

أثر التحرير المالي على تقلب العائد في سوق الأوراق المالية السعودي

أ/ إيمان خياري

د/ عبد الجليل بوداح

جامعة قسنطينة

المخلص :

Abstract :

The study measures the impact of financial liberalization process on returns' volatility by testing volatility persistence, and leverage effect in *Saudi Arabia Stock Market* in both perspectives, short- and long-term period, during the period 1998 - 2015. To achieve such purpose researchers have applied symmetric GARCH model and asymmetric (EGARCH and GJR-GARCH). The results suggest that Volatility increases after liberalization process in the short term, while in the long run period this volatility has been confirmed to be stable. Additionally, it has been found out that the effect of leverage on market can be part of ex-post financial liberalization. This point has been explained by negative shocks which have a larger effect on return's volatility than the positive shocks, while there is no certain evidence of such effect during an ex-ante period of financial liberalization process.

Keywords: Financial liberalization, Volatility persistence, Leverage, *Saudi Arabia Stock Market*.

تقيس الدراسة أثر عملية التحرير المالي على تقلب العائد من خلال اختبار استمرارية التقلب وأثر الرافعة المالية في سوق الأوراق المالية السعودي، على المستويين القصير والطويل، عن الفترة الممتدة ما بين 1998 و2015. ولإنجاز هذا الهدف تم استخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء المتماثلة (GARCH) والغير متماثلة (EGARCH و GJR-GARCH). حيث أظهرت نتائج الدراسة أن تقلب العائد يميل إلى الارتفاع بعد عملية التحرير المالي في سوق الأوراق المالية السعودي خاصة على المدى القصير، في حين يتجه هذا التقلب نحو الاستقرار على المدى الطويل. بالإضافة لما سبق، توصل الباحثين إلى وجود أثر للرافعة المالية ضمن عوائد السوق؛ حيث أن الصدمات السالبة تزيد من التقلب بشكل أكبر مقارنة بالصدمات الموجبة في فترة ما بعد التحرير المالي، وذلك خلافا لوجود أدلة غير أكيدة على وجود هذا الأثر قبل عملية التحرير المالي.

الكلمات المفتاحية: التحرير المالي، استمرارية التقلب، الرافعة المالية، سوق الأوراق المالية السعودي.

مقدمة

1-1- الدراسات السابقة

تعتبر أعمال كل من (Schumpeter, 1911) ، (Gurley & Shaw 1960)، (McKinnon, 1973) و (Shaw, 1973) الأساس النظري لظاهرة التحرير المالي، حيث أكدت نتائج هذه الدراسات أن تحرير الهيئات النقدية والمالية سوف يؤدي بالضرورة إلى الزيادة الواضحة في مجال تعبئة الادخار وبالتالي تشجيع الاستثمارات وتحفيز النمو الاقتصادي. من هذا المنطلق، تبنت العديد من الدول الناشئة في سنوات الثمانينات (1980) هذه الرؤية باعتبارها الطريق الأنسب للدفع باقتصادياتها نحو النمو والتطوير، وكانت من أولى الخطوات التي تمت مباشرتها في ذلك الوقت هو تحرير أسواقها المالية اتجاه محافظ الاستثمار الأجنبية وذلك بدافع البحث عن التخصيص الأمثل لمواردها الاقتصادية. والملاحظ، أن هذه الخطوة لم تكن لتتم إلا بعد تحرير النظام البنكي وحساب رأس المال للشركات.

وأخذاً بالنتائج الايجابية المحققة في معظم الأسواق الناشئة، قامت العديد من الدول العربية بفتح أسواقها المالية أمام الاستثمارات الأجنبية بداية من سنوات التسعينات (1990). ورغم التأخر النسبي الظاهر لعملية التحرير المالي في هذه البلدان مقارنة ببعض الأسواق المالية الناشئة الأخرى وخاصة ضمن دول أمريكا اللاتينية وآسيا التي بدأت بذلك في وقت مبكر خلال سنوات الثمانينات (1980)، إلا أن ذلك لم يمنع من إمكانية الولوج الكلي أو الجزئي للمستثمرين الأجانب إلى أسواق البلدان العربية بسبب ما عرفته تلك الفترة من إصدارات لمجموعة من القوانين واللوائح المشجعة والمنظمة على ذلك.

