العلاقة بين الادخار والاستثمار وتحركات رؤوس الأموال الدولية:اختبار فرضية فلدستين- هوريوكا في الحالة المصرية

الدكتور: السيد متولي عبد القادر السيد•

مستخلص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية إلى مصر خلال الفترة(١٩٨٠-٢٠١٠) من خلال اختبار العلاقة بين الادخار والاستثمار استنادا إلى فرضية *Feldstein–Horioka(F-H)*. وباستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات الانكسار الهيكلي، توصلت الدراسة إلى أن معلمة الادخار- الاستثمار فى فترة ما قبل برنامج التحرير المالي والمصرفي(١٩٨٠-١٩٩١) كانت معنوية وتزيد عن الوحدة ، مما يعني أن درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية إلى مصر كانت ضعيفة، بينما كانت المعلمة غير معنوية في فترة ما بعد التحرر المالي(١٩٩٢-٢٠١٠) مما يعنى أن درجة تدفقات رؤوس الأموال الدولية كانت تامة. وطبقا لهذه النتائج: يمكن قبول انطباق فرضية *F-H* على الاقتصاد المصري، وان للمساعدات الأجنبية وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر وغير المباشر أهمية كبيرة، وأن السياسات الموجهة مباشرة لزيادة تراكم رأس المال المحلي ستكون السياسة الأمثل لتحقيق النمو والتنمية. ولكن في المقابل فان الاقتصاد المصريسيكون أكثر عرضه لمخاطر الصدمات الخارجية.

• أستاذ الاقتصاد المساعد بالمعهد العالي للحاسبات ونظم المعلومات وعلوم الإدارة- شبرا الخيمة.البريد الالكتروني elsyedmett@gmail.com

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

The Relationship between Investment, Saving and International Capital Mobility:

Test the Feldstein-Horioka hypothesis in the case of Egypt

Dr. Elsayed Mettwally Abd-Elkader Elsayed

Abstract:

This study aims to determine the degree of international capital mobility forEgypt during the period (1980-2010), by examining the relationship between savings and investment based on the Feldstein-Horioka(F-H) hypothesis. Using the Least Squares with Breakpoints method, the study concluded that in the period prior to the financial and banking liberalization program (1980-1991), the investment-saving coefficient was significant and exceeded unity, implying that the degree of international capital mobility for Egypt was weak, while during the period after the financial liberalization (1992-2010) the coefficient was insignificant, implying that the degree of international capital mobility was perfect. According to these results: the F-H hypothesis does hold for the Egyptian economy, there is a great importance toforeign direct and indirect investment flows, and direct policies to increase the accumulation of domestic capital would be the optimal policy for growth. On the other hand, the Egyptian economy is more vulnerable to external shocks.

المنارة للاستشارات

www.manaraa.com

مقدمة الدراسة:

في ظل الافتراض غير الواقعي بأن الاقتصاد مغلق فان الإنفاق المحلى ينقسم بين الاستهلاك المحلي الحالي C والاستثمار المحلي I، وفي الوقت نفسه ، فإن الدخل الذي يتلقاه القطاع العائلي يتم تخصيصه على الاستهلاك C والادخار S، وبالتالي فان الادخار المحلى يتم استخدامه بالكامل فى تمويل الاستثمار المحلى، أي أن الاستثمار المحلى الإجمالي يجب أن يتساوى دائما مع الادخار المحلى الإجمالي ويتحقق شرط التوازن فى الاقتصاد المغلق وهو $S = I$ او $I-S=0$. ولكن فى المقابل، فان الشرط السابق لايعد صحيحا في ظل الافتراض الواقعي بان الاقتصاد مفتوح،، لان الادخار المحلى سوف ينقسم إلى الاستثمار المحلي والاستثمار الأجنبي في شكل تدفقات رؤوس أموال إلى الأجانب بالخارج. وبالتالي توجد علاقة بين الادخار المحلي والاستثمار المحلي وتحركات رؤوس الأموال الدولية.

ويقصد بتحركات رؤوس الأموال الدولية *InternationalCapitalMobility* تحركات رؤوس الأموال، الداخلة *Inflows* أو الخارجة *Outflows* والتي تتكون من الاستثمار الأجنبي المباشر والاستثمار الأجنبي غير المباشر، أي الاستثمار في المحافظ المالية الدولية بين الأسواق والدول المختلفة لإغراض الاستثمار والتجارة والإنتاج.

ولأسباب عديدة، يمكن أن يكون لمدى تنقل رأس المال عبر الحدود آثارا عميقة على أداء الاقتصاد الكلي سواء بالنسبة للدول المتقدمة أو النامية. فعلاوة على أن ارتفاع درجة تحركات رؤوس الأموال في الأسواق المالية الدولية أصبح أمرا ملحوظا، بل يمثل أحد الأشكال الهامة للتقارب الاقتصادي بين الدول، فان معظم الدول النامية تشجع تدفقات رؤوس الأموال لأنها قد تمكنها من تحقيق مكاسب على صعيدين،

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الأول دوليا: وهو ما يرتبط بالكفاءة والتنافسية فى المجال الدولى، وإمكانية تعزيز تخصصها فى إنتاج الخدمات المالية، وبالتالي تحسين التخصيص الدولي للموارد المالية، والثاني محليا: حيث أن تحرير التدفقات المالية الدولية يحرر الاقتصاد من قيد الادخار المحلي، ويولد مزيدا من فرص الاستثمار التى تعزز مزيدا من النمو الاقتصادي وتحسين الرفاهية لجميع الدول.

وبالرغم من ذلك، فان تحرير تدفقات رؤوس الأموال عليه بعض المآخذ مثل: إمكانية تعرض الدول لمخاطر تقلبات سعر الصرف، وزيادة التقلب في أسعار الأصول المالية الناتجة عن المضاربة والصدمات الاقتصادية التي تعوق النمو الاقتصادي. وبالتالي فان المراقبة الدقيقة لدرجة تحركات رؤوس الأموال الدولية تمثل ضرورة لصانعي السياسة الاقتصادية لكى يتحقق التوازن بين المكاسب والمخاطر الناجمة عن تدفقات رؤوس الأموال للدول المضيفة، واستخدامها كمرشد لتحقيق التوازن بين مكاسب تحرير الأسواق المالية وقدرة الدولة على إدارة الاقتصاد القومي.

ويوجد طرق عديدة لقياس درجة تدفقات رؤوس الأموال (درجة تكامل الأسواق المالية الدولية) منها ما هو مباشر مثل: طريقة تعادل الفائدة المغطاة *CoveredInterestParity (CIP)* باعتبارها المؤشر الأنسب لقياس درجة التكامل المالي وبالتالي حركة رأس المال عبر الحدود. ويستند هذا النهج المباشر أساسا على اختبار قانون السعر *الواحد OnePriceLow* للأصول المالية المتماثلة ، حيث يميل سعر الأصول المقومة بعملات مختلفة ذات خصائص المخاطر والاستحقاق المتماثلة إلى المساواة بسهولة وبسرعة من خلال عمليات المراجحة. ولكن متطلبات استخدام طريقة *CIP* لا تتحقق إلا في حالة الدول المتقدمة التي تتميز أسواقها

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المالية بالاتساع والعمق والتكامل، بالإضافة إلى توفر بيانات كاملة عن الأصول المالية.

أما بالنسبة للبلدان النامية، ذات الأسواق المالية الأقل عمقا واتساعا والتي تفرض قيود مختلفة على تحركات رؤوس الأموال وتعاني من عدم وجود بيانات بالدرجة المطلوبة عن الأصول المالية، كل هذه العوائق تحول دون استخدام طريقة *CIP* فى حالة هذه الدول. وبالتالي يتم اللجوء إلى طريقة بديلة، كنهج غير مباشر، بالتركيز على آثار انتقال رأس المال على المتغيرات الاقتصادية الكلية مثل العلاقة بين الادخار المحلي والاستثمار المحلي.

وطبقا للطريقة غيرالمباشرة، فانه فى حالة الحرية التامة لتحركات رؤوس الأموال عبر الحدود، سوف تستجيب حركة المدخرات المحلية لمعدلات العوائد الدولية على الأصول المالية،من خلال عمليات المراجحة التي تحقق التوازن لعوائد المستثمرين، وبالتالي فإن نسبة كبيرة من الاستثمار المحلي ستمول من سوق رأس المال العالمي من خلال العجز في الحساب الجاري، ويكون معامل الارتباط بين الادخار والاستثمار المحليين ضعيفا أو يساوي الصفر. وفى المقابل، إذا كانت رؤوس الأموال غير قابلة للتحرك تماما، فمن المتوقع أن يكون معامل الارتباط بين الادخار والاستثمار المحليين مساويا للوحدة.

إن دراسة العلاقة بين درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية ودرجة الارتباط بينالادخار– الاستثمار المحليين، اكتسبت شهرتها من دراسة *Feldstein and Horioka (1980)* لبيانات عن ١٦ دولة متقدمة من دول *OECD* خلال الفترة (١٩٦٠–١٩٧٤). واختبرت هذه الدراسة الفرضية القائلة بأنه" *من المتوقع أن تكون قيمة معلمة الارتباط بين الادخار والاستثمار منخفضة فى حالة زيادة درجة تحركات*

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

رؤوس الأموال، وأن تكون القيمة مرتفعة فى حالة انخفاض درجة تحركات رؤوس الأموال" وعرفت هذه الفرضية بفرضية فلدستين–هوريوكا *Feldstein-Horioka Hypothesis* وسوف نرمز لها بعد ذلك بالاختصار " فرضية *F-H* ".

