حركة سعر الصرف وتعادل الفائدة غير المغطاه في الإقتصاد المصري
خلال الفترة من ٢٠١٣ وحتى ٢٠٢٤

Exchange Rate Movement and Uncovered Interest Parity in Egyptian Economy from 2013 to 2024

أ.م.د/ مصطفى حسني السيد

استاذ الاقتصاد والمالية العامة المساعد

المعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات
بكفر الشيخ

Mostafahosny2003@yahoo.com

المستخلص:

تهدف الدراسة الى التحقق من شرط تعادل الفائدة غير المغطاه Uncovered interest rate parity (UIP) بين الجنية المصري والدولار الأمريكي في الفترة من سبتمبر ٢٠١٣ وحتى سبتمبر ٢٠٢٤ على اساس شهري "بإستخدام بيانات كل من البنك المركزي المصري ومجلس الإحتياطي الفيدرالي الأمريكي"، حيث أنها الفترة التي شهدت تقلباً ملحوظاً في سعر الصرف. وقد إستخدمت الدراسة كل من نموذج الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي Nonlinear Autoregressive Distributed Lags Model NARDL، ونموذج إنحدار العتبة Threshold Regression للتحقق من شرط UIP على اربع مستويات، وهي على المستوى الشهري الإسمي والشهري الحقيقي والتراكمي الإسمي والتراكمي الحقيقي، وقد أوضحت النتائج عدم وجود نموذج مستقر بين فروق سعر الفائدة بين العملتين والتغير النسبي في سعر الصرف، ومن ثم عدم انطباق شرط UIP بين الجنيه المصري والدولار الأمريكي في الفترة محل الدراسة، ومن ثم توصي الدراسة بخفض معدل التضخم لكبح إنخفاض سعر الصرف والبقاء عند سعر فائدة مرتفع نسبياً حتى يعوض الجنيه جزء من خسائرة جراء إنخفاض سعر الصرف بشكل مستمر وتحقيق شرط UIP.

الكلمات المفتاحية: شرط تعادل الفائدة غير المغطاة، نموذج إنحدار العتبة، نموذج الإنحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة غير الخطي

Abstract:

The study aims to verifying the condition of uncovered interest rate parity (UIP) between the Egyptian pound and the US dollar from September 2013 to September 2024 on a monthly basis "using data from Egyptian CB and US FRP", as the period indicates significantly exchange rate depreciation. The study used both non-linear autoregressive distributed lags model (NARDL), and Threshold Regression model, to verify the UIP condition at four levels, namely, the monthly nominal, monthly real, cumulative nominal, and cumulative real levels. The results showed that, the absence of a stable model between the interest rate differences and the percentage change in exchange rate, and thus the non-application of the UIP condition between the Egyptian pound and the US dollar in the analysis period, and therefore the study recommends reducing the inflation rate to curb the exchange rate depreciation and maintaining a relatively high interest rate until the pound compensates for part of its losses due to the continuous depreciation and achieving the UIP condition.

Keywords: UIP, NARDL, Threshold Regression.

١ – مقدمة:

إنصب الكثير من الإهتمام في الآونة الأخيرة بحركة رؤوس الأموال الساخنة من وإلى الإقتصاد المصري لما لها من أثر ملموس على احتياطي النقد الأجنبي وسعر الصرف، حيث تتحرك هذه الأموال بحثا عن تحقيق عوائد إضافية من اختلاف اسعار الفائدة بين الدول، إلا أن النظرية الاقتصادية تفترض أن اختلاف أسعار الفائدة بين دولتين يجب أن يتماشى مع تغير سعر الصرف المستقبلي بين عملتي الدولتين . وتحديدًا، وفقًا لنظرية تعادل سعر الفائدة غير المغطاة(Uncovered Interest Rate Parity – UIP) ، فإنه عندما تكون الفائدة في بلد أعلى من بلد آخر، ينبغي للعملة ذات الفائدة الأعلى أن تنخفض في القيمة بالنسبة للعملة الأخرى. هذا يعني أنه إذا قمت بالاستثمار في العملة ذات الفائدة المرتفعة، فلن تحقق عائدًا إضافيًا، لأن الانخفاض في قيمة تلك العملة سيعوض الفرق في العائد. إلا أن الكثير من الدراسات التطبيقية وجدت حقيقة مغايرة، وهي أن العملة ذات الفائدة الأعلى تميل في الواقع إلى الارتفاع أو على الأقل عدم الانخفاض كما تتنبأ النظرية. وبكلمات أخرى، تشير الأدلة التجريبية إلى

أن الاستثمار في عملات ذات أسعار فائدة أعلى قد يكون أكثر ربحية في كثير من الحالات مما تتوقعه نظرية UIP . وقد أُطلق على هذا التناقض "لغز فاما Fama puzzle"، لأن البيانات تدحض ما تنبأت به النظرية التقليدية بشكل ثابت. فقد أظهرت الأبحاث، التي بدأت مع Hansen & Hodrick (1980) and Tryon (1979) Fama (1984)، والتي ركزت على عملات الاقتصادات المتقدمة (HDCs) واستخدمت أسعار الصرف المحققة ex–post realized exchange rates في ظل التوقعات الرشيدة ذات المعلومات الكاملة full information rational expectations (FIRE)، أن النتيجة معاكسة لما تفترضة النظرية، حيث تميل العملات ذات أسعار الفائدة المرتفعة إلى الارتفاع، مما يؤدي إلى تحقيق عوائد فائضة محققة على مدى أفق استثماري يصل إلى عام واحد .وتؤدي هذه النتيجة إلى ما يسمى بلغز UIP أو لغز Fama .

وبالتوسع في الدراسات التطبيقية، لاسيما في الإقتصاديات النامية، وجد أن لغز فاما لايتحقق بشكل شامل على جميع العملات، او بشكل مستمر في جميع الأوقات، فعند النظر الى عملات الأسواق الناشئة ذات أسعار الفائدة المرتفعة، وجدت الدراسات ان قيمة العملة تنخفض بشكل مستمر، مما يفعل مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاة ويحيد من لغز فاما، حيث تتعادل كل من العائدات الزائدة (المتوقعة والمحققة) مع انخفاض قيمة العملة، وبالتالي أشارت الدراسات التطبيقية أن مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاة في الدول النامية يتصرف بشكل مختلف عنه في الإقتصادات المتقدمة. كذلك وجدت الدراسات أن طريقة قياس سعر الصرف تؤثر بشكل جوهري في النتائج، فقد وجدت أن استخدام اسعار الصرف المتوقعة من قبل المستثمرين، والتي يتم الحصول عليها من قبل المسح الميداني، اكثر تحقيقاً لشرط تعادل الفائدة غير المغطاة من استخدام اسعار الصرف الحقيقية المحققة.

١-١ مشكلة الدراسة:

على الرغم من إجراء العديد من الدراسات السابقة لفحص نظرية تعادل سعر الفائدة غير المغطاة، إلا ان معظم هذه الدراسات ركزت على اسعار الفائدة الجارية دون العائد التراكمي على العملة، كما انها لم تتضمن مقداراً يمثل علاوة المخاطر على تغير قيمة العملة وعلاوة مخاطر لتغير فرق معدلات العائد على العملة، ومن ثم تتمثل مشكلة هذه الدراسة في الإجابة على السؤال التالي:

هل يحقق شرط التعادل في سعر الفائدة غير المغطاه في الإقتصاد المصري في الفترة محل التحليل، بعد اضافة علاوتي مخاطر، إحداهما تمثل التقلب في سعر الصرف، واخرى تمثل التقلب في الفرق بين معدلات الفائدة بين العملتين؟

١-٢ أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى التحقق من فرضية تعادل سعر الفائدة غير المغطاة في في مصر بعد اضافة علاوة مخاطر معبراً عنها بالتباين الشرطي في كل من التقلب في العائد الرأسمالي من ارتفاع قيمة العملة الأجنبية، والتقلب في الفرق بين سعر الفائدة الحقيقية في مصر وامريكا، كما تسعى إلى فحص صحة الفرضية على مستوى الفائدة الإسمية والحقيقية سواء كانت جارية او تراكمية.

١-٣ أهمية الدراسة:

توفر الدراسة أدلة عملية حول تأثير نظرية تكافؤ سعر الفائدة غير المغطاة على السوق المالي في مصر، وتعتبر النتائج مهمة للمستثمرين والمضاربين والشركات العاملة في التجارة الخارجية، كما تفيد واضعي السياسة النقدية لاسيما في ظل اضطراب سوق الصرف الأجنبي في مصر في الفترة الحالية.

١-٤ منهجية الدراسة:

تستخدم الدراسة مزيج من المنهج الإستنباطي بشقيه النظري والرياضي والمنهج الإستقرائي، حيث يتم اولاً مراجعة الأدبيات النظرية ذات العلاقة لإشتقاق الفروض وصياغتها رياضياً، ثم جمع البيانات وإستخدام أدوات الإقتصاد القياسي للتحقق من صحتها.

١-٥ فروض الدراسة:

تسعى الدراسة الى التحقق من صحة الفروض التالية:

١- يتحقق فرض تعادل الفائدة غير المغطاه المقوم بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الإسمي الشهري في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٢- يتحقق فرض تعادل الفائدة غير المغطاه المقوم بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الحقيقي الشهري في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٣- يتحقق فرض تعادل الفائدة غير المغطاه المقوم بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الإسمي التراكمي في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٤- يتحقق فرض تعادل الفائدة غير المغطاه المقوم بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الحقيقي التراكمي الشهري في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

١-٦ حدود الدراسة:

الحدود الزمنية: تحلل الدراسة بيانات شهرية من سبتمبر ٢٠١٣ وحتى سبتمبر ٢٠٢٤.

