



الجمهورية العربية السورية
جامعة دمشق
كلية الاقتصاد
قسم المصارف والتأمين
ماجستير الأسواق المالية

أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة

رسالة مقدمة لنيل درجة الماجستير في الأسواق المالية

إعداد الطالبة: فاطمة صالح خليل

بإشراف الدكتور: ياسر المشعل

2015 م



الجمهورية العربية السورية
جامعة دمشق
كلية الاقتصاد
قسم المصارف والتأمين
ماجستير الأسواق المالية

أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة

رسالة مقدمة لنيل درجة الماجستير في الأسواق المالية

إعداد الطالبة: فاطمة صالح خليل

بإشراف الدكتور: ياسر المشعل

2015 م

السادة أعضاء لجنة الحكم على رسالة الماجستير في قسم المصارف والتأمين

(ماجستير الأسواق المالية) - كلية الاقتصاد

والتي تحمل عنوان:

أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة

| التوقيع | الاسم |
|---------|---|
| | د. أكرم الحوراني الأستاذ في قسم المصارف والتأمين-كلية الاقتصاد- جامعة دمشق عضواً |
| | د. رغيد قصوغة المدرس في قسم المصارف والتأمين - كلية الاقتصاد - جامعة دمشق عضواً |
| | د. ياسر المشعل المدرس في قسم المصارف والتأمين - كلية الاقتصاد - جامعة دمشق عضواً مشرفاً |

التصنيف:.....

الموضوع:.....



الجمهورية العربية السورية

جامعة دمشق

كلية الاقتصاد

ماجستير الأسواق المالية

تعهد خطي

أنا الطالبة فاطمة صالح خليل، أقرّ وأتعهد أن هذا البحث والذي يحمل عنوان:

"أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة "

هو من إنجازي ولم يسبق أن نشرته أو نُشر من قبل باحثين آخرين.

دمشق في 2015/ 9 /

الطالبة: فاطمة صالح خليل

التدقيق اللغوي: أ.محمد عمار مرزوق

هاتف محمول: 0968 394 081

البريد الالكتروني: abo.kais91@hotmail.com

التوقيع:

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

﴿قَالُوا سُبْحَانَكَ لَا عِلْمَ لَنَا إِلَّا مَا عَلَّمْتَنَا إِنَّكَ أَنْتَ الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ﴾

البقرة آية 32

شكر وتقدير

بدايةً لأبدّ لي من التوجه بجزيل الشكر وخالص الفضل للدكتور ياسر المشعل لتفضله بالإشراف على هذا البحث حتى إتمامه، كما أتوجه بفائق الاحترام والتقدير لأعضاء اللجنة الكرام الدكاترة الأفاضل (الدكتور أكرم الحوراني والدكتور رغيد قصوعة) لتفضلهم بالاطلاع على هذا العمل وتزويدي بملاحظاتهم وآرائهم القيمة التي أضافت حُسناً ورفعت مستوى البحث العلمي.

لكم مني جزيل الشكر والامتنان

الإهداء

إلى الحُضن الدافئ الذي غمرني عطفاً وحناناً طوال حياتي

أمي

إلى الرجل العظيم الذي ربّاني على حب العلم ومكارم الأخلاق

أبي

إلى الذين وقفوا معي في مسيرتي التعلّيمية وشجّعوني وساندوني

إخوتي، أحبتي

قائمة المحتويات

| رقم الصفحة | الموضوع |
|------------|---|
| 9 | قائمة المحتويات |
| 11 | قائمة الجداول |
| 12 | قائمة الأشكال |
| 15 | ملخص البحث |
| 16 | الإطار العام للدراسة |
| 25 | الفصل الأول |
| 26 | المبحث الأول: كفاءة الأسواق المالية |
| 27 | أولاً: مفهوم الكفاءة |
| 28 | ثانياً: الكفاءة الكاملة والكفاءة التشغيلية |
| 30 | ثالثاً: متطلبات الكفاءة في سوق أوراق المال |
| 31 | رابعاً: الصيغ المختلفة لكفاءة السوق المالي |
| 34 | المبحث الثاني : طرق حساب عوائد الأسهم |
| 35 | 1- العوائد البسيطة (Simple Returns) |
| 35 | 2- عوائد الفترات المتعددة (Multi-period Returns) |
| 36 | 3- حساب عوائد الأسهم في حال وجود توزيعات أرباح (Adjusting for dividends) |
| 36 | 4- حساب عوائد الأسهم في ظل وجود تضخم (Adjusting for inflation) |
| 37 | 5- العوائد السنوية (Annualizing returns) |
| 38 | 6- العائد السنوي المركب المستمر (Continuously Compounded (cc) Returns) |
| 39 | المبحث الثالث: المتغيرات النقدية المؤثرة في عوائد الأسهم |
| 40 | أولاً: التضخم |

| | |
|-----|--|
| 44 | ثانياً: سعر الصرف |
| 45 | ثالثاً: العرض النقدي |
| 48 | رابعاً: سعر الفائدة |
| 50 | الفصل الثاني |
| 51 | المبحث الأول: قناة الارتباط بين معدل التضخم وعوائد الأسهم |
| 53 | 1- فرضية تأثير الضريبة tax effects hypothesis |
| 57 | 2- فرضية فيشر Fisher |
| 59 | 3- نموذج FED |
| 63 | 4- فرضية Fama J proxy |
| 68 | المبحث الثاني: قناة الارتباط بين سعر الصرف وعوائد الأسهم |
| 73 | المبحث الثالث: قناة الارتباط بين العرض النقدي وعوائد الأسهم |
| 82 | المبحث الرابع: قناة الارتباط بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم |
| 90 | الفصل الثالث |
| 91 | المبحث الأول: إجراءات ومنهجية الدراسة |
| 92 | المبحث الثاني: تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة |
| 93 | أولاً: دراسة تطبيقية لبورصة اسطنبول |
| 129 | ثانياً: دراسة تطبيقية للبورصة المصرية |
| 160 | ثالثاً: دراسة تطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية |
| 174 | نتائج اختبار الفرضيات |
| 178 | التوصيات |
| 180 | المراجع باللغة العربية |
| 182 | المراجع باللغة الإنكليزية |
| 186 | مواقع الانترنت |
| 188 | ملخص البحث باللغة الإنكليزية (Abstract) |

قائمة الجداول

| رقم الصفحة | عنوان الجدول | رقم الجدول |
|------------|---|------------|
| 66 | ملخص الفرضيات التي تناولت العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم | (1-1) |
| 109 | تلخيص نتائج شروط العلاقة الخطية لمتغيرات الدراسة في بورصة اسطنبول | (1-3) |
| 118 | ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل | (2-3) |
| 128 | ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى قصير الأجل. | (3-3) |
| 144 | تلخيص نتائج شروط العلاقة الخطية لمتغيرات الدراسة في البورصة المصرية. | (4-3) |
| 151 | ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى طويل الأجل | (5-3) |
| 159 | ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى قصير الأجل. | (6-3) |
| 174 | نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية لبورصة اسطنبول | (7-3) |
| 175 | نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية للبورصة المصرية | (8-3) |
| 176 | نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية | (9-3) |

قائمة الأشكال

| رقم الصفحة | عنوان الشكل | رقم الشكل |
|---------------|---|-----------|
| 30 | حركة الأسعار في حالة الكفاءة الكاملة وحالة الكفاءة الاقتصادية | (1.1) |
| 32 | الصيغ الثلاثة للكفاءة | (2.1) |
| 46 | تشكيلات العرض النقدي | (3.1) |
| 74 | العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم من وجهة نظر الاقتصاديين الكينزيين | (1-2) |
| 75 | العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم من وجهة نظر اقتصاديي النشاط الحقيقي | (2.2) |
| 86 | العلاقة بين عوائد الأسهم وأسعار الفائدة من وجهة نظر الكينزيين | (3.2) |
| 93 | التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة في بورصة اسطنبول | (1-3) |
| 96 | معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة INDEX | (2-3) |
| 97 | معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة INF | (3-3) |
| 98 | معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة EX | (4-3) |
| 99 | معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة M2 | (5-3) |
| 100 | معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة R | (6-3) |
| 101 | معاملات التوزيع الطبيعي لمتغيرات الخاصة ببورصة اسطنبول | (7-3) |
| 102 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INDEX | (8-3) |
| 102 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INF | (9-3) |
| 103 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة EX | (10-3) |
| 103 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة M2 | (11-3) |
| 104 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة R | (12-3) |
| 106 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة INDEX | (13-3) |
| 106 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة INF | (14-3) |
| 107 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة EX | (15-3) |
| 107 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة M2 | (16-3) |
| 108 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة M2 عند الفرق الثاني (2^{nd} difference) | (17-3) |
| 108 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة R | (18-3) |
| 108 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة R عند الفرق الثاني (2^{nd} difference) | (19-3) |

| | | |
|-----|--|--------|
| 110 | التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة الخاصة ببورصة اسطنبول بعد إزالة الاتجاه العام | (20-3) |
| 112 | النموذج الأول تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل | (21-3) |
| 115 | الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الأول (تركيا) | (22-3) |
| 115 | التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الأول (تركيا) | (23-3) |
| 116 | اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج الأول (تركيا) | (24-3) |
| 119 | النموذج الثاني تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى قصير الأجل | (25-3) |
| 122 | الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الثاني (تركيا) | (26-3) |
| 122 | التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الثاني (تركيا) | (27-3) |
| 124 | اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج الثاني (تركيا) | (28-3) |
| 131 | التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة في البورصة المصرية | (29-3) |
| 133 | معاملات التوزيع الطبيعي لمؤشر عوائد الأسهم للبورصة المصرية | (30-3) |
| 134 | معاملات التوزيع الطبيعي لمعدل التضخم في مصر | (31-3) |
| 135 | معاملات التوزيع الطبيعي لسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي. | (32-3) |
| 136 | معاملات التوزيع الطبيعي للعرض النقدي في مصر | (33-3) |
| 137 | معاملات التوزيع الطبيعي لسعر الفائدة قصير الأجل في مصر. | (34-3) |
| 138 | معاملات التوزيع الطبيعي لجميع المتغيرات الخاصة بالبورصة المصرية. | (35-3) |
| 138 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INDEX (مصر). | (36-3) |
| 139 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INF (مصر). | (37-3) |
| 139 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة EX (مصر). | (38-3) |
| 140 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة M2 (مصر). | (39-3) |
| 141 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة R (مصر). | (40-3) |
| 141 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة INDEX (مصر). | (41-3) |
| 142 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة INF (مصر). | (42-3) |
| 142 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة EX (مصر). | (43-3) |
| 143 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة M2 (مصر). | (44-3) |
| 143 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة R (مصر). | (45-3) |
| 145 | التمثيل البياني لمتغيرات محل الدراسة الخاصة بالبورصة المصرية بعد إزالة الاتجاه العام | (46-3) |

| | | |
|-----|--|--------|
| 146 | النموذج الأول تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى الطويل الأجل. | (47-3) |
| 148 | الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الأول (مصر) | (48-3) |
| 148 | التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الأول (مصر). | (49-3) |
| 149 | اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج الأول (مصر). | (50-3) |
| 152 | النموذج الثاني تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى لقصير الأجل. | (51-3) |
| 155 | التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الثاني (مصر). | (52-3) |
| 161 | التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة في سوق دمشق للأوراق المالية | (53-3) |
| 162 | معاملات التوزيع الطبيعي لمؤشر عوائد الأسهم لسوق دمشق للأوراق المالية | (54-3) |
| 163 | معاملات التوزيع الطبيعي لمعدل التضخم في سورية | (55-3) |
| 164 | معاملات التوزيع الطبيعي لسعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي. | (56-3) |
| 165 | معاملات التوزيع الطبيعي لمتغيرات سوق دمشق للأوراق المالية . | (57-3) |
| 166 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INDEX (سورية). | (58-3) |
| 166 | دالة الارتباط الذاتي لسلسلة EX (سورية). | (59-3) |
| 168 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة INDEX (سورية). | (60-3) |
| 168 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة EX (سورية). | (61-3) |
| 169 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة EX عند الفرق الأول (سورية). | (62-3) |
| 169 | نتائج اختبار الاستقرار لسلسلة INF (سورية). | (63-3) |
| 170 | التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة الخاصة في سوق دمشق للأوراق المالية بعد إزالة الاتجاه العام | (64-3) |
| 171 | تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية. | (65-3) |
| 172 | الشكل الفعلي والمقدر لنموذج الخاص بسوق دمشق للأوراق المالية | (66-3) |

ملخص البحث:

هدفت الدراسة إلى إيضاح أثر المتغيرات النقدية في عوائد الأسهم في الأسواق المالية الناشئة (تركيا، مصر، سورية)، وبيان أي المتغيرات أكثر تأثيراً من غيرها في عوائد الأسهم، ولغرض اختبار العلاقة بين هذه المتغيرات، فقد تم أخذ البيانات التاريخية - لكل دولة على حدا- لبعض المتغيرات النقدية الأكثر شيوعاً في التأثير على عوائد الأسهم ضمن سلاسل زمنية شهرية بالنسبة لسورية امتدت 46 شهراً خلال الفترة (2010/1-2013/11) ومصر امتدت 90 شهراً خلال الفترة (2005/1-2012/6)، بينما تركيا امتدت 150 شهراً خلال الفترة (2002/1-2014/6)، تمثلت هذه المتغيرات بمعدل التضخم وسعر الصرف والعرض النقدي إضافة إلى سعر الفائدة قصير الأجل، بينما تم عكس عوائد الأسهم من خلال مؤشر عوائد الأسهم لكل سوق وللفترات ذاتها، ولتحقيق هدف الدراسة قامت الباحثة بتقسيم الدراسة إلى ثلاثة فصول: خصصت الفصل الأول للجوانب النظرية المتعلقة بموضوع كفاءة الأسواق المالية والتعرف على المتغيرات النقدية التي تناولتها الدراسة بالإضافة إلى طرق حساب عوائد الأسهم.

في حين تناول الفصل الثاني من الدراسة قناة الارتباط بين كل متغير من المتغيرات النقدية مع عوائد الأسهم.

أما في الفصل الثالث قامت الباحثة باستعراض منهجية الدراسة والنتائج القياسية التي تم الحصول عليها من النماذج القياسية المقدر، وذلك باستخدام برنامج (e views8) الإحصائي في دراسة العلاقة بين المتغيرات النقدية وعوائد الأسهم في الأسواق الناشئة. وقد توصلت الدراسة للنتائج التالية:

- توجد علاقة عكسية على المدى المتوسط وطويل الأجل بين سعر الصرف وعوائد الأسهم في الأسواق الناشئة.
- وجود علاقة طردية على المدى طويل الأجل بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم في بورصة اسطنبول في حين لم تكن هناك علاقة بين هذين المتغيرين في كل من سوق دمشق للأوراق المالية والبورصة المصرية.
- أشارت النتائج إلى عدم وجود علاقة بين العرض النقدي وعوائد الأسهم في بورصة اسطنبول، في حين أكدت النتائج وجود علاقة طردية بين المتغيرين في البورصة المصرية على المدى الطويل والمتوسط الأجل.
- وجود علاقة عكسية بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم في الأسواق المالية الناشئة.

الإطار العام للدراسة

مقدمة:

تعد أسواق الأوراق المالية أداة فاعلة في تمويل العديد من المشاريع، وتعتبر عصب الحياة الاقتصادية للعديد من الدول المتقدمة والنامية على حد سواء، حيث أصبحت الأصول المالية ذات دور فعال في تنمية الاقتصاد الوطني، مما يتيح للأفراد فرصاً متعددة لاستثمار مدخراتهم، كما يتيح للمنشأة المعنية مصادر تمويل متنوعة (أسهم، سندات، أو غيرها) للحصول على ما تحتاجه من الأموال للتوسع والنمو، كل هذا من شأنه أن يوثر إيجاباً على الاقتصاد القومي وكذلك على مستوى معيشة الأفراد.

ويجمع الكثير من الاقتصاديين على اعتبار الأسواق المالية المرآة التي تعكس الوضع الاقتصادي العام وأن استقرارها يعد مقياساً لمدى نجاح السياسات الاقتصادية عموماً، لاسيما النقدية منها، والتي تنتهجها السلطات النقدية، ومن هنا تبرز أهمية دراسة أسواق الأوراق المالية، وأسواق الأسهم خاصة لمعرفة طبيعة حركة الأسعار وتحديد المتغيرات المؤثرة عليها وصولاً إلى فهم أعمق لآلية عمل هذه الأسواق ومدى تأثيرها وتأثرها بالفروع الأخرى للاقتصاد.

أهمية البحث:

تبرز أهمية هذه الدراسة من خلال عدة نقاط:

- 1- تتبع أهمية هذا البحث في المقام الأول من كونه يهدف إلى تحليل مجموعة من المتغيرات النقدية التي تؤثر في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة، وكذلك تحديد العلاقة بين هذه المتغيرات وأثرها على عوائد الأسهم.
- 2- إن النتائج التي توصل إليها هذا البحث قد تعد أداة مفيدة تخدم المستثمرين وأصحاب الأسهم، كما تساهم في قياس السلطات النقدية لمدى تأثير سياساتها المتبعة في الأسواق المالية الناشئة.
- 3- مساعدة الباحثين والمهتمين بموضوع الدراسة على الإحاطة بأكبر قدرٍ من المعلومات حول طبيعة العلاقة بين المتغيرات النقدية (معدل التضخم، سعر الصرف، العرض النقدي، سعر الفائدة قصير الأجل) وعوائد الأسهم.

أهداف البحث:

يهدف هذا البحث إلى تحقيق ما يلي:

- التعرف على مدى حساسية عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة للمتغيرات النقدية.
- بيان أي المتغيرات النقدية أكثر تأثيراً من غيرها في عوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة.
- كيفية اتخاذ قرارات البيع والشراء اعتماداً على المتغيرات النقدية المؤثرة في طبيعة أسواق الأوراق المالية، فمعرفة المستثمر للمتغيرات المؤثرة ومراقبتها تساعده على اتخاذ القرار الصحيح سواء في البيع أو الشراء.
- بناء نموذج اقتصادي قياسي لتوضيح شدة العلاقة بين المتغيرات النقدية وعوائد الأسهم وتطبيقها في كل من الدول قيد الدراسة (سورية، مصر، تركيا).

مشكلة البحث:

قامت الدراسة بتحديد عدد من المتغيرات النقدية المؤثرة في عوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة في الدول (سورية، مصر، تركيا) وبيان أهمية كل متغير مع تحديد نسبة تأثيره على عوائد الأسهم وعليه تطرح الدراسة التساؤلات التالية:

- 1- هل هناك علاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة؟
- 2- هل هناك علاقة بين سعر الصرف وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة؟
- 3- هل هناك علاقة بين العرض النقدي وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة؟
- 4- هل هناك علاقة بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة؟

فرضيات البحث:

يعرض البحث الفرضيات التالية:

الفرضية الأولى:

H01: لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة عند مستوى دلالة $(\alpha \leq 0.05)$.

الفرضية الثانية:

H01: لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة عند مستوى دلالة $(\alpha \leq 0.05)$.

الفرضية الثالثة:

H01: لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين العرض النقدي وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة عند مستوى دلالة $(\alpha \leq 0.05)$.

الفرضية الرابعة:

H01: لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة عند مستوى دلالة $(\alpha \leq 0.05)$.

منهجية البحث:

تم الاعتماد على المناهج التالية لدى إعداد هذا البحث:

- المنهج الوصفي الذي يعرض المفاهيم والنظريات الاقتصادية التي تتناول العلاقة بين المتغيرات النقدية الأربعة أنفة الذكر وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة.
- المنهج التحليلي الذي يعتمد على الأساليب الإحصائية القياسية من خلال نماذج رياضية لمعرفة درجة الارتباط بين المتغيرات النقدية الأربعة وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة، وذلك بعد استعراض البيانات المتعلقة بكل من المتغيرات المستقلة المتمثلة بـ(معدل التضخم

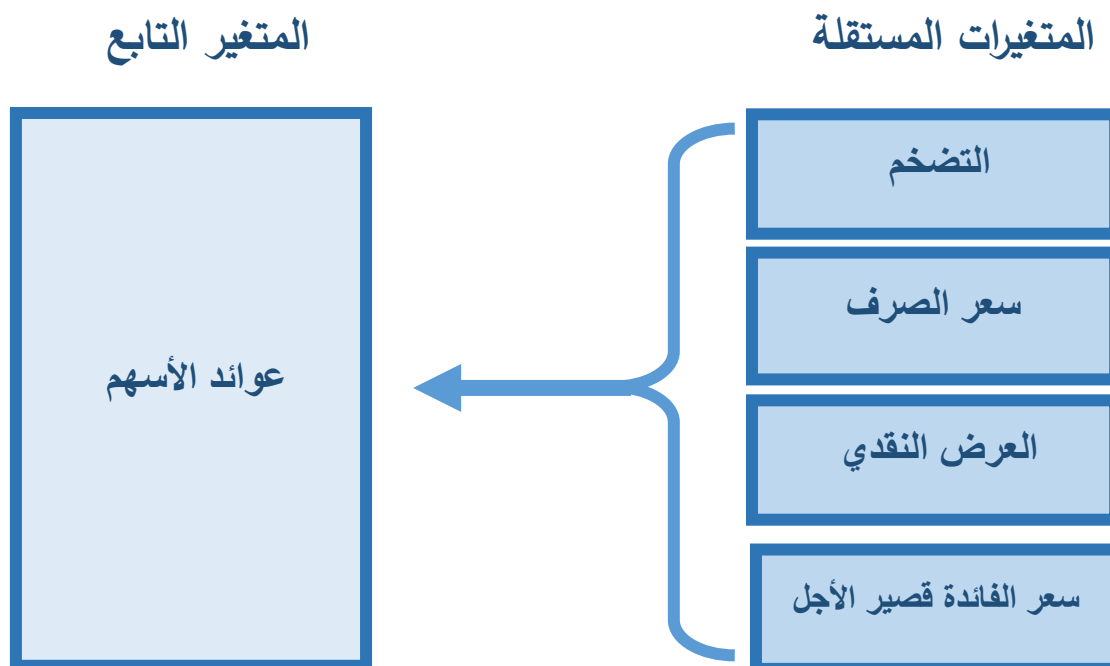
وسعر الصرف والعرض النقدي وسعر الفائدة قصير الأجل) والمتغير التابع المتمثل بعوائد الأسهم، ومن ثم رصد التغيرات الحاصلة وصولاً إلى استقراء النتائج.

حدود البحث:

الحدود المكانية: شمل البحث المقارنة بين ثلاثة أسواق مالية ناشئة لكل من سورية ومصر وتركيا.
الحدود الزمانية: امتدت السلسلة الزمنية لكل دولة على حدا، وسجلت بيانات الدراسة على أساس شهري كما يلي:

- سورية: وتتكون هذه السلسلة من 46 مشاهدة ممتدة من تاريخ 2010/1 وحتى 2013/11.
- مصر: تتكون هذه السلسلة من 90 مشاهدة ممتدة من تاريخ 1/ 2005 وحتى 2012/6.
- تركيا: تتكون هذه السلسلة من 150 مشاهدة ممتدة من تاريخ 2002/1 وحتى 2014/6.

متغيرات البحث:



معوقات البحث:

- تقتصر الدراسة الحالية على التحقق من أثر أربعة متغيرات نقدية (كمتغيرات خارجية) على عوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة، إلا أنه من المحتمل أن يكون هناك بعض العوامل الأخرى المهمة أيضاً، والتي تؤثر على عوائد الأسهم في هذه الأسواق، مثل العوامل الداخلية (الإصدارات الأولية، نسبة توزيع الأرباح، رأس مال الشركة وغيرها).
- وجود قيم متطرفة في السلاسل الزمنية للدول الخاضعة للدراسة نتيجة مرورها بالأزمات المالية والسياسية، ما قد يؤثر سلباً على القيمة العلمية لنتائج الدراسة.
- صعوبة الحصول على البيانات الخاصة لبعض المتغيرات مثل العرض النقدي وسعر الفائدة قصير الأجل، لاسيما في سورية نظراً لتوقف البنك المركزي عن عرض نشراته الربعية مع عام 2011.

الدراسات السابقة:

أ. الدراسات باللغة العربية

- 1- رسالة ماجستير بعنوان "دراسة حول تأثير المتغيرات الاقتصادية على أسعار الأسهم" إعداد شيرين ديب، بإشراف الدكتورة رانيا الزرير، جامعة دمشق، 2012.
- هدفت الدراسة للتعرف على أهم العوامل الاقتصادية المؤثرة على القيم السوقية للأسهم، وبيان أي العوامل أكثر تأثيراً من غيرها على هذه القيم السوقية، واستخدامها للتنبؤ بتلك القيم، وذلك من خلال دراسة جميع الأسهم المدرجة في سوق الأسهم السعودية والتي يبلغ عددها 148 شركة، للفترة ما بين 2002 إلى 2010.
- وقد تبين من خلاصة هذه الدراسة وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين كل من الانكماش، والناتج المحلي الإجمالي، وأسعار الصرف، وأسعار الفائدة، وأسعار النفط، وبين القيم السوقية للأسهم.

2-رسالة ماجستير بعنوان " دور السياسة النقدية في التأثير على أداء سوق الأوراق المالية" دراسة تطبيقية على سوق عمان المالي، إعداد غالية سوار، بإشراف الدكتور علي كنعان، جامعة دمشق، 2014.

عمدت هذه الدراسة إلى تسليط الضوء على أثر السياسة النقدية كأحد السياسات الاقتصادية الكلية، ودورها في التأثير على أداء سوق الأوراق المالية، وذلك بالتطبيق على سوق عمان المالي للأوراق المالية كونها سوقاً مالية ناشئة، ولغرض اختبار هذه العلاقة فقد تم أخذ البيانات التاريخية لبعض متغيرات السياسة النقدية الأكثر شيوعاً في التأثير على أداء السوق المالية ضمن سلسلة زمنية امتدت 14 سنة خلال الفترة (1998-2011). تمثلت هذه المتغيرات بالعرض النقدي بمفهومه الضيق والواسع وسعر الفائدة على الودائع الثابتة وسعر الصرف إضافة إلى معدل التضخم، بينما تم عكس أداء السوق المالية من خلال مؤشرات تمثلت بالرقم القياسي العام لأسعار الأسهم والقيمة السوقية وحجم التداول ومعدل دوران السهم للفترة ذاتها. وقد تبين من خلاصة الدراسة وجود خلل في آلية انتقال آثار السياسة النقدية عبر قناة سعر الفائدة إلى السوق المالية ووجود تأثير متباين لبعض متغيرات السياسة النقدية المعتمدة في مؤشرات الأداء المختارة، بالإضافة إلى ضرورة تفعيل دور السياسة النقدية ومعالجة التشوهات في آلية انتقال آثارها إلى السوق المالية.

ب. الدراسات باللغة الإنكليزية

1-دراسة Önder Büberkökü بعنوان " THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK PRICES AND EXCHANGE RATES: EVIDENCE FROM ,Önder Büberkökü " DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES

كلية إدارة الأعمال والاقتصاد - جامعة كوكو روكو / تركيا 1997.

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في كل من الدول المتقدمة والنامية لكل من اليابان وإنجلترا وسويسرا وأستراليا وسنغافورة وكوريا الجنوبية وتركيا، وذلك من خلال استخدام اختبار التكامل المشترك واختبار السببية (غرانجر)، أشارت النتائج إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف في كل من كندا

وسويسرا، وإلى عدم وجود علاقة سببية في كل من اليابان وألمانيا وإنجلترا وأستراليا، أما بالنسبة لتركيا فكانت العلاقة أحادية الاتجاه من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف ، كما أشارت الدراسة إلى عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين على المدى الطويل في جميع الدول التي شملتها الدراسة باستثناء سنغافورة.

2- دراسة Paul Alagridede, Theodore Panagiotodis, and Xu Zhang بعنوان "

"Causal Relationship between Stock Prices and Exchange rates كلية

إدارة الأعمال-جامعة ستيرلنغ/ لندن عام 2010.

سعت هذه الدراسة إلى التحقيق في طبيعة العلاقة بين سوق الأسهم وسوق الصرف الأجنبي، وذلك في كل من أستراليا، كندا، اليابان، سويسرا وبريطانيا منذ عام 1992 وحتى عام 2005، حيث تم تطوير صيغة للعلاقة التي تربط بين المتغيرين (سعر الصرف وأسعار الأسهم)، غير أنها لم توضح وجود علاقة تربط فيما بينهما على المدى الطويل.

كما بينت الدراسة وجود عدد من الانحرافات لدى اعتماد اختبار (Grange)، فقد بين الاختبار أنه ثمة علاقة غير مباشرة بين معدلات سعر الصرف وأسعار الأسهم في كل من كندا وسويسرا وبريطانيا، في حين كانت العلاقة ضعيفة نوعاً ما في سويسرا فقط، كما تم اعتماد (Hiemstra-Jones) لاختبار إمكانية وجود علاقة غير خطية عرضية (غير مباشرة)، هذا ودلت النتائج على وجود مثل هذه العلاقة في اليابان بينما كانت العلاقة ضعيفة وعكسية فيما بين المتغيرين في سويسرا.

3- دراسة EMRAH OZBAY بعنوان "The Relationship between Stock Returns

and Macroeconomic Factors: Evidence for Turkey" كلية التحليل المالي

وإدارة الموارد المالية-جامعة اكستر/ تركيا عام 2009.

سعت هذه الدراسة إلى معالجة العلاقة السببية بين أسعار الأسهم وعوامل الاقتصاد الكلي مثل أسعار الفائدة والتضخم وأسعار الصرف والعرض النقدي والاقتصاد الحقيقي، باستخدام البيانات الشهرية التي تغطي من الفترة 1998:1 إلى 2008:12 لتركيا، ولغرض التعرف على نوع هذه العلاقة تم استخدام نموذج السببية غرانجر (Granger causality model)، أشارت نتائج الدراسة بأن السببية ثنائية الاتجاه أولاً: اتجاه السببية من سعر الفائدة والتضخم والنتائج المحلي

الإجمالي إلى عوائد الأسهم، ثانياً: اتجاه السببية من عوائد الأسهم باتجاه العرض النقدي وسعر الصرف وسعر الفائدة والتضخم والمعاملات الخارجية (Foreign transactions)، أما بالنسبة لمؤشر الإنتاج الصناعي لا يسبب التغيرات الحاصلة في حركة سعر السهم. واستنتجت الدراسة من تحليل النتائج أن أسعار الفائدة (CPI, PPI) هي المحددات السلبية لأسعار الأسهم، في حين أن المعاملات الخارجية تعد من المحددات الإيجابية لأسعار الأسهم في تركيا، وأخيراً فإن الأدلة المتعلقة بالتنبؤ بعوامل الاقتصاد الكلي من خلال استخدام عوائد الأسهم تعد أقوى نوعاً ما من الأدلة التي تربط التنبؤ بعوائد الأسهم من خلال استخدام متغيرات الاقتصاد الكلي.

4-دراسة Chikaodi Emmanuel بعنوان "The Impact of Monetary Policy on

Stock Returns in Developing Markets: A comparative investigation

of Nigerian and Ghanaian stock market" of كلية إدارة الأعمال - جامعة لامبرت/

الولايات المتحدة الأمريكية عام 2011.

هدفت هذه الدراسة إلى توضيح مدى تأثير التغيرات في السياسة النقدية على عوائد الأسهم في سوق الأوراق المالية في كل من نيجيريا وغانا، ويستند هذا البحث على دراسة مقارنة لأسواق الأسهم في كل من نيجيريا وغانا لتوضح أهداف السياسة النقدية وكيفية تأثير سعر الفائدة والعرض النقدي m2 على عوائد الأسهم في هذين السوقين، وذلك باستخدام معادلة الانحدار البسيط بالاعتماد على بيانات سنوية تمتد لـ 20 سنة (1990-2009).

وأوضحت نتائج الدراسة أن للسياسة النقدية تأثير أقوى على عوائد الأسهم في اقتصاد نيجيريا مقارنة بالسوق الغاني، وبالتالي فإن سوق الأوراق المالية في نيجيريا أكثر حساسية لتغيرات السياسة النقدية، ويمكن للمستثمرين في هذه السوق مراقبة تغيرات السياسة النقدية لتوقع التغيرات في سوق الأوراق المالية.

5-دراسة Natalia Chetveryk بعنوان “Monetary Policy Transmission to stock Markets: Heterogeneous Reaction of Stock Prices to

”Tightening” كلية إدارة الأعمال- جامعة لامبرت/ الولايات المتحدة الأمريكية عام 2012.

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل رد فعل الأسهم المدرجة في سوق الأوراق المالية في الولايات المتحدة لتغيرات السياسة النقدية للتغيرات في الاحتياطي الفيدرالي، والتركيز على تعريف صدمات السياسة النقدية، وتأثر تقييم عوائد الأسهم لتغيرات السياسة النقدية. توصلت الدراسة إلى أن أسواق الأسهم تستجيب لتغيرات السياسة النقدية بطريقة غير متجانسة، ويكون رد فعل المستثمرين أقوى للتغيرات غير المتوقعة والمفاجئة في السياسة النقدية، وأكدت النتائج أن الأسهم الفردية ذات التدفقات النقدية المنخفضة أكثر تأثراً للتغيرات غير المتوقعة في السياسة النقدية.

ت. ما يميز هذه الدراسة عن الدراسات السابقة:

ما يميز هذه الدراسة عن سابقتها، هو التركيز على تحليل أثر المتغيرات النقدية (التضخم، سعر الصرف، العرض النقدي $m2$ ، سعر الفائدة قصير الأجل) في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة (تركيا، مصر، سورية) على المدى الطويل والمتوسط ، وبيان نوع العلاقة وشدتها بين المتغير التابع والمستقل في هذه الدول. ومقارنة النتائج بين دول الدراسة لتوضح أي من المتغيرات النقدية أكثر تأثيراً من غيرها على كل سوق على حدا، إضافة إلى اختلاف الفترة الزمنية وحدثتها بالنسبة إلى الدراسات السابقة.

الفصل الأول

المبحث الأول: كفاءة الأسواق المالية

- 1- مفهوم الكفاءة.
- 2- الكفاءة الكاملة والكفاءة التشغيلية.
- 3- متطلبات الكفاءة في سوق أوراق المال.
- 4- الصيغ المختلفة لكفاءة السوق المالي.

المبحث الثاني: طرق حساب عوائد الأسهم

- 1- العوائد البسيطة (Simple Returns)
- 2- عوائد الفترات المتعددة (Multi-period Returns)
- 3- حساب عوائد الأسهم في حال وجود توزيعات أرباح (Adjusting for dividends)
- 4- حساب عوائد الأسهم في ظل وجود التضخم (Adjusting for inflation)
- 5- العوائد السنوية (Annualizing returns)
- 6- العائد السنوي المركب المستمر (Continuously Compounded (cc) Returns)

المبحث الثالث: المتغيرات النقدية المؤثرة على عوائد الأسهم

- 1- العرض النقدي
- 2- التضخم
- 3- سعر الصرف
- 4- سعر الفائدة

المبحث الأول: كفاءة الأسواق المالية

تُبنى قرارات البيع والشراء في البورصة على أساس التوقعات من جهة، واحتمال تحققها من جهة أخرى، كما تُبنى توقعات المستثمرين على المعلومات المتدفقة من أسواق الأوراق المالية، فهي البناء التحتي لها، والأساس الذي يبتعد بها عن عمليات التوقع والتنجيم ويقتررب بها من العقلانية، وأهم المعلومات التي يحتاجها المستثمر في سوق الأوراق المالية يمكن تلخيصها في النقاط التالية:

- 1- أسعار وعوائد أوراق الدين.
- 2- أسعار الأسهم وعوائدها المتحققة من خلال التوزيعات.
- 3- معلومات مصدرَي الأوراق المالية.
- 4- البيانات الاقتصادية الكلية والوضع المالي بشكل عام.
- 5- بيانات عن الحسابات القومية (النتاج المحلي، عرض النقود، الاستخدام، التضخم.... إلخ)¹.

وقد حظت فكرة مدى جدوى المعلومات المتدفقة إلى السوق الرأسمالي في صنع القرارات الاستثمارية بكثير من الدراسة والاهتمام، ووضع المختصون لها صياغة نظرية من خلال فرضيات كفاءة السوق (Efficient Market Hypothesis)، حيث تتناول فرضية السوق الكفاء رد فعل أسعار السوق اتجاه المعلومات المالية وغيرها، وتستمد هذه الفرضية أصولها من فرضية السلوك العشوائي التي تنص على أنه في نقطة زمنية معينة يكون حجم واتجاه التغير السعري التالي عشوائياً بالنسبة لما هو معلوم في تلك النقطة الزمنية².

ووفقاً لهذا المصطلح (كفاءة) يفترض أن أسعار الأوراق المالية تتغير ارتفاعاً وانخفاضاً مستجيبة لكل المعلومات التي ترد إلى مجموع المتعاملين في السوق، على اعتبار أن قاعدة المعلومات والبيانات التي توفرها السوق لمجموع المتعاملين من شأنها أن تغير في الكثير من الأوقات نظرة هؤلاء إلى الجهة أو الشركة المصدرة للورقة المالية، بحيث تعكس حركة الأسعار، والتي يفترض فيها أن تكون عشوائية "ارتفاعاً"، إذا تعلّق الأمر بمعلومات جيدة عن الشركات المدرجة، "وانخفاضاً" إذا تعلّق الأمر بمعلومات سيئة ترتبط بها.

¹ الداغر، محمود محمد، الأسواق المالية: مؤسسات-أوراق-بورصات، الطبعة الأولى، دار الشروق، عمان، 2005، ص 275-276.

² حماد، طارق عبد العال، بورصة الأوراق المالية، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2002، ص 281.

يفترض في سوق الأوراق المالية القائمة على مبدأ المنافسة توفير المعلومات والبيانات لمجموع المتعاملين فيها بشكل عادل وفي وقت واحد، بما لا يوفر لأي طرف إمكانية الاستفادة من سبق في الحصول على المعلومات قبل غيره من المتعاملين وتحقيقه أرباحاً على حسابهم.

1- مفهوم الكفاءة:

يعتبر Fama أول من أدخل مفهوم كفاءة السوق في الأدبيات عام 1965م، حيث وصف السوق الكفاء بأنه ذلك السوق الذي يشمل أعداد كبيرة من المتعاملين الراشدين اقتصادياً والراغبين في تعظيم أرباحهم، وأن أسعار الأوراق المالية في السوق الكفاء تعكس جميع المعلومات المتاحة المتعلقة بالأحداث الماضية والجارية والمتوقع حدوثها في المستقبل، والسوق الكفاء هو السوق الذي يعكس سعر السهم الذي تصدره شركة ما لكافة المعلومات المتاحة عنها، سواء تمثلت هذه المعلومات في القوائم المالية، أو في المعلومات التي تبثها وسائل الإعلام، أو في السجل التاريخي لسعر الأسهم في الأيام والأسابيع والسنوات الماضية، أو في تحليلات، أو تقارير عن آثار الحالة الاقتصادية العامة على أداء الشركة، أو غير ذلك من المعلومات التي تؤثر على القيمة السوقية للسهم¹.

انطلاقاً من هذا المفهوم يمكننا الادعاء "بأنه في ظل السوق الكفاء تكون القيمة السوقية للسهم هي القيمة العادلة، وتعكس تماماً قيمته الحقيقية التي يتولد عنها عائد يكفي لتعويض المستثمر عما ينطوي عليه الاستثمار في ذلك السهم من المخاطر"².

وقد عرف (Delkaoui) السوق ذات الكفاءة بأنها السوق التي تكون في حالة توازن مستمر، بحيث تكون أسعار الأوراق المالية فيها مساوية تماماً لقيمتها الحقيقية، وتتحرك بطريقة عشوائية دون إمكانية السيطرة عليها³، ويشمل هذا التعريف الأمور التالية:

1- الأسعار تعبر وبشكل واقعي عن المعلومات المتوفرة والمصرحة عن الأوراق المالية.

2- تتوافر المرونة في السوق، بحيث يتعامل مع المعلومات الجديدة بفعالية وحيادية تامة.

¹ عبد العزيز. أمين، الأسواق المالية، دار قباء الحديثة، القاهرة، 2007، ص 239.

² حنفي. عبدا لغفار، الاستثمار في الأوراق المالية، الدار الجامعية، مصر، 2000، ص 200.

³ خريوش. حسني؛ أرشيد، عبد المعطي. الأسواق المالية مفاهيم وتطبيقات، دار زهران، عمان، 1998، ص 156.

مما سبق يمكننا القول بأن سعر الورقة المالية المتداولة في سوق يتصف بالكفاءة يحقق على الدوام قيمتها الحقيقية، ولا يمكن لأي من المتعاملين أن يحقق عائداً غير عادي يفوق ما يحققه غيره،

لأن السعر يعكس باستمرار جميع المعلومات المتاحة لكل المتعاملين وبسرعة كبيرة وفي نفس اللحظة، أي "عدم وجود فاصل زمني بين تحليل نتائج المعلومات الواردة إلى السوق ووصولها إلى نتائج محددة بشأن القيمة الحقيقية للسهم"¹، وبالتالي لن يتاح لأي مستثمر ميزة السبق التي من شأنها أن تتيح له فرصة تحقيق أرباح غير عادية (Abnormal profit) على حساب الآخرين، غير أن هذا لا ينفي في الواقع إمكانية تحقيق المستثمرين أرباحاً على خلاف غيرهم في ظل فرضية كفاءة السوق، لكن تلك الوضعية تتعلق بالصدفة ولم تساهم فيها عوامل أخرى، لذلك يصبح من المنطق الاعتقاد بأن فرصة تحقيق أرباح متميزة مقتصرة على أولئك المستثمرين الذين يتمتعون بمهارات متميزة في مجال الاستثمار وهم بالطبع أقلية².

2- الكفاءة الكاملة والكفاءة الاقتصادية:

1- الكفاءة الكاملة: Perfectly Efficient

يقصد بـ "الكفاءة الكاملة للسوق" عدم وجود فاصل زمني بين تحليل المعلومات الجديدة الواردة إلى السوق وبين الوصول إلى نتائج محددة بشأن سعر السهم، وهو ما يضمن تغيراً فورياً في السعر، بما تحمله تلك المعلومات من أنباء سارة أو غير سارة، أي أنه لا فاصل زمني بين حصول مستثمر آخر على تلك المعلومات، ومن ثم لن يتاح لأي منهم فرصة لا تتاح لغيره³.

¹ الهندي. منير إبراهيم، الأوراق المالية وأسواق رأس المال، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1997، ص 492.

² الهندي. منير إبراهيم، أساسيات الاستثمار في الأوراق المالية، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1999، ص 610.

³ الهندي. منير إبراهيم، الفكر الحديث في مجال الاستثمار، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1996، ص 39.

ومما سبق نرى أنه يشترط في السوق الكاملة توافر مجموعة عوامل يلخصها أحد الباحثين فيما يلي¹:

1- أن تكون المعلومات والبيانات في السوق متاحة بشكل عادل ومتكافئ لمجموع المستثمرين وبتكاليف متدنية وبسرعة فائقة وفي نفس الوقت، حتى تكون التوقعات الاستثمارية لكافة المستثمرين واحدة لتصل إلى التماثل.

2- إن السوق لا تميزها تكلفة المعاملات (Transaction Costs) كالتكاليف العالية المتعلقة بالمعاملات، الأمر الذي يمكن مجموع المستثمرين من إجراء المعاملات مهما كان حجمها ضئيلاً.

3- إن السوق تضم عدداً كبيراً من المستثمرين، فسلوك مستثمر أو مجموعة من المستثمرين لا يمكنه في أي حال أن تؤثر في حالة السوق، بإحداث تغيير كبير على أسعار الأوراق المالية فيها.

4- إن مجموع المستثمرين يتصفون في سلوكهم الاستثماري بالرشد، بمعنى سعيهم الدائم لتحقيق أكبر عائد ممكن من استثمار فوائضهم المالية.

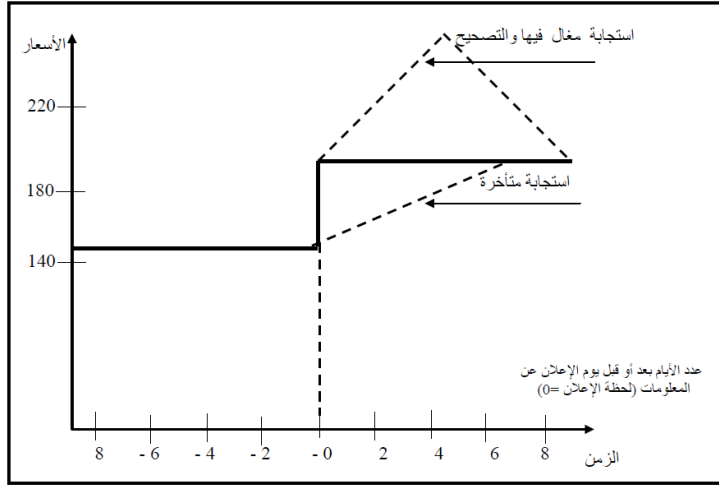
2- الكفاءة الاقتصادية Economically Efficiency:

في ظل الكفاءة الاقتصادية للسوق يتوقع أن يمضي بعض الوقت منذ وصول المعلومات إلى السوق وحتى تنعكس آثار تلك المعلومات على أسعار الأسهم، وهو ما يعني أن القيمة السوقية لسهم ما قد تكون أعلى أو أقل من القيمة الحقيقية لبعض الوقت على الأقل²، ويشير الشكل رقم (1.1) إلى حركة الأسعار في حالة الكفاءة الكاملة حيث لا يوجد فرق زمني بين وصول المعلومات الجديدة وتغير مستوى الأسعار، وحالة الكفاءة الاقتصادية حيث يلي التغير في مستوى الأسعار وصول المعلومات إلى السوق بفترة زمنية.

¹ حنفي. عبد الغفار، الاستثمار في الأوراق المالية، مرجع سبق ذكره، ص 206.

² الهندي، منير إبراهيم، الأوراق المالية وأسواق رأس المال، مرجع سبق ذكره، ص 497.

الشكل رقم (1.1) حركة الأسعار في حالة الكفاءة الكاملة وحالة الكفاءة الاقتصادية



المصدر: (حنفي 2003، ص 174) نقلا عن (Boss & westerfield Jordon, 1999, P 277).

3-متطلبات الكفاءة في سوق أوراق المال:

يرى البعض " أن السوق الكفاء يحقق تخصيصاً كفاءً للموارد الإنتاجية المتاحة بما يضمن توجيه تلك الموارد إلى المجالات الأكثر ربحية"¹، وحتى نصل بسوق الأوراق المالية إلى تحقيق هذا الهدف يشترط فيها نوعين من الكفاءة: كفاءة التسعير وكفاءة التشغيل:

1- كفاءة التسعير Price Efficiency:

وتعرف كفاءة التسعير أو الكفاءة الخارجية (External Efficiency) بأنها سرعة وصول المعلومات الجديدة إلى المتعاملين في السوق جميعهم من دون فاصل زمني كبير، ومن دون أن يتكبدوا في سبيلها تكاليف باهظة، بما يجعل أسعار الأسهم مرآة تعكس المعلومات المتاحة كلها، بذلك يصبح التعامل في السوق لعبة عادلة (Market Fair Game)، فالجميع لديهم الفرصة نفسها لتحقيق الأرباح، إلا أنه يصعب على أحدهم تحقيق أرباح غير عادية على حساب الآخرين².

