

العلاقة الديناميكية بين متغيرات الاقتصاد الكلي والمؤشر العام لبورصة عمان للأوراق المالية

خالد لافي النيف¹

ملخص

هدفت هذه الدراسة إلى اختبار العلاقة الديناميكية بين المؤشر العام لأسعار الأسهم في بورصة عمان للأوراق المالية وعدد من متغيرات الاقتصاد الكلي شملت عرض النقود والتضخم والرقم القياسي للإنتاج الصناعي، باستخدام منهجية التكامل المشترك وسببية جرانجر، وتحليل مكونات التباين، خلال الفترة من شهر كانون الثاني عام 2000م إلى شهر تشرين الأول من عام 2016م.

وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين مؤشر البورصة وعرض النقود، في حين أشارت النتائج إلى عدم وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين مؤشر البورصة وكل من معدل التضخم، والرقم القياسي للإنتاج الصناعي. كما أشارت النتائج إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه، تنبج من مؤشر البورصة إلى جميع متغيرات الاقتصاد الكلي في الأجل القصير.

أخيراً فقد أظهر اختبار مكونات التباين، تواضع القدرة التفسيرية لمتغيرات الدراسة في تفسير التباين في مؤشر بورصة عمان. وقد أوصت الدراسة بضرورة إعادة تقييم السياسات الاقتصادية التي يتبناها صانعو القرار في الحكومة، والأخذ بالاعتبار طبيعة واتجاه العلاقات السببية في الأجل القصير بين مؤشر البورصة والمتغيرات الاقتصادية.

الكلمات الدالة: بورصة عمان للأوراق المالية، مؤشر أسعار الأسهم، متغيرات الاقتصاد الكلي، التكامل المشترك، سببية جرانجر، الأردن.

المقدمة

المستثمرين والخبراء في أسعار التداول اليومية. وتعد الأرقام القياسية من أهم المؤشرات في الأسواق المالية التي تقيس أداء السوق، إذ يقاس أداء السوق بالتقلبات في هذه المؤشرات التي تدل على مستويات أسعار الأسهم، وتساعد في تحديد الاتجاه العام للأسعار، كما تستخدم هذه الأرقام لمقارنة وقياس التغيرات التي تطرأ على أسعار الأسهم خلال الفترات الزمنية المختلفة بما يعكس أداء السوق ومن ثم الحالة الاقتصادية للبلاد.

وحيث أن الأسهم تُعد من أكثر الأصول حساسية لظروف السوق، وتعكس المستجدات والمعلومات الجديدة في المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية والسياسية والدولية، فإن عملية فهم العلاقة بين مؤشر أسعار أسهم السوق وهذه المتغيرات تُعد من المواضيع التي تلقى اهتماماً خاصاً من قبل الدارسين والباحثين وصناع السياسات الاقتصادية، إضافة للمستثمرين

تلعب الأسواق المالية والبورصات على وجه الخصوص، دوراً حيوياً وبارزاً في الاقتصاد العالمي والوطني، إذ تعمل على تنشيط السيولة وتعبئة المدخرات والتخصيص الأمثل للموارد في القطاعات المنتجة، وتُعد إحدى أهم مجالات توظيف أموال المستثمرين، ومصدراً لتمويل استثمارات المصدرين. وتُعد درجة كفاءة البورصات معياراً لقدرتها على تأدية وظائفها، وتتحقق هذه الكفاءة إذا قامت البورصة بعكس المعلومات الواردة إليها، لا سيما تلك المتعلقة بالاقتصاد الكلي للدولة، وتوقعات

¹ أستاذ مشارك، جامعة البلقاء التطبيقية، الأردن.

✉ kalneif@yahoo.com

تاريخ استلام البحث 2017/2/7 وتاريخ قبوله 2017/7/10.

الاقتصاد الكلي (معدل التضخم وعرض النقد والرقم القياسي للإنتاج الصناعي) في الأجلين القصير والطويل، من خلال الإجابة عن السؤال الرئيسي التالي:

هل توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشر بورصة عمان ومؤشرات الاقتصاد الكلي المختارة في الأجل الطويل والقصير؟

وتتبع أهمية الدراسة من أهمية بورصة عمان للأوراق المالية ودورها في الاقتصاد الوطني، من خلال قدرتها على حشد المدخرات وتوجيهها نحو الاستثمارات، وتوفير بيئة مناسبة لجذب وتشجيع الاستثمار المحلي والأجنبي، إضافة إلى أهمية المؤشرات في الأسواق المالية، إذ تدل على مستويات أسعار الأسهم وتقيس التغيرات التي تطرأ عليها خلال فترة معينة مقارنة مع فترة أخرى.

كما وتبرز أهمية الدراسة الحالية، في أنها ستقدم دليلاً حديثاً من بورصة عمان كإحدى الأسواق الناشئة، إذ تتضارب نتائج الدراسات السابقة في الأسواق المالية في البلدان الأخرى، ليساعد على وضع السياسات الاقتصادية على مستوى الاقتصاد الأردني.

لذا فمن المؤمل استفادة المستثمرين الحاليين والمحتملين، ورسمي السياسة الاقتصادية على مستوى الاقتصاد الأردني من توصيات هذه الدراسة، بالتركيز على المتغيرات التي تقود أسعار الأسهم في بورصة عمان.

2. الأدبيات النظرية والدراسات السابقة:

2.1 الأدبيات النظرية:

تشير الأدبيات المالية السابقة إلى أن هناك عدداً من الأطر النظرية التي تم استخدامها من قبل العديد من الباحثين للربط بين المتغيرات الاقتصادية وأسعار وعوائد الأسهم، منها فرضية السوق شبه الكفو التي طورها (Fama) (1970) وفرضية التسعير المتوازن (Arbitrage Pricing Theory (APT) التي طورها (Ross) (1976). إذ تفترض فرضية السوق المالية الكفو، أن سعر السهم يجب أن يحتوي كافة المعلومات ذات الصلة، بما في ذلك تلك المتاحة للجميع. ويتمثل مفهوم كفاءة السوق المالي في "سرعة استجابة الأسعار في السوق بطريقة غير متحيزه للمعلومات المتاحة للمتعاملين فيه، وبذلك تصبح أسعار الأوراق

والاقتصاديين. لا سيما إذا ما علمنا بأن هذه العلاقة تختلف من وقت لآخر ومن بلد لآخر، إذ تشير الأدبيات الاقتصادية إلى وجود العديد من الدراسات الميدانية والنظرية التي أجريت في الاقتصادات المختلفة، لاختبار طبيعة العلاقة بين مؤشرات أسعار الأسهم ومؤشرات الاقتصاد الكلي مثل التضخم، وعرض النقود، وسعر الفائدة وغيرها، إلا أن نتائج هذه الدراسات متضاربة من ناحية وجود أو عدم وجود علاقة بينهما، ومن ناحية الاختلاف أيضاً في اتجاه العلاقة ونوعها باختلاف الدول التي أجريت بها مثل هذه الدراسات (Bhunia, 2012).

لذلك فإن هذه الدراسة تقوم بتحليل القياسي لاختبار وجود علاقة بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان وعدد من مؤشرات الاقتصاد الكلي الأردني وهي: معدل التضخم، وعرض النقود، والرقم القياسي للإنتاج الصناعي في الأجلين الطويل والقصير. ويتوقع أن تقدم دليلاً ميدانياً من الاقتصاد الأردني، تكون نتائجه مفيدة للمستثمرين وصناع القرار عند اتخاذ قرارات الشراء والبيع، وقياس درجة كفاءة السوق.

يتابع الكثيرون من مستثمرين ومحللين ماليين وصناع القرار باهتمام بالغ التحركات والتغيرات بأسعار الأسهم ارتفاعاً وانخفاضاً، ويحاولون بشتى الوسائل جمع المعلومات للتنبؤ باتجاه تحركاتها، بهدف اتخاذ القرار الرشيد بالشراء أو البيع، وبما يحقق الأرباح وتجنب الخسارة على المستوى الفردي، والنمو الاقتصادي على المستوى العام، لذلك فقد تم إجراء العديد من الدراسات للتعرف على العوامل (لا سيما الاقتصادية) التي تؤثر أو تتأثر بأسعار الأسهم سلباً وإيجاباً، إلا أن نتائج هذه الدراسات جاءت متناقضة ومتباينة، ولم تتوصل إلى اتفاق حول طبيعة هذه العلاقة.

ففي الوقت الذي تشير فيه النظرية الاقتصادية والدراسات الميدانية إلى أن مؤشر السوق يعد من أفضل المؤشرات للتغيرات بالنشاط الاقتصادي، تزايد الاعتقاد في العقدين الماضيين بتأثير النشاط الاقتصادي على أسعار الأسهم (Osamwonyi and Osagie, 2012)، إذ أشارت نتائج الدراسات إلى أن 30-35% من التغيرات في مؤشر أسعار الأسهم يمكن أن تعزى إلى عوامل اقتصادية (Chandra, 2004).

من هنا فإن مشكلة الدراسة تتمحور في اختبار العلاقة السببية بين مؤشر بورصة عمان لأسعار الأسهم وعدد مؤشرات

نفسه، فإن التغيرات في أسعار الأسهم تؤثر في العديد من الأنشطة الاقتصادية، ولاسيما النشاط الاقتصادي الحقيقي، عبر قنوات وآليات الانتقال النقدي، إذ تؤدي هذه التغيرات إلى تغيرات مماثلة في الطلب الحقيقي على النقود، وأسعار الفائدة، وقيمة النقود المحلية. هذا بالإضافة إلى أن حدوث ارتفاع بأسعار الأسهم المحلية يعني أن الأصول المحلية أصبحت أكثر جاذبية، ونتيجةً لهذا، فإن المستثمرين أفراداً ومؤسسات، سيعملون على تعديل محفظتهم المحلية والأجنبية، عن طريق الطلب الإضافي على الأصول، بالتالي فإن هذا التعديل في المحافظ ستكون محصلته زيادة تقدير قيمة العملة المحلية.

أما النموذج المفتوح للطلب الكلي - العرض الكلي، فيفترض أن حدوث تغيير في عرض النقود، سيؤثر على النشاط الاقتصادي الحقيقي عبر عدة قنوات، منها القناة التقليدية للسيولة، وقناة أسعار الفائدة، وقناة أسعار الأسهم. من النماذج المعيارية السابقة، يتبين لنا أن التفاعلات وسط هذه المتغيرات تكون بصورة ديناميكية حركية، إذ تؤثر متغيرات الاقتصاد الكلي بأسعار الأسهم، وتتأثر بها كما هو موضح تالياً:

أ. العلاقة بين أسعار الأسهم ومعدل التضخم:

تشير الأدبيات النظرية المتوفرة إلى تعدد وجهات النظر المتعلقة بعلاقة أسعار الأسهم بمعدلات التضخم وتناقضها، ففي حين تبني البعض فرضية العلاقة السلبية بين التضخم وأسعار الأسهم، كما في فرضية فاما Fama hypothesis، كان هنالك اتجاهاً آخر، تم فيه تبني وتحليل العلاقة الموجبة بينهما، كما توضحه فرضية فيشر Fisher Hypothesis (أمين، 2014).

يفترض "فاما" وجود علاقة عكسية بين التضخم وعوائد الأسهم، فالعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الحقيقية مثل الناتج المحلي، والإنفاق الاستثماري، ومعدل العائد الحقيقي على رأس المال، وبين عوائد الأسهم علاقة طردية، كما أن العلاقة بين هذه المتغيرات والتضخم علاقة عكسية، لذلك فالعلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم هي علاقة عكسية (عديلة، 2014).

