محددات هجمات المضاربة في دول أوروبا الوسطى والشرقية باستخدام نموذج التحول لماركوف ونموذج شعاع الانحدار الذاتي

الأستاذة/ زيتوني هند (۞)

ملخص

تساهم هذه الورقة في الكشف عن محددات هجمات المضاربة في دول أوروبا الوسطى والشرقية وذلك من خلال تحديد العوامل التي أدت إلى حدوث تقلبات مرتفعة في مؤشر الضغط المضاربي لكل من دولة المجر، بولندا ورومانيا في الفترة (٢٠٠٢-٢٠١٢)، حيث تم استخدام نموذج التحول لماركوف (**MSM**) لتحديد احتمالات التقلبات العالية لمؤشر الضغط المضاربي (**EMPI**) ونموذج شعاع الانحدار الذاتي (**VAR**) لتفسير هذه التقلبات. وقد أظهرت نتائج الدراسة أن حدوث الأزمة في المجر ناتج عن الاختلالات الكبيرة في السياسة النقدية التي انهجتها والتي أدت إلى الإفراط في تقييم العملة وفي هروب رؤوس الأموال وخلق ثغرات لانتقال آثار عدوى الأزمة المالية العالمية ٢٠٠٨، أما حدوث الأزمة في بولندا فيعود إلى التكامل التجاري مع دول أوروبا الغربية التي تعرضت للأزمة، أما رومانيا فنتيجة السياسة النقدية التوسعية والمتبوعة بانخفاض في احتياطي الصرف الأجنبي.

الكلمات الدالة: هجمات المضاربة، أزمات العملة، دول أوروبا الوسطى والشرقية، نموذج التحول لماركوف ، نماذج (**VAR**).

(۞) جامعة فرحات عباس – سطيف ١ - الجزائر

Abstract

This paper contributes to the detection of the determinants of speculative attacks in Central and Eastern European countries by identifying the factors that led to high volatility in the speculative pressure index of Hungary, Poland and Romania during the period (2002-2012), to tackle the problem, we used the Marckov Switching Model (MSM) to determine the probability of high volatility of the exchange market pressure index (EMPI) and Vector Autoregressive Model (VAR) to explain these fluctuations.

The results of the study showed that the crisis in Hungary is a result of the major imbalances in monetary policy that led to the overvaluation of the currency and the flight of capital and create gaps for the transmission of contagion effects of the global financial crisis in 2008, the crisis in Poland is due to trade integration with Western Europe countries that have been hit by the crisis. Whereas, the crisis in Romania is the result of expansionary monetary policy and a decline in foreign exchange reserves.

Key words: Speculative attacks, currency crises, Central and Eastern European countries, Markov Switching model, VAR models.

مقدمة:

لقد كان لأزمات العملات التي حدثت في العقود الماضية في أمريكا اللاتينية وأوروبا الوسطى وآسيا تأثيراً كبيراً ليس اقتصادياً فحسب بل أيضاً سياسياً، فالأزمة الأرجنتينية مثال على انهيار نظام الصرف الثابت، فقد أدى انخفاض قيمة البيزو الأرجنتيني عام ٢٠٠٢ إلى استبدال الحكومة عدة مرات خلال أيام، كما أدى انخفاض قيمة الباهت التايلندي في جويلية ١٩٩٧ إلى انهيار أنظمة الربط الزاحف في شرق آسيا مما نتج عنه انفجار الأزمة المالية الآسيوية (١٩٩٧-١٩٩٨)، أزمة البيزو المكسيكية (١٩٩٤-١٩٩٥) هي مثال آخر عن أزمة عملة حدثت نتيجة للعدوى، والمعروفة بأزمة تكيلا، والتي تعرضت لها البلدان المجاورة وحتى الفلبين لم تسلم من تداعياتها، ناهيك عن هجمات المضاربة على الروبل الروسي في سنة ١٩٩٨ والأزمة التوأم التركية سنة ٢٠٠١.

لذلك فقد حاولت الأدبيات النظرية والتجريبية فهم الأسباب الكامنة وراء حدوث هذه الاضطرابات المالية وتحديد توقيت الهجوم المضاربي الذي يجعل العملة عرضة للانهيار، فنماذج الجيل الأول والتي وضعها **Krugman** (١٩٧٩) و**Flood** و**Garder** (١٩٨٤) اهتمت بتدهور الأساسيات الاقتصادية وبينت أن مستوى احتياطي الصرف هو وحده الذي يحدد نجاح أو فشل الهجوم وبالتالي الاحتفاظ أو التخلي عن الربط، في حين أظهرت نماذج الجيل الثاني لِـ **Obstfeld** (١٩٨٦، ١٩٩٤، ١٩٩٦) نهجاً مختلفاً تماماً لتفسير الانهيار في نظام الصرف الثابت، وألقت اللوم في حدوث الأزمات على المفاضلة التي تقوم بها الحكومة بين السياسات المختلفة، فمن جهة تلتزم الحكومة بالحفاظ على التكافؤ الثابت والدفاع على ربط عملتها ضد هجمات المضاربة مقابل تكاليف

تسمى بتكاليف الدفاع، ومن جهة أخرى هذه التكاليف تحول دون تحقيق عدة أهداف كتخفيف العبء المالي أو تحسين النمو الاقتصادي.

أما الأدبيات القياسية فقد ركزت على تقدير النماذج التي من شأنها أن تحدد العوامل التي أدت إلى هذه الأزمات بهدف تقديم إشارات تنبئ بحدوثها مستقبلا وقد ميزت بين أربعة أساليب رئيسية لتحديد أزمات العملة ثلاثة منها معلمية وتمثلت في المتغير التابع المحصور **LDV (Limited dependent variable)**، أسلوب الانحدار المقطعي للدول **(Cross-country regressions)** ونموذج التحول لماركوف **MSM (Markov switching models)**، أما الأسلوب الأخير فهو غير معلمي ويتمثل في منهج الإشارة **(Signaling approach)**.

ويعد نموذج التحول لماركوف أداة مبتكرة لتحديد أزمات العملات، فبعد العمل الرائد الذي قام به **Hamilton** (١٩٨٩) أصبح هذا النموذج يستخدم على نطاق واسع في النمذجة اللاخطية للسلاسل الزمنية وذلك بسبب قدرته الكبيرة في التمييز بين المستويات المختلفة من التقلبات، وقد طبقه كل من **Jeanne** و**Masson** (٢٠٠٠)، **Cerra** و**Saxcena** (٢٠٠٢)، **Peria** و**Soledad** (٢٠٠٢)، **Abiad** (٢٠٠٣) و**Fratzscher** (٢٠٠٣) في تحليل هجمات المضاربة، فالميزة الرئيسية في استخدام نموذج التحول لماركوف هو قدرته على كشف نقاط التحول بين فترات الهدوء وفترات هجمات المضاربة والتي يشار إليها من خلال الارتفاع والانخفاض في أنظمة التقلبات لمؤشر الضغط المضاربي **EMPI (Exchange market pressure index)**.

لذلك تهدف هذه الورقة إلى تحديد القوى الدافعة إلى حدوث تقلبات عالية في مؤشر الضغط المضاربي لدول أوروبا الوسطى والشرقية وذلك باستخدام نموذج ماركوف التحويلي، أي تحديد أهم العوامل التي أدت إلى

حدوث أزمة عملة في كل من دولة المجر، بولندا ورومانيا خلال الفترة الممتدة من سنة ٢٠٠٢ وإلى غاية سنة ٢٠١٢. وتستند المنهجية المطبقة في هذا البحث على النقاط التالية:

- أولاً: استعراض للنماذج النظرية المفسرة لهجمات المضاربة؛
- ثانياً: الأساليب القياسية المحددة لهجمات المضاربة؛
- ثالثاً: نموذج ماركوف التحويلي لمؤشر الضغط المضاربي؛
- رابعاً: عرض نتائج الدراسة ومناقشتها.

أولاً: النماذج النظرية المفسرة لهجمات المضاربة

١- نماذج الجيل الأول: تدهور الأساسيات الاقتصادية

قام الاقتصادي الشهير **Krugman**[1] عام ١٩٧٩ بتطوير أول نموذج لهجمات المضاربة، وقد استخدم فكرة بسيطة مفادها أن وجود معدل نمو الائتمان المحلي أسرع من معدل نمو الطلب على النقود يؤدي إلى انخفاض احتياطي الصرف الأجنبي، وفي النهاية سيؤدي إلى تدمير نظام تثبيت سعر الصرف.

فحتى يتم حل إشكالية التضخم تكون الحكومة أمام خيارين لتمويل العجز في الميزانية، إما عن طريق إصدار العملة المحلية أو من خلال سحب احتياطاتها من النقد الأجنبي، فالإصدار المفرط للعملة يخفض تدريجياً من احتياطات الحكومة وعندما تصل هذه الأخيرة إلى عتبة حرجة سيتوقع المضاربون حينها أنه سيتم التخلي على الربط وسيسعون إلى الحصول على الاحتياطات المتبقية عن طريق الهجوم المضاربي، أي بداية الأزمة في ميزان المدفوعات، فبالنسبة للحكومة يمثل الهجوم تصفية لاحتياطاتها، في حين يمثل

للمستثمرين تغيير في تكوين محافظهم الاستثمارية إلى العملة الأجنبية، مما سيسمح لهم بتجنب الخسائر في رأسمال.

لذلك فقد سعى **Krugman** من خلال هذه الفكرة إلى إثبات أن سعر الصرف الثابت لا يمكن الحفاظ عليه إذا ما استخدم البنك المركزي سياسات نقدية لتمويل العجز في الميزانية الحكومية، وقد نجح أيضا في إظهار أن الانتقال من نظام الصرف الثابت إلى نظام آخر لا يمكن أن يتم بسهولة ما لم يتعرض إلى هجمة مضاربة.

ويمكن القول، أنه بالرغم من أن تحليل **Krugman** بين كيف يمكن لأزمة العملة أن تحدث، لكنه تعرض للانتقاد نتيجة افتقاره للواقعية، فهو لم يتوصل إلى تقديم تاريخ واضح لانهيار نظام الصرف الثابت، لذلك قام كل من **Flood** و**Garber**[٢] (١٩٨٤) بتطوير نموذج يسعى إلى تحديد توقيت الهجمة مستخدميْن في ذلك «سعر صرف الظل» فحسب تعريفهما يمثل سعر الظل السعر المعوم السائد في حالة ما إذا قام المضاربون بشراء كل الاحتياطات الأجنبية المتبقية المستخدمة للدفاع عن الربط وأن البنك المركزي امتنع عن التدخل بعد ذلك، ويتم استخدام هذا المفهوم أيضا لتقييم الأرباح التي يمكن أن يحققها المضاربون من الأزمة.

٢- نماذج الجيل الثاني: هجمات ذاتية التحقق

تم وضع هذه النماذج انطلاقا من أعمال **Flood** و**Garber** (١٩٨٤) وطورت من قبل **Obstfeld** (١٩٨٦)، هذا الأخير تحدى فكرة أن الأزمات النقدية هي بالضرورة نتاج سياسات اقتصادية غير ملائمة (أي تعارض بين السياسات الماركو اقتصادية ونظام الصرف الثابت) وسعى في دراسته إلى تحديد الهجمات

ذاتية التحقق **(Self-fulfilling crisis)** فهجمات المضاربة يمكن أن تحدث من خلال التغير المفاجئ في نظرة المستثمرين حول مصداقية البنك المركزي وبالتالي قدرته في الحفاظ على نظام الصرف الثابت، فإذا شكك المتعاملون في مدى استعداد السلطات للدفاع عن التكافؤ فسيحدث الهجوم وسيؤدي إلى رفع معدل الفائدة وبالتالي زيادة تكلفة الاحتفاظ، وسيؤدي عاجلاً أم آجالاً بالسلطات إلى التخلي عن الربط، وعليه فردة فعل السلطات للهجمة تحقق صحة توقعات السوق وتجعل ظهور الأزمة يتحقق ذاتياً[٣].

