دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال نوزدهم ، شمارۀ4، پاییز و زمستان 1391

تأثیرنوسانات پیش بینی شده و پیش بینی نشده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده آن دربازار بورس اوراق بهادار تهران

حسن حیدری*
عضو هیات علمی دانشگاه ارومیه
بهرام سنگین‌آبادی
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه
سامان الماسی
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه
فرزانه نصیرزاده
استادیار دانشگاه فردوسی مشهد

چکیده

مطابق تئوری بازخورد نوسانات، بازده سهام و ریسک آن با هم ارتباط دارند، اما مطابق نتایج مطالعات تجربی در کشورها و بازارهای مختلف چگونگی و میزان این ارتباط متفاوت است. در این مقاله با استفاده از داده‌های روزانه و هفتگی ایران در بازه زمانی 1377/01/15 تا 1389/04/15 به بررسی تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده این صنعت با بکارگیری مدل‌های GARCH-M با روش تخمین حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل (FIML) و روش مدلسازی ARDL و آزمون کرانه‌ها، و تأثیر نوسانات پیش‌بینی نشده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده آن با استفاده از روش مدلسازی ARDL و آزمون کرانه‌ها پرداخته شده است. نتایج تخمین‌های GARCH-M به روش FIML حاکی از تأثیر معنادار و مثبت نوسانات پیش‌بینی شده بر بازده سهام می‌باشد. نتایج آزمون کرانه‌ها حاکی از آن است که در تمام

(*- نویسنده مسئول: h.heidari@urmia.ac.ir)
تاریخ دریافت : 1390/11/24 تاریخ پذیرش : 1391/6/8

حالت‌ها در سطح 1% رابطه بلندمدت میان متغیرهای هر دو مدل وجود دارد. نتایج تخمین مدل ARDL حاکی از آن است که نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو موجب افزایش بازده این صنعت در بلندمدت می‌شود؛ همچنین نوسانات پیش‌بینی نشده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو موجب کاهش بازده این صنعت در بلندمدت می‌شود. بر اساس نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر می‌توان گفت که در بلندمدت رابطه علیت یک طرفه از نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو به بازده این صنعت وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: تئوری بازخورد نوسانات، صنعت خودرو، مدل GARCH-M، مدلهای ARDL، آزمون کرانه‌ها

طبقه‌بندی JEL: G29, G32, G39.

The effects of anticipated and unanticipated stock return volatility on stock return of Automobile manufacturing industries in Tehran Stock Market

Hassan Heidari
Faculty Member of Urmia University
Bahram Sanginabadi
MA of Economics, Urmia University
Saman Almasi
MA of Economics, Urmia University
Farzaneh Nassirzadeh
Assistant Professor, Ferdowsi University of Mashhad

Abstract

According to volatility feedback theory there are relationships between stock return and the risk of stock. However, the results of empirical research, in several countries and markets, are different. This study investigates the effect of anticipated stock return volatility on stock return in Automobile industry using GARCH in Mean (GARCH-M) models, and ARDL modeling and Bounds test approach to level relationship. We also investigate the effect of unanticipated stock return volatility on stock return using ARDL model and Bounds test approach in the period of 06/04/1998 - 06/07/2010, applying daily and weekly Automobile industry index in Tehran Stock Exchange. Estimation of the GARCH-M model results by applying FIML method of

estimation show that anticipated stock return volatility affects the stock return positively. Moreover, Bounds test approach results from both models confirm existence of long-run relationship among variables under investigation at 1% significance level. The ARDL estimation results show that anticipated (unanticipated) volatility of Automobile industry stock return increases (decreases) the return in long-run. Results from Granger causality test confirms one-way long-run causation from anticipated volatility of Automobile industry stock return to the return.

Keywords: Volatility Feedback Theory, Auto Industry, GARCH_M, ARDL

JEL: G29, G32, G39

1. مقدمه

چگونگی رابطه بازده و ریسک دارایی‌های مالی در بازارهای مختلف یکسان نیست و به همین علت بررسی چگونگی رابطه بازده و ریسک دارایی‌های مالی به یکی از موضوعات اصلی پژوهش‌های مربوط به بازارهای مالی تبدیل شده است. از جمله مهمترین و پر طرفدارترین بازارهای مالی در اغلب کشورها، بازارهای سهام هستند. در این بازارها، سهام شرکت‌ها به عنوان دارایی مالی داد و ستد می‌شود. ریسک سهام با نوسانات قیمت سهام یا نوسانات بازده آن شناخته می‌شود(Verchenco ,2002؛ Abounoori&Moetameni,2006).چرا که میزان تغییرات بازده می‌تواند معرف میزان عدم اطمینان از کسب بازده باشد. طبق تئوری بازخورد نوسانات، افزایش نوسانات بازدهی سهام موجب کاهش بازده سهام خواهد شد. تئوری مذکور ابتدا توسط پیندیک (Pindyck , 1984) معرفی شد. مطابق تئوری بازخورد نوسانات، افزایش نوسانات بازده سهام موجب افزایش بازده مورد انتظار سهام می‌گردد، به عبارتی سرمایه‌گذاران تنها در ازای بازده بیشتر، ریسک بیشتر را قبول می‌کنند. افزایش بازده مورد انتظار سهام منجر به افزایش نرخ تنزیل جریان‌های نقدی آتی خواهد شد. همچنین افزایش در نرخ تنزیل منجر به کاهش ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی می‌گردد، که در نتیجه قیمت‌های جاری سهام کاهش می‌یابد و کاهش قیمت سهام منجر به کاهش بازده سهام می‌گردد (Abounoori&Moetameni,2006؛Yang,2010).