وقد ظهر في الأدب الاقتصادي، العديد من التفسيرات للعلاقة السلبية بين التضخم وأسعار الأسهم، منها أن التضخم سيؤدي إلى ارتفاع معدلات الفائدة، وبالتالي الارتفاع في عوائد

المالية المتداولة فيه دالة للمعلومات المتاحة"، وعلى هذا الأساس فإن المعلومات المختلفة التي تتوفر للمتعاملين في السوق تؤدي إلى تقلب في الأسعار (مطر، 2009، 167).

وتقترح فرضية كفاءة السوق أن التنافس بين المستثمرين على تعظيم الأرباح في السوق الكفؤ، يؤكد أن جميع المعلومات ذات الصلة بالتغيرات في المؤشرات الاقتصادية الكلية، والمعلومة حالياً، سوف تنعكس وبشكل تام على أسعار الأسهم الحالية، لذلك لن يتمكن المستثمرون من تحقيق أرباح غير عادية، من خلال التنبؤ بتقلبات أسعار السوق المستقبلية (Chong and Koh, 2003).

من جانب آخر، تفترض فرضية التسعير المتوازن (Arbitrage Pricing theory (APT) التي اقترحها (Ross) 1976 إمكانية استخدام متغيرات الاقتصاد الكلي للتنبؤ بأسعار الأسهم، وهناك عدد من الأدلة التي دعمت ذلك، منها الدراسات المبكرة مثل دراسة Nelson (1977)، ودراسة Fama and Schwert (1977)، التي أكدت نتائجها على تأثير متغيرات الاقتصاد الكلي على أسعار الأسهم.

كما تفترض النظرية الاقتصادية، أن أسعار الأسهم يجب أن تعكس أيضاً التوقعات المستقبلية لأداء الشركات وأرباحها، التي تمثل بالنتيجة النشاط الاقتصادي الحقيقي للدولة، وعندما يتحقق ذلك، أي عندما يعكس سعر السهم هذه المعلومات، يمكن الاعتماد عليه بوصفه مؤشراً يقود النشاط الاقتصادي الحقيقي المتوقع.

إضافة إلى ذلك، تشير الأدبيات الاقتصادية، إلى أن العلاقة السببية التي تفسر سلوك أسعار الأسهم استجابة لمتغيرات الاقتصاد الكلي، قد تمت صياغتها بعدة نماذج اقتصادية، مثل النموذج القياسي لتقييم الأسهم The Standard Stock Valuation Model، ونموذج تخصيص المحفظة Portfolio Allocation Model، ونموذج الطلب الكلي - العرض الكلي (أمين، 2014).

ففي النموذج القياسي لتقييم الأسهم، تمثل أسعار الأسهم القيمة الحالية للتدفقات النقدية المستقبلية الداخلة للشركة، وهذا يعني أن حدوث أي تغيرات في المتغيرات الاقتصادية الحقيقية، ستؤثر على أسعار الأسهم عبر تأثيرها على قيمة التدفقات النقدية الداخلة للمنشأة، وعلى معدلات الخصم. وفي الوقت

النشاط الاقتصادي الحقيقي، والنمو الاقتصادي، إذ يعتقد الكثيرون أن مؤشر الإنتاج الصناعي يرتفع خلال فترات التوسع الاقتصادي، وينخفض خلال فترات الكساد. ومنذ الدراسات المبكرة (Fama, 1981, 1990) و (Chen and Ross, 1986)، فقد تم افتراض وجود علاقة إيجابية بين مؤشر الإنتاج الصناعي والنشاط الاقتصادي الحقيقي وأسعار الأسهم، وذلك من خلال تأثير الإنتاج الصناعي بالتدفق النقدي المتوقع، ولاعتماد الطاقة الاقتصادية، وبشكل مباشر، على تراكم الأصول الحقيقية والتي تساهم بقدرة المنشآت على توليد التدفق النقدي (Maysami, Howe and Hamzah, 2004).

2.2 الدراسات السابقة:

من خلال مسح الدراسات ذات العلاقة بموضوع البحث، ومراجعة الكتب والمراجع والرسائل السابقة ذات العلاقة، يمكن استعراض عدد من هذه الدراسات السابقة الحديثة في البلدان المختلفة التي درست العلاقة بين أسعار الأسهم ومتغيرات الاقتصاد الكلي التي تناولتها هذه الدراسة، وحسب تسلسلها الزمني على النحو الآتي:

دراسة Barakat, Elgazza and Hanafy (2016) التي هدفت لاختبار العلاقة بين مؤشر سوق الأسهم ومتغيرات الاقتصاد الكلي (مؤشر أسعار المستهلك، وعرض النقود وسعر الفائدة وسعر الصرف)، في كل من مصر وتونس، في الفترة 1998-2014م، وباستخدام التكامل المشترك وسببية جرانجر. وقد توصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في كلا السوقين، ووجود علاقة سببية بين مؤشر السوق ومتغيرات الاقتصاد الكلي الأربعة في السوق المصري، أما في سوق تونس، فكانت النتائج مشابهة، باستثناء عدم وجود علاقة سببية مع مؤشر أسعار المستهلك.

دراسة Wasseja, Njoroge and Mwenda (2015) في كينيا التي هدفت إلى تحليل العلاقة السببية بين متغيرات الاقتصاد الكلي وأسعار الأسهم في كينيا في الفترة 1980-2012م وباستخدام التكامل المشترك وسببية جرانجر، وتوصلت الدراسة إلى أن معدل التضخم وسعر الفائدة تسببان التغيرات في أسعار الأسهم.

دراسة عديلة (2014) بسوق دبي المالي التي هدفت إلى

السندات وانخفاض أسعارها، الأمر الذي يجعل السندات أكثر جاذبية من الأسهم بالنسبة للمستثمرين. ومنها أيضاً، أن ارتفاع معدل التضخم يؤدي إلى زيادة تكاليف المعيشة، لذلك نقل المبالغ المخصصة للاستثمار، وبالتالي انخفاض الطلب على الاستثمار بالأسهم.

من جانب آخر، أكد Firth (1979) أهمية اللجوء لشراء الأسهم كأداة للتحوط ضد التضخم. يضاف إلى ذلك أن معدل التضخم المتوقع يمكن أن يعد إشارة للزيادة في الأنشطة الحقيقية والإنتاج، وبالتالي ارتفاع الأسعار (Fama and Gibbons, 1982). وقد تم استخدام مؤشر أسعار المستهلكين (Consumer Price Index (CPI كمقياساً لمعدل التضخم كما في العديد من الدراسات السابقة مثل دراسة Oxman (2011).

ب. العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود:

تمتد جذور العلاقة بين عرض النقود وأسعار وعوائد الأسهم، إلى أعمال Friedman and Schwartz (1963) الذي افترض أن نمو عرض النقود، يؤثر في مجمل الاقتصاد ويعوائد الأسهم المتوقعة (Maysami, Howe and Hamzah, 2004)، والى نظرية السوق الفعالة، ونظرية الحافظة النقدية التي تفترض أن تغير عرض النقود يؤدي إلى تغير أسعار الأسهم والأصول المالية الأخرى.

وتشير الأدبيات إلى أن النظرية الكمية اهتمت أساساً بتحليل وتفسير أسباب التغير في المستوى العام للأسعار طبقاً للتغير في عرض النقود، وخلصت هذه النظرية إلى وجود علاقة سببية ارتباطية وطردية بين التغير في النقود (بوصفه متغيراً مستقلاً) والتغير في المستوى العام للأسعار (بوصفه متغيراً تابعاً)، وذلك خلال الفترة الزمنية القصيرة (أمين، 2014). من جانب آخر، يفترض Fama (1981) وجود علاقة سلبية بين عرض النقود وأسعار الأسهم، إذ يناقش بأن الزيادة بعرض النقود تقود إلى التضخم، وقد تزيد من سعر الخصم، وبالتالي تتخفف أسعار الأسهم.

ج. العلاقة بين أسعار الأسهم والرقم القياسي للإنتاج الصناعي:

تشير الأدبيات إلى استخدام هذا المؤشر مقياساً لمستوى

هدفت إلى تحري أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على عوائد سوق عمان المالي، باستخدام بيانات سنوية للفترة من 1991 إلى 2010، وباستخدام منهجية ARCH/ARCH، وقد توصلت الدراسة إلى وجود أثر سلبي لكل من عرض النقود، ومؤشر أسعار المستهلك وسعر الصرف وسعر الفائدة على عوائد سوق عمان المالي.

دراسة Dasgupta (2012) في سوق الأسهم الهندي باستخدام الإحصاء الوصفي وتحليل التكامل المشترك وسببية جرانجر في الفترة من نيسان 2007 إلى آذار 2012 التي توصلت إلى وجود علاقة طردية بين أسعار الأسهم و سعر الفائدة والإنتاج الصناعي، وعدم وجود علاقة قصيرة الأجل بين هذه المتغيرات.

دراسة Jatoi and Malik (2012) في باكستان التي بحثت العلاقة بين عرض النقود وحجم التداول، باستخدام تحليل الارتباط، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سالبة بين عرض النقود وأسعار الأسهم، إذ تؤدي زيادة معدل نمو عرض النقود إلى ارتفاع معدل التضخم، وانخفاض قيمة العملة، ويؤدي ذلك إلى انخفاض مستوى النشاط الاقتصادي، وانخفاض أسعار الأسهم.

دراسة Rashed et al. (2012) في باكستان التي هدفت إلى بحث العلاقة بين معدل التضخم وسوق الأسهم، وغطت الفترة 2003-2007 باستخدام أسلوب "GARCH"، وتوصلت إلى وجود علاقة موجبة بين معدل التضخم وأسعار الأسهم.

دراسة Muthike and Sakwa (2011) في سوق الأسهم الكيني التي توصلت إلى وجود علاقة سلبية بين مؤشر السوق وكل من، التضخم والناتج المحلي الإجمالي، ووجود علاقة إيجابية بين مؤشر السوق وعرض النقود، وسعر الصرف.

دراسة يوسف (2008) في الأردن التي هدفت الدراسة إلى التعرف على أهم العوامل المؤثرة على عائد الأسهم في سوق عمان المالي، باستخدام الانحدار البسيط والمتعدد، وقد اشتملت هذه العوامل على عوامل الداخلية وعوامل خارجية، خلال الفترة 2000-2006م. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة موجبة ذات دلالة إحصائية، بين عوائد الأسهم وكل من: معدل التضخم، أسعار الفائدة، عدد العاملين، حجم رأس مال الشركات.

بحث العلاقة طويلة الأجل بين كل من أسعار النفط، وعرض النقود، والتضخم، وبين أسعار الأسهم بسوق دبي المالي، في الفترة 2010-2013م، وباستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. وتوصلت الدراسة إلى عدة نتائج، من أهمها وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ووجود علاقة طردية بين أسعار الأسهم وعرض النقود.

