

آزمون تجربی ثبات، قابلیت پیش‌بینی و نوسانات در بازار سرمایه

کشورهای حوزه خلیج فارس

بهزاد ورمزیاری**

یدالله دادگر*

تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۵/۰۳

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۱۷

چکیده

این مقاله به بررسی رابطه پویای بازارهای مالی، پایداری، قابلیت پیش‌بینی و میزان ماندگاری نوسانات شوک‌ها در بازارهای سهام کشورهای ایران، عربستان، امارات، قطر، بحرین و عمان پرداخته است. در این تحقیق با به کارگیری داده‌های ماهیانه برای دوره زمانی ۲۰ ساله ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ از مدل‌های خودهمبسته واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH) و مدل‌های سری زمانی خودهمبسته میانگین متحرک (ARMA) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد بازار سهام ایران قابلیت پیش‌بینی چندانی ندارد. اکثر بازارها نوسانات خوشه‌ای است و تقریباً در هیچ یک از بازارها به جز عمان نوسانات انفجاری وجود ندارد. همچنین در کشورهای بحرین و عمان در سطح ۰.۵٪ و در ایران در سطح ۱٪ میزان بازدهی داری پایداری نمی‌باشد. با وجودی که بازارهای این کشورها ظرفیت‌های بالایی برای کسب بازدهی سرمایه‌گذاری هستند اما نتایج این مقاله نشان دهنده پائین بودن میزان ارتباط این بازارها بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد هیچ بازار انفرادی توانایی رهبری این مجموعه بازارها را ندارد.

طبقه بندی JEL: G10, G11, G12

واژگان کلیدی: پایداری، قابلیت پیش‌بینی، نوسانات، بازارهای در حال ظهور.

* دانشیار اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

y-dadgar@sbu.ac.ir

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی:

Behzad.varmaziari@gmail.com

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاران علاقه‌مند هستند که بخشی از دارایی خود را در بازارهای نوظهور سرمایه‌گذاری کنند. زیرا این بازارها دارای رشد سریع تری نسبت به بازارهای کشورهای پیشرفته می‌باشند. پس سرمایه‌گذاران توجه خاصی به بازارهای نوظهوری از قبیل بازارهای خاورمیانه و آفریقا دارند. حوادث سپتامبر ۲۰۰۱ منجر به تغییراتی در ارتباط اقتصادی-سیاسی سایر مناطق با خاورمیانه شد. پس از مدتی وقفه بازارهای مالی خاورمیانه به منطقه مالی جهانی برگشتند. در عین حال کشورهای بحرین، عمان و عربستان به لیست موجود بازارهای نوظهور در منطقه خاورمیانه اضافه گشتند. اگر چه بازارهای سرمایه بین‌المللی همگرایی کامل بخشی ندارند ولی می‌توان اعلام کرد که یک وابستگی بین بخشی رو به افزایش در بین بازارها و مناطق دنیا وجود دارد. بازارهای نوظهور در دهه‌های اخیر شروع به تخصیص زمینه‌های سودآوری با نرخ‌های فزاینده کردند. با وجودی که عوامل مختلفی برای توضیح توسعه بازارهای نوظهور وجود دارد، اما اصلاحات اقتصادی دو دهه اخیر در این بازارها با افزایش سرعت در انتقال سرمایه از کشورهای صنعتی به این بازارها همسو بوده است. بیشتر تمرکز ما در این مطالعه بر روی بررسی ثبات و قابلیت پیش‌بینی نوسانات بازارها و پاداش ریسک می‌باشد. بیشتر بررسی‌های قبلی متمرکز بر بازارهای کشورهای توسعه یافته بوده است. هدف تمرکز بر روی بازارهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر ایران می‌باشد. در ادامه بخش‌های اصلی شامل مروری بر مطالعات، متدولوژی، تحلیل نتایج و نکات قابل ملاحظه تدوین می‌گردد.

۲. زمینه‌ها و مروری بر مطالعات

پیش‌بینی نوسانات بازارهای سهام و میزان پایداری این بازارها یکی از مهمترین موضوعات مورد مطالعه در بازارهای مالی دنیا است. نوسانات به عنوان یک عامل مؤثر در تعیین ریسک سرمایه‌گذاری، می‌تواند نقش مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا کند و در بازارهای مالی مختلف در تعیین بازدهی سهام شرکت‌ها بسیار تعیین‌کننده می‌باشد. یک مطلب مهم این است که ماهیت نوسانات در بازارهای مختلف متفاوت

هستند. همچنین با وجود آنکه استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی در بررسی نوسانات در بیش‌تر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته بسیار مورد توجه قرار گرفته است، ولی هیچ‌کس روش جهان‌شمول برای بررسی نوسانات بازده سبد سهام با قابلیت اطمینان بالا مطرح نکرده است. به این صورت که اگر در یک بازار، روشی کارایی بالاتری از خود نشان می‌دهد، در بازاری دیگر از کارایی بالایی برخوردار نیست. عناصری از قبیل ماهیت متفاوت بازارها و درجه توسعه یافتگی بازارهای مالی، زمینه ساز انجام مطالعات گسترده‌تری برای بررسی نوسانات بازارهای مالی شده است. مطالعات صورت گرفته در عین حال به نتایج یکسانی منجر نشده و محققان روش‌های مختلفی بکار برده‌اند. بدلیل نوسانات شدیدی که در چند دهه اخیر (بویژه طی بحران ۲۰۱۰-۲۰۰۷)، در بازارهای سهام رخ داده است، موضوع توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است. سوال اصلی این تحقیق بررسی رابطه پویای بازارهای مالی، پایداری، قابلیت پیش‌بینی و میزان ماندگاری نوسانات شوک‌ها در بازارهای سهام کشورهای ایران، عربستان، امارات، قطر، بحرین و عمان است که شامل دو بخش می‌باشد: اول تمرکز بر روی یک نمونه از کشورهای حوزه خلیج فارس (با داده‌های ماهیانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰) است. دوم مربوط به پایداری، پیش‌بینی پذیری و نوسانات بازار سهام این کشورها می‌باشد. تمرکز بر روی آزمون الف) ضریب پایداری برای مدل‌های خودهمبسته میانگین متحرک برای بازدهی ماهیانه. ب) آزمودن اینکه آیا بازار سهام قابل پیش‌بینی است. ج) اثرات نوسانی بازدهی پیش‌بینی شده در مدل واریانس ناهمسانی خودهمبسته شرطی تعمیم یافته، مدنظر می‌باشد. روش شناسی مدل‌های واریانس ناهمسانی خودهمبسته شرطی تعمیم یافته (GARCH) به دلیل استفاده از مدل سازی برای نوسانات بازار سهام می‌باشد. به منظور مدل سازی نوسانات بازدهی بازار سهام در این کشورها از این روش استفاده شده است.

