المجلة العربية للعلوم الإدارية
مجلد 24، عدد 3، سبتمبر 2017، 445 – 474

أثر تقلبات عرض النقود على أسعار الأسهم: تطوير نموذج لأسواق المال بدول مجلس التعاون الخليجي

بشار أحمد العراقي

جامعة الموصل
العراق

مصطلحات علمية

عرض النقود، أسعار الأسهم، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، سببية Granger.

الملخص

يهدف البحث إلى دراسة تأثير تقلبات عرض النقود على أسعار الأسهم من خلال دراسة الأطر النظرية التي حاولت تحليل وتفسير آلية وقنوات التأثير الذي يمكن أن تتركه التقلبات الحاصلة في عرض النقود على أسعار الأسهم، والوصول إلى تصور تقني موضوعي عن طبيعة هذا التأثير وقيمته واتجاهه من خلال اعتماد منهجية (Johansen, 1988) في تحليل التكامل المشترك (Cointegration) لتقدير العلاقة طويلة الأجل واستخدام تقنية نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model) لقياس العلاقة الديناميكية قصيرة الأجل، والاستناد إلى سببية (Granger, 1969) في تحديد اتجاه السببية بين متغيرات الدراسة في دول مجلس التعاون الخليجي للمدة (2013-1999)؛ بغية اتخاذ الإجراءات الكفيلة القادرة على الحد من آثاره السلبية والاستفادة من مميزاته الإيجابية، ومن ثم الكشف عن معلومات قد تساعد متخذي القرار والمستثمرين على إجراء التكيفات المطلوبة لتعظيم العوائد المستقبلية لمحافظهم. وقد أفصحت نتائج التقدير عن وجود تأثير إيجابي ذات دلالة إحصائية لتقلبات عرض النقود (بمعنييه الضيق والواسع) في المؤشر العام للأسواق المالية المحلية لدول مجلس التعاون الخليجي خلال مدة الدراسة إلا أنه عانى من بعض الضعف في التأثير، وهو ما يدفع باتجاه دعم نظرية الثقة التي ترى أن التغير في ثقة المستثمرين بمستقبل هذه الأسعار والعوائد ومقسوم الأرباح هي العوامل الأكثر تأثيرا في حركة أسعار الأسهم لتلك الأسواق.

تم تسلم البحث في أبريل 2017، وأجيز للنشر في أغسطس 2017.

المقدمة

وفقا لأدبياته الفكرية السائدة ومنذ الخمسينيات من القرن الماضي، ينطلق الفكر النقودي في تفسيره لطبيعة التوازنات الحاصلة في متغيرات الاقتصاد الكلي، من وجهة النظر القائلة بأن حجم المعروض النقدي وعدم استقرار مستوياته يعد المحدد الرئيس للطلب الكلي والدخل والعمالة في الأجل القصير، ومستويات الأسعار في الأجل الطويل. ذلك هو ما دفع بالسياسة النقدية ومنذ بداية الثمانينات من القرن العشرين إلى التقدم باتجاه مركز الصدارة في ترتيب حزم السياسات الاقتصادية الساعية إلى تحقيق التوازنات الإيجابية في متغيراتها الكلية والوصول إلى الأهداف الاقتصادية المرجوة لمجتمعاتها، انطلاقا من عد عرض النقود أحد أهم الأدوات التوفيقية والإرشادية الموضوعة أمام إدارة السياسة النقدية والمستخدمة بوصفها وسيلة ارتكاز اسمية للتحرك باتجاه أهدافها النهائية، يمكن عادة السيطرة عليه ومراقبته من خلال أدواتها المتاحة وبالشكل الذي يساعدها على استدراك انحرافاتها غير المرغوبة، ويبعدها عن إمكانية تكرار أخطائها في اتجاه معاكس لأهدافها. ولا ريب أن ذلك هو ما دفع النظرية النقودية ومعظم الدراسات المؤيدة لها إلى التأكيد على أهمية الدور الذي يمكن أن يقوم به عرض النقود في التأثير على المتغيرات الكلية للنشاط الاقتصادي ومنها الأسواق المالية (Mishkin, 2004, 414).

حظيت الأسواق المالية خلال العقود السابقة وبمؤشراتها المختلفة باهتمام واسع وكبير من صناع السياسات الاقتصادية ومتخذي القرار في معظم بلدان العالم؛ سواء المتقدمة منها أو النامية، استنادا إلى قدرتها الواسعة في حشد وتعبئة المدخرات المحلية والأجنبية وتوجيهها نحو القنوات الاستثمارية الأكثر كفاءة وعائدية والداعمة بدورها للاقتصاد القومي ومعدلات نموه، فضلا عن ممارستها دور المرآة العاكسة لطبيعة الحالة الاقتصادية العامة للدولة (Samontaray *et al.*,2014).

ونظراً لتميز مؤشر أسعار الأسهم بكونه مقياساً كفئاً لحجم المنافع التي يحصل عليها المساهمون ومقدار ثروتهم القصوى، وقدرته في عكس نتائج التقييم السوقي لعوائد الوحدات الاقتصادية المتوقعة خلال الزمن وللمخاطرة المصاحبة لها، فضلا عن إمكانية استخدامه في تقييم كفاءة الإدارة المالية للوحدة الاقتصادية، ومدى اقترابها من تحقيق أهدافها المرغوبة، لقد عد هذا المؤشر الأداة الأهم في دراسة الأسواق المالية وعد تعظيم قيمته ومن ثم تعظيم قيمة المنشأ الهدف المعاصر لها وفق منظور الإدارة المالية الحديثة. وعليه فإن محاولة المزج بين عرض النقود وأسعار الأسهم والخروج برؤية علمية واضحة عن طبيعة التفاعلات المتبادلة بينهما تعد الأرضية التي استند إليها في تحديد أهمية البحث؛ حيث تمحورت مشكلته الأساسية في الإجابة عن تساؤلات محددة تمثلت بهل تمارس التقلبات في عرض النقود دوراً مؤثراً في أسعار الأسهم؟ وما قيمة واتجاه هذا التأثير؟

وعلى ذلك وبناء على ما تقدم هدف البحث إلى إلقاء نظرة بانورامية شاملة على الأطر النظرية التي حاولت تحليل وتفسير آلية وقنوات التأثير الذي يمكن أن تتركه التقلبات الحاصلة في عرض النقود على أسعار الأسهم، والوصول إلى تصور تقني موضوعي عن طبيعة هذا التأثير وقيمته واتجاهه؛ بغية اتخاذ الإجراءات الكفيلة القادرة على الحد من آثاره السلبية والاستفادة من مميزاته الإيجابية، ومن ثم الكشف عن معلومات قد تساعد متخذي القرار والمستثمرين على إجراء التكيفات المطلوبة لتعظيم العوائد المستقبلية لمحافظهم الاستثمارية، وذلك انطلاقاً من فرضية أساسية مفادها أن التقلبات الحاصلة في عرض النقود يمكن أن تمارس تأثيراً معنوياً في أسعار الأسهم في الأجلين القصير والطويل. ولبلوغ هدف البحث واختبار فرضيته تم اعتماد المنهجية القائمة على أساس الربط بين اتجاهين رئيسين، اتجاه وصفي يستند إلى النظريات والدراسات الاقتصادية والمالية التي تناولت طبيعة العلاقة التي تربط عرض النقود بأسعار الأسهم بهدف رصد وتحديد طبيعة هذه العلاقة، واتجاه تجريبي يستند إلى طرائق الاقتصاد القياسي وأساليبه الحديثة المتمثلة بنموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لغرض تقدير واختبار وتحديد اتجاه تأثير تقلبات عرض النقود في أسعار الأسهم.

أولا: الإطار النظري

أثارت العلاقة بين عرض النقود وأسعارالأسهم جدلاً واسعاً في أروقة الأدبيات الاقتصادية والمالية. إلا أن منبع معظم هذا الجدل لم يكن حول إمكانية وجود أو غياب مثل تلك العلاقة إنما كان في غالبيته يدور حول طبيعة هذه العلاقة وقوتها، وكذلك آلية انتقال آثار التغيرات الحاصلة في أحدهما في الآخر. وقد حسمت الكثير من الدراسات جزء من هذا الجدل من خلال تأكيدها على أن عرض النقود وأسعار الأسهم يرتبطان بعلاقة سببية ربما تكون مباشرة أو غير مباشرة تتجه من الأول نحو الثاني (Saldanli *et al.*, 2016; Ahmad and Husain, 2007) ووفق آليات تباينت بتباين الأفكار والمدارس الاقتصادية والمالية التي تناولتها بالتحليل والقياس. ويمكن استعراض أهم تلك الآليات بالآتي:

1. نظرية المحفظة (Portfolio Theory)

وفقاً لنظرية المحفظة الاستثمارية فان الوحدات الاقتصادية تعمل ومن خلال سعيها الدائم إلى تكييف محافظها الاستثمارية إلى إعادة بناء ومزج مكوناتها المختلفة استجابة لتغير الحصص النسبية لواحدة أو أكثر من تلك المكونات وبالشكل الذي يعيد تشكيل كل تلك المحافظ أو بعضها، وبما يتناسب والسير باتجاه حالة توازن جديدة تحقق التوليفة المثلى التي توصلها إلى المستويات القصوى من مزايا التنويع (أمثلية باريتو Pareto Optimality). وعلى ذلك، ووفقا لنظرية المحفظة الاستثمارية فإن طبيعة العلاقة التي تربط عرض النقود بأسعار الأسهم يمكن أن تتجلى من خلال رؤيتين أساسيتين هما:

أ – من خلال تطويرهم لما يعرف بنموذج الحقيبة النقدية (Monetary Portfolio) (MP)، وانطلاقاً من نظرية كمية النقود الحديثة يرى النقوديون (Monetarists)، ومن خلال دراسات (Cagan, 1972; Sprinkel, 1964; Friedman and Schwartz, 1963; Burnner, 1961; Friedman, 1961) أن النقود هي أحد أشكال الثروة التي تحتفظ بها الوحدات الاقتصادية بالإضافة إلى السندات القصيرة والطويلة الأجل والأسهم والموجودات الحقيقية والسلع المعمرة والسلع الرأسمالية ورأس المال البشري (Friedman, 1956, 5).