الحدود المكانية: لما كان الجنيه المصري مربوط بالدولار الأمريكي، بمعنى ان صانعي السياسة النقدية يقوموا بتحديد سعر الدولار اولاً، وبناءً عليه يتم تحديد اسعار باقي العملات على اساس سعرها امام الدولار، **فينصب الإهتمام في التحليل على تعادل سعر الفائدة غير المغطاة بين مصر والولايات المتحدة.**

٢- الإطار النظري:

يمثل شرط تعادل الفائدة غير المغطاة مفهوماً أساسياً في الاقتصاد الكلي والتمويل الدولي، حيث يفترض هذا المفهوم أنه في ظل حرية حركة رأس المال فإن العائدات المتوقعة على الأصول المقومة بعملات مختلفة يجب أن تكون متساوية حتى يتحقق توازن مستقر في اسواق رأس المال وأسواق العملات على حد سواء. ومع ذلك، فقد أظهرت الأبحاث منذ الأعمال المرجعية لـ Tryon (1979), Hansen & Hodrick (1980), and Fama (1984) أن هذا التوقع لا يحدث بالواقع ولا يصمد في الممارسة العملية، فعلى النقيض من المفهوم النظري، فإن العملات ذات أسعار الفائدة المرتفعة غالباً ما ترتفع قيمتها بدلاً من انخفاض قيمتها كما يتوقع مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاة، مما يؤدي إلى عائدات زائدة تخل بالمبدأ، وهو الأمر الذي عرف لاحقاً بإسم لغز "فاما" Fama Puzzleاو اللغز الخاص بسعر الفائدة غير المغطى Uncovered Interest Rate Parity Puzzle) الذي

يشير إلى التناقض بين النظرية الاقتصادية والتجربة العملية فيما يتعلق بتوقعات سعر الصرف المستقبلية وأسعار الفائدة بين الدول. فقد تم تقديم مناقشات عدة للغز فاما في العديد من الدراسات، على سبيل المثال دراسات كل من Engel (1996, 2014, 2016), Sarno (2005), التي استنتجت تحقق شرط UIP عند إستخدام أسعار الصرف المتوقعة (التي يتم الحصول على بياناتها من خلال المسوح الميدانية)، كما أفادت العديد من الدراسات الأخرى بوجود أدلة أكثر إيجابية لشرط UIP في بعض البلدان المتقدمة، مثل دراسات (Frankel & Froot (1987); Chinn & Frankel (1994, 2020); Bussiere et al. (2022). بينما تكشف الدراسات الأخرى التي لا تزال تستخدم أسعار الصرف المحققة Ex-post exchange rate، عن ديناميكيات محيرة أخرى بجانب لغز فاما مثل لغز الإستجابة المتأخرة ولغز التنبؤ المنعكس، مما يشير ضمناً الى أن مثل هذه الألغاز لا تظهر في الأفق الا عند إستخدام البيانات الفعليه المحققة لأسعار الصرف وتختفي حال إستخدام الأسعار المتوقعة. وبالتالي لم يقتصر الأمر على لغز فاما فقط، وإنما ظهر تناقضين اخرين بين النظرية والتطبيق، اولهم هو لغز الإستجابة المتأخرة وثانيهم هو لغز التنبؤ المنعكس.

حيث يشير لغز الإستجابة المتأخرة The delayed overshooting puzzle كما أشار Eichenbaum & Evans (1995) الى ظاهرة اقتصادية تشير إلى تأخير غير متوقع في استجابة أسعار الصرف بعد صدمة نقدية مفاجئة، ويحدث عندما تقوم البنوك المركزية بتغيير أسعار الفائدة، ويتوقع الاقتصاديون أن يتفاعل سعر الصرف فورًا وبشكل مبالغ فيه قبل أن يستقر عند مستوى جديد، لكن الواقع يظهر عكس ذلك أحيانًا. فوفقًا للنظرية الاقتصادية، خصوصًا نموذج دورنبوش للتصحيح السريع (Dornbusch Overshooting Model)، عند حدوث صدمة نقدية مثل رفع أسعار الفائدة من قبل البنك مركزي، يُفترض أن يرتفع سعر العملة المحلية فوراً لإرتفاع الطلب عليها، وأن تكون هذه الزيادة "مبالغ فيها" بحيث تفوق المستوى الذي ستستقر عنده العملة في الأجل الطويل. بمعنى آخر، يجب أن يشهد سعر الصرف مبالغة فورية في الارتفاع أو الانخفاض استجابةً لهذه الصدمة، ثم يتراجع تدريجيًا ليستقر. وما وجدته الدراسات التطبيقية هو أن التفاعل الفوري لسعر الصرف قد يكون أقل مما تنبأت به النظرية، حيث يحدث التأثير على العملة ببطء ويستغرق وقتًا أطول مما هو متوقع، أي أن هناك تأخير في الإستجابة قبل أن تتحقق التغيرات المتوقعة في سعر الصرف.

وكان هناك عدة تفسيرات محتملة لهذه الظاهرة، منها:

- قد يحتاج المشاركون في السوق وقتًا أطول لاستيعاب الصدمة النقدية والتكيف معها.
- عدم توفر السيولة الكافية في السوق، مما يؤخر الاستجابة الفورية.
- قد تختلف توقعات المستثمرين حول المدى الطويل لسعر الصرف، مما يخلق تأثيرًا بطيئًا تدريجيًا بدلًا من استجابة سريعة.
- قد يتردد المستثمرون في اتخاذ قرارات سريعة، مما يؤدي إلى استجابة أكثر بطئًا.

بينما ظهِر لغز التنبؤ المنعكس The predictability reversal puzzle أن انحرافات UIP لا تسلك إتجاه واحد بل انها تغير الاتجاه؛ فالعملات ذات أسعار الفائدة المرتفعة تحقق عوائد زائدة إيجابية في المستقبل القريب بسبب الارتفاع الأولي في القيمة ولكنها بعد ذلك تشهد عوائد سلبية متوقعة بسبب التخفيض المفرط في العملة، فقد وجد كل من Dornbusch (1976); Bacchetta & Wincoop 2010); Engel (2016); Valchev (2020); Eichenbaum & Evans (1995); Kalemli & Varela (2021). أن العلاقة بين أسعار الفائدة وسعر الصرف لا تسير بالشكل المتوقع؛ بدلاً من ذلك، وجدت هذه الدراسات أن العملات ذات معدلات الفائدة المرتفعة تستمر في تقديم عوائد إيجابية على المدى القصير فقط، لكنها على المدى الطويل تميل إلى عوائد منخفضة أو حتى سلبية. هذا يعني أن العلاقة التي كانت تعمل في اتجاه معين على المدى القصير تنعكس بشكل غير متوقع على المدى الطويل.

وقد أثبت هذه الدراسات التي تركز في المقام الأول على عملات البلدان الأعضاء في الاتحاد الأوروبي، أن أسعار الصرف غالبًا ما تتجاوز مستويات التوازن بعد صدمة أسعار الفائدة الأولية، مما يؤدي إلى تأخر الإستجابة والتنبؤ المنعكس.

٣- نتائج الدراسات التطبيقية:

في الدراسات التطبيقية، يعرف انحدار التغيرات النسبيه في سعر الصرف بين دولتين (والتي تشير الى العائد المحقق او المتوقع من تغير سعر الصرف) على فرق سعر الفائدة بين الدولتين، بإسم إنحدار فاما Fama regression، ويفترض عند تحقق تعادل سعر الفائدة المغطى ان يكون معامل الإنحدار والمعروف بإسم معامل فاما Fama coefficient مساوياً للواحد الصحيح، إلا أن النتيجة التقليدية عند إجراء الإنحدار (للتغيرات اللاحقة في أسعار الصرف على فروق أسعار الفائدة) تكشف عادة عن معامل فاما أقل بكثير من ١ وهو ما يعني تحقق عائد

اضافي على العملة ذات الفائدة المرتفعة والتي يتوقع انخفاض قيمتها مع الزمن، وقد كان تفسير هذه النتيجة محل جدل. فهناك رأي يعزو وجود عائد إضافي إلى وجود علاوة المخاطرة، على سبيل المثال دراسات كل من، Lustig, et al. (2019), Lustig & Verdelhan (2007), Lustig, et al. (2011), Hassan & Mano (2019).

على جانب اخر هناك منظور بديل يرى ان هذا العائد الإضافي قد يعكس خطأ في توقعات المشاركين في السوق خلال الفترة المدروسة، حيث تشير بعض الدراسات إلى إنحراف توقعات المشاركين في السوق عن التوقعات الرشيدة، مثل الدراسات التي أجراها كل من Frankel & Froot (1987) , Froot & Frankel (1989), Stavrakeva & Tang (2018, 2024) Bacchetta et al. (2009); Candian & De Leo (2022); Bussiere et al. (2022) ، إذ تميل هذه الدراسات إلى دحض تفسير علاوة المخاطر، حيث أن المعامل المعني ليس أقل من ١ فحسب، بل احياناً ما يكون أقل من الصفر اي بقيمة سالبة مما يعكس ان هناك أخطاء كبيرة في التنبؤ. حيث تفسر هذه الدراسات فشل UIP كنتيجة للانحرافات في توقعات الأفراد عن التوقعات الرشيدة ذات المعلومات الكاملة full information rational expectations (FIRE)، وبالتالي تحدد خطأ التوقع كمصدر رئيسي للتحيز الهبوطي في معامل Fama في ظل تغييرات سعر الصرف المحققة.

وتجدر الإشارة الى أن لغز فاما لايتحقق بشكل شامل على جميع العملات، او بشكل مستمر في جميع الأوقات، فعند النظر الى عملات الأسواق الناشئة[1] Emerging Markets ذات أسعار الفائدة المرتفعة، يلاحظ ان قيمة بعض العملات تنخفض بشكل مستمر، مما يفعل مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاة ويحيد من لغز فاما، حيث تقترب العائدات الزائدة من فروق سعر الفائدة (المتوقعة والمحققة) مع انخفاض قيمة العملة، كما أن الدراسات التطبيقية تشير الى أن مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاة في الدول النامية يتصرف بشكل مختلف عنه في الإقتصادات المتقدمة. فغالباً ما تركز دراسات "فاما" على عملات الدول المتقدمة، إلا أن عملات الدول النامية لا سيما عملات الأسواق الناشئة قد بدأ دراستها في الدراسة التي الذي أجراها Bansal & Dahlquist (2000)، بإستخدام بيانات تمتد من عام ١٩٧٦ إلى عام ١٩٩٨ ل ٢٨ دولة، حيث يرى أن إدراج الأسواق الناشئة في العينة أمر بالغ الأهمية لتحقيق معامل فاما مطابق للنظرية ويساوي الواحد الصحيح. وهذا يؤكد على أهمية مراعاة الخصائص الخاصة بكل بلد في

[1] وفقا لقاعدة بيانات صندوق النقد الدولي، فإن مصطلح الأسواق الناشئة متنوع ويتحدى السرد الموحد .ورغم عدم وجود تعريف رسمي، فإن الأسواق الناشئة يتم تحديدها عمومًا على أساس سمات مثل الوصول المستدام إلى السوق، والتقدم في الوصول إلى مستويات الدخل المتوسط، والأهمية الاقتصادية العالمية الأكبر. ومع ذلك، فإن هذه الاقتصادات مختلفة، والتمييز بين الأسواق الناشئة والاقتصادات النامية الأخرى غير دقيق أيضًا، ولكن بشكل عام يشير مصطلح "السوق الناشئة" إلى البلدان أو الاقتصادات التي على وشك أن تصبح لاعبين عالميين مهمين، وتتميز بإمكانات نمو قوية ولكنها أيضًا أكثر عرضة للمخاطر والتقلبات مقارنة بالدول المتقدمة الراسخة.

