

تأثير المتغيرات النقدية على مؤشر بورصة عمان للفترة 2000-2019

دراسة قياسية-تحليلية باستخدام نموذج ARDL

The Effect of the Monetary Variables on the Amman Stock Exchange

A Standard-Analytical Study for the period 2000-2019 by Using ARDL Model

لعصامي آمنّا

مخبر تقييم رؤوس الأموال الجزائرية، جامعة سطيف 1 - الجزائر

amina.laassami@univ-setif.dz

تاريخ النشر: 2019/12/31

تاريخ القبول: 2019/11/22

تاريخ الإرسال: 2019/09/05

الملخص:

هدفت الدراسة الحالية إلى فحص العلاقة السببية بين بعض المتغيرات النقدية والمؤشر العام لبورصة عمان، باستخدام بيانات شهرية للفترة 2000-2019، واشتملت المتغيرات النقدية على عرض النقود بمفهومه الواسع ومعدل التضخم وسعر الفائدة على الودائع لأجل، أما مؤشر أداء البورصة فتمثل في الرقم القياسي العام المرجح بالأسهم الحرة. بينت نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF) أنّ متغيرات الدراسة مستقرة عند الفرق الأول والمستوى ما استدعى إعداد نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، حيث أظهرت نتائج اختبارات النموذج وجود علاقة تكامل مشترك من خلال اختبار (Bound Test)، كما تبين من خلال اختبار نتائج اختبار تصحيح الخطأ المقيّد للمدى القصير أنّ النتائج لا تختلف كثيراً عن تقدير النموذج في المدى الطويل حيث ارتبط عرض النقود بمفهومه الواسع بعلاقة طردية معنوية مع مؤشر بورصة عمان، أما سعر الفائدة على الودائع لأجل فكانت علاقته عكسية معنوية، في حين كان تأثير معدل التضخم إيجابياً لكن غير معنوي.

• الكلمات المفتاحية: بورصة عمان؛ المتغيرات النقدية؛ نموذج ARDL.

• تصنيف JEL: E44؛ E42؛ D53.

Abstract:

The present study examines the causal relationship between some monetary variables and the general index of the Amman Stock Exchange, using monthly data for the period 2000-2019. The monetary variables included broad money supply (M2), inflation rate and interest rate on deposits. The indicator for the performance was represented by the general share price index weighted by Free shares.

The results of Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) showed that the study variables are stationary at the first difference and the level, that required the preparation of the ARDL Model. The model tests showed that there is a cointegration relationship through the Bound Test, and the test of Restricted Error Correction Model (UECM) find that there is no different from the long-term model estimate, that the money supply was positively significant correlated with the market index, while the deposit rate was inversely significant, while the effect of inflation was positive but not significant.

• **Keywords:** Amman Stock Exchange; Monetary Variables; ARDL Model.

• **Jel Classification Codes :** D53 ; E42 ; E44.

المؤلف المراسل: أ. لعصامي آمنّا، بريد التواصل: Laassami_amina2008@yahoo.fr

تمهيد :

لقد أدت متطلبات النظام الاقتصادي الجديد والانفتاح العالمي إلى بعث التطور في الحياة الاقتصادية، ما جعل قنوات وأدوات كالأسواق المالية تظهر إلى الوجود، وتلعب دوراً أساسياً في توزيع مخرجات القطاع الخاص، بين القطاعات الإنتاجية في الاقتصاديات القومية. وقد تزايدت أهميتها في ظل التطورات الاقتصادية، التي رافقت عصر العولمة والانفتاح الاقتصادي الذي عرفته معظم دول العالم النامية والمتقدمة.

وتعمل الأسواق المالية على توفير المصادر المالية اللازمة للتمويل، إذ تُشكّل قنوات تدفق للأموال من الوحدات التي تُحقق فوائض (Surplus Units) إلى الوحدات التي تعاني من العجز (Deficit Units)، الأمر الذي يساعد على خلق مناخ ملائم لاستقطاب الاستثمارات الأجنبية ويسهم في تنمية كافة القطاعات الاقتصادية. وقد كان ذلك حافزاً للعديد من الدول النامية وعلى غرارها الأردن، التي عملت على وضع أنظمة وتعليمات وفقاً للمعايير الدولية المعمول بها، من أجل رفع مستوى الشفافية والحماية في سوقها المالي، الأمر الذي يهدف إلى إزالة المعوقات أمام الشركات الأردنية ما يسهم في زيادة منافسة السوق، مما يساعد على دمج الاقتصاد الأردني بالأسواق المالية العالمية.

وعلى الرغم من تواضع مستوى التطور الذي عرفته البورصة وما تدلّ عليه مؤشرات الأداء، مقابل حجم الإجراءات التي تمّ تطبيقها كمتطلبات أساسية للتحويل المالي والاقتصادي والانضمام إلى عدّة اتفاقيات عالمية، إلا أنّ بورصة عمان قد أظهرت درجة من الحساسية للتغيرات في المتغيرات الاقتصادية والسياسة والنقدية كغيرها من الأسواق المالية العالمية، حيث تمتاز أسواق الأسهم بالذات بحساسيتها العالية للمتغيرات الاقتصادية، كالنمو في الإنتاج القومي، والإنتاج الصناعي، وعرض النقود، والتضخم، والبطالة، وسعر الفائدة، وسعر الصرف، بالإضافة للأرباح التي تحققها الشركة نفسها، ويتفاوت تأثير هذه المتغيرات على أداء السوق؛ فمنها ما يؤثر إيجاباً ومنها ما يؤثر سلباً.

1. إشكالية الدراسة:

يستدلّ المستثمرون على مستوى نشاط البورصات والأسواق المالية من خلال بعض المؤشرات التي يمكن الاعتماد عليها في تقييم الأداء، حيث يركز هؤلاء على تحليل سلوك أسعار أسهم الشركات، بالإضافة إلى قياس مدى حساسية السوق وتأثيرها بالمتغيرات الاقتصادية والنقدية التي يتفاوت تأثيرها بين السلب والإيجاب حسب طبيعة اقتصاد كل دولة، وحسب الظروف التي تمرّ بها.

ومن خلال ما تقدّم، وبالنظر للجدل القائم بين الاقتصاديين حول تأثير المتغيرات والعوامل النقدية التي تؤثر على السوق المالي، بالإضافة إلى اختلاف النتائج المتوصل إليها وما تؤكده تقارير البورصات العربية، فإن الدراسة الحالية تهدف إلى محاولة توضيح أثر بعض المتغيرات النقدية (عرض النقد، معدل التضخم، أسعار الفائدة) على المؤشر العام المرجح بالأسهم الحرة في بورصة عمان خلال الفترة 2000-2019 من خلال تقدير نموذج قياسي وتحديد الأهمية النسبية لكل متغير. وحتى يتسنى لنا القيام بذلك فإنه يمكن صياغة الإشكالية في التساؤل التالي:

ما مدى تأثير المتغيرات النقدية على مؤشر بورصة عمان؟

وتندرج تحت هذه الإشكالية عدّة تساؤلات نطرحها فيما يلي:

- ما هي طبيعة العلاقة بين العرض النقدي ومؤشر بورصة عمان؟
- ما هي طبيعة العلاقة بين معدل التضخم ومؤشر بورصة عمان؟
- ما هي طبيعة العلاقة بين أسعار الفائدة على الودائع لأجل ومؤشر بورصة عمان؟

2. فرضيات الدراسة: تحقيقاً لأهداف الدراسة ستقوم الدراسة الحالية باختبار الفرضيات التالية:

- توجد علاقة سببية طردية بين عرض النقود ومؤشر بورصة عمان؛
- توجد علاقة سببية عكسية بين معدل التضخم ومؤشر بورصة عمان؛
- توجد علاقة سببية عكسية بين أسعار الفائدة على الودائع لأجل ومؤشر بورصة عمان.

3. أهمية الدراسة:

تكتسب الدراسة أهميتها من أهمية الأسواق المالية في تحقيق النمو والاستقرار الاقتصادي، والتي باتت من الضروري الاهتمام بمواضيعها خاصة من الناحية الكمية والقياسية، والتي تعتبر أساليب حديثة في إدارة المخاطر واتخاذ القرارات. وذلك من خلال تبين عنصر مهم ينبغي تحليله في أي سوق مالي، وهو مدى استجابة السوق للمتغيرات النقدية. كما تكمن أهمية الدراسة في:

- فهم آلية عمل الأسواق المالية وتحديد دورها في التنمية الاقتصادية؛

- التعريف بالسوق المالي الأردني من حيث النشأة، التطور والتحديات التي تواجهها؛
- تحليل العلاقة القائمة بين أهم المتغيرات النقدية وبورصة عمان في ظل المستجدات والتطورات التي تعرفها الأسواق المالية العالمية؛
- محاولة الوقوف على العوامل التي تساعد على تطوير الأسواق المالية، نظراً للدور الذي أصبحت تلعبه في تعبئة المدخرات المحلية والأجنبية في ظل تنامي العولمة والانفتاح الاقتصادي.

4. أهداف الدراسة:

- في ضوء مشكلة الدراسة المشار إليها، فإن الدراسة الحالية تهدف بشكل عام إلى تحليل مدى تأثير المتغيرات النقدية محل الدراسة على مؤشر بورصة عمان كما تهدف أيضاً إلى:
- الاطلاع على نشاط بورصة عمان خلال الفترة 2000-2019 من خلال تحليل التطور في المؤشر العام المرجح بالأسهم الحرة باعتباره من أهم المؤشرات الدالة على نشاط البورصة؛
- استقصاء أثر بعض المتغيرات النقدية على السوق المالي الأردني؛
- تقديم بعض التوصيات والمقترحات التي تساعد متخذي القرار والمستثمرين على اتخاذ قرار استثماري رشيد.

5. الدراسات السابقة:

أ. دراسات الدول النامية:

تعددت الدراسات حول أثر المتغيرات الاقتصادية بصفة عامة والنقدية بصفة خاصة على السوق المالي في الدول النامية ومن بينها الأردن، ومن أوائل الدراسات المحلية التي تناولت الموضوع، دراسة (Shamia و Talafha، 1990) التي شملت المتغيرات الاقتصادية المستقلة: نمو الناتج المحلي الإجمالي، نمو عرض النقود، التضخم المتوقع وغير المتوقع وسعر الفائدة الحقيقي، مع ثلاث متغيرات تابعة تمثلت في: عائد السهم، حجم التداول وعدد الأسهم المتداولة. توصلت الدراسة إلى أن العائد على السهم على المستوى العام يتأثر بالتضخم المتوقع وبسعر الفائدة، أما عدد الأسهم فيتأثر بنمو الناتج القومي الإجمالي، أما بالنسبة لحجم التداول فقد وجد أنه يتأثر بالعرض النقدي فقط. أما الدراسة التي قام بها (الشرع، 1994) فقد أضافت متغيرات أخرى لدراسة (Shamia، 1990) هي أسعار الصرف والرقم القياسي للنمو الصناعي، وتوصلت الدراسة إلى أن كلاً من حجم التداول والعائد على السهم يتأثران بمعدل نمو الناتج القومي والرقم القياسي للنمو الصناعي إيجابياً، أما بالنسبة لسعر السهم فيتأثر بمعدل نمو الناتج القومي بعلاقة إيجابية. أما المتغيرات المستقلة الأخرى فلم تثبت لها علاقة ارتباط بدرجة إحصائية مقبولة، كما خلصت الدراسة إلى أن سوق عمان المالي لا يعتبر مؤشراً حقيقياً لطبيعة الأوضاع الاقتصادية في الأردن.

