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

د/ هاني محمد علي الدمرداش
مدرس الاقتصاد بقسم الاقتصاد والمالية العامة
 بكلية التجارة جامعة طنطا
 دكتوراه الاقتصاد من جامعة Newcastle بانجلترا.
العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج والاستثمار المحلي
دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري باستخدام تحليل المتكامل
Cointegration Analysis

الشطر

د/ هاني محمد على الدمرداش

ملخص البحث

تعتبر تحويلات العاملين في الخارج أحد أهم مصادر تدقات النقد الأجنبي إلى الدولة الأم، في كل دولة العالم بشكل عام، وفي الدول النامية بصورة خاصة، كما أنها تعتبر استقراراً ونضجاً، خاصة في أوقات الأزمات الاقتصادية والمالية. وفي حين تذكر الأدبيات الاقتصادية بالدراسات التي تريق بمحتوى هذه التحويلات وتأثيرها على النمو الاقتصادي والفرز في الدول النامية، نجد أن تقليلًا جدًا من الدراسات قد أقتضى الوضوء على أن تحويلات العاملين بالخارج على الاستثمار المحلي، ونظرًا للأهمية التي تتمتع بها تحويلات المصريين العاملين في الخارج كأحد أهم مصادر النقد الأجنبي للأقتصاد المصري، والذي تعتبر ندرة مواردها عائدة أساساً أمام التنمية الاقتصادية والاستقرار الاقتصادي، يهدف هذا البحث إلى تحديد العلاقة بين تحويلات المصريين العاملين في الخارج والإستثمار المحلي في الاقتصاد المصري في الأجل الطويل بالتقدير. ورجاءً استخدام الاتصال الكامل المشترك Autoregressive Distributed Lags الذي ذو قنوات التباين المتوزعة، وجدنا اختبار جرانجر للسببية Model ARDL لاستقرار جرانجر للمسبب أن تحويلات العاملين في الخارج تؤثر إيجابياً في الاستثمار، حيث أن زيادتها 1% يؤدي إلى زيادة الاستثمار بنسبة 10,11% في الأجل الطويل و10,01% في الأجل القصير، كما أن تأثرها يحقق زيادة التطور البالتي الذي يؤدي إلى زيادة حجم الاستثمار بـ 10,23% و 10,39% في الأجل القصير والأجل الطويل على الترتيب.
ينظر إلى تحويلات العاملين في الخارج على أنها أحد أهم مصادر التدفقات المالية الخارجية إلى الدولة الأم، وفي كل دول العالم بشكل عام، وفي الدول النامية خاصة. وتزايد أهميتها، بالمقارنة مع غيرها من التدفقات النقدية الأخرى مثل المساعدات الإغاثية الرسمية وخدمات الاستثمار الإجباري المباشر، والسبب في ذلك يرجع إلى حقيقة كونها أكثر استقراراً واستدامة (Kapur and Singer 2006).

بالإضافة لذلك، تتجه تحويلات العاملين في الخارج إلى الزيدان في أوقات الأزمات الاقتصادية والمالية، التي قد يحدث فيها بلدانهم الأم بسبب الكوارث الطبيعية والحروب والركود الاقتصادي، لتساعد زويتهم على مواجهة الصعوبات التي قد تواجههم في أثناء هذه الأوقات الصعبة (Ratha 2007). وإلقاء الضوء على أهمية تحويلات المصريين العاملين بالخارج، بالمقارنة مع غيرها من مصادر النقد الإجباري في الاقتصاد المصري، يمكننا الاستعانة بالشكل رقم 1، والذي يوضح التطور التاريخي لهذه الموارد في السنوات الأخيرة.

شكل رقم (1) تطور المصادر الرئيسية لتدفقات العمولة الصعبة إلى الاقتصاد المصري في الفترة 2000-2015 (القيمة بالمليون دولار).
كما يظهر من الشكل رقم (1)، تجاوزت التحويلات العاملين بالخارج تحلل المرتبة الثانية، بشكل شبه دائم، بعد الصادرات السلمية، كأحد أهم مصادر العملة الصعبة في الاقتصاد المصري، والتي تعد نورة مواردها عائضاً أساسياً أمام برامج التنمية الاقتصادية وسياسات الإستقرار الاقتصادي. فقد بلغت في عام 2015 ما قيمته 18.3 مليار دولار مقدرة من الصادرات السلمية، والتي بلغت قيمتها 19.1 مليار دولار، وقد بلغت 117.8% من مجموع تكاليف الموارد الأخرى مجتمعة (بجزء عادات قطاع السياحة) والتي تشمل عادات السياحة السويس والمساعدات الإستدامة والإستقرار الإجتماعي المباشر، حيث بلغت قيمتهم معًا 10.53 مليار دولار، كما بلغت ما يقارب 26% من الإيرادات السياحية لنفس العام.