دراسة أمين (2014) في السودان التي هدفت إلى بحث العلاقة السببية بين مؤشر سوق الخرطوم للأوراق المالية، وبعض من المتغيرات الاقتصادية الكلية، وهي عرض النقود، التضخم، هوامش أرباح المربحات، أسعار الصرف، في الفترة من عام 2003 إلى عام 2012م باستخدام منهجية اختبار التكامل المشترك واختبار السببية لجرانجر. وقد أشارت النتائج إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين مؤشر أسعار الأسهم، وكل من عرض النقود بالمفهوم الواسع، وهوامش أرباح المربحات، وأسعار الصرف. كما أشارت نتائج اختبار جرانجر للسببية إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه نتجة من مؤشر الأسعار إلى كل من: عرض النقود بالمفهوم الواسع، ومعدل التضخم.

دراسة Bekhet and Mater (2014) في الأردن التي هدفت الدراسة إلى اختبار العلاقة التوازنية في الأجل الطويل والقصير بين عدد من متغيرات الاقتصاد الكلي (سعر الصرف وسعر الفائدة وعرض النقود والإنتاج الصناعي) ومؤشر أسعار الأسهم، باستخدام بيانات سنوية غطت الفترة من عام 1978 إلى عام 2010م باستخدام نموذج ARDL، وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين مؤشر أسعار الأسهم ومتغيرات الاقتصاد الكلي.

دراسة Zubair (2013) في نيجيريا التي بحثت العلاقة السببية بين مؤشر سوق الأسهم والمؤشرات النقدية (سعر الصرف وعرض النقود)، قبل وبعد الأزمة العالمية، وقد غطت الدراسة الفترة من عام 2001 إلى عام 2011، باستخدام منهجية التكامل المشترك، وسببية جرانجر. وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة طويلة الأجل قبل وخلال الأزمة، وأظهرت نتائج اختبار السببية جرانجر وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود ومؤشر السوق قبل الأزمة، في حين اختفت هذه العلاقة السببية بين المتغيرات خلال الأزمة.

دراسة El-Nader and Alraimony (2012) في الأردن التي

الباحث بأن تكون حافزاً لسلسلة من البحوث التي يمكن إجراؤها للتعلم في دراسة وتحليل وفهم طبيعة العلاقة بين الرقم القياسي لأسعار الأسهم ومتغيرات الاقتصاد الكلي التي لم تتناولها هذه الدراسة.

3. نبذة عن سوق الأوراق المالية الأردنية¹

تأسس سوق عمان المالي (Amman Financial Market (AFM)، بموجب القانون المؤقت رقم (31) لسنة 1976، وبأشهر السوق أعماله بتاريخ 1/1/1978م.

وفي عام 1997 صدر قانون الأوراق المالية المؤقت رقم 23، والذي يعد نقطة تحول هامة في سوق رأس المال الأردني، إذ هدف هذا القانون إلى إعادة هيكلة وتنظيم سوق رأس المال الأردني واستكمال بنيته التحتية بما يتفق والمعايير الدولية، تحقيقاً للشفافية وسلامة التعامل بالأوراق المالية. ويتمثل الطابع المركزي في إعادة الهيكلة في فصل الدور الرقابي والتشريعي لسوق رأس المال عن الدور التنفيذي الذي سيتترك للقطاع الأهلي، إذ تتولى هيئة الأوراق المالية الدور الرقابي والتشريعي، وتتولى بورصة عمان/سوق الأوراق المالية ومركز إيداع الأوراق المالية الدور التنفيذي. وبموجب هذه الأهداف فقد تضمن القانون إنشاء ثلاث مؤسسات جديدة لتحل محل سوق عمان المالي وهي:

1. هيئة الأوراق المالية Jordan Securities Commission.
 2. بورصة عمان/ سوق الأوراق المالية Amman Stock Exchange.
 3. مركز إيداع الأوراق المالية Securities Depository Center.
- وقد تولت بورصة عمان اعتباراً من 11/3/1999 مهامها بوصفها مؤسسة أهلية مستقلة إدارياً ومالياً ولا تهدف إلى الربح، وجهة وحيدة مصرح لها مزاوله العمل كسوق نظامي لتداول الأوراق المالية في المملكة الأردنية الهاشمية تخضع لرقابة هيئة الأوراق المالية وذلك استناداً إلى أحكام قانون الأوراق المالية رقم (23) لسنة 1997. ثم صدر قانون الأوراق المالية الجديد رقم (76) لسنة 2002 الذي سمح بإنشاء أكثر من سوق لتداول

دراسة Mcmillan (2005) في الولايات المتحدة الأمريكية التي هدفت إلى بيان العلاقة بين المؤشر السوقي للسهم والنتائج الصناعي وأسعار الفائدة. وقد تكونت عينة الدراسة من الشركات المسجلة في سوق الأوراق المالية في الولايات المتحدة الأمريكية، في الفترة من عام 1971 حتى عام 2000م. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة ارتباط إيجابية بين سعر السهم والإنتاج الصناعي.

دراسة AL-Sharkas, Adel (2004) في الأردن التي هدفت إلى تحديد أثر عدد من متغيرات الاقتصاد الكلي على سوق عمان المالي، باستخدام منهجية التكامل المشترك، واستخدام بيانات ربعية غطت الفترة من آذار 1980 إلى كانون الأول 2003، وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سلبية بين أسعار الأسهم والتضخم، ووجود علاقة طردية بين أسعار الأسهم وكل من عرض النقد والنشاط الاقتصادي الحقيقي.

دراسة Maysami, Howe and Hamzah (2004) في سنغافورة التي هدفت الدراسة إلى اختبار العلاقة التوازنية في المدى الطويل، بين عدد من متغيرات الاقتصاد الكلي ومؤشرات سوق الأسهم في سنغافورة، في الفترة 1989-2001م، وباستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وسببية جرانجر. وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين مؤشرات سوق سنغافورة للأسهم وكل من: سعر الفائدة القصير والطويل الأجل والإنتاج الصناعي ومستويات الأسعار وسعر الصرف وعرض النقود.

من خلال استعراض نتائج الدراسات السابقة نلاحظ قلة الدراسات في الاقتصاد الأردني، واعتماد الموجود منها على بيانات سنوية لفترات غير حديثة، في حين استخدمت هذه الدراسة بيانات شهرية غطت الفترة من كانون ثاني 2000 (إذ تم اختيار الرقم (1000 نقطة) كقيمة أساس للرقم القياسي في نهاية العام 1999)، وحتى تشرين أول 2016م، لذلك يأمل الباحث بأن هذه الدراسة سوف تأتي بدليل إضافي وحديث، ضمن حالة الاقتصاد الأردني يضاف إلى سلسلة البحوث التي تم إجراؤها في مختلف دول العالم وخاصة المتقدمة، كما ويأمل

1 للمزيد يرجى التفضل بزيارة الموقع الإلكتروني لبورصة عمان.

http://www.ase.gov.jo

نطاق المؤشر على جميع الشركات المحلية والمدرجة في بورصة عمان، فيما يتم استثناء الشركات التي تمثل بمجموعها أقل من 1% من القيمة السوقية الإجمالية للبورصة، والشركات التي لا تزيد نسبة أيام تداولها على 33.33% من أيام التداول الكلية في كل ثلاث شهور. ويتكون المؤشر من أكبر 100 شركة من الشركات التي استوفت الشروط من حيث القيمة السوقية في المؤشر الجديد، ويحدد وزن المؤشر بالقيمة السوقية للأسهم الحرة، فيما تحدد أوزان الأسهم الفردية بنسبة 10% كحد أقصى، بهدف منع هيمنة الأسهم الفردية على المؤشر، كما تم اختيار الرقم (1000) نقطة كقيمة أساس للرقم القياسي كما في نهاية العام 1999.

ويتم احتساب الأرقام القياسية في بورصة عمان، بناءً على آخر أسعار إغلاق متوفرة للشركات التي ضمن العينة، ويتم نشر هذه الأرقام بشكل يومي، ولتمكين الرقم القياسي من عكس الصورة الحقيقية لتغيرات أسعار أسهم الشركات المدرجة في البورصة، يتم مراجعة العينة بشكل دوري كل 3 أشهر، من خلال دراسة نشاط الشركات المدرجة في البورصة.

وتقوم بورصة عمان باحتساب عدد من المؤشرات المالية التي تقيس أداء السوق بشكل عام، إضافة إلى أداء القطاعات الرئيسية والفرعية، وهي:

- المؤشر المرجح بالقيمة السوقية: وهو مؤشر يأخذ بعين الاعتبار كامل الأسهم المدرجة في البورصة للشركة، سواء كانت متاحة للتداول أم لا، مضروباً بسعر إغلاقها، وبالتالي فإن كامل القيمة السوقية للشركة تدخل في حساب المؤشر.
- المؤشر المرجح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة: ويتم احتساب هذا المؤشر بناءً على أسهم الشركة المتاحة فقط للتداول للشركة (نسبة الأسهم الحرة) مضروباً بسعر إغلاقها، وبالتالي فإن القيمة السوقية للأسهم الحرة للشركة هي التي تؤخذ بعين الاعتبار عند احتساب المؤشر.
- المؤشر المرجح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة حسب الأسواق: وهو عبارة عن مؤشر مبني على أساس القيمة السوقية للأسهم الحرة للشركة، ويقاس أداء كل سوق من الأسواق الثلاثة (السوق الأول والثاني والثالث). ويقصد بالأسهم

الأوراق المالية في المملكة.

وفي 20 شباط 2017 تم تسجيل بورصة عمان بوصفها شركة مساهمة عامة مملوكة بالكامل للحكومة، وتعد شركة بورصة عمان الخلف القانوني العام والواقعي لبورصة عمان، وتدار شركة بورصة عمان من قبل مجلس إدارة مكون من سبعة أعضاء يعينهم مجلس الوزراء، ومدير تنفيذي متفرغ يتولى إدارة ومتابعة الأعمال اليومية للبورصة.

وقد قطع السوق و بورصة عمان شوطاً طويلاً، فقد ارتفع حجم التداول في السوق الثانوية من (9.7) مليون دينار عام 1978، ليصل إلى (2,156.9) مليون دينار في نهاية تشرين الثاني من عام 2016، كما تجاوزت القيمة السوقية للأسهم المكتتب بها عام 2016 حوالي (17,204.1) مليون دينار، مقارنة مع حوالي (286) مليون دينار في نهاية عام 1978، كما ارتفع عدد الشركات المدرجة، من (66) شركة لعام 1978 إلى (224) شركة في عام 2016.

1.3 مؤشر بورصة عمان²

بدأ سوق عمان المالي باحتساب رقم قياسي غير مرجح لأسعار الأسهم في عام 1980م، وتم اختيار عينة مكونة من 38 شركة من كافة القطاعات لاحتساب الرقم القياسي العام، وقد تم تحديد أسعار افتتاح تداول الأول من كانون الثاني 1980 كفترة أساس، إذ تكون قيمة الرقم القياسي 100 نقطة، وقد تم تغيير قيمة الأساس إلى 1000 نقطة اعتباراً من بداية عام 2004.

وقد قامت بورصة عمان ونتيجة للتطورات العالمية في مجالات احتساب الأرقام القياسية، بتطوير رقم قياسي جديد مبني على الأسهم الحرة (المتاحة للتداول)، يوفر تمثيل أفضل لتحركات أسعار الأسهم في السوق، ويخفف حدة تأثير الشركات ذات القيمة السوقية العالية، من خلال الترجيح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة المتاحة للتداول Free Float في الشركات، وليس بعدد الأسهم الكلي المدرج لكل شركة.

