



# تقدير العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية النقدية وأسعار الأسهم في سوق دبي المالي

د. حاتم أحمد عديلة

مدرس الاقتصاد، أكاديمية السادات للعلوم الإدارية  
جمهورية مصر العربية

## ملخص

لم يلقَ سوق دبي المالي الاهتمام الكافي من جانب الدراسات الاقتصادية، على الرغم من كونها إحدى أهم الأسواق الناشئة في المنطقة والعالم، بالإضافة إلى الدراسات القياسية الضرورية لبحث العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية ومتغيرات السوق، التي تعد مؤشراً إلى تطور السوق في المستقبل، وتفيد صانعي السياسات الاقتصادية في اتخاذ الإجراءات الاقتصادية اللازمة لنمو السوق في المستقبل.

وتهدف هذه الدراسة إلى بحث العلاقة الطويلة الأجل بين كل من أسعار النفط، وعرض النقود، والتضخم، وبين أسعار الأسهم بسوق دبي المالي، حيث لا تتوافر الدراسات القياسية لتأثير المتغيرات الاقتصادية الكلية في أسعار الأسهم في سوق دبي المالي، وكذلك المشاركة في النقاش المستمر حول تأثير التضخم في أسعار الأسهم، ومدى توافق سوق دبي المالي مع فرضية "فيشر" أو فرضية "فاما"، وكذلك حول آلية انتقال تأثير زيادة عرض النقود في أسعار الأسهم في سوق دبي المالي، وفقاً للمنهج "الكينزي" الذي يرى أن آلية انتقال التأثير تتحقق بصورة مباشرة، أو المنهج "النقدي" الذي يرى أن التأثير يتحقق من خلال مقارنة العوائد النسبية المكونة للمحفظة الاستثمارية.

استخدم البحث أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الأخطاء (Cointegration and Error Correction Model) في تقدير العلاقة بين المتغيرات، وتشير النتائج إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات باستخدام "Johansen Cointegration Test"، كما يشير التقدير الطويل الأجل للعلاقة بين المتغيرات باستخدام "Vector Error Correction" إلى وجود علاقة عكسية بين أسعار النفط وأسعار الأسهم، ويشير "Granger Causality Test" أيضاً إلى وجود علاقة سببية من أسعار النفط تجاه أسعار الأسهم عند مستوى معنوية 1%. أي إن إضافة أسعار النفط إلى دالة أسعار الأسهم في سوق دبي المالي تؤدي إلى تحسن نتائج علاقة الانحدار. كما تتحقق علاقة السببية من عرض النقود تجاه التضخم عند مستوى معنوية 10%.

تبين إشارة معامل التضخم أن التضخم غير معنوي من حيث التأثير في أسعار الأسهم في سوق دبي المالي، وهو ما يحتاج إلى مزيد من الدراسات القياسية لبحث العلاقة، إلا أن إشارة معامل التضخم تشير بصورة مبدئية إلى أن سوق دبي المالي يتفق مع فرضية "فاما"، حيث يؤدي ارتفاع التضخم إلى انخفاض أسعار الأسهم.

أخيراً، يشير اختبار Thiel Inequality Coefficient إلى قدرة مرتفعة للنموذج على التنبؤ.

## المصطلحات الأساسية

عرض النقود (M2)، التضخم (مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستهلكين)، أسعار النفط، أسعار الأسهم، سوق دبي المالي.

## مقدمة

تسعى دولة الإمارات العربية المتحدة إلى تحقيق معدل مرتفع للنمو الاقتصادي المستدام، وتوفر السياسات الاقتصادية اللازمة لتحقيق هذا الهدف، حيث سجلت الدولة تقدماً في مؤشر التنافسية العالمي متقدمة بخمس مراتب عام 2013، وحقق مؤشر الاقتصاد الكلي المركز السابع عالمياً. وتعتبر سوق الأوراق المالية من أهم آليات تحقيق النمو الاقتصادي، حيث يزداد العمق المالي بتحريك قدر أكبر من المدخرات عن طريق سوق الأوراق المالية، كما يزيد الاستثمار وتتحسن إنتاجيته، ويزيد دور القطاع الخاص في تحقيق التنمية الاقتصادية.

ويعد سوق دبي المالي من أهم الأسواق الصاعدة والجاذبة للمستثمرين وللمحافظ المالية، وقد سجلت خلال عام 2013 ثاني أفضل أداء للأسواق الصاعدة، ويتطلب استمرار نمو السوق تحديد طبيعة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية وسوق دبي المالي، حيث تتوافر الدراسات الاقتصادية القياسية للعديد من الأسواق المالية، إلا أنها تندر بالنسبة إلى سوق دبي المالي وسوق أبوظبي المالي.

وتهتم أغلب الدراسات بالعلاقة بين كل من التضخم، وعرض النقود، وبين سوق الأسهم، حيث يختلف تأثير التضخم في سوق الأسهم وفقاً لفرضية "فيشر" أو فرضية "فاما"، كما يختلف تأثير عرض النقود على أسعار الأسهم وفقاً للمنهج الكينزي أو المنهج النقدي. لذلك يعني هذا البحث بالتحليل القياسي للعلاقة بين كل من أسعار النفط، وعرض النقود، والتضخم، وبين أسعار الأسهم في سوق دبي المالي، وذلك حتى يتسنى لمتخذي القرارات الاقتصادية معرفة تأثير المتغيرات النقدية في أداء سوق دبي المالي.

## أهمية الدراسة

تكمن أهمية الدراسة في التقدير الطويل الأجل للعلاقة بين أهم المتغيرات الاقتصادية النقدية وسوق دبي المالي، وعلاقة السببية بينهما، باستخدام أساليب الاقتصاد القياسي الحديثة، ما يساعد على وضع السياسات الاقتصادية. وتكمن أهميتها أيضاً في إدراج سوق دبي المالي في الجدل القائم حول مدى تبعية الأسواق المالية في العالم لفرضية "فيشر" أو فرضية "فاما" في علاقتها بالتضخم، وكذلك الإشارة إلى مدى التنافسية داخل الاقتصاد الإماراتي من خلال تقدير العلاقة بين أسعار النفط وأسعار الأسهم.

وأخيراً، تسلط الدراسة الضوء على ندرة البحوث الاقتصادية القياسية المتعلقة بسوق دبي المالي وسوق أبوظبي المالي، لما لسوق الأوراق المالية من أهمية في تحقيق التنمية الاقتصادية.

## الإطار النظري والدراسات السابقة

### 1. التضخم وأسعار الأسهم

تعتمد الدراسات الاقتصادية لتحليل العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم على اتجاهين أساسيين: الأول، فرضية "فيشر" التي تفترض أن معدلات العوائد الاسمية للأسهم تساوي معدلات العوائد الحقيقية + معدل التضخم المتوقع:

$$R = P + E(I)$$

حيث R: معدل العائد الاسمي، وP: معدل العائد الحقيقي، وE(I): معدل التضخم المتوقع

تفترض الصيغة الرياضية السابقة أن معدل التضخم المتوقع يكون مساوياً للواحد الصحيح؛ أي إن العوائد الاسمية للأسهم تزداد بمعدل يساوي معدل التضخم المتوقع<sup>1</sup> لذلك فإن توزيعات الأسهم سترتفع في أوقات التضخم بنسبة تكافئ انخفاض القوة الشرائية بسبب التضخم، ما يعني أن فرضية "فيشر" تذهب إلى أن الأسهم وسيلة تحوط تجاه التضخم. إلا أن فرضية "فيشر" لم تُعَنَ معدل العائد المطلوب من قبل حاملي الأسهم، وهو العامل الأكثر أهمية بالنسبة إلى المستثمرين، فعندما يرتفع معدل التضخم فإن المستثمرين سوف يقومون بطلب معدل عائد على الأسهم أعلى بالمقدار نفسه لتحقيق معدل العائد الحقيقي ذاته.<sup>2</sup>

لذلك، فإن المستثمرين في الأوراق المالية لا يرحبون بالتضخم المرتفع لأنه يزيد من مخاطر معدل العائد الحقيقي على استثماراتهم.<sup>3</sup>

ويمكن الاستناد في ذلك إلى نموذج التوزيعات المخصصة:<sup>4</sup>

$$P_j = \frac{D_i}{K-g}$$

حيث:

Pj: سعر السهم.

