أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأسهم السعودي للفترة (2005-2013) باستخدام اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (ECM)

The impact of macroeconomic variables on the performance of the Saudi stock market for the period (2005-2013) by using Co-integration test and error correction model (ECM)

بسبع عبد القادر، ba-02@hotmail.com

جامعة جيلالي ليابس- سيدي بلعباس

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى بيان أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية بالسعودية، باستخدام اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. تمثلت متغيرات الدراسة في المؤشر العام لأسعار الأسهم كمتغير تابع، أما المتغيرات المستقلة فتمثلت في الناتج المحلي الإجمالي GDP بالأسعار الجارية، العرض النقدي M3، سعر الفائدة على الودائع INT، التضخم INF ممثلا بالرقم القياسي العام لتكلفة المعيشة لجميع السكان كمقياس له، وسعر الصرف اليورو مقابل الريال السعودي EXR، خلال الفترة من الربع الأول 2005 حتى الربع الرابع من 2013.توصلت الدراسة إلى وجود تأثير جوهري لهذه المتغيرات على مؤشر العام للأسهم على المدى الطويل وعلى المدى القصير، والى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات وأنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل بحيث تظهر سلوكا متشابها، أي أنه توجد علاقة سببية طويلة الأجل وعلاقة سببية قصيرة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى المؤشر العام لأسعار الأسهم. وأن المؤشر العام لأسعار الأسهم يرتبط بعلاقة ايجابية مع كل من الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي وسعر الصرف وعلاقة عكسية مع سعر الفائدة والتضخم.

الكلمات المفتاح: المتغيرات الاقتصادية الكلية، أداء سوق الأوراق المالية، اختبار التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، سوق الأسهم السعودي.

تصنيف JEL: C22، E44، G12

Abstract: The aim of this study is to measure the effect of several macroeconomic variables on the performance of the Saudi stock market, by using Co-integration test and Error Correction Model (ECM). The study variables are represented by the market indicator (General Share Price Index PIND) which is the dependent variable, the variables of the Gross Domestic Product (GDP), the Money Supply (M3), the Interest Rate (INT), the Inflation (INF) represented by the general cost of living index, and the Exchange Rate (EXR) as independent variables for a sample period from the first quarter of 2005 to the fourth quarter 2013. The results of this study show that there is a significant effect of these variables on the dependent variable in the long run and the short run, and the existence of a long run equilibrium relationship between the macroeconomic variables and the General Share Price Index. In addition, there are long and short run causality relations run from the independent variables into the General Share Price Index. The variables: Gross Domestic Product, Money Supply, and Exchange Rate have positive effects on the General Share Price Index. The Interest Rate and the Inflation have negative effects.

Keywords: Macroeconomic variables, stock market performance, Error Correction Model, Co-integration test, Saudi stock market

Jel Classification Codes: C22, E44, G12

مقدمة

تعد الأسواق المالية مرآة عاكسة للوضع الاقتصادي العام، مما يجعل استقرارها بمثابة مقياس لمدى نجاح السياسات الاقتصادية، وعليه فإن تحليل حالة عدم الاستقرار في الأسواق المالية، المتمثلة بازدياد مخاطر تقلبات مؤشرات أداءها، يدفعنا للتعرف على العوامل المسببة لهذه التقلبات وكيفية انتقال آثارها إليها. حيث تتأثر أسواق الأوراق المالية كغيرها من الأسواق، بمختلف العوامل والأحداث من داخل السوق أو من خارجه، إذ تعتبر السوق المالية سوق ذات كفاءة عالية، إذا ما استجابت أسعار الأسهم والمؤشرات الأخرى على وجه السرعة، لكل معلومة جديدة ترد إلى المتعاملين في السوق، سواء كانت هذه المعلومات مالية أو اقتصادية أو سياسية أو أي أحداث أخرى، يضاف إليها السجل التاريخي لأسعار الأسهم، والتي من شأنها تغيير نظرة المتعاملين إلى الجهات المصدرة للأسهم والسوق ككل.

يهتم التحليل الأساسي لسوق الأوراق المالية بتحليل هذه العوامل من عدة جوانب، بدءا بتحليل الظروف الاقتصادية الكلية المحيطة بالأسواق المالية وتأثيرها عليها، ثم تحليل ظروف القطاعات المكونة لهذه الأسواق، وأخيرا تحليل ظروف الشركات المدرجة بها. **تهدف هذه الدراسة إلى تسليط الضوء على المستوى الأولى من التحليل الأساسي وذلك لبيان تأثير أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية على سوق الأوراق المالية، حيث تحاول هذه الورقة الإجابة على الأسئلة التالية: ما هو أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أسعار الأصول المالية؟ ما هي درجة هذه الآثار وما مدى استمراريتها؟ هل الأسواق المالية تستجيب لتوقعات هذه المتغيرات في المستقبل؟**. ولغرض الوصول إلى هدف الدراسة، اعتمدنا على فرضية مفادها أن للمتغيرات الاقتصادية الكلية المختلفة دورا مؤثرا في تفسير أسعار الأصول المالية، إلا أن درجة التأثير تختلف من متغير إلى آخر، حيث أن هناك علاقة سببية طويلة وقصيرة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية والمؤشر العام لأسعار الأسهم. ويتم الإجابة على هذه الأسئلة واختبار صحة هذه الفرضية بالتطبيق على سوق الأسهم السعودي، باعتبارها أكبر الأسواق المالية العربية من حيث القيمة السوقية للشركات المدرجة فيها،وأهميتها النسبية بالنسبة للأسواق المالية العربية.

اعتمدت الدراسة على الأسلوب الكمي القياسي، باستخدام السلاسل الزمنية Time series من خلال بناء نموذج اقتصادي قياسي. ونظرا لأن معظم السلاسل الزمنية تحوي جذر الوحدة، أي أنها غير مستقرة بسبب وجود عامل الاتجاه Trend، الذي يعكس ظروفا معينة تؤثر في جميع المتغيرات فتجعلها تتغير بنفس الاتجاه، فإنّ إتباع الأساليب التقليدية في التقدير سيؤدي إلى نتائج متحيزة، وبالتالي قد يكون التقدير زائفا. لذلك تمّ اللجوء إلى نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، والذي يُعد من النماذج القياسية الحديثة لدراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية. ويقدم هذا النموذج مقدرات تتصف بالكفاءة، حتى في حالة وجود ارتباط بين البواقي.وتم إجراء عدة اختبارات للتأكد من صلاحيته، ومدى مطابقته لشروط تطبيق النماذج القياسية.

ولهذا الغرض تم تقسيم البحث إلى قسمين، حيث يتضمن القسم الأول استعراض نظري خاص بأثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على سوق الأوراق المالية، وذلك اعتمادا على كل من أدبيات النظرية الاقتصادية، ونتائج الدراسات السابقة في هذا الصدد. أما القسم الثاني، فتم تخصيصه لتحليل أثر المتغيرات الاقتصادية سالفة الذكر على مؤشر أسعار سوق الأسهم السعودي، من خلال بناء نموذج قياسي لتحليل العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية كمتغيرات مستقلة، والمؤشر العام لأسعار الأسهم السعودية كمتغير تابع، وذلك في محاولة للتوصل إلى نتائج عن درجة تأثر هذه السوق بالمتغيرات الاقتصادية المختلفة.

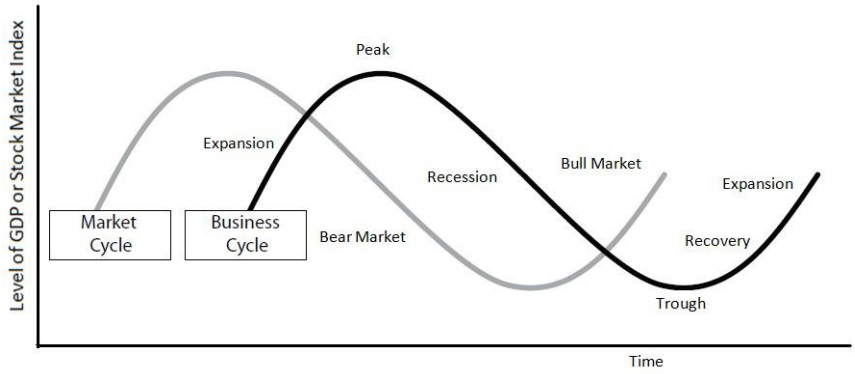
1. الإطار النظري لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على سوق الأوراق المالية

تتناول الدراسة في هذا الجزء، استعراض نظري لأهم المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تتم مراقبتها من طرف المحللين الماليين، كونها تدخل في إعطاء قيمة عادلة للأصل المالي مما يؤثر على أداء السوق المالية بشكل عام، وتتمثل في المتغيرات التالية: الناتج المحلي الإجمالي، العرض النقدي، سعر الفائدة، التضخم، سعر الصرف.

1.1 الناتج المحلي الإجمالي Gross Domestic Product (GDP)

يعتبر الناتج المحلي الإجمالي أهم مؤشرات قياس النشاط الاقتصادي في الدولة خلال فترة معينة، والذي يمكن أن تنعكس التقارير الدورية حول مستوياته واتجاهاته المستقبلية على حركة أسعار الأوراق المالية. فقد أشارت بعض الدراسات إلى أن أسعار الأوراق المالية تتحرك بشكل متناسق ومنتظم مع حركة النشاط الاقتصادي، وبفواصل زمنية محددة ويرى كثير من الاقتصاديين والماليين،أن استقرار الأسواق المالية وتأدية مهامها على نحو أفضل، يتوقف على استقرار النشاط الاقتصادي[1].يمر النشاط الاقتصادي بعدة مراحل يطلق عليها بالدورات الاقتصادية، يمكن تنعكس آثارها على أدوات الاستثمار في الأسواق المالية، وخصوصا الأسهم والسندات، إلا أن آثارها تكون متباينة، فأسعار الفائدة بشكل عام ترتفع خلال مرحلة الانتعاش، مما ينعكس سلبا على أسعار السندات فتنخفض أسعارها، ويحصل العكس خلال مرحلة الركود. وتتحرك أسعار الأسهم في اتجاه معاكس لحركة أسعار السندات، إذ تصل أسعارها إلى أقصى مستوى لها قبل وصول النشاط الاقتصادي إلى قمة الانتعاش، وتصل إلى أدنى مستوى لها قبل وصول النشاط الاقتصادي إلى قاع الركود[2].(أنظر الشكل رقم 01[3])

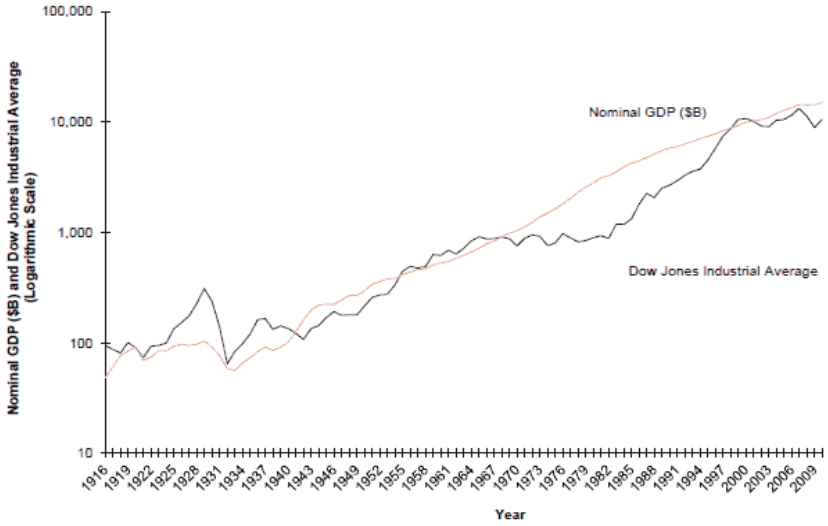
شكل رقم 01:العلاقة بين الدورات التجارية ودورات سوق الأوراق المالية



Sources: Brian J. Jacobsen & Wayne Badorf, **Market Cycles and Business Cycles,** The technical analyst, Issue N° 36, 2010, p: 23.

