قيمة الإحصاء أكبر من القيمة الحرجة للاختبار نرفض الفرض العدمى، ونقبل بصورة مبدئية وجود علاقة تكامل متناظر واحدة، ثم ننتقل بعدها إلى اختبار الفرض العدمى $(r = 1)$ مقابل الفرض البديل $(r = 2)$ ، فإذا كانت قيمة إحصاء الإمكان الأكبر أقل من القيمة الحرجة للاختبار فلا نستطيع رفض الفرض العدمى القائل بوجود علاقة تكامل متناظر وحيدة بين المتغيرات أما إذا كانت قيمة الإحصاء أكبر من القيمة الحرجة للاختبار نرفض الفرض العدمى، ونقبل بصورة مبدئية وجود علاقتين للتكامل المتناظر بين المتغيرات، وهكذا.

١-٥-٤ اختبار Westerlund (2007)

انتشرت أساليب التكامل المتناظر للبيانات الاطارية المستخدمة فى اختبار وجود علاقات الأجل الطويل بين المتغيرات المتكاملة، وذلك بسبب زيادة قوة هذه الاختبارات والذى يرجع إلى أنها تأخذ فى الاعتبار بُعدى السلاسل الزمنية (T) والقطاع المستعرض (N). ورغم ذلك فقد فشلت العديد من هذه الاختبارات فى رفض

(١) السيد، أحمد كامل (٢٠٠٩). "نماذج إحصائية مقترحة لتحليل دوال الاستهلاك باستخدام بيانات السلاسل الزمنية واحصاءات الدخل والإنفاق والاستهلاك فى مصر"، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة عين شمس، ص ٥١ ــ ٥٢.

٩٠

للفرض العدم القائل بعدم وجود تكامل متناظر حتى فى الحالات التى يتوقع فيها نظرياً وجوده، ويرجع ذلك إلى أن معظم البواقى التى تعتمد على اختبارات التكامل المتناظر فى كل من السلاسل الزمنية أو فى البيانات الاطارية تتطلب أن تكون معالم الأجل الطويل للمتغيرات فى مستوياتها مساوية لمعالم الأجل القصير للمتغيرات فى فروقها، وقد أشار كل من Banerjee and Mestre (1998) إلى ذلك بقيد العامل المشترك وأوضحوا أن هذا الفشل يمكن أن يسبب خسارة معنوية فى قوة اختبارات التكامل المتناظر المعتمدة على البواقى(١).

ولذلك فقد قام Westerlund (2007) بتطوير أربعة اختبارات جديدة للتكامل المتناظر للبيانات الاطارية بالاعتماد على شكلها البنائى بخلاف ديناميكيات البواقى، وبالتالى لم يفرض أى قيد للعامل المشترك. وتعتمد الفكرة على اختبار فرض العدم القائل بعدم وجود تكامل متناظر بالاستدلال عما إذا كان حد تصحيح الخطأ فى نموذج تصحيح الخطأ الشرطى للابيانات الاطارية مساوى للصفر. ويعطى اختبار Westerlund نتائج قوية فى حالة العينات الصغيرة، كما يمكن استخدامه فى حالة وجود أو غياب تبعية القطاع المستعرض، حيث يتم استخدام توزيع البوتستراب فى حالة وجود تبعية القطاع المستعرض بينما يُستخدم التوزيع الطبيعى المعيارى التقاربى فى حالة غيابه. وتُعتبر الاختبارات الأربعة كافية للتوفيق بين ديناميكيات الأجل القصير لخصوصيات الوحدة ومعالم الميل والاتجاه لخصوصيات الوحدة وتبعية القطاع المستعرض، ويسمى اثنان منهم بإحصائيات البيانات الاطارية (P_t , P_α) وهى تعطى استنتاجات عن البيانات الاطارية نفسها، بينما يُطلق على الاختباران الآخرين إحصائيات المجموعة (G_t , G_α) وهى تعطى استنتاجات عن المكونات الفردية الممكنة للبيانات الاطارية(٢):

وقد تم تصميم اختباران منهم لاختبار الفرض البديل بأن البيانات الاطارية متكاملة ككل، بينما تم تصميم الاختباران الآخران لاختبار الفرض البديل بأنه يوجد وحدة متكاملة على الأقل.

١-٦ مداخل التكامل المتناظر للابيانات الاطارية الديناميكية وغير المتجانسة

بعد إجراء اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الاطارية والتأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين الاحتياطيات الدولية والاستثمارات الأجنبية المباشرة، نبدأ بعد ذلك فى تقدير هذه العلاقة باستخدام أساليب الاقتصاد القياسى الحديثة. ويُعاب على نماذج البيانات الاطارية (التأثيرات الثابتة والعشوائية) لاسيما فى إطار النماذج الحركية أنها تفترض تساوى معالم ميل النموذج بينما يُعبر عن الاختلافات القطاعية أو الزمنية من خلال القاطع، بينما نجد أن الدراسات الاقتصادية تتطلب نماذج البيانات الاطارية تسمح بمزيد من التفاوت فى معالم النموذج وذلك للحصول على تقديرات متسقة تعكس السلوكيات المتباينة لمفردات العينة. ولذلك تم استخدام بعض أساليب الاقتصاد القياسى الحديثة والتى تتمثل فى مقدر متوسط المجموعة Mean Group (MG) ، ومقدر متوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) ، وكذلك مقدر التأثيرات الثابتة الديناميكية Dynamic Fixed Effects (DFE) بالإضافة إلى بعض مقدرات الطريقة العامة للعزوم. Generalized Method of Moment (GMM).

١-٦-١ مقدرات متوسط المجموعة Mean Group (MG) ومتوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) والتأثيرات الثابتة الديناميكية Dynamic Fixed Effects (DFE):

إن تطبيق فرضية الدمج أو تساوى الميول فى نماذج البيانات الاطارية الديناميكية يقود إلى مشكلة تحيز معلمات الميل غير المتجانسة والتى ينتج عنها تقديرات غير متسقة نظراً لعدم تجانس معلمات الميل، حتى فى العينات الكبيرة. وقد قدم كل من Pesaran, Shin and Smith (1999) طريقتين للتعامل مع التحيز الناتج عن الميول غير المتجانسة فى نماذج البيانات الاطارية الديناميكية وهما مقدر متوسط المجموعة Mean

(١) Banerjee, A., J.J. Dolado and R. Mestre (1988), "Error – Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single- Equation Framework", Journal of Time Series Analysis, 19, pp. 267-283.

(٢) Westerlund, J. (2007), "Testing for error Correction in panel data", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69, pp. 709-748.

Group (MG) ومقدر متوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) [١]. ولتقدير نموذج البيانات الاطارية الديناميكى تتم الصياغة فى إطار نموذج Auto regressive distributed lag model (ARDL) كالتالى:

$$Y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta'_{ij} X_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

حيث : Y_{it} الاحتياطيات الدولية للدولة (i) فى الفترة الزمنية t ، X_{it} يمثل الاستثمارات الأجنبية المباشرة، وتمثل λ_{ij} معلمات المتغير التابع المبطأ زمنياً، δ_{ij} تمثل متجه معلمات المتغير التفسيرى، كما تمثل μ_i التأثيرات الثابتة لاحتواء الاختلافات بين الدول، ويُشير ε_{it} إلى حد الخطأ العشوائى والذى يُفترض أن يكون موزعاً بشكل متماثل ومستقل. ويمكن إعادة صياغة النموذج السابق فى شكل معادلة تصحيح الخطأ كالتالى:

$$\Delta Y_{it} = \mu_i + \varphi_i \left(Y_{it-1} + \beta'_i X_{it-1} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^{*}_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^{*\prime}_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

حيث : φ_i معلمة تصحيح اختلال التوازن أو سرعة تعديل الاحتياطيات الدولية نحو علاقتها التوازنية، β_i معلمات الاجل الطويل، δ^{*}_{i} معلمات العلاقة الديناميكية فى المدى القصير. وتعتبر طريقتى PMG , MG من الطرق المناسبة فى حالة تحليل البيانات الاطارية الديناميكى وخاصة فى حالة العينات ذات البيانات القطاعية والزمنية الكبيرة، بالإضافة إلى أن الطريقتين تتميزان بخاصية التكيف مع العلاقة التوازنية على المدى الطويل وكذلك مع عملية التعديل الديناميكية غير المتجانسة. وللحصول على تقديرات وسط المجموعة (MG) يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ السابق لكل دولة على حدة، ثم نأخذ متوسط المعالم المقدرة وهى معلمات المدى الطويل والقصير وحد تصحيح الخطأ.