وقد تم تطبيق معايير شركة داوجونز في اختيار عينة الشركات التي يتم احتساب هذا الرقم على أساسها، ويشتمل

t. في الزمن اليوم i: سعر إغلاق سهم الشركة P_{it}

t. في الزمن اليوم i: عدد الأسهم المدرجة للشركة S_{it}

t. في الزمن اليوم i: المعامل للشركة F_{it}

t. في الزمن اليوم Divisor: مقام الرقم القياسي D_{it}

وتكون قيمة المعامل F أكبر من صفر، وأقل من واحد، ويتم احتسابه بناءً على نسبة الأسهم الحرة في الشركة، التي تمثل الأسهم الكلية للشركة مطروحاً منها الأسهم المملوكة لأعضاء مجلس الإدارة، والمساهمون الذين يمتلكون (5%) فأكثر، وملكيات الحكومات.

الحرّة، عدد أسهم الشركة المتاحة فقط للتداول، إذ تُعدّ الأسهم المملوكة من قبل كل من: أعضاء مجلس الإدارة، المساهمين الذين يملكون 5% أو أكثر من راس مال الشركة، الشركات الأم أو التابعة أو الحليفة، الحكومات والمؤسسات العامة أسهم الخزينة، غير متاحة للتداول.

أما بالنسبة لطريقة اختيار الشركات في عينة المؤشر، فإنّ البورصة تقوم بإجراء مراجعته ربعيّة لعينة الرقم القياسي، إذ يتم ترتيب الشركات واختيارها اعتماداً على معياري القيمة السوقية وعدد أيام التداول.

4. منهجية البحث:

1.4 متغيرات الدراسة: اشتملت الدراسة على المتغيرات التالية:
أ. مؤشر بورصة عمان: مؤشر أسعار الأسهم في بورصة

عمان (Amman Bourse Index (ABI)

تم استخدام المؤشر المرجح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة Stock Price Index Weighted by Free Float Market Capitalization ليعبر عن مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان، ويتم احتساب هذا المؤشر بناءً على أسهم الشركة المتاحة فقط للتداول (نسبة الأسهم الحرة) مضروباً بسعر إغلاقها، وهذا يعني أنه يأخذ بالاعتبار القيمة السوقية للأسهم الحرة للشركة فقط عند احتساب المؤشر. ويتميز هذا المؤشر بأنه أكثر عدالة لأنه لا يثبّز للشركات ذات القيمة السوقية العالية، ويحقق تمثيل أفضل لتحركات أسعار الأسهم في السوق، كما وأنه يوفر التنوع في مكونات عينة الرقم القياسي، إذ يعطي فرصة أكبر للشركات الصغيرة والمتوسطة للتأثير على تحركاته، وقد تم اختيار الرقم (1000) نقطة كقيمة أساس للرقم القياسي كما في نهاية العام 1999. ويستند احتساب هذا الرقم على الترحيح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة المتاحة للتداول في الشركات، وليس بعدد الأسهم الكلي المدرج لكل شركة، ويتم استخدام الصيغة التالية لاحتساب الرقم القياسي العام $Index_t$:

$$Index_t = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{it} \times S_{it} \times F_{it})}{D_t}$$

حيث:

ب- مؤشر أسعار المستهلكين Consumer price index (CPI):

يقيس مؤشر أسعار المستهلكين، أو الرقم القياسي لأسعار المستهلك، "المستوى العام لأسعار سلة ثابتة من السلع والخدمات التي تستهلكها الأسرة في المملكة (851 سلعة وخدمة)، بما فيها السلع والخدمات المستوردة من الخارج. ويعد الرقم من قبل دائرة الإحصاءات العامة، بالترجيح بمعدل إنفاق الأسرة على السلع والخدمات الداخلة في الرقم القياسي، استناداً إلى نتائج دراسات نفقات ودخل الأسرة (2006)" (منشورات البنك المركزي الأردني)، وقد تم استخدام هذا المؤشر مقياساً لمعدل التضخم كما في العديد من الدراسات السابقة، مثل دراسة (Oxman, 2011).

ج- عرض النقود (Money Supply (M2):

يعرف عرض النقود بأنه إجمالي القوة الشرائية لدى الأفراد والمؤسسات، كما يعرف بأنه مجموع وسائل الدفع التي لها قبول في تسوية المعاملات المالية. وهناك عدة تقسيمات لعرض النقود منها: عرض النقود بالمفهوم الضيق (M1)، ويشمل العملة بالتداول خارج المصارف، والودائع تحت الطلب من ودائع المؤسسات الخاصة والعامة والأفراد، وعرض النقد بمفهومه الواسع (M2)، ويشمل عرض النقد بمفهومه الضيق (M1)، زائداً الودائع الادخارية والزمنية (Kevin, 2000). وقد تم استخدام عرض النقد بمفهومه الواسع (M2)، كما في العديد من الدراسات السابقة، مثل دراسة (Zubair, 2013) كمقياس لعرض النقود.

وبمعالجة البيانات باستخدام برمجية الاقتصاد القياسي EViews-7.

أولاً: اختبار استقراره وسكون السلاسل الزمنية

نظراً لأن معظم السلاسل الزمنية لمتغيرات الاقتصاد الكلي تعاني من عدم الاستقرار ووجود جذر للوحدة، ولأن إجراء الانحدار على نموذج يحتوي على سلاسل زمنية غير مستقرة سيؤدي إلى انحراف زائف بينها، ويسبب مشاكل في التحليل والاستدلال القياسي (Granger and Newbold (1974)، فإن الخطوة الأولى تتمثل في التأكد من استقرار بيانات السلاسل الزمنية في الأجل الطويل لمتغيرات الدراسة من خلال اختبار فرضية العدم (H0)، التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية، وبالتالي عدم سكونها، مقابل الفرضية البديلة (H1) التي تنص على سكون السلسلة الزمنية، وذلك باستخدام اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF) Deckey Fuller Augmented الذي يعد من أفضل اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية وأكثرها استخداماً. ويطبق اختبار جذر الوحدة على السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة وفقاً للصيغ الآتية:

$$D(ABI_t) = \alpha + \beta ABI_{t-1} + \sum_{i=1}^m D(ABI_{t-i}) + U_t \dots \dots (2)$$

$$D(CPI_t) = \alpha + \beta CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^m D(CPI_{t-i}) + U_t \dots \dots (3)$$

$$D(M2_t) = \alpha + \beta M2_{t-1} + \sum_{i=1}^m D(\Delta M2_{t-i}) + U_t \dots \dots (4)$$

$$DIP_t = \alpha + \beta IP_{t-1} + \sum_{i=1}^m D(IP_{t-i}) + U_t \dots \dots (5)$$

حيث:

ABI: مؤشر بورصة عمان، CPI: مؤشر أسعار المستهلك، M2: عرض النقود بالمفهوم الواسع. PI الإنتاج الصناعي. D: الفرق الأول، t: السنة الحالية، t-1: السنة السابقة، U: البواقي. ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيم اختبار (ADF) الإحصائية (المطلقة) أكبر من القيمة الجدولية، وإذا كانت قيمة احتمالية الاختبار أقل من 0.05 (Dickey and Fuller, 1981). ويتم إجراء اختبار (ADF) في ثلاث حالات هي: وجود قاطع وبدون اتجاه (Intercept)، وبوجود قاطع ووجود اتجاه

د- الرقم القياسي العام للإنتاج الصناعي: Industrial Production Index (IP)

تم استخدام الرقم القياسي العام للإنتاج الصناعي (1999=100)، مقياساً للقطاع الحقيقي، كما في العديد من الدراسات السابقة، مثل دراسة (Maysami, Howe and Hamzah (2004)، ودراسة (Ihsan, Baloch and Jan, 2015).

2.4 مصادر البيانات

اعتمدت الدراسة على بيانات سلاسل زمنية شهرية، لمؤشر بورصة عمان ومؤشرات الاقتصاد الكلي المختارة، خلال الفترة من كانون الثاني 2000 (إذ تم اختيار الرقم (1000 نقطة) كقيمة أساس للرقم القياسي في نهاية العام 1999)، وحتى تشرين الأول 2016 (وهو تاريخ إعداد الدراسة). ولغايات تحقيق أهداف الدراسة واختبار فرضياتها تم جمع البيانات الأساسية المتعلقة ببيانات مؤشر بورصة عمان من منشورات بورصة عمان المالي السنوية والشهرية، أما البيانات المتعلقة بالنقد (معبراً عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين)، وعرض النقد (مفهومه الواسع (M2)، وبيانات الرقم القياسي للإنتاج الصناعي (IP)، فقد تم الحصول عليها من منشورات البنك المركزي الأردني، ودائرة الإحصاءات العامة، وتم معالجة هذه البيانات لأغراض الدراسة، باستخدام برنامج اكسيل والبرنامج الإحصائي EViews-7. كما تم الرجوع للمصادر الثانوية التي تمثلت في الكتب العربية والإنجليزية والأبحاث والأوراق العلمية المنشورة في المجالات المحكمة، إلى جانب الاستعانة بمحررات البحث الإلكتروني، وقواعد البيانات.

3.4 الأساليب الإحصائية المستخدمة

تم الاعتماد في هذه الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي لبلورة الإطار النظري للدراسة، وتجنباً للنتائج الزائفة التي قد تنتج عن استخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) لسلاسل زمنية غير مستقرة، فقد تم الاعتماد على المنهج القياسي الذي تبنته العديد من الدراسات السابقة، وذلك باستخدام منهجية التكامل المشترك، الذي اقترحه (Granger (1988) and Johansen and Juselius (1988, 1990&1991). وقد تم تطبيق هذه المنهجية من خلال اتباع الخطوات التالية في إجراء التحليل القياسي،

مشترك تساوي رتبة المصفوفة $r = 0$ ، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على وجود $r+1$ من متجهات التكامل المشترك. ويتم قبول فرضية العدم إذا كانت قيم اختبار الأثر واختبار القيم الكامنة العظمي (المطلقة) أقل من القيمة الحرجة عند مستوى أقل من 0.05، كذلك يمكن الاعتماد على قيم الاحتمالية في قبول أو رفض فرضية العدم، إذ يتم قبولها إذا كانت قيمة الاحتمالية أكبر من 0.05، وترفض إذا كانت أقل من 0.05. ويتم تقدير العلاقة التوازنية في الأجل الطويل بين المتغيرين Y_t و X_t بالصيغة التالية (السواعي، 2012)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + e_t \dots \dots \dots (6)$$

رابعاً: نموذج تصحيح الخطأ Error-Correction Models (ECM)

عند وجود تكامل مشترك، فإن ذلك يعني وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات، وهذا يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل، لذلك يتم استخدام نموذج تصحيح الخطأ من أجل تحديد اتجاه العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل بين المتغيرات الداخلة في كل نموذج قيد الدراسة التي أظهرتها نتائج اختبار التكامل المشترك، وتقدير سرعة الوصول إلى التوازن طويل الأجل (Shiu and Lam, 2004: 50).