سؤال البحث:
من العرض السابق، يتضح مدى الأهمية التي تتمتع بها تحويلات العاملين في الخارج كأحد أهم مصادر النقد الأجنبي للاقتصاد المصري، والذي تُعتبر نورة موارده عائضاً أساسياً أمام التنمية الاقتصادية والاستقرار الاقتصادي، من حيث أن الاتجاه العام لذا تتميز به هو التزايد، كما أنها تعد الأكثر استقراراً في أوقات الأزمات الاقتصادية.
الداخلية. وفي حين ركزت معظم الدراسات، بما لهذه الأهمية، على محددات هذه التحويلات وتأثيرها على النمو الاقتصادي والتمايز في النمو النامي، نجد أن القليل جداً من الدراسات، مثل (Griffith, Boucher et al. 2008) Gheeraert, Mata et al. (2010) على سبيل المثال، قد أثبت الضوء على أثر تحويلات العاملين بالخارج على الاستثمار المحلي، فقد تتجه تحويلات العاملين في الخارج إلى الاستهلاك المحلي، ويزداد تبعًا لذلك الناتج المحلي الإجمالي GDP، والنمو الاقتصادي، أو قد تتجه للاستثمار المحلي، فيبدو وترتفع قيمة الناتج المحلي الإجمالي ويتحسن النمو.

بناءً على ذلك، فإن سؤال هذا البحث هو: هل توجد علاقة بين تحويلات المصريين العاملين في الخارج والإستثمار المحلي في الاقتصاد المصري؟ وإذا كان هناك علاقة، فهل هذه العلاقة طرديا أم عكسية؟ وما هو اتجاه السببية في هذه العلاقة؟ وهل هي علاقة طويلة الأمد أم قصيرة الأمد؟

هدف البحث وحدوده:

يهدف هذا البحث إلى تحديد ما إذا كانت هناك علاقة بين تحويلات المصريين العاملين في الخارج والإستثمار المحلي، مع تحديد اتجاه ودريئة هذه العلاقة، إن وجدت، وسوف يغطي البحث الفترة الزمنية الممتدة من عام 1977 حتى عام 2015، بالتالي على بيانات الاقتصاد المصري.

منهج البحث:

يعتبر الباحث، في سبيل تحقيق هدف البحث، على التحليل الاقتصادي القياسي للبيانات الاقتصادية التي تُغطي عددًا من المتغيرات التالية على مدار مدة زمنية ممتدة The Multivariate Time Series Data للفترات الزمنية فيما يعرف بالسلسل الزمنية متعددة المتغيرات والاختبارات القياسية المرتبطة بها مثل اختبار جذر الوحدة The Unit Root Test، اختبار التكامل المشترك The Cointegration Test.
تحت عنوان "تم تقدير النموذج بناءً على نتائج هذه الاختبارات باستخدام طريقة متجه. The Vector Error Correction Model (VECM) نصحيح الخطا."


خطة البحث:

- يتكون البحث بالإضافة إلى المقدمة، من الأقسام التالية:
  - القسم الأول: الدراسات السابقة.
  - القسم الثاني: النموذج التطبيقي ووصف البيانات.
  - القسم الثالث: المنهجية القياسية المستخدمة في تقدير النموذج.
  - القسم الرابع: النتائج.
  - القسم الخامس: الخاتمة.

القسم الأول: الدراسات السابقة


فيما تبقى من هذا القسم، سوف نستعرض تلك الدراسات التي ربطت بين التنمية الاقتصادية، وتضاؤل معدلات الفقر، وبين تحولات العمالين بالخارج، إلى دولهم الأم.
وقد وجدنا أن هذه الدراسات لم تصل، في مجموعها، إلى أي شكل من أشكال الاتجاهات التي تمكننا من تعميم النتائج، فنجد بعض الدراسات قد خلصت إلى أن هذه تحولات ذات دور إيجابي على التنمية، بينما البعض الآخر وجدتها غير مؤثرة أو أن تأثيرها سلبياً، الأمر الذي يعد عندهد المزيد من البحث والتطبيق على المزيد من البلدان.


وقد قام أيضاً (Kumar 2010) بدراسة العلاقة بين تحولات العمالين الفلبينيين في الخارج والنمو الاقتصادي في الفلبين، واستخدام نموذج الاستقرار الذاتي ذو

٢٠٨
فترات التباطؤ الموزعة

وبتطبيق على الفترة 1977-2007، أثبت وجود علاقة طردية بينهما، حيث أن مرونة النمو الاقتصادي للتغيرات في تحويلات العاملين هي 0.1 و 0.2 في الأجل القصير والأجل الطويل على الترتيب. وبالنسبة لـ (Ahmed, Zaman et al., 2011)، قاموا بدراسة هذه العلاقة في الاقتصاد الباكستاني، في الفترة من 1977 إلى 2009، وتساوا إلى أنها موجبة، حيث أن 1% زيادة في هذه التحويلات يحقق زيادة في معدل نمو الناتج بمقدار 0.24%. كما أن (Rao and Hassan 2012) قاموا بدراسة العلاقة بين تحويلات العاملين بالخارج في الأربعين دولة الأعلى في استقبال تحويلات العاملين على مستوى العالم، ونامو الاقتصاد، في الفترة 1960-2007، باستخدام طريقة الـ GMM (Generalized Method of Moment) وأدك وجد علاقة طردية.