تفسير تباين مبدأ UIP عبر بلدان مختلفة، وبناءً عمل Kalemli & Varela (2021) الذي يستخدم بيانات شهرية لـ ٣٤ عملة منذ عام ١٩٩٦، أظهرت النتائج أن مبدأ تعادل سعر الفائدة غير المغطى في الأسواق الناشئة EM–UIP يتضمن علاوة المخاطر متغيرة بشكل منهجي حسب البلد، أي إن تصورات المستثمرين الأجانب لمخاطر العملة وكيفية تكوين توقعاتهم تعتمد على عوامل خاصة بكل بلد. كما ان نتائج هذه الدراسة تدعم وجود كلاً من علاوة المخاطر وبعض أشكال "فشل التوقعات" لانحرافات تعادل الفائدة غير المغطاة، وعلى وجه التحديد، تقدر الدراسة أن ما يقرب من نصف التباين في فروق أسعار الفائدة يمكن عزوه إلى الاختلافات في علاوة المخاطر، في حين يرتبط النصف الآخر بعدم قدرة التوقعات على التنبؤ بالمدى الكامل لانخفاضات أسعار الصرف. وبالتالي يمكن القول أن التنبؤ يسير في الاتجاه الصحيح حال توقعه بنصف الإنخفاض في سعر الصرف فقط، حيث يفسر كل من Kalemli & Varela (2021) "فشل التوقعات" بالتباين في عوامل الخطر المحلية والعالمية التي تؤثر على تصورات المستثمرين لمخاطر العملة بطريقة غير متجانسة، ويتم إنعكاس هذا التباين من خلال فروق أسعار الفائدة غير المبررة، وبالتالي، يشير الباحثان الى معامل فاما الدقيق وهو ٠.٥ بغض النظر عما إذا كان التحليل ينصب على إنحدار التغير المتوقع في سعر الصرف (المقاس ببيانات المسح) على فروق أسعار الفائدة، أو على انحدارات فاما القياسية لتغيرات أسعار الصرف اللاحقة على فروق أسعار الفائدة.

كما تناولت عدد من الدراسات كيفية رؤية المستثمرين للمخاطر وتبين مدى اهميتها في تسعير الأصول (على سبيل المثال دراسات كل من، (Pflueger, et al. (2020), Bauer, et al. (2024))، حيث تظهر نتائج تلك الدراسات أن علاوة مخاطر العملة تتجلى في التباين في العائدات المتوقعة والمحققة، وبالتالي تعكس التعويض عن تحمل مخاطر العملة، حيث تنقسم المخاطر هنا الى قسمين، مخاطر القطاع العرضي لتباين عائد العملة وسط مجموعة من العملات، ومخاطر القطاع الطولي لتباين عائد العملة نفسها مع الزمن، وبالتالي تناولت العديد من الدراسات مثل هذه المخاطر في اسواق المال المختلفة والدور الذي يمكن ان تلعبه المؤسسات المالية الدولية في تقليل هذه المخاطر، وكيف يمكن للدول النامية الاعتماد على العملات المرجعية Anchor Currencies لتحقيق استقرار اقتصادي نسبي يحجم من هذه المخاطر، وكيف قد يحد هذا الإعتماد من مرونة السياسة النقدية لديها (على سبيل المثال دراسات كل من Alvarez, et al. (2009), Gabaix & Maggiori (2015), Itskhoki & Mukhin (2021, 2023)).

ايضاً هناك مجموعة الدراسات وجدت أدلة عدم الخطية أو التحولات في انحدار فاما (see, Baillie & Kilic (2006); Sarno et al. (2006); Baillie & Cho (2014); Bussiere et al. (2022) وفي حين ان هناك دراسات اخرى اكدت على ان العلاقة غير خطية من نوع العتبة، مثلما وجد Baillie & Kilic (2006) and Sarno et al. (2006)، كما وجد Kilic (2023) أن معامل فاما لا يظل ثابتًا بمرور الوقت، حيث أنه في الفترة طويلة الأجل، تتوافق معاملات فاما المستخرجة من التغيرات الفعلية والمتوقعة (المستخرجة من المسوح الميدانية) في أسعار الصرف من حيث الاتجاه، على الرغم من أنها تظهر اختلافات كبيرة خلال الفترات القصيرة والمتوسطة . بالإضافة إلى ذلك، وجد أن المعامل يقترب تدريجيًا من الواحد في الأجل الطويل في ظل مقياسي أسعار الصرف سالفي الذكر.

وعلى الرغم من البحوث المكثفة التي أجريت على عملات البلدان المتقدمة، فإن ألغاز UIP والألغاز ذات الصلة في الدول النامية لا تزال غير مدروسة بشكل كاف، فلكل دولة خصائصها الإقتصادية والسياسية التي تنعكس بدورها على مبدأ تعادل سعر الفائدة غير المغطاة.

٤- النموذج المقترح:

١- ينطوي مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاه على الأساس التالي:

العائد على العملة المحلية = العائد على العملة الأجنبية + علاوة مخاطر

حيث يمثل العائد على العملة المحلية او الجنية المصري، سعر الفائدة الاسمي او الحقيقي سواء كان جارياً او تراكمياً وفقاً لنمط المقارنة، اما العائد على الدولار الامريكي فينطوي على شقين:

- سعر الفائدة على الدولار الامريكي الاسمي او الحقيقي سواء كان جارياً او تراكمياً وفقاً لنمط المقارنة.
- مقدار الأرباح الرأسمالية نتيجة ارتفاع سعر الدولار امام الجنيه عبر الزمن.

في حين ان علاوة المخاطر تشمل نوعين من المخاطر:

- مخاطر التقلب في سعر الصرف او الارباح الرأسمالية سالفة الذكر garch01
- مخاطر التقلب في الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية التراكمية بين العملتين garch02

وقد تم استخدام التباين الشرطي conditional variance لقياس المخاطر السابقة.

٢- تم استخدام سلسلة بيانات شهرية لكل من الإقتصاد المصري والأمريكي مستمدة من قواعد بيانات البنك المركزي المصري وبنك الإحتياطي الفيدرالي تمتد من سبتمبر ٢٠١٣ وحتي سبتمبر ٢٠٢٤.

٣- يسعى البحث الى التحقق من المتساويات التالية:

- سعر الفائدة الشهري الإسمي على الجنيه = سعر الفائدة الشهري الإسمي على الدولار + معدل التغير في سعر الدولار + علاوة مخاطر تقلب سعر الصرف + علاوة مخاطر تقلب الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين.
- سعر الفائدة الشهري الإسمي على الجنيه = سعر الفائدة الشهري الإسمي على الدولار + معدل التغير في سعر الدولار + علاوة مخاطر تقلب سعر الصرف + علاوة مخاطر تقلب الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين.
- سعر الفائدة الإسمي التراكمي على الجنيه = سعر الفائدة الإسمي التراكمي على الدولار + معدل التغير التراكمي في سعر الدولار + علاوة مخاطر تقلب سعر الصرف + علاوة مخاطر تقلب الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين.
- سعر الفائدة الحقيقي التراكمي على الجنيه = سعر الفائدة الحقيقي التراكمي على الدولار + معدل التغير التراكمي في سعر الدولار + علاوة مخاطر تقلب سعر الصرف + علاوة مخاطر تقلب الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين.

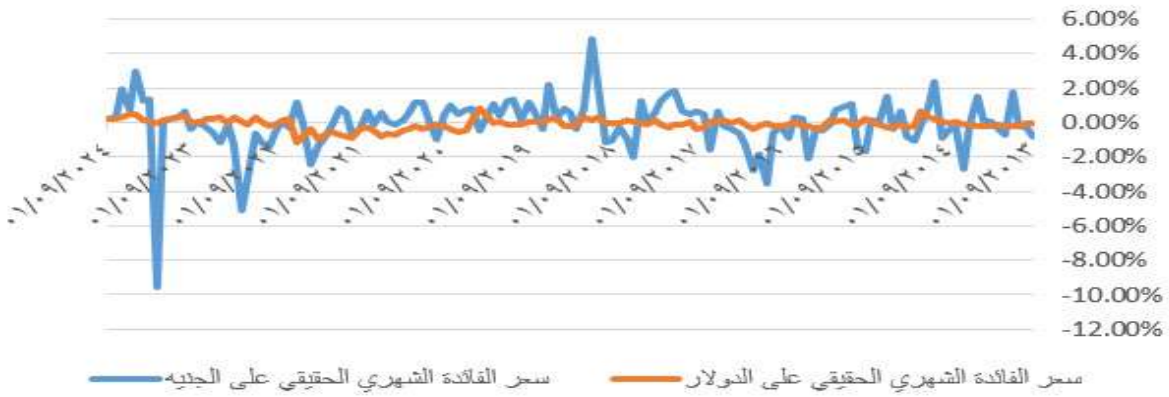
٤-١ البيانات المستخدمة:

بالنظر الى البيانات الخاصة بالعملتين في فترة التحليل التي تمتد من سبتمبر ٢٠١٣ وحتى سبتمبر ٢٠٢٤، وهي الفترة التي إتسمت بالإنخفاض المستمر في سعر صرف الجنيه والذي قابله إرتفاع ملحوظ في معدل التضخم، وإرتفاع متتالي في سعر الفائدة الخاصة بالجنيه كما توضح الأشكال التالية:

شكل (١) اسعار الفائدة الإسمية الشهرية في مصر والولايات المتحدة

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على البيانات المستمدة من :
– البنك المركزي المصري /https://www.cbe.org.eg/ar/economic-research/statistics
– مجلس الإحتياطي الفيدرالي /https://www.federalreserve.gov

شكل (٢) اسعار الفائدة الحقيقية الشهرية في مصر والولايات المتحدة



المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على البيانات المستمدة من :
– البنك المركزي المصري /https://www.cbe.org.eg/ar/economic-research/statistics
–مجلس الإحتياطي الفيدرالي /https://www.federalreserve.gov

يوضح الشكل (١) اسعار الفائدة الإسمية على الجنيه والدولار، ويوضح الشكل الإرتفاع الواضح للفائدة على الجنية المصري مقارنة بالدولار الأمريكي، إلا ان دخول معدل التضخم في الحسبان يغير من النتائج كما يوضح الشكل (٢) الذي يوضح كيف يتقلب سعر الفائدة الحقيقي للجنيه المصري صعوداً وهبوطاً حول سعر الفائدة الحقيقي على الدولار الأمريكي، مما يعني ضمناً إرتفاع المخاطر المرتبطة بالعائد الحقيقي قصير الأجل على الجنيه

شكل (٣) اسعار الفائدة الحقيقية التراكمية مجمعة شهرياً في مصر والولايات المتحدة

المصري.

