العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج والإستثمار المحلى

دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصرى باستخدام تحليل التكامل المشترك Cointegration Analysis

د/ هاني محمد على الدمرداش

مدرس الاقتصاد بقسم الاقتصاد والمالية العامة
بكلية التجارة جامعة طنطا
دكتوراه الاقتصاد من جامعة Newcastle بانجلترا.

العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج والإستثمار المحلى
دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصرى باستخدام تحليل التكامل المشترك Cointegration Analysis

د/ هانى محمد على الدمرداش[1]

ملخص البحث

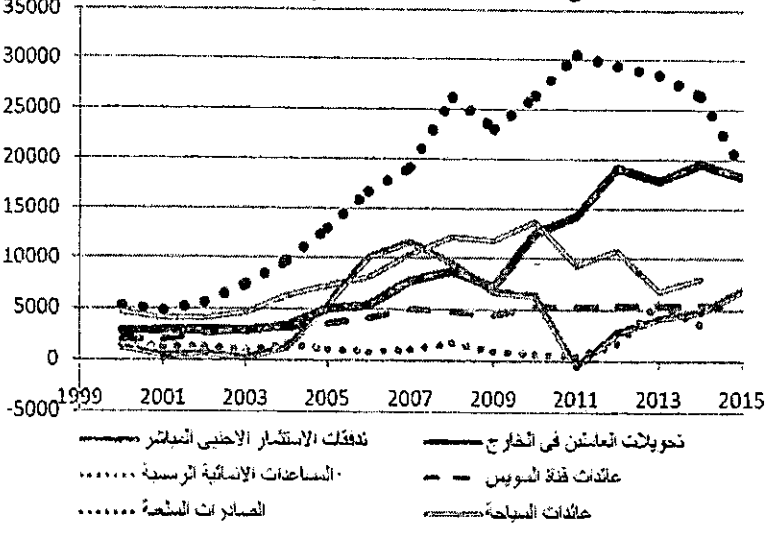
تعتبر تحويلات العاملين في الخارج أحد أهم مصادر تدفقات النقد الأجنبىإلى الدولة الأم، فى كل دول العالم بشكل عام، وفى الدول النامية بصفة خاصة، كما أنها أكثر استقراراً واستدامة، خاصة فى أوقات الأزمات الاقتصادية والمالية. وفى حين تذخر الأدبيات الإقتصادية بالدراسات التى تهتم بمحددات هذه التحويلات وتأثيرها على النمو الاقتصادى والفقر فى الدول النامية، نجد أن القليل جداً من الدراسات قد ألقت الضوء على أثر تحويلات العاملين بالخارج على الإستثمارالمحلى. ونظراً للأهمية التى تتمتع بها تحويلات المصريين العاملين فى الخارج كأحد اهم مصادر النقد الأجنبى للاقتصاد المصرى، والذى تُعتبر ندرة موارده عائقا أساسيا أمام التنمية الاقتصادية والاستقرار الاقتصادى، يهدف هذا البحث إلى تحديد العلاقة بين تحويلات المصريين العاملين فى الخارج والإستثمار المحلى فى الاقتصاد المصرى فى الأجل الطويل والقصير. وباستخدام إختبار التكامل المشترك Cointegration ونمـــوذج الانـحدار الـذاتى ذو فترات التباطـــؤ الموزعـــة Autoregressive Distributed Lags Model ARDLوإختبار جرانجر للسببية Granger Non-Causality Test وجدنا أن تحويلات العاملين فى الخارج تؤثر إيجابياً فى الإستثمار، حيث أن زيادتها ١% يؤدى إلى زيادة الإستثمار بنسبة ٠,١٣% فى الأجل الطويل و ٠,١١% فى الأجل القصير، كما أن تأثيرها يتحقق بزيادة التطور المالى الذى يؤدى إلى زيادة حجم الإستثمار بـــ ٠,٣٣% و ٠,٣٩% فى الأجل القصير والأجل الطويل على الترتيب.

---

[1] مدرس الاقتصاد بقسم الاقتصاد والمالية العامة بكلية التجارة جامعة طنطا - - دكتوراه الاقتصاد من جامعة Newcastle بانجلترا.

يُنظر إلى تحويلات العاملين في الخارج على أنها أحد أهم مصادر التدفقات المالية الخارجية إلى الدولة الأم، فى كل دول العالم بشكل عام، وفى الدول الناميةبصفة خاصة. وتزداد أهميتها، بالمقارنة مع غيرها من التدفقات النقدية الأخرى مثل المساعدات الإنمائية الرسميةوتدفقات الإستثمار الأجنبي المباشر، والسبب فى ذلك يرجع إلى حقيقة كونها أكثر استقراراً واستدامة(Kapur and Singer 2006). بالاضافة لذلك، تتجه تحويلات العاملين فى الخارج إلى الزيادة فى أوقات الأزمات الاقتصادية والمالية، التى قد تحدث فى بلدانهم الأم بسبب الكوارث الطبيعية والحروب والركود الاقتصادى، لمساعدة ذويهم على مواجهة الصعوبات التى قد تواجههم فى أثناء هذه الأوقات العصيبة(Ratha 2007). ولإلقاء الضوء على أهمية تحويلات المصريين العاملين بالخارج، بالمقارنة مع غيرها من مصادر النقد الأجنبى فى الاقتصاد المصرى، يمكننا الاستعانة بالشكل رقم (١) والذى يُوضح التطور التاريخى لهذه المصادر فى السنوات الأخيرة.

شكل رقم (١) تطور المصادر الرئيسية لتدفق العملة الصعبة الى الاقتصاد المصرى فى الفترة ٢٠٠٠ - ٢٠١٥ (القيمة بالمليون دولار).



Source: Author preparation depending on the World Development Indicators Database (WDI) 2017.

كما يظهر من الشكل رقم (١)، نجد أن تحويلات العاملين بالخارج تحتل المرتبة الثانية، بشكل شبه دائم، بعد الصادرات السلعية، كأحد أهم مصادر العملة الصعبة فى الاقتصاد المصرى،والتى تعد ندرة مواردها عائقاً أساسياً أمام برامج التنمية الاقتصادية وسياسات الاستقرار الاقتصادى. فقد بلغت فى عام ٢٠١٥ ما قيمته ١٨,٣ مليار دولار مقتربة من الصادرات السلعية، والتى بلغت قيمتها ١٩,١ مليار دولار، وقد بلغت ١١٧,٨٥% من مجموع تدفقات الموارد الأخرى مجتمعة (بدون عائدات قطاع السياحة)، والتى تشمل عائدات قناة السويس والمساعدات الانمائية والإستثمار الأجنبى المباشر، حيث بلغت قيمتهم معاً ١٥,٥٣ مليار دولار، كما بلغت ما يقرب ٢٣٠% من ايرادات القطاع السياحى لنفس العام.