وبتطبيق منهجية التكامل المشترك في التحليل لاختبار العلاقة بين أسعار الأسهم والمتغيرات الاقتصادية الكلية: الصادرات، الاحتياطات الأجنبية، أسعار الفائدة، التضخم والإنتاج الصناعي توصل (Maghayreh، 2003) إلى أن جملة المتغيرات ترتبط بعلاقة طويلة الأجل وتنعكس على أسعار أسهم سوق عمان المالي، والتي أظهرت أن كلاً من التضخم وأسعار الفائدة تؤثر سلباً على أسعار الأسهم. في حين توصل (المعطي، 2004) الذي استخدم أسلوب الانحدار المتعدد إلى وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين الرقم القياسي العام لأسعار الأسهم ومعدل التضخم، وعدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين الرقم القياسي العام وكل من سعر الخصم وسعر الصرف.

وبغرض اختبار كفاءة واستقرار السوق توصلت دراسة (هيالات، 2004) إلى وجود تكامل مشترك بين مؤشرات السوق والمتغيرات الاقتصادية في الأجل الطويل وأن أكثر العوامل التي تؤثر عليه هي سعر الفائدة الإسمي على الودائع، الرقم القياسي للإنتاج الصناعي، عرض النقود والناتج المحلي الإجمالي. وفي دراسة حديثة بإتباع منهجية (GETS) General-to-Specific وطريقة التكامل المشترك قام (Al-Refai و Gazi، 2010) بدراسة تأثير المتغيرات التالية على أسعار الأسهم: عرض النقود، سعر الفائدة على الودائع، وناتج حاصل قسمة الصادرات على الواردات بالإضافة إلى تأثير أسعار النفط على الرغم من أنه عامل خارجي، إلا أنه يمكن أن يكون له أثر كبير في الاقتصاد لأنه مؤشر يعبر عن الإنتاج الصناعي. وجدت الدراسة أن كلاً من الفائض التجاري، عرض النقود وأسعار النفط هي من أهم المتغيرات التي لها تأثير على المدى الطويل على أسعار الأسهم.

وبالنسبة للسوق المالي السعودي فقد اختبر (الفراج، 2004) العلاقة بين المؤشر العام للسوق السعودية وبعض متغيرات الاقتصاد الكلية بتطبيق اختبار التكامل المشترك، حيث توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين مؤشر السوق وكلاً من الناتج المحلي الإجمالي والإنفاق الحكومي، أما العلاقة بين المؤشر وكل من معدل التضخم وسعر الفائدة فلم يكن لها أية دلالة معنوية.

وفي دراسة أخرى طُبقت على أربع دول من أوروبا الوسطى والشرقية هي (الجمهورية التشيكية، هنجاريا، بولندا ورومانيا)، توصلت دراسة (Horobet و Dumitrescu، 2007) إلى أن المتغيرات في نموذج التكامل تتفق مع المنطق الاقتصادي، حيث أن

أسعار المستهلك ترتبط بشكل إيجابي مع مؤشر أسعار الأسهم في حين أنّ سعر الصرف يسلك سلوكاً معاكساً باستثناء رومانيا، أما بالنسبة لأسعار الفائدة فوجد بأنها ترتبط بعلاقة طردية مع أسعار أسهم سوق التشيك، بولندا ورومانيا وهذا ما يفسر نقص السيولة في هذه الأسواق المالية، أما بالنسبة لاستجابة الناتج المحلي الإجمالي فكانت إيجابية للدول الأربع في الدراسة. وبالتطبيق على سوق لتوانيا ولدراسة العلاقة قصيرة الأجل بينت دراسة (Boguslauskas و Pilinkus، 2009) أن المحدّدات الهامة لأسعار الأسهم لسوق الأوراق المالية والتي كان لها أثر إيجابي هي الناتج المحلي الإجمالي وعرض النقود، في حين أن معدل البطالة، سعر الفائدة وسعر الصرف كان لها أثر سلبي.

ب. دراسات الدول المتقدمة:

عاجت دراسات حديثة تأثير المتغيرات الاقتصادية على سوق الأسهم في الدول المتقدمة، من بينها دراسة مقارنة بين السوق الأمريكية وسوق سنغافورة قام فيها (Khan و Wong، 2006) بدراسة تأثير عرض النقود بمفهومه الضيق وأسعار الفائدة على أسعار الأسهم في كلّ من السوقين. أشارت النتائج إلى أنّ أسعار الأسهم في سنغافورة ترتبط بمعدل الفائدة وعرض النقود M_1 ، لكن هذه العلاقة لا تنطبق على أسعار أسهم سوق الولايات المتحدة. وفي دراسة أجريت على ستة بلدان من آسيا والمحيط الهادي قام بها (A. Hussain و Mohammad، 2009) لدراسة العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين أسعار الأسهم والمتغيرات الاقتصادية في البلدان الستة المختارة: ماليزيا، كوريا، تايلاند، هونغ كونغ، اليابان وأستراليا. شملت المتغيرات: أسعار صرف العملات الأجنبية، مؤشر أسعار المستهلك ومؤشر الإنتاج الصناعي. أشارت النتائج إلى أنّ العلاقة طويلة الأجل وجدت بين المتغيرات في أربع دول فقط هي: اليابان، كوريا، هونغ كونغ وأستراليا. أما بالنسبة للعلاقة قصيرة الأجل فقد ظهرت لجميع الدول ماعدا هونغ كونغ وتايلاند، حيث ارتبطت أسعار الأسهم في هونغ كونغ بسعر الصرف فقط. كما أشارت الدراسة إلى أن هذه العلاقات تمكّن المستثمرين من اتخاذ قرارات استثمارية فعالة لتصميم سياسات تدفق المزيد من رأس المال في البلدان المعنية.

كما جاءت دراسة أخرى عن السوق الماليزية اتبعت تحليل السلاسل الزمنية للتحقق من العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي وسوق الأسهم في المدى الطويل والقصير، قام فيها (Ratneswary و Rasiah، Macroeconomic Activity and The Malaysian Stock Market: Empirical Evidence of Dynamic Relation، 2010) بتطبيق نموذج الانحدار الذاتي VAR ومنهجية التكامل المشترك ونموذج متجه تصحيح الخطأ ECM، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة تكاملية بين متغيرات الدراسة وأن كلاً من عرض النقود، الإنتاج الصناعي ومؤشر أسعار المستهلك ترتبطها علاقة إيجابية مع عوائد أسهم السوق. في حين جاءت دراسة (Al-Jafari، Habbash, & Salameh، 2011) لفحص العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي (النشاط الاقتصادي الحقيقي، التضخم، سعر الصرف، أسعار الفائدة وعرض النقد) وأسعار الأسهم للأسواق الناشئة والمتقدمة خلال الفترة 2002-2008، حيث أجرت الدراسة عدّة اختبارات: اختبار Granger Causality واختبار التكامل المشترك. وبينت النتائج المتوصل إليها وجود علاقة سببية تتجه من المتغيرات الاقتصادية الكلية إلى أسعار أسهم الأسواق المالية الناشئة والمتقدمة باستثناء أسعار الفائدة وعرض النقود، وكذلك وجود علاقة سببية تتجه من أسعار الأسهم إلى المتغيرات الاقتصادية ماعدا سعر الصرف وعرض النقود. كما أظهرت وجود علاقة موجبة طويلة الأجل بين النشاط الاقتصادي وأسعار الأسهم، بالإضافة إلى أن العلاقة بين متغيرات الاقتصاد وعائد الأسهم في الأسواق الناشئة تتميز بالثبات مما هي عليه في الأسواق المتقدمة.

6. تقسيم الدراسة:

للإجابة على الإشكالية تمّ تقسيم الدراسة إلى ثلاثة محاور هي:

المحور الأول: الإطار النظري وتطور متغيرات الدراسة خلال الفترة 2000-2019؛

المحور الثاني: منهجية الدراسة وأدوات التحليل القياسي؛

المحور الثالث: الدراسة القياسية ونتائج اختبار الفرضيات.

1- المحور الأول: الإطار النظري وتطور متغيرات الدراسة خلال الفترة 2000-2019

1.1. لمحة عن بورصة عمان وتطور أداء المؤشر العام :

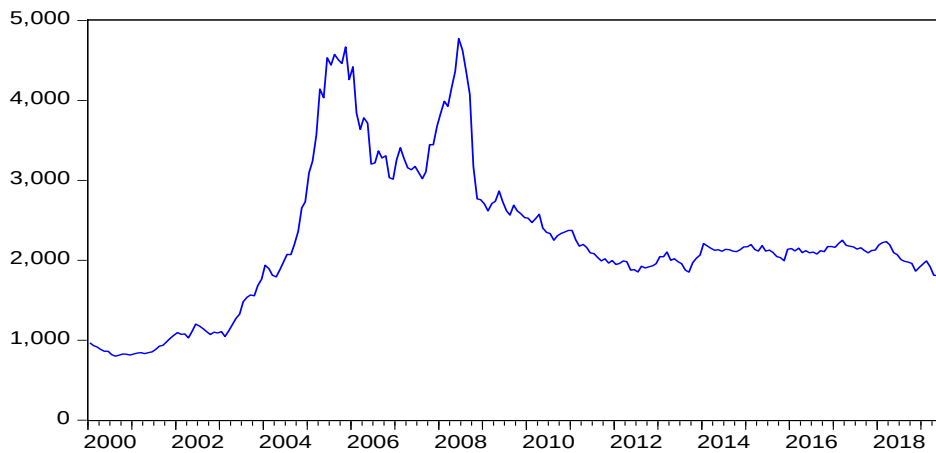
يُعد الأداء الكلي للنشاط الاقتصادي بمثابة الوعاء الأشمل الذي تعمل في عباءته سوق الأوراق المالية وهذا ما تؤكد الأدبيات الاقتصادية، وما لوحظ منذ مدّي بعيد هو وجود اتجاه تبادلي بين أداء النشاط الاقتصادي الكلي وسوق الأوراق المالية (شلي، 2013)، حيث تُعتبر هذه الأخيرة واقع اقتصاديات وجزءاً مهماً لاقتصاد أيّ دولة، فحالة الازدهار الاقتصادي ومرحلة الانتعاش ستؤثر إيجاباً على وضعية الشركات الوطنية، من خلال زيادة القدرة الشرائية للأفراد وانخفاض نسبة البطالة وغيرها، وهذا ما يزيد الطلب على منتجات هذه الشركات ويؤدي إلى زيادة مبيعاتها ومن ثمة ارتفاع أرباحها، ما ينعكس على ارتفاع أسعار الأوراق المالية المدرجة في السوق المالي. أما في حالة الكساد الاقتصادي ومرحلة الركود، فيحدث العكس إذ تتأثر في النهاية أسعار الأوراق المالية سلبياً، ويحدث كلّ هذا نتيجة لتفاعل عددٍ من المتغيرات والعوامل التي قد تكون اقتصادية، سياسية أو اجتماعية هذا

بالنسبة للمدى الطويل، أما في المدى القصير فإن قرارات التمويل التي يتم اتخاذها والتي تُبنى على أساس تطلعات وتوقعات المستثمرين ورغبات المضاربين والمتعاملين ستؤثر على السوق المالي.