Di: التوزيع المتوقع في الفترة (1) ويساوي  $D_0(1+g)$ .

K: معدل العائد المطلوب على السهم.

g: معدل النمو المتوقع لتوزيعات أرباح السهم.

يشير النموذج السابق إلى أن المستثمر يحصل على معدل عائد مطلوب على السهم إذا زادت قيمة (g) بنسبة تساوي معدل التضخم على الأقل، أو تنخفض قيمة السهم ليحصل المستثمر على معدل عائد مطلوب أكثر ارتفاعاً نتيجة للتضخم المتوقع.<sup>5</sup>

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

#### • الدراسات السابقة للعلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم

##### دراسة (Geetha, Mohidin, Chandran, and Chong (2011)

تبحث العلاقة بين كل من معدل التضخم المتوقع، ومعدل التضخم غير المتوقع، وسعر الصرف، وسعر الفائدة، والناتج المحلي الإجمالي وبين أسعار الأسهم في كل من ماليزيا، والولايات المتحدة الأمريكية، والصين. وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء. وتوصلت إلى وجود علاقة في الأجل الطويل بين المتغيرات المستخدمة وأسعار الأسهم، وعدم وجود علاقة في الأجل القصير باستثناء العلاقة بين التضخم المتوقع وأسعار الأسهم في الصين.<sup>6</sup>

##### دراسة (Laopodis (2006)

تبحث العلاقة بين كل من السياسة النقدية، والتضخم، وبين أسعار الأسهم، وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء. وتوصلت إلى عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين السياسة النقدية وأسعار الأسهم، فعوائد الأسهم لا تستجيب بصورة إيجابية للتسهيلات النقدية التي تؤدي إلى ارتفاع مستوى النشاط الاقتصادي، أو بصورة سلبية للتضييق المالي.<sup>7</sup>

##### دراسة (Ioannides, Katrakilidis, and Lack (2005)

تبحث العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم في اليونان خلال الفترة (1985-2000)، وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء. وتوصلت إلى وجود علاقة سالبة في الأجل الطويل بين معدل التضخم وعوائد الأسهم بما يتفق مع فرضية "فاما".<sup>8</sup>

### دراسة (Wei 2009)

تبحث العلاقة بين التضخم غير المتوقع وعوائد الأسهم. وتوصلت إلى وجود علاقة سالبة بين التضخم غير المتوقع وعوائد الأسهم وفقاً لفرضية "فاما"، وأن العلاقة تكون أقوى في أوقات الكساد منها في أوقات الرواج.<sup>9</sup>

### دراسة (Shanmugan, and Misra 2008)

تبحث العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم في الهند خلال الفترة (1980-2004)، واختبار كون سوق الأسهم وسيلة تحوط ضد التضخم أم لا. وتوصلت إلى وجود علاقة عكسية بين التضخم غير المتوقع وعوائد الأسهم، وأن سوق الأسهم تسبق النشاط الاقتصادي في الهند.<sup>10</sup>

### دراسة (Al-Rjoub 2003)

تبحث العلاقة بين التضخم غير المتوقع وعوائد الأسهم في خمس دول، هي: البحرين، ومصر، والأردن، وعمان، والسعودية، وذلك باستخدام أسلوب "GARCH". وتوصلت إلى أن التضخم غير المتوقع له تأثير سالب في عوائد الأسهم في الدول الخمس.<sup>11</sup>

### دراسة (Kim, and Shukia 2006)

تبحث العلاقة بين التضخم غير المتوقع وعوائد كل من الأسهم والسندات الدولية، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS). وتوصلت إلى تدعيم فرضية وجود علاقة سالبة بين التضخم غير المتوقع وعوائد الأسهم، ووجود علاقة موجبة مع عوائد السندات.<sup>12</sup>

### دراسة (Al-Khazali 2003)

تبحث فرضية "فيشر" بالتطبيق على تسع أسواق مالية في دول (الآسيان)، وهي: أستراليا، وهونج كونج، وإندونيسيا، واليابان، وكوريا الجنوبية، وماليزيا، والفلبين، وتايوان، وتايلاند. وذلك من خلال العلاقة بين معدل التضخم المتوقع ومعدل العائد الحقيقي على الأسهم، باستخدام أسلوب التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء. وتوصلت إلى رفض فرضية "فيشر" في كل الدول محل البحث.<sup>13</sup>

### دراسة (Eita 2012)

تبحث العلاقة بين التضخم وعوائد سوق الأسهم في جنوب إفريقيا، باستخدام أسلوب التكامل المشترك ومنهج تصحيح الأخطاء. وتوصلت إلى وجود علاقة موجبة بين التضخم وعوائد الأسهم، حيث يؤدي ارتفاع التضخم إلى زيادة أسعار الأسهم، وأن العلاقة السببية بينهما ثنائية الاتجاه.<sup>14</sup>

### دراسة (Adrangi, Chatrath, and Sanvicente 2000)

تبحث العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم في أسواق الاقتصادات الصناعية المتقدمة بالتطبيق على البرازيل، التي تعد من أكثر الاقتصادات ارتفاعاً في معدل التضخم. وتوصلت إلى وجود علاقة سالبة بين التضخم وعوائد الأسهم، حيث يؤدي التضخم إلى خفض القيمة الحالية للأرباح في المستقبل والتأثير في عوائد الأسهم.<sup>15</sup>

## دراسة (2007) Saryal

تبحث العلاقة بين معدل التضخم وسوق الأسهم في كل من تركيا وكندا، حيث إن الاقتصاد التركي ناشئ وذو معدل تضخم مرتفع، في حين أن الاقتصاد الكندي متطور وذو معدل تضخم منخفض. وتوصلت إلى أن العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم تتفق مع فرضية "فيشر" في تركيا، وأن معدل التضخم له تأثير قوي في التنبؤ بسوق الأسهم في تركيا وبدرجة أقل في كندا.<sup>16</sup>

## دراسة (2011) Rashed, Ahmed, Azim, and Rehman

تبحث العلاقة بين معدل التضخم وسوق الأسهم في باكستان، باستخدام أسلوب "GARCH". وتوصلت إلى وجود علاقة موجبة بين معدل التضخم وأسعار الأسهم، وأن التنبؤ بمعدل التضخم يمكن أن يساعد المستثمرين على اختيار المحفظة المثلى.<sup>17</sup>

## 2. عرض النقود وأسعار السهم

تحظى العلاقة بين تغير عرض النقود وتغير أسعار الأسهم باهتمام الباحثين و المستثمرين في سوق الأوراق المالية منذ بداية عام 1970، وتقوم جريدة "وول ستريت" بتغطية تغير عرض النقود باستخدام أربعة مؤشرات، ومتابعة أسعار 30 شركة مع ارتفاع عرض النقود وانخفاضه بشكل يومي.<sup>18</sup> فتغير عرض النقود يمثل مؤشراً لاتجاه السياسة النقدية للبنك المركزي، والتي تمثل توقعاته لمستوى النشاط الاقتصادي ولتغيرات أسعار الأسهم.<sup>19</sup>

