قياس وتحليل أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لدولة ماليزيا للمدة (2000-2020)

نورالهدى رمضان ادريس[1]، سمير فخري نعمة [2]

[1]قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة زاخو، إقليم كوردستان، العراق
[2] قسم العلوم الاقتصادية، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة زاخو، إقليم كوردستان، العراق

المستخلص

تهدف هذه الدراسة لبيان أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية الأسواق المالية لدولة ماليزيا للمدة (2000-2020) باستخدام أنموذج متجه الإنحدار الذاتي الهيكلي، وذلك من خلال قياس وتحليل العلاقة بين سعري الصرف والفائدة وبيان أثر هذه العلاقة في مؤشر القيمة السوقية للأسواق المالية. وإعتمدت هذه الدراسة على بيان أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة مع أخذ المتغيرات المؤثرة فيها والمتضمنة نمو الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، وعرض النقد بالمعنى الواسع في النموذج القياسي. وأيضاً أعتمدت الدراسة على بيان أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة وإنعكاسها على مؤشر القيمة السوقية المالية، حيث يتضمن الانموذج على أثار سعر الفائدة وسعر الصرف. لقياس وتحليل أثر العلاقة بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لقد تم استخدام أنموذج متجه الانحدار الهيكلي الذاتي SVAR لاختبار العلاقة قصيرة الأجل وطويل الأجل بين متغيرات الدراسة، إضافة الى تحليل الاستجابة الفورية IRF وتحليل تجزئة التباين الهيكلي VD لإختبار الصدمات المستقبلية في الأجلين قصير والطويل. وفقاً لهذه التحاليل استنتجت الدراسة بأن العلاقة بين سعر الصرف والفائدة وفق بيانات دولة ماليزيا كانت معنوية بإتجاه واحد من سعر الصرف إلى سعر الفائدة، حيث وجد بأن هناك علاقة عكسية بين سعر الفائدة على الودائع وسعر الصرف الحقيقي الفعال. في حين أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة كانت طردية وإيجابية على مؤشر القيمة السوقية، حيث ان أي ارتفاع أو إنخفاض في المتغيرين يؤدي إلى نفس الأثر والصدمة في مؤشر القيمة السوقية.

الكلمات المفتاحية: سعر الفائدة، سعر الصرف، مؤشر القيمة السوقية، أنموذج SVAR، تحليل IRF وتحليل VD.

1. المقدمة

إن العلاقة بين أسعار الفائدة واسعار الصرف معقدة ومتعددة الأوجه، لكنها ضرورية لفهم ديناميكية التمويل والتجارة والأستثمار الدولي. يمكن أن يكون للتغيرات في أسعار الفائدة آثار بعيدة المدى على اقتصاد الدولة وتفاعلاتها مع بقية العالم، وبما أنها تؤثر على تحركات الأسواق المالية من خلال التأثير على أسعار الأصول، وقرارات الإستثمار وبالتالي التأثير على تدفقات المالية بين الدول، عليه فهم تفاعلات وعلاقة هذه الأسعار ضرورية للمستثمرين وصانعي السياسات (بوخاري، 2010: 147). لأن التفاعل بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف تؤدي إلى تقلبات العملة إلى مكاسب أو خسائر للمستثمرين في الأصول الأجنبية؛ أي بمعنى، إن أي تغير في سعر الصرف سوف يؤثر على أسعار الفائدة المحلية فمثلاً فإذا كان هناك إنخفاض في قيمة العملة فإن ذلك قد يزيد من مخاطر التضخم بالتالي يرفع أسعار الفائدة كسياسة نقدية للتحكم بمستويات التضخم، إضافة إلى ذلك فعند إرتفاع اسعار الفائدة في دولة ما فإن ذلك يجذب رؤوس الأموال الاجنبية مما يزيد الطلب على العملة المحلية وبالتالي تحقيق عوائد أعلى على الإستثمار وهذا العامل مرتبط أيضا بالنمو الاقتصادي والتضخم (Dash, 2012: 2). بما أن الوضع الاقتصادي لأي دولة تؤثر على العلاقة بين سعر الصرف والفائدة فإن الدول تقوم بتنسيق سياساتها النقدية لتجنب تحركات أسعار الصرف المخلة بالنظام والتضخم، وقد يكون لهذا أهمية خاصة في أوقات الأزمات المالية أو عندما تكون هناك حاجة إلى الاستقرار في الأسواق المالية الدولية.

مجلة جامعة كويه للعلوم الانسانية والاجتماعية، المجلد ٧، العدد ١ (٢٠٢٤)
أستلم البحث في ١٣ تشرين الثاني ٢٠١٩؛ قُبل في ٢٠ كانون الأول ٢٠٢٤
ورقة بحث منتظمة: نُشرت في ٢٢ حوزيران ٢٠٢٤
البريد الإلكتروني للمؤلف: noralhuda.idrees@uoz.edu.krd
حقوق الطبع والنشر © ٢٠٢٤ **نورالهدى رمضان ادريس**. هذه مقالة الوصول اليها مفتوح موزعة تحت رخصة المشاع الإبداعي النسبية - CC BY-NC-ND 40.

1.1. مشكلة الدراسة:

إن إشكالية الدراسة تكمن في أن هناك أثر لأسعار الفائدة على قيمة العملة (أي سعر صرفها) عند تداولها إضافة إلى أثر تقلبات أسعار الصرف عند التداول على أسعار الفائدة وإنعكاس هذه الأثار على الأسواق المالية لدولة ماليزيا خلال مدة زمنية معينة. مما يمكن طرح بعض الأسئلة لتحديد مشكلة الدراسة كالآتي:

- هل هناك صدمة هيكلية للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة ومدى نسبة المساهمة لهذه الصدمة ؟
- هل هناك أثر للعلاقة التبادلية لسعر الصرف وسعر الفائدة في مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية؟
- هل لهذه العلاقة التبادلية صدمات متذبذبة أو أنها مستقرة في الأجل القصير؟

2.1. أهمية الدراسة:

تأتي أهمية الدراسة في أن أي تغير في أسعار الفائدة يكون له أثر على أسعار الصرف وبالعكس، وعليه تكمن أهمية هذه الدراسة من خلال قياس وتحليل أثر الصدمات الهيكلية للعلاقة التبادلية بين سعر الصرف وسعر الفائدة وإنعكاسها على حركة مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا للمدة (2000-2020).

3.1. الهدف من الدراسة:

تهدف الدراسة وبشكل أساسي إلى ما يلي:-

1- تحليل أهمية أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية، وذلك من خلال توضيح المفاهيم الأساسية عن المتغيرات وبيان الأثر بين المتغيرات نظرياً وقياسياً بالإعتماد على المصادر النظرية و بإستخدام انموذج متجه الأنحدار الذاتي الهيكلي structural vector autoregressive model.

2- القضاء على الاختلالات الهيكلية من خلال تنويع مصادر الدخل عبر السياسات الاقتصادية لترشيد الاستهلاك والحد من نمو الاستيرادات .

3- قياس تكلفة السياسة المالية عن طريق خفض الانفاق العام الاستهلاكي وزيادة الانفاق الاستثماري من خلال تعزيز الاستثمارات في القطاعات الاقتصادية والمتمثلة بالقطاع الزراعي والصناعي والكهرباء والبناء والتشييد، هذه العلاقات هي جوهر الترابط بين سعري الصرف والفائدة والمنعكس على ادوات السوق المالية.

4- العمل على تحسين القدرة التنافسية عبر السلع المتاجر بها، من خلال توجيه برامج الاستثمار في تنمية الصادرات في سياق بيئة ملائمة من الاسعار النسبية، وذلك من خلال اعطاء الاولوية للمشاريع المتجهة الى التصدير او الى لتغطية الاستهلاك المحلي بالحد الادنى.

4.1. فرضية الدراسة:

تستند هذه الدراسة على الفرضيتين الرئيسيتين التي تنص على :

1- أن هناك علاقة تبادلية بين سعري الصرف والفائدة، من خلال أخذ المتغيرات التي تؤثر في هذه العلاقة وهي (الناتج المحلي الإجمالي، عرض النقد بالمعنى الواسع، والتضخم).

2- أن هناك أثر صدمة هيكلية للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية، وعند حدوث أي صدمة في هذه العلاقة سينعكس ذلك بصدمة هيكلية على مؤشر القيمة السوقية، وذلك من خلال مقياس SVAR وتحليل دوال الأستجابة الفورية الهيكلية SIRF.

5.1. منهجية الدراسة:

تعتمد هذه الدراسة على المنهج الاستنباطي و الاسلوب التحليلي في استعراض الاطار النظري للموضوع، كذلك استخدام الإختبارات الإحصائية المتقدمة إنموذج متجه الإنحدار الذاتي الهيكلي Structural Vector Autoregressive Model لبيان أثر الصدمات الهيكلية لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة وأثرها على الأسواق المالية، وتحليل دوال الإستجابة الفورية الهيكلية Structural Impulse Response Functions لتحديد أستجابة متغيرات المعتمدة لصدمة كل متغير داخل المنظومة الهيكلية وبيان نسبة المساهمة لكل صدمة من خلال تحليل التباين Variance Decomposition، إضافة إلى إختبارات الأولية مثل إختبار جذر الوحدة (Dickey-Fuller Augmented وPhilips-Perron) للتأكد من إستقرارية السلاسل الزمنية، وإختبار التكامل المشترك Co-Integration Test لتأكيد عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة بإعتبارها إحدى شروط اللازمة قبل تطبيق إنموذج متجه الإنحدار الذاتي الهيكلي.

6.1. نطاق الدراسة:

تشمل الدراسة من الناحية المكانية دولة ماليزيا ومن الناحية الزمانية المدة (2000-2020).

7.1. الدراسات السابقة:

تكتسب الدراسات ذات العلاقة بمتغيرات الدراسة أهميتها في الدراسة الحالية بإعتبارها تراكماً معرفياً في إعداد الدراسة وحسب تسلسلها الزمني كمايلي:

- **دراسة** (Salisu et al., 2021) **بعنوان" سلوك سوق الأوراق المالية وسعر الصرف في الدول الناشئة BRICS".** هدفت الدراسة الى تحليل قدرة فروق عائد الأسهم على التنبؤ بحركات أسعار الصرف في دول BRICS، لإختبار فرضية تكافؤ الأسهم غير المغطاة ما إذا كانت صحيحة لهذه الدول. وقام الباحثون بصياغة نموذج تنبوئي يربط التحركات في سعر الصرف بفارق عائد الأسهم بين السوق المحلية والسوق الأجنبية للولايات المتحدة، أيضاً قام بإختبار أي علاقة غير متكافئة محتملة بين المتغيرين وأخذ العامل الدولي المشترك كسعر النفط. وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة إيجابية بين فروقات عائد الأسهم وعائد سعر الصرف لثلاثة دول BRICS وهي البرازيل والهند وجنوب إفريقيا، في حين وجدت نتائج عكسية في الصين وروسيا.

- **دراسة** (Karamelikli & Karimi, 2020) **بعنوان "العلاقة غير المتكافئة بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف: بيانات من تركيا".** تمحورت مشكلة الدراسة حول كيفية إيجاد العلاقة بين متغيرات الدراسة. إستخدمت الدراسة نموذج الإنحدار غير الخطي الموزع NARDL لإستكشاف العلاقات غير المتكافئة على المدى الطويل بين أسعار الفائدة المحلية والأجنبية وأسعار الصرف استناداً على بيانات الشهرية للمدة (2003-2016) لسعر الصرف الدولار الأمريكي مقابل اليرة التركية. توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة إيجابية بين متغيرات الدراسة في المدى الطويل ولكنها غير متكافئة، أي يكون للزيادة في سعر الفائدة المحلية تأثير قوي على سعر الصرف في حين إنخفاضه يكون أقل تأثير وفعالية على سعر الصرف.

- **دراسة (باغة، 2019) بعنوان" تحليل ديناميكية العلاقة بين تغيرات سعر الصرف وتقلبات عوائد أسهم المؤشرات الرئيسية والقطاعات النوعية في السوق المصرية للأوراق المالية".** تبنت هذه الدراسة لحل إشكالية؛ كيف يمكن لعوائد مؤشرات سوق الأسهم أن تتأثر بالتغيرات في سعر الصرف الأجنبي للمدة (2008 -2018). إذ قام الباحثان بتحليل العلاقة من خلال إستخدام GARCH لنمذجة بيانات الخطأ أي لمعالجة مشكلة التقلبات في السلاسل الزمنية و تحليل السببية Granger Causality. نتائج الدراسة كان مفادها أن هناك علاقة تأثير بين سعر الصرف وعوائد الأسهم في الأسواق المالية خاصة في السواق الناشئة، وأيضاً أثبتت الدراسة إتفاقاً مع دراسات آخرى أنه لا توجد علاقة سببية ثابتة في الاقتصاديات الناشئة.