2- كفاءة التشغيل Operational Efficiency:

ويطلق على كفاءة التشغيل بالكفاءة الداخلية (Internal Efficiency) ويقصد بها قدرة السوق على خلق التوازن بين العرض والطلب، دون أن يتكبد المتعاملون فيه تكلفة عالية للسمرسة، ودون أن يتاح

¹ حنفي. عبد الغفار، الاستثمار في الأوراق المالية، مرجع سبق ذكره، ص 213.

²الهندي. منير إبراهيم، الفكر الحديث في مجال الاستثمار، مرجع سبق ذكره، ص 49.

للتجار والمتخصصين أي صناع السوق فرصة لتحقيق مدى أو هامش ربح فعال فيه، وكما يبدو فإن كفاءة التسعير تعتمد إلى حد كبير على كفاءة التشغيل، فلكي تعكس الورقة المالية المعلومات الواردة ينبغي أن تكون التكاليف التي يتكبدها المستثمرون لإتمام الصفقة عند حدها الأدنى¹.

4-الصيغ المختلفة لكفاءة السوق:

تم تقسيم فرضية السوق الكفاء إلى ثلاثة أشكال، يبنى كل شكل منها على مدى وفرة المعلومات الواردة إلى المستثمرين والكلفة التي تدفع مقابل حصولهم على هذه المعلومات.

1- فرضية الصيغة الضعيفة (The Weak Form Efficiency)

يعرف الشكل الضعيف لكفاءة السوق بنظرية الحركة العشوائية (Random Walk Theory) لأن التغيرات التي تطرأ على سعر السهم في المستقبل لا بد وأن تكون مستقلة تمام الاستقلال عن سعره في الماضي، أو بعبارة أخرى أن التغيرات السعرية المتتالية مستقلة عن بعضها البعض ولا يوجد أي ترابط فيما بينهما²، لذلك لا يمكن لمجموع المتعاملين في السوق أن يحققوا أرباحاً غير عادية من خلال قيامهم بتحليل المعلومات التاريخية، أي أنه من المستبعد جداً على أي من المستثمرين التخمين بما يمكن أن يكون عليه السعر في فترة لاحقة انطلاقاً من أسعار سابقة، ومنه لا يمكن تحقيق سبق على حساب غيره في تحقيق أرباح غير عادية.

2- فرضية الصيغة المتوسطة (The Semi-Form Efficiency)

تقضي هذه الفرضية بأن أسعار الأسهم لا تعكس فقط التغيرات السابقة بل تعكس كافة المعلومات المتاحة للجمهور أو التنبؤات التي تقوم على تلك المعلومات، سواء تمثلت تلك المعلومات فيما ينشر عن الشؤون الدولية أو الظروف الاقتصادية في الدولة أو الظروف الصناعية أو المنشأة بما في ذلك التقارير المالية وغيرها من التقارير والتحليلات التي تتاح للجمهور³. وبالتالي فإن الوقت المتاح لتحليل البيانات والوصول إلى نتائج نهائية قد لا يكون كافياً، فقد ترد إلى السوق معلومات جديدة قد تحدث تغييراً جديداً على سعر السهم.

¹ عبد العزيز. أمين، الأسواق المالية، مرجع سبق ذكره، ص242.

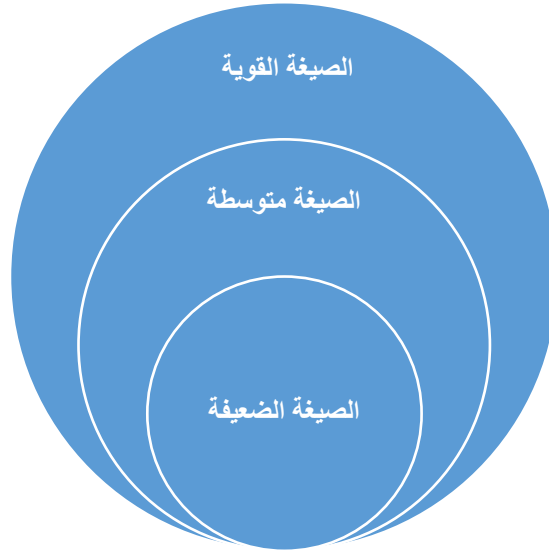
² الهندي. منير إبراهيم، الأوراق المالية وأسواق رأس المال، مرجع سبق ذكره، ص503.

³ الهندي. منير إبراهيم، الأوراق المالية وأسواق رأس المال، مرجع سبق ذكره، ص 506-508-509.

3- فرضية الصيغة القوية (the strong Form Efficiency)

تتضمن الفرضية بأن المعلومات التي يعكسها سعر السهم في السوق هي جميع المعلومات المتاحة للجمهور، إضافة إلى تلك المعلومات التي قد تكون متاحة لفئة معينة منه مثل إدارة المنشأة المصدرة للسهم، وكبار العاملين فيها، وتلك التي يمكن أن يصل إليها المحللون الأساسيون من خلال ما يمتلكونه من أدوات تحليل تدعمها خبرة ومهارة عاليتان¹، وفي ظل هذه الظروف يستحيل على أي مستثمر أن يحقق أرباحاً غير عادية على حساب مستثمرين آخرين حتى لو استعان بخبرة أفضل مستشار استثمار في السوق.

وأخيراً يصور الشكل الرقم (2-1) الصيغ الثلاثة لكفاءة السوق، فالصيغة الضعيفة تعكس مفهوماً ضيقاً للكفاءة، أما الصيغة القوية فتعكس المفهوم الواسع لها، والصيغة المتوسطة تقع بين الاثنين².



شكل (2-1) الصيغ الثلاثة للكفاءة

¹الهندي. منير إبراهيم، الأوراق المالية وأسواق رأس المال، مرجع سبق ذكره، ص 510.

²حنفي. عبد الغفار، البورصات (الأسهم-السندات-صناديق الاستثمار)، المكتب العربي الحديث، الإسكندرية، بدون سنة الطبع، ص 167.

خلاصة:

تعتمد كفاءة السوق على مدى استجابة أسعار الأوراق المالية للمعلومات الداخلة للسوق، وهي قسمين: الكفاءة الكاملة حيث لا يوجد فاصل زمني بين دخول المعلومات الجديدة وتغير مستوى الأسعار، أما الكفاءة الاقتصادية فهي تستوجب القبول بفاصل زمني بين دخول المعلومات الجديدة وتغير مستوى الأسعار، ويصنف الاقتصاديون الكفاءة إلى ثلاثة أشكال قوي ومتوسط القوة وضعيف وتعتبر هذه الأشكال الثلاثة المحدد الأساسي للاستثمار في الأسهم.

مما سبق نجد أن الأسواق التي تتصف بالكفاءة تعكس فيها أسعار الأسهم جميع المعلومات المتاحة بسرعة ودقة وبتكلفة منخفضة، وفي المبحث الثالث من هذا الفصل سنقوم بالتعرف على المتغيرات النقدية والتي تمثل جزءاً من المعلومات المتاحة المؤثرة على قيمة الأسهم.

المبحث الثاني: طرق حساب عوائد الأسهم

- .1 العوائد البسيطة (Simple Returns)
- .2 عوائد الفترات المتعددة (Multi-period Returns)
- .3 حساب عوائد الأسهم في حال وجود توزيعات أرباح (Adjusting for dividends)
- .4 حساب عوائد الأسهم في ظل وجود تضخم (Adjusting for inflation)
- .5 العوائد السنوية (Annualizing returns)
- .6 العائد السنوي المركب المستمر (Continuously Compounded (cc) Returns)

عوائد الأسهم (stock returns)

أولاً: يتكون العائد على استثمار الأسهم العادية من:

- التدفقات النقدية المتوقعة من الأرباح الموزعة
- سعر بيع المتوقع للسهم (أرباح الرأسمالية) الناتجة عن بيع السهم بسعر أعلى من سعر الشراء .

ثانياً: طرق حساب عوائد الأسهم:

1. العوائد البسيطة¹ (Simple Returns):

يتم حساب العوائد البسيطة من خلال المعادلة التالية:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \% \Delta P_t \quad \text{صافي العوائد خلال الشهر } t$$

$$1 + R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad \text{إجمالي العوائد خلال الشهر } t$$

حيث:

- P_t السعر في نهاية الشهر t على الأصول من دون توزيعات الأرباح
- P_{t-1} السعر في نهاية الشهر $t-1$

2. عوائد الفترات المتعددة² (Multi-period Returns):

يتم حساب العوائد البسيطة للاستثمار في الأصول خلال شهرين ($t-2$ و t) من خلال المعادلة التالية:

$$R_t(2) = \frac{P_t - P_{t-2}}{P_{t-2}} = \frac{P_t}{P_{t-2}} - 1$$

ونكتب $\frac{P_t}{P_{t-2}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} \cdot \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$ ويمكن التعبير عن العوائد لمدة شهرين على النحو التالي:

$$R_t(2) = \frac{P_t}{P_{t-2}} - 1 = \frac{P_t}{P_{t-1}} \cdot \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} - 1$$

¹ www.faculty.washington.edu/ezivot/econ424/returncalculationslides.pdf

² <http://nebula.wsimg.com/47e5f9a778bfa2decb1ca761d2f886cc?AccessKeyId=BDF00A40635C72EED62E&disposition=0&alloworigin=1>

$$= (1 + R_t) \cdot (1 + R_{t-1}) - 1$$

حيث:

$$1 + R_t \quad \text{إجمالي عوائد لشهر واحد خلال شهر } t.$$

$$1 + R_{t-1} \quad \text{إجمالي عوائد لشهر واحد خلال شهر } t-1.$$

وبالتالي

$$1 + R_t(2) = (1 + R_t) \cdot (1 + R_{t-1})$$

إجمالي العوائد خلال شهرين = مضاعف إجمالي العوائد خلال شهر واحد

3. حساب عوائد الأسهم في حال وجود توزيعات أرباح (Adjusting for dividends):

إذا كانت الشركة تدفع على الأصل توزيعات أرباح D_t أحيانا ما بين الفترة الواقعة بين الشهر $t-1$ والشهر t ، يصبح حساب مجموع صافي العوائد كالتالي:

$$R_t^{\text{total}} = \frac{P_t + D_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}}$$

حيث أن: $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ تشير إلى الربح الرأسمالي

$\frac{D_t}{P_{t-1}}$ تشير إلى عائد توزيعات الأسهم

يكون مجموع إجمالي العوائد كالتالي:

$$1 + R_t^{\text{total}} = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}$$

4. حساب عوائد الأسهم في ظل وجود تضخم (Adjusting for inflation):

إن العمليات الحسابية للعوائد حتى الآن تعتمد على الأسعار الاسمية والحالية للأصول، والعائد الحقيقي للأصول يأخذ بعين الاعتبار معدل نمو المستوى العام للأسعار، إذا كان السعر الاسمي للأصل ينمو أسرع من المستوى العام للأسعار، وبالتالي العوائد الاسمية ستكون أكبر من معدل التضخم، وسوف يكون العائد الحقيقي إيجابياً، وعلى العكس، فإذا كانت الزيادة في السعر الاسمي للأصل أقل من المستوى العام للأسعار، فإن العوائد الاسمية ستكون أقل من معدل التضخم والعوائد الحقيقية ستكون سلبية.

حساب العائد الحقيقي على الأصول هي عملية من خطوتين:

- نقوم بتخفيض السعر الاسمي للأصل من مستوى العام للأسعار.
- نقوم بحساب العائد على الأصل بالطريقة المعتادة باستخدام السعر المخفض (deflated prices).

السعر الحقيقي في الوقت t هو:

$$P_t^{\text{Real}} = \frac{P_t}{\text{CPI}_t}$$

والعوائد الحقيقية للفترة الواحدة هي:

$$\begin{aligned} R_t^{\text{Real}} &= \frac{P_t^{\text{Real}} - P_{t-1}^{\text{Real}}}{P_{t-1}^{\text{Real}}} = \frac{\frac{P_t}{\text{CPI}_t} - \frac{P_{t-1}}{\text{CPI}_{t-1}}}{\frac{P_{t-1}}{\text{CPI}_{t-1}}} \\ &= \frac{P_t}{P_{t-1}} \cdot \frac{\text{CPI}_{t-1}}{\text{CPI}_t} - 1 \end{aligned}$$

وبدلاً عن ذلك يعرف التضخم:

$$\pi_t = \% \Delta \text{CPI}_t = \frac{\text{CPI}_t - \text{CPI}_{t-1}}{\text{CPI}_{t-1}}$$

بالتالي:

$$R_t^{\text{Real}} = \frac{1 + R_t}{1 + \pi_t} - 1$$

5. العوائد السنوية¹:

إن أغلب العوائد يتم تحويلها إلى عوائد سنوية لإنشاء معيار

مثال: على فرض أن العوائد ذاتها R_m لـ 12 شهر، احسب العائد السنوي

$$1 + R_A = 1 + R_t(12) = (1 + R_m)^{12}$$

¹ www.faculty.washington.edu/ezivot/econ424/returncalculationslides.pdf

صافي العائد السنوي

$$R_A = (1 + R_m)^{12} - 1$$

6. العائد السنوي المركب المستمر (Continuously Compounded (cc) Returns)

يتم حساب العائد السنوي المركب المستمر من خلال المعادلة التالية

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

حيث أن $\ln(\cdot)$ = دالة اللوغارتم الطبيعي

ملاحظة:

$$r_t = \ln(1 + R_t) \text{ إذا كان } R_t \text{ معلوماً نستطيع حل } r_t$$

$$R_t = e^{r_t} - 1 \text{ إذا كان } r_t \text{ معلوماً نستطيع حل } R_t$$

r_t تكون دائماً أصغر من R_t

الخلاصة:

تناول هذا الفصل تعريف إلى طرق حساب عوائد الأسهم البسيطة والمركبة ومتعددة الفترات والسنوية، وفي ظل وجود التضخم، وفي حال وجود توزيعات الأرباح، وفي الفصل الثاني من هذه الدراسة سنقوم بعرض التفسير النظري لآلية انتقال تأثير هذه المتغيرات على عوائد الأسهم، من خلال عرض الدراسات التي تناولت آلية انتقال تأثير كل متغير على حدا على عوائد الأسهم وعرض النماذج الرياضية المستخدمة لقياس هذا التأثير على عوائد الأسهم.

المبحث الثالث: المتغيرات النقدية المؤثرة في عوائد الأسهم

يتناول هذا المبحث تعريف المتغيرات النقدية التي شملتها الدراسة:

- 1- التضخم
- 2- سعر الصرف
- 3- العرض النقدي
- 4- سعر الفائدة قصير الأجل

1- التضخم inflation

يقتق معظم الاقتصاديين على أن التضخم هو الارتفاع العام والمستمر في المستوى العام للأسعار وغن كان بعضهم يميل إلى استخدام تعاريف أخرى تعبر عن أسباب أو أنواع التضخم الأخرى مثل زيادة التكاليف، أو زيادة الطلب، أو تقادم عجز الميزانية العامة، أو زيادة الكتلة النقدية،.....؛ والتي تعكس أنواع التضخم وأشكاله مثل التضخم النقدي والتضخم المالي¹.

إن التضخم يعني ظاهرة مزدوجة تعكس إحداهما الأخرى، تتمثل في تآكل القوة الشرائية لوحدة النقد، وارتفاع المستوى العام للأسعار.

يعتبر مصطلح التضخم من أكثر المصطلحات الاقتصادية والنقدية شيوعاً، واهتم الاقتصاديون بدراسة هذه الظاهرة بهدف الوصول إلى تفسير وتحديد تعريف دقيق لها.

تعرف ظاهرة التضخم من خلال ارتباطها بالدخل والإنفاق على أنها الارتفاع في المستوى العام للأسعار الذي ينتج عن وجود فجوة بين عرض السلع والخدمات في السوق وحجم الدخول المتاحة للإنفاق²، في حين يعتمد تعريف ظاهرة التضخم كظاهرة سعرية على الخصائص والآثار الناجمة عنها، وأهمها ارتفاع الأسعار، فيعبر عن حركة مستمرة يرتفع خلالها المستوى العام للأسعار، بسبب زيادة كمية النقود أو عدم التوازن بين الكتلة النقدية والكتلة السلعية وغير ذلك من الأسباب، ومن الأمثلة على ذلك تعريف التضخم على أنه: "الارتفاع المستمر في المستوى العام للأسعار في دولة ما"³، أو أنه: عبارة عن الانخفاض المستمر والمتواصل في القيمة الحقيقية لوحدة النقد"⁴، كما عرف أيضاً بأنه: الارتفاع المستمر في المستوى العام للأسعار في دولة ما والناجمة عن فائض الطلب عما هو معروض من السلع والخدمات خلال فترة زمنية معينة⁵.

وبالرغم من تعدد التعاريف التي تناولت ظاهرة التضخم إلا أن جميعها تشير إلى أنها تمثل ارتفاعات متوالية في المستوى العام للأسعار وانخفاض في القوة الشرائية لوحدة النقد.

¹ الحوراني، أكرم؛ حساني، عبد الرزاق، النقود والمصارف، مطبوعات جامعة دمشق، 2011، ص 232.

² سليمان. مجدي عبد الفتاح، علاج التضخم والركود الاقتصادي في الإسلام. دار غريب للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، 2002، ص 34.

³ الوائلي. خالد؛ الرفاعي. أحمد؛ مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق، عمان، دار وائل للنشر، 2003، ص 249.

⁴ البكري. أنس؛ صافي. وليد، النقود والبنوك بين النظرية والتطبيق، عمان، دار المستقبل للنشر، 2002، ص 197.

⁵ عبد الرحمن، إسماعيل؛ عريقات، حربي، مفاهيم أساسية في عالم الاقتصاد، عمان، دار وائل للنشر، 1999، ص 145.

وعليه فإن تعريف التضخم يعتمد على فكرتين أساسيتين¹:

• الزيادة في كمية النقود بالنسبة لكمية السلع، تقوم هذه الفكرة في تحديدها لمفهوم التضخم من خلال المقارنة بين كمية النقود المتداولة مع كمية السلع والخدمات المتوفرة في المجتمع، حيث يؤدي اختلال التوازن بين كمية النقود المتداولة وكمية السلع إلى التأثير في مستويات الأسعار، لأن الزيادة في كمية النقود المتداولة عن كمية السلع والخدمات في الاقتصاد تؤدي إلى خلق فائض طلب ناتج عن الزيادة في حجم الطلب الكلي على السلع والخدمات عن الكمية المعروضة منها، مما يدفع بالأسعار نحو الارتفاع، ويتحقق عكس ذلك عند زيادة كمية السلع والخدمات في الاقتصاد بنسبة أكبر من الزيادة في كمية النقود المتداولة، مما يدفع بالأسعار نحو الانخفاض، وفي كلا الحالتين يجب أن تكون الزيادة في كمية النقود أو كمية السلع والخدمات في الاقتصاد كبيرة نسبياً حتى تؤثر في مستويات الأسعار، لأن الزيادة المحدودة في أي منهما على الآخر قد لا يكون لها تأثير كبير على المستوى العام للأسعار، وبذلك فإن التضخم يعبر عن الزيادة في كمية النقود في المجتمع بالنسبة لكمية الإنتاج.

• إن حدوث الارتفاع في المستوى العام للأسعار ما هو إلا تعبير عن زيادة في كمية النقود بالنسبة لكمية الإنتاج، والذي يؤدي إلى تزامن مقدار كبير من النقود على كمية محدودة من السلع والخدمات، حيث يؤدي التنافس فيما بين وحدات النقد للحصول على تلك الكمية من السلع إلى رفع المستوى العام للأسعار، مع الأخذ بعين الاعتبار أن التضخم في الاقتصاد يجب أن يكون مفاجئاً وسريعاً، لأن وجود توقعات في المجتمع بحدوث سلسلة من الارتفاعات في مستويات الأسعار سوف تعطي الحكومات الوقت الكافي لاتخاذ الإجراءات الكفيلة بزيادة الإنتاج، بحيث يصاحب الزيادة في كمية النقد المتداول زيادة مماثلة في كمية السلع والخدمات المنتجة في الاقتصاد.

2-1 أنواع التضخم وأسبابه:

للتضخم أنواع عديدة مرتبطة بجملة من المتغيرات الاقتصادية ويتم تقسيم التضخم على أسس ومعايير متعددة ويمكن استعراض البعض منها كالتالي:

¹ حشيش. عادل أحمد، أساسيات الاقتصاد النقدي والمصرفي، بيروت، الدار الجامعية للطباعة والنشر، 1992، ص 201.

1-2-1 التضخم المرتبط برقابة الدولة على الأسعار:

بالرغم من وجود الضغوط التضخمية في الاقتصاد إلا أنه يلاحظ أحياناً عدم ارتفاع الأسعار، نتيجة قيام الدولة بفرض رقابتها على أسعار السلع والخدمات الأساسية في حياة المستهلك، وهناك شكلين للتضخم يرتبطان بهذا النوع وهما:

أ- **التضخم المكشوف:** يتمثل في الارتفاع المستمر للأسعار، دون أي عوائق أو تدخل من قبل السلطات الحكومية للحد منه أو التأثير فيه.

ب- **التضخم المكبوت أو الكامن:** ويتميز بوجود نقود لدى الأفراد مع الاستعداد لإنفاقه على السلع والخدمات، ولكنهم يعجزون عن ممارسة هذا الإنفاق لعدم توافر السلع والخدمات بالكميات التي يرغبون فيها، ويبرز هذا النوع من التضخم في كثير من البلدان (وفي البلدان الاشتراكية سابقاً) حيث تميل الأسعار إلى الارتفاع بشكل مباشر وكبير عندما يتم تحرير الأسعار من هذه الضوابط، أو عندما تكون السلع والخدمات المطلوبة معروضة بأسعار أعلى ويتم تداولها في السوق السوداء¹.

1-2-2 من حيث حدة التضخم: يمكن تقسيم التضخم من حيث حدته ودرجة قوته إلى:

أ- **التضخم الزاحف:** وهو تضخم تدريجي وبطيء ترتفع فيه الأسعار بمعدلات صغيرة في حدود 2% سنوياً، لذلك يستغرق فترة زمنية طويلة حتى تظهر.

ب- **التضخم الجامح (المفرط):** يحدث عندما تتزايد الأسعار بمعدلات مرتفعة خلال فترة قصيرة من الزمن، تصل فيها إلى حدود 50% أو 60% سنوياً وحتى أكثر من ذلك²، ويعد هذا النوع من أشد الأشكال ضرراً على الاقتصاد الوطني، ويصعب على السلطات التحكم في الوضع حيث تتوالى الارتفاعات الشديدة للأسعار دون توقف وتزداد سرعة دوران النقود، فتفقد النقود قوتها الشرائية، وقيمتها كوسيط للتبادل وخاصيتها كمخزون للقيمة.

1-2-3 التضخم المرتبط بالقطاعات الاقتصادية: يختلف التضخم في قطاع السلع عن ذلك

الموجود في أسواق عوامل الإنتاج، وفي هذا الصدد يقسم كينز التضخم إلى أنواع:

أ- **التضخم الاستهلاكي أو السلعي:** هو التضخم الذي يحصل في قطاع الصناعات الاستهلاكية، حيث يمنح لمنتجات السلع الاستهلاكية فرصة لتحقيق أرباح مؤقتة كبيرة.

¹ الحوراني، أكرم؛ حساني، عبد الرزاق، النقود والمصارف، مرجع سبق ذكره، ص232.

² ضياء مجيد، الاقتصاد النقدي: قواعد-نظم نظريات-سياسات-مؤسسات نقدية، الجزائر، مطبعة النخلة، دار الفكر، بدون سنة، ص 215.

ب- **التضخم الرأسمالي**: وهو التضخم الذي يصيب جانب السلع الرأسمالية ويؤثر على مستويات الاستثمار والإنتاج.

أما عن التضخم المتشفي في أسواق عوامل الإنتاج فيميز كينز بين نوعين هما:

- **التضخم الربحي**: يحدث عندما يزيد الاستثمار عن الادخار، فتزيد الأرباح في قطاعي صناعات الاستهلاك والاستثمار.
- **التضخم الدخلي**: يحدث هذا النوع من التضخم عندما ترتفع نفقات الإنتاج خاصة أجور العمال، ويحصل ذلك من وجهة نظر الاقتصادي كينز إذا انحرف التوازن في سوق الاستثمار لصالح نفقات الإنتاج وعلى حساب سلع الاستثمار.

1-2-4 التضخم المرتبط بالعلاقات الاقتصادية الدولية: ويقسم إلى نوعين:

- أ- **التضخم المستورد**¹: ويظهر هذا النوع من التضخم في البلدان الصغيرة والنامية، والتي تستورد معظم السلع والخدمات من الخارج، فنتيجة لارتفاع الأسعار في الدول المصدرة ترتفع هذه الأسعار في الدول المستوردة، ويمكن حساب نسبة التضخم المستورد كما يلي:
- التضخم المستورد = (قيمة الواردات / قيمة الناتج الوطني الإجمالي) × التضخم العالمي
- ب- **التضخم المحلي**: وهو التضخم الناتج عن اختلالات هيكلية في الوظائف الاقتصادية المحلية، حيث يزيد الطلب ويعجز الإنتاج عن الاستجابة لهذه الزيادة، أو تزيد كمية النقود عن الحاجة الفعلية للاقتصاد

1-3 آثار التضخم:

- للتضخم آثار كثيرة ومتعددة نذكر البعض منها فيما يلي:
- يؤثر التضخم سلباً على ميزان المدفوعات، لأن الدولة التي تعاني من ارتفاع الأسعار تجد أن منتجاتها تفقد قدرتها على المنافسة، وبذلك تزداد وارداتها وتقل صادراتها، وبالتالي يحدث عجز في ميزان المدفوعات.
 - يؤدي التضخم إلى توجيه رؤوس الأموال إلى فروع النشاط الاقتصادي التي لا تقيد التنمية في مراحلها الأولى²، لأن الارتفاع في مستويات الأسعار، الأجور والأرباح في القطاعات الإنتاجية

¹ عبد الرحمن، إسماعيل؛ عريقات، حربي، مفاهيم أساسية في عالم الاقتصاد، مرجع سابق، ص 152.

² غزلان. محمد عزت، اقتصاديات النقود والمصارف، دار النهضة العربية، بيروت، 2002، ص 321.

المخصصة للاستهلاك أو التي تتمتع بطبيعة مضاربة، سوف تجذب إليها رؤوس الأموال على حساب الأنشطة الإنتاجية والاستثمارية، والتي هي أساسية لتحقيق النمو الاقتصادي، ويمكن أن نتصور عندئذ أن الصناعات الأساسية والثقيلة سوف تتجمد.

• يعمق التضخم التفاوت في توزيع المداخيل والثروات، ويخلق موجة من التوتر والتذمر الاجتماعي والسياسي الضروري لدفع عجلة التنمية الاقتصادية والاجتماعية¹.

2- سعر الصرف:

ظهرت النقود نتيجة للتطور الطويل في العلاقات الاقتصادية للأفراد والجماعات وتُعرّف على أنها كل شيء قابل للتداول ويلقى قبولاً عاماً وتستخدم كوسيط للتبادل ومقياس للقيمة²، وذلك في إطار التعامل ضمن الدولة الواحدة التي تستخدم عملة واحدة، أما عند قيام الدولة بالتعامل مع العالم الخارجي فإن ذلك يترتب عليها تغيير عملتها بعملات شركائها التجاريين، وبالتالي تظهر مشكلة حساب القيمة التبادلية لعملة الدولة وهذا أدى إلى قيام عامل اقتصادي جديد هو سعر الصرف نجم عن التجارة بين هذه الدول.

يقصد بسعر الصرف أنه النسبة التي يتم على أساسها مبادلة عدد من الوحدات النقدية المحلية بالوحدات النقدية الأجنبية³، أو أنه عدد الوحدات من عملة معينة التي يمكن شراؤها أو مبادلتها بوحدة واحدة من العملات الأخرى⁴.

كما يعرف سعر الصرف بأنه سعر عملة بعملة أخرى أو هو نسبة مبادلة عملتين، فأحدى العملتين تعتبر سلعة والعملة الأخرى تعتبر ثمناً لها⁵. وهناك من عرف سعر الصرف بأنه ذلك المعدل الذي على أساسه تبادل عملة دولة ما ببقية عملات دول العالم.

وبالرغم من وجود العديد من التعارف الخاصة لمفهوم سعر الصرف إلا أنها وإن تعددت فإنها تشترك بعدة نقاط وهي:

1- أنها عملية مبادلة العملة الوطنية بالعملة الأجنبية وبالعكس.

¹ عبد الرحمن، إسماعيل؛ عريقات، حربي، مفاهيم أساسية في عالم الاقتصاد، مرجع سابق، ص 155.

² رزق، ميرندا زغلول، "النقود والبنوك"، ط 1، 2003، جامعة بنما، كلية التجارة، (2008)، ص 20.

³ كنونة. أمين رشيد، الاقتصاد الدولي، مطبعة جامعة بغداد، ط2، 1987، ص 203.

⁴ علي. عبد المنعم سيد، اقتصاديات النقود والمصارف ج2، مطبعة جامعة الموصل، بغداد، 1984، ص 19.

⁵ شهاب، مجدي. ناشد، سوزي، أسس العلاقات الاقتصادية الدولية، منشورات الحلبي الحقوقية، بيروت، 2006، ص 129

2- تتم عملية المبادلة في سوق الصرف وبسعر معين.

3- يعد سعر الصرف أداة ربط بين اقتصاد مفتوح وباقي العالم، من خلال معرفة التكاليف والأسعار

الدولية، وذلك يقوم بتسهيل المعاملات الدولية المختلفة وتسويتها.

وفي الواقع هناك طريقتان لتسعير العملات، وهما التسعير المباشر والتسعير غير المباشر¹:

- التسعير المباشر: هو عدد من الوحدات من العملة الأجنبية التي يجب دفعها للحصول على وحدة واحدة من العملة الوطنية، وفي الوقت الراهن قليل من الدول من يستعمل طريقة التسعير المباشر كبريطانيا في مركزها المالي في لندن.
- أما التسعير غير المباشر: هو عدد من الوحدات من العملة الوطنية الواجب دفعها للحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية، ومعظم الدول في العالم تستعمل هذه الطريقة في التسعير.

ويعتبر سعر الصرف المرآة التي تعبر عن مركز الدولة المالي في تعاملاتها مع العالم الخارجي في حالة تركه حراً دون قيود².

تسعى الاقتصاديات العالمية في الوقت الحاضر إلى تحقيق الاستقرار النقدي، لما له من دور هام في دفع الحركة الاقتصادية، وفي تجنب الاقتصاد الآثار السلبية للتغيرات التي تعصف به، ويعتمد هذا الاستقرار النقدي بشكل رئيسي على استقرار سعر الصرف، فإذا كان هذا السعر يتسم بالواقعية، فإنه يخدم الأهداف الاقتصادية التي تتطلع الدولة لتحقيقها، ويسهم في تحسن وضع الحساب الجاري لميزان المدفوعات، والاستمرار في تعزيز احتياطات الدولة من العملات الأجنبية اللازمة لإدارة سعر الصرف، إلى جانب دوره في تجنب الاقتصاد الوطني للضغوط التضخمية، هذا وإن تغير سعر الصرف سيؤثر على أسعار السلع الدولية المتاجر بها مقارنة بالسلع المحلية.

3- العرض النقدي Money supply

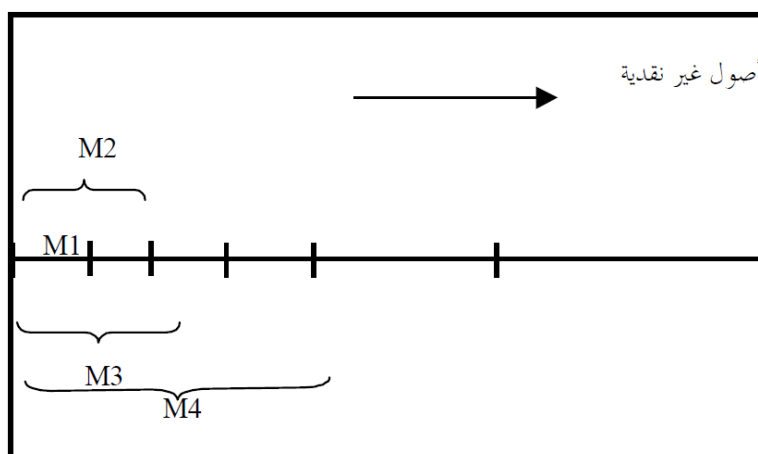
يرى somulson¹ أن هناك تعريفين للعرض النقدي، أولهما التعريف الضيق ويشمل مجموعة النقود المعدنية والأوراق النقدية المتداولة خارج المصارف مضافاً إليها الودائع تحت الطلب، وثانيهما التعريف الواسع الذي يتضمن بالإضافة إلى التعريف الضيق ودائع ادخار.

¹طرش، الطاهر، تقنيات البنوك، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2003، ص96.

²عبد العظيم، حمدي، "سياسة سعر الصرف وعلاقتها بالموازنة العامة للدولة"، مكتبة النهضة المصرية، القاهرة، 1987، ص 30.

ويعرف العرض النقدي بأنه الكمية الاسمية من النقود الموضوعة بتصرف الأشخاص الاقتصاديين التي يرتبط تحديدها بالتعريف المعطى لمفهوم النقد².

إن التمييز بين النقد والأصول غير النقدية لا يقوم على خط فاصل واحد، بل يتعدد بتعدد التشكيلات التي تقترحها السلطات النقدية، والتي يمكن أن تصل إلى أربع، يرمز إليها على التوالي M1, M2, M3, M4 تدخل كل واحدة من هذه التشكيلات كجزء في التشكيلة التي تليها، وتكون كثافة السيولة في أصول كل تشكيلة أقل مما هي عليه في التشكيلة السابقة، كما هو مبين في الشكل البياني الرقم (3.1).



الشكل (3.1) تشكيلات العرض النقدي

يختلف مضمون التشكيلات النقدية بين بلد وآخر، كما قد يختلف في البلد الواحد بين وقت وآخر تبعاً لتطور المضمون المعطى لمفهوم النقد وتطور النظرية النقدية، أو تبعاً لتغير في معيار التصنيف أو تغير في المحتوى الإحصائي للكتلة النقدية الخاضع لرقابة السلطات النقدية³.

ويمكن أن نحدد بإيجاز التشكيلات النقدية ومحتواها كما يلي⁴:

¹ Paul A, Somulson: economics. Bthenditional student edition. New York.p261

² حسن. موفق السيد، التطورات الحديثة للنظرية والسياسة النقدية، مجلة جامعة دمشق، المجلد الأول، العدد الأول، 1999، ص 8.

³ حسن. موفق السيد، التطورات الحديثة للنظرية والسياسة النقدية، مرجع سبق ذكره، ص 23.

⁴ نوري الشمري. ناظم محمد وآخرون، مدخل في علم الاقتصاد، دار زهران، عمان، 1999، ص 329-332.

3-1 عرض النقد (بالمعنى الضيق) M_1

ويقصد بـ(عرض النقد) أو كما يطلق عليه أحياناً (بالمعروض النقدي) كمية وسائل الدفع المتاحة في المجتمع، ولما كانت هناك وسائل دفع غير النقود الحاضرة لذا فإنه يمكن لعرض النقد أن يتسع بحسب مكوناته التي تقل سيولتها عن سيولة النقود الحاضرة. والمقصود بعرض النقد (بالمعنى الضيق) هو:

1- العملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي.

2- نقود الودائع أو النقود المصرفية (الودائع الجارية).

لهذا فإن كمية وسائل الدفع (بالمعنى الضيق) تشمل على النقد المتداول خارج نطاق البنك المركزي وبقية مؤسسات الجهاز المصرفي وتشمل أيضاً الودائع الجارية التي تحتفظ بها المصارف التجارية. وهذا يعني أن عرض النقد يساوي:

$$M_1 = C + DD$$

حيث أن:

$$M_1 = \text{النقد بالمعنى الضيق}$$

$$C = \text{العملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي}$$

$$DD = \text{الودائع الجارية}$$

ومما تقدم يتضح لنا أن هناك طرفين يحددان العرض النقد M_1 هما:

- البنك المركزي من خلال قيامه بمهمة الإصدار النقدي.

- المصارف التجارية التي تقبل الاحتفاظ بالودائع الجارية.

3-2 عرض النقد (بالمعنى الواسع) M_2

إذا أضفنا إلى عرض النقد (بالمعنى الضيق M_1) الودائع الجارية وهي عبارة عن ودائع لأجل (زمنية) فسنحصل على عرض النقد بالمعنى الواسع (M_2) أي أن عرض النقد بالمعنى الواسع M_2 هو عبارة عن:

$$M_2 = DD + TD + C$$

حيث أن:

TD هي الودائع لأجل (الزمنية) وهي عبارة عن أشباه النقود

إذ أن عرض النقد (M_2) = العملة المتداولة خارج الجهاز المصرفي + الودائع الجارية + الودائع لأجل (الزمنية)

3-3 عرض النقد (بالمعنى الأوسع) M_3

عرض النقد بالمعنى الأوسع M_3 يشتمل على مكونات كل من M_1 و M_2 مضافاً إليها بعض أنواع الودائع الزمنية (لأجل) التي تحتفظ بها المؤسسات المالية الوسيطة من غير المصارف التجارية، كما أنه لا بد من الإشارة إلى أن تحليل مكونات عرض النقد يمكن أن توضح مدى تقدم البلد اقتصادياً وبالتالي مدى تقدم ونمو أجهزته ومؤسساته المصرفية والمالية ومدى تطور العادات المصرفية والوعي المصرفي لدى أفراد المجتمع.

4- سعر الفائدة:

يفسر الاقتصاديون سعر الفائدة على أنه "الثلث الذي يدفعه المقترض إلى المقرض مقابل استخدام النقود، وعادة ما يعبر عن هذا الثلث في صورة نسبة مئوية من رأس مال القرض في السنة، ويقصد بسعر الفائدة القيمة التي تدفعها البنوك التجارية عن النقود المودعة لديها، أو الفائدة التي تفرضها هذه البنوك عن النقود التي يفترضها العملاء"¹.

أو أنها "السعر المدفوع مقابل استخدام أموال القروض، معبر عنه كنسبة من حجم القرض"².

يرى ملتون فريدمان أن سعر الفائدة يتحدد بوساطة قوى الادخار والإنتاج، فلو أن سعر الفائدة ظاهرة نقدية بحتة لاستطاعت السلطات النقدية أن تدفعه إلى أي مستوى ترغب فيه، وبذلك تربط المدرسة النقدية الحديثة سعر الفائدة بالإنتاج أي بالطلب على الاستثمار وظروف الإنتاج في كل دولة³.

أما المدرسة الكينزية فإنها تربط سعر الفائدة بالدخل، وبالسلوك الذي يتخذه كل مستهلك، فإذا ازداد الدخل وفضل المستهلك الاحتفاظ بالنقد للفترة القادمة فإن سعر الفائدة سوف يميل للانخفاض، أما إذا فضل المستهلك عدم تأجيل الاستهلاك (التفضيل النقدي) فإن سعر الفائدة سوف يميل إلى الارتفاع.

¹ عمر. حسين، الموسوعة الاقتصادية، الطبعة الرابعة، دار الفكر العربي، القاهرة 1992، ص 341.

² دومينيك سلفاتور. يوجين ديوليور، مبادئ الاقتصاد، ترجمة فؤاد صالح، بيروت، 2001، ص 372.

³ خليل، سامي، النظريات والسياسات النقدية، دار كاظمة للنشر والتوزيع، الكويت، 1982، ص 170-171.

عرف ألفريد مارشال سعر الفائدة على أنه ثمن استخدام رأس المال، حيث يميل هذا السعر إلى مستوى التوازن عندما يتعادل الطلب الكلي على النقد مع العرض النقدي¹.

في ضوء ذلك يمكننا تعريف سعر الفائدة من وجهة نظر المدخر بأنه مكافأة على تأجيل استهلاكه في الوقت الحالي للمستقبل، أما من وجهة نظر المقترض فيعد سعر الفائدة على أنه كلفة اقتراض الأموال، وأن سعر الفائدة يتحدد في النقطة التي يصبح عندها حجم الادخار مساوياً لحجم الاستثمار، أي عند نقطة تقاطع عرض رؤوس الأموال الجديدة مع الطلب على هذه الأموال.

بعد تعريف المتغيرات النقدية والتي تمثل معلومات متاحة ومؤثرة على عوائد الأسهم، سنقوم في الفصل الثاني من هذه الدراسة بعرض التفسير النظري لآلية انتقال تأثير هذه المتغيرات على عوائد الأسهم، من خلال عرض الدراسات التي تناولت آلية انتقال تأثير كل متغير على حدا على عوائد الأسهم وعرض النماذج الرياضية المستخدمة لقياس هذا التأثير على عوائد الأسهم.

¹ عبد العزيز، سمير محمد، تمويل التنمية الاقتصادية، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، 1988، ص 40.

الفصل الثاني

المبحث الأول: قناة الارتباط بين معدل التضخم وعوائد الأسهم

المبحث الثاني: قناة الارتباط بين سعر الصرف وعوائد الأسهم

المبحث الثالث: قناة الارتباط بين العرض النقدي وعوائد الأسهم

المبحث الرابع: قناة الارتباط بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم

المبحث الأول: قناة الارتباط بين معدل التضخم وعوائد الأسهم

تسعى السياسة الاقتصادية إلى تحقيق مجموعة من الأهداف مثل المعدل الأمثل للنمو الاقتصادي والعمالة، وتحقيق الاستقرار النقدي، وتجميع المدخرات لتمويل البرامج الاستثمارية ومعالجة الاختلالات والمشكلات الاقتصادية، ومن أبرز المشكلات التي تعترض الاقتصاد التضخم، وهو يشكل خطراً حقيقياً على النشاط الاقتصادي ككل في الدول المتقدمة أو النامية، وقد خص هذا الموضوع بالكثير من البحث والتحليل طيلة عقود من الزمن، فتعددت المدارس التي حاولت أن تشرح الظاهرة وتفسرها ووضعها في إطار رياضي، وبالتالي فإن التضخم هو أحد المتغيرات الاقتصادية المؤثرة بشكل سلبي على النشاط الاقتصادي، وكما نعلم فإن التضخم يخفض من قيمة النقود، الأمر الذي يؤثر في نهاية المطاف على الاستثمار، وذلك لأنه في ظل وجود ارتفاع في معدل التضخم، فإن الأفراد يميلون إلى تجنب الاستثمار ويلجؤون إلى شراء المزيد من السلع المعمرة والسندات ذات الدخل الثابت والمعادن الثمينة والعملات الأجنبية والأسهم كأدوات للتحوط ضد التضخم¹.

للتنبؤ بتأثير التضخم على أسعار الأسهم، يجب علينا تحديد سيناريوهات مختلفة للتغيرات في معدلات التضخم والتي قد تؤدي إلى تغيرات في أسعار الأسهم، لنرى ما إذا كانت نتيجة التغيرات سلبية أو إيجابية، وفيما يلي السيناريوهات السبع للتغيرات²:

1- علاقة إيجابية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

مع تزايد معدل التضخم فإن العوائد الإجمالية للشركات سترتفع، وإجمالي التكاليف لن تزداد بنفس المقدار لفترة من الزمن، لأن الأجر التي تشكل الجزء الأكبر من التكاليف الإجمالية تعتمد عادةً على عقود طويلة الأجل في معظم الصناعات، وبالتالي فإن صافي الدخل يزداد وهذه الزيادة في صافي الدخل يتم المحافظة عليها لبضع سنوات، وبعد ذلك يتم تعديل عقود الأجر تصاعدياً وفقاً لارتفاع التضخم، لذلك فإن الزيادة في معدل التضخم يسبب زيادة في صافي الدخل للشركات لبضع سنوات، وبالإضافة إلى زيادة في القيم الحالية لصافي الدخل، ووفقاً لذلك ينبغي أن تزداد القيمة الحقيقية للأسهم التي تتمثل

¹ Roohi and Khalid Mustafa "Real Stock Returns and Inflation in Pakistan", Journal of Finance and Accounting, Vol 3, No 6, (2012), P1.

²Farzad Farsio. Shokoofeh Fazel. "Can Investors Use Inflation Data to Predict Stock Prices?" International Conference on Applied Economics ICOAE (2008), P311-312.

بالقيمة الحالية للتدفقات النقدية المستقبلية، مما سبق نستنتج وجود علاقة سببية إيجابية تتجه من التضخم إلى أسعار الأسهم.

2- علاقة سلبية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

عندما يزداد التضخم فإن معدلات الفائدة الاسمية تزداد أيضاً، إن هذه الزيادة في معدل الخصم سيخفض من القيمة الحالية لصافي الدخل، وبالتالي يجب أن يؤدي إلى انخفاض في أسعار الأسهم.

3- علاقة سلبية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

عندما يزداد التضخم ومعدلات الفائدة الاسمية فإن تكاليف الاقتراض للشركات سترتفع، وستكون مرتفعة أكثر بالنسبة للشركات ذات نسب المديونية المرتفعة، لذلك فإن ارتفاع تكاليف الاقتراض يؤدي إلى انخفاض في صافي الدخل وبالتالي انخفاض في أسعار الأسهم.

4- علاقة إيجابية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

إذا كان التضخم ناتج عن زيادة في الطلب فإن أسعار المخرجات سترتفع بنسبة أكبر وأسرع من أسعار المدخلات، في هذه الحالة إن العوائد الإجمالية للشركات وصافي الدخل ستزداد نتيجة لزيادة في أسعار المخرجات أو الزيادة في كمية البضائع المباعة، مما سبق نرى أن العلاقة بين التضخم وأسعار الأسهم إيجابية.

5- علاقة سلبية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

إذا كان التضخم ناتج عن ارتفاع في التكاليف، قد تبقى العوائد الإجمالية للشركات دون تغير وقد تنخفض في حال ارتفعت تكاليف الإنتاج، وبالتالي فإن صافي الدخل وأسعار الأسهم سينخفض في هذه الحالة.

6- علاقة إيجابية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

إذا كانت المرونة السعرية للطلب على منتجات الشركة منخفضة، فإن ارتفاع معدلات التضخم قد يسبب زيادة في مبيعات الشركة وصافي الدخل وبالتالي أسعار أسهمها.

7- علاقة إيجابية: مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

إذا كانت المرونة السعرية للطلب على المنتجات التي تنتجها الشركة عالية، فإن ارتفاع معدلات التضخم قد يسبب انخفاضاً في مبيعات الشركة وصافي الدخل وبالتالي انخفاض في أسعار أسهمها.

بالنظر إلى السيناريوهات المختلفة أعلاه، نستنتج أن العلاقة بين التضخم وأسعار الأسهم في بعض الأحيان تكون سلبية، وإيجابية في أوقات أخرى.

على المدى الطويل إن احتمالية وجود عوامل مختلفة تؤدي إلى هذه السيناريوهات التي تخلق علاقة غير مستقرة بين التضخم وأسعار الأسهم ولا يمكن التنبؤ بها، وسيكون من الخطأ استخدام بيانات التضخم بغرض التنبؤ بأسعار الأسهم.