وقد اتفقت نتائج الدراسات التي تناولت العلاقة بين تغير عرض النقود وتغير أسعار الأسهم على وجود علاقة موجبة بينهما، إلا أنها تباينت في آلية انتقال تأثير عرض النقود في أسعار الأسهم، وذلك وفقاً لمنهجين: الأول، المنهج الكينزي، ويشير إلى أن التأثير يتحقق بطريقة غير مباشرة من خلال مقارنة العوائد النسبية المكونة للمحفظة الاستثمارية. والثاني، المنهج النقدي، ويشير إلى أن التأثير يتحقق بطريقة مباشرة، حيث تؤدي زيادة عرض النقود إلى وجود فائض سيولة يحفز الأفراد والشركات لتغيير محافظهم الاستثمارية تجاه الأصول الأقل سيولة ومنها الأسهم، فيزيد الطلب عليها وترتفع أسعارها. فتمودج الحافظة النقدية يوضح أن تغير عرض النقود يؤدي إلى تغير أسعار الأسهم والأصول المالية الأخرى، وقد أشار Sprinkle إلى أن التغير المتتالي في أسعار مكونات المحفظة النقدية يأخذ وقتاً كافياً للتنبؤ بأسعار الأسهم، وأن المستثمر يمكن أن يستفيد من تغير عرض النقود لتحقيق متوسط أرباح أعلى من متوسط أرباح السوق.<sup>20</sup>

## • الدراسات السابقة للعلاقة بين عرض النقود وأسعار الأسهم

## دراسة (1987) Carpoff

تبحث العلاقة بين حجم التداول وأسعار الأسهم، باستخدام بيانات أسبوعية، وشهرية، وربع سنوية، باستخدام الانحدار الخطي البسيط. وتوصلت إلى أنه خلال عقد الستينيات من القرن الماضي يرجع نحو

2% إلى 16% من تغيرات أسعار الأسهم إلى تأثير المتغيرات النقدية، وأن أسعار الأسهم ترتبط بعلاقة موجبة مع تغير عرض النقود.<sup>21</sup>

#### دراسة (DeRosa and Stern (1977)

تبحث العلاقة بين التحكم في عرض النقود ومعدل الاحتياطي الفيدرالي، وتوضح أن تغير أسعار الأسهم في الفترة السابقة يؤثر في تغير عرض النقود في الفترة الحالية، فكل من أسعار الأسهم وعرض النقود يستجيب للبيانات ذاتها، ولكن أسعار الأسهم تستجيب بشكل أسرع، فزيادة معدلات الفائدة تؤدي إلى انخفاض أسعار الأسهم، يتبعها انخفاض معدل نمو عرض النقود.<sup>22</sup>

#### دراسة (Jatoi, and Malik (2012)

تبحث العلاقة بين عرض النقود وحجم التداول، باستخدام تحليل الارتباط، وتوصلت إلى وجود علاقة سالبة بين عرض النقود وأسعار الأسهم، حيث تؤدي زيادة معدل نمو عرض النقود إلى ارتفاع معدل التضخم وانخفاض قيمة العملة، ويؤدي ذلك إلى انخفاض مستوى النشاط الاقتصادي وانخفاض أسعار الأسهم.<sup>23</sup>

#### دراسة (Chan, and Lakonishok (1995)

تبحث العلاقة بين التجارة المؤسسية وسلوك أسعار الأسهم، وتوضح أن أسعار الأسهم تتأثر بعرض النقود، وأن التغيرات في معدل نمو عرض النقود يتوقع استمرارها، لذلك يتم بناء مضاربات جديدة على الأسهم وفقاً لهذه التغيرات.<sup>24</sup>

#### دراسة (Gallant, Rossi, and Tauchen (1992)

تبحث العلاقة بين حركة أسعار الأسهم وحجم التداول، وتوصلت إلى أن تغير عرض النقود يؤدي إلى تغير أسعار الأسهم خلال شهر إلى شهرين، وأن أسعار الأسهم تواكب عرض النقود باستخدام بيانات أسبوعية، أو شهرية، أو ربع سنوية.<sup>25</sup>

#### دراسة (Siegel 1991)

تبحث العلاقة بين الدورة الاقتصادية وأسعار الأسهم، وتوصلت إلى وجود علاقة قوية بين المتغيرات الاقتصادية وأسعار الأسهم، فأسعار الأسهم تمثل انعكاساً لتغير المؤشرات الاقتصادية، كما أن تغير أسعار الأسهم يسبق التغير في المؤشرات الاقتصادية أيضاً، حيث تعكس توقعات العائد والتوزيعات وأسعار الفائدة. لذلك، فهي تؤثر في توقعات المستثمرين للنشاط الاقتصادي في المستقبل وليس النشاط السابق أو الحالي.<sup>26</sup>



# تقدير العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية النقدية وأسعار الأسهم

## 1. توصيف البيانات

اعتمد البحث على بيانات سلاسل زمنية شهرية خلال الفترة من يناير 2010 حتى ديسمبر 2013، وتم الحصول على بيانات أسعار الأسهم من خلال مؤشر سوق دبي المالي (DFM Index)، وبيانات عرض النقود (M2) من خلال مصرف الإمارات المركزي، وبيانات التضخم باستخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (CPI) من خلال المركز الوطني للإحصاء، وبيانات أسعار النفط من خلال منظمة أوبك (OPEC).

## 2. متغيرات النموذج

DFMX: مؤشر أسعار الأسهم في سوق دبي المالي.

OILP: متوسط أسعار النفط الشهري وفقاً لأسعار نفط دبي.

MONT: عرض النقود (M2).

INFC: الرقم القياسي لأسعار المستهلكين.

## 3. الشكل الرياضي المستخدم

تم صوغ النموذج وفقاً للصيغة اللوغاريتمية، حيث أظهر رسم المتغيرات عدم ثبات التباين أو الوسط، لذلك فإن الصياغة الخطية للعلاقة أعطت نتائج زائفة، حيث حققت معاملات  $T$ ،  $R^2$  الإحصائيين قيماً مرتفعة للغاية.

وتأخذ دالة أسعار الأسهم في سوق دبي المالي الصيغة الآتية:

$$\text{Log DFMX}_t = a + B_1 \text{Log OILP}_t + B_2 \text{Log MONT}_t + B_3 \text{Log INFC}_t$$

ويتضمن تقدير المعلمات الخطوات الآتية:

## 4. رسم المتغيرات

يتضح أن المتغيرات لها اتجاه عام متزايد خلال أغلب سنوات البحث؛ أي إن السلاسل الزمنية ثابتة الاختلاف Difference Stationary-DF، لذلك تم استخدام الصيغة اللوغاريتمية لتخليص السلسلة من التباين، واستخدام طريقة الفروق لتخليص السلسلة من الاتجاه العام لتصبح ساكنة في الوسط والتباين. وذلك كما يتضح من الأشكال الموضحة بالملحق.

## 5. اختبار جذر الوحدة "Unit Root Test"

تم استخدام اختبار ديكي-فولر الموسع "Augmented Dickey-Fuller"، حيث يعد أفضل الأساليب لاختبار جذر الوحدة، وتحديد درجة التكامل للمتغيرات، إلى جانب استخدام اختبار فيلبس-بيرون "Phillips-Perron Unit Root Test".