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على البيانات المستمدة من :
– البنك المركزي المصري /https://www.cbe.org.eg/ar/economic-research/statistics
–مجلس الإحتياطي الفيدرالي /https://www.federalreserve.gov

شكل (٤) العائد المجمع على الدولار والجنية المصري

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على البيانات المستمدة من :
– البنك المركزي المصري /https://www.cbe.org.eg/ar/economic-research/statistics
–مجلس الإحتياطي الفيدرالي /https://www.federalreserve.gov

وفي الأجل الطويل وعند حساب سعر الفائدة التراكمي على العملتين، يوضح الشكل (٣) كيف تتقلب الفائدة التراكمية على الجنيه المصري حول الدولار الأمريكي حتى في الأجل الطويل، مما ينعكس ايضاً وبشكل ضمني على مخاطر العائد الحقيقي طويل الأجل المرتبطة بالجنيه المصري، إلا ان اضافة الأرباح الرأسمالية الناتجة من تغير سعر صرف الدولار، يوضح الشكل (٤) كيف يحقق الدولار الأمريكي بالمجمل عائد حقيقي يفوق عائد الجنيه

المصري مما يقوض مبدأ تعادل الفائدة غير المغطاه بين العملتين، حيث يفترض على الأقل ان يتساوى العائد المجمع على العملتين، اي يتساوى سعر الفائدة الحقيقي طويل الأجل على الجنية المصري، مع مثيلة على الدولار الأمريكي مضافاً إليه التغير النسبي في سعر صرف الدولار.

٤-٢ المتغيرات المستخدمة:

Xr	معدل التغير في سعر الدولار
iem	سعر الفائدة الشهري الإسمي على الجنيه
iusm	سعر الفائدة الشهري الإسمي على الدولار
Riem	سعر الفائدة الشهري الحقيقي على الجنيه
Riusm	سعر الفائدة الشهري الحقيقي على الدولار
Sum iem	سعر الفائدة الإسمي التراكمي (مجمع شهريا) على الجنيه
Sum iusm	سعر الفائدة الإسمي التراكمي (مجمع شهريا) على الدولار
Sum Riem	سعر الفائدة الحقيقي التراكمي (مجمع شهريا) على الجنيه
Sum Riusm	سعر الفائدة الحقيقي التراكمي (مجمع شهريا) على الدولار
Sum xr	معدل التغير التراكمي (مجمع شهريا) في سعر الدولار
Garch01	مخاطر تقلب سعر الصرف garch sum xr
Garch02	مخاطر تقلب الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين garch (sum Riem – sum Riusm)

حيث ان:

$$sum\ iem_t = \sum_{j=1}^{j=t} iem_j$$

$$sum\ iusm_t = \sum_{j=1}^{j=t} iusm_j$$

$$sum\ Riem_t = \sum_{j=1}^{j=t} Riem_j$$

$$sum\ Riusm_t = \sum_{j=1}^{j=t} Riusm_j$$

$$sum\ xr_t = \sum_{j=1}^{j=t} xr_j$$

لنمذجة حالة عدم التأكد حول العائد سوف يتم استخدام اسلوب GARCH لنمذجة التباين الشرطي الذي يستخدم كمؤشر لحالة عدم اليقين.

حيث يتم تقدير معادلة المتوسط التالية:

$$x_t = \bar{x} + e_t \text{ -------(1)}$$

حيث ان $\bar{x}$ يمثل متوسط x ومن ثم يكون e_t هو مقدار الإنحراف عن المتوسط في الفترة t، ومن ثم يتم تقدير نموذج GARCH (1,1) للتباين المشترك conditional variance كالتالي:

$$\delta_t^2 = C + \alpha . e_{t-1}^2 + \beta . \delta_{t-1}^2 \text{ -------(2)}$$

حيث يشير δ_t^2 الى مقدار التباين المشترك الذي يعتمد على فكرة ان التقلبات الحادة لابد ان يتبعها التوقع بتقلبات حادة اخرى، والتقلبات الطفيفة يتبعها توقع بأوضاع مستقرة.

وبالتالي يمكن صياغة المنموذج في المعادلات الأربع التالية والتي تمثل فروض الدراسة:

$$iem_t = \beta_0 + \beta_1 iusm_t + \beta_2 sumxr_t + \beta_3 garch01_t + \beta_4 garch02_t + \varepsilon_{1_t} - - - - - - - - - - - - - (3)$$

$$Riem_t = \beta_5 + \beta_6 Riusm_t + \beta_7 sum\ xr_t + \beta_8 garch01_t + \beta_9 garch02_t + \varepsilon_{2_t} - - - (4)$$

$$sum\ iem_t = \beta_{10} + \beta_{11} sum\ iusm_t + \beta_{12} sum\ xr_t + \beta_{13} garch01_t + \beta_{14} garch02_t + \varepsilon_{3_t} - - - - - - (5)$$

$$sum\ Riem_t = \beta_{15} + \beta_{16} sum\ Riusm_t + \beta_{17} sum\ xr_t + \beta_{18} garch01_t + \beta_{19} garch02_t + \varepsilon_{4_t} - - - - (6)$$

٤-٣ المنهجية المستخدمة:

٤-٣-١ إختبار إستقرار السلاسل الزمنية Time series stationary test:

يتم إختبارات إستقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات محل التحليل بإختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey–Fuller test، الذي يتلخص في اجراء الإنحدار الاتي:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \rho_i \Delta Y_{t-i} + e_t$$

حيث أن:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

حيث ان قبول فرض العدم يعني عدم إستقرار السلسلة، وقبول الفرض البديل يعني إستقرار السلسلة محل التحليل، وفي حال عدم إستقرار السلسلة عند مستواها الأولي at level يتم اخذ الفروق الأولى وإعادة خطوات الإختبار، فاذا إستقرت الفروق الأولى تكون السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

٤-٣-٢ طرق تقدير النموذج:

لما كانت الدراسات السابقة تشير الى عدم استقرار معلمة فاما، فيجب والحاله هذه ان يتم استخدام نماذج ملائمة لحالة عدم الإستقرار تلك للخروج بنتائج منطقية، ومن ثم سوف يتم تقدير النموذج بإستخدام نموذج إنحدار العتبة threshold regression model، ونموذج الإنحدار الذاتي ذو الفجوة الموزعة غير الخطي nonlinear autoregressive distributed lag model NARDL،

- **نموذج انحدار العتبة (TR)**

نماذج الانحدار العتبي هي فئة من نماذج الانحدار حيث يتم ربط المتغيرات المستقلة بالمتغير التابع من خلال معلمة العتبة، والمعروفة أيضًا باسم نقطة الإنكسار، توفر نماذج الانحدار العتبي طريقة قابلة للتفسير لنمذجة أنواع معينة من العلاقات غير الخطية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

فالنموذج التالي يظل مستقر طالما استقرت معلماته α_1 ، α_2 عند قيم ثابتة :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Z_t + \varepsilon_t$$

ولكن إذا كانت قيم اي من α_1 أو α_2 غير مستقرة وتتأثر بقيم احد المتغيرات التفسيرية، فسوف ينتج عن ذلك عدة نماذج تفصل بينهم مجموعة من الأعتاب. فوفقا للمعادلة السابقة، يمكن تقسيم المتغيرين التفسيريين الي نوعين. الأول: هو متغير العتبة والتي قيمة معلمته متغيرة وترتبط بأحد المتغيرات او حتى تتغير مع الزمن. أما النوع الثاني: هي المتغيرات التفسيرية التقليدية التي تؤثر في المتغير التابع من خلال معلمات مستقرة.

فإذا كان المتغير Z_t هو متغير العتبة فسوف يؤثر في المتغير Y_t بالشكل التالي:

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_{21} Z_t + \varepsilon_t & if \;\; Z_t < c \\ \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_{22} Z_t + \varepsilon_t & if \;\; Z_t \geq c \end{cases}$$

إذ ينقسم النموذج الى نموذجين فرعيين على الأقل على حسب قيمة المتغير Z_t ، بمعني أن هناك قيمة محددة للمتغير Z_t تتغير عندها قيمة المعلمة الخاصه بها.

ولتقدير مثل هذه النماذج يتم تقدير المعلمات α_0 ، α_1 وإجراء اختبار نقاط الإنكسار Break Points test التي في حال معنويتها، يتم تقدير معلمات متغير العتبة α_{21} ، α_{22} و قيمة العتبة (c).

- **نموذج الإنحدار الذاتي غير الخطي ذو الفجوات الموزعة (NARDL):**

لما كانت التغيرات في التباين الشرطي بين الصعود والهبوط (والذي يمثل معامل المخاطر) سوف يكون لها تأثير غير متماثل على سعر الفائدة في مصر، فالوضع الأمثل في هذه الحالة هو إستخدام نموذج الإنحدار الذاتي

غير الخطي ذو الفجوات الموزعة Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL) الذي يتسم بتقدير علاقات التكامل وعدم التماثل في وقت واحد، حيث يسمح نموذج NARDL بمزيد من المرونة في القيود الخاصة بضرورة توحيد رتبة السلاسل الزمنية، حيث تقدر علاقة التكامل غير المتماثلة على النحو التالي:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\beta_j^+ x_{t-j}^+ + \beta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

حيث x_t هو متجه المتغيرات المستقلة التي تنقسم بدورها الى متوسط بالإضافة الى شق موجب واخر سالب، اي ان $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$، حيث تشير α إلى معلمة الإنحدار الذاتي، وتشير المعلمات $\beta_j^+ \& \beta_j^-$ إلى معلمات الفجوات الموزعة بشقيها الموجب والسالب. ومن ثم اقترح Shin et al (2014) نموذج تصحيح الخطأ التالي:

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta_j^+ x_{t-1}^+ + \beta_j^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \theta_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \alpha \epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\theta_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \theta_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

وهو ما يسمى الإنحدار الذاتي غير الخطي ذو الفجوات الموزعة Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL).

