

دور معنويات المستثمرين في تسعير الأصول الرأسمالية في الأسواق الناشئة في فترات الأزمات المالية: دراسة تطبيقية على السوق المصرية باستخدام أسلوب الانحدار الفازي

د. هشام عبد المجيد عبد الله
مدرس - قسم الإحصاء والرياضة والتأمين

د. نسمة أحمد حشمت
أستاذ مساعد - قسم إدارة الأعمال

جامعة أسيوط
جمهورية مصر العربية

الملخص

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف على دور معنويات المستثمرين في تسعير الأصول المالية في الأسواق الناشئة، وتحليل هذا الدور خلال الأزمات المالية، وكيف يمكن لهذا المتغير أن يقوم بتحسين وتعديل وتطوير النماذج المعروفة في تسعير الأصول الرأسمالية، مثل نموذج «فاما» و«فرنش» *Fama-French Model*، باستخدام نماذج تحليل حديثة؛ حيث استخدمت الدراسة تحليل الانحدار الفازي. وللوقوف على هذا الدور في سوق المال المصري تمثلت فترة الدراسة في الفترة من يناير 2007 وحتى ديسمبر 2015 لتشمل أزماتي 2008 و2011، وتم تقسيم البيانات إلى خمس فترات، الأولى قبل أزمة عام 2008، والثانية خلال الأزمة المالية 2008، والثالثة من 2009 إلى 2010، والرابعة أثناء الاضطرابات المالية لسنة 2011، والخامسة بعد 2011، وحتى نهاية 2015، وتستخدم الدراسة المنهجيات المقترحة في أدبيات المالية السلوكية لبناء مؤشر معنويات المستثمر لفترة الدراسة. وقد توصلت الدراسة إلى أهمية معنويات المستثمرين في تسعير الأصول المالية في كل فترات الدراسة حتى في خلال الأزمات المالية.

الكلمات المفتاحية: نموذج «فاما-فرنش»، معنويات المستثمرين، المالية السلوكية، تسعير الأصول الرأسمالية، الانحدار الفازي.

المقدمة

تقوم النظريات المالية التقليدية على فرضية أساسية، وهي أن المستثمرين عقلانيون يتخذون القرارات الاستثمارية بطريقة رشيدة تزيد من ثروتهم المالية، لكن في العقدين الأخيرين نشب جدل في الأوساط الأكاديمية حول صحة هذه الفرضية، خاصة مع الأزمات المالية والتقلبات العنيفة في الأسعار وعدم قدرة هذه النظريات على تفسير ما يعرف بالحالات الشاذة *Anomalies*؛ حيث تتجاهل النظريات التقليدية في التمويل تأثير معنويات المستثمرين *Sentiment Investors* على تسعير الأصول. ومع ظهور النظرية السلوكية في التمويل، أشارت الدراسات إلى أنه يمكن تقسيم المستثمرين إلى نوعين، هما المؤسسات والأفراد، وفي حين تتميز المؤسسات الاستثمارية بالقدرة على الحصول على المعلومات والقدرة على تحليلها، وبالتالي اتخاذ القرارات بطريقة رشيدة، فإنه في المقابل يقوم المستثمرون الأفراد بالاستثمار في الأسواق المالية وهم لا يمتلكون المعلومات الكافية *Uninformed Investors* وفي بعض الأحيان لا يمتلكون معلومات على الإطلاق، كما إنهم يفتقدون القدرة على تحليل المعلومات المتوافرة في السوق بكفاءة، وبذلك فإن قراراتهم غالباً ما تكون غير رشيدة وتعاني من التحيزات النفسية والتأثر بالحالة المعنوية، وقد أطلق عليهم العديد من الباحثين «المتداولون المزعجون» (Noise Traders DeLong, 2005)، ولكن لا يزال هناك جدل واسع بين رواد النظريات التقليدية والنظريات السلوكية، حيث يعتقد رواد النظريات التقليدية أن سلوك المستثمرين الأفراد غير

* تم استلام البحث في يونيو 2019، وقبل للنشر في يوليو 2019، وتم نشره في ديسمبر 2019.

الرشيد هو سلوك عشوائي غير مترابط يلغي بعضه بعضًا، وأن المستثمرين العقلانيين يمكنهم عن طريق المراجعة أن يلغوا تأثير الأسعار بالتغير في الطلب نتيجة الحالة المعنوية للمستثمرين حتى مع وجود المتداولين المزعجين في الأسواق. ويؤكد رواد النظريات السلوكية على أن الأسعار في الأسواق تتحدد وفقًا للتفاعل بين المستثمرين غير العقلانيين Irrational Investors والمراجحين العقلانيين Rational Arbitrageurs. وبناءً على ذلك، فإن قرارات المستثمرين غير العقلانيين المبينة على حالاتهم المعنوية تعتبر عاملاً مؤثرًا في حركة الأسعار، وقد لا يكون للمراجعة القدرة على امتصاص تأثيره. (Shleifer and Summers, 1990). كما أشار (Kling and Gao, 2008) إلى تأثير معنويات المستثمرين سواء أكانوا أفرادًا أم مؤسسات على عائد الأسهم، وبذلك فإنه من الأهمية بمكان دراسة معنويات المستثمرين وأثرها على الأسواق المالية.

ويمكن تعريف معنويات المستثمرين على أنها: توقعات واتجاهات ومشاعر المستثمرين حول ظروف السوق، حيث تنعكس هذه التوقعات والمشاعر على قراراتهم للتداول، وبذلك فإنه يمكن استخدامها في التنبؤ بعوائد الأسهم. وفي الآونة الأخيرة أصبحت معنويات المستثمرين موضع تركيز الدراسات المالية لتسعير الأصول الرأسمالية كما في دراسة (Fisher & Statman, 2003)، ودراسة (Baker & Wurgler, 2006)، حيث تناول بعض الباحثين دراسة أثر المعنويات في أسواق الأسهم الناشئة، مثل سوق الأسهم المصرية. (Nora Abdelhameed, 2012).

ويعتبر السوق المصري أحد الأسواق التي يمكن من خلالها دراسة دور معنويات المستثمرين خلال الأزمات المالية، حيث تعرضت البورصة المصرية لأزميتين في خلال فترة وجيزة من الزمن، الأولى هي الأزمة المالية العالمية عام 2008، والثانية حدثت عام 2011 نتيجة للثورة المصرية؛ حيث تراجع مؤشر EGX30 خلال الأزمة بشكل كبير، وأغلق المؤشر في نهاية عام 2008 بتراجع قدره 42% منذ بداية الأزمة، ونحو 56% في نهاية عام 2007 (التقرير السنوي للبورصة المصرية، 2008)، كما تضررت البورصة المصرية بشكل كبير خلال ثورة يناير 2011، وتراجع مؤشر EGX 30 بنسبة 16% خلال جلستي التداول في 26 و 27 يناير 2011، كما انخفض كل من مؤشري EGX 70، وEGX 100 بنحو 24% و22% على التوالي خلال هاتين الجلستين فقط. وبناءً على ذلك، فقد تم اتخاذ قرار بتعليق التداول في البورصة حتى يستقر الوضع. وحتى بعد استئناف التداول في 23 مارس عام 2011 بعد إغلاقه لمدة ثمانية أسابيع، شهدت البورصة انخفاضًا حادًا خلال الجلستين الأوليين بعد استئناف التداول (التقرير السنوي للبورصة المصرية، 2011).

وتقوم هذه الدراسة ببحث وتحليل دور معنويات المستثمر في تسعير الأصول الرأسمالية خلال الأزمات في السوق المصرية. لذلك اعتمدت الدراسة على عينة من البيانات في فترات زمنية تمثل أزمتي 2008، و2011، وفترات أخرى قبل الأزميتين وبعدهما، وبشكل أدق هي الفترات قبل الأزمة المالية العالمية في 2008، وخلال أزمة عام 2008، وبعدها الأزمة العالمية 2008 حتى 2011، وخلال فترة أزمة 2011، ثم بعد عام 2011 حتى عام 2015.

مشكلة الدراسة

تتلور مشكلة هذه الدراسة في الإجابة عن السؤال التالي:

هل يمكن لمعنويات المستثمرين أن تؤثر على عوائد الأسهم في السوق المصري، وهل يستمر هذا الأثر في فترات الأزمات المالية؟

هدف الدراسة

يمكن صياغة أهداف الدراسة فيما يلي:

- قياس معنويات المستثمرين في السوق المصرية.
- دراسة تأثير معنويات المستثمرين على تسعير الأصول المالية في السوق المصري.
- تحليل أثر معنويات المستثمرين على عائد السهم خلال الأزمات المالية.

أهمية الدراسة

لدراسة أهمية علمية تتمثل في كونها تتناول موضوعًا حيويًا هو تطوير نموذج تسعير الأصول الرأسمالية التقليدي، وذلك بإضافة متغير جديد هو معنويات المستثمرين، حيث يعد موضوع معنويات المستثمرين من الموضوعات الحديثة نسبيًا على الصعيد البحثي في الدراسات العربية. كما إن استخدام الأساليب الإحصائية الحديثة- مثل الانحدار الفازي- يساهم في تأكيد كفاءة النموذج المقترح. ومن هنا فإن للدراسة أهمية علمية من خلال ما ستقدمه للباحثين من إضافة حول مفهوم معنويات المستثمرين ودوره في تسعير الأصول المالية وتحليل هذا الدور في الأزمات المالية. وعلى الجانب التطبيقي فالدراسة تفيد المستثمرين في الأسواق المالية في فهم المتغيرات المؤثرة في عوائد الأسهم، مما يمكنهم من تكوين محافظ استثمارية تحقق أعلى عوائد ممكنة.