وفي هذا المقام، تجدر الإشارة إلى أن تحرير الأسواق المالية المحلية، عبر تشجيع تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية، والسماح للمستثمرين الأجانب بامتلاك الأصول المالية الوطنية، يكون قد ترك آثاراً مباشرة على تقلب العائد في أسواق رأس المال. فانفتاح السوق يعتبر عملة ذات وجهين :

فمن جهة، يمكن أن يكون هذا التحرير مصدراً للتقلب في عوائد السوق مما يولد عدم استقراره؛ بسبب الانتقال الحر والسريع للأموال من محافظ الأسواق المالية العالمية أو ما

يعرف بالأموال الساخنة، وهناك العديد من الدراسات الهامة التي أكدت مثل هذه الحقيقة أمثال، دراسة (Levine & Zervos, 1998)¹ والتي كشفت عن ارتفاع في معدل تقلب العائد في فترة ما بعد التحرير المالي وذلك بعد الدراسة التجريبية التي طبقت على 16 سوق ناشئة للفترة ما بين 1976-1993 كما لاحظت دراسة (Grabel, 1995)² الارتفاع الكبير الذي يعرفه التقلب في عوائد الأسواق المالية بعد عملية التحرير المالي لكل من تشيلي، كولومبيا، فنزويلا وكوريا الشمالية.

من جهة أخرى، يفيد التحرير المالي بتوزيع المخاطرة على نطاق أوسع بين المستثمرين المحليين والأجانب الشيء الذي يخفض من التقلب ويزيد من ثقة المتعاملين في السوق، إضافة إلى دوره الإيجابي في تحسين فعالية تخصيص رأس المال. إن التحسن في أداء السوق المحلي من حيث الحجم أو السيولة مرتبط بمنافسة الأسواق الخارجية وهذا ما أكدته نتائج دراسة (kassimatis, 2002)³ من أن انخفاض تقلب العائد في بعض الأسواق الناشئة مثل أسواق الأرجنتين، الهند، باكستان، الفلبين و تايوان ما كان ليكون إلا بعد انتهاز سياسة التحرير المالي. وفي نفس السياق، لم تختلف نتائج دراسة (Kim and Singal, 2000)⁴ كثيرا عن هذه الأخيرة عند فحصها لأثر التحرير المالي على مستوى تقلب العائد في أربعة عشر (14) سوق ناشئة، ففي السنتين الأوليتين بعد التحرير المالي لم يكن معدل التقلب مختلفا كثيرا عما كان عليه قبل التحرير، بينما لوحظ عكس ذلك انخفاض هذا التقلب بعد السنة الرابعة والخامسة التي تلت عملية التحرير المالي .

1-2- إشكالية البحث

بناءً على ما سبق، تم تناول هذه الدراسة بالبحث والتحليل من زاوية أثر التحرير المالي على سلوك العائد في الأسواق العربية، مع التركيز على سوق الأوراق المالية السعودي التي وقع عليها الاختيار لأسباب ارتبطت بتوفر البيانات فيها عن الفترة محل الدراسة والممتدة ما بين سنتي 1998 و 2015 . كما تم الاعتماد أيضا في ذات الدراسة على ربط العائد باستمرارية التقلب (Volatility Persistence) وأثر الرافعة المالية (Leverage Effect) وذلك باستخدام نماذج (GARCH، EGARCH و-GJR) و (GARCH) . ولبوغ الهدف من الدراسة تمت صياغة السؤال التالي :

- إلى أي مدى أثرت عملية التحرير المالي على سلوك العائد في سوق الأوراق المالية السعودي ؟

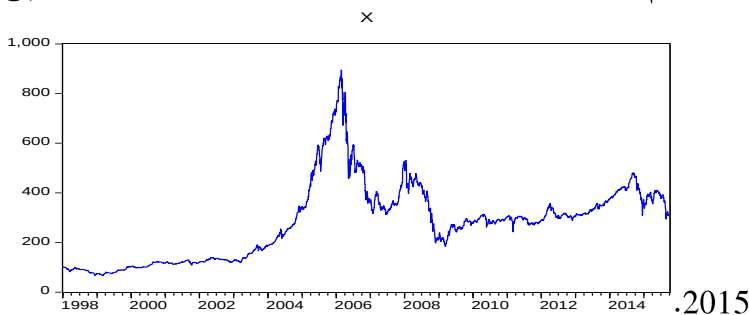
بناءً على السؤال المطروح، تمت معالجة الموضوع ضمن محورين أساسيين :
محور منهجية البحث القياسية، ومحور تحليل نتائج الدراسة.