كما قام (Dhunge 2014) بدراسة أثر تحويلات العاملين بالخارج على الناتج القومي لدولة نيبال، في الفترة من 1974 إلى 2012، واستخدام اختبار السببية، وجد أن التغير في التحويلات بنسبة 1% يرتبط بتغير 0.7% في الناتج، وأن السببية تتجه من التحويلات إلى الناتج في الأجل القصير فقط، في حين تتجه العلاقة السببية من الناتج إلى التحويلات في الأجل الطويل والأجل القصير، وباستخدام طريقة التكامل المشتركة Cointegration وطرق تصحيح الخطأ Vector Error Corrections، بالتطبيق على بيانات سيريلانكا في الفترة 1977-2012، وجد أن تحويلات العاملين في الخارج تؤثر إيجابياً على النمو الاقتصادي، بشكل مباشر و غير مباشر في الأجل الطويل، بينما ينعدم هذا التأثير في الأجل القصير.
وعلى النقيض من ذلك، قام (Chami, Fullenkamp et al. 2005) بدراسة
العلاقة بين تحويلات العاملين في الخارج والنمو الاقتصادي في 112 دولة، في الفترة
1970-1998، وخلصوا لوجود علاقة عكسيّة قوية بينهما. وقى البعض أن
السبب في هذه العلاقة هو عدم التفريق بين الدول المستقبلة للتحويلات والدول المرسلة
لها، كما أن الدراسة لم تفرق بين الدول المتقدمة والدول النامية. كما وجد (Habib
2006) علاقة عكسيّة بين تحويلات العاملين في الخارج وكل من
الجملة التكوين الرأسمالي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في كل من تايلاند
وسلوفينيا والهند، ورومانيا، في الفترة 1977-2004. وقد أكد أيضاً (Karagöz
2009) وجود علاقة عكسيّة بين تحويلات العاملين بالخارج والنمو الاقتصادي في
تركيا، وذلك بفحص بيانات الفترة 1970-2005، حيث أن كل زيادة في التحويلات
Barajas, Chami et al. (2009) أن علاقة بين تحويلات العاملين في الخارج والنمو الاقتصادي في

وبالتركيز على تلك الدراسات التي تناولت العلاقة بين تحويلات العاملين
Griffith, Boucher et al. (2008) بدراسة آخر تحويلات العاملين في الخارج على الاستثمار في
باربادوس، في الفترة 1970-2002، باستخدام طريقة المربعات
الصغرى الدينياميكية (DOLS)، وجدوا
أنها تؤثر في الاستثمار الحقيقي تأثيراً معنواً، حيث أن زيادة في التحويلات بمقدار
1% يؤدي لزيادة الاستثمار الحقيقي بنسب 0,25% في الأجل الطويل و0,01% في
الأجل القصير. وبالمثل، قام (Gheeraert, Sukadamata et al. 2010) بدراسة
تأثير تحويلات العاملين في الخارج على كل من ودائع البنوك والاستثمار الرسمي، في
100 دولة نامية في الفترة 1985-2004، وانتهوا لوجود علاقة إيجابية بينها، وزيادة تأثير التحويلات كما اتخصصت التكاليف البنوكية للحفاظ بالودائع، بينما تتخفض تكاليف التحويلات على الاستثمار. كما تنخفض تكاليف التمويل الأجنبي.

(Bjuggren, Dzansi et al. 2013) وبالمثل، قام كل من


المسمث الثاني: النموذج التطبيق ووصف البيانات.

كما بيدا أننا، يهدف هذا البحث لتحديد أثر تحويلات العاملين في الخارج على الاستثمار في الاقتصاد المصري، وكخطوة أولى لتحقيق هذا الهدف، سوف تقوم بتحديد النموذج التطبيق بناءً على المتغيرات الأكثر تأثيراً في الاستثمار كما استعراضها في الدراسات السابقة في الأدبيات الاقتصادية. لتحقيق ذلك سوف يتم استخدام إجمالي التراكم الرأسمالي الثابت Gross Fixed Capital Formation (GFCF) للاستثمار المحلي، يكون هو المتغير التابع، ومن ثم تأتي مجموعة المتغيرات التفسيرية بإعتبارها أهم العوامل المؤثرة في الاستثمار المحلي، مع التركيز على مصادر التمويل المتاحة للاستثمار. وتأتي تحويلات العاملين في الخارج

(211)
(WR) كمتغير مستقل، وهو المتغير محل الاهتمام الرئيسي للبحث، في مقدمة هذه المتغيرات.

يعتمد تطور الأسواق المالية والإنتاج من العوامل الحاسمة في توفير التمويل اللازم للمشروعات الجديدة، والمشروعات القائمة الراغبة في التوسع، على حد سواء.

Domestic Credit to Private Sector (DCPS) (Ayadi, Arbak et al. 2015) في الاقتصاد المصري (Development), يمثل الاستثمار جانب الطلب على الأموال، وهو دالة عكسية في سعر الفائدة الحقيقي، الذي هو بمثابة تكلفة الاستثمار، التي يخفضها يزداد حجم الاستثمار، والعكس صحيح.