وعلى ذلك فإن التغيرات الحاصلة في عرض النقود باتجاه الأعلى ستولد حالة من عدم توازن المحفظة، ناتجة عن ارتفاع حصة الأرصدة النقدية نسبة إلى الموجودات الأخرى المكونة لها ومقارنة بما ترغب الوحدات الاقتصادية الاحتفاظ به منها (لارتفاع كلفة الاحتفاظ بها) تدفع الوحدات الاقتصادية للتحرك باتجاه محاولة مواءمة موجوداتها والعودة إلى حالة التوازن مرة أخرى (The Portfolio Balance) من خلال تقليص تلك الأرصدة عن طريق إعادة تشكيل وبناء محفظتهم النقدية (تعديل الحقيبة Portfolio Adjustment) باتجاه الموجودات البديلة والمنافسة لتلك الأرصدة، والتي تحتل الأسهم جزءا منها. وهذا الأمر يولد فائض طلب عليها يدفع بأسعارها نحو الارتفاع (Kibria *et al.,* 2014; Husain and Mahmood, 1999; Cagan,1972,1). وقد أيدت الدراسات التي أجراها (Hamberger and Kochen,1972; Mevigs,1972; Homa and Jaffe, 1971; Reilly and Lewis, 1971; Palmer, 1970; Sprinkel, 1964), هذه النظرية، مؤكدة على الدور الذي يمكن أن تمارسه التقلبات في المتغيرات النقدية (الذي يعد عرض النقود أهمها) في التأثير على أسعار الأسهم (Aliyu, 2015, 10; Ogbulu and Uruakpa, 2011, Rozeff, 1974).

ب – من خلال تطويره لنموذج تفضيل السيولة (Liquidity Preference) لـ (Keynes,1936)، يرى (Jams Tobin, 1958) – ويؤيده الـ Neo Keynesian وهم الذين جاءوا من بعده – واستنادا إلى نظرية المحفظة الحديثة (Modern Theory Portfolio) ونظرية تكلفة رأس المال (Cost of Capital) التي تعد امتدادا لها – أن الوحدات الاقتصادية تحاول الاحتفاظ بمحفظة استثمارية تحتوي بالإضافة إلى النقود على مزيج متنوع من الموجودات، ترغب من خلالها الوصول إلى أعلى منحنى؛ سواء يمتلك القدرة على أن يمس منحنى المحفظة الكفء الحدوي، (Frontier Efficient Portfolio Curves)، ومن ثم امتلاك المحفظة المثلى. (Hill, 2010, 45) وعليه فإن التغيرات في عرض النقود باتجاه الارتفاع من شأنها أن تعيد تقييم العوائد النسبية لموجودات المحفظة باتجاه معاكس لعوائد النقود، وهو الأمر الذي ينعكس نسبيا على عوائد الموجودات الأخرى، وهو ما يحفز الوحدات الاقتصادية إلى تعديل محافظهم باتجاه تلك الموجودات البديلة للنقود ومنها الأسهم فترفع من أسعارها (Galbraith and Darity, 1994, 289; Shapiro, 1974, 444).

2. نموذج القيمة الحالية المخصومة (The Present Discounted Value Model)

يشيرالأدب الاقتصادي والمالي إلى أن نموذج القيمة الحالية (أو ما يعرف بنموذج التدفقات النقدية المخصومة)، يعده أحد النماذج المهمة المستخدمة في تسعير الموجودات، يمكن توظيفه لتفسير طبيعة العلاقة الديناميكية التي تربط المتغيرات الاقتصادية والمالية ومنها عرض النقود بالأسواق المالية وموجوداتها (AL-Shogeathri, 2011, 40). فسعر السهم وفقا لهذا النموذج إنما يتحدد استنادا إلى القيمة الحالية لتدفقاته النقدية المستقبلية (Ioannidis and Kontonikas, 2006) والتي يمكن حسابها بناء على الصيغة العامة الآتية: (Homa and Jeffe, 1971).

$$PDV = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{D_o(1+g_t)^t}{(1+r_t+p_t)^t}$$

حيث إن:

PDV = القيمة الحالية المخصومة للعوائد المتوقعة للسهم (والتي تمثل سعر السهم)

$D0$ = العوائد المتوقعة للسهم (التدفقات النقدية)

g_t = معدل النمو المتوقع للعوائد خلال الفترة t

r_t = سعر الفائدة الخالي من المخاطرة (Riskless Rate of Interest)

P_t = علاوة المخاطرة (Risk Premium)

$r_t + P_t$ = معدل الخصم المتوقع (The Expected Discount Rate)

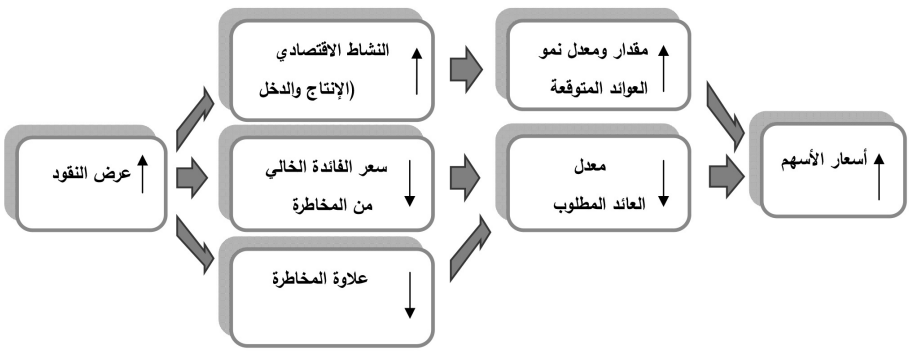
من خلال المعادلة السابقة يتضح أن سعر السهم (PDV) يعتمد على كل من:

- مقدار ومعدل نمو العوائد المتوقعة، المرتبط معه بعلاقة إيجابية.
- سعر الفائدة الخالي من المخاطر، المرتبط معه بعلاقة عكسية.
- علاوة المخاطرة، المرتبط معه بعلاقة عكسية.

والتي تتأثر بدورها بجملة من العوامل من بينها عرض النقود. فالتغيرات في عرض النقد ستمارس دورها في التأثير غير المباشر في أسعار الأسهم من خلال تأثيرها في تلك المتغيرات الثلاثة. فالزيادة في عرض النقود ستعمل من جانب، وكما يؤكد (Maskay, 2007; Chromec, 2006) ومن خلال تأثيرها الإيجابي في النشاط الاقتصادي. (الإنتاج والدخل القوميان)، في توسيع مقدار ومعدل نمو العوائد المتوقعة للوحدات الاقتصادية. ومن جانب آخر ستعمل الزيادة في عرض النقود وما تسببه من انخفاض في سعر الفائدة على تخفيض سعر الفائدة الخالي من المخاطرة من جهة، وتخفيض مستويات عدم التأكد من جهة أخرى إذ إنها ستعطي صورة تفاؤلية عن مستوى النشاط الاقتصادي المستقبلي والذي يدعمه انخفاض تكاليف التمويل، وهو الأمر الذي يقود إلى تقليص علاوة المخاطرة. ومن ثم

ستنعكس استجابة المتغيرات الثلاثة لزيادة عرض النقود جميعا إيجابيا على القيمة الحالية المخصومة للتدفقات النقدية المتوقعة للأسهم فتحدث ارتفاعا في أسعارها.

ويؤكد (Okpara, 2010; Léon, 2008; Achsani and Strohe, 2002; Gjerde and Saettem, 1999; Keran, 1971) في دراساتهم التجريبية استجابة عوائد الأسهم السلبية لسعر الفائدة. في حين يشير(Ogbulu and Uruakpa, 2011) إلى ضعف وعدم معنوية تأثير سعر الفائدة في أسعار الأسهم. وعلى الرغم من اعتماد فترة تأثير الزيادة في عرض النقود في حجم التدفقات النقدية وحالة السيولة، إلا أنها في النهاية ستمارس فاعليتها لصالح القيمة الحالية المخصومة للعوائد المتوقعة للأسهم والمعبرة هنا عن أسعار الأسهم (Homa and Jeffe, 1971; L-Shogeathri, 2011, 76-77). وبناء على كل ما تقدم يمكن إعادة صياغة آلية تأثير عرض النقود في أسعار الأسهم وفقا لنموذج القيمة الحالية وبقنواته المتعددة من خلال الشكل التوضيحي الآتي:



شكل 1

آلية انتقال أثر عرض النقود في أسعار الأسهم وفقا لنموذج القيمة الحالية

الشكل من إعداد الباحث بناء على ما تقدم.

3. فرضية السوق الكفء (Efficient Market Hypothesis) (EMH)

تعد فرضية السوق الكفء باعتبارها التطبيق العملي لنظرية التوقعات العقلانية في تسعير الموجودات (Mishkin, 2004, 151) احد أهم الاتجاهات الفكرية المالية التي تناولت بالدراسة والتحليل طبيعة وآلية الأثر الذي يمكن أن تمارسه المتغيرات الاقتصادية والمالية والمعلومات الجديدة المتاحة عنها في تحديد أسعار الاسهم الأسواق المالية (Johnson *et al.*, 2017) انطلاقا من تميز تلك الأسواق الكف بالمرونة العالية التي تسمح لها بتحقيق استجابة سريعة وغير متحيزة للمعلومات الحديثة المتاحة عن تلك المتغيرات وبالشكل الذي يدفع بالقيمة السوقية للموجود المالي باتجاه التساوي الكامل مع قيمته الحقيقية متضمنة بذلك توقعات المستثمرين بشأن العوائد

المستقبلية والمخاطر التي يمكن أن تتعرض لها، وبما يضمن قدرتها على استيعاب جميع تلك المخاطر ضمن القيمة السوقية للموجود المالي، ومن ثم فإن سعر أي موجود مالي (الأسهم مثلا) وفقا لهذه الفرضية سيعكس بالكامل، وفي أي وقت، كل المعلومات المتوافرة عن تلك المتغيرات بسرعة ودقة (Fama, 1970).

تفترض فرضية السوق الكفء أن المعلومات الحديثة المتاحة عن المتغيرات الاقتصادية والمالية ستنعكس آنيا على أسعار الأوراق المالية دون وجود فاصل زمني بين وصول تلك المعلومات الجديدة إلى السوق وتعديل أسعار الأوراق المالية، ومن ثم ستفقد فرصة تحقيق عوائد غير اعتيادية، وبذلك تميل الوحدات الاقتصادية المتعاملة في سوق الأسهم وفقا لفرضية السوق الكفء (EMH) إلى الاستجابة الآنية والفورية إلى جميع المعلومات الحالية والمتوقعة عن المتغيرات الاقتصادية والمالية المؤثرة في أسعار الأسهم، ومنها عرض النقود لتنعكس هذه المعلومات وتستوعب مباشرة في أسعار الأسهم (Kotha and Sahu, 2016; Inyiama and Helen, 2015, Maysami *et al.,* 2004). إلا أن إمكانية استيعاب أسعار الأسهم لتلك المعلومات تبقى بشكل أساسي معتمدة على قدرة الوحدات الاقتصادية على استخدامها بكفاءة وفاعلية لتوقع ما ستكون عليه هذه المتغيرات في المستقبل وما يتبعها من تأثير في أسعارالأسهم، ومن ثم ستعتمد دقة تحديدها وفقا لذلك على مدى إمكانية توقع أو عدم توقع التغيرات التي يمكن أن تحصل في المتغيرات الاقتصادية والمالية. فالتغيرات المتوقعة في عرض النقود والناتجة عن السياسات النقدية التوسعية أو الانكماشية وفي ظل السوق الكفء ستدمج في أسعارالأسهم قبل أن تصبح تلك التغيرات واقعا فعليا، وبذلك ستفقد التغيرات اللاحقة في عرض النقود تأثيرها في سوق الأسهم، بمعنى أن أسعار الأسهم ستستجيب للتغيرات المتوقعة في عرض النقود قبل حصول تلك التغيرات. أما التغيرات غير المتوقعة في عرض النقود (الصدمة Shock) فإن الوحدات الاقتصادية المتعاملة في السوق وفقا لهذه الفرضية ستحاول إسقاطها مباشرة وبصورة متزامنة أو على مدى زمني قصير جدا على أسعارالأسهم (Li, 2009, 98).