وأظهرت نتائج هذه الدراسة أن قيمة معلمة الانحدار بين الادخار والاستثمار تتراوحبين ٠,٨٧ إلى ٠,٩١. وتعني هذه النتيجة عدم قابلية رؤوس الأموال على التحرك فيما بين هذه البلدان المتقدمة وان هذه الدول تستخدم ٩٠ % تقريبا من الادخار المحلي لتمويل الاستثمار المحلي فيما بينها. وحيث أن هذه النتيجة التطبيقية تتعارض مع توقعات النظرية الاقتصادية التي تقرر أن درجة تحركات رؤوسالأموالفيما بين الدول المتقدمة تكون عالية لان أسواقها المالية محررة بالكامل كما أن القيود على حساب رأس المال قد تم إزالتها. ومن ثم أطلق على هذه النتيجة التطبيقية لغز فلدستين-هوريوكا *Feldstein-HoriokaPuzzle*لأنها خالفت توقعات النظرية الاقتصادية. وأثار هذا اللغز جدلا كبيرا وتطلب حججا واسعة ومناقشة عميقة من قبل الباحثين لتبرير هذا اللغز، وسوف نرمز لهذا اللغز خلال الدراسة بالاختصار " لغز *F-H* ".

وتقدم دراسة Singh*(2016)*مسحا لأهم الأدبيات التي تناولت العلاقة بين الادخار والاستثمار المحليين ودرجة تحركات رؤوس الأموال الدولية، عبر استعراض الإطار النظري لهذه العلاقة ونتائجها التطبيقية لما يقرب من ١٠٠ ورقة بحثية. وتوصلت الدراسة إلى وجود جدل واسع حول العلاقة أو الفرضية أو اللغز بسبب التعارض فى النتائج التطبيقية.

واتخذت الأدبيات المرتبطة باختبار فرضية أو لغز *F-H* اتجاهين: الأول: تبنى وجه النظر القائلة بان استخدام مدخل *F-H* فى بحث رابطة الادخار– الاستثمار يعتبر

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

غير مناسب لقياس درجة تحركات رؤوس الأموال. وهذه الأدبيات تقرر بان الادخار والاستثمار يمكن أن يكون بينهما ارتباط قوي نتيجة لتأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى، وبصرف النظر عن درجة التحركات لرؤوس الأموال. وهو ما يعرف بداخلية *Endogeneity* الادخار.

على سبيل المثال فان *دراسة RazinandRubinstein (2006)* تقرر بان معلمة العلاقة بين الادخار والاستثمار كانت كبيرة عندما كان الاقتصاد يطبق نظام سعر الصرف الثابت، كما خلصت دراسة *Younas and Chakraborty (2011)* أن هذه المعلمة قد انخفضت بسبب زيادة درجة الانفتاح والتكامل المالي. أيضا خلصت دراسة *Ho(2003)* أن حجم الدولة، ودراسة *Obstfeld(1985)* أن مستوى الدخل وصدمة الإنتاجية، ودراسة *Summers (1985)* أنإتباع سياسة استهداف الحساب الجاري، كلها عوامل تؤثر على قيمة معلمة الادخار – والاستثمار. فمثلا إذا كانت الدولة كبيرة بما يكفى للتأثير على سعر الفائدة العالمي فان أى زيادة في الادخار سوف تخفض سعر الفائدة العالمية، ومن ثم يزيد الاستثمار فى هذه الدولة، ويزيد الارتباط بين الادخار والاستثمار المحليين في ظل وجود زيادة في درجة تحركات رؤوس الأموال.

أما الاتجاه الثاني من الأدبيات والذي يدعم استخدام مدخل فلدستين– هوريوكا *F-H* فى بحث رابطة الادخار – الاستثمار كمقياس لدرجة تحركات رؤوس الأموال، فقد استخدمت بيانات مقطعية أو بيانات بانل عن دول متقدمة، كما وظفت منهجيات قياسية ديناميكية للتكامل المشترك *Cointegration* (مثل: *Johansen test* أو *Engel-Granger test* أو *Autoregressive Distributed Lag ARDL* أو *Granger causality test*) . واثبت جانب من هذه الدراسات أن معلمة الادخار –

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الاستثمار تقترب من الوحدة، وهذا يعنى أن تدفقات رؤوس الأموال الدولية كانت ضعيفة للغاية أو غير تامة *Imperfect* فى الدول المتقدمة، وبالتالي انطباق لغز *F-H*. ومن هذه الدراسات: *Ketenci (2012)* و *OzdemirandOlgun (2009)*و *JohnsonandLamdin (2014)* .

وفي المقابل توصلت دراسات أخرى إلى نتائج معاكسة. حيث خلصت دراسات كل من :*Kumaret al(2014)*و*Kolliasetal. (2008)*و *Konya (2015)*و *Chenand Shen(2015)*و*Changand Smith(2014)* إلى أن معلمة الادخار – الاستثمار تؤول إلى الصفر، وهذا يعنى أن تدفقات رؤوس الأموال الدولية كانت تامة، أي قبول فرضية *F-H*.

ولكن الملاحظة الجديرة بالاهتمام أن دراسات الاتجاه الثاني (فى معظمها) استخدمت بيانات مقطعية أو بيانات بانل ووظفت نماذج التكامل المشترك، التى تركز على تقييم سلوك المتغيرات عبر الأجل الطويل. وبالتالي فان التعارض فى النتائج دفع العديد من الباحثينإلى اختبار العلاقة بين الادخار والاستثمار لدول مفردة من خلال السلاسل الزمنية، أخذا فى الاعتبار افتراض وجود تغيرات هيكلية وانكسارات *StructuralBreaks* فى السلاسل الزمنية، سواء نتيجة التغيرات فى الأنظمة النقدية *PolicyRegimeChanges* مثل التحول من نظام سعر الصرف الثابت إلى المرن، أو نتيجة إزالة القيود على تدفقات رؤوس الأموال أو الدخول فى تكامل اقتصادي نقدي ومالي.

هذه الدراسات، أيضا، سارت فى اتجاهين: الأول: قام على اختبار العلاقة بين الادخار والاستثمار لدولة معينة، بافتراض أن تاريخ التغيرات الهيكلية أو الانكسارات معروفا ومحددا مسبقا(أى محدد *خارجيا Exogenously*) وتم اختبار العلاقة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خلال فترات فرعية. والثاني: قام باختبار العلاقة السابقة لكن فى ظل افتراض أن تاريخ التغيرات الهيكلية أو الانكسارات غير معروف (أي محدد داخليا *Endogenous*). وجاءت نتائج هذه الدراسة متسقة مع توقعات النظرية الاقتصادية حيث تم قبول فرضية*F-H* أو رفض لغز*F-H* ، ولكنها أيضا كان عددها محدود، ولم يتم دراسة الحالة المصرية فى هذا الإطار.

وتهدف هذه الدراسة إلى اختبار وبحث العلاقة بين الاستثمار والادخار المحليين فى مصر لمعرفة درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية واختبار فرضية *F-H* ، أخذا في الاعتبار التغيرات الهيكلية أو الانكسارات والخصائص الإحصائية لسلستي الادخار والاستثمار في مصر خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٠.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أهمية وإشكالية الدراسة:

تكتسب دراسة وبحث العلاقة بين الاستثمار والادخار المحليين ومن ثم معرفة درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية، أهمية كبيرة على عدة مستويات، وذلك للأسباب التالية:

أولا: على ضوء الفجوة بين الادخار والاستثمار في مصر، وفيسياقالنموالاقتصاديالذييقودهرأسالمالالأجنبي-*Foreign Capital LedEconomic Growth*، فان زيادة قابلية انتقالرأسالماللمصر يمكنأن يحررها من قيد الادخار – الاستثمار على النمو الاقتصادي، كما أن معرفة درجة تحركات رؤوس الأموال من والى مصر يمكنها من تحديد مدى مساهمة التمويل الأجنبي فى سد فجوة التمويل المحلي.

ثانيا: أن معرفة مدى وحجم تحركات رأس المال يلعب دورا هاما في تصميم واختيار السياسة الاقتصادية الكلية المثلى.ففي إطار نموذج*Mundell-Fleming* فإن القابلية التامة لتحركات رأس المال تعني أن السياسة المالية تمثل السياسة الأكثر فعالية عند تطبيق سعر الصرف المرن وأن السياسة النقدية تعتبر السياسة الأكثر فعالية عند تطبيق سعر الصرف الثابت. كما أن قدرة أي دولة على الحفاظ على مستوى الاستهلاك المحلى بها مستقرا وعلى إمكانية الاختيار بين استهداف المدخرات المحلية واستهداف تراكم رأس المال المحلي يتوقف على درجة تحركات رأس المال الدولية وقوة الرابطة بين الأسواق المحلية وأسواق المال الدولية.