مروری بر مطالعات پیشین: بسیاری از مطالعات صورت گرفته نشان دهنده ارتباط کم و بازدهی کم بازارهای نوظهور در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. در این بازارها از یک طرف بازدهی انتظاری بالا و از طرف دیگر نوسانات بالا می‌باشند، اما بازارهای منفرد نوسانات

کمتری دارند. به همین دلیل تنوع سازی سبد دارائی در بین کشورها سبب کاهش ریسک می‌شود. مریک و همکاران^۱ (۲۰۰۷) هم حرکتی بازارهای سهام مصر، اسرائیل، اردن، ترکیه، انگلیس و آمریکا را برای دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۶ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد همبستگی ضعیفی بین بازارهای سهام مصر، اسرائیل، اردن و ترکیه وجود دارد. شامپورو^۲ (۲۰۰۵) به بررسی رابطه پویا بین بازدهی روزانه بازارهای سهام خاورمیانه (مصر، اسرائیل، اردن، لبنان، مراکش، عمان و ترکیه) و آمریکا پرداخت. او نشان داد که رابطه پویا بین این بازارها ضعیف است. گیراد و فریرا^۳ (۲۰۰۴) هم انباشتگی و اثرات برون ریز را برای گروهی از کشورهای خاورمیانه و آفریقای شمالی (MENA) مورد بررسی قرار دادند و متوجه شدند که حرکات بلند مدت مشترک بین آن‌ها وجود ندارد، اگر چه حساسیت شوک‌های درون منطقه ای از طریق طول دوره مطالعه افزایش می‌یابد. حکیم^۴ (۲۰۰۲) روی بورس قاهره تمرکز کرد و شواهدی از رابطه علیت کوتاه مدت بین بازار سهام مصر و بازارهای مالی عمده جهان به دست آورد اما هم انباشتگی نداشتند. هاگو و همکاران^۵ (۲۰۰۱) در مورد ثبات نوسانات و پاداش ریسک و تداوم نوسانات بازار سهام و سرمایه در هفت کشور آمریکای لاتین نشان دادند که عملکرد قابل ملاحظه‌ای با استفاده از اندازه گیری نسبت ریسک به بازدهی قابل پیش‌بینی می‌باشد. دارات و همکاران^۶ (۲۰۰۰) روابط بازار سهام بین مصر، مراکش و اردن را بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که گر چه این بازارها از لحاظ جغرافیایی دور هستند اما تمایل به همگرایی منطقه ای دارند و بازار مصر دیگر بازارهای منطقه را هدایت می‌کند.

رول^۷ (۱۹۹۲) با بررسی رفتار شاخص قیمت بازار سهام در بین ۲۴ کشور نتیجه گرفت که کاهش ریسک در تنوع سازی سبد دارایی بین المللی ممکن می‌باشد. فرنچ و همکاران^۸ (۱۹۸۷) و کمپبل و همو^۹ (۱۹۹۲) با استفاده از کار انگل^{۱۰} (۱۹۸۷) و سنتانا و وادهوانی^{۱۱} (۱۹۹۲) به این نتیجه رسیدند که در مورد توجیه کنندگی تغییرات و نوسانات در مورد شاخص‌های بازار سهام دارای یک اجماع مثبت هستند. پوتربا و

-
1. Meric et al. (2007)
 2. Shachmurove (2005)
 3. Girard and Ferreira (2004)
 4. Hakim, S.R. (2002)
 5. Hague et al. (2001)
 6. Darrat et al. (2000)
 7. Roll (1992)
 8. French et al. (1987)
 9. Campbell and Hamo (1992)
 10. Engle (1987)
 11. Sentana and Wadhvani (1992)

سامرز^۱ (۱۹۸۶) تاثیرات معنی دار نوسانات قیمت سهام در صورت وقوع یک شوک بر قیمت سهام را نشان دادند. آک‌گیری^۲ (۱۹۸۹) به پیش‌بینی نوسانات بازار سهام و مقایسه دقت پیش‌بینی این دو مدل پرداخت. کشاورز حداد و صمدی^۳ به پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران پرداخته و نشان دادند که برای انجام پیش‌بینی، مدل ARFIMA-FIGARCH نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. آن‌ها همچنین نشان دادند که در شرایط عادی نتایج حاکی از تاثیر تکانه‌های نفتی بر قیمت سهام و انتقال این تکانه‌ها به بازار ارز است. در شرایط بحرانی نیز کانال‌های ارتباطی میان بازارها به کلی از بین می‌رود. مرادی و همکاران^۴ با بررسی اثر چرخه‌های بازار سهام بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات غیرمنتظره اقلام تعهدی در ایران نشان دادند که مدیریت سود شرکت‌ها نمی‌تواند عامل بازدارنده‌ای در نحوه سرمایه‌گذاری افراد باشد و هم‌چنین شرایط بازار و وجود سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای تاثیر به‌سزایی در این امر ندارد. ابونوری و مومنی^۵ به بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران پرداختند و نشان دادند که نوسانات پیش‌بینی نشده اثر منفی داشته است. محرابیان^۶ (۱۳۸۳)، به بررسی حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی پرداخت و نشان داد که در کوتاه مدت، متغیر پولی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام داشته اما در بلندمدت ابتدا تولید ناخالص داخلی و سپس، تورم بیشترین سهم را دارا می‌باشد. خالو زاده و خاکی صدیق^۷ (۱۳۸۲) در بررسی روشهای پیش‌بینی پذیری قیمت سهام و تعیین میزان قابلیت پیش‌بینی در بازار بورس تهران نتیجه گرفتند که قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام توسعه صنایع به‌شهر کمترین و برای کلیه سهام شرکت‌های موجود در بورس تهران بیشترین مقدار را دارا است. همچنین نتایج حاکی

1. Poterba and Summers (1986)

2. Akgiray (1989)

۳- کشاورز حداد، غلامرضا. صمدی، باقر، (۱۳۸۸)

۴- مرادی، مهدی. فلاحتی، محمد علی. سلطانیان، زهره، (۱۳۸۷)

۵- ابو نوری، اسماعیل. مومنی، مانی، (۱۳۸۵)

۶- محرابیان، آزاده. (۱۳۸۳)

۷- خالو زاده، حمید. خاکی صدیق، علی، (۱۳۸۲)

صدیق و همکاران (۱۳۷۷^۱) نشان دهنده این بود که فرآیند مربوط به سری زمانی قیمت شهد ایران رفتار آشوبگونه ضعیف دارد.