وعلى ذلك فإنه – ومن خلال الجمع بين تأثير التغيرات المتوقعة والتغيرات غير المتوقعة في عرض النقود – يتضح أن أسعار الأسهم ينبغي أن تميل إلى أن ترتبط بالتغيرات الجارية والمستقبلية المتوقعة في عرض النقود أكثر من ارتباطها بالتغيرات التي يمكن أن تكون قد أصابته في الفترات السابقة (Auerbach, 1976, 4). وبذلك جاءت فرضية السوق الكفء متناغمة مع فرضية عدم فاعلية السياسة التي ترجع أصولها إلى طروحات المنظر الفكري لنظرية التوقعات العقلانية Lucas والدراسات التجريبية لـ (Wallace and Sargent, 1975) لتبين أن الجزء غير المتوقع من عرض النقود فقط هو المؤثر في أسعار الأسهم، في حين أن الجزء المتوقع منه سيكون مأخوذا في الحسبان من قبل الوحدات الاقتصادية ومن ثم

يفقد أثره الحقيقي في المتغيرات الاقتصادية والمالية (أسعارالأسهم هنا) (Arnold, 2010, 341; Hubbard *et al.,* 2012, 470-471).

جاءت نتائج بعض الأعمال التجريبية لـ(Maskay, 2007; Darrat, 1990; Cooper, 1974) لتناقض فرضية السوق الكفء مبينة أن التغيرات المتوقعة في عرض النقود يمكن أن تؤثر تأثيراً كبيراً من التغيرات غير المتوقعة في أسعار الأسهم (Maskay, 2007, 72-79)، كما أكدت دراسة لـ(Ahmad and Husain, 2007) هذه النتائج عند تطبيقها على سوق الأسهم الباكستاني مبينة قدرة المعلومات السابقة حول الموجودات النقدية على المساعدة في تقدير وتوضيح حركة أسعار الأسهم. كما دعمت دراسة (Husain and Mahmood,1999) ذلك. وبالمقابل كان هناك أعمال كثيرة أخرى كدراسات (Guo, 2006; Bernanke, 2003; Hatemi, 2002; Habibullah and Baharumshah, 1996; Balaban, 1996; Roley, 1985) قد ساندت فرضية السوق الكفء مؤكدة على الدور المؤثر للتغيرات غير المتوقعة في عرض النقود في أسعار الأسهم في حين فقدت التغيرات المتوقعة في عرض النقود تأثيرها الفعال في أسعار الأسهم.

4. التأثيرات غير المباشرة

فضلا عما تقدم من آليات تأثير مباشرة تستطيع من خلالها التغيرات في عرض النقود أن تمارس دورها الفعال في إبعاد الأسهم عن حالة الاستقرار السعري، فإن هناك آليات تأثير أخرى غير مباشرة تسمح لعرض النقود من خلالها بالتأثير في أسعار الأسهم، يمكن إدراج أهمها بالآتي:

أ. النشاط الاقتصادي

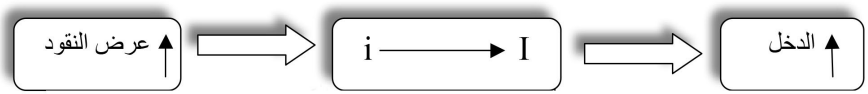
يرى النقوديون (Monetarists) أن الزيادة في عرض النقود وما تسببه من اختلال حالة التوازن بين حجم الأرصدة النقدية التي ترغب الوحدات الاقتصادية الاحتفاظ بها وما تمتلكه فعلا منها، سيدفع بتلك الوحدات – وفي محاولة منها إلى إعادة تحقيق الموائمة المطلوبة بينهما – إلى تقليص حجم تلك الأرصدة النقدية التي تمتلكها ومن خلال توجيه جزء منها نحو الإنفاق (كامل حزمة الإنفاق)، ويسبب هذا الأمر فائض طلب على السلع والخدمات يواجه من خلال زيادة حجم الإنتاج فالدخل الكليان (Friedman and Schwartz, 1963; Sims, 1980, 1972) وكما موضح في الشكل (2)، ومن ثم كما يشير (Ibrahim and Asis, 2003; Mukherjee and Nak, 1995; Fama,1986) تحقيق المزيد من التدفقات النقدية باتجاه الوحدات الإنتاجية فترفع من معدلات الأرباح ومقسومها، والتي تنعكس على الأسعار الجارية للأسهم ما دامت هذه الأخيرة ما هي إلا القيمة الحالية للتدفقات النقدية المستقبلية التي تعمل بمجموعها على رفع أسعار أسهمها (AL-Shogeathri, 2011, 77). وهو ما أكدته دراسات (Ibrahim and Aziz, 2003; Mukherjee and Naka, 1995; Fama, 1986).

شكل 2
آلية الانتقال لدى النقوديين

Source: Mishkin, Frederic, 2004, The Economics of Money, Banking and Financial Market, 7th ed., The Addison-Wesley, USA.P. 604.

وباتجاه التحليل نفسه وضمن سياق النظرية الكينزية يرى الـNeo Keynesian واستنادا إلى ما يعرف بميكانيكية الانتقال أن التقلبات الحاصلة في عرض النقود يمكن أن تحدث تغيرات في أسعار الفائدة تنعكس بدورها على الإنفاق الكلي، ومن ثم – وبدعم من آلية المضاعف على الدخل والناتج الكليين ومن ثم على أسعار الأسهم (حسب الآلية السابقة).

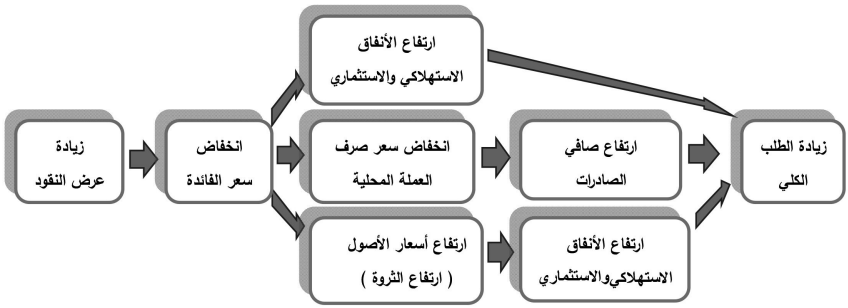
إن الزيادة في عرض النقود وما ستسببه من انخفاض في أسعار الفائدة (أثر السيولة liquidity effect) (Kibria *et al.,* 2014; Monnet and Weber, 2001) تدفع بالعوائد النسبية لرأس المال المادي نحو الارتفاع مقابل ثبات تكاليف إنتاجه، وهو ما ينعكس باتجاه توسيع الإنفاق الاستثماري ومن ثم الإنفاق الكلي، الذي يعمل وبمساندة آلية المضاعف على رفع مستويات الطلب والناتج الكليين ومن ثم الدخل الكلي وتحقيق المزيد من التدفقات النقدية للوحدات الاقتصادية المكونة للاقتصاد القومي، وكما موضح في الشكل التخطيطي (3)، وهو الأمر الذي يسبب تأثيراً إيجابياً على أسعار الأسهم باعتباره دالة لتلك التدفقات النقدية (Homa and Jeffe, 1971).



شكل 3
آلية الانتقال لدي الكينزيين

Source: Mishkin, Frederic, 2004, The Economics of Money, Banking and Financial Market,7th ed., The Addison-Wesley,USA.P. 604.

من جانب آخر فإن الزيادة في عرض النقود وما تسببه من انخفاض في أسعار الفائدة مدعومين بارتفاع أسعار الأسهم سيترجمان وبطريقة غير مباشرة في شكل ارتفاع في حجم ثروة الوحدات الاقتصادية (أثر الثروة Wealth Effect) (Arnold, 2010, 163, 330) وهو ما سيكون له آثار إيجابية قوية على حجم الإنفاق الكلي (وخاصة الإنفاق الاستهلاكي) (انظر الشكل (4))، وبالتالي سيعمل ضمن الآلية السابقة على زيادة أسعار الأسهم، وهذا ما أكدته كثير من الدراسات التجريبية كأعمال (Hsing, 2011; Maysami and Koh, 2000; Kwon and Shin, 1999; Mukherjee and Naka, 1995) التي بينت وجود علاقة ارتباط إيجابية بين عوائد الأسهم النشاط الاقتصادي، وهو الذي يعبر عنه عادة في الدراسات التجريبية بالناتج المحلي الإجمالي (GDP) (Gan *et al*., 2006).



شكل 4

آلية انتقال عرض النقود

الشكل من إعداد الباحث بالاعتماد على:

Source: Gwartney, James D., *et al*, 2008, Macroeconomics: Private and Public Choice,13th ed.,South - Western, USA, P 307.

ب. التضخم

بالرغم من تعدد وجهات النظر حول مصادر التضخم وأسبابه، يبقى النمو في عرض النقود (التفسير النقدي) هو التفسير الأكثر شيوعا وقبولاً من قبل معظم الاقتصاديين وبمختلف مدارسهم وتوجهاتهم، فغالبية الاقتصاديون يوافقون على وجهة النظر القائلة بأن التضخم لا يمكن أن يستمر بشكل غير محدد بدون الزيادة في عرض النقود، مؤيدين بذلك مقولة زعيم النقوديين Friedman "أن التضخم هو دائما وفي كل مكان ظاهرة نقدية بحتة"، مؤكداً ضرورة إدراك أن التضخم لا يمكن أن يحدث بدون حدوث نمو في عرض النقود يتجاوز في معدلاته معدل نمو الإنتاج (McEachern, 2009, 354; Mankiw, 2010, 90).