بمعنى محدد، إذا كانت درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية ضعيفة أو غير تامة، أي أن الاستثمارات المحلية يتم تمويلها بشكل أساسي من المدخرات المحلية، فان السياسات الموجهة لزيادة المدخرات المحلية ستكون السياسات الأمثل لتحقيق النمو

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

والتنمية. وفى المقابل، إذا كانت درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية كبيرة أو تامة ، فان السياسات الموجهة مباشرة لزيادة تراكم رأس المال المحلي ستكون السياسة الأمثل لتحقيق النمو.

ثالثا: ترتبط حرية تنقل رأس المال دوليا بقضايا تتعلق بعدم استقرار الاقتصاد الكلي، لان الزيادة الهائلة في تدفقات رؤوس الأموال، فى الغالب للدول النامية ومنها مصر، تكون قصيرة الأجل وتجلب معها العديد من المشاكل. على سبيل المثال،يمكن أن تؤدي زيادة التدفقات الرأسمالية الداخلة*Inflows* إلى ارتفاع حقيقي في قيمة العملة المحلية وإبطال أثر تخفيض القيمة الاسمية للعملة. أيضا، قد تتعرض عملة البلد المتلقي لهجوم المضاربة إذا كانت تدفقات رؤوس الأمو القصيرة الأجل متقلبة. وعندما تزيد التدفقات الرأسمالية الخارجة *Outflows* فان العجز فى حساب رأس المال سوف يؤدي إلى عجزفى الحساب الجاري بميزان المدفوعات.

وعلى ضوء الأهمية السابقة لاختبار العلاقة بين الادخار والاستثمار وبين درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية، فان المشكلة محل الدراسة هي: هل يوجد ارتباط بين الادخاروالاستثمار المحليين فى مصر؟ وما هو المدى الذي تتأثر به درجة تدفقات رؤوس الأموال الدولية بقوة العلاقة بين الاستثمار والادخار في مصر؟

نطاق ومنهجية الدراسة.

سوف تقوم هذه الدراسة باختبار العلاقة محل البحث في مصر خلال الفترة من ١٩٨٠ وحتى ٢٠١٠، وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات التغير الهيكلي*LeastSquareswithBreakpoints* في ظل افتراض أن تاريخ الانكسار غير معروف، كما تم استبعاد فترة ما بعد ثورة يناير ٢٠١١ باعتبارها فترة غير طبيعية.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ولتحقيق هدف الدراسةتم استخدام المنهج الوصفي في عرض وتحليلال إطار النظري لموضوع الدراسة والنموذج المستخدم، ثم استخدام المنهج الكمي المتمثل فى تقدير معلمة العلاقة بين الادخار والاستثمار. وسوف تنقسم الدراسة على النحو التالي: ١- الإطار النظري لموضوع الدراسة، ٢- نتائج الدراسات السابقة، ٣-البيانات وتوصيف النموذج القياسي ٤- نتائج الاختبارات ٥- النتائج والتوصيات.

١- الإطار النظري لموضوع الدراسة:

بدأ الاقتصاد المصري، باعتباره اقتصاد صغير ونامي، الانفتاح على العالم الخارجي منذ عام ١٩٧٤ بسياسة الانفتاح الاقتصادي، ثم تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي عام ١٩٨٤. غير أن العام ١٩٩١ كان يمثل عام التغيرات الهيكلية للاقتصاد المصري نتيجة تطبيق برنامج التحرير المالي والمصرفي عام ١٩٩١ وما اشتمل عليه من إجراءات لتغيير طريقة عمل السياسة النقدية وأدواتها، وتحرير النظام المصرفي والمالي، وتحرير أسعار الفائدة الدائنة والمدينة، وبداية تحرير أسعار الصرف، والتحول من نظام سعر الصرف الثابت إلى نظام سعر الصرف المرن، وتخفيض القيود على تحركات رؤوس الأموال بميزان المدفوعات.

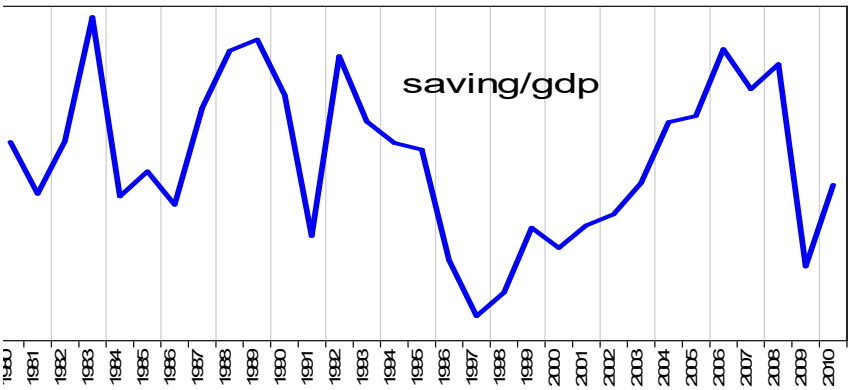
واعتبارا من عام ١٩٩١، تعرض الاقتصاد المصري للعديد من الصدمات الخارجية والداخلية. وكانت الصدمة الخارجية الأولى عام١٩٩١نتيجة الآثار السلبية لحرب الخليج. وكانت الصدمة الثانيةعام١٩٩٧ نتيجة الأزمة المالية لدول جنوب شرق آسيا، ثم جاءت أحداث الحادي عشر من سبتمبر ٢٠٠١ ، ثم جاءت الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨والتي عرفت بأزمة سوق الرهن العقاري. هذه الصدمات الخارجية السابقة كان لها آثار اسلبية عديدة على نمو الاقتصاد العالمي وعلى حركة التدفقات الرأسمالية الدولية، وعلى العلاقة بين الادخار والاستثمار وخاصة بالنسبة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

للدول الأكثر ارتباطا بدول الأزمة. وعلى صعيد الصدمات المحلية، يعتبر قرار تحرير سعر الصرف فى ٢٠٠٣ وأزمة الركود والسيولة عام ٢٠٠٤، ضمن الصدمات المحلية التي أثرت في النشاط الاقتصادي المصري، حيث تعرض الاقتصاد المصري منذ ذلك الوقت لبعض الاضطرابات التي تتمثل بشكل أساسي فى ارتفاع سعر الصرف الأجنبي بما انعكس على الأسعار النسبية لكل من الصادرات والواردات المصرية، الأمر الذي أثر إلى حد مافي الطلب الكلي والعرض الكلي.

وعلى الرغم أن الصدمةالتي جاءت نتيجة ثورة٢٥يناير ٢٠١١ يمكن اعتبارها تاريخا لتغيرات هيكلية عميقة، لما نتجعنهامن انخفاض كبير في معدلنموالناتجومعدلات الادخار والاستثمار والصادرات والواردات وارتفاع معدلات التضخم، إلا انه نتيجة دخول الاقتصاد المصري في حالة غير طبيعية منذ ذلك التاريخ، وقصر هذه الفترة(٢٠١١-٢٠١٦)، فان الدراسة سوف تستبعد فترة ما بعد عام ٢٠١١. وفيما يلي توصيفا لسلوك متغيري الدراسة واثر التطورات السابقة عليها:

أولا: تطورات معدل الادخار في مصر(١٩٨٠-٢٠١٠):



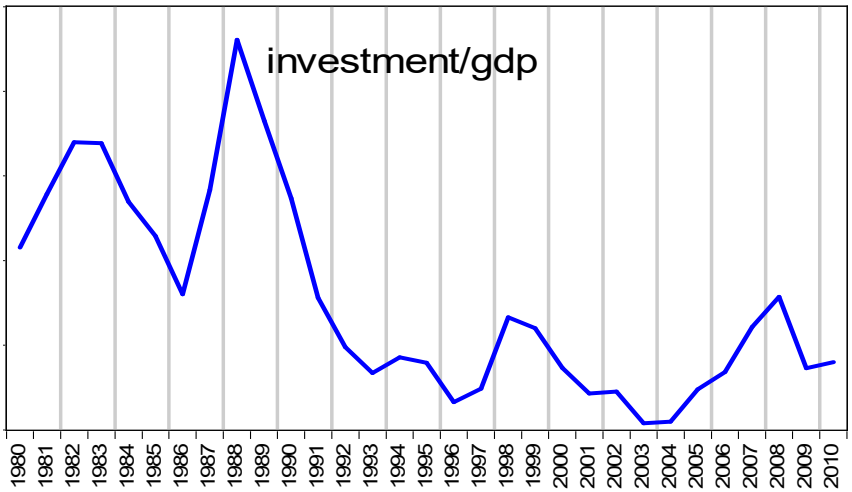
شكل (١) معدل الادخار إلى الناتج في مصر(١٩٨٠-٢٠١٠).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

يوضح شكل(١) أن معدل الادخار في مصر مقاسا بالادخار المحلى الإجمالي *GrossDomesticSaving*منسوبا إلى الناتج المحلى الإجمالي *GDP*، ظل يتقلب بين معدل ١٣% و ١٧% خلال الفترة(١٩٨٠- ١٩٩٢). ثم بدأ المعدل في الانهيار ليصل إلىأ دنى معدل ١١,٥% عام ١٩٩٧ وهو عام الأزمة المالية في أسواق جنوب شرق أسيا وحادثة الأقصر الإرهابية. ثم عاود الارتفاع ليصل إلى

أقصاه في عامي ٢٠٠٦ و٢٠٠٨ وبعدها ينخفض بشكل حاد خلال العامين ٢٠٠٩ و ٢٠١٠أي ما بعد أحداث الأزمة المالية العالمية في عام ٢٠٠٨. وبذلك يمكن التوصل إلى نتيجتين الأولى: ان تاريخ الانكسار لسلسلة معدل الادخار كان عام ١٩٩٧، والثانية: أن هذا المعدل تأثر سلبيا وبشكل أساسي بالأزمات المالية الدولية.