- **دراسة** (Bala Sani & Hassan, 2018) **بعنوان "الإرتباط بين سعر الصرف وسوق الأوراق المالية في نيجيريا".** في هذه الدراسة اعتمادا على أنموذج الانحدار الذاتي الموزع"ARDL" واختبار السببية مع ادخال عدد من المتغيرات التفسيرية، بالإضاف الى سعر الصرف، تمثلت في العرض النقدي ومعدل النمو الاقتصادي، وبإستخدام بيانات سنوية للفترة (1985-2015)، جاءت نتائج التقدير لتوضح وجود علاقة سببية احادية الاتجاه من سعر الصرف الى سوق الأسهم، بينما تتجه هذه العلاقة من سوق الأسهم إلى العرض النقدي مع وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين كل من النمو الاقتصادي وسوق الأسهم، وأكدت نتائج تقدير نموذج "ARDL" على وجود علاقة موجبة طويلة الأجل بين سعر الصرف ومؤشر اداء سوق الأسهم.

- **دراسة (الحجيمي، 2018) بعنوان " اثر تقلبات أسعار الصرف ومعدلات الفائدة على أسعار الأسهم في الأسواق المالية".** تمحورت مشكلة الدراسة حول مدى العلاقة بين تقلبات أسعار الصرف والفائدة وتقلبات أسعار الأسهم. وهدفت الدراسة الى تحليل هذه العلاقة بين متغيرات الدراسة بإستخدام بعض الأساليب الإحصائية المعتمدة كمعامل الإرتباط، الانحدار، الإنحراف المعياري، التباين، ومعامل الإختلاف، وقد استند الباحث في دراسته عن العلاقة بين أسعار الصرف ومعدلات الفائدة وأسعار الأسهم على بيانات الشركات الموجودة في العراق للمدة (2008-2017). وتبين في نتائجه أن أسعار الأسهم للشركات عينة الدراسة متقلبة وأن أسعار الصرف وأسعار الفائدة غير مستقرة تبعاً للظروف الاقتصادية والسياسية والأمنية. ولم تظهر في نتائج الباحث علاقة الارتباط والإنحدار بين متغيرات الدراسة وذلك بسبب الظروف غير الإعتيادية السائدة في العراق.

ان ما يميز هذه الدراسة عن الدراسات السابقة، هي بيان أثر سعر الفائدة على سعر الصرف من خلال أخذ بنظر الإعتبار بعض المتغيرات الإقتصادية (نمو الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، ونمو عرض النقد بالمعنى الواسع)، وبالعكس بيان أثر سعر الصرف على سعر الفائدة من خلال هذه المتغيرات بالإعتماد على أنموذج القياسي متجه الإنحدار الذاتي الهيكلي Structural Vector Autoregressive؛ أي بمعنى إيجاد أثر العلاقة التبادلية بين متغيري سعر الصرف وسعر الفائدة وإنعكاس هذه العلاقة على الأسواق المالية لدولة ناشئة (ماليزيا). أي إختلفت هذه الدراسة عن الدراسات السابقة من جانب إستخدام المتغيرات وتفسير العلاقة التبادلية وأثرها هيكلياً و من جانب القياسي بإستخدام أنموذج SVAR لتحديد أثر الصدمات الهيكلية ودرجة حساسية المتغيرات للصدمات الهيكلية من خلال إختبار SIRF، إضافة إلى الإختلاف في العينة.

2. الإطار المفاهيمي للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة وانعكاس تلك العلاقة على مؤشر القيمة السوقية.

1.2. الإطار المفاهيمي لسعري الصرف والفائدة ومؤشر القيمة السوقية

1.1.2. سعر الصرف: هو المعدل الذي يمكن من خلاله استبدال عملة بعملة أخرى، وهو يمثل سعرعملة بعملة أخرى(بوخاري، 2009: 120). يمكن أن تتقلب أسعار الصرف وعادة ما يتم التعبير عنها بالقيمة النسبية لعملة واحدة مقارنة بعملة أخرى(الغالبي، 2011: 21). إذ لأسعار الصرف دوراً فعالاً في التجارة الدولية والتمويل والاقتصاد العالمي لأن هناك ارتباط قوي بين النمو في حجم التجارة الدولية وتحركات رؤوس الاموال وبين نمو وزيادة عدد عمليات الصرف الاجنبي وقيمتها، وعليه فإنها تؤثر على تكلفة السلع والخدمات المستوردة والمصدرة والاستثمار الأجنبي...الخ وإن البنوك المركزية وأسواق الصرف الأجنبي لها أدوار رئيسية في تحديد أسعار الصرف والتأثير عليها (الحمزاوي، 2004: 15).

2.1.2. سعر الفائدة: هو تكلفة اقتراض الأموال أو عائد الاستثمار لإقراض الأموال، يمكن أن تختلف أسعار الفائدة بناءً على عدة عوامل، بما في ذلك نوع الأداة المالية وطول فترة الاقتراض أو الاستثمار، والجدارة الائتمانية للمقترض، والظروف الاقتصادية السائدة (كنعان، 2012: 465). بالإضافة أنها تقوم بدور فعال في النظام المالي وعليه لها أثر على الأسواق المالية وقرارات المستثمرين والإستثمار، وغالباً ما تقوم البنوك المركزية، مثل الاحتياطي الفيدرالي في الولايات المتحدة، بتعديل أسعار الفائدة لتحقيق أهداف اقتصادية مختلفة، بما في ذلك إدارة التضخم وتعزيز النمو الاقتصادي والحفاظ على الاستقرار المالي.

3.1.2. مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية: يقصد بالقيمة السوقية او رسملة السوق capitalization، بمجموع متوسط أسعار الأسهم المدرجة في السوق في نهاية المدة والذي يقاس من خلال قسمة قيمة الأوراق المالية المدرجة في السوق المالي على الناتج المحلي الإجمالي(الجميل، 2018: 12). حيث يكون هذا المؤشر مقياسا لتطور نشاط السوق من حيث قدرة الدولة على تحريك روؤس الأموال واتساع حجم المعاملات وتنويع المخاطر على المستوى الكلي (آل طعمة، 2014: 35). وإن هذا المؤشر يستخدم لقياس الاسواق احصائياً يعكس أسعار الأدوات المدرجة في السوق المالي ومن ثم يعكس الأداء العام للسوق المالي، بالتالي يستخدم هذا المؤشر في قياس الحجم الكلي للسوق والذي يعد بدوره مقياساً لقدرة الدولة على تحريك رأس المال وتنويع المخاطر على المستوى الكلي. كذلك يستخدم هذا المؤشر من لدن العديد من المراقبين للأسواق المالية بوصفه مؤشراً لتطور نشاط السوق، فكلما ارتفعت القيمة السوقية دل ذلك على ارتفاع النشاط الاقتصادي، سواء من حيث زيادة عدد الأسهم المدرجة في السوق أو زيادة عدد الشركات المدرجة فيها أو من حيث ارتفاع أسعار السوق الذي قد يكون انعكاساً لاتساع المعاملات المالية في السوق (عبدالحليم، 2013: 38).

2.2. أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية: إن العلاقة النظرية والتطبيقية بين سعر الفائدة وسعر الصرف قضية مثيرة للجدل والنقاش بين الاقتصاديين. هناك العديد من النظريات والنماذج توصف هذه العلاقة ومن أشهرها أنموذج Mundell fleming model وفقاً لهذا الأنموذج، فإن زيادة سعر الفائدة أمر ضروري لتحقيق الاستقرار في انخفاض سعر الصرف والحد من الضغوط التضخمية، وبالتالي يساعد على تجنب العديد من العواقب الاقتصادية السلبية

(Mundell, 1963: 475). بإعتبار سياسة أسعار الفائدة المرتفعة مهمة لعدة أسباب منها ؛

أولاً، يوفر معلومات للسوق حول عزم السلطات على عدم السماح بالحركة الحادة لسعر الصرف التي يتوقعها السوق نظراً لحالة الاقتصاد، وبالتالي تقليل التوقعات التضخمية ومنع الحلقة المفرغة للتضخم وانخفاض سعر الصرف.

ثانياً، يزيد من جاذبية الأصول المالية المحلية، مما يؤدي إلى تدفق رأس المال، وبالتالي الحد من انخفاض سعر الصرف (Dash, 2012:1)، أي بمعنى عند ارتفاع فروق الفائدة من شأنه أن يجذب تدفقات رأس المال ويؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف. لكن من ناحية أخرى، يعتقد النقديون أن ارتفاع سعر الفائدة يقلل من الطلب على النقود مما يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة بسبب ارتفاع التضخم (Mundell, 1963: 476).

عليه فإن معظم النماذج النظرية القياسية تتنبأ بأن أسعار الصرف تحددها الأساسيات الاقتصادية، وأحد هذه الأساسيات هو الفرق في أسعار الفائدة بين الداخل والخارج مثل دراسة (Tafa, 2015) حيث توصل في التحليل بأن الزيادة في سعر الفائدة لجميع الودائع ستؤدي إلى زيادة سعر الصرف لكل دولار أمريكي، لكن من الناحية المالية كان من المتوقع حدوث العكس، أي أنه يفسر بأن سعر الصرف يتأثر أيضاً بعوامل أخرى مثل معدل التضخم ومستوى الدخل والرقابة الحكومية والمضاربات على أسعار الصرف المستقبلية والعديد من العوامل الخارجية الأخرى. وفي دراسة (Karamelikli & Karimi, 2020)، توصل إلى أن الزيادة في سعر الفائدة المحلي لها تأثير أقوى على سعر الصرف مقارنة بانخفاض سعر الفائدة. وتشير النتائج كذلك إلى أن تأثير سعر الفائدة المحلي على المدى القصير يختلف عن آثاره على المدى الطويل. عليه فإن العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الفائدة قصيرة الأجل وطويلة الأجل ليست متماثلة ومتضاربة، حيث أن الزيادات الصغيرة في سعر الفائدة الاسمي تؤدي إلى ارتفاع قيمة العملة، في حين أن الزيادات الأكبر تؤدي إلى انخفاض قيمة العملة. وتؤدي أسعار الفائدة المرتفعة إلى زيادة الطلب على النقود، وبالتالي ارتفاع قيمة العملة، ولكنها تؤدي أيضاً إلى زيادة العجز المالي وانخفاض الناتج، وكلاهما يميل إلى انخفاض قيمة العملة (Hnatkovska et al., 2013:69). كما توصلت دراسة (دريش وآخرون , 2019) وجود علاقة عكسية بين المتغيرات تقلبات سعر الصرف والأسواق المالية. ودراسة (Basirat et al., 2014) كان التأثير المتبادل لتقلبات أسعار الصرف والتطور المالي على النمو الاقتصادي إيجابي. أما دراسة (Mouna & Anis, 2016) تظهر في النتائج التطبيقية للدراسة بأن التأثيرات الكبيرة (إيجابية وسلبية، على التوالي) لعوائد سوق الأوراق المالية، وأسعار الفائدة، وتقلبات أسعار الصرف في القطاع المالي خلال الأزمة. ولتوضيح العلاقة أثر العلاقة التبدلية بين سعري الصرف والفائدة على الأسواق المالية، يمكن القول إن مستوى تطور سوق الأوراق المالية وقيمة العملة المحلية ومستوى أسعار الفائدة يفسر ديناميكيات مستوى تطور الاقتصاد. فمثلاً إن سوق الأسهم مهم في تحديد السرعة التي تنتقل بها تغييرات السياسة إلى الاقتصاد بأكمله، وهو حساس لأي تغييرات في السياسة وخاصة من قبل السلطات النقدية من خلال تلاعبها بمستويات متغيرات الاقتصاد الكلي المختلفة في الاقتصاد. وفق المفهوم النظري فإن هناك علاقة بين هذه المتغيرات على المدى القصير والطويل. على سبيل المثال، قد تكون الزيادة في أسعار الفائدة إشارة للمستثمرين لنقل استثماراتهم إلى سوق المال مع ثبات باقي العوامل، كما أن انخفاض أسعار الفائدة سيكون إشارة للمستثمرين لوضع أموالهم في الأسهم التي تقدم مكافأة أفضل؛ وهذا ممكن عندما تكون سوق الأوراق المالية وسوق المال بديلين مثاليين على المدى الطويل. إن انخفاض قيمة عملة بلد ما يؤدي إلى زيادة القدرة التنافسية للشركات التي تعمل في مجال التصدير، وبالتالي فإن أسعار أسهمها ستتبع اتجاهاً تصاعدياً، ومن المتوقع أن ينجذب المستثمرون الأجانب إلى سوق الأوراق المالية المحلية. يؤدي انخفاض قيمة العملة إلى زيادة صادرات الشركات المحلية، وارتفاع قيمتها يؤدي إلى خفض القدرة التنافسية للصادرات وأداء أسعار الأسهم(Mbulawa, 2015:77). لكن من ناحيةً أخرى ووفقاً لشروط التكافؤ، ينبغي أن ترتبط أسعار الفائدة وأسعار الصرف بمعامل سلبي، ومن ثم يمكن التوقع بوجود علاقة بين سعر الصرف وسعر السهم بمعامل إيجابي (Hamrita & Trifi, 2011: 221).

لتوضيح العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة وأثرها على قيمة السوقية لأسواق المالية تم الإعتماد على بيانات الخاصة لدولة ماليزيا؛ كونها من بين اقتصادات الأسواق الناشئة، يتعزز هذا الاهتمام أكثر من خلال حقيقة أن هذه الدولة أدخلت تغييرات في سياساتها النقدية وسياساتها المتعلقة بأسعار الصرف، حيث انتقلت إلى أطر استهداف التضخم التي تعمل رسمياً في ظل أنظمة سعر صرف مرنة والنمو الاقتصادي. وقد ارتفعت تقلبات أسعار الصرف في حد ذاتها وفي مقابل تقلبات أسعار الفائدة، وعليه فإن هذه الدولة نجحت في التحول من اقتصاد زراعي فقير إلى اقتصاد صناعي ناجح لإعتمادها على السياسات المناسبة. وبإعتبارها تتمتع بسعر صرف عائم و تعتمد على سياسة سعر الفائدة قصيرة الأجل وهذا تعتمد عليه الدراسة في الجانب التطبيقي حرية تحرك الأسعار في الأسواق لبيان أثر الصدمات والتذبذبات.