الإطار النظري والدراسات السابقة

يُنظر إلى نموذج تسعير الأصول المالية التقليدي (CAPM) الذي اقترحه (Sharpe, 1964)، (Lintner, 1965)، (Mossin, 1966) على أنه أحد أهم المساهمات لفهم لحركة أسعار الأسهم على مدى السنوات الخمسين الماضية، حيث يتم تحديد عوائد الأسهم من خلال مخاطر السوق، كما قدم (Fama and French (1993) بعض العوامل الأخرى المؤثرة في عوائد الأسهم مثل: عامل الحجم size factor وعامل القيمة (The Book-to-Market (B/M)، حيث أكدوا أن أسهم الشركات صغيرة الحجم S تحقق عوائد أعلى من الشركات كبيرة الحجم B، أو ما يعرف بـ (SMB) Small Minus Big، ويرجع ذلك إلى أن المتغيرات غير المعروفة تنتج مخاطر غير قابلة للتنوع لم يتم تحديدها من قبل عائدات السوق، ويتم تسعيرها بشكل منفصل عن بيتا السوق. العامل الثاني هو عامل القيمة. ويعرف بعلاوة القيمة، ويحسب على أنه الفرق في العوائد بين الشركات ذات نسبة B/M العالية مقابل المنخفضة، ويشار إليه بنسبة (High Minus Low - HML). ووفقًا لما وصل إليه (Fama and French, 1992)، فإن الأسهم ذات النسب الأعلى في القيمة الدفترية إلى السوقية تحقق عائدًا أعلى من الأسهم المنخفضة النسبة. لكن في الآونة الأخيرة، ظهرت دراسات عديدة تؤكد على ارتباط عائد الأصول بصورة معنوية بعوامل مخاطرة، غير العوامل التي تقدمها النماذج التقليدية، كما تؤكد على عدم قدرة نماذج التسعير التقليدية على تفسير بعض سلوكيات السوق الشاذة التي تعرف بـ Anomalies. وفي الوقت الذي تعتمد فيه النماذج التقليدية على رشد المستثمرين في اتخاذ القرارات لتعظيم ثرواتهم مثل (Fama, 1970; Lintner, 1965; Merton, 1973; Ross, 1976)، فإن الدراسات الحديثة في التمويل السلوكي ترى عكس ذلك، فعلى سبيل المثال أكد (Summers and Shleifer, 1990) على فرضية عدم كفاءة السوق، فليس كل المستثمرين يتمتعون بالرشد والعقلانية، فهناك من المستثمرين من يعاني من تأثير حالتهم المعنوية على قراراتهم المتعلقة باختيار الأصول الخطرة Demand of Risky Assets.

ويعتبر (De Long et al., 1990) أول من أشار إلى مفهوم معنويات المستثمرين، وذلك عندما حاول دراسة تأثير المتداولين المزعجين على أسعار الأسهم، ثم حاول عدد من الباحثين بعد ذلك تقديم تعريف واضح للمقصود بمعنويات المستثمرين، فعلى سبيل المثال عرّف (Ho and Hung, 2009) معنويات المستثمرين على أنها حالة تعكس قناعاتهم عن حالة السوق الحالية وتوقعاتهم عن حالته المستقبلية، فيما عرف (Ling et al., 2010) معنويات المستثمرين بأنها المكونات غير العقلانية في توقعات المستثمرين. وأكد (De Long et al., 1990) على أثر التغير في معنويات المستثمرين على متوسط العوائد المحققة، حيث إن تباؤل المستثمرين يضغط على الأسعار في الاتجاه الصاعد Bullish، وتشاؤمهم يضغط على الأسعار باتجاه الهبوط Bearish.

والجزء التالي في الدراسات السابقة ينقسم إلى ثلاثة أقسام:

القسم الأول: يتناول أهم الطرق المستخدمة في قياس معنويات المستثمرين.

القسم الثاني: يتناول أثر معنويات المستثمرين على عوائد الأسهم.

القسم الثالث: يتناول معنويات المستثمرين والأزمات المالية.

قياس معنويات السوق

تشير الدراسات السابقة إلى العديد من طرق قياس معنويات المستثمرين، وقد تباينت هذه الدراسات في الأساليب المستخدمة في قياس معنويات المستثمرين، ولم يتم الاتفاق على طريقة محددة للقياس، ولكن بمراجعة الدراسات السابقة، فإنه يمكن تقسيم هذه الطرق إلى مقاييس مباشرة ومقاييس غير مباشرة؛ حيث تعتمد المقاييس المباشرة على قوائم الاستقصاء التي تستقصي المستثمرين بشكل مباشر عن حالتهم المعنوية، في حين تعتمد المقاييس غير المباشرة على المتغيرات الموضوعية التي تشير ضمناً إلى الحالة المعنوية للمستثمرين.

وتتضمن المقاييس المباشرة مؤشر ثقة المستهلكين الذي يستخدم بشكل واسع من قبل المستثمرين والباحثين؛ حيث يقدم صورة عن درجة تفاؤل المستهلكين عن الحالة الاقتصادية، وبالتالي حالة سوق المال، كما يمكنه التنبؤ بسلوكيات سوق المال، ومن أهم الدراسات التي استخدمت ثقة المستهلكين كمقياس لمعنويات المستثمرين دراسة (Charoenrook, 2003)، ودراسة (Schmeling, 2009)، ودراسة (Oprea & Brad, 2014). كما أكد على أهمية هذا المقياس (Qiu & Welch, 2004)، حيث قارنا بين استخدام ثقة المستهلكين ومعدل الخصم للصناديق المغلقة (Closed-End Fund Discount - CEFD) كمقياس لمعنويات المستثمرين مع بيانات مسحية مباشرة لمعنوياتهم. وتوصلت الدراسة إلى أن استخدام معدل الخصم للصناديق المغلقة يُعد مقياساً خاطئاً لمعنويات المستثمرين، وأن ثقة المستهلك فقط يمكن الاعتماد عليها كمقياس لمعنويات المستثمرين؛ وذلك لترابطها معه.

وهناك عدد من الدراسات التي استخدمت عائد التوزيعات، حيث أشار (Baker & Wurgler, 2006) إلى وجود علاقة عكسية بين علاوة التوزيعات ومعنويات المستثمرين، ويعود ذلك إلى تعريف (Baker & Wurgler, 2006) لمعنويات المستثمرين، حيث عرفها بأنها الميل إلى المضاربة (The Propensity to Speculate)، وبناءً على ذلك التعريف فإن المستثمرين الذين لا يفضلون المضاربة يميلون إلى شراء الأسهم التي تتسم بتاريخ مستقر في الأرباح والتوزيعات، ويرجع ذلك الاختيار ليس فقط لما تحققه هذه الأسهم من أرباح وتوزيعات، وإنما لأن هذه الأسهم تعتبر من وجهة نظرهم أسهم آمنة. وبالتالي فإنها غالباً ما تكون أقل عرضة للمضاربة.

كما إن بعض الدراسات اعتمدت على السيولة كمقياس لمعنويات المستثمرين؛ حيث أكد (Baker & Stein, 2004) و(Baker and Wurgler, 2006) أن المستثمرين غير العقلانيين غالباً ما يُقبلون على الاستثمار عندما يكونون متفائلين؛ مما يؤدي إلى ارتفاع السيولة، ويقللون من استثماراتهم عند شعورهم بالتشاؤم من حالة السوق، مما يخفض السيولة. وحيث إنه من المعلوم أن ارتفاع السيولة يؤدي إلى ارتفاع الأسعار وانخفاض العائد، فإنه يمكن استنتاج وجود علاقة عكسية بين معنويات المستثمرين والعائد، فالمعنويات الموجبة المتفائلة ترتبط بشكل سلبي بعائد الأسهم.

وهناك بعض الدراسات استخدمت بشكل أقل مجموعة أخرى من المتغيرات، مثل كمية الإصدارات الجديدة وعائدها في اليوم الأول والتداول الداخلي لقياس معنويات المستثمرين (Baker & Wurgler, 2006).

فيما قامت بعض الدراسات باستخدام مؤشر لقياس معنويات المستثمرين يتم تكوينه من عدد من المتغيرات، فعلى سبيل المثال عندما درس (Abdelhameed, 2012) معنويات المستثمرين في السوق المصري، توصل إلى مؤشر مكون من معدل خصم الصناديق المغلقة، ومعدل دوران السوق والتداول والتجزئة (Retail Trades)، وكمية الإصدارات الجديدة، والقابلية للمخاطرة.

معنويات المستثمرين وعائد الأسهم

يعتبر (De Long et al., 1990) أول من أشار إلى مفهوم معنويات المستثمرين وإلى أثر التغير في معنويات المستثمرين على متوسط العوائد المحققة، حيث أكد على أن تفاؤل المستثمرين (المعنويات الموجبة) يضغط على الأسعار في الاتجاه الصاعد (Bullish)، في حين أن تشاؤم المستثمرين (المعنويات السالبة) يضغط على الأسعار باتجاه الهبوط (Bearish).

فيما أوضح (Brown & Cliff, 2005) أن تأثير معنويات المستثمرين على عائد السوق من الممكن أن يرجع إلى سببين رئيسيين. السبب الأول هو العوائق التي تعوق عملية المراوحة (Arbitrage)؛ حيث إنه في كثير من الحالات تتردد العديد من

المؤسسات الاستثمارية في القيام بعملية المراجعة، بسبب الخوف من المخاطر العالية، ومن ثم فإن عدم القيام بعملية المراجعة يعني عدم الضغط على الأسعار للعودة إلى وضع التوازن بعد خروجها عنه في فترات التناؤم أو في فترات التناؤم للمستثمرين الأفراد. والسبب الثاني هو رد الفعل المبالغ فيه للمعلومات نتيجة الثقة المفرطة، حيث إن المبالغة في تقييم الأسهم Overvaluation تأتي - غالباً - بعد الأخبار الجيدة، والعكس صحيح.

وفي الأسواق الناشئة هناك العديد من الدراسات التي تؤكد على تأثير معنويات المستثمرين على أسعار الأسهم، فعلى سبيل المثال فإن (Chan & Fong, 2004) أشارا إلى قدرة معنويات المستثمرين على التنبؤ بأسعار الإغلاق اليومية للأسهم الشركات صغيرة الحجم، وذلك عند استخدام تحليل الانحدار في سوق هونج كونج للفترة من 1997 إلى 2006. وقد تم الاعتماد على أسلوب الاستقصاء لقياس معنويات المستثمرين.