ثانيا: تطورات معدل الاستثمار فى مصر (١٩٨٠-٢٠١٠):



شكل (٢) معدل الاستثمار إلى الناتج فى مصر(١٩٨٠-٢٠١٠).

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

يوضح شكل(٢) تطورات معدل الاستثمار مقاسا بإجمالي تكوين رأس المال الثابت *Gross Fixed Capital Formation* منسوبا إلى الناتج المحلى الإجمالي، ومنه يتضح أن معدل الاستثمار إلى الناتج ارتفعمن معدل ٢٥% عام ١٩٨٠ ليصل إلى ٣٤,٤% عام ١٩٨٨ ، ثم يهوي ليصل إلى ١٩,٣% عام ١٩٩٣، ثم يتقلب حول هذا المعدل حتى نهاية ٢٠١٠. وبذلك يمكن التوصل إلى نتيجتين الأولى: أن تاريخ الانكسار لسلسلة معدل الادخار كان عام ١٩٩٢، والثانية: أن هذا المعدل تأثر سلبيا وبشكل أساسي ببرنامج التحرير المالى والمصرفي والذي بدأ فى عام ١٩٩١.

ويوضح جدول (١) أن نسبة مساهمة المدخرات المحلية في تمويل الاستثمارات المحلية قد زادت من ٥٦% خلال الفترة (١٩٨١-١٩٩٠) إلى٧٠% خلال الفترة (١٩٩١-٢٠٠٠) ثم إلى ٨١% خلال الفترة(٢٠٠١-٢٠١٠)، وهو ما انعكس على انخفاض الفجوة بين الاستثمار والادخار من ١٢,٤% إلى ٥,٨% إلى ٣,٦% خلال الفترات المناظرة. وهذه المؤشرات يمكن اعتبارها مؤشرات ايجابية، وان الاقتصاد المصري اقل انفتاحا على العالم حيث يعتمد على الادخار المحلى لتمويل الاستثمار المحلى.

جدول(١) متوسط معدل الادخار والاستثمار كل *10* سنوات(%)

الفترة	١٩٩٠-١٩٨١	٢٠٠٠-١٩٩١	٢٠١٠-٢٠٠١
معدل الادخار إلى GDP (%)	15.6	13.8	15.0
معدل الاستثمار إلى GDP (%)	28.0	19.6	18.6
الفجوة (الادخار – الاستثمار)	-12.4	-5.8	-3.6
(الادخار ÷ الاستثمار)	56%	70%	81%

لكن فى الحقيقة فان هذه المؤشرات تعتبر مضللة، حيث يوضح جدول (١)، أيضا، أن معدل الادخار المحلى فى مصر كمتوسط لكل ١٠ سنوات كان مستقرا تقريبا بين

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

١٤% إلى ١٥% خلال فترة الدراسة. أما معدل الاستثمار فقد انخفض من ٢٨% خلال الفترة (١٩٨١-١٩٩٠) إلى ١٨,٦% خلال الفترة(٢٠٠١-٢٠١٠). وهذه المعدلات ، علاوة على أنها تعتبر منخفضة مقارنة بالدول التى لها نفس متوسط نصيب الفرد من الدخل، فإنها تؤكد على أن سبب المؤشرات الايجابية كان انخفاض معدل الاستثمار وليس زيادة معدل الادخار خلال سنوات المقارنة.

٢- نتائج الدراساتالسابقة:

بمطالعة الأدبيات السابقة لموضوع الدراسة، يتضح وجود دراسات عديدة قامت باختبار العلاقة بين الاستثمار والادخار وبين درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية. ولكن معظم هذه الدراسات استخدمت إما بيانات مقطعية أو بيانات البانل *Panel*، كما تركز معظمها على الدول المتقدمة. وفى المقابل، استخدم عدد محدود نسبيا السلاسل الزمنية لدول مفردة، وتناول عدد اقل منها دول نامية واخذ في الاعتبار التغيرات الهيكلية. ونظرا لان هذه الدراسة تركز على الاقتصاد المصري فقط، فسوف نركز على عرض نتائج أهم الدراسات التي اختبرت العلاقة باستخدام السلاسل الزمنية، والدراسات التي أخذت في الاعتبارات التغيرات الهيكلية، والدراسات التي استخدمت بيانات بانل إذا اشتملت على مصر، وأخيرا الدراسات التي اختبرت العلاقة فى الاقتصاد المصري بشكل منفرد.

أولا: من أهم الدراسات التي استخدمت السلاسل الزمنية:

■ دراسة *Yamori (1995)* عن اليابان للفترة (١٩٧٠-١٩٨٥) واستخدمت طريقتي المربعات الصغرى العادية *(OLS)* والمربعات الصغرى ذات المرحلتين*(2SLS)*، ودراسة *Delke (1996)*عن الولايات المتحدة للفترة (١٩٧٥-١٩٨٨) واستخدمت طريقة المتغيرات المساعدة *(IV)*، وتوصلت هاتان الدراستان إلى عدم وجود ارتباط

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

بين الادخار والاستثمار خلال فترات الدراسة، ومن ثم وجود تحركات تامة لرأس المال، وبالتالي تم قبول وانطباق فرضية *F-H* على اليابان والولايات المتحدة خلال فترة الدراسة.

■دراسة *Adebolaand Dahalan (2012)* عن تونس للفترة (١٩٧٠ – ٢٠٠٩)، ودراسة*Nasiruand Usman (2013)*عن نيجريا للفترة (١٩٨٠-٢٠١١) باستخدام طريقة الانحدار الذاتي ذات التباطؤ الموزع*(ARDL)* وسببية جرانجر، وتوصلتا إلى وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين الادخار والاستثمار، ومن ثم فان درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية كانت ضعيفة، وبالتالي عدم انطباق فرضية *F-H* (تدعيم لغز *F-H*) على هذه على تونس ونيجريا خلال فترة الدراسة.

■ دراسة مصار ولباني(٢٠١٢) عن الجزائر للفترة (١٩٧٠-٢٠١٤)، ودراسة*Rama krishnaandRao (2012)* عن إثيوبي اللفترة (١٩٨١-٢٠٠٩) ودراسة بلق *(2012)*عن ليبيا للفترة (١٩٧٠-٢٠٠٥) ودراسة *Verma and Saleh (2011)*عن السعودية للفترة (١٩٦٣-٢٠٠٧) ، وتوصلت هذه الدراسات إلى عدم وجود علاقة بين معدل الادخار المحلي ومعدل الاستثمار المحلي في فترة الدراسة، ومن ثم قبول وانطباق فرضية *F-H* على هذه الدول .

ثانيا : من أهم الدراسات التى اختبرت العلاقة وأخذت فى الاعتبارات التغيرات الهيكلية وتوظيف طريقة التكامل المشترك، فقد كانت على النحو التالي:

■ قامت دراسات كل من*Miller (1988)*و *Alexakisand Apergis (1994)* و*DeVita and Abbott (2002)* باختبار العلاقة في الولايات المتحدة بتقسيم العينة إلى فترتين فرعيتين وتحديد التغيرات الهيكلية طبقا لنظامي سعر الصرف

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الثابت والمرن، الأولى من الربع الأول لعام ١٩٤٦ حتى الربع الأول لعام ١٩٧١، وهى فترة تطبيق نظام سعر الصرف الثابت، والفترة الثانية اعتبارا من الربع الثاني لعام ١٩٧١ وما بعدها وهى فترة تطبيق نظام سعر الصرف المرن. وخلصت هذه الدراسات إلى أن معلمة العلاقة كانت ضعيفة إبان تطبيق نظام سعر الصرف المرن، وقبول فرضية *F-H*.

■ اختبـــرت دراســـتي *Pelagidisand Mastroyiannis (2003)*و*Mastroyiannis (2007)* العلاقة طبقا لاختلاف الأنظمة النقدية في اليونان لفترتين(١٩٦٠ –١٩٩٢) ، (١٩٩٣– ٢٠٠٣) وخلصت هذه الدراسات إلى ضعف العلاقة بين الادخار والاستثمار بعد انضمام اليونان إلى الاتحاد الأوربي وزيادة درجة التكامل مع الأسواق المالية الدولية، ومن ثم قبول فرضية *F-H*. وهذه النتائج اتفقت مع نتائج *دراستي Lemmenand Eijfinger (1995)* و *Sarnoand Taylor (1998)* عن المملكة المتحدة عندما تم اعتبار عام ١٩٧٩ كتاريخ للتغير الهيكلي والذي شهد إزالة القيود على الصرف الأجنبي وقيود رأس المال. وبالمثل فان دراسة *Payne(2005)* خلصت إلى زيادة قابلية رأس المال الدولي للتحرك إلى المكسيك بعد أزمة الديون عام ١٩٨٢ .