۳. متدولوژی، داده‌ها و آزمون مدل

۳-۱. معرفی داده‌ها و آزمون ریشه واحد

در این مطالعه از داده‌های ماهیانه شاخص بازار سهام IFC² برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ برای شش کشور بحرین، عربستان، ایران قطر، امارات و عمان استفاده شده است. البته مشاهدات دوره مورد بررسی برای تمامی کشورهای ذکر شده یکسان نمی‌باشد. شاخص‌ها بر اساس ارزش وزنی سبد دارئی شامل سهام مبادله شده در این کشورها می‌باشد. حجم بازارها به وسیله میزان سرمایه موحود در بازار و نقد شوندگی سهام بررسی می‌شود. سهامی در این لیست وجود دارد که دارای بزرگترین مبادلات در بازارهای کشورهای در حال ظهور هستند (این شاخص‌ها توسط IFC محاسبه و مقادیر به صورت ارزش محلی و دلار آمریکا مورد محاسبه قرار گرفته است. برای سیستم‌های نرخ ارز چندگانه IFC از نزدیکترین نرخ ارز معادل با نرخ بازار آزاد استفاده شده و برای اطمینان از سازگاری مدل، تنها به افزودن یا حذف کردن سهام در محدوده زیر ۵۰٪ و یا بالاتر از ۷۰٪ از کل سرمایه بازار اقدام شده است). نتایج بررسی متغیرهای مدل با استفاده از آماره دیکی فولر در جدول (۱) آمده است:

۱. خاکی صدیق، کارو لوکس، خالوزاده، (۱۳۷۷)

2. International Finance Corporation's

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (بررسی پایایی متغیرها)

متغیرها	سطح			تفاضل مرتبه اول		
	با عرض ار مبدا	با عرض از مبدا و روند	نتیجه کلی	با عرض ار مبدا	با عرض از مبدا و روند	نتیجه کلی
بازدهی سهام ایران	-۱/۴۶	-۰/۹۸	نامانا	-۳/۷۲	-۴/۸۸	مانا
عربستان	-۱/۸۵	-۱/۵۳	نامانا	-۴/۶۴	-۴/۷۵	مانا
بحرین	-۱/۳۸	-۱/۶۱	نامانا	-۳/۸۷	-۵/۰۴	مانا
عمان	-۲/۱۶	-۰/۸۵	نامانا	-۳/۷۹	-۴/۶۱	مانا
قطر	-۲/۵۶	-۱/۸۲	نامانا	-۴/۳۳	-۵/۴۰	مانا
امارات	-۲/۰۱	-۲/۴۱	نامانا	-۴/۵۸	-۴/۴۲	مانا
مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی داری ۵٪	-۲/۹	-۳/۵	-	-۲/۹	-۳/۵	-

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

بر اساس نتایج جدول می‌توان بیان کرد که متغیرهای لگاریتم بازدهی سهام، برای بازارهای ایران، عربستان، بحرین، عمان، قطر و امارات نامانا بوده و با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند.

پایه نظری مدل: تحلیل مدل‌های سری‌زمانی عموماً بر پایه‌ی فرض همسانی واریانس‌ها بنا شده‌اند که این مورد در بسیاری از داده‌های سری‌زمانی خصوصاً داده‌های اقتصادی ممکن است برقرار نباشد. برای رفع ناهمسانی روش معقول آن است که از مدل‌هایی استفاده شوند که شروط ناهمسانی را در برازش مدل‌های فوق در نظر بگیرند. یک خانواده معروف از این مدل‌ها، خانواده‌ی مدل‌های اتورگرسیو شرطی ناهمسان واریانس (ARCH) است. اکثر مطالعات تجربی با استفاده از مدل‌های سری‌زمانی به ارزیابی روابط بازار سهام در یک چارچوب پویا پرداخته‌اند. در این مقاله، ما با استفاده از یک مدل هم‌انباشتگی ساده دو متغیره با GARCH errors ساده (یا BGARCH) که به اندازه کافی انعطاف پذیر است، پویایی پارامترها (واریانس و کوواریانس شرطی) را نشان می‌دهیم. علاوه بر این، مدل هم‌انباشتگی دو متغیره با یک مدل تصحیح خطای

دو متغیره در معادله میانگین (انگل و گرنجر^۱، ۱۹۸۷) و ساختار یک مدل GARCH errors در معادله واریانس از اطلاعات تاریخی چند بازار استفاده می‌کنند. مدل GARCH هم انباشته دو متغیره، به شرح زیر است:

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1(s_{t-1} - \gamma f_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

$$\Delta f_t = \beta_0 + \beta_1(s_{t-1} - \gamma f_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

$$h_{st}^2 = c_s + \alpha_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_s h_{s,t-1}^2 \quad (4)$$

$$h_{ft}^2 = c_f + \alpha_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_f h_{f,t-1}^2 \quad (5)$$

که در آن ψ_{t-1} ، اطلاعات در دوره $t-1$ ، H_t ماتریس واریانس شرطی، ε_t بردار خطا و $s_{t-1} - \gamma f_{t-1}$ جمله خطای به دست آمده از معادله $s_t = \delta + \gamma f_t + \varepsilon_t$ می‌باشد. ضرایب $\alpha_0, \beta_0, c_s, c_f$ جزء ثابت هستند. تخمین مدل با استفاده از روش حداکثر راستنمایی شبه شرطی انجام شده است. تابع راست نمایی لگاریتمی شرطی برای مشاهدات تکی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$L_t(\theta) = -\left(\frac{n}{2}\right) \log(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \log(|H_t(\theta)|) - \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_t(\theta)' H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t(\theta) \quad (6)$$