2- منهجية الدراسة

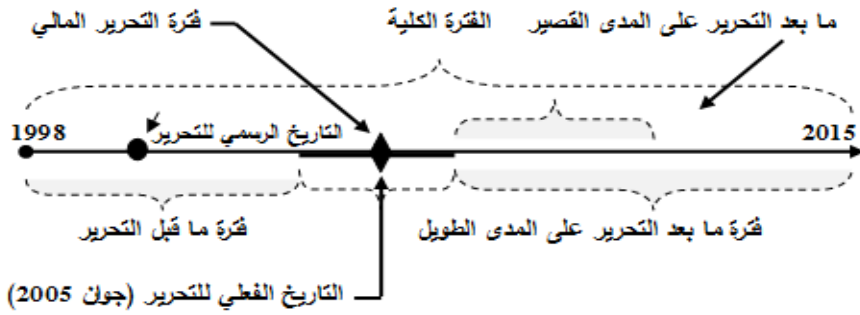
2-1 - توصيف البيانات المستخدمة في الدراسة

تم الاعتماد في هذه الدراسة على تحليل نقْلَب العائد في سوق الأوراق المالية السعودي من خلال أسعار الإغلاق اليومية لمؤشر " S&P SAUDI ARABIA " وذلك للفترة الممتدة من 1997/12/31 إلى غاية 2015/10/05 تضمنت في المعدل 4634 مشاهدة يومية كفترة رئيسية.

الشكل رقم 01 : تطور مؤشر S&P SAUDI ARABIA من 1998 إلى



ولغرض تتبع طبيعة وحجم هذا التقلب قبل وبعد عملية التحرير المالي تم الاعتماد على ثلاث فترات فرعية كمايلي: تضمنت الفترة الأولى فترة ما قبل التحرير المالي وتمتد من تاريخ 1997/12/31 إلى 2004/08/24 بـ 1735 مشاهدة، أما الفترة الثانية فهي فترة ما بعد التحرير المالي- على المدى القصير- وتمتد من 2006/04/07 إلى 2011/01/20 بـ 1250 مشاهدة . أخيراً، تضمنت الفترة الثالثة فترة ما بعد التحرير المالي- على المدى الطويل- وامتدت من 2006/04/07 إلى 2015/10/05 بـ 2477 مشاهدة. كما تم تقدير فترة التحرير المالي في هذه الدراسة بـ 400 مشاهدة يومية يتوسطها التاريخ الفعلي للتحرير المالي، وهو ما يبيّنه الشكل التفصيلي أدناه:



المصدر : من إعداد الباحث، اعتماداً على التاريخ الرسمي والفعلي للتحرير المالي.

وكما هو مبين في الشكل أعلاه، فإن التاريخ الفعلي للتحرير المالي هو جوان 2005 بدلاً من أكتوبر 1999، وذلك تماشياً مع تاريخ تفعيل الحكومة السعودية للتحرير المالي، بعد إصدار هيئة سوق المال السعودية لائحة أعمال الأوراق المالية ولائحة الأشخاص المرخص لهم بالتداول في سوق الأوراق المالية. فإزالة القيود المفروضة على المتعاملين الأجانب أتاح للمستثمرين الأجانب غير المقيمين من الاستثمار عبر شركات الاستثمار السعودية.

وتجدر الإشارة إلى أنه استخدمت العوائد اليومية لمؤشر S&P السعودي في العمل الميداني، باعتبارها متغيرات داخلية، وفق المعادلة التالية: $R_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$ حيث R_t هو عائد السوق في الفترة t ، p_t هو سعر الإغلاق في الفترة t و p_{t-1} هو سعر الإغلاق في الفترة $t-1$. أما بخصوص نتائج الحسابات المبينة في الجداول رقم (1، 2، 3 و 4) والشكل رقم 01 فقد تم الحصول عليها بالاعتماد على برنامج Eviews 9.

2-2- نماذج الدراسة المطبقة

اعتمدت دراستنا في تحليلها على نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء المتمثلة (GARCH) والغير متمثلة (EGARCH و GJR-GARCH) والتي تعرف بالشكل التالي :

2-2-1- نموذج GARCH

لقد كانت نماذج الاقتصاد القياسي الكلاسيكية تفترض أن تباين الأخطاء ثابت، لكن في سنة 1989 اقترح Engle نماذج أطلق عليها اسم نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء ARCH ، حيث يمكن وصف الشكل البسيط لهذا النموذج كما يلي :

$$y_t = b x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_t = \sigma_t^2 = v(\varepsilon_t/\varepsilon_t) = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

$$y_t \rightarrow N(x_t \beta, h_t) \quad \varepsilon_t \rightarrow N(0, h_t)$$

حيث: y_t يمثل العائد في الزمن t ، h_t التباين المشروط في الزمن t ، ε_{t-1}^2 مربع الأخطاء في الزمن $t-1$ و $a_0 > 0$ و $a_1 \geq 0$. نرسم لهذا النموذج بـ (1) ARCH وتسمى المعادلة (1) بمعادلة المتوسط (mean equation)، وهي عبارة عن دالة للمتغيرات الخارجية x وخطا عشوائي ε_t . أما المعادلة (2) فهي معادلة التباين المشروط (أي أن تباين الخطأ يكون مشروط بمعلومات متوفرة في الزمن t)، وقد تم التوصل إلى أنه من الأفضل التعبير عن هذا التباين كدالة لأخطاء الفترات السابقة، ويمكن تعميم هذه المعادلة كما يلي :

$$h_t = \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_p \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