إن الزيادة في المعروض النقدي وما يسببه من ارتفاع حجم الإنفاق الكلي ومن ثم الطلب الكلي، هو العامل الأكثر أساسية وأهمية في تسبيب التضخم. من هنا يمكن الدخول لعد التضخم أحد القنوات غير المباشرة التي يمكن أن يمارس من خلالها عرض النقود تأثيره في الأسواق المالية وأسعار الأسهم. فالزيادة في عرض النقود وما يسببه من ارتفاع معدلات التضخم ستنعكس في أسعار الأسهم (Gan *et al*, 2006). إلا أن آلية حصول ذلك قد شهدت جدلا واسعا بين كثير من الاقتصاديين والماليين؛ سواء في دراساتهم النظرية أو في بحوثهم التجريبية، ويمكن إدراج أهمها بالآتي (Tiryaki *et al.*, 2017):

1- التحوط تجاه التضخم

تستند حجة الاقتصاديين حول استخدام الأسهم بوصفها أداة للتحوط تجاه التضخم على الفكرة الأساسية لـ (Fisher,1930) والتي عرفت بأثر Fisher (Khan, 2016; Betty, 2017)، فقد حاول بعض الاقتصاديين أمثال (Peel and Pope, 1988, 1985; Firth, 1979; Nelson, 1979; Fama and Schwert,1977; Bodie,1976; Jaffe and Mandelker,1976) تعميم أثر Fisher الأصلي

ليشمل جميع الموجودات المتداولة في الأسواق المالية ومنها الأسهم[1] (Li, 2009, 30)، ووفق الصيغة التي اتخذت عند Firth الشكل الآتي :(Firth, 1979)

$$R_{mt} = \alpha + \beta_1 E(\pi_{at}/\phi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$R_{mt} = \alpha + \beta_1 E(\pi_{at}/\phi_{t-1}) + \beta_2 E(\pi_{ut}/\phi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

حيث إن:

R_{mt} : العائد الاسمي للأسهم في الفترة t

$E(\pi_{at}/\phi_{t-1})$: معدل التضخم المتوقع للفترة t والمستند على المعلومات المتوافرة عن الفترة t-1

$E(\pi_{ut}/\phi_{t-1})$: معدل التضخم غير المتوقع للفترة t والمستند على المعلومات المتوافرة عن الفترة t-1

وفقا للمعادلات السابقة فإن معدل العائد على الأسهم يرتبط بعلاقة إيجابية مع معدلات التضخم المتوقعة ومعدلاته غير المتوقعة، فعلى سبيل المثال عندما $\beta_1 = \beta_2 = 1$ فإن معدلات التضخم المتوقعة سوف تدمج دمجاً كاملاً في أسعارالأسهم الاسمية، ومن ثم فإن حاملي الأسهم سيعوضون وبصورة تامة عن معدلات التضخم المتوقعة تلك. من هنا يمكن للأسهم أن تصبح أداة فعالة للتحوط ضد التضخم، وهو ما يعني أن معدلات التضخم ستنعكس إيجابياً في عوائد الأسهم الاسمية ومن ثم في أسعارها الاسمية، فيظل ثبات أسعار الأسهم الحقيقية التي تتحدد بفعل عوامل حقيقية مستقلة عن معدلات التضخم (Afordofe, 2011, 19). إلا أن نتائج الدراسات التجريبية لـ (Singh*et al.,* 2011; AL-Shogeathri, 2011; Gultekin, 1983) لم تأت مؤيدة لفرضية Fisher. كما أكدت دراسة (Li, 2009) فشل الأسهم في إمكانية استخدامها بوصفها أداة للتحوط تجاه التضخم في المديين القصير والمتوسط في حين عدتها أداة جيدة لذلك في المدى الطويل.

وضمن نفس التأثير الإيجابي للتضخم في أسعار الأسهم، يشير (Leffler, 1951) إلى أن ارتفاع معدلات التضخم يمكن أن تعمل على رفع قيمة المخزون السلعي الذي تمتلكه الشركات الصناعية والتجارية مقارنة بسعر شرائه، فضلا عن كونها تحفز تلك الشركات إلى رفع أسعار

---

(1) هناك كثير من الدراسات قد تناولت طبيعة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وعوائد الأسهم بدلا من أسعار الأسهم، علماً بأن عوائد الأسهم تحسب ضمن الصيغة الآتية:

$$\text{معدل العائد على الأسهم} = \frac{\text{سعر السهم في بداية المدة} - \text{سعر السهم في نهاية المدة} + \text{التدفقات النقدية خلال المدة}}{\text{سعر السهم في بداية المدة}}$$

أو عائد الأسهم = التغير في سعر السهم المدة = التدفقات النقدية خلال المدة (مقسوم الأرباح)

وفي حالة استقرار التدفقات النقدية فإن عوائد الأسهم ستكون دالة مباشرة للتغيرات في أسعارها فتزداد بزيادتها وتنخفض بانخفاضها، من هنا يمكن ولأغراض التحليل استخدام أسعارالأسهم بديلاً عن عوائد الأسهم.

منتجاتها الجديدة في مقابل بقاء كثير من التزاماتها المالية (مثل الإيجارات وأقساط الفوائد) ثابتة أو بتخلف زمني، ويزيد هذا الأمر من حجم أرباحها ومن ثم التدفقات النقدية التي ستذهب إلى حاملي الأسهم معوضة بذلك انخفاض القوة الشرائية لدخولهم نتيجة التضخم، وهو ما يقود بالنهاية إلى ارتفاع أسعارالأسهم (Bulthaupt, 2004, 31).

فرضية Fama

تؤكد فرضية Fama – وضمن ما يعرف بالأثر البديل أو النائب – أن أسعار الأسهم تميل إلى أن تأخذ اتجاها مناقضا لحركة المستوى العام للأسعار (Fama,1981)، منطلقة في ذلك من العلاقة العكسية التي تربط معدلات التضخم بالمتغيرات الحقيقية كالإنفاق الرأسمالي والمعدل الحقيقي لعائد رأس المال والإنتاج[2]، والتي تمثل المحددات الأساسية لعوائد الأسهم وأسعارها، ولذا فإن ارتفاع معدلات التضخم ستنعكس سلبا على عوائد الأسهم، ومن ثم أسعارها (Li, 2009, 44; AL-Khazali and Pyun, 2004; Kaul, 1986). إلا أن (Tessaromatis and Triantafillou, 1991) أشارا إلى أن الجزء غير المتوقع من الزيادة في عرض النقود هو فقط ما سينعكس سلبيا على أسعار الأسهم. كما ينبغي عدم الابتعاد وبناء على (DeFina, 1991; Chen *et al*, 1986; Fama and Schwert, 1977) عن الفكرة القائلة بأن ارتفاع معدلات التضخم ربما ستولد ارتفاعا في التكاليف وبنسب تفوق نسب الزيادة في أسعار السلع، وهو الأمر الذي يسبب انخفاضاً في الأرباح ومن ثم انخفاضاً في أسعار الأسهم.

من جانب آخر وضمن نفس سياق العلاقة بين معدلات التضخم وأسعار الأسهم، فإن ارتفاع معدلات التضخم ربما ستدفع بالسلطات النقدية، وفي محاولة منها للحد من مستوياته، باتجاه اتباع سياسات نقدية انكماشية تهدف من خلالها التأثير في مجموعة من المتغيرات الاقتصادية يعد انخفاض عرض النقود احد أهمها، وهو ما يترتب عليه (كما أشير سابقا) تأثيرات سلبية غير مرغوبة في أسعار الأسهم (Pearce and Roley, 1984, 5).

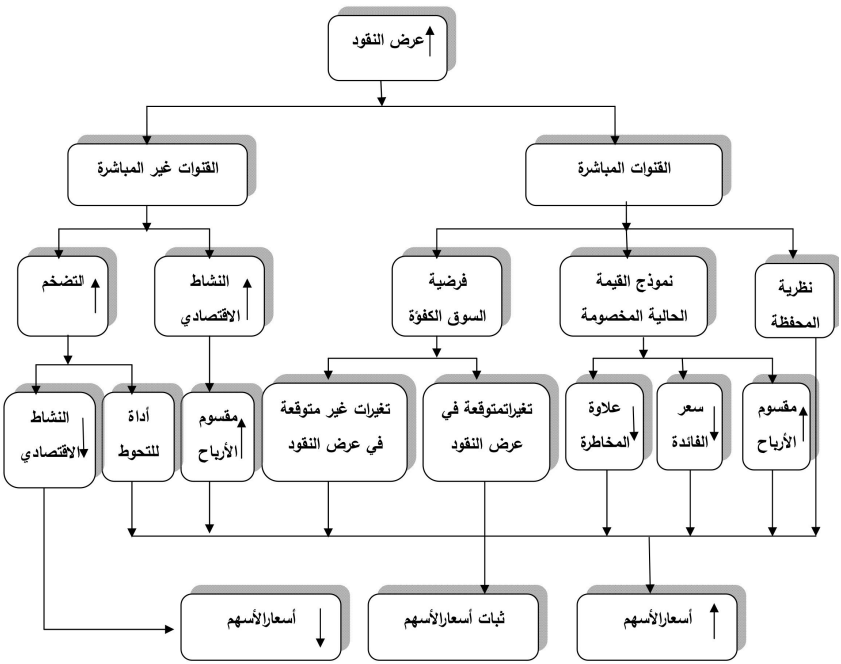
فضلا عن ذلك فإن ارتفاع أسعار الفائدة الناتجة عن ارتفاع معدلات التضخم (معادلة Fisher) ربما ستسبب ارتفاعا في عوائد الأوراق المالية ذات الاستحقاقات الثابتة ومن ثم انخفاض أسعارها، وهو الأمر الذي يجعلها أكثر جاذبية بالنسبة للمستثمرين، وهو ما يحفزهم إلى حيازتها على حساب الموجودات الأخرى المنافسة (كالأسهم)، فيزداد الطلب عليها وينخفض الطلب على الأسهم وتنخفض من ثم أسعارها (Thang, 2009, 16). كما يشير (Maysami *et al.,* 2004; Mukherjee and Naka,1995; Geske and Roll, 1983) إلى أن ارتفاع معدلات التضخم سترفع من مستويات عدم التأكد والمخاطرة، وهو ما يقود إلى زيادة علاوة المخاطرة ومن ثم معدل العائد المطلوب الذي

(2) ينبغي الإشارة هنا إلى أنه ليس دائما يكون تأثير التضخم سلبياً على المتغيرات الحقيقية ولكن يعتمد ذلك على مستويات التضخم فضلا عن متغيرات أخرى.

ينعكس سلبا على القيمة الحالية المخصومة للتدفقات النقدية المتوقعة للأسهم فتحدث انخفاضا في أسعارها (Maysami, Howe and Hamzah, 2004).

ولم تحسم الدراسات التجريبية الجدل وعدم التوافق القائم حول طبيعة الأثر الذي يمكن أن يمارسه التضخم وتقلبات معدلاته في أسعار الأسهم، فقد أخذت العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم ومن ثم أسعارها اتجاهاً سلبياً في بعض الدراسات كما في دراسات (Singh *et al.*, 2011; Gan *et al*, 2006; Maghayereh, 2003)، في حين أخذت اتجاهاً إيجابياً في دراسات أخرى (Shrestha and Subedi, 2016)، بينما لم تشخص دراسات أخرى أي علاقة معنوية بينهما. أما بعض الدراسات التجريبية التي تناولت تلك العلاقة فقد توصلت إلى وجود علاقة إيجابية بينهما في مدى معين وسلبية في مديات أخرى (AL-Khazali and Pyun, 2004; Boudoukh and Richardson,1993; Kaul,1987).