لذلك فإن تسليط الضوء على طبيعة التحقق الذاتي للمعتقدات يضع أمامنا نوعين من القضايا التي تحتاج إلى حل: التساؤل حول الأسباب التي تدفع الحكومة إلى التخلي على نظام الصرف من جهة والظروف التي تدفع المضاربين إلى التنسيق للهجوم من جهة أخرى، الأمر الذي أدى إلى ظهور نماذج سميت «بنماذج مع شرط التخلي **escape clause Models**»، وتقوم هذه الأخيرة على فكرة مفادها أن البنك المركزي يسعى إلى المفاضلة بين تكاليف الدفاع ضد هجمات المضاربة (من خلال الزيادة في معدل الفائدة) والعوائد الناجمة عنها (الحفاظ على مصداقية النظام)، فإذا كانت تكاليف الدفاع أكبر من العوائد فالحكومة ستعلن عن التخفيض بإرادتها أي حدوث هجمة مضاربة ذاتية التحقق ممنهجة في شكل نموذج مع شرط التخلي[٤].

وفي نفس السياق، ظهرت العديد من الدراسات الأخرى التي حاولت إظهار فكرة **Obstfeld** وقد اعتمدت على العديد من المتغيرات الأساسية علاوة على سعر الفائدة والدين العام في المفاضلة المحققة من قبل الحكومة، فقد قام كل من **Jeanne** و**Masson** (٢٠٠٠) ببناء نموذج مع شرط التخلي استخدما فيه

معدل البطالة كمتغير أساسي يمكن أن يدفع بالحكومة إلى التخلي على نظام الصرف، كذلك **Andersen** (١٩٩٨) استخدم معدل التضخم بهدف قياس تكلفة الاحتفاظ(٥).

إذن، كل هذه الأبحاث أظهرت فعاليتها في شرح أزمة النظام النقدي الأوروبي وذلك من خلال نمذجتها للأزمة على أنها هجمة تتعدد فيها التوازنات وهي نتاج متغيرات داخلية، إلا أنها لم تتمكن من تفسير التغيرات في المعتقدات التي يكون سببها متغيرات خارجية والتي تستند إلى فكرة «البقع الشمسية **Sun spot**» أي الأحداث العشوائية التي لا علاقة لها بالتغيرات الحاصلة في الاقتصاد الحقيقي لكنها تؤثر على معتقدات المستثمرين بحيث تجعلها ذاتية التحقق.

لذلك، فإن حدة الأزمة الآسيوية (١٩٩٧-١٩٩٨) جعلت بعض القضايا تطفو على السطح مجددا والمتعلقة بجذور الأزمة وسلوكيات المستثمرين المسببة للاضطراب المالي، مما دفع بعض الباحثين إلى التساؤل حول الظروف التي تدفع المضاربين إلى التنسيق للقيام بالهجوم.

٣- التكامل بين الأساسيات والمعتقدات: نماذج العدوى

ظهرت العديد من الدراسات حول مسألة العدوى، ويعد الاقتصادي **Masson** (١٩٩٩) الرائد في ذلك، إذ قام بالتمييز بين ثلاث آليات أساسية جعلت أزمة المكسيك تنتقل إلى العديد من الدول الناشئة(٦):

- فالآلية الأولى ترتكز على مفهوم الصدمات المشتركة والتي تتزامن آثارها في عدد من الدول، نظريـًا تعرف بالتأثيرات الموسمية «**Monsoonal effects**» كالتغير المفاجئ في أسعار الفائدة أو أسعار الصرف للولايات المتحدة الأمريكية، فارتفاع أسعار الفائدة الأمريكية في الفترة التي سبقت أزمة الديون

للبلدان النامية في أوائل سنوات الثمانينات أدت إلى عجز المكسيك عن الوفاء بالتزاماته في أوت ١٩٨٢، كذلك التدهور في أسعار الطاقة بعد الأزمة المالية الآسيوية شكل صدمة مشتركة للعديد من الاقتصاديات الناشئة المنتجة للبترول أو الغاز.

- أما الآلية الثانية فترتكز على التأثير الذي تمارسه صدمة في بلد ما على سلوك الأساسيات في بلد أو مجموعة من البلدان المجاورة وذلك من خلال القنوات التجارية والمالية وتعرف بتأثير الامتداد «**Spillovers effects**»، فيكون التأثير تجاريًا كانخفاض قيمة العملة في بلد ما سيؤدي إلى تخفيض تنافسية أسعار الشركاء التجاريين أو المنافسين من خلال الصادرات، مما يترتب عنه تدهور في الحساب الجاري لهذه البلدان ويسرع من حدوث أزمة جديدة، أما التأثير المالي فيظهر عندما تكون الأسواق المالية لدول المنطقة على درجة عالية من التكامل فسيتوقع المتعاملون أن تنعكس التغيرات في أسعار الأسهم على كافة الأسواق في آن واحد.
- في حين تظهر الآلية الثالثة أن انفجار أزمة في بلد ما يؤدي إلى أزمة في بلد آخر لأسباب لا يمكن تفسيرها من خلال الآليتين السابقتين، وإنما ترتكز على مفهوم التوازنات المتعددة وقد اعتبر **Masson** أن الأزمة التي تقع في بلد مجاور تمثل متغير خارجي يمكن ملاحظته علنا، ويمكن أن ينسق توقعات المتعاملين ويجعلها تتمركز حول التوازن السيء وقد وصفها بـ«العدوى النقية **Pure contagion**» هذا الوصف في الحقيقة يرتبط بالعدوى التي لا يمكن تفسيرها من خلال الارتباط بين الدول التي تعرضت للعدوى ولا من خلال التشعب في الأساسيات الماكرو اقتصادية، ومع ذلك فهي تجعلها في المنطقة الحرجة (منطقة الأزمة)، لذلك فالعدوى النقية هي نتيجة للتغير في

سيكولوجية المستثمرين وسلوكياتهم والتي ترجع إلى ظواهر تتسم باللاعقلانية مثل الذعر المالي، فقدان الثقة أو الزيادة في معدلات الإحجام عن المخاطرة، وقد حاول الباحثون إيجاد تفسيرات أخرى من خلال نمذجة سلوكيات المستثمرين ودراسة مختلف القنوات التي من خلالها تنتقل الصدمات المرتبطة بالعدوى النقية.

ويمكن أن نميز بين ثلاث تفسيرات للعدوى النقية[٧]: فالتفسير الأول يتمثل في وجود توازنات متعددة ويعتبر هذا النموذج هو امتداد لأبحاث نماذج الجيل الثاني من نوع بقع شمسية أما التفسير الثاني فيتمثل في النماذج المسماة «نداء الاستقاظ **wake up call**»، فحدوث أزمة في أحد دول العالم يعد إشارة إنذار تدفع الأسواق المالية إلى إعادة النظر في أساسيات الدول الأخرى، ويظهر هنا دور عدم التماثل المعلوماتي وعدم التجانس بين المستثمرين في مواجهة أزمة حدثت في دول أخرى من العالم، وأخيراً فقد تم إعطاء تفسير ثالث من خلال عامل الخطر الذي يلعب دورا مهما في إعادة توازن المحافظ الاستثمارية، فهذا التفسير يقودنا إلى مناقشة أهمية التنويع في تحقيق العدوى.

ثانياً: الأساليب القياسية المحددة لهجمات المضاربة

إن الدراسات التجريبية التي سعت إلى قياس أزمات العملة والتنبؤ بها اعتمدت مجموعة متنوعة من تقنيات الاقتصاد القياسي وقد شملت التقنيات المعلمية كنماذج المتغير التابع المحصور **LDV (Limited Dependent variables)** ونماذج الانحدار المقطعي بين الدول **(Cross-country Régression)** والنظم المتغيرة لماركوف **(Markov Switching Models)** وكذا نماذج الشبكات العصبية الاصطناعية **ANN (Artificial Neural Net works)**، أما التقنيات غير

المعلمية فاقتصرت في معظمها على منهج الإشارة أو ما يسمى بمنهج المؤشرات الرائدة **(Signaling Approach)**.

ويرجع ظهور هذه الدراسات إلى سنة ١٩٨٦ حيث قدم **Blanco** و**Garber** أول دراسة قياسية عن أزمات العملة، واستخدما فيها المنهج النقدي لميزان المدفوعات ولمحددات سعر الصرف، واعتمدا على بيانات المكسيك للفترة الممتدة من ١٩٧٣ وحتى ١٩٨١ وذلك بهدف تقييم قدرة هذا النموذج على التنبؤ بالأزمة. أيضا من بين الرواد **Edin** و**Verdin (1993)** إذ حاولا تقدير نموذج تجريبي لأزمة عملة وذلك بالاعتماد على بيانات الدولة الإسكندنافية من سنة ١٩٧٩ وإلى غاية ١٩٨٩ وقد عملا على تتبع الانخفاض المتكرر في قيمة العملة في مناطق مستهدفة وعلى شريط محدد. لكن أظهرت هذه النماذج بعض العيوب تمثلت في بساطتها وخصوصيتها، إذ لا يمكن إدخال عوامل أخرى في هذه النماذج والتي يمكن أن تكون سببا في الأزمة[٨].

وخلال فترة التسعينات قام الباحثون أمثال **Kaminsky**، **Lizondo** و**Rinhart** (١٩٩٧، ١٩٩٨، ١٩٩٩)، **Frankel** و**Rose** (١٩٩٦) **Edison** (٢٠٠٠) بمواصلة تطوير نماذج قياسية لأزمات العملة والمعروفة الآن باسم «نظام الإنذار المبكر» **EWS (Early Warning System)** ويتضمن الأساليب التالية:

١ - أسلوب المتغير التابع المحصور:

ويعرف أيضاً بأسلوب النماذج المتعددة **(the Multivariate Models Method)** ويشتمل على نماذج الانحدار الاحتمالي **(probit regression)** ونماذج الانحدار اللوغارتمي أو اللوجستي **(logit regression)**، وهي نماذج

خطية معلمية وتعد الأكثر استخداماً في تحديد أزمات العملة، ويتطلب هذا الأسلوب بناء متغير وهمي للأزمة تماماً كالذي يتم تحديده في منهج الإشارة والمعروف باسم مؤشر الضغط المضاربي، والذي يمثل متغير داخلي في معادلة الانحدار الاحتمالي (أو اللوغارتمي).

فيتم تحديد بداية الأزمة إذا تجاوز المؤشر عتبة معينة، وتظهر الأدبيات أن قيمة العتبة تتراوح ما بين ٥ , ١ إلى ٣ مرات قيمة الانحراف المعياري للمؤشر **(EMPI)** وترتكز معظم الدراسات على توقع الأزمة في بداياتها وذلك لاستخدامها ما يسمى بنافذة الاستبعاد **(Exclusion Windows)**، بعبارة أخرى، إذا ما تجاوز المؤشر **(EMPI)** العتبة بعد أشهر من وقوع الأزمة فلن يتم تسجيلها ما دام ذلك الشهر يقع في نافذة الاستبعاد المحددة مسبقاً، وبمجرد تحديد قيم المتغير الوهمي للأزمة يتم بناء معادلة الانحدار الخطي والتي تضم المتغيرات المفسرة والمعروفة بمؤشرات الإنذار المبكر[٩].

٢- منهج الإشارة:

اقترحت كل من **Kaminsky**، **lizondo** و**Rinhart** (١٩٩٨) منهج الاشارة أو منهج المؤشرات الرائدة للتنبؤ بأزمات العملة التي حدثت ما بين الفترة ١٩٧٠ و١٩٩٥، وهو أسلوب غير معلمي يعمل على إنشاء متغير وهمي للأزمة وذلك باستخدام مؤشر الضغط المضاربي وبالاعتماد على عتبة معينة، فعن كل متغير مفسر يتم بناء ثنائية بحيث يمثل المتغير الوهمي القيمة واحد إذا تجاوز المتغير المفسر العتبة، ويأخذ القيمة صفر في الحالة المعاكسة، ثم تصنف هذه الإشارات إلى أربع فئات اعتمادا على قدرتها في استقطاب الأزمة.

الجدول رقم (١)
مصفوفة منهج الإشارة

	حدوث أزمة في **n** فترة المقبلة	عدم حدوث أزمة في **n** فترة المقبلة
وجود إشارة **x>S**	**A**	**B**
لا توجد إشارة **x<S**	**C**	**D**

المصدر:

Dehove. M, La détection avancée des crises financières, Centre d'économie de Paris-Nord, La Documentation française, Paris, 2004, p : 346.

