مجلة جامعة الملك سعود، م ١٦، العلوم الإدارية (١)، ص ١-٣٨، الرياض (١٤٢٤هـ / ٢٠٠٤م)

نمذجة ديناميكيات تعادل القوة الشرائية (PPP): حالة معدلات الصرف الحقيقية للريال السعودي

أحمد بن عبدالله علي عسيري

قسم الاقتصاد، كلية العلوم الإدارية ، جامعة الملك سعود

ص . ب . 2459، الرياض 11451، المملكة العربية السعودية

(قدم للنشر في ١٤٢٢/١٢/٢٥ ؛ قبل للنشر في ١٤٢٣/٨/٢٤هـ)

ملخص البحث. تفحص الدراسة سلوك معدلات الصرف الحقيقية الثنائية بين المملكة العربية السعودية وسبعة عشر اقتصاداً رئيسياً. وتبدأ فترة الفحص القياسي من يناير ١٩٨٠م وتنتهي في ديسمبر ٢٠٠٠م، فيما عدا الدول الأوروبية حيث تنتهي في ديسمبر ١٩٩٨م. وعلى الرغم من أنه لا يمكن رفض فرضية جذر الواحد في جميع الحالات ولكامل الفترة، فإن الدراسة توضح أنه عندما تقطع فترة العينة من الأعلى فإن قبول فرض العودة إلى الوسط يصبح منتشراً. وتقدم الدراسة شاهداً على وجود GARCH معنوي في سلوك معدلات الصرف هذه للفترات التي يمكن فيها اقتراب دالة اللوغاريتم الاحتمالية وتوضح خلوها من أي مكافآت مخاطرة معنوية. وتأخذ الدراسة أيضا في عين الاعتبار الاستجابات الديناميكية للصدمات في بعض معدلات الصرف وتتعرف على المصادر الاسمية والحقيقية لهذه الصدمات.

المقـــدمة

لقد شهد عصر ما بعد Bretton Woods تطبيق دول العالم وخاصة المتقدمة منها أنظمة معدلات الصرف الاسمية الحرة Floating (أو المرنة Flexeble) والمدارة Managed. وعلى

ذلك فقد تزايدت أهمية معرفة سلوك معدلات الصرف الحقيقية وعلى الأخص فرط التقلب Excess Volatility والمخاطرة Risk المتعلقة بمعدل الصرف بعد عام ١٩٧٢م لما لها من أهمية منعكسة على صناعة السياسات الاقتصادية الكلية Macroeconomic Policies في الاقتصاد المفتوح . إن البعد الزمني للعوامل المؤثرة في معدل الصرف الحقيقي لا يقتصر على الأجل القصير فقط بل يتعدى ذلك إلى الأجل الطويل. ففي نموذج Dornbusch [١] قد يتأثر معدل الصرف الحقيقي بالصدمات الحقيقية Real Shocks من خلال الحساب الجاري. فمثلا عند اكتشاف مورد طبيعي فإن الحساب الجاري سيكون في حالة فائض عند أي مستوى معطى من معدل الصرف ومستوى السعر . ولكن هذا الفائض سيختفي ومن ثم سيعود الحساب الجاري إلى التوازن لان المقيمين سيقومون بشراء الأصول الأجنبية التي يتم دفع ثمنها بالعملة الأجنبية مما يعني فائض في عرض العملة المحلية وزيادة في الطلب على العملة الأجنبية الأمر الذي سيؤدي إلى الضغط على معدل الصرف إلى الأسفل.

أما ديناميكية معدل الصرف الحقيقي فيمكن سبر غورها عن طريق الاستعانة بأدب نموذج تعادل القوة الشرائية سلفا (أو قبل ظهورها) Exante Purchasing Power Parity أو اختصاراً (EPPP) ، الذي يسمى أيضاً بالنموذج القماري Martingal Model لصدمات معدلات الصرف الحقيقية. يشير هذا الأدب إلى أن معدل التغير المتوقع لمعدلات الصرف الاسمية بين دولتين يعادل الفرق المتوقع بين معدلي التضخم في الدولتين خلال الفترة الزمنية المعتبرة. أن اشتقاق النموذج القماري جاء كنتيجة للمضاربة االبينية Intertemporal Speculation في السلع عبر الدول ، Roll [٢]، أو كنتيجة للمضاربة المالية في السندات Bonds ، Adler and Lehmann [٣]. وفي كلتا الحالتين فإن النموذج القماري يفترض سلفا ثبات الفرق بين معدلات الفائدة الحقيقية. إذا يمكن القول أن التغيرات في الطلبات النسبية غير التامة الاحلال والمنتجة من قبل دول مختلفة هي السبب في التغيرات في معدلات الصرف الحقيقية والتي تمثل تغيرات توازنية في الأسعار النسبية للنواتج القومية. أما البديل فإن التغيرات في معدلات الصرف الحقيقية ، وإذا أخذنا بفرض جمود الأسعار في أسواق

السلع قد تعكس المضاربة في العملات في أسواق الصرف الأجنبي إلى درجة أن هذه التغيرات يمكن أن تعزي جميعها إلى التغيرات في معدلات الصرف الأسمية، أما Stockman [٥ ، ٤]، فهو ينظر إلى هذه التغيرات في معدلات الصرف الحقيقية على أنها نتيجة للتغيرات في الأذواق والتقنيات وبالتالي فإن هناك احتمال على تزايدها بعد عام ١٩٧٣م بغض النظر عن نوعية نظام معدل الصرف الأسمي المستخدم. ويجادل على أن كون التقلب في معدل الصرف أكثر إفراطا تحت نظام معدل الصرف المرن منه تحت نظام معدل الصرف الثابت يرجع إلى اختلاف استجابة السياسة الاقتصادية المتوقعة تجاه الصدمات الحقيقية بين النظامين مستبعداً بذلك احتمال وجود اختلافات في الضرائب والقيود على التجارة وحركة رأس المال بين النظامين. على كل حال فإن سرعة استجابة معدل الصرف قد لا تكون آنية لتجلب تحرر سوق Marker Clearing الأصل وإنما قد يتعدل ببطء للوصول إلى قيمته التوازنية الجديدة. وفي الحقيقة فإن هناك قبول عام على أن نصف حياة الصدمة لمعدل الصرف الحقيقي تدوم لفترة زمنية تقدر من ٣٦ - ٦٠ شهرا، [٦].

ويطلعنا الأدب التطبيقي لتعادل القوة الشرائية PPP والذي يحمل في طياته العديد من الدراسات التي أجريت على الدول الصناعية أن هذه الدراسات يمكن أن تصنف كالآتي: الدراسات التي تستخدم الرواية المطلقة Absolute PPP وتلك التي تستخدم الرواية النسبية Relative PPP، الدراسات التي تستخدم معدلات الصرف الثنائية وتلك التي تستخدم معدلات الصرف المتعددة، الدراسات التي تستخدم مؤشر سعر المستهلك (CPI) Consumer Price Index أو مؤشر شعر الجملة Wholesales Price Index (WPI) وتلك التي تستخدم مؤشر سعر المنتج (PPI) Producer Price Index كمقاييس لمستويات الأسعار أو التضخم، وأيضا تتباين الدراسات في هذا الأدب في الطريقة المستخدمة في اختبار صحة فرض تعادل القوة الشرائية ونوع التكرار الزمني للبيانات والذي يعكس الأجل الطويل أو القصير الذي تهتم به الدراسة ، Rush and Husted [٧] و Rogoff [٦] . في هذه الدراسة سنساهم بفحص مدى صحة فرضية تعادل القوة الشرائية لمعدل صرف الريال السعودي

مقابل سبعة عشر عملة عن طريق معرفة فيما إذا كانت السلاسل الزمنية المعبرة عن معدلات الصرف الحقيقية الثنائية Bilateral هذه مستقرة Stable وفيما إذا كانت هذه السلاسل تعتمد على على الملاحظة الحسية للمخاطرة مستخدمين التقنيات الحديثة في الاقتصاد القياسي وبيانات شهرية للفترة الزمنية من يناير ١٩٨٠م إلى ديسمبر ١٩٩٨م لعشرة معدلات صرف ومن يناير ١٩٨٠م إلى ديسمبر ١٩٩٨م لبقية هذه المعدلات. وعليه فإن الدراسة تنقسم إلى ثلاثة فصول إضافية: الفصل الثاني يلقي الضوء على مفاهيم سكون Stationarity وتكامل Integratedness السلاسل الزمنية وكذلك وجود الموسمية Seasonality ، وبينما نقدم النتائج القياسية في الفصل الثالث فإننا نختم الدراسة بالاستنتاجات في الفصل الرابع.

السكون والتكامل والموسمية في السلاسل الزمنية

بغض النظر فيما إذا كان الاعتقاد بأن العالم ابتدء بالفوضى Chaos وسينتهي بالنظام Order أو العكس فإن الحركة في عالم المادة يعتقد أنها تحتوي على عنصر صدفي Stochastic. ان هذا المصطلح هو كلمة ذات أصل إغريقي والتي تعني المرتبط أو ماله علاقة بالصدفة Chance. وبالتالي فإن المجموعة (أو التركيبة) الصدفية Stochastic Process في علم السلاسل الزمنية ليست إلا ظاهرة إحصائية تتطور عبر الزمن طبقا لقوانين احتمالية. هذا المصطلح على كل حال اختلط بمصطلح العشوائية Randomness عبر الزمن إلى أن أصبح مصطلحاً مرادفاً له لأن أي تركيبة صدفية ليست إلا مجموعة من المتغيرات العشوائية. وهذا يجب التفريق بين المجموعة الصدفية أو كما يسمى أحياناً النموذج الاحتمالي وبين مشاهدات السلاسل الزمنية والسبب أن أي سلسلة زمنية متعاقبة ليست في الحقيقة إلا إدراكا Realization ممكنا من مجتمع لا نهائي من السلاسل الزمنية التي يمكن للنموذج الصدفي توليدها.