خامساً: اختبار سببية جرانجر (Granger Causality test)

في حالة عدم وجود تكامل مشترك، فإنه يتم استخدام اختبار سببية جرانجر، لاختبار وجود واتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في الأجل القصير (Granger and Engle, 1969, 1988). ويستخدم هذا الاختبار لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات المستخدمة في النموذج، فإذا كان المتغير (X) يؤثر في المتغير (Y)، يعني ذلك أن المتغير (X) يحتوي معلومات ذات قوة تفسيرية أكثر من المتباينات الزمنية للمتغير (Y). وبهدف اختبار وجود العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، يتم الاستعانة بالصيغة التالية وتقديرها (Granger and Engle, 1988):

$$\Delta X = \beta_0 + \sum_{i=1}^q (\beta_{1i} \Delta X_{t-i}) + \sum_{i=1}^q (\beta_{2i} \Delta Y_{t-i}) + \varepsilon_{1t} \dots (7)$$

$$\Delta Y = \varphi_0 + \sum_{i=1}^q (\varphi_{1i} \Delta Y_{t-i}) + \sum_{i=1}^q (\varphi_{2i} \Delta X_{t-i}) + \varepsilon_{2t} \dots (8)$$

(Intercept and Trend)، ودون وجود قاطع وبدون وجود اتجاه (None)، وذلك عند مستوى دلالة أقل من 0.05، للسلاسل الأصيلية (المستوى). فإذا لم تكون هذه السلاسل مستقرة عند المستوى (Level)، يتم إعادة الاختبار بعد أخذ الفروق الأولى (First Difference) والثانية وهكذا، إلى أن تستقر وتتكامل من نفس الدرجة.

ثانياً: تحديد العدد المناسب لفترات الإبطاء الزمني

من المهم عند إجراء الاختبارات القياسية تحديد فترة الإبطاء الزمني الملائمة للسلاسل الزمنية المستخدمة في الدراسة، لتأثيرها المباشر على نتائج الاختبارات اللاحقة، لذلك يتم تطبيق نموذج الانحدار الموجه غير المقيد unrestricted Vector Auto regression (VAR) model لاختبار طول فترة الإبطاء الزمني الملائم اعتماداً على نتائج خمس اختبارات هي: LR test, Akaike Information Criterion (AIC), Final Prediction Error (FPE), Schwarz Criterion (SC), Hannan and Quinn Criterion (HQ).

ثالثاً: اختبار جوهانسن للتكامل المشترك (1988):

لاختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، ولتحديد عدد المتجهات والعلاقات التوازنية في الأجل الطويل، تم استخدام اختبار جوهانسن للتكامل المشترك الذي يهدف لمعرفة مدى التناغم والانسجام بين المتغيرات قيد الدراسة، إذ يعد المتغيران متكاملين إذا كان لهما نفس طول الموجه، أي أنهما يسيران مع الزمن بطريقة عشوائية تصاعدية مثلاً (Guajarati, Porter, (2009).

وقد اقترح جوهانسن ويوليوس للتكامل المشترك (Johansen and Juselius, 1988, 1990, 1991) إجراء اختبارين: الأول اختبار الأثر Trace Test لاختبار فرضية العدم (H0) التي تنص على أن عدد المعادلات المتكاملة على نحو مشترك أقل أو يساوي رتبة المصفوفة $r = 0$ ، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على وجود عدة بدائل لمعادلات التكامل المشترك.

والاختبار الثاني هو اختبار قيم الإمكانية العظمى Max Eigen value الذي يختبر بديلاً محددًا، إذ يختبر فرضية العدم (H0) التي تنص على أن عدد المعادلات المتكاملة على نحو

القدرة التفسيرية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في تفسير أخطاء التباين، وتبرز أهميته أيضاً، بأنه يبين الأهمية النسبية لأثر أي تغير مفاجئ (Shock) في كل متغير على جميع المتغيرات الأخرى في النموذج (شحاتيت وآخرون، 2014). وللتأكد من مصداقية نتائج الاختبار يتم عادة اللجوء إلى توزيع تشولاسكي (Decomposition Cholaski) الذي يتأثر بشكل كبير بترتيب المتغيرات، والطريقة التي يدخل بها كل متغير في النموذج، وحتى يتم التأكد من أن النتائج التي تم الحصول عليها غير منحازة، يتم إعادة الاختبار بعد عكس ترتيب المتغيرات (Wei, 1990).

5. نتائج الدراسة

1.5 الإحصائيات الوصفية

الجدول (1) يبين الإحصائيات الوصفية لمتغيرات الدراسة، خلال فترة الدراسة من شهر كانون الأول عام 2000 إلى شهر تشرين الثاني عام 2016 التي تشمل الوسط الحسابي والوسيط والانحراف المعياري والالتواء والتفرطح وقيم اختبار جاركو بير، وقد بلغ عدد المشاهدات (201) مشاهده لكل متغير.

جدول (1)

الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

IP	M2	CPI	ABI	
142.130	0 17598.15	91.256	2273.681	الوسط الحسابي
149.150	16673.900	94.200	2116.200	الوسيط
170.400	32606.300	118.200	4772.200	أعلى قيمة
84.000	6747.600	66.300	799.800	أقل قيمة
19.070	8192.380	18.348	983.105	الانحراف المعياري
-0.874	0.269	0.087	0.597	Skewness
2.766	1.696	1.454	2.894	Kurtosis
192	201	201	201	عدد المشاهدات

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.

حيث أن: X: مؤشر البورصة، Y: متغيرات الاقتصاد الكلي (التضخم، عرض النقود، الناتج الصناعي كل على حدا)، ϵ_{1t} ، ϵ_{2t} عشوائيات.

ويتم اختبار الفرضية الصفرية: $H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2q} = 0$ ، فإذا لم نستطيع رفضها فإن ذلك يدل على أن المتغير الاقتصادي لا يسبب المؤشر، من جهة أخرى فإن عدم القدرة على رفض فرضية العدم $H_0: \phi_{21} = \phi_{22} = \dots = \phi_{2q} = 0$ يدل على أن المؤشر لا يسبب المتغير الاقتصادي. ويتم تحديد وجود علاقة من خلال قيمة الاختبار الإحصائي (F)، فإذا كانت القيمة المحسوبة له أكبر أو تساوي القيمة الجدولية لها، يتم رفض الفرضية الصفرية، ويعني ذلك أن X_t لا تسبب Y_t والعكس صحيح.

سادسا: تحليل مكونات التباين: (Variance Decomposition)

يستخدم اختبار تحليل التباين للتعرف على مقدار التباين في التنبؤ لكل متغير من متغيرات النموذج، الذي يعود إلى خطأ التنبؤ في المتغير نفسه، ومقدار خطأ التنبؤ في المتغيرات التوضيحية الأخرى في نموذج (VAR)، من أجل التعرف على

في سوق الأسهم الكيني ودراسة (2004) Al-Sharkas في سوق عمان المالي.

كما يشير معامل الارتباط إلى وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين مؤشر السوق وعرض النقود، ويمكن أن يفسر ذلك بأنّ الزيادة في عرض النقد قد تشير إلى سيولة فائضة لدى المستثمرين والشركات متاحة لشراء الأوراق المالية الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الطلب عليها وارتفاع أسعارها، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت له دراسة (2011) Muthike and Sakwa في سوق الأسهم الكيني. ولا تتفق هذه النتيجة مع وجهه النظر القائلة بأنّ زيادة معدل نمو عرض النقود تؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم، وانخفاض قيمة العملة، ويؤدي ذلك إلى انخفاض مستوى النشاط الاقتصادي وانخفاض أسعار الأسهم. ولا تتفق مع ما توصلت له دراسة (2012) EL-Nader and Alraimony في الأردن ودراسة (2012) Jatou and Malik في باكستان.

أخيراً تشير النتائج إلى وجود علاقة طردية بين مؤشر السوق ومؤشر الإنتاج الصناعي، وهذا يمكن أن يعزى إلى تأثير الإنتاج الصناعي بالتدفق النقدي المتوقع، وأنّ الطاقة الاقتصادية تعتمد بشكل مباشر على تراكم الأصول الحقيقية التي تساهم بقدرة المنشآت على توليد التدفق النقدي (Maysami, 2004) Howe and Hamzah. وتتفق هذه النتيجة مع دراسات (Fama, 1981, 1990) و (Chen and Ross, 1986)، ودراسة (2005) Mcmillan في الولايات المتحدة الأمريكية، ودراسة (2012) Dasgupta في سوق الأسهم الهندي.

وكما هو متوقع، فإنّ النتائج تشير إلى وجود علاقة قوية طردية بين عرض النقود والتضخم، لذلك فإنّ وجود هذين المتغيرين مجتمعين بنموذج انحدار واحد سيؤدي إلى وجود ارتباط متعدد، ولذلك فإنّ هذه الدراسة أخذت ذلك بعين الاعتبار، وتمّ اختبار علاقة كل منهما بمؤشر السوق بنموذجين منفصلين.

2.5 نتائج التحليل

أ. نتائج اختبار استقراره السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة: الملحق 1 يوضح نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) في الصيغ الثلاثة (قاطع وبدون اتجاه زمني، وقاطع واتجاه زمني وبدون اتجاه). يتضح من النتائج الموضحة في الملحق 1 أنّ قيم

تشير النتائج إلى أنّ الوسط الحسابي لمؤشر البورصة قد بلغ (2273.7) نقطة، وهو قريب من قيمة الوسيط (2116) نقطة، وكذلك بلغت قيمة الوسط الحسابي لمؤشر أسعار المستهلك (91.26)، وبلغت قيمة الوسيط (94.2)، أما بالنسبة لقيمة الوسط الحسابي لعرض النقود، فقد بلغت (17598.15) مليون دينار، وبلغت قيمة الوسيط (16673.90) مليون دينار. أخيراً بلغت قيمة الوسط الحسابي للرقم القياسي للإنتاج الصناعي (142.13)، وهي أيضاً قريبة من قيمة الوسيط (149.15).

كما يبين الجدول (1) أنّ قيم الالتواء Skewness قد بلغت (0.597، 0.087، 0.269 و-0.87) للمتغيرات ABI، CPI، M2، IP على التوالي، وهي قريبة من الصفر، في حين بلغت قيم النقرطح Kurtosis (2.89، 1.45، 1.69، 2.77) للمتغيرات ABI، CPI، M2 و IP على التوالي، وهي قريبة من 3 خاصة مؤشر السوق، وبذلك نستنتج أنّ متغيرات الدراسة قريبة من التوزيع الطبيعي.

أما بالنسبة لتحليل الارتباط بين متغيرات الدراسة، فإنّ الجدول (2) يبين مصفوفة الارتباط بين هذه المتغيرات.

جدول (2)

مصفوفة الارتباط

IP	MS	CPI	ABI	
			1	ABI
		1	0.18**	CPI
	1	0.99*	0.16**	MS
1	0.71*	0.72*	0.62*	IP

* ذو دلالة عند مستوى أقل من 0.01

** ذو دلالة عند مستوى أقل من 0.05

*** ذو دلالة عند مستوى أقل من 0.10

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.

تشير مصفوفة الارتباط إلى وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين مؤشر السوق ومعدل التضخم، مقاساً بمؤشر أسعار المستهلك، وتتفق هذه النتيجة مع فرضية فيشر، ودراسة (2012) (Rashed et al.) في باكستان، ودراسة يوسف (2008) في الأردن، ولا تتفق مع دراسة (2011) Muthike and Sakwa

ج. نتائج اختبار التكامل المشترك وسببية جرانجر

الملحق 2 يبين نتائج اختبار درجة التكامل بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان ومعدل التضخم، باستخدام اختبار الأثر واختبار القيم الكامنة العظمى.

