فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال پنجم، شماره ٤ «پیاپی ١٦»، زمستان ١٣٩٠، صفحات ٢٠-١)

آزمون تجربی ثبات، قابلیت پیش‌بینی و نوسانات در بازار سرمایه کشورهای حوزه خلیج فارس

یدالله دادگر [G] *بهزاد ورمزیاری* [GG]

تاریخ دریافت:۹۰/۱۲/۱۷ **تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۵/۰۳**

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 خوشه ای است و تقریبا در هیچ یک از بازارها به جز عمان نوسانات انفجاری وجود ندارد. همچنین در کشورهای بحرین و عمان در سطح 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

سرمایه گذاران علاقه مند هستند که بخشی از دارایی خود را در بازارهای نو ظهور سرمایه‌گذاری کنند. زیرااین بازارها دارای رشد سریع تری نسبت به بازارهای کشورهای پیشرفته می‌باشند. پس سرمایه گذاران 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 بین المللی 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، متدلوژی، تحلیل نتایج و نکات قابل ملاحظه تدوین می‌گردد.

۲. زمینه‌ها و مروری بر مطالعات

پیش بینی 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 سرمایه گذاری، می‌تواند نقش مهمی در تصمیم گیری سرمایه گذاران ایفا کند و در بازارهای مالی مختلف در تعیین بازدهی سهام شرکت‌ها بسیار تعیین کننده می‌باشد. یک مطلب مهم این است که ماهیت نوسانات در بازارهای مختلف متفاوت

هستند. همچنین با وجود آنکه استفاده از روش‌های آماری و اقتصاد سنجی در بررسی نوسانات در بیش تر بازارهای مالی کشورهای پیشرفته بسیار مورد توجه قرار گرفته است، ولی هیچ روش جهان شمول برای بررسی نوسانات بازده سبد سهام با قابلیت اطمینان بالا مطرح نبوده است. به این صورت که اگر در یک بازار، روشی کارائی بالاتری از خود نشان می‌دهد، در بازاری دیگر از کارائی بالائی برخوردار نیست. عناصری از قبیل ماهیت متفاوت بازارها و درجهٔ توسعه یافتگی بازارهای مالی، زمینه ساز انجام مطالعات گستردای برای برسی 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 بحران۲۰۱۰–۲۰۰۷)، در بازارهای سهام رخ داده است، موضوع توجه ویژه ای 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، پیش بینی پذیری و نوسانات بازار سهام این کشورها می‌باشد . تمرکز بر روی آزمون الف) ضریب پایداری برای مدل‌های خود همبسته میانگین متحرک برای بازدهی ماهیانه. ب) آزمودن اینکه آیا بازار سهام قابل پیش‌بینی است. ج) اثرات نوسانی بازدهی پیش‌بینی شده در مدل واریانس ناهمسانی خود همبسته شرطی تعمیم یافته، مدنظر می‌باشد.روش شناسی مدل‌های واریانس ناهسانی 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 [1](۲۰۰۷) هم حرکتی بازارهای سهام مصر، اسرائیل، اردن، ترکیه، انگلیس و آمریکا را برای دوره ۲۰۰٦-۱۹۹٦ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد همبستگی ضعیفی بین بازارهای سهام مصر، اسرائیل، اردن و ترکیه وجود دارد. شاچمورو [2] (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 فرییرا [3](۲۰۰٤) 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 [4](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.هاکو و همکاران [5] (۲۰۰۱) در مورد ثبات نوسانات و پاداش ریسک و تداوم نوسانات بازار سهام و سرمایه در هفت کشور آمریکای لاتین نشان داند که عملکرد قابل ملاحظه‌ای با استفاده از اندازه گیری نسبت ریسک به بازدهی قابل پیش‌بینی می‌باشد. دارات و همکاران [6](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 دارندو بازار مصر دیگر بازارهای منطقه را هدایت می‌کند.