- **إختبار الحدود Bounds Test:**

يعتمد الإختبار بشكل أساسي على إحصاء F ، حيث تكون الخطوة الأولى في الإختبار هي تقدير نموذج NARDL للمعادلات (٣ ،٤ ،٥، ٦) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية(OLS) ، حيث يختبر تقدير هذه المعادلات وجود علاقة طويلة الأمد بين المتغيرات من خلال إجراء اختبار F للمعاملات المشتركة للفجوات،

حيث يتم تحديد مجموعتين من القيم الحرجة لمستوى معنوية محدد (Pesaran et al, 2001) , إذ يتم حساب المجموعة الأولى على افتراض أن جميع المتغيرات المدرجة في نموذج NARDL متكاملة من الدرجة صفر، بينما يتم حساب المجموعة الثانية على افتراض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى. بعد ذلك يتم مقارنة القيم

الحرجة، فإذا كان إحصاء F أكبر من القيمة الحرجة العليا، فإننا نرفض فرضية العدم، مما يشير إلى وجود علاقة تكامل مشترك (أي علاقة طويلة الأمد)، وإذا كان إحصاء F أقل من القيمة الحرجة الدنيا، لا يمكننا رفض فرضية العدم، مما يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك.

٤-٤ تقدير النموذج:

إختبار جذر الوحدة unit root test:

بإجراء إختبارات Augmented Dickey-Fuller & للتأكد من إستقرار المتغيرات وجد أن بعضها مستقر عند المستوى، وبعضها مستقر عند الفرق الأول وعند الفرق الثاني كالأتي:

المتغير	درجة التكامل	وصف المتغير
Xr	I(0)	معدل التغير في سعر الدولار
iem	I(1)	سعر الفائدة الشهري الإسمي على الجنيه
iusm	I(1)	سعر الفائدة الشهري الإسمي على الدولار
Riem	I(0)	سعر الفائدة الشهري الحقيقي على الجنيه
Riusm	I(0)	سعر الفائدة الشهري الحقيقي على الدولار
Sum iem	I(2)	سعر الفائدة الإسمي التراكمي (مجمع شهريا) على الجنيه
Sum iusm	I(2)	سعر الفائدة الإسمي التراكمي (مجمع شهريا) على الدولار
Sum Riem	I(1)	سعر الفائدة الحقيقي التراكمي (مجمع شهريا) على الجنيه
Sum Riusm	I(1)	سعر الفائدة الحقيقي التراكمي (مجمع شهريا) على الدولار

Sum xr	I(1)	معدل التغير التراكمي (مجمع شهريا) في سعر الدولار
Garch01	I(1)	مخاطر تقلب سعر الصرف garch sum xr
Garch02	I(1)	مخاطر تقلب الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين garch (sum Riem – sum Riusm)

جدول (١) إختبار جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة

Augmented Dickey-Fuller test statistic for iem						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	0.76955	-0.01650	2.00726	-10.1720	-10.3243	-9.9771
prob	0.9932	0.9957	0.9893	0.0000	0.0000	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for iusm						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-1.16373	-2.33129	-0.44689	-4.07709	-4.047434	-4.01791
prob	0.6887	0.4138	0.5195	0.0015	0.0095	0.0001

Augmented Dickey-Fuller test statistic for Riem						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-8.77362	-8.75122	-8.79243			
prob	0.0000	0.0000	0.0000			

Augmented Dickey-Fuller test statistic for Riusm						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-5.03729	-5.02003	-4.80190			
prob	0.0000	0.0000	0.0000			

Augmented Dickey-Fuller test statistic for sum iem									
	Level			1st difference			2nd difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	None
t-Statistic	1.11914	-3.53078	1.10765	0.75640	-0.01582	2.002751	-10.1343	-10.2844	-9.93875
prob	0.9975	0.0402	0.9300	0.9929	0.9957	0.9891	0.0000	0.0000	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for sum iusm									
	Level			1st difference			2nd difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	None
t-Statistic	0.77353	-2.86896	1.31795	-1.17468	-2.31066	-0.44542	-4.06278	-4.02786	-4.00049
prob	0.9933	0.1761	0.9523	0.6841	0.4248	0.5200	0.0016	0.0101	0.0001

Augmented Dickey-Fuller test statistic for sum Riem						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-1.38377	-1.368754	-1.10368	-8.733196	-8.711238	-8.752257
prob	0.5885	0.8656	0.2437	0.0000	0.0000	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for sum Riusm						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-0.90497	-2.118929	0.507698	-5.017565	-5.000991	-4.784465
prob	0.7841	0.5301	0.8240	0.0000	0.0004	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for sum xr						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-0.333618	-1.834231	1.472830	-11.55483	-11.53254	-11.25030
prob	0.9156	0.6825	0.9648	0.0000	0.0000	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for garch01						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-0.880871	0.747914	-0.611636	-9.756661	-10.31435	-9.794190
prob	0.7916	0.9997	0.4507	0.0000	0.0000	0.0000

Augmented Dickey-Fuller test statistic for garch02						
	Level			1st difference		
	Intercept	Intercept & trend	none	Intercept	Intercept & trend	none
t-Statistic	-2.181710	-2.207810	-1.760928	-7.177618	-7.192863	-7.205375
prob	0.2140	0.4809	0.0743	0.0000	0.0000	0.0000

وبإستخدام نموذج NARDL في التطبيق على المعادلة (٣) التي تتعامل مع أسعار الفائدة الإسمية، كانت النتيجة هي عدم وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل بين المتغيرات وفقا لما افرزه إختبار الحدود Bounds test.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(IEM)
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 0, 0, 0, 0)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Sample: 2013M09 2024M09
Included observations: 131

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000298	0.000484	0.614627	0.5399
IEM(-1)*	-0.026143	0.061979	-0.421801	0.6739
IUSM(-1)	0.163544	0.183544	0.891034	0.3747
SUM_XR**	-0.000178	0.000621	-0.287139	0.7745
GARCH01_NEG**	-3.18E-06	0.000381	-0.008338	0.9934
GARCH01_POS**	0.000217	0.000481	0.450075	0.6535
GARCH02_NEG**	0.000335	0.011971	0.027997	0.9777

GARCH02_POS**	0.000346	0.007498	0.046213	0.9632
D(IUSM)	1.568577	0.523594	2.995791	0.0033

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IUSM	6.255751	10.55090	0.592911	0.5543
SUM_XR	-0.006826	0.034797	-0.196151	0.8448
GARCH01_NEG	-0.000121	0.014590	-0.008327	0.9934
GARCH01_POS	0.008285	0.017593	0.470934	0.6385
GARCH02_NEG	0.012819	0.444646	0.028831	0.9770
GARCH02_POS	0.013254	0.300283	0.044137	0.9649

EC = IEM - (6.2558*IUSM -0.0068*SUM_XR -0.0001*GARCH01_NEG + 0.0083*GARCH01_POS + 0.0128*GARCH02_NEG + 0.0133 *GARCH02_POS)

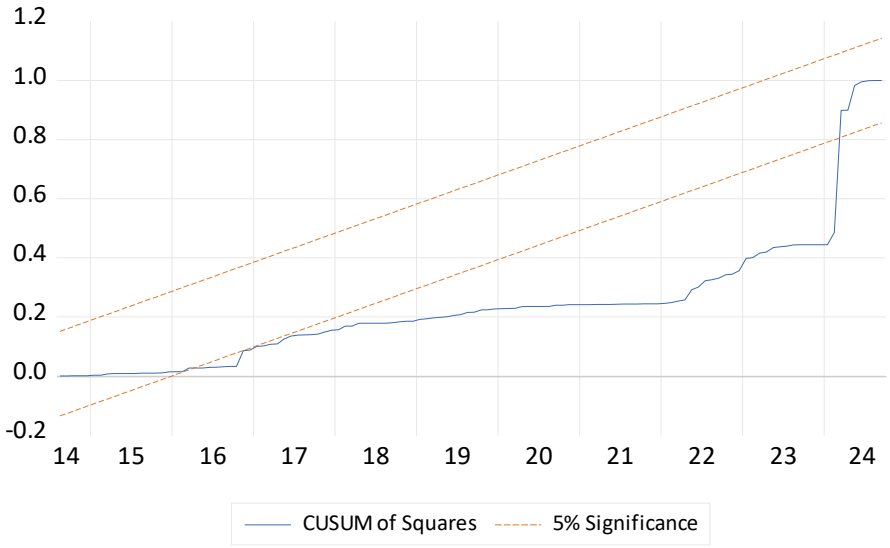
F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	1.027785	10%	2.12	3.23
k	6	5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43
			Finite Sample: n=80	
Actual Sample Size	131			
		10%	2.236	3.381
		5%	2.627	3.864
		1%	3.457	4.943

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-0.421801	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

كما يشير إختبار المجموع التراكمي لمربع إنحرافات قيم العينة عن القيمة الفعلية CUSUM of squares الى عدم إستقرار النموذج.