ويستخدم الاقتصاديون مؤشرات السوق المالي للتعرف على الحالة الاقتصادية للدولة، حيث يُمثل مؤشر السوق مقياساً شاملاً يُعطي صورةً شاملةً لتطور السوق، ويعكس الاتجاه العام لتحركات أسعار الأوراق المالية، فالمؤشر أو الرقم القياسي يُعبّر عن معدل أو نسبة معينة من المتوسطات الخاصة لمجموعة من الأوراق المالية، بالاعتماد على سلسلة زمنية للأرقام القياسية، يتم فيها تحديد سنة الأساس (فترة زمنية ماضية) والتي تُحسب منها القيمة الأصلية للرقم القياسي، ليتم بعد ذلك التنبؤ بالفترات المستقبلية (قبلاً، 2011). والأردن وعلى غرارها من الأسواق المالية مرت بحقب زمنية مختلفة منذ عقد الثلاثينيات من القرن المنصرم ولحد الآن، والتي أضفت سماتٍ تطويريةً أثمرت عن إنشاء سوق المال في الأردن بموجب القانون المؤقت رقم 3 لسنة 1976، ونظراً لتوسع الاقتصاد الأردني وزيادة حجم التداول في بورصة عمان في عقد التسعينيات من القرن المنصرم نتيجة لزيادة عدد الشركات المدرجة في السوق والتي بلغت أكثر من 200 شركة، وانسجاماً مع سياسة الحكومة بالانفتاح على الأسواق العالمية والعربية، فقد تبنت الحكومة الأردنية سياسة إصلاح شاملة للسوق وكذا تعزيز نمو القطاع الخاص وتنوع قاعدة الاقتصاد الوطني سعياً إلى الارتقاء للمعايير الدولية في مجال تنظيم سوق الأوراق المالية. وقد تجسدت سياسة الإصلاح بصدر قانون سنة 1996 والذي عدّل سنة 2002 والذي بموجبه أنشأت ثلاث مؤسسات مالية هي: هيئة الأوراق المالية، بورصة عمان للأوراق المالية ومركز إيداع الأوراق المالية.

وقد بدأت بورصة عمان منذ عام 1980 باحتساب رقم قياسي غير مرجح لأسعار الأسهم، وبعد دراسات إحصائية مكثفة، وفي سنة 1992 تم اعتماد رقم قياسي جديد مرجح بالقيمة السوقية، حيث تمّ تحديد 31 كانون الأول 1991 كفترة أساس، ونتيجةً للتطورات العالمية في مجالات احتساب الأرقام القياسية ويهدف زيادة قدرة هذه الأرقام على عكس أداء السوق، قامت البورصة بتطوير رقم قياسي جديد مبني على الأسهم الحرة (المتاحة للتداول) بحيث يُعطي تمثيلاً أفضل لتحركات أسعار الأسهم في السوق (موقع بورصة عمان)، والشكل الموالي يبين تطور المؤشر العام المرجح بالأسهم الحرة خلال الفترة 2000-2019:

الشكل (1): تطور المؤشر العام المرجح بالأسهم الحرة في بورصة عمان خلال الفترة 2000-2019
market index



المصدر: مخرجات برنامج Eviews-9 بالاعتماد على بيانات الدراسة.

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن المؤشر العام للبورصة لم يكن مستقرًا خلال فترة الدراسة، حيث شهد انخفاضاً ملحوظاً خلال السنوات الأولى حتى سنة 2004 حين بدأ بالارتفاع ليصل إلى أعلى مستوياته سنة 2005، وذلك استجابةً للتطورات التي شهدتها السوق على المستوى التشريعي والتنظيمي، حيث كان للتداول الإلكتروني أثراً بالغ الأهمية سهّل التداول ورفع كفاءة الوسطاء بالإضافة إلى إعطاء المرونة، كما ساهمت مشاريع الاتفاقيات الحرة مع الـ.م.أ وأوروبا والانضمام إلى منظمة التجارة الحرة (WTO) في بلوغه هذه المستويات، ثم انخفض بعد ذلك سنة 2007 ليعاود الارتفاع من جديد سنة 2008 ويعرف مستويات مرتفعة للرقم القياسي العام للسوق، ثم شهد تذبذباً مستمراً خلال الفترة الممتدة من سنة 2009 إلى غاية 2019.

2.1- الأساس النظري وتطور المتغيرات النقدية خلال فترة الدراسة:

فيما يلي عرض لبعض العوامل النقدية التي تمّ اختيارها في هذه الدراسة، من حيث الأساس النظري والآلية التي تؤثر من خلالها هذه المتغيرات على أداء السوق المالي وعلى المؤشر العام له:

أ. عرض النقود (Money Supply (M_2):

يُعدّ العرض النقدي من أهم المتغيرات التي تؤثر على السوق المالي، وأحد الأدوات الرئيسية التي تستخدمها الحكومة للتأثير على مستوى النمو الاقتصادي. حيث تُعبر كمية النقود عن متغير مخزون Stock Variable قابل للقياس في لحظة زمنية معينة، على غرار الإنفاق القومي الذي يُعتبر متغير تدفقي، لأنّ النقود تنتقل عبر الزمن من يد لأخرى لتسوية المعاملات اليومية، وللحصول على كمية النقود المستخدمة في تسوية المعاملات خلال فترة زمنية يجب ضرب كمية النقود في سرعة تداولها، وبذلك تصبح كمية النقود المُنفقة خلال السنة على السلع والخدمات أكبر من كمية النقود المتاحة تحت تصرف الجمهور والبنوك التجارية (الجنابي، 2007).

وتعتبر درجة السيولة معيار التفريق بين مقاييس عرض النقد والتي تُصنف إلى نوعين: (داود، 2010)

- المفهوم الضيق لعرض النقد M_1 : يشتمل على النقد المتداول والودائع تحت الطلب لدى البنوك التجارية، ويتميز هذا النوع بدرجة سيولة عالية؛

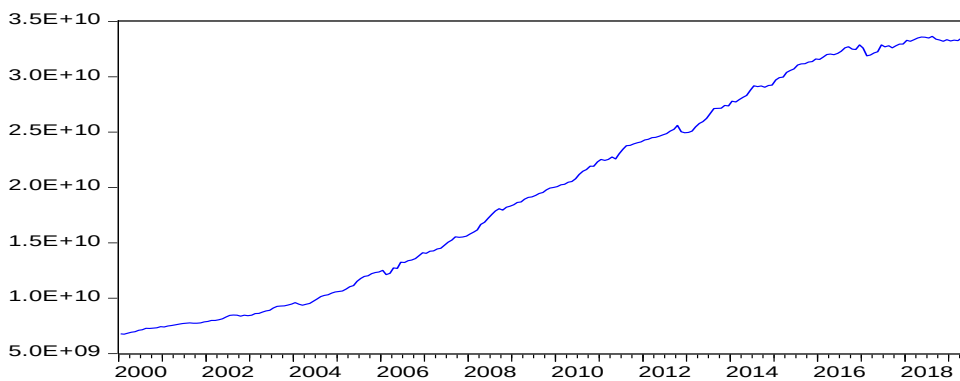
- المفهوم الواسع لعرض النقد M_2 : ويتكون من M_1 إضافة إلى شبه النقد Near Money، والذي يتضمن ودائع التوفير والودائع لأجل لدى البنوك التجارية.

ولعرض النقود تأثير على السوق المالي من جانبيين: إيجابي أو سلبي، فالتأثير الإيجابي لزيادة عرض النقد يتمثل في ارتفاع أسعار الأسهم الناتج عن الانخفاض في أسعار الفوائد، هذا ما يؤدي إلى زيادة مستوى الاستثمار، والذي يؤثر بدوره على مستوى أرباح الشركات ممّا يرفع أسعار الأسهم، إضافة إلى أنّ انخفاض أسعار الفوائد يؤدي إلى زيادة القيمة الحالية للتدفقات النقدية المتوقعة من الاستثمار في الأسواق المالية ومنه التأثير على الحد الأدنى المطلوب للاستثمار ما ينعكس على أسعار الأسهم (الرفاعي، 1999). كما أنّ انخفاض سعر الفائدة الذي يتبع زيادة العرض النقدي يعمل على زيادة الاستثمار، الذي ينعكس بدوره على زيادة الإنتاج وتخفيض نسبة البطالة، وهذا يؤثر إيجابياً على أرباح الشركات، حيث تزداد العوائد الحقيقية الحالية والمتوقعة وبالتالي تصبح أسهم هذه الشركات أكثر جاذبية للمستثمرين، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الطلب عليها ومن ثم ارتفاع أسعارها (Wong W، 2005).

أما التأثير السلبي المتوقع فيتمثل في أنّ ارتفاع مستوى الأسعار في الاقتصاد الوطني، يؤدي إلى حدوث تضخم في المستقبل وينعكس سلباً على أسعار الأسهم، وهذا حسب النظرية الكمية التقليدية للنقود (الكلاسيك)، التي ترى أنّ زيادة العرض النقدي تؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار وزيادة التضخم الذي ينجم عنه ارتفاع في الحد الأدنى للعائد المطلوب على الاستثمار، الأمر الذي يترتب عنه انخفاض القيمة الحقيقية للنقود التي يُبدي المستثمر استعداداًه لأن يشتري بها الأسهم. وبما أنّ القيمة السوقية لسهم الشركة تتحدد جزئياً على ضوء حجم التدفقات النقدية المتوقعة والحد الأدنى للعائد المطلوب على الاستثمار، يمكن القول أنّ النتيجة النهائية لتأثير عرض النقد على أسعار الأسهم يتوقف على حجم تأثيرها على كل من هذين المتغيرين (Mohammad S، 2009).

والشكل الموالي يمثل تطور عرض النقود (M_2) خلال الفترة 2000-2019، حيث يُلاحظ أنّ العرض النقدي عرف نمواً ملحوظاً خلال فترة الدراسة، إذ ازداد بمعدلات نمو سنوية ضئيلة حتى سنة 2004، الأمر الذي يعود إلى تسريع وتيرة النمو الاقتصادي والحد من الضغوط التضخمية من قبل الحكومة، ليرتفع بعدها سنة 2005 إلى غاية نهاية الفترة ما يُعزى إلى ارتفاع أسعار الفائدة على الدولار الأمريكي والتي أدت إلى ارتفاع أسعار الفائدة على الودائع بالدينار، ممّا شجع على زيادة حجم الودائع الادخارية ولأجل، ثم ينخفض قليلاً سنتي 2013 و2017. وعموماً فإنّ البنك المركزي عمل إلى الحفاظ على مستويات مرتفعة من عرض النقد لتحفيز الاقتصاد الوطني.

الشكل (2) : تطور العرض النقدي في الأردن خلال الفترة 2019-2000
Money supply



المصدر: مخرجات برنامج Eviews-9 بالاعتماد على بيانات الدراسة.