3. قياس وتحليل أثر قياس العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة في مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا للمدة 2000-2020

لاختبار أثر العلاقة التبادلية لسعري الصرف والفائدة على الأسواق المالية، تم الإعتماد على مؤشر القيمة السوقية كمقياس لمتغير التابع لدولة مختارة ماليزيا بإعتبارها دولة ناشئة تتميز بإقتصاد سوقي صناعي حديث، تنهج سياسة الإقتصاد الحر لكنها تعتبر مفتوحة نسبياً وموجهة من قبل الدولة لمتابعة تنفيذ البرامج الاقتصادية. ويمكن الإعتماد على بياناتها من (النشرات السنوية لبنك المركزي الماليزي كعينة للدراسة لإختبار متغيرات الدراسة في أنموذج القياسي SVAR الهيكلي.

1.3. تقدير أنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة في مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لدولة ماليزيا وتحليلها:

1.1.3. اختبارات استقرار السلاسل الزمنية Time Series Stationary Test

أ. إختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test: إن اختبار الاستقرارية للسلاسل الزمنية تعتبر شرطاً ضرورياً لتقدير نماذج ال VAR؛ من خلال اختبار ديكي فولر المتزايد الذي يستخدم مجموعة من المعايير مثل(AIC، SC) لإختبار مدة التباطؤ الزمني المثلى الذي يؤدي الى إلغاء الارتباط المتسلسل أو الذاتي في الأخطاء العشوائية، وفقاً لذلك تم التوصل لنتائج الإستقرارية المعطاة في الجدول (1):

جدول (1)

اختبار لنتائج ديكي فولر (ADF) لجذر الوحدة لمتغيرات الدراسة لماليزيا

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF) At Level							
Malaysia		REX	I	GDP	INF	M2	MCA
With Constant	t-Statistic	-0.6809$^{n.s}$	-2.0052$^{n.s}$	-3.8831***	-3.5168**	-2.9823*	-6.0481***
	Prob.	(0.8299)	(0.2823)	(0.0085)	(0.0184)	(0.0539)	(0.0001)
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.8650$^{n.s}$	-2.3042$^{n.s}$	-3.9541**	-3.4636*	-4.1207**	-5.2808***
	Prob.	(0.6346)	(0.4130)	(0.0287)	(0.0712)	(0.0209)	(0.0024)
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.9728$^{n.s}$	-1.0291$^{n.s}$	-2.0306**	-1.0072$^{n.s}$	-1.1836$^{n.s}$	-0.9462$^{n.s}$
	Prob.	(0.2844)	(0.2625)	(0.0431)	(0.2703)	(0.2075)	(0.2930)
At First Difference							
Malaysia		d(REX)	d(I)	d(GDP)	d(INF)	d(M2)	d(MCA)
With Constant	t-Statistic	-3.6882**	-3.4289**	-6.3989***	-7.3432***	-7.3385***	-5.7670***
	Prob.	(0.0134)	(0.0228)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.5602*	-3.2782*	-6.4899***	-5.3304***	-7.1065***	-5.6437***
	Prob.	0.0613	0.0999	0.0002	0.0025	0.0001	0.0016
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.4976**	-3.4061***	-6.5076***	-7.5084***	-7.4241***	-5.9481***
	Prob.	(0.0015)	(0.0018)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

Notes: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: أعد الجدول إعتماداً على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

يلاحظ من الجدول (1) أن بعض المتغيرات مستقرة عند المستوى الأول I(0) بإستثناء سعر الصرف الحقيقي الفعال وسعر الفائدة حيث كانت قيمهم أكبر من مستوى المعنوية (5%)، بالتالي فهذا يعتبر أن السلسلة تحتوي على جذر الوحدة عند المستوى؛ ويمكن تفسير عدم إستقرارية مؤشري سعري الصرف والفائدة يرجع إلى درجة حساسيتهم إتجاه الظروف الإقتصادية لتغيير سلوكهم فهم يحتاجوا إلى فترة أطول نسبياً ليظهروا سلوكاً مشابه لسلوك المتغيرات الأخرى في الأجل الطويل. لكن القيم الإحتمالية لإختبار الإحصائي (t) في الفرق الأول I(1) ولجميع المتغيرات أصبحت معنوية عند المستوى الاحصائي (0.05) وأن السلسلة مستقرة وساكنة ولا تحتوي على جذر الوحدة؛ هذا يعني رفض فرضية العدم المتمثلة بعدم سكون المتغيرات في مستوياتها. فإنه عند تقدير إنموذج SVAR فإن جميع المتغيرات ستدخل بصيغة فرق الأول first difference في الأنموذج.

ب. إختبار فيليبس بيرون Philips-Perron Test: إضافة إلى إختبار ديكي فولر المتزايد تم الإعتماد على إختبار فيليبس بيرون أيضاً للتأكد من إستقرارية البيانات وسكونها حيث كانت النتائج متشابه كما هو موضح في الجدول (2):

جدول (2)

اختبار لنتائج فيليبس بيرون (pp) لجذر الوحدة لمتغيرات الدراسة لماليزيا

UNIT ROOT TEST TABLE (PP) At Level							
Malaysia		REX	I	GDP	INF	M2	MCA
With Constant	t-Statistic	-0.8740$^{n.s}$	-1.6629$^{n.s}$	-3.9416***	-3.5086**	-2.9191*	-6.4635***
	Prob.	(0.7749)	(0.4338)	(0.0075)	(0.0188)	(0.0608)	(0.0000)
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.8650$^{n.s}$	-2.0998$^{n.s}$	-4.0026**	-3.4636*	-4.1207**	-11.2068***
	Prob.	(0.6346)	(0.5149)	(0.0262)	(0.0712)	(0.0209)	(0.0000)
Without Constant & Trend	t-Statistic	-1.0613$^{n.s}$	-1.1862$^{n.s}$	-2.0306**	-1.7426*	-1.1150$^{n.s}$	-4.8444***
	Prob.	(0.2505)	(0.2071)	(0.0431)	(0.0772)	(0.2312)	(0.0001)
At First Difference							
Malaysia		d(REX)	d(I)	d(GDP)	d(INF)	d(M2)	d(MCA)
With Constant	t-Statistic	-3.6855**	-3.0127*	-6.8046***	-8.6452***	-12.6331***	-14.6759***
	Prob.	(0.0135)	(0.0517)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.5565*	-2.8483$^{n.s}$	-7.3540***	-19.0920***	-11.5129***	-15.7904***
	Prob.	(0.0617)	(0.1989)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.5277***	-3.0117***	-6.9093***	-8.8260***	-10.5378***	-15.3805***
	Prob.	(0.0014)	(0.0047)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0001)

Notes: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: أعد الجدول إعتماداً على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

يعرض الجدول (2) نتائج إختبار (pp) لإستقرارية بيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة. إذ يلاحظ من نتائج الجدول أن متغيرات السلاسل الزمنية المستخدمة في الدراسة متكاملة من الرتبة الأولى ماعدا (سعر الصرف الحقيقي الفعال وسعر الفائدة) غير مستقرة في حالتها الأولية أي عند المستوى، وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير إلى أن البيانات غير مستقرة عند مستواها الأول وأن هناك جذر الوحدة وذلك لأنه قيم (t) المحسوبة أقل من القيم الجدولية عند مستوى معنوية (5%). عند أخذ الفروق الأولية تتحول بيانات السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات إلى حالة الإستقرار ومن ثم رفض فرضية العدم المتمثلة بعدم سكون البيانات وقبول الفرضية البديلة التي تنص بأن البانات مستقرة وساكنة عند مستوى معنوية (5%) ويطلق عليها متكاملة من الدرجة الأولى I(1) .

2.2.3. إختبارات التكامل المشترك Co-Integration Test

بعد التأكد من أن البيانات مستقرة وساكنة في الفروق الأولية، يمكن الإنتقال إلى تطبيق إختبار التكامل المشترك لمعرفة ما إذا كان هناك وجود علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين المتغيرات أو لا يوجد. بالإعتماد على مقياس Johansen-Juselius لتشخيص وجود علاقة تكامل مشترك بإستخدام معياري Maximum Eigen Values Test و Trace Test وبموجبه يتم تحديد عدد متجهات التكامل المشترك للعلاقة التوازنية المستقرة على مدى الطويل الأجل (العلي، 2012: 73).

- إختبار التكامل المشترك لمتغيرات العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة مع مؤشر القيمة السوقية للأسواق المالية، كما في الجدول (3):

جدول (3) نتائج اختبار التكامل المشترك لمتغيرات العلاقة التبادلية مع مؤشر القيمة السوقية الدراسة لماليزيا

Sample (adjusted): 2002 2020
Included observations: 19 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: REX I GDP INF M2 MCA
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.05	Prob.**
None *	0.996522	238.6765	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.991116	131.1130	69.81889	0.0000
At most 2	0.724613	41.36637	47.85613	0.1773
At most 3	0.408390	16.86436	29.79707	0.6501
At most 4	0.208914	6.891118	15.49471	0.5904
At most 5	0.120448	2.438502	3.841466	0.1184
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value 0.05	Prob.**
None *	0.996522	107.5635	40.07757	0.0000
At most 1 *	0.991116	89.74662	33.87687	0.0000
At most 2	0.724613	24.50201	27.58434	0.1182
At most 3	0.408390	9.973238	21.13162	0.7472
At most 4	0.208914	4.452616	14.26460	0.8088
At most 5	0.120448	2.438502	3.841466	0.1184

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eq(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

يظهر الجدول (3) أن كافة المتغيرات ليس لها تكامل مشترك من الدرجة الأولى ومن ثم لا يوجد علاقة توازنية مستقرة طويلة الأجل بين المتغيرات، وعليه قبول فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات المقدرة ورفض الفرضية البديلة. بالتالي نتيجة هذا الإختبار يؤدي إلى إمكانية تطبيق إنموذج متجه الإنحدار الذاتي الهيكلي SVAR لمتغيرات الدراسة بإعتبار أن أحد أهم شروط تطبيقها هو عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

3.2.3. إختبار تحديد فترات الإبطاء Lag test

إن أحد أهم الشروط لتطبيق إنموذج متجه الإنحدار الذاتي الهيكلي هو تحديد فترة إبطاء مثلى لكل إنموذج وذلك من خلال إستخدام إنموذج متجه الإنحدار الذاتي VAR كما هو مبين في الجداول 4. أظهرت نتائج الجدول الخاصة بالنموذج العلاقة التبادلية بين سعري

الصرف والفائدة أن أفضل فترة إبطاء وفق معايير المعلومات HQ، SC، وAIC هي (2)، عليه وفق هذه النتائج يمكن تقدير أنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR عند فترة إبطاء الثانية وأن الأنموذج سيعطي أفضل نتائج في هذه الفجوة (t-2).

جدول (4) نتائج إختبار تحديد فترة الإبطاء لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D(REX) D(I) D(GDP) D(INF) D(M2)
Exogenous variables: C
Sample: 2000 2020

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-174.5615	NA	318.1317	19.95128	20.19860	19.98538
1	-144.6389	39.89679*	210.0490	19.40432	20.88828	19.60894
2	-97.43851	36.71142	42.26858*	16.93761*	19.65819*	17.31274*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

اما الجدول (5) يظهر بأن أفضل فترة إبطاء لأنموذج الأسواق المالية الخاص بمؤشر القيمة السوقية وفق معايير المعلومات HQ، SC، وAIC هي عند فترة إبطاء (2)، بذلك يمكن تقدير الأنموذج الهيكلي لمؤشر القيمة السوقية عند الفجوة (t-2).