فإذا افترضنا أن **(x)** يمثل المؤشر الاقتصادي و**(S)** هي قيمة العتبة و**(t)** الفترة الزمنية، فتشير القيمة **(A)** إلى عدد الأزمات التي حدثت فعلاً في الفترة **(t)** وتنبأت بها العتبة **(S)**.

أما القيمة **(B)** فتمثل عدد الأزمات التي لم تحدث في الفترة **(t)** لكن العتبة **(S)** تنبأت بحدوثها، في حين تمثل القيمة **(C)** عدد الأزمات التي حدثت لكن العتبة **(S)** لم تلتقطها، وأخير، القيمة **(D)** تمثل عدد الأزمات التي لم تحدث ولم تتنبأ أيضاً العتبة **(S)** بحدوثها.

وانطلاقاً من هذه المصفوفة يمكن حساب الاحتمال الشرطي للأزمات الجيدة وذلك من خلال النسبة التالية **A/(A+C)**، أما النسبة **B/(B+D)** فتمثل نسبة الأزمات الكاذبة. وعليه يمكن استخلاص جودة هذه العتبة من خلال مؤشر يسمى بـ«مؤشر الضوضاء إلى الاشارات الجيدة» **(Noise to signal Ratio) NSR** ويحسب بالعلاقة التالية : $\frac{B/(B+D)}{A/(A+C)}$

فكلما انخفض هذا المؤشر فهذا يعني أن هناك دقة عالية في توقع الأزمات (احتمال أقل في توقع الأزمات الكاذبة)، وكلما زاد مقدار العتبة **(S)** كلما زاد احتمال تمرير أزمة دون الكشف عنها وسينعكس ذلك على مؤشر الضوضاء فيؤدي إلى ارتفاعه، لذلك ينبغي ألا يتم تفسير هذا المؤشر بشكل مستقل عن العتبة التي تم تحديدها[١٠].

ويشير **Zhuang** (٢٠٠١) إلى مزايا منهج الإشارة إذ يوفر لمستخدمه صورة سريعة وسهلة لتطور المتغيرات الماكرو اقتصادية للبلدان التي تعرضت للأزمة والكشف عن الاختلالات فيها من خلال الإشارات التي تبعثها هذه المتغيرات. ومن ناحية أخرى يقدم **Abiad** [١١] (٢٠٠٣) مجموعة من أوجه القصور التي يتضمنها منهج الإشارة فهذا الأخير لا يأخذ بعين الاعتبار الاختبار الإحصائي، لذلك فمن الصعب قياس مدى نجاح هذا الأسلوب مقارنة بالأساليب الأخرى، كذلك هناك سوء تصنيف للمتغيرات الوهمية ناتج عن العتبة المختارة بشكل اعتباطي والتي تستخدم في التمييز بين فترات الأزمات وفترات الهدوء.

٣- أسلوب الانحدار المقطعي بين الدول:

يعتمد هذا الأسلوب على نماذج الانحدار الخطي لمجموعة من الدول تكون لديها خصائص مشتركة وذلك باستخدام البيانات المجمعة **(Panel data)**، وقد قام كل من **Sachs**، **Tornell** و**Velaseo** (١٩٩٦) بتطبيق نماذج الانحدار المقطعي بين الدول بهدف دراسة طبيعة أزمة البيزو في المكسيك، حيث استخدموا مؤشر الضغط المضاربي كدالة للمتغيرات الماكرو اقتصادية لـ ٢٠ اقتصاداً ناشئًا، وبالمثل استخدم **Tornell** (١٩٩٩) نفس المؤشر لدراسة ٢٣ اقتصاداً ناشئًا وذلك للتحقق من محددات الأزمة الآسيوية، ومع ذلك أظهر كل

من **Berg** و**Patillo** (١٩٩٩) أن نموذج **Tornell** وآخرون (١٩٩٦) يتضمن معلمات غير مستقرة[١٢].

٤- أسلوب نظم التحول لماركوف:

إن نموذج ماركوف التحويلي هو واحد من المناهج التي سعت لمعالجة الاختلالات التي تعاني منها الأساليب السابقة، وقد كان **Jeanne** و**Masson** (١٩٩٨) أول من طبقه على هجمات المضاربة ثم تبعته لاحقا **Peria** و**Martinez**[١٣] (١٩٩٩) حيث قامتا بتحديد الأزمات التي هزت النظام النقدي الأوروبي خلال الفترة الممتدة من ١٩٧٩ وإلى غاية ١٩٩٣، وكان الغرض الرئيسي من دراستهما هو تقييم قدرة النموذج على تحديد هجمات المضاربة ومعرفة ما إذا كانت الأساسيات وتوقعات السوق تؤثر على احتمالات الأزمة.

أما **cerra** و**Saxcena** (٢٠٠٠) فقد استخدما نموذج ماركوف التحويلي لنمذجة العدوى التي أدت إلى الأزمة الإندونيسية سنة ١٩٩٧، إذ حاولا التحقق فيما إذا كانت الأزمة ترجع إلى عوامل محلية أو تأثيرات غير مباشرة موسمية أو عدوى نقية، وقد كان نموذجهما يختلف عن النماذج الأخرى في حساب احتمالات الانتقال المتغيرة مع الزمن **TVTP (time varying transition probabilities)** في حين أظهر **Abiad** (٢٠٠٢) و**Mariano** وآخرون (٢٠٠٣) أن نموذج ماركوف التحويلي يمكن استخدامه كنظام إنذار مبكر يتكون من جزئين، يمثل الجزء الأول سلسلة ماركوف للضعف المالي غير الملاحظ في البلد، وهي تمثل المتغير الكامن **(the latent variable)** والذي يفترض حالتين، حالة هدوء وحالة اضطراب أو هجمة مضاربة، أما الجزء الثاني فيمثل السلسلة الزمنية لنموذج ماركوف التحويلي والتي تتبع نموذج الانحدار الذاتي. وتختلف عن

نماذج السلاسل الزمنية القياسية في أنها تشتمل على متغير غير ملاحظ كمتغير داخلي.

وأخيراً من مزايا نموذج ماركوف التحويلي: فترات الأزمة يحددها النموذج بصورة ذاتية وبالتالي تفادي مشكلة افتراض تاريخ مسبق لحدوث الأزمة (يعتبر شرط ضروري في النماذج السابقة)، يساهم في تجنب سوء التصنيف المحتمل عند بناء المتغيرات الوهمية للأزمة والمعتمد في المناهج السابقة، إدراج المتغير الكامن في النموذج يبرز فكرة أن ديناميكيات سعر الصرف تتحرك بطريقة تختلف حسب الظروف ما إذا كانت عادية أو عرضة لضغوط المضاربة، النموذج يحدد الفترة التي تستغرقها الأزمة ولا يستخدم نوافذ الاستبعاد(١٤).

لكن من أهم عيوب هذا النموذج هو صعوبة إنشاءه لأن هذا الأخير ليس جزءا من حزم برمجيات الاقتصاد القياسي ولكن يستخدم خوارزميات التقدير.

ثالثا: نموذج ماركوف التحويلي لمؤشر الضغط المضاربي

إن مفهوم مؤشر الضغط المضاربي **(EMPI)** اقترحه كل من **Girton** و**Roper** سنة ١٩٧٧ من أجل قياس احتمال انخفاض قيمة العملة وقياس الاجهاد المالي (الذعر المالي).

وبشكل عام، تعمل السلطات النقدية على مواجهة انهيار العملة وذلك باتخاذ بعض السياسيات كالرفع من مستوى أسعار الفائدة أو شراء العملة المحلية من سوق الصرف الأجنبي، لذلك فمؤشر الضغط المضاربي يشير إلى توترات سوق الصرف الأجنبي بشكل أفضل من حركة أسعار الصرف ومن ثم فهو يساهم في

تزويد صناع القرار بالتوقيت المناسب لمواجهة هجمات المضاربة والعدوى التي انتقلت من البلدان المجاورة.

ويعرف أيضاً بمؤشر ضغط السوق وهو يمثل الوسط المرجح للنسبة المئوية للتغيرات في أسعار الصرف الإسمية ونسبة التغيرات في الاحتياجات الأجنبية، وقد قام بتعديله **Eichengreen** وآخرون سنة ١٩٩٤ عن طريق إدراج مستوى أسعار الفائدة المحلية في بناء المؤشر، وكان تبريرهم في ذلك أن صناع القرار قد يلجؤون إلى رفع أسعار الفائدة للدفاع على عملتهم، وهكذا تشير الزيادة في قيمة **(EMPI)** في بلد ما إلى أن طلب الصافي على عملة ذلك البلد آخذة في الضعف وأن العملة قد تكون عرضة لهجوم المضاربة أو أن الهجوم قد بدأ فعلاً.

أما **Weymark (1997)** فقد وسع في طريقة حساب المؤشر معتمداً على فرضية التوقعات الرشيدة وعلى النموذج النقدي لاقتصاد صغير مفتوح، أين تمكن من قياس التدخل الثنائي والمتعدد للبنك المركزي الكندي.

وهناك الكثير من الدراسات التي ركزت على العلاقة بين ردة فعل السلطة ومؤشر الضغط المضاربي فعلى سبيل المثال **Kenneally** و**Nhan** (١٩٨٦) قاما باختبار الاستقرار في العلاقة بين المتغيرات النقدية لكندا وبريطانيا وفرنسا وسويسرا، وبينت الأدلة أن سياسة الائتمان المحلية لعبت دورا مهما في الحفاظ على مؤشر ضغط السوق لتلك الدول، أما **Tanner** (٢٠٠١) فوجد أن السياسات النقدية لها تأثير كبير على المؤشر وتضييق السياسة النقدية سوف يسهم في الحد منه[١٥].

١ - حساب مؤشر الضغط المضاربي:

ليكن مؤشر الضغط المضاربي للبلد **(i)** وفي الفترة **(t)** يرمز له بالرمز **($EMPI_t$)**، يمكن كتابته على الشكل التالي:

$$\mathbf{EMPI_{i,t}} = \alpha \frac{\Delta \mathbf{e_{i,t}}}{\mathbf{e_{i,t}}} - \beta \frac{\Delta \mathbf{r_{i,t}}}{\mathbf{r_{i,t}}} + \mathbf{y}\Delta_{\mathbf{i,t}} \text{.....(1)}$$

بحيث تمثل كل من $\mathbf{e_{i,t}}$، $\mathbf{r_{i,t}}$ و$\mathbf{i_{i,t}}$ على التوالي سعر الصرف الإسمي (السعر المحلي للعملة المحلية)، مستوى احتياطي الصرف الأجنبي وأسعار الفائدة قصيرة الأجل، ويتم اختيار الأوزان **β** و**y** على حسب مكونات كل عنصر مرافق له في المعادلة (١) وهو يمثل الإنحراف المعياري للوحدة وذلك لمنع أي مكون من المكونات الثلاث السيطرة على المؤشر.

الملاحظ أن التغير في أسعار الصرف وأسعار الفائدة له علاقة موجبة في حين التغير في الاحتياطات ذات علاقة سالبة، بحيث يساهم الانخفاض في أسعار الصرف والزيادة الحادة في أسعار الفائدة والانخفاض في الاحتياطات إلى الرفع من مؤشر ضغط سوق الصرف.

لذلك فالزيادة الحادة في الضغط المضاربي على العملة هي دليل على وجود أزمة عملة، والمعادلة رقم (١) تظهر أنه إذا كان هناك هجوم على العملة فإن سعر الصرف ينخفض ويتم رفع أسعار الفائدة أو سحب الاحتياطات الأجنبية بسبب تدخل البنوك المركزية لمنع الهجوم[١٦].

٢ - نمذجة مؤشر الضغط المضاربي تبعًا لعملية ماركوف:

أما الأن فسنعمل على نمذجة أزمة عملة من خلال افتراض أن مؤشر ضغط السوق المحسوب في المعادلة (١) يتبع عملية ماركوف مع احتمال الانتقال

يكون ثابتاً مع الزمن **MS-FTP (Markov Switching with fixed transition probabilites)**.