ب. معدل التضخم (Inf): Inflation Rate

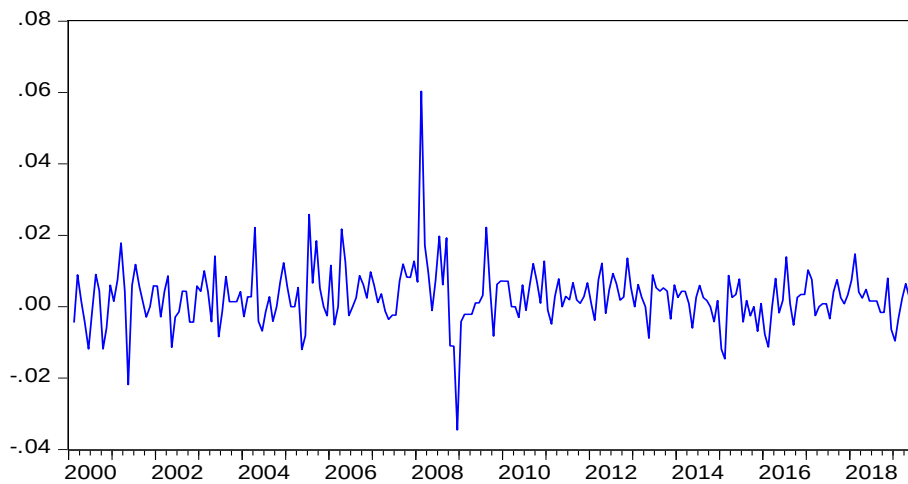
يُعرف التضخم بأنه "كل زيادة في كمية النقد المتداول تؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار" (عناية، 2003)، بمعنى أنه كلما زادت كمية النقود المتداولة في السوق بمعدل أكبر من نمو الناتج القومي الحقيقي كلما زادت الأسعار بالتالي حدث التضخم. كما يُمثل "الارتفاع في مستوى العام للأسعار الذي تنتج عنه فجوة بين السلع الحاضرة وحجم الدخل المتاحة للإنفاق" (مجدي، 2003)؛ بحيث أن زيادة الإنفاق النقدي ومن ثمّ الدخل تُسبب ارتفاع الأسعار وتضخمها، هذا مع بقاء كمية السلع الموجودة ثابتة. كما يمكن تعريفه على أنه عبارة عن مؤشر يقيس التغير في أسعار السلع الاستهلاكية لسلة السوق Market Basket خلال مدة زمنية معينة، ويعتبر كدليل لتكلفة المعيشة Cost-of-living-Index (Boyes، 1984)، وذلك لربط التضخم بالمداخيل الحقيقية للمستهلكين.

ويتم الاستدلال على وجود استقرار اقتصادي أو عدمه باحتساب معدل النمو في الرقم القياسي للأسعار، فإذا كان معدل النمو أقرب للصفر، دلّ ذلك على وجود استقرار اقتصادي، أما إذا ابتعد على الصفر وكان بقيم موجبة فذلك دليل على ارتفاع مستوى الأسعار العام في البلد، أما في حالة القيم السالبة فيدلّ على انخفاض الأسعار (الزرقان، 2010). وتأخذ طبيعة العلاقة بين أسعار الأسهم في السوق المالي والتضخم شكلاً إيجابياً أو سلبياً، فارتفاع معدل التضخم يترك أثراً عكسياً على أسعار الأسهم السوقية، وذلك بسبب انخفاض القيمة الحقيقية لأرباح الشركات، كما قد يؤدي إلى تدخّل البنك المركزي الذي يقوم بتخفيض عرض النقود ممّا يسهم في انخفاض التدفقات النقدية، وهذا بدوره يُخفّض من القيمة السوقية للأسهم، ويمكن أن يؤثر التضخم أيضاً على عوائد الأسهم من خلال تأثيره على الأرباح المستقبلية (Rasiah و Ratneswary، 2010). كما أنّ فاما (Fama، 1981) فسّر التأثير السليبي، من خلال نظرية الطلب على النقود التي تتضمن العلاقة العكسية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل التضخم، والتي تعكس النمو الاقتصادي الحقيقي في عوائد الأوراق المالية (الزعي، 2004).

والشكل (3) يبيّن تطور معدلات التضخم خلال فترة الدراسة 2019-2000 (حيث تمّ توحيد الأرقام لسنة الأساس 2010)، والذي تمّ احتسابه بالاعتماد على الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) من خلال العلاقة التالية:

$$\text{inflation} = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

الشكل (3): تطور معدل التضخم في الأردن خلال الفترة 2019-2000
inflation



المصدر: مخرجات برنامج Eviews-9 بالاعتماد على بيانات الدراسة.

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن معدل التضخم بالأردن متذبذب طول فترة الدراسة، إلا أنه عرف أعلى مستوياته سنة 2008 وذلك إزاء الأزمة العالمية ليعرف أدنى انخفاض له كذلك بعد الأزمة مباشرة، وهذا نتيجة لتداعياتها وما عرفته تلك الفترة من تذبذب كبير في معدلات التضخم.

ج. أسعار الفائدة على الودائع (IR): Interest Rates on Deposits

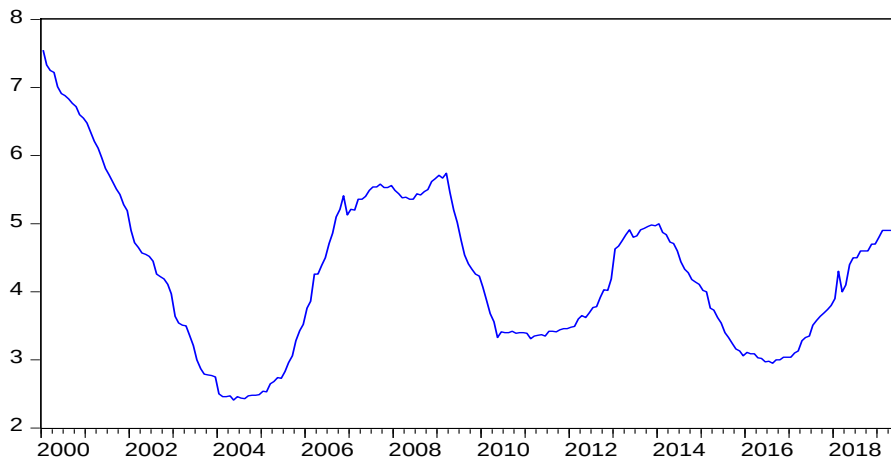
تُعتبر أسعار الفائدة من المتغيرات الهامة في الاقتصاد القومي سواءً على المستوى الكليّ أو الجزئيّ، فالتغيرات في أسعار الفائدة تؤثر مباشرةً على قرارات العديد من الوحدات الاقتصادية ذات الفائض أو العجز المالي، وأيضاً على قرارات المستثمرين عند اتخاذ قرار الاستثمار (يونس و المنعم، 2003). ويمثل سعر الفائدة معدل الخصم الذي يُستعمل لحساب القيمة الحالية للعائدات المتوقعة للسند (الخطيب، 2009)، ويمثل ثمن أو تكلفة الاقتراض للحصول على الأموال اللازمة لأي فرد أو مؤسسة

إنتاجية لتحقيق أهداف محددة، ويوجد ما يسمى بسعر الفائدة الأولي أو الأساسي ويمثل سعر الفائدة الذي تُحدده البنوك لأفضل عملائها، ويتغير هذا السعر بتغير أسعار الفائدة الأخرى (الشناوي و السريتي، 2008).

ومن المعروف أن هناك علاقة عكسية تربط بين أسعار الفائدة وأسعار الأصول المالية، فزيادة أسعار الفائدة تؤدي إلى انخفاض سعر الأصل المالي (Parkin، 1990)، أي عند ارتفاع أسعار الفائدة في السوق فإن المستثمرين سيرغبون في إيداع أموالهم في البنوك على شكل ودائع، فيضطرون إلى بيع ما يملكون من أسهم للحصول على النقد اللازم، وهذا ما يؤدي إلى زيادة العرض من الأسهم مما يخفّض أسعارها (الكيلاني، 2007). وافترضنا للعلاقة العكسية جاء لسببين، أولهما أن أسعار الفائدة يمكن أن تؤثر في مستوى أرباح الشركات وبالتالي على أسعار أسهمها، حيث أن المستثمرين على استعداد لشراء الأسهم لتوقعهم بارتفاع أرباحها في المستقبل، ويساعد في ذلك الانخفاض الحاصل في أسعار الفائدة على تقليل تكاليف الاقتراض ما يحفزهم على الاستثمار. ثانيهما أن شراء عدد كبير من الأسهم بأموال مقترضة يزيد من أسعار الفائدة وهذا يعني زيادة كلفة الأوراق المالية، مما يرفع العائد الذي يطلبه المستثمرون فيؤدي إلى تخفيض أسعار الأوراق المالية (Hamzah، 2004، Howe، Maysami).

والشكل رقم (4) يمثل تطور الوسط المرجح لأسعار الفائدة على ودائع لأجل خلال الفترة 2000-2019، حيث شهدت فترة الدراسة معدلات فائدة منخفضة خلال السنوات 2000-2004، والذي قد يُعزى إلى انخفاض أسعار الفائدة في الأسواق العالمية، مما أدى بالبنك المركزي إلى تخفيض أسعار الفائدة على أدوات سياسته النقدية، وكذلك لعدم وجود ضغوط تضخمية في السوق المحلي. لتعود إلى الارتفاع من جديد مع حلول عام 2005، بسبب ارتفاع أسعار الفائدة على الدولار الأمريكي حيث قام البنك المركزي برفع أسعار الفائدة على كافة أدوات سياسته النقدية، ما انعكس على أسعار الفائدة على الودائع لأجل لدى البنوك المرخصة. ومن ثم واصل المعدل الارتفاع ولكن بتذبذب طفيف إلى غاية 2008، لينخفض سنة 2009 نتيجة لتداعيات الأزمة المالية العالمية، ثم يرتفع من جديد حتى يصل إلى أعلى مستوياته سنة 2014، لتعود إلى الانخفاض مرة أخرى خلال سنتي 2015-2016 بسبب توقعات انخفاض النشاط الاقتصادي، ثم تعاود الارتفاع من جديد حتى سنة 2019.

الشكل (4): تطور أسعار الفائدة على الودائع لأجل في الأردن خلال الفترة 2000-2019
interest rate



المصدر: مخرجات برنامج Eviews-9 بالاعتماد على بيانات الدراسة.