وبنظرة أكثر عمقاً لبيانات الفترة من العام ٢٠١١ إلى العام ٢٠١٥، نجد أن تحويلات العاملين بالخارج هى الأقل عرضة للتذبذب، بعد ايرادات قناة السويس، بسبب الصدمات التى مر بها الاقتصاد المصرى، بسبب الأحداث السياسية، بل أنها ازدادت من ١٢,٥ مليار دولار عام ٢٠١٠، عام ما قبل بداية الأحداث، إلى ١٩,٢ مليار فى عام ٢٠١٢، بعكس الحال بالنسبة للاستثمار الأجنبى المباشر والمساعدات الإنمائية وعائدات السياحة، وحتى الصادرات السلعية التى استمرت فى الانخفاض بداية من عام ٢٠١٢ وحتى عام ٢٠١٥.

سؤال البحث:

من العرض السابق، يتضح مدى الأهمية التى تتمتع بها تحويلات العاملين فى الخارج كأحد اهم مصادر النقد الأجنبى للاقتصاد المصرى، والذى تُعتبرندرة موارده عائقا أساسيا أمام التنمية الاقتصادية والاستقرار الاقتصادى،من حيث أن الاتجاه العام الذى تتميز به هو التزايد، كما أنها تُعد الأكثر استقراراً فى أوقات الأزمات الاقتصادية

الداخلية. وفى حين ركزت مُعظم الدراسات، تبعا لهذه الأهمية، على محددات هذه التحويلات وتأثيرها على النمو الاقتصادى والفقر فى الدول النامية، نجد أن القليل جداً من الدراسات، مثل (Griffith, Boucher et al. 2008) و(Gheeraert, Mata et al. 2010) على سبيل المثال، قد ألقت الضوء على أثر تحويلات العاملين بالخارج على الإستثمار المحلى، فقد تتجه تحويلات العاملين فى الخارج إلى الاستهلاك المحلى، ويزداد تبعاً لذلك الناتج المحلى الاجمالىGDP والنمو الاقتصادى، أو قد تتجه للاستثمار المحلى، فيزداد وترتفع معه قيمة الناتج المحلى الاجمالى ويتحسن النمو.

بناءاً على ذلك، فان سؤال هذا البحث هو: **هل توجد علاقة بينتحويلات المصريين العاملين فى الخارج والإستثمار المحلى فى الاقتصاد المصرى؟ واذا كان هناك ثَمة علاقة، فهل هذهالعلاقة طردية ام عكسية؟ وما هو اتجاه السببية فى هذه العلاقة؟ وهل هى علاقة طويلة الأجل ام قصيرة الأجل؟**

هدف البحث وحدوده:

يهدف هذا البحث إلىتحديد ما اذا كانت هناكعلاقة بينتحويلات المصريين العاملين فى الخارج وبين الإستثمار المحلى، مع تحديد اتجاه ومدى هذه العلاقة، إن وُجدت، وسوف يغطى البحث الفترة الزمنية الممتدة من عام ١٩٧٧ حتى عام ٢٠١٥، بالتطبيق على بيانات الاقتصاد المصرى.

منهج البحث:

يعتمد الباحث، فى سبيل تحقيق هدف البحث، على التحـــليل الاقتصادى القياسى للبيانـــات الاقتصـــاديةالتى تُغطى عدداً من المتغيراتالكلية على مدار مدة زمنية ممتدة لعدة فترات زمنية فيما يُعرف بالسلاسل الزمنية متعددة المتغيرات The Multivariate Time Series Data والاختبارات القياسية المرتبطة بها مثل إختبار جذر الوحدة The Unit Root Test، اختبار التكامل المشترك The Cointegration Test،

وسوف يتم تقدير النموذج، بناءاً على نتائج هذه الاختبارات،باستخدام طريقة متجه تصحيح الخطأ The Vector Error Correction Model (VECM).وذلك بالتطبيق على بيانات سلسلة زمنية متعددة المتغيرات للاقتصاد المصرى فى الفترة الزمنية ١٩٧٧-٢٠١٥.

خطة البحث:

يتكون البحث، بالاضافة إلى المقدمة، من الأقسام التالية:

القسم الأول: الدراسات السابقة.

القسم الثاني: النموذج التطبيقى ووصف البيانات.

القسم الثالث:المنهجية القياسية المستخدمة فى تقدير النموذج.

القسم الرابع: النتائج.

القسمالخامس: الخاتمة.

القسم الأول: الدراسات السابقة

بعمل مسح مرجعى للدرسات الاقتصادية المتعلقة بالهجرة ومردودها الاقتصادى، نجد أن هذه الأبحاث قد اتخذت اتجاهين أساسيين هما: الاتجاه الأول ويندرج تحته الدراسات التى حاولت تفسير ظاهرة الهجرة وتحديد أسبابها والعوامل المحددة لها، مثل دراسة (Greenwood 1983) و(Straubhaar 1986)و(Zanker and Siegel 2007 - Hagen)، على سبيل المثال لا الحصر،بينما الاتجاه الثاني، نجده يضم مجموعة الدراسات التى ركزت على الدور الاقتصادى والاجتماعى الذى يُمكن لتحويلات العاملين فى الخارج أن تؤديه فى الدول المتلقية لهذه التحويلات، وقد انصرفت معظم المناقشات إلى تأثيرها على النمو الاقتصادى ومعدلات الفقر، ومنها على سبيل المثال دراسة (Kapur and Singer 2006) و(Kapur and Singer 2006) و(Ratha 2007).

فيما تبقى من هذا القسم، سوف نستعرض تلك الدراسات التى ربطت بين التنمية الاقتصادية، وتخفيض معدلات الفقر، وبين تحويلات العاملين بالخارج إلى دولهم الأم. وقد وجدنا أن هذه الدراسات لم تصل، فى مجموعها، إلى أى شكل من أشكال الاجماع التى تُمكننا من تعميم النتيجة، فنجد بعض الدراسات قد خلصت إلى ان هذه التحويلات ذات دور ايجابى على التنمية، بينما البعض الأخر وجدها غير مؤثرة أو أن تأثيرها سلبيا. **الأمر الذى يستدعى المزيد من البحث والتطبيق على المزيد من البلدان.**

فى دراسته للعلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج والنمو، وجد (Quartey 2005) علاقة طردية بين النمو الاقتصادى وتحويلات العاملين إلى دولة غانا. كما قام (Pradhan, Upadhyay et al. 2008)بدراسة هذه العلاقة، بالتطبيق على بيانات ٣٩ دولة نامية، فى الفترة من عام ١٩٨٠ وحتى عام ٢٠٠٤، وتوصلوا، باستخدام طريقة البيانات المقطعية الطولية ذات التأثيرات الثابتة والعشوائية Fixed and Random-Effects Panel Data Methodإلى وجود تأثير ايجابى لتحويلات العاملين فى الخارج على معدلات النمو فى هذه الدول. وفى نفس الاطار، قام (Giuliano and Ruiz-Arranz 2009) بدراسة تأثير تحويلات العاملين فى الخارج على النمو، فى ظل مراحل مختلفة لتطور القطاع المالى المحلى، فى عينة مكونة من ١٠٠ دولة نامية فى الفترة ١٩٧٥-٢٠٠٢، وقد توصلا إلى نتيجة مفادها أن تحويلات العاملين فى الخارج، فى الدول الأقل تطوراً فى القطاع المالى المحلى، تحفز وتدعم النمو الاقتصادى، حيث تساهم فى ايجاد بديل لتوفير الأموال للاستثمار بعيداً عن قيود السيولة. كما تم دراسة العلاقة بين النمو وتحويلات العاملين فى انخارج، لعينة مكونة من ١٦٢ دولة فى الفترة من ١٩٧٠ إلى ٢٠٠٣، وباستخدام تحليل بيانات البانل الديناميكية The Dynamic Panel Data Analysis، وجدت علاقة طردية بين التحويلات والنمو ولكنها ضعيفة إلى حد كبير(Catrinescu, Leon-Ledesma et al. 2009).