ويطبق اختبار جذر الوحدة على السلاسل الزمنية للمتغيرات وفقاً للصيغ الآتية:

$$\Delta \text{DFMX}_t = \alpha + \beta \text{DFMX}_{t-1} + \sum_{j=1}^L \Delta \text{DFMX}_{t-j} + U_t$$

$$\Delta \text{OILP}_t = \alpha + \beta \text{OILP}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta \text{OILP}_{t-i} + U_t$$

$$\Delta \text{MONT}_t = \alpha + \beta \text{MONT}_{t-1} + \sum_{n=1}^p \Delta \text{MONT}_{t-n} + U_t$$

$$\Delta \text{INFC}_t = \alpha + \beta \text{INFC}_{t-1} + \sum_{r=1}^v \Delta \text{INFC}_{t-r} + U_t$$

حيث:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta < 0$$

## نتائج اختبار "Augmented Dickey-Fuller"



Series	(ADF) Test Statistics of Unit Root							
	Lags	Levels		ADF	Lags	1st Difference I		ADF
		Mac.val				Mac.val		
		1%	5%			1%	5%	
DFMX	0	-4.165	-3.508	-0.962	1	-4.175	-3.513	-6.871
OILP	1	-4.165	-3.510	-2.208	0	-4.170	-3.510	-5.142
MONT	0	-4.170	-3.508	-0.167	0	-4.170	-3.510	-5.099
INFC	1	-4.170	-3.510	-3.536	5	-4.198	-3.523	-4.060

- المعادلات المستخدمة باستخدام مقطع واتجاه زمني.
- فترات الإبطاء محددة طبقاً لتخفيض درجة الارتباط التسلسلي للأخطاء إلى أقل قدر ممكن.
- قيم (ADF) هي قيم T-Statistic المقابلة للمعلمة B، حيث  $\beta = (B-1)$ ، ويتم مقارنتها بقيم T-Critical من جداول MacKinnon الموسعة Mac.val.

ويتضح من الجدول أن:  $t_{tab} < t_{cal}$  وذلك عند أخذ الفروق الأولى للسلاسل الزمنية.

لذلك يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بأن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I(1)؛ أي إن الفروق الأولى ساكنة بمستوى معنوية 1%، عدا معلمة التضخم، حيث يتم قبول الفرض البديل بمستوى معنوية 5%.

## 6. تحليل التكامل المشترك

تم استخدام منهج "Johansen Test" لاختبار التكامل المشترك لمعرفة مدى وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات البحث والمتكاملة من الدرجة نفسها  $I(1)$  بناءً على اختبار "Augmented Dickey- Fuller" لجذر الوحدة. ويختبر وجود المعادلات المتكاملة على نحو مشترك (المتجهات) لمتغيرات الدراسة عن طريق تحديد معنوية الجذور المميزة للمتجهات. فعدد الجذور المميزة التي لا تكون صفراً تعبر عن رتبة المصفوفة، والتي تكون مساوية لعدد متجهات التكامل المشترك المستقلة، ووجود التكامل المشترك بينها عند الدرجة نفسها يعبر عن علاقة مستقرة طويلة الأجل.

وتتم مقارنة القيم المحسوبة للجذور المميزة ( $\lambda$ ) بالقيم الجدولية من خلال اختباري  $\lambda_{\text{max}}$  و  $\lambda_{\text{trace}}$  الإحصائيين للجذور.

$\lambda_{\text{trace}}^{\text{test}}$ :

$H_0: r = 0$

$H_1: r = 1, 2, 3$

$\lambda_{\text{max}}^{\text{test}}$ :

$H_0: r = 0$

$H_1: r = 1$

### نتائج اختبار "Johansen cointegration Test"



معادلات التكامل المشترك المفترضة				Test Statistics
$r \geq 3$	$r \geq 2$	$r \geq 1$	$r \geq 0$	
0.117	0.174	0.447	0.579	Eigen ( $\lambda$ ) value
5.76	14.56	41.85	81.65	trace $\lambda$ (cal)
12.25	25.32	42.45	62.99	5% (tab)
16.26	30.45	48.45	70.05	1%
5.76	8.79	27.29	39.80	$\lambda_{\text{max}}$ (cal)
12.25	18.96	25.54	31.46	5% (tab)
16.26	23.65	30.34	36.65	1%

- يتم اختبار وجود الميل الخطي المحدد للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة وهي DMFX، OILP، MONT، INFC، وأن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى ومحددة طبقاً لمعيار A. Kaik Information Criterion-AIC.
- يشير اختبار  $\lambda_{\text{trace}}$  إلى وجود معادلة واحدة متكاملة على نحو مشترك عند مستوى معنوية 1%.

حيث:  $\lambda_{trace} (tab) < \lambda_{trace} (cal)$

كما يشير اختبار  $\lambda_{Max}$  إلى وجود معادلتين متكاملتين على نحو مشترك بين المتغيرات عند مستوى معنوية 5%، ومعادلة واحدة متكاملة عند مستوى معنوية 1%.

حيث:  $\lambda_{max} (tab) < \lambda_{max} (cal)$

## 7. تقدير معاملات نموذج تصحيح الخطأ

تتضمن صيغة نموذج تصحيح الخطأ كلاً من العلاقة الطويلة الأجل باحتوائها على متغيرات ذات فجوة زمنية، بالإضافة إلى العلاقة القصيرة الأجل بإدراج فروق السلاسل الزمنية التي تعبر عن التغير بين القيم من فترة زمنية لأخرى.

وتكون صيغة نموذج تصحيح الخطأ كما يأتي:

$$\Delta DFMX_t = a + B_1 \Delta OILP_t + B_2 \Delta MONT_t + B_3 \Delta INFC_t + B_4 \Delta U_{t-1} + E_t$$

حيث:  $\Delta$ : تشير إلى الفرق الأول

$U_{t-1}$ : قيمة الإبطاء للفترة الواحدة للخطأ من انحدار التكامل المشترك

تأخذ العلاقة التوازنية لدالة أسعار الأسهم في سوق دبي المالي باستخدام فترة إبطاء واحدة الشكل الآتي:

$$DFMX_t = - 2.915312 - 1.28 OILP_t + 4.34 MONT_t - 2.73 INFC_t$$

$$(1.077) (-9.949) (11.341)$$

يتضح من المعادلة ما يأتي:

1. أن العلاقة متفقة مع فروض النظرية الاقتصادية، حيث توجد علاقة طردية بين أسعار الأسهم (DFMX)، وعرض النقود (MONT).

2. أن كلاً من (MONT)، (OILP) معنوي بدرجة ثقة 99%، أما INFC فلا يتصف بالمعنوية.

3. يؤدي ارتفاع أسعار النفط بنسبة 1% إلى انخفاض أسعار الأسهم في سوق دبي المالي بنسبة 1.28%، حيث يؤدي ارتفاع أسعار النفط إلى ارتفاع تكاليف التشغيل، ولاسيما تكاليف النقل التي تصل إلى نحو 10% من إجمالي تكاليف الإنتاج، ما يؤدي إلى انخفاض أرباح الشركات وانخفاض أسعار الأسهم. حيث تشكل شركات قطاعي العقارات والنقل نسبة 39.6%، و7.5% على التوالي في مؤشر سوق دبي المالي، وبلغ حجم تداولاتها 44.3%، و7.7% على التوالي عام 2013. وهما من القطاعات الأكثر تأثراً بارتفاع أسعار النفط نتيجة لارتفاع تكاليف النقل وتشغيل المعدات. ينعكس ارتفاع أسعار النفط أيضاً على أسعار الأسهم بالانخفاض نتيجة لسيطرة نشاط المضاربة على جانب كبير من التداولات في سوق دبي المالي، حيث شكلت تعاملات الأجانب التي يغلب عليها طابع المضاربة نسبة 43.1% من إجمالي التداول

للشراء، ونسبة 42.1% من إجمالي التداول للبيع،<sup>28</sup> ويؤثر ارتفاع أسعار النفط في توقعاتهم بالنسبة إلى أسعار الأسهم تجاه الانخفاض في المستقبل، فيقل طلبهم على الأسهم وتزيد حركة التداول بالبيع، ويؤدي ذلك إلى انخفاض أسعار الأسهم.