II - المحور الثاني: نموذج الدراسة وأساليب التحليل القياسي

II.1- متغيرات ونموذج الدراسة:

شملت الدراسة ثلاثة متغيرات نقدية مستقلة تمثلت في: عرض النقود بمفهومه الواسع، معدل التضخم والذي تم حسابه من خلال الرقم القياسي لأسعار المستهلك والوسط المرجح لأسعار الفائدة على ودائع لأجل. أما المتغير التابع فتمثل في الرقم القياسي العام لأسعار الأسهم المرجح بالأسهم الحرة والذي أُدرج ابتداءً من سنة 2000، حيث ستغطي الدراسة الفترة المحددة من شهر جانفي لسنة 2000 إلى شهر جوان لسنة 2019 باستخدام بيانات شهرية (234 مشاهدة)، وقد جُمعت البيانات من خلال التقارير الشهرية للبنك المركزي الأردني وتقارير بورصة عمان، والمواقع الإلكترونية الخاصة بكل من البنك المركزي الأردني وبورصة عمان. ولغاية التحليل تمت صياغة النموذج التالي وذلك بإدخال اللوغاريتم الطبيعي على متغيرات الدراسة، ماعدا معدل التضخم وأسعار الفائدة على الودائع لأنها نسب مئوية:

$$\ln(index_t) = \alpha_i + \beta_1 \ln(M_{2,t}) + \beta_2 (Inf_t) + \beta_3 (IR_t) + e_t$$

β_i, α_i : تمثل معاملات التقدير. Ln: اللوغاريتم الطبيعي؛

$index_t$: الرقم القياسي العام لأسعار الأسهم المرجح بالأسهم الحرة في الزمن t؛

M_{2t} : عرض النقود بمعناه الواسع في الزمن t؛

Inf_t : معدل التضخم في الزمن t؛

IR_t : أسعار الفائدة على الودائع لأجل (الوسط المرجح) في الزمن t.

2. II- الأساليب القياسية المستخدمة في التحليل: تم الاعتماد على السلاسل الزمنية المتعددة (Multivariable Time Series Model) باستخدام فحوصات السببية ضمن إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطنة (ARDL(Autoregressive Distributed Lag Model)). حيث ستم معالجة البيانات بالاعتماد على برنامج الاقتصاد القياسي E-views باستخدام الأساليب التالية:

أ. اختبار سكون السلاسل الزمنية Stationary-Unit Root Test:

يعتمد هذا الاختبار على تبيان فيما إذا كانت السلاسل الزمنية ساكنة أم غير ساكنة عن طريق فحص جذر الوحدة (Unit Root Test)، باستخدام اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) من خلال الصياغة التالية (Gujarati، Basic Econometrics، 2003):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots(1)$$

حيث تعبر Y_t عن متغيرات الدراسة في السنة t، ε حد الخطأ العشوائي، وتشير m إلى عدد فترات التباطؤ الكافية لإلغاء الارتباط الذاتي لحد الخطأ.

وعلى أساس فرضية العدم التي تعني وجود جذر الوحدة ($H_0: \delta=0$) مقابل للفرضية البديلة بسكون السلسلة ($H_1: \delta \neq 0$)، ويتم رفض أو قبول فرضية العدم على أساس قيمة t المستخرجة من جدول Mackinnon. فإذا كانت قيمة t المحسوبة (بالقيمة المطلقة) أكبر من القيمة الحرجة نرفض فرضية جذر الوحدة ونقول بأن السلسلة الزمنية ساكنة، وإذا كانت قيمة t أقل من القيمة الحرجة نقبل فرضية العدم وفي هذه الحالة تكون السلسلة غير ساكنة (Gujarati، 2003)، وفي حالة كون السلاسل الزمنية تعاني من الجذر الأحادي نلجأ إلى صيغة الفروق إلى أن تستقر البيانات، عندها نقول بأن البيانات ساكنة ومستقرة من الدرجة (d) I (الفتلاوي و الزبيدي، 2011).

ب. نموذج الانحدار الذاتي ذات الفجوات الزمنية المبطنة (ARDL) Autoregressive Distributed Lag Model:

ظهر هذا النموذج كبديل لاختبار التكامل المشترك في حالة كون المتغيرات ليست متكاملة من نفس الدرجة، أي ليست كلها عند الفرق الأول ولا عند المستوى فقط، ومن أجل دراسة العلاقة طويلة وقصيرة المدى بين متغيرات الدراسة سنطبق نموذج ARDL للتكامل المشترك الذي طوره كل من Pesaran and Shin سنة 1999 وآخرين سنة 2000، والمعنى الاقتصادي للنموذج هو التحقق من وجود وعدم وجود علاقة تكامل وتوازن مشترك بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة. وسيتم في هذا النموذج اتباع المراحل التالية:

- المرحلة الأولى: والتي يتم فيها اختبار التكامل المشترك في إطار UECM:

- المرحلة الثانية: اختبار ARDL Bounds:

- المرحلة الثالثة: التحقق من وجود علاقة المدى الطويل بين المتغيرات:

- المرحلة الرابعة: استخلاص مواصفات نموذج ARDL لحركيات المدى القصير.

ج. اختبار جودة النموذج القياسي للدراسة: قبل اعتماد هذا النموذج المقدر وتطبيقه ينبغي التأكد من جودته من خلال إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:

- اختبار استقرارية معالم النموذج (Stability Test): من الضروري التأكد من عدم وجود تغيير هيكلي (Structural Change) في البيانات، وذلك بالاعتماد على إجراء اختبار الاستقرارية المقترح من طرف كل من M. Hashem Pesaran & Pesaran سنة 1997، والذي يتمثل في اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل، أي خلو البيانات من وجود أي تغيرات هيكلية بمعنى عدم وجود قفزات مفاجئة في البيانات مع مرور الزمن، وذلك بالاعتماد على اختبار (Cumulative Sum of Recursive Residual, CUSUM Test) المجموع التراكمي للبواقي المتابعة (Pesaran و Pesaran، 1997).

- اختبار مضروب لاغرانج للإرتباط التسلسلي بين البواقي {Brush-Lagrange Multiplier Test of Residual (BG) {Godfrey}: يختبر مدى الارتباط التسلسلي للأخطاء العشوائية، من خلال رفض أو قبول فرضية العدم القائلة بأنه لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي تسلسلي لبواقي معادلة الانحدار.
- اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH): يوضح هذا الاختبار فرضية عدم تباين حد الخطأ من خلال قبول أو رفض فرضية العدم القائلة بثبات حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر.
- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية (Jarque Bera (JB): يقوم باختبار التوزيع الطبيعي لبواقي معادلة الانحدار، من خلال رفض أو قبول فرضية العدم والتي تنص على أن بواقي معادلة الانحدار موزعة توزيعاً طبيعياً ولا تعاني من مشكلة التوزع غير الطبيعي.
- اختبار مدى ملائمة تحديد النموذج من حيث الشكل الدالي (RESET Ramsey Test): يساعد هذا الاختبار في التعرف على مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج القياسي من حيث نوع الشكل الدالي، من خلال رفض أو قبول فرضية العدم القائلة بأن النموذج لا يعاني مشكلة عدم ملائمة الشكل الدالي وعدم التحديد.

III- المحور الثالث: الدراسة القياسية ونتائج اختبار الفرضيات

1.III- نتائج اختبار سكون السلاسل الزمنية (Unit-Root Tests)

تم إجراء اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF) على كل من المستوى (level) والفرق الأول (First Difference) عند مستوى معنوية 5% باستخدام الحد الثابت (Intercept)، القاطع والاتجاه العام (Trend and Intercept) وبدونهما (None)، وفي حالة استقرار المتغير عند المستوى لم يتم اللجوء إلى اختبار استقراره عند الفرق الأول. كما تم اختيار فترة التباطؤ (Lag Length) لضمان خلو الحد العشوائي من الارتباط الذاتي بالاعتماد على أهم معيارين هما معيار أكايك AIC: Akaike Information Criterion ومعيار شوارز SC: Schwarz Information Criterion، والتي أشارت إلى فترة تباطؤ واحدة (1) لكل من العرض النقدي ومعدل التضخم، أما مؤشر العام للسوق فأشار إلى 3 فترات، في حين كان لمعدل الفائدة على الودائع لأجل 5 فترات تباطؤ.

الجدول (1): نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة باستخدام Augmented Dickey-Fuller

القرار	المعنوية	الاحتمال	قيمة ADF	باستخدام	المتغير
غير مستقر	غير معنوي	0.8505	-1.4276	الاتجاه والقاطع	Ln(Index _t)
غير مستقر	غير معنوي	0.3276	-1.9095	القاطع	
غير مستقر	غير معنوي	0.8620	-0.6802	دون اتجاه وقاطع	
غير مستقر	غير معنوي	0.000*	-11.4229	الاتجاه والقاطع	
غير مستقر	غير معنوي	0.000*	-11.2566	القاطع	
مستقر	معنوي	0.0000	-11.2388	دون اتجاه وقاطع	
غير مستقر	غير معنوي	1.0000	1.5654	الاتجاه والقاطع	Ln(M _{2t})
مستقر	معنوي	0.0146	-3.3312	القاطع	
غير مستقر	غير معنوي	0.0000*	-12.2430	الاتجاه والقاطع	Inf _t
مستقر	معنوي	0.0000	-12.2568	القاطع	
غير مستقر	غير معنوي	0.2094*	-2.9211	الاتجاه والقاطع	IR _t
مستقر	معنوي	0.0445	-2.7717	القاطع	

(*) تكون احتمالية القاطع أو الاتجاه العام غير معنوية عند 5%. Ln: اللوغاريتم الطبيعي.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-9.

دلّت نتائج اختبار جذر الوحدة والتي يشير إليها الجدول (1)، أن السلسلة الزمنية للمؤشر العام للبورصة index لم يكن مستقرًا عند المستوى، وعليه تم رفض الفرضية العدمية بأن سلسلة غير ساكنة عند المستوى (Nonstationary)، أي أنه يوجد

جذر وحدة ممّا استدعى الأخذ بالفرق الأول لتستقر عندها دون وجود الاتجاه العام والقاطع، أما المتغيرات الأخرى وهي العرض النقدي M_2 ومعدل التضخم Inf ومعدل الفائدة IR فقد استقرت عند المستوى باستخدام القاطع فقط وعند معنوية 5%، وهذا يعني أن هذه المتغيرات ساكنة عند المستوى والسلاسل الزمنية مستقرة ولا يوجد جذر وحدة.

وقد تمّ ذلك من خلال مقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية لها (أُخذت بالقيمة المطلقة) على أساس نسبة 5%، ممّا يعني رفض فرضية العدم لخلو بعض السلاسل الزمنية من جذر الوحدة عند فروقها الأولى والأخرى عند المستوى. وبالتالي فإن متغيرات الدراسة ليست ساكنة كلها عند الفرق الأول (1)، ما يعني عدم إمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً، ما يستدعي القيام بإعداد نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) Autoregressive Distributed Lag Model، على أساس أنّ المتغير التابع وهو مؤشر السوق قد استقر على الفرق الأول.

2.111- نتائج اختبار تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM:

يُعتبر نموذج الانحدار الذاتي ذات الفجوات الزمنية الموزعة شديد الحساسية لفترات الإبطاء، وبعد إجراء الاختبار يقوم بتحديد فترات الإبطاء تلقائياً، حيث كانت فترة الإبطاء المُتحصل عليها باستخدام برنامج Eviews-9 هي $(2, 1, 0, 0)$ ARDL فترتين بالنسبة لمؤشر البورصة، وفترة إبطاء واحدة لمتغير عرض النقود، وصفر فترة إبطاء لكل من معدل الفائدة على الودائع ومعدل التضخم. وبعد تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM تحصلنا على الجدول الموالي:

الجدول (2): نتائج اختبار تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM

الاحتمال	الإحصائية t	الانحراف المعياري	المعامل	المتغير
0.0000*	18.56393	0.064917	1.205119	Ln Index(-1)
0.0006*	-3.467286	0.064522	-0.223715	Ln Index(-2)
0.0044*	2.875165	0.321576	0.924584	Ln M2
0.0040*	-2.912033	0.319793	-0.931249	Ln M2(-1)
0.4671	0.728476	0.343664	0.250351	INF
0.0017*	-3.182511	0.002643	-0.008412	IR
0.0168*	2.409648	0.136976	0.330065	C
	0.990737		R-squared	
	0.990490		Adjusted R-squared	
	4011.022		F-statistic	
	0.0000*		Prob (F-statistic)	
	2.039378		Durbin-Watson stat	

(*) معنوية عند 5%.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-9.