رول [7] (۱۹۹۲) با بررسی رفتار شاخص قیمت بازار سهام در بین ۲٤ کشور نتیجه گرفت که کاهش ریسک در تنوع سازی سبد دارایی بین المللی ممکن می‌باشد. فرنچ و همکاران [8] (۱۹۸۷) و کمپبل و همو [9] (۱۹۹۲) با استفاده از کار انگل [10] (۱۹۸۷) و سنتانا و وادهاوانی [11] (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 سامرز [12] (۱۹۸٦) تاثیرات معنی دار نوسانات قیمت سهام در صورت وقوع یک شوک بر

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 Wadhwani (1992)
12. Poterba and Summers (1986)

قیمت سهام را نشان دادند. آک گیری[۱] (۱۹۸۹) بـه پـیش بینـی نوسـانات بـازار سـهام و مقایسه دقت پیش‌بینی این دو مدل پرداخت. کشاورز حداد و صـمدی[۲] بـه پـیش بینـی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران پرداخته و نشان دادند که برای انجام پیش بینی، مدل ARFIMA-FIGARCH نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. آن‌ها همچنـین نشـان دادنـد کـه در شرایط عادی نتایج حاکی از تاثیر تکانه‌های نفتی بر قیمت سهام و انتقال این تکانه‌ها بـه بازار ارز است. در شرایط بحرانی نیز کانال‌های ارتباطی میـان بازارهـا بـه کلـی از بـین میرود. مرادی وهمکاران[۳] با بررسی اثر چرخه‌های بازار سهام بر واکنش سرمایه گـذاران نسبت به تغییرات غیرمنتظره اقـلام تعهـدی در ایـران نشـان دادنـد کـه مـدیریت سـود شرکت‌ها نمی‌تواند عامل بازدارنده ای در نحوه سرمایه گذاری افراد باشد و هـم چنـین شرایط بازار و وجود سرمایه گذار ان حرفه ای و غیرحرفه ای تاثیر به سزایی در این امر ندارد .ابونوری و موتمنی[٤] به بررسی هم زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسـانات در بـازار سهام تهران پرداختند و نشان دادنـد کـه نوسـانات پـیش بینـی نشـده اثـر منفـی داشـته است.محرابیان[٥] (۱۳۸۳)، به بررسی حساسیت بازار سهام نسـبت بـه نوسـانات مـالی و پولی پرداخت و نشان داد که در کوتاه مدت، متغیر پـولی بیشـترین اثـر را بـر شـاخص قیمت سهام داشته اما در بلند مدت ابتدا تولید ناخالص داخلی و سپس، تـورم بیشـترین سهم را دارا می‌باشد.خالو زاده و خاکی صدیق[٦] (۱۳۸۲) در بررسی روشهای پیش‌بینی پذیری قیمت سهام و تعیین میزان قابلیت پیش‌بینی در بازار بورس تهران نتیجـه گرفتنـد که قابلیت پیش‌بینی قیمت سـهام توسـعه صـنایع بهشـهر کمتـرین و بـرای کلیـه سـهام شرکتهای موجود در بورس تهران بیشترین مقدار را دارا اسـت. همچنـین نتـایج خـاکی صدیق وهمکاران (۱۳۷۷[۷]) نشان دهنده این بود که فرآیند مربوط به سری زمانی قیمـت شهد ایران رفتار آشوبگونه ضعیف دارد.

---

[1]. Akgiray (1989)

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

٤- مرادی، مهدی. فلاحی، محمد علی. سلطانیان، زهره، (۱۳۸۷)

[٥] - ابو نوری، اسماعیل. موتمنی، مانی،(۱۳۸۵)

٦- محرابیان، آزاده.(۱۳۸۳)

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

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

۳. متدولوژی، داده‌ها وآزمون مدل

۳-۱. معرفی داده‌ها و آزمون ریشه واحد

در این مطالعه از داده‌های ماهیانه شاخص بازار سهام IFC[1] 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 موجود 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:

[1]. 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	-۱/٤٦	-۰/۹۸	نامانا	-۳/۷۲	-٤/۸۸	مانا
عربستان	-۱/۸۵	-۱/۵۳	نامانا	-٤/٦٤	-٤/۷۵	مانا
بحرین	-۱/۳۸	-۱/٦۱	نامانا	-۳/۸۷	-۵/۰٤	مانا
عمان	-۲/۱٦	-۰/۸۵	نامانا	-۳/۷۹	-٤/٦۱	مانا
قطر	-۲/۵٦	-۱/۸۲	نامانا	-٤/۳۳	-۵/٤۰	مانا
امارات	-۲/۰۱	-۲/٤۱	نامانا	-٤/۵۸	-٤/٤۲	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 سری زمانی به ارزیابی روابط بازار سهام در یک چارچوب پویا پرداخته‌اند.در این مقاله، ما با استفاده از یک مدل هم انباشتگی 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 هم انباشتگی دو متغیره با یک مدل تصحیح خطای

دو متغیره درمعادله میانگین (انگل و گرنجر[1]، ۱۹۸۷) و ساختار یک مدل GARCH errors در معادله واریانس از اطلاعات تاریخی چند بازار استفاده می‌کنند. مدلGARCH هم انباشته دو متغیره، به شرح زیر است:

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1(s_{t-1} - \gamma f_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (۱)$$

$$\Delta f_t = \beta_0 + \beta_1(s_{t-1} - \gamma f_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (۲)$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix}\varepsilon_{st}\\ \varepsilon_{ft}\end{bmatrix} | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (۳)$$

$$h_{st}^2 = c_s + \alpha_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_s h_{s,t-1}^2 \quad (٤)$$

$$h_{ft}^2 = c_f + \alpha_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_f h_{f,t-1}^2 \quad (۵)$$

که در آن ψ_{t-1} اطلاعات در دوره t-1، H_t ماتریس واریانس شرطی، ε_t بردار خطا و $s_t = \delta + \gamma f_t + e_t$ جمله خطای به دست آمده از معادله $s_{t-1} - \gamma f_{t-1}$ 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:

$$L_t(\theta) = -\left(\frac{n}{2}\right)\log(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right)\log(|H_t(\theta)|) - \left(\frac{1}{2}\right)\varepsilon_t(\theta)' H_t^{-1}(\theta)\epsilon_t(\theta) \quad (٦)$$

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[2] یا همبستگی شرطی پویا[3] برای ماتریس کوواریانس‌های نرخ‌های ارز خارجی بهترین راه حل هستند.

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

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{1t}^2 & h_{12t} \\ h_{12t} & h_{2t}^2 \end{pmatrix}, \ \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \qquad (۷)$$

۳-۲. ثبات و قابلیت پیش‌بینی

مدل های خود همبسته میانگین متحرک $ARMA(p.q)$ طرح شده توسط باکس و جنکینز[1] می‌توانند به آزمون پایداری هر یک از بازارهای نوظهور بپردازند. بدین منظور می‌توان از مدل زیر استفاده کرد.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \ \ldots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (۸)$$

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 ضریب 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. نمونه ای 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 نمونه ای جمع آوری شده برای این کشورها که بیشترین مقدار آن ۷۲۰ ماه و کمترین مقدار آن ۲۰۸ ماه می‌باشد را برای ازمون F استفاده خواهیم کرد.

برای پیش‌بینی بازدهی سهام آماره Q لیانگ- باکس وآزمون قابلیت پیش‌بینی لو- مک کینلی[2] 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)

$$\overline{VR}(q) = 1 + 2\sum_{k=1}^{q-1}\left(1-\frac{k}{q}\right)\hat{p}(k) \qquad (۹)$$

در حالت کلی واریانس ناهمسانی آماره آزمون بدین شکل می‌باشد

$$Z(q) = \frac{\sqrt{nq}\,(\overline{VR}(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \underset{\sim}{a} N(0,1) \qquad (۱۰)$$