ويشير Pesaran and Smith (1995) إلى أن طريقة وسط المجموعة (MG) تعطى تقديرات متسقة لوسط معالم نموذج البيانات الاطارية، وتسمح كذلك لمعالم النموذج والتى تتضمن معلمات الاجلين القصير والطويل وحدود تصحيح الخطأ وتباينات حد الخطأ بأن تتفاوت حسب كل دولة[٢]، ولكنه يُعاب على هذه الطريقة أنها لا تأخذ فى الحسبان إمكانية تجانس (تساوى) بعض معلمات النموذج عبر الدول.

لذلك اقترح كل من Pesaran and et al (1999) طريقة متوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG) وهى تجمع بين طريقة متوسط المجموعة (MG) التى تسمح بتفاوت كل معالم النموذج وطريقة التقدير المدمجة التقليدية (التأثيرات الثابتة أو العشوائية) التى تقيد الميل فى النموذج وتسمح فقط بتفاوت الجزء المقطوع لكل دولة، وتتلخص هذه الطريقة فى أنها تفرض قيد التجانس على معلمات الأجل الطويل (متساوية لكل الدول)، بينما تسمح بتفاوت معلمات الأجل القصير وحدود تصحيح اختلال التوازن وتباينات حد الخطأ، وبأخذ هذا القيد فى الحسبان يكون النموذج كالتالى:

$$\Delta Y_{it} = \mu_i + \varphi_i \left(Y_{it-1} + \beta' X_{i,t-1} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^{*}_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta^{*\prime}_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

حيث تصبح معلمات المدى الطويل (β) متساوية عبر مجموعة الدول، وبالتالى فإن طريقة PMG تحقق كفاءة التقدير المدمج بالإضافة إلى تلافى مشكلة عدم الاتساق التى تنتج عن دمج العلاقات الديناميكية غير المتجانسة.

تستخدم أيضاً طريقة التأثيرات الثابتة الديناميكية Dynamic Fixed Effects (DFE) لتقدير متجه التكامل المتناظر، ويتم التقدير باستخدام طريقة المربعات الصغرى للمتغير الصورى Least squares dummy variable (LSDV) أو الطريقة العامة للعزوم Generalized methods of moments (GMM). وتعتمد هذه الطريقة على دمج القطاعات المستعرضة، وتقيد أيضاً معامل متجه التكامل المتناظر بأن يكون متساوى خلال جميع الوحدات وذلك على خلاف طريقة MG التى تقوم بتقدير معادلات منفصلة

(١) Pesaran, M.H., Y. Shin and R. Smith (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", Journal of the American Statistical Association, 94, pp. 621 – 634.

(٢) Pesaran, M.H. and R. Smith (1995), "Estimation of long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", Journal of Econometrics, 68, pp. 79-113.

لكل مجموعة (دولة) واختبار توزيع معاملات هذه المعادلات من خلال المجموعات، ثم تعطى تقديرات للمعالم بأخذ متوسطات المعاملات المحسوبة عن طريق المعادلات المنفصلة لكل مجموعة ويمكن المفاضلة بين طرق التقدير الثلاث DFE, PMG, MG باستخدام اختبار Hausman (1978) لفحص فرضية تجانس معلمات الأجل الطويل، حيث يتم المفاضلة بين كل طريقتين معاً، فعند المقارنة بين طريقتى PMG, MG مثلاً يكون الفرض أن مقدر PMG متسق وأعلى كفاءة من مقدر MG الذى لا يفرض قيوداً على معلمات الأجل الطويل، ويتبع الاختبار إحصاء مربع كاى بدرجات حرية مساوية لعدد القيود المفروضة.

١-٦-٢ طرق التقدير:

هناك عدة طرق تقدير تأخذ فى الاعتبار البعد الديناميكى فى نماذج البيانات الاطارية وتقترح مقدرات غير متحيزة وتتمثل التقنية الكلاسيكية المستخدمة فى الحالة التى تكون فيها المتغيرات مرتبطة مع حد الخطأ فى مقدرات المتغيرات المساعدة، حيث أنه فى حالة النموذج الديناميكى ومن خلال مقدرات المتغيرات المساعدة باستخدام طريقة العزوم المعممة توجد هناك عدة طرق متقاربة تم اقتراحها من قبل Anderson – Hsiao (1981) و Arellano – Bond (1991) و Arellano – Bover (1995) وأخيراً Blundell – Bond (1998).

- **مقدر Anderson- Hsiao (1981)**

يقترح كل من Anderson- Hsiao (1981) نوعين من المتغيرات المساعدة لحذف التأثير الثابت تعتمد على فروق النموذج الأصلى[1]:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \varnothing\left(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}\right) + \left(x'_{it} - x'_{i,t-1}\right)\beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$$

وحيث أن فروق الخطأ ($\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$) فى معادلة الفروق السابقة ترتبط بهذا الشكل مع أحد المتغيرات المستقلة ($y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$)، فقد نصحوا باستخدام $y_{i,t-2}$ كأداة مساعدة فى المستوى الأصلى للمتغير، أو باستخدام ($y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$) والذى يمثل الفرق المبطأ كأداة مساعدة لفروق المتغير الداخلى المبطأ ($y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$). ويتوقع أن تكون هذه الأدوات المساعدة غير مرتبطة مع فروق الخطأ بينما تكون مرتبطة مع ($y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$).

- **مقدر Arellano – Bond (1991)**

يوضح مقدر Arellano – Bond (1991) أن المقدرات المستخدمة من قبل Anderson- Hsiao باستخدام المتغيرات المساعدة، بالرغم من أنها متقاربة وفعالة فى ظل بعض الفرضيات (بما فى ذلك استقلالية سلاسل الأخطاء) إلا أنها لا تأخذ فى الاعتبار كل شروط التعامد الموجودة بين المتغيرات المبطأة لكل من ($y_{i,t}$) والأخطاء ($\varepsilon_{i,t}$). حيث أنه من الضرورى أن يكون التباين المشترك بين المتغيرات المبطأة ($y_{i,t}$) والبواقى معدوماً. لذلك فإن مقدر Arellano- Bond يعتبر مقدر أكثر فعالية حيث يرتكز على استخدام الأدوات الإضافية التى تتمثل فى مجموعة من الشروط على العزوم تعرف بطريقة العزوم المعممة (GMM)[2]، ويعنى ذلك أن هذا المقدر قد أضاف مستويات مبطأة للمنحدرات الداخلية كمتغيرات مساعدة بالإضافة إلى المتغيرات المساعدة الخارجية، مما يجعل المتغيرات الداخلية محددة لفترات سابقة ولا ترتبط مع حد الخطأ.

- **مقدر Arellano – Bover (1995)**

تستند المقدرات السابقة على فرضيات خاصة تتمثل فى أن المتغيرات التفسيرية تعتبر خارجية، وبشكل عام يمكن أن ترتبط المتغيرات التفسيرية مع التأثيرات الخاصة الفردية، فإذا وجدت أدوات غير مرتبطة مع التأثيرات الفردية تكون المتغيرات التفسيرية الأصلية تحتوى على معلومات وتعطى مقدرات أكثر

---

(١) Anderson, T.W. and C. Hsiao (1981), "Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", Journal of The American Statistical Association, vol. 76, pp. 598-606,

(1) Arellano, M. and S. Bond (1991), " Some Tests Specification for Panal Data: Mont carlo Evidence and Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, Vol. (Apr. 1991), 277-297.