تشير النتائج في الملحق 2 إلى عدم القدرة على رفض فرضية عدم القائلة بعدم وجود متجه تكاملي (None) إذ بلغت القيمة المحسوبة لاختبار الأثر λ trace (9.19)، وهي أقل من القيمة الجدولية (15.49)، وبنفس الوقت كانت قيمة اختبار القيم الكامنة العظمى λ Max المحسوبة (8.85)، وهي أيضاً أقل من القيمة الجدولية (14.26)، كما وأن قيم الاحتمالية للاختبارين أكبر من 0.05. ويدل ذلك على قبول فرضية عدم القائلة بعدم وجود متجه تكاملي، ونستنتج من ذلك قبول الفرضية H_0 : لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشر بورصة عمان ومعدل التضخم في الأجل الطويل، ورفض فرضية عدم القائلة بعكس ذلك.

وحيث اتضح عدم وجود علاقة توازنه بالأجل الطويل بين CPI و ABI، فإنه ولاختبار وجود العلاقة السببية في الأجل القصير وتحديد اتجاهها إن وجدت، فسيتم استخدام اختبار سببية جرانجر (Ihsan, Baloch and Jan, 2015)، والملحق 3 يبين نتائج اختبار سببية جرانجر بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان ومعدل التضخم.

تشير نتائج اختبار سببية جرانجر إلى قبول فرضية عدم القائلة بأن التضخم لا يسبب المؤشر، إذ بلغت قيمة (F) الإحصائية (1.34) وباحتمالية (0.26) وهي أكبر من 0.05. كما تبين النتائج رفض فرضية عدم القائلة بأن المؤشر لا يسبب التضخم، إذ بلغت قيمة (F) الإحصائية (4.20) وباحتمالية أقل من 0.01. ويدل ذلك على وجود علاقة أحادية الاتجاه من المؤشر إلى معدل التضخم في الأجل القصير، ويمكن أن تعزى هذه النتيجة إلى أن هناك كثير من المستثمرين الذين لا يرون في شراء الأسهم وسيلة للحماية من التضخم في السوق الأردني. وبذلك نستنتج رفض فرضية عدم H_0 : لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان ومعدل التضخم في الأجل القصير، ونقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود علاقة بينهما في الأجل القصير. وتتفق نتائج هذه الدراسة مع ما توصلت له العديد من الدراسات الميدانية، منها

(MacKinnon (1996) المحسوبة لاختبار (ADF) لجميع متغيرات الدراسة، عند المستوى في الصيغ الثلاثة: وجود حد ثابت وبدون اتجاه عام، ووجود حد ثابت واتجاه عام، وبدون حد ثابت واتجاه عام، (الأعمدة الثلاث الأولى)، أقل من القيم الجدولية عند مستوى أقل من 0.05، كذلك فإن قيمة الاحتمالية لكل منها أكبر من 0.05، وبذلك نقبل فرضية عدم لهذا الاختبار القائلة أن السلسلة الزمنية تعاني من مشكلة وجود جذر وحدة. وبذلك نستنتج أن جميع السلاسل الزمنية غير مستقرة وتحوي جذر وحدة عند المستوى.

وحيث أن السلاسل الزمنية قيد الدراسة غير مستقرة عند المستوى، فإنه يتوجب تحويل هذه السلاسل إلى الفروق الأولى وإعادة إجراء ذات الاختبارات السابقة، للتأكد من أن هذه السلاسل تتصف بخاصية السكون والاستقرار عند الفروق الأولى.

تظهر النتائج في الملحق 1 أنه بعد أخذ الفروق الأولى، أصبحت جميع قيم اختبار (ADF) المحسوبة أكبر من قيمها الجدولية وفي الصيغة حد ثابت واتجاه عام، وأن جميع قيم الاحتمالية أقل من 0.05، وبناءً عليه فإننا نرفض فرضية عدم، ونقبل الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود جذر وحدة في السلسلة. وبذلك نستنتج أن السلاسل الزمنية استقرت عند الفرق الأول، ولم تعد تعاني من وجود جذر وحدة وأنها ساكنة ومتكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$ بمستوى معنوية 0.01، وهذا يدل على إمكانية تكامل هذه السلاسل تكاملاً مشتركاً، كما أشارت قيمة Durbin Watson-test والتي بلغت (2) تقريباً إلى عدم وجود ارتباط بين الأخطاء بعد أخذ الفرق الأول.

ب. نتائج اختبار تحديد واختيار طول فترة الإبطاء الزمني الملائمة

أشارت نتائج اختبار متجه الانحدار الموجه Vector Auto (Regressive; VAR)، لتحديد واختيار طول فترة الإبطاء الزمني الملائمة واعتماداً على أقل قيمة لاختبار (AIC) إلى أن طول فترة الإبطاء الملائمة هي ثلاث فترات بين مؤشر البورصة وكل من، الرقم القياسي للإنتاج الصناعي، ومعدل التضخم، وعرض النقود.

Barakat, Elgazza and دراسة مع النتيجة مع دراسة (2016) Hanafy في مصر وتونس ودراسة أمين (2014) في سوق الخرطوم للأوراق المالية.

ولتحديد اتجاه هذه العلاقة السببية في الأجل الطويل والقصير، فقد تم إجراء اختبار نموذج تصحيح الخطأ الموجه (VECM)، وكانت النتائج كما في الملحق 5.

يبين الملحق 5 أن معامل التصحيح في النموذج الأول قد بلغ (-0.014)، وهو ليس ذو دلالة إحصائية عند مستوى أقل من 0.05، ويشير ذلك إلى أن العلاقة التوازنية طويلة الأجل التي تتجه من عرض النقود إلى مؤشر البورصة غير معنوية. أما قيمة المعامل بالنموذج الثاني قد بلغت (0.04)، وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من 0.01، ولكن كون إشارة هذا المعامل موجبة، فإن ذلك يعني عدم وجود علاقة توازنية معنوية في الأجل الطويل تتجه من مؤشر البورصة إلى عرض النقود.

أما بالنسبة لقوة النماذج فإن الملحق 5 يبين أن قيمة (F) الإحصائية قد بلغت 4.49 و 3.86 في النموذج الأول والثاني على التوالي، وهي ذات دلالة إحصائية في كليهما عند مستوى معنوية أقل من 0.05. ويدل ذلك على أن قوة النماذج مقبولة إحصائياً. كذلك يبين الجدول أن قيمة معامل التحديد R^2 قليلة، إذ بلغت 14 و 12% للنموذج الأول والثاني على التوالي، وهذا يعني أن عرض النقد يفسر 14% من تغيرات مؤشر السوق فيما يفسر مؤشر البورصة 12% من تغيرات في عرض النقود. كذلك يتضح من الجدول أعلاه أن قيمة (DW) قد بلغت تقريباً (2) في النموذجين، وهي تعني خلو بواقي نموذج الدراسة من مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation) (السواحي، 2012، 152). كما تؤكد ذلك نتائج اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test، إذ بلغت احتمالية قيم الاختبار (0.78، و 0.05) للنموذجين، وهما أكبر من 0.05، وهذا يعني قبول فرض عدم القائل بعدم وجود ارتباط متسلسل.

كذلك فإن نتائج اختبار عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity test)، تشير إلى أن قيمة الاحتمالية لاختبار (ARCH) قد بلغت (0.05) للنموذج الأول و(0.12) للنموذج الثاني، وهما أكبر من القيمة الحرجة 0.05، ويعني ذلك قبول الفرض عدم القائل بعدم وجود عدم تجانس، وتؤكد

على سبيل المثال دراسة Barakat, Elgazza and Hanafy (2016) في تونس، ودراسة Rashed, Ahmed, Azim and (2011) Rehman في السوق الباكستاني، ودراسة أمين (2014) في سوق الخرطوم للأوراق المالية.

ولكن هذه النتائج لا تتفق مع فرضية فاما وفرضية فيشر، ومع وجهة النظر التي تفترض أن ارتفاع معدل التضخم يؤدي إلى زيادة تكاليف المعيشة، لذلك تقل المبالغ المخصصة للاستثمار، وبالتالي انخفاض الطلب على الاستثمار بالأسهم. ولا تتفق أيضاً مع نتائج التحليل للعديد من الدراسات السابقة مثل: دراسة (2015) Wasseja, Njoroge and Mwenda في كينيا، ودراسة عديلة، 2014 في سوق دبي، ودراسة Rashed et al. (2011) في الباكستان، ودراسة يوسف (2008) في الأردن.

وبعد التأكد من توافر شروط إجراء التكامل المشترك، واختيار فترة الإبطاء المناسبة المشار لها سابقاً، تم إجراء اختبار التكامل المشترك لاختبار وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل بين عرض النقود ومؤشر البورصة. الملحق 4 يبين نتائج اختبار التكامل المشترك بينهما.

تشير النتائج في الملحق 4 إلى رفض فرضية عدم القائلة بعدم وجود متجه تكاملي وحيد بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان وعرض النقود بالمفهوم الواسع (MS)، وقبول الفرض البديل القائل بوجود متجه تكاملي وحيد بين المتغيرين، إذ بلغت قيمة اختبار الأثر λ trace الإحصائية وقيمة اختبار القيم الكامنة العظمى λ Max (17.55، 16.99) على التوالي، وهما أكبر من القيمة الجدولية (15.495 و 14.26) للاختبارين على التوالي، وفي نفس الوقت كانت قيم الاحتمالية أقل من 0.05. أما عند اختبار فرضية عدم وجود أكثر من متجه واحد، فقد تم قبول فرضية عدم وجود أكثر من متجه واحد، وقيمة اختبار القيم الكامنة العظمى λ Max (0.55)، وهما أقل من القيمة الجدولية (3.84). ويدل ذلك على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان وعرض النقود. ونستنتج من ذلك رفض فرضية عدم H03: لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشر بورصة عمان وعرض النقود في الأجل الطويل، ونقبل الفرضية البديلة القائلة بعكس ذلك.

وجود علاقة توازنه طويلة الأجل من خلال عدم وجود متجه تكاملي بين مؤشر البورصة والرقم القياسي للإنتاج الصناعي، إذ لم يتمكن من رفض فرضية العدم الأولى القائلة بعدم وجود متجه تكامل مشترك بين المتغيرين، إذ بلغت قيمة اختبار الأثر λ trace الإحصائية، وقيمة اختبار القيم الكامنة العظمى λ Max، (13.251، 8.892) على التوالي، وهما أقل من القيمة الجدولية (15.495، 14.264) للاختبارين على التوالي، وعند مستوى دلالة أقل من 0.05. ونستنتج من ذلك عدم وجود علاقة توازنه بالأجل الطويل بين مؤشر البورصة والرقم القياسي للإنتاج الصناعي. وبذلك نقبل الفرضية H_0 : لا توجد علاقة سببية طويلة الأجل بين مؤشر بورصة عمان والرقم القياسي العام للإنتاج الصناعي في الأجل الطويل، ونرفض الفرضية البديلة القائلة بعكس ذلك.

أما بالنسبة لاختبار وجود أو عدم وجود واتجاه العلاقة السببية في الأجل القصير، فإن الملحق 8 يبين نتائج اختبار سببية جرانجر بين مؤشر السوق والرقم القياسي للإنتاج الصناعي.