لنفترض أن المتغير العشوائي S_t يأخذ قيمتين ممكنتين **$[S_t=(0,1)]$** بحيث **$(S_t=0)$** تشير إلى فترة انخفاض ضغط المضاربة، أما **$(S_t=1)$** فتشير إلى فترة ارتفاع ضغط المضاربة بحيث يكتب **EMPI**:

$$\mathbf{EMPI_t} = \boldsymbol{\alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t + \sigma(S_t)\varepsilon_t} \quad \text{..... (2)}$$

بحيث يمثل S_t متغير غير ملحوظ لكن يتغير وفقا لعملية ماركوف ذات ترتيب من الدرجة الأولى كما جاء به **Hamilton** (١٩٨٩)، أما ε_t فهو يتبع التوزيع الطبيعي الذي متوسطه صفر وانحرافه المعياري واحد $\varepsilon_t \mathbf{i.i.d.N(0,1)}$.

$$\mathbf{P[S_t = 0/S_{t-1} = 0]} = P_0 \text{ بحيث، } 0<P_0<1$$

$$\mathbf{P[S_t = 1/S_{t-1} = 1]} = P_1 \text{ بحيث، } 0<P_1<1$$

تمثل P_0، P_1 احتمالات الانتقال الثابتة مع الزمن، وهي تظهر حالات الهدوء والأزمة على التوالي، وباعتبار أن S_t لا يمكن ملاحظته، فإن المعلمات غير المعروفة للنموذج يمكن تقريرها باستخدام الترشيح غير الخطي **(non-linear filter)** والذي اقترحه أيضاً **Hamilton (1989)**[١٧].

وعلاوة على ذلك، فإن خوارزمية **Hamilton** تمكننا من الحصول على احتمالات مصفاة، فالاحتمالات في الحالة **S** والتي تكون مشروطة بالمعلومات المتاحة في الوقت **t** تكتب على الشكل التالي:

$$\mathbf{Pr_t = Pr(S_t = S/EMPI_t, \dots EMPI_1} \text{..... (3)}$$

هذه المعادلة توفر معلومات عن الحالة التي يكون فيها **EMPI** الأكثر احتمالاً في كل نقطة من المشاهدات في العينة.

٣- محددات التقلبات العالية لمؤشر الضغط المضاربي:

للتحقق من القوة الدافعة وراء حدوث ضغط مضاربي في سوق الصرف، فقد تم اختيار مجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية والمالية كمحددات محتملة لحدوث الأزمة.

فانهيار العملة يؤدي إلى هروب في رؤوس الأموال ويترجم ذلك بسعي المستثمرين إلى الحصول على علاوة مخاطرة أكبر، مما يجعل أسعار الفائدة أعلى من أي وقت مضى، ومع ارتفاع تكلفة رأسمال ومع تضاعف قيمة الديون الأجنبية مقابل قيمتها بالعملة المحلية، فكل هذا سينعكس سلباً على البنوك وسيرفع من قيمة الديون المتعثرة.

كذلك، ارتفاع مستوى الاقتراض الأجنبي في المدى القصير يمكن أن يؤدي إلى أزمة عملة نتيجة السحب المفاجئ لرأسمال الأجنبي مما يخلق أزمة سيولة (**Obstfeld 1986**، ١٩٩٦ و**Sachs** و**Radelet** ١٩٩٨). وتحدث هذه الأزمات في كثير من الأحيان بعد عملية الخوصصة وإلغاء الضوابط والتوجه نحو التحرر المالي، لأن هذه الإصلاحات الهيكلية تجتذب رؤوس الأموال الأجنبية وبالتالي زيادة الخصوم بالعملة الأجنبية، لذلك فالسحب المفاجئ سيؤثر على مؤشر الضغط المضاربي وسيضرب بالاقتصاديات التي تمر بمرحلة انتقالية.

والملاحظ أيضاً أن تأثير تدفقات رؤوس الأموال يمكن قياسه بشكل أفضل من خلال التحكم في مستوى الاستثمارات الأجنبية المباشرة، ومن المهم التمييز بين تدفقات رؤوس الأموال طويلة الأجل وقصيرة الأجل واكتشاف تأثير ذلك على المؤشر **EMPI**، وهنا تظهر ضرورة تدخل أنظمة الصرف الثابتة أو المدارة للحفاظ على مستوى أسعار الصرف وذلك عن طريق شراء العملة المحلية مقابل

العملة الأجنبية، لذلك سيترجم هذا التدخل بهبوط في عرض النقود المحلية، ويقابل الانخفاض في المعروض النقدي ارتفاع في أسعار الفائدة ومن ثم زيادة مؤشر **EMPI**، لذلك فهناك تأثير سلبي للمعروض النقدي على المؤشر.

كما يمكن اعتبار أيضاً أن أسعار الأسهم مرشحاً قوياً لتفسير مؤشر **EMPI**، فالحركة المتقلبة لأسواق الأسهم يمكن أن تتسبب في أزمة عملة (**Kaminsky** وآخرون ١٩٩٨، **Sarno** و**Taylor** ١٩٩٩)، وقد أظهرت الدراسات أن هناك دلائل على وجود تأثيرات غير مباشرة بين الأسواق المتقدمة والأسواق الانتقالية، ومن ثم فمن المتوقع وجود ارتباط قوي بين أسعار الأسهم والمؤشر **EMPI** (**Kocenda** و**Hanousek** ٢٠١١).

ومن المتوقع أيضا أن تؤثر السياسة النقدية على **EMPI**، فقد أكد **Tanner** (٢٠٠١) نظرياً وتجريبياً على أن موقف السياسة النقدية يقاس بنمو الائتمان المحلي، ويعد النمو السريع سمة من سمات أزمات العملات في كثير من الدول، ويلاحظ أيضاً أن أثر الائتمان المحلي يرتبط بدورة الأعمال، وبالتالي يعتبر الائتمان كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي وواحدة من مصادر الضغط على السوق[١٨].

وأخيراً، تعتبر أسعار الواردات أحد محددات مؤشر الضغط المضاربي، أما بالنسبة للاقتصاديات الصغيرة المفتوحة فأسعار الواردات يمكن أن تكون بمثابة قناة للضغط التضخمي وبالتالي تؤثر على **EMPI**، ويتم استخدم أسعار النفط كبديل عن أسعار الواردات، وملخص هذه المحددات وتأثيرها على الأزمة مبين في الجدول رقم (٢) (الملاحق) .

رابعا: عرض نتائج الدراسة ومناقشتها

إن البيانات المستخدمة في هذه الدراسة هي بيانات شهرية للفترة الممتدة من جانفي سنة ٢٠٠٢ إلى غاية شهر ديسمبر ٢٠١٢، حيث بلغ عدد المشاهدات ١٣٢ مشاهدة شملت دول اوروبا الوسطى والشرقية التي تعرضت لأزمة في هذه الفترة، وتمثلت تحديدا في دولة المجر (هنغاريا) ودولة بولندا وكذا دولة رومانيا، أما دول البلطيق (لاتفيا، إستونيا وإتوانيا) فتعذر إدراجها ضمن عينة الدراسة لعدم توفر البيانات الكافية.

وقد تم اختيار دول أوروبا الوسطى والشرقية نظراً للتدهور الذي أصابها في أواخر سنة ٢٠٠٨، إذ أثار الكثير من الجدل حول الأسباب التي أدت إلى الأزمة في هذه الفترة، ونخص بالذكر الدول التي انضمت إلى الاتحاد الأوروبي عامي ٢٠٠٤ و٢٠٠٧ وهي: دولة بلغاريا، إستونيا، هنغاريا، لاتفيا، ليتوانيا، بولندا، الجمهورية التشيكية، رومانيا، سلوفاكيا وسلوفينيا.

فآفاق الانضمام إلى الاتحاد ومن ثم إلى منطقة اليورو شكلت لدى هذه الدول فكرة أنها سترتقي يوماً ما إلى نفس مستويات التنمية التي يحظى بها الشركاء في هذه المنطقة (فقصة نجاح دول مثل إسبانيا وإيرلندا لا يمكن أن تدعم هذا الافتراض)، مما دفعهم إلى تحرير رؤوس الأموال مع الإبقاء على الربط الثابت لسعر الصرف، هذه الثغرات كانت مصدرا لتأثير العدوى والتي عززت الضغط على معدلات الصرف.

لذلك فتأثير عدوى الأزمة المالية لسنة ٢٠٠٨ والتي انتقلت من أوروبا الغربية إلى أوروبا الشرقية كان واضحا نتيجة للتكامل التجاري القوي بين بلدان الاتحاد الأوروبي، فقد بلغ أعلى نسبة له في جمهورية التشيك بـ ٨٤.٩٪ من الصادرات و٧٦.٩٪ من الواردات، أما فيما يتعلق بالتكامل المالي فإن الاعتماد

على رؤوس أموال الاتحاد الأوروبي وصل إلى أعلى المعدلات فقد بلغ في سلوفينيا ٩٨.٣٧٪. هذه الأرقام دعمت فكرة أن قنوات العدوى قد وصلت إلى مستوى لا مثيل له[١٩].

١- تقدير احتمالات حدوث الأزمة باستخدام نموذج ماركوف التحويلي(MSM)

- قبل تحديد احتمالات الأزمة نقوم أولا بحساب مؤشر الضغط

المضاربي لكل من دولة المجر وبولندا ورومانيا وفقا للمعادلة رقم (١):

$$\mathbf{EMPI_{i,t}} = \boldsymbol{\alpha}\frac{\mathbf{\Delta ER_{i,t}}}{\mathbf{ER_{i,t}}} - \boldsymbol{\beta}\frac{\mathbf{\Delta RF_{i,t}}}{\mathbf{RF_{i,t}}} + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{\Delta ID_{i,t}}$$

بحيث يمثل المقدار($\frac{\mathbf{\Delta ER_{i,t}}}{\mathbf{ER_{i,t}}}$) و($\frac{\mathbf{\Delta RF_{i,t}}}{\mathbf{RF_{i,t}}}$) نسبة التغير في سعر الصرف الإسمي الفعال ونسبة التغير في احتياطي الصرف الأجنبي على التوالي، في حين يمثل المقدار ($\mathbf{\Delta ID_{i,t}}$) سعر الفائدة التفاضلي أي الفرق بين سعر الفائدة المحلي قصير الأجل وسعر الفائدة للولايات المتحدة الأمريكية.

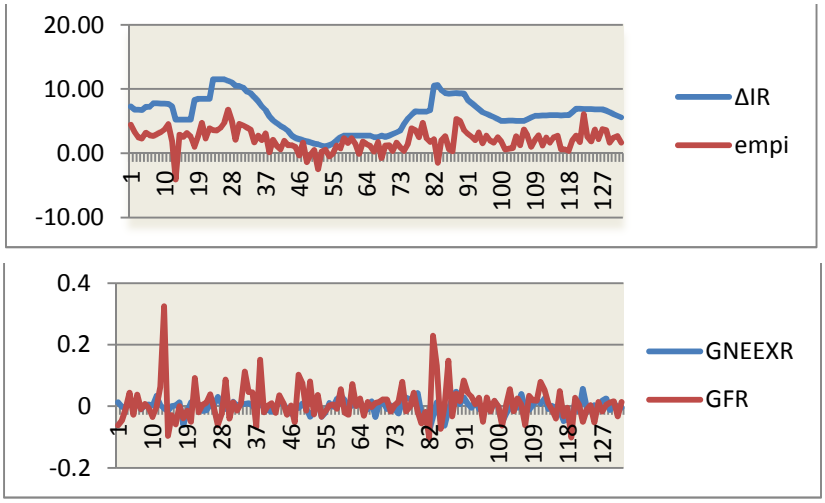
أما الأوزان $\boldsymbol{\alpha}$ و$\boldsymbol{\beta}$ و$\boldsymbol{\gamma}$ فتمثل مقلوب الإنحراف المعياري للتغير في كل من العناصر الثلاث السابقة وتحسب كالتالي:

$$\boldsymbol{\alpha} = \frac{\mathbf{1}}{\boldsymbol{\sigma}(\mathbf{\Delta ID_t})} \ , \ \boldsymbol{\beta} = \frac{\mathbf{1}}{\boldsymbol{\sigma}(\mathbf{\Delta FR_t})} \ , \ \boldsymbol{\gamma} = \frac{\mathbf{1}}{\boldsymbol{\sigma}(\mathbf{\Delta ID_t})}$$

إن العناصر المكونة لمؤشر الضغط المضاربي تختلف كثيراً من حيث الحجم، ويظهر ذلك جلياً من خلال المنحنيات التالية، ويعتبر التغير في احتياطي الصرف الأجنبي الأكثر تذبذباً مقارنة بالعناصر الأخرى المكونة للمؤشر.