فيما وجد (Kling & Gao, 2008) أن العوائد السابقة للأسهم تؤثر على معنويات المستثمرين، وذلك باستخدام اختبار السببية لجرانجر Granger causality test، ونموذج EGARCH، فيما لم تتمكن معنويات المستثمرين من التنبؤ بالعوائد المستقبلية في السوق الصيني. وقد اعتمد (Kling & Gao, 2008) على الاستبيان في بناء مؤشر معنويات المستثمرين، حيث طلب من المستثمرين الأفراد والمستثمرين المؤسسات الاختيار بين واحد من ثلاثة اختيارات، هي متفائل أو متشائم أو معتدل، وبذلك تم تكوين مؤشر معنويات المستثمرين؛ حيث تكون قيمة المؤشر صفر في حالة شعور جميع المستثمرين بالتشاؤم (توقع انخفاض السوق)، و 100 في حالة شعور جميع المستثمرين بالتفاؤل (توقع ارتفاع السوق) وبذلك فإن قيمة المؤشر تنحصر بين 0% و 100%.

كما درس (Canbas & Kanir, 2009) العلاقة بين معنويات المستثمرين وعائد الأسهم في سوق إسطنبول للفترة من 1997 إلى 2005 باستخدام اختبار السببية لجرانجر واختبار متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive، وقد توصلت النتائج إلى أن عائد المحفظة يؤثر على معنويات المستثمرين، فيما لم تتنبأ بعض مقاييس معنويات المستثمرين - مثل معدل خصم الصناديق المغلقة وتدفق الصناديق Mutual Fund Flows بالعوائد المستقبلية للأسهم. وكان معدل الدوران لسوق الأسهم Turnover ratio of the stock market كمقياس لمعنويات المستثمرين - فقط - له قوة تنبؤية للعوائد.

وتوصل (Hu & Wang, 2012) إلى قدرة متغير معنويات المستثمرين على تشكيل عائد الأسهم بصورة معنوية في السوق الصيني، وأشار إلى أهمية أن يؤخذ متغير معنويات المستثمرين بعين الاعتبار كأحد المخاطر المنتظمة عند تسعير الأصول وإدارة المحافظ، حيث طور نموذج خماسي العوامل، ويشتمل على مخاطر السوق، والحجم، والقيمة، والزخم، ومعنويات المستثمرين. وبذلك فإن هذا النموذج الخماسي مبني على نموذج «فاما-فرنش» الذي يحتوي على العوامل الثلاثة التي تضمها نموذج «فاما-فرنش» (1993) ثلاثي العوامل، وهي: مخاطر السوق، ومخاطر الحجم، ومخاطر القيمة. وقد تم تطوير هذا النموذج من قبل (Carhart, 1997) ليصبح رباعي العوامل، وهي: مخاطر السوق، والحجم، والقيمة، والزخم.

وأشارت دراسة (Dash & Mahakud, 2013) إلى أهمية تأثير مخاطر معنويات المستثمرين على أسعار الأسهم في بورصة الهند للأوراق المالية، وذلك عند استخدام تحليل الانحدار المتعدد للسلاسل الزمنية Multivariate Time Series regression للفترة من 2003 إلى 2011. وقد استخدمت الدراسة نموذج يتحكم في مخاطر السوق والحجم والقيمة والزخم والسيولة.

وتناولت دراسة (Oprea & Brad, 2014) العلاقة بين معنويات المستثمرين وعائد السوق في بورصة بوخارست برومانيا، وقد استخدمنا مؤشر ثقة المستهلكين كممثل لمعنويات المستثمرين للفترة من 2002 إلى 2012، وتوصلت الدراسة إلى وجود ترابط إيجابي بين معنويات المستثمرين وعائد السوق.

ومن الدراسات في السوق العربية دراسة (Alrabadi, 2015) والذي استخدم عدم التوازن بين أوامر الشراء وأوامر البيع كمؤشر لمعنويات المستثمرين، حيث استخدم بيانات يومية من بورصة عمان للفترة من 2004 إلى 2013، وأظهرت النتائج أنه باستخدام اختبار جرانجر للسببية، اتضح وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين معنويات المستثمرين وعائد السوق.

وفي السوق المصري توصل الباحثان إلى دراسة واحدة، وهي دراسة (Abdelhameed, 2012) والتي تناولت أثر معنويات المستثمرين على عائد الأسهم في السوق المصري للفترة من 2004 إلى 2010 باستخدام تحليل الانحدار. وتوصلت الدراسة إلى أن هناك تأثيراً معنوياً ضعيفاً لمعنويات المستثمرين على العائد. وقد استخدمت الدراسة نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، وأكدت النتائج على أن العوائد المحققة تعتمد على معنويات المستثمرين كمصدر مستقل للمخاطر المنتظمة.

معنويات المستثمرين والأزمات المالية

معظم الدراسات التي تناولت معنويات المستثمرين والأزمات المالية تناولت قدرة معنويات السوق على خلق الأزمات المالية، فعلى سبيل المثال أشار (Zouaoui et al., 2011) إلى أن معنويات السوق قادرة على خلق أزمات مالية، وخاصة في الأسواق التي يقل فيها تأثير المؤسسات الاستثمارية وتظهر فيها بعض السلوكيات الغير الرشيدة، مثل سلوك القطيع، ورد الفعل المبالغ فيه. كما اعتمدت بعض الدراسات على استخدام متغير معنويات المستثمرين في التنبؤ بالأزمات المالية، حيث أشار (Li et al., 2008) إلى قدرة معنويات المستثمرين على التنبؤ بالأزمات المالية قبل حدوثها.

مراجعة الدراسات السابقة

بمراجعة الدراسات المذكورة سابقاً يتضح أن هذه الدراسات تناولت تأثير معنويات المستثمرين على عائد الأسهم في الفترات التي تمثل استقراراً في الأسواق المالية، وأن أيًا من هذه الدراسات لم تتناول بشكل تفصيلي التأثير في فترات الأزمات، وإضافة إلى ذلك، فإن غالبية هذه الدراسات اعتمدت على استخدام الأساليب الإحصائية التقليدية، مثل تحليل الانحدار، ونموذج السببية، ونموذج GARCH؛ وبذلك فإن هذه الدراسة تختلف عن الدراسات السابقة في تناولها لدور معنويات المستثمرين في تسعير الأصول الرأسمالية في الأسواق الناشئة في فترة الأزمات المالية. ونظراً لأن فترة الأزمة المالية عادة ما تكون قصيرة، ويكون عدد المشاهدات فيها قليل؛ فيلزم استخدام مناهج إحصائية متقدمة تتمكن من التعامل مع مثل هذا النوع من البيانات، ولذلك فقد استخدمت الدراسة أسلوب الانحدار الفازي.

منهجية الدراسة

يتناول هذا الجزء نموذج الدراسة وفرضيات الدراسة والبيانات وأسلوب الدراسة.

نموذج الدراسة

يرى (Elgiziry & Shaker, 2014) أن نموذج «فاما- فرنش» الثلاثي العناصر هو النموذج الأمثل لتمثيل السوق المصري. وتعتمد هذه الدراسة على تطوير هذا النموذج باستخدام متغيرات نموذج «فاما» و«فرنش» ثلاثي العناصر، ثم يضاف إليه متغير معنويات المستثمر، كما يتضح من المعادلة التالية:

$$(Rp_t - Rf_t) = \alpha + \beta_1 (Rm_t - Rf_t) + \beta_2 (SMB_t) + \beta_3 (HML_t) + \beta_4 SNT_t$$

حيث: Rp_t يمثل عائد المحفظة في الفترة الزمنية t

Rf_t يمثل العائد الخالي من المخاطر في الفترة الزمنية t

Rm_t يمثل عائد السوق في الفترة الزمنية t

SMB_t يقيس متغير الحجم (الأصغر - الأكبر) في الفترة الزمنية t

HML_t يقيس متغير القيمة (الأعلى - الأقل) في الفترة الزمنية t

SNT_t يمثل متغير معنويات المستثمرين في الفترة الزمنية t

وتمثل المتغيرات السابقة المتغيرات الأساسية في نموذج التسعير الذي اقترحه (Fama & French 1993)، بالإضافة إلى متغير معنويات المستثمرين. وفيما يلي كيفية حساب هذه المتغيرات:

تم احتساب العائد على السهم i لفترة t على النحو التالي:

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

حيث R_t تمثل العائد في الزمن t ، وتمثل P_t سعر السهم.

وقد اتبع الباحثان نهج (Elgiziry and Shaker (2014) لحساب متغير SMB ومتغير HML، فلحساب المتغير SMB تم قياس حجم الشركة (market equity ME) باستخدام القيمة السوقية لحقوق المساهمين. والذي يعرف بأنه حاصل ضرب سعر السهم في عدد الأسهم المصدرة في نهاية يونيو في السنة t . كما يتم احتساب القيمة الدفترية إلى القيمة السوقية (BE / ME) The book-to-market equity كنسبة القيمة الدفترية للأسهم (BE book equity) في نهاية السنة المالية في السنة $t-1$ ، والقيمة السوقية للأسهم (market equity) في نهاية ديسمبر من السنة $t-1$. ولحساب متغير (SMB) تم تقسيم الأسهم حسب الحجم إلى مجموعتين صغير (S) وكبير (B)، وتم حساب متغير HML (الأعلى - الأقل)، وذلك بناءً على قيمة ME الخاصة بها، ثم تقسيم الأسهم نفسها إلى ثلاث محافظ، وهي (أقل (L)، متوسط (M)، أعلى (H))، استنادًا إلى قيمة BE / ME الخاصة بهم، وبذلك يتم تشكيل ست محافظ (S / L، S / M، S / H، B / L، B / M، و B / H) على أساس الحجم والقيمة، وبالعديد نفسه من الأسهم. ومن هنا:

- تم حساب متغير (SMB) (صغير - كبير) على أنه المتوسط البسيط لعائد محافظ أسهم الشركات الصغيرة مطروحًا منه عوائد محافظ أسهم الشركات الكبيرة، ويتضح ذلك من المعادلة التالية:

$$SMB = [(S/L - B/L) + (S/M - B/M) + (S/H - B/H)] / 3$$

- تم حساب متغير HML (الأعلى - الأقل) على أنه المتوسط البسيط لعائد محافظ أسهم الشركات الأعلى BE/ME مطروحًا منه عوائد محافظ الأسهم الأقل B / M، كما يتضح من المعادلة التالية:

$$HML = [(S/H - S/L) + (B/H - B/L)] / 2$$

- تم إعداد مؤشر لقياس معنويات المستثمرين مكونًا من عدد من المتغيرات باستخدام أسلوب التحليل العاملي Factor Analysis لدمج مجموعة من المتغيرات في متغير واحد أو متغيرين فيما يعرف بطريقة Varimax لتدوير المكونات، وبمراجعة الدراسات السابقة، فقد استقر الباحثان على قياس معنويات المستثمر من خلال أربعة متغيرات، وهي: متغيران يعتمدان على المقاييس المباشرة لمعنويات المستثمرين، وهما مؤشر ثقة المستهلك في السوق المصري Consumer Confidence، ومؤشر الثقة في السوق العالمية Investor Confidence؛ ومتغيران يمثلان المقاييس غير المباشرة للمعنويات التي تعتمد على سيولة السوق، وهما: متغير تذبذب السوق، ومتغير معدل الدوران. ويوضح الجدول رقم (1) نتائج التحليل العاملي بعد استخدام طريقة Varimax لتدوير المكونات.