■ قامت دراسات كل من *Narayanand Narayan (2010)* و *Vermaand Saleh (2011)* باختبار العلاقة السابقة، فى ظل افتراض أن تاريخ الانكسار غير معروف ويتم تحديده داخليا، وخلصت هذه الدراسات إلى نفس النتائج السابقة وقبول فرضية *F-H*.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ثـالـثـا : من أهم الدراسات التى اختبرت العلاقة لبيانات بانل منها مصر جاءت:

■ دراسة *Holmes (2005)* التي اختبرت العلاقة في ٢٤ دولة نامية بينها مصر، خلال الفترة (١٩٧٩-٢٠٠١) بتوظيف منهج التكامل المشترك، بطريقة المربعات الصغرى تامة التعديل *FMOLS*. وتوصلت إلى أن المعلمة β تساوي سالب ٠,٢٠٥، وتوصلت الدراسة أيضا إلى عدم رفض الفرض الصفري أن المعلمة β تساوي الصفر في مصر، بينما تم رفض الفرض الصفري أن المعلمة تساوي الوحدة. وبشكل محدد فان الدراسة لم ترفض التحركات التامة لرؤوس الأموال الدولية *perfect capital mobility* بالنسبة لمصر وقبلت فرضية *F-H*.

■ دراسة *BibiandJalil (2016)* التي اختبرت العلاقة في ٨٠ دولة بينها مصر خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام طريقة *Common Correlated Effec tMean Group (CCEMG)* بتضمين المعادلة بعض المتغيرات مثل الزمن والعولمة والعدالة، وتوصلت الدراسة إلى نتيجتين الأولى: انطباق لغز *F-H*. والثانية: أن درجة تحركات رؤوس الأموال سوف تزيد إذا تحسنت العولمة وزاد الانفتاح الاقتصادي والعدالة القانونية .

■ دراسة *AbuAl-Foul (2006)* عن ٤ دول من *MENA* وهى الأردن وتونس والمغرب ومصر خلال الفترة (١٩٦٥-٢٠٠٢)، وخلصت إلى عدم وجود تكامل مشترك أي عدم وجود علاقة توازنية فى الأجل الطويل بين الادخار والاستثمار، ومن ثم وجود تحركات لرؤوس الأموال الدولية وقبول فرضية *F-H*.

رابعا : من أهم الدراسات التى تناولت العلاقة فى الاقتصاد المصري بشكل منفرد، جاءت دراسات قليلة للغاية وكانت فى إطار بحث العلاقة بين عجز الموازنة العامة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

وعجز الحساب الجاري(العجز المزدوج أو التوأم *the Twin Deficit*) وفرضية *F-H*. وهذه الدراسات هي:

■ دراسة *Marinheiro(2008)* عن مصر للفترة (١٩٧٤-٢٠٠٢) وباستخدام بيانات سنوية وبتطبيق نموذج تصحيح الخطأ *Vector Error Correction Model (VECM)* ، توصلت إلى وجود علاقة ضعيفة فى الأجل الطويل بين عجز الموازنة وعجز الحساب الجاري ورفض فرضية العجز المزدوج، ووجود دليل على درجة عالية لتحركات رأس المال أو تكامل رأس المال فى مصر، ومن ثم قبول فرضية *F-H*.

■ دراسة *Nazierand Essam (2012)* عن مصر خلال الفترة (١٩٩٢-٢٠١٠) وباستخدام بيانات سنوية وتطبيق طريقة الانحدار الذاتي الهيكلي *Structural VectorAuto- Regressivemodel(SVAR)* توصلت الدراسة إلى رفض فرضية *F-H*.

■ دراسة *El-Baz (2014)* عن مصر خلال الفترة (١٩٩٢-٢٠١٠) وباستخدام بيانات سنوية، توصلت الدراسة إلى رفض فرضية *F-H*.

■ دراسة *HelmyandZaki (2015)* باستخدام بيانات ربعية للفترة (٢٠٠٢-٢٠١٤) وخلصت إلى رفض لغز *F-H* جزئيا نظرا لارتفاع درجة حرية حركة رأس المال فى مصر، رغم عدم اندماجها بصورة كاملة فى سوق رأس المال العالمي، ووجود بعض القيود التى تحد من حركة رأس المال.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

٣-البيانات وتوصيف النموذج القياسي:

تستخدم هذه الدراسة بيانات سنوية عن مصر تغطي الفترة من عام ١٩٨٠ وحتى ٢٠١٠ ومصدر هذه البيانات هو موقع البنك الدولي *World Bank DataBase*.

حيث أن:

I_t يمثل اجمالى تراكم رأس المال منسوبا إلى الناتج المحلى الإجمالي ، كمتغير تابع.

S_t يمثل إجمالي الادخار المحلى(الخاص والحكومي) منسوبا إلى الناتج المحلى الإجمالي، كمتغير مستقل.

واستخدمت الدراسات السابقة المعادلة (١) فى اختبار العلاقة بين الاستثمار والادخار.

$$I_t = \alpha + \beta S_t + \varepsilon \quad \text{----------(1)}$$

حيث أن المعلمة β تمثل التغير في الاستثمار المحلى الناتج عن التغير في الادخار المحلى، أو معلمة الاحتفاظ بالادخار *Saving Retention Coefficient* .

ويمكن استخدام المعادلة (١) في إجراء الاختبارات والتوصل للنتائج التالية:

■ إذا كانت معلمة الادخار βمعنوية وموجبة وتقترب من الوحدة $\beta=1$ ، فإن ذلك يعني:

١. أن الاستثمارات المحلية يتم تمويلها بشكل أساس أو بشكل تام من خلال المدخرات المحلية، وبالتالي وجود درجة ضعيفة لتدفقاترأسالمالالدولي.
٢. أن الدولة محل الدراسة تفرض قيودا على تحركات رؤوس الأموال الدولية، وان اقتصادها اقل انفتاحا على العالم الخارجي، وان سوقها المالي المحلى اقل اندماجا وتكاملا مع الأسواق المالية الدولية.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

■ إذا كانت قيمة المعلمة β قريبةمن الصفر أو غير معنوية $\beta=0$ فان ذلك يعنى:

١. أن اغلب الاستثمارات المحلية يتم تمويلها من خلال تدفقات رؤوس الأموال الدولية،وبالتالي وجود درجة عالية أو تامة لتحركات رؤوس المال الدولية.

٢. أن الدولة محل الدراسة لا تفرض أي قيود على تحركات رؤوس الأموال الدولية، وان اقتصادها أكثر انفتاحا على العالم الخارجي، وان سوقها المالي المحلى أكثر اندماجا مع الأسواق المالية الدولية.

■ يمكن تقوية نتائج الاختبار بإجراء اختبار *WaldTest* على النحو التالي:

الفرض الصفري: H_0: *Perfect Capital Mobility* $\beta=0$

وإذا تم رفض الفرض الصفري يعني ذلك وجود علاقة قوية بين الادخار والاستثمار، ورفض إن التحركات تامة لرأس المال *Perfec tCapital Mobility*، بينما عدم الرفض للفرض الصفري يعني عدم وجود علاقة بين الادخار والاستثمار وان التحركات تامة لرأس المال.

الفرض الصفري: H_0: *Perfect Capital Immobility* $\beta=1$

وإذا تم رفض الفرض الصفري ، يعني ذلك عدم وجود علاقة قوية بين الادخار والاستثمار، ورفض أن التحركات غير تامة لرأس المال، ارفض *Perfect Capital Immobility* بينما عدم الرفض للفرض الصفري يعني وجود علاقة بين الادخار والاستثمار، ان التحركات غير تامة لرأس المال.

ويمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية *OLS* في تقدير المعلمة β بالمعادلة (١) ولكن ذلك مرهون بتحقق الشرطين التاليين:

الشرط الأول: أن تتصف سلسلتي معدل الادخار ومعدل الاستثمار بخاصية السكون الإحصائي *Stationarity*، ويتم التحقق من هذه الخاصية باستخدام اختبارات جذر

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الوحدة *Unit Root Test* التي تأخذ فى الاعتبار الانكسارات الهيكلية. ويقصد بالتغير أو الانكسار الهيكلي *Structural Change or Break* الأحداث المفاجئة التي تغير من هيكلية النموذج القياسي المستخدم.

الشرط الثاني: أن تتصف المعلمة المقدرة β بخاصية الاستقرار *Stability* وهذه الصفة لن تتحقق إلا إذا كانت السلسلتان المستخدمتان في التقدير خاليتين من الانكسار الهيكلي *Structural Break*.

ولكن إذا تحقق الشرط الأول وكانت السلسلتان ساكنتين، ولم يتحقق الشرط الثاني وكانت السلسلتان تشتملان على انكسار هيكلي، فلن تصلح طريقة *OLS* فى تقدير المعادلة (١)، ويجب تعديلها لتأخذ فى الاعتبار التغيرات الهيكلية وهذه الطريقة هى: طريقة المربعات الصغرى ذات التغير الهيكلي *Least Squareswith Breakpoints*.