به طوری که بخش خطای استاندارد بدین صورت بوده

$$\hat{\theta}(q) = 4\sum_{j=1}^{q-1}(1-\frac{k}{q})^2\,\hat{\delta}_k \qquad (۱۱)$$

$$\hat{\delta}_j = \frac{\sum_{k=j+1}^{nq}(p_k-p_{k-1}-\hat{\mu})^2(p_{k-j}-p_{k-j-1}-\hat{\mu})^2)}{(\sum_{k=1}^{nq}(p_k-p_{k-1}-\hat{\mu})^2)} \qquad (۱۲)$$

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[1] ۱۹۸۶، انگل و همکاران[2] ۱۹۸۷) دراین رویکرد واریانس شرطی در دوره t، $h_t(=E_{t-1}\varepsilon_t^2)$ برابر است با:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q} a_i\,\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i} \qquad (۱۳)$$

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

$$\varepsilon_t = v_t\left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2\right)^{1/2} \qquad (۱۴)$$

فرایند کلی بازدهی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = \mu_t + \delta h_t^{1/2} + \varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

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 عکس العمل ناشی از شوک‌ها به نوسانات هر دوره می‌باشد. جزء

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

$h_t^{1/2}$ نشان دهنده راهی برای مطالعه رابطه بین ریسک و بازدهی انتظاری می‌باشد. که 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 رسیک بالا بازدهی از دست می‌دهد.

٤. 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 وبرابر ۰/۰۰۱۸۹ می‌باشد. در مورد نسبت ریسک به بازدهی، عربستان دارای بالاترین نسبت شارپ می‌باشد که برای ایران این نسبت عدد ۰/۰۲۲٦مـی باشد. 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	٤٤٥	۰/۰۰۱۸۹	۰/۳	۰/۰۲٦۱	۰/۰۲۲٦	-۰/۸۳۲	۳/۱٤۲	۰/۰۰۰
عربستان	۳٥۰	۰/۰۰۱٦۸	۰/۱	۰/۰۲۰۸	۰/۰٥۸٦	۰/۱۷٥	۲/٦٤٥	۰/۰۰۰
بحرین	۲۹۷	-۰/۰۰۱۲٤	۰/۸	۰/۰۱۲۸	-۰/۷۱۲۳	-۰/٦۹۳	۳/۳۲۱	۰/۰۰۰
عمان	۲۰۸	-۰/۰۰۰٦۲	۰/۲	۰/۰۲۸٤	۰/۰۲۸۳	۱/۸٥۸	۷/۷۳٤	۰/۰۰۰
قطر	٤٤۰	۰/۰۰۰۹۱	۰/۳	۰/۰۲۱٦	۰/۰۳۹۲	۰/۸٤۳	۱۰/۳۱۲	۰/۰۰۰
امارات	۷۲۰	۰/۰۰۲٤۸	۰/٥	۰/۰۳۲۱	۰/۰٤۰۱	۰/٤٦٥	۳/٤۸٥	۰/۰۰۰

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

همبستگی بین بازدهی کشورها در جدول (۳) نشان می‌دهد که ارتباط بین کشورها

نسبتا 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 ریسک گریز از طریق سرمایه گذاری در بازارهایی که دارای همبستگی منفی هستند می‌تواند میزان ریسک خود را کاهش دهد. با توجه به نتایج، یک فرد ریسک گریز از طریق سرمایه گذاری 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	٤٤٥	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	-۰/۰٤	۰/۱٦
قطر	٤٤۰					۱	۰/۲۲
امارات	۷۲۰						۱