وتوصف سلسلة زمنية ما من مجموعة صدفية بأنها ساكنة Stationary إذا كان العزم الأول First Moment وهو وسط Mean السلسلة والعزم الثاني Second Moment والذي هو

التباين Variance ثابتين عبر الزمن ، وإذا كان التباين المشترك الذاتي Autocovariance بين فترتين زمنيتين يعتمد فقط على الفجوة بين الفترتين ولكنه مستقل عن الزمن الفعلي الذي عنده يتم حساب التباين المشترك الذاتي. هذه هي الشروط الثلاثة المطلوبة لسكون السلسلة وإذا كانت السلسلة الزمنية Y_t لها الميل في العودة إلى قيمة ثابتة عبر الزمن فإنها سلسلة ساكنة وأما إذا كانت تحتاج إلى أخذ الفرق بين قيمها المتعاقبة عدد d من المرات من أجل تسكينها فإنه يقال أنها متكاملة Integrated من الرتبة d والذي يمكن اختصاره في الشكل $Y_t \sim I(d)$. وبشكل أكثر عمومية فإن السلاسل من الرتبة I (0) تكون خالية من الاتجاه Trend ، وبينما تنمو السلاسل من الرتبة I (2) بمعدل متزايد فإن السلاسل من الرتبة I (1) تنمو بمعدل ثابت . وطبقا لما سبق فإنه إذا جرى تحدير Regress المتغير $Y_t \sim I(2)$ على $X_t \sim I(1)$ باستخدام المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) والذي يمكن كتابة نموذجه في الشكل :

$$Y_t = a + b X_t + \varepsilon_t \qquad (١)$$

فإن هذا يعني أن السلسلتان يبتعدان عن بعضهما عبر الزمن وبالتالي فإن سلسلة بواقي الانحدار ε_t ستكون I(2) وبالتالي فهو انحدار غير عقلاني لأنه يعد خرقا للافتراضات الكلاسيكية التي تقوم عليها المربعات الصغرى العادية . وعليه فإن الاستنتاج هنا هو أنه إذا جرى تحدير سلسلتين زمنيتين مختلفتين في الرتبة التكاملية فإن رتبة تكامل بواقي الانحدار ستكون مسأوية للرتبة الاعلى من بين رتبتي السلستين. وبمعنى آخر فإن التوليفة الخطية (أو المزيج الخطي) Linear Combination بين المتغيرين ε_t ستأخذ الرتبة التكاملية الأعلى التي يتصف بها إحدى المتغيرات. وبنفس الحال فإنه إذا كان كلا المتغيرين متكاملين من الرتبة الأولى فإن المزيج الخطي أيضا سيكون من الرتبة الأولى والذي لا يزال خارقاً لافتراضات OLS ماعدا أنه يمكن في بعض الأحيان الحصول على مزيج خطي متكامل من الرتبة الصفرية بين المتغيرين مطيعا بذلك افتراضات OLS وفي هذه الحالة يقال أن المتغيرين مشتركي (أو متحدي) التكامل Cointegrated . ويعني التكامل المشترك Cointegrtion في هذه الحالة

ان المتغيران يتحركان معا عبر الزمن وبالتالي فهما يشكلان علاقة توازنية طويلة الأجل Long Run Equilibrium Relationship شريطة خلو حد الخطأ من عنصر الاتجاه الحتمي (أو المحدد) Deterministic الذي يعكس قوى أخرى طويلة الأجل لم تؤخذ في عين الاعتبار والذي إن وجد يؤدي إلى وقوع النموذج تحت طائلة ما يسمى بسوء التوصيف Misspecification . وفي ضوء التكامل المشترك فإنه على الأقل أحد المتغيرات يجب أن يتحرك في الأجل القصير للمحافظة على العلاقة الطويلة الأجل بينهما وإلا فإن الانحرافات عن العالقة الطويلة الأجل لن يمكن تصحيحها وبالتالي تنهار هذه العالقة في الأجل الطويل . فعلى سبيل المثال إذا كان Yt أعلى من $a + b X_t$ فإن Y_t في آخر المطاف يجب أن ينخفض أو أن X_t يجب أن ترتفع أو يحدث كلاهما من أجل المحافظة على علاقة الأجل الطويل . وعلية فإن التكامل المشترك لقيام علاقة طويلة الأجل يعد شرطا ضروريا Condition Necessary ولكن ليس شرطا كافيا Sutticient Condition لأنه لابد أن تكون بواقي انحدار التكامل المشترك Cointegrating Regression بينهما سالبة وذات معنوية إحصائية في معادلة مقدرة لميكانيكية تصحيح الخطأ Error Correction Mechanism أو اختصار ECM .

ويطالعنا هذا الأدب بوجود العديد من الاختبارات الإحصائية الباراميتريه Parametric والشبة Semi باراميتريه ولشرح الأكثرها شيوعا نفترض النموذج الآتي :

$$Y_t = \mu + \gamma t + \rho Y_{t-1} + U_t \qquad (٢)$$

حيث : t الاتجاه الزمني Time Trend ، $U_t \sim N(O,\sigma^2)$ وبالتالي $U_t \sim I(0)$ ، μ هو ثابت المعادلة أو معامل الانجراف Drift Parameter .

وعلى الرغم من أن U_t ذات التوزيع الطبيعي Normally Distributed لها بتاين ثابت فإنه بافتراض أن $\rho = 1$ وعن طريق الاحلال الخلفي التكراري يمكن إيضاح أن تباين Y_t سيؤول إلى ما لانهاية مع تزايد الزمن. وعليه فإنه يقال أن السلسلة Y_t ليست ساكنة أو أنها ذات اتجاه صدفي Stochastic Trend . وبمعنى آخر فإنه يقال أن السلسلة Y_t متكاملة لأن

الصدمات العشوائية Random Shocks المعطاة ب U_t تتراكم (أو تضاف إلى بعضها أو تتكامل) عبر الزمن إلى درجة أن كل صدمة تؤثر على القيم اللاحقة للسلسلة Y_t وبالتالي يقال أن السلسلة ذات ذاكرة لانهائية Infinite Memory. وبلهجة Box and Jenkins [٨] فإن دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function المقدرة للوغاريثم مستوى Log-Level السلسلة لا تختفي بسرعة وإنما تأخذ وقتاً أطول من السلاسل الساكنة أو تلك التي جرى تسكينها. أن معنوية معامل الاتجاه الزمن t في معادلة (1)، أي $\gamma \neq 0$، يعنى أن السلسلة Y_t هي نفسها دالة محددة في الزمن وبالتالي يكون لها اتجاه حتمي. وفي كلتا الحالتين فإن مستوى السلسلة هو غير ساكن أو متكامل وبالتالي اختبارات t- المتعارف عليها من انحدار المربعات الصغرى العادية تصبح باطلة لأن الإحصاءات t- في هذه الحالة ليست طبيعية معيارية. وللالتفاف حول هذه المشكلة فإن معادلة (٢) يمكن إعادة صيغتها Reparameterized في شكل الفرق الأول First Difference عن طريق طرح Y_{t-1} من الطرفين وبالتالي نحصل على :

$$\Delta Y_t = a + bt + (\rho - 1)\, Y_{t-1} + e_t \qquad (٣)$$

حيث : Δ هو الفرق الأول للسلسلة.

أن معادلة (٣) تعرف على أنها انحدار Dickey and Fuller [٩] أو اختصاراً DF أو اختبار جذر الواحد Unit Root Test لأن المعادلة السابقة ليست إلا معادلة فرق من الرتبة الأولى. وحيث أن هناك احتمال أن تكون Y_t تتبع التراجع الذاتي Autoregressive من رتبة أعلى فإنه يمكن إضافة القيم المتباطئة للمتغير التابع إلى يمين معادلة (٣) لكي تصبح :

$$\Delta Y_t = a + bt + (\rho - 1)\, Y_{t-1} + \sum_{i=1} \Phi_I\, \Delta\, Y_{t-i} + e_t \qquad (٤)$$

حيث يتم اختيار p بحيث تكون البواقي خالية من الارتباط السلسلي Serial Correlation أو تكون بواقي الانحدار بوافي طاهرة التشويش White Noise. وهذا ما يسمى باختبار DF المزيد Augmented والذي يرمز له بالرمز ADF. وحيث إن p لا تكون معروفة فإنه بالإمكان التعويل لاختيارها على لوغريثم الدالة الاحتمالية Log-Likelihood أو فرقان

Akaike أو فرقان Schwarz البيزني أو فرقان Quinn-Hannan للمعلومة مع ملاحظة أنه كانت بواقي اختبار DF مرتبطة ذاتيا فإن حجم التشوية في هذا الاختيار الغير المصحح لارتباط البواقي الذاتي يكون مرتفعا . أما إذا كانت قيمة p هي الاختيار الصحيح فإن التوزيع الإحصائي المقارب Asymptotic لاختبار ADF هو نفس التوزيع الاحصائي المقارب لاختبار DF تحت فرض أن الأخطاء مستقلة ومتماثلة التوزيع Independently and Identically Distributed (iid) . وأما إذا كانت قيمة p أعلى من القيمة الصحيحة فإن المعادلة (٤) تصبح فائضة الباراميتريه Over- Parameterized ويكون الاختبار ذو أداء أفضل ولكن هذا يؤدي إلى انهيار في قوة الاختبار إلى درجة أنه يصبح عديم القوة عندما تكون قيمة p مرتفعة جدا بالنسبة لحجم العينة. ولهذا السبب اقترح، Said and Dickey [١٢]، أنه إذا كانت e_t تتبع نموذج التراجع الذاتي AR(p) فإنه يجب أن يكون العدد المدرج لمتباطئات المتغير التابع في انحدار ADF مساويا على الأقل p، وأما إذا كانت e_t تتبع نموذج التراجع الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average والذي يرمز له ب AEMA(p,q) فإن رتبة التراجع الذاتي يجب السماح لها بالتزايد بمعدل بطئ في المعادلة السابقة وهذا المعدل هو $T^{1/3}$ حيث T هو عدد المشاهدات. إن الانحدار السابق يتم تقديره بالمربعات الصغرى العادية وهو يمثل الأساس لاختبارات إحصائية عديدة بالاعتماد على طبيعة الفرض الصفري The Null Hypothesis . ففي الانحادر السابق يكون الفرض الصفري هو أن ρ-1 والذي يعني هنا أن $Y_t \sim I(1)$. ويمكن رفض الفرض الصفري إذا كان إحصاء t- المقدر للمعامل ρ-1 ذو قيمة سالبة أعلى من القيم الحرجة Critical Values المجدولة في Fuller [١٠، ص٣٧٣]. إن جدول Fuller يعرض ثلاثة مجموعات من القيم الحرجة والتي تعتمد على توصيف النموذج السابق. فإذا كان النموذج السابق خالي من معاملي الانجراف والاتجاه الحتمي فإن القيم الحرجة معطاة تحت τ ، وأما إذا سمح لمعامل الانجراف في المعادلة فإن القيم الحرجة معطاه تحت τ_μ ، بينما إذا سمح لمعاملي الانجراف والاتجاه الحتمي في المعادلة فإن القيم الحرجة معطاه تحت τ_τ . وفي بعض الأحيان قد لا يكون الاختبار السابق كافيا لتأسيس سكونية الفرق الأول معتمدا على الزمن وعليه فإن يمكن إجراء اختبار يكون الفرض الصفري فيه

هو أن Y_t تحتوي على اتجاه صدفي ولكن ليس على اتجاه حتمي والذي يمكن اختباره F- المعياري. أن القيم الحرجة معطاة تحت Φ_3 في Dickey and Fuller [١١ ، ص١٠٦٣] والتي يمكن بها مقارنة القيمة المقدرة لإحصاء F-. فإذا كانت القيمة المقدرة اقل من القيمة الحرجة فإنه لا يمكن رفض الفرض الصفري. أما في حالة كون الفرض الصفري هو أن Y_t تحتوي على اتجاه صدفي ولكن ليس على اتجاه حتمي ولا على معامل الانجراف فإنه يمكن اختباره عن طريق اختبار F- المعياري ولكن في هذه الحالة تتم مقارنة قيمته المقدرة بالقيم الحرجة ل Φ_2 المعطاة في Dickey and Fuller [١١ ، ص١٠٦٣] . فإذا كانت القيمة المقدرة أقل من القيمة الحرجة فإنه لا يمكن رفض الفرض الصفري [١٢]. وبنفس الحال فإنه يمكن اختبار سكون بواقي انحدار التكامل المشترك ε_t في معادلة (1) دون إدراج لمعاملي الانجراف والاتجاه الحتمي عن طريق مقارنة قيم إحصاء t- المحسوبة للمعامل ρ-1 بالقيم الحرجة المعطاة في Engle and Yoo [١٣ ، ص ١٥٧]. ويوجد اختبارات أخرى في الأدب والتي تستخدم المدخل شبه البارامتري مثل ذلك الذي اقترحة Phillips and perron [١٤] أوذلك الذي اقترحه Kwiatkwoski *et al* [١٥]. ولمراجعة أكثر شمولية لادب جذر الواحد أنظر مثلا Banerjee *et al* [١٦] و Hamilton [١٧] و Stock [١٨]. لاحظ أن اختبار Phillips – Perron يمكن حسابه على طريق قسمة القيمة المقدرة باستخدام LOS للمعامل ρ-1 على خطاءه المعياري المتسق مع الارتباط الذاتي واختلاف التباين Heteroscedasticity المقارب Asymptotic لـ Newey and West [١٩] وتكون القيم الحرجة لهذا الاختبار هي نفس القيم الحرجة لاختبار Fuller Dickey والمشرح سابقاً.