وبناء على كل ما تقدم يمكن إعادة صياغة آلية تأثير عرض النقود في أسعار الأسهم وبقنواته المتعددة من خلال الشكل التوضيحي(5) الآتي:



شكل 5

آلية تأثير عرض النقود في أسعارالأسهم

الشكل من إعداد الباحث بالاعتماد على ما تقدم.

وبالرغم من التأكيدات التي قدمتها الأفكار والمدارس الاقتصادية والمالية المتباينة حول وجود علاقة سببية بين عرض النقود وأسعار الأسهم. إلا أن الدراسات التجريبية التي حاولت إثبات ذلك لم تكن نتائجها لتتفق اتفاقاً كاملاً على طبيعة هذه العلاقة. ففي دراسة (Ibrahim, 1999) يشير إلى استجابة أسعارالأسهم لعرض النقد بالمعنى الواسع في المدى القصير وعدم استجابتها له في المدى الطويل، على عكس دراسات (Gowriah *et al.,* 2014; Ahmed, 2008; Keung *et al.,* 2006; Husain and Mahmood, 1999) الذين أشاروا إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين عرض النقود وأسعار الأسهم.

من جانب آخر يبين (Ibrahim and Yusoff, 2011) أن عرض النقود يمارس تأثيرا إيجابيا في أسعار الأسهم في المدى القصير، وتأثيراً سلبياً في المدى الطويل. أما (Mumo, 2017; Ogbulu and Uruakpa, 2011; Ratanapakorn and Sharma, 2007; Sulaiman *et al.,* 2000; Maysami and Koh, 2000; Sulaiman *et al.,* 2000; Kwon and Shin, 1999; Mukherjee and Naka,1995; Abdullah and Hayworth, 1993; Dhakal *et al.,* 1993) فيؤكدون وجود علاقة ايجابية بين عرض النقود (النمو النقدي) وأسعار الأسهم. وأشار (Dhakal *et al.*,1993) إلى إمكانية عرض النقود وتقلباته في المساهمة معنوياً وبصورة مباشرة في تغيرات أسعار الأسهم وبصورة غير مباشر عليها من خلال أسعار الفائدة والتضخم. كما بينت دراسة (Hussin *et al.,* 2012; Humpe and Macmillan, 2009) ارتباط عرض النقود بعلاقة عكسية مع أسعارالأسهم.

ثانيا: النموذج المستخدم (المنهجية القياسية المستخدمة)

بناء على ما تقدم، واستناداً إلى الطروحات النظرية والتجريبية المؤيدة بدراسات كثير من الاقتصاديين والماليين، ولإثبات فرضية البحث الأساسية، وبهدف صياغة تشخيص كمي لطبيعة الدور الذي يمكن أن تمارسه تقلبات عرض النقود في أسعار الأسهم، وبغية تقريب النموذج من الواقع بشكل أفضل وكونها تشترك معا في التأثير على أسعار الأسهم – فقد أضيفت مجموعة من العوامل والمحددات الاقتصادية إلى عرض النقود بوصفها متغيرات توضيحية (تفسيرية) ينعكس تأثيرها على المتغير المعتمد المتمثل بأسعار الأسهم، والتي اتخذت صيغها الدالية الشكل الآتي: (Asteriou and Hall, 2007, 310)

– في الأجل الطويل:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} B_i X_i + \mu_i$$

– في الأجل القصير:

$$\Delta Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} B_i X_i + \mu_i$$

حيث إن:

Y : المتغير التابع والذي يتمثل بأسعار الأسهم والمعبر عنه بالمؤشر العام للأسواق المالية المحلية.

$\sum X_i$: مصفوفة المتغيرات التوضيحية التي تحتوي على:

X_1 : عرض النقود بالمعنى الضيق (M1).

X_2 : عرض النقود بالمعنى الواسع (M2).

X_3 : معدلات التضخم (INF) والذي يعبر عنه بمعدل التغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك.

X_4 : الناتج المحلي الإجمالي (GDP) كمتغير معبر عن النمو الاقتصادي.

X_5 : سعر الفائدة (R) والذي يعبر عنه بسعر الفائدة على الودائع.

μ : حد الخطأ العشوائي.

مع اعتماد بلدان مجلس التعاون الخليجي (GCC) الستة[3] وأسواقها المالية أنموذجا للدراسة، ومن خلال استخدام معادلتين تضمنت المعادلة الأولى فضلا عن بعض المتغيرات الاقتصادية عرض النقود بالمعنى الضيق بوصفه متغيراً مستقلاً معبراً عن عرض النقود، في حين اعتمد عرض النقود بالمعنى الواسع بوصفه متغيراً مستقلاً معبراً عن عرض النقود في المعادلة الثانية. وبهدف التخلص من مشكلة انخفاض عدد المشاهدات وبالتالي تجاوز السلبيات الكبيرة التي يمكن أن تنشا عن ذلك، فضلا عن امتلاكها كثيراً من المميزات التي تنعكس بمجموعها إيجابيا على دقة وكفاءة نتائج تقديرات معلمات النموذج (Baltagi, 2005, 4-6; Gujarati, 2003, 37; Wooldridge, 2000, 13), فقد استخدم ما يعرف بأسلوب البيانات المزدوجة (Panel Data) لمتغيرات الدراسة وبقيمها السنوية ولجميع دول مجلس التعاون الخليجي (GCC) وللمدة (1999-2013) لكونها تمتلك اقتصاديات تتمتع بمستويات عالية من التجانس، ومن ثم الحصول على سلسلة زمنية مكونه من 90 مشاهدة ولجميع متغيرات الدراسة[4].

(3) سلطنة عمان، دولة قطر، دولة الكويت، مملكة البحرين، المملكة العربية السعودية، دولة الإمارات العربية المتحدة.

(4) لقد تم استخدام الأدوات القياسية المشار إليها لاحقا على البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة ولكل بلد من بلدان مجلس التعاون الخليجي على حدة، تبين ضعف وضآلة النتائج التي تم الحصول عليها في تفسير وتحليل أثر التقلبات في عرض النقود على أسعار الأسهم المعبر عنه بالمؤشر العام للأسواق المالية في بلدان مجلس التعاون الخليجي، فقد مارس عرض النقود بالمعنى الضيق تأثيرا إيجابيا معنويا متطابقا مع الأطر النظرية في مؤشر الأسواق المالية المحلية في كل من السعودية وقطر وعمان وتأثيرا سلبيا مناقضا لتلك الأطر النظرية في البحرين، فضلا عن فشله في التأثير في كل من الكويت والإمارات. =

كما أنه، وبغية تجنب النتائج المضللة الناتجة عن استخدام طرق الانحدار التقليدية في ظل عدم استقرارية السلاسل الزمنية التي تتميز بها معظم المتغيرات الاقتصادية، وبهدف الوصول إلى نتائج أكثر دقة وواقعية، والحصول على تحليل سليم ومنطقي لتأثير عرض النقود وتقلباته في أسعارالأسهم يمكن استخدامه في اتخاذ القرارات الصائبة،فقد اعتمدت الأدوات القياسية الآتية:

1. اختبار استقرارية أو سكون السلاسل الزمنية

تعد الاستقرارية شرطاً مهماً وأساسياً ينبغي توفره في السلاسل الزمنية عند استخدامها في تقدير واختبار العلاقات التي تربط بين المتغيرات الاقتصادية، لأن فقدانها أو عدم توافرها يعطي انحدارا زائفا لا يمكن الاعتماد على نتائجه في صياغة السياسات المستقبلية لعدها مضللة وغير واقعية.

وعلى ذلك فقد ابتكرت عدة اختبارات قياسية لتحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية كان أكثرها شيوعا في السنوات الأخيرة اختبارات جذر الوحدة، بعدها وسيلة تشخيص معيارية في تطبيقات تحليل السلاسل الزمنية، كما أنها توفر وسيلة تمكن من معرفة عدد الفروق اللازمة لتحويل السلسلة الزمنية غير المستقرة إلى سلسلة زمنية مستقرة وتحديد درجة تكاملها. فضلا عن كونها تساعد في تحديد الطريقة المناسبة لتحقيق استقرارية السلسلة. ونظرا لتفوق اختبار (Phillip and Perron,1988) (PP) على اختباري (Dickey and Fuller,1979) (DF) و(Augmented Dickey-Fuller,1981) (ADF) باستناده على تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة بطريقة مختلفة عن اختبار (DF) و(ADF)، ومن خلال استخدام طرائق إحصائية غير معلماتيه لتباين النموذج دون إضافة أية حدود للتباطؤ (Gujarati, 2003, 818,) لذلك يعد أكثر كفاءة من اختبار (DF) واختبار

= في حين فشل عرض النقود بمعناه الواسع في إثبات تأثيره المعنوي الإيجابي في مؤشر الأسواق المالية المحلية ولجميع بلدان العينة باستثناء السعودية. كما أنه وبتطبيق نموذج تصحيح الخطأ (ECM) تم التوصل إلى نتائج عكست العلاقات القصيرة الأجل بين متغيرات النماذج والتي توضح فشل عرض النقود بالمعنى الضيق في إثبات تأثيره المعنوي في مؤشر الأسواق المالية المحلية ولجميع دول مجلس التعاون الخليجي التي أثبت من خلال اختبار Johansen وجود تكامل مشترك بين عرض النقود بالمعنى الضيق ومؤشر الأسواق المالية المحلية. كما بينت النتائج فشل عرض النقود بالمعنى الواسع في إبراز تأثيره المعنوي قصير الأجل في المؤشر العام للأسواق المالية المحلية في السعودية التي أثبت اختبار Johansen وجود علاقة تكامل مشترك بينها. وربما يعود ذلك في جزء كبير منه إلى قصر السلاسل الزمنية المستخدمة في التقدير والتي لم تتجاوز الـ 16 مشاهدة في أقصاها مع احتمالية الانخفاض عند أخذ التخلفات الزمنية التي هي إحدى الآليات المستخدمة عند اعتماد تلك الأدوات القياسية، وهي أحد الأسباب الأخرى الذي دفعت إلى استخدام أسلوب البيانات المزدوجة (Panel Data).

(ADF)، فهو يعالج الارتباط الذاتي دون استخدام حدود التباطؤ ومن ثم عدم تخفيض درجات الحرية.

2. اختبار التكامل المشترك

يعبر التكامل المشترك (Cointegration) عن حالة تصاحب (Association) سلسلتين زمنيتين أو أكثر معا بحيث تلغي التقلبات في إحداهما تقلبات الأخرى، وبطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن، فهو بذلك يشير ضمنا إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج غير الساكنة (Husain and Mahmood, 1999). وفي ذلك يؤكد (Granger and Engle, 1981) إمكانية توليف مزيج خطي يتصف بالاستقرار بناءً على سلاسل زمنية غير مستقرة. ونظرا لتجاوزه جوانب القصور التي عانى منها اختبار Granger-Engle ذو الخطوتين، وتميزه بالدقة والكفاءة النسبية، فقد تم اعتماد اختبار (Johansen, 1988) المستند إلى مقدرات الإمكان الأعظم في اختبار وتقدير متجهات التكامل المشترك بين المتغيرات المكونة للمعادلات، ومن خلال اعتماد مؤشرين إحصائيين هما اختبار Trace Test (λ_{trace}) واختبار Maxi-Engen Statistic (λ_{max}) (Asteriou and Hall, 2007, 321).