تبين نتائج اختبار سببية جرانجر وجود علاقة أحادية الاتجاه تتجه من مؤشر بورصة عمان إلى الرقم القياسي للإنتاج الصناعي، إذ تم قبول فرضية العدم الأولى القائلة بأن الرقم القياسي للإنتاج الصناعي لا يسبب مؤشر البورصة، وقد بلغت قيمة (F) الإحصائية (2.32) واحتمالية أكبر من 0.05، وتم رفض الفرضية الثانية والقائلة بأن مؤشر البورصة لا يسبب الرقم القياسي للإنتاج الصناعي، إذ بلغت قيمة (F) الإحصائية (2.73) واحتمالية أقل من 0.05. ويدل ذلك على وجود علاقة معنوية أحادية الاتجاه في الأجل القصير تتجه من مؤشر بورصة عمان إلى الرقم القياسي للإنتاج الصناعي. ويمكن أن يفسر ذلك بأن ارتفاع أسعار الأسهم المحلية يعني أن الأصول المحلية أصبحت أكثر جاذبية.

ونستنتج من ذلك إننا نرفض الفرضية H_0 : لا توجد علاقة سببية قصيرة الأجل بين مؤشر بورصة عمان والرقم القياسي العام للإنتاج الصناعي في الأجل القصير، ونقبل الفرضية البديلة القائلة بعكس ذلك.

ولا تتفق هذه النتيجة مع النظرية الاقتصادية التي تفترض أن أسعار الأسهم يجب أن تعكس التوقعات المستقبلية لأداء

أن قيم اختبار (t) لنموذج المربعات الصغرى OLS للدراسة متجانسة ويمكن الوثوق بها.

أما بالنسبة للعلاقة بالأجل القصير فإن الملحق 6 يبين نتائج اختبار سببية جرانجر بين مؤشر السوق وعرض النقود.

تشير نتائج اختبار سببية جرانجر في الملحق 6 إلى قبول فرضية العدم القائلة بأن عرض النقود لا يسبب المؤشر، إذ بلغت قيمة (F) الإحصائية (1.15) واحتمالية 0.33 وهي أكبر من 0.05. كما تبين النتائج رفض فرضية العدم القائلة بأن مؤشر السوق لا يسبب عرض النقود، إذ بلغت قيمة (F) الإحصائية (5.17) واحتمالية أقل من 0.01. ويدل ذلك على وجود علاقة أحادية الاتجاه من المؤشر إلى عرض النقود في الأجل القصير. ونخلص من ذلك إلى رفض الفرضية H_0 : لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين مؤشر بورصة عمان وعرض النقود في الأجل القصير.

وتتفق هذه النتائج مع وجهه نظر النظرية الكمية التي تفترض أن هنالك علاقة سببية ارتباطية وطردية بين التغير في النقود والتغير في المستوى العام للأسعار، كما وتتفق هذه النتائج مع الافتراض السائد لدى المحللين الماليين بوجود علاقة سببية موجبة من عرض النقود إلى أسعار الأسهم.

وتتفق هذه النتائج مع نتائج التحليل لعدد من الدراسات مثل: دراسة (Muthike and Sakwa 2011) في سوق الأسهم الكيني، ولا تتفق مع دراسة (Maysami, Howe, and Hamzah, 2004) في سوق سنغافورة للأسهم. كما وتتفق هذه النتيجة جزئياً مع دراسة أمين (2014) في السودان التي توصلت إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تتجه من مؤشر الأسعار بسوق الخرطوم للأوراق المالية إلى عرض النقود. ولا تتفق معها في وجود علاقة توازنه طويلة المدى بين مؤشر أسعار الأسهم وعرض النقود. ولا تتفق مع عدد من نتائج التحليل لعدد من الدراسات مثل دراسة (Zubair 2013) في نيجيريا التي توصلت إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود ومؤشر السوق، ودراسة (Jatoi and Malik, 2012) التي توصلت إلى وجود علاقة سالبة بين عرض النقود وأسعار الأسهم.

الملحق 7 يبين نتائج اختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين مؤشر البورصة والرقم القياسي للإنتاج الصناعي.

تشير نتائج اختبار التكامل المشترك في الملحق 7 إلى عدم

وبذلك يمكن أن نستنتج أن هذه المتغيرات تملك قدرة تفسيرية متواضعة لخطأ التباين في مؤشر بورصة عمان، كما نستنتج أيضاً أن متغير معدل التضخم يملك أكبر قوة تفسيرية من بين المتغيرات التي تناولتها الدراسة للخطأ في تباين مؤشر بورصة عمان خلال فترة عشرة أشهر. وللتأكد من مصداقية النتائج تم إعادة ترتيب متغيرات النموذج، وتبين عدم وجود تغييرات كبيرة في النتائج، فقد بقي ترتيب القدرة على التنبؤ للمتغيرات على حاله دون تغيير.

6.6 الاستنتاجات والتوصيات

هدفت هذه الدراسة إلى اختبار وجود علاقة بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان وكل من: معدل التضخم وعرض النقود والرقم القياسي للإنتاج الصناعي كمتغيرات للاقتصاد الكلي.

استخدم البحث أسلوب التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الأخطاء، وسببية جرانجر، وتحليل مكونات التباين في تقدير العلاقة بين المتغيرات، اعتماداً على بيانات شهرية لمتغيرات الدراسة، غطت الفترة من كانون الثاني 2000 إلى شهر تشرين الأول من عام 2016.

وبناء على ما توصلت له الدراسة من نتائج، فإنه يمكن القول أن وجود علاقة إيجابية بين مؤشر البورصة وعرض النقود في الأجل الطويل والقصير، ووجود علاقة سلبية بين مؤشر البورصة وكل من، معدل التضخم والرقم القياسي للإنتاج الصناعي وعرض النقود في الأجل القصير، تقودان إلى الشك بفرضية السوق الكفو في بورصة عمان للأوراق المالية، إذ يشير ذلك إلى وجود إمكانية لاستغلال فرص موجودة للربح من عدم كفاءة ميكانيكيات سوق الأسهم، والتنبؤ بسلوك سوق الأسهم بعكس استنتاجات فرضية السوق الكفو. كذلك فإن نتائج هذه الدراسة تتفق جزئياً مع فرضية التسعير المتوازن، إذ وثقت النتائج وجود علاقة بين المتغيرات الاقتصادية وأسعار الأسهم، وأن مؤشر السوق يعتبر من أفضل المؤشرات للتغيرات بالنشاط الاقتصادي.

كما ويستنتج من هذه الدراسة وجود دليل على تأثير مؤشر البورصة على كل من معدل التضخم وعرض النقود والرقم القياسي للإنتاج الصناعي، خلافاً للاعتقاد السائد بأن مؤشر

الشركات وأرباحها التي تمثل بالنتيجة النشاط الاقتصادي الحقيقي للدولة.

في حين تتفق هذه النتيجة جزئياً مع ما أشار إليه Chen (1986) Roll an Ross من أن العلاقة الإيجابية تعكس تأثير التغيرات في أنشطة الإنتاج بالتوزيعات المتوقعة التي تؤثر في عائد الأسهم.

وتتفق جزئياً مع العديد من الدراسات السابقة منها، على سبيل المثال: دراسة (2012) Dasgupta في سوق الأسهم الهندي التي توصلت إلى وجود علاقة طردية بين أسعار الأسهم والإنتاج الصناعي، ولا تتفق معها حول عدم وجود علاقة قصيرة الأجل بينهما، ودراسة (2005) Mcmillan التي توصلت إلى وجود علاقة ارتباط إيجابية بين سعر السهم والإنتاج الصناعي في الولايات المتحدة. ولا تتفق مع دراسة (Maysami, Howe and Hamzah (2004) في سنغافورة التي توصلت إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين مؤشرات سوق سنغافورة للأسهم والإنتاج الصناعي.

د- نتائج تحليل مكونات التباين

الملحق 9 يظهر القدرة التفسيرية للمتغيرات (IP, MS, CPI) للخطأ في تباين مؤشر بورصة عمان.

تبين النتائج في الملحق 9 أن القدرة التفسيرية للمتغيرات الاقتصادية على تفسير التباين في التنبؤ بمؤشر البورصة معدومة في الفترة الأولى إذ إن مؤشر بورصة عمان يفسر 100% من التباين في التنبؤ بنفسه في السنة الأولى، ولكن ومع مرور الزمن وبدءاً من الفترة الثانية تتخفف قدرته التفسيرية لصالح القدرة التفسيرية لمتغيرات الاقتصاد الكلي. إذ يظهر الجدول أن متغير معدل التضخم يفسر 0.94% (أقل من واحد بالمئة) من تباين التنبؤ بمؤشر البورصة في الفترة الثانية، وتزايد قدرته التفسيرية مع مرور الزمن حتى وصلت إلى 8.05% كأقصى قدرة تفسيرية في الفترة العاشرة. أما متغير عرض النقود فقد أظهر قدرة تفسيرية ضئيلة جداً ولكنها متزايدة، إذ بلغت 0.53% في الفترة الثانية، و0.78% في الفترة العاشرة. أخيراً، بلغت القدرة التفسيرية لمتغير الرقم القياسي للإنتاج الصناعي 2.11% في الفترة الثانية، ووصلت إلى 5.94% في الفترة العاشرة.

كما توصي الدراسة، بضرورة إعادة تقييم السياسات الاقتصادية التي يتبناها صانعو القرار في الحكومة، والأخذ بالاعتبار طبيعة واتجاه العلاقات السببية في الأجلين عند وضع السياسات النقدية.

السوق يؤثر بهذه المتغيرات أكثر مما يتأثر بها، وهذا يعني أن هناك عوامل أخرى تؤثر بمؤشر بورصة عمان أكثر من تلك التي تناولتها هذه الدراسة، والتي قد تشمل العوامل النفسية والمعلومات الداخلية والشائعات وسلوك القطيع، وهو ما توصي الدراسة بدراسته مستقبلاً.

ملحق (1)

نتائج اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (اختبار ADF)

القرار	الفروق الاولى 1 st difference			المستوى Level			المتغير
	بدون حد ثابت واتجاه عام	حد ثابت واتجاه عام	حد ثابت وبدون اتجاه عام	بدون حد ثابت واتجاه عام	حد ثابت واتجاه عام	حد ثابت وبدون اتجاه عام	
ساكنة عند I(1)	-6.932 (0.000)*	-6.971 (0.000)*	-6.927 (0.000)*	-0.441 (0.522)	1.854 (0.675)	-1.999 (0.287)	ABI
ساكنة عند I(1)	-10.328 (0.000)*	-11.080 (0.000)*	-11.110 (0.000)*	3.203 (0.999)	-1.999 (0.598)	0.389- (0.907)	CPI
ساكنة عند I(1)	-6.665 (0.430)	-7.920 (0.000)*	-2.476 (0.123)	1.873 (0.98)	-2.968 (0.143)	-2.746 (1.000)	M2
ساكنة عند I(1)	-4.536 (0.000)*	-5.082 (0.000)*	-4.875 (0.000)*	1.459 (0.964)	-1.727 (0.735)	-2.153 (0.225)	IP
	-1.942	-3.433	-2.876	-1.942	-3.433	-2.876	C.V

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.
 MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 الأرقام بين قوسين () تمثل قيمة الاحتمالية.
 C.V: القيمة الجدولية عند 5%.
 * معنوية عند مستوى أقل من 0.01.
 ** معنوية عند مستوى أقل من 0.05.

ملحق (2)

نتائج اختبار درجة التكامل بين مؤشر بورصة عمان ومعدل التضخم

Max eigen			Trace test			Eigen	الفرضية
P.val	C.V	t.stat	P.val	C.V	t.stat		
0.30	14.26	8.85	0.35	15.49	9.19	0.044	None
0.56	3.84	0.34	0.56	3.84	0.34	0.001	At most 1

* تشير إلى رفض فرضية العدم عند مستوى 0.05.
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values **
 C.V: القيمة الحرجة عند 0.05.
 المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.