الشكل رقم (١)

مؤشر الضغط المضاربي والعناصر المكونة له لدولة المجر

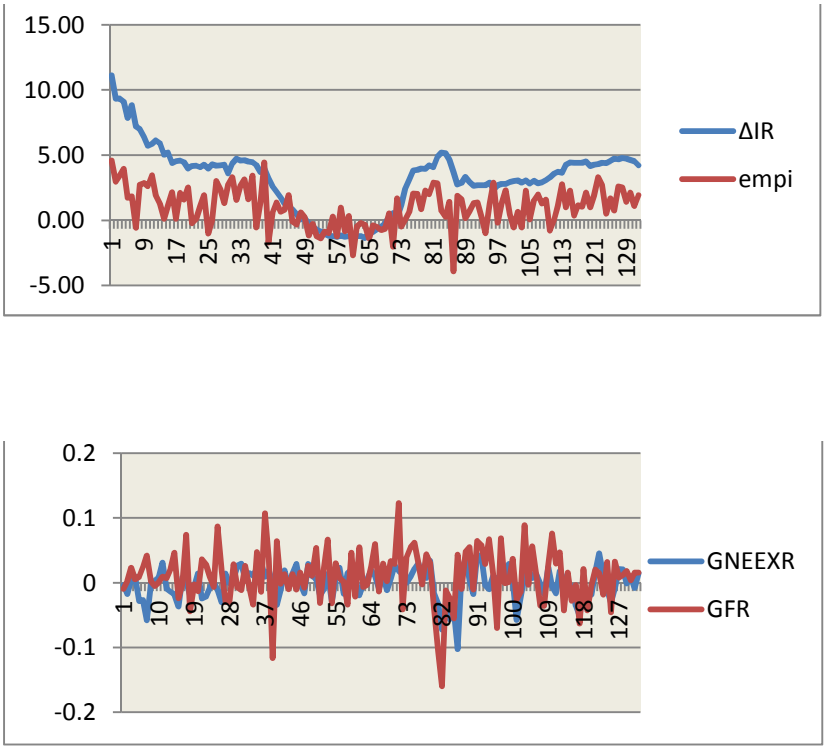


المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج EXCEL

ويبدو أن هذه الدول شهدت فترات من الاضطراب وبدرجات مختلفة، ومع ذلك فهناك بعض السمات المشتركة بينها، فعملية الانتقال من الاقتصاديات الاشتراكية الى اقتصاديات السوق والتي حددتها معاهدة ماستريخت سنة ١٩٩٣ سببت توتراً شديداً في أسواق الصرف الأجنبية ، فالسنوات الأولى من مرحلة الانتقال شهدت تعديلات صارمة عرفت فيها دول أوروبا الوسطى والشرقية انكماشاً في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وتخلت فيها عن نظام الصرف الثابت لتتبنى نظام الصرف العائم المدار، حيث استخدمت بولندا نظام الصرف المرن الحر في أفريل من سنة ٢٠٠٠، وانتقلت المجر إلى نظام التكافؤ الثابت مع هامش تراوح بين (-/ +٢.٢٥،-/ +١٥) في أكتوبر سنة ٢٠٠١، أما رومانيا فعملت بنظام الصرف المرن المدار[٢٠].

الشكل رقم (٢)

مؤشر الضغط المضاربي والعناصر المكونة له لدولة بولندا

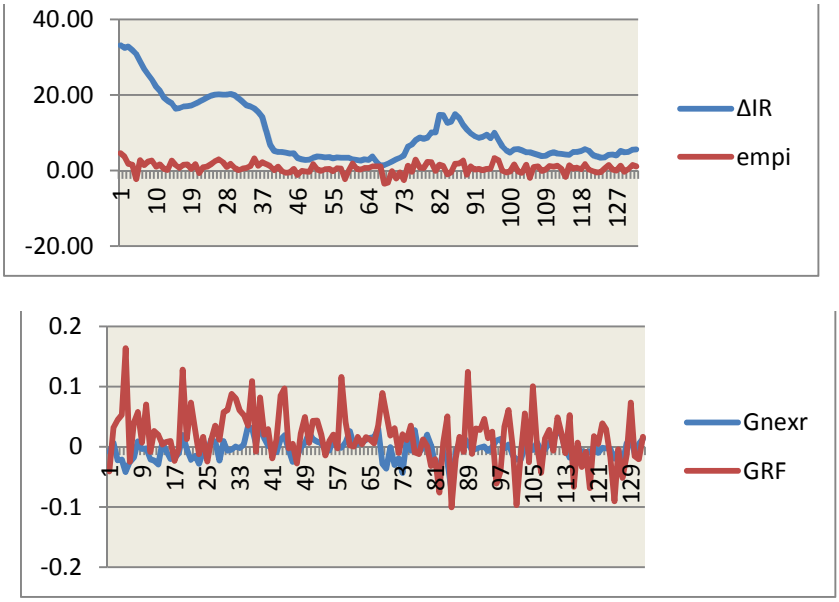


المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج **EXCEL**

كما أظهرت سنة ٢٠٠٣ وحتى أواخر سنة ٢٠٠٤ اضطراباً آخر في كل من المجر وبولندا، صاحبه اضطراب مماثل في رومانيا امتد إلى غاية سنة ٢٠٠٦، وهذا نتيجة انضمام هذه الدول إلى الاتحاد الأوروبي (انضمت بولندا والمجر في ٢٠٠٤ أما رومانيا فكان في ٢٠٠٧) والذي تسبب في قلق كبير ترجم بهجوم مضاربي على العملة.

الشكل رقم (٣)

مؤشر الضغط المضاربي والعناصر المكونة له لدولة رومانيا



المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج **EXCEL**

أما أوائل سنة ٢٠٠٨ وحتى نهاية سنة ٢٠٠٩ فقد كشفت عن هجوم عنيف ترجم بانخفاض حاد في احتياطي الصرف الأجنبي وارتفاع في معدلات الفائدة وانهيار في **forint** المجري و**leu** الروماني و **zloty** البولندي، مما أدى إلى حدوث أزمات عملة في منطقة دول أوروبا الوسطى والشرقية، وكان ذلك بعد انفجار الأزمة المالية العالمية في خريف سنة ٢٠٠٨، سببت ركوداً عميقاً.

- بعد حساب مؤشر الضغط المضاربي وتحديد أهم فترات التذبذب التي أظهرها خلال فترة الدراسة، سنقوم الآن بنمذجته وفقاً للمعادلة رقم (٢) أي نموذج ماركوف التحويلي مع احتمال الانتقال الثابت (**MS-FTP**) لـ **Hamilton 1989**، والجدول التالي يظهر نتائج تقدير النموذج:

الجدول رقم (٣)

نتائج تقدير نموذج ماركوف التحويلي مع احتمال الانتقال الثابت وبنظامين

	المجر	بولندا	رومانيا
α_1	0.796164 (4.200338)	-0.518232 (-2.670674)	0.318848 (0.459757)
α_2	2.614071 (15.37114)	1.423706 (10.29264)	0.748367 (6.821664)
Δ1	0.035564 (0.287013)	-0.149479 (-0.934841)	0.857055 (4.068922)
δ2	0.408349 (5.428639)	0.293003 (4.115443)	0.048391 (0.634045)
P1	0.958828	0.952871	0.869701
P2	0.987833	0.990974	0.975045
Log likelihood	-234.8394	-221.2559	-215.8638
Log likelihood*	-250.3075	-239.0704	-222.7563

* **Log likelihood** لنموذج بنظام تحول واحد

تعبر القيم بين قوسين على قيم **statistic - t**

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج **EVIEWS.9**

يبين الجدول التالي أن التقلبات التي يشير إليها الانحراف المعياري المقدر لكتا الحالتين (النظامين) **s1**، **s2** ذو دلالة إحصائية مرتفعة عند المستوى ١٪، وحجم المعامل α في النظام الثاني أكبر بكثير من النظام الأول بدءا من ٢.٣٤ مرة في رومانيا ووصولاً إلى ٣.٢٨ مرة في المجر، أما بولندا فقدر بـ ٢.٧٤ مرة، وتوفر هذه النتائج الإحصائية الحاسمة دليلاً على وجود نظامين من التقلبات في سلسلة مؤشر الضغط المضاربي (**EMPI**):

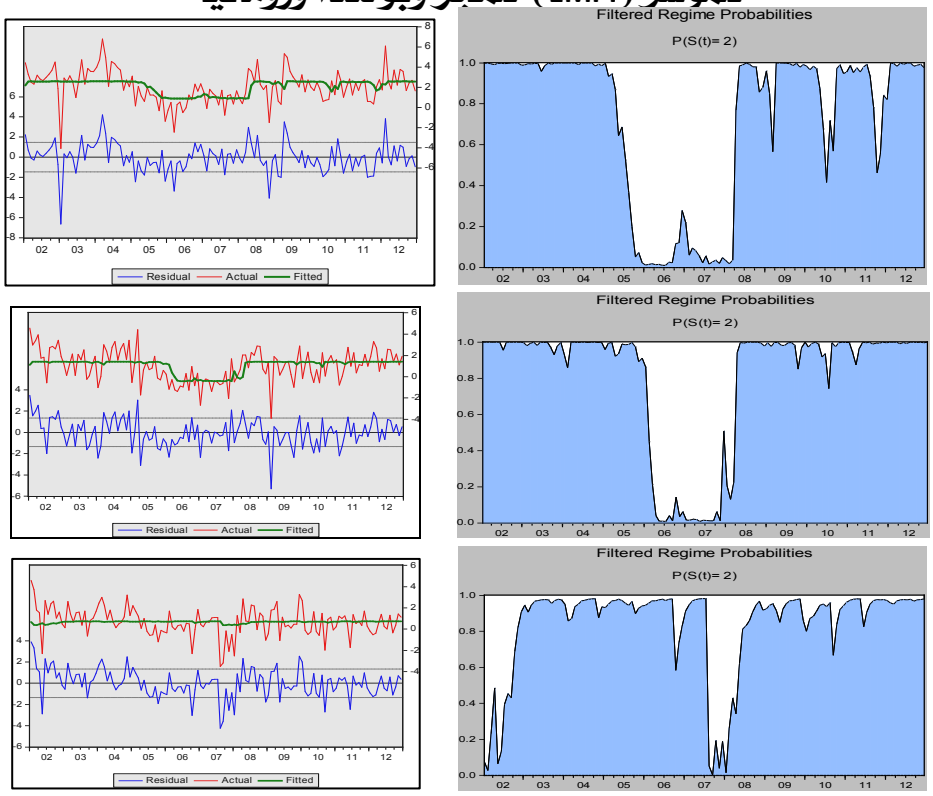
- فترات الهدوء الممثلة في الحالة **s1** والتي يمكن تعريفها على أنها نظام تقلب منخفض يتناقص فيه مؤشر الضغط المضاربي بمتوسط شهري يقدر بـ٠.٧٩، ٠.٥١ و٠.٣١ في كل من المجر، بولندا ورومانيا على التوالي.

- أما فترات الأزمة فتظهر في الحالة **s٢** وهي تمثل نظام متوسط وعالي التقلب يرتفع فيه المؤشر بمتوسط شهري يقدر بـ٢.٦١، ١.٤٢ و٠.٧٤ في كل من المجر، بولندا ورومانيا على التوالي.

كما أن نتائج نسبة المعقولية (**LR**) لاختبار عدد حالات التحول أظهرت أن نموذج ماركوف التحويلي بنظامين أحسن منه بنظام واحد (لأنه يعطي أقل قيمة لـ **LR**).