كشف تقرير لوزارة التجارة الأمريكية تناول دراسة حركة الناتج المحلي الإجمالي ومستوى أسعار الأوراق المالية خلال المدة (1959-1985) عن وجود علاقة طردية بين المتغيرين[4]. ويوضح الشكل رقم 2[5] كيف أن التقلبات في أسعار الأوراق المالية توازي تقريبا التغيرات الحاصلة في الناتج، ما يؤكد العلاقة الطردية التي تربط مؤشرات أداء سوق الأوراق المالية بحالة النشاط الاقتصادي.

شكل رقم 02: العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي ومؤشر داو جونز في الولايات المتحدة خلال الفترة (1916-2009)



Sources: Charles Mulford & Narayanan Jayaraman, **Seeking Guidance for the Dow? Try GDP**, Georgia Tech Financial Analysis Lab, Atlanta, 2011,p: 4.

يستند البعض في تفسير العلاقة الطردية بين حالة النشاط الاقتصادي وأسعار الأسهم، إلى أن نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي سيكون له اثر ايجابي على زيادة الدخول الحقيقية لدى الأفراد، وبالتالي تكون هناك إمكانية لادخار مبالغ اكبر من الدخول التي يحصلون عليها، والتي ستوجه إلى الاستثمار في شراء الأسهم مما يؤدي إلى ارتفاع أسعارها[6]. والإعلان عن زيادة غير متوقعة في نمو الناتج يزيد من التفاؤل بشأن المستقبل، أي أن الاقتصاد مقبل على حركة انتعاش، والمزيد من الاستثمارات الممولة عن طريق السوق المالية، وتلك ظروف مشجعة لشراء الأسهم، لأن حركة الانتعاش سوف تعمل على زيادة

مبيعات وأرباح شركات الأعمال، الأمر الذي ينعكس مباشرة في زيادة الطلب على أسهم الشركات بعد ارتفاع أرباحها[7]. أما إذا كانت التوقعات تشير إلى أن الاقتصاد مقدم على حركة ركود أو كساد مما يعني انخفاض الأرباح الموزعة ومن ثم انخفاض أسعار الأسهم تباعا، فإن ذلك يعطي إشارة الحذر بالنسبة للاستثمار في الأصول المالية.

2.1 العرض النقديMoney Supply

تفسر العديد من الدراسات كيفية تأثير عرض النقود على أسعار الأوراق المالية، في إطار نموذج المحفظة المالية والسوق الكفء، والذي يشير إلى أن المستثمرين يحتفظون بثروتهم على شكل أصول مالية (أسهم وسندات)، أو أصول حقيقية (سلع معمرة)، فضلاً عن احتفاظهم بالنقود. وعند زيادة عرض النقود في الاقتصاد، سيجد المستثمرون أن حصة النقود ضمن مجمل ثروتهم قد ازدادت بشكل كبير إلى الحد الذي يدفعهم إلى إعادة تنظيم المحفظة الخاصة بهم، وذلك بتقليل حصة النقود فيها عن طريق شراء المزيد من الأصول الأخرى مثل الأسهم والسندات، الأمر الذي يساهم في ارتفاع أسعارها[8]، أي أن تغير عرض النقود يخلق أثر الثروة، والذي يخل بالتوازن القائم في المحفظة المالية للمستثمرين عند قيامهم بإعادة النظر في الأصول المكونة للمحفظة المالية[9]، حيث أن الارتفاع أو الانخفاض غير المتوقع في معدل نمو عرض النقود، ينتج عنه تغير في وضع النقود مع باقي الأصول في محفظة المستثمر، وبالتالي يحاول المستثمر تعديل حجم الأصول المكونة للمحفظة مقيمة بالنقود[10].وهذا التعديل يؤدي إلى قيام توازن جديد يتم فيه تغير مستوى أسعار الأصول المختلفة، مما يجعل لتغيير عرض النقود تأثيرات في هذه الأسواق، وبالقدر الذي يشجع أو يثبط الجمهور على شراء أو بيع الأسهم والسندات وفق الأدوات الكمية والنوعية المتبعة للتحكم في عرض النقود.

يؤكد أنصار النظرية النقدية، وعلى رأسهم فريدمان وشوارتز (Friedman & Chwartz)، أن التغير في عرض النقود يمارس تأثير كبير على الأسعار والإنتاج، وخلصوا إلى أن أفضل سياسة نقدية هي التي تتصف بإمكانية التنبؤ بنمو عرض النقود. وقاموا بالإشارة إلى وجود علاقة طردية موجبة تربط الكمية المعروضة من النقود بمستوى النشاط الاقتصاد، حيث أن زيادة عرض النقود (على فرض ثبات المطلوب منها)، يؤدي إلى انخفاض أسعار الفائدة الأمر الذي يشجع الاستثمار، ويؤدي إلى زيادة الإنتاج وانخفاض نسبة البطالة، وينعكس ذلك في زيادة مستوى الطلب، وبالتالي زيادة أرباح الشركات وارتفاع أسعار الأسهم[11].وفي أواخر الستينات أوضح James Tobin الصلة بين السياسة النقدية وأسعار الأسهم وأثرها على نمو النشاط الحقيقي باستعمال نظريته المشهورة Tobin's q Theory، حيث بين أن هناك علاقة إيجابية بين عرض النقود وأسعار الأسهم. وفي بداية السبعينات أكد Franco Modigliani على هذه النتائج موضحا أن السياسة النقدية التوسعية ممثلة بزيادة عرض النقود يمكن أن تؤدي إلى ارتفاع أسعار الأسهم، معبرا عن ذلك بأثر الثروة، حيث أن ارتفاع الثروة المالية يؤدي إلى ارتفاع الاستهلاك. وفي حال عدم توقع صدمات ايجابية لعرض النقود، فإن إتباع سياسة نقدية متشددة من خلال

رفع أسعار الفائدة يتوقع منها تعويض الزيادة في عرض النقود لتجنب الضغوط التضخمية، وهذا ما يعرف بأثر السيولة[12].

3.1 سعر الفائدة Interest Rate

تعد أسعار الفائدة أحد الأدوات الهامة لإدارة السياسة النقدية في الاقتصاد، حيث يستخدمها البنك المركزي في التأثير على عرض النقود. يتمثل الدور الأساسي لأسعار الفائدة في المساهمة في التخصيص الأمثل للموارد المتاحة من المدخرات بين الاستثمارات المختلفة[13]. وأسعار الفائدة قصيرة الأجل وحدها فقط التي لها آثار مباشرة على الاقتصاد، فهي التي تحدد قرارات الادخار والاستثمار، حيث تساهم أسعار الفائدة المرتفعة في تشجيع الادخار إلا أنها في نفس الوقت تؤدي إلى زيادة تكلفة الاستثمار، حيث أن تحرك أسعار الفائدة ارتفاعا وانخفاضا يتحدد بناء على حجم المطلوب من القروض مقارنة بحجم المعروض من المدخرات، وبالتالي يكون لها تأثير أقوى على الاقتصاد[14]. ويؤثر ارتفاع سعر الفائدة على الادخار من خلال تأثيره على قيمة الثروة سواء كانت في شكل أصول مالية أو عينية[15]. وتؤكد المدرسة الكينزية على العلاقة المباشرة بين التغيرات النقدية والأسواق المالية، إذ ترى أن تغير عرض النقود نتيجة إتباع السلطة النقدية سياسة نقدية معينة سينعكس بشكل رئيسِي على سعر الفائدة.

من أجل التأثير على الاقتصاد يجب أن تنتقل صدمات السياسة النقدية من السوق النقدي إلى سوق الأوراق المالية، والذين هما مرتبطان من خلال التوقعات. فبإهمال تكاليف المعاملات وعلاوات المخاطر، تنظر نظرية التوقعات إلى معدل الفائدة طويل الأجل على أنه متوسط معدلات الفائدة قصيرة الأجل المتوقعة التي تسود خلال فترة حياة كل سند[16]. وتميل أسعار الأسهم إلى التحرك في اتجاه معاكس لحركة أسعار الفائدة طويلة الأجل، ومن ذلك يمكن القول بأن البنك المركزي في إمكانه التأثير بطريقة غير مباشر على أسعار الأسهم من خلال تحكمه في أسعار الفائدة[17].

تنخفض أسعار الأوراق المالية بشكل عام بسبب ارتفاع أسعار الفائدة الحقيقية المتوقعة[18] نتيجة لأثرين:

- **الأثر المباشر:** ويتمثل في قناة السوق المالية، وذلك عن طريق مقارنة العوائد الخاصة بالسوق النقدية وسوق السندات من جهة، وعائد سوق الأسهم من جهة أخرى. حيث يؤدي توقع ارتفاع أسعار الفائدة الحقيقية إلى توقع ارتفاع معدل الخصم الحقيقي الذي تخصم به التدفقات المستقبلية. ويمكن أن يؤدي سعر الفائدة إلى أزمة في سوق الأوراق المالية على مستويين، الأول عن طريق خفض التوقعات بشأن الأرباح، والثاني عن طريق خفض العائد المتوقع.
- **الأثر الغير مباشر:** ويتمثل في السوق السلعية، حيث يتم توقع انخفاض التدفقات النقدية المستقبلية بسبب التأثير السلبي لارتفاع سعر الفائدة الحقيقي على الإنتاج الكلي الحقيقي. إذ أن تأثير أسعار الفائدة قصيرة الأجل يتم عبر النشاط الاقتصادي ومستوى الأرباح في الاقتصاد أولا ثم على سوق الأسهم ثانياً.

وهناك اثر آخر لارتفاع أسعار الفائدة على أسعار الأسهم، يتمثل في ارتفاع تكلفة الاقتراض مما يؤدي إلى عزوف المستثمرين عن الاقتراض، وتنخفض الأموال المخصصة لشراء الأسهم، ويضعف الاتجاه نحو اقتناءها فتنخفض أسعارها وبالتالي فان التغيرات في معدلات الفائدة تنعكس على أسعار وعوائد الأسهم دافعة المخاطرة إلى الزيادة أو الانخفاض[19].