ملحق (3)

نتائج اختبار سببية جرانجر بين مؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان ومعدل التضخم

الاحتمالية	قيمة F	الفرضية
0.26	1.34	ABI لا يسبب CPI
0.00	4.20	CPI لا يسبب ABI

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج 7 EViews .

ملحق (4)

نتائج اختبار التكامل المشترك بين عرض النقود ومؤشر أسعار الأسهم في بورصة عمان

Max eigen			TRACE TEST			Eigen	الفرضية
P.val	C.V	t.stat	P.val	C.V	t.stat		
0.02	14.26	16.99	0.02	15.49	17.55	0.08	None*
0.46	3.84	0.55	0.46	3.84	0.55	0.003	At most 1

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج 7 EViews .
C.V: القيمة الحرجة عند 0.05.

ملحق (5)

نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ VECM بين ABI و MS

Dep. Variable	Model 1		Model 2	
	D(ABI)	D(MS)	D(ABI)	D(MS)
المعامل	T. Stat	(Prob.)	T. Stat	(Prob.)
ECM-	-0.014	0.13	0.04	0.00
Walt-test	1.12	0.34	2.39	0.07
F-Stat.	4.49	0.00	3.86	0.00
R2	0.14		0.12	
DW	1.99		2.00	
LM Test (1)	0.36	0.78	2.69	0.05
ARCH (2)	3.97	0.05	2.00	0.12

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج 7 EViews .
* ذو دلالة إحصائية عند مستوى دلالة أقل من 0.05.

ملحق (6)

نتائج اختبار سببية جرانجر بين مؤشر السوق عرض النقود

الاحتمالية	قيمة F	الفرضية
0.33	1.150	M2 لا يسبب ABI
0.00	5.170	ABI لا يسبب M2

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.

ملحق (7)

نتائج اختبار التكامل المشترك بين مؤشر البورصة والرقم القياسي للإنتاج الصناعي

Max eigen			Trace Test			Eigen	الفرضية
p.val	القيمة الحرجة عند 0.05	t.stat	p.val	القيمة الحرجة عند 0.05	t.stat		
0.295	14.264	8.892	0.106	15.495	13.251	0.046	NONE

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.

ملحق (8)

نتائج اختبار سببية جرانجر بين مؤشر السوق والرقم القياسي للإنتاج الصناعي

الاحتمالية	قيمة F	الفرضية
0.08	2.320	IP لا يسبب ABI
0.04	2.730	ABI لا يسبب IP

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج EViews 7.

ملحق (9)

مكونات التباين لمؤشر بورصة عمان

IP	MS	CPI	ABI	S.E	الفترة
0.000	0.000	0.000	100.000	138.456	1
2.109	0.538	0.943	96.410	215.748	2
2.411	0.847	1.156	95.586	289.596	3
3.071	1.075	1.698	94.156	353.452	4
3.754	1.122	2.346	92.777	408.607	5
4.372	1.094	3.180	91.354	456.375	6
4.924	1.023	4.199	89.854	498.143	7
5.371	0.938	5.369	88.321	534.886	8
5.708	0.853	6.665	86.775	567.524	9
5.943	0.776	8.050	85.230	596.753	10

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على النتائج الإحصائية باستخدام برنامج 7 EViews.

المصادر

EViews، دار الكتاب الثقافي، عمان، الأردن
شحاتيت، محمد، الطيب، سعود، الطراونة، قصي (2014). أثر
نشاط سوق عمان المالي على الاستثمار في الأردن، "دراسات،
العلوم الإدارية"، 41 (1).
عديلة، حاتم (2014). تقدير العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية
النقدية وأسعار الأسهم في سوق دبي المالي، رؤى
الاستراتيجية، أكتوبر 2014.
مطر، محمد (2009). إدارة الاستثمارات (الإطار النظري
والتطبيقات العملية)، مؤسسة الوراق للنشر والتوزيع، عمان،
الأردن.

يوسف، دانة (2008). "تحديد العوامل المؤثرة على عائد الأسهم
في سوق عمان المالي، رسالة ماجستير غير منشورة، كلية
العلوم الإدارية والمالية، جامعة الشارقة للدراسات العليا. الأردن.

AL-Sharkas, Adel (2004). The dynamic relationship
between macroeconomic factor and the Jordanian stock
market, *International Journal of Applied Econometrics
and Quantitative Studies*, (1) 1: 97-114.

أمين، يوسف سعيد أحمد (2014). العلاقة بين أسعار الأسهم
وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية "دراسة تطبيقية على سوق
الخرطوم للأوراق المالية". رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة
السودان للعلوم والتكنولوجيا كلية الدراسات العليا.

البنك المركزي الأردني، النشرات الإحصائية الشهرية، أعداد
مختلفة (2000-2016). عمان. الأردن، متوفر
عبر <http://www.cbj.gov.jo>

بورصة عمان المالي، النشرات الإحصائية الشهرية أعداد مختلفة
(2000-2016). الأردن. متوفر عبر . <http://www.ase.gov.jo>

دائرة الإحصاءات العامة، النشرات الإحصائية الشهرية، أعداد
مختلفة (2000-2016). عمان. الأردن، متوفر
عبر <http://www.cbj.gov.jo>

السواحي، خالد (2012). أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام

Amman Stock Exchange, *Outlook, 2012*, available on
<http://www.ase.com.jo/ar>

Barakat. Ramadan; Sara, Elgazzar and Khaled, Hanafy
(2016). Impact of Macroeconomic Variables on Stock

- Markets: Evidence from Emerging Markets, *International Journal of Economics and Finance*, 8 (1): 2016.
- Bekhet, Hussain and Matar, Ali (2013). Co-integration and causality analysis between stock market prices and their determinates in Jordan, *Economic Modelling*, 35 (2013): 508-514.
- Bhunia, Amalendu (2012). A Causal Relationship Stock Indices and Exchange Rates-Empirical Evidence from Indian, *Research Journal of Finance and Accounting*, 3 (1): 47-54.
- Chandra, P. (2004). *Investment Analysis and Portfolio Management*. New Delhi: McGraw-Hill.
- Chen, N. F., Roll, R. and Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market, *Journal of Business*, 59 (3): 83-403.
- Dasgupta, R. (2012) Long-run and short-run relationships between BSE index and macroeconomic variables, *International Research Journal of Finance and Economics*, 95: 135-150.
- Dickey, D.A. and Fuller. W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- El-Nader, Hasan and Alraimony Ahmad (2012). The Impact of Macroeconomic Factors on Amman Stock Market Returns, *International Journal of Economics and Finance*; (4) 12: 202-213.
- Fama, E.F. (1990). Stock returns, expected returns and real activity. *Journal of Finance*, (4) 45: 1109-1089.
- Fama, E. F. and Gibbons, M.R. (1982). Inflation, real returns and capital investment. *Journal of Monetary Economics*, 9: 297-323.
- Fama, E.F. (1981). Stock returns, real Activity, inflation and money. *The American Economic Review*, 71 (4): 45-565.
- Fama E. F. and Schwert, W.G. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5: 115-146.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25: 383-417.
- Firth, M. (1979). "The relationship between stock market returns and rates of inflation", *Journal of Finance*, 1 (34): 743-49.
- Friedman, Benjamin M. and Schwartz, A.S. (1963). *A Monetary History of the United State, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press
- Granger, C. W. J. (1988). *Some Recent Generalization of Cointegration and the analysis of Long-run Relationships*, Oxford: Oxford University Press.
- Granger, C.W.J. and Newbold. P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, (2): 111-120 .
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, 37 (3): 424-438.
- Gujarati, D. and Porter, D. (2009). *Basic Econometrics*, 5th ed. The McGraw-Hill, International Edition.
- Gujrati, Damodar .N. (2004). *Basic Econometrics*, 4th Ed. The McGraw-Hill Companies.
- Ihsan, Baloch and Jan. (2015). Relationship between Exchange Rates and Stock Market Index: Evidence from the Pakistani Stock Market, *Abasyn Journal of Social Sciences*, 8 (1): 17-35.
- Jatio, Danish and malik, Shehryar (2012). "The Relationship of money Supply (M2) and Trading Volume of KSE-100 Index," *Journal of Business Strategies*, 6 (2):2.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59 (6): 1551-1581.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169-210.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3): 231-254.
- Muthike and Sakwa (2011). Can macroeconomic indicators be used as predictors of the stock exchange index trends?

- A look at the Nairobi stock exchange, Available at:
<http://journals.jkuat.ac.ke/index.php/jscp/article/viewFile/731/676>
- Maysami, R.C., Howe, L.C., and Hamzah, M.A. (2004). Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices, *Journal Pengurusan*, 24 (2004): 47-77
- McMillan. (2005). Time Variation in the Cointegrating relationship between Stock Prices and Economic Activity, *International Review of Applied Economics*, 19 (3): 359-368.
- Nelson, C. R. 1976. Inflation and rates of return on common stocks. *Journal of Finance* 31 (2): 471-483
- Oxman, Jeffrey (2011). Price Inflation and Stock Returns, University of St. Thomas, Working paper OCBFINCWP-02, 2011, *Minnesota*. Pages 2-7
- Rashid, M., Ahmad, K., Azim, P. and Ur Rehman, H, (2012) "Measuring the Impact of Inflation on Conditional Stock Market Volatility in Pakistan: An Application of GARCH Model," *Middle Eastern Finance and Economics*, 13: 36-40.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Economic Theory*, 13 (3): 341-360. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Shiu, A.L. and Pun, Lam (2004). "Electricity consumption and economic growth in China", *Energy Policy*, 32 (1): 47-54
- Sieng, Chong and Goh, Leng (2003). Linkages of economic activity, stock prices and monetary policy: the case of Malaysia. Available: <http://scholar.google.com/citations?>
- Wasseja, M.M, Njoroge, E. and Mwenda, S. (2015). Investigation of the Granger Causal Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Prices in Kenya, *International Journal of Business and Economics Research*, 4 (3): 98-108.
- Wei, W.S. 1990. *Time series analysis: Univariate and multivariate methods*, Addison Wesley Publishing, (3rd ed.), Inc. New York.
- Zubair, Abdurashed (2013). Causal Relationship between Stock Market Index and Exchange Rate: Evidence from Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 4(2):87-110.

The Dynamic Relationship between Macroeconomic Variables and the General Index of Amman Stock Exchange

*Khaled Lafi AL-Naif*¹

ABSTRACT

This study examined the dynamic relationship between Amman Bourse index and selected macroeconomic indicators using cointegration analysis, Granger causality, and variance decomposition from January 2000 to November 2016.

The results indicated that there was a significant positive long-run relationship between stock market index and money supply. The results also suggested that there were unidirectional short-run relationship between stock market index and all indicators. Finally, the results of variance decomposition showed that macroeconomic indicators played a small role in explaining stock market prices index variation in Jordan.

Based on our findings, the study recommends re-evaluating the economic policy adopted by the government's decision makers, taking into consideration the nature of causality relationship between index and macroeconomic variables in the short run.

Keywords: Amman Bourse, stock market index, macroeconomics indicators, Johansen Cointegration, granger causality test, Jordan.

¹ Associated Prof. Al-Balqa Applied University.

✉ kalneif@yahoo.com

Received on 7/2/2017 and Accepted for Publication on 10/7/2017.