وقد قام أيضاً (Kumar 2010)بدراسة العلاقة بين تحويلات العاملين الفلبينيين فى الخارج والنمو الاقتصادى فى الفلبين، وباستخدام نمـــوذج الانـحدار الـذاتى ذو

فترات التباطـــؤ الموزعـــة Autoregressive Distributed Lags Model ARDL،وبالتطبيق على الفترة ١٩٧٧-٢٠٠٧، أثبت وجود علاقة طردية بينهما، حيث أن مرونة النمو الاقتصادى للتغيرات فى تحويلات العاملين هى ٠,١ و٠,٦ فى الأجل القصير والأجل الطويل على الترتيب. وبالمثل، (Ahmed, Zaman et al. 2011)قد قاموا بدراسة هذه العلاقة فى الاقتصاد الباكستانى، فى الفترة من ١٩٧٦ إلى ٢٠٠٩، وتوصلوا إلى أنها موجبة،حيث أن ١% زيادة فى هذه التحويلات يحقق زيادة فى معدل نمو الناتج بمقدار ٠,٠٣٤%. كما أن (Rao and Hassan 2012) قد قاما بدراسة العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج، فى الأربعين دولة الأعلى فى استقبال تحويلات العاملين على مستوى العالم، والنمو الاقتصادى، فى الفترة ١٩٦٠-٢٠٠٧، باستخدام طريقة الـــ Generalized Method of Moment (GMM)، وأكدا وجود علاقة طردية.

كما قام (Dhungel 2014) بدراسة أثر تحويلات العاملين بالخارج على الناتج القومى لدولة نيبال، فى الفترة من ١٩٧٤ إلى ٢٠١٢، وباستخدام اختبار السببية Causality Test وطريقة تصحيح الخطأThe Error Correction Method، وجد أن التغير فى التحويلات بنسبة ١% يرتبط بتغير ٠,٧% فى الناتج، وأن السببية تتجه من التحويلات إلى الناتج فى الأجل القصير فقط، فى حين تتجه العلاقة السببية من الناتج إلى التحويلات فى الأجل الطويل والأجل القصير. وباستخدام طريقة التكامل المشترك Cointegration ومتجه تصحيح الأخطاء Vector Error Corrections (VECM)، بالتطبيق على بيانات سيريلانكا فى الفترة ١٩٧٧-٢٠١٢، وجد (Paranavithana 2014)أن تحويلات العاملين فى الخارج تؤثر ايجابياً على النمو الاقتصادى، بشكل مباشر أو غير مباشر، فى الأجل الطويل، بينما ينعدم هذا التأثير فى الأجل القصير.

وعلى النقيض من ذلك، قام (Chami, Fullenkamp et al. 2005)بدراسة العلاقة بين تحويلات العاملين فى الخارج والنمو الاقتصادى فى ١١٣ دولة، فى الفترة ١٩٧٠-١٩٩٨، وخلصوا لوجود علاقة عكسية قوية بينهما. وقد يرى البعض أن السبب فى هذه العلاقة هو عدم التفريق بين الدول المستقبلة للتحويلات والدول المرسلة لها، كما ان الدراسة لم تفرق بين الدول المتقدمة والدول النامية. كما وجد (Habib and Nourin 2006)علاقة عكسية بين تحويلات العاملين فى الخارج وكلٍ من اجمالى التكوين الرأسمالى والناتج المحلى الاجمالى الحقيقى فى كلٍ من تايلند وسيريلانكا والهند وأندونيسيا، فى الفترة ١٩٨٧ - ٢٠٠٤.وقد أكد أيضاً (Karagöz 2009) وجود علاقة عكسية بين تحويلات العاملين بالخارج والنمو الاقتصادى فى تركيا، وذلك بفحص بيانات الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٥، حيث أن كل زيادة فى التحويلات بنسبة ١% تؤدى لتدهور النمو بنسبة ٠,٠٣%.بينما لم يجد (Barajas, Chami et al. 2009)أى علاقة بين تحويلات العاملين فى الخارج والنمو الاقتصادى فى ٨٤ دولة، هى موضوع الدراسة، فى الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٤.

وبالتركيز على تلك الدراسات التى تناولت العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج والإستثمار المحلى، نجد أنها محدودة، فقد قام (Griffith, Boucher et al. 2008) بدراسة أثر تحويلات العاملين فى الخارج على الإستثمار فى بارباداوسBarbados، فى الفترة ١٩٧٠ - ٢٠٠٢، باستخدام طريقة المربعات الصغرى الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)، ووجدوا أنها تؤثر فى الإستثمار الحقيقى تأثيراً معنوياً، حيث أن زيادة فى التحويلات بمقدار ١% يودى لزيادة الإستثمار الحقيقى بنسبة ٠,٢٥% فى الأجل الطويل و٠,٢٩% فى الأجل القصير. وبالمثل قام (Gheeraert, Sukadimata et al. 2010) بدراسة تأثير تحويلات العاملين فى الخارج على كلٍ من ودائع البنوك والإستثمار الرسمى، فى

١٠٠ دولة نامية فى الفترة ١٩٧٥ – ٢٠٠٤، وانتهوا لوجود علاقة ايجابية بينها، ويزداد تأثير التحويلات كلما انخفضت التكاليف البنكية للاحتفاظ بالودائع، بينما تنخفض قوة التأثير الايجابى للتحويلات على الإستثمار عندما تنخفض تكاليف التمويل الأجنبى.

وبالمثل، قام كلٍ من(Bjuggren, Dzansi et al. 2010) و(Dzansi 2013) بدراسة العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج والإستثمار، فى٧٩ دولة نامية، فى الفترة ١٩٩٥-٢٠٠٥، وتوصلوا، باستخدام طريقة المربعات الصغرى الديناميكية DOLS،إلى أن التحويلات والجودة العالية للمؤسسات وتطور سوق الإئتمان تؤثر ايجابياً فى الإستثمار، ولكن التأثير الحدى للتحويلات ينخفض بتطور الإئتمان والمؤسسات فى الاقتصاد. كما قام (Baldé 2011) بدراسة هذه العلاقة، فى ٣٧ دولة من دول جنوب الصحراء الكبرى، فى الفترة ١٩٨٠ – ٢٠٠٤، وأثبت أن تحويلات العاملين فى الخارج تؤثر ايجابياً فى كلٍ من الإستثمار والادخار المحلى. وتوصل (Yasmeen, Anjum et al. 2011)إلى نفس النتيجة بالنسبة للاقتصاد الباكستانى فى الفترة ١٩٨٤ – ٢٠٠٩.