4. تؤدي زيادة عرض النقود (MONT) بنسبة 1% إلى ارتفاع أسعار الأسهم بنسبة 4.3%، حيث يرتفع مستوى المعيشة في دولة الإمارات العربية المتحدة، لذلك فزيادة الفوائض المالية لدى الأفراد تؤدي إلى الاتجاه إلى تعديل المحفظة الاستثمارية تجاه الأصول الأقل سيولة ومنها الأسهم، فيزيد الطلب عليها وترتفع أسعارها.

5. تتفق نتيجة معامل التضخم (INFC) مع معامل (OILP) في الاتجاه ذاته، إلا أن التضخم غير معنوي من حيث التأثير في أسعار الأسهم في سوق دبي المالي.

ويشير متجه تصحيح الأخطاء Vector Error Correction-VEC إلى العلاقة الآتية:

$$D(DFMX) = 0.04 \Delta DFMX_{t-1} - 0.04 \Delta DFMX_{t-2} + 0.68 \Delta OILP_{t-1} + 0.02 OILP_{t-2} - 1.24 \Delta MONT_{t-1} - 0.01 \Delta MONT_{t-2} + 7.66 \Delta INFC_{t-1} - 5.59 \Delta INFC_{t-2} + 0.014613$$

## نتائج متجه تصحيح الأخطاء (VEC)



المتغير	معامل سرعة التعديل	T. Statistic
DFMX <sub>t-1</sub>	0.040	-0.238
DFMX <sub>t-2</sub>	-0.046	-0.298
OILP <sub>t-1</sub>	0.686	2.237
OILP <sub>t-2</sub>	0.021	0.064
MONT <sub>t-1</sub>	-1.245	-1.319
MONT <sub>t-2</sub>	-0.013	-0.014
INFC <sub>t-1</sub>	7.662	1.640
INFC <sub>t-2</sub>	-5.594	-1.264
C	0.014	1.077
Coint Eq1	-0.658	-3.155
R <sup>2</sup>	0.47	
$\bar{R}^2$	0.34	
F- Statistic	3.556	
A Kaike	-2.249	
<sup>29</sup> Thiel Coa	0.0057	

يتضح من نموذج تصحيح الأخطاء (ECM) أن معامل سرعة الضبط -0.65، وهو رقم سالب وأقل من الواحد الصحيح؛ أي إن الانحراف بين المتغيرات عن الاتجاه العام في الأجل الطويل يتم تصحيحه في كل فترة زمنية من خلال العلاقة القصيرة الأجل بنسبة 0.65.

## وتظهر نتائج "Granger Causality Test" كما يأتي:

المتغير التابع	المتغير المستقل	Chi- Sq	Prop
D(DFMX) ←	D(OILP)	5.208	0.074
D(OILP) ←	D(DFMX)	13.297	0.001
D(INFC) ←	D(MONT)	4.897	0.086

يتضح وجود علاقة سببية في كلا الاتجاهين بين أسعار النفط (OILP) وأسعار الأسهم في سوق دبي المالي (DFMX)، وتحقق من أسعار النفط تجاه أسعار الأسهم عند مستوى معنوية 1%، ومن أسعار الأسهم تجاه أسعار النفط عند مستوى معنوية 10%؛ أي إن إضافة أسعار النفط (OILP) إلى دالة أسعار الأسهم في سوق دبي المالي تؤدي إلى تحسن نتائج علاقة الانحدار. كما يتضح أيضاً وجود علاقة سببية من عرض النقود (MONT) تجاه التضخم (INFC) عند مستوى معنوية 10%.

يشير معامل "Thiel" إلى أن قدرة النموذج على التنبؤ مرتفعة، حيث تبلغ 0.057.

## النتائج

استخدم البحث أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الأخطاء (Cointegration and Error Correction Model) في تقدير العلاقة بين المتغيرات، من خلال اختبار جذر الوحدة "Unit Root Test"، واختبار "Johansen" لبيان مدى وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات البحث، يلي ذلك تقدير العلاقة في الأجل الطويل باستخدام "Vector Error Correction"، وأخيراً قياس مدى وجود علاقة سببية بين المتغيرات باستخدام "Granger Causality Test"، ومدى قدرة النموذج على التنبؤ باستخدام اختبار "Thiel Inequality Coefficient".

تبين من التقدير أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (1) I، وبينها تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1%، وأن أسعار النفط وعرض النقود معنوي بدرجة ثقة 99% في التأثير في أسعار الأسهم في سوق دبي المالي. أما التضخم فهو غير معنوي.

يؤدي ارتفاع أسعار النفط بنسبة 1% إلى انخفاض أسعار الأسهم في سوق دبي المالي بنسبة 1.28%، حيث تمثل تكاليف الطاقة جزءاً مهماً من إجمالي تكاليف الإنتاج، ويؤدي ارتفاع أسعار النفط إلى ارتفاع تكاليف

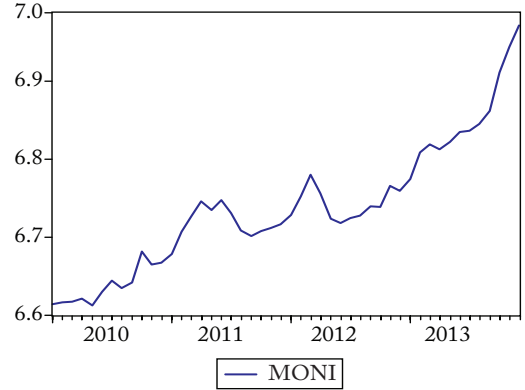
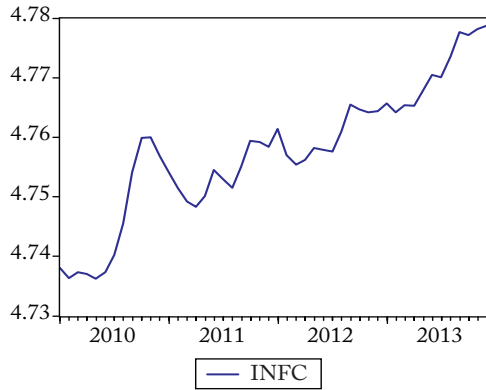
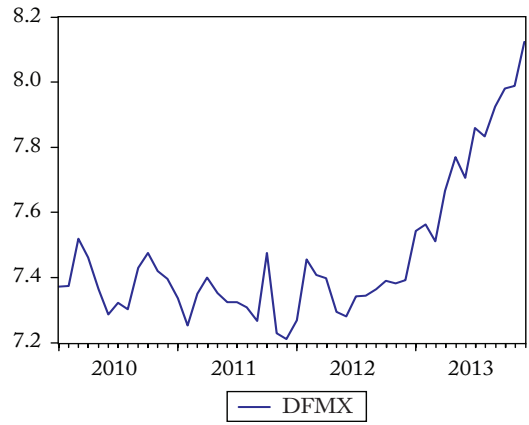
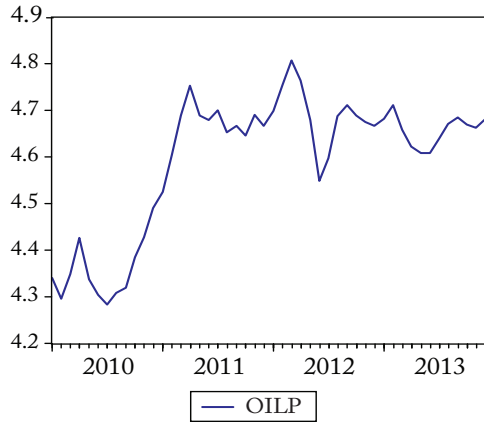
النقل والتشغيل، وخاصة في قطاعي العقارات والنقل اللذين تشكل شركتهما نسبة 47.1% في مؤشر سوق دبي المالي، وبلغ حجم تداولاتهما نسبة 52% من إجمالي التداولات عام 2013. ويعد سوق دبي المالي أيضاً من أهم الأسواق الناشئة والجادبة للمستثمرين الأجانب، حيث بلغت نسبة تداولاتهم 42.6% عام 2013، والتي يغلب عليها طابع المضاربة. لذلك، يؤدي ارتفاع أسعار النفط إلى اتجاه تداولاتهم للبيع بنسبة أكبر من الشراء نتيجة لارتفاع تكاليف الإنتاج وتوقع انخفاض أرباح الشركات، فتنخفض أسعار الأسهم. كما يشير اختبار "Granger Causality Test" أيضاً إلى وجود علاقة سببية من أسعار النفط تجاه أسعار الأسهم في سوق دبي المالي عند مستوى معنوية 1%.