وكما هو معروف في السياق الاقتصادي فإن أسعار الأسهم تعتمد على المعلومات الاقتصادية مثل (معدلات الفائدة، والرقم القياسي لأسعار المستهلك، ومعدل التضخم، وأسعار النفط... الخ) والمعلومات غير الاقتصادية المتاحة مثل (الظروف السياسية كالأزمات، والحروب، وظروف أخرى) ويعتمد المشاركون في السوق على هذه المعلومات في اتخاذ قراراتهم. تتأثر عوائد الأسهم بالعديد من العوامل ولعل أهمها التضخم الذي تظهر أهميته في نسبة تأثيره على عوائد الأسهم، مما يتطلب القيام بدراسة هذه العلاقة للكشف عن ماهيتها وعواملها وتحديدها ثم التوصل إلى مقدار تأثير عوائد الأسهم بتذبذبات معدل التضخم، ولاستنتاج ذلك جاءت العديد من الدراسات والفرضيات لتوضح هذه العلاقة وتقدم تفسيراً لها، ونحن الآن بصدد عرض أهمها:

فرضية تأثير الضريبة tax effects hypothesis:

وفقاً لما قاله (Feldstein¹ (1980) ترتفع أسعار الأسهم عندما يرتفع معدل التضخم، لأنه بارتفاع معدل التضخم تنخفض القوة الشرائية ما يؤثر على أسعار كل السلع والخدمات بما فيها أسعار الأسهم، كما وتنخفض أسعار الأسهم بدورها عندما يرتفع معدل التضخم المتوقع، لأن ارتفاع معدل التضخم يولد مستوى من عدم اليقين، وهذا يؤثر سلباً على عوائد الأسهم، فزيادة مستوى عدم اليقين يسبب في انخفاض النشاط الاقتصادي، وانخفاض في الإنتاج المتوقع في المستقبل، وكنتيجة لذلك تنخفض أسعار الأسهم الحالية.

كما أظهرت دراسة Feldstein تأثير التضخم على أسعار الأسهم من خلال الضرائب المفروضة على دخل الشركة، وتكاليف الاهتلاك، والضرائب المفروضة على الأرباح الرأسمالية الاسمية، فعندما يرتفع معدل التضخم تؤثر تكاليف الاهتلاك على أرباح الشركة، لأنه يتم حساب الاهتلاك على أساس التكلفة

¹Feldstein, M ,Inflation and the Stock Market, the American Economic Review, (1980), P. 839-847.

التاريخية(زمنية) والتي لا تتأثر عند ارتفاع معدل التضخم، وبالتالي سيكون الاهتلاك أقل من المفترض ما سيدفع إلى رفع الربح الخاضع للضريبة.

افترض Feldstein أن الشركة تدفع كل دخلها بعد خصم الضرائب على شكل توزيعات أرباح للمستثمرين، وبالتالي إذا ارتفعت أرباح الشركة فإن هذا سينعكس على أسعار أسهمها بالارتفاع، ومن أجل رسم صورة واضحة عن كيفية تأثير التضخم على أسعار الأوراق المالية للشركة فإن الصيغة التالية توضح هذه العلاقة:

- في حال عدم وجود التضخم¹:

على فرض أنه لا يوجد تضخم في الاقتصاد، وأن كل سهم يمثل مطالبة بحق في ملكية رأس المال ونصيبه من صافي الأرباح المتحققة، وليست هناك ديون على الشركة، وأن كل الأرباح تدفع لحملة الأسهم على شكل توزيعات أرباح، ويخضع الناتج الحدي لرأس المال (ρ) لضريبة الدخل على الشركات بمعدل (τ)، وبالتالي سيكون نصيب كل سهم من الأرباح التي يتم توزيعها للمستثمر الفرد هي $\rho(1 - \tau)$ ، وعلى فرض أنه لا توجد أرباح محتجزة، وأن ربحية السهم لا تنمو عبر الزمن، وليس هناك أي تغير في قيمة السهم، وأن كل فرد يخضع لضريبة فردية بمعدل (θ) على الأرباح التي يتلقاها فإن صافي أرباح الفرد للسهم الواحد سيكون على الشكل التالي:

$$\rho(1 - \tau)(1 - \theta)$$

إن النموذج البسيط لتقييم السهم يعني السعر الذي يكون الفرد على استعداد لدفعه لكل سهم، والذي من شأنه أن يخلق صافي أرباح لكل دولار مستثمر بالأسهم، هذا يساوي صافي الفائدة الذي يتلقاه المستثمر لكل دولار يستثمره في السندات الحكومية.

وبصورة أكثر واقعية قد يطالب المستثمرون بعائد أعلى على الاستثمار في الأسهم ذات المخاطر العالية، وإذا كانت هذه المخاطر متفاوتة، وهي التي يشار إليها برمز (δ)، فإن المستثمرين يحصلون في حال عدم وجود التضخم على التالي:

$$\frac{\rho(1 - \tau)(1 - \theta)}{q} = (1 - \theta)r + \delta$$

¹ Martin Feldstein, Inflation and the Stock Market, University of Chicago Press, 1983, Volume ISBN: 0-226-24085-1, P 189.

ويكون سعر الطلب الفردي لكل سهم كالتالي:

$$\frac{(1 - \theta)(1 - \tau)\rho}{(1 - \theta)r + \delta} = q$$

حيث:

θ : معدل ضريبة الدخل الشخصي (الفردي).

τ : معدل ضريبة الدخل على الشركات.

ρ : الناتج الحدي لرأس المال.

q : سعر السهم الذي يكون فيه الفرد على استعداد لدفعه.

r : معدل الفائدة على سندات الخزينة (معدل العائد الخالي من المخاطرة).

δ : علاوة الخطر.

في ظل عدم وجود تضخم يحقق المستثمرون مكاسب من الأرباح بعد خصم ضريبة السهم الواحد من ضريبة الدخل الشخصي، والذي يساوي الفائدة الخالية من المخاطرة على سندات الخزينة بعد ضريبة الدخل الشخصية بالإضافة إلى العائد المطلوب للتعويض عن مخاطر الشركة.

- في حال وجود التضخم¹:

إذا وجد التضخم لابد من تقييم سعر الطلب الجديد للسهم الواحد، فمن الضروري إعادة حساب كل من صافي أرباح السهم الواحد ومعدل الفائدة الصافي الحقيقي.

حيث يؤثر التضخم على أسعار الأسهم من خلال تكاليف الاهتلاك، ويتم حساب الأرباح الخاضعة للضريبة بعد طرح قيمة الاهتلاك من صافي الإيرادات التشغيلية، وتستند قيمة الاهتلاك على التكلفة الأصلية أو التاريخية للأصل بدلاً من قيمتها الحالية، وعندما يرتفع معدل التضخم فإن الأسعار ترتفع، والطريقة المتبعة في تسجيل الاهتلاك تجعل القيمة الحقيقية للاهتلاك في انخفاض، ولذلك ترتفع الأرباح الخاضعة للضريبة. ونتيجة لذلك فإن صافي الأرباح الحقيقية الخاضعة لضريبة الدخل على الشركات تختلف عكساً مع التضخم.

¹ Martin Feldstein, Inflation and the Stock Market, University of Chicago Press, مرجع سبق ذكره, P 190.

وفقاً لما قاله Feldstein عندما يرتفع التضخم ستكون أرباح الشركة على الشكل التالي:

$$[(1 - \tau)\rho - \lambda\pi]$$

حيث (λ) تدل على وحدة (وحدات) انخفاض صافي أرباح الشركات نتيجة لزيادة التضخم نقطة مئوية واحدة بينما (π) تدل على معدل التضخم، وبذلك يحصل المستثمر على التالي بعد ضريبة الدخل الشخصي (θ):

$$(1 - \theta)[(1 - \tau)\rho - \lambda\pi]$$

مما سبق نرى أن التضخم يقلل من الأرباح الصافية بدرجة أكبر من خلال فرض ضريبة إضافية على الأرباح الرأسمالية الاسمية، على الرغم من أن سعر السهم الحقيقي يبقى ثابتاً عند قيمة التوازن الجديدة (q). ينتج عن التضخم مكاسب رأس مالية اسمية بمعدل (πq)، وتخضع الأرباح الرأسمالية للضريبة لمعدل أقل منه في الدخل العادي، سيخضع المستثمر لهذه الضريبة فقط في حال قام ببيع السهم، حيث تدل (c) على نسبة الضريبة على المكاسب الرأسمالية، وستكون المكاسب الرأسمالية بعد الخصم ($c\pi q$) وبالنتيجة سيحصل المستثمر على:

$$(1 - \theta)[(1 - \tau)\rho - \lambda\pi] - c\pi q$$

نلاحظ أن الزيادة طفيفة في معدل التضخم المحسوبة على أساس $\pi = 0$ ما يخفض من صافي الأرباح الحقيقية من خلال:

$$(1 - \theta)\lambda + cq$$

يعتمد تأثير التضخم على معدل الصافي الحقيقي للفائدة وعلى مدى استجابة معدل الفائدة الاسمي لمعدل التضخم $\pi - (1 - \theta)r$.

وتبين نظرية تأثير الضريبة أن العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم سلبية، نتيجة للتأثير السلبي للضريبة على أرباح الشركات وعلى الأرباح الرأسمالية للأسهم، وهذا يقتضي أنه في حال ارتفاع معدل التضخم فإن أرباح الشركات ستخفض نتيجة الطريقة المتبعة في تقييد التكاليف (على أساس تاريخي)، وبالتالي تؤثر سلباً على توزيعات الأرباح لحملة الأسهم، مما ينعكس بانخفاض أسعار هذه الأسهم إضافة إلى تأثير الضرائب المفروضة على الأرباح الرأسمالية الناتجة عن بيع الأسهم، وهذا ما تقترضه الفرضية.

1-فرضية فيشر Fisher:

تعود فكرة كون الأسهم أداة للتحوط من مخاطر التضخم إلى الكتاب الذي نشره Fisher¹ عام 1930 بعنوان (The Theory of interest) والذي أشار فيه إلى أن معدل الفائدة الحقيقي ينخفض في حال ارتفع معدل التضخم المتوقع، مع بقاء معدل الفائدة الاسمي في المستوى ذاته، وذلك لأن معدل الفائدة الحقيقي مكون من معدل الفائدة الاسمي ناقص معدل التضخم، حيث تعرف هذه العلاقة باسم معادلة Fisher، وبناءً على ذلك يتأثر المعدل الحقيقي المتوقع لعوائد الأسهم ومعدل التضخم بالمعدل الاسمي لعوائد الأسهم، ووفقاً لفرضية فيشر يمكن التحوط من التضخم من خلال الاستثمار في الأوراق المالية.

حيث أن أسعار السوق لا تمثل الأسعار الحقيقية للأسهم وعليه فإن مستوى العائد الحقيقي مستقل تماماً عن معدل التضخم، ولكنه يتحدد بفعل عوامل حقيقية داخل الاقتصاد، في حين أن معدل العائد الاسمي مرتبط ارتباطاً تاماً بالتضخم لأنه يعكس كل المعلومات النقدية المتاحة في الاقتصاد، ويمكن أن تصاغ العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم على النحو التالي:

$$E[R_{t,k}] = \alpha + \beta E(\pi_{t,k}|I_{t-k}) + \varepsilon_{t,k}$$

حيث:

$R_{t,k}$: عوائد الأسهم الاسمية من الوقت t-k إلى الوقت t

α : المعدل الحقيقي المتوقع لعوائد الأسهم

β : معامل العوائد الاسمية على الأسهم العادية وعلى التضخم المتوقع وفقاً لفرضية فيشر ($\beta = 1$)

$E(\pi_{t,k}|I_{t-k})$: معدل التضخم المتوقع من الوقت (t-k) إلى الوقت (t)

$\varepsilon_{t,k}$: البواقي

نظراً لحقيقة أن معدل التضخم المتوقع لا يتوفر بشكل عام فإننا نستعيض عنه في هذا النموذج بمعدل التضخم الفعلي.

$$R_{t,k} = \alpha + \beta\pi_{t,k} + \mu_{t,k}$$

في الصيغة أعلاه $\mu_{t,k}$ هو عبارة عن البواقي (residual) ورياضياً يساوي:

¹Fisher, I, "the Theory of Interest", New York: Macmillan. (1930).

$$\beta[E(\pi_{t,k}|I_{t-k}) - \pi_{t,k}] + \varepsilon_{t,k}$$

على الرغم من أن فرضية فيشر ادعت بأن معامل عوائد الأسهم الاسمية على التضخم هو (1) لكي يكون الاستثمار في الأسهم متحوطاً من مخاطر التضخم، إلا أن الدراسات السابقة دلت¹ Wong et al. (2009) Alagidede² (2003) على أن العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم متغيرة مع الزمن، يمكن القول أنه يمكن للمستثمرين استخدام الأسهم العادية كوسيلة للتحوط ضد التضخم للأجل طويل، ولكنها ليست فعالة للأجل القصير.

ووفقاً لدراسة (2006) Gregoriou and Kontonikas³ فقد حقق الباحثان في علاقة أسعار الأسهم وأسعار السلع في ست عشرة دولة (OECD Organization for Economic Co-operation and Development) هي: (ألمانيا، النمسا، كندا، الدنمارك، فنلندا، فرنسا، أيرلندا، إيطاليا، اليابان، هولندا، النرويج، إسبانيا، السويد، سويسرا، المملكة المتحدة، الولايات المتحدة) خلال الفترة الواقعة ما بين يناير 1970 إلى يونيو 2008، فلم يتناولوا فقط التحقق من تأثير التضخم على أسعار الأسهم، ولكنهم درسوا أيضاً تأثير أسعار الأسهم على التضخم، وكنتيجة لتطبيقهما اختبار التكامل المشترك (panel cointegration test)، فقد توصلا إلى القول: عندما وُضعت أسعار الأسهم كمتغير مستقل وأسعار السلع كمتغير تابع، لم يكن هناك أي تكامل مشترك بين هذين المتغيرين، وتوصلا إلى نتيجة مفادها وجود علاقة سببية لتأثير التضخم على أسعار الأسهم، إلى جانب تلك الدراسة، فالعلاقة بين أسعار الأسهم والتضخم إيجابية للأجل الطويل، وبذلك أيدت نتائج الدراسة فرضية فيشر القائلة بأن الأسهم يمكن استخدامها كوسيلة لتحوط من التضخم.

واعتقد الكثير من الاقتصاديين بفرضية فيشر وإمكانية استخدام الأسهم كوسيلة للتحوط من مخاطر التضخم، ليس فقط لأن أسعار الأسهم ترتفع خلال فترات التضخم، وإنما بسبب ارتفاع توزيعات الأرباح بذات المعدل أو ربما أكثر، وذلك لأن الأسهم تمثل حقوق ملكية لأصول الشركة المادية التي تكون مستقلة عن معدل التضخم. أما التفسير الذي قدمه الاقتصاديون المؤيدون لهذه الفرضية هو أن الشركات

¹ Wong, Ka-Fu and Wu, Hai-Jun, Testing Fisher Hypothesis in Long Horizons for G7 and Eight Asian Countries, Applied Economics Letter, Vol.10, (2003), P. 917-923.

²Alagidede, P. "Relationship between stock returns and inflation", Applied Economics Letter, (2009), Vol.16, P. 1403-1408.

³Gregoriou and Kontonikas, "The long run relationship between stock prices and goods prices", working paper, p 14-15.

تزيد أسعار منتجاتها في فترات التضخم في حين يبقى جزء كبير من التزاماتها ثابتة، لذلك فإن أي زيادة في أرباح الشركات توزع لحملة الأسهم العادية لتعويضهم عن انخفاض القوة الشرائية لدخولهم¹.

أما مصطلح التحوط تجاه التضخم فهو يعني أن تكون الأسهم قادرة على تحقيق زيادة في الدخل مساوية على الأقل للزيادة في المستوى العام للأسعار، وعادة ما يكون معدل العائد الذي يطلبه المستثمرون على الأسهم يساوي معدل العائد الخالي من المخاطرة، إضافة إلى علاوة المخاطر الاقتصادية والمالية، لذلك تصبح الأسهم وسيلة تحوط كاملة تجاه التضخم فقط إذا كان معدل العائد على الأسهم أكبر من معدل العائد المطلوب من قبل المستثمرين، والفرق بين هذين المعدلين يساوي على الأقل معدل التضخم، أما إذا كان الفرق أقل من معدل التضخم فهذا يعني أن الزيادة في العائد المتوقع للأسهم ليست كافية لتعويض المستثمرين عن الخسارة التي يسببها التضخم في دخله الحقيقي، وهو المفهوم الذي جاءت به معادلة Fisher .

خلاصة: إن الفرضية أشارت إلى فاعلية استخدام الأسهم كوسيلة للتحوط التام والجزئي من مخاطر التضخم، كما تعد أداة جيدة عند تحديد مستوى العائد المطلوب، ولكنها ليست أداة حماية مطلقة عندما يرتفع معدل العائد إلى أعلى مستوى مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة.

¹ حيدر، فاخر عبد الستار، التحليل الاقتصادي لتغيرات أسعار الأسهم منهج الاقتصاد الكلي، دار المريخ، الرياض، 2002، ص 68.

2- نموذج FED:

يفترض Fed بأن نسبة العائد من أرباح سوق الأسهم (نسبة العائد إلى السعر E/P) يساوي عائد سندات الخزانة الأمريكية لعشر سنوات (Y)¹.

$$\frac{E}{P} = Y$$

يشير هذا النموذج إلى أن أسعار الأسهم مقومة بأقل من قيمتها أكثر جاذبية عندما تكون قيمة (E/P) أكثر من قيمة (Y)، ومقومة أكثر من قيمتها أقل جاذبية عندما تكون قيمة (E/P) أقل من (Y)، ويؤكد النموذج على أن أسعار الأسهم سوف تكون مقومة بقيمتها الحقيقية عندما يكون (E/P) مساوية لـ (Y)². تعتمد فكرة هذا النموذج على نظرة المستثمرين إلى الأسهم والسندات كأصول متنافسة في محافظهم، وبالتالي التبديل من واحدة إلى أخرى إذا كان العائد من حياة إحداهما أكثر (أو كانت تكاليف حياة إحداهما أقل) من الأخرى، ولكي يكون هذا الأمر مقبولاً (مقنعاً) فلا بد أن تكون الأسهم والسندات أصولاً متجانسة (متماثلة)، ومع ذلك وبالنظر إلى التفاوت في النمو وخصائص المخاطر لهذين الأصلين، فإن الفكرة الأساسية وراء هذا النموذج غير قابلة للتصديق في البداية وفقاً لدراسة (2004) Campbell³ فالتضخم يؤثر قبل كل شيء على عوائد السندات الاسمية لذلك يوضح نموذج Fed أن عوائد الأسهم ترتبط بشكل كبير مع التضخم، ويوضح نموذج Gordon Model⁴ بالمقابل أن العائد الاسمي المتوقع لسوق الأسهم هو عبارة عن توزيعات الأرباح بالإضافة إلى النمو المتوقع لتوزيعات الأرباح:

$$E(R_S) = \frac{D}{P} + G_D$$

حيث:

$E(R_S)$: عائد السهم الاسمي المتوقع.

$\frac{D}{P}$: نسبة التوزيعات الحالية لكل سهم إلى السعر الحالي للسهم.

¹ Estrada, J. "The fed model: The bad, the worse, and the ugly", The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol.49, (2007), P 215-216.

² Asness, C. fight the Fed Model: "The relationship between future returns and stock and bond market yields", The Journal of Portfolio Management, (2003), P 12.

³ Campbell, J. Y. and Vuolteenaho, T. "Inflation Illusion and Stock Prices", Cambridge: NBER Working Paper No. 10263, (2004), P 8-9.

⁴ Asness, C. "The relationship between future returns and stock and bond market yields". مرجع سبق ذكره. P 13-14.

G_D : افتراض ثبات معدل النمو الاسمي لتوزيعات الأرباح على المدى الطويل، والأحرف الكبيرة في المعادلة أعلاه تدل على القيم الاسمية (قبل التضخم)، في حين أن الأحرف الصغيرة تدل على القيم الحقيقية بعد حساب التضخم.

$$g_D = G_D - I$$

حيث

I : يدل على التضخم.

g_D : يدل على معدل النمو الحقيقي لتوزيعات الأرباح.

ويمكن ربط عوائد توزيعات الأرباح بعوائد الأرباح من خلال نسبة الربح الموزعة للسهم (نسبة التوزيعات) ونسبة الأرباح الموزعة كتوزيعات أرباح:

$$E(R_S) = \text{payoutRatio} \times \left(\frac{E}{P}\right) + G_D$$

افترض Asness أن نسبة توزيعات الأرباح المدفوعة هي $(1/2)$ والتي تكون مستقرة (ثابتة) عبر الزمن، وهكذا فإن معدل نمو الأرباح (G_E) هو ذاته معدل النمو الاسمي لتوزيعات الأرباح (G_D)

$$E(R_S) = \left(\frac{1}{2}\right) \times \left(\frac{E}{P}\right) + G_E$$

حيث أن $G_D = G_E$

G_E : معدل نمو الأرباح.

G_D : معدل النمو الاسمي لتوزيعات الأرباح.

كلما ارتفعت عوائد الأسهم الاسمية المتوقعة يرتفع عائد الأرباح عند الشراء، (أو إذا كانت نسبة السعر إلى الأرباح منخفضة EP) وكما يرتفع نمو الأرباح المتوقعة الاسمية على المدى الطويل.

بالتالي فإن العائد الحقيقي المتوقع للسهم يساوي تقريباً العائد الاسمي المتوقع للسهم ناقص التضخم

$$E(r_S) = E(R_S) - I$$

$$E(r_S) = \left(\frac{1}{2}\right) \times \left(\frac{E}{P}\right) + G_E - I$$

$$E(r_s) = \left(\frac{1}{2}\right) \times \left(\frac{E}{P}\right) + g_E$$

وفقاً لذلك فالعائد الحقيقي المتوقع للسهم يساوي تقريباً عائد السهم الاسمي مخصوصاً منه معدل التضخم، فعندما ينخفض معدل التضخم مع افتراض وجود علاقة إيجابية واحد إلى واحد بين العائد الاسمي على السندات ومعدل التضخم، سينخفض العائد على السندات بالمقدار ذاته الذي ينخفض عنده معدل التضخم في حين تبقى عوائد الأسهم الحقيقية ثابتة¹.

قام كل من (2009) Bekaert and Engstrom² بتطبيق نموذج VAR (Vector Auto regression) لتحليل العلاقة بين التضخم وسوق الأوراق المالية من خلال نموذج Fed ونموذج غوردون للنمو³ (Gorden Growth Model) فوجدوا من خلال تحليل بيانات فترة ما بعد حرب الولايات المتحدة، أن عوائد الأسهم الحقيقية مرتبطة بشكل كبير مع عائدات السندات الاسمية، أضف إلى ذلك أنه خلال فترة الاضطرابات الاقتصادية يرتفع تجنب المستثمرين لمخاطر أسواق الأسهم بشكل تصاعدي مما يؤدي إلى ارتفاع علاوة المخاطر المطلوبة لحيازة الأسهم وكذلك عوائد الأسهم، وفي حال كانت توقعات حدوث التضخم مرتفعة خلال الأزمة فإن عائد السندات يرتفع وربما تكون العلاقة إيجابية بين عوائد الأسهم وعوائد السندات والتضخم على حدٍ سواء.

¹ Asness, C. "The relationship between future returns and stock and bond market yields". مرجع سبق ذكره. P14.

² Bekaert, G. and Engstrom, E, "Inflation and the Stock Market: Understanding the "Fed Model", Cambridge: NBER Working Paper Series15024. (2009), p20.

³ The Gorden Growth Model: يحدد هذا النموذج القيمة الأساسية للسهم على أساس سلسلة مستقبلية من الأرباح التي تنمو بمعدل ثابت، بالنظر إلى توزيعات الأرباح للسهم الواحد في السنة الواحدة، وعلى افتراض أن نمو الأرباح بمعدل ثابت، ويجب أن يستمر معدل النمو إلى الأبد، كما ويجب أن يكون معدل الخصم أكبر من معدل نمو الأرباح المتوقعة، والنموذج يحل القيمة الحالية لسلسلة لا حصر لها من الأرباح المستقبلية.

$$\text{value of Stock} = \frac{DPS_1}{K_e - g}$$

حيث: DPS_1 = توزيعات الأرباح لسنة واحد منذ الآن (الفترة المقبلة)

K_e = معدل العائد المطلوب من قبل المستثمرين في الأسهم

g = معدل النمو في توزيعات الأرباح إلى الأبد.

يعد هذا النموذج نموذجاً بسيطاً وقوياً لتقييم الأسهم، ولكن استخدامه يقتصر على الشركات التي تنمو بمعدل مستقر مع انخفاض معتدل في معدلات النمو الأخرى.

4-فرضية proxy لـ Fama:

رفض Fama فرضية Fisher رفضاً تاماً وانطلق من وجهة نظر معاكسة لها تماماً، حيث أشار Fama في دراسته التي صدرت عام 1981 بعنوان (Stock Returns, Real Activity, Inflation and money) إلى أن الفترة التي عقت عام 1953 حملت العديد من الأدلة التي أكدت على وجود علاقة عكسية بين التضخم وعوائد الأسهم، وجاءت دراسته بالاعتماد على بيانات تؤكد ذلك حيث قال:

- ترتبط أسعار الأسهم بعلاقة طردية مع المتغيرات الحقيقية، مثل الإنتاج والاستثمار والمعدل الحقيقي لعائد رأس المال.
- يرتبط التضخم ارتباطاً عكسياً بكل هذه المتغيرات، وذلك انطلاقاً من أفكار النظرية الكمية للنقود¹، حيث أن ارتفاع معدلات التضخم يعني وجود كمية من النقود الفائضة عن حاجة الاقتصاد، وهذا الوضع يتطلب تدخل البنك المركزي من خلال السياسة النقدية لامتناس هذا الفائض، ومن أهم إجراءات هذه السياسة هي سياسة رفع معدلات الفائدة وهذا الأخير يؤثر سلباً على الاستثمار والإنتاج.

استنتج Fama وجود علاقة عكسية حتمية بين عوائد الأسهم والتضخم وافترض أن العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم غير منطقية في طبيعتها وتعكس آلية الطلب على النقود والنشاط الحقيقي والتضخم، وجعلها جزءاً لا يتجزأ من النظرية الكمية، وفي حالة توقع ارتفاع في النشاط الحقيقي استجابة لصدمة حقيقية إيجابية (Positive Real Shock) فإن عوائد الأسهم ستزداد².

كما أن ازدياد مستوى النشاط الحقيقي يزيد من الطلب على النقود، لكن سياسة البنك المركزي لتخفيض معدل التضخم ستحد من نمو العرض النقدي، ومن هنا تصبح العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم

¹النظرية الكمية للنقود: تقوم هذه النظرية على الفكرة القائلة بأن أي تغير في كمية النقود يؤدي إلى تغير في مستوى الأسعار بنفس النسبة وفي نفس الاتجاه، وقد تمت صياغة هذه النظرية في شكل معادلة من قبل الاقتصادي الأمريكي Irving Fisher بالشكل التالي:

$$M \cdot V = P \cdot T$$

حيث M كمية النقود المتداولة، V سرعة تداول النقود، P مستوى الأسعار، T حجم المبادلات، وبذلك فإن كمية النقود المعروضة في الاقتصاد مضروبة بسرعة تداولها تساوي مستوى الأسعار مضروبة في حجم المبادلات وبالتالي يمكن استنتاج المعادلة التالية:

$$P = \frac{MV}{T} \rightarrow P = \left(\frac{V}{T}\right)M$$

وتفترض هذه النظرية ثبات كل من حجم المبادلات وسرعة تداول النقود وعليه فالعامل الوحيد المؤثر على مستوى الأسعار هو كمية النقود داخل الاقتصاد $\frac{V}{T}$ وبالتالي نصل إلى المعادلة التالية:

$$\Delta P = \left(\frac{V}{T}\right)\Delta M$$

أي كلما تغيرت كمية النقود ΔM تتغير معها الأسعار بنفس النسبة وفي نفس الاتجاه (Wikipedia, Irving Fisher)
²حيدر، فاخر عبد الستار، التحليل الاقتصادي لتغيرات أسعار الأسهم منهج الاقتصاد الكلي، مرجع سبق ذكره، ص77.

عكسية، والعكس صحيح ففي حال انخفاض مستوى النشاط الحقيقي نتيجة لصدمة حقيقية سالبة ستخفض عوائد الأسهم وسيخفض النشاط الحقيقي وينخفض معه الطلب على النقود، وتؤدي سياسة البنك المركزي إلى زيادة العرض النقدي (عن طريق إجراءات السياسة النقدية) فيرتفع معدل التضخم، وهكذا نجد مرة أخرى أن العلاقة عكسية بين معدلات التضخم وعوائد الأسهم، وأكد Fama إمكانية استخدام التوقعات حول معدلات التضخم لإيجاد أساس للاستثمار في سوق الأسهم استناداً إلى هذه العلاقة، أما عن التوقع بمعدل التضخم يقترح Fama استخدام معدلات الفائدة قصيرة الأجل (أذونات الخزينة) كما هو موضح في العلاقة التالية¹:

$$U_t = P_t - TB_t + E(r)$$

حيث:

U_t : معدل التضخم المتوقع.

P_t : معدل التضخم الفصلي.

TB_t : معدل الفائدة الاسمي في بداية الفترة.

$E(r)$: معدل الفائدة المتوقع.

ووجدت العديد من الدراسات (Fama and Schwert (1977), Nelson (1979), Fama (1981), Ram and Spencer (1983), Gultekin (1983), Kaul (1990) التي تؤكد وجود علاقة سببية سلبية تتجه من أسعار الفائدة إلى أسعار الأسهم، والمنطق من هذه العلاقة أنه مع ارتفاع أسعار الفائدة ترتفع تكلفة اقتراض الشركات وهذا الأمر يؤثر سلباً على أرباح هذه الشركات وعلى القيم الحالية للأرباح، وبالتالي تنخفض أسعار أسهم الشركات، وقد أدى جمع العلاقة السلبية بين أسعار الفائدة وأسعار الأسهم والعلاقة الإيجابية بين التضخم وأسعار الفائدة إلى توصل بعض الباحثين إلى الاستنتاج بأنه يجب أن يكون هناك علاقة سببية سلبية تتجه من معدلات التضخم إلى أسعار الأسهم.

في حين أن الدراسات الأخرى (Boudoukh and Richardson (1993), Gultekin (1983), Titman and Warga (1989), Bong and Soo Lee (1992) وجدت من ناحية أخرى بأن الشركات مع الديون الضئيلة أو المعدومة، أو مع الديون بمعدلات فائدة مضمونة قد تزداد تكلفة

¹wikipedia, E. F. Fama1981, p. 545-550

مدخلاتها مع التضخم، إلا أن الزيادات في التكاليف المرتبطة بمعدلات الفائدة ستكون ضئيلة، ومع وجود التضخم يمكن المحافظة على هامش الربح إذا تمت المحافظة على سعر المنتج تماشياً مع التضخم، وبناءً على ذلك ومع ارتفاع التضخم فإن التدفقات النقدية للشركات والقيم الحالية لهذه التدفقات وأسعار الأسهم سترتفع، وهذا يشير إلى وجود علاقة سببية إيجابية تتجه من التضخم المتوقع نحو أسعار الأسهم.

ونلخص في الجدول التالي أهم ما ذكر في الفرضيات السابقة:

| ملخص العلاقة | نوع العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم | الفرضية |
|--|---|-------------------------------|
| أكدت هذه الفرضية أن التضخم يؤثر سلباً على عوائد الأسهم من خلال الضرائب المفروضة على أرباح الشركات والضرائب المفروضة على الأرباح الرأسمالية | سلبية | تأثير الضريبة |
| أكدت هذه الفرضية أن أسعار الأسهم ترتفع مع ارتفاع المستوى العام للأسعار وحيث أن العلاقة إيجابية بين عوائد الأسهم والتضخم ولذلك يمكن استخدام الأسهم كأداة للتحوط التام أو الجزئي من مخاطر التضخم للأجل الطويل ولكنها ليست فعالة للأجل القصير | إيجابية | فرضية Fisher |
| ركزت هذه الفرضية على تأثير التضخم على محفظة الأوراق المالية المكونة من الأسهم والسندات، وبينت تأثير التضخم على عوائد الأسهم الاسمية نتيجة لوجود علاقة طردية بين معدل التضخم وعوائد السندات الاسمية وبالتالي ففي حال انخفاض معدل التضخم فالعوائد الحقيقية للأسهم تبقى ثابتة في حين أن العوائد الاسمية تنخفض بالمقدار ذاته. | إيجابية بين التضخم وعوائد الأسهم الاسمية وعوائد السندات الاسمية | فرضية Fed |
| حيث أن أسعار الأسهم ترتبط بعلاقة طردية مع المتغيرات الحقيقية (الإنتاج والاستثمار والمعدل الحقيقي لعائد رأس المال) وفي حين أن التضخم يرتبط عكسياً بكل هذه المتغيرات انطلاقاً من أفكار النظرية الكمية للنقود، حيث أن ارتفاع معدلات التضخم يعني وجود كمية من النقود الفائضة عن حاجة الاقتصاد، وهذا الوضع يتطلب تدخل البنك المركزي من خلال السياسة النقدية لامتصاص الفائض وذلك برفع أسعار الفائدة وهذا الأخير يمثل عائقاً أمام الاستثمار والإنتاج. | سلبية | فرضية الوسيط Proxy Fama |

جدول رقم (1-1) ملخص الفرضيات التي تناولت العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم

نلاحظ مما سبق أن التضخم يعد من المشاكل الاقتصادية الخطيرة التي يمكن أن يواجهها الاقتصاد، ومن أبرز آثارها السلبية فقدان النقود وظيفتها الأساسية كمخزون للقيمة، مما يدفع المستثمرين إلى البحث عن بدائل أخرى بهدف الحصول على عائد أعلى يكفي لتعويضهم عن انخفاض في قيم دخولهم، وتُعدّ الأسهم أحد هذه البدائل وذلك لأن عوائدها متغيرة وغير ثابتة على عكس الأسهم الممتازة والسندات وهذا الأمر الذي دفع بالعديد من الاقتصاديين إلى دراسة العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم، ورغم تعدد الدراسات التي تناولت هذه العلاقة إلا أنه يمكن تقسيم هذه الدراسات إلى اتجاهين:

الأول يثبت وجود علاقة طردية بين معدلات التضخم، والآخر توصل إلى نتائج تؤكد وجود علاقة عكسية بين التضخم وعوائد الأسهم، وعليه لا يمكن اعتماد الأسهم كوسيلة تحوط كامل أو جزئي ضد مخاطر التضخم، وهذا ما سنحاول اختباره إحصائياً في القسم العملي من هذا البحث من خلال دراسة العلاقة بين معدلات التضخم وعوائد الأسهم في الأسواق المالية الناشئة ضمن الدول التي تناولتها هذه الدراسة.

المبحث الثاني: قناة الارتباط بين سعر الصرف وعوائد الأسهم

نالت العلاقة بين سعر الصرف وعوائد الأسهم اهتماماً كبيراً من قبل الاقتصاديين لأسباب نظرية وتجريبية، وذلك نظراً لدور هذه العلاقة الحاسم في تطوير اقتصاد الدولة. وفقاً للدراسة (Dornbusch and Fisher¹ (1980) التي تقول ثمة علاقة بين الحساب الجاري وسلوك سعر الصرف.

ومن المفترض أن يتحدد سعر الصرف وفقاً للحساب الجاري للدولة أو أداء الميزان التجاري لها، وهذا يفترض أن يكون لتقلبات سعر الصرف تأثيراً كبيراً على قدرة الشركة على المنافسة في الأسواق العالمية وعلى الميزان التجاري، وعلى أسعار المدخلات والمخرجات، وعلى قيمة أصول وخصوم الشركة المقومة بالعملة الأجنبية، لذا تؤثر هذه التقلبات على القدرة التنافسية للشركات من حيث إيراداتها ومصروفاتها الخاصة بالموارد المالية، لأن تقلب أسعار صرف العملات الأجنبية يؤثر أيضاً على قيمة الشركة من خلال التدفقات النقدية المستقبلية للشركة لأنها تتغير مع تقلبات أسعار صرف العملات الأجنبية وبذلك تؤثر على قيمة أسهمها.

تعد الشركات ذات التعاملات الخارجية (الناشطة خارجاً) والتي تقوم بعمليات التصدير للأسواق العالمية، هي الأكثر تأثراً مقارنة بالشركات المحلية البحتة، وعملياً لا يمكن لأي شركة أن تتأى بنفسها كلياً عن التأثير بتغيرات أسعار الصرف.

تطرق كل من (Adler and Dumas²(1984) إلى أنه حتى الشركات التي تكون عملياتها على نطاق محلي قد تتأثر بتقلبات أسعار صرف العملة إذا تأثرت أسعار مداخلاتها ومخرجاتها نتيجة لتحركات العملة. في حين أوضح (Fama³(1981) بأن أسعار الأسهم تعكس هذه المتغيرات، مثل التضخم وسعر الصرف وسعر الفائدة والإنتاج الصناعي، حيث تؤثر أسعار الفائدة في أسعار الصرف بشكل غير مباشر، فانخفاض أسعار الفائدة مع توفر فرص استثمارية، يؤدي إلى زيادة الطلب على رؤوس الأموال بهدف استثمارها، ويتحقق ويتضاعف لتحقيق متانة الاقتصاد الوطني، مما يؤدي إلى تحسن قيمة العملة

¹ Dornbusch, R. And Fischer, "Exchange Rates and the Current Account", The American Economic Review, Vol. 70, No. 5, (1980),p 970.

² Adler, M., and B. Dumas, "Exposure to currency risk: Definition and measurement", Financial Management, 1984 p 41-50.

³ Fama, E. F, "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", the American Economic Review, Vol. 71, No. 4, (1981), p545-565.

الوطنية تجاه العملات الأخرى، في حين يؤدي ارتفاع أسعار الفائدة إلى تجنب الاتجاه نحو الاقتراض من قبل المستثمرين، وينتج عن ذلك انحسار الاستثمار، انخفاض النمو الاقتصادي مما يؤدي إلى نتائج عكسية تقلل من متانة الاقتصاد الوطني، كما ينعكس ذلك على قيمة العملة الوطنية تجاه العملات الأخرى.

ويؤثر التضخم على أسعار الصرف حيث يؤدي ارتفاع معدل التضخم في دولة ما إلى انخفاض قيمة العملة الوطنية تجاه العملات الأخرى، وبذلك يتأثر سعر الصرف، مما يؤدي إلى زيادة عدد الوحدات من العملة الوطنية التي يتم تبادلها بوحدة واحدة من عملة أجنبية مقابلة لها.

تشير دراسة النظرية الاقتصادية إلى وجود علاقة سببية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم، رغم ذلك تبقى طبيعة هذه العلاقة الشغل الشاغل للباحثين، وقد تشعبت النظريات الداعمة لهذه العلاقة إلى نظريتين وهما¹:

أولاً: المنهج التقليدي traditional approach:

يفترض هذه المنهج بأن أسعار الصرف تقود أسعار الأسهم، وينطوي تحت هذا المنهج آلية انتقال تقلبات سعر الصرف، والتي تؤثر على قيمة الشركة عن طريق التغيرات التنافسية والتغيرات في قيمة أصول وخصوم الشركة المقومة بالعملة الأجنبية، والتي تؤثر مجتمعة على أرباح الشركة وبالتالي على قيمة الأسهم العادية.

ثانياً: منهج المحفظة المالية Portfolio approach:

يفترض بأن تغيرات أسعار الأسهم تؤثر في تقلبات أسعار الصرف من خلال إجراء تعديلات على المحفظة المالية (التدفقات الداخلة والخارجة لرأس المال)، كما يفترض هذا المنهج بأن التدفق الداخل لرأس المال الأجنبي قد يسجل ارتفاعاً متصاعداً في أسعار الأسهم.

بالنتيجة فإن انخفاض أسعار الأسهم سيؤدي إلى انخفاض ثروة المستثمر المحلية، ما يؤدي إلى انخفاض الطلب على النقد، وبالتالي انخفاض في أسعار الصرف، مسبباً تدفقات خارجة لرأس المال وانهايار العملة.

¹ Emrah Ozbay, " The Relationship between Stock Returns and Macroeconomic Factors: Evidence for Turkey", MAS-TER,(2009), p 15-16.

كما يشير هذا المنهج إلى أن انهيار العملة المحلية يشكل عامل جذب لتصدير البضائع، وارتفاع الطلب الأجنبي وبالتالي ارتفاع دخل الشركة وقيمتها المقدرة وارتفاع أسعار أسهمها أيضاً، وعلى العكس من ذلك فإن تقدير قيمة العملة المحلية يخفض ربح الشركة المصدرة وذلك يؤثر على قيمة أسعار أسهمها سلباً¹.

بالنتيجة قد تتأثر كل أسعار الشركات عاجلاً أم أجلاً بتغيرات معدلات الصرف، وابتداء من النقطة الزمنية التي تتغير فيها معدلات الصرف قد تواجه الشركة ما يلي²:

1- التعرض لمخاطر الصفقة (transaction exposure) التي تنشأ من التزام الشركة أو تعاقدتها بدفع أو تلقي دفعات نقدية آجلة مقومة بالعملة الأجنبية.

2- التعرض لمخاطر التحويل (translation exposure) الناجم عن حاجة الشركة الأم المتعددة الجنسيات لدمج تقاريرها المالية حسب تقارير الشركات التابعة لها، والمقومة بالعملات الأجنبية المختلفة.

3- التعرض للمخاطر الاقتصادية (Economic exposure) والتي تتمثل بتغير في القيمة الحالية للشركة كنتيجة للتغيرات في قيمة التدفقات النقدية المستقبلية المتوقعة للشركة وتكاليف رأس المال الناجمة عن التغيرات غير المتوقعة لمعدل الصرف.

يقول بعض الباحثين بأن التغير في العرض النقدي يحدث اضطراباً في وضع التوازن النقدي فيما يتعلق بالأصول الأخرى للمحفظة المالية للمستثمرين الأفراد، فيميل المستثمرون الأفراد إلى إعادة ترتيب محافظهم المالية التي تتضمن الأصول الحقيقية والمالية لتحقيق توازن جديد، حيث أن أسعار الأسهم تتعدّل لتبلغ مستويات جديدة، هذا القول يدعم الفكرة القائلة بأن سوق الأوراق المالية هو عامل مؤثر في النشاط الاقتصادي.

كما تشير دراسة (2001) Pan et al.³ إلى أن التقلبات الصاعدة والمستمرة في أسعار الأسهم هي مؤشر عام على ارتفاع في النشاط الاقتصادي الذي ينشط النمو النقدي، حيث تستجيب البنوك للطلب المتزايد على القروض، لأن زيادة الطلب على النقد ستقود إلى زيادة في معدلات الفائدة وبالتالي تسبب

¹ Jorion, P. "The pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market". Journal of Financial and Quantitative Analysis, (1991). P 363-376.

² Abdurashheed Zubair. Causal Relationship between Stock Market Index and Exchange Rate: Evidence from Nigeria. CBN Journal of Applied Statistics Vol. 4 No.2 (2013) P 95.

³ Pan, M.S., Folk, R.C.W and Y.A Liu, (2001) —Dynamic Linkages Exchange Rates and Stock Price: Evidence from Pacific Rim Countries|| working paper at college of business Shippensburg university mimeo.

معدلات الفائدة العالية معدلات داخله لرأس المال وارتفاع في قيمة العملة المحلية، وبعبارة أخرى فإن التغيرات الطارئة (غير المتوقعة) على أسعار الأسهم قد تؤثر في التدفقات الداخلة والخارجة في رأس المال والذي سيؤدي إلى تغيرات في سعر صرف العملة المحلية.

(1981) Aggarwal¹ يبين الأثر الإيجابي لتغيرات سعر الصرف على سوق الأوراق المالية في الولايات المتحدة، بينما وجد (1984) Solnik² أن التغيرات في سعر الصرف قد تؤثر بصورة جوهرية على قيم الشركات وتغيرات في قيم الأصول المقومة بالعملة الأجنبية، بينما يرى Bodnar and Gentry³ (1993) أن النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسة والتي تناولت أسعار الأسهم والتغيرات في أسعار الصرف الخاصة لشركات يابانية كندية و أمريكية بينت أن اتجاه السببية يتجه من أسعار الصرف إلى أسعار الأسهم.

ويدرس (1997) Abdalla and Murinde⁴ العلاقة التفاعلية ما بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في أربعة أسواق ناشئة في (الهند، كوريا، باكستان، والفلبين) مستخدمين سببية غرانجر وتقنيات التكامل المشترك، فتكشف دراستهما عن وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه ما بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم. ويستخدم (1999) Pan et al.⁵ بيانات السوق المالية اليومية لدراسة العلاقة السببية ما بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في الصين، فوجد أن علاقة غرانجر السببية متجهة من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف هي علاقة ذات دلالة إحصائية منخفضة.

وكذلك يبحث (1996) Ajayi and Mougoue⁶ في العلاقة قصيرة وطويلة الأجل ما بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في ثمانية دول اقتصادية متقدمة، حيث تؤثر نتائج العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم على المدى القصير الأجل في أسواق الولايات المتحدة والمملكة المتحدة، كما توضح أن

¹Aggarawal, R. Exchange rates and stock prices: A study of the US Capital Markets under floating rates. Akron business and Economic Review(1981) 12:7-12.

²Solnik, B. H. Stock and Money Variables: the international evidence. Financial Analyst Journal, (1984). 69-73.

³ Bodnar, G.M., and Gentry, W.M. The exchange rates exposure and industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan and the U.S journal of international money and finance(1993). 12:29-45.

⁴ Abdalla, I. S. A. and V. Murinde "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines," Applied Financial Economics(1997). 7, 25-35.

⁵ Pan, Fok & Lui: Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from Pacific Rim Countries, Shippensburg University Working Papers(1999).

⁶ Ajayi, R.A. and Mougoue, M. On the Dynamic relation between stock prices and exchange rates, The Journal of Financial Research, 14(2),(1996), 193-207.

الارتفاع في أسعار الأسهم يسبب انخفاض قيمة العملة في كلا البلدين، وقد شرحنا النتائج على الشكل التالي: " إن الارتفاع في سوق الأسهم يعتبر مؤشراً على توسع الاقتصاد والذي يتماشى مع الارتفاع في التضخم المتوقع، حيث سيكون رد فعل المستثمرين الأجانب سلبياً لارتفاع التضخم وبالتالي سينخفض طلبهم على العملة مما يؤدي إلى انخفاض قيمتها.

يوضح (1998) Ajayiet al.¹ بأن تغيرات أسعار الأسهم تقود إلى ارتفاع الطلب على النقد الحقيقي وبالتالي ارتفاع قيمة العملة المحلية، فأسعار الأسهم قد تكون مساهماً في عكس التطورات على مستوى متغيرات الاقتصاد الجزئي (macroeconomic variables) كما هو الحال بالنسبة لتوقعات السوق بخصوص الأنشطة الاقتصادية الحقيقية، لذا فإن تغيرات أسعار الأسهم تؤثر على أسعار الصرف.

نلاحظ مما سبق تعدد الدراسات التي تناولت دراسة العلاقة بين أسعار الصرف وعوائد الأسهم فمنها من ما أكد وجود علاقة ذات دلالة إحصائية، ومنها من أقرت بعدم وجود علاقة، وبالتالي فإن طبيعة العلاقة بين هذين المتغيرين تختلف من بلد لآخر ومن وقت لآخر.

¹ Ajayi, R.A, J. Friedman, and S. M. Mehdian , "On the Relationship between Stocks Returns and Exchange Rates: Test of Granger causality", Global Finance Journal (1998) 9 (2):241-251.

المبحث الثالث: قناة الارتباط بين العرض النقدي وعوائد الأسهم

يتم تداول المليارات من الدولارات من الأسهم في سوق الأوراق المالية يومياً والكثير من الناس يعتمدون على سوق الأسهم كمصدر للدخل وترتبط صناديق التقاعد للبعض الآخر بسوق الأسهم، ومن هنا تظهر أهمية الأداء الجيد لسوق الأسهم، وأثبت التاريخ أن التراجع في أسعار الأسهم، يمكن أن يسبب اضطرابات كبيرة في حياة الكثيرين وأثبت أيضاً بأن قوة سوق الأسهم يمكن أن تكون ذات تأثير كبير على الاقتصاد من خلال تأثيرها على الأنشطة الحقيقية مثل الاستهلاك والاستثمار... الخ.