جدول (5) نتائج اختبار تحديد فترة الإبطاء لأنموذج الأسواق المالية (مؤشر القيمة السوقية) لماليزيا

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D(MCA) D(REX) D(I)
Exogenous variables: C
Sample: 2000 2020

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-50.73578	NA	0.111764	6.321857	6.468894	6.336473
1	-41.77304	13.70772	0.115275	6.326240	6.914391	6.384704
2	-25.05720	19.66570*	0.052902*	5.418494*	6.447758*	5.520805*
3	-16.72407	6.862578	0.082388	5.496949	6.967326	5.643108

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

4.2.3. الانتقال من الصيغة القانونية لنموذج VAR الى الصيغة الهيكلية (SVAR)

وفقاً لأنموذج الانحدار الذاتي للدراسة فإن الأنموذج من الرتبة الثانية VAR(2) وفق فترات الإبطاء، وسيكون الأنموذج كمايلي (Kilian Ouliaris et al., 2016: 48)(& Helmut, 2017: 2):

$$AY_t = B_0 + BY_{t-1} + CY_{t-2} + U_t$$

متجه المتغيرات الداخلية لهذا الأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة سيكون كمايلي:

$$Y_t = (\ \Delta(GDP_t)\ \Delta(INF_t)\ \Delta(M_{2t})\ \Delta(I_t)\ \Delta(REX_t))'$$

أما معادلة متجه البواقي غير المرتبطة ذاتياً لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة هي:

$$U_t = (U_t^{\Delta(GDP)}\ U_t^{\Delta(INF)}\ U_t^{\Delta(M_2)}\ U_t^{\Delta(I)}\ U_t^{\Delta(REX)}\ )'$$

ومتجه المتغيرات الداخلية لأنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية هو كالآتي:

$$Y_t = (\ \Delta(REX_t)\ \Delta(I_t)\ \Delta(MCA_t))'$$

ومعادلة متجه البواقي غير المرتبطة ذاتياً لأنموذج القيمة السوقية هي:

$$U_t = (U_t^{\Delta(REX)}\ U_t^{\Delta(I)}\ U_t^{\Delta(MCA)}\ )'$$

إعتماداً على ماتم ذكره في الدراسة فإن الحد الأدنى لعدد القيود المطلوبة لتقدير أنموذج متجه الأنحدار الذاتي الهيكلي هو: $\frac{5(5-1)}{2} = 10$، عليه سيكون عدد القيود المفروضة على عناصر المصفوفة A للأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة ، أما قيود الفروضة على أنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية هي $\frac{3(3-1)}{2} = 3$، ولتحديد الصدمات الهيكلية سنقوم بصياغة مصفوفة الأنتقال Φ_i أي بمعنى مصفوفة الأنتقال (S) وفق الطريقة الأتية:

$$e_t = A^{-1}U_t \rightarrow Ae_t = AA^{-1}U_t \rightarrow Ae_t = BU_t$$

- إذ أن: $\Phi_i = A^{-1}B$
- ويمكن كتابة $e_t = A^{-1}U_t$ بالشكل $Ae_t = BU_t$
- تثبيت العناصر القطرية بإعطائها القيمة 1، أي التسوية Normalization التي عددها n وهي تتعلق بقطر المساواة diagonal التالية: $\Phi\acute{\Phi} = \Omega$ حيث أن Ω مصفوفة التباين المشترك Covariance للبواقي العشوائية.
- تثبيت بعض العناصر القطرية للمصفوفتين اعتماداً على أسس والنظريات الإقتصادية. إما سنفترض بأنه يوجد تأثير وفي هذه الحالة يجب قياسها لإعطاء قيمة للعنصر المصفوفة (a_{ij})، أو نفترض أن أحد البواقي لا يؤثر في الآخر في نفس الفترة الزمنية أي بمعنى أن قيمة هذا العنصر صفر. لذلك سنقوم بوضع الفرضيات وفق القيود التي تنص عليها النظرية الاقتصادية فيما يتعلق بمتغيرات البحث هي:

أ. وفق مصفوفة (A) إن القيود المفروضة على النمو الناتج المحلي الإجمالي هي أنها تتأثر بالصدمات الهيكلية الخاصة بالمتغير فقط ، والقيود هي:

$$a_{11=1}, a_{12=0}, \dots, a_{15=0}$$

ب. وإن التضخم يتأثر بالصدمات الهيكلية الخاصة به فقط، عليه فإن القيود المفروضة على المصفوفة (A) والخاصة بهذا المتغير هو كالآتي:

$$a_{21=0}, a_{22=1}, a_{23=0}, \dots, a_{25=0}$$

ت. أن النمو عرض النقد بالمعنى الواسع يتأثر هذا المتغير فقط بالصدمات الهيكلية الخاصة به، وإن القيود المفروضة علية هي كمايلي:

$$a_{31=0}, a_{32=0}, a_{33=1}, a_{34=0}, a_{35=0}$$

ث. أما فيما يخص أنموذج سعر الفائدة فيفترض أن هنالك أثر لصدمات الهيكلية المتوقعة لمتغيرات المستقلة (سعر الصرف الحقيقي الفعال، عرض النقد بالمعنى الواسع، والناتج المحلي الإجمالي) على سعر الفائدة على الودائع بحيث أن هذا الأخير يستجيب آنياً لهذه الصدمات، إضافة إلى أن سعر الفائدة يتأثر بالصدمات الآنية الهيكلية الخاصة به، القيود الفروضة على هذا الأنموذج ستكون:

$$a_{41\neq0}, a_{42=0}, a_{43\neq0}, a_{44=1}, a_{45\neq0}$$

ج. بهذا يفترض الأنموذج بأن التغيرات غير المتوقعة التي تحدث في سعر الفائدة فهي بسبب التغيرات الحاصلة في سعر الصرف الحقيقي الفعال والمتغيرات المستقلة الأخرى.

ح. وفق مصفوفة (A) إن القيود المفروضة على سعر الصرف الحقيقي الفعال؛ هي أن هنالك أثر صدمة متوقع من سعر الفائدة على الودائع في الأسواق المالية والناتج المحلي الإجمالي والتضخم وكذلك عرض النقد بالمعنى الواسع على سعر الصرف الحقيقي الفعال، إضافة إلى التغيرات الحاصلة في سعر الصرف الحقيقي الفعال REX التي تفسر بصدمة آنية هيكلية في سعر الصرف الحقيقي الفعال نفسه، والقيد المفروضة عليه هي:

$$a_{51\neq0}, a_{52\neq0}, a_{53=0}, a_{54\neq0}, a_{55=1}$$

خ. يمكن إفتراض على أن أي تغير غير متوقع في سعر الصرف الحقيقي الفعال يمكن أن يكون ناتج بسبب المتغيرات المستقلة الخاصة بأنموذج سعر الصرف الحقيقي الفعال.

د. أما فيما يخص أنموذج الأسواق المالية وبالإعتماد على مؤشر القيمة السوقية، يمكن إفتراض بأن هنالك أثر للصدمات المنتجة من العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على الأسواق المالية وأن هناك إستجابة آنية من مؤشر القيمة السوقية وبالتالي استجابة من الأسواق المالية ككل.

$$a_{11=1}, a_{12=0}, a_{13=0}$$
$$a_{21=0}, a_{22=1}, a_{23=0}$$
$$a_{31\neq 0}, a_{32\neq 0}, a_{33=1}$$

عليه يمكن كتابة القيود البواقي لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة كمايلي:

$$U_t^{\Delta(GDP)} = e_t^{\Delta(GDP)}$$
$$U_t^{\Delta(INF)} = e_t^{\Delta(INF)}$$
$$U_t^{\Delta(M_2)} = e_t^{\Delta(M_2)}$$
$$U_t^{\Delta(I)} = a_{41} e_t^{\Delta(GDP)} + a_{43} e_t^{\Delta(M_2)} + a_{44} e_t^{\Delta(I)} + a_{45} e_t^{\Delta(REX)}$$
$$U_t^{\Delta(REX)} = a_{51} e_t^{\Delta(GDP)} + a_{52} e_t^{\Delta(INF)} + a_{54} e_t^{\Delta(I)} + a_{55} e_t^{\Delta(REX)}$$

وقيود البواقي الخاصة بإنموذج مؤشر القيمة السوقية كالآتي:

$$U_t^{\Delta(I)} = e_t^{\Delta(I)}$$
$$U_t^{\Delta(REX)} = e_t^{\Delta(REX)}$$
$$U_t^{\Delta(MCA)} = a_{31} e_t^{\Delta(I)} + a_{32} e_t^{\Delta(REX)}$$

1.4.2.3. أنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة:

وفقاً للقيود المذكورة فإن نتائج تقدير المصفوفة A الهيكلية والمصفوفة B القطرية ومصفوفة الإنتقال S سيكون كالتالي:

Estimated A matrix

$$= \begin{bmatrix} 1.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 1.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 1.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ -0.070488 & 0.000000 & 0.097653 & 1.000000 & -0.092997 \\ -7.463207 & 2.215056 & 0.000000 & 56.13459 & 1.000000 \end{bmatrix}$$

Estimated B matrix

$$= \begin{bmatrix} 2.963798 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 1.635902 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 2.316718 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.183849 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 11.23297 \end{bmatrix}$$

Estimated S matrix

$$= \begin{bmatrix} 2.963798 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 1.635902 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 2.316718 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.364281 & -0.054175 & -0.036370 & 0.029556 & 0.167938 \\ 1.670695 & -0.582544 & 2.041634 & -1.659124 & 1.805849 \end{bmatrix}$$

المصدر: نتائج تقدير المصفوفات المعاملات الهيكلية أعدت بالإعتماد على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

عليه وفقاً لإختبار التأثيرات الهيكلية والعلاقات التبادلية بين متغيرات الدراسة فإن المعاملات الهيكلية لمصفوفة A أظهرت بأن أغلبية القيم الإحتمالية لمصفوفة المعاملات الهيكلية لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا SVAR(2) هي معنوية عند المستوى(5%)، كما هو موضح في الجدول (6).

جدول (6) نتائج تقدير مصفوفة المعاملات الهيكلية للأنموذج SVAR2 للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا

Structural VAR Estimates				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.070488	0.019487	-3.617123	0.0003
C(2)	-7.463207	8.943733	-0.834462	0.4040
C(3)	2.215056	3.269570	0.677476	0.4981
C(4)	0.097653	0.031769	3.073891	0.0021
C(5)	56.13459	71.60099	0.783992	0.4330
C(6)	-0.092997	0.029497	-3.152703	0.0016
C(7)	2.963798	0.493966	5.999999	0.0000
C(8)	1.635902	0.272650	5.999999	0.0000
C(9)	2.316718	0.386120	5.999999	0.0000
C(10)	0.183849	0.057741	3.184034	0.0015
C(11)	11.23297	12.16939	0.923052	0.3560
Log likelihood	-151.3962			
Chi-square(4)	22.91384		Probability	0.0001

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

– تبين أن هناك تأثير معنوي سلبي ذات دلالة إحصائية بين نمو الناتج المحلي الإجمالي وسعر الفائدة عند مستوى معنوية (0.0003) وبعلاقة عكسية بنسبة (0.070488%) بين المتغيرين، وهذا يعني أنه إذا أرادت الدولة تحقيق نمو إقتصادي في الناتج المحلي الإجمالي والمحافظة عليه فلابد من تخفيض سعر الفائدة كسياسة نقدية وبالتالي إنخفاض في أسعار الفائدة على الودائع.

– يتضح وجود تأثير معنوي ذات دلالة إحصائية لسعر الفائدة على الودائع الاسمي (ليس الحقيقي) ونمو عرض النقد بالمعنى الواسع ، حيث بلغت قيمتها المعنوية (0.0021)، يعني إن أي زيادة في عرض النقد بالمعنى الواسع سيؤدي إلى ارتفاع أسعار الفائدة على الودائع(سعر الفائدة الإسمي) بنسبة (0.097653 %) وهذا ما يتوافق مع النظرية الإقتصادية (نظرية تفضيل السيولة).

– بالرجوع إلى مصفوفة A يتضح وجود علاقة عكسية بين سعر الفائدة على الودائع وسعر الصرف الحقيقي الفعال بمستوى معنوية (0.0016) وذات دلالة إحصائية، وهذا يشير إلى أن إرتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال سيؤدي إلى إنخفاض في سعر الفائدة على الودائع بنسبة (0.092997%).

– وجود تأثير سلبي غير معنوي لنمو الناتج المحلي الإجمالي على سعر الصرف الحقيقي الفعال(اي بمعنى ارتفاع لقيمة العملة المحلية بحكم العلاقة العكسية بين سعر الصرف وقيمة العملة)، أي أن هناك علاقة عكسية ضعيفة وليست ذات دلالة إحصائية إذ بلغت نسبتها (7.463207%) بدلالة مستوى المعنوية (0.4040).

– إن نتيجة تقدير المعاملات الهيكلية لأثر التضخم على سعر الصرف الحقيقي الفعال بأن هناك علاقة إيجابية ضعيفة غير معنوية عند المستوى الإحصائي (0.4981)، وهذا يدل بأن أي إرتفاع في معدل التضخم سيؤدي إلى إنخفاض في قيمة عملة رينغيت لماليزيا أي إرتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال بنسبة (2.215056%).

– أما فيما يخص أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة، فإن أثر سعر الفائدة على سعر الصرف الحقيقي الفعال كان غير معنوي عند المستوى (0.4330)؛ وهي ليست ذات دلالة إحصائية. عليه إن هذه النتيجة تدل على أن عند حدوث أي إرتفاع

في سعر الفائدة سيؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي الفعال(اي بمعنى ارتفاع بقيمة العملة المحلية نتيجة زيادة الطلب على العملة المحلية الماليزية وهذا يؤشر العلاقة العكسية بين سعر الفائدة والصرف والطردية بين سعر الفائدة وقيمة العملة المحلية) بنسبة (56.13459%).