که در آن θ نشان دهنده برداری از پارامترها، n اندازه نمونه و t شاخص زمان می‌باشد. انتخاب بهترین ویژگی‌های مدل GARCH دو متغیره به رفتار داده‌های بازدهی بستگی دارد. به عنوان مثال، همبستگی - GARCH ثابت^۲ یا همبستگی شرطی پویا^۳ برای ماتریس کوواریانس‌های نرخ‌های ارز خارجی بهترین راه حل هستند.

$$H_t = A'A + (B'\varepsilon_{t-1})(B'\varepsilon_{t-1})' + C'H_{t-1}C$$

ماتریس‌هایی $n \times n$ می‌باشند. و A نیز یک ماتریس مثلثی می‌باشد. در یک مدل کلی تک متغیره GARCH به صورت زیر می‌باشد:

1. Engle and Granger(1987)
2. Constant Correlation-GARCH
3. Dynamic Conditional Correlation

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11t}^2 & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{22t}^2 \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

۲-۳. ثبات و قابلیت پیش‌بینی

مدل‌های خود همبسته میانگین متحرک $ARMA(p, q)$ مطرح شده توسط باکس و جنکینز^۱ می‌توانند به آزمون پایداری هر یک از بازارهای نوظهور بپردازند. بدین منظور می‌توان از مدل زیر استفاده کرد.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (8)$$

که y_t بازدهی مربوط به شاخص هر بازار از $t=1$ تا T می‌باشد و α_i ضرایب مربوط به وقفه‌های بازدهی می‌باشد به طوری که $i=1$ تا p می‌باشد و ε_t قسمت خطای جز مدل خودهمبسته است و β_j نیز ضرایب وقفه‌های جزء خطا می‌باشد به طوری که $j=1$ تا q می‌باشد. یکی از ویژگی‌های مدل فوق این است که قابلیت شناسایی و برآورده شدن را دارد پس ساختاری مناسب برای بررسی ثبات و پایداری بازار سهام می‌باشد. نمونه‌ای که شامل T مشاهده در دو قسمت می‌باشد که m مشاهده در قسمت اول و n مشاهده در قسمت دوم معادله می‌باشد. آزمون F به منظور آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم تغییرات ساختاری استفاده می‌شود. اگر این آزمون نتواند فرض صفر را رد کند و α_i یک مقدار کسری مثبت باشد در این صورت بازدهی برای هر بازار تلقی از یک بازار با ثبات در طول زمان محسوب می‌شود. برای این منظور نمونه‌ای جمع‌آوری شده برای این کشورها که بیشترین مقدار آن ۷۲۰ ماه و کمترین مقدار آن ۲۰۸ ماه می‌باشد را برای آزمون F استفاده خواهیم کرد.

برای پیش‌بینی بازدهی سهام آماره Q لیانگ-باکس و آزمون قابلیت پیش‌بینی لو-مک کینلی^۲ مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مقاله از آزمون نسبت واریانس استفاده شده است که با یک میانگین ثابت و واریانس محدود بدین صورت می‌باشد:

1. Box and Jenkins(1976)
2. Lo and McKinley(1988)

$$\overline{VR}(q) = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) p(k) \quad (9)$$

!!

در حالت کلی واریانس ناهمسانی آماره آزمون بدین شکل می‌باشد

$$Z(q) = \frac{\sqrt{ng}(\overline{VR}(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \underset{\sim}{\sim} N(0,1) \quad (10)$$

به طوری که بخش خطای استاندارد بدین صورت بوده

$$\hat{\theta}(q) = 4 \sum_{j=1}^{q-1} \left(1 - \frac{j}{q}\right)^2 \hat{\delta}_j \quad (11)$$

$$\hat{\delta}_j = \frac{\sum_{k=j+1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \beta)^2 (p_{k-j} - p_{k-j-1} - \beta)^2}{\left(\sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \beta)^2\right)} \quad (12)$$

نوسانی بودن، پاداش ریسک و پایداری نوسان: آزمون نوسانی بودن، پاداش ریسک و پایداری نوسان به وسیله $GARCH(p,q)-M$ صورت می‌گیرد (انگل ۱۹۸۲، بارسلو^۱ ۱۹۸۶، انگل و همکاران^۲ ۱۹۸۷) در این رویکرد واریانس شرطی در دوره t ، $h_t (= E_{t-1} \varepsilon_t^2)$ برابر است با:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (13)$$

به طوری که مدل ARCH برای جزء اخلال برابر است با:

$$\varepsilon_t = v_t \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2\right)^{1/2} \quad (14)$$

فرایند کلی بازدهی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = \mu_t + \delta h_t^{1/2} + \varepsilon_t \quad (15)$$

در معادلات فوق مجموع ضرایب α_i و β_i برابر با یک می‌باشد پس شوک وارده شده به شرط نوسانات آینده بازار می‌باشد. این مجموع ضرایب همچنان نشان دهنده تغییرات در تابع عکس‌العمل ناشی از شوک‌ها به نوسانات هر دوره می‌باشد. جزء $h_t^{1/2}$ نشان دهنده راهی برای مطالعه رابطه بین ریسک و بازدهی انتظاری می‌باشد. که

1. Bollerslev(1986)
2. Engle et al(1987)

میزان معنی داری تاثیر نوسانات بر شوک بازدهی به وسیله ضریب $h_t^{1/2}$ یعنی δ اندازه گیری می‌شود. یک مقدار مثبت و معنی داری از این عبارت بیانگر این است که سرمایه گذار از طریق یک مقدار بازدهی بالا در مقابل ریسک بالا جبران می‌شود و مقدار منفی و معنی دار آن نشان دهنده این است که سرمایه گذار به وسیله ریسک بالا بازدهی از دست می‌دهد.