The Real Interest Rates (RIR), لذلك، سوف يتم إدخال سعر الفائدة الحقيقي في السند في الاقتصاد المصري، كمتغير مستقل، لما له من تأثير على حجم الاستثمار، ولأن الاستثمار الاقتصادي من العوامل المؤثرة في المتغيرات الكلية، ومنها الاستثمار، سوف نقوم بباختصار معدل التضخم (INFR)، كمؤشر على الاستقرار الاقتصادي في مصر.

يمكننا الآن وضع النموذج التطبيقي للبحث، والذي يمكن من خلاله قياس أثر تحويلات المصريين العامليين بالخارج على الاستثمار المحلي في الاقتصاد المصري، كما يلي:

\[ GFCFI = \beta_1 + \beta_2WR + \beta_3RIR + \beta_4DCPS + \beta_5INFR + \epsilon \]

حيث تشيرِ إلى الفترة الزمنية للبحث (2015,1977,1978,1979,1977=1)، ويمثل 8 الخطأ العشوائي، كما أن \( \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_5 \) هى معلمات النموذج المراد تقديرها. ولتتم التعبير عن كل متغيرات الدراسة بالدولار الأمريكي، وللاسعار الثانية، وقد تم التعبير
عن كل المتغيرات، فيما عدا سعر الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم (مقاساً بالتغير النسبي في المتوسط السنوي للرقم القياسي لأسعار المستهلكين)، واللوغاريتم الطبيعي، وتم الحصول على البيانات بشكل أساسي، من قاعدة البيانات الخاصة بمؤشرات التنمية الدولية (WDI)، والتي يصدرها البنك الدولي.

القسم الثالث: المنهجية القياسية المستخدمة في تقدير النموذج النتائج.

لتقلير معادلات نموذج الدراسة الذي توضح المعادلة رقم (1) سوف نتبع الخطوات التالية:

1- اختيار جذور الوحدة لكل متغير على حدة للكشف Panel Unit Root Tests عن مدى استقرار البيانات من عدمه.

2- اختبار التكامل المشترك Cointegration Test.

3- تقلير معادلات النموذج باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو فترات Autoregressive Distributed Lags Model ARDL.

إذا كانت سلسلة زمنية ما مستقرة stationary، فإن منعى ذلك أن تأثير الصدمات، التي قد تصيبها عبر الزمن، يكون مؤقتاً. ومن ثم يتبين هذا التأثير مع مرور الزمن، وتشتت قيمه إلى قيمة المتوسط في الأجل الطويل. أما إذا لم يكن للسلسلة زمنية متوسط تراجع إليه قيمها في الأجل الطويل، وأن تباين هذه السلسلة هو دالة في الزمن تصل قيمته إلى ما لا نهاية، إذا بلغ الزمن Variance Nonstationary ما لا نهاية، عندئذ يقال أنها سلسلة زمنية غير مستقرة.
استخدام سلاسل زمنية من هذا النوع، أي غير مستقرة في الانحدار سوف تنشأ مشكلة Spurious Regression.

بناءً على ما تقدم، وكخطوة أولى مهمة، قبل تدقيق النموذج، سوف نقوم بإختبار ما إذا كانت السلسلة الزمنية للمتغيرات محل الدراسة مستقرة أم غير مستقرة. ونقوم بذلك بتوظيف إختبار "نيكي فولر المجمع" (Dickey and Fuller 1979) لجذور الوحدة (2).

\[ \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma x_t + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \nu_t \]

ويتم إختبار التباين، التباين لتبايني التباين، والمتباينات الإضافية لكلا المتغيرين، وذلك بالتالي من الارتباط الذاتي Autocorrelation.

ويتم إختبار الفرض التالي: ADF بإختبار الفرض التالي:

\[ H_0: \alpha = 0 \]
\[ H_1: \alpha < 0 \]

أي أن السلسلة الزمنية تعتبر غير مستقرة، أي بها جذور الوحدة.

وفقاً للفرض البديل، فيني أن السلسلة الزمنية مستقرة، وللتأكد مما إذا كانت بيانات السلسلة الزمنية، للمتغيرات محل الدراسة مستقرة من عدمه سوف نستخدم إختبار آخر، كوسيلة لتدقيق النتائج، بحيث يختار هذا الاختبار فريضاً عمياً KPSS (Kwiatkowski, Phillips et al. 1992)، والذي اقترحه (KPSS) مدل الإختبار دفعي مستقر وهو مصمم لاختبار البيانات في مقابل عدم استقرارها. هذا الاختبار هو إختبارKPSS ويدعى هذا الاختبار مكملًا لاختبار ADF، ويقوم على أساس بواقي انحدار على متغير خارجي بواسطة المربعات الصغرى OLS المعادلة التالية:

\[ x \]
\[ y_t = \beta D_t + \mu_t + u_t, \]
\[ \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx WN(0, \sigma^2) \]

حيث يتضمن المكونات التحديدية مثل الثابت والانماط الزمني، ونقطة متكامل من الدرجة صفر \( u_t \)، عبر عن متغير عشوائي صرف ذو تباين \( \sigma^2 \)، والفرص العدل هو أن متغير \( y_t \) متكامل من الدرجة صفر، أي (0)؛ والذي يمكن صياغته كما يلي: \( H_0: \sigma^2 = \sigma^2 \) (على مساحة لكسب LL-LS) لاكتتاب بـ \( 0 \) أو 

\[ KPSS = \left( T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\sigma}_t^2 \right) / \hat{\lambda} \]  

حيث أن: \( \hat{\sigma}_t^2 \) هو بوتلي انددات على \( y_t \) و \( D_t \) لـ و هي مترئش متسترة و spoil 0, \( y_t \) باستخدام \( u_t \).