ومن جدول (1) نخلص إلى أنه من الممكن قياس متغير معنويات المستثمر من خلال متغيرين: الأول مكون من مؤشر معدل الدوران مع مؤشر الثقة في السوق المصري؛ حيث سجل هذان المؤشران أعلى معدلات تشبع في العامل الأول وتتعدى 0.7. بينما المتغير الثاني مكون من مؤشر تذبذب السوق والثقة في السوق العالمي بمعدلات تشبع 0.87 و 0.69 على الترتيب.

ومن هنا استقر الباحثان على استخدام المتغير لقياس معنويات المستثمر تجاه الأحداث الداخلية من خلال مؤشري معدل الدوران والثقة في السوق المصري، وهو عبارة عن القيم المعيارية لهذين المؤشرين والمستخرجة من التحليل العاملي، ويمكن أن نطلق عليه معنويات المستثمر للمحفز الداخلي. وأيضًا استخدام المتغير لقياس معنويات المستثمر تجاه الأحداث الخارجية من خلال مؤشري تذبذب السوق والثقة في السوق العالمي، وهو عبارة عن القيم المعيارية لدمج هذين المؤشرين، ويمكن أن نطلق عليه معنويات المستثمر للمحفز الخارجي. وبذلك يتم تعديل نموذج الدراسة ليصبح على الشكل التالي:

$$(R_p - R_f) = \alpha + \beta_1 (R_m - R_f) + \beta_2 (SMB) + \beta_3 (HML) + \beta_4 SNT1_t + \beta_5 SNT2_t$$

جدول رقم (1)

نتائج التحليل العاملي
لدمج مؤشرات معنويات المستثمر

| المؤشر | العامل الأول | العامل الثاني |
|-------------------------------|--------------|---------------|
| معدل الدوران | 0.790 | 0.050 |
| ثقة المستهلك في السوق المصري | -0.704 | 0.115 |
| تذبذب السوق | 0.164 | 0.876 |
| ثقة المستثمر في السوق العالمي | 0.414 | -0.693 |
| نسبة التباين الكلي | %64.60 | |

فرضيات الدراسة

لتحقيق أهداف الدراسة تمت صياغة فرضياتها على النحو التالي:

- H1: توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم.
- H2: يختلف تأثير معنويات المستثمرين على العائد خلال الأزمات المالية عن تأثيره في الأوقات العادية.

بيانات الدراسة

تم تطبيق نموذج الدراسة على بيانات سوق الأوراق المالية المصرية، وشملت عينة الدراسة جميع الشركات المدرجة في مؤشر البورصة المصرية الرئيس EGX100، ويحتوي مؤشر EGX100 على أكبر 100 شركة في السوق المصري من حيث السيولة والنشاط، ويتضمن الشركات الثلاثين المكونة لمؤشر EGX 30 والشركات السبعين المكونة لمؤشر EGX 70، وتم جمع البيانات من موقع البورصة المصرية (<http://www.egx.com.eg>).

وتمثل أذون الخزينة لفترة ثلاثة أشهر العائد الخالي من المخاطر، وتم جمع بياناتها من موقع البنك المركزي المصري (www.cbe.org.eg). ويمثل عائد السوق بمؤشر EGX30، وتم جمع البيانات من موقع البورصة المصرية.

كما جمعت بيانات متغير معدل دوران السوق وتذبذب السوق من التقارير المالية الشهرية من موقع وزارة المالية <http://www.mof.gov.eg>، وتم جمع بيانات متغير الثقة في السوق المصري من نيلسون العالمية NIelsen's Global <http://viz.nielsen.com>، وأخيرًا تم جمع بيانات ثقة المستثمر في السوق العالمي من موقع STATE STREET www.statestreet.com.

وتتمثل فترة الدراسة في الفترة من يناير 2007 وحتى ديسمبر 2015؛ لتشمل أزمتي 2008 و2011، وتم تقسيم البيانات إلى خمس فترات، الأولى قبل أزمة عام 2008، والثانية خلال الأزمة المالية 2008، والثالثة من 2009 إلى 2010، والرابعة عام 2011، وتمثل الاضطرابات المالية لسنة 2011، والخامسة بعد 2011 وحتى نهاية 2015.

ويعرض جدول (2) ملخصًا لوصف بيانات المتغيرات محل الدراسة. ويوضح الجدول قيم الالتواء والتفرطح لمتغيرات الدراسة إضافة إلى نتائج اختبار Shapiro-Wilk للتحقق من توزيع البيانات طبيعيًا.

جدول رقم (2)

وصف متغيرات الدراسة

| Shapiro-Wilk (Normality Test) | التفرطح | | الالتواء | | | الانحراف المعياري | المتوسط | القيمة العليا | القيمة الدنيا | |
|-------------------------------|---------------|---------------------------|--------------|---------------------------|--------------|-------------------|---------|---------------|---------------|-------|
| | قيمة الاختبار | الانحراف المعياري للمقياس | قيمة المقياس | الانحراف المعياري للمقياس | قيمة المقياس | | | | | |
| 0.355 | 0.986 | 0.467 | 0.436 | 0.236 | 0.302 | 0.165 | 0.015 | 0.518 | -0.432 | S/L |
| 0.680 | 0.991 | 0.467 | 0.396 | 0.236 | 0.068 | 0.154 | 0.013 | 0.445 | -0.457 | S/M |
| 0.010 | 0.967 | 0.467 | 1.569 | 0.236 | 0.638 | 0.155 | 0.008 | 0.606 | -0.339 | S/H |
| 0.224 | 0.984 | 0.467 | 1.215 | 0.236 | -0.105 | 0.106 | 0.004 | 0.309 | -0.357 | B/L |
| 0.285 | 0.985 | 0.467 | 0.790 | 0.236 | 0.144 | 0.117 | 0.005 | 0.329 | -0.360 | B/M |
| 0.138 | 0.981 | 0.467 | 0.620 | 0.236 | -0.301 | 0.110 | -0.004 | 0.248 | -0.384 | B/H |
| 0.148 | 0.981 | 0.467 | 1.378 | 0.236 | -0.295 | 0.093 | -0.004 | 0.272 | -0.343 | Rm_Rf |
| 0.000 | 0.926 | 0.467 | 1.784 | 0.236 | 1.165 | 0.083 | 0.011 | 0.330 | -0.148 | SMB |
| 0.014 | 0.969 | 0.467 | 1.034 | 0.236 | -0.323 | 0.053 | -0.008 | 0.119 | -0.165 | HML |
| 0.000 | 0.914 | 0.469 | 5.388 | 0.237 | 1.409 | 1.000 | 0.000 | 4.999 | -1.804 | SNT1 |
| 0.000 | 0.920 | 0.469 | 4.215 | 0.237 | 1.400 | 1.000 | 0.000 | 4.590 | -1.968 | SNT2 |

تهدف هذه الدراسة إلى دراسة وتحليل العلاقة بين عائد المحافظ المالية كمتغير تابع وعدة متغيرات مستقلة، من بينها متغيران يقيسان معنويات المستثمر تجاه الاستثمار في المحفظة، وهما: معنويات المستثمر للمحفز الداخلي ومعنويات المستثمر للمحفز الخارجي، وذلك بغرض توضيح دور متغير معنويات المستثمر في تسعير الأصول المالية، وخاصة خلال الأزمات. وقد استخدمت الأبحاث الخاصة بنماذج تسعير الأصول المالية (Fama & French, 1993) الأساليب التقليدية مثل أسلوب الانحدار التقليدي لاستكشاف وتحديد العلاقة بين العائد والمتغيرات المستقلة المقترحة في نماذج التسعير.

ويعتبر الانحدار التقليدي من الأساليب الإحصائية الجيدة لتحديد نوع واتجاه العلاقة بين متغيرات النموذج المقترح في حالة تحقق الشروط الإحصائية لتطبيق هذا الأسلوب، لكنه لا يكون أداة إحصائية Statistical Tool مناسبة في الحالات التالية:

- 1- إذا كانت فترة البيانات المتاحة قليلة Small Data Set (أو أن عدد المشاهدات غير كافٍ).
- 2- غموض العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.
- 3- عندما تكون فروض نموذج الانحدار التقليدي إما غير متحققة، أو لا يمكن التأكد منها مثل شرط أن تتبع المتغيرات التوزيع الطبيعي، أو عدم وجود ارتباط ذاتي بين المشاهدات.
- 4- عندما تتطلب قيم المتغير التابع المشاهدة - التقدير والحكم الشخصي Human Estimation and Judgement، مما يسبب غموض النظام .

ولتحقيق هدف البحث، تم استخدام أسلوب الانحدار الفازي Fuzzy Regression أو ما يطلق عليه تحديداً الانحدار الإمكاناني Possibilistic Regression، الذي اقترح من قبل (Tanaka et al. 1982)، وذلك للأسباب التالية:

- عدم تحقق شرط توزيع البيانات طبيعياً لتطبيق الانحدار التقليدي، وهذا يتضح من خلال جدول (2) من خلال نتائج اختبار Shapiro-Wilk للتحقق من توزع البيانات طبيعياً. ومن قراءة مؤشرات هذا الاختبار يتضح عدم توزع أكثرية متغيرات الدراسة طبيعياً (أي عدم انتمائها للتوزيع الطبيعي).
- من المشاكل الشائعة وجودها في تحليل البيانات المالية التي تخص الأسواق المالية والتي تُجمع في شكل سلسلة زمنية- وجود ظاهرة الارتباط الذاتي بين مشاهدات السلسلة الزمنية. وبالتالي سيكون من الخطأ تطبيق الانحدار التقليدي على مثل هذه البيانات.
- تهدف هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين عوائد المحافظ كمتغير تابع، ومتغيرات نموذج Fama & French، بالإضافة إلى متغيرات معنويات المستثمر كمتغيرات مستقلة، وذلك خلال فترات زمنية صغيرة تمثل فترات الأزمات، مثل فترة الأزمة العالمية في عام 2008، وكذلك أزمة 2011 في السوق المصري. وبإجراء التحليل على مثل هذه الفترات الصغيرة التي يحتوي كل منها على 12 مشاهدة فقط، فإنه لا يمكن الاطمئنان لاستخدام الانحدار التقليدي في هذه الحالة نظراً لقلة عدد المشاهدات.