على كل حال الاختبارات السابقة تغفل إمكانية احتواء السلاسل الزمنية على التذبذبات الموسمية . ففي بعض الأحيان قد تكون السلاسل الزمنية محتوية على الموسمية الحتمية Deterministic Seasonality إلا أنه في الأحيان الأخرى تكون الموسمية الصدفية Stochastic Seasonality هي الصفة الغالبة. وعلى الرغم من وجود العديد من الاختبارات ، إلا أنه يمكن اختبار وجود الموسمية الحتمية عن طريق تحدير المتغير على مجموعة من المتغيرات الصماء Seasonal Dummy Variables التي تعكس التردد الموسمي للبيانات أما

الموسمية الصدفية فإنه بالامكان استخدام اختبار Osbom [٢٠] لاختبار وجود جذور الواحد الموسمية Seasonal Unit Roots والذي في البيانات الشهرية يأخذ شكل الانحدار الآتي :

$$\Delta_1 \Delta_{12} Y_t = a_0 + a_1 S_{1t} + a_2 S_{2t} + a_3 S_{3t} + \ldots + a_{11} S_{11t} + b_1 \Delta_{12} Y_{t-1} + b_2 \Delta_1 Y_{t-12} + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i \Delta_1 \Delta_{12} Y_{t-i} + e_t \quad (٥)$$

حيث : S_{mt} هو متغير الموسم الأصم Seasonal Dummy للشهر m.

في هذا الانحدار يتطلب رفض فرضية وجود جذور الواحد الموسمية أن يكون $b_1 = 0$ وان يكون $b_2 < 0$ وان يكون اختبار -F المقدرة للفرض المشترك والذي هو ان :

$$a_1 = a_2 = a_3 = \ldots = a_{11} = b_1 = b_2 = 0$$

أعلى من قيمته الحرجة. وسيتم استخدام اختبار ADF واختبار Osborn لفحص الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية المعتبرة في هذه الدارسة.

نموذج تعادل القوة الشرائية والشواهد القياسية

يقوم مبدأ تعادل القوة الشرائية المحلية لهاتين العملتين. وعلى الأخص فإن الرواية المطلقة لتعادل القوة الشرائية تؤكد على أنه في حالة غياب العوائق التجارية والأخذ بعين الاعتبار تكاليف المعاملات فإن سعر سلة متجانسة من السلع بعملة ما سيساوي سعرها بعمل أخرى عندما يحول بسعر الصرف القائم. والسبب هو أن وجود فرق السعر لهذه السلة بين عملتين وبشرط أن هذا الفرق يكون أعلى من تكاليف المعاملات سيستحث المضاربين السلعيين غير المخاطرين Arbitrageurs إلى شراء السلع من السوق الأرخص سعرا وبيعها في السوق الأعلى سعرا . وعلية فإن الرواية المطلقة لهذا المبدأ تدعي بوجود العلاقة التوازنية الطويلة الأجل الآتية :

$$P_t = E_t F_t \quad (٦)$$

حيث : E_t هو معدل الصرف الاسمي والمعبر عنه بوحدات من العملة المحلية لكل وحدة واحدة من العملة الأجنبية أو اختصارا هو السعر المحلي لوحدة واحدة من العملة

الأجنبية ، P_t هو مستوى السعر المحلي ، F_t هو مستوى السعر الأجنبي. ويمكن إعادة كتابة النموذج السابق في شكل نموذج معدل الصرف الحقيقي الآتي :

$$R_t = E_t (F/P)_t \qquad (٧)$$

وهذا يعني أن R_t يفترض ان يسأوي الواحد الصحيح إذا كان $E_t = (P/F)_t$. لاحظ هنا أنه إذا ارتفعت الأسعار الأجنبية F_t بشكل أعلى من الأسعار المحلية P_t ولم يلغي أثر هذا الارتفاع عن طريق انخفاض في معدل الصرف الأسمي للعملة الأجنبية E_t فإنه يقال أن هناك ارتفاع حقيقي في العملة الأجنبية مما يخفض في القدرة التنافسية التصديرية لتلك الدول. وبأخذ الصيغة اللوغاريثمية للنموذج السابق نحصل على :

$$\log R_t = \log E_t + \log F_t - \log P_t \qquad (٨)$$

وتوضح هذه المعادلة أن الرواية المطلقة لتعادل القوة الشرائية تكون صحيحة إذا كان $\log R_t$ في أي وقت معادلا بالضبط للصفر والذي ليس ضرورياً دائما ولكن يكفي لاعتبار هذه العلاقة علاقة الأجل الطويل التوازنية أن تكون انحرافات الأجل القصير عن PPP صفرا والذي يعني أن يكون $\log R_t$ ساكنا ذو وسط صفري بمعنى أن السلسلة الزمنية المعبرة عنه هي I(0). وبالطبع فإن هذا يعني أن هناك علاقة تكامل مشترك بين سلسلة مستوى معدل الصرف الاسمي الثنائي وسلسلة الأسعار النسبية أو بمعنى أن السلسلتان تتحركان مع بعضهما عبر الزمن. أما إذا كانت سلسلة $\log R_t$ هي I(1) فإن هاتان السلسلتان سيبتعدان عن بعضهما. ونلاحظ على الأدب التطبيقي لمذهب PPP أن هناك اختلافا في النتائج القياسية المتعلقة بسكونية سعر الصرف الحقيقي وبالتالي فيما إذا كان بالإمكان اعتبار هذه العلاقة صحيحة وفي أي أجل يمكن أن تقوم. فعلى سبيل المثال يشكك كل من Frenkel [٢١ ، ٢٢] Huizinga [٢٣] Corbae and Ouliaris [٢٤] في مصداقية هذا المذهب لأن الشواهد القياسية التي قدموها هي في صالح عدم سكونية سعر الصرف الحقيقي الثنائي والذي يعني أن السلاسل الزمنية المعبرة عنه تتبع نموذج السير العشوائي. بالطبع فإن هذا يعني أن أسعار الصرف الحقيقية ليس لها أوساط مستقرة وأن أية صدمات تتعرض لها

تكون آثار مستديمة في هذه السلاسل. وعلى الرغم من ذلك فإن هناك شعور قوي مصدره بعض الدراسات مثل [٢٥] Frankel [٢٦] Kim [٢٧] Lothian and Taylor على أن هذا الشعور يبدو جليا في دراسة [٢٨] Wu لأسعار الصرف الحقيقية لفترة ما بعد Bretton Woods . وهذا يعني أنه بغض النظر عن الأجل الزمني للبيانات فإن معدل الصرف الحقيقي له خاصية العودة إلى وسط ولربما وفي أحوال محدده قد تكون هذا الرجوع ذو طابع بطيء جدا.

وحيث إننا في هذه الدراسة نتعامل مع نماذج السلسلة الزمنية الواحدة Univariate Time Series Models لمعرفة خصائص معدلات الصرف الحقيقية الثنائية للريال والذي ربما يثير التساؤل المفتوح فيما إذا كانت نمذجته تكون باستخدام المستوى للسلسلة أو باستخدام الفرق الأول ، إلا أن التساؤل الأكثر أهمية هو فيما إذا كانت السكونية هي الوصف الصحيح لسلوك هذا المتغير . وحيث إن هذه الدراسة مهتمة أيضا بمعرفة فيما إذا كانت الانحرافات عن تعادل القوة الشرائية هنا تتبع نمط سلوكي معين فإننا نأخذ في عن الاعتبار نمذجة إدراكات المخاطرة. أن التقلب في السلسلة عن طريق تباينها وبالتالي فإنه من المفيد معرفة فيما إذا كانت التباينات المشروطة تختلف عن التباينات الغير مشروطة . ومن الملاحظ أنه إذا كانت إدراكات المخاطر تعتبر مستديمة فإن ارتفاع التقلب الحالي في السلسلة سيزيد الإحساس بالمخاطرة في الفترات الزمنية اللاحقة وبالتالي يجب أخذ ذلك بعين الاعتبار عند نمذجة السلسلة. إن مكافأة المخاطر Risk Premium ليست إلا تعويضا في ظرف استثماري تكون الخسارة فيه أمرا محتملا. وعليه فإنه للعويض عن احتمال الخسارة في ظرف مرتفع المخاطرة فإن معدل الصرف لعملة ما يجب أن يكون أعلى مما سيكون عليه في ظرف عديم المخاطرة ويكون الفرق بينهما هو المحدد لمكافأة المخاطرة.