وتعد السياسة النقدية واحدة من أكثر الأدوات فعالية تحت تصرف البنك المركزي، وتعد أيضاً من أكثر سياسات الاقتصاد الكلي أهمية من وجهة نظر العديد من الاقتصاديين، ويستخدم البنك المركزي السياسة النقدية في الكثير من الأحيان لإحداث المستوى المطلوب من التغير في مستوى الأنشطة الحقيقية، ويعتقد بأن كثرة التغيرات في السياسة النقدية لها تأثير كبير على أسواق الأسهم، ومن المهم تحليل العلاقة بين السياسة النقدية وسوق الأسهم، وبشكل خاص العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم، حيث يعد العرض النقدي واحداً من أهم مكونات السياسة النقدية التي يستخدمها البنك المركزي، ويمكن للتغيرات في العرض النقدي أن تكون متوقعة أو غير متوقعة من قبل الجمهور، ومن المعتقد أن يختلف تأثير التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي على أسواق الأسهم. وسنقوم بالتعرف على المكونات المتوقعة وغير المتوقعة للتغيرات في العرض النقدي وتحليل كيفية تأثيرها على أسعار سوق الأسهم¹.

حيث يتم تحديد سعر السهم من خلال القيمة الحالية للتدفقات النقدية المستقبلية، ويتم حساب القيمة الحالية للتدفقات النقدية المستقبلية عن طريق خصم التدفقات النقدية المستقبلية بمعدل الخصم، وللعرض النقدي علاقة قوية بمعدل الخصم وبالنتيجة مع القيمة الحالية للتدفقات النقدية².

حدد (2001) ³ sellin النظريات المختلفة حول كيفية تأثير العرض النقدي على أسعار سوق الأسهم، والمقصود بالنظريات المختلفة (المتنافسة) هنا النظريات التي وضعت من قبل خبراء الاقتصاد الكينزي وأصحاب نظريات النشاط الحقيقي، حيث أوضح خبراء الاقتصاد الكينزي بأن هناك علاقة سلبية بين

¹Maskay '07, Biniv, "Analyzing the Relationship between change in Money Supply and Stock Market Prices" (2007). Hon-ors Projects. P 1.

² Maskay '07, Biniv, مرجع سبق ذكره، p2.

³ Sellin, Peter. "Monetary Policy and the Stock Market: Theory and Empirical Evidence." Journal of Economic Surveys 15.4 (2001): 491-541.

أسعار الأسهم والعرض النقدي في حين أن أصحاب نظريات النشاط الحقيقي يرون بأن العلاقة بين المتغيرين إيجابية.

أقر الاقتصاديون الكينزيين أن التغير في العرض النقدي سوف يؤثر على أسعار الأسهم، فقط إذا كان التغير في العرض النقدي يؤدي إلى تغير التوقعات المستقبلية حول السياسة النقدية المستقبلية، ووفقاً لهم فإن الصدمة الإيجابية للعرض النقدي (positive money supply shock) تؤدي بالجمهور إلى توقع التشديد في السياسة النقدية في المستقبل (إتباع سياسة نقدية انكماشية)، وبالتالي سيزداد الطلب على النقود تحسباً لتقلص (تشديد) العرض النقدي في المستقبل وهذا بدوره سيرفع من معدل الفائدة الحالية، ومع ارتفاع معدل الفائدة فإن معدل الخصم سيرتفع في حين أن القيمة الحالية للأرباح المستقبلية ستخفض وهذا سينعكس بشكل سلبي على أسعار الأسهم بالانخفاض أيضاً. وبالإضافة إلى ما سبق فالأنشطة الاقتصادية (الاستثمار) ستخفض أيضاً نتيجة لارتفاع معدلات الفائدة الحالية الأمر الذي يؤدي إلى المزيد من الانخفاض في أسعار الأسهم.

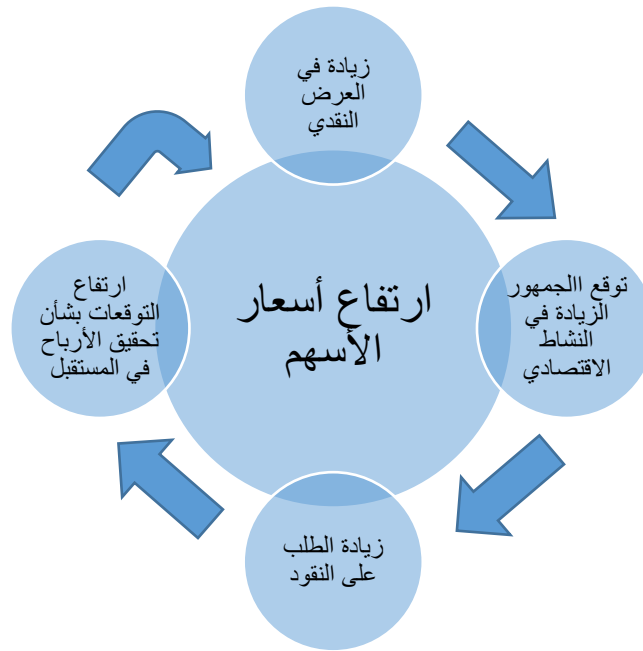
فيما يلي شكل رقم (1-2) لتوضح العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم من وجهة نظر الاقتصاديين الكينزيين:



الشكل رقم (1-2) العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم من وجهة نظر الاقتصاديين الكينزيين

يرى اقتصادي النشاط الحقيقي مع افتراض السياسة النقدية الاستيعابية¹ (accommodating monetary policy) بأن الزيادة في العرض النقدي يعني أنه سيزداد الطلب على النقود تحسباً لزيادة في النشاط الاقتصادي، فالزيادة في النشاط الاقتصادي سترفع التوقعات بشأن تحقيق الأرباح والذي بدوره سيؤثر على أسعار الأسهم بالارتفاع، وبالتالي فإن اقتصادي النشاط الحقيقي يقولون بوجود علاقة إيجابية بين العرض النقدي وأسعار الأسهم.

في الشكل التالي (2-2) توضيح للعلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم من وجهة نظر اقتصادي النشاط الحقيقي:



الشكل رقم (2-2) العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم من وجهة نظر اقتصادي النشاط الحقيقي

ناقش Sellin فرضية علاوة المخاطر التي اقترحها² Cornell، حيث يقول Cornell بأنه يتم الاحتفاظ بالنقود بدلاً من الأصول البديلة لدوافع التحوط (precautionary motives) يرى أن الطلب على النقود يتناسب طردياً مع المخاطر وتجنب المخاطر، وأن الزيادة غير المتوقعة في العرض النقدي تشير إلى

¹السياسة النقدية الاستيعابية (accommodating monetary policy): تكون السياسة النقدية تكفيها عندما يقوم البنك المركزي بمحاولة توسع في العرض النقدي الكلي عندما يكون الاقتصاد في حالة تباطؤ في النمو (مقاساً بالناتج المحلي الإجمالي) ويتم ذلك من خلال التشجيع لزيادة الإنفاق من جانب المستهلكين والشركات من خلال تخفيض من تكلفة إقراض الأموال عن طريق خفض أسعار الفائدة، أو من خلال قيام البنك المركزي بشراء سندات في السوق المفتوحة لضخ النقد في الاقتصاد الذي يعاني من الضعف في النمو. وتعرف هذه السياسة أيضاً بالسياسة النقدية المتساهلة.

²Cornell, B., "The Money Supply Announcements Puzzle: Review and Interpretation," American Economic Review 73 (1983), P 644-657.

زيادة الطلب على النقود بالنظر إلى السياسة النقدية الاستيعابية (accommodating monetary policy) وارتفاع الطلب على النقود يوحي بارتفاع المخاطر ونتيجة لذلك فإن المستثمرين سيطلبون برفع علاوة المخاطر لحيازة الأسهم مما يجعلها أقل جاذبية ويتسبب انخفاض أسعار الأسهم.

قام كل من (2005) Bernanke and Kuttner¹ بالجمع بين فرضية النشاط الحقيقي وفرضية علاوة المخاطر، ويقولان بأن سعر السهم هو دلالة القيمة الحالية للعوائد المستقبلية والمخاطر المتوقعة من حيازة الأسهم، ويعتقدان بأن هناك علاقة إيجابية بين العرض النقدي وأسعار الأسهم، حيث اتفقا مع فرضية النشاط الحقيقي ولكنهما اختلفا مع فرضية علاوة المخاطر لـ Cornell، حيث تكون الأسهم جذابة إذا كانت عوائدها مرتفعة في حين تكون أقل جاذبية إذا كانت المخاطر المتوقعة من حيازتها مرتفعة. ويرى المؤلفان أن العرض النقدي يؤثر على سوق الأوراق المالية من خلال تأثيره على كل من القيمة الحالية للتدفقات المستقبلية والمخاطر المتوقعة، حيث أن العرض النقدي يؤثر على القيمة الحالية للمستقبلية من خلال تأثيره على معدل الفائدة، لأن التشدد (التقلص) في العرض النقدي يرفع معدل الفائدة الحقيقي وهذا بدوره سيؤدي إلى ارتفاع في معدل الخصم وبالتالي قيمة العوائد المستقبلية تنخفض وبهذا سينخفض سعر السهم.

و خلافاً لنظرية Cornell فرضية علاوة المخاطرة فإن كلاً من Bernanke and Kuttner يعتقدان بوجود ارتباط عكسي بين تغيرات العرض النقدي وعلاوة المخاطرة، وذلك لأن التشدد (التقلص) في العرض النقدي يؤدي إلى ارتفاع علاوة المخاطرة وبالتالي لابد من تعويض المستثمرين لحيازة الأسهم المحفوفة بالمخاطر، لأنه يرمز إلى تباطؤ النشاط الاقتصادي مما يقلل إمكانية تحقيق الأرباح للشركات، وفي هذه الحالة فإن المستثمرين سيحملون المزيد من المخاطر وبالتالي سيطلبون بالمزيد من علاوة المخاطر لحيازة الأسهم، وعلاوة المخاطر تجعل الأسهم أقل جاذبية، الأمر الذي يسبب في انخفاض سعر السهم.

حاولت دراسة (2005) Corrado and Jordan² توضيح العلاقة بين العرض النقدي وأسعار الأسهم التي تعتقد أن أسعار الأسهم تتفاعل بشكل مختلف مع العنصر المتوقع وغير المتوقع في المعروض النقدي، وتشير بأن هذا التفاعل يتوقف على مدى كفاءة الأسواق المالية، حيث أن أنصار فرضية كفاءة

¹Bernanke, Ben S., and Kenneth N. Kuttner. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" Journal of Finance 60.3 (2005): P 57.

² Corrado, Charles J. and Bradford D. Jordan. Fundamentals of Investments. New York: McGraw-Hill Irwin, 2005.

السوق يعتقدون أن أسعار الأسهم تعكس كل المعلومات المتاحة، ويقولون أن التغيرات المتوقعة في العرض النقدي لن تؤثر على أسعار الأسهم، والتغيرات غير المتوقعة في العرض النقدي هي وحدها التي من شأنها أن تؤثر على أسعار الأسهم في السوق، في حين أن المعارضين لأنصار فرضية كفاءة السوق يؤكدون بأن أسعار الأسهم لا تعكس جميع المعلومات المتاحة، وبالتالي فإن التغيرات المتوقعة في العرض النقدي تؤثر أيضاً على أسعار الأسهم.

ودرس¹ Sorensen (1982) تأثير النقود على أسعار الأسهم مع إيلاء اهتمام خاص للتغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي واستخدم في تحليله نموذج الانحدار على مرحلتين two-stage regression model فوجد أن التغيرات غير المتوقعة في العرض النقدي لها تأثير أكبر في سوق الأسهم من التغيرات المتوقعة كما دعم فرضية كفاءة السوق.

كما قام كل من² Bernanke and Kuttner أيضاً بتحليل المكونات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي ولكنهما نظرا في تأثير التغيرات المعلنة وغير المعلنة لمعدلات الفائدة للأموال الفيدرالية على أسعار الأسهم بدلاً من التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي، وباستخدام الملاحظات للأيام التي جرى فيها تغيير معدلات الفائدة على الأموال الفيدرالية تبعاً لاجتماعات لجنة السوق المفتوحة الفيدرالية (FOMC) وبهذه الطريقة فمن السهل التعرف على المكونات المتوقعة وغير المتوقعة من خلال النظر إلى التفاوت بين تقارير اللجنة الفيدرالية والتغير الفعلي في أسعار الفائدة، والنتائج التي توصلوا إليها هي أن رد فعل أسواق الأسهم تكون أعلى للمكونات غير المتوقعة (المفاجئة) في سعر الفائدة على الأموال الفيدرالية، ودعماً لفرضية كفاءة السوق.

وعلى عكس الدراسات السابقة فقد فشل³ Husain and Mahmood (1999) في الحصول على أدلة فيما يتعلق بكفاءة السوق، حيث درسا العلاقة بين التوسع النقدي وعوائد الأسهم في باكستان. واستخدما $m1, m2$ كمتغيرات تابعة ومؤشرات الأسهم لستة قطاعات استخدمت كمتغيرات مستقلة واستخدما اختبار (Augmented Dickey Fuller test) لإيجاد العلاقة بين العرض النقدي والتغيرات

¹ Sorensen, Eric H. "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices." Journal of Financial and Quantitative Analysis 17.5 (1982): 649-662.

² Bernanke, Ben S., and Kenneth N. Kuttner. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" Journal of Finance 60.3 (2005): 1221-57.

³ Husain, Fazal, and Tariq Mahmood. "Monetary Expansion and Stock Returns in Pakistan." Pakistan Development Review 38.4 (1999): 769-775.

في أسعار الأسهم على المدى القصير والطويل، حيث وجدت الدراسة أن التغير في العرض النقدي يسبب تغيرات في أسعار الأسهم على المدى القصير والطويل على حد سواء وهذا يعني أن الأسواق المالية غير كفؤة فيما يتعلق بتغيرات العرض النقدي، ما يعني أن فرضية كفاءة السوق غير دائمة (ليست قائمة).

قسمت دراسة Biniv Maskay العرض النقدي إلى مكونات متوقعة وغير متوقعة وحلت علاقتها مع أسعار الأسهم، وتختلف هذه الدراسة عن السابقة بأنها أضافت متغيرات السيطرة (control variables) وتختلف هذه الدراسة عن دراسة Bernanke and Kuttner بأنها اعتمدت العرض النقدي كمتغير تابع بدلاً من معدل الأموال الفيدرالية في حين أنها تتفق مع دراسة Husain and Mahmood بأنها تحلل أسعار سوق الأسهم الأمريكية مقابل أسعار الأوراق المالية في باكستان.

تأثير التغير في العرض النقدي على أسعار سوق الأسهم¹:

في البداية نقوم باختبار العلاقة بين التغير في العرض النقدي والتغير في أسعار الأسهم، ومن ثم تنفيذ الاختبار من خلال معرفة تأثير التغير الفعلي في العرض النقدي وانعكاسه على مؤشر الأسهم، سنتسح لنا النتائج بتوضيح سلوك أسعار الأسهم كما أوضحه الكينزيين أو كما أوضحته نظرية النشاط الحقيقي، حيث تم استخدام M2 كمتغير للعرض النقدي.

وفيما يلي نعرض النموذج التجريبي للعلاقة بين العرض النقدي M2 ومؤشر الأسهم S&P500

Model 1:

$$S\&P500 = a_1 + a_2 * \text{Actual change in money Supply} + a_3 * \text{Consumer confidence} + a_4 * \text{GDP} + a_5 * \text{unemployment rate}$$

لقد تمت إضافة العديد من المتغيرات للتحكم بالنموذج بالإضافة إلى التغير الفعلي في العرض النقدي. إن لثقة المستهلكين (Consumer confidence) تأثير مهم جداً في سوق الأسهم عندما يكون هؤلاء المستهلكين متفائلين، فالناس عموماً تنخفض ميولهم لتجنب المخاطر، وبالتالي فهم على استعداد أكثر لحيازة الأصول على شكل أسهم، وهي الخطوة الأكثر خطورة من حيازة الأصول على شكل أصول نقدية أو حيازة الأوراق المالية ذات الدخل الثابت مثل السندات، لذلك يزداد الطلب على الأسهم وترتفع

¹ p7, مرجع سبق ذكره, Biniv, '07, Maskay

أسعارها. والعكس صحيح في حال انخفاض الثقة، لذا فمن المتوقع أن تكون العلاقة إيجابية بين ثقة المستهلكين وأسعار سوق الأسهم.

وتمت إضافة الناتج المحلي الإجمالي (GDP) الحقيقي إلى هذا النموذج كمتغير للتحكم (سيطرة)، لأن معظم الصناعات تابعة للدورة الاقتصادية بطبيعتها، معنى هذا أن الشركات العاملة في القطاع الصناعي تكون ذات أداء جيد إذا كان الوضع الاقتصادي جيداً والعكس صحيح. إذا كان الناتج المحلي الإجمالي مرتفعاً ستميل أسعار الأسهم عموماً إلى الارتفاع، لذلك فإن الناتج المحلي الإجمالي هو من العوامل المهمة في تحديد أسعار الأسهم والتي يجب أن يتضمنها هذا النموذج. ما يعني أنه من المتوقع وجود علاقة إيجابية بين أسعار الأسهم والناتج المحلي الإجمالي.

يعد معدل البطالة (unemployment rate) أيضاً متغيراً مهماً، لأنه العامل الرئيسي الذي يحدد الطلب على الأسهم، فعندما يكون معدل البطالة منخفضاً، سيرتفع عدد الناس القادرين على امتلاك أسهم الشركات. أي سيزداد الطلب على الأسهم مما سيرفع من أسعارها. ويعد معدل البطالة أيضاً الوسيط (proxy) للطلب الكلي في الاقتصاد الكلي. فعندما يكون معدل البطالة منخفضاً والطلب الكلي مرتفعاً فهذا مؤشر إلى وجود بيئة صحية لعمل الشركات، لذا فمن المتوقع وجود علاقة سلبية بين أسعار الأسهم ومعدلات البطالة.

تأثير التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي على أسعار الأسهم¹:

قامت دراسة Maskay على استخدام نموذج الانحدار على مرحلتين (two-stage regression model) لتوضيح العلاقة بين التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي على أسعار الأسهم، باستخدام المتغيرات التالية (العرض النقدي، معدل البطالة، الإنفاق الحكومي الفيدرالي).

$$DM_t = a_0 + a_1 * DM_{(t-1)} + a_2 * DM_{(t-2)} + a_3 * DM_{(t-3)} + a_4 * DM_{(t-4)} \\ + a_5 * DM_{(t-5)} + a_6 * DM_{(t-6)} + a_7 * UN_{(t-1)} + a_8 * UN_{(t-2)} \\ + a_9 * UN_{(t-3)} + a_{10} * FEDV_t$$

¹P9، مرجع سبق ذكره. Biniv '07، Maskay

حيث:

$$DM_t = M2_t - M2_{t-4}$$

يعرف DM_t بأنه الفرق بين التغير في العرض النقدي في الربع (t) والتغير في العرض النقدي في ذات الربع للعام السابق، وبعبارة أخرى يتم تعريف (DM_t) على أنه الفرق في الكتلة النقدية الربع سنوية مقارنة بالعام السابق.

$$UN_t = \log(\text{unemploymentrate}_t / (1 - \text{unemploymentrate}_t))$$

تم استخدام معدل البطالة في النموذج لالتقاط استجابة لسياسة النقدية للتقلبات الدورية في العرض النقدي، فمن الممكن أن يؤدي ارتفاع معدل البطالة إلى إتباع البنك المركزي سياسة نقدية سهلة (توسعية) مما يعني الزيادة في العرض النقدي، وبالنتيجة نتوقع وجود علاقة إيجابية بين معدل البطالة والعرض النقدي.

$$FEDV_t = \log(\text{realfederalexpenditure}_t) - \log(FED * _t)$$

لقد تمت إضافة الإنفاق الحكومي إلى النموذج للسيطرة على السياسة المالية بما في ذلك تمويل النفقات الحكومية من خلال خلق النقود، لذا فمن المتوقع وجود علاقة إيجابية بين الإنفاق الحكومي والعرض النقدي.

$$\log(FED * _t) = 0.2(\log(FED_t)) + 0.8(\log(FED *_{t-1}))$$

حيث:

FED_t الإنفاق الحكومي الفعلي في الوقت t

FED^*_{t-1} الإنفاق الحكومي المتوقع في الوقت t-1

استخدم Barro $\log(FED * _t)$ لحساب نموذج التوقعات التكيفية adaptive expectations model والتي تفترض أن ما سيحدث في المستقبل يعتمد على ما حدث في الماضي، بالتالي يمكن الحصول على لوغاريتم الإنفاق الحكومي المتوقع في الوقت t من خلال المجموع المرجح للوغاريتم الإنفاق الحكومي الفعلي في الوقت t بوزن 0.2 ولوغاريتم الإنفاق الحكومي المتوقع في الوقت t-1 بوزن 0.8.

رياضياً تصاغ العلاقة بين التغيرات الفعلية المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي على النحو التالي:

التغيرات غير المتوقعة في العرض النقدي تساوي

$$= DM_t - DM_t^*$$

حيث:

DM_t : التغيرات الفعلية في العرض النقدي

DM_t^* : التغيرات المتوقعة في العرض النقدي في المعادلة الثانية

يمكن للتغيرات غير المتوقعة في العرض النقدي أن تكون ايجابية أو سلبية، إذا كان التغير الفعلي في العرض النقدي أكبر من التغير المتوقع، فالفرق الناتج هو عبارة عن التغير غير المتوقع الإيجابي في العرض النقدي. ومن ناحية أخرى، إذا كان التغير الفعلي أقل من التغير الذي تتبأ به النموذج فإن التغير غير المتوقع سيكون سالباً. ومعرفة الفرق بين العرض النقدي الإيجابي والسلبي أمر بالغ الأهمية، لأنه يتيح لنا تقييم تأثير كل متغير على أسعار الأسهم. وإذا كان لدينا متغير واحد فإن التغيرات غير المتوقعة الإيجابية قد تعوض عن التغيرات غير المتوقعة السلبية وبالتالي فإن النتائج ستكون غامضة. رياضياً لنرى ما إذا كانت فرضية كفاءة السوق قائمة أم لا، سنعكس تأثير التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي على مؤشر الأسهم S&P 500 .

Model 2:

$$\begin{aligned} S\&P500 = & b_1 + b_2 * \text{anticipatedchangeinM2} + b_3 \\ & * \text{unanticipatedpositivechangeinM2} + b_4 \\ & * \text{unanticipatednegativechangeinM2} + b_5 \\ & * \text{consumerconfidence} + b_6 * \text{GDP} + b_7 * \text{unemployment} \end{aligned}$$

نلاحظ أن متغيرات التحكم (control variables) التي تمت إضافتها إلى النموذج الثاني هي ذاتها المضافة للنموذج الأول، وعلامات التوقع لكل متغير من متغيرات التحكم في هذا النموذج هي ذاتها في النموذج الأول، وينبغي أن تبين لنا نتائج هذا النموذج اتجاه التغيرات في أسعار سوق الأسهم الناجمة عن التغير غير المتوقع الإيجابي والسلبي في العرض النقدي وكذلك الفرق في تأثير كل منهما.

المبحث الرابع: قناة الارتباط بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم

إن مسألة ما إذا كانت أسعار الأسهم ومعدلات الفائدة متصلة أم لا، هي مسألة مهمة وخاصة مع زيادة التجارة الدولية واندماج الأسواق المالية العالمية. فإذا كانت أسعار الأسهم ترتبط بمعدلات الفائدة والعلاقة السببية تتجه من معدلات الفائدة إلى أسعار الأسهم بذلك يمكن الوقاية من أزمات الأسواق المالية من خلال التحكم بمعدلات الفائدة، إضافة إلى إمكانية استعادة البلدان النامية واستغلال هذا الرابط (القناة) لجذب استثمارات المحافظ الأجنبية في بلدانهم، وبالمثل إذا كانت السببية تتجه من أسعار الأسهم إلى معدلات الفائدة، فذلك يمكن السلطات من التركيز على السياسة الاقتصادية المحلية لتحقيق الاستقرار في الأسهم.

وكما نعلم إن سعر الفائدة هو السعر المدفوع على الأموال المقترضة التي بدورها تستثمر في الأنشطة الاقتصادية بهدف توليد العوائد بشكل مستمر، ويتم تحديد سعر الفائدة في أي بلد بواسطة عدة عوامل، فالنظرية الرئيسية هي الطلب على النقود والعرض النقدي، وتشمل بعض العوامل الأخرى مثل النمو الاقتصادي والسياسة النقدية المتبعة من قبل البنوك المركزية ومعدل التضخم وغيرها.

يستخدم البنك المركزي أسعار الفائدة عادة كوسيلة للحد من التضخم في الاقتصاد، فإذا قام البنك المركزي بتغيير أسعار الفائدة للحد من التضخم فإنه يؤثر بشكل غير مباشر على أداء سوق الأسهم، وفي نهاية المطاف سيكون لذلك تأثير على التنمية الاقتصادية الشاملة للدولة وهكذا فإن تحديد سعر الفائدة الأمثل (المثالي) هو قرار سياسي مهم جداً ويتوجب أن يُتخذ بشكل منتظم، ولذلك فإن مجلس إدارة البنك المركزي النقدي يجتمع كل شهر من أجل اتخاذ قرار بشأن أسعار الفائدة المناسبة للاقتصاد البلد.

يؤثر التغيير في أسعار الفائدة تأثيراً كبيراً على حركة أسعار الأوراق المالية المتداولة في البورصة سواء كانت أسهماً أم سندات.

إن تأثير سعر الفائدة على الأوراق التي يتكون عائدها من تدفق ثابت كالسندات والأسهم الممتازة يكون أكبر، لأن ارتفاع أسعار الفائدة يجعل من هذه الأوراق المالية غير تنافسية مما يؤدي إلى قيام المستثمرين بالتخلص منها بالبيع واللجوء إلى توظيف الأموال في استثمارات تدر عائداً أعلى، وبالتالي فإن توقع ارتفاع أسعار الفائدة ينتج عنه ما يلي:

- تقادي الاستثمار ذو الدخل الثابت.

- التلخص من الأوراق المالية الخاصة بالمؤسسات المالية مثل البنوك وشركات التأمين التي تتأثر أرباحها كثيراً بتغيرات أسعار الفائدة

- التلخص من الأوراق المالية العائدة للشركات العاملة في الصناعات الدورية والسلع المعمرة حيث أن اقتناءها يتطلب إنفاقاً كبيراً من طرف المستهلك ويجبره على اللجوء للاقتراض من أجل ذلك، وبالتالي فإن ارتفاع أسعار الفائدة يؤدي إلى تأجيل شراء السلع فينخفض حجم مبيعات هذه الشركات من جهة، ومن جهة أخرى فإن تكلفة الحصول على الأموال من طرف هذه الشركات ترتفع بسبب ارتفاع معدلات الفائدة، وكنتيجة لهذين العاملين تنخفض الأرباح وتنخفض معها أسعار الأسهم

وبشكل عام يمكن القول بأن توقع ارتفاع أسعار الفائدة يؤدي إلى انخفاض أسعار الأوراق المالية، فعلى سبيل المثال في حال ارتفاع أسعار الفائدة فعلى المستثمر أن يشتري استثمارات أكثر سيولة وأدوات دين ذات مدة استحقاق قصير مثل أدونات الخزينة وأسهم صناديق الاستثمار والودائع¹.

وقد نال تأثير تغيرات معدلات الفائدة على قيم الشركات اهتماماً كبيراً من قبل الاقتصاديين خلال العقود القليلة الماضية، وركزت العديد من الدراسات على القطاع المصرفي نظراً لطبيعته الخاصة في أعمال الوساطة المالية ولاسيما عدم التزامن بين استحقاقات الأصول والخصوم المالية للبنوك، أي تمويل القروض طويلة الأجل من الودائع قصيرة الأجل وبالنظر إلى هذه الأسباب التي تم تحديدها والتي عادةً ما تكون العامل الرئيس المسؤول عن ارتفاع حساسية معدل فائدة البنوك.

ومع ذلك قد يكون لتقلبات أسعار الفائدة أيضاً تأثير كبير على قيم الشركات غير المالية من خلال عدة قنوات²:

أولاً: إن ارتفاع معدل الفائدة يؤدي إلى ارتفاع نفقات الفوائد للشركات التي تعمل ضمن رافعة مالية مرتفعة (الشركات التي تعتمد بنسبة مديونية مرتفعة) ونتيجة لارتفاع نفقات الفوائد تنخفض التدفقات النقدية المتاحة لتوزيعات الأرباح في المستقبل وبالنتيجة تنخفض أسعار أسهم هذه الشركات.

¹ حماد، طارق عبد العال، تحليل الفني والتحليل الأساسي للأوراق المالية، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2006، ص 105-106.

²P. Moya-Martínez, R. Ferrer-Lapeñab,* and F. Escribano-Sotosa Relationship between interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet based Approach, 2013, P5.

ثانياً: تؤثر تقلبات أسعار الفائدة على القيمة السوقية للأصول والخصوم المالية المحتفظ بها من قبل الشركات غير المالية.

ثالثاً: تؤثر تحركات أسعار الفائدة على تكلفة الفرصة البديلة للاستثمار في الأسهم، حيث أن ارتفاع معدلات الفائدة يجعل الاستثمار في السندات أكثر جاذبية نظراً لخصائصها من ناحية العوائد والمخاطر وهذا قد يدفع المستثمرين إلى تعديل محافظهم الاستثمارية عن طريق شراء السندات وبيع الأسهم، ما يؤثر سلباً على أسعار الأسهم.

رابعاً: قد تؤثر تغيرات معدلات الفائدة على مستوى النشاط الحقيقي في الاقتصاد على المدى القصير والمتوسط. وهذا بدوره يؤثر على أسعار الأسهم نتيجة التغير في توقعات التدفقات النقدية المستقبلية.

أما بالنسبة لحملة الأسهم، فقد يؤدي ارتفاع معدل الفائدة إلى ميل معدلات النمو الاقتصادي نحو التراجع، وذلك بسبب ارتفاع تكلفة الاقتراض، والذي من شأنه أن يخفض من مستويات الطلب الكلي، وعندما ينخفض مستوى الطلب الكلي ومن ثم معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي، تنخفض أرباح الشركات وهو ما يدفع الشركات إلى توزيع أرباح أقل أو ربما تحقيق خسائر، ما يؤثر سلباً على أسعار الأسهم في أسواق الأوراق المالية. من ناحية أخرى، إن ارتفاع أسعار الفائدة يجعل من الإيداع في البنوك بديلاً أكثر جاذبية من الاستثمار في الأسهم وتحمل قدر أكبر من المخاطرة نتيجة لذلك يقل الطلب على الأسهم في أسواق الأوراق المالية والسبب في ذلك هو تفضيل الإيداع في البنوك كوسيلة لاستثمار المدخرات على الأسهم.

وأغلب نتائج الدراسات أقرت بوجود علاقة عكسية بين سعر الفائدة وأسعار الأسهم وذلك يعود لعدة أسباب في عملية تقييم الأسهم، ففي البداية يتم تحديد معدل الخصم والذي بدوره يعكس كل من القيمة الزمنية للنقود ومخاطر السهم، وتمثل معدل العائد الخالي من المخاطرة القيمة الزمنية للنقود، وتمثل علاوة المخاطرة التعويض عن المخاطرة ويتم قياسها بالمقارنة مع المعدل الخالي من المخاطرة، ويعتبر معدل الخصم المقرر من قبل المستثمر باعتباره معدل العائد المطلوب¹، تعد نظرية تسعير الأصول الرأسمالية واحدة من النماذج التي تحدد معدل العائد المطلوب:

$$E(Ri) = RF + \beta i[E(RM) - RF]$$

¹Stowe, J. D., Robinson, T. R., Pinto, J. E., and McLeavey, D. W. (2007), Equity Asset Valuation, New Jersey, John Wiley & Sons, Inc. p. 47

$E(R_i)$: العائد المتوقع على الأصل i

RF : معدل العائد الخالي من المخاطرة

$E(RM)$: العائد المتوقع لمحفظة السوق

β_i : بيتا

يصف النموذج أعلاه العلاقة بين المخاطر والعائد المتوقع، ويحسب معدل العائد المطلوب لتسعير الأصول المالية المحفوفة بالمخاطر، مما سبق نلاحظ أهمية تحديد معدل العائد المطلوب في عملية التقييم، لأن التغير في أسعار الفائدة تؤثر على القيمة الاسمية للسهم عن طريق التأثير على معدل العائد المطلوب من قبل المستثمر¹، ويمكن تطبيق DDM لتحديد قيمة الأسهم.

$$V_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+r)^t}$$

V_0 : القيمة الحالية لتوزيعات الأرباح

r : معدل العائد المطلوب

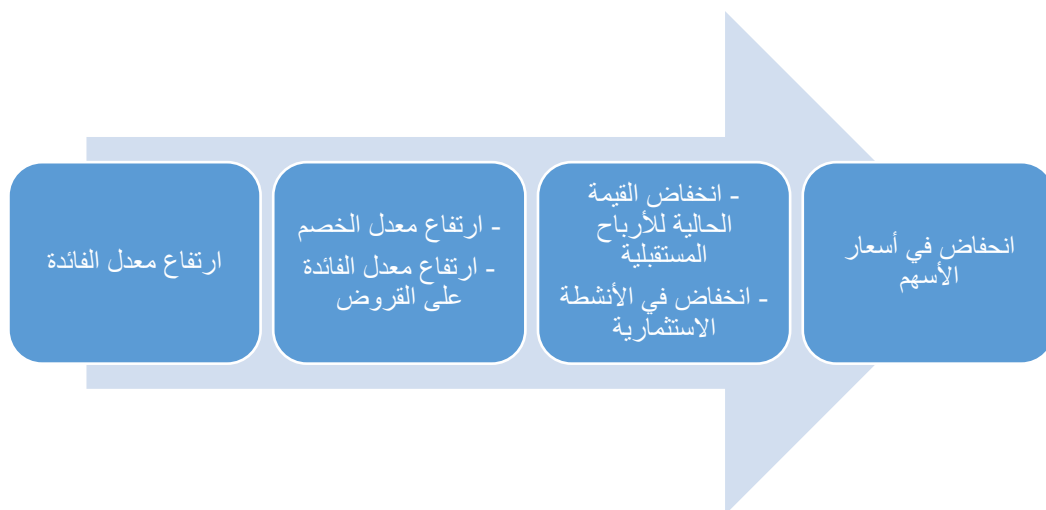
وكما قام البنك المركزي بتعديل أسعار الفائدة الرئيسية، فإن معدل العائد الخالي من المخاطرة يتغير، مثال إذا ارتفعت أسعار الفائدة فإن معدل العائد من المخاطرة يرتفع أيضاً، ومن شأن ذلك أن يرفع من معدل السوق في حال بقاء العوامل الأخرى ثابتة. مما سبق نرى أن السعر المستهدف للسهم يجب أن ينخفض نتيجة ارتفاع معدل العائد المطلوب والعكس صحيح. ففي حال انخفاض معدلات الفائدة مع بقاء العوامل الأخرى ثابتة يؤدي ذلك إلى ارتفاع سعر السهم المستهدف لأن معدل العائد المطلوب قد انخفض وبالإضافة إلى ذلك فإن معدل العائد المطلوب يرتفع إذا ما ارتفعت علاوة المخاطر.

بالإضافة إلى ما سبق تؤثر أسعار الفائدة على أنشطة الشركة، لأن أي ارتفاع في أسعار الفائدة سيؤدي إلى ارتفاع في تكاليف رأس المال بالنتيجة يتوجب على الشركة العمل بجهد لتوليد عوائد في بيئة الفائدة المرتفعة. وإلا فإن تضخم مصروف الفائدة سيخفض من الأرباح المتحققة وبالتالي انخفاض في التدفقات النقدية وارتفاع في معدل العائد المطلوب من قبل المستثمر ويطرجم كل ما سبق إلى انخفاض في القيمة العادلة لسهم الشركة.

ص 7، مرجع سبق ذكره، EMRAH OZBAY¹

وعلاوة على ذلك، إذا كانت تكاليف أسعار الفائدة مرتفعة إلى مستوى تواجه فيها الشركة مشاكل في سداد ديونها فقد يكون بقاء الشركة مهدداً وفي هذه الحالة، فإن المستثمرين يطالبون بعلاوة مخاطر أعلى ونتيجة لذلك فإن القيمة العادلة ستشهد المزيد من الانخفاض.

ويعتقد الخبراء الكينزيين بوجود علاقة سلبية بين أسعار الفائدة وأسعار الأوراق المالية، وذلك لأن ارتفاع سعر الفائدة يقلل من القيمة الحالية للأرباح المستقبلية نتيجة لارتفاع معدل الخصم مما يؤدي إلى انخفاض في أسعار الأسهم إضافة إلى انخفاض في حجم الاستثمارات نتيجة ارتفاع الفوائد على القروض بدافع القيام بالأنشطة الاستثمارية. وعلى العكس يؤدي انخفاض أسعار الفائدة إلى انخفاض تكلفة الفرصة البديلة للاقتراض، وينتج عن هذا الانخفاض تحفيز الاستثمارات والأنشطة الاقتصادية التي من شأنها أن تتسبب في ارتفاع أسعار الأسهم. كذلك الأمر بالنسبة إلى معدل الخصم بانخفاض أسعار الفائدة، حيث ستخفض معدلات الخصم ما يؤثر إيجابياً على القيمة الحالية للتدفقات المستقبلية ومن هنا تتوضح لنا العلاقة العكسية بين عوائد الأسهم وأسعار الفائدة والموضح في الشكل رقم (2-3).



الشكل رقم (2.3) العلاقة بين عوائد الأسهم وأسعار الفائدة من وجهة نظر الكينزيين

من الناحية النظرية يؤثر سعر الفائدة سلباً على أداء سوق الأسهم، وذلك لأن الزيادة في سعر الفائدة من شأنه أن يجعل المستثمرين يتجنبون المخاطر العالية بالاستثمار في سوق الأسهم وميلهم للاستثمار في الأصول ذات المخاطر المنخفضة التي تحمل فائدة ثابتة مثل الودائع الثابتة وشهادات الادخار وأذونات الخزينة¹. نقصد بذلك أن الطلب على استثمارات سوق الأسهم ذات المخاطر المرتفعة تنخفض إذا ارتفع

¹ French, K.R., Schwert, G.W. and Stanbaugh, R.F. "Expected Stock Returns and Volatility" Journal of Financial Economics, (1987), Vol. 19 Issue 1, pp. 3-29.

سعر الفائدة، وبالتالي ستخفيض أسعار الأسهم نتيجة لانخفاض الطلب عليها، والعكس صحيح في حال انخفاض سعر الفائدة يؤدي ذلك إلى زيادة الطلب على الأسهم وبالتالي زيادة أسعارها.

وأوضحت الدراسات التجريبية (Lyngne and Zumwalt, 1980; Prasad and Rajan, 1995;) وأيضاً (Dinenis and Staikouras, 1998; Reilly et al., 2007) عموماً بوجود التأثير السلبي الكبير لتغيرات أسعار الفائدة في السوق على عوائد الأسهم في كل من الشركات المالية وغير المالية، رغم ذلك تشير بعض الدراسات الأخرى (Ryan and Worthington, 2004; Czaja et al., 2009;) (Korkeamäki, 2011) إلى انخفاض التعرض إلى مخاطر تقلبات أسعار الفائدة على مر الزمن ويرجع ذلك إلى زيادة توافر مشتقات أسعار الفائدة والتوسع في أسواق سندات الشركات التي لعبت دوراً حاسماً في هذا السياق.

وأوضحت بعض الدراسات (Oertmann et al., 2000; Bartram, 2002; Czaja et al., 2009; Ferrer et al., 2010) أن حساسية عوائد الأسهم لتحركات أسعار الفائدة طويلة الأجل أكبر بكثير من حساسيتها لتحركات أسعار الفائدة قصيرة الأجل، بالإضافة إلى ذلك، تعرف الشركات غير المالية في الصناعات الخاصة بالتنظيم أو المثقلة بالديون مثل المرافق والكهرباء والعقارات والتكنولوجيا والاتصالات السلوكية واللاسلكية بأنها عموماً أكثر حساسية لمعدلات الفائدة لسببين رئيسيين:

أولاً: الأرباح حيث أن أسعار أسهم الشركات المثقلة بالديون تعتمد بقوة على تطورات معدل الفائدة وذلك لأن تكلفة ديونها ترتبط مباشرة بمستوى معدل الفائدة.

ثانياً: تتأخر شركات التنظيم مثل المرافق في تعديل أسعار منتجاتها وخدماتها نتيجة لارتفاع التكاليف بسبب القيود المفروضة عليها من قبل المنظمين وهذا يساهم في تعزيز الأثر السلبي لارتفاع أسعار الفائدة على أسعار أسهم هذه الشركات¹.

¹ P. Moya-Martínez, R. Ferrer-Lapeñab,* and F. Escribano-Sotosa, "Relationship between interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet-based approach", Universidad de Castilla-La Mancha, Working Papers, 2013, P 5.

خلاصة:

استعرض هذه الفصل قنوات الربط وفقاً للنظرية الاقتصادية لكل متغير من المتغيرات النقدية قيد الدراسة وتأثيرها على عوائد الأسهم. حيث اختلفت الآراء والنظريات حول طبيعة كل متغير من المتغيرات وآلية تأثيرها على عوائد الأسهم كالتالي: تطرق المبحث الأول لأثر معدل التضخم على عوائد الأسهم، وعرض أربع فرضيات (فرضية تأثير الضريبة، فرضية Fisher، فرضية FED، فرضية Fama) قسم منها أقر بوجود علاقة سلبية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم في حين أن القسم الآخر أقر بوجود علاقة إيجابية.

تناول المبحث الثاني أثر سعر الصرف على عوائد الأسهم، حيث أن أغلب النظريات الاقتصادية أقرت بوجود علاقة سلبية بين معدل الصرف وعوائد الأسهم وبالأخص بالنسبة لأسهم الشركات التي تعمل على النطاق الدولي، وتعددت الدراسات التي تناولت دراسة العلاقة بين أسعار الصرف وعوائد الأسهم فمنها من أكد وجود علاقة ذات دلالة إحصائية في حين أن القسم الآخر أقر بعدم وجود علاقة، وبالتالي فطبيعة العلاقة بين هذين المتغيرين تختلف من بلد لآخر ومن وقت لآخر.

عرض المبحث الثالث اختلاف وجهات نظر الكينزيين واقتصاديي النشاط الحقيقي حول طبيعة العلاقة بين متغير العرض النقدي وعوائد الأسهم، وفقاً للكينزيين فإن التغير في العرض النقدي سوف يؤثر على أسعار الأسهم فقط إذا كان التغير في العرض النقدي يؤدي إلى تغير التوقعات المستقبلية حول السياسة النقدية المستقبلية، والعلاقة سلبية بين العرض النقدي وعوائد الأسهم. في حين أن اقتصاديي النشاط الحقيقي يقولون إن الزيادة في العرض النقدي تعني أنه سيزداد الطلب على النقود تحسباً لزيادة في النشاط الاقتصادي، حيث أن الزيادة في النشاط الاقتصادي سترفع التوقعات بشأن تحقيق الأرباح والذي بدوره سيؤثر على أسعار الأسهم بالارتفاع، والعلاقة إيجابية بين العرض النقدي وعوائد الأسهم. وتناول المبحث الثالث أيضاً تأثير التغيرات المتوقعة وغير المتوقعة في العرض النقدي على أسعار الأسهم. أما بالنسبة للمبحث الرابع فقد تضمن شرح للعلاقة بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم، من خلال عرض آلية انتقال تغيرات في سعر الفائدة على عوائد الأسهم وتفسير النظرية الاقتصادية لطبيعة هذه العلاقة، تأثير التغيرات سعر الفائدة قصير الأجل على الشركات المالية وغير المالية وعلى سوق السندات. وبعد دراسة النظرية لآلية انتقال أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم، وعرض النظريات

الاقتصادية المختلفة، سنحاول اختباره إحصائياً وتقديم تفسير لأثر هذه المتغيرات على عوائد الأسهم في الأسواق المالية الناشئة ضمن الدول التي تناولتها هذه الدراسة في الفصل الثالث.

الفصل الثالث

المبحث الأول: إجراءات ومنهجية الدراسة

المبحث الثاني: أولاً: دراسة تطبيقية لبورصة اسطنبول

ثانياً: دراسة تطبيقية للبورصة المصرية

ثالثاً: دراسة تطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية

المبحث الأول: إجراءات ومنهجية الدراسة

إجراءات ومنهجية الدراسة

مقدمة:

قامت الباحثة في هذا المبحث باستعراض منهجية الدراسة القياسية التي تدرس تأثير المتغيرات النقدية التالية: معدل التضخم، سعر الصرف، العرض النقدي، معدل الفائدة قصير الأجل كمتغيرات مستقلة، وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية الناشئة في البلدان التالية (سورية، مصر، تركيا) كمتغير تابع.

وذلك باستخدام أسلوب الانحدار المتعدد المراحل Stepwise Multiple Regression Analysis وأسلوب Least Squares with breakpoints (BREAKLS) من خلال تطبيق البرنامج الإحصائي (e views8).

أولاً: متغيرات الدراسة:

يتضمن كل نموذج أربع متغيرات مستقلة تعبر عن المتغيرات النقدية ندرجها كآلاتي:

1- معدل التضخم: تم استخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (Costumer price index) للتعبير عن معدلات التضخم حيث يتم استخدامه في العديد من الدراسات والبحوث التطبيقية وسيرمز لهذا المتغير بالرمز (INF).

2- سعر الصرف: تم الاعتماد على سعر صرف العملة المحلية لكل دولة مقابل الدولار الأمريكي على اعتبار الدولار من العملات المتداولة على نحو واسع في معظم دول العالم، وقد رمزنا لهذا المتغير بالرمز (EX).

3- العرض النقدي: تم الاعتماد على التعريف الواسع للنقود (M2) في هذه الدراسة، ورمزنا لهذا المتغير بـ (M2).

4- سعر الفائدة قصير الأجل: اعتمدت الدراسة في هذا الجانب سعر الفائدة قصير الأجل على الودائع، على اعتبار أن هذه الأخيرة توضح المتغيرات الآنية في سوق الأوراق المالية كونها تتصف بسعر فائدة مرن، ورمزنا لهذا المتغير بـ (R).

المتغير التابع: عوائد الأسهم في الأسواق المالية الناشئة (سورية، مصر، تركيا)، ورمزنا لهذا المتغير بـ (INDEX).

المبحث الثاني

أولاً: دراسة تطبيقية لبورصة اسطنبول

ثانياً: دراسة تطبيقية للبورصة المصرية

ثالثاً: دراسة تطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية

أولاً: دراسة تطبيقية لبورصة اسطنبول

تم تأسيس بورصة اسطنبول في 26 تشرين الثاني 1985 لغرض ضمان الأوراق المالية المتداولة في بيئة آمنة ومستقرة، وبدأ العمل فيها في 3 كانون الثاني 1986، وساهمت سوق اسطنبول للأوراق المالية في تطوير أسواق رأس المال التركية الحديثة والاقتصاد التركي منذ بدأ إنشاؤها.