كل هذه الأسباب كانت الدافع لاستخدام أسلوب الانحدار الفازي بدلاً من أسلوب الانحدار التقليدي. وعلى عكس الانحدار التقليدي الذي يفترض أن خطأ النموذج ينشأ من مصدرين هما: العوامل التي تم استبعادها من النموذج وأخطاء القياس Measurement Errors، فإن الانحدار الفازي يفترض أن الانحرافات Deviations بين القيم المشاهدة Observed Values والقيم المقدرة Estimated Values للمتغير التابع، تكون راجعة لغموض معاملات الانحدار، أو عدم الدقة في المشاهدات، أو عدم وضوح الظاهرة، وعدم تحديدها Phenomena، ومن ثم يتم استخدام معاملات فازية في نموذج الانحدار الفازي.

ونظراً لتعدد طرق الانحدار الفازي، فقد استقر الباحثان في هذه الدراسة على استخدام طريقة الانحدار الإمكاناني Possibilistic Regression Analysis التي اقترحت من قبل (Tanaka et al., 1982)، الذي قام بتقدير معالم نموذج

الانحدار الفازي كمشكلة برمجة خطية، حيث تكون المدخلات (المتغيرات المستقلة) أرقامًا محددة، والمخرجات (المتغير التابع) أرقامًا فازية.

ويأخذ نموذج الانحدار الفازي الشكل التالي:

$$\tilde{Y}_j = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_{1j} + \dots + \tilde{A}_m X_{mj}$$

حيث:

\tilde{Y}_j قيمة المتغير التابع بالنسبة للمشاهدة j , $j=1,2,\dots,n$, $n>m$

X_{ij} قيمة المتغير المستقل i بالنسبة للمشاهدة j , m يمثل عدد المتغيرات المستقلة، وهي ليست أرقامًا فازية.

\tilde{A}_i , $i = 0,1,\dots,m$ معاملات النموذج وهي عبارة عن أرقام فازية.

يتم افتراض أن المتغير التابع هو رقم فازي مثلثي متمائل (STFN)، ويتم تمثيله كما يلي:

$$\tilde{Y}_j = (Y_{jC}, Y_{jS})$$

حيث:

Y_{jC} مركز المتغير التابع، Y_{jS} انتشار المتغير التابع.

وبالتالي فإن القطع α من الرقم الفازي \tilde{Y}_j يرمز له بالرمز $Y_{j\alpha}$ ويتم تمثيله كما يلي:

$$Y_{j\alpha} = (\bar{Y}_{jC}, \bar{Y}_{jS}) = [Y_{jC} - Y_{jS}(1-\alpha), Y_{jC} + Y_{jS}(1-\alpha)]$$

حيث:

\bar{Y}_{jC} مركز القطع α من المتغير التابع.

\bar{Y}_{jS} انتشار القطع α من المتغير التابع.

ويكون الهدف النهائي هو الحصول على الأرقام الفازية \tilde{A}_i والتي تقدر معاملات النموذج \tilde{A}_i من البيانات المتاحة، ولا بد أن تكون المعاملات \tilde{A}_i أرقامًا فازية مثلثية متمائلة (STFN)، وبالتالي يمكن كتابة هذه المعاملات بالشكل التالي:

$$\tilde{A}_i = (a_{iC}, a_{iS}), \quad i = 0,1,2,\dots,m$$

ومن ثم فإنه يمكن كتابة مقدرات معاملات النموذج الفازي \tilde{A}_i بالشكل التالي:

$$\tilde{A}_i = (\hat{a}_{iC}, \hat{a}_{iS})$$

وعند الحصول على \tilde{A}_i ، فإن تقديرات $\tilde{Y}_j = (\hat{Y}_{jC}, \hat{Y}_{jS})$ تكون بالشكل التالي:

$$\tilde{Y}_j = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_{1j} + \dots + \tilde{A}_m X_{mj}$$

وبالتالي يمكن كتابة \tilde{Y}_j كما يلي:

$$\begin{aligned} \tilde{Y}_j &= (\hat{Y}_{jC}, \hat{Y}_{jS}) = (\hat{a}_{0C}, \hat{a}_{0S}) + (\hat{a}_{1C}, \hat{a}_{1S})X_{1j} + \dots + (\hat{a}_{mC}, \hat{a}_{mS})X_{mj} \\ &= (\hat{a}_{0C} + \hat{a}_{1C}X_{1j} + \dots + \hat{a}_{mC}X_{mj}, \hat{a}_{0S} + \hat{a}_{1S}X_{1j} + \dots + \hat{a}_{mS}X_{mj}) \\ &= \left(\sum_{i=0}^m \hat{a}_{iC} X_{ij}, \sum_{i=0}^m \hat{a}_{iS} X_{ij} \right) \end{aligned}$$

وللحصول على المعامل \hat{a}_{iC} و \hat{a}_{iS} ، فلا بد من تصغير انتشار \tilde{Y}_j ، وفي الوقت نفسه تعظيم انتماء أو مطابقة Y_j مع \tilde{Y}_j والذي يرمز له بالرمز $\mu(Y_j \subseteq \tilde{Y}_j)$.

حيث: Y_j قيمة المتغير التابع بالنسبة للمشاهدة j ، التقدير الفازي Fuzzy Estimation Y_j .

وعلى وجه التحديد، فلا بد من حل مشكلة البرمجة الخطية التالية:

$$\text{Minimize } Z = \sum_{j=1}^n \hat{Y}_{jR} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=0}^m \hat{a}_{is} |X_{ij}|$$

بشرط أن:

$$\mu(Y_j \subseteq \hat{Y}_j) \geq \alpha$$

$$\alpha \in [0,1] \quad \hat{a}_{is} \geq 0 \quad , \quad i=0,1,\dots,m \quad j=1,2,\dots,m \quad \text{حيث :}$$

ومن ثم ، فإنه يشار إلى المستوى α في نموذج الانحدار الفازي كمقياس لمدى عضوية أو ملاءمة أو التوافق بين نموذج الانحدار الفازي المقدر والبيانات المشاهدة، بمعنى أن القيمة المشاهدة للمتغير التابع Y_j تنتمي لنطاق فترة المتغير التابع الفازي المقدر \hat{Y}_j بدرجة عضوية أكبر من أو تساوي α . وقد تفوق نموذج الانحدار الفازي على نموذج الانحدار التقليدي وخاصة في التطبيقات ذات العينة الصغيرة. (Kim et al., 1996).

ونظرًا لحدائثة أسلوب الانحدار الإمكاناني بالنسبة لأسلوب الانحدار التقليدي، فإن تطبيق الأسلوب يتطلب تصميم كود مصدري خاص به باستخدام إحدى لغات البرمجة لتقدير مركز وانتشار معلمات النموذج، وذلك لعدم وجود حزم برامج جاهزة لتطبيق الأسلوب. لذا قام الباحثان بتصميم كود مصدري للانحدار الإمكاناني من خلال برنامج GAM. [مرفق جزء من هذا الكود في ملحق (1)]. كما إن أسلوب الانحدار الإمكاناني لا يوفر اختبارات الدلالات المعنوية لمعاملات النموذج المقدر، لذلك استعاض الباحثان عن هذه الاختبارات باستخدام خوارزمية تشبه خوارزمية الانحدار التدريجي، وذلك لاختيار المتغيرات المستقلة التي تكون أفضل نموذج طبقًا للبيانات المتاحة.

وتتمثل هذه الخوارزمية المقترحة من قبل (Wang and Tsaur, 2000) في الخطوات التالية:

- اختيار النموذج الأحادي ذي أكبر قيمة تفسيرية (IC Interpretation Criterion) من بين كل النماذج الأحادية (أي المتغير التابع مع واحد فقط من المتغيرات المستقلة) الممكن تكوينها .
- إضافة متغير جديد إلى النموذج الذي تم اختياره في الخطوة السابقة [الخطوة (1)]، وحساب معيار القيمة التفسيرية الجزئي PIC للنموذج الجديد، وهو عبارة عن:

$$\text{PIC} = \frac{\text{SSE}(X) - \text{SSE}(X, X_{N+1})}{\text{SSE}(X)}$$

حيث إن:

- $\text{SSE}(X)$ هي مجموع مربعات الأخطاء للنموذج قبل إضافة المتغير الجديد.
- $\text{SSE}(X, X_{N+1})$ هي مجموع مربعات الأخطاء للنموذج بعد إضافة المتغير الجديد.
- اختيار النموذج الذي له أكبر قيمة تفسيرية جزئية PIC من بين النماذج الجديدة المكونة في الخطوة (2).
- نستمر في تكرار الخطوات (2) و(3) بزيادة المتغيرات المستقلة في آخر نموذج مختار باستخدام التباديل المختلفة.
- يكون أفضل نموذج هو النموذج الذي له أكبر قيمة تفسيرية جزئية PIC موجبة.

وقد أدمجت هذه الخوارزمية في الكود المصدري المصمم من خلال برنامج GAMS بمعرفة الباحثين. وأُجري تطبيق هذا الكود على بيانات الدراسة التي تم جمعها على طول الفترة الزمنية يناير 2007 إلى ديسمبر 2015. وأُجري مرات أخرى على البيانات نفسها في الفترات الزمنية: يناير 2008 إلى ديسمبر 2008 لتمثل فترة الأزمة العالمية، والفترة يناير 2009 إلى ديسمبر 2010 لتمثل الفترة البينية بين الأزمة العالمية وأزمة 2011، والفترة يناير 2011 إلى ديسمبر 2011 لتمثل أزمة 2011، وأخيرًا الفترة من يناير 2012 إلى ديسمبر 2015، وهي فترة ما بعد أزمة 2011.