4.1 التضخم Inflation

عند اتخاذ المستثمر لقراراته الاستثمارية، لابد أن تكون حسابات التكلفة والعائد على أساس الأرقام الحقيقية وليست الاسمية، ولذلك عندما تتغير الأسعار بمعدلات عالية، لا تعتبر البيانات الاسمية للعوائد المتولدة عن الاستثمارات مؤشر جيد للحكم على أداء هذه الاستثمارات. ذلك لأن العائد يفقد جزء من قيمته، نتيجة انخفاض قوته الشرائية خلال فترة الاستثمار تبعا لمعدل التضخم السائد[20]. وهذا ما جعل مسألة أثر التضخم على أسعار وعوائد الأصول المالية تشغل حيزا مهما من الدراسات النظرية والتجريبية لمدة طويلة. تنسب النظرية الأساسية في هذا المجال إلى الاقتصادي فيشر (Irving Fisher 1930) الذي أشار إلى أن معدل الفائدة الاسمي يعكس على الأقل المعلومات المتاحة حول القيمة المستقبلية الممكنة لمعدل التضخم[21].وتنص فرضية فيشر على أن معدل الفائدة الاسمي يساوي معدل الفائدة الحقيقي مضافا إليه معدل التضخم المتوقع. وبما أن التوقعات في السياسة النقدية التوسعية تكون تضخمية، فإن زيادة عرض النقود قد تسبب توقعات بحدوث تضخم وذلك يؤدي إلى زيادة معدل الفائدة الاسمي[22]. لقيت هذه الفرضية قبول واسع لدى الاقتصاديين، ولعبت دور أساسي في النظرية النقدية. فلقد حاولوا تعميمها على كافة الأصول التي يتم تداولها في الأسواق المالية، مؤكدين على أن المعدلات المتوقعة للعوائد الاسمية للأسهم العادية تساوي العوائد الحقيقية زائد المعدل المتوقع للتضخم، وأن العوائد الحقيقية للأسهم مستقلة عن معدل التضخم المتوقع، لذلك اعتقد العديد من الاقتصاديين، وطبقاً لفرضية فيشر، بإمكانية استخدام الأسهم كوسيلة تحوط تامة اتجاه التضخم، ليس بسبب ارتفاع أسعارها في الأوقات التضخمية فحسب، وإنما بسبب ارتفاع الأرباح الموزعة الخاصة بها.

ويؤكد أنصار نظرية التوقعات العقلانية على العلاقة الايجابية بين أسعار الأسهم والتضخم، لكون التحول إلى سياسة نقدية توسعية تجعل المستثمرين يتوقعون معدل تضخم مرتفع يدفع الأسعار إلى الارتفاع فورا[23]، حيث أن ارتفاع معدل التضخم يؤدي إلى فقدان القوة الشرائية للنقود مما يؤدي بالمستثمرين إلى حماية مدخراتهم من مخاطر انخفاض قوتها الشرائية فتستثمر الأموال بالأسهم فترتفع أسعارها. وهناك رأي آخر لهذه العلاقة الايجابية يستند إلى المخزون السلعي للشركات، إذ يتيح ارتفاع المستوى العام للأسعار إمكانية بيع المخزون بأسعار مرتفعة مقارنة بأسعار التكلفة وهو ما ينعكس على توزيعات الأرباح ومن ثم على أسعار الأسهم.

إلا أن الارتفاع غير المتوقع في التضخم[*] مع توقعات بمزيد من السياسة النقدية التقييدية، قد يؤدي إلى انخفاض في أسعار الأسهم، الناتج عن انخفاض التدفقات النقدية للشركات بسبب انخفاض الطلب على منتجاتها[24]، حيث يرتبط التضخم بشكل ايجابي مع أسعار الفائدة ويؤثر سلبا على أسعار الأسهم. وهذا ما يعرف بفرضية التضخم المتوقع inflation expectation hypothesis[25]، ومفادها أن أسعار الأسهم تنخفض بسبب أن علاوة التضخم المُتَضَمَنة في أسعار الفائدة الاسمية ترتفع، مما يؤدي

إلى تقليل الأرباح الحقيقية الصافية بعد اقتطاع الضرائب. وهذا ما أوضحته فرضية فاما Fama (1981) التي تشير إلى أن العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم ليست علاقة مباشرة ولكنها تمثل علاقة نائبة للعلاقة بين النشاط الاقتصادي وعوائد الأسهم، وأن العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم تعمل من خلال تأثير التغيرات المتوقعة في النشاط الحقيقي على مستوى الأسعار، وترتبط عوائد الأسهم بعلاقة عكسية مع التضخم وأن هذه العلاقة بديل عن العلاقة الطردية بين عوائد الأسهم من جهة والمتغيرات الاقتصادية الحقيقية من جهة أخرى والتي تمثل المحدد الأساسي لأسعار الأسهم. وبالتالي ترتبط المتغيرات الاقتصادية الحقيقية بعلاقة عكسية مع التضخم، إضافة إلى أن عوائد الأسهم ترتبط بعلاقة طردية مع المتغيرات الاقتصادية الحقيقية، الأمر الذي يجعل من التضخم وعوائد الأسهم يرتبطان بعلاقة عكسية[26]. ففي حالة توقع ارتفاع في النشاط الحقيقي استجابة لصدمة حقيقية إيجابية، سوف تزداد عوائد الأسهم، وفي نفس الوقت سوف تساهم الزيادات المستقبلية في النشاط الحقيقي في زيادة الطلب على النقود، وفي ظل سياسة البنك المركزي الرامية إلى تحقيق نوع من الاستقرار في نمو عرض النقود، ستنخفض معدلات التضخم. لذلك فإن عوائد الأسهم والتضخم مرتبطان بعلاقة عكسية، والعكس صحيح.

5.1 سعر الصرف Exchange Rate

تظهر أهمية سعر الصرف بوصفه احد العوامل المؤثرة في أداء الأسواق المالية، كونه احد محددات النشاط الاقتصادي، حيث جعلت الزيادات المستمرة في التجارة الدولية، وتحركات رؤوس الأموال من أسعار الصرف أحد المحددات الرئيسية لربحية الشركات وأسعار الأسهم[27]، لذا فإن عدم استقرار أسعار الصرف سيجد صداه في سوق الأوراق المالية. حيث يمكن أن ينجم عن تغيرات أسعار الصرف تقلبات في عوائد وأسعار الأوراق المالية، وذلك نتيجة لاتجاه المستثمرين نحو الاستثمار في أسواق مالية تنتمي لعدة دول، مما يتطلب تحويلات نقدية بين عملات مختلفة، وأن السياسات النقدية لكل من الدولة والدول الأجنبية تؤثر على سعر الصرف بين العملتين[28].

يواجه المستثمرون الأجانب في سوق الأوراق المالية لبلد ما، نوعين من المخاطرة، المخاطرة الأولى هي المخاطرة نفسها التي يواجهها المستثمرون المحليون، والمتعلقة بالتقلبات الحاصلة في أسعار الأسهم والسندات، أما المخاطر الإضافية الأخرى والتي يواجهها المستثمرون الأجانب فقط، فتتعلق بالتغيرات الحاصلة في أسعار صرف عملة هذا البلد Currency Risk، وذلك لأن قيمة الأسهم والأرباح الموزعة الخاصة بها مقومة كلها بعملة هذا البلد داخل أسواقه المالية، وأن هذه التغيرات الحاصلة في أسعار صرف عملة هذا البلد ستلغي المنافع التي يحصل عليها المستثمر الأجنبي من تغير أسعار الأسهم والسندات. ويمكن أن يحدث العكس أيضا، أي أن العملة الأجنبية ربما ترتفع في مقابل العملة الأساسية للمستثمر وتخلق عائدا غير متوقع[*]. ترتفع مخاطر تقلبات العملة في كثير من الأسواق الناشئة بسبب عدم الاستقرار الاقتصادي، ولاسيما في حالات وجود معدلات مرتفعة من التضخم المحلي ما يؤدي إلى خفض قيمة العملة[29]. وتستخدم العلاقة بين عوائد الأسهم وأسعار صرف العملات الأجنبية في توقع الاتجاهات المستقبلية لبعضهم البعض من قبل المستثمرين، فالتدهور الذي يحدث في أسعار العملة يسبق الأزمة التي تحدث في سوق الأوراق المالية، وهو الأمر الذي حدث قبل الأزمة المالية الآسيوية.

تشير الدراسات إلى أن العلاقة بين أسعار الصرف وسوق الأوراق المالية تكون من خلال قناتين:

– **القناة المباشرة:** إن انخفاض سعر صرف عملة بلد ما (مع ثبات العوامل الأخرى)، من شأنه أن يجعل أسعار الأصول المالية المحلية (كالأسهم والسندات) أرخص نسبيًا للمستثمرين الأجانب، مما يزيد من طلبهم على تلك الأصول، وتزداد سرعة تداولها، ومن ثم ارتفاع أسعارها تبعًا لذلك. ومن جانب آخر فإن انخفاض قيمة عملة ذلك البلد، يدفع بالمستثمرين المحليين الذين يحتفظون بأرصدة نقدية محلية إلى التخلص منها، والتوجه نحو الأصول المالية الأخرى في الاقتصاد (كالأسهم والسندات)، وزيادة طلبهم عليها وبالتالي ارتفاع أسعارها تبعًا لذلك. وهذا يشير إلى العلاقة العكسية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم والسندات (بافتراض ثبات العوامل الأخرى). أو قد يستبدل المستثمر العملة الوطنية بالأجنبية من خلال الاستغناء عن مقتنياته من الأوراق المالية ببيعها، مما يؤدي إلى انخفاض أسعارها.

– **القناة غير المباشرة:** تمارس أسعار الصرف آثارًا غير مباشرة في سوق الأوراق المالية عبر السوق السلعية، بتأثيرها على القدرة التنافسية الدولية للشركات هذا البلد في السوق العالمية، من خلال تأثيرها على أسعار المدخلات (المواد الأولية والطاقة) والمخرجات وعلى قيمة أصولها وديونها بالعملة الأجنبية، وبالتالي التأثير في أرباح الشركات وقيمة الأسهم[30]، فتقلب أسعار صرف العملات الأجنبية يؤثر على قيمة الشركة، من خلال التدفقات النقدية المستقبلية المتوقعة من الشركة، التي تتغير مع التقلبات في أسعار صرف العملات الأجنبية.

فارتفاع سعر الصرف (مع افتراض بقاء العوامل الأخرى ثابتة) يؤدي بالمصدرين إلى فقدان قدرتهم التنافسية في السوق الدولية، وبالتالي فإن مبيعات وأرباح المصدرين ستتقلص وأسعار الأسهم سوف تنخفض. ومن ناحية أخرى، فإن المستوردين سوف تزداد قدرتهم التنافسية في الأسواق المحلية، وبالتالي تزداد أرباحهم وأسعار أسهم شركاتهم. وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف له آثار سلبية على سوق الأوراق المالية المحلية للدول التي تمتاز بهيمنة الصادرات، وآثار إيجابية على سوق الأوراق المالية المحلية للدول التي تمتاز بارتفاع الواردات، وبالتالي تغير سعر الصرف ينتج عنه آثار عكسية بين المصدرين والمستوردين[31]. كما أن هذا التأثير سيكون متباينا بين الشركات، حيث ينجم عن تخفيض قيمة العملة تأثير إيجابي للشركات ذات التوجهات التصديرية[32]، ومنه زيادة دخل هذه الشركات، مما يدعم المستوى المتوسط لأسعار الأسهم، وينعكس سلبا على الشركات التي تعتمد على سلع مستوردة كمدخلات في عملياتها الإنتاجية الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع تكاليفها الإنتاجية وانخفاض أرباحها وبالتالي انخفاض أسعار أسهمها[33].