القسم الثاني: النموذج التطبيقى ووصف البيانات.

كما بيّنا آنفاً، يهدف هذا البحث لتحديد أثر تحويلات العاملين فى الخارج على الإستثمار فى الاقتصاد المصرى، وكخطوة أولى لتحقيق هذا الهدف، سوف نقوم بتحديد النموذج التطبيقى بناءاً على المتغيرات الأكثر تأثيراً فى الإستثمار،كما تم استعراضها فى الدراسات السابقة فى الأدبيات الاقتصادية.ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام إجمالي التراكم الرأسمالى الثابت(Gross Fixed Capital Formation (GFCF، كمؤشر للاستثمار المحلى،ليكون هو المتغير التابع، ومن ثم تأتى مجموعة المتغيرات التفسيرية بإعتبارها أهم العوامل المؤثرة فىالإستثمارالمحلى، مع التركيز على مصادر التمويل المتاحة للاستثمار. وتأتى تحويلات العاملين فى الخارج Workers' Remittances

(WR) كمتغير مستقل، وهو المتغير محل الاهتمام الرئيسى للبحث، فى مُقدمة هذه المتغيرات.

يُعتبرتطور الأسواق المالية والإئتمان من العوامل الحاسمة فى توفير التمويل اللازم للمشروعات الجديدة، والمشروعات القائمة الراغبة فى التوسع، على حدٍ سواء. ومن ثم، تم إدخال الائتمان المحلى المُقدم للقطاع الخاص Domestic Credit to Private Sector (DCPS)، كمؤشر على التطور المالى The Financial Development فى الاقتصاد المصرى(Ayadi, Arbak et al. 2015). يُمثل الإستثمار جانب الطلب على الأموال، وهو دالة عكسية فى سعر الفائدة الحقيقى، الذى هو بمثابة تكلفة الإستثمار، التى بانخفاضها يزداد حجم الإستثمار، والعكس صحيح. لذلك، سوف يتم إدخال سعر الفائدة الحقيقى (The Real Interest Rates (RIR، السائد فى الاقتصاد المصرى، كمتغير مستقل، لما له من تأثير على حجم الإستثمار. ولأن الاستقرار الاقتصادى من العوامل المؤثرة فى المتغيرات الكلية، ومنها الإستثمار، سوف نقوم بادخال معدل التضخم (Inflation Rates (INFR، كمؤشر على الاستقرار الاقتصادى فى مصر.

يمكننا الآن وضع النموذج التطبيقى للبحث، والذى يُمكن من خلاله قياس أثر تحويلات المصريين العاملين بالخارج على الإستثمارالمحلى فى الاقتصاد المصرى، كما يلى:

$$GFCF_t = \beta_1 + \beta_2 WR_t + \beta_3 RIR_t + \beta_4 DCPS_t + \beta_5 INFR_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

حيث تشير t إلى الفترة الزمنية للبحث $(t = 1977,1978,\ldots,2015)$، ويمثل ε الخطأ العشوائى، كما أن $\beta_1, \beta_2, \ldots \beta_5$ هى معلمات النموذج المراد تقديرها.ولقد تم التعبير عن كل متغيرات الدراسة بالدولار الأمريكى وبالاسعار الثابتة، وقد تمالتعبير

عنكل المتغيرات، فيما عدا سعر الفائدة الحقيقى ومعدل التضخم (مقاساً بالتغير النسبى فى المتوسط السنوى للرقم القياسى لأسعار المستهلكين)،باللوغاريتم الطبيعى، وتم الحصول على البيانات،بشكل أساسى، من قاعدة البيانات الخاصة بمؤشرات التنمية الدولية (WDI) World Development Indicators والتى يصدرها البنك الدولى World Bank.

القسم الثالث: المنهجية القياسية المستخدمة فى تقدير النموذجوالنتائج.

لتقدير معلمات نموذج الدراسة الذى توضحه المعادلة رقم (١) سوف نتبع الخطوات التالية:

١- إختبار جذور الوحدة Panel Unit Root Tests لكل متغير على حده للكشف عن مدى استقرار البيانات من عدمه.
٢- إختبار التكامل المشترك Cointegration Test.
٣- تقدير معلمات النموذج باستخدام نموذج الانحدار الذاتى ذو فترات التباطؤ الموزعة Autoregressive Distributed Lags Model ARDL

وفيما يلى عرض هذه الخطوات بشكل أكثر تفصيلاً:

١- إختبار جذور الوحدة Panel Unit Root Tests:

اذا كانت سلسلة زمنية ما مستقرةStationary، فإن معنى ذلك أن تأثير الصدمات، التى قد تصيبها عبر الزمن، يكون مؤقتاً، ومن ثم يتلاشى هذا التأثير مع مرور الزمن، وتعود قيمها إلى قيمة المتوسطThe Mean في الأجل الطويل. أما اذا لم يكن للسلسلة الزمنية متوسط ترجع اليه قيمها، فى الأجل الطويل، وأن تباين The Varianceهذه السلسلة هو دالة فى الزمن تصل قيمته إلى ما لا نهاية، إذا بلغ الزمن ما لا نهاية، عندئذ يقال أنها سلسلة زمنية غير مستقرة Nonstationary. وعند

استخدام سلاسل زمنية من هذا النوع، أى غير مستقرة،فى الانحدار سوف تنشأ مشكلة الانحدار الزائف Spurious Regression.

بناءاً على ما تقدم، وكخطوة أولى مهمة، قبل تقدير النموذج، سوفنقوم باختبار ما اذا كانت السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة مستقرة أم غير مستقرة. ونقوم بذلك بتوظيف إختبار "ديكى فوللر المُجمع (ADF) "The Augmented Dickey–Fuller لجذور الوحدة (Dickey and Fuller 1979)،والذىيقوم على أساس المعادلة التالية:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t'\delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t \qquad (2)$$

وطبقاً لهذاالاختبار، يتضمن الجانب الأيمن من المعادلة رقم (٢) متباطئات اضافية للمتغير التابع، وذلكللتخلص من الارتباط الذاتيAutocorrelation،ويتحدد عدد فترات التباطؤ تلك باستخدام معيار "شوارتز(SIC) Schwartz InformationCriterion".