نتائج الدراسة

بتطبيق الانحدار الإمكانى وخوارزمية اختيار المتغيرات المستقلة على بيانات الدراسة في الفترات الزمنية المختلفة التي سبق ذكرها، أمكن الحصول على النتائج التالية:

جدول رقم (3)
نتائج الانحدار الفازي الإمكانى للفترة الإجمالية

| 2015-2007 | | | | | | | |
|-----------|--------------|------|-------|-------|-------|----------|---------|
| IC | SNT2 | SNT1 | HML | SMB | Rm-Rf | Constant | المحفظة |
| 0.807 | 0.002 -0.569 | | 1.853 | 0.801 | 0.034 | 0.034 | C |
| | 0.000 0.000 | | 1.947 | 0.000 | 0.316 | 0.316 | S |
| 0.794 | -0.015 0.037 | | 1.219 | 0.752 | 0.055 | 0.055 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.000 | 0.000 | 0.344 | 0.344 | S |
| 0.818 | -0.008 1.089 | | 1.313 | 1.028 | 0.012 | 0.012 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.806 | 0.000 | 0.205 | 0.205 | S |
| 0.841 | | | 0.147 | 1.057 | 0.023 | 0.023 | C |
| | | | 0.068 | 0.000 | 0.203 | 0.203 | S |
| 0.778 | 0.031 -0.138 | | 0.688 | 0.690 | 0.049 | 0.049 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.561 | 0.000 | 0.369 | 0.369 | S |
| 0.784 | -0.017 0.206 | | 0.281 | 0.595 | 0.014 | 0.014 | C |
| | 0.015 0.000 | | 0.000 | 0.000 | 0.263 | 0.263 | S |

وكانت تقديرات الانحدار الإمكانى لمعاملات المتغيرات كما هو موضح في الجدول رقم (3).

حيث يوضح جدول (3) تقديرات الانحدار الإمكانى لمعاملات المتغيرات المستقلة، ويلاحظ أنه يقدر لكل معامل قيمتان، قيمة مركز المعامل (C)، وقيمة انتشار المعامل (S)، وتكون قيمة المعامل (الذي يمثل رقمًا فائزًا) محصورة بين حده الأعلى C+S وحده الأدنى C-S. وتوفر لنا الخوارزمية المستخدمة بديلاً عن الدلالة الإحصائية لمعاملات النموذج، فإذا لم يتم اختيار المتغير من خلال هذه الخوارزمية (مثل المتغير SNT1 في المحفظة الثانية S/M)، فهذا يدل على عدم الدلالة الإحصائية لهذا المتغير. كما يوضح الجدول القيمة التفسيرية لكل نموذج (IC)، وهي تطابق قيمة في الانحدار التقليدي، وتعتبر عن

قوة تفسير عالية للمتغيرات المستقلة في النموذج كلما اقتربت من الواحد الصحيح. ويمكن قراءة الجدول (3) كما يلي:

- جميع المحافظ الست المكونة في هذه الفترة الزمنية شملت المتغيرات التي ضمها «فاما-فرانش» في نموذجها الثلاثي، فيما عدا محفظة B/L لم يشمل المتغير HML.
- جميع المحافظ ضمت إليها أحد متغيري معنويات المستثمر، إما معنويات المستثمر للمحفز الداخلى SNT1، أو معنويات المستثمر للمحفز الخارجى SNT2. فيما عدا محفظة B/L.

جدول رقم (4)
نتائج الانحدار الفازي الإمكانى لفترة ما قبل الأزمة العالمية

| 2007 | | | | | | | |
|-------|--------------|------|--------|--------|--------|----------|---------|
| IC | SNT2 | SNT1 | HML | SMB | Rm-Rf | Constant | المحفظة |
| 0.559 | 0.033 0.045 | | -0.643 | 1.260 | -1.669 | 0.071 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.245 | S |
| 0.555 | -0.129 0.466 | | 0.566 | 0.848 | -0.054 | -0.054 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.000 | 0.000 | 0.199 | 0.199 | S |
| 0.608 | 0.087 0.262 | | 0.688 | 1.579 | 0.250 | 0.027 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.000 | 0.000 | 0.139 | 0.139 | S |
| 0.676 | | | 0.031 | 0.192 | 0.520 | 0.054 | C |
| | | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.172 | S |
| 0.600 | -0.060 0.185 | | -0.185 | 0.287 | -0.372 | -0.049 | C |
| | 0.000 0.000 | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.287 | S |
| 0.665 | | | 0.581 | -0.588 | 0.048 | 0.048 | C |
| | | | 0.000 | 0.000 | 0.204 | 0.204 | S |

ويتضح من هذه النتيجة قبول الفرض الأول من فرضيات الدراسة الذي ينص على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم.

فترة ما قبل الأزمة العالمية

هي الفترة الممثلة في سنة 2007، وهي عبارة عن 12 شهرًا وكانت تقديرات الانحدار الإمكانى لمعاملات المتغيرات كما هو موضح في الجدول رقم (4) الذي يشير إلى ما يلي:

- جميع المحافظ الست المكونة في هذه الفترة الزمنية شملت المتغيرات التي ضمها «فاما-فرانش» في نموذجها الثلاثي فيما عدا محفظة B/H لم تشمل المتغير SMB.

- ثلاث محافظ ضمت إليها متغيري معنويات المستثمر (معنويات المستثمر للمحفز الداخلي SNT1، ومعنويات المستثمر للمحفز الخارجي SNT2)، وهذه المحافظ هي S/L, S/H, B/M. أما محفظة S/M، فقد تضمنت - فقط - معنويات المستثمر للمحفز الخارجي.
- تراوحت القيمة التفسيرية في كل المحافظ في هذه الفترة بين 0.56 و0.68، وهي تعتبر قيمة تفسيرية جيدة بالنسبة لعدد المشاهدات الداخلة في توفيق النموذج في هذه الفترة (12 شهراً، أي 12 مشاهدة).
- ويتضح من هذه النتيجة قبول الفرض الأول الذي ينص على أنه توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم.

فترة الأزمة المالية العالمية

إن الأزمة المالية التي تصاعدت خلال الشهور الأولى من عام 2008 في الأسواق المالية العالمية أثرت في جميع أسواق العالم بلا استثناء والتي منها السوق المصرية؛ حيث تعرض مؤشر EGX30 إلى ضغوط كبيرة خلال هذا العام، وتراجع المؤشر خلال الشهر الأول من 2008 تزامناً مع الاضطرابات في الأسواق العالمية، لكنه عاود الصعود مرة أخرى حتى شهر مايو ليقترّب من حاجز 12 ألف نقطة بنسبة ارتفاع 13%. ثم عاود بعد ذلك التراجع بقوة ليخسر 34% بحلول منتصف شهر أغسطس. ثم اشتدت الأزمة مع تراجع المؤشر من جديد في شهر نوفمبر. وبذلك فإنه من بداية الأزمة وحتى الأسبوع الثالث من شهر نوفمبر يكون المؤشر قد خسر نحو 52%، وبالرغم من بعض التحسن في شهر ديسمبر، فإن المؤشر أغلق في نهاية العام بتراجع قدرة 42% منذ بداية الأزمة ونحو 56% عن نهاية 2007. (التقرير السنوي للبورصة المصرية، 2008).

وفترة التحليل لفترة الأزمة المالية هي الفترة الممتدة في سنة 2008، وهي فترة 12 شهراً، وكانت تقديرات الانحدار الإمكاناني لمعاملات المتغيرات كما هو موضح في الجدول رقم (5).

يمكن قراءة الجدول (5) كما يلي:

- تأثر ثلثا المحافظ المكونة في هذه الفترة الزمنية بالمتغيرات التي ضمها «فاما- فرانش» في نموذجها الثلاثي، أما نموذج المحفظة B/L فلم يشمل المتغير SMB ونموذج المحفظة B/H لم يشمل كلاً من المتغير SMB والمتغير HML.
- تأثرت ثلاث محافظ بمتغير معنويات المستثمر للمحفز الداخلي SNT1. بينما تأثرت أربع محافظ (ثلثا المحافظ) بمتغير معنويات المستثمر للمحفز الخارجي SNT2.

جدول رقم (5)

نتائج الانحدار الفازي الإمكاناني لفترة الأزمة العالمية

| 2008 | | | | | | | |
|---------|----------|-------|-------|--------|--------|--------|-------|
| المحفظة | Constant | Rm-Rf | SMB | HML | SNT1 | SNT2 | IC |
| C | -0.015 | 1.090 | 1.748 | 0.226 | 0.036 | 0.036 | 0.549 |
| | 0.113 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.037 | 0.037 | |
| S/M | 0.024 | 0.556 | 0.885 | -0.944 | -0.007 | -0.007 | 0.571 |
| | 0.184 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.043 | 0.043 | |
| S/H | -0.062 | 1.060 | 1.371 | 1.389 | 0.023 | 0.023 | 0.542 |
| | 0.067 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.087 | 0.087 | |
| B/L | 0.003 | 0.874 | 0.360 | -0.012 | 0.012 | 0.012 | 0.595 |
| | 0.070 | 0.000 | 0.000 | 0.048 | 0.048 | 0.048 | |
| B/M | -0.042 | 1.033 | 0.440 | 0.399 | 0.042 | 0.042 | 0.519 |
| | 0.129 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.060 | 0.060 | |
| B/H | 0.037 | 0.870 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.724 |
| | 0.245 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |

تراوحت القيمة التفسيرية لكل النماذج في هذه الفترة بين 0.52 و0.72، وهي تعتبر قيمة تفسيرية جيدة بالنسبة لعدد المشاهدات الداخلة في توفيق النماذج في هذه الفترة (12 شهر أي 12 مشاهدة).

ويتضح من هذه النتيجة قبول الفرض الأول من فرضيات الدراسة الذي ينص على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم. كما تؤكد النتائج على رفض الفرض الثاني من فرضيات الدراسة الذي ينص على اختلاف تأثير معنويات المستثمرين على العائد خلال الأزمات المالية عن تأثيره في الأوقات العادية.