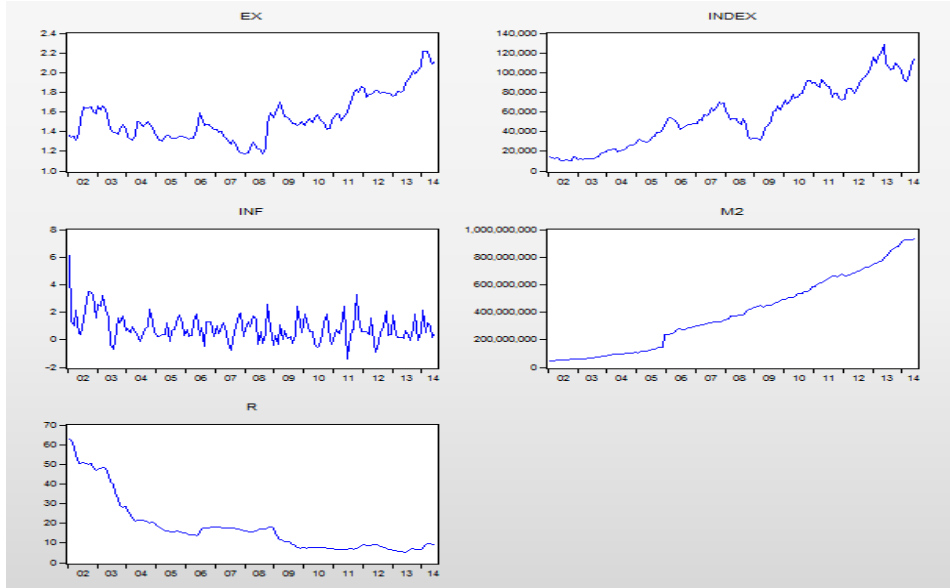
وقد تم تصميم مؤشر الأسهم لسوق اسطنبول التركي لقياس الأسعار وعوائد أداء الأسهم المتداولة في البورصة على الأساس الكلي والقطاعي، ويعد مؤشر ISE-100 المؤشر القياسي للسوق الوطنية التركية.

1- مصادر بيانات متغيرات النموذج وفترة الدراسة:

أخذت بيانات الدراسة على أساس شهري، وتتكون هذه السلسلة من 150 مشاهدة ممتدة من 1/2002 إلى 6/2014 وتم الحصول على هذه البيانات من موقع بورصة اسطنبول¹ والنشرات الربعية للمصرف التركي المركزي².

2- دراسة وصفية وتحليلية للمتغيرات:

الشكل رقم (1-3) التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة في بورصة اسطنبول



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

¹ www.borsaistanbul.com الموقع الرسمي لبورصة اسطنبول

² www.tcmb.gov.tr الموقع الرسمي للبنك المركزي التركي

نلاحظ من الشكل السابق بأن متغير العرض النقدي وسعر الصرف ومؤشر عوائد الأسهم ينمو بمعدل إيجابي مع مرور الزمن باستثناء السنوات التي مر بها الاقتصاد التركي بالأزمات الاقتصادية ومنها 2002 و2008. أما بالنسبة لمنحنى سعر الفائدة قصير الأجل فأننا نلاحظ أنه يتجه بانخفاض مع مرور الزمن ونلاحظ بأن منحنى التضخم مستقر عبر الزمن.

3- اختبارات التوزيع الطبيعي للمتغيرات:

يهدف هذا الاختبار إلى الكشف عن إمكانية توزيع معاملات دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للبقايا، وفق التوزيع الطبيعي، بوسط معدوم وتباين يساوي $\frac{1}{n}$ (حيث: n عدد مشاهدات السلسلة)، ويتم ذلك بيانياً أو حسابياً.

- بيانياً: وذلك عن طريق ملاحظة معالم دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للبقايا التي يجب أن تقع داخل مجال معنوية معبراً عنه بخطين متوازيين.
- حسابياً: هناك العديد من الاختبارات ومن أهمها:

3-1 اختبار الالتواء (skewness)

يعطي مقياس الالتواء فكرة عن مدى تمركز قيم المتغيرات، فإذا ما كانت قيم هذا المتغير تتمركز باتجاه القيم الصغرى أكثر من تمركزها باتجاه القيم الكبيرة فإن توزيع هذا المتغير ملتو نحو اليمين وتكون قيمة الالتواء موجبة، أما إذا كان العكس فإن هذا الالتواء يكون سالباً أو ملتوياً نحو اليسار وقيمة الالتواء سالبة، أما إذا كانت قيمة معامل الالتواء صفراً فإن التوزيع يكون طبيعياً.

وتكون صيغة هذا الاختبار كما يلي:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}}$$

$$\beta_1^{1/2} \rightarrow N\left(0; \sqrt{\frac{6}{n}}\right) \text{ حيث } \beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$$

ويتم الحكم كما يلي: (تقارن بـ1.96)

$|v_1| > 1.96$ إذن: نقبل الفرضية H_0 وهذا يعني أن التوزيع غير طبيعي.

$|v_1| < 1.96$ إذن: نقبل الفرضية H_1 وهذا يعني أن التوزيع طبيعي.

2-3 التفلطح (kurtosis)

يقصد بالتفلطح مقدار التذبذب (الانخفاض أو الارتفاع) في قمة المنحنى مقارنة بقمة منحنى التوزيع الطبيعي: وتكون قيمة معامل التفلطح تساوي 3 في حالة التوزيع الطبيعي المعتدل. وتكون صيغة هذا الاختبار كما يلي:

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}}$$

$$\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k \text{ و } \beta_2 \rightarrow N \left(3; \sqrt{\frac{24}{n}} \right) \quad : \text{ حيث } \beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

ويتم الحكم كما يلي: (تقارن بـ 1.96)

$|v_2| > 1.96$ إذن: نقبل الفرضية H_0 وهذا يعني أن التوزيع غير طبيعي.

$|v_2| < 1.96$ إذن: نقبل الفرضية H_1 وهذا يعني أن التوزيع غير طبيعي.

3-3 اختبار جاك-بيرا Jarque-Bera

للتحقق من مدى اقتراب البيانات من توزيعها الطبيعي (Normal Distribution) تم استخدام اختبار Jarque-Bera المعلمي، وتكون قاعدة القرار قبول الفرضية العدم بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي إذا كانت احتمالية اختبار Jarque-Bera أكبر من 0.05.

ويتكون هذا الاختبار من الاختبارين السابقين ويتم وفق:

إذا كان: $J - B < x_{(1-a)}^2(2)$ نقبل الفرضية H_0 وهذا يعني أن التوزيع غير طبيعي.

إذا كان: $J - B > x_{(1-a)}^2(2)$ نقبل الفرضية H_1 وهذا يعني أن التوزيع طبيعي.

حيث :

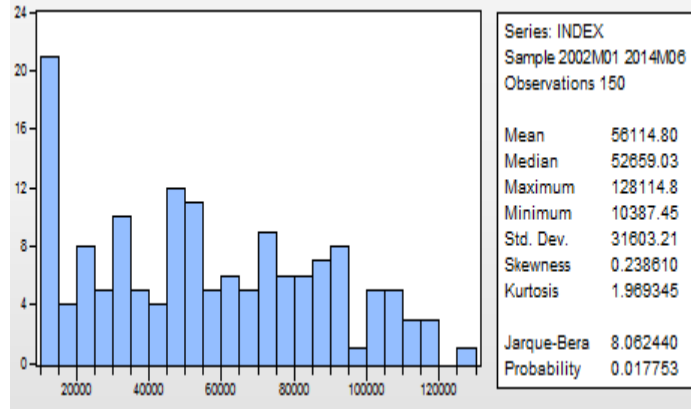
$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2$$

حيث أن قيمة كاي تربيع عند درجة حرية (2) عند مستوى دلالة 5% كالتالي:

$$x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

1-دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة INDEX:

الشكل رقم(2-3) معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة INDEX



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.238610}{\sqrt{\frac{6}{150}}} = 1.19305 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة INDEX

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{1.969345 - 3}{\sqrt{\frac{24}{150}}} = -2.5766 < 1.96$$

لدينا $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة INDEX

➤ اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra): من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع

الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بييرا s :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

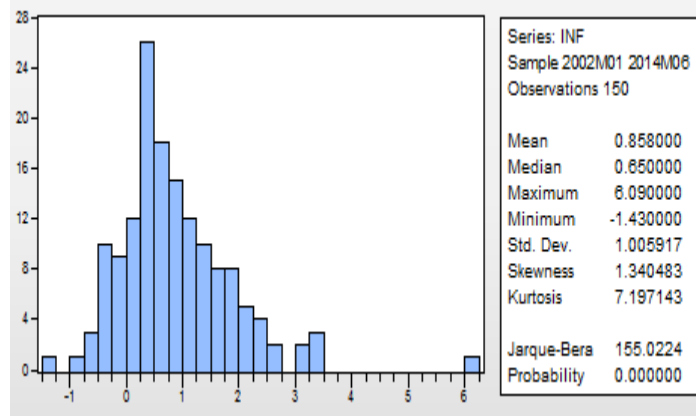
$$s = \frac{150}{6} 0.238610 + \frac{150}{24} (1.969345 - 3)^2$$

$$= 5.96525 + 6.63906 = 12.604 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra لسلسلة INDEX.

2- دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة INF:

الشكل رقم (3-3) معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة INF



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{1.340483}{\sqrt{\frac{6}{150}}} = 6.702415 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_1$ ومنه نرفض فرضية التناظر لسلسلة INF

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{7.197143 - 3}{\sqrt{\frac{24}{150}}} = 10.4928 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_2$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة INF

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا S :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2_{(1-a)}$$

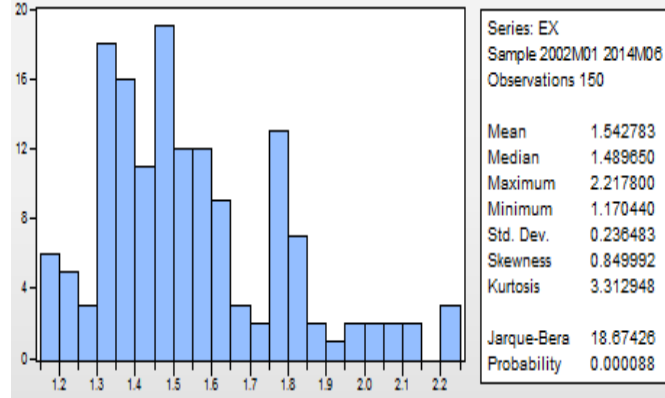
$$s = \frac{150}{6} 1.340483 + \frac{150}{24} (7.197143 - 3)^2$$

$$= 33.5120 + 110.1016 = 143.61363 > \chi^2_{(1-a)}(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة INF عند مستوى معنوية 5%.

3-دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة EX

الشكل رقم(3-4) معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة EX



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.849992}{\sqrt{\frac{6}{150}}} = 4.24996 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_1$ ومنه نرفض فرضية التناظر لسلسلة M2

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.312948 - 3}{\sqrt{\frac{24}{150}}} = 0.78237 < 1.96$$

لدينا $1.96 > v_2$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة M2

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا S :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

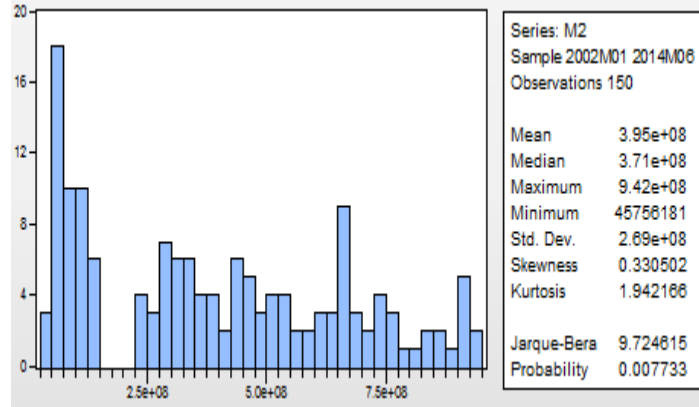
$$s = \frac{150}{6} 0.849992 + \frac{150}{24} (3.312948 - 3)^2$$

$$= 21.2498 + 0.61210 = 21.8619 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة EX عند مستوى معنوية 5%.

4-دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة M2

الشكل رقم (3-5) معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة M2



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$: نقوم بحساب

الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.330502}{\sqrt{\frac{6}{150}}} = 1.65251 < 1.96$$

لدينا $1.96 > v_1$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة M2

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{1.942166 - 3}{\sqrt{\frac{24}{150}}} = -2.6445 < 1.96$$

لدينا $1.96 > v_2$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة M2

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع

الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا S:

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

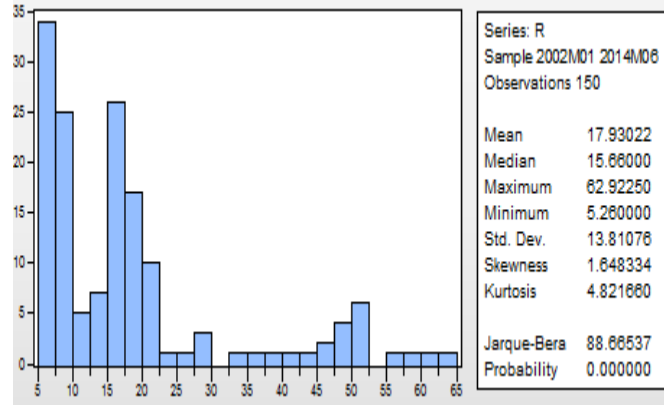
$$s = \frac{150}{6}0.330502 + \frac{150}{24}(1.942116 - 3)^2$$

$$= 8.26255 + 6.9938 = 15.256379 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة M2 عند مستوى معنوية 5%.

5-دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة R

الشكل رقم(3-6) معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة R



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{1.648334}{\sqrt{\frac{6}{150}}} = 8.24167 > 1.96$$

لدينا $v_1 < 1.96$ ومنه نرفض فرضية التناظر لسلسلة R.

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{4.821660 - 3}{\sqrt{\frac{24}{150}}} = 4.55415 > 1.96$$

لدينا $v_2 < 1.96$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة R.

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع

الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيلا S:

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{150}{6}1.648334 + \frac{150}{24}(4.821660 - 3)^2$$

$$= 41.20835 + 20.740 = 61.948 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة R عند مستوى معنوية 5%.

الشكل رقم (3-7) معاملات التوزيع الطبيعي لجميع المتغيرات الخاصة بسوق اسطنبول

| | | INDEX | INF | EX | M2 | R |
|--------------|--------------|----------|-----------|----------|----------|----------|
| Mean | Mean | 56114.80 | 0.858000 | 1.542783 | 3.95E+08 | 17.93022 |
| Median | Median | 52659.03 | 0.650000 | 1.489650 | 3.71E+08 | 15.66000 |
| Maximum | Maximum | 128114.8 | 6.090000 | 2.217800 | 9.42E+08 | 62.92250 |
| Minimum | Minimum | 10387.45 | -1.430000 | 1.170440 | 45756181 | 5.260000 |
| Std. Dev. | Std. Dev. | 31603.21 | 1.005917 | 0.236483 | 2.69E+08 | 13.81076 |
| Skewness | Skewness | 0.238610 | 1.340483 | 0.849992 | 0.330502 | 1.648334 |
| Kurtosis | Kurtosis | 1.969345 | 7.197143 | 3.312948 | 1.942166 | 4.821660 |
| Jarque-Bera | Jarque-Bera | 8.062440 | 155.0224 | 18.67426 | 9.724615 | 88.66537 |
| Probability | Probability | 0.017753 | 0.000000 | 0.000088 | 0.007733 | 0.000000 |
| Sum | Sum | 8417219. | 128.7000 | 231.4174 | 5.92E+10 | 2689.532 |
| Sum Sq. Dev. | Sum Sq. Dev. | 1.49E+11 | 150.7684 | 8.332680 | 1.08E+19 | 28419.84 |
| Observations | Observations | 150 | 150 | 150 | 150 | 150 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

ومن الجدول أعلاه نلاحظ أن احتمالية Jarque-Bera لجميع المتغيرات هي أقل من 0.05، مما يعني عدم اقترابها من التوزيع الطبيعي. وبالتالي لا تخضع المتغيرات (R، M2، EX، INF،INDEX) للتوزيع الطبيعي.

4- الارتباط الذاتي (Correlogram):

تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن، ولاختبار استقرارية السلسلة يكون المتغير غير مرتبط ذاتياً عندما تكون:

$$\text{Prob} > 0.05$$

اختبار Ljung-Box:

نستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي، حيث توافق إحصائية LB آخر قيمة في العمود Q-Stat في دالة الارتباط الذاتي الجزئية والبسيطة وتحسب بالعلاقة الرياضية التالية:

$$LB = n(n + 2) \sum_{k=1}^{36} \frac{\hat{P}_k}{n - k}$$

$$LB > X_{0.05-10}^2 = 18.307$$

نرفض فرضية انعدام معاملات الارتباط الذاتي

$$LB < X_{0.05-10}^2 = 18.307$$

نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي

1-4 اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة مؤشر عوائد الأسهم

الشكل رقم (3-8) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة INDEX

| Correlogram of INDEX | | | | | | | Correlogram of D(INDEX) | | | | | | |
|---|---------------------|----------|--------|--------|-------|-----------------|---|-----------|--------|--------|-------|--|--|
| Date: 12/29/14 Time: 10:38 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 150 | | | | | | | Date: 12/29/14 Time: 10:39 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 149 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 0.974 | 0.974 | 145.07 | 0.000 | | | 1 0.143 | 0.143 | 3.1237 | 0.077 | | |
| | | 2 0.946 | -0.048 | 282.79 | 0.000 | | | 2 0.017 | -0.004 | 3.1660 | 0.205 | | |
| | | 3 0.919 | 0.016 | 413.74 | 0.000 | | | 3 -0.002 | -0.004 | 3.1665 | 0.367 | | |
| | | 4 0.897 | 0.076 | 539.39 | 0.000 | | | 4 -0.016 | -0.015 | 3.2056 | 0.524 | | |
| | | 5 0.875 | -0.010 | 659.89 | 0.000 | | | 5 0.085 | 0.092 | 4.3405 | 0.501 | | |
| | | 6 0.850 | -0.080 | 774.32 | 0.000 | | | 6 0.050 | 0.026 | 4.7338 | 0.578 | | |
| | | 7 0.821 | -0.079 | 881.73 | 0.000 | | | 7 -0.051 | -0.065 | 5.1390 | 0.643 | | |
| | | 8 0.790 | -0.047 | 981.87 | 0.000 | | | 8 -0.043 | -0.028 | 5.4345 | 0.710 | | |
| | | 9 0.757 | -0.056 | 1074.7 | 0.000 | | | 9 -0.009 | 0.006 | 5.4486 | 0.794 | | |
| | | 10 0.727 | 0.013 | 1160.8 | 0.000 | | | 10 -0.172 | -0.183 | 10.245 | 0.419 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

- نلاحظ أن المتغير index مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$, وعند الأخذ بالفرق الأول 1^{st} difference نلاحظ أن قيمة $0.05 < Prob$ وبالتالي نكون قد توصلنا للتخلص من حالة الارتباط الذاتي للمتغير.

- قيمة إحصائية LB تساوي 10.245 أقل من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة مستقرة).

2-4 اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة معدل التضخم:

الشكل رقم (3-9) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة INF

| Correlogram of INF | | | | | | | Correlogram of D(INF) | | | | | | |
|---|---------------------|-----------|--------|--------|-------|-----------------|---|-----------|--------|--------|-------|--|--|
| Date: 12/29/14 Time: 10:41 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 150 | | | | | | | Date: 12/29/14 Time: 10:42 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 149 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 0.356 | 0.356 | 19.429 | 0.000 | | | 1 -0.214 | -0.214 | 6.9648 | 0.008 | | |
| | | 2 0.111 | -0.018 | 21.343 | 0.000 | | | 2 -0.170 | -0.226 | 11.401 | 0.003 | | |
| | | 3 0.068 | 0.039 | 22.071 | 0.000 | | | 3 0.044 | -0.054 | 11.703 | 0.008 | | |
| | | 4 -0.063 | -0.113 | 22.692 | 0.000 | | | 4 -0.196 | -0.262 | 17.679 | 0.001 | | |
| | | 5 0.080 | 0.159 | 23.700 | 0.000 | | | 5 -0.014 | -0.160 | 17.710 | 0.003 | | |
| | | 6 0.245 | 0.200 | 33.210 | 0.000 | | | 6 0.236 | 0.108 | 26.469 | 0.000 | | |
| | | 7 0.110 | -0.051 | 35.133 | 0.000 | | | 7 -0.093 | -0.049 | 27.844 | 0.000 | | |
| | | 8 0.047 | -0.021 | 35.489 | 0.000 | | | 8 -0.045 | -0.061 | 28.163 | 0.000 | | |
| | | 9 -0.005 | -0.026 | 35.493 | 0.000 | | | 9 -0.036 | -0.120 | 28.371 | 0.001 | | |
| | | 10 -0.019 | 0.045 | 35.551 | 0.000 | | | 10 -0.165 | -0.203 | 32.792 | 0.000 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ أن المتغير INF مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

➤ قيمة إحصائية LB تساوي 32.792 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

3-4 اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة سعر الصرف:

الشكل رقم (10-3) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة EX

| Correlogram of EX | | | | | | | Correlogram of D(EX) | | | | | | |
|---|---------------------|----------|--------|--------|-------|-----------------|---|-----------|--------|--------|-------|--|--|
| Date: 12/29/14 Time: 10:43 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 150 | | | | | | | Date: 12/29/14 Time: 10:43 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 149 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 0.953 | 0.953 | 139.01 | 0.000 | | | 1 0.292 | 0.292 | 12.969 | 0.000 | | |
| | | 2 0.892 | -0.175 | 261.69 | 0.000 | | | 2 -0.095 | -0.197 | 14.359 | 0.001 | | |
| | | 3 0.834 | 0.011 | 369.49 | 0.000 | | | 3 -0.044 | 0.054 | 14.653 | 0.002 | | |
| | | 4 0.769 | -0.103 | 461.95 | 0.000 | | | 4 -0.067 | -0.100 | 15.349 | 0.004 | | |
| | | 5 0.710 | 0.038 | 541.23 | 0.000 | | | 5 -0.100 | -0.056 | 16.925 | 0.005 | | |
| | | 6 0.658 | 0.023 | 609.73 | 0.000 | | | 6 0.029 | 0.072 | 17.060 | 0.009 | | |
| | | 7 0.617 | 0.093 | 670.51 | 0.000 | | | 7 0.075 | 0.017 | 17.955 | 0.012 | | |
| | | 8 0.575 | -0.089 | 723.64 | 0.000 | | | 8 0.014 | -0.007 | 17.985 | 0.021 | | |
| | | 9 0.534 | 0.006 | 769.83 | 0.000 | | | 9 -0.029 | -0.028 | 18.118 | 0.034 | | |
| | | 10 0.493 | -0.058 | 809.43 | 0.000 | | | 10 -0.076 | -0.071 | 19.059 | 0.040 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ أن المتغير EX مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$

➤ قيمة إحصائية LB تساوي 19.059 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

4-4 اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة العرض النقدي

الشكل رقم (11-3) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة M2

| Correlogram of M2 | | | | | | | Correlogram of D(M2) | | | | | | |
|---|---------------------|----------|--------|--------|-------|-----------------|---|-----------|--------|--------|-------|--|--|
| Date: 12/29/14 Time: 10:45 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 150 | | | | | | | Date: 12/29/14 Time: 10:46 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 149 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 0.980 | 0.980 | 146.84 | 0.000 | | | 1 -0.002 | -0.002 | 0.0006 | 0.980 | | |
| | | 2 0.960 | 0.003 | 288.75 | 0.000 | | | 2 0.037 | 0.037 | 0.2065 | 0.902 | | |
| | | 3 0.939 | -0.026 | 425.58 | 0.000 | | | 3 0.189 | 0.189 | 5.6972 | 0.127 | | |
| | | 4 0.918 | -0.024 | 557.25 | 0.000 | | | 4 0.006 | 0.007 | 5.7033 | 0.222 | | |
| | | 5 0.897 | -0.021 | 683.71 | 0.000 | | | 5 0.115 | 0.106 | 7.7844 | 0.169 | | |
| | | 6 0.875 | -0.025 | 804.87 | 0.000 | | | 6 0.135 | 0.106 | 10.664 | 0.099 | | |
| | | 7 0.853 | -0.011 | 920.84 | 0.000 | | | 7 -0.049 | -0.057 | 11.048 | 0.137 | | |
| | | 8 0.832 | 0.014 | 1031.9 | 0.000 | | | 8 -0.014 | -0.066 | 11.080 | 0.197 | | |
| | | 9 0.811 | -0.007 | 1138.3 | 0.000 | | | 9 0.112 | 0.074 | 13.098 | 0.158 | | |
| | | 10 0.790 | -0.019 | 1240.0 | 0.000 | | | 10 -0.041 | -0.035 | 13.376 | 0.203 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ أن المتغير M2 مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ ولكن عند الأخذ بالفرق الأول نتخلص

من الارتباط الذاتي $0.98 > 0.05$.

➤ قيمة إحصائية LB تساوي 13.376 أقل من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة مستقرة).

5-4 اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة سعر الفائدة قصير الأجل

الشكل رقم (3-12) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة R

| Correlogram of R | | | | | | | Correlogram of D(R) | | | | | | |
|---|---------------------|----|-------|--------|--------|-----------------|---|----|-----|--------|--------|--------|-------|
| Date: 12/29/14 Time: 10:47 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 150 | | | | | | | Date: 12/29/14 Time: 10:47 Sample: 2002M01 2014M06 Included observations: 149 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 | 0.960 | 0.960 | 140.97 | 0.000 | | | 1 | 0.621 | 0.621 | 58.637 | 0.000 |
| | | 2 | 0.917 | -0.057 | 270.45 | 0.000 | | | 2 | 0.316 | -0.113 | 73.961 | 0.000 |
| | | 3 | 0.877 | 0.021 | 389.73 | 0.000 | | | 3 | 0.184 | 0.058 | 79.160 | 0.000 |
| | | 4 | 0.841 | 0.030 | 500.28 | 0.000 | | | 4 | 0.158 | 0.070 | 83.045 | 0.000 |
| | | 5 | 0.812 | 0.054 | 603.89 | 0.000 | | | 5 | 0.179 | 0.081 | 88.039 | 0.000 |
| | | 6 | 0.780 | -0.049 | 700.15 | 0.000 | | | 6 | 0.218 | 0.099 | 95.497 | 0.000 |
| | | 7 | 0.745 | -0.040 | 788.68 | 0.000 | | | 7 | 0.138 | -0.098 | 98.512 | 0.000 |
| | | 8 | 0.710 | -0.020 | 869.63 | 0.000 | | | 8 | 0.117 | 0.090 | 100.69 | 0.000 |
| | | 9 | 0.674 | -0.031 | 943.08 | 0.000 | | | 9 | 0.090 | -0.029 | 101.99 | 0.000 |
| | | 10 | 0.636 | -0.047 | 1009.1 | 0.000 | | | 10 | 0.008 | -0.103 | 102.00 | 0.000 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ المتغير R مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$

➤ قيمة إحصائية LB تساوي 102.00 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

5- اختبار جذر الوحدة لاستقرار المتغيرات باستخدام اختبار KPSS

وهو يعتمد على مضاعف (LM) Lagrange، يركز على تقدير النموذج الثاني والثالث، بحيث نرفض فرضية الاستقرار إذا كانت الإحصائية المحسوبة (LM) أكبر من القيمة الحرجة (critical values) الفرضية البديلة H_1 ، ونقبل استقرارية السلسلة إذا كانت الإحصائية المحسوبة أقل من القيمة الحرجة فرضية العدم H_0 .

لإجراء هذا الاختبار نقوم بانحدار السلسلة الزمنية على الثابت والاتجاه العام من أجل حساب سلسلة البواقي e_t ثم نحسب

$$s = \sum_{i=1}^i e_i$$

حيث S هي مجموع البواقي الجزئية

ثم نقوم بحساب الإحصائية LM المعطاة على الشكل التالي:

$$LM = \frac{1}{s_1^2} \frac{\sum_{t=1}^n S_t^2}{n^2}$$

حيث S_1^2 هو التباين المقدر في المدى الطويل للبواقي له نفس الصيغة في اختبار Phillip-Perron¹ ولكن بحساب عدد التأخيرات M كما يلي:

$$m = 5(n)^{0.25} = 5(150)^{0.25} = 17$$

نرفض فرضية الاستقرار عندما تكون الإحصائية المحسوبة LM أكبر من قيمتها الحرجة (critical values).

تهدف عملية دراسة الاستقرار لمعرفة مدى استقرار سلسلة المتغير. أي مدى خلوها من القيم الشاذة بحيث يجب أن يكون الانحراف المعياري ثابتاً والمتوسط الحسابي ضمن النفق.

شروط استقرار السلسلة عند مستوى دلالة 5%

$$KPSS < \text{critical value}$$

¹ اختبار Phillips-perron أخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباينات غير المتجانسة، عن طريق تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي-فولر حيث قام كل من فيليبس وبيرون عام 1988 بتقدير التباين الطويل الأجل، المستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج القاعدية لديكي-فولر، حيث:

$$s_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 + 2 \sum_{t=1}^1 \left(1 - \frac{i}{t+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-1}$$

وقبل حساب التقدير يشترط حساب عدد التأخيرات: i

$$i = 4 \left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}$$

1-5 مؤشر عوائد الأسهم INDEX

الشكل رقم (3-13) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة INDEX

| KPSS Unit Root Test on INDEX | | | KPSS Unit Root Test on D(INDEX) | | |
|---|----------|--|---|----------|--|
| Null Hypothesis: INDEX is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | Null Hypothesis: D(INDEX) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| LM-Stat. | | | LM-Stat. | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 1.336395 | | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.062407 | |
| Asymptotic critical values*: | | | Asymptotic critical values*: | | |
| 1% level | 0.739000 | | 1% level | 0.739000 | |
| 5% level | 0.463000 | | 5% level | 0.463000 | |
| 10% level | 0.347000 | | 10% level | 0.347000 | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | 9.92E+08 | | Residual variance (no correction) | 17510641 | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 9.88E+09 | | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 20020714 | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

السلسلة مستقرة عند الأخذ بالفرق الأول difference 1st.

2-5 معدل التضخم INF

الشكل رقم (3-14) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة INF

| KPSS Unit Root Test on INF | | | KPSS Unit Root Test on D(INF) | | |
|--|----------|--|--|----------|--|
| Null Hypothesis: INF is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | Null Hypothesis: D(INF) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 62 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| LM-Stat. | | | LM-Stat. | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.820624 | | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.336461 | |
| Asymptotic critical values*: | | | Asymptotic critical values*: | | |
| 1% level | 0.739000 | | 1% level | 0.739000 | |
| 5% level | 0.463000 | | 5% level | 0.463000 | |
| 10% level | 0.347000 | | 10% level | 0.347000 | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | 1.005123 | | Residual variance (no correction) | 1.116479 | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 1.742338 | | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 0.172093 | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن السلسلة غير مستقرة عند الأخذ بالمستوى Level لذلك سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق

الأول ونلاحظ أن السلسلة استقرت عند الأخذ بالفرق الأول difference 1st.

3-5 سعر الصرف EX

الشكل رقم (3-15) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة EX

| KPSS Unit Root Test on EX | | KPSS Unit Root Test on D(EX) | |
|---|----------|--|----------|
| Null Hypothesis: EX is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | Null Hypothesis: D(EX) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | |
| LM-Stat. | | LM-Stat. | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.942146 | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.136374 |
| Asymptotic critical values*: | | Asymptotic critical values*: | |
| 1% level | 0.739000 | 1% level | 0.739000 |
| 5% level | 0.463000 | 5% level | 0.463000 |
| 10% level | 0.347000 | 10% level | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | |
| Residual variance (no correction) | 0.055551 | Residual variance (no correction) | 0.002806 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 0.454278 | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 0.003707 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

السلسلة غير مستقرة عن الأخذ بالمستوى Level لذلك سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق الأول ونلاحظ أن السلسلة استقرت عند الأخذ بالفروقات 1st difference.

4-5 العرض النقدي M2

الشكل رقم (3-16) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة M2

| KPSS Unit Root Test on M2 | | KPSS Unit Root Test on D(M2) | |
|--|----------|--|----------|
| Null Hypothesis: M2 is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | Null Hypothesis: D(M2) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | |
| LM-Stat. | | LM-Stat. | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 1.447374 | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.663434 |
| Asymptotic critical values*: | | Asymptotic critical values*: | |
| 1% level | 0.739000 | 1% level | 0.739000 |
| 5% level | 0.463000 | 5% level | 0.463000 |
| 10% level | 0.347000 | 10% level | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | |
| Residual variance (no correction) | 7.21E+16 | Residual variance (no correction) | 9.26E+13 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 7.33E+17 | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 1.18E+14 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

السلسلة غير مستقرة عن الأخذ بالمستوى Level لذلك سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق الأول ونلاحظ أن السلسلة غير مستقرة عند الأخذ بالفرق الأول 1st difference سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق الثاني 2nd difference.

الشكل رقم (3-17) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة M2 عند الفرق الثاني (2nd difference)

| KPSS Unit Root Test on D(M2,2) | | |
|--|--|----------|
| Null Hypothesis: D(M2,2) is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 35 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat. |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | |
| | | 0.156780 |
| Asymptotic critical values*: | | |
| 1% level | | 0.739000 |
| 5% level | | 0.463000 |
| 10% level | | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | | |
| | | 1.86E+14 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | |
| | | 4.89E+12 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

السلسلة استقرت عن الفرق الثاني 2nd difference.

5-5 سعر الفائدة قصير الأجل R

الشكل رقم (3-18) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة R

| KPSS Unit Root Test on R | | KPSS Unit Root Test on D(R) | |
|--|----------|---|----------|
| Null Hypothesis: R is stationary | | Null Hypothesis: D(R) is stationary | |
| Exogenous: Constant | | Exogenous: Constant | |
| Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | |
| | | LM-Stat. | LM-Stat. |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.793058 |
| | | 1.084341 | |
| Asymptotic critical values*: | | Asymptotic critical values*: | |
| 1% level | 0.739000 | 1% level | 0.739000 |
| 5% level | 0.463000 | 5% level | 0.463000 |
| 10% level | 0.347000 | 10% level | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | |
| Residual variance (no correction) | | Residual variance (no correction) | 1.067076 |
| | | 189.4656 | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 3.443186 |
| | | 1795.396 | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

السلسلة غير مستقرة عند الأخذ بالمستوى Level لذلك سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق الأول ونلاحظ بأن السلسلة غير مستقرة عند الأخذ بالفرق الأول 1st difference سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق الثاني 2nd difference

الشكل رقم (3-19) نتائج اختبار استقرارية للسلسلة R عند الفرق الثاني (2nd difference)

| KPSS Unit Root Test on D(R,2) | | |
|--|-----------|----------|
| Null Hypothesis: D(R,2) is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 76 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat. |
| ----- | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | 0.252364 |
| Asymptotic critical values*: | 1% level | 0.739000 |
| | 5% level | 0.463000 |
| | 10% level | 0.347000 |
| ----- | | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| ----- | | |
| Residual variance (no correction) | | 0.813271 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | 0.027066 |
| ----- | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ بأن السلسلة استقرت عن الفرق الثاني 2nd difference.

الجدول رقم (3-1) تلخيص نتائج شروط العلاقة الخطية لمتغيرات الدراسة في بورصة اسطنبول

| | التوزيع الطبيعي | | | الارتباط الذاتي | | | الاستقرار | | |
|-------|-----------------|-------------|---------|-----------------|-----------------|-----------------------------------|----------------------------|--------|-----------------|
| | Jarque-Bera | Probability | النتيجة | level | 1st dif-ference | النتيجة | Test for unit root in | KPSS | Critical values |
| INDEX | 8.062440 | 0.017753 | لا يخضع | 0.000 | 0.077 | غير مرتبط ذاتياً عند الفرق الثاني | 1 st difference | 0.0624 | 0.739 |
| INF | 155.0224 | 0.000000 | لا يخضع | 0.000 | 0.008 | مرتبط ذاتياً | 1 st difference | 0.3364 | 0.739 |
| EX | 18.67426 | 0.000088 | لا يخضع | 0.000 | 0.000 | مرتبط ذاتياً | 1 st difference | 0.1363 | 0.739 |
| M2 | 9.724615 | 0.007733 | لا يخضع | 0.000 | 0.980 | مرتبط ذاتياً | 2 nd difference | 0.1567 | 0.739 |
| R | 88.66537 | 0.000000 | لا يخضع | 0.000 | 0.000 | مرتبط ذاتياً | 2 nd difference | 0.2523 | 0.739 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

6- للتخلص من عدم استقرارية السلسلة نقوم بإزالة الاتجاه العام

لإزالة الاتجاه العام من السلسلة الأصلية نستعين بفروقات من الدرجة الأولى فنحصل على السلسلة المعدلة لكل متغير على حدا كالتالي:

$$DINDEX=INDEX-INDEX (-1)$$

$$DINF=INF-INF (-1)$$

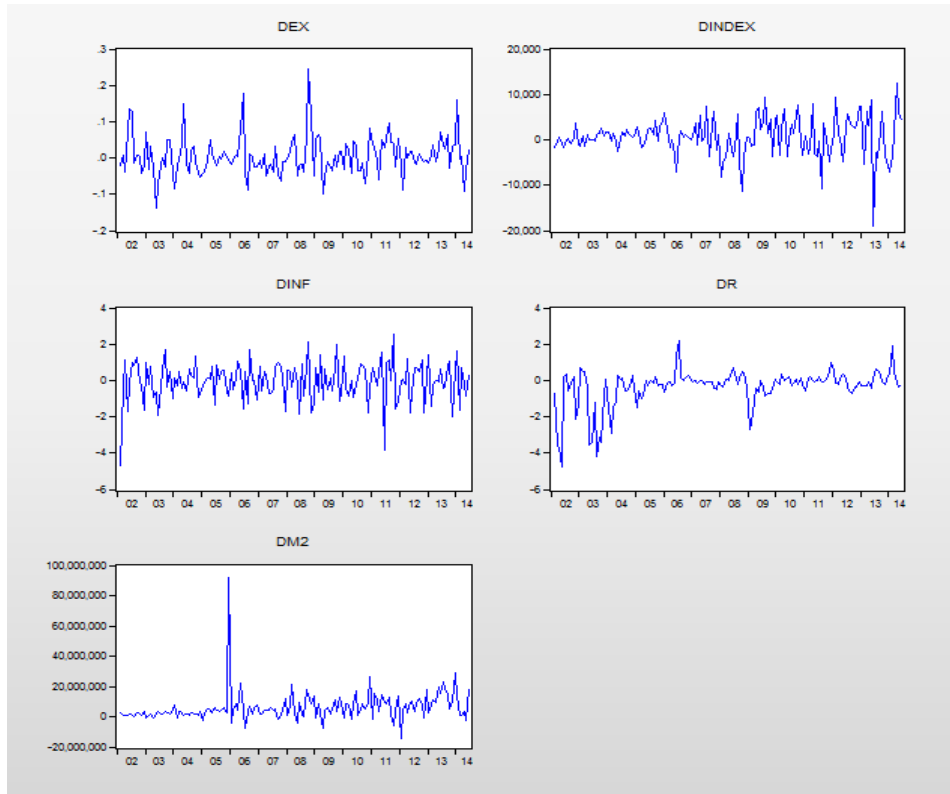
$$DM2=M2-M2 (-1)$$

$$DR=R-R (-1)$$

$$DEX=EX-EX (-1)$$

والشكل التالي يوضح لنا استقرار المتغيرات بعد أخذها بالفرق وأن المنحنى البياني للسلاسل التي تم تعديلها يوازي محور الفواصل وهذا يعني انعدام الاتجاه العام في السلاسل المعدلة.

الشكل رقم(3-20) التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة الخاصة ببورصة اسطنبول بعد إزالة الاتجاه العام



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

7- بناء نموذج الدراسة

يوضح النموذج التالي نتائج الاختبار للمتغيرات حيث أن المتغيرات النقدية (سعر الصرف - التضخم - العرض النقدي - سعر الفائدة قصير الأجل) تمثل المتغيرات المستقلة وتأثيرها على المتغير التابع والذي يمثل عوائد الأسهم.

حيث أن:

- DINDEX: التغير في عوائد الأسهم
- DEX: التغير في سعر الصرف
- DINF: التغير في مؤشر التضخم
- DM2: التغير في العرض النقدي
- DR: التغير في سعر الفائدة قصير الأجل
- C: الثابت

7-1 النموذج الأول تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل للفترة 2002/2-2014/6

باستخدام أسلوب الانحدار متعدد المراحل Stepwise Multiple Regression Analysis

يتم في هذه الطريقة اختبار لقوة العلاقة بين المتغير التابع وكل متغير مستقل على حدة ثم يتم إدخال متغيرات قوية التأثير وتحذف المتغيرات الضعيفة وعندما يتم إدخال المتغير الثاني يتم حذف تأثير المتغير الذي سبق إدخاله في النموذج وبعد إدخال المتغيرات التي لها علاقة دالية بالمتغير التابع يتم إعادة فحص المتغيرات الموجودة في النموذج والتأكد من أنها مؤثرة في المتغير التابع بصورة معنوية ويتم حذفها إذا لم يتحقق هذا الشرط بحيث يتم الوصول إلى أفضل نموذج يعبر عن العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع¹.

¹ محمد شاكر، جمال: التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام spss، الدار الجامعية، الإسكندرية، ط1، عام 2005، ص303.

الشكل رقم (3-21) النموذج الأول تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل

Dependent Variable: DINDEX
Method: Stepwise Regression
Date: 01/21/15 Time: 13:18
Sample (adjusted): 2002M02 2014M06
Included observations: 149 after adjustments
Number of always included regressors: 5
No search regressors
Selection method: Stepwise forwards
Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.5/0.5

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| DEX | -46835.44 | 5575.031 | -8.400928 | 0.0000 |
| DINF | 620.9252 | 269.4986 | 2.304001 | 0.0227 |
| DM2 | -6.47E-06 | 3.02E-05 | -0.214263 | 0.8306 |
| DR | -59.94705 | 276.1748 | -0.217062 | 0.8285 |
| C | 947.9177 | 351.2481 | 2.698713 | 0.0078 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.356620 | Mean dependent var | 671.5875 |
| Adjusted R-squared | 0.338748 | S.D. dependent var | 4198.685 |
| S.E. of regression | 3414.261 | Akaike info criterion | 19.14229 |
| Sum squared resid | 1.68E+09 | Schwarz criterion | 19.24309 |
| Log likelihood | -1421.101 | Hannan-Quinn criter. | 19.18325 |
| F-statistic | 19.95447 | Durbin-Watson stat | 1.955401 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Selection Summary

No regressors were chosen by the stepwise routine

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

1-1-7 المعيار الإحصائي:

- إن قيمة $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.000$ مما يدل على أن النموذج معنوي ويفسر جزء كبير من البيانات المتاحة.
- $R\text{-squared}$ وهو معامل التحديد (مربع معامل الارتباط) حيث أن المعامل يحدد مدى تغيرات المتغير التابع والتي تفسرها المتغيرات المستقلة، والنموذج أعلاه يشير إلى قيمة معامل التحديد ($\text{Adjusted } R\text{-squared} = 0.356$) إن المتغيرات المستقلة المذكورة في النموذج تفسر 33.8% من التغيرات التي تطرأ على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول ، أما النسبة غير المفسرة 66.2% فهذا يعني وجود متغيرات مستقلة أخرى يمكن إدخالها في النموذج.

7-1-2 المعيار القياسي:

يعتبر اختبار داربين واتسون (Durbin-Watson) من أهم الاختبارات الشائعة المستخدمة في كشف الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى كالتالي¹:

$$V_t \rightarrow N(0, \delta_V^2): \text{حيث } \varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t$$

شكل الاختبار:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

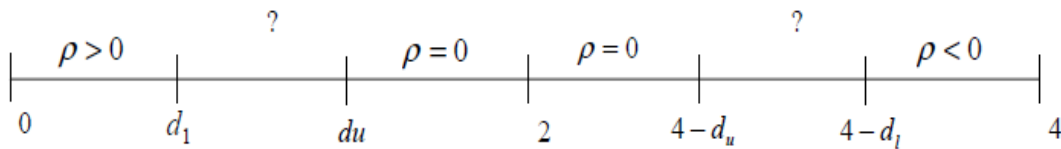
للتحقق من انعدام الارتباط الذاتي بين البواقي نستعمل اختبار داربين واتسون (Durbin-Watson) الذي تعطى علاقته بالشكل التالي:

$$DW = \frac{\sum_{i=1}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_t} \approx 2(1 - p)$$

$$p = \frac{\sum_{i=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{i=1}^n e_t} \text{ مع}$$

حيث أن (DW) تمثل القيمة المحسوبة للاختبار وتأخذ قيمها بين 0 و 4، ويتضح من المعادلة السابقة أنه إذا كانت $\rho = 0$ فإن $DW=2$

ويوضح الشكل التالي قيم d (القيم الجدولية للاختبار)، التي تشير إلى وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى الموجب أو السالب، أو التي تجعل الاختبار غير محددة، وتوجد قيم كل من الحدين الأعلى والأدنى لـ (d_1, d_u)



بالاعتماد على الشكل أعلاه يمكن أن تستخرج نتيجة DW كالتالي:

¹ Bourbonnais R, Econometric, 5^{eme} Edition, Dunod, Paris, 2003, P223.

- إذا كانت: $d_1 < DW < 4 - d_1$ أو $d_1 > DW > 4 - d_1$ ومنه نرفض H_0
- إذا كانت: $d_u > DW > 4 - d_u$ ومنه نرفض H_0
- إذا كانت: $d_1 \leq DW \leq d_u$ أو $4 - d_u \leq DW \leq 4 - d_1$ تكون نتيجة الاختبار غير محددة، ومن ثم يجب إضافة بيانات أكثر.

يفترض اختبار داربين واتسون (Durbin-Watson) وجود فرضيتين أساسيتين هما:

فرضية العدم: تنص على انعدام الارتباط الذاتي: $H_0: P = 0$

الفرضية البديلة: تنص على وجود الارتباط الذاتي: $H_1: P \neq 0$

حيث من خلال هذا الاختبار نقارن بين قيمة DW المحسوبة والتي تساوي $DW=1.955$ وقيمة DW المستخرجة بالأخذ بعين الاعتبار عدد المشاهدات $n=149$ وعدد المتغيرات المستقلة $k=4$ ، نجد قيم كل من

dL و dU على التوالي 1.679 و 1.788 واللذين تحددان مساحة ما بين 0 و 4 كما هو موضح في

الشكل التالي

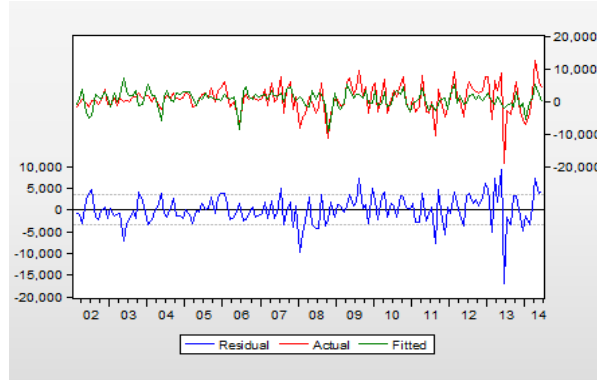
| | | | | | | |
|---|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| 0 | $dL=1.679$ | $dU=1.788$ | 2 | 2.212 | 2.321 | 4 |
| | $P > 0$ | ? | $P = 0$ | $P = 0$ | ? | $P < 0$ |
| | ارتباط ذاتي | منطقة غير محددة | عدم وجود ارتباط | عدم وجود ارتباط | منطقة غير محددة | ارتباط ذاتي سالب |

يلاحظ من خلال الشكل أن قيمة DW المحسوبة تقع ضمن منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

للتأكد من سلامة النموذج الأول نقوم بالاختبارات التالية:

1- الشكل الفعلي و المقدر للنموذج Actual, Fitted, Residual Table

الشكل رقم (3-22) الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الأول (تركيا)

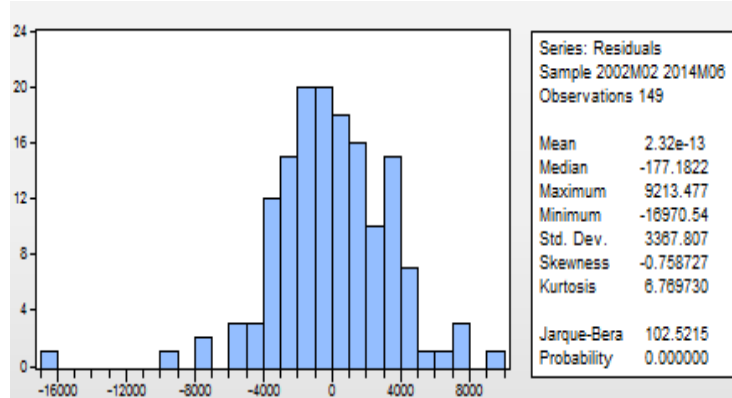


المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

من الشكل أعلاه يمكننا ملاحظة شبه التطابق بين منحنىي السلسلة الأصلية (Actual) والسلسلة المقدرة (Fitted).

2- التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج Histogram- Normality Test

الشكل رقم (3-23) التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الأول (تركيا)



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{-0.758727}{\sqrt{\frac{6}{149}}} = -3.780968 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة M2

➤ اختبار Kurtosis: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{6.769730 - 3}{\sqrt{\frac{24}{149}}} = 9.39285 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_2$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة M2

➤ اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra): من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع

الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا S:

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

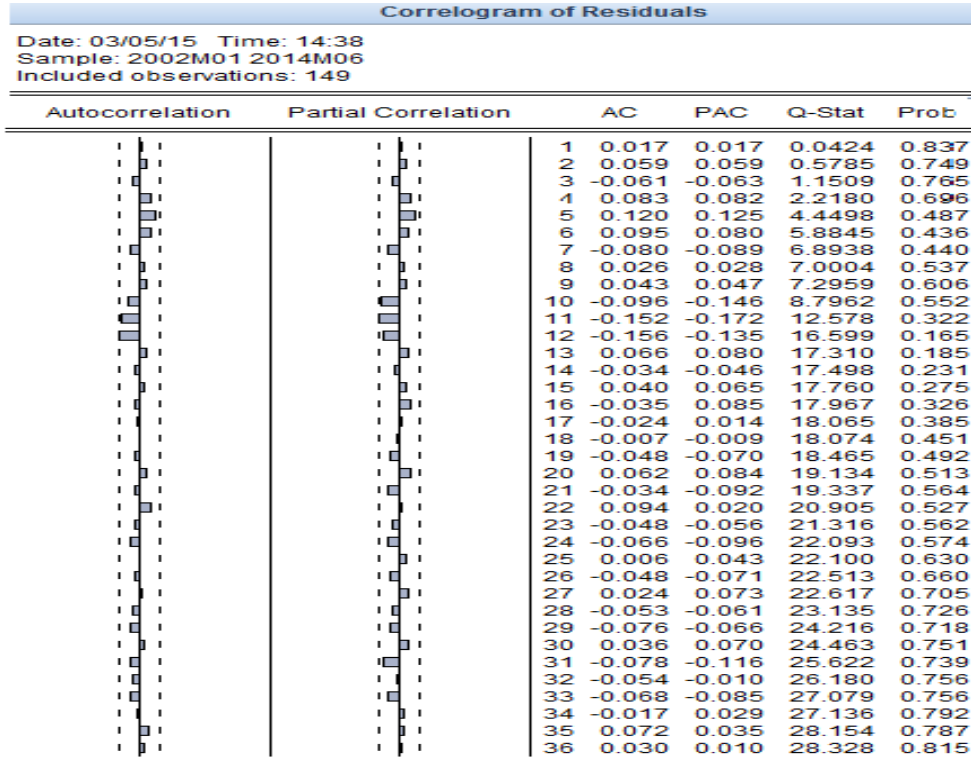
$$s = \frac{149}{6}0.758727 + \frac{149}{24}(6.769730 - 3)^2$$

$$= 18.84172 + 88.22578 = 107.06 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي عند مستوى معنوية 5%.

3- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء - Correlogram - Q-statistics

الشكل رقم (3-24) اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج الأول (تركيا)



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ من قيمة $Prob < 0.05$ بالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي .

➤ اختبار **Ljung-Box**:

قيمة إحصائية LB تساوي 28.328 أقل من قيمة $X^2_{0.05-36} = 50.998$ نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي (النموذج مستقر).

3-1-7 المعيار الاقتصادي:

المعادلة رقم (1):

$$DINDEX = -46835.4367172*DEX + 620.925191075*DINF - 6.46826927321e-06*DM2 - 59.9470539172*DR + 947.917659037$$

➤ العلاقة بين تغير عوائد الأسهم وتغير سعر الصرف خلال الفترة (2014/6-2002/2)

يتبين من المعادلة رقم (1) أن العلاقة عكسية بين تغير عوائد الأسهم وتغير سعر الصرف خلال الفترة (2014/6-2002/2)، وبالتالي فإن ارتفاع سعر صرف الليرة التركية مقابل الدولار بنسبة 1% فإن ذلك يؤدي إلى انخفاض عوائد الأسهم بمقدار 46835.44% وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية. ووفقاً للمنهج التقليدي (traditional approach) الذي يفترض أن سعر الصرف يقود أسعار الأسهم وذلك من خلال تأثيره على قيم الشركات نتيجة تأثير سعر الصرف على القدرة التنافسية للشركات وقيم الأصول وخصوم الشركات المقومة بالعملة الأجنبية، بالتأثير على أرباح الشركات وبالتالي على قيمة الأسهم العادية.

➤ العلاقة بين تغير عوائد الأسهم وتغير معدل التضخم خلال الفترة (2014/6-2002/2)

يتبين من المعادلة رقم (1) أن العلاقة طردية بين تغيرات عوائد الأسهم وتغير معدل التضخم خلال الفترة (2014/6-2002/2)، بالتالي ارتفاع معدل التضخم بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع عوائد الأسهم بمقدار 620.92% وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية لأثر فيشر، وذلك بإمكانية استخدام الأسهم كوسيلة تحوط تجاه التضخم، ليس بسبب ارتفاع أسعارها في الفترات التضخمية فحسب، وإنما بسبب ارتفاع مقسوم الأرباح الخاص بها بنفس المعدل وربما أكثر، وذلك لأن الأسهم تمثل حقوق ملكية في أصول الشركة المادية التي تكون مستقلة عن معدل التضخم، بالإضافة إلى ما سبق إن الشركات تزيد أسعار منتجاتها

في فترات التضخم في حين يبقى جزء كبير من التزاماتها ثابت، لذلك فإن أي زيادة في أرباح الشركات توزع على حاملي الأسهم العادية لتعويضهم عن انخفاض القدرة الشرائية لدخولهم.

➤ العلاقة بين تغير عوائد الأسهم والتغير في العرض النقدي (M2) خلال الفترة (2002/2-2014/6)

يتبين من المعادلة رقم (1) أن العلاقة عكسية بين تغيرات عوائد الأسهم والتغير في العرض النقدي خلال الفترة (2002/2-2014/6)، وبما أن قيمة $Prob(t-statistic)=0.83$ للمتغير DM2 فإن التغير في العرض النقدي لا يفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة. وقد يرجع السبب في كون متغير العرض النقدي غير معنوي باعتبار جميع المتغيرات الأخرى (DINF، DEX،DR) فهي سعرية وهو متغير كمي.

➤ العلاقة بين تغير عوائد الأسهم والتغير في سعر الفائدة قصير الأجل خلال الفترة (2002/2-2014/6)

يتبين من المعادلة رقم (1) أن العلاقة عكسية بين تغيرات عوائد الأسهم والتغير في معدل الفائدة قصير الأجل خلال الفترة (2002/2-2014/6)، وبما أن قيمة $Prob(t-statistic) = 0.82$ للمتغير DR فإن التغير في سعر الفائدة قصير الأجل لا يفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة. ومما سبق يمكن القول بعدم وجود علاقة بين معدل الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل.

الجدول رقم (2-3) ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل

| المتغيرات المستقلة | نوع العلاقة | المعنوية Prob |
|------------------------|-------------|---------------|
| سعر الصرف | عكسية | معنوي |
| التضخم | طردية | معنوي |
| العرض النقدي | عكسية | غير معنوي |
| سعر الفائدة قصير الأجل | عكسية | غير معنوي |

المصدر: الجدول من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

2-7: النموذج الثاني: تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول
على المدى قصير الأجل للفترة 2014/6-2002/2

الشكل رقم (3-25) النموذج الثاني تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى قصير الأجل

Dependent Variable: DINDEX

Method: Least Squares with Breaks

Date: 02/23/15 Time: 04:33

Sample (adjusted): 2002M02 2014M06

Included observations: 149 after adjustments

Break type: Fixed number of globally determined breaks

Breaks: 2007M07, 2008M03, 2009M01, 2012M12, 2013M07

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-----------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| 2002M02 - 2007M06 -- 65 obs | | | | |
| DEX | -21522.42 | 5601.475 | -3.842277 | 0.0002 |
| DINF | 445.6017 | 293.8590 | 1.516380 | 0.1321 |
| DM2 | 2.62E-05 | 2.53E-05 | 1.034854 | 0.3028 |
| DR | 15.10954 | 220.8745 | 0.068408 | 0.9456 |
| C | 572.9284 | 347.4672 | 1.648871 | 0.1018 |
| 2007M07 - 2008M02 -- 8 obs | | | | |
| DEX | -226352.6 | 45805.76 | -4.941576 | 0.0000 |
| DINF | 4548.780 | 2637.652 | 1.724556 | 0.0872 |
| DM2 | 0.001368 | 0.000613 | 2.232708 | 0.0274 |
| DR | 13857.01 | 5949.541 | 2.329089 | 0.0215 |
| C | -6780.150 | 3374.757 | -2.009078 | 0.0468 |
| 2008M03 - 2008M12 -- 10 obs | | | | |
| DEX | -10937.90 | 12701.55 | -0.861146 | 0.3909 |
| DINF | -871.2107 | 741.1417 | -1.175498 | 0.2421 |
| DM2 | -0.000279 | 0.000110 | -2.549573 | 0.0121 |
| DR | -7766.507 | 2703.242 | -2.873034 | 0.0048 |
| C | 1791.559 | 1222.279 | 1.465753 | 0.1454 |
| 2009M01 - 2012M11 -- 47 obs | | | | |

| | | | | |
|-----------------------------|-----------|-----------------------|-----------|--------|
| DEX | -74636.24 | 9312.329 | -8.014776 | 0.0000 |
| DINF | 597.4155 | 310.1954 | 1.925933 | 0.0565 |
| DM2 | -6.43E-06 | 5.89E-05 | -0.109181 | 0.9132 |
| DR | -1128.895 | 570.1707 | -1.979925 | 0.0500 |
| C | 1599.746 | 510.2277 | 3.135358 | 0.0022 |
| 2012M12 - 2013M06 -- 7 obs | | | | |
| DEX | -181035.6 | 36494.58 | -4.960616 | 0.0000 |
| DINF | 3837.984 | 1209.986 | 3.171925 | 0.0019 |
| DM2 | 0.000588 | 0.000175 | 3.367053 | 0.0010 |
| DR | -35354.86 | 6012.097 | -5.880620 | 0.0000 |
| C | -10048.18 | 2530.142 | -3.971391 | 0.0001 |
| 2013M07 - 2014M06 -- 12 obs | | | | |
| DEX | -70463.21 | 15011.27 | -4.694019 | 0.0000 |
| DINF | 1829.699 | 735.4310 | 2.487927 | 0.0142 |
| DM2 | -0.000153 | 8.44E-05 | -1.807969 | 0.0731 |
| DR | -3032.671 | 1237.975 | -2.449704 | 0.0158 |
| C | 4452.028 | 1166.076 | 3.817957 | 0.0002 |
| R-squared | 0.750480 | Mean dependent var | 671.5875 | |
| Adjusted R-squared | 0.689673 | S.D. dependent var | 4198.685 | |
| S.E. of regression | 2338.962 | Akaike info criterion | 18.53066 | |
| Sum squared resid | 6.51E+08 | Schwarz criterion | 19.13549 | |
| Log likelihood | -1350.534 | Hannan-Quinn criter. | 18.77639 | |
| F-statistic | 12.34194 | Durbin-Watson stat | 2.268903 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

1-2-7: المعيار الإحصائي:

- إن قيمة $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.00$ مما يدل على أن النموذج معنوي ويفسر جزء كبير من البيانات المتاحة، وهو مقياس يعبر عن سلامة النموذج أو المعادلة المستخدمة.
- تدل قيمة معامل الارتباط $R\text{-squared} = 0.75$ على وجود علاقة ارتباط متوسط القوة بين تغيرات عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول وبين المتغيرات النقدية عند مستوى دلالة 5%.

- تشير قيمة معامل التحديد المعدل (Adjusted R-squared=0.68) إلى أن المتغيرات المستقلة المذكورة في النموذج تفسر 68% من التغيرات التي تطرأ على عوائد الأسهم، أما النسبة غير المفسرة 32% تدل على وجود متغيرات مستقلة أخرى يمكن إدخالها في النموذج.

7-2-2: المعيار القياسي:

من خلال هذا الاختبار نقارن بين قيمة DW المحسوبة والتي تساوي $DW=2.268$ وقيمة DW المستخرجة بالأخذ بعين الاعتبار عدد المشاهدات $n=149$ وعدد المتغيرات المستقلة $k=4$ ، نجد قيم كل من

dL و dU على التوالي 1.679 و 1.788 واللذين تحددان مساحة ما بين 0 و 4 كما هو موضح في الشكل التالي

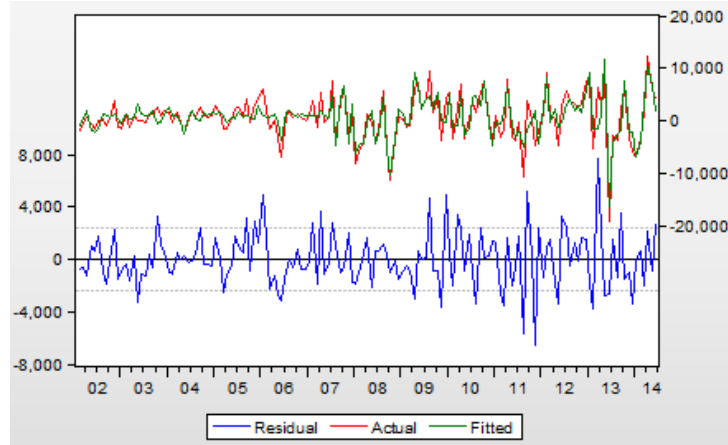
| | | | | | | |
|---|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| 0 | $dL=1.679$ | $dU=1.788$ | 2 | 2.212 | 2.321 | 4 |
| | $P > 0$ | ؟ | $P = 0$ | $P = 0$ | ؟ | $P < 0$ |
| | ارتباط ذاتي | منطقة غير محددة | عدم وجود ارتباط | عدم وجود ارتباط | منطقة غير محددة | ارتباط ذاتي سالب |

يلاحظ من خلال الشكل أن قيمة DW المحسوبة تقع ضمن منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

التأكد من سلامة النموذج الأول نقوم بالاختبارات التالية:

1- الشكل الفعلي و المقدر للنموذج Actual, Fitted, Residual Table

الشكل رقم (3-26) الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الثاني (تركيا)

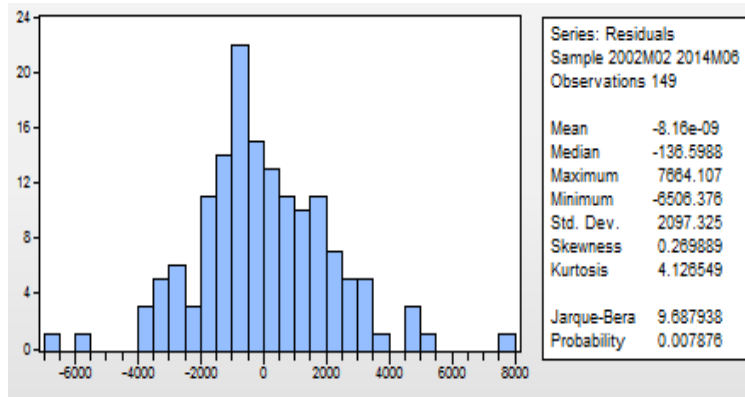


المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

من الشكل أعلاه يمكننا ملاحظة شبه التطابق بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدر (Fitted).

2- التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج Histogram- Normality Test

الشكل رقم (3-27) التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الثاني (تركيا)



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب

الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{n}} = \frac{0.269889}{\sqrt{149}} = 1.34493 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة البواقي

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{4.126549 - 3}{\sqrt{\frac{24}{149}}} = 2.806968 > 1.96$$

لدينا $v_2 < 1.96$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة البواقي

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي

H_0) نقوم بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{149}{6}0.269889 + \frac{149}{24}(4.126549 - 3)^2$$

$$= 6.70224 + 7.8790 = 14.5813 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra لسلسلة البواقي.

3- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء Correlogram – Q-statistics :

الشكل رقم (3-28) اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء لنموذج الثاني (تركيا)

| Correlogram of Residuals | | | | | | |
|--------------------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| | | 1 | -0.141 | -0.141 | 3.0053 | 0.083 |
| | | 2 | -0.126 | -0.149 | 5.4334 | 0.066 |
| | | 3 | 0.097 | 0.058 | 6.8912 | 0.075 |
| | | 4 | -0.063 | -0.060 | 7.5104 | 0.111 |
| | | 5 | 0.015 | 0.018 | 7.5438 | 0.183 |
| | | 6 | 0.051 | 0.036 | 7.9564 | 0.241 |
| | | 7 | -0.136 | -0.115 | 10.870 | 0.144 |
| | | 8 | -0.125 | -0.166 | 13.364 | 0.100 |
| | | 9 | 0.167 | 0.095 | 17.864 | 0.037 |
| | | 10 | -0.090 | -0.074 | 19.186 | 0.038 |
| | | 11 | -0.155 | -0.157 | 23.115 | 0.017 |
| | | 12 | 0.016 | -0.086 | 23.157 | 0.026 |
| | | 13 | 0.032 | 0.022 | 23.324 | 0.038 |
| | | 14 | -0.076 | -0.097 | 24.279 | 0.042 |
| | | 15 | 0.170 | 0.112 | 29.149 | 0.015 |
| | | 16 | -0.115 | -0.092 | 31.372 | 0.012 |
| | | 17 | -0.091 | -0.070 | 32.784 | 0.012 |
| | | 18 | 0.155 | 0.009 | 36.918 | 0.005 |
| | | 19 | -0.062 | -0.064 | 37.574 | 0.007 |
| | | 20 | -0.121 | -0.131 | 40.138 | 0.005 |
| | | 21 | 0.157 | 0.082 | 44.473 | 0.002 |
| | | 22 | -0.037 | -0.050 | 44.712 | 0.003 |
| | | 23 | -0.024 | 0.008 | 44.814 | 0.004 |
| | | 24 | 0.002 | -0.129 | 44.815 | 0.006 |
| | | 25 | -0.046 | -0.018 | 45.190 | 0.008 |
| | | 26 | 0.067 | 0.073 | 46.023 | 0.009 |
| | | 27 | -0.005 | -0.080 | 46.027 | 0.013 |
| | | 28 | 0.016 | -0.016 | 46.074 | 0.017 |
| | | 29 | -0.056 | 0.004 | 46.654 | 0.020 |
| | | 30 | 0.052 | -0.042 | 47.170 | 0.024 |
| | | 31 | 0.022 | -0.005 | 47.264 | 0.031 |
| | | 32 | -0.091 | -0.082 | 48.841 | 0.029 |
| | | 33 | 0.031 | -0.007 | 49.027 | 0.036 |
| | | 34 | 0.077 | 0.079 | 50.186 | 0.036 |
| | | 35 | 0.006 | 0.036 | 50.194 | 0.046 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ من قيمة $0.05 < Prob$ وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي.

➤ اختبار **Ljung-Box**:

قيمة إحصائية LB تساوي 50.194 أقل من قيمة $X^2_{0.05-36} = 50.998$ نقبل فرضية انعدام

الارتباط الذاتي (النموذج مستقر).

7-2-3: المعيار الاقتصادي:

المعادلة رقم (2):

Substituted Coefficients:

$$\begin{aligned} \text{DINDEX} = & \text{@BEFORE("2007M07")} * (-21522.4219487 * \text{DEX} + 445.601722561 * \text{DINF} + 2.61627375211e- \\ & 05 * \text{DM2} + 15.1095428762 * \text{DR} + 572.928418603) + \text{@DURING("2007M07 2008M02")} * (- \\ & 226352.633523 * \text{DEX} + 4548.77975172 * \text{DINF} + 0.00136824071142 * \text{DM2} + 13857.013543 * \text{DR} - \\ & 6780.14969753) + \text{@DURING("2008M03 2012M11")} * (-56734.5432935 * \text{DEX} + 566.113284467 * \text{DINF} - \\ & 6.96748106875e-05 * \text{DM2} - 1299.3882235 * \text{DR} + 1642.45394789) + \text{@DURING("2012M12 2013M06")} * (- \\ & 181035.613495 * \text{DEX} + 3837.98407744 * \text{DINF} + 0.000587968316329 * \text{DM2} - 35354.8615303 * \text{DR} - \\ & 10048.1809065) + \text{@AFTER("2013M07")} * (-70463.2068348 * \text{DEX} + 1829.69859971 * \text{DINF} - \\ & 0.000152663531367 * \text{DM2} - 3032.67145081 * \text{DR} + 4452.02787548) \end{aligned}$$

➤ خلال الفترة الزمنية 2002/2 إلى 2007/6

نلاحظ أن خلال هذه الفترة أغلب المتغيرات النقدية (INF, M2, R) غير معنوية لأن $\text{Prob} > 0.05$ أي أن هذه المتغيرات لا تفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة، أما بالنسبة لمتغير سعر الصرف فكان معنوياً لأن $\text{Prob} (t\text{-statistic}) = 0.0002$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الصرف وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة عكسية أي أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض عوائد الأسهم بنسبة 21522.42%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2007/7 إلى 2008/2

سعر الصرف: متغير سعر الصرف معنوي لأن $\text{Prob} (t\text{-statistic}) = 0.0000$ ، والعلاقة عكسية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم، أي أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 226352%.

التضخم: متغير التضخم معنوي لأن $\text{Prob} (t\text{-statistic}) = 0.132$ عند مستوى دلالة 10%، والعلاقة بين تغيرات التضخم وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة طردية أي أن ارتفاع التضخم بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 445.6%.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي معنوي لأن $\text{Prob} (t\text{-statistic}) = 0.027$ ، والعلاقة بين التغير في العرض النقدي وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة طردية أي أن الزيادة في العرض النقدي بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.00136%.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0274$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة طردية أي أن ارتفاع سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع عوائد الأسهم بنسبة 13857%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2008/3 إلى 2008/12

سعر الصرف: العلاقة عكسية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم، وبما أن قيمة $\text{Prob (t- statistic)} = 0.3909$ أكبر من 0.05 وبالتالي فإن سعر الصرف لا يفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة.

التضخم: متغير التضخم غير معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.2421$ عند مستوى دلالة 0.05 ، وبالتالي فإن معدل التضخم لا يفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0121$ ، والعلاقة بين التغير في العرض النقدي وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة عكسية أي أن الزيادة في العرض النقدي بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.000279%.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0048$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة عكسية أي أن الارتفاع في سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع عوائد الأسهم بنسبة 7766.5%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2009/1 إلى 2012/11

سعر الصرف: متغير سعر الصرف معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0000$ ، العلاقة عكسية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم، أي أن ارتفاع في سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 74636.24% .

التضخم: متغير التضخم معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0565$ ، والعلاقة بين تغيرات التضخم وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة طردية أي أن ارتفاع التضخم بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 597.41%.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي غير معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.027$ ، وبالتالي العرض النقدي لا يفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.05$ ،
والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة عكسية أي أن
الارتفاع في سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض عوائد الأسهم بنسبة 1128.8%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2012/12 إلى 2013/6

سعر الصرف: متغير سعر الصرف معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0000$ ، العلاقة عكسية بين
سعر الصرف وعوائد الأسهم، أي أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد
الأسهم بنسبة 181035.6% .

التضخم: متغير التضخم معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0019$ عند مستوى دلالة 0.05%،
والعلاقة بين تغيرات التضخم وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة طردية أي أن ارتفاع التضخم
بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 3837.9%.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0010$ ، والعلاقة بين
التغير في العرض النقدي وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة طردية أي أن الزيادة في العرض النقدي
بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.000588%.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)}$
 $= 0.0000$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة
عكسية أي أن ارتفاع سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض عوائد الأسهم بنسبة
35354.86%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2013/7 إلى 2014/6

سعر الصرف: متغير سعر الصرف معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0000$ ، العلاقة عكسية بين
سعر الصرف وعوائد الأسهم، أي أن الارتفاع في سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في
عوائد الأسهم بنسبة 70463.21%.

التضخم: متغير التضخم معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0142$ عند مستوى دلالة 0.05%،
والعلاقة بين تغيرات التضخم وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة طردية أي أن ارتفاع التضخم
بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 1829.69%.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0731$ ، والعلاقة بين التغير في العرض النقدي وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة عكسية أي أن زيادة العرض النقدي بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 0.000153%.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0158$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة عكسية أي أن ارتفاع سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض عوائد الأسهم بنسبة 3032.67%.

الجدول رقم (3-3) ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى قصير الأجل.

| المتغير التابع | المتغيرات المستقلة | | | السنوات |
|-------------------------------|------------------------|--------------|-------------|---------|
| | سعر الفائدة قصير الأجل | العرض النقدي | معدل التضخم | |
| عوائد الأسهم في بورصة اسطنبول | عكسية | عكسية | عكسية | 2002 |
| | | | | 2003 |
| | | | | 2004 |
| | | | | 2005 |
| | | | | 2006 |
| | | | | 2007 |
| | عكسية | عكسية | عكسية | 2008 |
| | | | | 2009 |
| | عكسية | عكسية | عكسية | 2010 |
| | | | | 2011 |
| | | | | 2012 |
| | | | | 2013 |
| | | | | 2014 |
| | | | | 2015 |

المصدر: الجدول من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

ثانياً: دراسة تطبيقية للبورصة المصرية:

تعود نشأة البورصة المصرية إلى نهاية القرن التاسع عشر، حيث بدأ النشاط الرسمي للبورصة المصرية سنة 1888 في الإسكندرية، وسنة 1903 في القاهرة. وظلت حركة التطور في بورصتي القاهرة والإسكندرية، حتى أصبحتا مجتمعيتين من أفضل 5 بورصات في العالم في الأربعينيات، ومع قيام ثورة 1952 وبدء حركة تأميم القطاع الخاص والاتجاه إلى الاشتراكية فقد تراجع دورها بشكل كبير إذ تضاعل دور البورصة المصرية بصورة كبيرة، وذلك حتى التسعينات من القرن العشرين. وفي بداية التسعينات بدأت مصر بتطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والذي تضمن تفعيل دور القطاع الخاص مما أعاد إحياء سوق المال المصري مرة أخرى خاصة مع وضع قانون سوق المال رقم 95 لسنة 1992، وفي عام 1994 تحولت البورصتان من التداول اليدوي إلى استخدام نظام إلكتروني للتداول. وفي النصف الثاني من التسعينات بدأت الحكومة بتطبيق برنامج الخصخصة والذي طرح عدد كبير من الشركات من خلال البورصة مما ساهم في إنعاش السوق بشكل كبير وجذب شريحة كبيرة من المستثمرين إلى السوق المصري، حيث تمثل تلك الفترة البداية الحقيقية لازدهار البورصة المصرية مرة أخرى في العهد الحديث. وفي عام 1996 بدأت شركة مصر للمقاصة في مزاولة عملها ثم تلى ذلك خطة شاملة لتطوير وتحديث البنية التحتية والتشريعية لمواكبة التطورات السريعة على الساحة الدولية، حيث أصبح للبورصتين مجلس إدارة واحد، وتم توحيد نظام التداول والمقاصة والتسوية بين البورصتين¹.

وفي عام 1999 تم إنشاء إدارة للإفصاح لضمان تحقيق الكفاءة والشفافية بين المتعاملين، تلاها في عام 2000 صندوق ضمان التسويات لتوفير الضمان لتسوية العمليات. ولكن الركود الاقتصادي في ذلك الوقت سرعان ما أثر على أداء البورصة ودفع حركة التداول إلى الركود وكان الركود هو الاتجاه السائد ليس في مصر فقط بل في غالبية الأسواق العالمية. وفي عام 2001 تم إنشاء شركة مصر لنشر المعلومات EGID وتلاها في نفس العام استبدال النظام الإلكتروني المحلي الصنع بنظام آخر مصمم من قبل EFA العالمية، والذي تم تحديثه مرة أخرى في عام 2008 بالنظام الأكثر تطوراً X-Stream المصمم من قبل Nasdaq OMX. وفي عام 2002 تم لأول مرة إلغاء الحدود السعرية على الشركات الأكثر نشاطاً، كما تم إعادة تنظيم سوق خارج المقصورة ليضم سوقاً للأوامر وآخر للصفقات.

¹ الموقع الرسمي للبورصة المصرية www.egx.com.eg

وفى عام 2003 اعتمدت هيئة سوق المال الأمريكية البورصة المصرية كبورصة أوراق مالية مسجلة بالخارج، كما تم في نفس العام إطلاق مؤشر CASE30 ليحل محل مؤشر CASE50. وفى عام 2005 تم إتمام الربط الآلي بين البورصة وشركة مصر للمقاصة كما بدأ العمل بنظام البيع والشراء في ذات الجلسة، وفى نفس العام تم قبول البورصة المصرية في الاتحاد العالمي للبورصات WFE . وفى عام 2006 نجحت البورصة في إدخال نظام التداول عبر الانترنت، كما شهد العام قيام شراكة استراتيجية بين البورصة المصرية وناسداك OMX من خلال التشارك في شركة مصر لنشر المعلومات. وفى عام 2007 تم تخفيض زمن التسوية للبورصة المصرية ليصبح T+2 بدلاً من T+3، وتم إنشاء بورصة النيل للشركات المتوسطة والصغيرة في نفس العام. بينما في عام 2008 تم إعادة تسمية بورصتي القاهرة والإسكندرية لتصبح البورصة المصرية. ومثلت تلك الفترة فترة ازدهار حقيقية للبورصة المصرية حيث كانت في أوج نشاطها وسط صعود قوي للمؤشرات تأثراً بالنمو الاقتصادي المحلي والعالمي في تلك المرحلة.

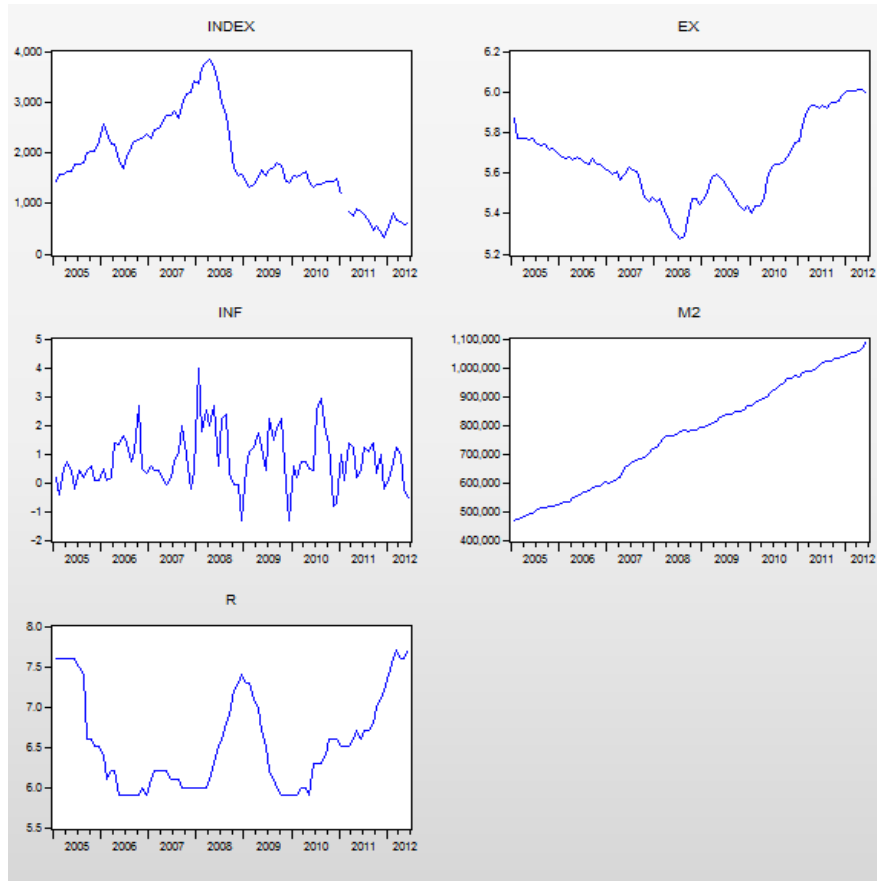
ولكن نشوء الأزمة العالمية وقيام ثورة 2011 في مصر أثر بشكل كبير على أداء البورصة المصرية حيث تراجعت أحجام التعاملات في السوق المصري بشكل ملحوظ خلال عامي 2011 و 2012 وواجهت البورصة المصرية تحديات جديدة نتيجة الحراك السياسي في تلك الفترة. ولكن هذا لم يثن البورصة المصرية عن خطط التطوير والتحديث التي تقوم بها من أجل مواكبة التطورات السريعة والمتلاحقة في عالم سوق المال، فأطلقت في يوليو 2013 استراتيجية جديدة ومتكاملة تستهدف إعادة هيكلة السوق المصري وإعادته لمكانته الرائدة وسط الأسواق الناشئة. وستتضمن الاستراتيجية انفتاحاً كبيراً للسوق المصري على الأسواق العالمية، حيث سيتم قيد مجموعة من الشركات الإقليمية في السوق المصري للمرة الأولى تقريباً في تاريخ البورصة المصرية، كما سيتم إطلاق أول أداة مشتقة (Future) للبورصة المصرية في الأسواق العالمية بالتعاون مع نيويورك يور نكست. كما سيبدأ تركيز البورصة على زيادة مساهمتها في عملية التنمية الاقتصادية والاجتماعية من خلال المشاركة في تأسيس شركات بنظام الاكتتاب العام لتحقيق أهداف مجتمعية كبناء المدارس والمستشفيات وغيرها، مما سيسهم في خلق المزيد من فرص العمل، لتستمر البورصة المصرية في رحلة خدمة الاقتصاد المصري لأكثر من 130 عام.

1- مصادر بيانات متغيرات النموذج وفترة الدراسة:

أخذت بيانات الدراسة على أساس شهري وتتكون هذه السلسلة من 90 مشاهدة ممتدة من 2005/1-2012/6 وتم الحصول على هذه البيانات من موقع البورصة المصرية¹ والنشرات الربعية للمصرف المصري المركزي².

2- دراسة وصفية وتحليلية للمتغيرات:

الشكل رقم: (3-29) التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة في البورصة المصرية .



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

منحنى عوائد الأسهم: نلاحظ بأنه كان ينمو بمعدل إيجابي خلال سنوات 2005، 2006، 2007 وفي عام 2008 ونتيجة الأزمة الاقتصادية العالمية والأزمة الحالية التي تمر بها مصر استمر هذا المؤشر بالانخفاض.

¹ الموقع الرسمي للبورصة المصرية www.egx.com.eg

² الموقع الرسمي للمصرف المركزي المصري www.cbe.org.eg

منحنى سعر الصرف: نلاحظ بأن منحنى سعر الصرف كان مستقراً نوعاً ما خلال سنوات الدراسة إلا أنه في السنوات التي مر بها الاقتصاد المصري بالأزمات انخفضت قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار بنسبة كبيرة عام (2008-2010).

منحنى التضخم: نلاحظ بأن منحنى التضخم مستقر خلال سنوات 2005-2006-2007 وفي نهاية عام 2007 نلاحظ انخفاض حاد في المنحنى تلاها ارتفاع كبير في معدل التضخم خلال الأزمة الاقتصادية العالمية خلال عام 2008 وبشكل عام كان المنحنى غير مستقر نتيجة للتغيرات الدورية والظروف السياسية والاقتصادية التي تمر بها مصر.

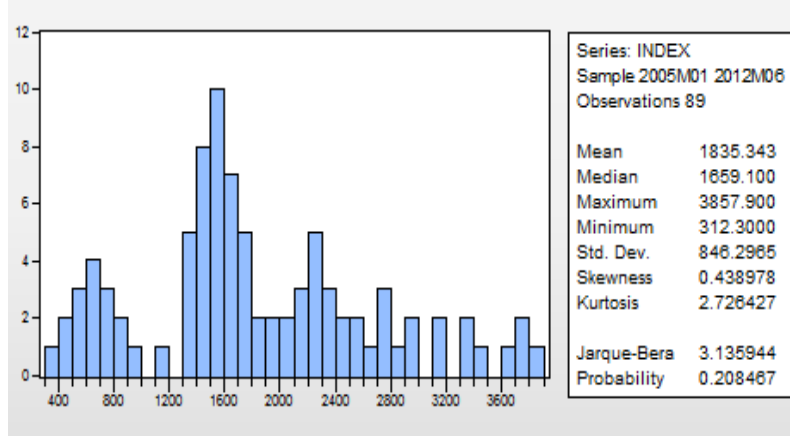
منحنى العرض النقدي: نلاحظ بأن منحنى العرض النقدي ينمو بمعدل إيجابي مع مرور الزمن

منحنى سعر الفائدة قصير الأجل: نلاحظ استقرار منحنى سعر الفائدة قصير الأجل خلال عام 2005 وتلاها انخفاض واضح خلال 2006-2007 وخلال الأزمة الاقتصادية العالمية ارتفعت معدلات الفائدة من 2008 وحتى نهاية عام 2009 انخفضت معدلات الفائدة بدرجة كبيرة واستقرت نوعاً ما حتى منتصف 2010 وعاودت الارتفاع نتيجة الأزمة الحالية التي تمر بها مصر.

3- اختبارات التوزيع الطبيعي للمتغيرات:

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة INDEX:

الشكل رقم (3-30) معاملات التوزيع الطبيعي لمؤشر عوائد الأسهم في البورصة المصرية



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.438978}{\sqrt{\frac{6}{89}}} = 1.690 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة INDEX

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{2.726427 - 3}{\sqrt{\frac{24}{89}}} = -0.5268 < 1.96$$

لدينا $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة INDEX

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0) نقوم

بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

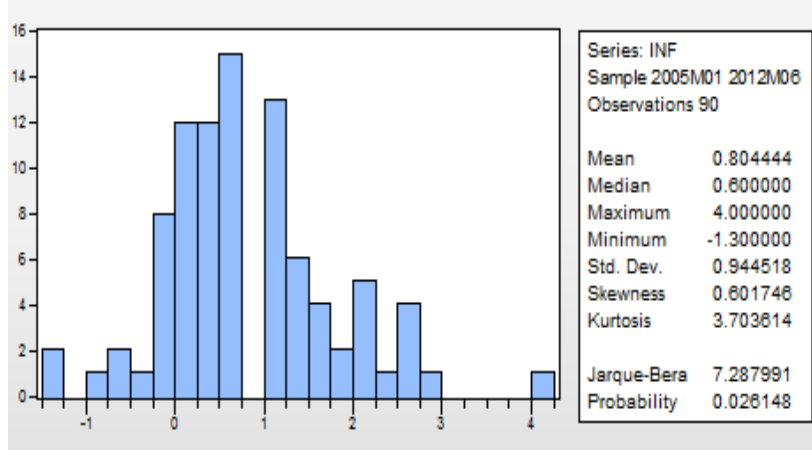
$$s = \frac{89}{6} 0.438978 + \frac{89}{24} (2.726427 - 3)^2$$

$$= 6.511 + 0.277 = 6.788 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra لسلسلة INDEX عند مستوى معنوية 5%.

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة INF:

الشكل رقم(3-31) معاملات التوزيع الطبيعي لمعدل التضخم في مصر



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ **اختبار Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.601746}{\sqrt{\frac{6}{90}}} = 2.33055 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_1$ ومنه نرفض فرضية التناظر لسلسلة INF

➤ **اختبار Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.703614 - 3}{\sqrt{\frac{24}{90}}} = 1.3625 < 1.96$$

لدينا $1.96 > v_2$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة INF

➤ **اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0) نقوم

بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2_{(1-a)}$$

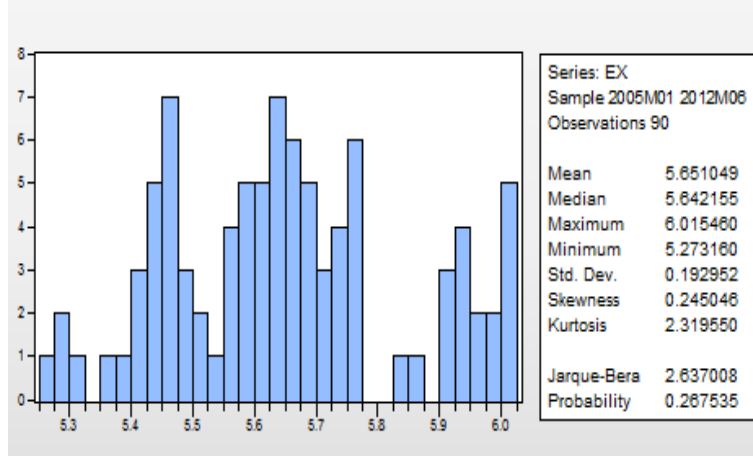
$$s = \frac{90}{6} 0.601746 + \frac{90}{24} (3.703614 - 3)^2$$

$$= 9.02619 + 1.8565 = 10.88 > \chi^2_{(1-a)}(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة INF عند مستوى معنوية 5%.

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة EX:

الشكل رقم(3-32) معاملات التوزيع الطبيعي لسعر الصرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي.



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ **اختبار Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.245046}{\sqrt{\frac{6}{90}}} = 0.9490 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة EX

➤ **اختبار Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{2.3196 - 3}{\sqrt{\frac{24}{90}}} = -1.3175 < 1.96$$

لدينا $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة EX

➤ **اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0)

نقوم بحساب جاك بييرا S :

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

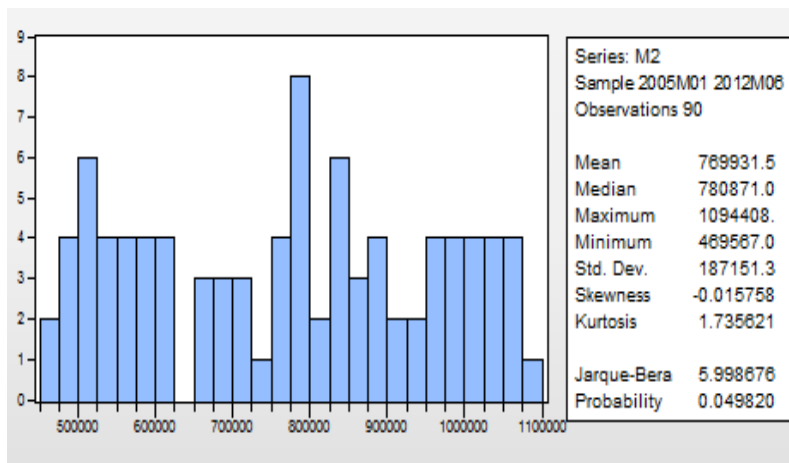
$$s = \frac{90}{6} \cdot 0.245046 + \frac{90}{24} (2.3196 - 3)^2$$

$$= 3.6759 + 1.736 = 5.49 < x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة EX عند مستوى معنوية 5%.

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة M2

الشكل رقم (3-33) معاملات التوزيع الطبيعي للعرض النقدي في مصر .



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ **اختبار Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{-0.015758}{\sqrt{\frac{6}{90}}} = -0.061 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة M2

➤ **اختبار Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{1.7356 - 3}{\sqrt{\frac{24}{90}}} = -2.4485 < 1.96$$

لدينا $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة M2

➤ **اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0)

نقوم بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2_{(1-a)}$$

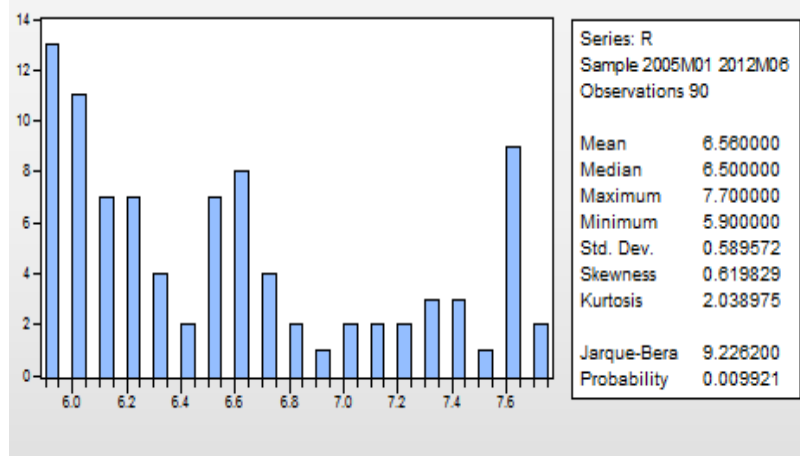
$$s = \frac{90}{6} (-0.015758) + \frac{90}{24} (1.7356 - 3)^2$$

$$= -0.23637 + 5.99 = 5.75878 < \chi^2_{(1-a)}(2) = 5.99$$

ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة M2 عند مستوى معنوية 5%.

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة R:

الشكل رقم (3-34) معاملات التوزيع الطبيعي لسعر الفائدة قصير الأجل في مصر .



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.619829}{\sqrt{\frac{6}{90}}} = 2.4 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_1$ ومنه نرفض فرضية التناظر لسلسلة R

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{2.03897 - 3}{\sqrt{\frac{24}{90}}} = -1.861 < 1.96$$

لدينا $1.96 > v_2$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة R

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0)

نقوم بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{90}{6} 0.619829 + \frac{90}{24} (2.03897 - 3)^2$$

$$= 9.297 + 3.463 = 12.76 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة R عند مستوى معنوية 5%.