تسمى p رتبة النموذج ويرمز له بـ ARCH(p) ، وقد بينت العديد من الدراسات أن التوسع في قيم p قد تتولد عنه قيم سالبة لـ a ، وهو ما يناقض فرضيات النموذج لذلك اقترح Bollerslev نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء المعمم أو ما يعرف بـ model (GARCH). حيث أن هذا الأخير يأخذ بعين الاعتبار سماكة الذيلين في التوزيع (leptokurtosis)، أو ما يعرف بالتوزيع المذبذب، عدم التناظر (skewness) والتقلب العنقودي (volatility clustering) الذي يعتبر أن التغيرات الكبيرة في التقلب تتبعها تغيرات كبيرة والتغيرات الصغيرة تتبعها تغيرات صغيرة⁵.

في نموذج GARCH يأخذ التقلب المشروط أو ما يعرف بالتباين المشروط نفس شكل المعادلة (3) مع إضافة مربعات القيم السابقة للتباين المشروط، ويمكن وصف نموذج GARCH (p,q) بالمعادلتين التاليتين :

$$y_t = b x_t + \varepsilon_t$$

$$h_t = \sigma_t^2 = v(\varepsilon_t / \varepsilon_t) = a_0 + \sum_{i=1}^p a_p \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-1}^2 \quad (4)$$

حيث : $\beta_j \geq 0, a_i \geq 0, a_0 > 0$

نلاحظ أن معادلة التباين المشروط (4) مفسرة بدلالة a_0 ، مربعات البواقي المتأخرة من معادلة المتوسط ε_{t-1}^2 ، مربعات القيم السابقة للتباين المشروط h_{t-1}^2 .

2-2-2- نموذج EGARCH :

قدّم هذا النموذج من قبل Nelson 1991 والذي توصل إلى أن دالة التباين الشرطي هي دالة غير خطية بل هي دالة أسية (Exponential) حيث يكتب نموذج التباين الشرطي غير المتناظر الأسّي كما يلي :

$$\log(h_t^2) = a_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(h_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_t}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sqrt{h_{t-k}^2}} \quad (5)$$

حيث يقيس المعامل γ أثر الرفاعة المالية، حيث أن الإشارة السالبة لهذا المعامل تدل على وجود هذا الأثر ، أي أن الصدمات السالبة تولّد تقلبات أكبر مقارنة مع الصدمات الموجبة .

2-2-3- نموذج GJR-GARCH :

تم اقتراح هذا النموذج من طرف Jagannathan و Runkle سنة 1993 حيث يأخذ هذا النموذج الشكل التالي :

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_p \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-1}^2 + \sum_{k=1}^k \eta_k \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (6)$$

يعتبر المعامل I_{t-1} متغيراً وهمياً حيث يأخذ القيمة 1 إذا كان ε_{t-1} سلبياً والقيمة 0 في الحالة المعاكسة، إذا كان $\eta_k > 0$ ، فهذا يعني زيادة في التقلب وأن هناك أثر للرافعة المالية من المستوى i . إذا كان $\eta_k \neq 0$ فهذا يبين أن تأثير الأخبار غير متجانس⁶.

3- نتائج القياس وتحليل التقلب في سوق الأوراق المالية السعودي⁷:

إن اختبار معنوية معادلة التباين للنماذج السابقة تلزم علينا في بداية الأمر إجراء بعض الاختبارات التمهيدية من أجل معرفة أهم خصائص هذا السوق.

3-1- الإحصاءات الوصفية للبيانات واختبارات جذر الوحدة :

يلاحظ من خلال الجدول رقم 01 الملخص لخواص عوائد سوق الأوراق المالية السعودي أن أعلى مستوى للعائد تم تسجيله في فترة ما قبل التحرير المالي بمعدل 0.000550، في حين تعتبر الفترة الثانية أعلى مخاطرة بين الفترات الثلاث لارتفاع قيمة الانحراف المعياري فيها والذي بلغ 0.019742. كما يلاحظ أن معامل الالتواء في كل الفترات يختلف عن الصفر خلافا لما هو عليه في التوزيع الطبيعي وقد كان هذا المعامل سالبا مما يدل على أن توزيع العوائد ذو ذيل طويل جهة اليسار. كما تتميز جميع الفترات بمعامل تقاطح يختلف عن القيمة 3 المميزة للتوزيع الطبيعي، مما يدل على أن التوزيع فيها له أطراف سمكة وهو ما تؤكدته إحصائية Jarque Berra، حيث بينت الاحتمالات الحرجة لهذا الاختبار إلى رفض فرضية التوزيع الطبيعي للعوائد وهذا عند مستوى معنوية 1% وذلك في كل الفترات محل الدراسة. كما و للكشف عن استقرار سلسلة العوائد في السوق تم الاعتماد على تحليل كل من اختبار ديكي فولر المطور (ADF) ، اختبار PP واختبار KPSS وذلك بثابت واتجاه عام. حيث تشير النتائج أن القيم الحرجة لكل من اختباري ADF و PP كانت أقل من 5% في كل فترات الدراسة مما يدعونا إلى رفض فرضية العدم H_0 بوجود جذر وحدي وقبول الفرضية البديلة أي أن كل السلاسل مستقرة عند المستوى (0) وهذا عند مستوى معنوية 1%.