أولا : توصيف اختبارات جذر الوحدة قى ظل التغيرات الهيكلية :

يتم عادة استخدام اختبارات جذر الوحدة التقليدية مثل:اختبار *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* أو اختبار *Phillips-Perron (PP)* وغيرها، فى التمييز بين سكون الاتجاه *I(0)*وسكون *الفروق I(1)*. ولكن يجادل *Perron (1989)* بوجود رابط قوي بين وجود جذر الوحدة في سلسلة زمنية ما ووجود انكسار هيكلي*Structural Break*بها، ووجود صعوبة فى التفرقة بين ما إذا كانت السلسلة الزمنية تشمل على انكسار هيكلي أم على جذر الوحدة*UnitRoot*، ومن ثم فان اختبارات جذر الوحدة السابقة تفشل فى "رفض فرضية جذر الوحدة" إذا كانت السلسلة تشمل على تغيرات هيكلية. بمعنى محدد فان الاختبارات السابقة قد تثبت أن السلسلة غير ساكنة وبها جذر الوحدة وأنها متكاملة من الرتبة الأولى*I(1)* ، ولكن

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

فى الحقيقة فان هذه السلسلة ساكنة من الرتبة صفر *I(0)* ولكنها تصنف خطأ على أنها متكاملة من الرتبة الأولى *I(1)* لان بها انكسار هيكلي فى زمن معين *Time Break (TB).*

وقد قدم *Perron (1989)* و *Zivot and Andrews (1992)* و *Perron and Vogelsang (1992)* اختبارينمختلفين لجذر الوحدة فى سلسلة زمنية ما بتعديل معادلة ديكى فوللر المطورة *ADF* لاختبار جذر الوحدة في ظل افتراض وجود نقطة انكسار هيكلي فى بيانات السلسلة فى زمن معين *(TB)*. وهذه النقطة تمثل سنة التغير الهيكلي أو تاريخ يتغير عنده النظام، على النحو التالي:

■ الاختبار الأول: *InnovationalOutlier (IO)* ويفترض وجود تغير تدريجي لوسط السلسلة الزمنية. ويتم استخدام المعادلة التالية:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta\, DU_t(TB) + \gamma DT(TB) + \varphi D(TB) + \alpha\, y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + e_t$$

---(2)

حيث μ الثابت، TB تاريخ الانكسار، t متغير الزمن أو الاتجاه، DU متغير صوري يعبر عن انكسار (انتقال) الثابت *interceptbreak*، DT متغير صوري يعبر عن انكسار الاتجاه *trendbreak* ، D متغير صوري يعبر عن تاريخ الانكسار *breakdummy*، β معلمة الاتجاه، θ معلمة انكسار الثابت ، γ معلمة انكسار الاتجاه، φ معلمة المتغير الصوري للانكسار.

وان $DU=1$ عندما $t > TB$ و $DU=0$ فى المشاهداتالأخرى، وان $DT=t-TB$ عندما $t > TB$ و $DT=0$ فى المشاهداتالأخرى، وان $D=1$ مرة واحدة فى تاريخ الانكسار و $D=0$ فى المشاهداتالأخرى.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ويمكن فرض قيود مختلفة على معلمات المتغيرات بالمعادلة(٢) والحصول على ٤ نماذج كالتالي:

النموذج ٠: عدم وجود اتجاه ووجود انكسار للثابت *non-trending data with inter cept break*

$$y_t = \mu + \theta\ DU_t(TB) + \varphi D(TB) + \alpha\ y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

بجعل كل من معلمة الاتجاه ومعلمة انكسار الاتجاه مساوية للصفر نحصل على اختبار عدم السكون(سير عشوائي) مقابل سكون النموذج فى ظل انكسار الثابت.

النموذج ١ : وجود اتجاه وانكسار الثابت *trending data with interceptbreak*

$$y_t = \mu + \beta\, t + \theta\ DU_t(TB) + \varphi D(TB) + \alpha\ y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

بجعل كل من معلمة انكسار الاتجاه مساوية للصفر نحصل على اختبار عدم السكون(سير عشوائي وانتقال الثابت) مقابل سكون الاتجاه فى ظل انكسار الثابت.

النموذج ٢: بيانات اتجاهية وانكسار الثابت *والاتجاه trending data with interceptandtrend break*

$$y_t = \mu + \beta\, t + \theta\ DU_t(TB) + \gamma DT(TB) + \varphi D(TB) + \alpha\ y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

ويمثل معادلة *ADF* غير المقيدة ومنها نحصل على اختبار عدم السكون (سير عشوائي وانتقال الثابت) مقابل سكون الاتجاه فى ظل انكسار الثابت والاتجاه.

النموذج ٣ :بيانات اتجاهية وانكسار الاتجاه *trending data with trendbreak*

$$y_t = \mu + \beta\, t + \gamma DT\ (TB) + \alpha\ y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi \Delta_i y_{t-i} + e_t$$

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

بجعل كل من معلمة انكسار الاتجاه وانكسار الثابت مساوية للصفر نحصل على اختبار عدم السكون(سير عشوائي وانتقال الثابت) مقابل سكون الاتجاه فى ظل انكسار الاتجاه

والفرض الصفري فى كل النماذج الأربعة هو عدم السكون مقابل الفرض البديل وهو السكون للسلسلة فى ظل إشكال مختلفة من الانكسارات *breaks* ، باستخدام الإحصائية α للمتغير التابع المبطأ y_{t-1}.

■الاختبار الثاني: *AdditiveOutliers (AO)* ويفترض وجود انكسار مفاجئ فى السلسلة الزمنية، أي بافتراض وجود تغيرات هيكلية مفاجئة في البيانات. ويتم الاختبار باستخدام نفس مكونات المعادلة(٢) السابقة باستثناء أن حد الخطأ يتبع عمليات *ARMA* . ويتم الاختبار على مرحلتين: الأولى تقدير المتغير الاتجاهي باستخدام *OLS* على متغير الزمن والثابت ومتغيرات الانكسارات(*DU, DT, D*) للحصول على y^* كما يلي:

النموذج ٠: عدم وجود اتجاه ووجود انكسار للثابت *non-trending data with intercept break*

$$y_t = \mu + \theta\ DU_t(TB) + y^*$$

النموذج ١ : بيانات اتجاهية وانكسار الثابت *trending data with intercept break*

$$y_t = \mu + \beta t + \theta\ DU_t(TB) + y^*_t$$

النموذج ٢: بيانات اتجاهية وانكسار الثابت *والاتجاه trending data with intercept and trend break*

$$y_t = \mu + \beta t + \theta\ DU_t(TB) + \gamma DT(TB) + y^*_t$$

النموذج ٣ :بيانات اتجاهية وانكسار الاتجاه *trending data with trend break*

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT\ (TB) + y^*_t$$

ثم المرحلة الثانية وهى استخدام معادلة ديكى– فوللر المعدلة في اختبار جذر الوحدة ، كما يمكن تقييد المعادلة (٢) والحصول على النماذج الأربعة *0, 1, 2, 3*.

النماذج *0* ، *1* ، *2* هي:

$$\hat{y}^*_t = \sum_{i=0}^{k} \varphi_i D_{t-i}(TB) + \alpha\ \hat{y}^*_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} c_i \Delta \hat{y}^*_{t-i} + u_t$$

النموذج ٣:

$$\hat{y}^*_t = \alpha\ \hat{y}^*_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} c_i \Delta \hat{y}^*_{t-i} + u_t$$

والنماذج الأربعة تختبر الفرض الصفري القائل بوجود جذر الوحدة مع *break* مقابل الفرض البديل وهو سكون السلسلة أو الاتجاه مع *break* للمتغير y^*_{t-1} .

ثانيا: توصيف طريقة المربعات الصغرى ذات التغير الهيكلي

حيث يفترض نموذج الانحدار الخطي القياسي أن معلمات النموذج التي يتم تقديرها لا تختلف عبر المشاهدات، فان وجود التغيير الهيكليفي السلاسل المستخدمة في التقدير يؤدي إلى تغير المعلمات المقدرة عند تواريخ معينة في العينة، أي أن المعلمات المقدرة بعد الانكسار لا تأخذ نفس السلوك الذي كان سائدا من قبل، ومن ثم فان نماذج الانحدار الخطية القياسية ذات المعلمات الثابتة، أو النماذج غير الخطية ذات المعلمات المتغيرة لن تصلح للتقدير. وبالتالي يجب اختيار طريقة تقدير تأخذ فى الاعتبار التغيرات الهيكلية.

وقد قدم كل من *Bai (1997)* و *BaiandPerron (1998, 2003a)* الأساس النظري والتطبيقي لطريقة تقدير المعلمات فى حالة وجود *StructuralChange* في ظل افتراض أن تاريخ الانكسار *Break date* غير معروف، وهي طريقة المربعات الصغرى ذات الانكسار الهيكلي *LeastSquareswithBreakpoints* ، على النحو التالي:

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

بافتراض وجود عدد من نقاط الانكسار m والتي ينتج عنها عددا من الأنظمة(الفترات) $m+1$ يمكن كتابة المعادلة المراد تقدير معلماتها على النحو التالي:

$$y_t = x_t'\beta_j + u_t$$

حيث أن:

- المعلمة المتغيرة المطلوب تقديرها هي β_j ، وأن: $j = 1, \ldots, m+1$
- سلسلة المتغير المستقل ساكنة ومن الرتب صفر أو $x_t \sim I(0)$
- العينة يتم تقسيمها إلى فترات أو أنظمة j طول كل فترة بحيث: $t = T_{j-1}+1, \ldots, T_j$
- تاريخ الانكسار T عبارة عن: $T_0 = 0,\ T_{m+1} = T$
- الحد الأدنى لحجم العينة h وأن: $T_i - T_{i-1} \geq h$
- تواريخ الانكسار هي: $(T_1, \ldots, T_m)$

والمطلوب هو التقدير الآني *Simultaneously* لكل من تواريخ الانكسار $(T_1, \ldots, T_m)$ والمعلمات المتغيرة لكل نظام $\beta = (\beta_1, \ldots, \beta_m)'$. في ظل تدنيه المقدار:

$$S_T(\{T_j\}) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}}^{T_i} (y_t - x_t'\beta_i)^2$$

كما قدم كل من *Perron* و *Baiand* جداول للتوزيع التقاربي *Asymptoticdistribution* لكل من المقدرين السابقين وفترات الثقة، واقترحا الإجراء التالي لتحديد عدد نقاط الانكسار *Numberof Breaks* :

- اختبار وجود تغيير هيكلي (*break*, 2 *breaks* ، 1 وهكذا)
- في حالة وجود تغيرات هيكلية ، يتم تحديد عددها إما :

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

- باستخدام إجراء تسلسلي أو تتابعي *Sequentialprocedure* أو:
- باستخدام معيار *modified Schwarz Criterion (BIC)* لاختيارالنموذج.