فعالية، وفى هذا السياق أقترح Arellano – Bover دمج الأدوات الأولى والثانية باستخدام الأدوات عند المستوى والأدوات الأخرى، ونتيجة لذلك تكون كل المتغيرات الخارجية أدوات صحيحة(١).

- مقدر Blundell – Bond (1998)

يوضح هذا المقدر أن ضعف ارتباط المتغيرات المساعدة مع متغيرات النموذج بالفروق الأولى يقلل من كفاءة المقدر، بمعنى آخر تكون المعلومة فى آخر المطاف هزيلة وغير كافية وهو ما يُعرف بالمتغيرات المساعدة الضعيفة، حيث يكون هناك عدد ليس بقليل من شروط التعامد لا يحتوى على معلومات مثلى لتقدير المعاملات. ولمواجهة ذلك اقترح المؤلفات الجمع بين المقاربة المقدمة من قبل Arellano – Bond (1991) وتلك المقدمة من قبل Arellano-Bover (1995)، وبالتالى يُضاف إلى شروط التعامد تلك الشروط المتعلقة بالأدوات المساعدة للفروق مما يجعل شروط التعامد الإضافية تشكل حلا خاصا بالمتغيرات التفسيرية التى يتولد عنها مسار عشوائى، يتم تقدير معاملات النموذج عن طريق استخدام GMM (٢).

إن المقدر المتحصل عليه يطلق عليه System - GMM (Sys-GMM). ويستغل هذا المقدر الافتراض الخاص بالشروط الأولية للحصول على شروط عزوم ذات معلومات مفيدة، أى أن هذا المقدر يعتبر أفضل فى تقدير نماذج الانحدار الذاتى للبيانات الاطارية، ويرجع ذلك إلى أن استخدام المعلمات الإضافية المحتواة فى المستويات الأصلية يؤدى إلى مقدر أكثر كفاءة. وهو ما يُعنى أن هذا المقدر يستخدم المستويات الأصلية المبطأة كمتغيرات مساعدة لفروق المتغيرات بالإضافة إلى استخدام مشاهدات الفروق المبطأة كمتغيرات مساعدة للمستويات الأصلية للمتغيرات.

٢- الدراسة التطبيقية:

إن فحص خصوصية التجانس أو عدم التجانس للسياق العام للبيانات يتطلب تقارب معاملات النموذج فى البعد الفردى، ولذلك فإن دور اختبارات تحديد نوع النموذج هو التأكد من إمكانية افتراض أن النموذج متطابق بالنسبة لكل المفردات أو غير ذلك فى حالة وجود خصوصية خاصة لكل مفردة. وقد تم تطبيق اختبارى مضاعف Lagrange , Hausman للتأكد من غياب الآثار الخصوصية الفردية.

وقد تم استخدام اختبار مضاعف لاجرانج (LM) المقترح من جانب Breusch – Pagan (1980) للاختيار بين نموذج الإنحدار المدمج ونموذجى التأثيرات الثابتة أو العشوائية، فإذا كانت قيمة P (P- Value) لإحصائية LM معنوية فإن ذلك يعنى أفضلية نموذجى التأثيرات الثابتة والعشوائية على نموذج الانحدار المدمج، أما إذا كانت هذه القيمة غير معنوية فإن ذلك يعنى أفضلية نموذج الانحدار المدمج.

بعد ذلك تم استخدام اختبار Hausman (1978) للاختيار بين نموذجى التأثيرات الثابتة والعشوائية والذى يعتمد على إحصائية Wald، ويتمثل الفرض العدم فى عدم وجود ارتباط بين التأثيرات الثابتة للدول والمتغيرات المستقلة فى النموذج $\left[H_0 : Cov(\alpha_i, X_{it}) = 0\right]$ ويعنى ذلك عدم وجود تأثيرات ثابتة لكل دولة على حدة، وبالتالى فإن تقديرات نموذج التأثيرات العشوائية سوف تكون متسقة وذات كفاءة ويتم الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى المعممة GLS، أما الفرض البديل فيتمثل فى وجود ارتباط بين التأثيرات الثابتة للدول والمتغيرات المستقلة فى النموذج $\left[H_1 : Cov(\alpha_i, X_{it}) \neq 0\right]$ ويُعنى ذلك وجود تأثيرات ثابتة لكل دولة على حدة، وبالتالى تكون تقديرات التأثيرات الثابتة متسقة وذات كفاءة، ويتم الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى العادية OLS. ويوضح الجدول (١) التالى نتائج الاختبارين معا:

جدول (١) نتائج اختبارات Hausman, Breusch- Pagan (LM)

الاختبار	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية	المقدرات	القرار
LM	51.64	P<0.00001*	OLS المدمج مقابل التأثيرات الثابتة أو العشوائية	التأثيرات الثابتة أو العشوائية
Hausman	2.11	0.1176 .	التأثيرات العشوائية مقابل التأثيرات الثابتة	التأثيرات العشوائية

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥

(١) Arellano, M. and O. Bover (1995), "Another look at the Instrumental Variable Estimation of Error- Componentes Models", Journal of Econometrics, vol. 68, pp 29-51.

(٢) Blundell, R. and S. R. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, vol. 87, pp. 115-143.

يتضح من جدول (١) أنه فى البداية تم الاختيار بين مقدر OLS المدمج ومقدر التأثيرات باستخدام اختبار Breusch – Pagan والذى يتبع توزيع مربع كاى. وكانت نتيجة اختبار LM ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ حيث بلغت القيمة الاحتمالية للاختبار (0.0000)، ويدل ذلك على أن نماذج التأثيرات أكثر ملائمة من النموذج المدمج للبيانات. أما بالنسبة لنتيجة اختبار Hausman فكانت غير دالة إحصائياً عند مستوى معنوية ٠,٠٥ حيث بلغت القيمة الاحتمالية للاختبار (0.1176)، وبالتالى يتم قبول فرض العدم واختيار نموذج التأثيرات العشوائية لثبوت وجود تأثير لخصوصيات كل دولة على حدة مع الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى المعممة GLS.

اختبارات استقرارية البيانات الاطارية الخاصة بمتغيرات النموذج

قبل القيام بتطبيق اختبارات الاستقرارية الخاصة بالبيانات الاطارية نقوم بتحديد درجات التأخير المثلى للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، وذلك عند إجراء اختبار جذر الوحدة الفردى لديكى فولر الموسع (ADF) باستخدام برنامج E views الذى يسمح باختيار درجة التأخير المثلى لكل مفردة بالاعتماد على معيار شوارز Schwarz Criterion (SC) الذى يُفضل هيكل إبطاء قصير ليمثل الطول الأمثل للإبطاء والذى يسمح لسلسلة البواقى فى نموذج (ADF) بأن تكون عملية عشوائية بحتة White noise وكذلك معيار اكاكى Akaike Information Criterion (AIC) الذى يختار النموذج ذو القيم الصغرى لهذا المعيار.

بعد ذلك نبدأ فى فحص جذر الوحدة للبيانات الاطارية، ولمعرفة مدى سكون متغيرات النموذج فقد تم اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبارات جذر الوحدة البيانات الاطارية LLC , IPS ، ويعرض جدول (٢) نتائج اختبار مستوى المتغيرات وكذلك عند فروقها الأولى.