الفترة بين الأزمة العالمية وأزمة 2011

جدول رقم (6)
نتائج الانحدار الفازي الإمكاناني لفترة ما بين الأزمة العالمية وأزمة 2011

| 2010-2009 | | | | | | | |
|-----------|--------|--------|--------|-------|-------|----------|---------|
| IC | SNT2 | SNT1 | HML | SMB | Rm-Rf | Constant | المحفظة |
| 0.647 | -0.005 | | | 1.381 | 1.323 | -0.003 | C |
| | 0.025 | | | 0.000 | 0.000 | 0.131 | S |
| 0.765 | | | | 1.130 | 0.711 | 0.010 | C |
| | | | | 0.000 | 0.000 | 0.256 | S |
| 0.699 | 0.000 | 0.001 | 0.786 | 1.259 | 0.921 | -0.011 | C |
| | 0.000 | 0.024 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.119 | S |
| 0.688 | -0.016 | | 0.008 | 0.221 | 1.029 | -0.011 | C |
| | 0.000 | | 0.011 | 0.000 | 0.000 | 0.114 | S |
| 0.662 | 0.013 | -0.005 | -0.033 | 0.365 | 1.159 | -0.008 | C |
| | 0.009 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.144 | S |
| 0.626 | -0.055 | 0.005 | 0.791 | 0.449 | 1.028 | 0.019 | C |
| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.159 | S |

هي الفترة الممثلة في السنتين 2009 و2010، وهي 24 شهرًا، وكانت تقديرات الانحدار الإمكاناني لمعاملات المتغيرات كما هو موضح في الجدول رقم (6).

ومن هذا الجدول يتضح ما يلي:

- ثلاثا المحافظ المكونة في هذه الفترة الزمنية شملت المتغيرات التي ضمها «فاما- فرانش» في نموذجها الثلاثي، أما نموذجا المحفظة S/L و S/M فلم يشملا المتغير HML.

- ثلاث محافظ ضمت إليها متغير معنويات المستثمر للمحفز الداخلي SNT1 . بينما أربعة محافظ (ثلاثا المحافظ) ضمت متغير معنويات المستثمر للمحفز الخارجي SNT2

. بينما نموذج المحفظة S/M لم يتضمن أيًا من متغيرات معنويات المستثمر.

- تراوحت القيمة التفسيرية لكل النماذج في هذه الفترة بين 0.63 و0.77، وهي قيمة تفسيرية أعلى من القيم التفسيرية للفترتين السابقتين.

ويتضح من هذه النتيجة قبول الفرض الأول من فرضيات الدراسة الذي ينص على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم.

فترة أزمة 2011

هي الفترة الممثلة في سنة 2011، وكانت تقديرات الانحدار الإمكاناني لمعاملات المتغيرات كما هو موضح في جدول (7).

جدول رقم (7)
نتائج الانحدار الفازي الإمكاناني لفترة أزمة 2011

| 2011 | | | | | | | |
|-------|------|-------|-------|-------|-------|----------|---------|
| IC | SNT2 | SNT1 | HML | SMB | Rm-Rf | Constant | المحفظة |
| 0.692 | | | | 1.211 | 1.095 | 0.005 | C |
| | | | | 0.000 | 0.000 | 0.102 | S |
| 0.605 | | 0.034 | 0.751 | 0.810 | 0.787 | 0.025 | C |
| | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.118 | S |
| 0.610 | | 0.050 | 0.998 | 1.166 | 1.172 | 0.053 | C |
| | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.081 | S |
| 0.683 | | | | 0.445 | 1.142 | 0.011 | C |
| | | | | 0.000 | 0.000 | 0.117 | S |
| 0.736 | | | | | 1.119 | 0.052 | C |
| | | | | | 0.000 | 0.190 | S |
| 0.571 | | 0.043 | 1.005 | 0.190 | 0.885 | 0.018 | C |
| | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.085 | S |

ومن هذا الجدول يتضح ما يلي:

- ثلاث محافظ فقط من المحافظ المكونة في هذه الفترة الزمنية شملت المتغيرات التي ضمها «فاما- فرانش» في نموذجها الثلاثي.

- ثلاث محافظ ضمت إليها متغير معنويات المستثمر للمحفز الداخلي SNT1 . بينما لم تشتمل أي محفظة من المحافظ الست على متغير معنويات المستثمر للمحفز الخارجي SNT2 .

تبدو هذه النتيجة منطقية لأن الاضطرابات التي تعرض لها سوق المال المصري في 2011 نتيجة للثورة المصرية وما نتج عنها من تراجع في مؤشر EGX 30 بنسبة وصلت إلى حوالي 16% خلال جلستي التداول في يومي 26 و27 يناير، وحدث الشيء نفسه في مؤشري EGX 70 وEGX 100، حيث

انخفضا أيضًا بنسبة 24% و22% على التوالي خلال هاتين الجلستين فقط. وحتى بعد تعليق التداول في البورصة لمدة 8 أسابيع ثم إعادة استئناف التداول في 23 مارس، فقد شهدت البورصة انخفاضًا حادًا خلال الجلستين الأوليين. (التقرير السنوي للصرافة المصرية، 2011). ويلاحظ أن هذه الأزمة هي نتيجة لعوامل داخلية فقط، وبالتالي فإنه من المنطقي أن يظهر فقط أثر المحفز الداخلي ولا يظهر أثر للمحفز الخارجي لمعنويات المستثمرين. وذلك على عكس الأزمة المالية في 2008 التي ظهر فيها أثر المحفز الداخلي والخارجي؛ حيث إن أزمة 2008 هي أزمة عالمية أثرت على معنويات المستثمرين في العالم كافة (أثر محفز خارجي)، ثم بعد ذلك أثرت على السوق المصري وعلى الحالة المعنوية عن السوق المصري (أثر محفز داخلي).

كما تؤكد هذه النتائج على قبول الفرض الأول من فرضيات الدراسة الذي ينص على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم. كما تؤكد النتائج على رفض الفرض الثاني من فرضيات الدراسة، والذي ينص على اختلاف تأثير معنويات المستثمرين على العائد خلال الأزمات المالية عن تأثيره في الأوقات العادية.

جدول رقم (8)

نتائج الانحدار الفازي الإمكاناني لفترة ما بعد أزمة 2011

| 2015-2012 | | | | | | | |
|-----------|--------|--------|--------|-------|--------|----------|---------|
| IC | SNT2 | SNT1 | HML | SMB | Rm-Rf | Constant | المحفظة |
| 0.731 | 0.006 | 0.003 | | 1.342 | 1.200 | -0.002 | C |
| | 0.000 | 0.000 | | 0.000 | 0.284 | 0.132 | S |
| 0.730 | 0.009 | -0.010 | 0.467 | 1.366 | 1.147 | 0.002 | C |
| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.092 | 0.135 | S |
| 0.750 | 0.019 | -0.002 | 1.123 | 1.176 | 1.237 | 0.010 | C |
| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.126 | S |
| 0.746 | 0.026 | 0.002 | -0.162 | 0.356 | 1.046 | 0.025 | C |
| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.117 | S |
| 0.732 | 0.020 | -0.004 | 0.747 | 0.300 | 1.260 | -0.001 | C |
| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.306 | 0.135 | S |
| 0.728 | -0.008 | 0.723 | 0.480 | 1.093 | -0.004 | | C |
| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.204 | 0.123 | | S |

فترة ما بعد أزمة 2011

هي الفترة الممثلة في السنوات من 2012 إلى 2015، وكانت تقديرات الانحدار الإمكاناني لمعاملات المتغيرات كما هو موضح في الجدول رقم (8).

ومن هذا الجدول نجد أن:

كل المحافظ اشتملت علي متغير معنويات المستثمر للمحفز الداخلي SNT1. وأيضًا تضمنت متغير معنويات المستثمر للمحفز الخارجي SNT2 فيما عدا نموذج المحفظة B/H.

ويتضح من هذه النتيجة قبول الفرض الأول من فرضيات الدراسة الذي ينص على وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين معنويات المستثمرين وعائد السهم.

استنتاجات الدراسة

تسعى الدراسة إلى تحليل دور معنويات المستثمرين في تسعير الأصول المالية وخاصة خلال الأزمات المالية، حيث تمت إضافة متغير معنويات المستثمرين إلى نموذج «فاما-فرنش» الثلاثي العوامل. وبعد مراجعة الدراسات السابقة تم إعداد مؤشر لقياس معنويات المستثمر من خلال أربعة متغيرات، وهي: متغيران يعتمدان على المقاييس المباشرة لمعنويات المستثمرين، وهما مؤشر ثقة المستهلك في السوق المصري، ومؤشر الثقة في السوق العالمية. ومتغيران يمثلان المقاييس غير المباشرة للمعنويات التي تعتمد على سيولة السوق، وهما متغير تذبذب السوق ومتغير معدل الدوران. وباستخدام أسلوب التحليل العاملي Factor Analysis لدمج مجموعة من المتغيرات في متغير واحد أو متغيرين بطريقة Varimax لتدوير المكونات، تم التوصل إلى إمكانية قياس معنويات المستثمرين من خلال متغيرين، وهما متغير معنويات المستثمر للمحفز الداخلي لقياس معنويات المستثمر تجاه الأحداث الداخلية، وذلك من خلال مؤشري معدل الدوران والثقة في السوق المصري، وهو عبارة عن القيم المعيارية لهذين المؤشرين والمستخرجة من التحليل العاملي. ومتغير معنويات المستثمر للمحفز الخارجي لقياس معنويات المستثمر تجاه الأحداث الخارجية، وذلك من خلال مؤشري تذبذب السوق والثقة في السوق العالمي، وهو عبارة عن القيم المعيارية لدمج المؤشرين.

وحيث إن فترات الأزمات عادة تحدث خلال فترات زمنية قصيرة نسبيًا، وحيث إنه لا يمكن الحصول على بيانات يومية لمعنويات المستثمرين والبيانات المتاحة هي بيانات شهرية، وبالتالي يكون عدد المشاهدات قليلة واستخدام

الأساليب التقليدية في التحليل، مثل تحليل الانحدار سوف يؤدي إلى نتائج غير دقيقة، ولذلك فقد تم استخدام أسلوب الانحدار الفازي أو ما يعرف بالانحدار المكاني.