۴. نتایج آزمون تجربی و جمع بندی

شاخص‌های بازار سهام (بر حسب دلار) در جدول (۲) نشان می‌دهد که میانگین در دو کشور عمان و بحرین منفی بوده و برای مابقی کشورها مثبت می‌باشد. در ایران میانگین مثبت و برابر ۰/۰۰۱۸۹ می‌باشد. در مورد نسبت ریسک به بازدهی، عربستان دارای بالاترین نسبت شارپ می‌باشد که برای ایران این نسبت عدد ۰/۰۲۲۶ می‌باشد. آماره مربوط به چولگی نشان می‌دهد که برای تمامی کشورها توزیع بازدهی بازار سهام به توزیع نرمال نزدیک نمی‌باشد.

جدول ۲: بازدهی ماهیانه کشورهای حوزه خلیج فارس

شاخص کشور	تعداد مشاهدات	میانگین	p-value	انحراف معیار	نسبت شارپ	چولگی	کشیدگی	p-value
ایران	۴۴۵	۰/۰۰۱۸۹	۰/۳	۰/۰۲۶۱	۰/۰۲۲۶	-۰/۸۳۲	۳/۱۴۲	۰/۰۰۰
عربستان	۳۵۰	۰/۰۰۱۶۸	۰/۱	۰/۰۲۰۸	۰/۰۵۸۶	۰/۱۷۵	۲/۶۴۵	۰/۰۰۰
بحرین	۲۹۷	-۰/۰۰۱۲۴	۰/۸	۰/۰۱۲۸	-۰/۷۱۲۳	-۰/۶۹۳	۳/۳۲۱	۰/۰۰۰
عمان	۲۰۸	-۰/۰۰۰۶۲	۰/۲	۰/۰۲۸۴	۰/۰۲۸۳	۱/۸۵۸	۷/۷۳۴	۰/۰۰۰
قطر	۴۴۰	۰/۰۰۰۹۱	۰/۳	۰/۰۲۱۶	۰/۰۳۹۲	۰/۸۴۳	۱۰/۳۱۲	۰/۰۰۰
امارات	۷۲۰	۰/۰۰۲۴۸	۰/۵	۰/۰۳۲۱	۰/۰۴۰۱	۰/۴۶۵	۳/۴۸۵	۰/۰۰۰

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

همبستگی بین بازدهی کشورها در جدول (۳) نشان می‌دهد که ارتباط بین کشورها نسبتاً پایین است به طوری که همبستگی بین بازار سهام عربستان و امارت ۰/۲۷ بوده و

کمترین میزان همبستگی نیز بین کشورهای ایران و عمان می‌باشد که مقدار $-۰/۰۵$ می‌باشد. همبستگی پائین سبب ایجاد فرصت‌هایی برای سرمایه‌گذاری با تنوع بازاری می‌باشد زیرا با داشتن همبستگی منفی هرگاه در یک بازار بازدهی کاهش یابد در بازار دیگر بازدهی افزایش خواهد یافت و یک فرد ریسک‌گریز از طریق سرمایه‌گذاری در بازارهایی که دارای همبستگی منفی هستند می‌تواند میزان ریسک خود را کاهش دهد. با توجه به نتایج، یک فرد ریسک‌گریز از طریق سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام ایران و عمان می‌تواند میزان ریسک خود را کاهش دهد.

جدول ۳: ارتباط میان بازدهی بازارهای کشورهای حوزه خلیج فارس

کشورها	تعدادمشاهدات	ایران	عربستان	بحرین	عمان	قطر	امارات
ایران	۴۴۵	۱	۰/۲۳	۰/۲۱	-۰/۰۵	۰/۱۹	۰/۱۸
عربستان	۳۵۰		۱	۰/۲۵	۰/۰۸	۰/۲۸	۰/۲۷
بحرین	۲۹۷			۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۸
عمان	۲۰۸				۱	-۰/۰۴	۰/۱۶
قطر	۴۴۰					۱	۰/۲۲
امارات	۷۲۰						۱

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

نتایج مربوط به آزمون ثبات در جدول (۴) نشان می‌دهد که بازدهی در کشورهای بحرین و عمان در سطح ۵٪ دارای ثبات نمی‌باشد و برای کشورهای ایران و امارات و قطر نیز در سطح ۱٪ میزان بازدهی دارای ثبات و پایداری نمی‌باشد. براساس یافته‌های ما بازار سهام ایران دارای ثبات نمی‌باشد که این امر می‌تواند به دلیل عدم شفاف‌سازی اطلاعات، عدم دسترسی به موقع به اطلاعات، حرفه‌ای نبودن معامله‌گران و عدم پاسخگویی و مسئولیت‌پذیری مسئولین ذی‌ربط باشد. بنابراین در بازار سهام ایران، کسب سودها و زیان‌های غیرمتعارف دور از ذهن نیست. کشورهای در حال ظهور به طور طبیعی دارای سرعت تغییر بالایی در طول زمان هستند. نوسانات بورس در ایران بویژه در محدوده زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲، بسیار نوسانی و غیرمتعارف بوده است. اصولاً

مدیریت اقتصادی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵ در ایران را می‌توان بی‌انضباط‌ترین دوره مدیریت اقتصادی این کشور دانست. دست‌کاری در شاخص‌ها و فراهم ساختن زمینه‌های حسابی از نمونه عملکردهای مدیریت مربوطه است.

جدول ۵: تصریح مدل ARMA و آزمون ثبات برای بازدهی ماهیانه

کشور	تعداد مشاهدات	وقفه ARMA	ضریب	p-value	آزمون F (S)	(S) p-value
ایران	۴۴۵	AR(9)	-۰/۴۲۶	۰/۰۰۰	۸/۱۶۷	۰/۰۰۷
		AR(10)	۰/۱۵۵	۰/۰۰۰		
		MA(9)	۰/۱۲۳	۰/۰۱۳		
عربستان	۳۵۰	AR(1)	۰/۱۵۳	۰/۰۱۵	۰/۶۸۹	۰/۴۲۳
بحرین	۲۹۷	AR(1)	۰/۲۶۲	۰/۰۰۰	۳/۵۵۹	۰/۰۲۵
		AR(3)	-۰/۲۴۷	۰/۰۰۰		
عمان	۲۰۸	AR(1)	۰/۲۷۱	۰/۰۰۰	۴/۲۱۵	۰/۰۱۲۳
		AR(2)	-۱/۹۸۷	۰/۰۰۱		
قطر	۴۴۰	AR(13)	۰/۶۵۱	۰/۰۰۰	۰/۴۷۲	۰/۰۰۷
		MA(13)	-۰/۶۳۳	۰/۰۰۰		
امارات	۷۲۰	AR(1)	۰/۳۵۶	۰/۰۰۱	۹/۵۱۷	۰/۰۰۰
		AR(2)	-۰/۶۷۵	۰/۰۰۰		
		MA(1)	-۰/۴۱۴	۰/۰۰۰		

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

نتایج آزمون قابلیت پیش‌بینی بر پایه خودهمبستگی و آماره لیانگ - باکس (جدول ۵) نشان می‌دهد که تنها بازدهی سهام کشور بحرین قابلیت پیش‌بینی دارند و سایر کشورهای مورد مطالعه از جمله ایران قابلیت پیش‌بینی بالایی ندارند.