تتأثر أسعار الأسهم بدرجة كبيرة بزيادة عرض النقود (M2)، حيث يؤدي ارتفاع عرض النقود بنسبة 1% إلى ارتفاع أسعار الأسهم بنسبة 4.3%. وتشير آلية انتقال أثر الزيادة في عرض النقود على أسعار الأسهم إلى المنهج النقدي، حيث ترتفع مستويات الدخل في دولة الإمارات العربية المتحدة. لذلك، تؤدي زيادة عرض النقود إلى زيادة الفوائض المالية لدى الأفراد، وانخفاض أسعار الفائدة على المدخرات لدى البنوك. لذلك، يتجه الأفراد إلى تغيير محافظهم الاستثمارية تجاه الأصول الأقل سيولة ومنها الأسهم، كما تزيد القدرة على تحمل قدر أكبر من المخاطر لتحقيق العائد، فيزيد الطلب على الأسهم وترتفع المضاربة عليها، خاصة مع وجود تيسيرات بنكية للأفراد في الحصول على القروض وعند التعثر في السداد.

تشير نتائج اختبار "T" إلى أن التضخم غير معنوي في التأثير في أسعار الأسهم في سوق دبي المالي، وهو ما يحتاج إلى مزيد من الدراسات القياسية لبحث العلاقة، إلا أن إشارة معامل التضخم تشير بصورة مبدئية إلى أن سوق دبي المالي يتفق مع فرضية "فاما"، حيث يؤدي ارتفاع التضخم إلى انخفاض معدل العائد الحقيقي على رأس المال، حيث تزيد أرباح الشركات بنسبة أقل من ارتفاع الأسعار، ويؤدي ذلك إلى انخفاض أسعار الأسهم. ويشير ذلك إلى أن الشركات في سوق دبي المالي تعمل في أسواق غير احتكارية، وأن الدولة تدعم التنافسية في الاقتصاد.

## الملحق

### 1. الأشكال البيانية للمتغيرات



### 2. نتائج اختبار "Augmented Dickey- Fuller" لجذر الوحدة

Null Hypothesis: DFMX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.962689	0.9394
Test critical values:	1% level	-4.165756	
	5% level	-3.508508	
	10% level	-3.184230	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(DFMX) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)



			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.871680	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.175640	
	5% level		-3.513075	
	10% level		-3.186854	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: OILP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.288131	0.4317
Test critical values:	1% level		-4.170583	
	5% level		-3.510740	
	10% level		-3.185512	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(OILP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.142839	0.0006
Test critical values:	1% level		-4.170583	
	5% level		-3.510740	
	10% level		-3.185512	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MONT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.167855	0.9920
Test critical values:	1% level		-4.165756	
	5% level		-3.508508	
	10% level		-3.184230	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(MONT) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.099358	0.0007
Test critical values:	1% level		-4.170583	
	5% level		-3.510740	
	10% level		-3.185512	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: INFC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.536404	0.0472
Test critical values:	1% level		-4.170583	
	5% level		-3.510740	
	10% level		-3.185512	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(INFC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.060613	0.0142
Test critical values:	1% level		-4.198503	
	5% level		-3.523623	
	10% level		-3.192902	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### 3. نتائج اختبار "Johansen" للتكامل المشترك

Sample(adjusted): 2010:03 2013:12

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: DFMX OILP MONT INFC

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
---------------------------	------------	-----------------	--------------------------	--------------------------

None **	0.579065	81.65906	62.99	70.05
At most 1	0.447535	41.85637	42.44	48.45
At most 2	0.174004	14.56159	25.32	30.45
At most 3	0.117848	5.767979	12.25	16.26

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.579065	39.80269	31.46	36.65
At most 1 *	0.447535	27.29478	25.54	30.34
At most 2	0.174004	8.793613	18.96	23.65
At most 3	0.117848	5.767979	12.25	16.26

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

#### 4. نتائج اختبار "Vector Error Correction"

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 2010:04 2013:12

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1			
DFMX(-1)	1.000000			
OILP(-1)	1.281967			
	(0.11304)			
	[ 11.3410]			
MONT(-1)	-4.346171			
	(0.43682)			
	[-9.94959]			
INFC(-1)	2.735523			
	(2.53771)			
	[ 1.07795]			
C	2.915312			
Error Correction:	D(DFMX)	D(OILP)	D(MONT)	D(INFC)
CointEq1	-0.658630	-0.160309	-0.009622	-0.014991
	(0.20875)	(0.12418)	(0.05155)	(0.00712)

	[-3.15512]	[-1.29090]	[-0.18666]	[-2.10450]
D(DFMX(-1))	0.040741	0.169180	0.044194	0.010802
	(0.17082)	(0.10162)	(0.04218)	(0.00583)
	[ 0.23850]	[ 1.66481]	[ 1.04762]	[ 1.85308]
D(DFMX(-2))	-0.046550	-0.190601	-0.030097	0.007001
	(0.15610)	(0.09286)	(0.03855)	(0.00533)
	[-0.29820]	[-2.05246]	[-0.78073]	[ 1.31425]
D(OILP(-1))	0.686552	0.537087	-0.012332	0.006653
	(0.30678)	(0.18250)	(0.07576)	(0.01047)
	[ 2.23794]	[ 2.94293]	[-0.16278]	[ 0.63550]
D(OILP(-2))	0.021248	-0.012550	0.057154	0.009771
	(0.33156)	(0.19724)	(0.08188)	(0.01131)
	[ 0.06409]	[-0.06363]	[ 0.69803]	[ 0.86366]
D(MONT(-1))	-1.245515	0.085259	0.296069	-0.071266
	(0.94404)	(0.56160)	(0.23313)	(0.03221)
	[-1.31935]	[ 0.15181]	[ 1.26996]	[-2.21229]
D(MONT(-2))	-0.013805	-0.476425	-0.143620	-0.023379
	(0.95659)	(0.56907)	(0.23623)	(0.03264)
	[-0.01443]	[-0.83720]	[-0.60796]	[-0.71622]
D(INFC(-1))	7.662047	-0.582134	-0.073850	0.368125
	(4.66907)	(2.77760)	(1.15304)	(0.15932)
	[ 1.64102]	[-0.20958]	[-0.06405]	[ 2.31053]
D(INFC(-2))	-5.594377	1.584040	0.482505	-0.211594
	(4.42246)	(2.63090)	(1.09214)	(0.15091)
	[-1.26499]	[ 0.60209]	[ 0.44180]	[-1.40212]
C	0.014613	0.005058	0.005813	0.001067
	(0.01356)	(0.00807)	(0.00335)	(0.00046)
	[ 1.07730]	[ 0.62684]	[ 1.73541]	[ 2.30610]
R-squared	0.477642	0.406816	0.180324	0.341724
Adj. R-squared	0.343321	0.254283	-0.030449	0.172452
Sum sq. resids	0.178087	0.063025	0.010861	0.000207
S.E. equation	0.071332	0.042435	0.017615	0.002434
F-statistic	3.555978	2.667072	0.855536	2.018794
Log likelihood	60.62106	83.99280	123.5563	212.6208
Akaike AIC	-2.249825	-3.288569	-5.046947	-9.005367
Schwarz SC	-1.848344	-2.887088	-4.645466	-8.603887