Cointegration Test 

1- اختبار التكامل المشترك

غالبا ما تتضمن السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية بأنها غير مستقرة مثل الدخل، الطلب على النقد،… إلخ. ويبدأ الباحثون، عادةً، بإستخدام فروع تحويلها إلى سلاسل مستقرة. ويعتبر هذا الإجراء جزئياً وليس الحد الأمثل، وذلك لأن الاعتماد على فروع السلسلة الزمنية في الانحدار، برغم أنه يعالج مشكلة الانحدار الزائد، إلا أنه يجب أن تقدير النموذج باستخدام فروع السلسلة الزمنية للمتغيرات لا يمكن معمارتي بالملتقطة طويلة الأمد بين المتغيرات، بالإضافة لفقدان المشاهدات مع أخذ الفروع. وبناءً على ذلك، نشأت الحاجة لإيجاد طريقة للتقدير يمكننا من خلالها الوصول لمعلمات النموذج في الأجل الطويل والأجل القصير، وهي التكامل المشترك.
ويقال أنه يوجد علاقة تكامل مشتركة، أي علاقة طويلة الأجل بين متغيرين $x$ و $y$ إذا كانا كلاهما متكاملان من نفس الرتبة وأن تكون الرتبة الأولى، أي كلا المتغيرين (1), وأن متغير الخطأ العشوائي، أو البوتيكي، لانحراف $y$ على $x$ متكاملًا من الرتبة صفر، أي أنه (0)!. (Engle and Granger 1987). وفي هذه الحالة يكون هناك علاقة بين $x$ و $y$ رغم عدم الكفاءة، فيهما سوف يتحركان معا، أو أنهما متكاملين كتاملاً مشتركاً. ويدعى أن يحدث ذلك بنظرية، عندما تكون هناك علاقة تربط المتغيرين، ومن ثم يمكن الكشف عن وجود علاقة اقتصادية ما عن طريق إجراء اختبار التكامل المشترك Cointegration Test بين متغيرات هذه العلاقة.

كما يوضح الجدول رقم (1)، أن نتائج اختبارات جذور الوحدة تشير إلى أن متغيرات النموذج، الموضوع بالمعادلة رقم (1)، ليست متكاملة من نفس الرتبة، ولكن بعضها متكامل من الرتبة صفر، أي (0)!, وبعضها متكامل من الرتبة واحد (1)!, بما يعني أن شرط التكامل المشترك غير محقق. والتأكد على هذه المشكلة، قام بإبقاء اختبار الحدود للتكامل المشترك (Pesaran, Shin et al. 2001) Bound Testing for Cointegration, وهو يقوم على إفراط أن المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر (0)!, أو متكاملة من الرتبة واحد (1)!, ويتم من خلال تقدير نموذج الإحصاء الذي ذو فترات التباين الموزعة ARDL، والذي يتيح تقدير العلاقة في الأجل الطويل والأجل القصير، ثم اختيار الفرض العددي الذي ينتمى على عدم وجود علاقة بين المتغيرات في الأجل الطويل. No Cointegration, في هذه الحالة، فصيحة التالية:

$$\Delta y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \sum_{t=0}^{q-1} \Delta X_{j,t-1} \beta_{j,t} - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^{q} X_{j,t-1} \nu_t + \epsilon_t \quad (5)$$

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 الاختبار المتدرج، ذات توزيع غير معززي، سواء كانت المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر (0) أو متكاملة من الرتبة واحد (1) تقدم فيما حرجة للحالات التي تكون فيها كل المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر (0)، ونها أخرى للحالات التي يكون فيها كل المتغيرات متكاملة من الرتبة واحد (1)، ويقترح استخدام هذه القيم الحرجة كحدود أعلاها أدنى، في تلك الحالات التي تكون فيها المتغيرات خليطًا كلا الرتبتين (0)1. (1.1).