الجدول رقم 01 : الخواص الإحصائية لعوائد السوق السعودي خلال كل فترات الدراسة.

الاختبارات	الفترة الكلية	الفترة الأولى	الفترة الثانية	الفترة الثالثة
الوسط الحسابي	0.000245	0.000550	-0.000781	-0.000384
الوسيط	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
القيمة العظمى	0.160124	0.071770	0.160124	0.16124
القيمة الدنيا	-0.135398	-0.072164	-0.135398	-0.135398
الانحراف المعياري	0.014273	0.009684	0.019742	0.016253
معامل الالتواء	-1.094788	-0.066100	-0.983720	-1.095567
معامل التقاطح	22.89692	14.45901	15.22829	20.82074
إحصائية	77348.26	9488.338	7983.296	33258.85
Jarque-Ber	[0.000000]	[0.000000]	[0.000000]	[0.000000]

-47.17125	-33.51819	-42.10455	-65.07119	اختبار ADF
[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
-47.2500	-33.59462	-42.25910	-65.26670	اختبار PP
[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
33258.85	9488.338	77348.26	7983.296	إحصائية Jarque-Ber
[0.000000]	[0.000000]	[0.000000]	[0.000000]	
137.16	62.353	69.551	237.64	إحصائية-Ljung Box (1)
[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	
475.98	273.83	231.99	801.04	إحصائية-Ljung Box (5)
[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	
8.890531	4.867278	0.116489	9.234828	ARCH-LM (1)
[0.0029]	[0.0276]	[0.7329]	[0.000]	
2.875303	2.162410	3.086067	3.945995	ARCH-LM (5)
[0.0.0136]	[0.0560]	[0.000]	[0.000]	
2477	1250	1735	4634	مجموع المشاهدات

3-2- اختبار الارتباط الذاتي وعدم ثبات التباين :

بعد معرفة الخصائص الإحصائية المميزة لعوائد فترات الدراسة والتأكد من استقرارها، تم القيام ضمن مرحلة أخرى باختبار الارتباط الذاتي المتسلسل للعوائد واختبار حالة عدم ثبات التباين ، باعتبارهما خطوة في غاية الأهمية تمكنا من المرور لتقدير نماذج الدراسة.

على هذا الأساس تمت محاولة فحص الارتباط الذاتي في بواقي تقدير معادلة العائد على الثابت e_t عن طريق حساب معامل الارتباط الذاتي لها، وذلك اعتمادا على إحصائية Ljung - Box، إلى جانب ذلك تم استخدام اختبار مضاعف لاغرانج (Lagrange Multiplier: LM) لنفس الغرض.

من خلال الجدول رقم 01 تشير النتائج إلى رفض فرضية العدم لكل من اختبار Ljung - Box واختبار LM وذلك في كل الأسواق محل الدراسة عند مستوى معنوية 1%، أي أن بواقي جميع الأسواق محل الدراسة تتميز بوجود ارتباط ذاتي للأخطاء أي بوجود أثر ARCH وذلك لفترات تأخر 1 أو 5.

3-3- تقدير نماذج الدراسة⁸

بعد التأكد من وجود أثر ARCH في بواقي تقدير معادلة العائد على الثابت، نقوم الآن بتقدير نماذج الدراسة وذلك خلال الفترة الكلية بالإضافة إلى الفترات الثلاث للدراسة وذلك باستخدام أسلوب الإمكان الأعظم Maximum Likelihood، وهذا بافتراض أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي حيث توضح الجداول أسفله النتائج بتفصيل أكثر:

الجدول رقم 02: تقدير نموذج (1 , 1) GARCH خلال الفترة الكلية و الفترات الفرعية.