2. الدراسات السابقة

العديد من الدراسات المهمة تم انجازها حول تحليل الآثار المختلفة للمتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء أسواق الأوراق المالية بالدول المتقدمة والنامية على حد سواء، ولكن النتائج المتوصل إليها في هذه الدراسات قد اختلفت. حيث أظهرت الدراسة المقدمة **(Keran 1971)** أهمية الأرباح المتوقع توزيعها من طرف الشركات وأسعار الفائدة الجارية في تحديد أسعار الأسهم. وسعر الفائدة بدوره يتحدد بتوقعات التضخم ومعدل النمو الحقيقي ونسبة التغير في العرض النقدي. وزيادة الأرباح المتوقعة تؤدي إلى زيادة أسعار الأسهم، في حين أن زيادة أسعار الفائدة تؤدي إلى انخفاض أسعارها. وانطلاقا من هذا

التحليل فإن التغيرات في المخزون الاسمي للنقود له تأثير مباشر صغير على أسعار الأسهم، لكن التأثير الأكبر هو تأثير غير مباشر من خلال تأثيره على التضخم وتوقعات الأرباح الموزعة.

اختبر (**Nelson 1976**) العلاقة بين العوائد الشهرية للأسهم والتضخم خلال فترة ما بعد الحرب العالمية بين 1953-1974 باستعمال بيانات خاصة بالولايات المتحدة، فوجد علاقة سلبية بين عوائد الأسهم والتضخم المتوقع وغير المتوقع. أظهرت دراسة (**Berkman 1978**) أن زيادة غير متوقعة في عرض النقود تخفض من أسعار الأسهم. كما أظهرت الدراسة التي قدمها كل من (**Schwert&Fama 1979**) أن عوائد الأسهم ترتبط سلبيا بالتضخم المتوقع، وبالتضخم غير المتوقع، وبالتغيرات في التضخم المتوقع، وتم رفض فرضية فيشر التي تشير إلى أن العوائد الحقيقية مستقلة عن التوقعات التضخمية في معظم أسواق الأوراق المالية الرئيسية في العالم.وجد (**Roley&Pearce 1983، 1985**) أن أسعار الأسهم تستجيب سلبيا إلى التغيرات غير المتوقعة في عرض النقود (M1)، ووجد أنها متناسقة مع فرضية كفاءة السوق. حيث أن زيادة غير متوقعة في عرض النقود المعلن تخفض أسعار الأسهم، والعكس بالعكس. وأفادت كل من (**Hardouvelis 1986**) و(**Hafer 1986**)، باستخدام إعلانات عرض النقود لاختبار رد فعل عوائد الأسهم، أن أسعار الأسهم استجابت سلبا للإعلانات غير المتوقعة في عرض النقودM1 بالولايات المتحدة.

استعمل (**Solnik 1987**) بيانات شهرية لثمانية دول صناعية خلال الفترة 1973-1983 لاختبار العلاقة بين العوائد الحقيقية للأسهم وسعر الصرف، وتوصل إلى وجود علاقة سلبية بينهما. بينما أعاد (**Aggarwal&Soenen 1989**) تقييم النموذج الذي استعمله Solnik باستعمال بيانات تخص الفترة 1980-1987 لنفس الدول الصناعية، وأقر بوجود ارتباط ايجابي بين عوائد الأسهم وسعر الصرف لثلاثة دول وارتباط سلبي في خمس دول الأخرى. اختبر (**Asprem 1989**) العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وأسعار الأسهم في الدول الأوروبية. ووجد علاقة موجبة بين الناتج الصناعي، العرض النقدي وأسعار الأسهم، وعلاقة سلبية بين التضخم وسعر الفائدة وأسعار الأسهم.

توصل الاقتصادي (**Gayed 1990**) إلى وجود علاقة عكسية بين أسعار الفائدة على سندات الخزينة الأمريكية ومؤشر الأسهم خلال المدة (1964-1989). استخدم (**Kaul 1990**) بيانات سنوات ما بعد الحرب العالمية لكل من الولايات المتحدة، كندا، ألمانيا، والمملكة المتحدة لتفسير العلاقة بين عوائد الأسهم والتغيرات غير المتوقعة في التضخم، ووجد أن الدول التي لم يحدث تغيير في سياساتها النقدية تتميز بعلاقة سلبية بين أسعار الأسهم والتغيرات في التضخم المتوقع. وجد (**Marshall 1992**) أثر عكسي للتضخم على عوائد الأسهم ناتج عن الدورات الاقتصادية الحقيقية من خلال الدورات النقدية أو التغيرات في المتغيرات النقدية والحقيقية. وتوصل (**Hayworth&Abdullah 1993**) إلى أن عوائد الأسهم مرتبطة ايجابيا بنمو العرض النقدي ومعدل التضخم بينما سعر الفائدة يؤثر سلبا على عوائد الأسهم. اختبر (**Panayotis 1996**) أثر التضخم المتوقع على أسعار الأسهم في الأسواق الناشئة لـ 20 دولة نامية، ووجدوا علاقة سلبية بين التضخم المتوقع وأسعار الأسهم.

دراسة (**Mougoué&Ajayi 1996**) استعمل فيها نموذج تصحيح الخطأ واختبار السببية على البيانات اليومية لثمانية بلدان متقدمة اقتصاديا خلال الفترة 1985-1991. تم التوصل إلى أن الزيادة في

إجمالي أسعار الأسهم المحلية له تأثير سلبي في المدى القصير وتأثير إيجابي في المدى الطويل على قيمة العملة المحلية. من ناحية أخرى، انخفاض قيمة العملة له تأثير سلبي في المدى القصير والمدى الطويل على سوق الأسهم. وفي دراسة (**Murinde&Abdallah 1997**) تم استخدام سببية جرانجر على بيانات بعض الدول الآسيوية خلال الفترة 1994-1985، والنتائج المقدمة تشير إلى أن أسعار الصرف في كل من الهند وكوريا وباكستان تؤثر في أسعار الأسهم، ولكن في الفلبين أسعار الأسهم تقود أسعار الصرف. اختبر (**Thorbecke 1997**) العلاقة بين السياسة النقدية ممثلة بسعر الفائدة وعوائد الأسهم، وأوضح أن السياسة النقدية التوسعية تزيد من عوائد الأسهم. وأكد (**Booth&Booth1997**) هذه النتائج باستخدام سعر الفائدة الفدرالي ومعدل الخصم، فوجد أن للسياسة النقدية تأثير واسع في التنبؤ بعوائد محفظة الأسهم، وأن إتباع سياسة نقدية تقييدية يخفض من عوائدها الشهرية.

فحص (**Maysami-Koh 2000**) الآثار المترتبة لكل من سعر الفائدة وسعر الصرف على عوائد الأسهم، وأظهرت نتائج الدراسة أن سعر الصرف وسعر الفائدة هي من المحددات الرئيسية لأسعار الأسهم. أوضح (**Sellin 2001**) أن العرض النقدي يؤثر في أسعار الأوراق المالية فقط إذا كان التغير في عرض النقود يغير من التوقعات حول السياسة النقدية المستقبلية، وأوضح أن الصدمات الايجابية لعرض النقود سوف تقود الأفراد إلى توقع تشدد في السياسة النقدية في المستقبل يتبعه ارتفاع معدلات الفائدة الجارية على السندات. وبارتفاع معدلات الفائدة سوف يرتفع معدل الخصم، مما يؤدي إلى انخفاض القيمة الحالية للعوائد المستقبلية وبالتالي انخفاض أسعار الأوراق المالية. كما أوضح أيضا أن النشاط الاقتصادي ينخفض كنتيجة لزيادة معدلات الفائدة التي تؤدي إلى انخفاض أسعار الأوراق المالية. ومن جهة أخرى يرى أنصار نظرية النشاط الحقيقي، أن الصدمات الإيجابية لعرض النقود تؤدي إلى زيادة أسعار الأسهم. حيث أن تغيرات عرض النقود توفر معلومات عن الطلب على النقود الذي سببه توقعات الناتج المستقبلي. فإذا ارتفع عرض النقود فهذا معناه أن الطلب على النقود سوف يرتفع، وهذا في الواقع إشارة إلى زيادة في النشاط الاقتصادي. وزيادة النشاط الاقتصادي تتضمن زيادة في التدفقات النقدية المستقبلية التي تؤدي إلى زيادة أسعار الأسهم. وجد (**Choudhry 2001**) علاقة ايجابية بين عوائد الأسهم والتضخم في أربع دول تمتاز بارتفاع التضخم. ووجد (**Tanggaard 2002**) علاقة ايجابية معتدلة بين العوائد المتوقعة لأسهم والتضخم المتوقع في الولايات المتحدة وعلاقة ايجابية قوية في الدنمارك. بينما أشار (**Sharfe 2002**) إلى أن زيادة التضخم المتوقع تخفض من قيمة الأسهم في الولايات المتحدة.

قام (**Kenneth Kuttner&Ben Bernanke 2005**) بتحليل العناصر المتوقعة وغير المتوقعة للسياسة النقدية من خلال البحث في أثر تغيرات سعر الفائدة الفدرالي The Federal Funds Rate على أسعار الأسهم، حيث أوضحو أن التشدد في عرض النقود يؤدي إلى ارتفاع معدل الفائدة الحقيقي وبالتالي معدل الخصم الذي يؤدي بدوره إلى انخفاض قيمة الأسهم. كما يرفع علاوة المخاطرة التي تعوض المستثمر على استثماره في الأصول ذات المخاطر. فالتشدد في عرض النقود ينتج عنه هبوط تدريجي في النشاط الاقتصادي يخفض من قدرة الشركات على تحقيق الأرباح، مما يحمل المستثمرين خطر أكبر ولهذا يطلبون علاوة مخاطرة أكبر. وعلاوة المخاطرة تجعل الأسهم غير مغرية أين

يرغبون في التخلص منها فتنخفض أسعارها. يرى (**2006 Hildebrand**) أن العلاقة السلبية بين تغيرات أسعار الفائدة وأسعار الأسهم تتوقف على فكرة أن انخفاض أسعار الفائدة تقود إلى انخفاض التكاليف بالنسبة للشركات، وبالتالي أرباح مستقبلية أكبر، وهذا ما يؤدي إلى زيادة أسعار الأسهم. هذا الوضع يحث المستثمرين على تحول نحو سوق الأسهم بدلا من السندات نتيجة لانخفاض معدلات الفائدة السوقية على السندات بسبب ارتفاع أسعار الأسهم.