منبع: نتایج به دست آمده از تحقق

نتایج مربوط به آزمون ثبات در جدول (٤) 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 داری ثبات و پایداری نمی‌باشد. براساس یافته‌های ما بازار سهام ایران دارای ثبات نمی‌باشد که این امر می‌تواند به دلیل عدم شفاف سازی اطلاعات، عدم دسترسی به موقع به اطلاعات، حرفه ای نبودن معامله گران و عدم پاسخگویی و مسئولیت پذیری مسئولین ذی ربط باشد. بنابراین در بازار سهام ایران، کسب سودها وزیان‌های 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. اصولا مدیریت اقتصادی دوره ۲۰۱۲- ۲۰۰۵ در ایران را می‌توان بی انظباط ترین دوره مدیریت اقتصادی این کشور دانست. دست کاری در شاخص‌ها و فراهم ساختن زمینه‌های حبابی 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)[1]	p-value (S)
ایران	٤٤٥	AR(9)	-۰/٤۲٦	۰/۰۰۰	۸/۱٦۷	۰/۰۰۷
		AR(10)	۰/۱٥٥	۰/۰۰۰		
		MA(9)	۰/۱۲۳	۰/۰۱۳		
عربستان	۳٥۰	AR(1)	۰/۱٥۳	۰/۰۱٥	۰/٦۸۹	۰/٤۲۳
بحرین	۲۹۷	AR(1)	۰/۲٦۲	۰/۰۰۰	۳/٥٥۹	۰/۰۲٥
		AR(3)	-۰/۲٤۷	۰/۰۰۰		
عمان	۲۰۸	AR(1)	۰/۲۷۱	۰/۰۰۰	٤/۲۱٥	۰/۰۱۲۳
		AR(2)	-۱/۹۸۷	۰/۰۰۱		
قطر	٤٤۰	AR(13)	۰/٦٥۱	۰/۰۰۰	۰/٤۷۲	۰/۰۰۷
		MA(13)	-۰/٦۳۳	۰/۰۰۰		
امارات	۷۲۰	AR(1)	۰/۳٥٦	۰/۰۰۱	۹/٥۱۷	۰/۰۰۰
		AR(2)	-۰/٦۷٥	۰/۰۰۰		
		MA(1)	-۰/٤۱٤	۰/۰۰۰		

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

نتایج آزمون قابلیت پیش بینی 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

کشور	مشاهدات	DW	خودهمبستگی			آماره Q لیانگ – باکس		
			سطح	تفاضل اول	تفاضل دوم	وقفه	Q-stat	p-value
ایران	٤٤٥	١/٨٣	-٠/٣٢٦	٠/٧٢	٠/٠١٦	١٥	١٠/٥٦	٠/٦٢١
						٣٠	٢٥/٥١	٠/٥٤٥
						٤٥	٤١/٠٢	٠/٤٧٢
عربستان	٣٥٠	٢/٠٤	٠/١١٨	٠/١١٥	٠/١٧٣	١٥	٢١/٨٦	٠/١٠٦
						٣٠	٣٠/٤٥	٠/٤٣١
						٤٥	٥٣/١٨	٠/١٨٦
بحرین	٢٩٧	٢/١٠	٠/٠٧٥	٠/٠١٤	-٠/١٠٠	١٥	٢٥/٣٦	٠/٠٣١
						٣٠	٣٩/٠٨	٠/٠٩٩
						٤٥	٥١/٣٥	٠/٢٠٧
عمان	٢٠٨	١/٨٤	-٠/٠٣١	٠/٠٧٦	-٠/٠٢١	١٥	٢٠/٨٧	٠/١٠٣
						٣٠	٢٤/٥٤	٠/٦٧٥
						٤٥	٢٦/٢٤	٠/٩٨٣
قطر	٤٤٠	١/٩٢	-٠/٠٠٢	٠/٠٠٧	٠/٠٣٧	١٥	٨/٥٤	٠/٩٨٨
						٣٠	١٤/٦٣	٠/٩٩٣
						٤٥	٢٩/٢٤	٠/٩٥٧
امارات	٧٢٠	٢/١٥	-٠/٠٠٦	٠/٠٢١	٠/٠٤٢	١٥	١٣/٤٧	٠/٣٣٤
						٣٠	٤٢/٦٧	٠/٢١٢
						٤٥	٥٨/٥٣	٠/١٣١

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

جدول (٦) نشان دهنده نتایج آزمون نسبت واریانس آماره لو – مک کیندلی با استفاده از آماره Z می‌باشد که بر اساس واریانس ناهمسانی برای دوره زمانی ٢، ٤، ٨ و ١٦ هفته تعدیل شده است. نتایج نشان میدهد که عربستان و بحرین و عمان برای ٢ و ٤ هفته، امارات در سطح ١٪ برای همه دوره، قطر دوره زمانی ٢ و٤ هفته قابلیت پیش‌بینی

وجود دارد اما بازار سهام ایران قابلیت پیش‌بینی ندارد.