الشكل رقم (3-35) معاملات التوزيع الطبيعي لجميع المتغيرات الخاصة بدولة مصر.

| | INDEX | INF | EX | M2 | R |
|--------------|----------|-----------|----------|----------|----------|
| Mean | 1835.343 | 0.812360 | 5.648945 | 767542.6 | 6.560674 |
| Median | 1659.100 | 0.600000 | 5.642130 | 780543.0 | 6.500000 |
| Maximum | 3857.900 | 4.000000 | 6.015460 | 1094408. | 7.700000 |
| Minimum | 312.3000 | -1.300000 | 5.273160 | 469567.0 | 5.900000 |
| Std. Dev. | 846.2965 | 0.946863 | 0.193004 | 186826.6 | 0.592878 |
| Skewness | 0.438978 | 0.583597 | 0.270098 | 0.005715 | 0.613066 |
| Kurtosis | 2.726427 | 3.685632 | 2.344604 | 1.747829 | 2.013981 |
| Jarque-Bera | 3.135944 | 6.795268 | 2.675030 | 5.814904 | 9.180467 |
| Probability | 0.208467 | 0.033452 | 0.262497 | 0.054615 | 0.010150 |
| Sum | 163345.5 | 72.30000 | 502.7561 | 68311291 | 583.9000 |
| Sum Sq. Dev. | 63027166 | 78.89640 | 3.278053 | 3.07E+12 | 30.93236 |
| Observations | 89 | 89 | 89 | 89 | 89 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

4- الارتباط الذاتي (Correlogram):

4-1: اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة مؤشر عوائد الأسهم:

الشكل رقم (3-36) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INDEX (مصر).

| Correlogram of INDEX | | | | | | | Correlogram of D(INDEX) | | | | | | | |
|---------------------------|---------------------|----------|--------|--------|-------|--|---------------------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|--|--|
| Date: 12/28/14 | Time: 13:51 | | | | | | Date: 12/28/14 | Time: 13:52 | | | | | | |
| Sample: 2005M01 | 2012M06 | | | | | | Sample: 2005M01 | 2012M06 | | | | | | |
| Included observations: 89 | | | | | | | Included observations: 87 | | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 0.955 | 0.955 | 83.934 | 0.000 | | | | 1 0.357 | 0.357 | 11.459 | 0.001 | | |
| | | 2 0.909 | -0.034 | 160.85 | 0.000 | | | | 2 0.145 | 0.020 | 13.363 | 0.001 | | |
| | | 3 0.855 | -0.113 | 229.71 | 0.000 | | | | 3 0.228 | 0.196 | 18.165 | 0.000 | | |
| | | 4 0.791 | -0.140 | 289.40 | 0.000 | | | | 4 0.073 | -0.082 | 18.659 | 0.001 | | |
| | | 5 0.727 | -0.037 | 340.38 | 0.000 | | | | 5 0.007 | -0.012 | 18.664 | 0.002 | | |
| | | 6 0.657 | -0.093 | 382.46 | 0.000 | | | | 6 -0.139 | -0.208 | 20.499 | 0.002 | | |
| | | 7 0.586 | -0.030 | 416.42 | 0.000 | | | | 7 -0.019 | 0.121 | 20.535 | 0.005 | | |
| | | 8 0.522 | 0.033 | 443.65 | 0.000 | | | | 8 -0.061 | -0.102 | 20.897 | 0.007 | | |
| | | 9 0.462 | 0.031 | 465.30 | 0.000 | | | | 9 -0.142 | -0.018 | 22.893 | 0.006 | | |
| | | 10 0.407 | -0.000 | 482.31 | 0.000 | | | | 10 -0.085 | -0.060 | 23.624 | 0.009 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

❖ نلاحظ أن المتغير INDEX مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

❖ قيمة إحصائية LB تساوي 23.624 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

2-4 : اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة معدل التضخم:

الشكل رقم (3-37) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INF (مصر).

| Correlogram of INF | | | | | | Correlogram of D(INF) | | | | | |
|--|---------------------|-----------|--------|--------|-------|--|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| Date: 12/28/14 Time: 13:44 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 90 | | | | | | Date: 12/28/14 Time: 13:44 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 89 | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
| | | 1 0.406 | 0.406 | 15.339 | 0.000 | | | 1 -0.255 | -0.255 | 5.9872 | 0.014 |
| | | 2 0.110 | -0.066 | 16.479 | 0.000 | | | 2 -0.180 | -0.262 | 9.0036 | 0.011 |
| | | 3 0.051 | 0.036 | 16.724 | 0.001 | | | 3 0.042 | -0.095 | 9.1715 | 0.027 |
| | | 4 -0.052 | -0.096 | 16.988 | 0.002 | | | 4 -0.101 | -0.189 | 10.147 | 0.038 |
| | | 5 -0.049 | 0.011 | 17.226 | 0.004 | | | 5 -0.147 | -0.296 | 12.224 | 0.032 |
| | | 6 0.108 | 0.156 | 18.385 | 0.005 | | | 6 0.361 | 0.186 | 24.919 | 0.000 |
| | | 7 -0.152 | -0.315 | 20.700 | 0.004 | | | 7 -0.105 | -0.037 | 26.009 | 0.001 |
| | | 8 -0.272 | -0.124 | 28.151 | 0.000 | | | 8 -0.106 | -0.058 | 27.126 | 0.001 |
| | | 9 -0.279 | -0.159 | 36.129 | 0.000 | | | 9 -0.081 | -0.222 | 27.798 | 0.001 |
| | | 10 -0.172 | 0.053 | 39.179 | 0.000 | | | 10 -0.112 | -0.292 | 29.077 | 0.001 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

❖ نلاحظ أن المتغير INF مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

❖ قيمة إحصائية LB تساوي 29.077 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

3-4 : اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة سعر الصرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي:

الشكل رقم (3-38) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة EX (مصر).

| Correlogram of EX | | | | | | Correlogram of D(EX) | | | | | |
|--|---------------------|----------|--------|--------|-------|--|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| Date: 12/28/14 Time: 13:41 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 90 | | | | | | Date: 12/28/14 Time: 13:42 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 89 | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
| | | 1 0.959 | 0.959 | 85.569 | 0.000 | | | 1 0.396 | 0.396 | 14.455 | 0.000 |
| | | 2 0.910 | -0.126 | 163.43 | 0.000 | | | 2 0.205 | 0.057 | 18.369 | 0.000 |
| | | 3 0.853 | -0.106 | 232.69 | 0.000 | | | 3 0.058 | -0.049 | 18.687 | 0.000 |
| | | 4 0.795 | -0.027 | 293.61 | 0.000 | | | 4 0.013 | -0.006 | 18.702 | 0.001 |
| | | 5 0.738 | -0.026 | 346.63 | 0.000 | | | 5 0.088 | 0.109 | 19.454 | 0.002 |
| | | 6 0.677 | -0.073 | 391.80 | 0.000 | | | 6 0.141 | 0.093 | 21.402 | 0.002 |
| | | 7 0.615 | -0.041 | 429.56 | 0.000 | | | 7 0.009 | -0.120 | 21.409 | 0.003 |
| | | 8 0.557 | 0.009 | 460.84 | 0.000 | | | 8 0.021 | 0.031 | 21.453 | 0.006 |
| | | 9 0.497 | -0.050 | 486.14 | 0.000 | | | 9 0.073 | 0.104 | 21.998 | 0.009 |
| | | 10 0.438 | -0.052 | 505.98 | 0.000 | | | 10 -0.012 | -0.091 | 22.012 | 0.015 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

❖ نلاحظ أن المتغير EX مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

❖ قيمة إحصائية LB تساوي 22.012 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

4-4: اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة العرض النقدي:

الشكل رقم (3-39) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة M2 (مصر).

| Correlogram of M2 | | | | | | | Correlogram of D(M2) | | | | | | |
|--|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|--|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| Date: 12/28/14 Time: 13:46 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 90 | | | | | | | Date: 12/28/14 Time: 13:47 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 89 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| | | 1 | 0.967 | 0.967 | 87.077 | 0.000 | | | 1 | 0.023 | 0.023 | 0.0508 | 0.822 |
| | | 2 | 0.937 | 0.012 | 169.64 | 0.000 | | | 2 | 0.037 | 0.036 | 0.1752 | 0.916 |
| | | 3 | 0.906 | -0.015 | 247.78 | 0.000 | | | 3 | 0.059 | 0.057 | 0.5003 | 0.919 |
| | | 4 | 0.875 | -0.024 | 321.48 | 0.000 | | | 4 | -0.024 | -0.028 | 0.5540 | 0.968 |
| | | 5 | 0.844 | -0.020 | 390.80 | 0.000 | | | 5 | -0.046 | -0.050 | 0.7620 | 0.979 |
| | | 6 | 0.812 | -0.021 | 455.77 | 0.000 | | | 6 | 0.048 | 0.049 | 0.9885 | 0.986 |
| | | 7 | 0.781 | -0.012 | 516.55 | 0.000 | | | 7 | -0.128 | -0.125 | 2.6113 | 0.918 |
| | | 8 | 0.749 | -0.013 | 573.27 | 0.000 | | | 8 | 0.022 | 0.031 | 2.6597 | 0.954 |
| | | 9 | 0.717 | -0.034 | 625.88 | 0.000 | | | 9 | 0.077 | 0.079 | 3.2661 | 0.953 |
| | | 10 | 0.685 | -0.027 | 674.42 | 0.000 | | | 10 | 0.010 | 0.019 | 3.2769 | 0.974 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

❖ نلاحظ أن المتغير M2 مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وغير مرتبط ذاتياً عند أخذ السلسلة بالفرق الأول 1st difference.

❖ قيمة إحصائية LB تساوي 3.2769 أقل من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة مستقرة).

4-5: اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة سعر الفائدة قصير الأجل:

الشكل رقم (3-40) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة R (مصر).

| Correlogram of R | | | | | | Correlogram of D(R) | | | | | | | |
|--|---------------------|----|--------|--------|--------|--|---------------------|----|-----|--------|--------|--------|-------|
| Date: 12/28/14 Time: 13:48 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 90 | | | | | | Date: 12/28/14 Time: 13:49 Sample: 2005M01 2012M06 Included observations: 89 | | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | |
| | | 1 | 0.929 | 0.929 | 80.353 | 0.000 | | | 1 | 0.286 | 0.286 | 7.5516 | 0.006 |
| | | 2 | 0.844 | -0.145 | 147.37 | 0.000 | | | 2 | 0.317 | 0.256 | 16.883 | 0.000 |
| | | 3 | 0.738 | -0.188 | 199.24 | 0.000 | | | 3 | 0.266 | 0.146 | 23.561 | 0.000 |
| | | 4 | 0.612 | -0.198 | 235.25 | 0.000 | | | 4 | 0.236 | 0.091 | 28.876 | 0.000 |
| | | 5 | 0.474 | -0.138 | 257.10 | 0.000 | | | 5 | 0.176 | 0.019 | 31.863 | 0.000 |
| | | 6 | 0.332 | -0.092 | 267.93 | 0.000 | | | 6 | 0.020 | -0.147 | 31.903 | 0.000 |
| | | 7 | 0.199 | -0.003 | 271.88 | 0.000 | | | 7 | -0.050 | -0.157 | 32.150 | 0.000 |
| | | 8 | 0.077 | -0.016 | 272.47 | 0.000 | | | 8 | -0.030 | -0.034 | 32.243 | 0.000 |
| | | 9 | -0.013 | 0.138 | 272.49 | 0.000 | | | 9 | -0.161 | -0.134 | 34.865 | 0.000 |
| | | 10 | -0.085 | 0.003 | 273.24 | 0.000 | | | 10 | -0.070 | 0.052 | 35.374 | 0.000 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

❖ نلاحظ بأن المتغير R مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

❖ قيمة إحصائية LB تساوي 35.374 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

5- استقرار المتغيرات باستخدام اختبار KPSS

شروط استقرار السلسلة عند مستوى الدلالة 5%، $KPSS < \text{critical value}$

5-1: مؤشر عوائد الأسهم INDEX

الشكل رقم (3-41) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة INDEX (مصر)

| KPSS Unit Root Test on INDEX | | | KPSS Unit Root Test on D(INDEX) | | |
|--|-----------|----------|---|-----------|----------|
| Null Hypothesis: INDEX is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | Null Hypothesis: D(INDEX) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat | | | LM-Stat |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | 0.622772 | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | 0.194382 |
| Asymptotic critical values*: | 1% level | 0.739000 | Asymptotic critical values*: | 1% level | 0.739000 |
| | 5% level | 0.463000 | | 5% level | 0.463000 |
| | 10% level | 0.347000 | | 10% level | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | | 708170.4 | Residual variance (no correction) | | 29377.42 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | 4897239. | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | 60711.07 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة عوائد الأسهم (INDEX) غير مستقرة عند المستوى Level لذلك قمنا بأخذ السلسلة عند الفرق الأول للحصول على حالة الاستقرار.

2-5: معدل التضخم INF:

الشكل رقم (3-42) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة INF (مصر).

| KPSS Unit Root Test on INF | | |
|---|-----------|----------|
| Null Hypothesis: INF is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat. |
| ----- | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | 0.131547 |
| Asymptotic critical values*: | 1% level | 0.739000 |
| | 5% level | 0.463000 |
| | 10% level | 0.347000 |
| ----- | | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| ----- | | |
| Residual variance (no correction) | | 0.882202 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | 1.589199 |
| ----- | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة التضخم (INF) مستقرة عند المستوى Level لأن قيمة critical values أكبر من القيمة الإحصائية المحسوبة LM.

3-5: سعر الصرف EX:

الشكل رقم (3-43) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة EX (مصر).

| KPSS Unit Root Test on EX | | |
|---|-----------|----------|
| Null Hypothesis: EX is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat. |
| ----- | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | 0.369388 |
| Asymptotic critical values*: | 1% level | 0.739000 |
| | 5% level | 0.463000 |
| | 10% level | 0.347000 |
| ----- | | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| ----- | | |
| Residual variance (no correction) | | 0.036817 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | 0.255885 |
| ----- | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة التضخم (EX) مستقرة عند المستوى Level لأن قيمة critical values أكبر من القيمة الإحصائية المحسوبة LM.

4-5: العرض النقدي M2:

الشكل رقم (3-44) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة M2 (مصر).

| KPSS Unit Root Test on M2 | | | KPSS Unit Root Test on D(M2) | | |
|---|--|--|---|--|--|
| Null Hypothesis: M2 is stationary | | | Null Hypothesis: D(M2) is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | | Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| LM-Stat | | | LM-Stat | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | |
| 1.226666 | | | 0.102658 | | |
| Asymptotic critical values*: | | | Asymptotic critical values*: | | |
| 1% level | | | 1% level | | |
| 0.739000 | | | 0.739000 | | |
| 5% level | | | 5% level | | |
| 0.463000 | | | 0.463000 | | |
| 10% level | | | 10% level | | |
| 0.347000 | | | 0.347000 | | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | | | Residual variance (no correction) | | |
| 3.46E+10 | | | 33799330 | | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | |
| 2.54E+11 | | | 35681541 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة العرض النقدي غير مستقرة عند المستوى Level لذلك قمنا بأخذ السلسلة عند الفرق الأول للحصول على حالة الاستقرار.

5-5: سعر الفائدة قصير الأجل R:

الشكل رقم (3-45) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة R (مصر).

| KPSS Unit Root Test on R | | |
|---|--|--|
| Null Hypothesis: R is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| LM-Stat | | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | |
| 0.170384 | | |
| Asymptotic critical values*: | | |
| 1% level | | |
| 0.739000 | | |
| 5% level | | |
| 0.463000 | | |
| 10% level | | |
| 0.347000 | | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | | |
| 0.343733 | | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | |
| 2.061499 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة معدل الفائدة قصير الأجل (R) مستقرة عند المستوى Level لأن قيمة critical values أكبر من القيمة الإحصائية المحسوبة LM.

الجدول رقم (3-4) تلخيص نتائج شروط العلاقة الخطية لمتغيرات الدراسة في البورصة المصرية .

| | التوزيع الطبيعي | | | الارتباط الذاتي | | | الاستقرار | | | النتيجة |
|-------|-----------------|-------------|---------|-----------------|----------------|----------------------------------|----------------------------|----------|--------------------------|---------|
| | Jarque-Bera | Probability | النتيجة | level | 1st difference | النتيجة | Test for unit root in | KPSS LM | Critical values 5% level | |
| INDEX | 3.135944 | 0.208467 | لا يخضع | 0.000 | 0.001 | مرتبط ذاتياً | 1st difference | 0.194382 | 0.463000 | مستقر |
| INF | 6.795268 | 0.033452 | لا يخضع | 0.000 | 0.014 | مرتبط ذاتياً | Level | 0.131547 | 0.463000 | مستقر |
| EX | 2.675030 | 0.262497 | يخضع | 0.000 | 0.000 | مرتبط ذاتياً | Level | 0.369388 | 0.463000 | مستقر |
| M2 | 5.814904 | 0.054615 | يخضع | 0.000 | 0.822 | غير مرتبط ذاتياً عند الفرق الأول | 1st difference | 0.102658 | 0.463000 | مستقر |
| R | 9.180467 | 0.010150 | لا يخضع | 0.000 | 0.006 | مرتبط ذاتياً | 2 nd difference | 0.170384 | 0.463000 | مستقر |

المصدر: الجدول من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

6- للتخلص من عدم استقرار السلسلة نقوم بإزالة الاتجاه العام

لإزالة الاتجاه العام من السلسلة الأصلية نستعين بفروقات من الدرجة الأولى فنحصل على السلسلة المعدلة لكل متغير على حدا كالتالي:

$$DINDEX=INDEX-INDEX(-1)$$

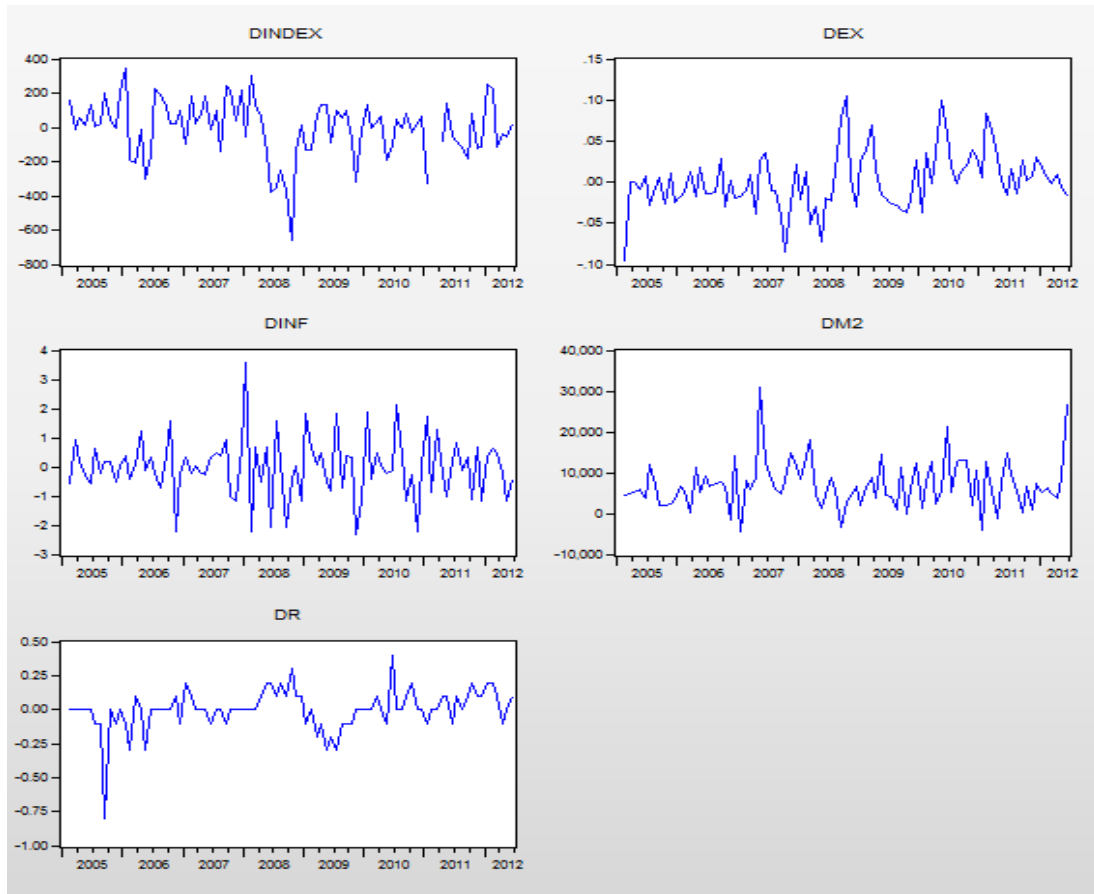
$$DINF=INF-INF(-1)$$

$$DM2=M2-M2(-1)$$

$$DR=R-R(-1)$$

$$DEX=EX-EX(-1)$$

الشكل رقم (3-46) التمثيل البياني لمتغيرات محل الدراسة الخاصة بالبورصة المصرية بعد إزالة الاتجاه العام.



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

7- النموذج الأول تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى طويل الأجل:

الشكل رقم (3-47) النموذج الأول تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى طويل الأجل.

Dependent Variable: DINDEX
Method: Stepwise Regression
Date: 01/05/15 Time: 13:50
Sample (adjusted): 2005M02 2012M06
Included observations: 87 after adjustments
Number of always included regressors: 5
No search regressors
Selection method: Stepwise forwards
Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.5/0.5

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| DEX | -1601.413 | 504.5236 | -3.174108 | 0.0021 |
| DINF | -4.839929 | 16.57040 | -0.292083 | 0.7710 |
| DM2 | 0.008538 | 0.002835 | 3.011311 | 0.0035 |
| DR | -241.5408 | 111.0796 | -2.174484 | 0.0326 |
| C | -65.46344 | 25.75123 | -2.542148 | 0.0129 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| R-squared | 0.237528 | Mean dependent var | -5.772414 |
| Adjusted R-squared | 0.200335 | S.D. dependent var | 172.3921 |
| S.E. of regression | 154.1599 | Akaike info criterion | 12.96961 |
| Sum squared resid | 1948753. | Schwarz criterion | 13.11133 |
| Log likelihood | -559.1781 | Hannan-Quinn criter. | 13.02668 |
| F-statistic | 6.386243 | Durbin-Watson stat | 1.480010 |
| Prob(F-statistic) | 0.000159 | | |

Selection Summary

No regressors were chosen by the stepwise routine

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

1-7 المعيار الإحصائي:

- إن قيمة $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.000159$ مما يدل على أن النموذج معنوي و يفسر جزء كبير من البيانات المتاحة، وهو مقياس يعبر عن سلامة النموذج أو المعادلة المستخدمة.
- $R\text{-squared}$ وهو معامل التحديد (مربع معامل الارتباط) حيث أن المعامل يحدد مدى تغيرات المتغير التابع والتي تفسرها المتغيرات المستقلة، في النموذج أعلاه تشير قيمة معامل التحديد ($\text{Adjusted } R\text{-squared} = 0.20$) إلى أن المتغيرات المستقلة المذكورة في النموذج

تفسر 20% من التغيرات التي تطرأ على عوائد الأسهم، أما النسبة غير المفسرة 80% فهي تعني وجود متغيرات مستقلة أخرى يمكن إدخالها في النموذج.

2-7 المعيار القياسي:

من خلال هذا الاختبار نقارن بين قيمة DW المحسوبة والتي تساوي $DW=1.480$ والقيمة DW المستخرجة مع الأخذ بعين الاعتبار عدد المشاهدات $n=87$ وعدد المتغيرات المستقلة $k=4$ ، نجد قيم كل من

dL و dU على التوالي 1.747 و 1.550 وللتين تحددان مساحة ما بين 0 و 4 كما هو موضح في الشكل التالي:

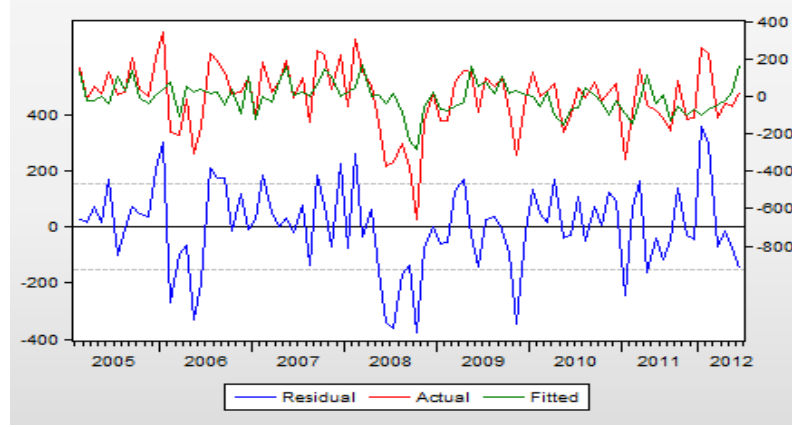
| | | | | | | |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|---|
| 0 | $dL=1.550$ | $dU=1.747$ | 2 | 2.253 | 2.450 | 4 |
| $P > 0$ | ؟ | $P = 0$ | $P = 0$ | ؟ | $P < 0$ | |
| ارتباط ذاتي | منطقة غير محددة | عدم وجود ارتباط | عدم وجود ارتباط | منطقة غير محددة | ارتباط ذاتي سالب | |

يلاحظ من خلال الشكل أن قيمة DW المحسوبة تقع ضمن منطقة وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء وبالتالي النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

للتأكد من سلامة النموذج الأول نقوم بالاختبارات التالية:

1- الشكل الفعلي و المقدر للنموذج :Actual, Fitted, Residual Table

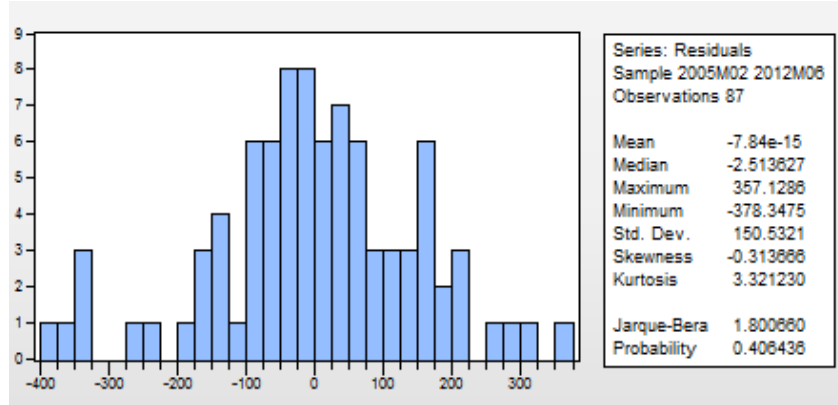
الشكل رقم(3-48) الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الأول (مصر).



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

2- التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج Histogram– Normality Test

الشكل رقم(3-49) التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الأول (مصر).



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب

الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{n}} = \frac{-0.313666}{\sqrt{87}} = -1.1944 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة البواقي

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.321 - 3}{\sqrt{\frac{24}{87}}} = 0.611 < 1.96$$

لدينا $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة البواقي

➤ اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra): من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع

الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{87}{6}(-0.313666) + \frac{87}{24}(3.321 - 3)^2 = -4.1746 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra لسلسلة البواقي.

3- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء Correlogram - Q-statistics :

الشكل رقم (3-50) اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء للنموذج الأول (مصر).

| Correlogram of Residuals | | | | | | |
|----------------------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| Date: 02/11/15 Time: 17:13 | | | | | | |
| Sample: 2005M01 2012M06 | | | | | | |
| Included observations: 87 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| | | 1 | 0.246 | 0.246 | 5.4625 | 0.019 |
| | | 2 | 0.059 | -0.002 | 5.7751 | 0.056 |
| | | 3 | 0.104 | 0.095 | 6.7639 | 0.080 |
| | | 4 | -0.059 | -0.115 | 7.0912 | 0.131 |
| | | 5 | -0.107 | -0.073 | 8.1628 | 0.147 |
| | | 6 | -0.137 | -0.110 | 9.9679 | 0.126 |
| | | 7 | 0.019 | 0.107 | 10.002 | 0.188 |
| | | 8 | -0.085 | -0.110 | 10.707 | 0.219 |
| | | 9 | -0.090 | -0.032 | 11.505 | 0.243 |
| | | 10 | 0.011 | -0.000 | 11.516 | 0.319 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

- نلاحظ من قيمة $Prob > 0.05$ وبالتالي النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي.

- اختبار Ljung-Box:

القيمة الإحصائية LB تساوي 11.516 أقل من قيمة $X^2_{0.05-36} = 18.307$ نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي (النموذج مستقر).

3-7 المعيار الاقتصادي:

المعادلة رقم (1):

$$\text{DINDEX} = -1601.41255546 * \text{DEX} - 4.83992898606 * \text{DINF} + 0.00853795952347 * \text{DM2} - 241.540835122 * \text{DR} - 65.4634409307$$

1- أثر المتغيرات النقدية (سعر الصرف - التضخم - العرض النقدي - سعر الفائدة قصير الأجل) على عوائد الأسهم في سوق الأوراق المالية المصرية خلال الفترة الزمنية (2005/2 - 2012/6) على المدى طويل الأجل

أولاً: أثر سعر الصرف

المتغير سعر الصرف معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0021$ ، إن العلاقة بين تغيرات سعر الصرف وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة عكسية أي أن الارتفاع في سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم المدرجة في البورصة المصرية بنسبة 1601.413%.

ثانياً: أثر التضخم

المتغير التضخم غير معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.7710$ وإن العلاقة بين التغير معدل التضخم وتغيرات عوائد الأسهم في البورصة المصرية خلال الفترة المذكورة علاقة عكسية عند مستوى دلالة 5%، وبما أن قيمة $\text{Prob (t-statistic)} = 0.7710$ أكبر من 0.05 وبالتالي فإن تغيرات التضخم لا تفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة.

ثالثاً: أثر العرض النقدي

المتغير العرض النقدي معنوي لأن $\text{Prob}(t\text{-statistic}) = 0.0035$ إن العلاقة بين التغير في العرض النقدي وتغيرات عوائد الأسهم في البورصة المصرية خلال الفترة المذكورة علاقة طردية عند مستوى دلالة 5%، أي أن زيادة العرض النقدي بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.0085%.

رابعاً: أثر سعر الفائدة قصير الأجل

المتغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob}(t\text{-statistic}) = 0.0326$ وإن العلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وتغيرات عوائد الأسهم في البورصة المصرية خلال الفترة المذكورة علاقة عكسية عند مستوى دلالة 5%، أي أن الارتفاع في سعر الفائدة بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 241.54%.

الجدول رقم (3-5) ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى طويل الأجل

| المتغيرات المستقلة | نوع العلاقة | المعنوية Prob |
|------------------------|-------------|---------------|
| سعر الصرف | عكسية | معنوي |
| التضخم | عكسية | غير معنوي |
| العرض النقدي | طردية | معنوي |
| سعر الفائدة قصير الأجل | عكسية | معنوي |

المصدر: الجدول من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

8-النموذج الثاني: تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة

المصرية على المدى قصير الأجل باستخدام Least Squares with breakpoints (BREAKLS)

الشكل رقم (3-51) النموذج الثاني تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى قصير الأجل.

Dependent Variable: DINDEX

Method: Least Squares with Breaks

Date: 01/22/15 Time: 08:33

Sample (adjusted): 2005M02 2012M06

Included observations: 87 after adjustments

Break type: Fixed number of globally determined breaks

Breaks: 2006M02, 2007M04, 2009M05, 2010M09

Allow heterogeneous error distributions across breaks

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-----------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| 2005M02 – 2006M01 -- 12 obs | | | | |
| DEX | -1315.494 | 1269.100 | -1.036557 | 0.3040 |
| DINF | 8.658026 | 79.88125 | 0.108386 | 0.9140 |
| DM2 | -0.006377 | 0.013859 | -0.460088 | 0.6471 |
| DR | -176.4523 | 161.3913 | -1.093320 | 0.2785 |
| C | 89.39911 | 79.89939 | 1.118896 | 0.2675 |
| 2006M02 – 2007M03 -- 14 obs | | | | |
| DEX | -656.5604 | 2189.763 | -0.299832 | 0.7653 |
| DINF | -73.62896 | 42.69577 | -1.724502 | 0.0896 |
| DM2 | 0.025103 | 0.008426 | 2.979148 | 0.0041 |
| DR | 813.4515 | 276.5529 | 2.941395 | 0.0046 |
| C | -145.8275 | 56.88486 | -2.563555 | 0.0128 |
| 2007M04 – 2009M04 -- 25 obs | | | | |
| DEX | -2150.924 | 589.9498 | -3.645944 | 0.0005 |
| DINF | -39.53684 | 21.60874 | -1.829669 | 0.0721 |
| DM2 | 0.009905 | 0.004217 | 2.348818 | 0.0220 |
| DR | -1357.546 | 253.7168 | -5.350634 | 0.0000 |

| C | -74.15658 | 45.65145 | -1.624408 | 0.1094 |
|-----------------------------|-----------|-----------------------|-----------|--------|
| 2009M05 – 2010M08 -- 16 obs | | | | |
| DEX | -766.1975 | 691.0646 | -1.108720 | 0.2718 |
| DINF | 66.92450 | 21.28446 | 3.144289 | 0.0026 |
| DM2 | 0.006044 | 0.004753 | 1.271586 | 0.2083 |
| DR | -209.5866 | 178.8157 | -1.172082 | 0.2456 |
| C | -67.48498 | 46.75573 | -1.443352 | 0.1540 |
| 2010M09 – 2012M06 -- 20 obs | | | | |
| DEX | -104.9927 | 2080.669 | -0.050461 | 0.9599 |
| DINF | -37.77478 | 34.26717 | -1.102361 | 0.2746 |
| DM2 | 0.004823 | 0.005075 | 0.950308 | 0.3456 |
| DR | 665.5316 | 301.8003 | 2.205205 | 0.0312 |
| C | -109.0079 | 54.13504 | -2.013630 | 0.0484 |
| R-squared | 0.657929 | Mean dependent var | -5.772414 | |
| Adjusted R-squared | 0.525515 | S.D. dependent var | 172.3921 | |
| S.E. of regression | 118.7486 | Akaike info criterion | 12.62783 | |
| Sum squared resid | 874276.1 | Schwarz criterion | 13.33643 | |
| Log likelihood | -524.3107 | Hannan-Quinn criter. | 12.91316 | |
| F-statistic | 4.968716 | Durbin-Watson stat | 2.050214 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

1-8 المعيار الإحصائي:

- إن قيمة $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.00$ مما يدل على أن النموذج معنوي ويفسر جزء كبير من البيانات المتاحة، وهو مقياس يعبر عن سلامة النموذج أو المعادلة المستخدمة.
- تدل قيمة معامل الارتباط $R\text{-squared} = 0.65$ على وجود علاقة ارتباط متوسطة القوة بين تغيرات عوائد الأسهم في البورصة المصرية وبين المتغيرات النقدية عند مستوى دلالة 5%.

- تشير قيمة معامل التحديد المعدل ($\text{Adjusted } R\text{-squared}=0.525$) إلى أن المتغيرات المستقلة المذكورة في النموذج تفسر 52.5% من التغيرات التي تطرأ على عوائد الأسهم، أما النسبة غير المفسرة 47.5% فهذا يعني وجود متغيرات مستقلة أخرى يمكن إدخالها في النموذج.

8-2 المعيار القياسي:

من خلال هذا الاختبار نقارن بين قيمة DW المحسوبة والتي تساوي $DW=2.05$ وقيمة DW المستخرجة مع الأخذ بعين الاعتبار عدد المشاهدات $n=87$ وعدد المتغيرات المستقلة $k=4$ ، نجد قيم كل من ترتيب dU و dL على التوالي 1.747 و 1.550 واللذان تحددان مساحة ما بين 0 و 4 كما هو موضح في الشكل التالي

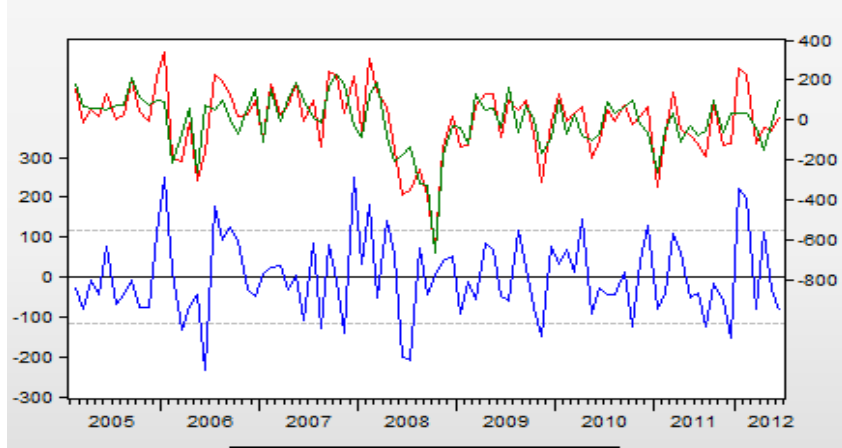
| 0 | $dL=1.550$ | $dU=1.747$ | 2 | 2.253 | 2.450 | 4 |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|---|
| $P > 0$ | ؟ | $P = 0$ | $P = 0$ | ؟ | $P < 0$ | |
| ارتباط ذاتي | منطقة غير محددة | عدم وجود ارتباط | عدم وجود ارتباط | منطقة غير محددة | ارتباط ذاتي سالب | |

يلاحظ من خلال الشكل أن قيمة DW المحسوبة تقع ضمن منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

للتأكد من سلامة النموذج الثاني نقوم بالاختبارات التالية:

1- الشكل الفعلي و المقدر للنموذج :Actual, Fitted, Residual Table

الشكل رقم (3-52) الشكل الفعلي والمقدر للنموذج الثاني (مصر).

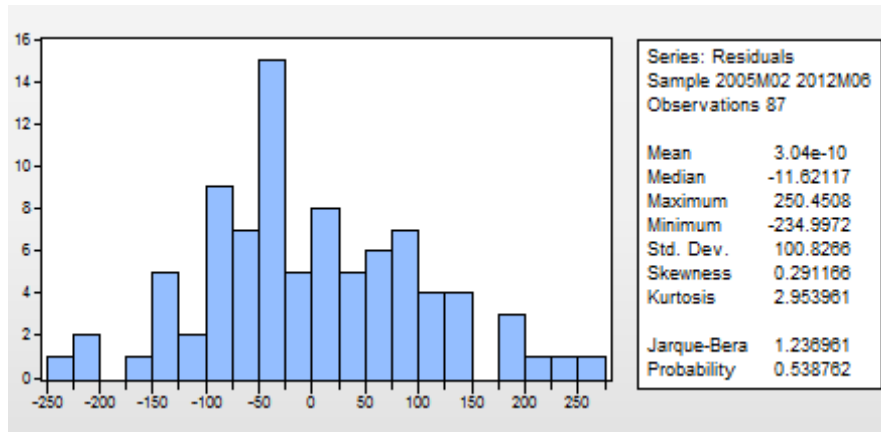


المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

من الشكل أعلاه يمكننا ملاحظة شبه التطابق بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدر (Fitted).

2- التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج Histogram – Normality Test

الشكل رقم (3-52) التوزيع الطبيعي لأخطاء النموذج الثاني (مصر).



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$: نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.291166}{\sqrt{\frac{6}{87}}} = 1.1087 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة البواقي

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{2.9539 - 3}{\sqrt{\frac{24}{87}}} = -0.087655 < 1.96$$

لدينا $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة البواقي

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا s :

$$s = \frac{n}{6}\beta_1^{1/2} + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{87}{6}0.291166 + \frac{87}{24}(2.9539 - 3)^2 = 4.229 < x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra لسلسلة البواقي.

7. اختبار الارتباط الذاتي للبواقي - Correlogram - Q-statistics :

الشكل رقم (3-52) اختبار الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج الثاني (مصر).

| Correlogram of Residuals | | | | | | |
|----------------------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|--|
| Date: 02/11/15 Time: 13:52 | | | | | | |
| Sample: 2005M01 2012M06 | | | | | | |
| Included observations: 87 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| | | 1 -0.022 | -0.022 | 0.0442 | 0.833 | |
| | | 2 -0.105 | -0.105 | 1.0399 | 0.595 | |
| | | 3 -0.059 | -0.064 | 1.3583 | 0.715 | |
| | | 4 -0.181 | -0.198 | 4.4019 | 0.354 | |
| | | 5 -0.200 | -0.240 | 8.1620 | 0.148 | |
| | | 6 -0.100 | -0.200 | 9.1259 | 0.167 | |
| | | 7 0.073 | -0.053 | 9.6484 | 0.209 | |
| | | 8 0.197 | 0.092 | 13.441 | 0.098 | |
| | | 9 -0.046 | -0.140 | 13.647 | 0.135 | |
| | | 10 -0.061 | -0.168 | 14.021 | 0.172 | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

- نلاحظ قيمة $Prob < 0.05$ بالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.
- اختبار Ljung-Box: القيمة الإحصائية LB تساوي 14.021 أقل من قيمة $X^2_{0.05-36} = 18.307$ نقبل فرضية انعدام الارتباط الذاتي (النموذج مستقر).

3-8 المعيار الاقتصادي:

المعادلة رقم 2:

$$\begin{aligned} \text{DINDEX} = & @BEFORE("2006M02")*(-1315.49407261*DEX + 8.65802561598*DINF - 0.00637655258255*DM2 - \\ & 176.452334062*DR + 89.3991084302) + @DURING("2006M02 2007M03")*(-656.560404213*DEX - \\ & 73.6289597722*DINF + 0.0251030333732*DM2 + 813.451513824*DR - 145.827469174) + @DURING("2007M04 \\ & 2009M04")*(-2150.92393344*DEX - 39.5368356281*DINF + 0.00990522317794*DM2 - 1357.54585696*DR - \\ & 74.1565779419) + @DURING("2009M05 2010M08")*(-766.197518961*DEX + 66.9244962195*DINF + \\ & 0.00604423442222*DM2 - 209.586596771*DR - 67.4849807862) + @AFTER("2010M09")*(-104.992695433*DEX - \\ & 37.7747788065*DINF + 0.00482255120098*DM2 + 665.531567976*DR - 109.007927001) \end{aligned}$$

أثر المتغيرات النقدية (سعر الصرف - التضخم - العرض النقدي - سعر الفائدة قصير الأجل) على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى قصير الأجل

➤ خلال الفترة الزمنية 2006/1 إلى 2005/2

متغيرات الدراسة غير معنوية خلال هذه الفترة.

➤ خلال الفترة الزمنية 2006/2 إلى 2007/3

سعر الصرف: العلاقة عكسية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم، وبما أن قيمة $Prob (t\text{-statistic}) = 0.76$ أكبر من 0.05 فإن سعر الصرف لا يفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال هذه الفترة.

التضخم: التضخم متغير معنوي لأن $Prob (t\text{-statistic}) = 0.089$ عند مستوى دلالة 10%، وإن العلاقة بين تغيرات التضخم وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة عكسية أي أن ارتفاع التضخم بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 73.6%.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي معنوي لأن $Prob (t\text{-statistic}) = 0.0041$ ، والعلاقة بين التغير في العرض النقدي وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة طردية أي أن الزيادة في العرض النقدي بنسبة 1% تؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.025%.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0046$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة طردية أي أن الارتفاع في سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع عوائد الأسهم بنسبة 813%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2007/4 إلى 2009/4

سعر الصرف: متغير سعر الصرف معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0005$ ، العلاقة عكسية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم، أي أن الارتفاع في سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 656.5%.

التضخم: متغير التضخم معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0721$ عند مستوى دلالة 10%، وإن العلاقة بين تغيرات التضخم وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة علاقة عكسية أي أن ارتفاع التضخم بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض في عوائد الأسهم بنسبة 39.5%.

العرض النقدي: متغير العرض النقدي معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.022$ ، والعلاقة بين التغير في العرض النقدي وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة طردية أي أن الزيادة في العرض النقدي بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.0099%.

سعر الفائدة قصير الأجل: متغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.00$ ، والعلاقة بين التغير في سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم خلال الفترة المذكورة عكسية أي أن الارتفاع في سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض عوائد الأسهم بنسبة 1357%.

➤ خلال الفترة الزمنية 2009/5 إلى 2010/8

أغلب المتغيرات غير معنوية خلال هذه الفترة، في حين أن المتغير التضخم معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.026$ ، والعلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم خلال هذه الفترة طردية، أي أن الارتفاع في التضخم بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بنسبة 0.0026%،

➤ خلال الفترة الزمنية 2010/9 إلى 2012/6

أغلب المتغيرات غير معنوية خلال هذه الفترة في حين أن المتغير سعر الفائدة قصير الأجل معنوي لأن $\text{Prob (t-statistic)} = 0.0312$ ، والعلاقة بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم طردية، أي أن

الارتفاع في سعر الفائدة قصير الأجل بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في عوائد الأسهم بمقدار 665.53%.

الجدول رقم (3-6) ملخص لأثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في البورصة المصرية على المدى قصير الأجل.

| المتغيرات المستقلة | | | | المتغير التابع | السنوات |
|------------------------|------------------|------------------|------------------|---------------------------------|---------|
| سعر الفائدة قصير الأجل | العرض النقدي | معدل التضخم | سعر الصرف | | |
| غير معنوية عكسية | غير معنوية عكسية | طردية غير معنوية | غير معنوية عكسية | عوائد الأسهم في البورصة المصرية | 2005 |
| | | | | | 2006 |
| | | | | | 2007 |
| طردية | طردية | عكسية | عكسية | | 2008 |
| | | | | | 2009 |
| غير معنوية عكسية | طردية غير معنوية | طردية | غير معنوية عكسية | | 2010 |
| | | غير معنوية عكسية | | | 2011 |
| طردية | | | | | 2012 |

المصدر: الجدول من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

ثالثاً: دراسة تطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية:

أحدثت سوق دمشق للأوراق المالية، بموجب المرسوم التشريعي رقم /55/ لعام 2006 ونص المرسوم على أن تتمتع السوق بالشخصية الاعتبارية، والاستقلال المالي والإداري، وترتبط بهيئة الأوراق والأسواق المالية السورية وتعمل تحت إشرافها، ويكون المقر الرئيسي للسوق مدينة دمشق. وقد تم الافتتاح الرسمي للسوق في 2009/3/10.

تقسم سوق دمشق للأوراق المالية إلى: السوق النظامية، السوق الموازية (أ)، السوق الموازية (ب)

والأوراق التي يتم تداولها في السوق تشتمل على:

أ- أسهم الشركات المساهمة السورية القابلة للتداول.

ب- سندات الدين القابلة للتداول والتي تصدرها الشركات المساهمة السورية

ج- أدوات الدين العام القابلة للتداول الصادرة عن حكومة الجمهورية العربية السورية .

د- الوحدات الاستثمارية السورية الصادرة عن صناديق وشركات الاستثمار.

هـ- أي أوراق مالية أخرى سورية أو غير سورية، متعارف عليها على أنها أوراق مالية، ويتم اعتمادها

كذلك من قبل مجلس مفوضي هيئة الأوراق والأسواق المالية السورية.

والياً يتم تداول أسهم الشركات المساهمة السورية مقسمة إلى القطاعات التالية (قطاع البنوك - قطاع

التأمين - القطاع الصناعي - القطاع الزراعي - قطاع الخدمات)

تهدف سوق دمشق للأوراق المالية إلى دعم الاقتصاد الوطني من خلال إتاحة الفرص لتعبئة المدخرات

المحلية وجذب الاستثمارات وتحفيز السوق الأولية التي يتم فيها إنشاء شركات مساهمة جديدة وزيادة

رؤوس أموالها لدفع عملية التنمية الاقتصادية ورفع مستوى المعيشة لكافة فئات المجتمع¹.