أظهرت نتائج دراسة (**2006 Kurihara**) أن سعر الصرف وأسعار الأسهم في الولايات المتحدة تُؤثر في أسعار الأسهم اليابانية. وأن سياسة التيسير الكمي التي نفذت في عام 2001 قد أثرت في أسعار الأسهم اليابانية. الدراسة المقدمة من (**2007 Pan**) استخدمت بيانات سبع دول من شرق آسيا خلال الفترة 1988-1998، أثبتت وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه لهونج كونج قبل الأزمة الآسيوية عام 1997، وعلاقة سببية أحادية الاتجاه من أسعار الصرف إلى أسعار الأسهم في اليابان، وماليزيا، وتايلاند، ومن أسعار الأسهم لسعر الصرف بالنسبة لكوريا وسنغافورة. وخلال الأزمات الآسيوية، تم ملاحظة علاقة سببية من أسعار الصرف لأسعار الأسهم لجميع البلدان باستثناء ماليزيا. توصل (**2007 Maskay**) إلى وجود علاقة موجبة بين تغيرات عرض النقود وأسعار الأسهم.

وجد (**2011 Katechos**) أن العوائد الإجمالية لسوق الأوراق المالية ترتبط بأسعار الصرف من خلال الاعتماد على ما إذا كانت العملة مرتفعة العائد (إيجابية) أو منخفضة العائد (سلبية). وتناولت دراسة (**2013 Guglielmo**) طبيعة العلاقة بين الأسعار في سوق الأوراق المالية وأسعار الصرف في ستة اقتصاديات متقدمة باستخدام بيانات أسبوعية خلال الأزمة المصرفية خلال الفترة2007-2010. أشارت نتائج الدراسة إلى وجود آثار غير مباشرة أحادية الاتجاه من عوائد الأسهم إلى التغيرات في أسعار الصرف في الولايات المتحدة والمملكة المتحدة، وفي الاتجاه المعاكس في كندا، وآثار غير مباشرة ثنائية الاتجاه في منطقة اليورو وسويسرا.

3. أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأسهم السعودي

1.3 بيانات ومتغيرات النموذج القياسي

يهتم الجزء التطبيقي من هذه الدراسة، بتقصي أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأسهم السعودي، خلال الفترة 2005-2013. ويتم ذلك من خلال نموذج قياسييضم المؤشر العام لأسعار الأسهم كدالة في المتغيرات الاقتصادية الكلية السالفة الذكر، وتأخذ الدالة الصيغة التالية:

$$\mathrm{PIND} = \mathrm{f}\left(\mathrm{GDP}, \frac{\mathrm{M3}}{\mathrm{GDP}}, \mathrm{INT}, \mathrm{INF}, \mathrm{EXR}\right) \dots\dots\dots\dots (1)$$

حيث أن المتغير التابع لهذه الدراسة هو المؤشر العام لأسعار الأسهم PIND. أما المتغيرات المفسرة فتشمل الناتج المحلي الإجمالي GDP بالأسعار الجارية، نسبة العرض النقديإلى الناتج المحلي الإجمالي $\frac{\mathrm{M3}}{\mathrm{GDP}}$، سعر الفائدة على الودائعالأجنبية خلال ثلاثة أشهرINT، التضخم INF ممثل بالرقم القياسي العام لتكلفة المعيشة، وسعر صرف اليورو مقابل الريال السعودي EXR. بحيث تعتمد هذه الدراسة على سلاسل زمنية تضم بيانات ربع سنوية للفترة 2005-2013 موضحة في الجدول رقم (1).

الجدول (1): البيانات الربع السنوية لمتغيرات النموذج خلال الفترة 2005-2013.

	Gross	Money	Interest	Cost of	Exchange	General

Variable	Domestic Product	Supply	Rate	Living Index	Rate	Share Price Index
Period	Million Riyals		%	(1999 = 100)	Riyal / Euro	(1999 = 1000)
	GDP	**M3**	**INT**	**INF**	**EXR**	**PIND**
2005 :1	279 777	512 338	2,769	99,1	0,2057	10499.26
2005 :2	300 987	530 985	2,769	99,1	0,2046	13455.24
2005 :3	322 051	535 736	2,769	99,6	0,2214	15036.04
2005 :4	327 957	553 675	4,280	100,4	0,2260	16712.64
2006 :1	351 824	585 871	4,707	101	0,2203	17060.34
2006 :2	362 661	599 108	5,162	101,3	0,2098	13145.26
2006 :3	363 122	623 463	5,375	101,9	0,2106	11410.04
2006 :4	333 884	660 583	5,285	103,2	0,2025	7933.29
2007 :1	347 753	677 839	5,356	104,1	0,2002	7666.11
2007 :2	374 122	709 304	5,358	104,3	0,1975	6969.72
2007 :3	393 357	744 134	5,445	106,4	0,1881	7833.42
2007 :4	443 596	789 755	5,029	109,3	0,1815	11038.66
2008 :1	492 351	834 041	3,263	112,9	0,1686	8992.53
2008 :2	557 570	860 697	2,751	115,2	0,1692	9352.30
2008 :3	535 506	888 453	2,907	117,8	0,1864	7458.50
2008 :4	363 812	929 125	2,722	120,1	0,1916	4802.99
2009 :1	352 014	965 601	1,240	120,7	0,2004	4703.75
2009 :2	386 802	1 001 903	0,736	121,3	0,1887	5596.46
2009 :3	422 833	999 925	0,361	122,8	0,1821	6322.04
2009 :4	447 468	1 028 944	0,252	124,7	0,1851	6121.76
2010 :1	479 661	1 010 511	0,250	126,1	0,2023	6801.01
2010 :2	475 144	1 035 582	0,414	127,7	0,1978	6093.76
2010 :3	478 476	1 050 936	0,387	130,2	0,2173	6392.39
2010 :4	542 263	1 080 370	0,300	131,8	0,1954	6620.75
2011 :1	597 037	1 149 654	0,295	132,3	0,2008	6562.85
2011 :2	628 761	1 171 004	0,233	133,7	0,1935	6576.00
2011 :3	629 815	1 175 848	0,251	136,7	0,1877	6112.37
2011 :4	655 038	1 223 563	0,362	138,7	0,1845	6417.73
2012 :1	708 741	1 270 619	0,464	139,5	0,1975	7835.15
2012 :2	678 164	1 286 147	0,386	140,5	0,2061	6709.91
2012 :3	680 124	1 310 056	0,327	141,8	0,1997	6839.83

2012 :4	685 304	1 393 754	0,280	144,1	0,2118	6801.22
2013 :1	691 909	1 427 174	0,291	145,2	0,2062	7125.73
2013 :2	676 884	1 466 360	0,271	146,1	0,2023	7496.57
2013 :3	711 999	1 485 259	0,261	147,1	0,2081	7964.91
2013 :4	713 980	1 545 149	0,241	148	0,2039	8535.60

المصدر: صندوق النقد العربي www.amf.org

مؤسسة النقد العربي السعودي www.sama.gov.sa

مصلحة الإحصاءات العامة والمعلومات www.cdsi.gov.sa

سوق الأسهم السعودي www.tadawul.com.sa

2.3 تقدير النموذج

تستخدم هذه الدراسة نموذج الانحدار المتعدد، واختبار التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ، وذلك وفقا للخطوات التالية:

1.2.3 تقدير معادلة الانحدار المتعدد

تأخذ الصيغة رقم (1) شكل معادلة الانحدار المتعدد التالية:

$$\mathrm{PIND_t} = \beta_{t0} + \beta_{t1}\mathrm{GDP_t} + \beta_{t2}\frac{\mathrm{M3_t}}{\mathrm{GDP_t}} + \beta_{t3}\mathrm{INT_t} + \beta_{t4}\mathrm{INF_t} + \beta_{t5}\mathrm{EXR_t} + \varepsilon_t \ldots (2)$$

بعد تقدير الصيغة رقم (2) بالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى العادية، باستخدام بيانات متغيرات الدراسة من الجدول رقم (1)، تحصلنا على نتائج التقدير في الجدول رقم (2).

الجدول (2) : نتائج تقدير معادلة الانحدار المتعدد.

Dependent Variable: PIND				
Method: Least Squares				
Date: 03/30/14 Time: 22:19				
Sample: 2005Q1 2013Q4				
Included observations: 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19313.32	8712.919	2.216630	0.0344
GDP	0.024722	0.020607	1.199656	0.2397
M3/GDP	-996.6770	3941.142	-0.252890	0.8021
INT	-531.4654	374.1873	-1.420319	0.1658
INF	-354.3488	214.9090	-1.648831	0.1096
EXR	116700.3	26863.37	4.344216	0.0001
R-squared	0.771249	Mean dependent var		8416.559
Adjusted R-squared	0.733124	S.D. dependent var		3151.496
S.E. of regression	1628.065	Akaike info criterion		17.77918
Sum squared resid	79517905	Schwarz criterion		18.04310
Log likelihood	-314.0253	Hannan-Quinn criter.		17.87130
F-statistic	20.22938	Durbin-Watson stat		1.052112
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

يتضح من الخصائص الإحصائية للنموذج، عدم معنوية معظم معلمات النموذج (الناتج المحلي الإجمالي GDP ونسبة M3 إلى GDP، سعر الفائدة، التضخم)، إذ كانت قيمة P-value أكبر من مستويات المعنوية 1%، 5%، و10%. وهذا يعني أنها ليست معنوية وبالتالي لا تصلح لتفسير التغيرات في المؤشر العام لأسعار الأسهم، باستثناء معلمة سعر الصرف، التي كانت معنوية عند مستويات معنوية 1%، 5%، و10%، وكانت إشارتها موجبة، ما يعني وجود علاقة طردية بين التغيرات التي تحدث في سعر الصرف، والتغيرات في المؤشر العام لأسعار الأسهم، أي أن سعر صرف اليورو مقابل الريال السعودي، له تأثير معنوي على مؤشر أسعار الأسهم السعودي. كما أن المتغيرات المستقلة مجتمعة، كان لها تأثير معنوي لأن 0.000 (P(F-statistic)= كانت أقل من مستويات المعنوية 1%، 5%، و10%، وبالتالي فهي تصلح معا لتفسير التغيرات الحاصلة في المتغير التابع. وتشير قيمة معامل التحديد (R-squared) 0.7712، أن المتغيرات المستقلة تفسر 77.12% من التغير الكلي الذي يحدث في المؤشر العام لأسعار الأسهم، ما يدل على أن النموذج المقدر، يتمتع بجودة توفيق جيدة تجعله يتمتع بمقدرة تفسير جيدة. ومقارنة قيمة معامل التحديد مع قيمة دربن – واتسون الإحصائية،التي بلغت 105.21%، تعطينا انطباع أولي بأن نموذج الانحدار المقدر،يمثل انحدار غير زائف Spurious.