2.4.2.3. أنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية:

اعتمادا على ما سبق فإن نتائج تقدير مصفوفة المعاملات الهيكلية A لأنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR2 والمصفوفة B القطرية ومصفوفة الانتقال S هي كما في المصفوفة التالية ادناه:

Estimated A matrix

$$= \begin{bmatrix} 1.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 1.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.033304 & 0.559464 & 1.000000 & 0.000000 \\ 0.088763 & 0.625580 & 0.000000 & 1.000000 \end{bmatrix}$$

Estimated B matrix

$$= \begin{bmatrix} 3.504067 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.245307 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 0.137190 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 & 0.355584 \end{bmatrix}$$

Estimated S matrix

$$= \begin{bmatrix} 3.504067 & 0.000000 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0.000000 & 0.245307 & 0.000000 & 0.000000 \\ -0.116700 & -0.137240 & 0.137190 & 0.000000 \\ -0.311031 & -0.153459 & 0.000000 & 0.355584 \end{bmatrix}$$

المصدر: نتائج تقدير المصفوفات المعاملات الهيكلية أعدت بالإعتماد على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

إن اختبارات التأثيرات والعلاقات المتبادلة بين متغيرات الأنموذج لأثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على الأسواق المالية في الأجل القصير موضح في مصفوفة المعاملات الهيكلية A وفي الجدول (7) مبيناً القيم الاحتمالية لمصفوفة المعاملات الهيكلية عند مستوى المعنوية (5%) كما في الجدول 7.

جدول (7) نتائج تقدير مصفوفة المعاملات الهيكلية للأنموذج SVAR2 لأثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا

Structural VAR Estimates				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.033304	0.009691	3.436545	0.0006
C(2)	0.088763	0.025119	3.533749	0.0004
C(3)	0.559464	0.138433	4.041402	0.0001
C(4)	0.625580	0.358806	1.743507	0.0812
C(5)	3.504067	0.584011	5.999999	0.0000
C(6)	0.245307	0.040884	5.999999	0.0000
C(7)	0.137190	0.022865	5.999999	0.0000
C(8)	0.355584	0.059264	5.999999	0.0000
Log likelihood	-45.07296			
Chi-square(2)	22.93854	Probability		0.0000

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

– يتضح من الجدول أعلاه ووفق مصفوفة A الهيكلية أن هناك تأثير إيجابي لسعر الصرف الحقيقي الفعال على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لدولة ماليزيا، حيث بلغت قيمتها المعنوية (0.0006) وهي ذات دلالة إحصائية، وهذا يفسر أن العلاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي الفعال والقيمة السوقية وأي إرتفاع في سعر الصرف سوف يؤدي إلى ارتفاع القيمة السوقية بنسبة (0.033304%).

– يبين أيضاً أن هناك تأثير إيجابي لسعر الفائدة على المتغير المعتمد مؤشر القيمة السوقية، حيث بلغت قيمتها الإحصائية المعنوية (0.0001)؛ وهذا يعني أن العلاقة طردية بين المتغيرين وأن أي تغير في سعر الفائدة سيؤدي إلى نفس التغير في مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لدولة ماليزيا وبنسبة (0.559464%).

5.2.3. إختبار تحليل دوال الإستجابة الفورية الهيكلية Structural Impulse Response Function Test

عن طريق تحليل الإستجابة الفورية يمكن محاكاة التأثيرات الديناميكية للصدمات الهيكلية المختلفة على متغيرات النموذج خلال فترة زمنية معينة. ويمكن قياس الصدمة من خلال طريقتين؛ أولاً قياس أثر الصدمة بمقدار انحراف معياري واحد VARs، ثانياً يمكن قياس أثر الصدمة بمقدار وحدة واحدة SVAR (Ouliaris et al., 2016: 90).

1.5.2.3. دوال الإستجابة لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة:

لتقدير أثر الصدمة الهيكلية لأنموذج SVAR(2) نقوم بإختبار SIRF وذلك من خلال محاكاة الصدمة التي تنتقل في نفس الوقت الى متجه البواقي القانونية من خلال مصفوفة الإنتقال S، عليه بعد التحول من الشكل القانوني إلى الشكل الهيكلي فإن جميع المتغيرات يمكنها الحصول على الإستجابة الهيكلية الناتجة من صدمة هيكلية مقدرة بوحدة واحدة. وإن دوال إستجابة الصدمات لآثار الصدمات الهيكلية الحاصلة في متغيرات المستقلة لأنموذج العلاقة التبادلية لسعري الصرف والفائدة لماليزيا خلال مدة (10) سنوات مستقبلية موضح في الجدول (8) والشكل (1) كما يلي:

جدول (8) نتائج قيم تحليل دوال الإستجابة الفورية الهيكلية SIRF للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا

Response of D(I)					
Period	Shock1 (GDP)	Shock2 (INF)	Shock3 (M2)	Shock4 (I)	Shock5 (REX)
1	0.364281 (0.08025)	-0.054175 (0.05286)	-0.036370 (0.04009)	0.029556 (0.03202)	0.167938 (0.02927)
2	0.227222 (0.19477)	0.007706 (0.13793)	0.024009 (0.12991)	-0.077457 (0.09829)	-0.021428 (0.10188)
3	-0.206270 (0.25443)	0.291564 (0.15318)	0.008999 (0.13146)	0.029814 (0.08825)	-0.159522 (0.10614)
4	0.019651 (0.25922)	0.027856 (0.23491)	-0.166159 (0.17068)	0.011041 (0.11812)	-0.066134 (0.14188)
5	0.218885 (0.27155)	-0.229370 (0.23082)	-0.049953 (0.14522)	0.111153 (0.10409)	0.097911 (0.14420)
6	0.091814 (0.33099)	0.185541 (0.27782)	-0.053452 (0.16340)	-0.031358 (0.11887)	0.027118 (0.15205)
7	0.064094 (0.35402)	0.068177 (0.27191)	0.038016 (0.16824)	-0.050384 (0.11892)	-0.042998 (0.15201)
8	-0.042023 (0.30857)	0.013113 (0.29389)	-0.040621 (0.13621)	0.041685 (0.10108)	-0.047496 (0.14059)
9	0.044552 (0.25612)	0.051250 (0.26188)	-0.095008 (0.13671)	0.042950 (0.09764)	-0.021505 (0.13238)
10	0.146112 (0.25041)	-0.077028 (0.24769)	-0.018711 (0.14276)	-6.12E-06 (0.10006)	0.034075 (0.12075)
Response of D(REX)					
Period	Shock1 (GDP)	Shock2 (INF)	Shock3 (M2)	Shock4 (I)	Shock5 (REX)
1	1.670695 (0.74060)	-0.582544 (0.58246)	2.041634 (0.66385)	-1.659124 (0.43842)	1.805849 (0.56716)
2	-1.966310 (1.74458)	0.481087 (1.23794)	1.218267 (1.18406)	-0.806042 (0.88269)	0.186437 (0.91994)
3	-2.640916 (2.11647)	0.665341 (1.41764)	0.482700 (1.25607)	0.317529 (0.89805)	-0.889805 (0.96344)
4	0.453773 (2.47453)	-2.180840 (1.96297)	-0.127337 (1.33533)	0.102175 (0.86864)	-0.037035 (1.16673)
5	-0.232235 (2.29731)	-0.731255 (2.07176)	0.489338 (1.31745)	0.233020 (0.96166)	0.516212 (1.20538)
6	-1.131163 (2.33820)	1.241424 (2.10075)	0.342688 (1.17452)	-0.769320 (0.75122)	0.145772 (1.10930)
7	-0.419704 (2.46260)	-1.140876 (2.16233)	0.791902 (1.21872)	-0.113001 (0.82134)	0.240940 (1.02016)
8	-0.716950 (2.57262)	-0.363288 (2.18765)	0.171461 (1.21127)	0.190194 (0.81027)	0.012895 (1.00688)
9	-0.280016 (2.22450)	-0.013839 (2.07178)	0.253437 (1.09053)	-0.213814 (0.71815)	-0.116495 (0.89297)
10	-0.463840 (1.93995)	-0.570919 (1.93631)	0.452955 (1.10449)	-0.161566 (0.67817)	0.139215 (0.81966)
Factorization: Structural Standard Errors: Analytic * significant at level (5%)		القيم بين القوسين تمثل القيم المعيارية			

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

وفق الجدول (8) الذي يبين إستجابة المتغير التوضيحي سعر الفائدة لصدمات الهيكلية للمتغير نفسه والمتغيرات المستقلة بمقدار انحراف معياري واحد، حيث إختلفت التذبذبات والصدمات الهيكلية بين كل فترة بالإنخفاض والإرتفاع وهذا يثبت درجة حساسية المتغير تجاه المتغيرات المستقلة. إضافة إلى ذلك فإن الجدول (8) يوضح دوال الإستجابة الفورية لمتغير سعر الصرف الحقيقي الفعال تجاه المتغيرات المستقلة بمقدار انحراف معياري واحد، كذلك أظهرت نتائجها إختلاف الصدمات بالإنخفاض والإرتفاع على مدى طول المدة. عليه فإن أثر كل صدمة لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا، كما يلي:

– الصدمة الهيكلية في الناتج المحلي الإجمالي ((Shock1 (GDP): فيما يخص إنموذج سعر الفائدة، فإن حدوث صدمة هيكلية في نمو الناتج المحلي الإجمالي بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر معنوي سلبي على سعر الفائدة على الودائع حيث تبدأ الصدمة بنسبة (0.364281%) وبعدها ينخفض أثر الصدمة إلى (0.227222%) نسبة مئوية، ويستمر بالإنخفاض ليبلغ الأثر السلبي إلى أقصى حد بنسبة (-0.206270%) قيمة سالبة. ثم يتحول أثر الصدمة لناتج المحلي الاجمالي في سعر الفائدة على الودائع إلى موجبة أي يرتفع في السنة الرابعة ليصبح (0.019651%) نسبة مئوية، ويستمر بالإرتفاع ليبلغ إلى (0.218885%) نسبة مئوية، بعدها في السنة السادسة يبدأ أثر الصدمة لناتج المحلي الاجمالي في سعر الفائدة على الودائع في الإنخفاض بنسبة(0.091814%) ويستمر في الإنخفاض على مدى ثلاث سنوات أخرى ويرتفع مرةً أخرى، هذا يدل على ثبات التذبذبات بين الناتج المحلي الإجمالي وسعر الفائدة على المستوى الكلي لسنوات. عليه يمكن القول إن التأثير المعنوي للصدمة المفاجئة في الناتج المحلي الإجمالي على سعر الفائدة على الودائع وبما أن نسبة الصدمة لهذا المتغير كان أكبر من الصدمات الأخرى فإن درجة حساسيته تجاه المتغير المعتمد (I) أكبر، ويسبب تغيير في سعر الفائدة على الودائع إنخفاضاً وإرتفاعاً بمقدار إنحراف معياري واحد بحيث يكون معنوي بالأجل القصير وليس معنوي بالأجل الطويل. أما في حالة حدوث صدمة هيكلية في نمو الناتج المحلي الإجمالي بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر معنوي إيجابي على سعر الصرف الحقيقي الفعال بنسبة (1.670695%) في السنة الأولى، بعدها يتحول الأثر الهيكلي إلى سلبي في السنة الثانية والثالثة بنسبة (-1.966310) و(-2.640916%) على التوالي. أما في السنة الرابعة يصبح أثر الصدمة الهيكلية في نمو الناتج المحالي الإجمالي موجبة بمقدار إنحراف معياري واحد وبنسبة (0.453773%)، ومن ثم يتحول أثر الصدمة الهيكلية إلى سالب طول المدة الأخيرة. عليه يمكن تفسير هذه التذبذبات بين المتغيرين بأن الأثر الهيكلي للصدمة في نمو الناتج المحلي الإجمالي بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر سلبي ضعيف في سعر الصرف الحقيقي الفعال في الأجل القصير والأجل الطويل، وهذا يثبت العلاقة العكسية بين سعر الصرف الحقيقي الفعال ونمو الناتج المحلي الإجمالي؛ لتحفيز الناتج المحلي الإجمالي لابد من تخفيض سعر الصرف الحقيقي الفعال لتعزيز الموقف التنافسي الدولي للسلع المحلية لماليزيا.

– الصدمة الهيكلية في التضخم ((Shock2 (INF): إن في حالة حدوث صدمة هيكلية في التضخم بمقدار انحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر معنوي سلبي على سعر الفائدة على الودائع في السنة الأولى وبنسبة (-0.582544%) وبعدها يرتفع بشكل ضعيف ليصبح (0.007706%) ويستمر بالارتفاع في السنة الثالثة ليبلغ نسبتها (0.291564%) ومن ثم ينخفض أثر الصدمة في سعر الفائدة على الودائع في السنة الرابعة بنسبة (0.027856%). عليه يمكن التفسير بأن تذبذبات اثر الصدمة في التضخم على سعر الفائدة يكون حساس لكن بشكل ضعيف مقارنة بنسب أثر الصدمات للمتغيرات الأخرى، حيث كان الأثر معنوي وسلبي في الفترة القصيرة ولم يكن له تأثير معنوي في الأجل الطويل.