والأشكال الموالية تبين احتمالات حدوث الأزمة والممثلة في التقلبات العالية للمؤشر (**EMPI**):

الشكل رقم (٤)
احتمالات حدوث الأزمة حسب نموذج (MSM) و التقلبات العالية للمؤشر (EMPI) للمجر وبولندا ورومانيا



المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج EVIEWS.9

إن التقلبات العالية للمؤشر (**Fitted**) تبدو متوافقة بشكل كبير مع الاحتمال **p(s=2)**، فعندما يكون البلد معرض لهجوم مضاربي على العملة فمن المرجح أن يكون سوق الصرف الأجنبي في حالة تقلب عال، لذلك يمكن الإشارة إلى حدوث أزمة في شهر معين إذا كان الاحتمال $\mathbf{p(s=2) > 50\ \%}$، والجدول الموالي يلخص الفترات التي حدثت فيها هجمات ناجحة (أزمات):

الجدول رقم (٤)
فترات حدوث هجمات مضاربة ناجحة (أزمات) حسب نموذج ماركوف التحويلي

المجر			بولندا			رومانيا		
بداية الهجمة	نهاية الهجمة	عدد الأشهر	بداية الهجمة	نهاية الهجمة	عدد الأشهر	بداية الهجمة	نهاية الهجمة	عدد الأشهر
٢٠٠٢/١	٢٠٠٥/٧	٤٤	٢٠٠٢/١	٢٠٠٦/١	٥٠	٢٠٠٢/١٠	٢٠٠٧/٧	٥٧
٢٠٠٨/٤	٢٠١٠/٦	١٦	٢٠٠٨/٤	٢٠١٢/١٢	٥٦	٢٠٠٨/٥	٢٠١٢/١٢	٥٥
٢٠١٠/٨	٢٠١١/٩	١٣	-	-	-	-	-	-
٢٠١١/١١	٢٠١٢/١٢	١٣	-	-	-	-	-	-

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج السابقة

٢- تقدير محددات هجمات المضاربة باستخدام نموذج شعاع الانحدار الذاتي **(VAR)**

من أجل تحديد أهم العوامل التي أدت إلى حدوث هجمات مضاربة في كل من دولة المجر، بولندا ورومانيا خلال الفترة الممتدة من سنة ٢٠٠٢ وإلى غاية سنة ٢٠١٢ تم الاستعانة بنموذج شعاع الانحدار الذاتي **Vector Auto Regressive (VAR)**، وذلك باستخدام مجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية والمالية، ويمكن صياغة النموذج كالتالي:

P(crise)=ƒ(GDP-us, GDP-gm, IMP, EXPO, GDP, Reex, GM1, M2/FR, M2/M0, LR/DR, GDR, C act/gdp, F act/gdp, CP act/gdp, IDE) ..... (3)

بحيث يمثل المتغير التابع **P(crise)** احتمالات حدوث الأزمة وهو أحد مخرجات نموذج ماركوف التحويلي، أما المتغيرات المفسرة فهي تمثل المتغيرات الاقتصادية التي تم تحديدها مسبقاً في الجدول رقم (٢).

ولقد تم اختيار نماذج **(VAR)** لأن التطبيق المباشر لتقنيات الانحدار التقليدية في المعادلة رقم (٣) غير مناسب، فمعظم المتغيرات الاقتصادية الكلية المستخدمة في هذه الدراسة هي سلاسل زمنية غير ثابتة(غير مستقرة) والتي

يمكن أن تسبب مشاكل في عملية الاستدلال الإحصائي، كما أن الفروض التي تقوم عليها معادلة المربعات الصغرى غير محققة (التعدد الخطي، الارتباط الذاتي بين الأخطاء، عدم تجانس تباين الأخطاء) .

لذلك جاءت نماذج **(VAR)** كبديل للنماذج الإحصائية التقليدية فهي تسمح بتحديد العلاقة الحقيقية بين المتغيرات في المدى الطويل بوضوح، وذلك بالاعتماد على مفهوم التكامل المشترك أي أن السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة في المدى القصير لكنها تتكامل في المدى الطويل، وللتعبير عن العلاقة بين مختلف هذه المتغيرات غير المستقرة لابد أولا من إزالة مشكلة عدم الاستقرار وذلك بإدخال اختبارات جذور الوحدة **(root test Unit)**، ولإيجاد العلاقة على المدى البعيد بين المتغيرات سيتم تطبيق اختبار التكامل المشترك **(Multiple co-integration test)**، لنتمكن في الأخير من استنباط نموذج تصحيح الخطأ **ECM (error correction model)** والذي يعتبر من أكثر النماذج استخداما لدراسة العلاقة الديناميكية بين المتغيرات الاقتصادية.

- **اختبار استقرارية متغيرات النموذج:**

أول خطوة في دراسة التكامل المشترك هي اختبار استقرارية السلاسل الزمنية وذلك باستخدام اختبار ديكي فولر المطور **-(ADF) Augmented Dickey Fuller test** أو اختبار فيليبس بيرون **(PP) Phillips and Perron test** أو اختبار **.Kwiatkowski.; Phillips.; Schmidt; Shin (KPSS)**

وقد اتضح من خلال نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي فولر المطور **(ADF)** لسلسلة المتغيرات الاقتصادية وللدول الثلاث أن أغلب السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى وتحتوي على جذر وحدة باعتبار أن القيم المحسوبة

أقل تماما من القيم الحرجة لـ**Mackinnon**، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال فهي أكبر من ٥٪، إلا أنها أصبحت مستقرة عند الفرق الأول لأن نتائج اختبار **(ADF)** على السلاسل المحولة (عن طريق الفروق من الدرجة الأولى) أظهرت استقراريتها أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى**I(1).**

وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة عند المستوى لكنها تصبح مستقرة عند الفرق الأول، ويمكن صياغة المتغيرات المتكاملة من الدرجة الأولى حسب كل دولة وفقًا للنماذج التالية:

المجر:

P(crise)=ƒ(GDP-us, EXPO, Reex, M2/FR, M2/M0, LR/DR, C act/gdp, CP act/gdp, IDE)

بولندا:

P(crise)=ƒ(GDP-us, IMP, EXPO, Reex, M2/FR, M2/M0, LR/DR, C act/gdp, F act/gdp, CP act/gdp)

رومانيا:

P(crise)=ƒ(GDP-us, IMP, EXPO, Reex, M2/FR, LR/DR, C act/gdp, F act/gdp, CP act/gdp, IDE)

إذن من خلال نتائج اختبار جذر الوحدة يمكن القول أن هناك احتمال وجود تكامل مشترك بين احتمال حدوث الأزمة **P(crise)** والمتغيرات الاقتصادية، وللتحقق من ذلك سنقوم باختبار التكامل المشترك لجوهانسن ولكن هذا الاختبار يستلزم تحديد فترات الإبطاء الملائمة لسيرورة **(VAR)**.

- **تحديد فترات الإبطاء الملائمة:**

قبل تطبيق طريقة جوهانسن للتكامل المشترك يجب تحديد عدد فترات الإبطاء **P** للسيرورة (**VAR**) وذلك باستخدام معياري **Akaike** و**Schwarz** .

فطريقة اختيار قيمة **P** تعتمد على تقدير نماذج (**VAR**) لفترات الإبطاء من (٠) إلى **h** (**h** هو الإبطاء الأكبر المقبول في النظرية الاقتصادية والمقدر في أغلب الدراسات بـ٤)، ومن ثم اختيار قيمة **P** التي تجعل معياري **Akaike** و**Schwarz** أقل ما يمكن. وبناء على القيم المدرجة في الجدول رقم(٥) تم اختيار(**P=1**) أي الإبطاء بفترة واحدة.

الجدول رقم(٥)
فترات الإبطاء الملائمة في الدول الثلاث

دولة المجـــــر				دولة بولندا				دولة رومانيا			
Lag	AIC	SC	HQ	Lag	AIC	SC	HQ	Lag	AIC	SC	HQ
0	20.95457	21.19967	21.05416	0	31.94357	32.19506	32.04572	0	39.65326	39.88432	39.74710
1	5.334271	8.275427*	6.529277*	1	16.04402	19.06197*	17.2699*	1	19.32796	21.86959*	20.36022
2	5.765919	11.40313	8.056349	2	16.13563	21.92004	18.48524	2	17.95886	22.81105	19.92952*
3	4.813787	13.14706	8.199639	3	15.39441	23.94528	18.86775	3	17.74811	24.91088	20.65718
4	4.170418*	15.19975	8.651693	4	14.06490*	25.38222	18.66197	4	17.23511*	26.70845	21.08260

*** indicates lag order selected by the criterion**
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج **EVIEWS.9**

فبالنسبة لدولة بولندا، أظهرت نتائج كل من معياري **AIC** و**SC** نفس فترة الإبطاء (**P=1**)، في حين اختلفت النتائج في كل من دولة المجر ورومانيا إذ أظهر

معيار**AIC** فترة إبطاء(**P=4**) خلافا لمعيار**SC** والذي حدد فترة الإبطاء بـ(**P=1**)، وفي هذه الحالة ووفقا لما تنص عليه النظرية القياسية فإنه يؤخذ بالمعيار الذي يحدد أقل فترة إبطاء أي معيار**SC** وبفترة إبطاء (**P=1**).

- **تحليل التكامل المشترك بطريقة جوهانسن** Johansen-Juselius :

يتفوق هذا الاختبار على اختبار انجل وجرانجر **(1987 Engel et Grange)** للتكامل المشترك، نظرا لأنه يتناسب مع حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عما إذا كان هناك تكاملاً مشتركًا فريداً، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة.

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترح **Johansen** (١٩٨٨) إجراء اختبار الأثر **Trace test** والذي يرمز له **(λtrace)**، فإذا كانت القيمة الإحصائية **(λtrace)** أكبر تماما من القيمة الحرجة لـ **Johansen** فإننا نرفض الفرض العدم **H_0** القائل بأنه يوجد **q** متجه للتكامل المشترك (**$H_0 : r = q$**).

والجدول رقم (٦) يعرض نتائج اختبار التكامل المشترك عند درجة الإبطاء (P=1):

المجر				بولندا				رومانيا			
Hypothesized Trace				Hypothesized Trace				Hypothesized Trace			
No. of CE(s)	Statistic	Critical Value	Prob**	No. of CE(s)	Statistic	Critical Value	Prob**	No. of CE(s)	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	373.3856	285.1425	0.0000	None *	371.5036	285.1425	0.0000	None *	287.3186	239.2354	0.0000
At most 1 *	288.8244	239.2354	0.0000	At most 1 *	288.6857	239.2354	0.0000	At most 1 *	216.0961	197.3709	0.0041
At most 2 *	228.1113	197.3709	0.0006	At most 2 *	218.6354	197.3709	0.0027	At most 2 *	160.2418	159.5297	0.0457
At most 3 *	170.0424	159.5297	0.0117	At most 3	159.3831	159.5297	0.0509	At most 3	116.8500	125.6154	0.1510
At most 4 *	128.1206	125.6154	0.0349	At most 4	117.3605	125.6154	0.1426	At most 4	77.53290	95.75366	0.4505
At most 5	87.67147	95.75366	0.1580	At most 5	80.08283	95.75366	0.3619	At most 5	50.23609	69.81889	0.6275
Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values			

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج EVIEWS.9

تظهر النتائج الموضحة في الجدول إلى وجود أكثر من علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج عند مستوى معنوية ٥٪:

ففي المجر، القيمة الإحصائية للأثر ١٢٨.١٢٠٦ أكبر من القيمة الحرجة ١٢٥.٦١٥٤عند الرتبة (**Tr=4**) وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة القائلة أن هناك أكثر من أربع علاقات تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، أما عند (**Tr=5**) فالقيمة الإحصائية للأثر أقل من القيمة الحرجة (**87.67147**<**95.75366**) وفي هذه الحالة سنقبل الفرضية الصفرية والتي تنص على وجود خمس علاقات تكامل مشترك عند مستوى المعنوية ٥٪.