وكل هذه التقديرات والاختبارات متاحة فى الحزمة الإحصائية *EViews 9* والتى استخدمتها الدراسة فى جميع الاختبارات التالية.

٤- نتائج الاختبارات:

يوضح جدول(٢) نتائج اختبار جذر الوحدة عند افتراض وجود تغيرات هيكلية في السلسلة،

جدول(٢) نتائج اختبار جذر الوحدة فى وجود تغيرات هيكلية(النموذج *1*)

	Innovational Outlier (IO)		*Additive Outliers (AO)*	
المتغير	*t- statistic*	*TB*	*t-statistic*	*TB*
معدل الاستثمار I	226***.-5 (1)	1992	-5.647*** (1)	1992
معدل الادخار S	-5.300** (7)	1995	-4.314 (0)	1995
القيمة الحرجة عند مستوى ٥%	-4.443		-4.443	

*** ،** معنوية عند مستوى٥% ، ١% على الترتيب، TB=Time Break، ما بين الأقواس: عدد فترات الإبطاء*

وباستخدام النموذج (١) فى حالة بيانات اتجاهية ووجود انكسار الثابت *trendingdatawithinterceptbreak*. يتضح من نتائج اختبار *Innovational Outlier (IO)* أن كل من سلسلتي معدل الاستثمار *I* ومعدل الادخار *S* ساكنتان ومتكاملتان من الرتبة صفر *I(0)* عند وجود نقطتي انكسار *Breakpoints* في عامي *(Time Break)* ١٩٩٢ ، ١٩٩٥ على الترتيب.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

وبإعادة الاختبار عند افتراض وجود انكسار مفاجئ في البيانات *Additive Outliers (AO)* لم تختلف النتائج بالنسبة لمتغير معدل الاستثمار، ولكن جاءت سلسلة معدل الادخار غير ساكنة. وعند اختبار السكون لسلسلة معدل الادخار فى ظل افتراضات النموذج (٢) اتضح أنها ساكنة.

وبجمع نتائج اختبار جذر الوحدة السابقة يمكن استنتاج أن كل من سلسلتي معدل الاستثمار ومعدل الادخار ساكنتين لكن في وجود انكسار هيكلي، وبالتالي لا تصلح طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير β ويجب استخدام طريقة المربعات الصغرى في ظل انكسار هيكلي *LeastSquareswithBreakpoints* .

ويوضح جدول (٣) نتيجة تقدير الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات التغير الهيكلي ومنه يتضح ما يلي:

جدول(٣) نتائج تقدير الانحدار المتغير التابع معدل الاستثمار *I*

	Break date: 1992		
Variable	*Coefficient*	*t-Statistic*	*Prob.*
	1980 - 1991 -- 12 obs		
*S*معلمة	1.82	4.80***	0.00
الثابت	-0.74	-0.13	0.90
	1992 - 2010 -- 19 obs		
*S*معلمة	0.18	0.71	0.48
الثابت	16.31	4.35***	0.00
Adjusted R-squared	0.84		
F-statistic	55.31		
Durbin-Watson stat	1.64		

Break type: Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks. Break selection: Trimming 0.15 ، *** معنوية عند مستوى ١%

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أولا: أن تاريخ الانكسار في التقدير الذي تم تحديده داخليا هو عام ١٩٩٢ وهو التاريخ الذي تلي سياسة التحرير المالي والمصرفي في عام ١٩٩١. وبالتالي تم تقسيم فترة التقدير إلى فترتين: من ١٩٨٠ إلى ١٩٩١ ومن ١٩٩٢ إلى ٢٠١٠.

ثانيا: أن معلمة الادخار β في فترة ما قبل التحرير المالي والمصرفي في مصر من ١٩٨٠ إلى ١٩٩١ تساوي ١,٨ وبمعنوية عالية، مما يعنى أن الاستثمار المحلي في مصر كان يتم تمويله من الادخار المحلي بشكل أساسي، وأن تحركات رأس المال الدولية كانت ضعيفة للغاية.

وباختبار الفرض الصفري β=٠ باستخدام اختبار *Wald Test* يتضح أن قيمة *t* تساوي ٤,٧٩٩ ومن ثم يمكن رفض أن المعلمة β=٠ وقبول أن تدفقات رؤوس الأموال مع مصر كانت غير تامة خلال الفترة(١٩٨٠ – ١٩٩١).

ثالثا: أن معلمة الادخار في الفترة ١٩٩٢ إلى ٢٠١٠ كانت صغيرة وغير معنوية ، أى أن β=٠ ، وبالتالي يمكن استنتاج أن تحركات رؤوس الأموال الدولية إلى مصر كانت تامة.

وباختبار الفرض الصفري β=٠ يتضح أن قيمة *t* تساوي ٠,٤٨٧ ومن ثم لا يمكن رفض أن المعلمة β=٠ وان تدفقات رؤوس الأموال كانت تامة في مصر خلال الفترة(١٩٩٢– ٢٠١٠).

وطبقا لهذه النتائج يمكن قبول فرضية فلدستين–هوريوكا*(F-H)* ورفض لغز فلدستين-هوريوكا*(F-H)* فى حالة الاقتصاد المصري خلال فترة الدراسة.

وللتحقق من صحة أن نقطة الانكسار كانت في عام ١٩٩٢، باستخدام اختبار *Bai-Perron* للفرض الصفري أن عدد فترات الانكسار تساوى*m* فترة مقابل الفرض البديل *m+1*

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

جدول(٤) اختبار *Bai-Perron* التتابعي لاختيار نقطة الانكسار

Sequential F-statistic determined breaks:			١٩٩٢
Break Test	*F-statistic*	*Scaled F-statistic*	*Critical Value*
0 vs. 1 **	*63.20817*	*126.4163*	*11.47*
1 vs. 2	*3.561510*	*7.123019*	*12.95*

** معنوية عند مستوى٥%

ويتضح من نتائج الاختبار بجدول(٤) أن القيمة المحسوبة لإحصائية F اكبر من قيمة F الحرجة، وبالتالي يتم رفض الفرض الصفري أن "عدد نقاط الانكسار تساوي صفر" مقابل انها تساوى نقطة انكسار واحدة، كما يمكن قبول الفرض الصفري أن "عدد نقاط الانكسار تساوي نقطة واحدة" مقابل أنها تساوى نقطتين. وبالتالي فان نقطة الانكسار كانت في عام ١٩٩٢.

٥- النتائج والتوصيات

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد درجة تحركات رؤوس الأموال الدولية إلى مصر من خلال اختبار العلاقة بين معدل الاستثمار الإجمالي إلى الناتج والادخار المحلى الإجمالي إلى الناتج خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٠ استنادا إلى فرضية أو لغز *Feldsteinand Horioka*. ونظرا للتأكد من تعرض الاقتصاد المصري لانكسار هيكلي في عام ١٩٩٢ وان السلسلتين ساكنتين، تم استخدام طريقة المربعات الصغرى ذات الانكسار الهيكلي *Least Squares with Breakpoints*.

وتوصلت الدراسة إلى ان معلمة الاستثمار- الادخار كان معنوية وتزيد عن الوحدة فى فترة ما قبل برنامج التحرير المالي والمصرفي فى عام ١٩٩١، وبالتالي فان تحركات رؤوس الأموال إلى الداخل كانت ضعيفة، بينما كانت المعلمة غير معنوية في فترة ما بعد التحرر المالي واعتبارا من عام ١٩٩٢، مما يعنى أن درجة تدفقات رؤوس الأموال الدولية كانت تامة. وطبقا لهذه النتائج:

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أولا: يمكن قبول فرضية *Feldsteinand Horioka* ورفض لغز *Feldsteinand Horioka* فى حالة الاقتصاد المصري خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٠.

ثانيا: تبرز الأهمية الكبيرة للمساعدات الأجنبية وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر وغير المباشر إلى مصر فى تحقيق النمو، وبالتالي فان سياسة استهداف زيادة الاستثمار المحلي فى مصر من خلال زيادة الادخار المحلي قد لا تكون فعالة، وأن السياسات الموجهة مباشرة لزيادة تراكم رأس المال المحلي ستكون السياسة الأمثل لتحقيق النمو.