ويقوم إختبار ADF بإختبار الفرض التالى:

$$H_0 : \alpha = 0$$
$$H_1 : \alpha < 0$$

أى أن السلسلة الزمنية تُعتبر غير مستقرة، أى بها جذور للوحدة Unit Roots، وفقاً للفرض العدمى، أما الفرض البديل، فيعنى أن السلسلة الزمنية مستقرة.وللتأكد مما إذا كانت بيانات السلاسل الزمنية، للمتغيرات محل الدراسة، مستقرة من عدمه، سوف نستخدم إختبار آخر، كوسيلة لتدقيق النتائج، بحيث يختبر هذا الاختبار فرضاً عدمياً مؤداه استقرار البيانات فى مقابل عدم استقرارها. هذا الإختبار هو إختبار KPSS والذى إقترحه (Kwiatkowski, Phillips et al. 1992). ويُعتبر هذا الإختبار مكملاً لإختبار ADFبفرضية عكسية، ويقوم على أساس بواقى انحدار y على متغير خارجى x بطريقة المربعات الصغرى OLS المعادلة التالية:

$$y_t = \beta' D_t + \mu_t + u_t$$
$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx WN(0, \sigma_\varepsilon^2 \qquad (3)$$

حيث D_t يتضمن المكونات التحديدية مثل الثابت Constant أو الثابت والاتجاه الزمنى، و u_t متكامل من الدرجة صفر I(0)، μ_t عبارة عن متغير عشوائى صرف ذو تباين σ_ε^2، والفرض العدمى هو أن y_t متكامل من الدرجة صفر، أى I(0)، والذى يُمكن صياغته كما يلى: $H_0 : \sigma_\varepsilon^2 = 0$، وإحصائية إختبار KPSS عبارة عن مضاعف لاجرانج (LM) لاختبار $\sigma_\varepsilon^2 = 0$، في مقابل الفرض البديل $\sigma_\varepsilon^2 > 0$، وهى تأخذ الصيغة التالية:

$$KPSS = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \hat{S}_t^2 \right) / \hat{\lambda}^2 \qquad (4)$$

حيث أن $\hat{s}_t = \sum_{j=1}^{t} \hat{u}_j, \hat{u}_t$ هى بواقى انحدار y_t على D_t و $\hat{\lambda}^2$ وهى مقدرات متسقة طويلة الأجل لتباين u_t باستخدام $\hat{u}_t$.

٢- إختبار التكامل المشترك Cointegration Test

غالبا ما تتصف السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية بأنها غير مستقرة مثل الدخل، الطلب على النقود،... إلخ. ويلجأ الباحثون، عادةً، إلىاستخدام الفروق لتحويلها إلى سلاسل مستقرة. ويعتبر هذا الإجراء حلاً جزئياً وليس الحل الأمثل، وذلك لأن الاعتماد على فروق السلاسل الزمنية فى الانحدار، برغم أنه يُعالج مشكلة الإنحدار الزائف، إلا أنه يعيبه أن تقدير النموذج باستخدام فروق السلاسل الزمنية للمتغيرات لا يعطي معلمات للعلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات، بالإضافة لفقدان المشاهدات مع أخذ الفروق. وبناءاً على ذلك، نشأت الحاجة لايجاد طريقة للتقدير يمكننا من خلالها الوصول لمعلمات النموذج فى الأجل الطويل والأجل القصير، وهى التكامل المشترك Cointegration.

ويُقال أنه توجد علاقة تكامل مشترك، أى علاقة طويلة الأجل، بين متغيرين y و x، اذا كانا كلاهما متكاملان من نفس الرتبة وأن تكون الرتبة الأولى، أى كلا المتغيريين I(1)، وأن متتغير الخطأ العشوائى، أو البواقى، لانحدار y على x متكاملاً من الرتبة صفر، أى أنه I(0)، (Engle and Granger 1987). وفى هذه الحالة يكون هناك علاقة بين x و yونستطيع القول أنهما سوف يتحركان معا، أى أنهما متكاملين تكاملاً مشتركاً. وينبغي ان يحدث ذلك،نظرياً، عندما تكون هناك علاقة تربط المتغيرين، ومن ثم،يُمكن الكشف عن وجود علاقة اقتصادية ما عن طريق إجراء إختبار التكامل المشترك Cointegration Test بين متغيرات هذه العلاقة.

كما يوضح الجدول رقم (١)، أن نتائج إختبارات جذور الوحدة تشير إلى أن متغيرات النموذج، الموضح بالمعادلة رقم (١)، ليست متكاملة من نفس الرتبة، ولكن بعضها متكامل من الرتبة صفر، أى I(0)، وبعضها متكامل من الرتبة واحد I(1)، بما يعنى أن شرط التكامل المشترك غير متحقق. وللتغلب على هذه المشكلة، قام (Pesaran, Shin et al. 2001) بإبتكار إختبار الحدود للتكامل المشترك The Bound Testing for Cointegration، وهو يقوم على إفتراض أن المتغيرات متكاملة من الرتبة صفرI(0)أو متكاملة من الرتبة واحدI(1)، ويتم من خلال تقدير نموذج الإنحدار الذاتى ذو فترات التباطؤ الموزعة ARDL، والذى يُتيح تقدير العلاقة فى الأجل الطويل والأجل القصير، ثم اختبار الفرض العدمى الذى ينص على عدم وجود علاقة بين المتغيرات فى الأجل الطويل No Cointegration. وتأخذ معادلة النموذج، فى هذه الحالة، الصيغة التالية:

$$\Delta y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i * \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i} \beta_{j,i} * -\rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^{k} X_{j,t-1} \delta_j + \varepsilon_t \qquad (5)$$

ومنها يتم إختبار:

$$H_0 : \rho = \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_k = 0$$
$$H_1 : \rho \neq \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots \neq \delta_k \neq 0$$

ولأن إحصائية الإختبار المقترح، ذات توزيع غير معياري، سواء كانت المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر(0)I أو متكاملة من الرتبة واحد(1)I،يقدم Pesaran, Shin and Smith قيما حرجة للحالات التى تكون فيه كل المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر(0)I، وقيما أخرى للحالات التى يكون فيها كل المتغيرات متكاملة من الرتبة واحد (1)I، ويقترح استخدام هذه القيم الحرجة كحدود Bounds، أعلىأو أدنى، فى تلك الحالات التى تكون فيها المتغيرات خليطاً كلا الرتبتين (0)I و(1)I.

٣- تقدير معلمات النموذج باستخدام نمـــوذج الـــ ARDL Model

لتحديد العلاقة طويلة الأجل بين تحويلات العاملين المصوبين بالخارج والإستثمار المحلى، دون تجاهل ديناميكية هذه العلاقة وتغيراتها فى الأجل القصير، سوفنقوم باستخدام تحليل التكامل المشترك Cointegration باستخدام نموذج الإنـــحدار الـــذاتى ذو فترات التباطـــؤ الموزعـــة Autoregressive Distributed Lags Model ARDLوالذى يكون فيه انحدار المتغير التابع على فترات التباطؤLags الخاصة به بالاضافة إلى فترات التباطؤ الخاصة بالمتغيرات المستقلة، ويمكن التعبير عنه بالصيغة العامة التالية:

$$\Delta GFCF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta GFCF_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \Delta WR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta RIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \sigma_i DCPS_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i INFR_{t-i} - \varphi \left(GFCF - \begin{pmatrix} \eta_1 WR_{t-1} + \eta_2 RIR_{t-1} + \eta_3 DCPS_{t-1} \\ + \eta_4 INFR_{t-1} + \xi \end{pmatrix} \right) + \varepsilon_t \quad (6)$$