وبتطبيق نموذج NARDL على المعادلة (٤) التي تتعامل مع أسعار الفائدة الحقيقية اوضحت النتائج بعض التحسن في إختبار الحدود Bounds test، إلا أن المتغيرات في الأجل القصير والطويل لا تظهر مستويات معنوية مقبولة بإستثناء المكون الموجب ل Garch01 الذي يعبر بشكل تقريبي عن المخاطر المصاحبة للتقلبات الإيجابية في سعر الصرف.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(RIEM)
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 1, 1, 0, 0)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Sample: 2013M09 2024M09
Included observations: 130

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003614	0.003055	-1.183094	0.2391
RIEM(-1)*	-0.846876	0.089931	-9.416985	0.0000
RIUSM**	-0.252413	0.504413	-0.500409	0.6177
SUM_XR**	-0.009164	0.010125	-0.905130	0.3672
GARCH01_NEG(-1)	-0.012024	0.007463	-1.611140	0.1098
GARCH01_POS(-1)	0.010241	0.008395	1.219973	0.2249
GARCH02_NEG**	-0.105875	0.164323	-0.644313	0.5206
GARCH02_POS**	-0.217275	0.119040	-1.825229	0.0705
D(GARCH01_NEG)	0.026523	0.017904	1.481392	0.1411
D(GARCH01_POS)	0.035704	0.015467	2.308416	0.0227

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RIUSM	-0.298052	0.599839	-0.496886	0.6202
SUM_XR	-0.010822	0.011718	-0.923510	0.3576
GARCH01_NEG	-0.014198	0.008480	-1.674381	0.0967
GARCH01_POS	0.012093	0.009610	1.258341	0.2107
GARCH02_NEG	-0.125019	0.194773	-0.641870	0.5222
GARCH02_POS	-0.256560	0.141902	-1.808013	0.0731

EC = RIEM - (-0.2981*RIUSM -0.0108*SUM_XR -0.0142*GARCH01_NEG + 0.0121*GARCH01_POS -0.1250*GARCH02_NEG -0.2566 *GARCH02_POS)

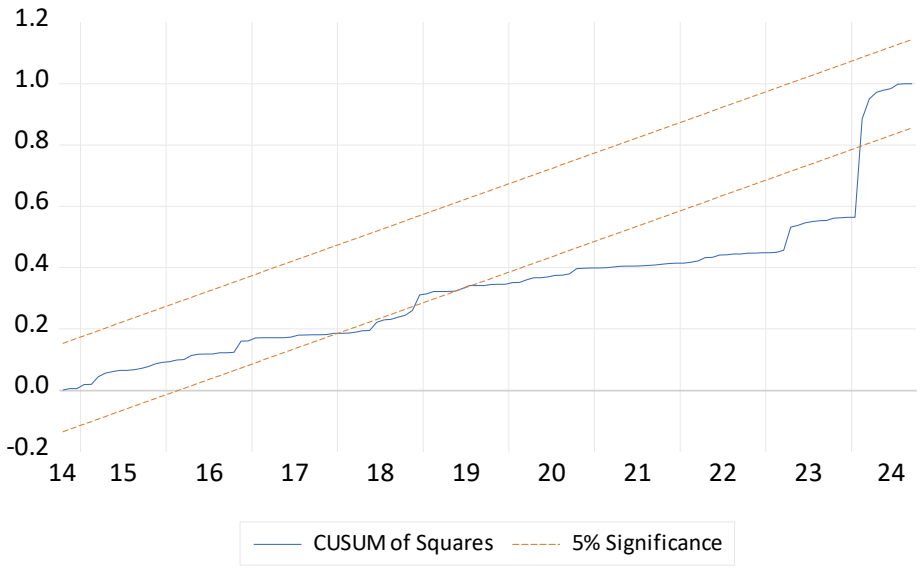
F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	13.42979	10%	2.12	3.23
k	6	5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43
			Finite Sample: n=80	
Actual Sample Size	130			
		10%	2.236	3.381
		5%	2.627	3.864
		1%	3.457	4.943

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-9.416985	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

كما يشير إختبار المجموع التراكمي لمربع إنحرافات قيم العينة عن القيمة الفعلية CUSUM of squares الى عدم إستقرار النموذج خلال فترة التحليل.



وبتطبيق نموذج NARDL على المستوى التراكمي الإسمي في المعادلة (٥)، أظهرت النتائج عدم وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل وفقا لإختبار الحدود Bounds test، كما تظهر النتائج معنوية Garch01 بمكونيه الموجب والسالب الذي يعبر بشكل تقريبي عن المخاطر المصاحبة للتقلبات في سعر الصرف.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(SUM_IEM)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 0, 0)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Sample: 2013M09 2024M09
Included observations: 131

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008366	0.000342	24.47051	0.0000
SUM_IEM(-1)*	-0.017324	0.004662	-3.715886	0.0003
SUM_IUSM(-1)	0.088424	0.024709	3.578646	0.0005
SUM_XR(-1)	-0.002641	0.002674	-0.987487	0.3254
GARCH01_NEG**	-0.007854	0.002637	-2.978076	0.0035
GARCH01_POS**	0.006879	0.001361	5.055685	0.0000
GARCH02_NEG**	0.049540	0.031052	1.595360	0.1132
GARCH02_POS**	0.015590	0.018029	0.864731	0.3889
D(SUM_IUSM)	2.373556	0.228224	10.40012	0.0000
D(SUM_XR)	0.004032	0.000975	4.135321	0.0001

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUM_IUSM	5.104188	0.933491	5.467849	0.0000
SUM_XR	-0.152431	0.122346	-1.245898	0.2152
GARCH01_NEG	-0.453368	0.063916	-7.093180	0.0000
GARCH01_POS	0.397067	0.082393	4.819180	0.0000
GARCH02_NEG	2.859635	2.312013	1.236859	0.2185
GARCH02_POS	0.899912	0.838507	1.073232	0.2853

EC = SUM_IEM - (5.1042*SUM_IUSM -0.1524*SUM_XR -0.4534
*GARCH01_NEG + 0.3971*GARCH01_POS + 2.8596*GARCH02_NEG +
0.8999*GARCH02_POS)

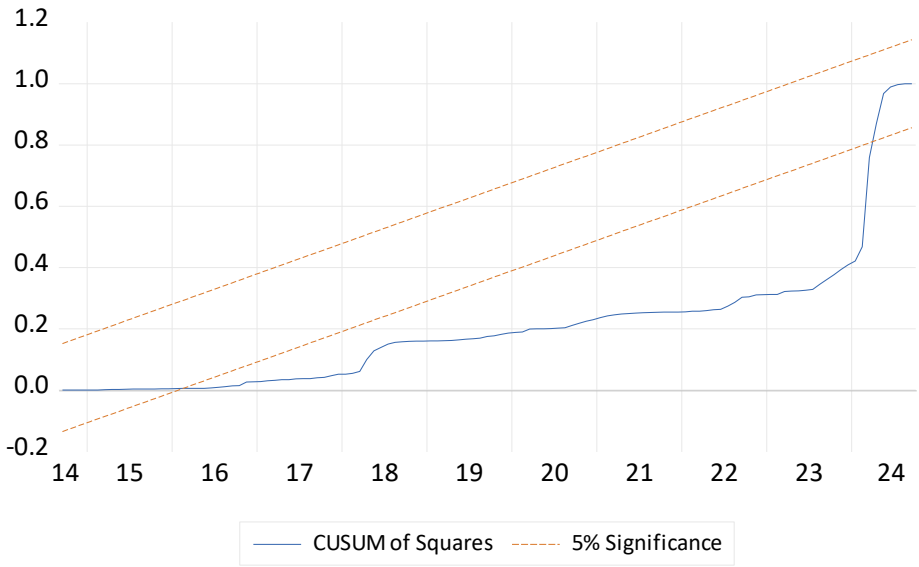
F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	67.75446	10%	2.12	3.23
k	6	5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43
			Finite Sample: n=80	
Actual Sample Size	131			
		10%	2.236	3.381
		5%	2.627	3.864
		1%	3.457	4.943

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-3.715886	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

كما يشير إختبار المجموع التراكمي لمربع إنحرافات قيم العينة عن القيمة الفعلية CUSUM of squares الى عدم إستقرار النموذج خلال فترة التحليل.



كذلك بالتطبيق على المستوى التراكمي الحقيقي في المعادلة (٦) بإستخدام نموذج NARDL، كانت النتيجة عدم وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل وفق إختبار الحدود Bounds test، وعدم معنوية تأثير التغير النسبي في سعر الصرف بالرغم من معنوية المكونات الموجبة لمؤشري المخاطر DGarch01 و Garch02.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(SUM_RIEM)
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 1, 1, 0, 0)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Sample: 2013M09 2024M09
Included observations: 130

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002950	0.003973	0.742596	0.4592
SUM_RIEM(-1)*	-0.068620	0.037196	-1.844845	0.0675
SUM_RIUSM**	0.462027	0.159358	2.899298	0.0044
SUM_XR**	-0.019661	0.012570	-1.564197	0.1204
GARCH01_NEG(-1)	-0.011854	0.008107	-1.462322	0.1463
GARCH01_POS(-1)	0.007075	0.008364	0.845954	0.3993
GARCH02_NEG**	0.153663	0.172424	0.891190	0.3746
GARCH02_POS**	0.846585	0.382951	2.210689	0.0290
D(GARCH01_NEG)	0.017343	0.018103	0.958053	0.3400
D(GARCH01_POS)	0.034161	0.015148	2.255215	0.0259

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUM_RIUSM	6.733080	2.928639	2.299047	0.0232
SUM_XR	-0.286521	0.153734	-1.863746	0.0648
GARCH01_NEG	-0.172754	0.129404	-1.334999	0.1844
GARCH01_POS	0.103110	0.137661	0.749014	0.4553
GARCH02_NEG	2.239317	2.410913	0.928825	0.3548
GARCH02_POS	12.33722	4.654825	2.650416	0.0091

EC = SUM_RIEM - (6.7331*SUM_RIUSM -0.2865*SUM_XR -0.1728 *GARCH01_NEG + 0.1031*GARCH01_POS + 2.2393*GARCH02_NEG + 12.3372*GARCH02_POS)

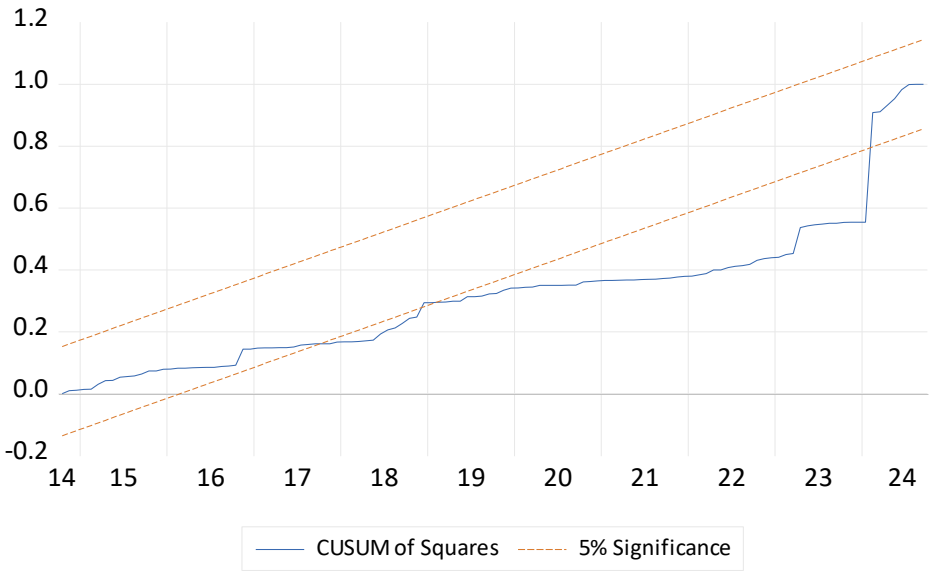
F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	3.301146	10%	2.12	3.23
k	6	5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43
			Finite Sample: n=80	
Actual Sample Size	130			
		10%	2.236	3.381
		5%	2.627	3.864
		1%	3.457	4.943

t-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-1.844845	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

كما يشير إختبار المجموع التراكمي لمربع إنحرافات قيم العينة عن القيمة الفعلية CUSUM of squares الى عدم إستقرار النموذج خلال فترة التحليل.