3. تقدير العلاقات طويلة الأجل

وبغية تقدير علاقات الأجل الطويل بين متغيرات النموذج والناتجة من اختبار التكامل المشترك تم اعتماد طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وباستخدام نموذج (Hendry, 1988) الذي يتمثل في بناء نموذج عام من عدة متغيرات يتم إسقاط المتغيرات غير المعنوية منها للوصول إلى نموذج (خاص) يتضمن أفضل نتائج مقدرة.

4. نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

من إجل معرفة التباطؤ الزمني اللازم لإعادة تصحيح مسار الاختلالات التي يمكن أن تصيب العلاقات التوازنية لمتغيرات النموذج في الأجل القصير والوصول إلى حالة التوازن طويل الأجل المتحققة في ظل التكامل المشترك تم اعتماد نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، الذي يتم من خلاله إضافة فجوة زمنية متباطئة لحد تصحيح الخطأ[5] المقدرة من علاقة الأجل الطويل إلى معادلة الأجل القصير (Asteriou and Hall, 2007, 310).

(5) يعكس معامل حد الخطأ (α) سرعة التكيف أو التعديل من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، أي مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة انحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة، ويتوقع أن تكون قيمته سالبة ما دام أنه يشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة من الأجل القصير إلى الأجل الطويل.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_j X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j Y_{t-j} + \alpha \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\hat{u}_{t-1} = \hat{Y}_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \; X_{t-1}$$

5. اختبار السببية (Causality Test)

يعد اختبار السببية إحدى الاختبارات الإحصائية المستخدمة لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات النموذج، لأنها لا تتحرك دائما بالاتجاه نفسه لتحقيق حالة التوازن. ويعد اختبار Granger(1969) أحد أهم نماذج اختبار اتجاه العلاقة السببية، لكونه يتناغم مع السياسات الاقتصادية، كما يؤشر المقاييس الإحصائية المطلوبة لتحديد اتجاه العلاقة السببية، فضلا عن اعتماده على السلاسل الزمنية لتقدير معالم العلاقة (Gujarati, 2003, 696).

ولمعرفة اتجاه السببية بين المتغيرين X و Y تستخدم عادة المعادلتين الآتيتين:

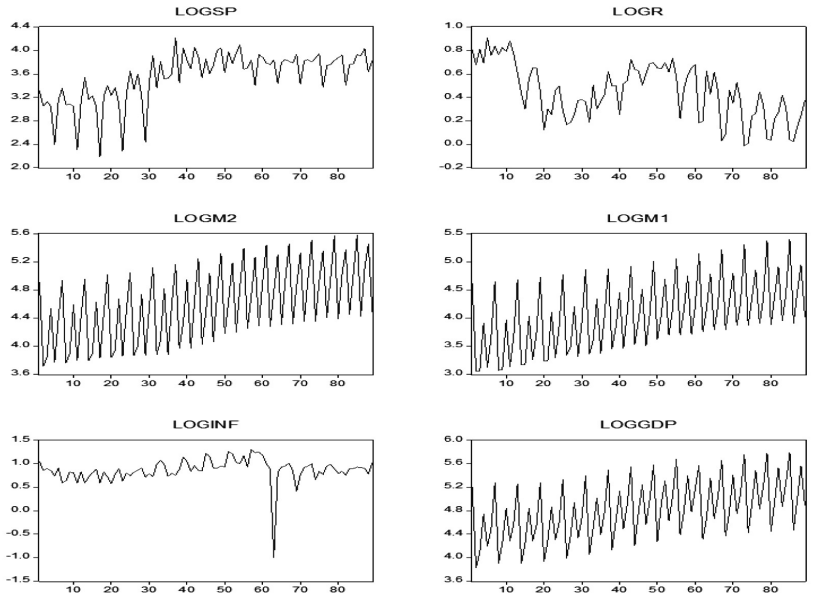
$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j Y_{t-j} + \mu_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j Y_{t-j} + \mu_{2t}$$

بافتراض عدم ترابط حدود الخطأ في المعادلتين.

ثالثا: تقدير وتحليل النتائج

عكست الرسوم البيانية التي أدرجت في الشكل (أ) والناتجة عن إسقاط بيانات السلاسل الزمنية عليها استقرارية السلاسل الزمنية ولجميع متغيرات النموذج، وللتأكد من صحة قراءة تلك الرسوم البيانية فقد اعتمد اختبار جذر الوحدة لـ (PP) (Phillip-Perron, 1988) الموضحة نتائجه في الجدول (1) والذي أكد صحة قراءة الرسوم البيانية.



الشكل (أ) الرسوم البيانية للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة لدول مجلس التعاون الخليجي

الشكل من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج (Eviews 5)

جدول 1

نتائج اختبار(PP) لبيانات السلاسل الزمنية مجلس التعاون الخليجي

دول مجلس التعاون الخليجي			
Variables	**Level**		
	None	**Intercept**	**Trend and Intercept**
LogS.P	−0.233	−4.958	−7.436
LogM1	−0.681	−10.33	−23.33
LogM2	−0.479	−10.31	−24.13
LogGDP	−0.421	−10.50	−19.83
LogINF	−1.194	−7.386	−7.481
LogR	−2.110	−4.013	−4.769
	Critical Values		
1% Level	−0.259	−3.506	−4.065
5% Level	−1.944	−2.894	−3.461
10%Level	−1.614	−2.584	−3.157

* الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج (Eviews 5).

ونظرا لاستقرارية كل السلاسل الزمنية عند مستوياتها فقد انتفت الحاجة إلى استخدام اختبارات التكامل المشترك، فعلاقة تقدير الانحدار للمتغيرات بمستواها الأولي لاتعد زائفة، وتعطي علاقة الأجل الطويل فقط (Asteriou and Hall, 2007, 321). وباستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) في تقدير العلاقات طويلة الأجل التي تربط المتغيرات التفسيرية وبقيمهم اللوغاريتمية المتمثلة بعرض النقود بمعنييه الضيق والواسع (LOGM1, LOGM2) والناتج المحلي الإجمالي، (LOGGDP) ومعدل التضخم (LOGINF)، وسعر الفائدة على الودائع (LOGR)، في المتغير المعتمد المتمثل بالمؤشر العام للأسواق المالية المحلية، تم الحصول على النتائج المدرجة في الجدولين (3)، (2) والتي تعكس ما يلي:

توضح المعادلة (1) التأثير الإيجابي المعنوي لعرض النقود بالمعنى الضيق (LOGM1) في المؤشر العام للأسواق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي (LOGSP) وبمعامل مرونة مقداره (0.291859)، والذي يعكس ارتفاع المؤشر العام للأسواق المالية بمعدل مقداره % 29.18 عند ارتفاع عرض النقود بالمعنى الضيق بمقدار 100%، وهو ما جاء متوافقا مع الأطر النظرية التي حددت تلك العلاقة. كما فسرت المتغيرات التوضيحية المتمثلة بعرض النقود بالمعنى الضيق (LOGM1)، ومعدلات التضخم (LOGINF) وأسعار الفائدة (LOGR)، ما قيمته 28.38% من التغيرات الحاصلة في المؤشر العام للأسواق المالية.

جدول 2
الأثر طويل الأجل لبعض المتغيرات الاقتصادية على أسعار الأسهم لدول مجلس التعاون الخليجي

Equation (1)

Dependent Variable: LOGSP
Method: Least Squares
Date: 11/30/15 Time: 17:58
Sample: 2001 2090
Included observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM1	0.291859	0.064824	4.502336	0.0000
LOGINF	0.292964	0.147799	1.982186	0.0507
LOGR	−0.31754*	0.170036	−1.86751	0.0652
C	2.255053	0.309649	7.282617	0.0000
R-squared	0.307985	Mean dependent var		3.553754
Adjusted R-squared	0.283845	S.D. dependent var		0.425770
S.E. of regression	0.360311	Akaike info criterion		0.839730
Sum squared reside	11.16489	Schwarz criterion		0.950833
Log likelihood	−33.78787	F-statistic		12.75827
Durbin-Watson stat	1.510929	Prob (F-statistic)		0.000001

تشير * إلى أنها معنوية عند مستوى 10%

الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج (Eviews 5).

جدول 3
الأثر طويل الأجل لبعض المتغيرات الاقتصادية على أسعار الأسهم لدول مجلس التعاون الخليجي

Equation (2)				
Dependent Variable: LOGSP				
Method: Least Squares				
Date: 11/30/15 Time: 17:58				
Sample: 2001 2090				
Included observations: 90				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2	0.338817	0.074580	4.543016	0.0000
LOGINF	0.29192*	0.147555	1.978443	0.0511
LOGR	−0.346571	0.167938	−2.06369	0.0421
C	1.898999	0.377468	5.030890	0.0000
R-squared	0.310373	Mean dependent var		3.553754
Adjusted R-squared	0.286316	S.D. dependent var		0.425770
S.E. of regression	0.359689	Akaike info criterion		0.836274
Sum squared resid	11.12637	Schwarz criterion		0.947377
Log likelihood	−33.63233	F-statistic		12.90170
Durbin-Watson stat	1.480271	Prob (F-statistic)		0.000000

تشير * إلى أنها معنوية عند مستوى 10%

الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج (Eviews 5).

- توضح المعادلة (1) التأثير الإيجابي المعنوي لعرض النقود بالمعنى الضيق (LOGM1) في المؤشر العام للأسواق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي (LOGSP)، وبمعامل مرونة مقداره (0.291859)، والذي يعكس ارتفاع المؤشر العام للأسواق المالية بمعدل مقداره 29.18% عند ارتفاع عرض النقود بالمعنى الضيق بمقدار 100%، وهو ما جاء متوافقا مع الأطر النظرية التي حددت تلك العلاقة. كما فسرت المتغيرات التوضيحية المتمثلة بعرض النقود بالمعنى الضيق (LOGM1)، ومعدلات التضخم (LOGINF)، وأسعار الفائدة (LOGR) ما قيمته 28.38% من التغيرات الحاصلة في المؤشر العام للأسواق المالية.
- توضح المعادلة (2) التأثير الإيجابي المعنوي لعرض النقود بالمعنى الواسع (LOGM2) في المؤشر العام للأسواق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي (LOGSP) وبمعامل مرونة مقداره (0.338817)، وهو بذلك يشير إلى التغير في عرض النقود بالمعنى الواسع (LOGM2) بمقدار 100% سيسبب تغيراً موازياً في المؤشر العام للأسواق المالية في بلدان مجلس التعاون الخليجي (LOGSP) بمقدار 33.88% متجاوزا بذلك تأثير عرض النقود بالمعنى الضيق (LOGM1) وهو ما يتناسب والمنطق الاقتصادي والحسابي، ذلك

أن الثاني هو جزء من الأول. كما فسرت المتغيرات التوضيحية المتمثلة بعرض النقود بالمعنى الواسع (LOGM2) ومعدلات التضخم (LOGINF) وأسعار الفائدة (LOGR) ما قيمته 28.63% من التغيرات الحاصلة في المؤشر العام للأسواق المالية.