ARDL Model:

- تكـّر معلومات النموذج باستخدام نموذج الـ Distribution Lags Model.
- تحديد العلاقة طويلة الأجل بين تحويلات العاملين المعنيين بالخارج والإستثمار المحلي، دون تجاهل ديناميكية هذه العلاقة وتغيراتها في الأجل القصير.
- سوف نقوم باستخدام تحليل التكامل المشترك Autoregressive Cointegration لاستخدام ذاتي ذو قترات التباين الموزعة Distributed Lags.
- والذي يكون فيه إعداد المتغير التابع على Lags المتغيرات الخاصة به بالإضافة إلى قترات التباين الخاصة بالمتغيرات المستقلة، ويمكن التعبير عنه بالصيغة العامة التالية:

\[ \Delta GFCF = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \Delta GFCF_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \alpha_i \Delta WR_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \alpha_i \Delta RIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \alpha_i \Delta DCPS_{t-i} \]

\[ + \sum_{i=1}^{l} \beta_i INFR_{t-i} - \rho \left( GFCF - \left( \eta_1 \Delta RIR_{t-i} + \eta_2 \Delta DCPS_{t-i} \right) \right) + \epsilon_t \]

حيث أن i قترات التباين، ε الخطا العشوائي، هي معامل، أو سرعة التعدل، أو التصحيح التي يتم بها تصحيح الأخطاء، التي يحدث في الأجل القصير، في العلاقة بين المتغيرات وعلاقتها إلى مستواها القائم في الأجل الطويل، والجزء من المعادلة رقم (7) الموضوع بين الأقواس يُطلق عليه مبادل تطبيقه تصحيح.
الخطاء، وبالتالي يمكن إعادة كتابة المعادلة رقم (1) بطريقة Error Correction أخرى كما يلي:

\[
AGFCF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i AGFCF_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \Delta RIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \Delta WR_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i DCPS_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i \Delta INFR_{t-i} - \phi ECM_{t-i} + \epsilon_t
\]

حيث أن \( ECM_{t-1} \) هو متجه تصحيح الأخطاء. وتجدر الإشارة هنا، إلى أن معامل سرعة التحويل \( \phi \) لابد أن تكون قيمته سالبة، في حالة وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغير السابق 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 جذر الوحدة، الموضحة في الجدول رقم (1)، نجد أن الفرض العددي لاختبار ADF يمكن رفضه عند مستوى معنوية 1%، أي أن بيانات السلسلة الزمنية الخاصة به مستقرة، بالنسبة لسعة الفاقدة الحقيقية في مستوى وفي الفرق الأول له، أما باقي المتغيرات يُمكن رفض الفرض العددي عند مستوى معنوية 10% في المستوى، فيما عدا تحويلات العاملين في الخارج والإنتمام المتاح للقطاع الخاص، ولكن يمكن رفض الفرض العددي عند مستوى معنوية 1% لكل المتغيرات في الفرق الأول. وقد جاءت نتيجة إختبار KPSS لتؤكد هذه النتيجة، وبناءً عليه، نستنتج أن بعض المتغيرات متكاملة من الدرجة صفر، أي أنها (0)1، وأن بعضها الآخر متكامل من الدرجة الأولى، أي أنها (1)1.

<table>
<thead>
<tr>
<th>المتغير</th>
<th>ADF اختبار</th>
<th>KPSS اختبار</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>H₀: Nonstationary</td>
<td>H₀: Stationary</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>للفرق الأول</td>
<td>للمستوى</td>
<td>الفرق الأول</td>
</tr>
<tr>
<td>GFCF</td>
<td>3.28*</td>
<td>-4.69***</td>
</tr>
</tbody>
</table>

-218-
بناءً على نتائج اختبارات جذر الوحدة، يمكننا الآن إجراء اختبار التكامل المشترك، بين المتغيرات محل الدراسة، عن طريق تطبيق اختبار الحدود للكامل المشترك بالطريقة الموضحة في القسم الثالث في المعادلة رقم (5) واختبار الفروض الخاصة به، وقد جاءت نتائج هذا الاختبار على النحو الموضح بالجدول رقم (2).

جدول رقم (2)

<table>
<thead>
<tr>
<th>مستوى المعنوية</th>
<th>F</th>
<th>اللقيمة الحرة (الجدولية) لاختبار الاختبار</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>(0)</td>
<td>(1)</td>
</tr>
<tr>
<td>10%</td>
<td>2.72</td>
<td>3.77</td>
</tr>
<tr>
<td>5%</td>
<td>3.23</td>
<td>4.35</td>
</tr>
<tr>
<td>2.5%</td>
<td>3.69</td>
<td>4.89</td>
</tr>
<tr>
<td>1%</td>
<td>4.29</td>
<td>5.61</td>
</tr>
</tbody>
</table>

F - Statistic

من الجدول رقم (2)، نجد أن إحصائية اختبار التكامل المشترك قد بلغت قيمتها 8.78. وهي أعلى من اللقيمة الحرة الجدولية، للحد الأعلى، عند مستوى معنوية 1%، وقد تم التوصل إليها بناءً على تكبير النموذج وفقًا للمعادلة رقم 1.5.

***، ****: * تشير إلى رفض فرض الاحتمال بنسبة % و % على التوالي، تم تعدد الألفام للفرات البينية تلقائياً باستخدام مقياس p.
Akaike Information Criterion (AIC) بعد فترات تباطؤ قد تم اختيارها وفقاً لقاعدة
 وإنطلاقاً من هذه النتيجة، يمكن رفض الفرض العددي، الذي ينص على عدم وجود علاقة طويلة الأمد بين متغيرات النموذج. بعبارة أخرى، يوجد علاقة تكامل طويلة الأمد بين الاستشرار المحلي وتحولات المصريين مُترابطين
 العاملين في الخارج ومتغيرات الدراسة الأخرى.