ولا تختلف نتائج نموذج Threshold Regression عن النتائج السابقة من حيث إستقرار النموذج، فبالنظر الى المعادلة (٥) وبإجراء إختبار Bai–Perron لنقاط الإنكسار، وجد ان هناك اربع نقاط انكسار على مدار الفترة الزمنية يحددها سعر الفائدة الإسمية الأمريكية، وقد تحسنت معنوية التغير النسبي في سعر الصرف ومتغيرات مدلول المخاطر Garch01 و Garch02.

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
Date: 10/25/24 Time: 22:42
Sample: 2013M09 2024M09
Included observations: 132
Breaking variables: C SUM_IUSM SUM_XR GARCH01 GARCH02
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:			4
Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	31.75943	158.7972	18.23
1 vs. 2 *	51.02657	255.1329	19.91
2 vs. 3 *	24.70129	123.5065	20.99
3 vs. 4 *	59.44851	297.2425	21.71
4 vs. 5	0.000000	0.000000	22.37

* Significant at the 0.05 level.
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

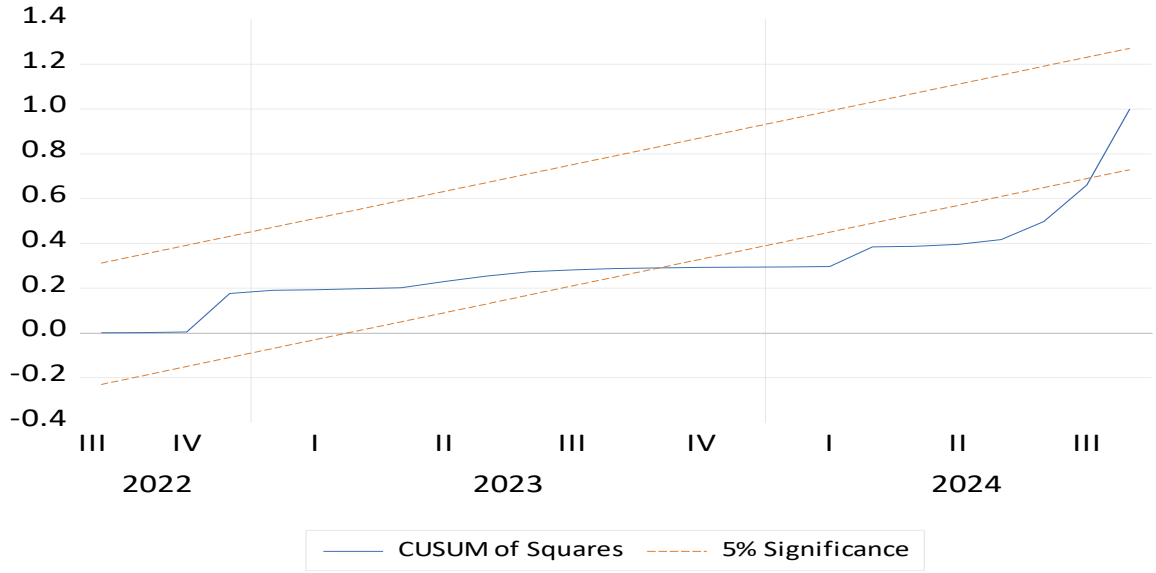
Dependent Variable: SUM_IEM
Method: Discrete Threshold Regression
Date: 10/25/24 Time: 22:34
Sample (adjusted): 2013M10 2024M09
Included observations: 132 after adjustments
Variable chosen: SUM_IUSM

Selection: Trimming 0.15, , Sig. level 0.05
Threshold variables considered: SUM_IUSM SUM_XR GARCH01 GARCH02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUM_IUSM < 0.0008333333 -- 25 obs				
C	0.181539	0.077233	2.350535	0.0206
SUM_IUSM	209.7446	19.86043	10.56093	0.0000
SUM_XR	0.166402	0.132450	1.256337	0.2117
GARCH01	-0.110361	0.046448	-2.376011	0.0193
GARCH02	-10.04626	8.329546	-1.206100	0.2304
0.0008333333 <= SUM_IUSM < 0.01138333 -- 23 obs				
C	0.243298	0.011516	21.12612	0.0000
SUM_IUSM	26.84615	1.459453	18.39467	0.0000
SUM_XR	0.020634	0.006791	3.038331	0.0030
GARCH01	-0.036167	0.008167	-4.428373	0.0000
GARCH02	-4.394675	0.754862	-5.821826	0.0000
0.01138333 <= SUM_IUSM < 0.05664166 -- 32 obs				
C	0.805856	0.153841	5.238234	0.0000
SUM_IUSM	8.016193	0.217331	36.88464	0.0000
SUM_XR	-0.326615	0.120998	-2.699333	0.0081
GARCH01	4.451726	0.994216	4.477626	0.0000
GARCH02	-1.493320	0.478306	-3.122100	0.0023
0.05664166 <= SUM_IUSM < 0.058999999 -- 22 obs				
C	0.992760	0.847346	1.171611	0.2440
SUM_IUSM	12.79218	10.80034	1.184424	0.2389
SUM_XR	-0.704743	0.347486	-2.028119	0.0450
GARCH01	9.081900	6.760868	1.343304	0.1820
GARCH02	2.678984	0.284863	9.404450	0.0000
0.058999999 <= SUM_IUSM -- 30 obs				
C	0.785240	0.020255	38.76818	0.0000
SUM_IUSM	3.897352	0.109944	35.44865	0.0000
SUM_XR	0.019042	0.011555	1.647940	0.1023
GARCH01	0.017720	0.005811	3.049641	0.0029
GARCH02	0.619303	0.142307	4.351885	0.0000

R-squared	0.999810	Mean dependent var	0.694179
Adjusted R-squared	0.999768	S.D. dependent var	0.431543
S.E. of regression	0.006579	Akaike info criterion	-7.040940
Sum squared resid	0.004632	Schwarz criterion	-6.494954
Log likelihood	489.7020	Hannan-Quinn criter.	-6.819076
F-statistic	23477.80	Durbin-Watson stat	1.040419
Prob(F-statistic)	0.000000		

ايضاً يشير إختبار المجموع التراكمي لمربع إنحرافات قيم العينة عن القيمة الفعلية CUSUM of squares الى عدم إستقرار النموذج خلال فترة التحليل.



وبالنظر الى المعادلة (٦) وبإجراء إختبار Bai–Perron لنقاط الإنكسار، وجد ان هناك ثلاث نقاط انكسار على مدار فترة التحليل يحددها سعر الفائدة الحقيقية الأمريكية ، وقد تذبذبت معنوية التغير النسبي في سعر الصرف ومتغيرات مدلول المخاطر Garch01 و Garch02.

Multiple breakpoint tests
Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
Date: 10/25/24 Time: 22:58
Sample: 2013M09 2024M09
Included observations: 132
Breaking variables: C SUM_RIUSM SUM_XR GARCH01 GARCH02
Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:			3
Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	213.0598	1065.299	18.23
1 vs. 2 *	8.200771	41.00386	19.91
2 vs. 3 *	6.468374	32.34187	20.99
3 vs. 4	1.172256	5.861282	21.71

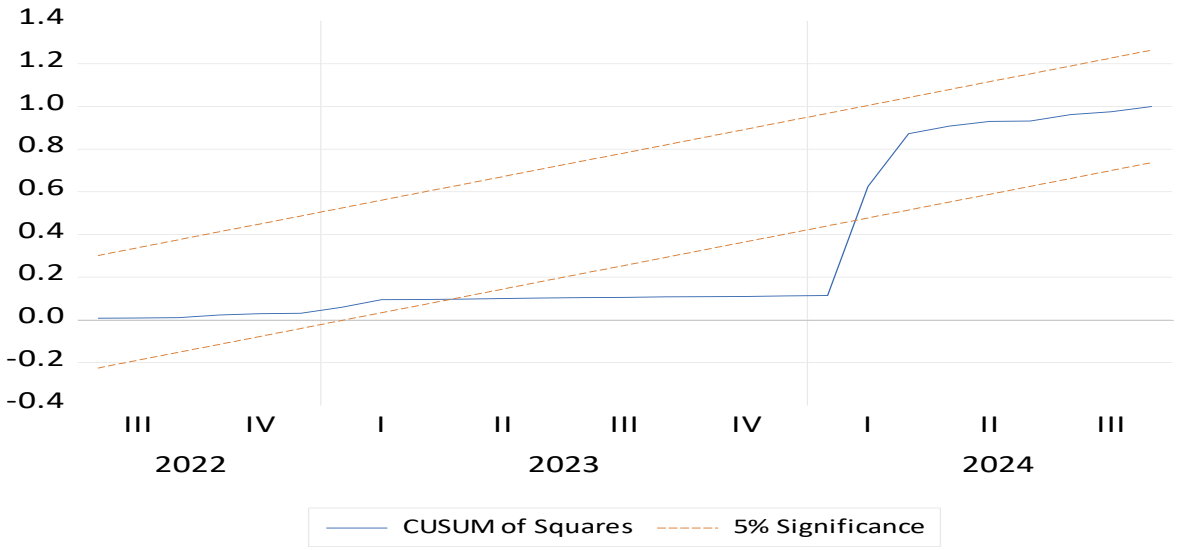
* Significant at the 0.05 level.
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Dependent Variable: SUM_RIEM
Method: Discrete Threshold Regression
Date: 10/25/24 Time: 23:00
Sample (adjusted): 2013M10 2024M09
Included observations: 132 after adjustments
Selection: Trimming 0.15, , Sig. level 0.05
Threshold variable: SUM_RIUSM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUM_RIUSM < -0.1331018 -- 31 obs				
C	-0.046063	0.077285	-0.596015	0.5524
SUM_RIUSM	-0.473375	0.441061	-1.073263	0.2856
SUM_XR	-0.095737	0.030969	-3.091371	0.0025
GARCH01	0.055236	0.019141	2.885709	0.0047
GARCH02	3.185998	0.374060	8.517342	0.0000
-0.1331018 <= SUM_RIUSM < -0.04851273 -- 32 obs				
C	1.710026	0.111162	15.38322	0.0000
SUM_RIUSM	0.017069	0.669903	0.025479	0.9797
SUM_XR	-1.413711	0.096775	-14.60818	0.0000
GARCH01	0.927436	0.058490	15.85642	0.0000
GARCH02	0.923708	1.481895	0.623329	0.5344
-0.04851273 <= SUM_RIUSM < -0.03873085 -- 22 obs				
C	1.515521	0.230062	6.587446	0.0000
SUM_RIUSM	0.451857	2.332368	0.193733	0.8468
SUM_XR	-1.228002	0.227417	-5.399773	0.0000
GARCH01	2.064406	1.698290	1.215579	0.2268
GARCH02	-5.165559	0.871441	-5.927607	0.0000
-0.03873085 <= SUM_RIUSM < -0.01857979 -- 19 obs				
C	0.342845	0.056936	6.021593	0.0000
SUM_RIUSM	8.797141	1.591388	5.527968	0.0000
SUM_XR	0.024348	0.022494	1.082409	0.2815
GARCH01	-0.132302	0.021900	-6.041210	0.0000
GARCH02	-14.07039	1.493118	-9.423489	0.0000
-0.01857979 <= SUM_RIUSM -- 28 obs				
C	-0.056741	0.194821	-0.291245	0.7714
SUM_RIUSM	0.199478	0.965736	0.206556	0.8367
SUM_XR	-0.011347	0.300992	-0.037700	0.9700
GARCH01	0.031500	0.118039	0.266861	0.7901
GARCH02	4.042605	23.81323	0.169763	0.8655