2.2.3 اختبار جذر الوحدة Unit Root Test

لقد بينت الدراسات القياسية، أن الكثير من السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة Nonstationary، لاحتوائها على جذر الوحدة. ففي ظل افتراض استقرار السلاسل الزمنية في النماذج القياسية، يمكن الحصول على نتائج إحصائية جيدة، خاصة فيما يتعلق بمعامل التحديد ومعنوية المعلمات، إلا أنه بوجود مشكلة الارتباط الذاتي، تكون هذه النتائج مزيفة (انحدار زائف regressionSpurious). ولاختبار استقرار السلسلة يتم الاعتماد على اختبار جذر الوحدة، والذي يهدف إلى تحديد ما إذا كانت المتغيرات مستقرة (ساكنة) عند مستوياتها الفعلية أو بعد أخذ الفروق الأولى لهذه البيانات. ويعتبر اختبار ديكي – فولر الموسع Augmented Dicky-Fuller ADF أهم هذه الاختبارات، والذي يتم تطبيقه من خلال ثلاثة نماذج، حيث أن النموذج الأول يتم بدون وجود حد ثابت ولا اتجاه زمني، والنموذج الثاني يتميز بوجود حد ثابت، أما النموذج الثالث وهو الأشمل ويضم حد ثابت Intercept واتجاه زمني Time trend. يتم اختبار ADF بالاعتماد على فرضية العدم (H_0)، التي تنص على أن المتغير يتميز بوجود جذر الوحدة (عدم استقرار السلسلة)، في مقابل الفرضية البديلة (H_1)، التي مفادها أن المتغير لا يحتوي على جذر الوحدة (سلسلة مستقرة). يتم رفض فرضية العدم، إذا كانت قيمة ADF المحسوبة أكبر من قيمة ADF الجدولية (بالقيمة المطلقة) عند مستويات معنوية محددة.

الجدول (3) : نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكي- فولر الموسع ADF.

variables	Level			1st difference		
	None	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept
GDP	1.32	-0.70	-3.27	-4.34	-4.72	-4.64
M3/GDP	0.19	-2.90	-3.10	-4.54	-4.51	-4.43
INF	3.13	-0.04	-2.54	-0.76	-3.70	-2.45

EXR		-0.17	-2.25	-2.56	-6.54	-6.44	-6.36
INT		-2.66	-1.85	-3.71	-2.61	-3.20	-3.61
PIND		-0.46	-2.28	-2.67	-2.48	-1.71	-5.95
Resid		-3.41	-3.35	-3.29			
Critical value	1%	*-2.56*	*-3.43*	*-3.96*	*-2.56*	*-3.43*	*-3.96*
	5%	*-1.94*	*-2.86*	*-3.41*	*-1.94*	*-2.86*	*-3.41*
	10%	*-1.62*	*-2.57*	*-3.13*	*-1.62*	*-2.57*	*-3.13*

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

يوضح الجدول رقم (3) نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج محل الدراسة، باستخدام فترات إبطاء lags مختلفة لكل المتغيرات، بناء على معيار معلومات أكايكي Akaike Information Criterion. حيث أن السلاسل الزمنية لكل المتغيرات، كانت غير ساكنة عند مستوياتها الأصلية، لأن جميع القيم المقدرة لـ (t) أقل من القيم الجدولية. مما يعني أنه تم قبول فرضية العدم، التي تنص على عدم سكون المتغيرات عند مستوياتها الفعلية، وبالتالي احتوائها على جذر الوحدة، أي أنها غير متكاملة من الدرجة صفر. وعند احتساب الفروق الأولى للمتغيرات، نجد أنها تصبح معنوية، مما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، التي تنص على استقرار المتغيرات عند الفروق الأولى، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى I~(1) Integred order. وبتطبيق اختبار جذر الوحدة على بواقي النموذجResidual، نجد أنها مستقرة عند مستوياتها الأصلية عند مستويات معنوية 1%، 5%، و10%، وهذا تأكيد على أن نموذج الانحدار المقدر سابقا صحيح وغير زائف. وبما أن المتغيرات محل الدراسة هي متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، فإن ذلك يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل، وهذا يعني أن نموذج الانحدار المقدر هو نموذج لتفسير العلاقة بين المتغيرات السابقة على المدى الطويل.

3.2.3 اختبار التكامل المشترك Cointegration test

التكامل المشترك هو تصاحب Association بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في الأخرى، بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن، وهذا يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حدة، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة. ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات، تفيد في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة. فالتكامل المشترك هو التعبير الإحصائي لعلاقة التوازن طويلة الأجل، فإذا كان هناك مجموعة من المتغيرات تتصف بخاصية التكامل المشترك، فإن العلاقة بينها تكون متجهة لوضع التوازن في الأجل الطويل، بالرغم من إمكانية وجود انحرافات عن هذا الاتجاه في الأجل القصير، وبالتالي لا يكون الانحدار المقدر للعلاقة بينها زائفا. ومن أشهر طرق اختبار التكامل المشترك طريقة جوهانسن للتكامل المشترك Johansen Cointegration test.

يحتاج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك، إلى تحديد العدد الأمثل لفترات التباطؤ، التي تحقق أفضل تقدير لنموذج تصحيح الخطأ، والتي يتم تحديديها بالاعتماد على عدة معايير المعلومات منها: أكايكي Akaike information criterion (AIC) وشوارتز Schwarz information criterion(SC) وهانان – كيونن (Hannan–Quinn information criterionHQ)، أين تحدد فترة الإبطاء المثلى على أساس أقل قيمة بالنسبة لكل اختبار، ثم نختار الفجوة المثلى التي اعتمدها أكبر عدد

ممكن من الاختبارات السابقة. ويظهر الجدول رقم (4) نتائج هذه الاختبارات، إذ نجد أن فترة التباطؤ المثلى هي فترتين، أي أن اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ سيتضمن فترتين كتباطؤ.

الجدول (4) : نتائج اختبار تحديد فترة التباطؤ المثلى.

Lag	AIC	SC	HQ
0	45.08606	45.35541	45.17791
1	34.32336	36.20887*	34.96637
2	33.62046*	37.12211	34.81463*

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

بالنظر إلى نتائج اختبار جذر الوحدة، وبعد التعرف على درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، التي تبينت أنها متكاملة من الدرجة الأولى، ننتقل إلى الخطوة التالية: وهي تقدير واختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، باستخدام أسلوب جوهانسن الذي سوف يتضمن كل المتغيرات محل الدراسة،لإحتوائها على نفس جذر الوحدة. ويتمثل في تحديد عدد معادلات التكامل المشترك، بالاعتماد على مدخل المعلومات الكاملة للاحتمال الأعظم Full Information Maximum Likelihoodوذلك من خلال اختبار الأثر Trace testواختبار القيم المميزة العظمى Maximum eigenvalues test:

- **اختبار الأثر** (λ_{Trace}): يختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المشترك r أقل أو يساوي العدد k أي ($H_0: r \leq k$)، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أن عدد متجهات التكامل المشترك r يساوي العدد k أي ($H_1: r=k$)،حيث ($k=0,1,2,\ldots$).
- **اختبار القيم المميزة العظمى** (λ_{Max}): يختبر فرضية العدم أي أن عدد متجهات التكامل المشترك r يساوي العدد k($H_0: r=k$)، مقابل الفرضية البديلة أي أن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي k+1. ($H_1: r=k+1$)، حيث ($k=0,1,2,3,4,\ldots$).

الجدول (5) : نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن (اختباري الأثر والقيم المميزة العظمى).

Date: 03/30/14 Time: 23:02							
Sample (adjusted): 2005Q4 2013Q4							
Included observations: 33 after adjustments							
Trend assumption: Linear deterministic trend							
Series: PIND GDP M3/GDP INT INF EXR							
Lags interval (in first differences): 1 to 2							
Unrestricted Cointegration Rank Test		Trace			Maximum Eigenvalue		
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.902075	185.8208	95.75366	0.0000	76.67738	40.07757	0.0000
At most 1 *	0.784971	109.1434	69.81889	0.0000	50.72043	33.87687	0.0002
At most 2 *	0.601749	58.42300	47.85613	0.0038	30.38221	27.58434	0.0213
At most 3	0.457225	28.04079	29.79707	0.0786	20.16501	21.13162	0.0678
At most 4	0.185637	7.875780	15.49471	0.4788	6.776501	14.26460	0.5159
At most 5	0.032763	1.099279	3.841466	0.2944	1.099279	3.841466	0.2944

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

يوضح الجدول رقم (5) نتائج إجراء اختباري الأثر والقيم المميزة العظمى، باستخدام طريقة جوهانسن للتكامل المشترك. حيث تم رفض فرضية عدم وجود معادلة تكامل المشترك عند مستوى معنوية 1% و5%، لأن إحصائية الاختبارين كانت أكبر من القيم الحرجة، ونفس الشيء بالنسبة لفرضية وجود معادلة تكامل مشترك واحد ومعادلتين. وتم قبول فرضية وجود ثلاثة معادلات للتكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة أي أن (r=3). وهذا يعني أن المؤشر العام لأسعار الأسهم، متكامل تكامل مشترك مع المتغيرات المستقلة الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي والتضخم المعبر عنه بالرقم القياسي العام لتكلفة المعيشة وسعر الفائدة وسعر الصرف. وهذا يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات، وأنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل، بحيث تظهر سلوكا متشابها، وهو ما يتفق مع النتائج المتوصل إليها في تحليل الانحدار المتعدد، بعد تطبيق اختبار جذر الوحدة على البواقي وثبت أنها مستقرة.

4.2.3 نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)

يستخدم هذا النموذج للتأكد من شكل العلاقة التوازنية (القصيرة والطويلة الأجل) بين المتغيرات الاقتصادية، التي تكون مستقرة من الدرجة الأولى، من خلال تحديد اتجاه العلاقة السببية، وتقدير سرعة الوصول إلى التوازن طويل الأجل، اعتبارا من أية اختلالات في الأجل القصير بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج. ويتطلب تصميم النموذج إضافة مقدار الخطأ في التوازن إلى معادلة النموذج، وهو حد تصحيح الخطأ Error Correction Term بناء على اختبار جوهانسن (يشترط وجود تكامل مشترك وفقا لطريقة جوهانسن)، وذلك لتجنب خطأ توصيف النموذج.حيث أن القيم المتباطئة للتغير في المتغيرات المستقلة، تمثل أثر العلاقة السببية في الأجل القصير، بينما يشير حد تصحيح الخطأ الذي يتوقع أن تكون إشارته سالبة، إلى سرعة تكييف الاختلالات أو سرعة التعديل Speed of adjustment من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، أي يشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع، نتيجة انحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير، عن القيمة التوازنية في الأجل الطويل بوحدة واحدة وبالتالي أثر العلاقة السببية في الأجل الطويل.

الجدول (6) : نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ.