كما نقدم، نستطيع التقدير النموذج الموضح في المعادلة رقم (4) عن طريقة نموذج الإحداث الذاتي ذو فترات التباطؤ الموزعة بعد تحديد العدد الأمثل لفترات التباطؤ Distributed Lags Model ARDL اللازمة لكل متغير. وفي هذا الإطار، تم اختيار الحد الأقصى لعدد فترات التباطؤ بـ 4 فترات، وحيث أن عدد المتغيرات 5، فقد تم تقدير النموذج 200 مرة، وتم اختيار النموذج الأفضل بناءً على معيار Akaike Information Criteria (AIC)، وهو ما يوضحه الشكل رقم (2).

الشكل رقم (2)

AIC اختيار العدد الأمثل لفترات التباطؤ وفقًا لمعيار
الخطوة التالية، هي تقييم معلمات النموذج، الموضوع في المعادلة رقم (۲)، في الأجل الطويل (أي معادلة التكامل المشترك أو معادلة تصحيح الخطأ) باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) 

والجداول رقم (۳) يوضح المعلمات المقدرة لنموذج ARDL(۴,۰,۳,۰,۰) للاستثمار وتحوّلات العاملين في الخارج وسعر الفائدة الحقيقي والائتمان الممنوح للقطاع الخاص ومعدل التضخم على الترتيب.

جدول رقم (۳)
نتائج علاقة التكامل المشترك ومعلمات الأجل الطويل والأجل القصير ARDL(۴,۰,۳,۰,۰)

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variable</th>
<th>Parameters</th>
<th>Coefficient</th>
<th>t-Statistic</th>
<th>Prob.</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>D(GFCF(-1))</td>
<td>$a_1$</td>
<td>0.704216</td>
<td>5.080457</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
<tr>
<td>D(GFCF(-2))</td>
<td>$a_2$</td>
<td>0.145999</td>
<td>1.144020</td>
<td>0.2644</td>
</tr>
<tr>
<td>D(GFCF(-3))</td>
<td>$a_3$</td>
<td>0.245448</td>
<td>1.976414</td>
<td>0.0602</td>
</tr>
<tr>
<td>D(WR)</td>
<td>$d_1$</td>
<td>0.108908</td>
<td>1.861339</td>
<td>0.0755</td>
</tr>
<tr>
<td>Variable</td>
<td>Parameters</td>
<td>Coefficient</td>
<td>t-Statistic</td>
<td>Prob.</td>
</tr>
<tr>
<td>----------</td>
<td>------------</td>
<td>-------------</td>
<td>-------------</td>
<td>-------</td>
</tr>
<tr>
<td>D(RIR)</td>
<td>$\beta_1$</td>
<td>-0.011516</td>
<td>-2.865972</td>
<td>0.0087</td>
</tr>
<tr>
<td>D(RIR(-1))</td>
<td>$\beta_2$</td>
<td>0.003389</td>
<td>1.249147</td>
<td>0.2242</td>
</tr>
<tr>
<td>D(RIR(-2))</td>
<td>$\beta_3$</td>
<td>0.007398</td>
<td>2.759803</td>
<td>0.0112</td>
</tr>
<tr>
<td>D(DCPS)</td>
<td>$\sigma$</td>
<td>0.334581</td>
<td>5.249695</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
<tr>
<td>D(INFR)</td>
<td>$\lambda_1$</td>
<td>-0.003334</td>
<td>-0.784013</td>
<td>0.4410</td>
</tr>
<tr>
<td>CointEq(-1)</td>
<td>$\varphi$</td>
<td>-0.850851</td>
<td>-6.991250</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
</tbody>
</table>

### Long Run Coefficients

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variable</th>
<th>Parameters</th>
<th>Coefficient</th>
<th>t-Statistic</th>
<th>Prob.</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>WR</td>
<td>$\eta_1$</td>
<td>0.127999</td>
<td>2.095266</td>
<td>0.0474</td>
</tr>
<tr>
<td>RIR</td>
<td>$\eta_2$</td>
<td>-0.037452</td>
<td>-4.980465</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
<tr>
<td>DCPS</td>
<td>$\eta_3$</td>
<td>0.393231</td>
<td>9.507763</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
<tr>
<td>INFR</td>
<td>$\eta_4$</td>
<td>-0.003919</td>
<td>-0.765979</td>
<td>0.4515</td>
</tr>
<tr>
<td>Constant</td>
<td>$\xi$</td>
<td>12.506075</td>
<td>7.634736</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
</tbody>
</table>

### Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

- **F-statistic:** 0.402557
- **Prob. F(2,21):** 0.672
- **Obs*R-squared:** 1.292311
- **Prob. Chi-Square(2):** 0.5241