حيث أن i فترات التباطؤ، ε الخطأ العشوائى، φ هى معامل أو سرعة التعديل أو التصحيح التى يتم بها تصحيح الانحرافات، التى تحدث فى الأجل القصير، فى العلاقة بين المتغيرات وإعادتها إلى مستواها التوازنى فى الأجل الطويل. والجزء من المعادلة رقم (٦) الموضوع بين الأقواس بجوار هذا المعامل φ يُطلق عليه متجه تصحيح

الأخطاء Error Correction، وبالتالي يمكن إعادة كتابة المعادلة رقم (٦) بطريقة أخرى كما يلي:

$$\Delta GFCF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta GFCF_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \Delta WR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta RIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \sigma_i DCPS_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i INFR_{t-i} - \varphi\, ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

حيث أن ECM_{t-1} هو متجه تصحيح الأخطاء. وتجدر الإشارة هنا، إلى أن معامل سرعة التعديل φ لابد أن تكون قيمته سالبة، فى حالة وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، كما أنه كلما زادت القيمة المطلقة له، كلما كان تصحيح الانحرافات والعودة إلى وضع التوازن طويل الأجل سريعاً.

القسم الرابع: النتائج.

من نتائج إختبارات جذور الوحدة، الموضحة فى الجدول رقم (١)، نجد أن الفرض العدمى لإختبار ADF يمكن رفضه، عند مستوى معنوية ١%، أى أن بيانات السلسلة الزمنية الخاصة به مستقرة، بالنسبة لسعر الفائدة الحقيقى فى مستواه وفى الفرق الأول له، أما باقى المتغيرات يُمكن رفض الفرض العدمى عند مستوى معنوية ١٠% فى المستوى، فيما عدا تحويلات العاملين فى الخارج والإئتمان المتاح للقطاع الخاص، ولكن يمكن رفض الفرض العدمى، عند مستوى معنوية ١%، لكل المتغيرات فى الفرق الأول. وقد جاءت نتيجة إختبار KPSS لتؤكد هذه النتيجة، وبناءاً عليه نستنتج أن بعض المتغيرات متكاملة Integrated من الدرجة صفر، أى أنها I(0)، وأن بعضها الآخر متكامل من الدرجة الأولى، أى أنها I(1).

جدول رقم (١)

نتائج اختبارات جذر الوحدة

المتغير	إختبار ADF H_0: Nonstationary		إختبار KPSS H_0: Stationary	
	المستوى	الفرق الأول	المستوى	الفرق الأول
GFCF	-3.28*	-4.69***	0.07	0.16

WR	-2.45	-6.04***	0.117	0.12
RIR	-3.89***	-6.98***	0.15*	0.15
DCPS	-0.34	-5.54***	0.15*	0.29
INFR	-2.83*	-10.35***	0.32	0.12

***، **، * تشير إلى رفض فرض العدم عندى مستوى معنوية ١%، ٥% و ١٠% على التوالى. تم تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء أتوماتيكياً باستخدام معيار SIC.

بناءاً على نتائج إختبارات جذر الوحدة، يمكننا الآن إجراء إختبار التكامل المشترك، بين المتغيرات محل الدراسة، عن طرق تطبيق إختبار الحدود للتكامل المشترك Bound Testing for Cointegration، بالطريقة الموضحة فى القسم الثالث فى المعادلة رقم (٥) واختبار الفروض الخاصة به، وقد جاءت نتائج هذا الاختبار على النحو الموضح بالجدول رقم (٢).

جدول رقم (٢)

نتائج اختبار التكامل المشترك Bound Testing for Cointegration

مستوى المعنوية	القيمة الحرجة (الجدولية) لاحصاء الإختبار – F	
	قيمة الحد الادنى 1(0)	قيمة الحد الاعلى 1(1)
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61
قيمة إحصاء الإختبار F – Statistic	8.784631	

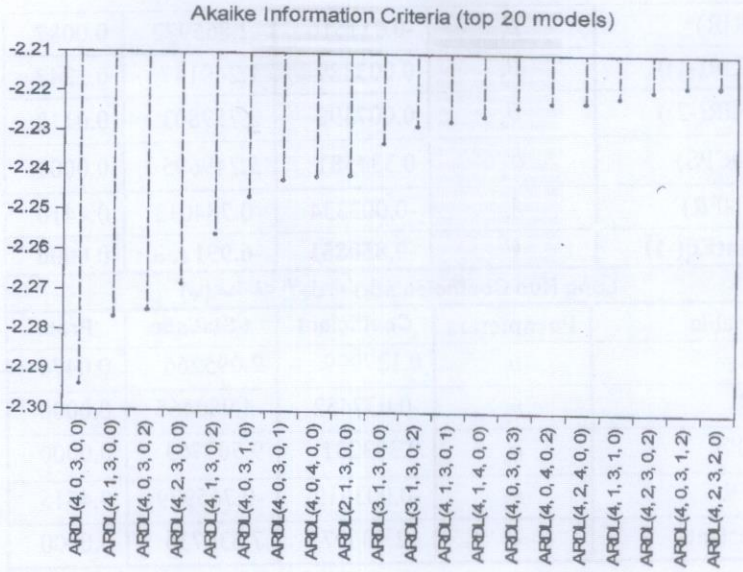
من الجدول رقم (٢)، نجد أن إحصائية إختبار التكامل المشترك F– Statistic قد بلغت قيمتها ٨,٧٨ وهى أعلى من القيمة الحرجة الجدولية، للحد الأعلى، عند مستوى معنوية ١%. وقد تم التوصل اليها بناءاً على تقدير النموذج وفقاً للمعادلة رقم

(٥) بعدد فترات تباطؤ قد تم إختيارها وفقا لقاعدة Akaike Information Criterion (AIC)، وإنطلاقاًمن هذه النتيجة، يُمكن رفض الفرض العدمى، الذى ينص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج. بعبارة أخرى، يوجد علاقة تكامل مُشترك Cointegration، طويلة الأجل، بين الإستثمار المحلى وتحويلات المصريين العاملين فى الخارج ومتغيرات الدراسة الأخرى.

مما تقدم، نستطيع الآنتقدير النموذج الموضح فى المعادلة رقم (٦) عن طريقنموذج الانحدار الذاتى ذو فترات التباطؤ الموزعة Autoregressive Distributed Lags Model ARDLبعد تحديد العدد الأمثل لفترات التباطؤ اللازمة لكل متغير. وفى هذا الإطار، تم إختيار الحد الأقصى لعدد فترات التباطؤ بـ ٤ فترات، وحيث أن عدد المتغيرات ٥، فقد تم تقدير النموذج ٢٥٠٠ مرة، وتم إختيار النموذج الأفضل بناءاً على معيار Akaike Information Criteria (AIC) ليكون ARDL(4,0,3,0,0) وهو ما يوضحه الشكل رقم (٢).