ولأخذ مكافأة المخاطرة في عين الاعتبار فإن كلا من معدلات الصرف الحقيقية الثنائية خضع لسلسلة من النماذج التي تسمح بإدراج التقلب في تباين معدل الصرف الحقيقي فيها . إحدى هذه نموذج التراجع الذاتي المشروط باختلاف التباين المعمم Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity أو اختصارا GARH-M. وفي كلا

النموذجين يعتمد التباين المشروط خطيا على قيم البواقي المربعة للنموذج الأساسي الذي يصف سلوك معدل الصرف الحقيقي وعلى القيم الماضية لباين الأخطاء إلا أنه في النموذج الأخير يكون وسط الخطاء أيضا دالة خطية في التباين المشروط. وعليه فإن النموذج الأخير يمكن كتابته في الشكل :

$$\Delta \log R_t = a_0 + a_1 \log R_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i \Delta \log R_{t-i} + \delta h_t + \varepsilon_t \qquad (٩)$$

حيث :

$$(\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1}) \sim N(0, h_t) \qquad (١٠)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \Psi_i h_{t-i} \qquad (١١)$$

وفي نموذج GARCH-M يكون الوسط المشروط دالة صريحة في التباين المشروط للنموذج وبالتالي فالزيادة في التباين المشروط ستكون مقترنة بزيادة أو انخفاض في الوسط المشروط للتغير في معدل الصرف الحقيقي . أما تبعا للاشارة التي تظهر بها δ في النموذج الأساسي الذي يصف سلوك معدل الصرف الحقيقي. أما إذا كانت δ لاتختلف معنويا عن الصفر فإن النموذج يصبح نموذج GARCH، Engle et al [29] Bollerslev et al [30] ، وبالتالي تكون المعادلة الأساسية البديلة لمعادلة (٩) والتي تصف سلوك معدل الصرف الحقيقي هي :

$$\Delta \log R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log R_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \Phi_i \Delta \log R_{t-i} + \lambda D + \varepsilon_t \qquad (٩- أ)$$

حيث D متغير أصم Dummy Variable يأخذ قيمة الواحد الصحيح في تاريخ المشاهدة ذات القيمة النازحة Outlier وصفر فيما عداها. وهذا يعني أن المتغير الأصم أدرج

هنا لالتقاط أي صدمة مهما كان مصدرها والتي تؤثر على مستوى معدل الصرف الحقيقي مباشرة من خلال (٩-أ) وبالتالي فهي ذات أثر مستقل . على كل حال هناك احتمال أن الصدمة تؤثر على تباين مستوى الصرف من خلال نموذج GARCH المعطى في (١١) ومن ثم تؤثر على مستوى معدل الصرف من خلال أثر التباين على الوسط من طريق اثر مكافأة المخاطرة كما هو واضح في معادلة (٩) والذي يقتضي إدراج هذه المتغيرات الصماء في معادلة (١١). إن إصدار الكيفية التي تتم بها نمذجة هذه القيم النازحة وتفسيراتها يبقى عل كل حال مرهونا بالتطبيق القياسي كما سنرى لاحقا.

ونلاحظ أن المعادلتان (٩، ٩- أ) اللتان تصفإن سلوك معدل الصرف الحقيقي تأخذان شكل انحدار ADF المشروح سابقا ولكن بدون الاتجاه الحتمي لأن وجوده يتعارض مع روح تعادل القوة الشرائية . وعليه فإذا كان معدل الصرف الحقيقي هو سير عشوائي كما يميل إلى ذلك [٢] Roll الذي يجادل على أنه فرض صفري معقول لأن تغيرات معدل الصرف الحقيقي تشابه تغيرات أسعار الأصل وبالتالي يجب أن لا تكون قابلة للتنبؤ فإن α_1 يجب أن تميل إلى الصفر وبالتالي تنخفض المعادلة السابقة إلى معادلة يسر عشوائي . إن عقلانية السير العشوائي كصفة تصف سلوك معدل الصرف الحقيقي أيضا لها خلفيتها في أدب الصدمات الإنتاجية والذي يوضح انه إذا كانت هذه الصدمات دائمة فإن أثرها على القدرة التنافسية قد يعني أن معدل الصرف الحقيقي ليس ساكنا. ويكون الفرض البديل هنا هو ان مذهب PPP يقوم في الأجل الطويل بمعنى أن معدل الصرف الحقيقي يعود إلى وسطه والذي يقتضي ان يكون $\alpha_1 < 1$ وذوي معنوية إحصائية.

وفي هذه الحالة فإن التوصيف المعطى في المعادلتين السابقتين يصبح إعادة صياغته في شكل المعادلة العادية أو المستوى لمعدل الصرف الحقيقي أمرا مسموحا به.

إن البيانات الشهرية لأسعار الصرف الثنائية E_t لسبعة عشر عملة والمستخدمة في هذه الدراسة مأخوذة جميعها من المطبوعات المتعددة لمؤسسة النقد العربي السعودي SAMA ، بينما مستوى السعر المحلي P_t والذي هو مؤشر مستوى سعر المستهلك السعودي

Consumer Price Index (CPI) ومستوى السعر الأجنبي Ft والذي هو مؤشر مستوى سعر المستهلك في الدولة الأجنبية فيما عدا في حالة استراليا حيث يوجد في سلسلة هذا المؤشر فجوات ولا يغطي جميع فترة الدراسة فاستعضنا عنه بمؤشر المنتج Producer Price Index (PPI) فجميعها مأخوذه من IMF/IFS CD-ROM . إن معدلات الصرف السبعة عشر الحقيقية للريال السعودي مقابل العملات الأجنبية ورموزها المستخدمة في الدراسة معطاة كالآتي :

الدولار الاسترالي Australian Dollar ونرمز له بالرمز AUD .

الشلن النمساوي Austrian Shilling ونرمز له بالرمز AUs.

الفرنك البلجيكي Belgina Franc ونرمز له بالرمز BEF.

الدولار الكندي Canadian Dollar ونرمز له بالرمز CAD.

المارك الألماني German Mark ونرمز له بالرمز GEM.

الفرنك الفرنسي French Franc ونرمز له بالرمز FRE.

الليرة الإيطالية Italian Lira ونرمز له بالرمز ITL.

الين الياباني Japanese Yen ونرمز له بالرمز JAY .

الجلدر الهولندي Netherlands Guilder ونرمز له بالرمز NEG.

الكرون النرويجي Norwegian Krone ونرمز له بالرمز NOK.

الجنية الاسترليني British Peseta ونرمز له بالرمز BRP.

البيزيتا الاسباني Spanish Peseta ونرمز له بالرمز SPP.

الكرون السويدي Swedish Krone ونرمز له بالرمز SWK.

الدولار الأمريكي U.S. Dollar ونرمز له بالرمز USD.

الكرون الدنمركي Danish Krone ونرمز له بالرمز DAK.

الراند الجنوب افريقي South Atrican Rand ونرمز له بالرمز SAR.

الفرنك السويسري Swiss Franc ونرمز له بالرمز SWF.

وفي المراحل الأولية المضنية من التحليل القياسي لهذه الدراسة وجدنا أن دالة اللوغاريتم الاحتمالية Log- Likelihood Function المستخدمة في طريقة الاحتمال العظمى لتقدير النموذج السابق تكون خطا مستقيما Flat أو أن هناك أكثر من نقطة عظمى مما يمنع الدالة من الاقتراب Convergence من نقطة واحدة عظمى وبالتالي تفشل الطريقة هذه في تقديم مقدرات النموذج البتة أو تقديم مقدرات معقولة . وقد لا حظنا أن الاقتراب للدالة ممكن ولكنه مشروكا ليس بالقيم الابتدائية Initial Values ولا نهاية الفترة الزمنية للتقدير وإنما ببداية فترة التقدير أو بتصفير المشاهدات النازحة أو بكليهما معا . وعليه فإن معدلات الصرف الحقيقية التي احتاجت إلى متغير أصم مشاع بينها لالتقاط المشاهدة السالبة النازحة في 1991m3 هي الشلن النمساوي والفرنك البلجيكي والمارك الألماني والفرنك الفرنسي والجلدر الهولندي والكرون الدانمركي والفرنك السويسري والتي معظمها تقع في دائرة فلك المارك الألماني. وفيما عدا الدولار الكندي والين الياباني والدولار الأمريكي والتي احتاجت إلى مجموعات مختلفة من المتغيرات الصماء، والتي فرض علينا اقتراب دوالها اللوغاريثمية الاحتمالية من نقطة عظمى إدراجها في النموذج الأساسي. فإن بقية معدلات الصرف الحقيقية لم يكن اقتراب الدالة مشروطا بأي متغير أصم.

وبالأخذ بعين الاعتبار ما سبق فإننا نبدأ التحليل باختبار الموسمية الصدفية لجميع معدلات الصرف الحقيقية المذكورة آنفا باستخدام اختبار Osborn المعطى بمعادلة (٥). إن النتائج القياسية لكل الفترة الزمنية معروضة في لجدول رقم (١) . ونلاحظ من نتائج اختبارات F و t أن رفض وجود جذور الواحد الموسمية الصدفية هو الصفة العامة التي تتصف بها معدلات الصرف الحقيقية الخاضعة للدراسة. وحيث إنه تم تأسيس خلو هذه السلاسل من الموسمية الصدفية فإننا قمنا باستخدام OLS لاختبار جذر واحد التراجع الذاتي لهذه المعدلات المعطى بالمعادلة (٤). إن النتائج القياسية لاختبار جذر الواحد مع وجود الاتجاه الزمني في المعادلة السابقة وبدونه موضحة في لجدول رقم (٢). وبتحديد فإن هذين الجدولين يعرضان مجموعات من النتائج القياسية لاختبار جذر الواحد لكل معدل

صرف حقيقي. المجموعة الأولى أمام كل معدل صرف حقيقي هي نتائج اختبار جذر الواحد لكل الفترة الزمنية والتي تبدأ من 1980m1 بينما التي تليها هي نتائج الاختبار بالاعتماد على تاريخ زمني أحدث والذي عنه فقط يحدث اقتراب دالة اللوغاريثم الاحتمالية من نقطة عظمى. في هذه النتائج حافظنا على مصداقية الاختبار بحيث لم نصف أي متغيرات صماء ولم نقم بإضافة متباطأت المتغير التابع خبط عشواء لان هذا سيؤدي إلى فائض الصياغة Over- Parameteization والذي سيقتضي تقدير معاملات مزعجة Nuisance Parameters الأمر الذي قد يكون له انعاكاسته على قوة الاختبار. إن إضافة هذه المتباطأت خضعت لفحص دقيق باستخدام الفراقين الإحصائية المذكورة سابقا ودوال الارتباط الذاتي واختبار χ^2 للارتباط السلسلي ذو الرتبة الاثنى عشرية الذي نعرضه في هذا الجدول . وقد وجدنا أنه فيما عدا الراند الإفريقي الجنوبي والدولار الأمريكي واللذان احتاجا إلى إضافة المتباطئة الأولى للمتغير التابع فإن معدلات الصرف الحقيقية الأخرى لم تكن بحاجة إلى هذه الإضافة. وبمراجعة هذا الجدول وبمقارنة قيم t- المقدرة بالقيم الحرجة المعطاة في أعلى الجدول نلاحظ أنه باستثناء الدولار الأمريكي في نتيجة الاختبار التي لا يكون الاتجاه فيها موجودا فإن جميع معدلات الصرف الحقيقية تتصف بوجود جذور الواحد في مستواها اللوغاريثمي للفترة الزمنية الكاملة ويسري هذا الاستنتاج بغض النظر عن فيما إذا كان الاختبار متضمنا الاتجاه الحتمي أم لم يكن. ويطالعنا هذا الجدول بأن تغيير تاريخ بداية فترة التقدير بتواريخ أحدث في نتائج الاختبار التي يوجد فيها الاتجاه الحتمي أدى إلى زيادة في قوة الاختبار ولكن ليس بالدرجة التي يمكن فيها رفض جذر الواحد ماعدا في حالة الليرة الإيطالية والجنية البريطاني. وهذا يجعلنا نستنتج أن وجود الاتجاه أضعف قوة الاختبار وهو ما يؤكده نتائج الاخبتار بدون الاتجاه حيث ادى استخدام التواريخ الأحدث لبداية فترات التقدير إلى إمكانية الحصول في جميع الحالات على نتائج إحصائية يمكن بها قبول الفرض البديل والذي يبين أن معدلات الصرف الحقيقية هي من النوع الذي يعود إلى الوسط ولا يشذ عن ذلك إلا الدولار الاسترالي والكندي والين الياباني والجلدر الهولندي.