الفترة الثالثة	الفترة الثانية	الفترة الأولى	الفترة الكلية	GARCH (1 , 1)
0.000609 *** (0.000212)	0.000558 (0.000360)	0.000498 *** (0.000170)	0.000638 *** (0.000126)	b
2.07 E-06 *** (1.40 E-07)	1.20 E-06 *** (2.64 E-07)	2.77 E-06 *** (2.78 E-07)	1.93 E-06 *** (1.10 E- 07)	α_0
0.073182 *** (0.003153)	0.066913 *** (0.004578)	0.070294 *** (0.005632)	0.073231 *** (0.002536)	α_1
0.921248 *** (0.003153)	0.932702 *** (0.003988)	0.900867 *** (0.005632)	0.921100 *** (0.002523)	β_1
0.99443 <0.0002>	0.999615 <0.8509>	0.971161 <0.0000>	0.994331 <0.0000>	($\alpha_1 + \beta_1$)
124	1800	24	122	H L
0.5230 [0.470]	0.7166 [0.397]	0.0201 [0.0.887]	0.0779 [0.780]	Q (1)
0.521855 [0.4701]	0.713693 [0.3984]	0.619998 [0.8876]	0.077887 [0.7803]	ARCH- LM (1)

الجدول رقم 03 : تقدير نموذج (1, 1) EGARCH خلال الفترة الكلية و الفترات الفرعية.

الفترة الثالثة	الفترة الثانية	الفترة الأولى	الفترة الكلية	EGARCH (1 , 1)
0.000649 *** (0.000792)	0.000240 (0.000355)	0.000718 *** (0.000191)	0.000802 *** (0.000124)	b
-0.243467 *** (0.011515)	-0.200565 *** (0.016269)	-0.365571 *** (0.02994)	-0.229824 *** (0.008925)	α_0
0.158162 *** (0.005267)	0.0154063 *** (0.008282)	0.161809 *** (0.029994)	0.168940 *** (0.004369)	α_1
-0.077853 *** (0.003734)	-0.047166 *** (0.005770)	-0.006700 * (0.004072)	-0.037128 *** (0.002429)	γ
0.983016 *** (0.001390)	0.986661 *** (0.002122)	0.971821 (0.002958)	0.985363 *** (0.000934)	β_1
1.17192 [0.190]	2.6007 [0.107]	0.1980 [0.656]	0.7735 [0.379]	Q (1)
1.716326 [0.1903]	2.594019 [0.1075]	0.197373 [0.6569]	0.772633 [0.3794]	ARCH-LM (1)

الجدول رقم 04: تقدير نموذج (1, 1) GJR – GARCH خلال الفترة الكلية و الفترات الفرعية.

الفترة الثالثة	الفترة الثانية	الفترة الأولى	الفترة الكلية	GJR GARCH (1 , 1)
0.000356 *	0.000388 ***	0.000475 **	0.000506 ***	b
(0.000215)	(0.000364)	(0.000206)	(0.000140)	
2.44 E-06 ***	1.53 E-06 ***	2.84 E-06 ***	2.24E-06 ***	α_0
(1.41 E-07)	(2.86 E-07)	(2.80 E-07)	(1.18 E-07)	
0.028842 ***	0.047606 ***	0.065356 ***	0.052598 ***	α_1
(0.002527)	(0.004668)	(0.006368)	(0.002647)	
0.083978 ***	0.038301 ***	0.008563	0.039385 ***	η_1
(0.005081)	(0.006938)	(0.006168)	(0.003188)	
0.917040 ***	0.929812***	0.900556 ***	0.918500 ***	β_1
(0.002903)	(0.003960)	(0.006093)	(0.002600)	
0.987871	0.9965685	0.9701935	0.9907905	$\alpha_1 + \beta_1 + (\eta_1/2)$
0.2624 [0.608]	0.5857 [0.444]	0.0246 [0.875]	0.0037 [0.952]	Q (1)
0.261813 [0.6084]	0.583291 [0.4452]	0.024538 [0.8755]	0.003676 [0.9517]	ARCH-LM (1)

يلاحظ من الجدول 03، 04 و 05 أن أغلبية معاملات تقدير نماذج الدراسة لها معنوية عالية تتراوح ما بين 1% و 5% وذلك خلال الفترة الكلية أو الفترات الفرعية الثلاث للدراسة، باستثناء المعامل الثابت **b** لمعادلة المتوسط للفترة الثالثة في نموذج (1, 1) GJR – GARCH ومعامل الرافعة المالية للفترة الأولى في نموذج (1, 1) EGARCH فقد سجلت معنوية تقدر بـ 10 %، في حين تنفرد الفترة الثانية لنموذجي

GARCH (1 , 1) و EGARCH (1 , 1) بعدم معنوية المعامل الثابت لمعادلة المتوسط b . أما فيما يخص المعامل β_1 فقد أظهر مستوى معنوية تقدر بـ 1 % خلال جميع الفترات باستثناء فترة ما قبل التحرير المالي لنموذج EGARCH (1 , 1) و GJR- GARCH (1 , 1) .