Mean dependent	0.013405	0.007388	0.007883	0.000921
S.D. dependent	0.088025	0.049140	0.017353	0.002676
Determinant Residual Covariance		1.01E-14		
Log Likelihood		492.3569		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		469.7386		
Akaike Information Criteria		-18.92172		
Schwarz Criteria		-17.15520		

### 5. نتائج "Granger Causality Test"

VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 2010:01 2013:12

Included observations: 45

Dependent variable: D(DFMX)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(OILP)	5.208120	2	0.0740
D(MONT)	1.900613	2	0.3866
D(INFC)	3.210891	2	0.2008
All	9.429299	6	0.1508

Dependent variable: D(OILP)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DFMX)	13.29702	2	0.0013
D(MONT)	0.879425	2	0.6442
D(INFC)	0.362595	2	0.8342
All	14.47703	6	0.0247

Dependent variable: D(MONT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DFMX)	3.228613	2	0.1990
D(OILP)	0.594116	2	0.7430
D(INFC)	0.205772	2	0.9022
All	3.950601	6	0.6834

Dependent variable: D(INFC)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DFMX)	3.671152	2	0.1595
D(OILP)	0.952124	2	0.6212
D(MONT)	4.897220	2	0.0864
All	5.877898	6	0.4370

## الهوامش

1. Bruno Solnik and Dennis Mcleavey, *International Investments* (New York: Pearson Addison Wesley, Inc., Fifth Edition, 2004), p. 49.
2. Keith C. Brown, Frank K. Reilly, *Analysis of Investments and Management of Portfolios* (South Western: Cengage Learning, Ninth Edition, 2006), p. 364.
3. Dean Croushore, *Money and Banking: A policy-Oriented Approach* (Boston: Houghton Mifflin Company, 2007), p. 156.
4. Keith C. Brown, Frank K. Reilly, op. cit, p. 368.
5. Ibid. p. 366.
6. Caroline Geetha, Rosle Mohidin, Vivin Chandran, Victoria Chong, "The Relationship between Inflation and Stock Market: Evidence for Malaysia, United States, China," *International Journal of Economics and Management Sciences*, Vol. 1, No. 2, 2011, pp. 9–11.
7. Nikiforos T. Laopodis, "Dynamic Interactions among the Stock Marker, Federal Funds Rate, Inflation, and Economic Activity," *The Financial Review*, No. 41, 2006, pp. 513, 532.
8. Dimitris Ioannides, Costas Katrakilidis, and Andreas Lake, "The Relationship between Stock Markets Returns and Inflation: An Investigation Using Greek Data," *Paper Presented at the International Symposium on Applied Stochastic Models and Data Analysis*, Brest- Finance, 17–20 May 2005.
9. Chao Wei, "Does the Stock Market React to Unexpected Inflation Differently Across the Business Cycle?" *George Washington University*, Vol. 19, No. 24, 2009, pp. 1959–1974.
10. K.R. Shanmugam, Biswa Swarup Misra, "Stock Returns-Inflation Relation in India," *Madras School of Economics, Working paper*, 38 (October 2008), p. 14.
11. Samer A. M. Al-Rjoub, "The Adjustments of Stock Prices to Information about Inflation: Evidence from MENA Countries," *Applied Economics Letters*, Vol. 12, Issue. 14, 2005, pp. 871–879.
12. Moon K. Kim, Ravi Shukla, "Inflation and Bond-Stock Characteristics of International Security returns," *International Journal of Managerial Finance*, Vol. 2, No. 3, 2005, pp. 241–251.
13. Osama Al-Khazali, "The Generalized Fisher Hypothesis in Asian Markets," *Journal of Economic Studies*, Vol. 31, No. 2, 2004, pp. 144–157.
14. Joel Hinaunya Eita, "Inflation and Stock Market Returns in South Africa," *International Business Economics Research Journal*, Vol. 11, No. 6 (June 2012), p. 677, p. 684.
15. Bahram Adrangi, Arjun Chatrath, and Antonio Z. Sanvicente, "Inflation, output and Stock Prices: Evidence from Brazil," *The Journal of Applied Business Research*, Vol. 18, No. 1, 2002, pp. 61–72.
16. Fatma Sonmez Saryal, "Does Inflation have an Impact on Conditional Stock Market Volatility? Evidence from Turkey and Canada," *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 11, 2007, pp. 1–16.
17. Muhammad Tahir Rashid, Khalil Ahmad, Pervaiz Azim and Hafeez Ur Rehman, "Measuring the Impact of Inflation on Conditional Stock Market Volatility in Pakistan: An Application of GARCH Model," *Middle Eastern Finance and Economics*, Issue. 13, 2011, pp. 36–40.

18. Danish Jatio and Shehryar malik, "The Relationship of money Supply (M2) and Trading Volume of KSE-100 Index," *Journal of Business Strategies*, Vol. 6, No. 2 (December 2012), p. 2.
19. Federal Reserve Bank of New York, "Monetary Policy Implementation: Common Goals but Different Practices," *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 17, No. 7 (November 2011), p. 2.
20. Clive W.J. Granger, Zhuanxin Ding, "Varieties of Long Memory Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 73, No. 1 (July 1996), pp. 61-77.
21. Jonathan M. Karpoff, "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No. 1, 1987, pp. 109-126.
22. Paul DeRosa, Gary H. Stern, "Monetary Control and the Federal Funds Rate," *Journal of Monetary Economics*, No. 3, 1977, pp. 217-230.
23. Danish Jatoi and Shehryar Malik, op. cit., pp. 1-11.
24. Louis.K. C. Chan, Josef Lakonishok, "The Behavior of Stock Prices around Institutional trading," *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4, 1995, pp. 1147-1174.
25. A. Roland Gallant, Peter E. Rossi, George Tauchen, "Stock Prices and Volume," *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, No. 2, 1992, pp. 199-242.
26. Jeremy J. Siegel, "Does it Pay Stock Investors to Forecast the Business Cycle?," *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, No. 1, 1991, pp. 27-34.

27.  $\lambda_{\text{trace}}$ -Eigen value: تختبر فرض العدم بأن عدد المعادلات المتكاملة على نحو مشترك أقل من/ أو يساوي رتبة المصفوفة  $r=0$  مقابل الفرض البديل بوجود بدائل عدة لمعادلات التكامل المشترك.