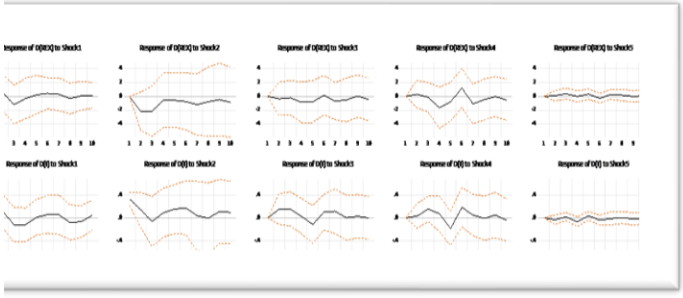
أما أثر الصدمة الهيكلية في التضخم بمقدار إنحراف معياري واحد أدى إلى أثر سلبي على سعر الصرف الحقيقي الفعال بنسبة (-0.582544%) في السنة الأولى، وفي السنة الثانية والثالثة تحول الأثر الهيكلي إلى إيجابي وإرتفع بنسبة (0.481087%) و(0.665341%) على التوالي بمقدار إنحراف معياري واحد. من ثم تحول أثر الصدمة الهيكلية إلى سالب في السنة الرابعة والخامسة بنسبة (-2.180840%) و(-0.731255%) على التوالي بعدها إرتفع الأثر الهيكلي في السنة السادسة بشكل إيجابي ولكن في السنوات الأخيرة إنخفضت وأصبحت الصدمات الهيكلية سالبة بمقدار إنحراف معياري واحد. يمكن القول أن الأثر الهيكلي للصدمة في التضخم كان سلبي على سعر الصرف الحقيقي الفعال بمقدار إنحراف معياري واحد وهذا مايتوافق مع النظرية الإقتصادية بأن العلاقة عكسية بين المتغيرين، ووفق نظرية تعادل القوة الشرائية فإن تدهور أسعار الصرف ناتج عن تدهور القوة الشرائية المصاحبة للتضخم.

– الصدمة الهيكلية في عرض النقد بمعناه الواسع ((Shock3 (M2): إن حدوث صدمة هيكلية سالبة في عرض النقد بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر معنوي سلبي في سعر الفائدة على الودائع في السنة الأولى بنسبة (-0.036370%)، ومن ثم يرتفع ليصبح (0.024009%) ويبدأ بالإنخفاض بنسبة (0.008999%) في السنة الثالثة، بعدها ينخفض بشكل حاد من السنة الرابعة بنسبة (-0.166159%) ويستمر حتى السنة السادسة ومن ثم في السنة السابعة يرتفع من المنطقة السالبة بنسبة (0.038016%) كما هو مبين في الشكل (1)، وينخفض أثر الصدمة في عرض النقد بمعناه الواسع على سعر الفائدة مرةً أخرى إلى المنطقة سالبة ويتحرك بشكل طفيف إرتفاعاً وإنخفاضاً بمقدار إنحراف معياري واحد في السنوات الأخيرة. عليه يمكن القول أن أثر الصدمة في عرض النقد بمعناه الواسع يؤدي إلى أثر سلبي معنوي في سعر الفائدة على الودائع في الأجل القصير، ولم يكن له تأثير معنوي في الأجل الطويل. في حالة حدوث صدمة في عرض النقد بمعناه الواسع بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر صدمة إيجابية معنوية في سعر الصرف الحقيقي الفعال حيث بلغت نسبته (2.041634%) ثم يبدأ بالإنخفاض حتى السنة الربعة حيث أصبح سالباً بنسبة (-0.127337%)، من ثم يتحول الأثر الهيكلي إلى موجب طول المدة الباقية بصدمات طفيفة إرتفاعاً وإنخفاضاً بمقدار إنحراف معياري واحد. وهذا يفسر بأن أثر الصدمة الهيكلية إيجابية معنوية في عرض النقد بالمعنى الواسع بمقدار إنحراف معياري واحد على سعر الصرف الحقيقي الفعال وأن العلاقة طردية بين المتغيرين.

– الصدمة الهيكلية في سعر الفائدة على الودائع ((Shock4 (I): في حالة حدوث صدمة آنية من المتغير نفسه بمقدار إنحراف معياري واحد أي حدوث أثر صدمة في سعر الفائدة على الودائع لنفس المتغير، يؤدي إلى أثر إيجابي معنوي في السنة الأولى (0.029556%) ومن ثم ينخفض نسبته في السنة الثانية ليبلغ (-0.077457%) ولكن يرتفع في السنة التالية ويستمر في الإرتفاع حتى السنة الخامسة (0.111153%) ثم يتحول الأثر الأثر الإيجابي إلى سلبي في السنة السادسة والسابعة على التوالي بنسبة (-0.031358%) و(-0.050384%) على التوالي. يتبين أن أثر الصدمة الأنية إيجابية ومعنوية في سعر الفائدة على الودائع على سعر

الفائدة على الودائع وأنها متذبذبة في الأجل القصير والأجل الطويل بمقدار إنحراف معياري واحد. أما فيما يخص أثر الصدمة الهيكلية بمقدار إنحراف معياري واحد في سعر الفائدة على الودائع على سعر الصرف الحقيقي الفعال؛ فإن الأثر الهيكلي كان سلبي في السنة الأولى بنسبة (1.659124-%) إضافة إلى ذلك فإن الأثر الهيكلي إرتفع بنسبة سالبة ليصبح (0.806042-%) في السنة الثانية واستمر بالإرتفاع إلى أن أصبح أثر الصدمة إيجابية وإرتفعت بمقدار إنحراف معياري واحد لثلاث سنوات متتالية، أما في السنة السادسة فإنخفض الأثر الهيكلي بشكل سلبي ليبلغ نسبته (0.769320-%) وهكذا تتغير النسب بشكل إيجابي وسلبي أي إرتفاعاً وإنخفاضاً من سنة إلى أخرى. لكن بشكل عام كان أثر الصدمة الهيكلية في سعر الفائدة على الودائع على سعر الصرف سلبياً؛ هذا يثبت أثر العلاقة التبادلية بين المتغيرين والعلاقة العكسية بينهم. وأن الأثر الهيكلي للصدمة في سعر الفائدة يؤثر بمقدار إنحراف معياري واحد على سعر الصرف الحقيقي الفعال في الأجل القصير والأجل الطويل.

– **الصدمة الهيكلية في سعر الصرف الحقيقي الفعال ((Shock5 (REX):** إن حدوث صدمة هيكلية موجبة أي إرتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر معنوي إيجابي عل سعر الفائدة على الودائع في السنة الأولى بمقدار (0.167938%)، ثم يتحول الأثر الإيجابي إلى سلبي لثلاث سنوات متتالية بنسب (0.021428-%)، (0.159522-%)، و(0.066134-%) على التوالي، بعدها يرتفع ليصبح إيجابي في السنة الخامسة بنسبة (0.097911%) حيث أن تذبذبات الصدمة كانت متقاربة وأن الشكل (1) يظهر بأنها شبه مستقره في السنوات الأخيرة. يمكن التفسير بأن أثر الصدمة الهيكلية في سعر الصرف الحقيقي الفعال يكون له أثر معنوي بمقدار إنحراف معياري واحد على سعر الفائدة على الودائع في الأجلين القصير والطويل. أما فيما يخص أثر الصدمة الخامسة في سعر الصرف الحقيقي الفعال على نفس المتغير (REX) فإن له أثر صدمة هيكلية آنية إيجابية بمقدار إنحراف معياري واحد على سعر الصرف الحقيقي الفعال في السنة الأولى والثانية بنسب (1.805849%) و (0.186437%) على التوالي، من ثم يتحول الأثر الهيكلي إلى سلبي لمدة سنتين وبنسب سالبة وبعدها يرتفع الأثر إيجابياً في السنة الخامسة بنسبة (0.516212%) ومن ثم ينخفض ويرتفع بالقيمة الموجبة حتى السنة التاسعة يبدأ بالإنخفاض حتى يصبح الأثر الهيكلي سالب بنسبة (0.116495-%) بعدها يرتفع أثر الصدمة في السنة العاشرة بنسبة (0.139215%). يمكن القول بأن أثر الصدمة الهيكلية الأنية في سعر الصرف الحقيقي الفعال له أثر معنوي ضعيف بمقدار إنحراف معياري واحد على سعر الصرف الحقيقي الفعال في الأجل القصير والأجل الطويل وهذا بدوره يفسر بأن القوة الشرائية للعملة المحلية رينغيت لماليزيا منخفضة ومتدهورة بالنسبة لسلة العملات الأجنبية الأخرى كما هو موضح في الشكل (1).



الشكل (1) تحليل دوال الإستجابة الفورية الهيكلية SIRF للصدمات الناتجة من متغيرات أنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا

المصدر: أعد الشكل إعتماداً على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الجدول (8) للدراسة

2.5.2.3.دوال الإستجابة لأنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية:

يبين الجدول (9) والشكل (2) دوال الإستجابة الفورية الهيكلية Structural Impulse Response Functions لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة وإنعكاس هذا الأثر على مؤشر الأسواق المالية (القيمة السوقية) لماليزيا خلال مدة (10) سنوات مستقبلية.

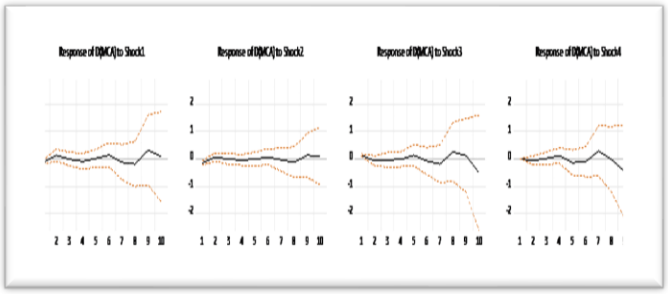
جدول (9) نتائج قيم تحليل دوال الإستجابة الهيكلية SIRF لأثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا

Response of D(MCA)			
Period	Shock1 (REX)	Shock2 (I)	Shock3 (MCA)
1	-0.116700 (0.03913)	-0.137240 (0.04094)	0.137190 (0.02287)
2	0.132543 (0.10629)	0.072748 (0.07706)	-0.069254 (0.08944)
3	-0.006374 (0.12513)	-0.007179 (0.09989)	-0.027153 (0.13320)
4	-0.088333 (0.14226)	-0.036588 (0.09732)	-0.017217 (0.13562)
5	0.022225 (0.16338)	-0.004133 (0.12461)	0.131777 (0.19415)
6	0.148110 (0.21885)	0.077409 (0.14557)	-0.072379 (0.24860)
7	-0.122892 (0.32180)	-0.029368 (0.21002)	-0.182636 (0.34216)
8	-0.179518 (0.41446)	-0.117329 (0.27717)	0.254174 (0.54271)
9	0.326649 (0.63904)	0.131093 (0.40230)	0.128316 (0.67111)
10	0.080797 (0.83198)	0.106546 (0.52740)	-0.505049 (1.05865)
Factorization: Structural Standard Errors: Analytic * Significant at level (5%) القيم بين القوسين تمثل القيم المعيارية			

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

الصدمات الهيكلية لمؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا ((Shock (MCA): في حالة حدوث صدمة هيكلية في سعر الصرف الحقيقي الفعال بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر معنوي سلبي في مؤشر القيمة السوقية بنسبة (0.116700-%)، من ثم في السنة الثانية تتحول الصدمة إلى أثر إيجابي بنسبة (0.132543%) لكن في السنة الثالثة والرابعة ينخفض أثر الصدمة بمقدار إنحراف معياري واحد بشكل طفيف وبنسبة سالبة (0.006374-%) و(0.088333-%) على التوالي. أما في السنة الخامسة والسادسة يرتفع أثر الصدمة الهيكلية بنسبة موجبة (0.022225%) و(0.148110%) وهي بمقدار إنحراف معياري واحد، عليه يرتفع وينخفض لأثر الصدمة في سعر الصرف الحقيقي الفعال بشكل طفيف لكل سنتين على التوالي خلال المدة المعينة حيث أن أثر الصدمة على مؤشر القيمة السوقية عند الإرتفاع يكون أكبر من الأثر الهيكلي عند الإنخفاض. أما أثر الصدمة الثانية (Shock2) الخاص بمتغير سعر الفائدة على الودائع ففي حالة حدوث صدمة هيكلية في هذا المتغير يؤدي إلى أثر معنوي سلبي على مؤشر القيمة السوقية بنسبة (0.137240-%) بمقدار إنحراف معياري واحد. في السنة الثانية والثالثة يتحول الأثر الهيكلي إلى موجب ويرتفع بنسبة (0.072748%) و(0.190460%) على التوالي، بعدها ينخفض أثر الصدمة الهيكلية لسنتين متتاليين بمقدار إنحراف معياري واحد وهكذا تستمر الصدمات. بما أن التذبذبات والصدمات كانت مشابهة للصدمة الأولى (Shock2)؛ عليه يمكن القول بأن أثر الصدمة الهيكلية للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر

معنوي مشابه سواء كان إرتفاعاً أو إنخفاضاً على مؤشر القيمة السوقية في الأجل القصير والأجل الطويل. أما في حالة حدوث صدمة هيكلية آنية (Shock3) في مؤشر القيمة السوقية يؤدي إلى أثر إيجابي معنوي في السنة الأولى بنسبة (0.137190%) بمقدار إنحراف معياري واحد، ومن ثم يصبح الأثر الهيكلي سلبي في معظم السنوات كما هو مبين في الشكل (2).



الشكل (2) تحليل دوال الاستجابة الهيكلية SIRF للصدمات الناتجة من إنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا

المصدر: أعد الشكل اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الجدول (9) للدراسة

6.2.3. إختبار تحليل تجزئة التباين الهيكلي Variance Decomposition Analysis Test

1.6.2.3. إختبار تحليل تجزئة التباين الهيكلي لأنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة:

يُظهر الجدول (10) نسبة المساهمة لكل متغير ضمن إنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي من الرتبة الثانية SVAR(2)، حيث يوضح الأهمية النسبية للصدمات في تفسير التباين والتقلبات المتوقعة لإنموذج العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة.