الجدول رقم (١). النتائج القياسية لاختبار جذور الواحد الموسمية باستخدام معدلة (٧).

معدل الصرف الحقيقي	الفترة الزمنية	اختبار-t ل b_1	اختبار-t ل b_2	اختبار-F
AUD	1980M1-2000M12	0.689	-15.7	20.6
AUS	1980M1-1998M12	1.91	-15.7	20.1
BEF	1980M1-1998M12	2.20	-15.4	19.4
CAD	1980M1-2000M12	2.93	-16.5	22.3
GEM	1980M1-1998M12	1.77	-15.4	19.6
FRF	1980M1-1998M12	1.72	-15.5	19.6
ITL	1980M1-1998M12	1.62	-14.5	17.1
JAY	1980M1-2000M12	1.61	-14.2	16.5
NEG	1980M1-2000M12	1.71	-15.4	19.4
NOK	1980M1-2000M12	1.05	-15.9	20.7
BRP	1980M1-2000M12	0.101	-14.8	18.4
SPP	1980M1-1998M12	1.78	-14.4	16.9
SWK	1980M1-2000M12	1.76	-16.0	20.8
USD	1980M1-2000M12	2.54	-14.5	16.9
DAK	1980M1-2000M12	2.48	-16.8	20.1
SAR	1980M1-2000M12	0.973	-14.4	17.4
SWF	1980M1-2000M12	1.31	-16.1	21.5

ملاحظات: معدلات الصرف الحقيقية الثنائية الواردة في الجدول تم حسابها طبقا لمعادلة (١٠) وهي :

الدولار الاسترالي AUD، الشلن النمساوي AUS، الفرنك البلجيكي BEF، الدولار الكندي CAD، المارك الألماني GEM، الفرنك الفرنسي FRF ، الليرة الإيطالية ITL، الين الياباني JAY، الجلدر الهولندي NEG، الكرون النرويجي NOK ، الجنية الإسترليني BRP، البيزيتا الأسباني SPP، الكرون السويدي SWK، الدولار الأمريكي USD، الكرون الدانمركي DAK، الراند الجنوب افريقي SAR، الفرنك السويسري SWF .

الجدول رقم (٢) النتائج القياسية لاختبارات جذر الواحد. القيم الحرجة **-2.87** = τ_μ , **-3.43** =τ_τ

معدل الصرف الحقيقي	الفترة الزمنية	اختبارADFمع الاتجاه ADF $\chi^2(12)$	اختبارADFبدون الاتجاه ADF $\chi^2(12)$
AUD	*1980M1-2000M12	-1.06 9.98(0.618)	-1.76 10.3(0.592)
	*1985M4-2000M12	-1.72 6.64(0.880)	-2.13 7.06(0.853)
AUS	1980M1-2000M12	-1.46 17.0(0.150)	-0.712 14.6(0.266)
	*1982M3-2000M12	-0.983 17.2(0.144)	-1.49 15.7(0.205)
	*1985M8-2000M12	-3.31 15.6(0.209)	-3.92 15.5(0.214)
BEF	1980M1-1998M12	-1.76 16.0(0.189)	-0.626 13.6(0.330)
	*1985M8-1998M12	-3.18 12.5(0.404)	-3.79 12.2(0.428)
CAD	1980M1-2000M12	-1.13 20.0(0.068)	-2.65 20.7(0.055)
	*1980M7-2000M12	-1.16 21.5(0.044)	-2.66 22.4(0.034)
GEM	1980M1-1998M12	-1.72 15.5(0.215)	-0.698 12.7(0.392)
	*1984M4-1998M12	-3.27 16.1(0.186)	-4.02 16.2(0.181)
FRF	1980M1-1998M12	-1.59 10.5(0.574)	-0.753 8.65(0.733)
	*1984M9-1998M12	-2.29 10.8(0.543)	-3.16 10.8(0.543)
ITL	1980M1-1998M12	-1.10 19.3(0.082)	-0.944 18.0(0115)
	*1985M3-1998M12	-3.62 18.6)0.099)	-4.47 18.5(0.101)
JAY	1980M1-1998M12	-1.06 12.8(0.382)	-1.62 11.7(0.472)
	*1981M9-1998M12	-1.02 10.8(0.547)	-1.70 10.0(0.614)
NEG	1980M1-1998M12	-1.78 18.0(0.114)	-0.753 15.4(0.219)
	*1983M11-1998M12	-1.48 14.7(0258)	-2.01 13.8(0.313)
NOK	1980M1-2000M12	-0.831 12.2(0.431)	-1.41 12.1(0.437)
	*1980M3-2000M12	-0.829 12.2(0.434)	-1.39 12.1(0.439)
	*1985M1-2000M12	-3.18 14.0(0.304)	-4.14 12.2(0.432)
BRP	1980M1-2000M12	-1.76 9.99(0.616)	-1.09 9.37(0.671)
	*1985M3-2000M12	-4.56 12.5(0.404)	-4.79 12.4(0.412)
SPP	1980M1-1998M12	-1.25.512.5(0404)	-0.679 10.7(0.556)

تابع الجدول رقم (٢)

معدل الصرف الحقيقي	الفترة الزمنية	اختبار ADF مع الاتجاه ADF $\chi^2(12)$	اختبار ADF بدون الاتجاه ADF $\chi^2(12)$
	*1980M3-1998M12	-1.23 12.4(0.413)	-0.687 10.5(0752)
	*1985M1-1998M12	-1.23 12.4(0.413)	-3.65 7.42(0.829)
SWK	1980M1-2000M12	-2.57 7.79(0.802)	-1.13 13.7(0317)
	*1985M3-2000M12	-0.81714.1(0.296)	-3.83 12.4(0.414)
USD	*1980M1-2000M12	-3.10 12.1(0.441)	-3.35 8.76(0.723)
DAK	1980M1-2000M12	-1.80 8.95(0.707)	-1.02 15.1(0.236)
	*1984M8-2000M12	-0.89416.4(0.173)	-3.50 13.5(0.332)
SAR	*1980M1-2000M12	-1.65 29.5(0.003)	-1.84 29.3(0.004)
SWF	1980M1-2000M12	-1.18 13.7(0.322)	-1.16 12.5(0.404)
	*1985M8-2000M12	-2.97 11.0(0.525)	-3.68 11.0(0.526)

ملاحظات: انظر ملاحظات جدول (1) ومعادلة (4). (*) فترات تقدير GARCH.

وبعد أن تم اللقاء الضوء على الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية المعبرة عن معدلات الصرف الحقيقية فإننا نحاول الآن معرفة ما إذا كانت الانحرافات عن تعادل القوة الشرائية لها نمط تقلب معين مما يستدعي استخدام نماذج السلاسل الزمنية التي لها طابع السماح بان يكون التباين المشروط متغير عبر الزمن Time Variant. وبصيغة أخرى فإننا نحاول معرفة فيما إذا كان هناك اختلاف بين التباين غير المشروط والتباين المشروط لهذه السلاسل المعبرة عن معدلات الصرف الحقيقية. أن نموذج GSRCH-M المعطى بمعادلات (٩-١١) هو أحد الأدوات التي يمكن بها شرح ترقي معدلات الصرف هذه عبر الزمن والذي له خاصية النمذجة الصريحة للمقايضة Trade-off بين العائد والمخاطرة كما تتنبأ به العديد من النظريات في الاقتصاد المالي. على كل حال هذا النموذج لم يكن ناجحا كما هو متوقع عند نمذجة معدلات الصرف حيث وجدنا أنه في معظم الحالات القليلة التي تنجح فيها طريقة الاحتمال العظمى في تقدير معلمات النموذج يكون المعامل δ ليس إحصائيا بذي معنوية. وقد وجدنا أنه حتى إذا أخذنا بعين الاعتبار إدراج المتغيرات الصماء في معادلة GARCH المعطاة في (١٣) فإن طريقة التقدير

تنهار وبالتالي يصبح مستحيلا تقدير معاملات النموذج . وعليه فإننا نستنتج أن النموذج السابق ليس نموذجا مناسبا لوصف البيانات وبالتالي جرى التركيز على نموذج GARCH ونعرض نتائج التقدير في لجدول رقم (٣). وهنا يجب ملاحظة أن فترات التقدير لهذا النموذج هي تلك المعطاة بإشارة (*) في لجدول رقم (٢) . وبالتحديد فإن الجدول رقم (٣) يعرض معاملات النموذج الأساسي الذي يصف سلوك معدلات الصرف الحقيقية المعطى بمعادلة (٩- أ) المقدرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لكل معدل صرف يليه المعاملات المقدرة لنموذج GARCH الموضح سابقا باستخدام طريقة الاحتمال العظمى . وفي نفس الجدول نعرض في حالة كلا طريقتي التقدير مقياس التوفيق R^2 وإحصاء Durbin-Watson (DW) المعروف لاختبار الارتباط السلسلي بين بواقي التقدير والقيمة العظمى لدالة الاحتمال اللوغاريتمية. وأيضا نعرض إحصاء Box-Pierce(BP) أو إحصاء Q كما يسمى في أغلب الأحيان من الرتبة الأولى والرتبة الاثنى عشرية لاختبار ارتباط البواقي السلسلي.

الجدول رقم (٣). النتائج القياسية لتقدير معاملات المعادلات (11,a) و (13)تقديرات OLS

المعاملات	AUD(1)	AUD(2)	AUS(1)	AUS(2)	BEF	CAD
a_0	0.0172	0.030	-0.007	-0.058	0.112	0.014
	(1.78)	(2.16)	(-0.78)	(-3.54)	(-3.57)	(3.42)
a_1	-0.019	-0.031	-0.009	-0.052	-0.052	-0.013
	(-1.76)	(-2.13)	(-1.33)	(-3.92)	(-3.74)	(3.92)
Φ_1	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-
R^2	0.012	0.024	-0.084	-0.176	0.182	0.180
DW	1.86	1.83	1.90	1.96	2.02	2.10
L-L	536.6	400.8	411.1	336.0	339.8	706.4
BP(1)	1.01	0.666	0.496	0.035	0.037	0.836
	(0.316)	(0.141)	(0.481)	(0.852)	(0.848)	(0.361)
BP(12)	11.4	6.49	16.1	16.5	12.1	14.8
	(0.495)	(0.889)	(0.185)	(0.168)	(0.437)	(0.253)