جدول ٦: آزمون نسبت واریانس بازدهی بازار سهام

کشور	مشاهدات		تعداد هفته‌های مورد بررسی بازدهی بازار سهام(q)			
			۲	٤	۸	١٦
ایران	٤٤٥	VR(q)	۰/۹۷۱	۱/۰٤۱	۱/۰٦٥	۱/۰۸۸
		Z(q)	۰/۰۳٤	۰/۲۸۱	۰/۱٦٤	۰/۱٤۸
		p-value	۰/٥۹٤	۰/۲۸٥	۰/۱۷۳	۰/۱٥۳
عربستان	۳٥۰	VR(q)	۱/۱٦٤	۱/۳۳٤	۱/٤۲۱	۱/٤۳۱
		Z(q)	۲/٤۷۳	۱/۸۳۷	۱/۰۰٤	۰/٦٤۲
		p-value	۰/۰۱٥	۰/۰۳٥	۰/۳٥۲	۰/۲٥٦
بحرین	۲۹۷	VR(q)	۱/۲۲۳	۱/۳٦۳	-۰/۹۸٤	۱/۰۹٥
		Z(q)	۳/۰۱۸	۱/۷۹۱	-۰/۰٦۱	۰/۱۲۳
		p-value	۰/۰۰۳	۰/۰٥۱	۰/٥۸۲	۰/۹۲٥
عمان	۲۰۸	VR(q)	۱/۱۸۲	۱/۳٥٥	۱/۳۰٥	۱/۳۰۱
		Z(q)	۲/٤۳۱	۱/۷٤۱	۰/۷۲٥	۰/٤۰۱
		p-value	۰/۰۱۸	۰/۰۸٦	۰/٥۲۸	۰/٤٥۱
قطر	٤٤۰	VR(q)	۰/۹۷۲	۰/۹۸۳	۰/۹٦٦	۰/۸۷۲
		Z(q)	-۰/۹۳٦	-۰/۲۰٦	-۰/۱٤۲	-۰/۳۱۸
امارات		p-value	۰/۰٥۲	۰/۰۱۲	۰/۱۰۲	۰/۲٤٦
	۷۲۰	VR(q)	۱/۱۹٦	۱/٦۱٦	۱/۹۷٤	۲/٦۱٥
		Z(q)	۳/٥۲٤	۳/٦٥۲	۲/۷٥٥	۲/۹۱۳
		p-value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰٥	۰/۰۰۳

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 خوشه ای در بازار سهام نوده وبقیه نوسانات خوشه ای 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	$\sum(\alpha+\beta)$	LF	کشیدگی	چولگی	Q(۳۰)
ایران	٤٤٥	۰/۰۰۰٤	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰	۰/۱۷	۰/٤۳	۰/٦	۷۳۰	۱/۷۵	-۰/۹	۲۲/۱۸
		۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۱۲۸	۰/٦۲	۰/۰۰	۰/۰٤		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۵۲۱
عربستان	۳۵۰	۰/۰۰۱	۰/۰۸۷	۰/۰۰۰	۰/۳۵	۰/٤۰	۰/۷۵	۸۲۱	۱/۵۰۲	۰/۱۹	۱۷/۰۸
		۰/۳۷۵	۰/۱٦	۰/۰۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲		۰/۰۰۰	۰/۲۳۱	۰/۹۱۳
بحرین[1]	۲۹۷	-۰/۰۰۱	-۰/۱۰٤	۰/۰۰۰	۰/۱۷	۰/٦۵	۰/۸۲	۷٦۲	۳/۵۱۲	-۰/۲۱	۸۰/۲۱
		۰/۲۸۳	۰/۱٦۵	۰/۰۷۱	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۹		۰/۰۰۰	۰/۲۷۵	۰/۰۰۰
قطر	٤٤۰	۰/۰۰۰	۰/۰٤۱	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/٤۷	۰/۵۹	۱۳۵۲	۱۰/۵۷	۰/٦۱	۲۰/٤۱
		۰/۳٤۷	۰/٦۰۱	۰/۳۳۰	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۷۳۸
امارات	۷۲۰	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰٤	۰/۰۰۰	۰/۱۵	۰/۵۳	۰/٦۸	۹۸۵	۳/۸۲۵	۰/۱۰	۱۵۲/٤
		۰/۱٤۳	۰/۱٦۵	۰/۰۰۰	۰/۳۱	۰/۰۰	۰/۰۳		۰/۰۰۰	۰/٤٦۱	۰/۰۰۰