۱. آزمون F و میزان سطح اطمینان برای فرض صفر مبنی بر عدم تغییرات ساختاری انجان شده است.

جدول ۵: خودهمبستگی و آماره Q لیانگ - باکس

آماره Q لیانگ - باکس			خودهمبستگی			DW	مشاهدات	کشور
p-value	Q-stat	وقفه	تفاضل دوم	تفاضل اول	سطح			
۰/۶۲۱	۱۰/۵۶	۱۵	۰/۰۱۶	۰/۷۲	-۰/۳۲۶	۱/۸۳	۴۴۵	ایران
۰/۵۴۵	۲۵/۵۱	۳۰						
۰/۴۷۲	۴۱/۰۲	۴۵						
۰/۱۰۶	۲۱/۸۶	۱۵	۰/۱۷۳	۰/۱۱۵	۰/۱۱۸	۲/۰۴	۳۵۰	عربستان
۰/۴۳۱	۳۰/۴۵	۳۰						
۰/۱۸۶	۵۳/۱۸	۴۵						
۰/۰۳۱	۲۵/۳۶	۱۵	-۰/۱۰۰	۰/۰۱۴	۰/۰۷۵	۲/۱۰	۲۹۷	بحرین
۰/۰۹۹	۳۹/۰۸	۳۰						
۰/۲۰۷	۵۱/۳۵	۴۵						
۰/۱۰۳	۲۰/۸۷	۱۵	-۰/۰۲۱	۰/۰۷۶	-۰/۰۳۱	۱/۸۴	۲۰۸	عمان
۰/۶۷۵	۲۴/۵۴	۳۰						
۰/۹۸۳	۲۶/۲۴	۴۵						
۰/۹۸۸	۸/۵۴	۱۵	۰/۰۳۷	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۲	۱/۹۲	۴۴۰	قطر
۰/۹۹۳	۱۴/۶۳	۳۰						
۰/۹۵۷	۲۹/۲۴	۴۵						
۰/۳۳۴	۱۳/۴۷	۱۵	۰/۰۴۲	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۶	۲/۱۵	۷۲۰	امارات
۰/۲۱۲	۴۲/۶۷	۳۰						
۰/۱۳۱	۵۸/۵۳	۴۵						

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

جدول (۶) نشان دهنده نتایج آزمون نسبت واریانس آماره لو - مک کیندلی با استفاده از آماره Z می‌باشد که بر اساس واریانس ناهمسانی برای دوره زمانی ۲، ۴، ۸ و ۱۶ هفته تعدیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که عربستان و بحرین و عمان برای ۲ و ۴ هفته، امارات در سطح ۱٪ برای همه دوره، قطر دوره زمانی ۲ و ۴ هفته قابلیت پیش بینی

وجود دارد اما بازار سهام ایران قابلیت پیش بینی ندارد.

جدول ۶: آزمون نسبت واریانس بازدهی بازار سهام

تعداد هفته‌های مورد بررسی بازدهی بازار سهام (q)					مشاهدات	کشور
۱۶	۸	۴	۲			
۱/۰۸۸	۱/۰۶۵	۱/۰۴۱	۰/۹۷۱	VR(q)	۴۴۵	ایران
۰/۱۴۸	۰/۱۶۴	۰/۲۸۱	۰/۰۳۴	Z(q)		
۰/۱۵۳	۰/۱۷۳	۰/۲۸۵	۰/۵۹۴	p-value		
۱/۴۳۱	۱/۴۲۱	۱/۳۳۴	۱/۱۶۴	VR(q)	۳۵۰	عربستان
۰/۶۴۲	۱/۰۰۴	۱/۸۳۷	۲/۴۷۳	Z(q)		
۰/۲۵۶	۰/۳۵۲	۰/۰۳۵	۰/۰۱۵	p-value		
۱/۰۹۵	-۰/۹۸۴	۱/۳۶۳	۱/۲۲۳	VR(q)	۲۹۷	بحرین
۰/۱۲۳	-۰/۰۶۱	۱/۷۹۱	۳/۰۱۸	Z(q)		
۰/۹۲۵	۰/۵۸۲	۰/۰۵۱	۰/۰۰۳	p-value		
۱/۳۰۱	۱/۳۰۵	۱/۳۵۵	۱/۱۸۲	VR(q)	۲۰۸	عمان
۰/۴۰۱	۰/۷۲۵	۱/۷۴۱	۲/۴۳۱	Z(q)		
۰/۴۵۱	۰/۵۲۸	۰/۰۸۶	۰/۰۱۸	p-value		قطر
۰/۸۷۲	۰/۹۶۶	۰/۹۸۳	۰/۹۷۲	VR(q)	۴۴۰	
-۰/۳۱۸	-۰/۱۴۲	-۰/۲۰۶	-۰/۹۳۶	Z(q)		
۰/۲۴۶	۰/۱۰۲	۰/۰۱۲	۰/۰۵۲	p-value		امارات
۲/۶۱۵	۱/۹۷۴	۱/۶۱۶	۱/۱۹۶	VR(q)	۷۲۰	
۲/۹۱۳	۲/۷۵۵	۳/۶۵۲	۳/۵۲۴	Z(q)		
۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	p-value		

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

نوسانات و پاداش ریسک و ماندگاری شوک‌ها در جدول (۷) به دست آمده است. براساس آن کشور عمان نشان دهنده نوسانات خوشه‌ای در بازار سهام نوده وبقیه نوسانات خوشه‌ای معنی داری در بازار سهام خود دارند. پارامتر مدل (جدول ۸) نشان

میدهد که شوک‌های بازار انفجاری نمی‌باشند.