تقديرات GARCH

المعاملات	AUD(1)	AUD(2)	AUS(1)	AUS(2)	BEF	CAD
a_0	0019	0.038	-0.009	-0.060	-0.120	0.015
	(2.11)	(2.46)	(-0.87)	(-3.65)	(-3.71)	(3.50)
a_1	-0.020	-0.039	-0.010	-0.054	-0.055	-0.013
	(-2.08)	(-2.48)	(-1.24)	(-3.98)	(-3.86)	(3.01)
Φ_1	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-
β_0	0.4E - 4	0.4E - 4	0.6E - 4	0.2E - 4	0.2E - 3	0.4E - 4
	(3.78)	(2.99)	(2.97)	(8.22)	(13.3)	(4.80)
β_1	0.062	0.058	0.051	0.080	0.071	0.024
	(1.44)	(1.07)	(1.24)	(1.00)	(0.947)	(0.533)
Ψ_1	0.902	0.895	0.892	0.756	0.729	0.773
	(23.1)	(19.0)	(19.4)	(11.8)	(10.7)	(15.5)
R^2	0.012	0.022	-0.084	-0.176	0.182	0.180
DW	1.86	1.81	1.89	1.95	2.01	2.10
L-L	547.7	406.7	401.7	335.2	338.5	703.9
BP(1)	1.99	1.73	0.545	0.035	0.003	0.579
	(0.159)	(0.189)	(0.460)	(0.853)	(0.958)	(0.447)
BP(12)	12.2	7.70	12.8	14.8	10.8	14.7
	(0.432)	(0.808)	(0.386)	(0.254)	(0.550)	(0.258)
Wald	5.52	7.92	9.11	14.9	27.1	85.9
	(0.019)	(0.005)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

تابع الجدول رقم (٣). تقديرات LOS

المعاملات	GEM	FRF	ITL(1)	ITL(2)	JAY	NEG
a_0	0.042	0.010	-0.036	-0.353	-0.035	0.015
	(4.55)	(-1.84)	(-0.88)	(-4.41)	(-1.71)	(2.52)
a_1	-0.049	-0.032	-0.006	-0.059	-0.011	-0.018
	(-4.06)	(-3.07)	(-0.94)	(-4.47)	(-1.88)	(-1.90)
Φ_1	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-
R^2	0.178	0.131	-0.004	-0.109	0.184	0.089
DW	2.01	2.01	1.76	1.73	1.80	1.98
L-L	340.2	351.9	452.6	333.0	467.9	359.0
BP(1)	0.015	0.075	3.22	2.88	2.14	0.0097
	(0.903)	(0.784)	(0.073)	(0.090)	(0.144)	(0.921)
BP(12)	20.5	11.6	15.5	16.3	17.6	16.2
	(0.058)	(0.482)	(0.127)	(0.177)	(0.128)	(0.181)

تقديرات GARCH

المعاملات	AUD(1)	AUD(2)	AUS(1)	AUS(2)	BEF	CAD
a_0	0046	0.017	-0.014	-0.318	-0.039	0.021
	(4.77)	(2.42)	(-0.35)	(-3.97)	(-1.89)	(2.53)
a_1	-0.054	-0.045	-0.003	-0.053	-0.012	-0.028
	(-4.36)	(-3.25)	(-0.42)	(-4.05)	(-2.04)	(-2.20)
Φ_1	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-
β_0	0.1E - 3	0.2E - 3	0.2E - 3	0.2E - 3	0.4E - 4	0.1E - 3
	(5.30)	(10.3)	(20.6)	(14.4)	(3.84)	(8.85)
β_1	0.075	0.081	0.083	0.123	0.025	0.095
	(0.658)	(0.964)	(1.93)	(1.78)	(0.714)	(0.990)
Ψ_1	0.771	0.758	0.737	0.703	0.933	0.802
	(10.1)	(11.0)	(16.8)	(11.0)	(35.9)	(10.4)
R^2	0.177	0.122	-0.003	0.108	0.184	0.083
DW	1.99	1.96	1.76	1.74	1.80	1.95
L-L	339.5	352.0	454.1	334.5	466.4	358.9
BP(1)	0.010	0.00005	2.51	1.89	2.23	0.119
	(0.919)	(0.982)	(0.113)	(0.853)	(0.135)	(0.730)
BP(12)	18.8	11.0	11.7	14.8	18.5	15.8
	(0.092)	(0.525)	(0.473)	(0.169)	(0.101)	(0.202)
Wald	7.42	17.8	43.6	14.1	33.0	9.73
	(0.006)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)

يتبع الجدول رقم (٣). تقديرات OLS.

المعاملات	NOK (1)	NOK (2)	BRP	SPP(1)	SPP(2)
a_0	0.006	0.032	-0.111	-0.014	-0.140
	(1.00)	(-3.65)	(4.98)	(0.59)	(3.51)
a_1	-0.010	-0.053	-0.051	-0.004	-0.040
	(-1.39)	(-4.14)	(-4.79)	(-0.69)	(-3.65)
Φ_1	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-
R^2	0.008	0.083	-0.109	-0.002	0.0074
DW	1.96	2.08	1.96	1.83	1.96
L-L	522.4	397.2	381.1	446.2	327.7
BP(1)	0.016	0.445	1.47	1.14	0.049
	(0.898)	(0.505)	(0.225)	(0.286)	(0.824)
BP(12)	12.1	13.2	13.0	10.6	6.76
	(0.438)	(0.355)	(0.373)	(0.560)	(0.873)

تقديرات GARCH

المعاملات	NOK (1)	NOK (2)	BRP	SPP(1)	SPP(2)
a_0	0.0009	-0.035	0.088	0.0003	-0.142
	(0.151)	(-3.80)	(-3.76)	(-0.011)	(-3.54)
a_1	-0.001	-0.059	-0.048	-0.0005	-0.041
	(-0.15)	(-4.21)	(-3.66)	(-0.08)	(-3.69)
Φ_1	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-
β_0	0.1E - 3	0.2E - 3	0.3E - 4	0.3E - 3	0.2E - 3
	(6.76)	(2.86)	(2.60)	(5.89)	(6.08)
β_1	0.101	0.131	0.097	0.151	0.163
	(1.26)	(1.77)	(2.31)	(2.10)	(1.96)
Ψ_1	0.773	0.675	0.870	0.603	0.651
	(15.2)	(10.1)	(24.9)	(7.54)	(8.24)
R^2	0.002	0.082	-0.104	0.0005	0.074
DW	1.97	2.07	1.77	1.83	1.96

تابع الجدول رقم (٣). تقديرات GARCH.

المعاملات	NOK(l)	NOK (2)	BRP	SPP(l)	SPP(2)
L-L	529.5	389.9	396.0	452.4	329.9
BP(1)	0.046	0.106	0.074	1.64	0.331
	(0.831)	(0.744)	(0.786)	(0.200)	(0.565)
BP(12)	7.87	10.7	9.34	9.15	5.06
	(0.795)	(0.560)	(0.674)	(0.690)	(0.956)
Wald	5.17	27.7	4.45	15.7	10.9
	(0.023)	(0.000)	(0.035)	(0.000)	(0.001)

تابع الجدول رقم (٣). تقديرات OLS.

المعاملات	SWK(l)	SWK(2)	USD	DAK	SAR	SWF
ao	-0.007	0.036	-0.010	-0.015	-0.004	0.050
	(-0.96)	(-3.45)	(5.44)	(-2.48)	(-1.23)	(3.67)
ai	009	-0.053	-0.006	-0.032	-0.023	-0.052
		(-3.83)	(-4.09)	(-3.41)	(-1.84)	(-3.55)
Oi		-	0.143	-	0.100	-
	-	-	(3.09)	-	(1.58)	-
R^2	0.005	0.072	0.505	-0.111	0.023	0.209
DW	1.94	1.92	1.88	1.99	2.01	1.89
L-L	487.5	368.2	974.8	402.4	52.5	363.7
BP(1)	0.149	0.217	0.785	0.012	0.012	3.396
	(0.700)	(0.645)	(0.376)	(0.913)	(0.914)	(0.529)
BP(12)	11.9	10.6	24.9	16.9	28.7	10.6
	(0.450)	(0.565)	(0.016)	(0.154)	(0.004)	(0.568)

تقديرات GARCH

المعاملات	SWK(l)	SWK(2)	USD	DAK	SAR	SWF
ao	0.003	0.034	-0.011	-0.019	-0.002	00.52
	(-0.49)	(-3.40)	(5.00)	(-2.69)	(-0.86)	(3.78)
ai	-0.006	-0.050	-0.007	-0.037	-0.015	-0.054
	(-0.74)	(-3.95)	(-4.10)	(-3.32)	(-1.47)	(-3.63)

تابع الجدول رقم (٣) تقديرات GARCH .

المعاملات	SWK(1)	SWK(2)	USD	DAK	SAR	SWF
Φ_1	-	-	0.117	-	0.122	-
	-	-	(2.94)	-	(1.85)	-
β_0	0.4E - 3	0.2E - 3	0.3E - 6	0.1E - 3	0.8E - 4	0.1E - 3
	(4.59)	(12.5)	(0.028)	(9.28)	(5.97)	(5.71)
β_1	0.201	0.230	0.071	0.096	0.149	0.060
	(2.51)	(2.76)	(1.62)	(1.35)	(1.73)	(0.790)
Ψ_1	0.489	0.639	0.919	0.760	0.815	0.696
	(4.57)	(8.88)	(24.2)	(13.4)	(16.6)	(9.28)
R^2	0.004	0.072	-0.503	0.109	0.18	0.209
DW	1.95	1.93	1.82	1.98	2.07	1.88
L-L	494.6	381.7	984.0	402.0	512.4	362.2
BP(1)	0.0244	0.089	0.013	0.073	2.292	0.389
	(0.622)	(0.766)	(0.910)	(0.787)	(0.589)	(0.533)
BP(12)	8.65	8.39	18.1	13.8	12.7	9.97
	(0.733)	(0.754)	(0.112)	(0.314)	(0.393)	(0.619)
Wald	12.7	8.33	1.18	14.7	10.9	16.6
	(0.000)	(0.004)	(0.277)	(0.000)	(0.001)	(0.000)

ملاحظات: (1) و (2) فترات تقدير، انظر ملاحظات جدول رقم (2) والفصل الثالث. الأرقام التي بين الأقواس تحت المعاملات والإحصاءت – t ومستوى المعنوية على التوالي.