جدول (10) نتائج نسب تحليل تجزئة التباين الهيكلي للعلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة لماليزيا

Variance Decomposition of D(REX):						
Period	S.E.	Shock1 (GDP)	Shock2 (INF)	Shock3 (M2)	Shock4 (I)	Shock5 (REX)
1	3.436116	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	4.114284	71.58739	27.05897	0.770613	0.525055	0.057971
3	4.801515	58.68549	39.47643	0.717753	0.444205	0.676114
4	5.175077	50.91749	35.10998	3.165797	10.22471	0.582029
5	5.333541	48.14009	34.09053	5.102028	11.71402	0.953334
6	5.547631	45.11420	33.22128	4.824245	15.73215	1.108124
7	5.833684	41.07053	34.26096	5.747209	17.67941	1.241896
8	5.931800	39.98326	34.73771	6.313202	17.67520	1.290625
9	5.949517	39.76589	35.09030	6.287516	17.57330	1.283000
10	6.051705	38.49903	35.93794	6.608007	17.68122	1.273802
Variance Decomposition of D(I):						
Period	S.E.	Shock1 (GDP)	Shock2 (INF)	Shock3 (M2)	Shock4 (I)	Shock5 (REX)
1	0.376005	21.82268	78.17732	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.449571	22.76141	64.90655	11.31287	0.537530	0.481640
3	0.520501	22.37082	49.85666	17.75353	9.512162	0.506827
4	0.552757	24.89619	46.96426	15.99998	10.23150	1.908067
5	0.615596	20.10634	44.10505	16.49794	17.37138	1.919287
6	0.678795	17.35162	43.14800	15.79806	21.77178	1.930537
7	0.694198	17.27914	41.56218	17.93150	21.35851	1.868670
8	0.699054	18.40100	40.99418	17.68612	21.07143	1.847265
9	0.713353	18.44011	41.81928	17.13402	20.76578	1.840815
10	0.722830	18.39129	42.57725	16.68831	20.53746	1.805699
Factorization: Structural						

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

يبين نتائج الجدول (10) من أن نسبة المساهمة في السنة الأولى المستقبلية من التباين في نمو الناتج المحلي الإجمالي بنسبة مساهمة (100%) في تفسير التباين لأنموذج سعر الصرف، لكن في السنة الثانية تنخفض هذه النسبة إلى (71.58739%)، وصدمة التضخم تسهم بنسبة (27.05897%)، صدمة نمو عرض النقد بالمعنى الواسع تسهم بنسبة (0.770613%)، صدمة سعر الفائدة على الودائع تسهم بنسبة (0.525055%)، صدمة سعر الصرف الحقيقي الفعال تسهم بنسبة (0.057971 %) وهذه النسبة تعبر عن الصدمة الآنية الخاصة بالمتغير نفسه، عليه في الأجل القصير تفسر نسب التباين بأن أكثر الصدمات إسهاماً في سعر الصرف الحقيقي الفعال هو نمو الناتج المحلي الإجمالي بعدها تنخفض هذه النسبة بعد السنة الأولى، لتأتي بالدرجة الثانية الصدمة في التضخم، ثم صدمة نمو عرض النقد بعدها يأتي إسهام المتغير نفسه (صدمة سعر الصرف الحقيقي الفعال)، ثم صدمة سعر الفائدة على الودائع التي ساهمت بأقل نسبة في الأجل القصير. أما في الأجل المتوسط في السنة السادسة المستقبلية فإن نسبة المساهمة لمتغير نمو الناتج المحلي الإجمالي ينخفض إلى (45.11420%) من تفسير التباين، أما صدمة التضخم يساهم بنسبة (33.22128%)، ومن ثم صدمة نمو عرض النقد يزداد في الأجل المتوسط بنسبة مساهمة (4.824245%)، ثم يأتي صدمة سعر الفائدة على الودائع بنسبة (15.73215%)، والصدمة سعر الصرف الحقيقي الفعال يساهم بنسبة (1.108124%) من تفسير التباين للمتغير نفسه. بينما في الأجل الطويل أي في السنة العاشرة يلاحظ من الجدول (10) بأن هناك إستقرار نسبي مع تغيرات قليلة جداً في إسهام الصدمات لمتغيرات الدراسة في إنموذج سعر الصرف الحقيقي الفعال، حيث يظهر بأن (1.273802 %) من التباين في سعر الصرف الحقيقي الفعال يرجع الى صدمته الخاصة، وصدمة نمو الناتج المحلي الإجمالي يساهم بنسبة (38.49903 %)، ثم تأتي صدمة التضخم بإسهام (35.93794 %)، ومن ثم صدمة نمو عرض النقد بالمعنى الواسع الذي ساهمة بنسبة (6.608007%)، أما صدمة سعر الفائدة على الودائع تفسر بنسبة تباين (17.68122%) في الأجل الطويل.

أما فيما يخص نسب إسهام التحليل التباين لأنموذج سعر الفائدة فإن الجدول (10) يظهر بأن التباين في سعر الفائدة على الودائع لم تسهم بأي نسبة في السنة الأولى أما في السنة الثانية ساهمت بصدمة آنية للمتغير نفسه بنسبة (0.537530 %)، أما صدمة نمو الناتج المحلي الإجمالي في السنة الأولى ساهمت بنسبة (21.82268%) وفي السنة الثانية ساهم بنسبة (22.76141 %) من التباين. في حين أن صدمة التضخم ساهمت بنسبة أكبر في تحليل التباين بـ (78.17732%) في السنة الأولى، أما في السنة الثانية إنخفضت هذه المساهمة ليصبح (64.90655%)، ثم صدمة نمو عرض النقد بالمعنى الواسع ساهمة بنسبة (11.31287%) في السنة الثانية، صدمة سعر الصرف الحقيقي الفعال ساهم بنسبة (0.481640%) من التباين في السنة الثانية وهذا يفسر بأن أثر الصدمة من سعر الصرف إلى سعر الفائدة أقل من أثر الصدمة من سعر الفائدة إلى سعر الصرف بنسبة التباين في الأجل القصير. وفي الأجل المتوسط (السنة السادسة المستقبلية) فإن (21.77178%) من التباين في سعر الفائدة على الودائع ترجع إلى صدمته الخاصة، أما صدمة نمو الناتج المحلي الإجمالي ساهمة بنسبة (17.35162%)، وصدمة التضخم تسهم بنسبة (43.14800) من التباين وهي أكبر نسبة من الصدمات ساهمة في تحليل تباين سعر الفائدة، من ثم صدمة نمو عرض النقد بالمعنى الواسع ساهمة بنسبة (15.79806%)، صدمة سعر الصرف تسهم بـ (1.930537%) في تفسير التباين في سعر الفائدة على الودائع في الأجل المتوسط.

كما يلاحظ من الجدول (10) أن هناك إستقراراً في نسب إسهام الصدمات لمعظم المتغيرات لإنموذج سعر الفائدة في تفسير التباين لماليزيا في الأجل الطويل، حيث صدمة سعر الفائدة على الودائع ساهم بنسبة (20.53746%) من تباين المتغير نفسه، وصدمة نمو الناتج المحلي الإجمالي ساهمة بنسبة (18.39129%)، صدمة التضخم ساهمة بنسبة (42.57725%)، في حين ساهمة نمو عرض النقد بالمعنى الواسع ساهمة بنسبة (16.68831%) من تحليل التباين، ثم ساهمة صدمة سعر الصرف الحقيقي الفعال بنسبة (1.805699%). وفق نتائج الجدول (10) يمكن القول بأن هناك تذبذبات متدرجة مستقرة في نسب إسهام صدمات متغيرات إنموذجي سعري الصرف والفائدة في تفسير التباين للنموذجين لماليزيا في الأمد الطويل. ويلاحظ بأن صدمة نمو الناتج المحلي الإجمالي هي أكثر صدمات إسهاماً في تفسير التباين في سعر الصرف الحقيقي الفعال وخاصة في الأجل القصير والمتوسط حيث تقل هذه النسبة في الأجل الطويل، ثم تأتي بالدرجة الثانية الصدمة في التضخم، ثم تأتي صدمة سعر الفائدة على الودائع بالدرجة الثالثة، بالتالي فإن حدوث أي صدمة مفاجئة في هذه المتغيرات سيؤدي إلى تذبذب وصدمات في سعر الصرف الحقيقي الفعال. أما فيما يخص إنموذج سعر الفائدة فإن أكثر المتغيرات إسهاماً في تفسير التباين في سعر الفائدة هو التضخم وخاصة في الأجل القصير والمتوسط وتقل هذه النسبة في الأجل الطويل، أما في الدرجة الثانية تأتي الصدمة في نمو الناتج المحلي الإجمالي، ثم صدمة نمو عرض النقد بالمعنى الواسع تأتي بالدرجة الثالثة، عليه فعند حدوث أي تغير مفاجئ في تذبذب هذه المتغيرات فإنه سيؤدي إلى حدوث أثر صدمة مباشرة في سعر الفائدة على الودائع.

2.6.2.3. إختبار تحليل تجزئة التباين الهيكلي لأنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لدولة ماليزيا:

يوضح الجدول (11) الأهمية النسبية للصدمات في تفسير التباين والتقلبات لنموذج أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية، أي أنه يبين نسبة المساهمة لكل متغير ضمن أنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي من الرتبة الثانية SVAR (2).

يلاحظ من نتائج الجدول (11) أن تحليل التباين لأنموذج مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لماليزيا تبين في الأجل القصير أن نسبة المساهمة لمتغير سعر الصرف الحقيقي الفعال هي (26.56056%) من تفسير التباين في السنة الأولى المستقبلية، في حين أن صدمة سعر الفائدة على الودائع تسهم بـ (36.73306%)، من ثم صدمة مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية تساهم بنسبة (36.70638%) في السنة الأولى المستقبلية؛ وهذه المساهمة ترجع إلى صدمته الخاصة. في حين يلاحظ في الأجل المتوسط (السنة السادسة المستقبلية) فإن نسبة المساهمة لصدمة متغير سعر الصرف الحقيقي الفعال لأنموذج مؤشر القيمة السوقية ارتفع إلى (32.79440%) من تفسير التباين، وصدمة سعر الفائدة على الودائع ساهمة بنسبة (16.82215%) انخفاضا، ومن ثم صدمة المتغير المعتمد القيمة السوقية ساهمة بنسبة (25.21456%). بينما في الأجل الطويل اي في السنة العاشرة المستقبلية لأنموذج مؤشر القيمة السوقية؛ فإن صدمة سعر الصرف الحقيقي الفعال ساهمة بنسبة (18.77231%) من تحليل التباين، وصدمة سعر الفائدة ساهمة بنسبة (6.315511%)، في حين صدمة مؤشر القيمة السوقية ساهمة بنسبة (35.23802%) وهذه النسبة ترجع إلى صدمة خاصة بالمتغير.

جدول (11) نتائج نسب تحليل تجزئة التباين الهيكلي لأثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة على مؤشر القيمة السوقية لماليزيا

Variance Decomposition of D(MCA):				
Period	S.E.	Shock1 (REX)	Shock2 (I)	Shock3 (MCA)
1	0.226440	26.56056	36.73306	36.70638
2	0.287333	37.77439	29.22368	28.60617
3	0.289347	37.29892	28.87986	29.09000
4	0.327936	36.29279	23.72781	22.92223
5	0.378346	27.61102	17.83810	29.35209
6	0.432911	32.79440	16.82215	25.21456
7	0.567140	23.80332	10.06976	25.06186
8	0.657710	25.14888	10.66969	33.56942
9	0.891284	27.12648	7.973522	20.35285
10	1.087513	18.77231	6.315511	35.23802
Factorization: Structural				

المصدر: أعد الجدول اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 12 وفق بيانات الدراسة

عليه يمكن القول، في أنموذج مؤشر القيمة السوقية بأن الصدمة في سعر الفائدة على الودائع هي أكثر إسهاماً في تفسير التباين في مؤشر القيمة السوقية في الأجل القصير ومن ثم تأتي بالدرجة الثانية سعر الصرف الحقيقي الفعال، أما في الأجل الطويل فإن أكثر النسب إسهاماً هي نسب مؤشر القيمة السوقية ومن ثم صدمة سعر الصرف وبعدها سعر الفائدة، بالتالي فإن حدوث أي صدمة مفاجئة في هذه المتغيرات سيؤثر على أنموذج الأسواق المالية لماليزيا.