جدول (٢) : نتائج اختبارات جذر الوحدة LLC , IPS لدراسة سكون البيانات الاطارية

المتغير	تصنيفات البيانات الاطارية	اختبارات جذر الوحدة	عند المستوى: I (0) (Level)		عند الفرق الأول: I (1) (1^{st} Difference)	
			قيمة الاختبار	قيمة P	قيمة الاختبار	قيمة P
X	تأثيرات فردية	LLC	4.0474	1.0000	-9.1589	<0.00001*
		IPS	7.6368	1.0000	-10.2163	<0.00001*
	تأثيرات فردية واتجاه	LLC	-0.5093	0.3053	- 5.4014	<0.00001*
		IPS	-0.9507	0.9984	-9.3988	<0.00001*
Y	تأثيرات فردية	LLC	- 0.5136	0.3038	-16.9453	<0.00001*
		IPS	0.3426	0.634	-17.5575	<0.00001*
	تأثيرات فردية واتجاه	LLC	-1.1421	0.1267	-3.6106	0.0002*
		IPS	-1.1514	0.1157	-15.0977	<0.00001*

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥.

– تم اختيار فترات التأخير المناسبة بطريقة آلية وفقاً لمعيار (AIC) .

حيث يتضح من الجدول (٢) مايلى:

١- عند مستوى المتغيرات: تكشف نتائج الاختبارين عن عدم سكون المتغيرات، وهو ما يُعنى عدم رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة لكل من الاحتياطيات الدولية وكذلك الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية .

٢- عند الفرق الأول للمتغيرات: يكشف الاختبارين معاً عن معنوية كل منهما عند مستوى معنوية ٥%. وهو ما يُعنى رفض فرض العدم بوجود جذر وحدة فى متغيرات البيانات الاطارية وبالتالى قبول الفرض البديل بسكون هذه المتغيرات واعتبارها متكاملة من الدرجة صفر I (0).

ومن خلال اختبارات جذر الوحدة لمتغيرى الاحتياطيات الدولية والاستثمار الأجنبى المباشر الوارد إلى الدول العربية تبين أنها غير ساكنة فى المستوى ولكنها ساكنة فى الفرق الأول، بمعنى أن كل منغير على انفراد متكامل من الدرجة الأولى I (1) والفرق الأول له متكامل من الدرجة الصفرية I (0). ويقوم مفهوم التكامل المتناظر على أنه إذا كان مستوى متغيرات النموذج غير ساكنة أى متكاملة من الدرجة الأولى وأمكن

توليد مزيج خطى من هذه المتغيرات يتصف بالسكون أى متكامل من الدرجة الصفرية، فإنه فى هذه الحالة تصبح المتغيرات آنياً متكاملة من نفس الرتبة، وبالتالى يمكن استخدام مستوى المتغيرات فى الانحدار دون أن يكون انحدار زائف (Spurious)، وبالتالى يمكن استخدام مستوى هذه المتغيرات فى الانحدار دون ضياع معلومات المدى الطويل الكامنة فى مستوى المتغيرات عنه لو استخدمنا الفرق الأول للمتغيرات، وتكون الخطوة التالية هى التحقق من وجود تكامل مشترك بين متغيرات البيانات الاطارية وهو ما يُعنى وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين الاحتياطيات الدولية والاستثمار الأجنبى المباشر الوارد إلى الدول العربية، ولذلك تم استخدام اختبارات التكامل المتناظر لتوضيح العلاقة بين المتغيرين بالإضافة إلى التحرى عن التكامل المتناظر فيما بينها.

نتائج اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الاطارية:

تم تطبيق العديد من اختبارات التكامل المتناظر للابيانات الاطارية لأنه كثيراً ما تكون مخرجات هذه الاختبارات متعارضة وبالتالى تكون النتائج غير حاسمة، وبالتالى فإن اختبار واحد فقط للتكامل المتناظر للابيانات الاطارية قد يكون غير كافى لتحديد مدى توافر علاقة التكامل المتناظر بين المتغيرات.

جدول (٣) نتائج اختبارات التكامل المتناظر
للابيانات الاطارية باستخدام اختبارات Kao

الاختبار	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية
ADF	-7.056516	P<0.00001*

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥.

يتضح من الجدول (٣) رفض فرض العدم والذى ينص على عدم وجود تكامل متناظر بين كل من الاحتياطيات الدولية والاستثمار الأجنبى المباشر الوارد، وبالتالى فإنه توجد علاقة طويلة الاجل بين المتغيرين.

كما يوضح جدول (٤) نتائج اختبارات التكامل المتناظر لـ Pedroni كالتالى:

جدول (٤) نتائج اختبارات التكامل المتناظر
للابيانات الاطارية باستخدام اختبارات Pedroni

	الاحصائية غير المرجحة (Un-weighted)		الإحصائية المرجحة (Weighted)	
	الإحصائية	الاحتمال	الإحصائية	الاحتمال
داخل المفردات:				
إحصائية V للبيانات الاطارية	0.62162	0.2671	0.62448	0.2662
إحصائية RHO للبيانات الاطارية	-3.36113	0.0004*	-3.13113	0.0004*
إحصائية PP للبيانات الاطارية	-3.37000	0.0004*	-0.05901	0.0011*
إحصائية ADF للبيانات الاطارية	-2.32793	0.0100*	-2.28551	0.0111*
بين المفردات:				
إحصائية RHO للمجموعة	-1.90795	0.0282*		
إحصائية PP للمجموعة	-2.88419	0.0020*		
إحصائية ADF للمجموعة	-1.69217	0.0419*		

(*) الإحصائية معنوية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ .

يوضح الجدول (٤) نتائج اختبارات التكامل المتناظر المختلفة لبدروني حيث تم تحديد طول فترة الإبطاء المثلى أوتوماتيكيا باستخدام معيار شوارز (Schwarz) للمعلوماتية (SIC)، ويقترح بدروني عدة إحصاءات لفحص فرض العدم القائل بعدم وجود تكامل متناظر ($r_i=1$) مقابل فرضيتين بديلتين هما: فرضية التجانس $r_i = r) <1$ for all i) لكل الدول والتى يصفها بدروني باختبار البُعد الداخلى أو إحصائية البيانات الاطارية وتشمل أربعة إحصاءات (مرجحة وغير مرجحة)، وفرضية عدم التجانس $r_i <1$) for all i) لكل دولة ويصفها باختبار البُعد البينى أو إحصائية المجموعة وتشمل ثلاث إحصاءات.

ويتضح من النتائج أن تسعة إحصاءات من بين إحدى عشر إحصائية ترفض فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة تكامل متناظر بين الاحتياطيات الدولية والاستثمارات الأجنبية المباشرة بمستوى معنوية ٠,٠٥، مما يعطى دليل قوى على وجود علاقة تكامل متناظر بينهم حيث يمكن القبول بالفرضيتين البديلتين سواء فرضية التجانس بوجود تكامل متناظر لكل الدول أو فرضية عدم التجانس بوجود تكامل متناظر لكل دولة.

كما يوضح جدول (٥) التالى نتائج اختبارات التكامل المتناظر لـ Johansen:

جدول (٥) : نتائج اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الاطارية باستخدام اختبارات Johansen Fisher Panel Cointegration

اختبار الأثر (Trace)			
الفرض العدمى	الفرض البديل	قيمة إحصائية فيشر (Fisher)	الاحتمال
لا يوجد تكامل متناظر (r = 0)	R = 1	120.3	<0.00001*
متجه واحد على الأكثر (r ≤ 1)	R = 2	26.81	0.7265
اختبار أكبر جذر كامن (Max – eigen)			
الفرض العدمى	الفرض البديل	قيمة إحصائية فيشر (Fisher)	الاحتمال
لا يوجد تكامل متناظر (r = 0)	R = 1	124.5	<0.00001*
يوجد متجه واحد (r = 1)	R = 2	26.81	0.7265

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥ .

يتضح من الجدول (٥) أن هناك اتفاق بين نتائج اختبار الأثر (Trace test) واختبار أكبر جذر كامن (Max – eigne) فى وجود علاقة واحدة للتكامل المتناظر بين الاحتياطيات الدولية والاستثمارات الأجنبية المباشرة خلال فترة الدراسة بمستوى معنوية ٠,٠٥ وذلك لمعنوية قيمة الإحصاء الخاص بكل اختبار عند الفرض العدم (r = 0) مما يشجع على رفضها وقبول الفرض البديل والذى يعنى بوجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيران.