جدول ۷: بازدهی سهام کشورهای حوزه خلیج فارس برای دوره ۱۹۹۰ - ۲۰۱۰

کشور	مشاهده	μ	δ	α_0	α	β	$\sum(\alpha+\beta)^t$	LF	کشیدگی	چولگی	Q(۳۰)
ایران	۴۴۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰	۰/۱۷	۰/۴۳	۰/۶	۷۳۰	۱/۷۵	-۰/۹	۲۲/۱۸
		۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۱۲۸	۰/۶۲	۰/۰	۰/۰۴		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۵۲۱
عربستان	۳۵۰	۰/۰۰۱	۰/۰۸۷	۰/۰۰۰	۰/۳۵	۰/۴۰	۰/۷۵	۸۲۱	۱/۵۰۲	۰/۱۹	۱۷/۰۸
		۰/۳۷۵	۰/۱۶	۰/۰۰۲	۰/۰	۰/۰	۰/۰۲		۰/۰۰۰	۰/۲۳۱	۰/۹۱۳
بحرین ^۱	۲۹۷	-۰/۰۰۱	-۰/۱۰۴	۰/۰۰۰	۰/۱۷	۰/۶۵	۰/۸۲	۷۶۲	۳/۵۱۲	-۰/۲۱	۸۰/۲۱
		۰/۲۸۳	۰/۱۶۵	۰/۰۷۱	۰/۰۳	۰/۰	۰/۰۹		۰/۰۰۰	۰/۲۷۵	۰/۰۰۰
قطر	۴۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۱	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۴۷	۰/۵۹	۱۳۵۲	۱۰/۵۷	۰/۶۱	۲۰/۴۱
		۰/۳۴۷	۰/۶۰۱	۰/۳۳۰	۰/۰۵	۰/۰	۰/۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۷۳۸
امارات	۷۲۰	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۱۵	۰/۵۳	۰/۶۸	۹۸۵	۳/۸۲۵	۰/۱۰	۱۵۲/۴
		۰/۱۴۳	۰/۱۶۵	۰/۰۰۰	۰/۳۱	۰/۰	۰/۰۳		۰/۰۰۰	۰/۴۶۱	۰/۰۰۰

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

ماندگاری و پایداری نوسانات شوک‌ها به وسیله $(\alpha - \beta)$ اندازه‌گیری شده است. بر طبق رویکرد انگل و بارسلو^۲ مقدار بزرگتر از یک دلالت بر این دارد که تابع عکس العمل نوسانات با افزایش زمان بالاتر می‌رود و برای مقادیر کمتر از یک دلالت بر این دارد که شوک‌ها در طول زمان از بین خواهند رفت و برای مقادیری که این عبارت نزدیک یک می‌باشد این از بین رفتن شوک‌ها به کندی صورت می‌گیرد. بیشترین مقدار این عبارت مربوط به کشور بحرین (۰/۸۲) می‌باشد. در بازارهای مالی هنگامی که ریشه معادله بین نیم و یک باشد متغیر دارای حافظه بلندمدت بوده یعنی در عین حال که متغیر مانا می‌باشد مدت زمان زیادی طول می‌کشد تا شوک از بین برود. نتایج نشان می‌دهد در تمامی بازارهای مالی از جمله ایران ریشه معادلات بزرگتر از نیم بوده پس

1. Engle and Bollerslev(1986)

این بازارها دارای حافظه بلندمدت هستند و شوک‌های وارده را مطابق با شواهد تجربی رخ داده در طی چند دهه گذشته، در خود نگه می‌دارند. بازار سهام ایران علیرغم برخورداری از ویژگی عدم قابلیت پیش‌بینی دارای حافظه بلندمدت بوده که این بر خلاف فرضیه بازارهای کارا می‌باشد که بیانگر نداشتن حافظه بلندمدت می‌باشد. سرانجام جدول (۸) عملکرد پیش‌بینی مدل ما را بر اساس داده‌های گذشته برای پیش‌بینی دو هفته آتی را برای بیشتر کشورها به جز بحرین و عمان پیش‌بینی میکند. به وسیله نشان دادن نسبت MSE گام تصادفی بودن مدل ARMA برای مقادیری که در آنها میانگین مجذور خطا نسبی^۱ بیشتر از یک باشد تأیید می‌گردد.

جدول ۸: مقایسه میانگین مجذور خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو (گام تصادفی مدل)

کشورها	تعداد مشاهدات	میانگین مجذور خطا	
		مدل نایو	مدل ARMA
ایران	۱۰۴	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۰۱۳۴
عربستان	۱۰۴	۰/۰۰۰۳۲	۰/۰۰۰۳۷
بحرین	۴۲	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰۸
عمان	۴۲	۰/۰۰۰۵۸	۰/۰۰۰۵۷
قطر	۱۰۴	۰/۰۰۰۳۹	۰/۰۰۰۴۱
امارات	۱۰۴	۰/۰۰۱۴۰	۰/۰۰۱۴۲

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

۵. جمع بندی و پیشنهادهای سیاستی

در این مقاله سعی شد که آزمون تجربی بر روی ثبات و قابلیت پیش‌بینی و نوسانات و پاداش ریسک و ماندگاری شوک‌ها در بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس (ایران، عربستان، بحرین، عمان، قطر و امارات) صورت گیرد. نو ظهور بودن این بازارها، ظرفیت سرمایه‌گذاری و کسب بازدهی بالا انگیزه انجام این مطالعه گردید. نتایج نشان داد که بازدهی در کشورهای بحرین و عمان در سطح ۵٪ و برای ایران و