عند مقارنة المعاملين β_1 و α_1 ، نلاحظ أنه بعد التحرير المالي ارتفع المعامل β_1 على المدى القصير والطويل مما يدعونا للقول أن الأخبار الماضية في سوق الأوراق المالية السعودي أدت إلى تقلبات أكبر مما كانت عليه قبل عملية التحرير المالي، في حين عرف المعامل α_1 انخفاضاً على المدى القصير وارتفاعاً على المدى الطويل وذلك تقريباً في كل النماذج المقدرة في دراستنا.

وكما يبدو جلياً من خلال الجداول رقم 03 ، 04 و 05 أن نماذج الدراسة تستوعب أثر ARCH ، ويظهر ذلك من خلال زوال هذا الأثر باستعمال اختبار أثر ARCH-LM واختبار Ljung Box على مربع بواقي النماذج في كل فترات الدراسة بأخذ فترة تأخر واحدة (1) .

3-4- اختبار استمرارية التقلب وأثر الرافعة المالية قبل وبعد التحرير المالي

إن من أهم مميزات استعمال نماذج GARCH المتماثلة والغير متماثلة أنها تسمح بحساب طبيعة التقلب (استمرارية التقلب، أثر الرافعة)، حيث تقاس الاستمرارية بمجموع المعاملين $(\alpha_1 + \beta_1)$ بالنسبة لنموذج GARCH (1 , 1) و المعامل β_1 بالنسبة لنموذج EGARCH (1 , 1) والمعادلة $\alpha_1 + \beta_1 + (\eta_1/2)$ بالنسبة لنموذج GJR- GARCH (1 , 1) . حيث كشفت جميع هذه الحسابات إلى زيادة قيمة التقلب بعد عملية التحرير المالي خاصة بعد عملية التحرير المالي على المدى القصير. زيادة على ذلك كشف النموذجين الأخيرين عن وجود أثر الرافعة المالية في سلسلة عوائد مؤشر S&P SAUDI ARABIA بعد عملية التحرير المالي على المدى القصير والطويل أي أن الصدمات السالبة في عوائد هذا المؤشر تزيد من التقلب بشكل أكبر مقارنة بالصدمات الموجبة، بينما توجد أدلة قليلة فقط على وجود أثر الرافعة المالية قبل عملية التحرير المالي بسبب عدم معنوية المعامل η_1 ومعنوية ضعيفة للمعامل γ_1 .

3-4-1- اختبار Wald

يمكن قياس استمرارية التقلب كذلك عبر اختبار wald وذلك باختبار احتمال أن $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ من نموذج (1, 1) GARCH حيث أن اقتراب هذا المقدار من 1 يشير إلى استمرار أثر الصدمات على التقلب وعندما يكون هذا المقياس يساوي 1 فهذا يعني أن تباينا غير مشروط للخطأ يكون غير معرف وأن أثر الصدمة يستمر إلى مالا نهاية (استمرارية التقلب إلى مالا نهاية)، في حين يدل انخفاض هذا المقدار إلى أقل من 1 على أن أثر الصدمة يتناقص بمرور الزمن.

وبغرض مقارنة طبيعة واستمرارية التقلب قبل وبعد التحرير المالي في سوق الأوراق المالية السعودي تم استعمال اختبار wald حيث قمنا باختبار أن مقياس الاستمرارية يساوي 1، وقد لاحظنا أن هذا المقياس يختلف عن 1 في كل من الفترة الأولى والثالثة بالإضافة إلى الفترة الكلية، بينما يقارب هذا المعامل 1 (0.8509) في فترة ما بعد التحرير المالي على المدى القصير. حيث قدر معامل استمرارية التقلب قبل التحرير المالي بـ 0.971161؛ وهذا يعني أن التقلب ينخفض بمعدل 0.971161 باليوم، أي أنه بعد 6 أسابيع مثلاً يكون أثر التقلب عند مستوى 0.41565883 (0.971161³⁰)، في حين يعرف هذا المعامل (معامل الاستمرارية) ارتفاع خاصة في الفترة ما بعد التحرير المالي على المدى القصير إلى 0.999615، مما يعني ارتفاع مدة استمرار أثر التقلب أي أنه بعد 6 أسابيع يكون أثر التقلب عند مستوى 0.98851425 (0.999615³⁰)، وهو أثر كبير بالمقارنة مع فترة ما قبل التحرير المالي (0.41565883 > 0.98851425). من جهة أخرى نلاحظ أن فترة ما بعد التحرير المالي على المدى الطويل (الفترة الثالثة) عرفت تغييراً عن الفترة الأولى لكنه أقل من الفترة الثانية حيث قدر معامل الاستمرارية فيها بـ 0.99443 حيث بعد 6 أسابيع يكون أثر التقلب مساوي للقيمة 0.84571986 (0.99443³⁰).