وتطالعنا نتائج لجدول رقم (٣) أن التراجع الذاتي أمكن التقاط برتبة دنيا كما هو الحال لمعدلي صرف الدولار الأمريكي والرائد الإفريقي الجنوبي وأما بقية معدلات الصرف فإن مبدأ الشح Parsimony في النمذجة القياسية يبدو جليا حيث أمكن تمثيلها بمعادلة DF. ويوضح الجدول كذلك أن القيم المقدرة لمقياس التوفيق هي من الطبيعة المنخفضة والذي ليس مستغربا لأنها الصفة العامة في حالة نمذجة السلاسل الزمنية من خلال فروقها الأولى . وتطالعنا النتائج أن قيم DW متركزة في جميع التقديرات على القيمة ٢ أو قريباً منها. أما بالنسبة لإحصاء BP ذو التوزيع المقارب Asymptotically Distributed لتشكيلة χ^2 فإن مستويات المعنوية للقيم المقدرة لهذا الإحصاء تشير بقوة إلى خلو بواقي الانحدارات من

الارتباط السلسلي عند مستوى معنوية ٥٪ ولا يشذ عن ذلك إلا معدل صرف الدولار الأمريكي في تقدير OLS حيث (١٢) BP ذو معنوية إحصائية ولكن سرعان ما تتبدد هذه المعنوية في تقدير GARCH عند مستوى معنوية ٥٪ . وبالنظر إلى المعاملات المقدرة وإحصاءات -t نجد أنها بشكل عام أعلى بالقيمة المطلقة باستخدام طريقة GARCH مما يشير إلى تحسن كبير في تقدير معاملات معادلةDF . وبمقارنة إحصاء -t للمعامل a_1 بالقيمة الحرجة بدون الاتجاه الحتمي المعطاة في أعلى الجدول رقم (٢) نلاحظ أنها أقل في حالات معدل الصرف الدولار الاسترالي في فترتي التقدير والشلن النمساوي والليرة الإيطالية والكرون النرويجي والبيزيتا الأسبانية والكرون السويدي في فترة التقدير الأولى وكذلك أقل في حالات الين الياباني والجلدر الهولندي والراند الأفريقي الجنوبي وبالتالي فهي من نوع السير العشوائي. هذا الاستنتاج على كل حال وفي حالة الشلن النمساوي والليرة الإيطالية والكرون النرويجي والبيزيتا الأسبانية والكرون السويدي والذي ينطبق في حالتي طرق التقدير ليس صحيحا في حالة التاريخ الأحدث لبداية فترة التقدير الزمنية حيث قيم إحصاء -t المقدرة لنفس المعامل أعلى بكثير من القيمة الحرجة. وعليه فإن فرض سكونية هذه المعالات حول وسط ثابت، والذي هو a_0/a_1، في فترة التقدير الثانية لا يمكن رفضه ونستنتج بالتالي إن فرض تكامل هذه المعدلات يكون مشروطا بكون فترة التقدير تبدأ بتاريخ أقدم. أما بالنسبة لمعدلات الصرف الحقيقية الأخرى وهي الفرنك البلجيكي والدولار الكندي والمارك الألماني والفرنك الفرنسي والجنية البريطاني والدولار الأمريكي والفرنك السويسري فإن نتائج هذا الجدول تشير بقوة إلى أن فرض السكون حول وسط ثابت عند مستوى معنوية ٥٪ أيضا لا يمكن رفضه.

وفي الجدول رقم ٤ نعرض تقديرات طريقتي التقدير لمعاملات المتغيرات الصورية التي تم إدراجها في المعادلة الأساسية (٩- أ) لالتقاط القيم النازحة الملحوظة في معدلات صرف الشلن النمساوي والفرنك البلجيكي والدولار الكندي والمارك الألماني والفرنك الفرنسي والين الياباني والجلدر الهولندي والدولار الأمريكي والكرون الدانمركي والفرنك

السويسري. ونلاحظ أن هذه التقديرات ذات معنوية إحصائية عالية كما تشير لذلك إحصاءات -t . أن أي تفسير ممكن لهذه المتغيرات الصورية يعتمد بدرجة كبيرة على الطريقة التي تتم بها نمذجة هذه المتغيرات. فعلى سبيل المثال إذا كان حد المستوى في المعادلة (٩- أ) ليس مختلفا معنويا عن الصفر فإن المعادلة هي معادلة فرق وعليه فإن المتغير الصوري له اثر دائم على معدل الصرف . أما إذا كان $a_1 \neq 0$ فإن المعادلة السابقة تكون معادلة مستوى وعليه فإن الأثر سيكون أثراً مؤقتاً. ولإلقاء الضوء على مصادر هذه القيم النازحة قمنا بفحص دقيق للسلاسل الزمنية المعبرة عن العناصر المكونة للانحراف عن تعادل القوة الشرائية لهذه المعدلات ووجدنا أن القيم النازحة الملتقطة في 1991m3 في حالة الشلن النمساوي والفرنك البلجيكي والمارك الألماني والفرنك الفرنسي والجلدر الهولندي والكرون الدانمركي والفرنك السويسري مصدرها معدل الصرف الاسمي . ونلاحظ أن قيمة هذا المتغير تتراوح مابين -١١٠و-١٣٠, مشيرة إلى الارتفاع المؤقت في سعر صرف الريال مقابل هذه العملات والذي يعزي جمعيه إلى العلاقة التحتية للريال السعودي بهذه العملات . هذه العلاقة التحتية هي علاقة الدولار بالعملات الأخرى. ففي هذا التاريخ بالضبط ارتفع سعر الدولار الاسمي مقابل هذه العملات وعلى رأسها مرساة العملة الأوربية المارك الألماني. وحيث إن الريال السعودي ثابت في علاقته بالدولار الأمريكي فإن هذا الانخفاض ترجم جميعه إلى علاقة الريال بهذه العملات. إن هذه الاستجابة الديناميكية التي التقطها هذا المتغير الصوري ترجع إلى انه في هذا الشهر الذي تلي الحرب الراقية ارتفعت بشكل ملحوظ عوائد اذونات الحكومة الأمريكية بما في ذلك الارتفاع الطفيف في أسعار الأسهم الصناعية مؤذنة بعودة الثقة في الأعمال وفي الاقتصاد الأمريكي وبينما انشغل الأوروبيون باستقرارية ميكانيكية معدل الصرف (ERM) داخل النظام النقدي الأوروبي (EMS) بما في ذلك التشدد في السياسة النقدية والمالية تطايرت الأموال إلى الولايات المتحدة مؤدية إلى تزايد الطلب العالمي على الدولار وبالتالي ارتفاع سعره . أما في حالة معدل صرف الدولار الكندي الحقيقي فنلاحظ أن معدل صرف هذه العملة الاسمي

مقابل الدولار في تواريخ شهور المتغيرات الصماء والشهر الذي يسبق كلا منها هي تقريبا ثابتة وعليه فقد قمنا بالتحقيق في مصادر هذه الاستجابة الديناميكية التي تشير إليها المشاهدات النازحة . وقد وجدنا انه بالنسبة للمشاهدتين في 1991m1 و 1992m9 فإن مصدر الصدمة اسميا Nominal بمعنى أن مصدرها معدل الصرف الاسمي بين الريال والدولار الكندي حيث ارتفع السعر المحلي للدولار الكندي في حالة المشاهدة الأولى نتيجة زيادة الطلب عليه بينما انخفض في حالة المشاهدة الثانية نتيجة زيادة عرضه كما تشير إلى ذلك إشارات المتغيرين الأصمين لهاتين المشاهدتين. أما بالنسبة للمشاهدتين في 1992m4 و1995m4 لمعدل الصرف هذا فإن مصدر الصدمتين حقيقي أي تعودان إلى أساسيات Fundamentals علاقة تعادل القوة الشرائية. وبفحص هذه الأساسيات وجدنا أن هاتين الصدمتين الحقيقيتين تعودان إلى فروق السعر. وهذا بالطبع ماتشير إليه معاملات وإشارات المتغيران الأصمان الممثلان لهاتانا المشاهدتان النازحتان حيث تعكس الاستنتاج إن معدل الصرف الحقيقي الكندي ارتفع وانخفض على التوالي كاستجابات ديناميكية لتفضيلات وأذواق المستهلكين مع فرض بقاء العوامل الأخرى على حالها Ceteris Paribus. وفي حالة الدولار الأمريكي فإن الاستنتاج السابق بالنسبة للمشاهدات في 1988m12 و1992m4 و1995m1 ينطبق هنا أيضا بينما يشير معامل وإشارة المتغير الأصم للمشاهدة النازحة في تاريخ 1986m6 إلى ارتفاع السعر المحلي للدولار والذي يعني أن الريال فقد قرابة ٣٪ من قوته مقارنة بسعر صرفه الاسمي في 1985m7 وبالتالي فإن مصدر الصدمة في جميعه اسميا. أما بالنسبة للين فإن جميع المتغيرات الصماء تعكس باطنيا الصدمات الاسمية في معدل صرف الدولار مقابل الين والتي انتقلت إلى معدل الصرف الاسمي للريال بالنسبة للين الياباني . وهذا الاستنتاج يندرج على المتغيرات الصماء الأول والثاني المدرجة في معدل صرف الدولار مقابل الين والتي انتقلت إلى معدل الصرف الاسمي للريال بالنسبة للين الياباني. وهذا الاستنتاج يندرج على المتغيرات الصماء الأول والثاني المدرجة في معدل الصرف الحقيقي للفرنك السويسري لالتقاط المشاهدات النازحة أما المتغير الثالث فهو

يعكس الارتفاع في السعر المحلي للفرنك السويسري نتيجة زيادة الطلب عليه. إن الصدمات الاسمية السابقة ماهي إلا استجابات ديناميكية انتقلت إلى الأسعار المحلية لهذه العملات الأجنبية بالريال السعودي من خلال علاقتها بالدولار الأمريكي وفي بعضها ربما تعكس إعادة توزيع محصلة Portfolio العملات الأجنبية للمتاجرين المضاربين بما في ذلك SAMA كلما اقتضت الحاجة تعديل Adjustment نسب العملات فيها والذي بالضرورة لا يعتمد فقط على النظرة المستقبلية للعملة في علاقتها مع العملات الأخرى بما في ذلك الريال بل إن العوامل الأخرى الغير اقتصادية بما في ذلك التفضيل الشخصي لعملة دون أخرى قد تعلب دورها.

وبالعودة إلى الجدول رقم (٣). والنظر إلى معدل GARCH المقدرة وإحصاءات t- التابعة لها والمحسوبة من الأخطاء المعيارية المقاربة Asymptotic Standara Errors نلاحظ أن الثابت معنوي إحصائيا في جميع الحالات ماعدا في حالة الدولار الأمريكي. ونلاحظ أن معاملات مربع البواقي المتباطئة بفترة واحدة ليست بذي معنوية إحصائية ماعدا في حالة الليرة الإيطالية والدولار الأمريكي والراند الافريقي الجنوبي والكرون النرويجي في فترة التقدير الثانية وفقط عند مستوى معنوية ١٠٪ وفي حالة الكرون السويدي والجنية الاسترليني والبيزيتا الأسبانية عند مستوى معنوية ٥٪ . أ/ا معاملات التباين المشروط المقدرة فجميعها عالية المعنوية الإحصائية والذي يعني أن التقلبات في معدلات الصرف الثنائية الحقيقية للريال أمكن بنجاح التقطها عن طريق نموذج GARCH(1,1) البسيط. وفي هذه الجداول نعرض القيم المحسوبة الإحصاء -Wald لاختبار الفرض الصفري ان مجموع β_1 و Ψ_1 يساوي الواحد الصحيح والذي تكمن أهميته في معرفة فيما إذا كان GARCH المقدر متكاملا Integrated GARCH أو اختصار IGARCH . إن توزيع هذا الإحصاء مقارب لتوزيع χ^2 بدرجة حرية واحدة والمتمثلة في القيد المذكور. وبالنظر إلى هذه القيم المقدرة ومستوى معنوياتها لا يسعنا إلا أن نقرر برفض فرض تكامل نموذج GARCH فيما عدا في حالة معدل الصرف الحقيقي للدولار الأمريكي وهو أمر متوقع لأنه العملة الناقلة Vehicle Currency وبالتالي فليس من المستبعد أن تكون الصدمات للتباين المشروط مستديمة.