أما في بولندا ورومانيا فهناك ثلاث علاقات تكامل مشترك، أي وجود ثلاث علاقات تكامل توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، هذا يعني أنها لا تبتعد كثيراً عن بعضها البعض في المدى الطويل بحيث تظهر سلوكاً مشابهاً خلال فترة الدراسة.

- **تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي غير المقيد** (VAR):

يمكن التمييز بين طريقتين لتقدير النموذج، نموذج **(VAR)** غير المقيد للمتغيرات ونموذج تصحيح الخطأ المتعدد **Vecto Error Correction Model (VECM)**، غير أن هناك بعض الانتقادات الموجهة لنموذج **(VECM)** والذي يعتمد على الفروقات التي قد تؤدي إلى مشاكل قياسية حقيقية، في حين نجد أن الاقتصاديين يؤيدون فكرة استخدام **(VAR)** غير المقيد في شكل مستويات، ويعتقدون بأنه ملائم للدراسات نظراً لكون الهدف الأساسي هو إبراز وتحديد شبكة العلاقات الموجودة بين متغيرات النموذج، وعليه سوف نعتمد في هذه الدراسة على تقنية **(VAR)** في تحديد النموذج.

أ .التفسير الاحصائي لنموذج (VAR):

نلاحظ من خلال الجدول رقم (٦) أن النموذج مقبول من الناحية الإحصائية بالنسبة للدول الثلاث عند مستوى الدلالة ٩٩٪ حسب إحصائية فيشر، وهو ذو قدرة تفسيرية عالية حيث بلغت قيمة معامل التحديد للنموذج $\bar{R}^2$ (٠.٩١٩، ٠.٩٢١، ٠.٧٦٤) في كل من المجر، بولندا ورومانيا على التوالي، أي قدرة المتغيرات الاقتصادية على تفسير هجمات المضاربة التي حدثت خلال فترة الدراسة تقدر بنسبة (٩١.٩٪، ٩٢.١٪ و٧٦.٤٪) في حين يبقى ما مقداره (٨.١٪، ٧.٩٪ و٢٣.٦٪) يمكن إرجاعه الى متغيرات أخرى لم تدرج في النموذج .

الجدول رقم(٧): نموذج (VAR) المقدر في دولة المجر وبولندا

دولة المجر

Dependent Variable: P_CRISE_
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 11/16/17 Time: 12:34
Sample (adjusted): 2002M02 2012M12
Included observations: 131 after adjustment

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P CRISE_(-1)	0.887820	0.041847	21.21605	0.0000
GDP_US(-1)	-3.42E-07	1.15E-07	-2.981488	0.0035
EXP01(-1)	9.52E-05	0.000551	0.172860	0.8631
REEX (-1)	0.026606	0.008295	3.207417	0.0017
M2_FR(-1)	-9.93E-05	0.000217	-0.457176	0.6484
M2_M0(-1)	0.091967	0.033591	-2.737806	0.0071
LR_DR(-1)	-0.001803	0.063553	-0.028364	0.9774
CACT_GDP(-1)	-127.8615	115.0027	-1.111813	0.2684
CPACT_GDP(-1)	-713.0354	375.1374	-1.900731	0.0597
IDE(-1)	7.249683	8.391105	0.863972	0.3893
C	2.363762	0.655577	3.605621	0.0005

R-squared 0.925724	Mean dependent var	0.721744	
Adjusted R 0.919534	S.D. dependent var	0.391830	
S.E. of regression 0.111148	Akaike info criterion	-1.475670	
Sum squared resid1.482473	Schwarz criterion	-1.234241	
Log likelihood 107.6564	Hannan-Quinn criter.	-1.377567	
F-statistic 149.5599	Durbin-Watson stat	1.933263	
rob(F-statistic) 0.000			

دولة بولندا

Dependent Variable: P_CRISE_
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 11/16/17 Time: 20:21
Sample (adjusted): 2002M02 2012M12
Included observations: 130 after adjustment

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P_CRISE_(-1)	0.955675	0.027285	35.02620	0.0000
imp(-1)	0.001441	0.000694	2.077268	0.0398
expor(-1)	-0.000641	0.000373	-1.717753	0.0883
M2_M0(-1)	0.015814	0.018757	0.843125	0.4008
M2_FR(-1)	-0.006486	0.008752	-0.741071	0.4601
LR_DR(-1)	-0.008127	0.005098	-1.594027	0.1135

R-squared 0.924333	Mean dependent var	0.801551	
Adjusted R 0.921281	S.D. dependent var	0.364481	
S.E. of regre 0.102262	Akaike info criterion	-1.677503	
Sum squa resid 1.296731	Schwarz criterion	-1.545155	
Log likelihoo 115.0377	Hannan-Quinn criter.	-1.62372	
	Durbin-Watson stat	2.015411	

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج EVIEWS.9

كما يظهر النموذج عدم معنوية بعض متغيرات الدراسة وذلك حسب اختبار **Student**، وتمثلت المتغيرات ذات الدلالة الإحصائية عند مستوى المعنوية ١٠٪ في: الناتج المحلي الإجمالي للولايات المتحدة الأمريكية، انحراف سعر الصرف الحقيقي عن الاتجاه، نسبة النقود الموسعة إلى النقود القاعدية (المضاعف) ونسبة حساب رأسمال إلى الناتج المحلي الإجمالي بالنسبة لدولة المجر ،وفي معدل نمو الصادرات ومعدل نمو الواردات بالنسبة لدولة بولندا ، وفي نسبة النقود الموسعة إلى احتياطي الصرف الأجنبي بالنسبة لدولة رومانيا.

في حين تشترك الدول الثلاث في أن المتغير المفسر **(-1) Pcrise** ذو دلالة إحصائية وهذا دليل على أن احتمال حدوث الأزمة في الفترة **(t)** يتحدد على أساس المتغيرات المفسرة للأزمة في الفترة **(t-١)**،كما يبين النموذج أن إشارة هذه المعلمات تتوافق مع ما تنص عليه النظرية الاقتصادية .

وبشكل عام، تعد نتائج شعاع الانحدار الذاتي لدولة المجر الأفضل نسبيا من حيث تحديد المتغيرات المفسرة لحدوث الأزمة.

الجدول رقم(٨): نموذج (VAR) المقدر في دولة رومانيا

دولـه رومانيا				
Dependent Variable: P_CRISE_ Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps) Date: 11/16/17 Time: 12:34 Sample (adjusted): 2002M02 2012M12 Included observations: 131 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P_CRISE_(-1)	0.862039	0.041459	20.79279	0.0000
IDE (-1)	-2.231632	6.640029	-0.336088	0.7374
REEX (-1)	2.99E-05	0.000203	0.146988	0.8834
M2_FR (-1)	0.017264	0.007961	2.168702	0.0320
LR_DR (-1)	0.018615	0.018571	1.002367	0.3181
CA ACT_GDP (-1)	-1.016971	5.367944	-0.189453	0.8500
R-squared	0.778525	Mean dependent var		0.838049
Adjusted R	0.769666	S.D. dependent var		0.256708
S.E. of regression	0.123202	Akaike info criterion		-1.305262
Sum squared resid	1.897345	Schwarz criterion		-1.173573
Log likelihood	91.49463	Hannan-Quinn criter.		-1.251751
		Durbin-Watson stat		2.067263

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج EVIEWS.9

ب . التفسير الاقتصادي للنموذج:

أظهرت نتائج شعاع الانحدار الذاتي أن حدوث الأزمة في المجر ناتج عن الاختلالات الكبيرة في السياسة النقدية (**M2/M0**) التي انهجتها والتي أدت إلى الإفراط في تقييم العملة (**Reex**) وفي هروب رؤوس الأموال(**CP act/gdp**) وخلْق ثغرات لانتقال آثار عدوى(**GDP-us**) الأزمة المالية العالمية ٢٠٠٨ ، أما حدوث الأزمة في بولندا فيعود إلى التكامل التجاري (**export, imp**) مع دول أوروبا الغربية التي تعرضت للأزمة، أما رومانيا فنتيجة السياسة النقدية التوسعية والمتبوعة بانخفاض في احتياطي الصرف الأجنبي (**M2/FR**).

وهي تتوافق مع الأحداث الاقتصادية التي وقعت قبيل حدوث أزمات العملة في دول أوروبا الوسطى والشرقية:

- **بالنسبة لدولة المجر:**

على الرغم من أن الشروط النقدية التي حددتها معاهدة ماستريخت حول حجم التغيرات في سعر الصرف الحقيقي والتضخم، إلا أن أسعار الصرف الحقيقية في المجر(**Reex**) بقيت غير مستقرة وتعرضت لتقلبات حادة في الأجل المتوسط، كما أدى الانتقال إلى الاتحاد الأوروبي إلى ارتفاع هذه الأسعار وهذا نتيجة المكاسب الإنتاجية التي حققتها دولة المجر بعد انتقالها للاتحاد، ويستند هذا التأثير إلى مخطط « **Balassa-Samuelson**» القائم على فكرة أنه في ظل نظام الصرف الثابت، فإن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي سيؤدي إلى رفع المؤشر العام للأسعار إذا لم يتكيف سعر الصرف الإسمي مع هذا الارتفاع، وبالتالي سيسبب خسائر في القدرة التنافسية وخلل في أرصدة الحسابات الجارية.

كما أن وصول المجر إلى أسواق رأسمال الدولية منذ عام ١٩٩٣، جذب إليها المستثمرون الدوليون لكونها تتوفر على فرص استثمار عديدة وجذابة وقد أدت هذه التدفقات الرأسمالية إلى تحريك الطلب على النقود من قبل البنوك المحلية وبالتالي خلق ضغوط تضخمية تجاوزت ٧.٩٪ في ٢٠٠٧ وانعكست سلباً على القدرة التنافسية للدولة وعلى ربحية المنتجين المحليين، مما أدى إلى اضطرار البنك المركزي إلى التدخل من أجل الدفاع عن التكافؤ من خلال الرفع في أسعار الفائدة والتأثير على المعروض النقدي (**M2/M0**) ، وهذا انعكس سلباً على القطاع المصرفي وعلى النشاط الاقتصادي وتسبب في هروب رؤوس الأموال (**CP act/gdp**) نتيجة تحويل السكان المحليين أموالهم إلى النقد الأجنبي.

لذلك فالأزمة المالية العالمية التي انفجرت في خريف ٢٠٠٨ والتي أدت إلى انكماش الاقتصاد الأمريكي (**GDP-us**) كشفت عن هشاشة كامنة وراء نمو دول أوروبا الوسطى والشرقية[٢١]، وقد كانت المجر من أكثر الدول تأثراً بالأزمة وأول من تقدم بطلب للحصول على دعم من الصندوق النقدي الدولي في خريف ٢٠٠٨ بقيمة ٢٠ مليار أورو مقابل التزام الحكومة بإصلاح الاقتصاد (الحد من العجز العام، تعزيز القطاع المصرفي وتحقيق الاستقرار في السياسة النقدية) .

لكن في عام ٢٠٠٩ وصل اقتصاد المجر إلى ذروة الركود حيث قدر معدل النمو بـ٦.٨-٪ ومعدل البطالة بـ١٠٪، وفي النصف الثاني من عام ٢٠١١ خسر **Forint** ٢٠٪ من قيمته مقابل اليورو وأصبح الحصول على الائتمان غير ممكن وتجاوز معدل إعادة التمويل ١٠٪ وهي تكلفة باهظة. وفي مواجهة هذا المأزق تقدم رئيس الوزراء الجديد **Viktor Orban** إلى صندوق النقد الدولي بطلب مساعدة ثانية ولايزال هذا الاتفاق قائماً إلى يومنا هذا[٢٢].