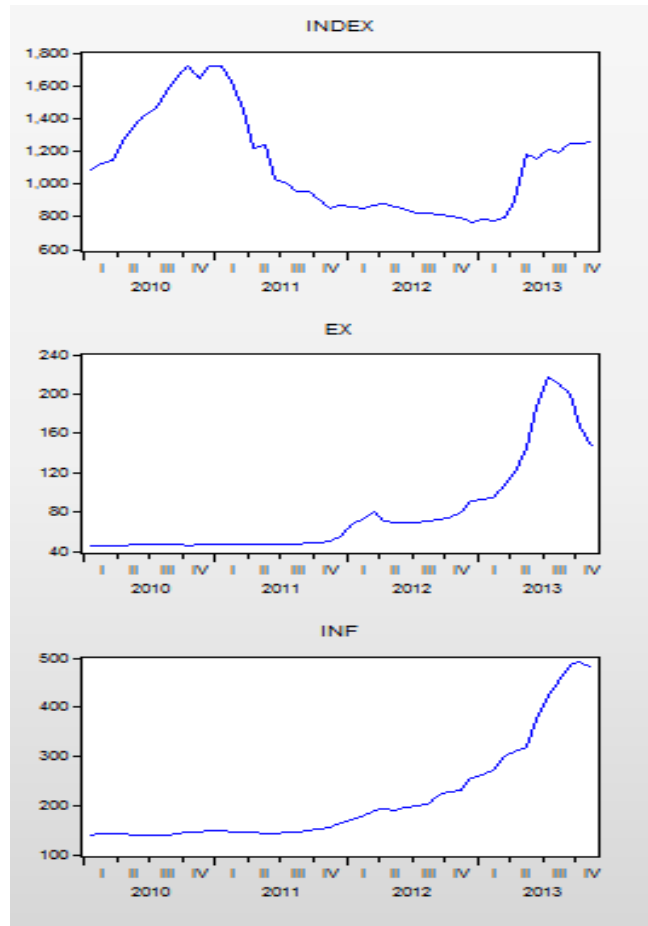
¹ الموقع الرسمي لسوق دمشق للأوراق المالية www.dse.sy

1- مصادر بيانات متغيرات النموذج وفترة الدراسة:

أخذت بيانات الدراسة على أساس شهري وتتكون هذه السلسلة من 46 مشاهدة ممتدة من 2010/1 - 2013 /11 وتم الحصول على هذه البيانات من موقع سوق دمشق للأوراق المالية¹ والنشرات الربعية لمصرف سورية المركزي².

قامت الباحثة بدراسة تأثير سعر الصرف والتضخم على عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية، في حين تم استبعاد المتغيرين سعر الفائدة قصير الأجل والعرض النقدي نظراً لعدم توافر البيانات من قبل المصرف السوري المركزي.

الشكل رقم (3-53) التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة في سوق دمشق للأوراق المالية



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

¹ الموقع الرسمي لسوق دمشق للأوراق المالية www.dse.sy

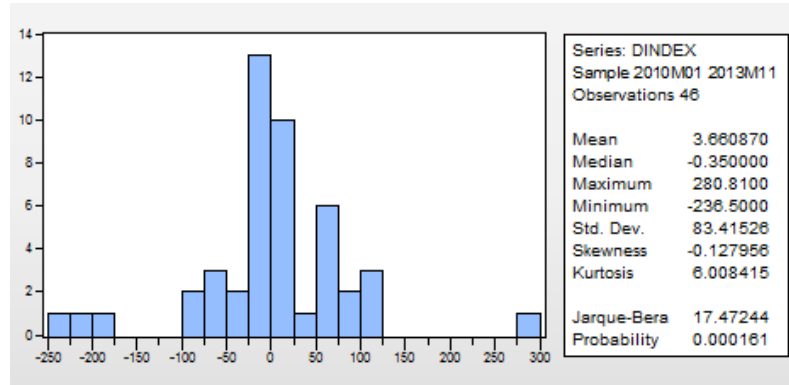
² الموقع الرسمي للبنك المركزي السوري www.banquecentrale.gov.sy

نلاحظ من الشكل أعلاه أن عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية ينمو بمعدل إيجابي في بداية عام 2010 ونلاحظ أنه انخفض بشكل واضح خلال 2011 واستمر بالانخفاض حتى بداية 2013 وعاود الارتفاع خلال 2013، أما بالنسبة لسعر الصرف نلاحظ بأنه كان مستقر خلال 2010 و2011 ونلاحظ نموه بمعدل إيجابي وكبير منذ بداية 2012 وحتى النصف الأول من عام 2013 وتلاها انخفاض واضح في النصف الثاني من عام 2013، أما بالنسبة للتضخم نلاحظ بأنه كان مستقر خلال 2010 و2012، ألا أنه ارتفع بشكل واضح خلال 2013، ويرجع ذلك للأزمة الحالية التي يمر بها الاقتصاد.

2- اختبارات التوزيع الطبيعي للمتغيرات:

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة INDEX:

الشكل رقم (3-54) معاملات التوزيع الطبيعي لمؤشر عوائد الأسهم لسوق دمشق للأوراق المالية



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب

الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{6}} = \frac{-0.127956}{\sqrt{6}} = -0.354 < 1.96$$

لدينا $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة INDEX

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{6.008415 - 3}{\sqrt{\frac{24}{46}}} = 4.164 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_2$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة INDEX

➤ اختبار جاك-بيرا (Jarque-Berra): من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي H_0) نقوم بحساب جاك بيرا s :

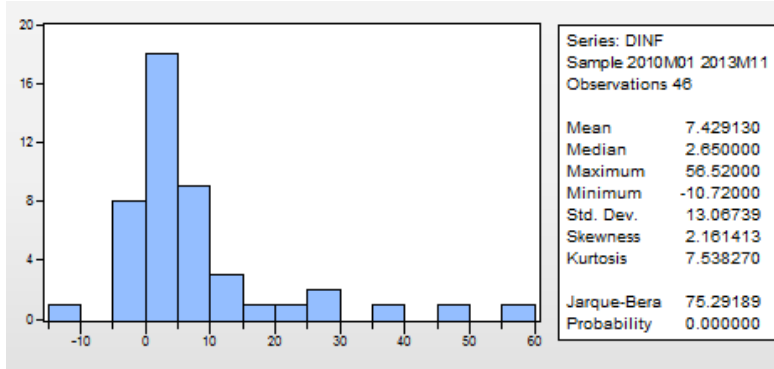
$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{46}{6} (-0.127956) + \frac{46}{24} (6.008415 - 3)^2 = 16.36 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي حسب اختبار Jarque-Berra لسلسلة INDEX عند مستوى معنوية 5%.

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة INF:

الشكل رقم (3-55) معاملات التوزيع الطبيعي لمعدل التضخم في سورية



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار Skewness لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{2.16141}{\sqrt{\frac{6}{46}}} = 5.9846 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_1$ ومنه نرفض فرضية التناظر لسلسلة INF.

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{7.53827 - 3}{\sqrt{\frac{24}{46}}} = 6.28 > 1.96$$

لدينا $1.96 < v_2$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة INF

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي

H_0) نقوم بحساب جاك بيرا s :

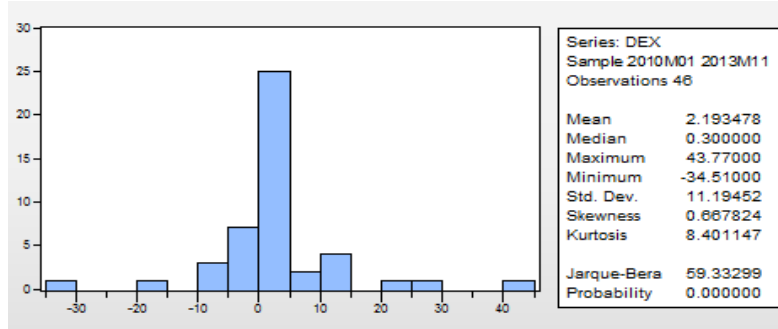
$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2_{(1-a)}$$

$$s = \frac{46}{6} 2.16141 + \frac{46}{24} (7.53827 - 3)^2 = 56.046 > \chi^2_{(1-a)}(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة INF عند مستوى معنوية 5%.

❖ دراسة خصائص التوزيع الطبيعي لسلسلة **EX**:

الشكل رقم (3-56) معاملات التوزيع الطبيعي لسعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي.



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ اختبار **Skewness** لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر): $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب

الإحصائية:

$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2}}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.667824}{\sqrt{\frac{6}{46}}} = 1.849 < 1.96$$

لدينا $1.96 > v_1$ ومنه نقبل فرضية التناظر لسلسلة EX

➤ اختبار **Kurtosis**: في هذه الحالة نختبر فرضية التفرطح الطبيعي

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{8.401147 - 3}{\sqrt{\frac{24}{46}}} = 7.477 > 1.96$$

لدينا $v_2 < 1.96$ ومنه نرفض فرضية التفرطح الطبيعي لسلسلة EX

➤ اختبار **جاك-بيرا (Jarque-Berra)**: من أجل اختبار فرضية العدم (السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي

H_0) نقوم بحساب جاك بيرا s:

$$s = \frac{n}{6} \beta_1^{1/2} + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \rightarrow x_{(1-a)}^2$$

$$s = \frac{46}{6} 0.667824 + \frac{46}{24} (8.401147 - 3)^2 = 61.033 > x_{(1-a)}^2(2) = 5.99$$

ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة EX عند مستوى معنوية 5%.

الشكل رقم (3-57) معاملات التوزيع الطبيعي لمتغيرات في سوق دمشق للأوراق المالية.

| | DINDEX | DEX | DINF |
|--------------|-----------|-----------|-----------|
| Mean | 3.660870 | 2.193478 | 7.429130 |
| Median | -0.350000 | 0.300000 | 2.650000 |
| Maximum | 280.8100 | 43.77000 | 56.52000 |
| Minimum | -236.5000 | -34.51000 | -10.72000 |
| Std. Dev. | 83.41526 | 11.19452 | 13.06739 |
| Skewness | -0.127956 | 0.667824 | 2.161413 |
| Kurtosis | 6.008415 | 8.401147 | 7.538270 |
| Jarque-Bera | 17.47244 | 59.33299 | 75.29189 |
| Probability | 0.000161 | 0.000000 | 0.000000 |
| Sum | 168.4000 | 100.9000 | 341.7400 |
| Sum Sq. Dev. | 313114.8 | 5639.277 | 7684.054 |
| Observations | 46 | 46 | 46 |

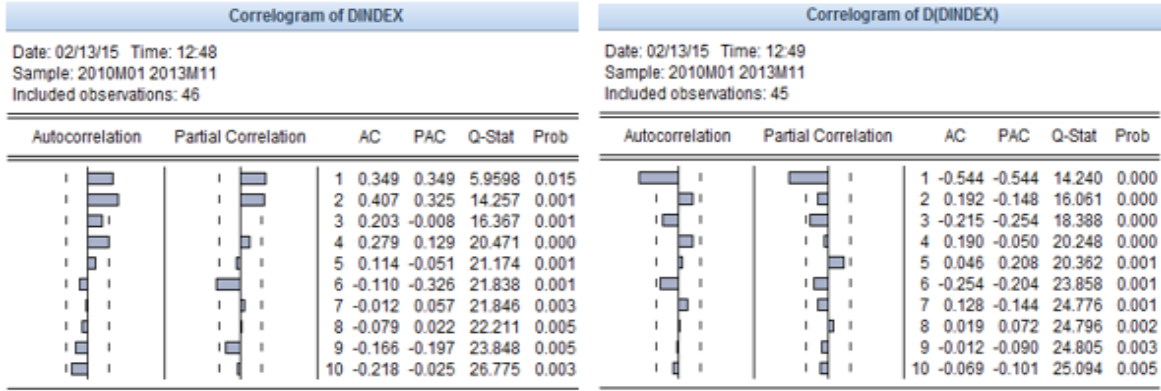
المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

ومن الجدول أعلاه نلاحظ أن احتمالية Jarque-Bera لجميع المتغيرات هي أقل من 0.05، مما يعني عدم اقترابها من التوزيع الطبيعي.

3- الارتباط الذاتي (Correlogram):

3-1: اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة مؤشر عوائد الأسهم:

الشكل رقم (3-58) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INDEX (سورية).



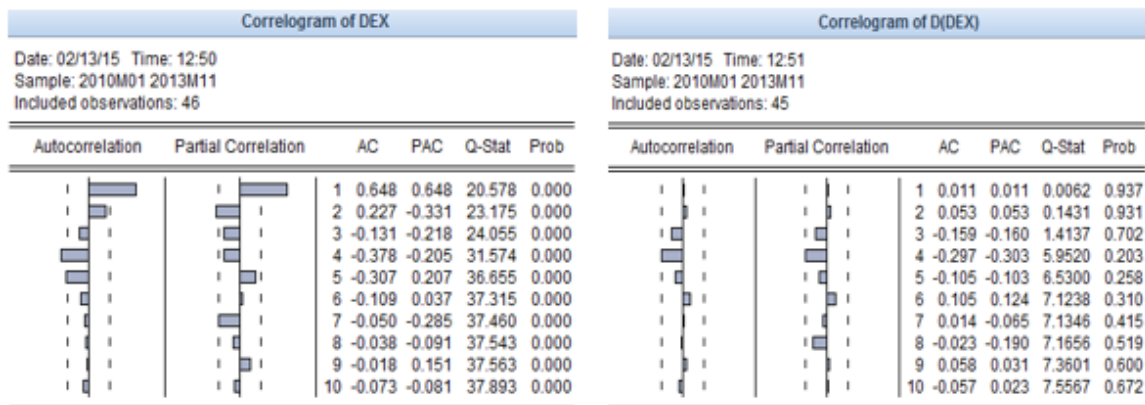
المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ أن المتغير INDEX مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

➤ القيمة الإحصائية LB تساوي 25.094 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

3-2: اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة سعر الصرف:

الشكل رقم (3-59) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة EX (سورية).



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ أن المتغير EX مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ عند الأخذ بالفرق الأول 1^{st} difference نلاحظ أن قيمة $Prob < 0.05$ وبالتالي نكون قد توصلنا للتخلص من حالة الارتباط الذاتي للمتغير.

➤ القيمة الإحصائية LB تساوي 7.5567 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة مستقرة).

3-3: اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة معدل التضخم:

الشكل رقم (3-59) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة INF (سورية).

| Correlogram of DINF | | | | | | | Correlogram of D(DINF) | | | | | | |
|--|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|--|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| Date: 02/13/15 Time: 12:52 Sample: 2010M01 2013M11 Included observations: 46 | | | | | | | Date: 02/13/15 Time: 12:53 Sample: 2010M01 2013M11 Included observations: 45 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | | Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| | | 1 | 0.585 | 0.585 | 16.769 | 0.000 | | | 1 | -0.191 | -0.191 | 1.7491 | 0.186 |
| | | 2 | 0.353 | 0.017 | 23.029 | 0.000 | | | 2 | -0.349 | -0.400 | 7.7461 | 0.021 |
| | | 3 | 0.472 | 0.393 | 34.450 | 0.000 | | | 3 | 0.595 | 0.525 | 25.555 | 0.000 |
| | | 4 | 0.103 | -0.577 | 35.005 | 0.000 | | | 4 | -0.304 | -0.445 | 30.322 | 0.000 |
| | | 5 | 0.022 | 0.479 | 35.030 | 0.000 | | | 5 | -0.434 | -0.142 | 40.264 | 0.000 |
| | | 6 | 0.305 | -0.018 | 40.161 | 0.000 | | | 6 | 0.454 | -0.062 | 51.432 | 0.000 |
| | | 7 | 0.127 | 0.046 | 41.077 | 0.000 | | | 7 | -0.112 | 0.093 | 52.136 | 0.000 |
| | | 8 | 0.035 | -0.192 | 41.147 | 0.000 | | | 8 | -0.277 | 0.024 | 56.527 | 0.000 |
| | | 9 | 0.206 | 0.058 | 43.674 | 0.000 | | | 9 | 0.332 | -0.162 | 63.008 | 0.000 |
| | | 10 | 0.065 | 0.137 | 43.934 | 0.000 | | | 10 | -0.088 | -0.105 | 63.472 | 0.000 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

➤ نلاحظ أن المتغير INF مرتبط ذاتياً لأن $Prob < 0.05$ وكذلك هو الأمر عند الأخذ بالفرق الأول.

➤ القيمة الإحصائية LB تساوي 63.472 أكبر من قيمة $X^2_{0.05-10} = 18.307$ نرفض فرضية انعدام الارتباط الذاتي (السلسلة غير مستقرة).

4- استقرار المتغيرات باستخدام اختبار KPSS:

4-1: مؤشر عوائد الأسهم INDEX:

الشكل رقم (3-60) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة INDEX (سورية).

| KPSS Unit Root Test on DINDEX | | | KPSS Unit Root Test on D(DINDEX) | | |
|---|-----------|--|---|----------|--|
| Null Hypothesis: DINDEX is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | Null Hypothesis: D(DINDEX) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 21 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | LM-Stat. | | | LM-Stat. | |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.155144 | Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.225065 | | |
| Asymptotic critical values*: | | Asymptotic critical values*: | | | |
| | 1% level | | 1% level | 0.739000 | |
| | 5% level | | 5% level | 0.463000 | |
| | 10% level | | 10% level | 0.347000 | |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | | *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | 6806.843 | Residual variance (no correction) | 9031.142 | | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 15788.47 | HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 751.4140 | | |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة عوائد الأسهم (INDEX) غير مستقرة عند المستوى Level كما هو الحال عند الأخذ بالفرق الأول لأن قيمة critical values أصغر من القيمة الإحصائية المحسوبة LM.

4-2: سعر الصرف EX:

الشكل رقم (3-61) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة EX (سورية).

| KPSS Unit Root Test on DEX | |
|--|-----------|
| Null Hypothesis: DEX is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | |
| | LM-Stat. |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.105644 |
| Asymptotic critical values*: | |
| | 1% level |
| | 5% level |
| | 10% level |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | |
| Residual variance (no correction) | 122.5930 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | 247.0393 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن السلسلة غير مستقرة عند الأخذ بالمستوى Level لذلك سنقوم بأخذ السلسلة نفسها عند الفرق الأول ونلاحظ ما يلي:

الشكل رقم (3-62) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة EX عند الفرق الأول (سورية).

| KPSS Unit Root Test on D(DEX) | | |
|---|-----------|----------|
| Null Hypothesis: D(DEX) is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat. |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | |
| | | 0.091390 |
| Asymptotic critical values*: | | |
| | 1% level | 0.739000 |
| | 5% level | 0.463000 |
| | 10% level | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | | |
| | | 77.69801 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | |
| | | 76.95162 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

أن السلسلة غير مستقرة عند الأخذ بالفرق الأول 1st difference.

3-4: معدل التضخم INF:

الشكل رقم (3-63) نتائج اختبار استقرارية لسلسلة INF (سورية).

| KPSS Unit Root Test on DINF | | |
|---|-----------|----------|
| Null Hypothesis: DINF is stationary | | |
| Exogenous: Constant | | |
| Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | |
| | | LM-Stat. |
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | | |
| | | 0.546011 |
| Asymptotic critical values*: | | |
| | 1% level | 0.739000 |
| | 5% level | 0.463000 |
| | 10% level | 0.347000 |
| *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1) | | |
| Residual variance (no correction) | | |
| | | 167.0446 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | |
| | | 499.9038 |

المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

نلاحظ أن سلسلة التضخم (INF) غير مستقرة عند المستوى Level لأن قيمة critical values أكبر من القيمة الإحصائية المحسوبة.

5- للتخلص من عدم استقرار السلسلة نقوم بإزالة الاتجاه العام

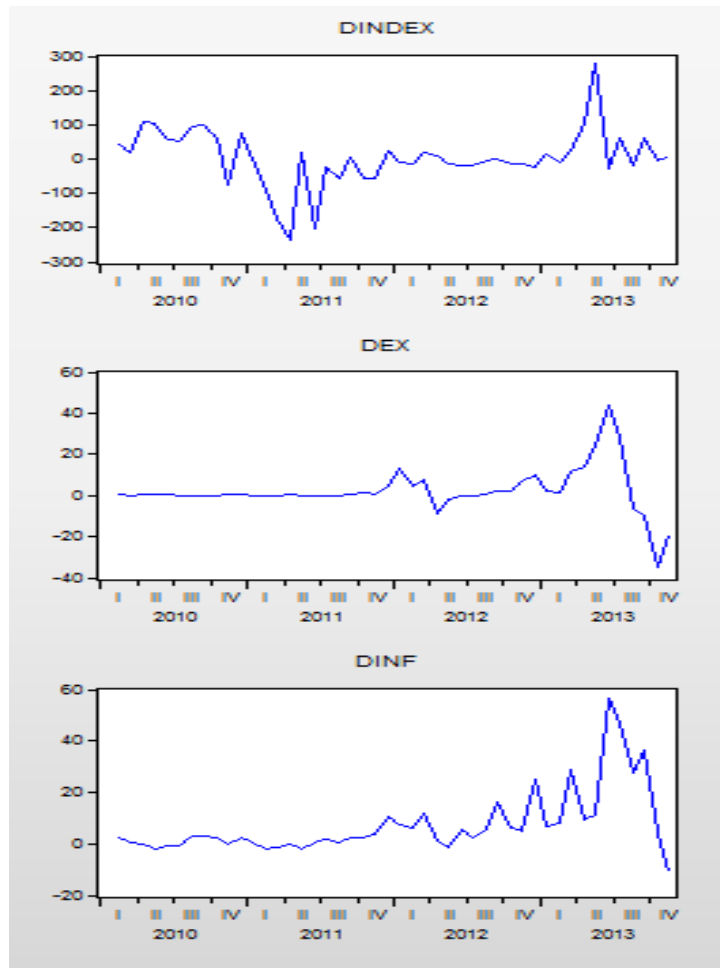
لإزالة الاتجاه العام من السلسلة الأصلية نستعين بفروقات من الدرجة الأولى فنحصل على السلسلة المعدلة لكل متغير على حدا كالتالي:

$$DINDEX=INDEX-INDEX(-1)$$

$$DINF=INF-INF(-1)$$

$$DEX=EX-EX(-1)$$

الشكل رقم (3-64) التمثيل البياني لمتغيرات الدراسة الخاصة في سوق دمشق للأوراق المالية بعد إزالة الاتجاه العام



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

6-تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية

باستخدام نموذج الانحدار المتعدد المراحل Stepwise Least Square

شكل رقم (3-65) تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية.

| Dependent Variable: DINDEX | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Method: Stepwise Regression | | | | |
| Date: 02/13/15 Time: 13:08 | | | | |
| Sample (adjusted): 2010M02 2013M11 | | | | |
| Included observations: 46 after adjustments | | | | |
| Number of always included regressors: 3 | | | | |
| No search regressors | | | | |
| Selection method: Stepwise forwards | | | | |
| Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.5/0.5 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DEX | 1.238427 | 1.400687 | 0.884156 | 0.3815 |
| DINF | 0.184213 | 1.199935 | 0.153520 | 0.8787 |
| C | -0.424138 | 14.44712 | -0.029358 | 0.9767 |
| R-squared | 0.034245 | Mean dependent var | | 3.660870 |
| Adjusted R-squared | -0.010673 | S.D. dependent var | | 83.41526 |
| S.E. of regression | 83.85924 | Akaike info criterion | | 11.75915 |
| Sum squared resid | 302392.0 | Schwarz criterion | | 11.87841 |
| Log likelihood | -267.4604 | Hannan-Quinn criter. | | 11.80383 |
| F-statistic | 0.762385 | Durbin-Watson stat | | 1.388554 |
| Prob(F-statistic) | 0.472754 | | | |
| Selection Summary | | | | |
| No regressors were chosen by the stepwise routine | | | | |

شكل رقم (3-65) تقدير وتحليل أثر المتغيرات النقدية على عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية.

6-1 المعيار الإحصائي:

- إن قيمة $\text{Prob}(F\text{-statistic}) = 0.472754$ مما يدل على أن النموذج غير معنوي ولا يفسر البيانات المتاحة، ويدل على عدم سلامة النموذج أو المعادلة المستخدمة.
- $R\text{-squared}$ وهو معامل التحديد (مربع معامل الارتباط) إن هذا المعامل يحدد مدى تغيرات المتغير التابع والتي تفسرها المتغيرات المستقلة، والنموذج أعلاه يشير إلى قيمة معامل التحديد ($\text{Adjusted } R\text{-squared} = -0.010673$) إلا أن المتغيرات المستقلة المذكورة في النموذج لا تفسر من التغيرات التي تطرأ على عوائد الأسهم في سوق دمشق للأوراق.

2-6 المعيار القياسي:

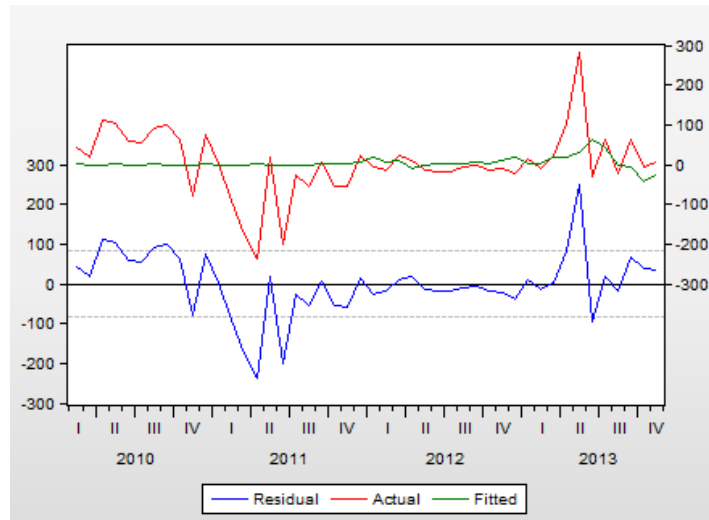
من خلال هذا الاختبار نقارن بين قيمة DW المحسوبة والتي تساوي $DW=1.388$ وقيمة DW المستخرجة مع الأخذ بعين الاعتبار عدد المشاهدات $n=46$ وعدد المتغيرات المستقلة $k=2$ ، نجد قيم كل من dL و dU على التوالي 1.615 و 1.430 واللذان تحددان مساحة ما بين 0 و 4 كما هو موضح في الشكل التالي

| | | | | | | |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|---|
| 0 | $dL=1.430$ | $dU=1.615$ | 2 | 2.385 | 2.570 | 4 |
| $P > 0$ | ? | $P = 0$ | $P = 0$ | ? | $P < 0$ | |
| ارتباط ذاتي | منطقة غير محددة | عدم وجود ارتباط | عدم وجود ارتباط | منطقة غير محددة | ارتباط ذاتي سالب | |

يلاحظ من خلال الشكل أن قيمة DW المحسوبة تقع ضمن منطقة وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء وبالتالي النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء.

1- الشكل الفعلي و المقدر للنموذج Actual, Fitted, Residual Table

الشكل رقم (3-66) الشكل الفعلي والمقدر لنموذج سورية



المصدر: الشكل من إعداد الباحثة باستخدام البرنامج الإحصائي (e views8).

3-6 المعيار الاقتصادي:

مما سبق يمكن القول بأن النموذج غير معنوي، أي أن المتغيرات النقدية لا تفسر التغيرات الحاصلة في عوائد الأسهم خلال الفترة المدروسة وقد يرجع السبب إلى أسباب من أهمها:

- ❖ كون المتغيرات المستقلة هي عبارة عن متغيرات خارجية في النموذج ولا تفسر التغيرات بشكل واضح كما هو الحال بالنسبة للمتغيرات الداخلية مثل (توزيعات الأرباح، الإصدارات الأولية...)
- ❖ عدم توافر البيانات عن العرض النقدي وسعر الفائدة قصير الأجل خلال فترة الدراسة
- ❖ قصر فترة الدراسة باعتبار سوق دمشق للأوراق المالية قد أنشأت عام 2008
- ❖ وجود تباين واضح في البيانات ويرجع ذلك للأزمة التي تمر بها سورية حالياً، كالانخفاض الواضح لمؤشر السوق والارتفاع في سعر الصرف ومعدل التضخم خلال فترة الأزمة

نتائج اختبار الفرضيات:

أولاً: نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية لبورصة اسطنبول :

| الجدول رقم (3-7) نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية لبورصة اسطنبول | | | |
|---|--|----------------|---|
| النتيجة | العلاقة طويلة / متوسطة الأجل | | الفرضيات |
| نرفض الفرضية | علاقة عكسية | طويل الأجل | <u>الفرضية الأولى:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم |
| | علاقة عكسية | متوسط الأجل | |
| نرفض الفرضية | علاقة طردية | طويل الأجل | <u>الفرضية الثانية:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم |
| | علاقة طردية في أغلب سنوات الدراسة | متوسط الأجل | |
| نقبل الفرضية | لا توجد علاقة بين العرض النقدي وعوائد الأسهم على المدى طويل الأجل | طويل الأجل | <u>الفرضية الثالثة:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين العرض النقدي وعوائد الأسهم |
| نرفض الفرضية على المدى القصير الأجل | كانت العلاقة بين العرض النقدي وعوائد الأسهم على المدى المتوسط الأجل غير مستقرة عبر الزمن وأوضحت النتائج وجود علاقة عكسية بين المتغيرين في الربع الأخير من عام 2008 إلى العام 2012 وتلالها علاقة ايجابية بين المتغيرين خلال 2013 و2014 | متوسط الأجل | |
| نقبل الفرضية | لا توجد علاقة بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم على المدى طويل الأجل | طويل الأجل | <u>الفرضية الرابعة:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم |
| نرفض الفرضية على المدى القصير الأجل | توجد علاقة عكسية على المدى متوسط الأجل في أغلب سنوات الدراسة بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم | متوسط الأجل | |

ثانياً: نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية للبورصة المصرية

الجدول رقم (3-8) نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية للبورصة المصرية

| النتيجة | العلاقة طويلة / متوسطة الأجل | | الفرضيات |
|--------------|--|-------------|---|
| نرفض الفرضية | علاقة عكسية | طويل الأجل | <u>الفرضية الأولى:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم |
| | علاقة عكسية | متوسط الأجل | |
| نقبل الفرضية | لا توجد علاقة | طويل الأجل | <u>الفرضية الثانية:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم |
| | لا توجد علاقة | متوسط الأجل | |
| نرفض الفرضية | علاقة طردية | طويل الأجل | <u>الفرضية الثالثة:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين العرض النقدي وعوائد الأسهم |
| | علاقة طردية معنوية فقط خلال السنوات 2009/2008/2007 | متوسط الأجل | |
| نرفض الفرضية | علاقة عكسية | طويل الأجل | <u>الفرضية الرابعة:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم. |
| | لا توجد علاقة مستقرة | متوسط الأجل | |

ثالثاً: نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية

الجدول رقم (3-9) نتائج اختبار فرضيات الدراسة التطبيقية لسوق دمشق للأوراق المالية

| النتيجة | العلاقة على المدى طويل الأجل | الفرضيات |
|--------------|------------------------------|--|
| نقبل الفرضية | لا توجد علاقة | <u>الفرضية الأولى:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم |
| نقبل الفرضية | لا توجد علاقة | <u>الفرضية الثانية:</u> لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم |

➤ أظهرت دراسة الارتباط بين سعر الصرف وعوائد الأسهم في بورصة اسطنبول والبورصة المصرية وجود علاقة عكسية على المدى المتوسط وطويل الأجل، وهذا يعني وجود تأثير لتقلبات سعر الصرف على عوائد أسهم الشركات المدرجة في الأسواق الناشئة.

➤ النتائج التي توصلت لها هذه الدراسة لم تتطابق تماماً مع نتائج دراسة Fama الذي أكد من خلال أعماله على وجود علاقة عكسية قوية بين التضخم وعوائد الأسهم، حيث أشارت النتائج إلى وجود علاقة طردية على المدى طويل الأجل بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم في بورصة اسطنبول في حين لم تكن هناك علاقة بين هذين المتغيرين في كل من سوق دمشق للأوراق المالية والبورصة المصرية.

- أشارت النتائج إلى عدم وجود علاقة بين العرض النقدي وعوائد الأسهم في بورصة اسطنبول ، في حين أكدت النتائج وجود علاقة طردية بين المتغيرين في البورصة المصرية على المدى الطويل والمتوسط الأجل.
- بينت نتائج الدراسة عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الفائدة قصير الأجل وعوائد الأسهم في بورصة اسطنبول على المدى طويل الأجل وهناك علاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين على المدى متوسط الأجل في هذه السوق، وقد أوضحت النتائج في البورصة المصرية وجود علاقة عكسية بين هذين المتغيرين على المدى طويل الأجل.
- نلاحظ عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرات النقدية وعوائد الأسهم المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية ويرجع ذلك لعدة أسباب سبق ذكرها:
- ❖ كون المتغيرات المستقلة هي عبارة عن متغيرات خارجية في النموذج ولا تفسر التغيرات بشكل واضح كما هو الحال بالنسبة للمتغيرات الداخلية مثل (توزيعات الأرباح، الإصدارات الأولية...).
- ❖ عدم توافر البيانات عن العرض النقدي وسعر الفائدة قصير الأجل خلال فترة الدراسة.
- ❖ قصر فترة الدراسة باعتبار سوق دمشق للأوراق المالية قد أنشأت عام 2008.
- ❖ وجود تباين واضح في البيانات ويرجع ذلك للأزمة التي تمر بها سورية حالياً، كالانخفاض الواضح لمؤشر السوق والارتفاع في سعر الصرف ومعدل التضخم خلال فترة الأزمة.

التوصيات:

1- لا بد من القيام بإجراءات تقييمية تقوم بها السلطات النقدية لبيان المنافع والتأثيرات السلبية لقرارات السياسة النقدية على أداء الأسواق المالية.

2- العمل على زيادة عمق وفعالية السوق المالية بما يضمن انتقالاً أفضل لآثار السياسة النقدية إليها، من خلال تطبيق مبادئ الإفصاح والشفافية والحوكمة.

3- تعميق الوعي الاستثماري لدى المستثمر من خلال الخطط المعدة سلفاً والمبنية على الأسس العلمية لتشجيع الاستثمار، والذي يؤدي بالضرورة إلى تطوير أداء الأسواق المالية، وزيادة فاعليتها لخدمة الاقتصاد الوطني.

4- تعتبر سياسة سعر الصرف مهمة في تحقيق التوازنات الخارجية والداخلية للاقتصاد، مع إتباعها بسياسات أخرى تكملية، وهو الأمر الذي يجب على السلطات النقدية أن توليه الاهتمام الكبير.

5- السعي نحو الوصول إلى سياسة أسعار الصرف التي تحقق الاستقرار النسبي في سعر الصرف وتجنبه التقلبات المفرطة، مما يساعد على خلق بيئة مؤاتية لزيادة تدفقات رأس المال وخفض تكاليف الإنتاج.

6- على الشركات المدرجة في الأسواق الناشئة الأخذ بعين الاعتبار سعر الصرف حيث أنه يؤثر على عوائد الأسهم تأثيراً عكسياً.

7- على الشركات المدرجة في بورصة اسطنبول الأخذ بعين الاعتبار معدل التضخم فهو يؤثر على عوائد الأسهم تأثيراً طردياً، ومنه يمكن أن تكون الأسهم أداة للتحوط من مخاطر التضخم في هذه

السوق، فالأسهم أظهرت قدرة على مقاومة تآكل الدخل على عكس الأوراق المالية ذات العوائد الثابتة، في حين أن افتراض وجود علاقة عكسية بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم لم يتحقق في البورصة المصرية وسوق دمشق للأوراق المالية.

8- على الشركات المدرجة في أسواق الأوراق المالية الناشئة الأخذ بعين الاعتبار سعر الفائدة قصير الأجل، حيث أن ارتفاع سعر الفائدة قصير الأجل سيؤثر سلباً على عوائد الأسهم حسب طبيعة الاستثمار.

9- ضرورة إنشاء مراكز استشارية فعالة داخل الأسواق المالية تتيح للمستثمرين الاطلاع على المعلومات الوفيرة والكاملة عن الشركات المدرجة في السوق، ومن هذه المعلومات الإجراءات التي تقوم بها السياسة النقدية والبنك المركزي بالتحديد.

المراجع:

المراجع باللغة العربية:

1. الداغر، محمود محمد، الأسواق المالية: مؤسسات-أوراق-بورصات، الطبعة الأولى، دار الشروق، عمان، 2005.
2. الحوراني، أكرم؛ حساني، عبد الرزاق، النقود والمصارف، مطبوعات جامعة دمشق، 2011.
3. الهندي. منير إبراهيم، الأوراق المالية وأسواق رأس المال، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1997.
4. الهندي. منير إبراهيم، أساسيات الاستثمار في الأوراق المالية، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1999.
5. الهندي. منير إبراهيم، الفكر الحديث في مجال الاستثمار، منشأة المعارف، الإسكندرية، 1996.
6. البكري. أنس؛ صافي. وليد، النقود والبنوك بين النظرية والتطبيق، عمان، دار المستقبل للنشر، 2002.
7. الموسوي، ضياء مجيد، الاقتصاد النقدي: قواعد-نظم نظريات-سياسات-مؤسسات نقدية، الجزائر، مطبعة النخلة، دار الفكر، بدون سنة.
8. الوازني. خالد؛ الرفاعي. أحمد، مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق، عمان، دار وائل للنشر، 2003.
9. دومينيك سلفاتور. يوجين ديوليور، مبادئ الاقتصاد، ترجمة فؤاد صالح، بيروت، 2001.
10. رزق، ميرندا زغلول، "النقود والبنوك"، ط1 2003، جامعة بنما، كلية التجارة، 2008.
11. سليمان. مجدي عبد الفتاح، علاج التضخم والركود الاقتصادي في الإسلام. دار غريب للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، 2002.
12. شهاب، مجدي. ناشد، سوزي، أسس العلاقات الاقتصادية الدولية، منشورات الحلبي الحقوقية، بيروت، 2006.
13. حماد، طارق عبد العال، بورصة الأوراق المالية، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2002.
14. حشيش. عادل أحمد، أساسيات الاقتصاد النقدي والمصرفي، بيروت، الدار الجامعية للطباعة والنشر، 1992.
15. حنفي. عبد الغفار، البورصات (الأسهم-السندات-صناديق الاستثمار)، المكتب العربي الحديث، الإسكندرية، بدون سنة الطبع.
16. حنفي. عبد الغفار، الاستثمار في الأوراق المالية، الدار الجامعية، مصر، 2000.

17. حسن. موفق السيد، التطورات الحديثة للنظرية والسياسة النقدية، مجلة جامعة دمشق، المجلد الأول، العدد الأول،
1999.
18. حيدر، فاخر عبد الستار، التحليل الاقتصادي لتغيرات أسعار الأسهم منهج الاقتصاد الكلي، دار المريخ،
الرياض، 2002.
19. حماد، طارق عبد العال، تحليل الفني والتحليل الأساسي للأوراق المالية، الدار الجامعية، الإسكندرية.
20. خريوش. حسني؛ أرشيد، عبد المعطي. الأسواق المالية مفاهيم وتطبيقات، دار زهران، عمان، 1998.
21. خليل، سامي، النظريات والسياسات النقدية، دار كاظمة للنشر والتوزيع، الكويت، 1982.
22. عبد العظيم، حمدي، "سياسة سعر الصرف وعلاقتها بالموازنة العامة للدولة"، مكتبة النهضة المصرية، القاهرة،
1987.
23. عبد الرحمن، إسماعيل؛ عريقات، حربي، مفاهيم أساسية في عالم الاقتصاد، عمان، دار وائل للنشر 1999.
24. عبد العزيز. أمين، الأسواق المالية، دار قباء الحديثة، القاهرة، 2007.
25. عبد العزيز، سمير محمد، تمويل التنمية الاقتصادية، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، 1988.
26. عمر. حسين، الموسوعة الاقتصادية، الطبعة الرابعة، دار الفكر العربي، القاهرة 1992.
27. علي. عبد المنعم سيد، اقتصاديات النقود والمصارف ج2، مطبعة جامعة الموصل، بغداد، 1984.
28. غزلان. محمد عزت، اقتصاديات النقود والمصارف، دار النهضة العربية، بيروت، 2002.
29. كنونة. أمين رشيد، الاقتصاد الدولي، مطبعة جامعة بغداد، ط2، 1987.
30. لطرش، الطاهر، تقنيات البنوك، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2003.
31. محمد شاكر، جمال: التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام spss، الدار الجامعية، الإسكندرية، ط1، عام
2005.
32. نوري الشمري. ناظم محمد وآخرون، مدخل في علم الاقتصاد، دار زهران، عمان، 1999.

33. Adler, M., and B. Dumas, "Exposure to currency risk: Definition and measurement", Financial Management, 1984.
34. Abdulrasheed Zubair. Causal Relationship between Stock Market Index and Exchange Rate: Evidence from Nigeria. CBN Journal of Applied Statistics Vol. 4 No.2 (2013).
35. Alagidede, P. "Relationship between stock returns and inflation", Applied Economics Letter, (2009), Vol.16.
36. Ajayi, R.A, J. Friedman, and S. M. Mehdian (1998) —On the Relationship between Stocks Returns and Exchange Rates: Test of Granger causality| Global Finance Journal 9 (2):241–251.
37. Ajayi, R.A. and Mougoue, M. (1996) On the Dynamic relation between stock prices and exchange rates, The Journal of Financial Research, 14(2), 193–207.
38. Aggarawal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: A study of the US Capital Markets under floating rates. Akron business and Economic Review 12:7–12.
39. Abdalla, I. S. A. and V. Murinde, (1997). "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines," Applied Financial Economics 7, 25–35.
40. Asness, C. fight the Fed Model: "The relationship between future returns and stock and bond market yields", The Journal of Portfolio Management, (2003).
41. Bekaert, G. and Engstrom, E, "Inflation and the Stock Market: Understanding the "Fed Model", Cambridge: NBER Working Paper Series15024. (2009).

42. Bernanke, Ben S., and Kenneth N. Kuttner. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" *Journal of Finance* 60.3 (2005).
43. Bodnar, G.M., and Gentry, W.M. (1993). The exchange rates exposure and industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan and the U.S *journal of international money and finance* 12:29–45.
44. Bourbonnais R, *Econometric*, 5eme Edition, Dunod, Paris, 2003.
45. Campbell, J. Y. and Vuolteenaho, T. "Inflation Illusion and Stock Prices", Cambridge: NBER Working Paper No. 10263, (2004).
46. Corrado, Charles J. and Bradford D. Jordan. *Fundamentals of Investments*. New York: McGraw–Hill Irwin, 2005.
47. Cornell, B., "The Money Supply Announcements Puzzle: Review and Interpretation," *American Economic Review* 73 (1983).
48. Dornbusch, R. And Fischer, "Exchange Rates and the Current Account", *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, (1980).
49. Emrah Ozbay, " The Relationship between Stock Returns and Macroeconomic Factors: Evidence for Turkey", MASTER,(2009).
50. Estrada, J. "The fed model: The bad, the worse, and the ugly", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.49, (2007).
51. Farzad Farsio. Shokoofeh Fazel. "Can Investors Use Inflation Data to Predict Stock Prices?" *International Conference on Applied Economics ICOAE* (2008).
52. Feldstein, M ,Inflation and the Stock Market, *the American Economic Review*, (1980).
53. Fisher, I, "the Theory of Interest", New York: Macmillan. (1930).

54. Fama, E. F, "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", the American Economic Review, Vol. 71, No. 4, (1981).
55. French, K.R., Schwert, G.W. and Stanbaugh, R.F. (1987), "Expected Stock Returns and Volatility" Journal of Financial Economics, Vol. 19 Issue 1.
56. Gregoriou and Kontonikas, "The long run relationship between stock prices and goods prices", working paper.
57. Husain, Fazal, and Tariq Mahmood. "Monetary Expansion and Stock Returns in Pakistan." Pakistan Development Review 38.4 (1999).
58. Jorion, P. "The pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market". Journal of Financial and Quantitative Analysis, (1991).
59. Maskay '07, Biniv, "Analyzing the Relationship between change in Money Supply and Stock Market Prices" (2007).
60. Martin Feldstein, Inflation and the Stock Market, University of Chicago Press, 1983, Volume ISBN: 0-226-24085-1, P 189.
61. Solnik, B. H. (1984). Stock and Money Variables: the international evidence. Financial Analyst Journal, 69-73.
62. Sellin, Peter. "Monetary Policy and the Stock Market: Theory and Empirical Evidence." Journal of Economic Surveys 15.4 (2001).
63. Sorensen, Eric H. "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices." Journal of Financial and Quantitative Analysis 17.5 (1982).
64. Stowe, J. D., Robinson, T. R., Pinto, J. E., and McLeavey, D. W, Equity Asset Valuation, New Jersey, John Wiley & Sons, Inc, (2007).

65. Roohi and Khalid Mustafa "Real Stock Returns and Inflation in Pakistan", *Journal of Finance and Accounting*, Vol 3, No 6, (2012).
66. Pan, Fok & Lui (1999): Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from Pacific Rim Countries, Shippensburg University Working Papers.
67. Pan, M.S., Fok, R.C.W and Y.A Liu, (2001) —Dynamic Linkages Exchange Rates and Stock Price: Evidence from Pacific Rim Countries| working paper at college of business Shippensburg university mimeo.
68. Paul A, Somulson: economics. Bthenditional student edition. New York.
69. P. Moya– Martíneza, R. Ferrer–Lapeñab,* and F. Escribano– Sotosa Relationship between interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet based Approach (2013).
70. P. Moya–Martínez, R. Ferrer–Lapeñab,* and F. Escribano–Sotosa," Relationship between interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet–based approach", Universidad de Castilla–La Mancha, Working Papers, 2013.
71. Wong, Ka–Fu and Wu, Hai–Jun, Testing Fisher Hypothesis in Long Horizons for G7 and Eight Asian Countries, *Applied Economics Letter*, Vol.10, (2003).

مواقع الانترنت:

www.cbe.org.eg

www.dse.sy

www.banquecentrale.gov.sy

www.borsaistanbul.com

www.tcmb.gov.tr

www.faculty.washington.edu/ezivot/econ424/returncalculationslides.pdf

www.egx.com.eg

- There is a direct correlation on the long-term range between stock returns and inflation rate in the Turkish markets; however, there is no relationship between these two variables in both Syria and Egypt.
- The results indicate that there is no relationship between the monetary supply and stock returns in the Turkish market while the results confirm the presence of a positive correlation between the two variables in Egypt over the long term and the medium term.
- There is an inverse relationship between short-term interest rate and stock returns in emerging markets.

Abstract

The study aims to clarify the influence of the monetary variables on stock returns in emerging markets (Turkey, Egypt, Syria), and to indicate which of variables are the most influential on stock returns, to test the relationship between these variables historical data has been collected – each country separately for some most likely influential monetary variable on stock market within a monthly time series lasted for 46 months during the period (1/2010 – 1/ 2013) for Syria, whereas lasted for 90 months for Egypt during the period (1/2005 – 1/2012), for turkey it lasted 150 months during the period (1/2002 – 1/2014), These variables consist of the rate of inflation, exchange rate and monetary supply as well as short-term interest rate, while the stock returns were reversed using stock returns indexer for each market and for the same periods.

To achieve the purpose of this study, the researcher divided the study into three chapters: the first chapter devoted to theoretical aspects on the subject of the efficiency of financial markets and to identify the monetary variables addressed by the study, in addition to the methods of stock returns calculating.

While Chapter II of the study was a linking channel between each variable with stock returns.

In the third chapter, the researcher reviewed the standard approach to the study and the results obtained from standard estimated models, using modern statistical program (e views8) in the study of the relationship between monetary variables and stock returns in emerging markets.

The study found the following results:

- There is an inverse relationship between stock returns and the exchange rate in emerging markets in the medium term and long term.

Damascus University

Faculty of Economic

Department of Banking and Insurance



The Influence of Monetary Variables on Stock Returns in Emerging Stock Markets

A research Submitted for Master Degree in Financial Markets

Prepared by

Fatima Saleh Khalil

Supervision

Dr. Yasser Almishal

Damascus 2015