3-4-2- اختبار نصف العمر (HL) :

سنستعمل كمرحلة ثانية اختبار "نصف العمر" Half Life"، والذي يتم حسابه كما يلي :

$$HL = \log(0.5) / \log(\alpha_1 + \beta_1)$$

جاءت نتائج الجدول 01 لتؤكد نتائج الاختبار السابق المتعلقة بمدى استمرارية التقلب في سوق الأوراق المالية السعودي خاصة بالنسبة لفترة ما بعد التحرير المالي على المدة

القصير حيث يبدو واضحاً أن نصف عمر التقلب يختلف من فترة إلى أخرى خاصة في الفترة الثانية حيث شهد ارتفاعاً محسوساً بـ 75 مرة (من حوالي 24 إلى 1800 يوم) مقارنة مع فترة ما قبل التحرير المالي (الفترة الأولى)، إلا أن هذا المعامل (نصف عمر التقلب) شهد انخفاضاً معتبراً في الفترة الثالثة ليرجع تقريباً إلى مستواه الأول.

4-خاتمة

لقد حاولت هذه الدراسة فحص أثر التحرير المالي على سلوك العائد، من خلال استمرارية التقلب و أثر الرافعة المالية، في سوق الأوراق السعودي عبر ثلاث فترات زمنية، وتجدر الإشارة إلى أن الدراسة ارتكزت بالأساس على تحليل التغير في طبيعة تقلب العائد بدلاً من التعبير عن قيمته، على اعتبار أن ذلك يسمح بإعطاء رؤية أفضل لأثر التحرير المالي على خاصية التقلب في عوائد الأسواق المالية.

وكحوصلة لما سبق يمكن القول بأن نتائج الدراسة أظهرت عموماً أن تقلب العائد يميل إلى الارتفاع بعد عملية التحرير المالي في سوق الأوراق المالية السعودي خاصة على المدى القصير في حين يعرف هذا التقلب استقراراً على المدى الطويل إذ يقارب ما كان عليه قبل عملية التحرير المالي. ونشير هنا إلى وجوب أخذ النتائج المتحصلة عليها عند مقارنة مقياس الاستمرارية في التقلب وأثر الرافعة المالية بحذر شديد لأن تغيير حجم العينة مثلاً قد يؤدي إلى نتائج مختلفة تماماً، تماشياً مع ما أثبتته بعض الدراسات في هذا المجال.

ختاماً، لا يمكن الجزم بأن انخفاض أو ارتفاع التقلب في عوائد الأسواق المالية عموماً بعد التحرير المالي ينبع بالضرورة من الانفتاح المالي لها، ذلك لأن خاصية التقلب في عوائد هذه الأسواق لا ترتبط بالضرورة بالعوامل الخارجية كالتحرير المالي فقط، بل قد تعود في كثير من الأحيان إلى مجموعة الظروف المرتبطة بالاقتصاد ككل أو ببنية السوق وطبيعة نشاطه.

الهوامش والإحالات :

¹ Levine, R., Zervos, S., 1998. Capital control liberalization and stock market development. World Development 26, 1169 – 1183.

² Grabel, I., 1995. Assessing the impact of financial liberalization on stock market volatility in selected developing countries. The Journal of Development Studies 31, 903 – 917.

³ Kassimatis, K., 2002. Financial liberalization and stock market volatility in selected developing countries. Applied Financial Economics 12, 389 – 394.

⁴ Kim E.H., Singal V., 1993. Opening Up of Stock Markets by Emerging Economies: Effect on Portfolio Flows and Volatility of Stock Prices. Portfolio Investment in Developing Countries , 383-403.

⁵ Spyrou, S.I., Kassimatis, K., 1999. Did equity market volatility increase following the opening of Emerging Markets to foreign investors?. Journal of Economic Development 24, 39–51.

⁶ Suliman, Z., Peter W., 2012. Modelling Stock Market Volatility Using Univariate GARCH Models: Evidence from Sudan and Egypt, International Journal of Economics and Finance, 8, p165.

⁷ القيم بين () لكل من الجدول رقم : 02، 03 و 04 تتمثل في الخطأ المعياري standard .error

القيم بين [] لكل من الجدول رقم : 02، 01، 03، 04 تتمثل في القيم الحرجة t-prob .

القيم بين < > في الخانة الخامسة للجدول رقم 02 تعبر عن نتائج اختبار wald والمتمثلة في احتمال أن $a_1 + \beta_1 = 1$.

⁸ * * * * * تدل على دلالة إحصائية عند مستوى 1 % 5 و 10 % على التوالي.