تشير نتائج الاختبارات الإحصائية لمعادلة الانحدار الموضحة في الجدول أعلاه أنّ النسبة للنموذج المُقدر من خلال معامل التحديد مرتفعة وتعادل $(R=0.99)$ ، وتوضح أنّ المتغيرات المستقلة تُفسر 99% من التغيرات الحاصلة في مؤشر السوق العام لبورصة عمان، كما تشير النتائج إلى أنّ العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة ليست زائفة، حيث بلغت قيمة اختبار F-Stat لمعنوية معامل التحديد 4011.02 وهي معنوية عند مستوى الدلالة أقل بكثير من 1%. كما تبين النتائج أنّ النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي المتسلسل للبواقي باستخدام إحصائية Durbin-Watson Stat حيث بلغت قيمته الإحصائية 2.039.

3.111- نتائج تقدير نموذج الأجل الطويل ARDL Cointegrating And Long Run Form:

تم تقدير معاملات الأثر طويلة الأجل وفق معادلة النموذج، وكانت النتائج موضحة في الجدول التالي:

الجدول (3): نتائج تقدير نموذج الأجل الطويل

المتغير	Ln(M ₂)	INF	IR	C
المعلمة المقدرة	-0.3584	13.4624	-0.4523	17.7490
الإحتمال	0.3808	0.4634	0.0316*	0.0831**

Ln: اللوغاريتم الطبيعي، C: الحد الثابت، (*) معنوية عند 5%، (**) معنوية عند 10%.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-9.

من خلال نتائج الجدول أعلاه يمكن صياغة معادلة النموذج كما يلي:

$$\ln(index) = 17,749 - 0,3584\ln(M_2) + 13,4624(Inf) - 0,4523(IR)_t$$

حيث تُظهر لنا معادلة الأجل الطويل لمتغيرات النموذج أن كلّ المتغيرات المفسرة ترتبط بعلاقة عكسية مع مؤشر البورصة ماعدا معدل التضخم الذي يرتبط بعلاقة طردية، حيث وجدنا أنّ العرض النقدي Ln(M₂) يؤثر سلباً على المؤشر العام لبورصة عمان (لكنه غير معنوي) إذ كان المعامل يساوي (-0.3584)، أي أنّ زيادة عرض النقود بنسبة 1% ستؤدي إلى انخفاض المؤشر العام للسوق بمقدار 0.3584%، وهذا ما ينفي الفرضية الأولى للدراسة.

أما تأثير معدل التضخم (Inf) فكان ذو تأثير إيجابي على المؤشر العام (لكنه غير معنوي) حيث كان المعامل يساوي (13.4624)، أي أنّ زيادة معدل التضخم بنسبة 1% ستؤدي إلى ارتفاع المؤشر العام للبورصة بمقدار 13.4624%، ما ينفي الفرضية الثانية للدراسة. أما التأثير السلبي لأسعار الفائدة على الودائع لأجل (IR) (معنوي) فقد أظهرت المعادلة أنّ المعامل يساوي (-0.4523) حيث كان معنوي عند 5%، أي بزيادة أسعار الفائدة بنسبة 1% سيخفض المؤشر العام للبورصة بمعدل 0.4523%، ما يؤكد صحة الفرضية الثالثة.

4.111- نتائج منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك (اختبار ARDL Bounds Test):

للتحقق من وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج تم الاعتماد على منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك التي كانت نتائجها موضحة في الجدول رقم (4)، والتي تشير إلى أن قيمة F-Stat المحسوبة تساوي (4.1279) وهي أكبر من القيمة الجدولية الأعلى 3.77 عند مستوى الدلالة 10%، ممّا يعني رفض فرضية عدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك وقبول الفرضية البديلة والتي تُقر بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، أما قيمة K والتي تعادل 3 فهي تشير إلى عدد المتغيرات المستقلة في النموذج.

الجدول (4): نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك Bounds Test

النموذج	F-statistic	K
ARDL (2, 1, 0, 0)	4.127904	3
Critical Value Bounds مستوى المعنوية	القيمة الدنيا	القيمة الأعلى
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-9.

5.111- نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ المقيد (Restricted ECM) للعلاقة قصيرة المدى:

والذي تمّ فيه بناء نموذج متجه تصحيح الخطأ للعلاقة في المدى القصير أو التذبذب قصير المدى حول اتجاه العلاقة في المدى البعيد، بحيث يتمّ تقدير العلاقة في المدى القصير بإدخال البواقي المقدرة في انحدار المدى الطويل كمتغير مستقل مؤخر بفترة واحدة، والذي يؤمّن الربط الديناميكي بين المتغيرات قصيرة الأجل والمستويات طويلة الأجل لمتغيرات النموذج أثناء عملية التعديل (Adjustment) للوصول إلى التوازن طويل الأجل، وذلك وفق العلاقة التالية:

$$\Delta \ln(index_t) = C + \beta_1 \Delta \ln(M_2_t) + \beta_2 \Delta (Inf_t) + \beta_3 \Delta (IR_t) + \beta_4 ECM_{t-1}$$

وقد كانت النتائج المتحصل عليها موضحة في الجدول الموالي رقم (5):

الجدول (5): اختبار نموذج تصحيح الخطأ المقيّد ARDL لحركات المدى القصير

الاحتمال	الإحصائية t	المعلمة المقدرة	المتغير
0.0006*	3.467286	0.223715	D(Ln Index(-1))
0.0044*	2.875165	0.924584	D(Ln M2)
0.4671	0.728476	0.250351	D(INF)
0.0017*	-3.182511	-0.008412	D(IR)
0.0126*	-2.514588	-0.018596	Coint Eq (-1)

(*) معنوية عند 5%.

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews-9.

تُشير نتائج الاختبار إلى أنّ قيمة معلمة حد تصحيح الخطأ ECM تعادل (-0.018596)، والتي تكشف عن عودة المتغير التابع نحو قيمته التوازنية في المدى الطويل وهي معنوية عند مستوى الدلالة 5%، أي أنّ المؤشر العام لبورصة عمان يتعدّل نحو قيمته التوازنية في كلّ فترة زمنية (محددة بشهر) بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1) بمقدار 1.85%، أي عندما ينحرف مؤشر السوق خلال الفترة قصيرة الأجل في الفترة السابقة (t-1)، عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل فإنه يمكن تصحيح ما يعادل 1.85% من هذا الاختلال في الفترة t إلى أن يصل إلى التوازن في المدى الطويل، هذا من ناحية. كما تشير نتائج الجدول من ناحية أخرى إلى العلاقة الموجودة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، حيث يتبين لنا أنّ التغير في M_2 و IR ذو تأثير معنوي على المؤشر العام للبورصة خلال فترة الدراسة، أما متغير Inf فلم يُظهر أي تأثير معنوي.

أما بالنسبة لمرونات الأجل القصير فهي تُشير إلى أنّ العرض النقدي $Ln(M_2)$ يؤثر تأثير إيجابياً معنوياً على المؤشر العام لبورصة عمان عكس العلاقة في المدى الطويل وهذا ما يؤكد صحة الفرضية الأولى، حيث كان المعامل يساوي (0.924584)، أي أنّ زيادة عرض النقود بنسبة 1% ستؤدي إلى ارتفاع المؤشر العام بمقدار 92.45%. وتعزى العلاقة الطردية بينهما إلى ارتفاع أسعار الأسهم الناتج عن الانخفاض في أسعار الفوائد، نتيجةً لزيادة عرض النقد سيؤدي إلى زيادة مستوى الاستثمار، والذي يُؤثر بدوره على مستوى أرباح الشركات ممّا يرفع من أسعار الأسهم وبالتالي مؤشر البورصة. وهذا ما يتعارض مع ما توصلت إليه دراسة (هيلات، 2003) ودراسة (Maghayreh, 2003)، ويتوافق مع أغلب الدراسات التي وجدت بأن العلاقة التي تربط الرقم القياسي لأسعار الأسهم بالعرض النقدي طردية كدراسة (الخطيب والشرع، 1994)، (Gazi and Al Refai, 2010)، ودراسة (Ratneswary and Rasiah, 2010).

أما علاقة معدل التضخم (Inf) فكانت علاقة طردية غير معنوية ما ينفي الفرضية الثانية، حيث أشارت المعادلة إلى أنّ معامل المرونة يساوي قيمة (0.250351)، بمعنى أن زيادة معدل التضخم بنسبة 1% ستؤدي إلى زيادة المؤشر العام للبورصة بمقدار 25.03%. وهي بنفس اتجاه العلاقة في المدى الطويل. وهذا ما يتوافق مع نتائج دراسة كلّ من (Ratneswary and Rasiah, 2010)، (Horobet and Dumitrescu, 2007)، ودراسة (Pilinkus and Boguslauska, 2009). ويتعارض مع ما توصلت إليه دراسة (أرشيد، 2004)، (Maghayreh, 2003)، (الفراج، 2004) التي وجدت علاقة أحادية سالبة الاتجاه بين الرقم القياسي ومعدل التضخم.

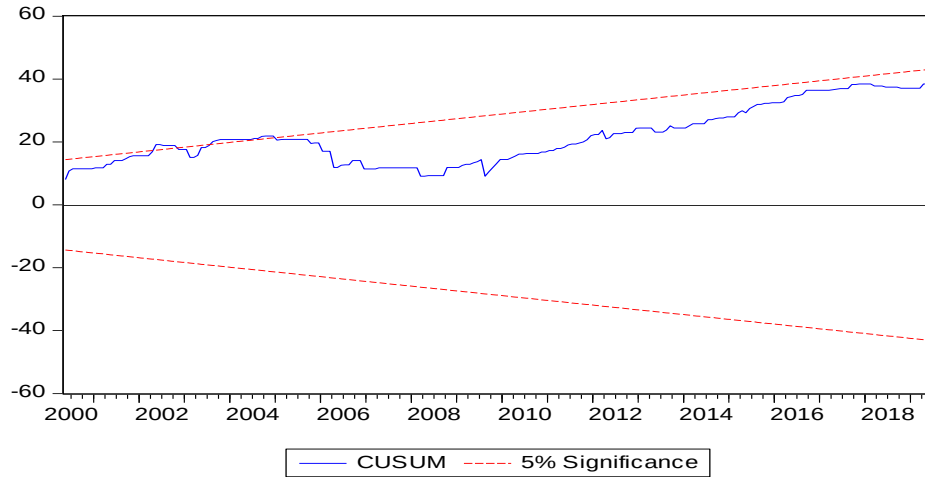
في حين أظهرت معادلة التكامل أنّ الوسط المرجح لأسعار الفائدة على ودائع لأجل (IR) يرتبط بعلاقة عكسية معنوية مع الرقم القياسي العام للبورصة وهي بنفس اتجاه العلاقة في المدى الطويل ما يؤكد صحة الفرضية الثالثة التي مفادها وجود علاقة عكسية بين المتغيرين، حيث كان المعامل يساوي (-0.0084125)، أي أن زيادة أسعار الفائدة بنسبة 1% ستؤدي إلى انخفاض المؤشر العام للبورصة بمقدار 0.84%، وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية فارتفاع أسعار الفائدة يخلق حافزاً للمستثمرين إلى تسيليل (Liquidity) جزء من حصص أسهمهم، للاستفادة من الارتفاع في أسعار الفوائد على الودائع، ممّا يساهم في زيادة حجم المعروض من الأسهم في السوق وبالتالي انخفاض أسعارها هذا من ناحية. ومن ناحية أخرى، فإن الارتفاع في أسعار الفوائد يُؤثر سلباً على الطلب على أسهم السوق المالي وبالتالي تراجع أسعارها. وهذا ما جاءت به نتائج دراسة كلّ من (Shamia and Talafha, 1990)، (Maghayreh, 2003)، (هيلات، 2004)، (الفراج، 2004)، (Pilinkus and Boguslauska, 2009)، التي وجدت علاقة عكسية بين أسعار الفائدة وأسعار الأسهم، في حين أنّ هذه العلاقة لم تنطبق على سوق الولايات المتحدة في دراسة (Wong et al. 2006)، أما دراسة (الخطيب والشرع، 1994) فلم تجد علاقة بينه وبين أسعار الأسهم.