R-squared	0.946248	Mean dependent var	-0.033738
Adjusted R-squared	0.934191	S.D. dependent var	0.074930
S.E. of regression	0.019222	Akaike info criterion	-4.896715
Sum squared resid	0.039535	Schwarz criterion	-4.350730
Log likelihood	348.1832	Hannan-Quinn criter.	-4.674852
F-statistic	78.48373	Durbin-Watson stat	1.343409
Prob(F-statistic)	0.000000		

ايضاً يشير إختبار المجموع التراكمي لمربع إنحرافات قيم العينة عن القيمة الفعلية CUSUM of squares الى عدم إستقرار النموذج خلال فترة التحليل.



النتائج:

١- تم رفض الفرض الأول، فلم تظهر النتائج علاقة معنوية مستقرة تدل على تعادل الفائدة غير المغطاه المقومة بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الإسمي الشهري في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٢- تم رفض الفرض الثاني، فلم تظهر النتائج علاقة معنوية مستقرة تدل على تعادل الفائدة غير المغطاه المقومة بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الحقيقي الشهري في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٣- تم رفض الفرض الثالث، فلم تظهر النتائج علاقة معنوية مستقرة تدل على تعادل الفائدة غير المغطاه المقومة بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الإسمي التراكمي في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٤- تم رفض الفرض الرابع، فلم تظهر النتائج علاقة معنوية مستقرة تدل على تعادل الفائدة غير المغطاه المقومة بعلاوة المخاطر بين سعر الفائدة الحقيقي التراكمي الشهري في مصر والولايات المتحدة في الأجل الطويل.

٥- لم يتحقق شرط تعادل الفائدة غير المغطاة نتيجة لسببين، الاول هو نتيجة وجود علاوة مخاطر يطلبها المستثمرون مقابل حيازتهم للعملات المتوقع انخفاض قيمتها، وقد إعتمدت الدراسة على نوعين من المخاطر الأولى مرتبط بتقلب سعر الصرف والثانية مرتبطة بتقلب فرق أسعار الفائدة بين العملتين، وقد اظهرت النتائج

مستوى معنوية مرتفع في معظم النماذج المستخدمة مما يدل على معنوية تأثير علاوة المخاطر في شرط تعادل الفائدة غير المغطاة في مصر، وثانيها هو الخطأ في التوقعات، حيث اثبتت الدراسات إختلاف نتيجة دراسة UIP عند استخدام اسعار صرف فعلية او اسعار صرف متوقعة مستخرجة من مسوح ميدانية عن توقعات سعر الصرف بالمستقبل.

التوصيات:

استنتجت الدراسة أنه على الرغم من الإنخفاض المستمر في قيمة الجنية المصري الذي إنخفض بأكثر من ٨٥% في فترة التحليل، وهو الأمر الذي يتطلب رفع سعر الفائدة حتى يعادل تأثير هذا الإنخفاض، إلا أن سعر الفائدة الحقيقي على الجنيه المصري يقل في كثير من الأحيان عن مثيله على الدولار الأمريكي، وعلى المستوى سعر الفائدة التراكمي الحقيقي حقق الجنية المصري -١٠.٤١% في مقابل -١٣.٢٣% على الدولار الأمريكي، مما يجعل الإحتفاظ بالجنيه امر غير مربح مقارنة بالدولار، حيث يؤدي هذا الإخلال الجم بمبدأ تعادل سعر الفائدة غير المغطاة الى إستحالة ضبط سوق الصرف بشكل حر، وبالتالي توصي الدراسة بتخفيض وإستقرار معدل التضخم عند مستوى مقبول، يتحقق عنده سعر فائدة حقيقي موجب على الجنيه يعادل جزء من الإنخفاض في سعر صرف الجنيه، كما توصي الدراسة بأهمية إستقرار في كل من حركة سعر الصرف و الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية بين العملتين، حتى يتثنى تخفيض حجم علاوة المخاطر التي ترتبط دوما بالتقلب في العوائد.

References

1. Alvarez, F., Atkeson, A., & Kehoe, P. J. (2009). Time-varying risk, interest rates, and exchange rates in general equilibrium. *The Review of Economic Studies*, *76*(3), 851-878.
2. Bacchetta, P., & Van Wincoop, E. (2010). Infrequent portfolio decisions: A solution to the forward discount puzzle. *American Economic Review*, *100*(3), 870-904.
3. Bacchetta, P., Mertens, E., & Van Wincoop, E. (2009). Predictability in financial markets: What do survey expectations tell us?. *Journal of International Money and Finance*, *28*(3), 406-426.
4. Baillie, R.T. and Kilic, R. (2006). Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly? *Journal of International Money and Finance* 25, 22-47.

5. Baillie, R. T., & Cho, D. (2014). Time variation in the standard forward premium regression: Some new models and tests. *Journal of Empirical Finance*, *29*, 52-63.
6. Bansal, R., & Dahlquist, M. (2000). The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of international Economics*, *51*(1), 115-144.
7. Bauer, M. D., Pflueger, C. E., & Sunderam, A. (2024). Perceptions about monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, *139*(4), 2227-2278.
8. Bussiere, M., M. D. Chinn, L. Ferrara, and J. Heipertz (2022). The New Fama Puzzle, *IMF Economic Review*, 70, 451-486.
9. Candian, G. and P. De Leo (2022). Imperfect Exchange Rate Expectations, mimeo.
10. Chinn, M., and J. Frankel (1994). Patterns in Exchange Rate Forecasts for Twenty-Five Currencies, *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(4), 759–770.
11. Chinn, M. D., & Frankel, J. A. (2020). *A third of a century of currency expectations data: The carry trade and the risk premium*. Working Paper]. Harvard University, Cambridge, MA, United States.
12. Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–76.
13. Eichenbaum, M., and C. Evans (1995). Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates, *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975–1009.
14. Engel, C. (1996). The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance* 3 (2): 123–92.
15. Engel, C. (2016). Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium," *The American Economic Review*. Volume 106, pp. 436-474.
16. Engel, C. (2014). Exchange rates and interest parity. *Handbook of international economics*, *4*, 453-522.
17. Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of monetary economics*, *14*(3), 319-338.
18. Frankel, J. A., & Froot, K. (1987). Understanding the US dollar in the eighties: the expectations of chartists and fundamentalists. *NBER Working Paper*, (R0957).
19. Froot, K. A., & Frankel, J. A. (1989). Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?. *The Quarterly Journal of Economics*, *104*(1), 139-161.
20. Gabaix, X., & Maggiori, M. (2015). International liquidity and exchange rate dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, *130*(3), 1369-1420.

21. Hansen, L. P., & Hodrick, R. J. (1980). Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of political economy*, *88*(5), 829-853.
22. Hassan, T. A., & Mano, R. C. (2019). Forward and spot exchange rates in a multi-currency world. *The Quarterly Journal of Economics*, *134*(1), 397-450.
23. Itskhoki, O., & Mukhin, D. (2021). Exchange rate disconnect in general equilibrium. *Journal of Political Economy*, *129*(8), 2183-2232.
24. Itskhoki, O., & Mukhin, D. (2021). *Mussa puzzle redux* (No. w28950). National Bureau of Economic Research.
25. Kalemli, Ş. & Varela, L. (2021). *Five facts about the uip premium* (No. w28923). National Bureau of Economic Research.
26. Kilic, R. (2023). "Uncovered interest rate, overshooting, and predictability reversal puzzles in an emerging economy," Finance and Economics Discussion Series 2023-074. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, https://doi.org/10.17016/FEDS.2023.074.
27. Lustig, H., & Verdelhan, A. (2007). The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk. *American Economic Review*, *97*(1), 89-117.
28. Lustig, H., Stathopoulos, A., & Verdelhan, A. (2019). The term structure of currency carry trade risk premia. *American Economic Review*, *109*(12), 4142-4177.
29. Lustig, H., Roussanov, N., & Verdelhan, A. (2011). Common risk factors in currency markets. *The Review of Financial Studies*, *24*(11), 3731-3777.
30. Pflueger, C., Siriwardane, E., & Sunderam, A. (2020). Financial market risk perceptions and the macroeconomy. *The Quarterly Journal of Economics*, *135*(3), 1443-1491.
31. Sarno, L. (2005). Viewpoint: Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand? Canadian Journal of Economics 38, 673-708.
32. Sarno, L., Valente, G., & Leon, H. (2006). Nonlinearity in deviations from uncovered interest parity: an explanation of the forward bias puzzle. *Review of Finance*, *10*(3), 443-482.
33. Stavrakeva, V., & Tang, J. (2024). A fundamental connection: Exchange rates and macroeconomic expectations. *Review of Economics and Statistics*, 1-49.
34. Stavrakeva, V., & Tang, J. (2018). *Survey-based exchange rate decomposition: New methodology and new facts*. Working Paper, London Business School.
35. Tryon, R. (1979). Testing for rational expectations in foreign exchange markets.
36. Valchev, R. (2020). Bond Convenience Yields and Exchange Rate Dynamics, American Economic Journal: Macroeconomics, 12(2), 124–66.