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

ماندگاری و پایداری نوسانات شوک‌ها به وسیله $(\alpha + \beta)$اندازه گیری شده است. بر طبق رویکرد انگل و بارسلو[2] 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[1] بیشتر از یک باشد تائید می‌گردد.

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

کشورها	تعداد مشاهدات	میانگین مجذور خطا		
		مدل ARMA	مدل نایو	میانگین مجذور خطا نسبی
ایران	۱۰٤	۰/۰۰۱۳٤	۰/۰۰۱۵۲	۰/۸۸
عربستان	۱۰٤	۰/۰۰۰۳۷	۰/۰۰۰۳۲	۱/۱۵
بحرین	٤۲	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۹	۰/۸۸
عمان	٤۲	۰/۰۰۰۵۷	۰/۰۰۰۵۸	۰/۹۸
قطر	۱۰٤	۰/۰۰۰٤۱	۰/۰۰۰۳۹	۱/۰۵
امارات	۱۰٤	۰/۰۰۱٤۲	۰/۰۰۱٤۰	۱/۰۱

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، عریستان، بحرین، عمان، قطر و امارات) صورت گیرد. نو ظهور بودن این بازارها، ظرفیت سرمایه گذاری و کسب بازدهی بالا انگیزه انجام این مطالعه گردید.

[1]. Relative MSE

نتایج نشان داد که بازدهی در کشورهای بحرین و عمان در سطح ۵٪ و برای ایران و 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 خوشه ای در بازار سهام خود می‌باشند. همچنین شوک‌های وارده ونوسانات 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 بر خلاف فرضیه بازارهای کارا می‌باشد. پیشنهادات زیر با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، قابل ارائه هستد: 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. ٤- ایجاد محیط مطمئن برای سرمایه گذاران 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 قرادادها و عدم دخالت مقامات رسمی در اصلاح شاخص‌های بازار سرمایه در ایران.

منابع:

- ابو نوری، اسماعیل وموتمنی، مانی (۱۳۸۵). بررسی هم زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ٧٦: 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: ٦۱- 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، شماره۵۳: ۸۷-۱۰۲.
- کشاورز حداد، غلامرضاو صمدی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شماره ۸٦: ۱۹۳-۲۳۵.

– کشاورز حداد، غلامرضاو معنوی، سید حسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تاکید بر تاثیر تکانه‌های نفتی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، شماره ۱٤۷:۳۷–۱٦۹.

– محرابیان، آزاده (۱۳۸۳). حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی، پژوهش نامه اقتصادی، شماره ۱۲: ۱٦۹–۱۸٦.

– مرادی، مهدی و فلاحی، محمد علی و سلطانیان، زهره (۱۳۸۷). اثر چرخه‌های بازار سهام بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به تغییرات غیرمنتظره اقلام تعهدی، مجله دانش و توسعه،: ٤۹–٦٦.

— 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., Elkhal, 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.
- Hague, 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. & Wadhwani, 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.