الشكل رقم (٢)

إختيار العدد الأمثل لفترات التباطؤ وفقاً لمعيار AIC



الخطوة التالية، هى تقدير معلملات النموذج، الموضح فى المعادلة رقم (٦)، فى الأجل الطويل (أى معادلة التكامل المشترك أو معادلة تصحيح الخطأ) باستخدام طريقة المربعات الصغرى Ordinary Least Square (OLS). الجدول رقم (٣) يُوضح المعلمات المُقدرة لنموذج ARDL(4,0,3,0,0) للاستثمار وتحويلات العاملين فى الخارج وسعر الفائدة الحقيقى والائتمان الممنوح للقطاع الخاص ومعدل التضخم على الترتيب.

جدول رقم (٣)
نتائج علاقة التكامل المشترك ومعلمات الأجل الطويل والأجل القصير
ARDL(4,0,3,0,0)

(أ) معلمات الأجل القصير Short Run Coefficients				
Variable	**Parameters**	**Coefficient**	**t-Statistic**	**Prob.**
D(GFCF(-1))	α_1	0.704216	5.080457	0.0000
D(GFCF(-2))	α_2	0.145999	1.144020	0.2644
D(GFCF(-3))	α_3	0.245448	1.976414	0.0602
D(WR)	δ_1	0.108908	1.861339	0.0755

D(RIR)	β_1	-0.011516	-2.865972	0.0087
D(RIR(-1))	β_2	0.003389	1.249147	0.2242
D(RIR(-2))	β_3	0.007398	2.759803	0.0112
D(DCPS)	σ_1	0.334581	5.249695	0.0000
D(INFR)	λ_1	-0.003334	-0.784013	0.4410
CointEq(-1)	φ	**-0.850851**	**-6.991258**	**0.0000**
(ب) معلمات الأجل الطويل Long Run Coefficients				
Variable	**Parameters**	**Coefficient**	**t-Statistic**	**Prob.**
WR	η_1	0.127999	2.095266	0.0474
RIR	η_2	-0.037452	-4.980465	0.0000
DCPS	η_3	0.393231	9.507763	0.0000
INFR	η_4	-0.003919	-0.765979	0.4515
Constant	ξ	12.506075	7.634736	0.0000
(ج) إختبار الإرتباط المتسلسل Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test				
F-statistic	0.402557	Prob. F(2,21)		0.6727
Obs*R-squared	1.292311	Prob. Chi-Square(2)		0.5241

من الجدول رقم (٣)، نجد أن تحويلات المصريين العاملين فى الخارج تؤثر تأثيراً إيجابياً فى الإستثمار المحلى فى الأجل الطويل، وأيضاً فى الأجل القصير، ذلك أن ١% زيادة فيها يؤدى لزيادة حجم الإستثمار المحلى بنسبة ٠,١٣% فى الأجل الطويل، عند مستوى معنوية ٥%، و٠,١١% فى الأجل القصير، عند مستوى معنوية أقل من ١٠%. ولكن الجدير بالملاحظة هنا، أن هذا التأثير الإيجابى يتوقف على درجة التطور المالى Financial Development التى يتمتع بها الإقتصاد المصرى، فعند استبعاد الإئتمان الممنوح للقطاع الخاص DCPS من النموذج الموضح فى المعادلة رقم (٦)، نجد أن تأثير تحويلات العاملين فى الخارج على الإستثمار يُصبح غير

معنوى على الإطلاق، سواء فى الأجل القصير أو الأجل الطويل[1].كما يشير الجزء (ج) من الجدول رقم (٣) إلى أن النموذج لا يعانى من مشكلة الإرتباط التسلسلى.

ونجد، علاوة على ذلك، أن مؤشر التطورات المالية، مقاساً بحجم الإئتمان الممنوح للقطاع الخاص، يؤثر إيجابياً، وبشكل كبير، فى الإستثمار المحلى، حيث أن زيادة الأول بنسبة ١% يؤدى إلى زيادة الأخير بنسبة ٠,٣٣% فى الأجل القصير و٠,٣٩% فى الأجل الطويل. وهذه النتيجة مؤداها أنه كلما تطورت المؤسسات المالية وإزداد العمق المالى فى الإقتصاد المصرى، كلما إزدادت تحويلات العاملين فى الخارج، من خلال المؤسسات المالية الرسمية، ومن ثم يتوافر التمويل اللازم للاستثمار، في الأجل الطويل والأجل القصير.

وهذه النتيجة، جاءت متسقة مع الكثير من الدراسات السابقة، كما تم استعراضها فى القسم الأول من البحث، كما أنها مُتفقة مع نتائج دراسة (Elseoud 2014) الخاصة بالإقتصاد المصرى، عن الفترة ١٩٩١-٢٠١٤، غير أن هذه الدراسة قد تبنت مجموعة من المعادلات ثنائية المتغيرات، بما يعنى أن كل علاقة أو معادلة عبارة عن متغيرين فقط، وبإفتراض أن باقى المتغيرات ثابتة، وهو إفتراض لايسهل تحقيقة فى الواقع، كما أن تقدير العلاقات فى هذه الحالة يتسبب فى فقد الكثير من المعلومات التى قد تنشأ بسبب تداخل العلاقات الإقتصادية.

كما تُشير النتائج أيضا إلى وجود علاقة عكسية بين سعر الفائدة الحقيقى والإستثمار المحلى، فزيادة سعر الفائدة الحقيقى بنسبة ١% تؤدى إلى انخفاض الإستثمار بنسبة ٠,٠١% فى الأجل القصير وبنسبة ٠,٠٤% فى الأجل الطويل. وهذه النتيجة تتفق مع نتائج الدراسات السابقة وكذلك مع النظرية الإقتصادية. بينما لم نجد أى

[1] نتائج تقدير النموذج بدون مؤشر التطور المالى غير معروضة فى متن البحث، ولكنها متاحة لدى الباحث عند طلبها.

دليل على وجود علاقة معنوية بين الإستثمار والتضخم، سواء فى الأجل القصير أو الأجل الطويل، فهى علاقة سالبة ولكنها ليست معنوية.

وبالنظر إلى قيمة معامل تصحيح الأخطاء The Error Correction Term φ، فى الجدول رقم (٣)، نجد أنها سالبة ومعنوية، عند مستوى معنوية أقل من ١%، وهذا يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل Cointegration بين متغيرات النموذج، كما ان قيمة هذا المعامل كبيرة، إلى حد كبير، تساوى قيمتها – ٠,٨٥، وهو الأمر الذى يعنى سرعة تصحيح الانحرافات التى تحدث فى الأجل القصير، والتى تتسبب فىإبتعاد المتغيرات عن علاقتها التوازنية طويلة الأجل، وعودتها مرة أخرى إلى العلاقة التوازنية طويلة الأجل.