وأخيراً يوضح جدول (٦) نتائج التكامل المتناظر لـ Westerlund:

جدول (٦): نتائج اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الاطارية باستخدام اختبار Westerlund

الإحصاء	طول فترة الإبطاء المستخدمة وفقاً لمعيار SIC = 1			طول فترة الإبطاء المستخدمة وفقاً لمعيار SIC = 2		
	القيمة	قيمة Z	قيمة P	القيمة	قيمة Z	قيمة P
Gt	-1.696	-2.854	0.002*	-1.834	-3.4	<0.00001*
Ga	-6.148	-2.126	0.017*	-10.951	-6.481	<0.00001*
Pt	-8.804	-5.739	0.000*	-7.911	-4.975	<0.00001*
Pa	-6.508	-7.807	0.000*	-6.282	-7.485	<0.00001*

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥.

يتضح من الجدول (٦) اتفاق نتائج اختبارات المجموعات Gt , Ga مع نتائج اختبارات البيانات الاطارية Pt , Pa فى معنوية الإحصائيات الخاصة بهم جميعاً سواء عند طول فترة إبطاء (1) أو (2) ، وبالتالى يتم رفض الفرض العدم القائل بعدم وجود تكامل متناظر بين المتغيرين عند مستوى معنوية ٠,٠٥ والقبول بأن الاحتياطيات الدولية والاستثمارات الأجنبية المباشرة يتحركان معاً فى الأجل الطويل. وبعد ذلك نبدأ فى تقدير العلاقة التى تربط بينهما باستخدام طرق التقدير المختلفة.

جدول (٧): نتائج التكامل المتناظر

	متوسط المجموعة Mean Group (MG)		متوسط المجموعة المدمجة Pooled Mean Group (PMG)		التأثيرات الثابتة الديناميكية Dynamic Fixed Effects (DFE)	
	المعامل	إحصائية (Z)	المعامل	إحصائية (Z)	المعامل	إحصائية (Z)
معاملات الأجل الطويل: Log X	0.2257	2.39 *(0.017)	0.0869	10.22 <(0.00001)*	0.0265	2.89 *(0.004)
معامل حد تصحيح الخطأ (EC)	-0.5547	-7.26 <(0.00001)*	-0.407	-4.2 <(0.00001)*	-0.1933	-5.37 <(0.00001)*
معاملات الأجل القصير: $\Delta LogY_t$	0.1867	2.15 *(0.031)	0.1541	1.83 *(0.041)	0.4400	6.98 *(0.000)
ΔLog X	0.1247	1.78 (0.075)	0.1864	2.6 *(0.009)	0.0131	2.73 *(0.006)
القاطع	205.3095	2.06 *(0.039)	231.7567	2.57 *(0.01)	297.999	3.33 *(0.001)

( ) : القيمة بين الأقواس تُعبر عن القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار.

(*) : معنوية الاختبار عند ٠,٠٥ .

يتضح من الجدول (٧) مايلى:

أولا: بالنسبة لتقديرات الأجل الطويل:

نلاحظ أنه بالنسبة إلى تقديرات الأجل الطويل فى الطرق الثلاث DEF . PMG, MG فإن المعاملات المقدرة معنوية وموجبة على الرغم من وجود اختلافات بين كل طريقة وأخرى. فعند مقارنة طريقتى DFE مع MG نجد أن طريقة DFE تضع العديد من القيود مثل تساوى معاملات متجه التكامل المتناظر لجميع قوائم البيانات الاطارية بالإضافة إلى القيد الخاص بتساوى سرعة معامل حد التصحيح، كما أنها تقوم بصياغة النموذج بحيث يسمح بمكونات خاصة للثوابت. أما بالنسبة إلى طريقة MG فهى تمثل الطريقة الأكثر مرونة فى التقدير حيث تسمح باختلاف معاملات الميل من خلال الدول. وتتميز طريقة PMG بأنها تسمح بعدم تجانس ديناميكيات الأجل القصير بالإضافة إلى وجود تأثيرات مشتركة للاجل الطويل للمتغيرات. وبمقارنة تقديرات الطرق الثلاث. نجد أن مرونة الأجل الطويل للاستثمارات الأجنبية المباشرة بالنسبة إلى الاحتياطيات الدولية من طريقة MG كانت حوالى ٠,٢٦ ومن طريقة PMG كانت حوالى ٠,٠٩ ومن طريقة DFE كانت ٠,٠٣. ومع توافر الشرط الخاص بتساوى مرونات الأجل الطويل من خلال الدول فإن هذا الدمج يعطى تقديرات ذات كفاءة واتساق بالنسبة لطريقة PMG، بينما تكون طريقة MG متسقة فى كل حالة.

ثانياً: بالنسبة لمعامل حد تصحيح الخطأ:

يمثل معامل حد تصحيح الخطأ سرعة التعديل نحو التوازن فى المدى الطويل، أى أنه يُشير إلى نسبة الاختلاف بين القيمة الفعلية والقيمة التوازنية فى المدى الطويل للاستثمارات الأجنبية المباشرة فى فترة زمنية معينة والتى يتم تصحيحها فى الفترة التالية. وتعطى معاملات حدود تصحيح الخطأ وهى . -0.1933,-0.407, -0.5547 للطرق MG , PMG , DFE على الترتيب دليل إضافى على وجود علاقة طويلة الأجل بين الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية، حيث يتضح أنها جميعاً سالبة ومعنوية عند مستوى ٠,٠٥ وبالتالى فإن متغيرات النموذج متكاملة تناظرياً بالفعل وتعطى مصداقية على تقديرات الأجل الطويل. وحيث أن معاملات حدود تصحيح الخطأ تمثل سرعة التعديل نحو التوازن فى الأجل الطويل نجد أن طريقة DFE تقترح أبطأ سرعة للتعديل نحو التوازن حيث تصل حوالى ٥ سنوات تقريباً، بينما تكون طريقتى PMG, MG أسرع فى التعديل نحو التوازن حيث تصل السرعة إلى ٢ و ٢,٥ سنة تقريباً على الترتيب.

ثالثاً: بالنسبة لتقديرات الأجل القصير:

تمثل معاملات الانحدار للمتغيرات المفسرة المرونات قصيرة الأجل، ونلاحظ أن معادلات الأجل القصير لجميع النماذج معنوية وموجبة مما يدل على أن أى زيادة فى الاحتياطيات الدولية سوف تؤدى إلى زيادة الاستثمارات الأجنبية المباشرة فى الاجلين القصير والطويل (ولكن بمعدلات مختلفة).

كما تشير نتائج التقدير فى الأجل القصير إلى أن مرونة الاستثمارات الأجنبية المباشرة لتغيرات الاحتياطيات الدولية تصل إلى أعلى قيمة لها فى طريقة PMG حيث بلغت ٠,١٨٦٤ وهو ما يعنى أن نمو الاحتياطيات الدولية بمعدل ١% يؤدى إلى زيادة فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة بمعدل ٠,١٨٦٤%، بينما وصلت هذه المرونة فى طريقتى DFE, MG إلى ٠,١٢٥٧ و ٠,٠١٣١ على الترتيب.