6.111- نتائج الاختبارات التشخيصية لنموذج الدراسة:

- نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لمعالم نموذج ARDL المُقدر:

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة بصيغة UECM لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وتكون المعاملات غير مستقرة إذا كان الشكل البياني خارج الحدود، والشكل الموالي يوضح نتائج اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتابعة CUSUM:

الشكل (5): نتائج اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتابعة CUSUM



المصدر: مخرجات برنامج Eviews-9 بالاعتماد على بيانات الدراسة.

يتضح لنا من خلال الشكل أن المعاملات المقدرة للنموذج المستخدم مستقرة هيكلياً خلال فترة الدراسة، مما يؤكد وجود استقرار بين متغيرات الدراسة وانسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتابعة CUSUM داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

- اختبار الارتباط التسلسلي للنموذج Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

من خلال الجدول أدناه نلاحظ أن قيمة الإحصائية (F) بلغت (0.907) وهي معنوية عند مستوى دلالة 5% باحتمال بلغ (0.404%)، وقيمة χ^2 المُقابلة لها تساوي (1.873) وهي معنوية أيضاً عند مستوى الدلالة 5%، مما يجعلنا نقبل فرضية العدم والتي تنص على أنه لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي تسلسلي لبواقي معادلة الانحدار.

الجدول (6): نتائج اختبار الارتباط التسلسلي Serial Correlation LM Test

المؤشر الإحصائي	القيمة	الاحتمال
F-statistic	0.907848	0.4049
Obs*R-squared	1.873719	0.3919

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

- اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالإنحدار الذاتي (ARCH):

توضح نتائج هذا الاختبار فرضية عدم تباين حد الخطأ وذلك من خلال قيمة الإحصائية (F) التي بلغت (7.79)، وقيمة χ^2 المُقابلة لها والتي تعادل (39.9) وهي قيم غير معنوية عند مستوى الدلالة 5%، مما يجعلنا نقبل فرضية العدم القائلة بعدم ثبات حد الخطأ العشوائي في النموذج المُقدر.

الجدول (7): نتائج اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالإنحدار الذاتي Heteroskedasticity Test

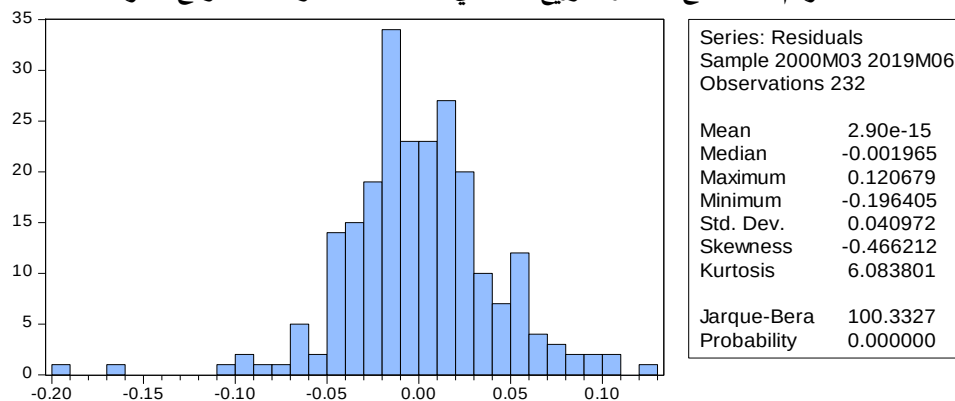
المؤشر الإحصائي	القيمة	الاحتمال
F-statistic	7.790401	0.0000
Obs*R-squared	39.90631	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية Jarque-Bera:

تم اختبار جودة وكفاءة النموذج المقدر بين مؤشر السوق لبورصة عمان والمتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج القياسي وفق التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية، والشكل الموالي يبين لنا نتائج هذا الاختبار:

الشكل رقم (6): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية لنموذج الدراسة



المصدر: مخرجات برنامج Eviews 9 بالاعتماد على بيانات الدراسة.

يظهر لنا جلياً من خلال الشكل أعلاه أنّ اختبار Jarque-Bera غير معنوي، وهذا من خلال قيمة الاحتمال التي تقل عن 5%، هذا يعكس رفض فرضية العدم أي أنّ بواقي النموذج لا تتبع التوزيع الطبيعي وهذا مؤشر غير جيد على جودة وكفاءة النموذج للعلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابع، غير أنه يبقى اختبار تشخيصي ولا يعني رفض النموذج.

- اختبار Ramsey RESET Test:

يتبين لنا من خلال الجدول الموالي أنّ إحصائية (F) غير معنوية عند 5% وتبلغ 3.86 باحتمال (0.0506)، وهذا ما يعني رفض الفرضية العدمية وأنّ النموذج لا يعاني من عدم التحديد ويؤكد صحة الشكل الدالي للنموذج.

الجدول (8): نتائج اختبار Ramsey RESET Test

المؤشر الإحصائي	القيمة	الاحتمال
T-statistic	1.965408	0.0506
F-statistic	3.862828	0.0506

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 9.

IV- الخلاصة:

هدفت الدراسة إلى بيان أثر بعض المتغيرات النقدية على مؤشر بورصة عمان للفترة (2000-2019)، والتي تمّ فيها تحديد الرقم القياسي العام لأسعار الأسهم المرجّح للأسهم الحرة كمقياس لأداء البورصة، وكلّ من عرض النقود بمفهومه الواسع ومعدل التضخم ومعدل الفائدة على الودائع لأجل كمتغيرات نقدية. ويمكن تلخيص أهم نتائج وتوصيات هذه الدراسة فيما يلي:

1. النتائج:

يمكن تلخيص أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة في النقاط التالية:

- تبين من خلال نتائج اختبار جذر الوحدة ديكي فولر الموسع (ADF) أنّ السلاسل الزمنية لكلّ من المؤشر العام للسوق index والعرض النقدي M_2 لم تكن مستقرة عند المستوى، أي أنه يوجد جذر وحدة ممّا استدعى الأخذ بالفرق الأول، أما معدل التضخم Inf ومعدل الفائدة IR فقد استقرّا عند المستوى باستخدام القاطع عند معنوية 5% و10% على التوالي، وهذا يعني أنه لا توجد إمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً، ما استدعى القيام بإعداد نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL).

- أشارت نتائج الاختبارات الإحصائية لمعادلة الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، أنّ النسبية للنموذج المقدر من خلال معامل التحديد مرتفعة وتعاود (R=0.99)، والتي توضح أن المتغيرات المستقلة في النموذج تُفسر 99% من التغيرات الحاصلة في مؤشر السوق العام لبورصة عمان.

- أما بالنسبة لنتائج منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك اختبار ARDL Bounds Test للتحقق من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فأشارت إلى أن قيمة F-Stat المحسوبة تساوي 4.127904 وهي أكبر من القيمة الجدولية الأعلى 3.77 عند مستوى الدلالة 10%، مما يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.

- كما بينت نتائج تقدير نموذج الأجل الطويل أن كل المتغيرات المفسرة ترتبط بعلاقة عكسية مع مؤشر بورصة عمان ماعدا معدل التضخم الذي يرتبط طردياً، حيث وجدنا أن العرض النقدي بمفهومه الواسع $\ln(M2)$ يؤثر سلبياً غير معنوي على المؤشر العام للبورصة فقد كان المعامل يساوي (-0.3584) وهذا ما ينفي الفرضية الأولى، كما كان تأثير معدل التضخم $\ln(\pi)$ ذو تأثير إيجابي على المؤشر العام غير معنوي حيث كان المعامل يساوي (13.4624) ما ينفي الفرضية الثانية القائلة بوجود علاقة عكسية بين المتغيرين، أما التأثير السلبي المعنوي لأسعار الفائدة على ودائع لأجل (IR) فقد أظهرت المعادلة أن المعامل يساوي قيمة (-0.4523)، وهذا ما يؤكد صحة الفرضية الثالثة.

- في حين أظهرت نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ المقيد (Restricted ECM) للعلاقة في المدى القصير، أن قيمة معلمة حد تصحيح الخطأ ECM تعادل (-0.018596) عند مستوى الدلالة 10%، أي أن مؤشر العام لبورصة عمان يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية (محددة بشهر) بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1) بمقدار 1.18%.

- كما أشارت نتائج الاختبار لمرونات الأجل القصير أن العرض النقدي $\ln(M2)$ يؤثر تأثير إيجابياً معنوياً على المؤشر العام لبورصة عمان ما يؤكد صحة الفرضية الأولى لكن هذه العلاقة كانت سلبية في المدى الطويل، حيث قُدِّر المعامل بـ (0.9228)، أي أن زيادة عرض النقود بنسبة 1% ستؤدي إلى ارتفاع المؤشر العام للسوق بمقدار 92.28%، في حين كانت علاقة معدل التضخم $\ln(\pi)$ طردية غير معنوية، حيث أشارت نتائج الاختبار إلى أن معامل المرونة يساوي قيمة (0.250351)، بمعنى أن زيادة معدل التضخم بنسبة 1% ستؤدي إلى زيادة المؤشر العام بمقدار 25.03%، وهذا ما ينفي الفرضية الثانية.

- أما بالنسبة لمتغير الوسط المرجح لأسعار الفائدة على ودائع لأجل (IR) فقد أظهرت معادلة التكامل أنه يرتبط بعلاقة عكسية مع الرقم القياسي العام للبورصة ما يؤكد الفرضية الثالثة، حيث كان المعامل يساوي (-0.008412)، أي أن زيادة أسعار الفائدة على الودائع بنسبة 1% ستؤدي إلى انخفاض المؤشر العام بمقدار 0.84%، وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية فارتفاع أسعار الفائدة يخلق حافزاً للمستثمرين إلى تسهيل جزء من حصص أسهمهم، مما يساهم في زيادة حجم المعروض من الأسهم في السوق وبالتالي انخفاض أسعارها.