$\lambda_{\text{max}}$ -Eigen value: تختبر بديلاً محددًا، حيث تختبر فرض العدم بأن عدد المعادلات المتكاملة على نحو مشترك تساوي رتبة المصفوفة  $r=0$  مقابل الفرض البديل بوجود  $r+1$  معادلة متكاملة على نحو مشترك.

28. Dubai Financial Market, *Annual Report*, 2013, p. 16.

29. معامل عدم التساوي "Thiel Inequality Coefficient" وهو أحد معايير قياس مقدرة النموذج على التنبؤ خلال فترة العينة وخلال فترة ما بعد العينة، وتتراوح قيمته بين الصفر وما لا نهاية، ويقاس التغير في انحرافات القيمة المتوقعة للمتغير التابع عن القيمة الفعلية. وكلما قلت قيمة معامل "Thiel" دل ذلك على قدرة مرتفعة للنموذج على التنبؤ.



## المصادر والمراجع

### A. Books:

- Banerjee, Anindya, Juan Dolado, J. W. Galbraith, and David Hendry. *Co-Integration, Error - Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data* (Oxford: Oxford University Press, 1996).
- Croushore, Dean. *Money and Banking: A policy-Oriented Approach* (Boston: Houghton Mifflin Company, 2007).
- Enders, Walter. *Applied Econometric Time Series* (new York: John Wiley & Sons, Ltd, Second Edition, 2004).
- Fabozzi, Frank, Franco Modigliani. *Capital Markets* (New Jersey: Prentice- Hall, Inc., Second Edition, 1996).
- Hirt, Geoffrey A., Stanley B. Block, *Investment Management* (Chicago: Irwin, Fifth Edition, 1996).
- Levacic, R. and A. Rebman. *Macroeconomics: An Introduction to Keynesian Neoclassic* (Londn: Macmillan Publishing Co., 1983).
- Lumpy, Stephen. *Investment Appraisal and Financing Decisions* (London: Chapman and Hall, Third Edition, 1990).
- Reilly, Frank K., Keith C. Brown. *Analysis of Investments and Management of Portfolios* (South Western: Cengage Learning, Ninth Edition, 2006).
- Solnik, Bruno, and Dennis Mcleavey. *International Investment* (New York: Pearson Addison Wesley, Inc., Fifth Edition, 2004).
- Uthbertson, Keith. *Quantitative Financial Economics* (Chichester: John Wiley & Sons Inc., 1996).

### B. Periodicals and Journals:

- Adrangi, B., Chatrath, A., and Sanvicente, A. Z. "Inflation, output and Stock Prices: Evidence from Brazil," *The Journal of Applied Business Research*, Vol. 18, No. 1, 2002.
- Al-Khazali, Osama. "The Generalized Fisher Hypothesis in Asian Markets," *Journal of Economic Studies*, Vol. 31, No. 2, 2004.
- Al-Rjoub, Samer. "The Adjustments of Stock Prices to Information about Inflation: Evidence from MENA Countries," *Applied Economics Letters*, Vol. 12, Issue. 14, 2005.
- Chan, Louis K. C., Lakonishok, Josef. "The Behavior of Stock Prices around Institutional trading," *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4, 1995.
- Darrat, F. Ali. "Financial Deepening & Economic Growth in Some ERF Countries: An Empirical Enquiry," *Economic Research Forum*, Working Paper Series, No. 9704, 1996.
- DeRosa, Paul. Gary H. Stern, "Monetary Control and the Federal Funds Rate," *Journal of Monetary Economics*, No. 3, 1977.
- Eita, J. Hinaunya. "Inflation and Stock Market Returns in South Africa," *International Business Economics Research Journal*, Vol. 11, No. 6, (June 2012).
- Federal Reserve Bank of New York, "Monetary Policy Implementation: Common Goals but Different Practices," *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 17, No. 7, (Nov 2011).
- Fry, Maxuell J. "Saving, Investment , Growth and Financial Distortion in Pacific Asia and Other Developing Areas," *International Economic Journal*, Vol. 12, No. 1, 1998.
- Gallant, A. Roland. Rossi, E. Peter, and Tauchen, George. "Stock Prices and Volume," *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, No. 2, 1992.

- Geetha, Caroline. Mohidin, Rosle. Chandran, Vivin. Chong, Victoria. "The Relationship between Inflation and Stock Market: Evidence for Malaysia, United States, China," *International Journal of Economics and Management Sciences*, Vol. 1, No. 2, 2011.
- Gordon, Gary. "Stock Market Efficiency & Economic Efficiency," *Economic Policy Research*, No. 1261, (November, 1995).
- Granger, Clive W.J., and Ding, Zhuangxin. "Varieties of Long Memory Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 73, No. 1, (July 1996).
- Granger, Clive W. J. "Aspects of Research Strategies for Time Series Analysis," *Conference New Developments in Time Series Economics*, New Harven, (October 1999).
- Ioannides, D., Katrakilidis, C. and Lake, A., "The Relationship between Stock Markets Returns and Inflation: An Investigation Using Greek Data," *Paper Presented at the International Symposium on Applied Stochastic Models and Data Analysis*, Brest- Finance, 17–20 May 2005.
- Jatio, Danish, and malik, Shehryar. "The Relationship of money Supply (M2) and Trading Volume of KSE-100 Index," *Journal of Business Strategies*, Vol. 6, No. 2, (Dec 2012).
- Karpoff, M. Jonathan. "The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No. 1, 1987.
- Kim, Moon K., Shukla, Ravi. "Inflation and Bond-Stock Characteristics of International Security returns," *International Journal of Managerial Finance*, Vol. 2, No. 3, 2005.
- Laopodis, Nikiforos T. "Dynamic Interactions among the Stock Marker, Federal Funds Rate, Inflation, and Economic Activity," *The Financial Review*, No. 41, 2006.
- Levine, Ross, and Beck, Thorsten. "Stock Markets, Banks, and Growth: Correlation or Causality," *Policy Research Working Paper*, No. 2670 (Washington, DC: World Bank, 2001).
- Levine, Ross. Loaza, Norman., and Beck Thorsten. "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, No. 46, 2000.
- Merikas, Andreas G., and Merika, Anna A. "Stock Prices Response to Real Economic Variables: The Case of Germany," *Managerial Finance*, Vol. 32, No. 5, 2006.
- Plane, Patrick. "Privatization and Economic Growth: An Empirical Investigation From a Sample of Developing Market Economies," *Applied Economics*, Vol. 29, 1997.
- Rashid, M. Tahir, Ahmad K., Pervaiz, A, and Rehman H. "Measuring the Impact of Inflation on Conditional Stock Market Volatility in Pakistan: An Application of GARCH Model," *Middle Eastern Finance and Economics*, Issue.13, 2011.
- Ross, Levine. "Stock Market Development and Long-Run Growth". *Policy Research Working Paper* No. 1582 (Washington, D. C.: World Bank, 1996).
- Saryal, F. S. "Does Inflation have an Impact on Conditional Stock Market Volatility? Evidence from Turkey and Canada," *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 11, 2007.
- Serven, Luis. and Hebbel, K. Schmidt. "Financial Liberalization, Saving and Growth," *Conference on Macroeconomic Stability, Financial Markets and Economic Development*, 2002.
- Siegel, Jeremy J. "Does it Pay Stock Investors to Forecast the Business Cycle?," *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, No. 1, 1991.
- Wei, C. "Does the Stock Market React to Unexpected Inflation Differently Across the Business Cycle?," *George Washington University*, Vol. 19, No. 24, 2009.