من الجدول رقم (3)، نجد أن تحويلات المصريين العاملين في الخارج تؤثر
تأثراً إيجابياً في الاستثمار المحلي في الأجل الطويل، وأيضاً في الأجل القصير، ذلك
أن 1% زيادة فيها يؤدي لزيادة حجم الاستثمار المحلي بنسبة 3.12% في الأجل
te of اتهام the point of view أو في الأجل القصير، عند مستوى معنوية
 أقل من 0.1%. ولكن الجدير بالملاحظة هنا أن هذا التأثير الإيجابي يتوقف على درجة
التطور المالي،والذي يتمتع بها الاقتصاد المصري،فقد
سيبلغ الإنفاق الممكن للقطاع الخاص من النموذج الموضح في المعادلة
DCPS رقم (1)، نجد أن تأثير تحويلات العاملين في الخارج على الاستثمار يصبح غير

معنوي على الإطلاق، سواء في الأجل القصير أو الأجل الطويل. كما يشير الجزء (ج)
من الجدول رقم (2) إلى أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط السلبي.

وبدأت علة على ذلك، أن مؤشر التطورات المالية، مقياسًا بحجم الانتهان
المموج للقطاع الخاص، يؤثر إيجابياً، وبشكل كبير، في الاستثمار المحلي، حيث أن
زيادة الأول بنسبة 1% يؤدي إلى زيادة الأخير بنسبة 32.0% في الأجل القصير
و1.2% في الأجل الطويل. وهذه النتيجة مؤداها أنه كما تطورت المؤسسات المالية
وإزداد العمق المالي في الاقتصاد المصري، كلما ازدادت تحويلات العاملين في
الخارج، من خلال المؤسسات المالية الرسمية، ومن ثم يتوازن التمويل اللازم
للإيثار، في الأجل الطويل والأجل القصير.

وهذه النتيجة، جاءت متشابهة مع الكثير من الدراسات السابقة، كما تم استعراضها
في الاسم الأول من البحث، كما أنها منشقة مع نتائج دراسة (Elseoud 2014)
الخاصة بالإقتصاد المصري، عن الفترة 1991-2015، غير أن هذه الدراسة قد تبنت
مجموعة من المعادلات كثائية المتغيرات، بما يعني أن كل علاقة أو معادلة عبارة عن
متغيرين فقط، وبفرض أن بيانت المتغيرات ثابتة، وهو إفتراض لا يسهل تحقيقه في
الواقع، كما أن تقدير العلاقات في هذه الحالة يسبب في فقد الكثير من المعلومات التي
قد تتشا بسبب تداخل العلاقات الاقتصادية.

كما تشير النتائج أيضاً إلى وجود علاقة عكسية بين سعر الفائدة الحقيقي
والإيثار المحلي، فزيادة سعر الفائدة الحقيقي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض
الإيثار بنسبة 11.0% في الأجل القصير ونسبة 6.4% في الأجل الطويل. وهذه
النتيجة تتفق مع نتائج الدراسات السابقة وكذلك مع النظرية الاقتصادية. بينما لم نجد أي

1 نتائج تقييم النموذج بدون مؤشر التطور الأول غير مروية في من البحث، ولكنها متاحة لدى الباحث عند طلتها.
The Error Correction Term \( \Delta \) في الجدول رقم (2)، نجد أنها سالبة ومتناوبة عند مستوى معنوية أقل من 1%.
وهذا يؤكد وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، كما أن قيمة هذا المعامل كبيرة، إلى حد كبير، تساوي كميتها -0.85، وهو الأمر الذي يعني سرعة تصحيح الإحرازات التي تحدث في الأجل القصير، والتي تتسبب في إتلاف المتغيرات عن علاقتها التزائدة طويلة الأجل، وعودتها مرة أخرى إلى العلاقة التزائدة طويلة الأجل.

ولكن متغيرات النموذج قد تم قياسها على أساس سنوي، نجد أن أي انحراف يحدث في الأجل القصير في النموذج يستغرق مدة تقترب من 11 شهر ليعود إلى وضع التوازن مرة أخرى. وتشير الإشارة أيضاً إلى أن وجود علاقة التكافل المشترك Unidirectional تعني ضرورة وجود علاقة سلبية، في إتجاه واحد، Cointegration و Granger- Non- على الأقل. ولتأكيد هذه العلاقة السلبية تم استخدام اختبار جرانجر في سوق نموذج متعدد تصحيح الخطأ VECM ووجدت علاقة سلبية Causality متبادلة، أي في الإيجادين، بين تحويلات العاملين بالخارج، مع باقي المتغيرات والاستثمار المحلي.

جدول رقم (4) إختبار السببية

<table>
<thead>
<tr>
<th>TEST FOR GRANGER-CAUSALITY:</th>
<th>Test</th>
<th>P-value</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>H0: &quot;WR, DCPS, RIR, INFR&quot; do not Granger-cause &quot;GFCF&quot;</td>
<td>3.12</td>
<td>0.002</td>
</tr>
<tr>
<td>H0: No instantaneous causality between &quot;WR, DCPS, RIR, INFR&quot; and &quot;GFCF&quot;</td>
<td>12.36</td>
<td>0.014</td>
</tr>
</tbody>
</table>
REFERENCES


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).


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.