1. Relative MSE

امارات و قطر در سطح ۱٪ داری ثبات و پایداری نمی‌باشد. قابلیت پیش‌بینی این بازارها نیز نشان داد که بازار ایران قابلیت پیش‌بینی ندارد. آزمون مربوط به نوسانات این بازارها نیز نشان می‌دهد که به جز کشور عمان بقیه دارای نوسانات خوشه‌ای در بازار سهام خود می‌باشند. همچنین شوک‌های وارده و نوسانات ناشی از آن در تمامی بازارها دارای حافظه بلندمدت بوده و ماندگاری و پایداری زیادی دارند. بازار سهام ایران علی‌رغم برخورداری از ویژگی عدم قابلیت پیش‌بینی دارای حافظه بلندمدت بوده که این برخلاف فرضیه بازارهای کارا می‌باشد. پیشنهادات زیر با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، قابل ارائه هستند: ۱- افزایش در شفاف سازی اطاعات شرکت‌های موجود در بورس جهت کارایی بالای اطلاعات و علامت دهی بازار. ۲- ایجاد قوانین حمایتی و پویا از ابزارهای مالی و فعالیت‌های شرکت‌های موجود در بازار سهام. ۳- هماهنگی سیاست‌های پولی و ارزی کشورها جهت برابری سودها و بازدهی‌ها برای جلوگیری از خروج سرمایه. ۴- ایجاد محیط مطمئن برای سرمایه‌گذاران خارجی جهت ورود در بازار سرمایه و سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران. ۵- فراهم سازی فضای استاندارد کسب و کار، توجه به حقوق مالکیت، حفاظت از قراردادهای و عدم دخالت مقامات رسمی در اصلاح شاخص‌های بازار سرمایه در ایران.

منابع:

- ابو نوری، اسماعیل ومومنی، مانی (۱۳۸۵). بررسی هم زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۶: ۱۰۱-۱۱۷.
- خالو زاده، حمیدو خاکی صدیق، علی (۱۳۸۲). ارزیابی روشهای پیش‌بینی پذیری قیمت سهام و تعیین میزان قابلیت پیش‌بینی در بازار بورس تهران، شماره ۳۰: ۶۱-۸۸.
- خاکی صدیق، علی و لوکس، کارو و خالوزاده، حمید (۱۳۷۷). آیا قیمت سهام در بازار بورس تهران قابل پیش‌بینی است؟ (نگرشی جدید به رفتار قیمت سهام و قابلیت پیش‌بینی آن، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره ۵۳: ۸۷-۱۰۲).
- کشاورز حداد، غلامرضا صمدی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۶: ۱۹۳-۲۳۵.
- کشاورز حداد، غلامرضا معنوی، سید حسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تاکید بر تاثیر تکانه‌های نفتی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، شماره ۳۷: ۱۶۷-۱۶۹.

- محرابیان، آزاده (۱۳۸۳). حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی، پژوهش نامه اقتصادی، شماره ۱۲: ۱۶۹-۱۸۶.
- مرادی، مهدی و فلاحی، محمد علی و سلطانیان، زهره (۱۳۸۷). اثر چرخه‌های بازار سهام بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات غیرمنتظره اقلام تعهدی، مجله دانش و توسعه: ۴۹-۶۶.
- Akgiray, A(1989). Conditional heteroskedasticity in time series of stock returns: evidence and forecasts, *Journal of Business*, 62 (1): 55-80.
- Bollerslev, T(1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31:307-327.
- Bollerslev, T(1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return, *The Review of Economics and Statistics*, 62 (3): 542-547.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y. & Kroner, K. F (1992). ARCH modeling in finance, *Journal of Econometrics*, 52: 5-59.
- Box, G. & Jenkins, G (1976). Time series analysis, forecasting and control, Holden Day.
- Campbell, J. Y. & Hamao, Y (1992). Predictable stock returns in the U.S. and Japan, *Journal of Finance*, 47: 43-70.
- Darrat, A.F., Elkhail, K. & Hakim, S.R(2000). On the integration of emerging stock markets in the Middle East, *Journal of Economic Development*, 25 (2): 119-29.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J (1987). Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica* 55: 251-276.
- Engle, R. F(1987). Multivariate GARCH with factor structures-co-integration in variance, unpublished paper, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Engle, F. R (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica*, 50: 987-1007.
- Engle, F. R. & Bollerslev, T(1986). Modeling the persistence of conditional variances, *Econometric Reviews*, 5:1-50.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. & Robins, R. P(1987). Estimating time-varying risk premium in the term structure: The ARCH-M model, *Econometrica* 55: 391- 407.
- French, K., Schwert, G. W. & Stambaugh, R. F (1987). expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics*, 19:3-29.
- Girard, E. & Ferreira, E(2004). On the evolution of inter - and intraregional linkages to Middle East and North African capital markets, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 43: 21-43.
- Hakim, S.R(2002). Price linkages and integration of the Cairo stock exchange, mimeo
- Hague, M., Hassan, K. M. & Varela, O(2001). Stability, volatility, risk premiums and predictability in Latin American emerging stock markets, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 40 (3-4):23-44.
- Hague, M., Hassan, M.K., Maroney, N. & Sackley, W.H (2004). An empirical examination of stability, predictability and volatility of Middle Eastern and African

- emerging stock markets, *Review of Middle East Economics and Finance*, 2 (1):19-42.
- Hage, M., Hassan, M. K. & Zaher, T. S(2004). Stability, predictability and volatility of Asian emerging stock markets, *Indian Journal of Economics and Business*, 3 (1).
 - International Finance Corporation, (2010). IFC Index Methodology, Definitions and Practices (International Finance Corporation) (World Bank: Washington DC). www.ifc.org.
 - Lo, W. A. & McKinley, A. C (1998). Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *The Review of Financial Studies*, 1: 41–66.
 - Meric, G., Ratner, M. & Meric, I(2007). Co-movements of the US, UK and Middle East stock markets, *Middle Eastern Finance and Economics*, 1: 60-73.
 - Poterba, J. & Summers, L(1986). The persistence of volatility and stock market fluctuations, *American Economic Review*, 76: 1142–1151.
 - Roll, R(1992). An empirical test of the alternative hypothesis of national and international pricing of risky assets, *Journal of Finance*, 47 (1): 3–41.
 - Shachmurove, Y(2005). Dynamic linkages among the emerging Middle Eastern and the United States stock markets, *International Journal of Business*, 10 (1):103-32.
 - Sentana, E. & Wadhvani, S(1992). Feedback traders and stock return autocorrelations: evidence from a century of daily data, *The Economic Journal*, 102: 415–425.
 - Summers, L. H (1986). Does the stock market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, 41: 591–601.

Archive SID