- مارس معدل التضخم (LOGINF) تأثيراً إيجابيا معنوياً في المؤشر العام للأسواق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي (LOGSP). ولكلتا المعادلتين وبمعاملات مرونة متقاربة بلغت على التوالي (0.292964)، (0.29192)، وهو ما جاء متناغما مع الطروحات النظرية والتجريبية التي أصلت العلاقة بينهما، فارتفاع معدلات التضخم سيدفع بالوحدات الاقتصادية، وبهدف الحفاظ على القيم الحقيقية لأرصدتهم النقدية إلى محاولة تقليص ما يحتفظ منها من خلال استبدالها بالموجودات الحقيقية والمالية التي تعد الأوراق المالية أحدها، وهو الأمر الذي يقود إلى ارتفاع الطلب عليها ومن ثم ارتفاع أسعارها. كما أكدت المعادلتان التقديريتان الدور السلبي الذي تمارسه أسعار الفائدة على الودائع (LOGR) في المؤشر العام للأسواق المالية في دول مجلس التعاون الخليجي (LOGSP) وبمعاملات مرونة متقاربة بلغت في المعادلة الأولى والثانية ما مقداره (0.3175)، (0.3465)على التوالي، وهو بذلك لم يخرج عن المنطق الاقتصادي الذي يرى من أسعار الفائدة على الودائع بوصفها كلفة فرصة بديلة للاحتفاظ وشراء الأوراق المالية، فانخفاض أسعار الفائدة سينعكس في تخفيض كلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ، وشراء الأوراق المالية، ومن ثم يزيد من الطلب عليها فيرفع من أسعارها.

وبهدف التعرف إلى اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الداخلة في النموذج اعتمدت سببية Granger التي أعطى تطبيقها النتائج الموضحة في الجدول (4) والتي بينت وجود علاقة سببية وباتجاه واحد من المؤشر العام للأسواق المالية المحلية (LOGSP) إلى عرض النقود بمعنييه الضيق والواسع (LOGM2, LOGM1) وإلى الناتج المحلي الإجمالي (LOGGDP) وإلى سعر الفائدة على الودائع (LOGR).

جدول 4
نتائج اختبار سببية Granger بين متغيرات دول مجلس التعاون الخليجي

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/02/15 Time: 09:49
Sample: 1 - 90
Lags: 1

Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.34615	0.89734	89	LOGM1 does not Granger Cause LOGSP
2.2 E-07	31.7115		LOG SP does not Granger Cause LOGM1
0.27147	1.22497	89	LOGM2 does not Granger Cause LOGSP
2.1E-06	25.9228		LOG SP does not Granger Cause LOGM2

تابع / جدول 4
نتائج اختبار سببية Granger بين متغيرات دول مجلس التعاون الخليجي

0.31877	1.00563	89	LOGINF does not Granger Cause LOGSP
0.26561	1.25556		LOG SP does not Granger Cause LOGINF
0.36521	0.82866	89	LOGGDP does not Granger Cause LOGSP
1.1E-05	21.7807		LOGSP does not Granger Cause LOGGDP
0.20252	1.6494	89	LOGR does not Granger Cause LOGSP
0.02439	5.25018		LOGSP does not Granger Cause LOGR
0.50733	0.44327	89	LOGINF does not Granger Cause LOGM1
0.92112	0.00986		LOGM1 does not Granger Cause LOGINF
0.09818	2.79528	89	LOGGDP does not Granger Cause LOGM1
0.01016	6.90873		LOGM1 does not Granger Cause LOGGDP
0.27984	1.18274	89	LOGR does not Granger Cause LOGM1
0.01156	6.65856		LOGM1 does not Granger Cause LOGR
0.69716	0.15246	89	LOGINF does not Granger Cause LOGM2
0.96430	0.00201		LOGM2 does not Granger Cause LOGINF
0.09816	2.79564	89	LOGGDP does not Granger Cause LOGM2
0.09810	2.79659		LOGM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.38672	0.75690	89	LOGR does not Granger Cause LOGM2
0.01062	6.82236		LOGM2 does not Granger Cause LOGR
0.76220	0.09215	89	LOGGDP does not Granger Cause LOGINF
0.30971	1.04422		LOGINF does not Granger Cause LOGGDP
0.11641	2.51545	89	LOGR does not Granger Cause LOGINF
0.87355	0.02548		LOGINF does not Granger Cause LOGR
0.72889	0.12092	89	LOGR does not Granger Cause LOGGDP
0.00347	9.03743		LOGGDP does not Granger Cause LOGR

الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج (Eviews 5).

رابعا: الخاتمة

شكلت دراسة الآثار التي يمكن أن يتركها عرض النقد وتقلباته في أسعار الأسهم الهدف الرئيس الذي سعى البحث إلى تحقيقه، مستخدما الأسواق المالية لدول مجلس التعاون الخليجي وللفترة (1999-2013) كأنموذج لإثبات ذلك، متوسلا في ذلك بعد استعراض أهم الأطر النظرية التي اهتمت بتوضيح هذه الآثار بالأدوات القياسية الحديثة المتمثلة بتحليل التكامل المشترك، وتقنية نموذج تصحيح الخطأ وسببية Granger وعبر اللجوء إلى أسلوب البيانات المزدوجة، وتوحيد بيانات السلاسل الزمنية المنفرة لدول مجلس التعاون الخليجي بسلاسل بيانية، مدمجة لتلك الدول والحصول على سلاسل زمنية للمتغيرات الداخلة في النماذج القياسية تشمل كلاً منها 90 مشاهدة. وبتطبيق اختبار(Phillip and Perron, 1988)

(PP) الخاص باستقرارية السلاسل الزمنية اتضح أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلة في النماذج القياسية مستقرة عن مستوياتها، وهو ما نفى الحاجة إلى الاستمرار في إجراء الأدوات القياسية الأخرى، والولوج مباشرة إلى طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) لتقدير العلاقات طويل الأجل، والتي أكدت نتائجها قدرة عرض النقود، سواء بمعناه الضيق أو الواسع في التأثير الإيجابي في المؤشر العام للأسواق المالية بوصفها متغيراً معبراً عن أسعار الأسهم وبمعاملات مرونة لم تتجاوز الـ 0.30، وهو الأمر الذي يؤكد ضرورة الأخذ بنظر الاعتبار التغيرات الحاصلة في عرض النقود ومتابعة تقلباتها من قبل الوحدات الاقتصادية المتعاملة مع الأسواق المالية من أجل إجراء التكييفات الملائمة لتعظيم العوائد المستقبلية لمحافظهم، كما أن السلطات النقدية بعدها الجهة المسئولة عن إحداث مثل هذه التغيرات في عرض النقود يمكن أن تسهم وبفاعلية في التأثير على الأسواق المالية، ويمنحها هذا الأمر القدرة على القيام بدور مهم وإيجابي في تفعيل هذه الأسواق ودفعها باتجاه التطور. إلا أنه ومن جانب آخر يلاحظ عدم تجاوز إسهام عرض النقود، سواء بمعناه الضيق أو الواسع مضافاً إليه معدلات التضخم وأسعار الفائدة على الودائع في تفسير ما قيمته 29% من التغيرات الحاصلة في المؤشر العام للأسواق المالية المحلية لدول مجلس التعاون الخليجي، تاركة النسبة المكملة لتمام الـ100 إلى متغيرات أخرى غير داخلة في النموذج، والذي يتوقع أن تكون المتغيرات الخاصة بالسوق المالية التي تدعمها نظرية الثقة التي ترى من التغير في ثقة المستثمرين بمستقبل هذه الأسعار والعوائد ومقسوم الأرباح العامل الأساسي في حركة أسعار الأسهم. فأسعار الأسهم وفقا لهذه النظرية وما انبثق من تحليل فني تفسر من خلال العوامل المؤثرة من داخل السوق المالية والمرتبطة بنشاط المضاربين ارتباطاً أساسياً وتفترض بان أفضل وسيلة لتحديد التقلبات المستقبلية في أسعار الأسهم هو الركون إلى ملاحظة التقلبات السابقة لهذه الأسعار.

المراجع

- Abdelrahim,Sadeq. 1990. The Impact of Macroeconomic Factors on the Stock Prices: A CaseStudy of Kuwait, A Thesis submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of M. A. In Economics, *The University of Durham*.
- Abdullah, D. A. and Hayworth, S. C.. 1993. Macro Econometrics of Stock-Price Fluctuations. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(1):50-67.
- Abdulnasser, Hatemi. 2002. Money Supply and the Informational Efficiency of the Stock Market in Korea: Evidence from an Alternative Methodology, *Journal of Economic Integration*, 17(3): 517-526.

- Afordofe, Patrick. 2011. The impact of Selected Macroeconomic Variable on Resource Equity Prices on the Johannesburg Stock Exchange, Thesis for the Degree Master of Business Administration, *University ofPretoria*.
- Ahmad, Nawaz and Husain, Fazal. 2007. The Relation Between Stock Prices and Money Supply in Pakistan: An Investigation, *Journal of Independent Studies and Research (JISR)*, 5(2):30-32.
- Ahmed, S., 2008. Aggregate Economic Variables and Stock Markets in India, *International Research Journal of Finance and Economics*, (14): 141-164.
- Aiyu, Maryam Yusuf. 2015. impact of Macroeconomic variables on Stock returns in the Nigerian 2000-2012, Thesis for Master of Science in Economics, *Ahmedu Bello University*, Zaria, Nigeria.
- AL-Khazali, Osamah M., Pyun, Chong Soo. 2004. Stock Prices and Inflation: New Evidence from the Pacific-Basin Countries, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (22): 123-140.
- AL-Shoeathir, Mofleh AliMofleh. 2011. Macroeconomic Determinants of Stock Market Movements: Empirical Evidence from the Saudi Stock Market, A Dissertation, Thesis for the Degree Doctor of Philosophy Department of Economics, College of Art and Sciences, *Kansas StateUniversity*, Manhattan, Kansas.
- Arnold, A. Roger. 2010. *Macroeconomics*, 9th ed.,South - Western Cengage Learning,USA.
- Asteriou, Dimitrios and Hall, Stephen G. 2007. *Applied Econometrics*, Published By Palgrave Macmillan, China.
- Baltagi, Badi.2005. Economitric Analysis of Panel Data, 3ed, John Wiley and sons LTd, USA.
- Boudoukh J. and M. Richardson. 1993. Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective, *The American Economic Review*, 83(5):1346 - 1355.
- Cagan, Philips.1972. *The Cannels of Monetary Effects on Interest Rate, Columbia University Press*, New York.
- Cooper, Richard V. L. 1974. Efficient Capital Markets and the QuantityTheory of Money, *The Journal of Finance*,(29): 887-908.
- Darrat, A. F. 1990. Stock Returns, Money, and Fiscal Deficits. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(3): 387-398.
- Dhakal, D. Kandil, M. and Sharma, S. C. 1993. Causality between the

Money Supply and Share Prices: A VAR Investigation, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(3): 52-74.