Dependent Variable: D(PIND)
Method: Least Squares
Date: 03/30/14 Time: 23:11
Sample (adjusted): 2005Q4 2013Q4
Included observations: 33 after adjustments

D(PIND) = C(1)*(PIND(-1) + 3022.35382582*INT(-1) + 636.913635724 *INF(-1) - 1482046.39451 * EXR(-1) + 201217.818259) + C(2)*(GDP(-1) - 51390.0676255 *INT(-1) - 14797.0059859 * INF(-1) + 6390429.69251* EXR(-1) + 154260.933404) + C(3)*(M3(-1)/GDP(-1) + 0.180693568799 *INT(-1) + 0.0200052131022*INF(-1) -24.1979306542 *EXR(-1) - 0.00758153502545) + C(4) *D(PIND(-1)) + C(5)* D(PIND(-2)) + C(6)*D(GDP(-1)) + C(7)*D(GDP(-2)) + C(8)*D(M3(-1)/GDP(-1)) + C(9)*D(M3(-2)/GDP(-2)) + C(10)*D(INT(-1)) + C(11) *D(INT(-2)) + C(12)*D(INF(-1)) + C(13) *D(INF(-2)) + C(14)*D(EXR(-1)) + C(15)*D(EXR(-2)) + C(16)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.062626	0.037810	-1.656345	0.1160
C(2)	-0.126401	0.035714	-3.539265	0.0025
C(3)	-23405.17	7259.099	-3.224253	0.0050
C(4)	0.135682	0.218831	0.620031	0.5435
C(5)	0.733551	0.231027	3.175179	0.0055
C(6)	0.064545	0.025023	2.579410	0.0195
C(7)	-0.004673	0.019629	-0.238057	0.8147
C(8)	14570.48	5129.413	2.840574	0.0113
C(9)	2863.826	4368.358	0.655584	0.5209
C(10)	-753.4629	827.7223	-0.910285	0.3754
C(11)	-2670.471	713.9844	-3.740238	0.0016
C(12)	-993.0610	502.8727	-1.974776	0.0648
C(13)	-1468.136	476.9546	-3.078147	0.0068
C(14)	89291.33	40769.11	2.190171	0.0427
C(15)	19678.11	31879.25	0.617270	0.5452
C(16)	2242.078	976.0689	2.297049	0.0346
R-squared	0.654114	Mean dependent var		-196.9830
Adjusted R-squared	0.348921	S.D. dependent var		1430.447
S.E. of regression	1154.220	Akaike info criterion		17.24664
Sum squared resid	22647807	Schwarz criterion		17.97222
Log likelihood	-268.5696	Hannan-Quinn criter.		17.49078
F-statistic	2.143277	Durbin-Watson stat		2.296190
Prob(F-statistic)	0.066449			

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

يبين الجدول رقم (6) نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ. حيث نلاحظ أن إشارة معلمات حدود تصحيح الخطأ C(1)، C(2)، C(3) سالبة، وكانت C(2) وC(3) معنوية عند مستوى 1% و5%، مما يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين مؤشر أسعار الأسهم والمتغيرات المستقلة. أي أنه توجد علاقة سببية طويلة الأجل من المتغيرات المستقلة (الناتج المحلي الإجمالي GDP، العرض النقدي M3، سعر الفائدة على الودائع INT، التضخم INF، وسعر الصرف اليورو مقابل الريال السعودي EXR) والمتغير التابع PIND مؤشر أسعار الأسهم. وبالتالي المتغيرات المستقلة لها تأثير جوهري على المدى الطويل على المتغير التابع.

أما عن العلاقة السببية في الأجل القصير، نعتمد على اختبار والد Wald Test لاختبار معنوية معاملات المتغيرات المستقلة، أي هل توجد علاقة سببية قصيرة الأجل بين كل متغير مستقل على حده

والمتغير التابع؟. حيث تم التأكد من معنوية كل المعلمات قصيرة الأجل للنموذج، وبالتالي تأثير المتغيرات المستقلة تأثير جوهري على مؤشر أسعار الأسهم في المدى القصير، أي أنه توجد علاقة سببية قصيرة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع المتمثل في المؤشر العام لأسعار الأسهم PIND.

نلاحظ من الخصائص الإحصائية للنموذج معنوية أغلب معلماته (10 معلمات مقابل 6 معلمات غير معنوية)، إذ كانت قيمة P-value أقل من مستويات المعنوية 1%، 5%، و10%، وبالتالي تصلح لتفسير التغيرات التي تحدث في المؤشر العام لأسعار الأسهم. كما أن المتغيرات المستقلة مجتمعة كان لها تأثير معنوي، لأن 0.0664 (F-statistic)P= كانت أقل من مستوى المعنوية 10%، وبالتالي فهي تصلح معا لتفسير التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، وهذه إشارات جيدة على صحة النموذج الناتج. وتشير قيمة معامل التحديد (R-squared) 0.6541 أن المتغيرات المستقلة تفسر معا 65.41% من التغيرات الكلية التي تحدث في المؤشر العام لأسعار الأسهم، وهذا ما يدل على أن النموذج المقدر يتمتع بجودة توفيق جيدة، تجعله يتمتع بمقدرة تفسير جيدة. كما أن مقارنة قيمة معامل التحديد مع قيمة دربن – واتسون الإحصائية التي بلغت 229.61% أي أقل منها، تؤكد بأن نموذج تصحيح الخطأ المقدر هو عبارة عن نموذج غير زائف.

5.2.3 اختبارات صحة النموذج المقدر

لزيادة الثقة في النتائج المتوصل إليها، نقوم باختبارات أخرى للتأكد من صحة النموذج، وتتمثل هذه الاختبارات في اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity، واختبار ما إذا كانت بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي أم لا.

وجود ارتباط تسلسلي، يعني الإخلال بأحد الافتراضات التي تقوم عليها طريقة المربعات الصغرى العادية، والمتمثلة في وجود ارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي –البواقي Residuals– وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل الارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي أو معامل التغاير غير مساوية للصفر، وهي تعني أن خطأ ما حدث في فترة ما ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترات التالية، بطريقة تؤدي لتكرار نفس الخطأ أكثر من مرة، بما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية.يتم الاعتماد على اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للكشف عن وجود مشكلة الارتباط التسلسلي من عدمها. إذ يتمثل فرض العدم في هذا الاختبار في عدم وجود ارتباط تسلسلي، مقابل الفرض البديل والمتمثل في وجود ارتباط تسلسلي، حيث نقبل فرض العدم إذا كانت قيمة P-value أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الجدول (7) : نتائج اختبار LM Test.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.859198	Prob. F(3,14)	0.4850
Obs*R-squared	5.131060	Prob. Chi-Square(3)	0.1624

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

يوضح الجدول رقم (7) نتائج اختبار LM Test، حيث نلاحظ أن قيمة P(Chi-Square) 16.24% أكبر من مستوى معنوية 5%، مما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية العدم، وبالتالي نقبل

فرضية العدم، التي تنص على أن هذا النموذج لا يتميز بوجود ارتباط تسلسلي وهذه إشارة جديدة على صحته.

كما أن وجود ظاهرة عدم ثبات التباين، يخل أيضا بافتراض ثبات التباين Homoscedasticity الذي تقوم عليه طريقة المربعات الصغرى العادية، حيث تجعل من مقدرات النموذج غير كفؤة ومتحيزة في تقديراتها لقيمة معلمات النموذج، واختبارات غير مقنعة ولا يمكن الاعتماد عليها. ونقصد بعدم ثبات التبيان هنا هو تغير تباين الحد العشوائي -البواقي- مع تغير قيم المتغيرات المستقلة.نعتمد على اختبار Breusch-Pagan-Godfrey للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين، حيث نقوم باختبار فرضية العدم، التي تنص على عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين أي ثبات التباين Homoscedasticity، مقابل الفرضية البديلة، وجود مشكلة عدم ثبات التباين أي Heteroscedasticity. نقبل فرضية العدم إذا كانت قيمة قيمة P-value أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الجدول (8) : نتائج اختبار عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test.

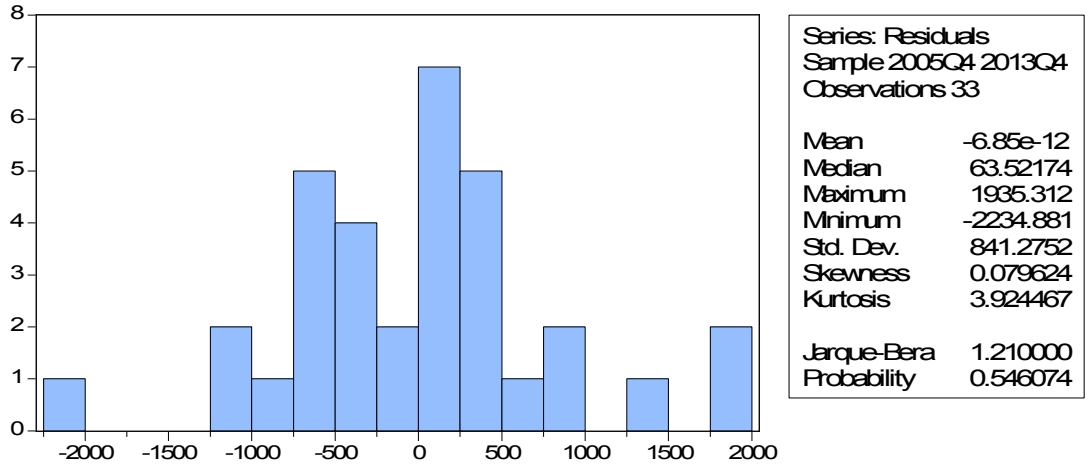
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.007543	Prob. F(18,14)	0.5026
Obs*R-squared	18.62350	Prob. Chi-Square(18)	0.4153
Scaled explained SS	7.226833	Prob. Chi-Square(18)	0.9881

المصدر: مخرجات برنامج EViews 7.

يوضح الجدول رقم (8) نتائج اختبار عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test، حيث نلاحظ أن قيمة P(Chi-Square) 41.53% أكبر من مستوى معنوية 5%، مما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية العدم، وبالتالي نقبل فرضية العدم التي تنص على أن هذا النموذج يتميز بثبات التباين Homoscedasticity، وهذه إشارة جديدة هي الأخرى على صحة النموذج.

واختبار ما إذا كانت بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي أم لا (Normality Test)، يتم انطلاقا من فرضية العدم التي تنص على أن بواقي النموذج موزعة توزيعا طبيعيا، مقابل الفرض البديل بواقي النموذج غير موزعة توزيعا طبيعيا. نقبل فرضية العدم إذاكانت قيمة قيمة P-value أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الشكل (3):نتائج اختبار Normality Test.



المصدر : مخرجات برنامج EViews 7.

يوضح الشكل رقم (3) نتائج اختبار إتباع البواقي للتوزيع الطبيعي، حيث يتضح أن قيمة P(Jarque-Bera) 54.6% أكبر من مستوى معنوية 5% مما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية العدم، وبالتالي نقبل فرضية العدم التي تنص على أن بواقي النموذج موزعة توزيعا طبيعيا، وهذا أمر مرغوب فيه للتأكيد على صحة النموذج.

وبالتالي نلاحظ أن اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity، واختبار ما إذا كانت بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي جاءت ايجابية بشكل يدعم صحة النموذج، وهذا ما يجعلنا نقول أن النموذج صحيح ويمكن قبول نتائجه.

الخاتمة

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل أثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية، من خلال استخدام الأساليب القياسية، وذلك بالاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، الذي يُعد من النماذج القياسية الحديثة لدراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية الكلية. ويقدم هذا النموذج مقدرات تتصف بالكفاءة، حتى في حالة وجود ارتباط بين البواقي. حيث تم اختبار أثر هذه المتغيرات على أداء مؤشر أسعار سوق الأسهم السعوديPIND،والذي يمثل المتغير التابع لهذه الدراسة فيتمثل في أداء المؤشر العام لأسعار الأسهم. وذلك خلال الفترة من الربع الأول 2005 حتى الربع الرابع من 2013. وتمثلت المتغيرات المستقلة في الناتج المحلي الإجمالي GDP بالأسعار الجارية، العرض النقدي M3، سعر الفائدة على الودائع INT، التضخم INF ممثلا بالرقم القياسي العام لتكلفة المعيشة لجميع السكان كمقياس له، وسعر صرف اليورو مقابل الريال السعودي EXR.