كما تشير مرونة الاستثمارات الأجنبية المباشرة لتغيرات الاستثمارات الأجنبية المباشرة السابقة لها بسنتين إلى ارتفاع قيمتها فى طريقة DFE حيث وصلت إلى ٠,٤٤ وهو ما يُعنى أن زيادة الاستثمارات الأجنبية السابقة بسنتين بمعدل ١% يؤدى إلى زيادة الاستثمارات الأجنبية الحالية بمعدل ٠,٤٤%، بينما وصلت هذه المرونة فى طريقتى PMG , MG إلى 0.1867 , 0.1541 على الترتيب، وبعد ذلك تمت المقارنة بين طرق التقدير الثلاث DFE , PMG , MG باستخدام اختبار Hausman المقيد وذلك لاختيار أفضل طريقة كما بالجدول (٨):

جدول (٨) نتائج اختبار Hausman المقيد للمعاملات

	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية	القرار
MG مقابل DFE H_0: مقدر MG كفء ومتسق عن مقدر DFE	< 0.00001	0.9537	ان يمكن رفض فرض العدم (H_0). أى أن مقدر MG كفء ومتسق عن مقدر DFE
PMG مقابل MG H_0: مقدر PMG كفء ومتسق عن مقدر MG	1.73	0.1889	ان يمكن رفض فرض العدم (H_0). أى أن مقدر PMG كفء ومتسق عن مقدرMG .
PMG مقابل DFE H_0: مقدر PMG كفء. ومتسق عن مقدر DFE	< 0.00001	0.9944	ان يمكن رفض فرض العدم (H_0). أى أن مقدر PMG كفء ومتسق عن مقدرDFE .

يتضح من خلال نتائج اختبار Hausman الموضحة بالجدول (٨) أن طريقة PMG هى الأفضل فى التقدير.

وبعد ذلك نشرع فى استخدام بعض طرق التقدير والتى تتمثل فى مقدرات المتغيرات المساعدة باستخدام الطريقة العامة للعزوم (GMM) و هى مقدر Arellano – Bond أو مقدر الفروق DIF – GMM، ومقدر النظام SYS – GMM بالإضافة إلى مقدر Anderson and Hsiao.

جدول (٩) نتائج تقدير أثر الاحتياطيات الدولية على الاستثمارات الأجنبية المباشرة فى الدول العربية (١٩٨٩ – ٢٠١٣) باستخدام مقدر Arellano – Bond

المتغير	المعامل	Z	P > Z
التغير فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة لثلاث سنوات سابقة ($\Delta Y_{i,t-3}$).	-0.4302	-6.93	<0.00001*
التغير فى الاحتياطيات الدولية (ΔX).	0.0133	5.33	<0.00001*
الجزء المقطوع.	423.715	4.91	<0.00001*

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥.

ويتضح من الجدول (٩) مايلى:

١- معنوية معامل انحدار التغير فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة لثلاث سنوات سابقة ($\Delta Y_{i,t-3}$) فى النموذج الديناميكى المستخدم، ويعكس ذلك ملائمة هذا النموذج للبيانات المستخدمة، كما يعكس ملائمة التحديد الديناميكى المستخدم معطياً دليل على وجود استمرار للتواصل بين أداء الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية المكونة للعينة محل الدراسة، وبالتالى يمكن التنبؤ بالاستثمارات

الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية بالاعتماد على قيمتها لثلاث سنوات سابقة، حيث يتضح تأثيرها السالب على هذه القيمة فى الفترة الحالية.

٢- وجود أثر موجب ومعنوى للتغير فى الاحتياطيات الدولية (X) على الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية، ويتفق ذلك مع التوقعات النظرية حيث أن ارتفاع هذه الاحتياطيات يزيد من قدرة الدولة على جذب الاستثمار الأجنبى المباشر، حيث أنه يُغرى المستثمرين الأجانب على استثمار أموالهم داخل هذا البلد على أساس أنه كلما كان حجم هذه الاحتياطيات مرتفعاً كلما اطمئن المستثمرون إلى إمكان تحويل أرباحهم للخارج. وبالتالى يمكن كتابة معلمات معادلة النموذج المقدر كالتالى:

$$\Delta Y_{i,t} = 423.715 - 0.4302\ \Delta Y_{i,t-3} + 0.0133\ x$$
$$(86.32) \qquad (0.06) \qquad (0.002)^{1}$$

بعد ذلك تقوم باختبار جودة النتائج للنموذج الديناميكى المستخدم، حيث تعتبر نتائج تقدير النماذج الديناميكية البيانات الاطارية بواسطة GMM جيدة إذا كانت القيم المقدرة لمعاملات إنحدار النموذج متسقة، ويتحقق ذلك الاتساق إذا كانت المتغيرات المساعدة المستخدمة فى التقدير صالحة، وللتعرف على مدى صلاحية هذه المتغيرات فقد تم استخدام اختبار الارتباط التسلسلى بين الأخطاء. ولاختبار الفرضية القائلة بأن حد الخطأ e_{it} غير مرتبط تسلسلياً سوف يتم استخدام اختبار الارتباط التسلسلى لخطأ المعادلة، وتتمثل فرضية العدم لهذا الاختبار فى عدم وجود ارتباط تسلسلى من الدرجة الثانية بين البواقى المقدرة باستخدام الفروق الأولى للمتغيرات، وبالتالى فإن عدم رفض هذه الفرضية يُعنى أن حد الخطأ الأصلى غير مرتبط تسلسلياً مما يؤكد صلاحية كل من المتغيرات المساعدة وشروط العزوم المستخدمة فى التقدير.

وكانت اختبارات عدم وجود ارتباط ذاتى من الدرجة الأولى (أو أعلى) بالإضافة إلى اختبار المعاملات الصفرية للمعالم (عدا الثابت) كما بجدول (١٠) التالى:

جدول (١٠): نتائج لختبارات الارتباط الذاتى من الدرجة الأولى حتى الثالثة وكذلك Wald لاختبار معالم النموذج المقدر باستخدام مقدر treilano and Bond

الاختبار	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية
لا يوجد ارتباط ذاتى من الدرجة الأولى	Z = -2.1248	*0.0336
لا يوجد ارتباط ذاتى من الدرجة الثانية	Z = -0.76817	0.4424
لا يوجد ارتباط ذاتى من الدرجة الثالثة	Z= 1.201	0.2298
جميع المعاملات صفرية فيما عدا الثابت (اختبار Wald)	χ^2 = 1583.69	< 0.00001*

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥ .

يتضح من الجدول (١٠) مايلى:

تكون شروط العزوم لمقدرات الطريقة العامة للعزوم (GMM) صحيحة فقط فى حالة عدم وجود ارتباط متسلسل فى حدود الخطأ، وأن الفرق الأول يكون بالضرورة مرتبط ذاتياً فيجب الاهتمام بالارتباط الذاتى من الدرجة الثانية أو الأعلى من ذلك، وتشير قيمة إحصائية اختبار Arellano and Bond (1991) للارتباط التسلسلى من الدرجة الثانية أو الثالثة بين الأخطاء المقدرة فى النموذج الديناميكى إلى عدم رفض فرضية العدم لهذا الاختبار والتى تتمثل فى عدم وجود هذا الارتباط، ويُعنى ذلك أن حد الخطأ غير مرتبط تسلسلياً بالإضافة إلى عدم وجود أخطاء تحديد فى هذه النماذج مع صلاحية شروط العزوم المستخدمة فى التقدير. ويعد ذلك دليلاً على اتساق القيم المقدرة لمعاملات انحدار هذا النموذج.