ثالثا: أن الاقتصاد المصري أكثر عرضه لخطر الصدمات الخارجية. فيمكن أن تؤدي زيادة التدفقات الرأسمالية الداخلة*Inflows* إلى ارتفاع حقيقي في قيمة العملة المحلية وإبطال أثر تخفيض القيمة الاسمية للعملة. أيضا، قد تتعرض الجنية المصري لهجوم المضاربة إذا كانت تدفقات رؤوس الأموا لقصيرة الأجل متقلبة.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

قائمة المراجع:

بلّـق، بشـير عبـدالله، (٢٠١٢)،العلاقـة بـين الاسـتثمار والادخـار فـي الاقتصـاد الليبي(١٩٧٠-٢٠٠٥)، المجلة الجامعة،العدد 14 ،الأكاديمية الليبية ، صص: ٣٤٩ -٣٧٤.

مصار، منصف ولباني، يسمينة، (٢٠١٣)، العلاقة بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري: دراسة قياسية للفترة (١٩٧٠ – ٢٠١٤)، مجلة الباحث، العدد١٣ .

AbuAl-Foul, Bassam (2006), The Relationship Between Savings and Investment in MENA Countries, The Midwest Business Economics Association, pp. 81-85.

Adebole, S.S. and Dahalan, J. (2012), Capital Mobility: Application of Saving-Investment Link for Tunisia, International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 2, No. 1, pp. 1-11.

Alexakis, P. and Apergis, N. (1994), The Feldstein-Horioka Puzzle and Exchange Rate Regimes: Evidence from Cointegration Tests, Journal of Policy Modeling, Vol. 16, pp. 459-472.

Bai, Jushan (1997), Estimating Multiple Breaks One at a Time, Econometric Theory, Vol. 13, pp. 315–352.

Bai, Jushan and Perron, Pierre (1998), Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, Econometrica, Vol. 66, pp. 47–78.

Bai, Jushan and Perron, Pierre (2003a), Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, Journal of Applied Econometrics, Vol. 6, pp. 72–78.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Bibi, Nazia and Jalil, Abdul, (2016), Revisiting Feldstein-Harioka Puzzle Econometric Evidences from Common Coefficient Mean Group Model, Pakistan Economic and Social Review, Vol. 54, No. 2, pp. 233-254.

Chang, Y. and Smith, R. T. (2014), Feldstein-Horioka Puzzles. European Economic Review, Vol. 72, pp. 98-112.

Chen, S. W. and Shen, C. H. (2015), Revisiting the Feldstein-Horioka Puzzle with regime switching: New Evidence from European Countries. Economic Modelling, Vol. 49, pp. 260 -269.

De Vita, G. and Abbott, A. (2002), Are Saving and Investment Cointegrated? An ARDL Bounds Testing Approach, Economics Letters, Vol. 77, No. 2, pp. 293-299.

Delke, R. (1996), Savings-Investment Associations and Capital Mobility on the Evidence from Japanese Regional Data, Journal of International Economics, Vol. 41, pp. 53-72.

El-Baz, Osama (2014), Empirical Investigation of the Twin Deficits Hypothesis: The Egyptian Case (1990-2012), MPRA Paper, No. 53428, Munich Personal RePEc Archive, 5 February.

Feldstein, M. and Horioka, C. (1980), Domestic Saving and International Capital Flow, Economic Journal, Vol. 90, pp. 314-329.

Helmy, Omneia and Zaki, Chahir (2015), The Nexus Between Internal And External Macroeconomic Imbalances: Evidence From Egypt, the Egyptian Center for Economic Studies (ECES), Working Paper, No. 181, pp. 1-36.

Ho, T. W. (2003), The Saving-Retention Coefficient and Country-Size: The Feldstein- Horioka Puzzle Reconsidered, Journal of Macroeconomics, Vol. 25, pp. 387-396.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Holmes, M. J. and Otero, J. (2014), Re-examining the Feldstein-Horioka and Sachs' Views of Capital Mobility: A Heterogeneous Panel Setup, International Review of Economics and Finance, Vol. 33, pp. 1-11.

Johnson, M. A. and Lamdin, D. J. (2014), Investment and Saving and the Euro Crisis: A New Look at Feldstein-Horioka, Journal of Economics and Business, Vol. 76, pp. 101-114.

Ketenci, N. (2012), The Feldstein-Horioka Puzzle and Structural Breaks: Evidence from EU Members, Economic Modelling, Vol. 29, No. 2, pp. 262-270.

Kollias, C., Mylonidis, N. and Paleologou, S. (2008), The Feldstein-Horioka Puzzle Across EU Members: Evidence From the ARDL Bounds Approach and Panel Data, International Review of Economics and Finance, Vol. 17, pp. 380-387.

Konya, L. (2015), Saving and Investment Rates in the BRICS Countries, The Journal of International Trade and Economic Development, Vol. 24, No. 3, pp. 429-449.

Kumar, S., R. Sen and Srivastava, S. (2014), Does Economic Integration Stimulate Capital Mobility? An Analysis of Four Regional Economic Communities in Africa, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Vol. 29, pp. 33-50.

Lemmen, J. J. G. and Eijfinger, S. C. W. (1995), The Quantity Approach to Financial Integration: The Feldstein-Horioka Criterion Revisited, Open Economies Review, Vol. 6, pp. 145- 165.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Marinheiro C. F. (2008), Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt, Journal of Policy Modeling, Vol. 30, No. 6, pp. 1041- 1056.

Mastroyiannis, A. (2007), Current Account Dynamics and the Feldstein and Horioka Puzzle: the Case of Greece, The European Journal of Comparative Economics, Vol. 4, pp. 91-99.

Miller, S.M. (1988), Are Saving and Investment Cointegrated?, Economics Letters, Vol. 27, pp. 31-34.

Narayan, P. K. and Narayan, S. (2010), Testing for Capital Mobility: New Evidence From a Panel of G7 Countries, Research in International Business and Finance, Vol. 24, pp. 15-23.

Nasiru, Inuwa and Usman, Haruna M. (2013), The Relationship between Domestic Savings and Investment: The Feldstein-Horioka Test Using Nigerian Data, CBN Journal of Applied Statistics, Vol. 4. No. 1, pp. 75-88.

Nazier, Hanan, and Essam, Mona (2012), Empirical Investigation of Twin Deficits Hypothesis in Egypt (1992-2010), Middle Eastern Finance and Economics, Vol. 17, pp. 45-58.

Obstfeld, M. (1985), Capital mobility in the world economy: Theory and Measurement, Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 24, pp. 55-103.

Ozdemir, Z. A. and H. Olgun (2009), The Feldstein-Hoiroka Puzzle Across Countries, Applied Economics, Vol. 41, No. 2, pp. 237-247.

Payne, J.E. (2005), Savings-Investment Dynamics in Mexico, Journal of Policy Modeling, Vol. 27, pp. 525-534.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Pelagidis, T. and Mastroyiannis, T. (2003). The Saving-Investment Correlation in Greece, 1960-1997: Implications for Capital Mobility. Journal of Policy Modeling, Vol. 25, pp. 609-616.

Perron, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Econometrica, Vol. 57, pp. 1361-1401.

Perron, Pierre (2006), Dealing with Structural Breaks, in Palgrave Handbook of Econometrics, Vol. 1: Econometric Theory, K. Patterson and T. C. Mills (eds.), Palgrave Macmillan, pp. 278-352.

Perron, Pierre and Timothy J. Vogelsang (1992a), Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10, pp. 301–320.

Perron, Pierre and Timothy J. Vogelsang (1992b), Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10, pp. 467–470.

Raheem, I. D., Ajide, K. and Adeniyi, O. (2015), Is There a Role for Governance in the Saving-Investment Nexus for Sub-Saharan Africa?, Journal of Social and Economic Development, Vol. 17, No. 2, pp. 120-134.

Ramakrishna,G. and Rao, S.V. (2012), The Long Run Relationship Between Savings and Investment in Ethiopia: a Cointegration and ECM Approach, Review of Developing Country Studies, Vol. 2, No. 4, pp. 1-7.

Razin, A. and Rubinstein, Y. (2006), Evaluation of Currency Regimes: The Unique Role of Sudden Stops, Economic

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

Policy, Vol. 21, No. 45, pp. 119-152.

Sarno, L. and Taylor, M. P. (1998), Exchange Controls, International Capital Flows and Saving-Investment Correlations in the UK: An Empirical Investigation, Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 134, pp.69-98.

Singh, T. (2016), Rhetoric of Saving-Investment Correlations and the International Mobility of Capital: A Survey, Journal of International Trade and Economic Development, Vol. 25, No. 5, pp. 636-690.

Summers, L.H. (1985), Tax policy and international competitiveness, In: Frenkel, J. (Ed.), International Aspect of Fiscal Policies, NBER Conference Report, Chicago University Press, pp. 349-375.

Verma, R. and Saleh, A. S. (2011), Saving and Investment in Saudi Arabia: An Empirical Analysis, Studies in Economics and Finance, Vol. 28, pp. 136-148.

World Bank, (2016), World Development Indicators , World Bank Data Base.

Yamori, N. (1995), The Relationship Between Domestic Savings and Investment: The Feldstein-Horioka Test Using Japanese Data, Economics Letters, Vol. 48, pp. 361-366.

Younas, J. and Chakraborty D. (2011), Globalization and the Feldstein-Horioka Puzzle, Applied Economics, Vol. 43, No. 16, pp. 2089-2096.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com