وتطبيق الانحدار الفازي وخوارزمية اختيار المتغيرات المستقلة على بيانات الدراسة أمكن الحصول على النتائج التالية، تراوحت القيمة التفسيرية لكل المحافظ في الفترة من 2007 وحتى الأزمة المالية في 2008 بين 0.56 و0.68، وتعتبر هذه القيمة قيمة تفسيرية جيدة لكل المحافظ التي تم تكوينها. وفي فترة الأزمة المالية تراوحت القيمة التفسيرية بين 0.52 و0.72 مما يدل على أهمية معنويات المستثمرين خلال فترة الأزمة المالية. تزايدت القيمة التفسيرية بعد الأزمة المالية لتتراوح بين 0.63 و0.77 خلال السنتين 2009 – 2010. وخلال الأزمة المالية في 2011 ظهر أثر معنويات السوق بسبب المحفز الداخلي في ثلاث محافظ وهي المحافظ الصغيرة متوسطة وعالية القيمة والمحافظ الكبيرة عالية القيمة فيما لم يظهر أي أثر لتأثير المعنويات بسبب المحفز الخارجي، وهذه النتيجة تبدو منطقية لأن أزمة 2011 كانت بسبب عوامل خاصة بالسوق المصري وليست لأسباب تتعلق بالسوق العالمي. اشتملت كل المحافظ في فترة ما بعد أزمة 2011 على متغير معنويات المستثمر للمحفز الداخلي SNT1، كما تضمنت- أيضًا- متغير معنويات المستثمر للمحفز الخارجي SNT2 فيما عدا نموذج المحفظة B/H.

التوصيات

في ضوء النتائج التي توصلت إليها الدراسة يمكن تقديم التوصيات التالية:

- التأكيد على الجهات المسؤولة بضرورة الحرص على زيادة ثقة المستثمرين في السوق المصري، حيث يجب العمل على ترتيب أوضاع السوق وزيادة الشفافية وترسيخ معنويات المستثمرين.
- ضرورة أن يهتم مديرو صناديق الاستثمار وصانعو السوق والمستثمرين بقياس معنويات السوق عند اختيارهم لتشكيلات الأوراق المالية لما له من أثر على العوائد التي من الممكن تحقيقها مستقبلاً، حتى يتمكنوا من تحقيق أعلى عوائد ممكنة.
- العمل على استخدام الأساليب العلمية والإحصائية الحديثة، مثل الانحدار الفازي وخوارزميته، والاستفادة منها في بناء المحافظ المالية واتخاذ القرار الاستثماري.
- على إدارة الشركات عند التخطيط لطرح أوراق مالية جديدة للإصدار الأولى أن تقوم بدراسة معنويات المستثمرين في السوق، لما قد يكون له من أثر كبير في تحديد أسعار الطرح.

الدراسات المستقبلية

- ناقشت الدراسة وجود اختلاف بين الباحثين في اختيار مقياس واضح ومحدد لمعنويات المستثمرين، ولذلك فإنه قد يكون من المفيد إجراء دراسات أخرى مماثلة تستخدم مقاييس مختلفة لقياس دور معنويات المستثمرين، ومن ثم تتم المقارنة بين نتائج هذه المقاييس وتحديد مدى التشابه والاختلاف في النتائج للوصول إلى المقياس المناسب.
- استخدمت الدراسة الانحدار الفازي وخوارزمية اختيار المتغيرات المستقلة، لكن يمكن إعادة الدراسة باستخدام أساليب إحصائية مختلفة ومقارنة نتائجها مع نتائج هذه الدراسة وتحديد الاختلاف في هذه النتائج ودلالاته.
- توصلت الدراسة إلى أهمية دور معنويات المستثمرين في تسعير الأصول المالية حتى في فترات الأزمات المالية، ولذلك فإنه من المفيد البحث عن المتغيرات التي تعمل كمحددات تساهم في تكوين معنويات المستثمرين.

المراجع

أولاً - مراجع باللغة العربية

- التقرير السنوي للبورصة، (التقارير السنوية للفترة من 2007 حتى 2015).
- التقرير المالي الشهري لوزارة المالية، (التقارير الشهرية للفترة من 2007 حتى 2015).

ثانياً - مراجع باللغة الأجنبية

- Abdelhameed, N. A. (2012). "A study of the impact of investor sentiment on stock market return: The case of Egypt". *CU Theses*.
- Alrabadi, D. W. H. (2015). "A new proxy for investor sentiment: evidence from an emerging market", *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, 5 (4), 334-343.
- Baker, M. and J. C. Stein. (2004). "Market liquidity as a sentiment indicator", *Journal of Financial Markets*, 7 (3), 271-299.
- Baker, M. and J. Wurgler. (2006). "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns", *The Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680.
- Baker, M.; J. Wurgler and Y. Yuan. (2012). "Global, local, and contagious investor sentiment", *Journal of Financial Economics*, 104 (2), 272–287.
- Ben-Rephael, A.; S. Kandel and A. Wohl. (2012). "Measuring investor sentiment with mutual fund flows", *Journal of Financial Economics*, 104 (2), 363–382.
- Berger, D. and H. J. Turtle. (2012). "Cross-sectional performance and investor sentiment in a multiple risk factor model", *Journal of Banking & Finance*, 36 (4), 1107–1121.
- Bergman, N. K. and S. Roychowdhury. (2008). "Investor Sentiment and Corporate Disclosure", *Journal of Accounting Research*, 46(5), 1057–1083.
- Brown and Cliff. (2005). "Investor Sentiment and Asset Valuation", *The Journal of Business*, 405-440.
- Canbaş, S. and S. Y. Kandır. (2009). *Investor sentiment and stock returns: Evidence from Turkey*. Emerging Markets Finance and Trade, 45(4), 36-52.
- Chan, S. Y. and W. Fong. (2004): "Individual investors' sentiment and temporary stock price pressure", *Journal of Business & Financ. Acc.* 31 (5 & 6), 823–836.
- Charoenruek, A. (2003). *Change in consumer sentiment and aggregate stock market returns*. The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University.
- Dash, S. R. and J. Mahakud. (2013). "Impact of Investor Sentiment on Stock Return: Evidence from India", *Journal of Management Research*, (09725814), 13 (3).
- De Long, J.; A. Shleifer; L. Summers and R. Waldmann. (1990). "Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation", *The Journal of Finance*, 45, 379-395.
- DeLong, J. B. (2005). *Financial markets, noise traders, and fundamental risk: Background memo*. UC Berkeley and NBER.
- GAMS Development Corporation. (2014). *The General Algebraic Modeling System*, GAMS IDE Release 3.24.1, Washington, DC, USA.
- Ho, C. and C. Hung. (2009). "Investor sentiment as conditioning information in asset pricing", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, pp. 892–903.

- Hribar, P. and J. McInnis. (2011). "Investor Sentiment and Analysts' Earnings Forecast Errors", *Management Science*, 58(2), 293–307.
- Kim, K. J.; H. Moskowitz and M. Koksalan. (1996). "Fuzzy versus statistical linear regression", *European Journal of Operational Research*, 92, pp. 417-434.
- Kling, G. and L. Gao. (2008). "Chinese institutional investors' sentiment", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18, 374-387.
- Kurov, A. (2010). "Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy", *Journal of Banking & Finance*, 34 (1), 139–149.
- Li, C. A.; A. C. Hsu and H. J. Ley. (2008). "Market Crashes and Investor Sentiment: The Case of Taiwan", *Journal of International Management Studies*, 3 (1), 275-283.
- Ling C. David; Naranjo Andy and Scheick Benjamin. (2010). *Investor Sentiment and Asset Pricing in Public and Private Markets*, January
- Mian, G. M. and S. Sankaraguruswamy. (2012). "Investor Sentiment and Stock Market Response to Earnings News", *The Accounting Review*, 87 (4), 1357–1384.
- Oprea, D. S. and L. Brad. (2014). "Investor sentiment and stock returns: evidence from Romania", *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 4(2), 19-25.
- Qiu, L. and I. Welch. (2004). *Investor sentiment measures* (No. w10794). National Bureau of Economic Research.
- Schmeling, M. (2009). "Investor sentiment and stock returns: Some international evidence", *Journal of empirical finance*, 16 (3), 394-408.
- Shaker, M. A. and Khairy Elgiziry. (2014). "Comparisons of Asset Pricing Models in the Egyptian Stock Market", *Accounting and Finance Research*, Vol. 3, No. 4.
- Shleifer, A. and L. Summers. (1990). "The noise trader approach to finance", *Journal of Economic Perspectives*, 3, 436-475.
- Tanaka, H.; S. Uejima and K. Asai. (1982). *Linear Regression Analysis with Fuzzy Model*, IEEE Transactions on Systems, 6, 903-907.
- Wang, H. and R. Tsaur. (2000). "Bicriteria variable selection in fuzzy regression equation", *Computers & Mathematics with Applications*, Vol. 40, Issues 6–7, pp. 877-883.
- Wang, Y.; C. Li and C. Lin. (2009). "The impact of investor sentiment on the futures market, evidence from the Taiwan futures exchange", *Int. Res. J. Financ. Econ.* 28, 134–151.
- Zouaoui, M.; G. Nouyrigat and F. Beer. (2011). "How does investor sentiment affect stock market crises? Evidence from panel data", *Financial Review*, 46 (4), 723-747.

Investor Sentiment Role on Asset Pricing in Emerging Markets During Stock Markets Crisis: Application to Egyptian Market Using Fuzzy Regression

Dr. Nesma A. Heshmat

Assistant Professor - Business Administration Dept.

Dr. Hisham Abdel Majeed Abdallah

Dept. of Statistics, Math. and Insurance

Assiut University

Arab Republic of Egypt

ABSTRACT

The purpose of this study is to investigate the investors sentiment in the emerging markets and analyze its role could improve the well-known models like Fama-French Model by using Fuzzy Regression.

The Egyptian stock has witnessed two crises, the first is world financial crisis in 2008 and the second is in 2011 as a result of the Egyptian revolution.

The study will analyze the role of investor's sentiment on the asset pricing during the stock crisis. To capture the effect of the stock crisis the data sample include one year before 2008 crisis, during 2008 crisis, from 2009 till 2010, during 2011 crisis and three years after the 2011 crisis.

The study employs methodologies proposed in literatures to construct investor sentiment index for the period.

The results conduct the importance role of investor sentiment on asset pricing.

Key words: *Fama-French Model, Investor Sentiment, Behavioral Finance, Asset Pricing, Fuzzy Regression.*