قامت الدراسة بإجراء عدة اختبارات (اختبار جذر الوحدة Unit Root Test، اختبار التكامل المشترك Cointegration Test، اختبار السببية على المدى القصير والطويل من خلال نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity، واختبار ما إذا كانت بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي)، للتأكد من صلاحية النموذج المقترح، ومدى مطابقته لشروط تطبيق النماذج القياسية.

أوضحت النتائج في النموذج الخطي العادي، أن المتغيرات المستقلة مجتمعة كان لها تأثير معنوي، وبالتالي فإن مؤشر سوق الأسهم السعودي يستجيب للمتغيرات الاقتصادية الكلية مجتمعة، أما عند دراسة كل متغير على حدة، فقد تبين عدم معنوية كل متغيرات النموذج (باستثناء سعر الصرف)، وبالتالي لا تصلح لتفسير التغيرات في مؤشر أسعار الأسهم.

أثبتت نتائج اختبار التكامل المشترك، أن مؤشر أسعار أسهم السوق المالي السعودي متكامل تكامل مشترك مع المتغيرات المستقلة: الناتج المحلي الإجمالي،العرض النقدي، التضخم، سعر الفائدة، وسعر الصرف. كما تعني هذه النتيجة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، وأنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل، بحيث تظهر سلوكا متشابها، وهو ما يتفق مع النتائج المتحصل عليها في تحليل الانحدار المتعدد، بعد تطبيق اختبار جذر الوحدة على البواقي وثبت أنها مستقرة.

تم التوصل إلى نفس النتائج من خلال نموذج تصحيح الخطأ، حيث كانت إشارة معلمات حدود تصحيح الخطأ سالبة، ومعنوية عند مستوى 1% و5% مما يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين مؤشر أسعار الأسهم والمتغيرات المستقلة. أي أنه توجد علاقة سببية طويلة الأجل من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع مؤشر أسعار الأسهم. وبالتالي المتغيرات المستقلة لها تأثير جوهري في المدى الطويل على المتغير التابع.أما عن العلاقة السببية في الأجل القصير، تم الاعتماد على اختبار والد Wald Test لاختبار معنوية معاملات المتغيرات المستقلة، حيث تم التأكد من معنوية كل المعلمات قصيرة الأجل للنموذج، وبالتالي تأثير المتغيرات المستقلة تأثير جوهري على مؤشر أسعار الأسهم في المدى القصير، أي أنه توجد علاقة سببية قصيرة الأجل من المتغيرات المستقلة المتمثلة إلى المتغير التابع المتمثل في المؤشر العام لأسعار الأسهم PIND.

أثبتت الخصائص الإحصائية للنموذج، معنوية أغلب معلمات النموذج (10 معلمات مقابل 6 معلمات غير معنوية) وبالتالي صلاحيتها لتفسير التغيرات التي تحدث في المؤشر العام لأسعار الأسهم. كما أن المتغيرات المستقلة مجتمعة كان لها تأثير معنوي، وبالتالي فهي تصلح معا لتفسير التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، وهذه إشارات جيدة على صحة النموذج الناتج.

تشير قيمة معامل التحديد (R-squared) 0.6541 أن المتغيرات المستقلة تفسر معا 65.41% من التغيرات الكلية التي تحدث في المؤشر العام لأسعار الأسهم، وهذا ما يدل على أن النموذج المقدر يتمتع بجودة توفيق جيدة، تجعله يتمتع بمقدرة تفسير جيدة. كما أن مقارنة قيمة معامل التحديد مع قيمة دربن – واتسون الإحصائية (Durbin-Watson statistic) التي بلغت 229.61% أي أقل منها، تؤكد بأن نموذج تصحيح الخطأ المقدر هو عبارة عن نموذج غير زائف Spurious.

لزيادة الثقة في النتائج المتوصل إليها، تم القيام باختبارات أخرى للتأكد من صحة النموذج، وتتمثل هذه الاختبارات في اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation، حيث تم الاعتماد على اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test، للكشف عن وجود مشكلة الارتباط التسلسلي من عدمها. وتم التوصل إلى أن النموذج لا يتميز بوجود مشكلة الارتباط التسلسلي، وهذه إشارة على صحة النموذج. واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity، بالاعتماد على اختبار Breusch-Pagan-Godfrey، والذي أوضح أن النموذج يتميز بثبات التباين Homoscedasticity، وهذه إشارة جديدة هي الأخرى على صحة النموذج.

وتم اختبار ما إذا كانت بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي أم لا، إذ تم التوصل إلى أن بواقي النموذج موزعة توزيعا طبيعيا، وهذا أمر مرغوب فيه للتأكيد على صحة النموذج.

نلاحظ أن اختبارات الكشف عن مشكلة الارتباط التسلسلي، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين، واختبار ما إذا كانت بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي جاءت ايجابية بشكل يدعم صحة النموذج، وهذا ما يجعلنا نقول أن النموذج صحيح ويمكن قبول نتائجه. وبالتالي يمكن القول أن المتغيرات الاقتصادية الكلية السابقة الذكر، لها تأثير جوهري على المؤشر العام لأسعار الأسهم بالسوق المالي السعودي. حيث يرتبط المؤشر العام لأسعار الأسهم، بعلاقة ايجابية مع كل من الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي وسعر الصرف، وعلاقة عكسية مع سعر الفائدة والتضخم ممثلا بالرقم القياسي العام لتكلفة المعيشة. وعليه فإن تسعير الأوراق المالية في سوق الأسهم السعودية،يأخذ بعين الاعتبار المعلومات الواردة حول التغيرات التي تحدث في هذه المتغيرات الاقتصادية.

الإحالات والمراجع:

(1)– محمود صالح عطية، **تحليل العوامل الموضوعية المؤثرة في سوق الأوراق المالية مع الإشارة إلى سوق العراق للأوراق المالية**، مجلة جامعة ديالي، العدد 54، العراق، 2012، ص 07.

(2)– محمد مطر وفايز تيم، **إدارة المحافظ الاستثمارية**، الطبعة الأولى، دار وائل للنشر، الأردن: عمان، 2005، ص130.

(3)-Brian J. Jacobsen & Wayne Badorf, **Market Cycles and Business Cycles,** The technical analyst, Issue N° 36, 2010, p: 23.

(4)– منير إبراهيم الهندي، **الأوراق المالية وأسواق رأس المال**، منشأة المعارف، مصر: الإسكندرية، 2002، ص215.

(5)-Charles Mulford & Narayanan Jayaraman, **Seeking Guidance for the Dow? Try GDP**, Georgia Tech Financial Analysis Lab, Atlanta, 2011, p: 4.

(6)– محمود صالح عطية، مرجع سبق ذكره، ص 12.

(7)– طارق عبد العال حماد، **التحليل الفني والأساسي للأوراق المالية**، دار الجامعية، مصر: الإسكندرية، 2006، ص88.

(8)- Michael S Rozeff, **The Money Supply & The stock Market**, Financial Analysts Journal, 1975, p 18.

(9)- Husain Fazal & Mahmood Tariq, **Monetary Expansion and Stock Returns in Pakistan**, The Pakistan Development Review Vol 38, N° 4, Part II, 1999, p 769.

(10)- Richard J Rogalski & Joseph D Vinso, **Stock returns, money supply and the direction of causality**, The Journal of Finance, Vol 32 N° 4, 1977, pp 1017-1030.

(11)– منير إبراهيم الهندي، **الأوراق المالية وأسواق رأس المال**، منشأة المعارف، مصر: الإسكندرية، 2002، ص 291.

(12)- Maged Shawky Sourial, **Monetary Policy and Its Impact On The Stock Market: The Egyptian Case**, Ministry of Economy & Foreign Trade, Cairo, Egypt, p4.

(13)– هالة حلمي السعيد، **دراسة تحليلية لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية**، سلسلة رسائل بنك الكويت الصناعي، 2000، ص 4.

(14)- Maged Shawky Sourial, **Monetary Policy and Its Impact On The Stock Market**,Op Cit, p5

(15)– هالة حلمي السعيد، **دراسة تحليلية لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية**، مرجع سبق ذكره، ص 4.

(16)- Maged Shawky Sourial, **Monetary Policy and Its Impact On The Stock Market**, Op Cit, p5

(17)– هالة حلمي السعيد، **دراسة تحليلية لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية**، مرجع سبق ذكره، ص 4.

(18)- Hardouvelis. Gikas A, **Macroeconomic Information And Stock Prices**, Journal of Economics and Business, Temple University, 1987.P131.

(19)– محمد محمود الداغر، **الأسواق المالية: مؤسسات، أوراق، بورصات**، دار الشروق، الأردن: عمان، 2005،، ص 189.

(20)– هالة حلمي السعيد، **دراسة تحليلية لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية**، 2000، ص6

(21)- L.M.C.S. Menike, **The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Emerging Sri Lankan Stock Market**, Sabaragamuwa University Journal, volume 6, Issue N° 1, 2006, p 51.

(22)-Sara Alatiqi & Shokoofeh Fazel, **Can Money Supply Predict Stock Prices?**, Journal For Economic Educators, Vol 8 N° 2, 2008, p 55

(23)- Maged Shawky Sourial, **Monetary Policy and Its Impact On The Stock Market**, Op Cit p4.

(*) – التضخم غير المتوقع يساوي الفرق بين التضخم الفعلي والتضخم المتوقع.

(24)– منير إبراهيم هندي، **أساسيات الاستثمار في الأوراق المالية**، منشأة المعارف، مصر: الإسكندرية، 1999، ص 166.

(25)- Hardouvelis. Gikas A**, Macroeconomic Information And Stock Prices**, Journal of Economics and Business, Temple University, 1987. P137.

(26)- Eugene Fama, **Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money**, The American Economic Review Vol 71, No 4, 1981, p 545.

(27)-Ki ho Kim, **Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction model**, Review of Financial Economics, working paper N° 12, 2003, p 302.

(28)-Philipp M. Hildebrand, **Monetary Policy and Financial Markets**, Swiss Society for Financial Market Research, Zurich, 2006, p 4.

(*) – عائد الاستثمار في الأسواق الناشئة = العائد على الاستثمار + العائد الناتج عن تغير قيمة العملة المقوم بها الاستثمار

(29)– هالة حلمي السعيد، **دراسة تحليلية لأثر المتغيرات الاقتصادية الكلية على أداء سوق الأوراق المالية**، مرجع سابق ص 7.

(30)- Benjamin M Tabak, **The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil**, Working paper series N° 124, Banco Central Do Brasil, 2006, p4.

(31)- Hwey Yun Yau & Chien Chung Nieh, **Interrelationships Among Stock Prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen Exchange Rate**, Journal of Asian Economics, working paper N°17, 2006, p 536.

(32)- Gaurav A, Aniruddh K S, & Ankita S, **A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility**, International Journal of Business and Management, Vol. 5, No. 12, 2010, pp 62-63.

(33)-Ying Wu, **Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model: The Case of Singapore in the 1990s**, Journal of Economics and Finance, Vol 24 N°3, 2000, p 261.