وبعد ذلك يتم تطبيق مقدر GMM المقترح بواسطة كلاً من :

Ahn and Schmidt (1995) , Arellano and Bover (1995) , Blundell and Bond (1998)

ويُشار إليه بمقدر النظام (Sys – GMM) . ويُعتبر هذا المقدر أفضل فى تقدير نماذج الانحدار الذاتى البيانات الاطارية لأن استخدام المعلمات الإضافية المحتواة فى المستويات الأصلية يؤدى إلى مقدر أكثر كفاءة. إن المقدر السابق لـ Arellano – Bond قد استخدم المستويات الأصلية المبطأة للمشاهدات كمتغيرات مساعدة لفروق المتغيرات، أما مقدر النظام فهو يستخدم المستويات الأصلية بفترات إبطاء (Lagged) كمتغيرات مساعدة لفروق المتغيرات بالإضافة إلى استخدام مشاهدات الفروق المبطأة كمتغيرات مساعدة للمستويات الأصلية للمتغيرات، والشرط الضرورى هنا هو أن لا يكون حد الخطأ مرتبط تسلسلياً وخاصة من الدرجة الثانية وإلا فإن الأخطاء المعيارية لتقديرات المتغيرات المساعدة سوف تزداد بدون حد وكانت نتائج تقديره

(١) تشير القيم بين الأقواس إلى الأخطاء المعيارية

النموذج الديناميكى للبيانات الاطارية باستخدام مقدر النظام Sys – GMM كما هو موضح بالجدول (١١) التالى:

جدول (١١) نتائج تقدير أثر الاحتياطيات الدولية على الاستثمارات الأجنبية المباشرة فى الدول العربية (١٩٨٩ – ٢٠١٣) باستخدام مقدر النظام Sys - GMM

المتغير	المعامل	Z	P > Z
التغير فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة لسنتين سابقتين ($\Delta Y_{i,t-2}$).	-0.5158	- 9.07	<0.00001*
التغير في الاحتياطيات الدولية (ΔX).	0.0110	4.02	<0.00001*
الجزء المقطوع.	238.1085	2.43	*0.015

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥.

ويتضح من الجدول (١١) مايلى:

١- معنوية معامل انحدار الاستثمارات الأجنبية المباشرة لسنتين سابقتين مما يعكس ملائمة النموذج الديناميكى المستخدم، كما يعكس استمرار التوصل بين أداء الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية العينة محل الدراسة، ويوضح أيضاً أنه يمكن التنبؤ بالاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية بالاعتماد على قيمتها لسنتين سابقتين والذى يكون ذو تأثير عكسى على القيمة الحالية لها.

٢- وجود أثر معنوى موجب للتغيرات فى الاحتياطيات الدولية على الاستثمارات الأجنبية المباشرة الواردة إلى الدول العربية، وهو ما يتفق مع التوقعات النظرية.

وبالتالى يمكن كتابة النموذج المقدر كالتالى:

$$\Delta Y_{i,t} = 238.1085 - 0.5158\ \Delta Y_{i,t-2} + 0.0110\ X$$
$$(97.875) \quad (0.057) \quad (0.003)^{1}$$

وكانت اختبارات عدم وجود ارتباط ذاتى من الدرجات المختلفة بالإضافة إلى اختبار المعاملات الصفرية للمعالم (عدا الثابت) كما بجدول (١٢) التالى:

جدول (١٢) نتائج اختبارات الارتباط الذاتى من الدرجة الأولى حتى الثالثة وكذلك اختبار Wald لاختبار معالم النموذج المقدر باستخدام مقدر النظام

الاختبار	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية
لا يوجد ارتباط ذاتى من الدرجة الأولى	Z = -2.2937	*0.0257
لا يوجد ارتباط ذاتى من الدرجة الثانية	Z = -1.0352	0.4467
لا يوجد ارتباط ذاتى من الدرجة الثالثة	Z= 1.0503	0.03462
جميع المعاملات صفرية فيما عدا الثابت لاختبار (Wald).	Chi 2 = 1732.83	<0.00001*

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥.

ويتضح من الجدول (١٢) مايلى:

١- تشير قيمة إحصائية اختبار الارتباط الذاتى من الدرجة الأولى إلى وجود ارتباط متسلسل فى حد الخطأ وهى نتيجة طبيعية، ولكن الأهم من ذلك هى نتيجة اختبار الارتباط التسلسلى من الدرجة الثانية أو الأعلى من ذلك بين الأخطاء المقدرة فى النموذج الديناميكى المقدر بواسطة GMM والذى تشير الإحصائية الخاصة به إلى عدم رفض فرضية العدم لهذا الاختبار والتى تتمثل فى عدم وجود هذا الارتباط مما يعنى أن حد الخطأ غير مرتبط تسلسلياً ويدل ذلك على صلاحية المتغيرات المساعدة المستخدمة فى التقدير ويُعتبر دليلاً أيضاً على إتساق القيم المقدرة لمعاملات النموذج.

٢- كما تشير إحصائية اختبار Wald والذى يُوزع طبقاً لتوزيع مربع كاى تحت فرض العدم بأن المعالم الخاصة بالمتغيرات المفسرة مساوية للصفر إلى رفض فرضية العدم والتى تدل على أهمية بقاء هذه المتغيرات فى النموذج.

(١) تشير القيم بين الأقواس إلى الأخطاء المعيارية

ويوضح جدول (١٣) نتائج التقدير باستخدام مقدر Anderson and Hsiao:

جدول (١٣) نتائج تقدير أثر الاحتياطيات الدولية على الاستثمارات الأجنبية المباشرة فى الدول العربية (١٩٨٩ – ٢٠١٣) باستخدام مقدر Anderson and Hsiao

المتغير	المعامل	Z	P > Z
التغير فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة لسنتين سابقتين $(\Delta Y_{i,t-2})$.	-0.8466	- 4.5	<0.00001*
التغير فى الاحتياطيات الدولية لسنتين سابقتين $(\Delta X_{i,t-2})$.	0.0810	7.36	<0.00001*
الجزء المقطوع.	140.065	1.28	0.2

R-Sq : within = 0.8163 — Wald chi2 = 1796.56

R-Sq: between = 0.9984 — Prob > chi2 = 0.000

R – Sq: overall = 0.8558 — Sigma_u = 8.544

Corr (U-i,x) = 0 — Sigma_e = 4.881

Rho = 0.0039

(*) معنوية الاختبار عند ٠,٠٥

ويمكن تفسير نتائج جدول (١٣) كالتالى:

١- يشير معامل التحديد الداخلى لكل دولة (R-Sq : within) إلى أن حوالى ٨٢% من التغيرات فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة لأى دولة عربية يمكن تفسيرها بالتغير فى الاحتياطيات الدولية على مستوى كل دولة، بينما يشير معامل التحديد بين الدول (R-sq: between) إلى أن حوالى ٩٩% من التغيرات فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة لأى دولة عربية ترجع إلى التغيرات فى الاحتياطيات الدولية للدول الأخرى. كما يتضح من معامل التحديد الكلى (R- sq: overall) أن حوالى ٨٦% من حجم التباين فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة يمكن تفسيرها بواسطة الاحتياطيات الدولية.

٢- توضح قيمة إحصائية Wald (وهو مماثل لاختبار F) أن النموذج فى مجمله له معنوية إحصائية، بمعنى أن معلمات النموذج فى مجملها تختلف جوهرياً عن الصفر وذلك عند مستوى معنوية ٠,٠٥.

٣- ويمثل Corr (u_i,x) = 0 الافتراض الرئيسى للنموذج والذى يؤكد على عدم وجود ارتباط بين الأخطاء والمنحدارت.

٤- يتضح أن قيمة الانحراف المعيارى للبواقى المشتركة (Sigma-u) u_i هى 8.544 وأن قيمة الانحراف المعيارى للبواقى الفردية (Sigma-e) ei هى 4.881، ومن خلالهما أمكن حساب قيمة التباين غير المفسر باستخدام الفروق خلال الدول (نسبة الخطأ الكلى الذى يرجع إلى تأثيرات الوحدة) والمعروف أيضاً بالارتباط خلال الدولة (rho) ليأخذ القيمة 0.0039.

٥- وجود أثر موجب ومعنوى للاستثمارات الأجنبية المباشرة لسنتين سابقتين على تقدير الاستثمارات الأجنبية المباشرة الحالية بما يعكس ملائمة النموذج الديناميكى المستخدم.

٦- وجود أثر موجب ومعنوى للاحتياطيات الدولية لسنتين سابقتين على الاستثمارات الأجنبية المباشرة فى الدول العربية وهو أيضاً ما يتفق مع التوقعات النظرية.