- Fama, Eugene F. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, 25 (2): 383- 417.
- Fama, Eugene F. 1981. Stock Returns, Real Activity, Inflation,and Money, *The American Economic Review*, 71(4): 545 - 565.
- Firth, Michael. 1979. The Relationship Between Stock Market Returns and Rates of Inflation, *Journal of Finance*, 34(3): 743-749.
- Friedman, Milton.1965.The quantity Theory of Money: Restatement, in *Studies in the Quantity Theory of money*, ed. Milton Friedman, Chicago: University of Chicago Press: 3-21.
- Friedman, Milton, and Schwartz, Anna Jacobson. 1963. Money and Business Cycles, *Review of Economics and Statistics*,(45):32- 64
- Galbraith, James and William, Darity. 1994. *Macroeconomic*, Houghton Mifflin Company, USA.
- Gan, Christopher et al. 2006. Macroeconomic Variables and Stock Market Interaction: New Zealand Evidence, *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4):89-101.
- Gowriah, S, Seetanah, Boopen; John, Lamport Matlhew and Seetah Keshav. 2014. The Effects of Monetary and Fiscal Policies on the Stock Exchange: Evidence from an Island Economy, *The Business & Management Review*, 4 (4):321-332.
- Gujarati, Domard N. 2003. *Basic Econometrics*, 4th ed., Mc Graw Hill, USA.
- Gwartney, James D. et al. 2008. *Macroeconomics: Private and Puplic Choice*, 13th ed., South - Western Cengage Learning, USA.
- Habibullah, Muzfar Shah and Baharumshah, Ahmad Zubaidi. 1996. *International Economic Journal*, 10(2):121-130.
- Hendry, D.F. 1988. Econometric: *Modeling With Cointegrated Variable: An Overview*, Oxford Bulletin of Economic and Statistics,
- Homa, Kenneth and Jeffee, Dwight.1971.The Supply Money and Common Stock Prices, *The Journal Finance*, 16 (2):1045-1066.
- Hsing, Yu. 2011. Macroeconomic Variables and the Stock Market: TheCase of Lithuania, *The Review of Finance and Banking*. 3(1): 31-37.
- Hubbard, R.Glenn, Obrien, Anthony Trick and Rafferty, Matthew. 2012. *Macroeconomics*, Pearson Education, Inc, USA.

- Humpe, A. and Macmillan, P. 2009. Can Macroeconomic Variable Explain Long-Term Stock Market Movements? A Comparison of the U.S. and Japan, *Applied Financial Economics*, 19(2):111-119.
- Husain, Fazal and Mahmood, Tariq. 1999. Monetary Expansion and Stock-Returns in Pakistan, *The Pakistan Development Review*, 38(4):769 - 776.
- Hussin, Mohd Yahya Mohd, Muhammad, Fidlizan, Abu, Mohd Fauzi and Awang, Salwah Amirah. 2012. Macroeconomic Variables and Malaysian Islamic Stock Market: A Time Series Analysis, *Journal of Business Studies Quarterly*, 3(4):1-13.
- Ibrahim Mansor H. and Yusoff, Wan Sulaiman Wan. 2001. Macroeconomic Variables, Exchange Rate and Stock Prices: A Malaysian Perspective, *Journal of Economics Management*, 9(2): 141-163.
- Inyiama, Oliver Ike and Helen, Ugah. 2015. Evaluation 0f the relationships between financial ratios and share price movements in Nigeria oil and gas (2002-2014), International Journal of Technical Research and Applications, 4(3), 2320-8163.
- Ioannidis, Christos and Kontonikas, Alexandros. 2006. Monetary Policyand the Stock Market: Some International Evidence, University of Bath, *UK working Paper*, Septemper, 1- 45.
- Jepkemei, Betty. 2017. the hmpact of inflation on stock market liquidity: A case of Nairobi Securities Exchange, *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 5(1): 319-350.
- Johnson, Eder, Fernandes, Marcus and Pereira, H.B.B. 2017. Econophysics: Past and present, *Physica*, 47(3):251-261.
- KAUL, Gautam. 1986. Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector, *Journal of Financial Economics*, 18(2):253-276.
- Khan,Mula Nazar. 2016. Impact of Inflation on Stock Prices in Pakistan, *International Journal of Commerce, Business and Management*, 5(2):355-365.
- Kibria,Umar et al. 2014. The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns: A Case of Pakistan, *Research Journal of Management Sciences*, 3(8): 1-7.
- Kotha, Kiran Kumar and Sahu, Bhawna. 2016. Macroeconomic Factors and the Indian Stock Market: Exploring Long and Short Run Relationships, *International Journal of Economics and Financial*, 6(3): 1081-1091.
- Léon, K. N. 2008. The Effects of Interest Rates Volatility on Stock Returns and Volatility: Evidence from Korea. International Research, *Journal of Finance and Economics*, 14:285-290.

- Li, Lifang. 2009. Monetary Policy, Inflation and Stock Returns Evidence from the United Kingdom, Thesis for the Degree Doctor Philosophy, Department of Economics and Finance, *University of Durham*.
- Maghayereh, Aktham. 2003. Causal Relations among Stock Prices and Macroeconomic Variables in the Small, Open Economy of Jordan, *Economic and Administration*, 17(2):3-12.
- Mankiw, N. Gregory. 2012. Principles of Macroeconomics, 6thed, South - Western, USA.
- Mankiw, N., Gregory. 2010. *Macroeconomics*, 7th ed., Worth Publishers, New Work, USA.
- Maskay, Biniv. 2007. Analyzing the Effect of Change in Money Supply on Stock Prices, *The Park Place Economist*, 15:72-79.
- Maysami, Ramin Cooper, Howe, Lee Chuin, and Hamzah, Mohama Atkin, 2004, Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapores All-S Sector Indices, *Journal Pengurusan*, 24:47-77.
- McEachern,William A. 2009. *Macroeconomics: A Contemporar Introduction*, 8th ed., South - Western, USA.
- Mishkin, Frederic. 2004. *The Economics of Money, Banking and Financial Market*, 7th ed., The Addison-Wesley, USA.
- Monnet, Cyril and Weber Warren E. 2001. Money and Interest Rate, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 25(4):2-13.
- Mumo, Muinde Patrick. 2017. Effects of Macroeconomic Volatility on Stock Prices in Kenya: A Cointegration Evidence from the Nairobi Securities Exchange (NSE), *International Journal of Economics and Finance*, 9(2):1-14.
- Ogbulu, Onyemachi Maxwell and Uruakpa, Peter Chinyere. 2011. Monetary Policy and Stock Prices in Nigeria: A Cointegration and Error Correction Approach, ABSU, *Journal of Arts, Management, Education, Law and Social Sciences*, 1(1):60-85.
- Okpara, Godwin chigozie. 2010. Monetary Policy and Stock Market Re-turns": Evidence from Nigeria, *Journal International Economic*, 1(1):13-21.
- Pearce Douglas K. and, Roley, V. Vance. 1984. Stock Prices and Economic News, National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, (1296), Cambridge, USA.
- Rozeff, S. Michael. 1974. Money and Stock Prices: Market efficiency and The Lag in Effect of monetary Policy, *Journal of Financial Economics*, (1): 245-302.

- Samontaray, Durga Prasad, Nugali, Sultan and Sasidhar, Bokkasam. 2014. A Study of the Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market: Saudi Perspective, *International Journal of Financial Research*, 5(4);120-127.
- Shapiro, Adward.1974. *Macroeconomic Analysis*, 3rd ed., Harcourt Brace Jovanovich Inc, New Work.
- Shrestha, Prakash Kumar and Subedi, Biggyan Raj. 2014. Determinants of Stock Market Performance in Nepal, *NRB Economic Review*, 26(2):25-40.
- Sims, C. 1980. Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48: 1-48.
- Singh, Tarika, Seema Mehta and Varsha, M. S. 2011. Macroeconomic factors and Stock Returns: Evidence from Taiwan, *Journal ofEconomics and International Finance*, 2(4):217-227.
- Sladanli, Arif, Aydin, Mucahit and Bektas, Hakan. 2017. The Determinants of Stock Prices: Evidence from the Turkish Banking Sector, *Theoretical and Applied Economics*, 24(1): 181-188.
- Tessaromatis, N. P. and Triantafillou, P. E. 1991. Money Supply Announcements and Stock Prices: The UK Evidence, *Journal of Finance* 41(4): 408-419.
- Thang, Foo Zor. 2009. Impact of Interest Rate and Exchange Rate on the Stock Market Index in Malaysia: Cointecration Analysis, Thesisfor the Degree Master of Business Administration, *University Sains Malaysia*.
- Tiryaki, Ahmet, Erdogan, Levent and Ceylan, Resat. 2017. the causal relationship between selected domestic and international macroeconomic variables and the stock returns in Turkey, *Anadolu International Conference in Economics*, 11(13):1-23.
- Wooldridge, Jeffery M. 2000. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South- Western College Publishing, USA.
- Yinxia, Guo. 2006. The Efficiency of the Chinese Stock Market with Respect to Monetary Policy, Thesis for Master Programmer in Finance, School of Economics and Management, *Lund university*.

ABSTRACT

Impact of Money Supply Fluctuations on Stock Prices: A Model for Financial Markets in Gulf Cooperative Council (GCC) States

Bashar A. Aliraqi
University of Mosul

The aim of this study is to examine the impact of money supply fluctuations on stock prices. The study reviews the major theoretical frameworks that deal with their impact mechanisms and channels. The study employs cointegration analysis for evaluating the long run relationships among study variables, Error correction model for measuring the short run dynamic relationships, and Granger causality for determine the direction of causality between the variables in Arabian Gulf countries for the period (1999-2013). The purpose is to take necessary measures to restrict negative effects and enhance positive ones, and to obtain information that may help decision makers and investors reach the appropriate equilibrium for maximizing future returns of their portfolios. The results revealed a statistically significant effect of Money Supply Fluctuations as an indicator of Stock Prices during the period under study, though it was not very strong.

بشار أحمد العراقي (دكتوراه في الاقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الموصل عام 2005) رئيس قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الموصل، له اهتمامات بحثية في النظرية النقدية والسياسات، والدولرة، وأسعار الأسهم، وقياس القوة الاقتصادية للدولة، وأسعار الذهب العالمية، والنظام النقدي الدولي، والاستثمار الأجنبي المباشر. bashar_a92@yahoo.com