4. الاستنتاجات والمقترحات

1.4. الاستنتاجات

- وفق المفهوم النظري إن إرتفاع أسعار الفائدة أو إنخفاضها يؤثر على الاسواق المالية أي أنه يؤثر على مؤشر القيمة السوقية من الأدوات المالية فمثلاً عند إنخفاض أسعار الفائدة يتجه المستثمرون نحو الأسهم وتحقيق عوائد أعلى في الأسواق المالية وهذا بدوره يؤدي إلى إرتفاع أسعار الأسهم ، ولكن عند إرتفاع أسعار الفائدة يتجه المستثمرون نحو الأدوات ذات العوائد الثابتة مثل السندات بإعتبارها تكون أكثر جاذبية من الأسهم وهذا يؤدي إلى إنخفاض أسعار الأسهم، وهذه العملية تؤدي غلى انخفاض أوارتفاع مؤشر القيمة السوقية اعتماداً على حجم المعاملات المالية في السوق وأسعار السائدة في الاسواق.
- تؤثر تحركات أسعار الصرف على مؤشر الخوف في الأسواق المالية، حيث يمكن أن تؤدي التخفيضات المفاجئة والكبيرة في قيمة العملة إلى خلق حالة من عدم اليقين وخوف المستثمرين بالتالي بيع الأدوات ذات صلة بتلكة العملة. بالإضافة ترتبط أسعار الصرف بأسعار الفائدة من خلال التضخم، إذ يقوم البنك المركزي بتعديل سعر الفائدة قصيرة الأجل للتأثير على أسعار الفائدة في البنوك للسيطرة على التضخم وهذا بدوره يؤثر على تحركات أسعار الصرف.
- وجد في الجانب التطبيقي لهذه الدراسة بأن العلاقة بين سعر الصرف والفائدة وفق بيانات دولة ماليزيا كانت معنوية بإتجاه واحد من سعر الصرف إلى سعر الفائدة، حيث وجد بأن هناك علاقة عكسية بين سعر الفائدة على الودائع وسعر الصرف

الحقيقي الفعال، وهذا يعني بأن أي إرتفاع أو إنخفاض في سعر الصرف الحقيقي الفعال سيؤدي إلى إنخفاض في سعر الفائدة على الودائع، وهذا يثبت بأن هناك صدمة هيكلية لسعر الصرف على سعر الفائدة.

- وفق تحليل دوال الإستجابة الفورية الهيكلية؛ إن التأثير المعنوي للصدمة المفاجئة في الناتج المحلي الإجمالي على سعر الفائدة على الودائع (سعر الفائدة الاسمي) كانت حساسة جداً وبما أن نسبة الصدمة لهذا المتغير كان أكبر من الصدمات الأخرى فإن درجة حساسيته أكبروهذا يسبب تغيير في سعر الفائدة على الودائع إنخفاضاً وإرتفاعاً بمقدار إنحراف معياري واحد بحيث كان الأثر معنوي بالأجل القصير وليس معنوي بالأجل الطويل. أما الأثر الهيكلي للصدمة في نمو الناتج المحلي الإجمالي بمقدار إنحراف معياري واحد يؤدي إلى أثر سلبي ضعيف في سعر الصرف الحقيقي الفعال في الأجل القصير والأجل الطويل، وهذا يثبت العلاقة العكسية بين سعر الصرف الحقيقي الفعال ونمو الناتج المحلي الإجمالي؛ لتحفيز الناتج المحلي الإجمالي لابد من تخفيض سعر الصرف الحقيقي الفعال لتعزيز الموقف التنافسي الدولي للسلع المحلية لماليزيا.

- أيضاً وفق تحليل دوال الإستجابة ان تذبذبات اثر الصدمة في التضخم على سعر الفائدة كانت درجة حساسيته ضعيفة، حيث كان الأثر معنوي وسلبي في الفترة القصيرة ولم يكن له تأثير معنوي في الأجل الطويل. وأما الأثر الهيكلي للصدمة في التضخم كان سلبي على سعر الصرف الحقيقي الفعال بمقدار إنحراف معياري واحد وهذا مايتوافق مع النظرية الإقتصادية بأن العلاقة عكسية بين المتغيرين، ووفق نظرية تعادل القوة الشرائية فإن تدهور أسعار الصرف ناتج عن تدهور القوة الشرائية المصاحبة للتضخم.

- حسب تحليل دوال الإستجابة الفورية الهيكلية ان أثر الصدمة في عرض النقد بمعناه الواسع يؤدي إلى أثر معنوي في سعر الفائدة على الودائع في الأجل القصير، ولم يكن له تأثير معنوي في الأجل الطويل. اما أثر الصدمة الهيكلية في عرض النقد بالمعنى الواسع بمقدار إنحراف معياري واحد على سعر الصرف الحقيقي الفعال كانت معنوية وأن العلاقة طردية بين المتغيرين.

- وفق تحليل تجزئة التباين الهيكلية فأن صدمة نمو الناتج المحلي الإجمالي كانت أكثر الصدمات إسهاماً فن المتغيرات الأخرى في تفسير التباين في سعر الصرف الحقيقي الفعال وخاصة في الأجل القصير والمتوسط لكن بعدها تنخفض هذه النسبة في الأجل الطويل، بالتالي فإن حدوث أي صدمة مفاجئة في هذه المتغيرات سيؤدي إلى تذبذب وصدمات في سعر الصرف الحقيقي الفعال. أما فيما يخص إنموذج سعر الفائدة لتحليل تجزئة التباين الهيكلي فإن أكثر المتغيرات إسهاماً في تفسير التباين في سعر الفائدة هو التضخم وخاصة في الأجل القصير والمتوسط بعدها تقل هذه النسبة في الأجل الطويل، عليه فعند حدوث أي تغير مفاجئ في تذبذب هذه المتغيرات فإنه سيؤدي إلى حدوث أثر صدمة مباشرة في سعر الفائدة على الودائع.

- أما أثر العلاقة التبادلية بين سعري الصرف والفائدة كانت طردية ومتذبذبة على مؤشر القيمة السوقية، حيث ان أي ارتفاع أو إنخفاض في المتغيرين يؤدي إلى نفس الأثر والصدمة في مؤشر القيمة السوقية لأسواق المالية لدولة ماليزيا. إن في الأجل القصير، صدمة سعر الفائدة كان أكثر إسهاماً في تذبذبات مؤشر القيمة السوقية أما في الأجل الطويل فإن صدمة سعر الصرف كان أكثر إسهاماً في تذبذبات مؤشر القيمة السوقية لسوق المالي الماليزي.

- إعتماداً على إختبار تحليل تجزئة التباين الهيكلي، ففي أنموذج مؤشر القيمة السوقية فإن صدمة سعر الفائدة على الودائع (سعر الفائدة الأسمي) هي أكثر إسهاماً في تفسير التباين في مؤشر القيمة السوقية في الأجل القصير ومن ثم تأتي بالدرجة الثانية سعر الصرف الحقيقي الفعال، أما في الأجل الطويل فإن أكثر النسب إسهاماً هي نسبة مؤشر القيمة السوقية ومن ثم صدمة سعر الصرف وبعدها سعر الفائدة، بالتالي فإن حدوث أي صدمة مفاجئة في هذه المتغيرات سيؤثر على أنموذج الأسواق المالية لماليزيا.

2.4. المقترحات

- تعمل ماليزيا على التوازن الخارجي من خلال التصنيع والتصنيع الموجه للتصدير، لضمان ديمومة استقرار سعر الصرف من خلال استقرار قيمة العملة، وذلك لان عدم الاستقرار الخارجي يسبب استنزاف للموارد ومن ثم انحراف سعر الصرف الطبيعي مسبباً ضغوط تضخمية كسبب لنتيجة اسعار الفائدة الحقيقية التي ستنحسر، مما تزيد من الانفاق وتقلل من متوسط دخل الفرد الحقيقي باتجاه الانخفاض في النمو الاقتصادية، لذا ماليزيا تسعى الى تحقيق التوازن الخارجي والذي ينعكس على التوازن الداخلي.

- العمل على تحسين القدرة التنافسية عبر السلع المتاجر بها، من خلال توجيه برامج الاستثمار في تنمية الصادرات في سياق بيئة ملائمة من الاسعار النسبية، وذلك من خلال اعطاء الاولوية للمشاريع المتجهة الى التصدير او الى لتغطية الاستهلاك المحلي بالحد الادنى، لكون نسبة المكون المحلي سترتفع في الاستثمار وتخفيض من نسبة المكون الاجنبي وهذا بكل تأكيد سيقلل من الطلب على العملة الاجنبية مما سيحقق الاستقرار في سوق الصرف.

- تعمل ماليزيا منذ سنوات للقضاء على الاختلالات الهيكلية من خلال تنويع مصادر الدخل عبر السياسات الاقتصادية لترشيد الاستهلاك والحد من نمو الاستيرادات وذلك لقياس تكلفة السياسة المالية عن طريق خفض الانفاق العام الاستهلاكي وزيادة الانفاق الاستثماري من خلال تعزيز الاستثمارات في القطاعات الاقتصادية والمتمثلة بالقطاع الزراعي والصناعي والكهرباء والبناء والتشييد، هذه العلاقات هي جوهر الترابط بين سعري الصرف والفائدة والمنعكس على ادوات السوق المالية.

المصادر

الجميل، سرمد كوكب. (2018). *المدخل إلى الأسواق المالية* (الطبعة الأولى). شركة دار الأكاديميون للنشر والتوزيع. جامعة الموصل.

الحجيمي، موج عباس جاسم. (2018). اثر تقلبات أسعار الصرف ومعدلات الفائدة على أسعار الأسهم في الأسواق المالية*مجلة الأدارة والإقتصاد، 7(28).*

الحمزاوي، محمد كمال. (2004). سوق الصرف الأجنبي: ماهيته-مدركاته-تطوره. الناشر منشأة المصارف بالسكندرية. مصر.

العلي، مسلم قاسم حسن. (2012). *طبيعة العلاقة بين الإستثمار العام والخاص وأثرهما في النمو الاقتصادي لعينة من الدول الآسيوية- دراسة قياسية- للفترة 1980-2009.* ريسالة ماجستير. قسم العلوم الاقتصادي. جامعة الموصل.

الغالبي، عبد الحسين جليل عبد الحسين. (2011). *سعر الصرف وإدارته في ظل الصدمات الاقتصادية: نظرية وتطبيقات* (الطبعة الأولى). دار صفاء للنشر والتوزيع . عمان.

آل طعمة. حيدر حسين. (2014). الأسواق المالية: النشأة، المفهوم، الأدوات.مركز الدراسات الإستراتيجية. جامعة كربلاء.

باغة، محمد محمد. (2019). تحليل ديناميكية العلاقة بين تغيرات سعر الصرف وتقلبات عوائد أسهم المؤشرات الرئيسية والقطاعات النوعية في السوق المصرية للأوراق المالية. *مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية*، *56*(1)، 1–32.

بوخاري، لحلو موسى. (2010). *سياسة الصرف الاجنبي وعلاقتها بالسياسة النقدية: دراسة تحليلية للآثار الاقتصادية لسياسة الصرف الأجنبي*. مكتبة حسن العصرية. لبنان.

دريش، زهرة. القادري، علاء الدين. الخطيب، نمر محمد. (2019). دراسة قياسية لأثر تقلبات سعر الصرف على الأسواق المالية-ماليزيا (2013-2019) نموذجا. *المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية*، *6*(2)، 233–248.

كنعان، علي. (2012). *النقود والصيرفة والسياسة النقدية* (الطبعة الأولى). دار المنهل اللبناني. بيروت.

موسى، شقيري نوري. (2019). *الأسواق المالية وآليات التداول* (الطبعة الأولى). دار الحامد للنشر والتوزيع. الاردن.

Bala Sani, A. R., & Hassan, A. (2018). Exchange rate and stock market interactions: Evidence from Nigeria. *Arabian Journal of Business and Management Review*, *8*(1), 334.

Basirat, M., Nasirpour, A., & Jorjorzadeh, A. (2014). The effect of exchange reat fluctuations on economic growth considering the level of development of financial markets in selected countries. *Asian Economic and Financial Review*, *4*(4).

Dash, P. (2012). *The Relationship between interest rate and exchange rate in India*. oii.igidr.ac.in

Hamrita, M. E., & Trifi, A. (2011). The relationship between interest rate, exchange rate and stock price: A wavelet analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *1*(4), 220–228.

Hnatkovska, V., Lahiri, A., & Vegh, C. A. (2013). Interest rate and the exchange rate: A non-monotonic tale. *European Economic Review*, *63*, 68–93. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2013.06.001

Karamelikli, H., & Karimi, M. S. (2020). Asymmetric relationship between interest rates and exchange rates: Evidence from Turkey. *International Journal of Finance and Economics*. https://doi.org/10.1002/ijfe.2213

Kilian, L., & Helmut, L. (2017). *Structural Vector Autoregrssive Analysis* (C. U. Press (ed.); 1st editio). Cambridge University Press.

Mbulawa, S. (2015). Stock market performance, interest rate and exchange rate interactions in zimbabwe: A cointegration approach. *International Journal of Economics, Finance and Management*, *4*(2). https://repository.bothouniversity.ac.bw/

Mouna, A., & Anis, J. (2016). Market, interest rate, and exchange rate risk effects on financial stock returns during the financial crisis: AGARCH-M approach. *Cogent Economics and Finance*, *4*(1). https://doi.org/10.1080/23322039.2015.1125332.

Mundell, R. A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, *29*(4), 475–485. https://doi.org/10.2307/139336

Ouliaris, S., Pagan, A. R., & Restrepo, J. (2016). *Quantitative Maceroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregessions- An EViews Implementation*. S. Ouliaris, A.R. Pagan and J. Restrepo.

Salisu, A. A., Adeleke, I., & Akanni, L. O. (2021). Asymmetric and Time-Varying Behavior of Exchange Rate and Interest Rate Differential in Emerging Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, *57*(14), 3944–3959. https://doi.org/10.1080/1540496X.2020.1766444

Tafa, J. (2015). Relationship between exchange rates and interest rates: Case of Albania. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, *6*(4), 163–170. https://doi.org/10.5901/mjss.2015.v6n4p163.