ويأخذ النموذج المقدر الشكل التالى:

$$\Delta Y_{i,t} = \underset{(109.369)}{140.065} - \underset{(0.188)}{0.8466}\ \Delta Y_{i,t-2} + \underset{*(0.011)}{0.0810}\ \Delta X_{i,t-2}$$

(*) تشير القيم بين الأقواس إلى الأخطاء المعيارية.

٣- النتائج:

١- أشارت النتائج إلى أن المتغيرات الداخلة فى العلاقة طويلة الأجل غير مستقرة فى مستوياتها المطلقة، وذلك وفقاً لنتائج اختبارات جذر الوحدة لكل من: Pesaran and Shin (IPS), Levin, lin and Chu (LLC) كما أظهرت نتائج نفس الاختبارات لجذر الوحدة استقرار هذه المتغيرات فى فروقها الأولى.

٢- أشارت نتائج اختبارات التكامل المتناظر للبيانات الاطارية لكل من : Kao , Westerlund, Johansen, Pedroni بوجود علاقة تكامل متناظر أو علاقة توازن طويل الأجل بين الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية مما يدعم بناء علاقة طويلة الأجل بينهم.

٣- تعذر قبول فرض العدم الثانى وهذا يعنى أن أحد نموذجى التأثيرات الثابتة أو العشوائية أفضل من نموذج الدمج.

٤- قبول فرض العدم الثالث ويُعنى ذلك أفضلية نموذج التأثيرات العشوائية على نموذج التأثيرات الثابتة.

٥- قبول فرض العدم الرابع والذى يُعنى أن مقدر متوسط المجموعة (MG) أفضل من مقدر التأثيرات الثابتة الديناميكية (DFE).

٦- قبول فرض العدم الخامس والذى يُعنى أن مقدر متوسط المجموعة المدمج (PMG) أفضل من مقدر متوسط المجموعة (MG).

٧- قبول فرض العدم السادس وهو ما يُعنى أفضلية استخدام مقدر متوسط المجموعة المدمج (PMG) على باقى المقدرات جميعاً.

٨- كانت مرونات الأجلين الطويل والقصير وحد تصحيح الخطأ (معامل سرعة التعديل نحو التوازن) وفقاً لأفضل طريقة مختارة وهى طريقة متوسط المجموعة المدمجة (PMG) كالتالى:

(أ) بلغت مرونة الأجل الطويل للاستثمارات الأجنبية المباشرة بالنسبة إلى الاحتياطيات الدولية حوالى ٠,٠٩.

(ب) وصلت قيمة معامل حد تصحيح الخطأ والذى يمثل سرعة التعديل نحو التوازن فى الأجل الطويل حوالى ٢,٥ سنة ، وكانت معنوية إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥.

(ج) بلغت مرونة الأجل القصير للاستثمارات الأجنبية المباشرة بالنسبة إلى تغيرات الاحتياطيات الدولية ٠,١٨٦٤، ويُعنى ذلك أن نمو الاحتياطيات الدولية بمعدل ١% يؤدى إلى زيادة فى الاستثمارات الأجنبية المباشرة بمعدل ٠,١٨٦٤ .

(د) كانت تقديرات معاملات حد تصحيح الخطأ جميعاً سالبة وهى نتيجة منطقية وذلك لكونها تمثل معامل سرعة التعديل والتى تقيس مقدار التغير فى المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل فى الأجل القصير عن قيمته التوازنية فى الأجل الطويل وبمقدار وحدة واحدة.

٩- اتفقت مقدرات الطريقة العامة للعزوم (GMM) وهى مقدر الفروق (DIF-GMM) لـ Arellano and Bond و مقدار النظام (Sys – GMM) لكل من Arellano and Bover (1995) و Blundell and Bond (1998) , Ahn and Schmidt (1995) وكذلك مقدر Anderson and Hsiao (1981) على وجود علاقة معنوية موجبة إحصائياً بين الاستثمارات الأجنبية المباشرة والاحتياطيات الدولية.

التوصيات:

١- يُفضل استخدام البيانات الاطارية ما أمكن، حيث أن استخدام القطاع المستعرض فقط تظهر معه مشكلة الارتباط الزائف والتى ترجع إلى عدم الاستقرار، كما أن استخدام السلاسل الزمنية فقط قد يؤدى إلى نتائج غير منطقية ترجع إلى قصر المدى الزمنى للبيانات.

٢- ضرورة اختبار سكون (استقرارية) السلسلة الزمنية، وذلك من أجل التخلص من مشكلة الانحدار الزائف والحصول على أفضل النتائج.

٣- ضرورة توافق نتائج اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية مع اختبارات التكامل المشترك وذلك أيضاً من أجل التوصل إلى نتائج أكثر واقعية.

٤- يُفضل استخدام أسلوب التكامل المتناظر ونماذج تصحيح الخطأ عند تقدير مرونات الأجلين الطويل والقصير معاً مع مراعاة الاختبارات اللازمة لتطبيق هذا الأسلوب.

٥- ضرورة مراعاة أن التغير فى حجم الاحتياطيات الدولية يكون له آثاره الاقتصادية الكلية على كافة المستويات بما فيها الاستثمارات الأجنبية المباشرة.

المراجـــــع

أولاً: المراجع العربية:

١- السيد، أحمد كامل (٢٠٠٩). نماذج إحصائية مقترحة لتحليل دوال الاستهلاك باستخدام بيانات السلاسل الزمنية وأبحاث الدخل والإنفاق والاستهلاك فى مصر، رسالة دكتوراه، كلية التجارة، جامعة عين شمس.
٢- بلقاسم ، زايرى (٢٠٠٢). كفاية الاحتياطيات الدولية فى الاقتصاد الجزائرى، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، العدد السابع، الصفحات ٣١٢-٣٤٥.
٣- صندوق النقد العربى، التقرير الاقتصادى العربى الموحد، أعداد مختلفة.
٤- صندوق النقد العربى، قاعدة البيانات، النقد والائتمان فى الدول العربية.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

1- Anderson, T.w. and C. Hsiao (1981), "Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", Journal of the American Statistical Association, Vol. 76, 598-606.

2- Arellano, M and S. Bond (1991), "Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, vol., 277-297.

3- Arellano, M. and O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Componentes Models", Journal of Econometrics, Vol. 68, 29-51.

4- Banerjee, A., J, J, Dolado and R. Mestre (1988), "Error-correction Mechanism Tests for cointegration in a Single – Equation Framework". Journal of Time Series Analysis, 19, pp. 267-283.

5- Baltagi. B.H. (2001), "Econometric Analysis of Panel Data", 2nd edition New York, John Wiley, p. 12.

6- Blundell, R and S. R. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, Vol. 87, 115-143.

7- Green, W.H. (2003), "Econometric Analysis", 5th ed, New Jersey, Prentice Hall, Apper Saddle River, P. 287.

8- Im, K.S. M. H. Pesaran and Y. Shin (2003), " Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". Journal of Econometrics, 115, 53-74.

9- Johansen. S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". Econometrica, 59, 1551-80.

10- Kao. C. (1999), "Spurious regression and residual – based test for Cointegration in panel data", Advances in Econometric, 90 , p. 44.

11- Levin, A. and C.F. Lin (1992), "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite- Sample Properties", Discussion Paper, Department of Economics, University of Califormia at San Diego, pp. 92-122.

12- Maddala, G.s. (1987), "Limited dependent variable models using panel data", The Journal of Human Resource, Vol. 22, No. 3, pp. 307-345.

13- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. Smith (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, Journal of the American Statistical Association, 94, pp. 621-634.

14- Pesaran, M.M. and R. Smith (1995), Estimation of long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics, 68, pp. 79-113.

15- Pedroni. P. (2004), Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis" Econometric Theory, 20, p. 597.

16- Weserlund, J. (2007), "Testing for error Correction in panel data". Oxfor Bulletin of Economics and Statistics 69, pp. 709 – 748.