استنتاجات الدراسة

باستخدام بيانات شهرية قامت الدراسة بتحليل سلوك معدلات الصرف الحقيقية الثنائية بين المملكة العربية السعودية واستراليا والنمسا وبلجيكا وكند وألمانيا وفرنسا وايطاليا واليابان وهولندا والنرويج وبريطانيا وأسبانيا والسويد والوليات المتحدة الأمريكية والدنمارك وجنوب إفريقيا وسويسرا للفترة الزمنية من 1981m1 إلى 2000m12 فيما عدا بعض الدول نظام الاتحاد النقدي الأوروبي حيث تنتهي البيانات في 1998m12. وقد قدمت الدراسة النتائج القياسية لاختبارات تكامل هذه السلاسل الزمنية الحقيقية ووجد أنه على الرغم من أن عدم السكونية هي الصفة الشائعة لكامل الفترة الزمنية إلا أنه أمكن التعرف على فترات زمنية جزئية Sub-Periods لا يمكن فيها رفض إمكانية وصف سلوك غالبية هذه المعدلات على أنها من النوع الذي يعود إلى وسط مستقر Stable Mean وهو دليل على مصداقية الرواية المطلقة لتعادل القوة الشرائية والمنسجم مع ، من بين آخرين inter alia Lothian and Taylor [٢٧]، و Wu [٢٨]. وهذه النتيجة بالطبع تبين بقوة أن مشاهدات السلاسل الزمنية قد تحمل في طياتها أنظمة Regimes مختلفة وأن أحدها في النتائج القياسية قد يطغى على الآخر جاعلا الباحث يخرج باستنتاجات خاطئة. ففي حالتنا نلاحظ أن التعرف على تواريخ أحدث من تاريخ بداية فترة العينة قدمت نتائج لاختبار جذر الواحد معاكسة لتلك التي لكامل الفترة مما يجعلنا نقرر أن هذه المشاهدات الواقعة بين التاريخين أتت من نظام مختلف وهي السبب في طغيان جذر الواحد على نتائج الفترة الكاملة في معظم الحالات.

وقد قدمت الدراسة نتائج تقديرات النموذج الذي يصف سلوك معدلات الصرف الحقيقية باستخدام طريقة المرعبات الصغرى العادية وطريقة التراجع الذاتي المشروط

باختلاف التباين المعمم GARCH. وتوصلت الدراسة إلى أن هناك غياب للوجود المعنوي لمكافأة المخاطرة في جميع معدلات الصرف الحقيقية وإلى أنه بالإمكان التقاط التقلب في هذه المعدلات عن طريق GARCH(1,1). وقد قامت الدراسة بنمذجة القيم النازحة عن طريق الإدراج المباشر لمتغيرات صماء في المعدلة التي تصف سلوك معدل الصرف الحقيقي وهذا يندرج تحت ما يسمى بنمذجة أثر الأخبار News Effects وقد أخذت الدراسة على عاتقها رصد مصادر هذه الصدمات التي خلف هذه الاستجابات الديناميكية والتفريق بين الاسمي والحقيقي منها.

وبشكل عام فإن النتائج تشير بوضوح إلى أن أغلب مستويات معدلات الصرف الحقيقية ليست من نوع السير الذاتي وبالتالي نستنتج أن الاستقرارية هي الصفة الغالبة وهذه الصفة تمتد إلى نموذج GARCH لا يمكن رفضه والذي يعني أن الصدمات لها طابع الديمومة وهو أمر متوقع باعتبار أن الدولار هو العملة الناقلة.

وتوصي الدراسة محاولة إدراج تقلبات سعر النفط في مثل هذه النماذج لمعرفة فيما إذا كان بالإمكان التقاط آثارها على التباينات المشروطة، وكذلك توسيع الدراسة لتشمل العلاقات البينية لمعدلات صرف دول الخليج الأخرى ومقابل العالم خاصة في ظل التوجه نحو التوحد النقدي بينها. وحيث أننا لسنا بمفازة من النقد إلا أننا نأمل أننا القينا الضوء على سلوك معدلات الحقيقية الثنائية بين الريال السعودي والعملات الأخرى المعتبرة في هذه الدراسة وأن كثرة العمل القياسي قد يشفع لنا.

الجدول رقم (٤) . التقديرات القياسية لمعاملات المتغيرات الصورية في معادلة (a , 11)

AUS	1982m3-1998m12	1985m8-1998m12
	D1991M3	
	-0.128	
	(-3.99)	
	-0.127	

	(-4.06)			
BEF	1985m8-1998m12			
	D1991m3			
	-0.130			
	(-4.38)			
	-0.130			
	(-4.56)			
CAD	1980m7-2000m12			
	D1991m1	D1992m4	D1992m9	D1995m1
	0.047	0.045	-0.049	-0.043
	(3.41)	(3.24)	(3.49)	(3.11)
	0.048	0.045	-0.049	-0.043
	(3.50)	(3.28)	(3.43)	(3.11)
GEM	1985m4-1998m12			
	D1991m3			
	-0.130			
	(-4.15)			
	-0.129			
	(-4.04)			
FRF	1984m9-1998m12			
	D1991m3			
	-0.121			
	(-3.82)			
	-0.120			
	(-4.04)			
GEM	1981m4-2000m12			
	D1995m3			

تابع الجدول رقم (٤).

	0.084
	(2.55)
	-0.084
	(-2.81)
NEG	1983m11-1998m12
	D1991M3

	-0.123			
	(-3.62)			
	-0.122			
	(-3.64)			
USD	1980m8-2000m12			
	D1986m6	D1988m12	D1992m4	D1995m1
	0.031	0.018	-0.049	-0.040
	(6.20)	(-3.72)	(9.79)	(-7.96)
	0.031	-0.019	-0.049	-0.040
	(5.96)	(-3.29)	(12.4)	(-14.5)
DAK	1984m8-2000m12			
	D1991M3			
	-0.107			
	(-3.36)			
	-0.109			
	(-3.42)			
SWF	1985m8-2000m12			
	D1991m3	D1992m10	D1997m9	
	0.108	-0.100	0.127	
	(-3.12)	(-2.89)	(3.69)	
	-0.107	-0.099	0.128	
	(-3.22)	(-2.75)	(3.67)	

ملاحظات: التقديرات الوارذدة في الجدول هي معاملات المتغيرات الصورية λ في معادلة (a , 11) حيث الأرقام في السطر الأول هي المعاملات المقدرة يتبعها إحصاءت -t بين الأقواس في السطر الثاني باستخدام طريقة OLS ، بينما الأرقام في السطر الثالث هي المعاملات المقدرة يتبعها إحصاءت -t بين الأقواس في السطر الرابع باستخدام طريقة GARCH. انظر الفصل الثالث.

امتنان : شكر رئيس تحرير المجلة وأعضائها وسكرتيرها. كما أنني ممتن للملاحظات التي وردت من المحكمين على الدراسة ولكن أي خطأ يبقى ضمن مسؤوليتي وحدي.

References

[١] Dornbush, R. "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy*, 84 (1976), 1161-76.

[٢] Roll, R. "Violation of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets." In: *International Finance and Trade*, Eds. M. Samat and G. Szergo, Ballinger, Cambridge, MA., (1979).

[٣] Adler, M. and Lehmann, B. "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long." *Journal of Finance*, 38 (1983), 1471-87.

[٤] Stockman, A. "The Equilibrium Approach to Exchange Rates", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, (1987).

[٥] Stocman, A. "Real Exchange Rate Variability Under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Regimes: an Equilibrium theory", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 29 (1988), 259-94.

[٦] Rogoff, K. "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34 (1996)m 647-68.

[٧] Rush, M. and Husted, S. "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Canadian Journal of Economics*, 18 (1985), 37-45.

[٨] Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, (1976).

[٩] Dickey, D. and fuller, W. "Distribution of the Estimates for the Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979), 427-31.

[١٠] Fuller, W.A. *Introduction to Statistical Time Series*, J. Wiley, new York, (1979).

[١١] Dickey, D. and fuller, W. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 (1981), 1057-72.

[١٢] Said, E.S. and Dickey, D. "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Model of Unknown Order", *Bimetrika*, 71 (1994), 699-607.

[١٣] Engle, R.f. and Yoo, B.s. (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35, 143-59.

[١٤] Phillips, P.C.B. and Perron, P. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 65 (1988), 335-46.

[١٥] Kwaitkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54 (1992), 159-78.

[١٦] Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. and Hendry, D. *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data,* Oxford University Press, Oxford, (1993)

[١٧] Hamilton, J.D. *Time-Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, (1994).

[١٨] Stock, J.M. "Unit Roots, Structural breaks and Trends", in *Handbook of Econometrics*, eds. R.F. Engle and D. McFadden, North Holland, (1994), 2738-841.

[١٩] Newey, W.K. and West, K.D. (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55 (1987), 703-8.

[٢٠] Osborn, D.R. "A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables", *Discussion Paper*, University of Manchester, (1990).

[٢١] Frenkel, J. "The Collapse of the Purchasing Power Parity During the 1970's, *European Economic Review*, 16 (1981), 145-65.

[٢٢] Frenket, J. "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of 'News': lessons from the 1970's, *Journal of Political Economy*, 89 (1981), 665-705.

[٢٣] Huizinga, J. "An Empirical Investigaiton of the Long Run Behaviour of Real Exchange Rates", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 27 (1987), 149-215.

[٢٤] Corbae, D. and Ouliaris, S. "Cointegration and Tests for Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, 70 (1988), 508-11.

[٢٥] Frankel, J.A. "International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?, in *How Open is the U.S. Economy*? Ed. R.W. Hafer, Lexington, Books, Lexington, MA., (1986).

[٢٦] Kim, Y. "Purchasing Power Parity in the Long Run: a Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 22 (1990), 491-503.

[٢٧] Lothian, J. and Taylor, M. "Real Exchange behaviour: The Recent Float from a perspective of the Last Two Centuries", *Journal of Political Economy*, 104 (1996), 488-509.

[٢٨] Wu, Y. "Are Exchange Rates Non-Stationary? Evidence from a Panel Data test", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28 (1996), 54-65.

[٢٩] Engle, R.F., Lillian, D.M. and Robbins, R.P. "Estimating Time Varying Risk Premia in Term Structure: the ARCH-M Model", *Econometrica*, 55 (1987), 391-407.

[٣٠] Bollerslev, T., Chou, R.Y., and Kroner, K.F. "ARCH Modeling in Finance: a Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52 (1992), 5-59.

Modelling the Dynamics of Purchasing Power Parity (PPP): The Case of the Real Exchange Rates of the Saudi Riyal

Ahmed A.A. Asseery
Faculty of Administrative Sciences, King Saud University
(Received 25/12/1422 ; accepted for publication 24/8/1423)

Abstract. The study examines the behaviour of the bilateral real exchange rates between Saudi Arabia and seventeen major economies. The period for the econometric examination starts in January-1980 and ends in December 2000, with the exception of some European countries where it ends in December-1998. While the unit root hypothesis can not be rejected in all cases for the whole sample, the study demonstrates that by truncating the sample period from the top the acceptance of the mean reversion hypothesis becomes pervasive. The study provides evidence on the existence of significant GARCH in the behaviour of these exchange rates for the periods that convergence of the Log-Likelihood function is possible and shows the absence of any significant risk premia. The study also takes into consideration the dynamic responses to shocks in some exchange rates and identifies the nominal and the real sources of the shocks.