- **بالنسبة لدولة بولندا:**

بعد صدمة كسر الهياكل المعروفة بالكتلة الشيوعية السابقة والتي امتدت من منتصف سنوات التسعينات وإلى غاية سنة ٢٠٠٨، عرفت دول أوروبا الوسطى والشرقية نمواً قويـًا وطفرة تحول في اقتصادياتها والتي كانت مدعمة بزيادة التكامل الأوروبي على المستويات التجارية والمالية والمؤسسية، وقد كانت دولة بولندا أولى الاقتصاديات التي خرجت من الركود الناجم عن العلاج بالصدمة **"la thérapie de choc"** وذلك سنة ١٩٩٢، فأثناء عمليات الخوصصة أعطت حكومة بولندا الأولوية لرأس المال المحلي والاعتماد على الكفاءات الأجنبية والتي يمكن جذبها من خلال سياسة الانفتاح، وابتداء من سنة ١٩٩٧

بدأت هذه الدولة في الانفتاح أكثر على الاستثمار الأجنبي ثم أصبحت جزء من الحلقات الاقتصادية، وبعد بضعة سنوات أصبحت واحدة من أكبر الدول المصدرة في أوروبا، وقد سمح قرب ألمانيا والنمسا إليها إلى الاندماج بسهولة كبيرة وأكثر عمقا في النسيج الاقتصادي الأوروبي، لكن على الرغم من التكامل التجاري الجيد لبولندا إلا أنها استمرت في تسجيل العجز في الحساب الجاري فقد خضعت بولندا لإجراءات العجز المفرط منذ عام ٢٠٠٤. وقد أدى انفجار الأزمة المالية العالمية في سنة ٢٠٠٨ إلى إحداث تباطؤ كبير على مستوى التجارة الدولية وساهم ذلك في انتقال الأزمة من خلال القناة التجارية (**expor ،imp**)، لذلك فقد تأثرت بولندا بالعدوى المالية نتيجة تراجع التجارة في دول أوروبا الغربية[٢٣].

- **بالنسبة لدولة رومانيا:**

إن اندماج دول أوروبا الوسطى والشرقية دعمه التوسع الاقتصادي السريع والذي كان نظامه في الواقع غير متوازن سواء من حيث توتر معدلات التضخم أو من خلال الاختلالات الخارجية، وقد كانت رومانيا تعاني من ضغوط تضخمية ناتجة عن النمو الكبير في الائتمان نتيجة التمويل الخارجي والذي بلغت نسبته ٥٠٪ سنة ٢٠٠٨، وقد أدى استخدام القطاع الخاص للقروض المقومة بالعملة الأجنبية بشكل موسع إلى ارتفاع درجة تعرضه إلى مخاطر الصرف، زد على ذلك فالاختلالات الخارجية زادت من تقلبات أسعار الصرف الأمر الذي استدعى تدخل البنك المركزي للحفاظ على الربط وذلك بالتخفيض في الاحتياطي الأجنبي وبالتالي التأثير على العرض النقدي من خلال الرفع في أسعار الفائدة (**M2/FR**). غير أن وصول الأزمة إلى منطقة اليورو كشف

عن الضعف الذي كانت تعاني منه رومانيا وأدخلها في ركود عميق بداية من سنة ٢٠٠٩م[٢٤].

الخاتمة:

بينت هذه الدراسة أن الأسباب الكامنة وراء حدوث هجمات المضاربة والتي جعلت العملة في دول أوروبا الوسطى والشرقية في أواخر سنة ٢٠٠٨ عرضة للانهيار كانت نتيجة لتدهور الأساسيات الاقتصادية والتي أشار إليها كل من **Krugman** (١٩٧٩) و**Flood** و**Garder** (١٩٨٤) في نماذج الجيل الأول، فانضمام دول أوروبا الوسطى والشرقية إلى الاتحاد الأوروبي تدعم بتوسع اقتصادي سريع تميز بضغوط تضخمية مرتفعة دفعت حكومات هذه الدول إلى تمويل العجز في ميزانياتها من خلال إصدار العملة المحلية (عرض نقدي موسع) أو السحب المكثف لاحتياطاتها من النقد الأجنبي، فالإصدار المفرط للعملة يخفض تدريجيا من احتياطات الحكومة وعندما تصل هذه الأخيرة إلى عتبة حرجة سيتوقع المضاربون حينها أنه سيتم التخلي على الربط وسيسعون إلى الحصول على الاحتياطات المتبقية عن طريق الهجوم المضاربي.

كما بينت الدراسة دور كل من آلية التأثيرات الموسمية « **Monsoonal effects**» وآلية تأثير الامتداد «**Spillovers effects**» والتي وضعها الاقتصادي **Masson** (١٩٩٩) في تفسير تأثير عدوى الأزمة المالية العالمية (٢٠٠٨) على هذه الدول.

ولتحقيق هذه النتائج تم الاستعانة بنموذج ماركوف التحويلي (**MSM**) لتحديد احتمالات التقلبات العالية لمؤشر الضغط المضاربي (**EMPI**)، ونموذج شعاع الانحدار الذاتي (**VAR**) لتفسير هذه التقلبات.

قائمة المراجع والتهميشات

(1) Krugman. P, A Model of balance of payements crises, journal of Money credit and banking, JSTOR, Volume 11, issue3, 1979, Page: 311-313.
(2) Flood. R et Marion. N, Perspectives on the Recent currency crisis literature, National bureau of Economic Research, Cambridge, 1998, p: 3-6.
(3) Khallouli. W, la contagion des crises financières internationales: Essais empiriques d'identification dans le cas de la crise asiatiques, thèse de doctorat en sciences économiques, université el Manar, 2007, P:26-29.
(4) Metz. Ch. E, Information Dissemination in currency crises, Springer, Germany, 2003, P: 10-1
(5) Jeanne. O., Cunency crises: A perspective ou récent théorétical développements, SPIE, n°: 20, Princeton, New jersey, 2000, P: 28.
(6) Brana. S. et lahet. D, la propagation des crises financières dans les pays émergents: la contagion est-elle Discriminante?, économie internationale n°:103, la doc. Française, Bordeaux, 2005, P: 76-78.
(7) Masson. P, contagion monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria, IMF working paper, 1998, P: 4.
(8) Fernando. C., Predicting a Currency Crisis Alternative Approaches and Applications to the Philippines, Master Thesis in economics, Singapore management university, 2006, P: 18- 19.
(9) Gregorio. V., Markov Switching VAR Model of Speculative Pressure: An Application to the Asian Financial Crisis, Master Thesis in economics, Singapore management university,2009, P:12.
(10) Dehove M., La détection avancée des crises financières, Centre d'économie de Paris-Nord, La Documentation française, Paris, 2004, p : 346- 347.
(11) Abiad. A., Early Warning Systems for Currency Crises: A Regime-Switching Approach, International Monetary Fund, Washington, 2002, p: 155- 156.
(12) Gregorio. V., Markov Switching VAR Model of Speculative Pressure: An Application to the Asian Financial Crisis, op. cit., p:12.
(13) Peria Martinez. M., A Regime Switching Approach to Studying Speculative Attacks: A Focus on European Monetary System Crises, Development Research Group, World Bank, 1999.
(14) Fernando. C., Predicting a Currency Crisis Alternative Approaches and Applications to the Philippines, op. cit., p:24- 25.
(15) Eichengreen. B et Rose. A et Wyplosz. C, Speculative attacks on pegged exchange with special reference to the European

monetary, Working Paper No. 4898, NBER, Cambridge, 1994, p: 13-15.
(16) Tomoe. M et Ping. W, The determinants of vulnerability to currency crises: Country-specific factors versus regional factors, the paper presented at the 8th Annual Meeting of the European Economics and Finance Society (EEFS), Poland, 2009, p: 8- 9.
(17) Deibold. F. et Lee. J-H et Weinbach.G-C, Regime switching with time varying transition probabilities, Advanced Texts in Econometrics, C.W.J. Granger and G. Mizon, eds,Oxford University Press, p: 284- 287.
(18) Tomoe. M. et Ping. W., Can the persistence of a currency crisis be explained by fundamentals? Markov switching models for exchange market pressure, Working Paper No.09-36, Brunel University, West London, 2009, p: 7- 8.
(19) Cuenoud. T, Crises financières et fondamentaux macroéconomiques : une relation ambivalente, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université de Poitiers, France, 2012, p:87- 93.
(20) Amerini. G., Taux de change dans les pays candidats, Statistiques en bref, monnaie et finances, Communautés européennes, 2003, p: 3- 6.
(21) Vincent. A., PECO: la convergence à l'épreuve de la crise, La revue Conjoncture, Etudes Economiques de BNP Paribas, 2010, p : 31- 32.
(22) Duval. J., Crise économique: La Hongrie défie le FMI, mondialisation. ca, 2010, consulter: https://www.mondialisation.ca/crise-conomique-la-hongrie-d-fie-le-fmi/20450.
(23) Lirzin. F., L'Union européenne face au défi de la crise des pays d'Europe centrale et orientale, Fondation Robert Schuman, Question d'europe n° 134, 2009, p :7.
(24) Vincent. A., PECO: la convergence à l'épreuve de la crise, La revue Conjoncture, Etudes Economiques de BNP Paribas, 2010, p: 34.

الملاحـــــــق

الجدول رقم (٢) المؤشرات الاقتصادية وتأثيرها على الأزمة

المؤشر	الرمز	الأثـــــر
المؤشرات الخارجية		
مؤشرات الحساب الجاري إلى الناتج المحلي الإجمالي	C act/gdp (-)	حدوث عجز في الحساب الجاري يؤدي إلى حالة من عدم الاستقرار
انحـــراف ســـعر الصـرف الحقيقـي عن الإسمي	reex(+)	اختلالات كبيرة (إفراط في تقييم العملة / انحراف سلبي) سعر الصرف الحقيقي وذلك يدل على حالة عدم استقرار
الصـــــــادرات والواردات	imp (+) exp (-)	يشير تدهور الميزان التجاري إلى المبالغة في تقدير سعر الصرف مما يؤدي إلى انخفاض نمو الصادرات وزيادة نمو الواردات، ويدل الضعف في القطاع الخارجي إلى وجود حالة من عدم الاستقرار.
مؤشـــر الحســـاب المالي إلـى النـاتج المحلي الإجمالي	F act/gdp(-)	حدوث عجز في الحساب المالي يؤدي إلى حالة من عدم الاستقرار
احتيـاطي الصـرف الأجنبي	M_2/fr (+)	السياسة النقدية التوسعية مع الانخفاض الكبير في احتياطي الصرف يدل على عدم انعدام الاستقرار.
مؤشـــر حســـاب رأسمال إلى النـاتج المحلي الإجمالي	CP act/gdp(-)	حدوث عجز في حساب رأسمال يؤدي إلى حالة من عدم الاستقرار
الاستثمار الأجنبي المباشر إلى النـاتج المحلي الإجمالي	IDE (+)	زيادة الاعتماد على التدفقات الخارجية يرفع من حجم الدين الخارجي وسيؤدي إلى حالة من عدم الاستقرار

المؤشر	الرمز	الاثـــــر
المؤشرات المالية		
المضـــاعف (نســـبة النقود الموسعة إلى النقود القاعدية)	M_2/ M_0 (+)	هـذه النسـبة تشـير إلـى النمـو المحتمـل في الاقتراض.
فـــائض الأرصـــدة الحقيقية	GM1 (+)	يـؤدي توسـع السياسـة النقديـة إلـى تقلبـات في أسواق الصرف
نسبة القـروض إلـى أسعار فائدة الودائع	Lr/dr (+)	يعكس ارتفاع معدل الإقراض انخفاض نوعية القـروض ويـؤدي إلـى الزيـادة في القـروض المتعثرة.
معـدل نمـو أسـعار فائدة الودائع	Gdr (-)	يشير ارتفاع معدل الودائع الحقيقية إلى وجود مشـكلة في السـيولة، وبصـفة عامـة تشـير زيـادة أسـعار الفائـدة الحقيقيـة إلـى التصـدي لهجمـة المضاربة.
مؤشرات القطاع الحقيقي		
النـــاتج المحلـــي الإجمالي	GDP (-)	يؤدي انكماش الاقتصـاد إلى حالـة مـن الركـود والى بداية الأزمة
النـــاتج المحلـــي الإجمالي للولايات المتحدة وألمانيا	GDP_us (-) GDP_gm (-)	يـؤدي الركـود في الاقتصـاديات الكبيـرة إلـى تقلبات

المصدر:

Kaminsky and Reinhart, The Early Warnings of Balance-of-Payments problems, Frankfurt school of Finance and Management, Germany, 2013.