2. التوصيات:

على ضوء النتائج المستخلصة من الدراسة تمّ التوصل إلى مجموعة من التوصيات أهمها:

- ضرورة الاهتمام بكل ما من شأنه رفع مستوى كفاءة بورصة عمان، من خلال إزالة كل العوائق التي تحول دون تدفق المعلومات بين المتعاملين، وهذا عن طريق إنشاء وحدة معلومات متكاملة وفعالة، تقوم بتقديم المعلومات المطلوبة التي تفيد المستثمرين وتزيد من ثقتهم في السوق.

- زيادة مستوى المنافسة في السوق المالي من أجل رفع سيولته وحمايته من أي تقلبات ناتجة عن انخفاض مستوى السيولة، نتيجة للمضاربات التي يُمكن استغلالها من قبل المستثمرين لتحقيق عوائد مرتفعة، مستفيدين مما قد تحدثه التبادلات المفاجئة في إحداث تغيرات كبيرة في مستوى الأسعار.

- وضع استراتيجية مالية ونقدية تحقق الاستقرار النقدي والمالي، كونها تلعب دوراً فاعلاً في التأثير على حركة أسعار الأسهم في الأجلين الطويل والقصير. كما ينبغي على السلطة النقدية أن تأخذ بعين الاعتبار الآثار الناجمة عن التغير في أسعار الفائدة على سوق الأوراق المالية، عند صياغتها لأية قرارات تتعلق بالسياسة النقدية التي تهدف إلى تنشيط النمو الاقتصادي.

- محاولة السلطة النقدية التحكم في عرض النقود لما له من تأثير سلبي على الرقم القياسي العام (المدى الطويل)، والذي يعزى للعلاقة الطردية بين مستويات الأسعار والتضخم، وهذا ما يؤثر على حجم الطلب والاستثمار في الأصول المالية مما يخفض أسعارها.

- محاولة الحفاظ على معدلات تضخم منخفضة، سعياً لإبقائها ملائمة مع معدلات النمو في الاقتصاد الأردني.

3. آفاق الدراسة:

في إطار دراستنا لهذا الموضوع توجد بعض النقاط التي تحتاج إلى البحث والتحليل، والتي نقترح أن تكون مواضيع أبحاث مستقبلية:

- إجراء أبحاث أخرى تستهدف تغيير المتغيرات الاقتصادية المعمول بها في الدراسة الحالية وإدخال متغيرات أخرى جديدة، قد يكون لها تأثير على أسعار الأسهم. ومحاولة دراسة تأثير هذه العوامل على الأرقام القياسية وأحجام التداول وذلك على المستوى القطاعي.

- العمل على تحليل السلاسل الزمنية للمتغيرات باستخدام نماذج أخرى كنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average Model (ARMA)، الذي يُعرف كذلك بنموذج بوكس جينكينز Box-Jenkins (من أكثر النماذج ذات المتغير الواحد شيوعاً في التنبؤ بقيم المتغيرات الاقتصادية).

الإحالات والمراجع:

1. A. Shamia و H. Talafha .(1990) .**Amman Financial Market, Stability, Effectiveness and Efficiency: An Economic Analysis** . Abhath Al-Yarmouk ، Irbid, Jordan, No : 6(2), pp : 41-73.
2. Aktham Maghayreh .(2003) .**Causal Relations Among Stock Prices and Macroeconomic Variables in the Small Open Economy of Jordan** .JKAU: Econ & Adm ، Amman, Jordan, No :17(2), pp: 3-12.
3. Alexandra Horobet و Sorin Dumitrescu .(2007) .**On the Causal Relationships between Monetary, Financial and Real Macroeconomic Variables: Evidence from Central and Eastern Europe** .pp : 1-18, Paper Available online at : <http://www.nber.org/papers/w14269>.
4. Damodar N. Gujarati .(2003) .**Basic Econometrics** .Fourth Edition, McGraw-Hill Inc., USA, p: 817.
5. Damodar N. Gujarati .(2003) .**Op. cit** .pp : 817-818.
6. Donatas Pilinkus و Vytautas Boguslauskas .(2009) .**The Short-Run Relationship Between Stock Market Prices and Macroeconomic Variables in Lithuania: An Application of the Impulse Response Functions** .Economics of Engineering Decisions ، Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics ,ISSN 1392 - 2785, No: 5, pp: 26-34.
7. F. Eugene Fama .(1981) .**Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money** .American Economic Review ، American Economic Association, Nashville, U.S.A, N : 71, pp : 545-564.
8. Hassan Gazi و Hisham Al-Refai .(2010) .**Can Macroeconomic Factors Explain Equity Returns in The Long Run? The Case of Jordan** .,Munich Personal RePEc archive ، No :22713(15), pp: 1-22. Available online at : <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/22713/>
9. M. Hashem Pesaran و Bahram Pesaran .(1997) .**Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis** . Oxford: Oxford University Press, ELT Division, UK and Ireland Sale, UK, p :275.
10. Michael Parkin .(1990) .**Macroeconomics** .Addition-Wesley Publishing Company, Inc., U.S.A, p : 289.
11. Mohamed Khaled Al-Jafari ، Mohammad Rid Habbash و Rashed Mohammed Salameh .(2011) .Investigating the Relationship between Stock Market Returns and Macroeconomic Variables: Evidence from Developed and Emerging Markets. International Research Journal of F .International Research Journal of Finance and Economics ، Victoria, Great Britain N: (79),pp: 6.30-
12. R. Ratneswary و V. Rasiah .(2010) .**Macroeconomic Activity and The Malaysian Stock Market: Empirical Evidence of Dynamic Relation** .The International Journal of Business and Finance Research ، No: 4(2), pp: 59-69.
13. Ramin Cooper Maysami ، Lee Chuin Howe و Mohamad Atkin Hamzah .(2004) .**Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices** .Jurnal Pengurusan, UKM Journal of Management ، School Of Management, Faculty of Economics and Management, Universiti Kebangsaan Malaysia, Selangor, Malaysia, N :24, pp : 47-77.
14. S.D. Mohammad و Ali, A. A. Hussain .(2009) .**Impact of Macroeconomics Variables on StockMarket: Empirical Evidence in Case of Karachi Stock Exchange** .European Journal of Scientific Research ، Victoria, Seychelles, ISSN 1450-216X, No: 1(38), pp: 96-103.
15. S.D., Hussain, A., and Ali, A Mohammad .(2009) .**Op. cit** .,pp : 96-103.
16. W.K., Khan, H., and Du, J. Wong .(2005) .(2005) .**Money, Interest Rate, and Stock Prices: New Evidence from Singapore and The United States** .Working paper ، National University of Singapore, Graduate School for Global Leaders, No. 7, pp : 1-28.

17. William J. Boyes .(1984) .Macreeconomics: The Dynamics of Theory and Policy .South-Western Publishing, Cincinnati, U.S.A, p:519.
18. Wing-Keung Wong و Habibullah Du, Jun Khan .(2006) .Do Money and Interest Rates Matter for Stock Prices? An Econometric Study of Singapore and USA .The Singapore Economic Review ، No: 51(1), pp: 31.51–
19. أرشيد عبد المعطي. (2004). محددات أسعار الأسهم في بورصة عمان. مجلة البصائر ، جامعة البتراء، عمان، الأردن، المجلد 8 (2)، ص: 218-198.
20. إسماعيل أحمد الشناوي، و السيد محمد أحمد السريتي. (2008). مقدمة في الاقتصاد الكلي. الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، د.ط، ص:20.
21. بشار علي هيلات. (2004). كفاءة واستقرار سوق عمان المالي للفترة 1993-2002. رسالة ماجستير غير منشورة، كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية، تخصص علوم مالية ومصرفية، جامعة اليرموك، إربد، الأردن.
22. بشير الزعبي. (2004). العلاقة السببية بين معدل التضخم والرقم القياسي لأسعار الأسهم في سوق عمان المالي للفترة (1978-2001). مؤتم للبحوث والدراسات ، كلية الاقتصاد، جامعة مؤتة، مؤتة، الأردن، 19 (5)، ص ص: 187-203.
23. بن عبد العزيز الفراج. (2004). العلاقة بين المؤشر العام لسوق الأسهم المحلية وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية: دراسة تطبيقية. رسالة ماجستير غير منشورة، تخصص مالية، كلية الاقتصاد، جامعة الملك سعود، الرياض، السعودية.
24. حسام علي داود. (2010). مبادئ الاقتصاد الكلي. دار المسيرة للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص:211.
25. حسين قبلان. (2011). مؤشرات أسواق الأوراق المالية: دراسة حالة مؤشر سوق دمشق للأوراق المالية. مجلة العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير ، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة سطيف، الجزائر، العدد 11، ص ص:91-110.
26. صالح طاهر الزرقان. (2010). العوامل المالية والاقتصادية المؤثرة في عوائد الأسهم. دار جليس الزمان للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص:51.
27. عبد الفتاح سليمان مجدي. (2003). علاج التضخم والركود الاقتصادي في الإسلام. دار غريب للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، مصر، د.ط، ص:30.
28. غازي حسين عناية. (2003). التضخم المالي. مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، مصر، د.ط، ص:32.
29. فوزي الخطيب؛ منذر الشرع. (1994). سوق عمان للأوراق المالية ومدى استجابته للمتغيرات الاقتصادية: دراسة قياسية. مجلة أبحاث اليرموك، سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية ، جامعة اليرموك، إربد، الأردن، العدد 3، المجلد 10، ص ص:371-903.
30. قيس أديب الكيلاني. (2007). التنبؤ بالقيم السوقية للأسهم دراسة لعينة من الأسهم المدرجة في بورصة عمان للأوراق المالية للفترة (1998-2006). مجلة الإداري: العلوم الإدارية ، كلية إدارة الأعمال، جامعة الملك سعود، الرياض، السعودية، العدد: 29 (109)، ص ص: 93-125.
31. كامل علاوي كاظم الفتلاوي، و حسن لطيف الزبيدي. (2011). القياس الاقتصادي النظرية والتحليل. دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان، الأردن الطبعة الأولى، ص ص: 270-271.
32. محمد محمود الخطيب. (2009). الأداء المالي وأثره على عوائد أسهم الشركات. دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، د.ط، ص:86.
33. محمد محمود شلي. (2013). علاقة متغيرات الاقتصاد الكلي بأداء بورصات الأوراق المالية. القاهرة، مصر، الطبعة الأولى، ص:71؛ المكتب العربي للمعارف.
34. محمود فلاح الرفاعي. (1999). أثر التغيرات الاقتصادية على أسعار الأسهم وحجم التداول في سوق عمان المالي (1978-1998) . رسالة ماجستير غير منشورة، كلية الاقتصاد، جامعة آل البيت، المفرق، الأردن، ص:30.
35. محمود يونس، و مبارك عبد المنعم. (2003). النقود وأعمال البنوك والأسواق المالية. الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، د.ط، ص:153.
36. هيل عجي جميل الجنابي. (2007). عرض النقد في عُمان والعوامل المؤثرة فيه للفترة 1974-2003. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية ، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، بغداد، العراق، المجلد 23، العدد 2، ص ص: 14-43.