ولأن متغيرات النموذج قد تم قياسها على أساس سنوى، نجد أن اى انحراف يحدث فى الأجل القصير فى النموذج يستغرق مدة تقترب من ١١ شهر ليعود إلى وضع التوازن مرة أخرى. وتجدر الإشارة أيضاً، إلى أن وجود علاقة التكامل المشترك Cointegration تعنى ضرورة وجود علاقة سببية، فى إتجاه واحد Unidirectional، على الأقل. ولتأكيد هذه العلاقة السببية تم استخدام إختبار جرانجر Granger Non–Causality فى سياق نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM ووجدت علاقة سببية متبادلة، أى فى الإتجاهين، بين تحويلات العاملين بالخارج، مع باقى المتغيرات، والإستثمار المحلى.

جدول رقم (٤)

إختبار السببيةGranger Non-Causality

TEST FOR GRANGER-CAUSALITY:	Test	P-value
H0: "WR, DCPS, RIR, INFR" do not Granger-cause "GFCF"	3.12	0.002
H0: No instantaneous causality between "WR, DCPS, RIR, INFR" and "GFCF"	12.36	0.014

القسم الخامس: الخاتمة.

نخلص مما تقدم إلى أنالعلاقة بينتحويلات العاملين بالخارجوالإستثمار المحلى،فى مصرفى الفترة ١٩٧٧-٢٠١٥، هى علاقة موجبة، كما أن تأثيرها هذا يتحقق فى ظل التطور المالى ويمتد من الأجل القصير إلى الأجل الطويل. بالاضافة إلى ذلك، يلعب تطور البنية التحتية المالية دوراً إيجابياً حاسماً فى زيادة حجمالإستثمارالمحلى، ويؤثر سعر الفائدة الحقيقى فيه تأثيراً سلبياً ولكنه محدود.

REFERENCES

Ahmed, J., K. Zaman and I. A. Shah (2011). "An empirical analysis of remittances-growth nexus in Pakistan using bounds testing approach." Journal of Economics and International Finance3(3): 176-186.

Ayadi, R., E. Arbak, S. B. Naceur and W. P. De Groen (2015). Financial Development, Bank Efficiency, and Economic Growth Across the Mediterranean. Economic and Social Development of the Southern and Eastern Mediterranean Countries. R. Ayadi, M. Dabrowski and L. De Wulf. Cham, Springer International Publishing: 219-233.

Baldé, Y. (2011). "The impact of remittances and foreign aid on savings/investment in Sub - Saharan Africa." African Development Review23(2): 247-262.

Barajas, A., R. Chami, C. Fullenkamp, M. Gapen and P. J. Montiel (2009). "Do workers' remittances promote economic growth?" IMF Working Paper WP/09/153.

Bjuggren, P.-O., J. Dzansi and G. Shukur (2010). "Remittances and investment." The Royal Institute of Technology. CESIS Electronic Working Paper Series, Paper(216).

Catrinescu, N., M. Leon-Ledesma, M. Piracha and B. Quillin (2009). "Remittances, institutions, and economic growth." World Development37(1): 81-92.

Chami, R., C. Fullenkamp and S. Jahjah (2005). "Are immigrant remittance flows a source of capital for development?" IMF Staff Papers52(1).

Dhungel, K. R. (2014). "Does Remittance in Nepal Cause Gross Domestic Product? An Empirical Evidence Using Vector Error Correction Model." International Journal of Econometrics and Financial Management2(5): 168-174.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root." Journal of the American Statistical Association74(366): 427-431.

Dzansi, J. (2013). "Impact of remittances on domestic investment: the role of institutional and financial development." Global Review of Accounting and Finance4(2): 65-84.

Elheddad, M. M. (2016). "Natural Resources and FDI in GCC Countries." International Journal of Business and Social Research6(7): 12-22.

Elseoud, M. S. A. (2014). "Do Workers' Remittances Matter for the Egyptian Economy?" International Journal of Applied4(1): 1-26.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." Econometrica55(2): 251-276.

Gheeraert, L., R. S. Mata and D. Traca (2010). Remittances and domestic investment in developing countries: an analysis of the role of financial sector development, Université Libre de Bruxelles, Solvay Brussels School of Economics and Management, Centre Emile Bernheim (CEB).

Gheeraert, L., R. Sukadimata and D. Traca (2010). "Remittances and Domestic Investment: An analysis of the role of financial sector

development." Bruxelles: Universite Libre de Bruxelles, 2008.- 30 p.

Giuliano, P. and M. Ruiz-Arranz (2009). "Remittances, financial development, and growth." Journal of Development Economics90(1): 144-152.

Greenwood, M. J. (1983). "The Economics of Mass Migration from Poor to Rich Countries: Leading Issues of Fact and Theory." The American Economic Review73(2): 173-177.

Griffith, R., T. Boucher, P. McCaskie and R. Craigwell (2008). "Remittances and Their Effect on the Level of Investment in Barbados." Journal of Public Sector Policy Analysis2: 3-23.

Griffith, R., T. Boucher, P. McCaskie and R. Craigwell (2008). "Remittances and Their Effect on the Level of Investment in Barbados." Journal of Public Sector Policy Analysis2.

Habib, N. and S. Nourin (2006). "Remittances and real investment: an appraisal on South and South East Asian economies." Faculty of Economics, Chulalongkorn University, Asian Institute of Technology, Bangkok.

Hagen - Zanker, J. and M. Siegel (2007). "The determinants of remittances: A review of the literature." Maastricht University Working Paper; MGSoG Working Paper No. 003.

Kapur, D. and D. A. Singer (2006). "Remittances as Insurance in the Global Economy." Paper presented at the annual meeting of the International Studies Association, Town & Country Resort and Convention Center, San Diego, California, USA

Karagöz, K. (2009). "Workers' remittances and economic growth: Evidence from Turkey." Journal of Yasar University4(13): 1891-1908.

Kumar, R. R. (2010). "Do Remittances matter for Economic Growth of the Philippines? An Investigation using Bounds Test Analysis." University of the South Pacific Working Paper.

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root?" Journal of Econometrics54(1-3): 159-178.

Paranavithana, H. (2014). "Do Workers' Remittances Cushion Economic Growth in Sri Lanka?" International Journal of Business and Social Science5(10).

Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships." Journal of Applied Econometrics16(3): 289-326.

Pradhan, G., M. Upadhyay and K. Upadhyaya (2008). "Remittances and economic growth in developing countries." The European journal of development research**20**(3): 497-506.

Quartey, P. (2005). Shared Growth in Ghana: Do Migrant Remittances Have a Role?" world Bank International Conference on Shared Growth in Africa, Ghana.

Rao, B. B. and G. M. Hassan (2012). "Are the direct and indirect growth effects of remittances significant?" The World Economy**35**(3): 351-372.

Ratha, D. (2007). "Leveraging remittances for development." Policy Brief**3**.

Straubhaar, T. (1986). "The determinants of workers' remittances: The case of Turkey." Weltwirtschaftliches Archiv**122**(4): 728-740.

Yasmeen, K., A. Anjum, K. Yasmeen and S. Twakal (2011). "The Impact of Workers' Remittances on Private Investment and Total Consumption in Pakistan." International Journal of Accounting and Financial Reporting**1**(1): 152.