مطابق آمار وزارت صنایع و معادن کشور میانگین رشد تولیدات صنعت خودرو طی سال‌های

1374 تا 1388 برابر 24/3 درصد و میانگین رشد صنعت در همین دوره برابر 8/97 درصد بوده است[1] درحالیکه مطابق آمار بانک مرکزی میانگین رشد اقتصادی در دوره مذکور برابر 4/5 درصد بوده[2]، که این مطلب گویای اهمیت جایگاه صنعت خودرو در صنعت و اقتصاد ایران می‌باشد. از این رو یکی از مهمترین صنایع در بازار بورس اوراق بهادار تهران صنعت خودرو است که از جایگاه ویژه‌ای از لحاظ پیوندهای بین بخشی در اقتصاد ایران برخوردار است (Jahangard,2006)، به این لحاظ شناخت رفتار بازدهی صنعت مذکور در مواجهه با نوسانات و ریسک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی‌نشده می‌تواند موضوع مهمی برای سرمایه‌گذاران در این صنعت باشد.نکته مهمی که در ارتباط با بازدهی سهام صنعت خودرو کشور وجود دارد این است که در دو سال اخیر نوسانات آن به نحو قابل توجهی افزایش داشته است[3].

در این مقاله به منظور بررسی تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده آن، به تبعیت از حیدری و بشیری (Heidari & Bashiri,2010) جهت محاسبه معیار نوسانات از مدلهای GARCH-M که با استفاده از روش حداکثرنمایی با اطلاعات کامل[4] (FIML) تخمین زده شده اند، استفاده شده است. مزیت روش تخمین FIML نسبت به روش دو مرحله‌ای این است که در این روش معادلات مورد نظر بطور همزمان و به صورت سیستمی تخمین زده می‌شوند و از این رو خطای تصریح در تخمین کاهش می‌یابد، چرا که در روش دو مرحله‌ای به منظور به دست آوردن نوسانات ابتدا معادله میانگین تخمین زده می‌شود. مسئله‌ای که در ارتباط با این روش وجود دارد این است که خطای احتمالی در تصریح مدل در مرحله اول منجر به خطای بزرگتری در مرحله بعد می‌گردد. در این تحقیق برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان

1- وزارت صنایع و معادن کشور.

[On Line]. Available from: http: //www. mim.gov.ir /index. php? module= content&func=listpages & subid=215.

2- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی.

[On Line].Available from:http://tsd.cbi.ir.

3- سازمان بورس و اوراق بهادار کشور

[On Line]. Available from:http://www.tse.ir/market/Indices.aspx

4- Full Information Maximum Likelihood

متغیرهای مدل مورد نظر از روش آزمون کرانه‌ها[1] که توسط پسران و همکاران (Pesaran & et.al 2001 ,) ارائه گردیده است، استفاده شده است. این تکنیک تخمین رابطه همجمعی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد را ممکن می‌سازد. این روش دارای سه مزیت عمده نسبت به سایر روش‌هاست؛ اول اینکه نسبت به سایر روش‌های آزمون همجمعی مانند روش یوهانسن ساده می‌باشد، دوم، روش آزمون کرانه‌ها بر خلاف سایر روش‌ها مانند یوهانسن نیازمند آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده در مدل نمی‌باشد و صرف-نظر از اینکه همه متغیرها I(0) یا I(1) یا جمعی از درجات متفاوت I(0) و I(1) باشند، قابل استفاده می‌باشد. سوم، آزمون مذکور در نمونه‌های محدود و کوچک کارایی نسبتاً بالایی دارد. هرچند هنگام به کارگیری این روش مزیت روش تخمین FIML برقرار نخواهد بود، اما مزیت مهم تخمین‌های ARDL نیز این است که می‌توان روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از این روش تحلیل نمود. مسلماً به‌کارگیری هر دو این روشها در این تحقیق منجر به فراهم شدن فضای مناسبی جهت بررسی دقیقتر ارتباط نوسانات بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو و بازدهی آن خواهد شد.

در ادامه ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با موضوع مقاله ارائه شده است. در بخش سوم، مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان گردیده است. در بخش چهارم نیز تحلیل داده و نتایج تخمین مدل آورده شده است. بخش پنجم اختصاص به بحث و نتیجه‌گیری دارد.

2. نتایج مطالعات تجربی

2-1. مطالعات تجربی خارجی

کمپل و هنچل (Campbell & Hentschel,1992) در مقاله خود با عنوان "هیچ خبری یک خبر خوب نیست: یک مدل نامتقارن تغییر نوسانات در بازدهی سهام" وجود بازخورد نوسانات را در بازار سهام نیویورک با استفاده از مدل‌های GARCH مورد آزمون قرار دادند. نتایج این آزمون

1- Bounds test

وجود بازخورد نوسانات در بازار سهام را تائید نموده است، اما تأثیر نوسانات بر بازده شدید نبوده است.

چودهری (Choudhry, 1996) نیز وجود بازخورد نوسانات را در بازارهای سهام چین مورد مطالعه قرارداد. طبق این مطالعه بین بازده سهام و نوسانات قابل پیش‌بینی رابطه مثبت وجود دارد، اما این رابطه از نظر آماری معنادار نبوده است.

ورچنکو (Verchenco ,2002) رابطه بازده سهام و نوسانات بازده سهام را با استفاده از داده-های شاخص کل بازارهای مختلف و با بکارگیری مدل‌های GARCH مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصله تنها در نیمی از بازارها وجود رابطه مثبت بین بازده سهام و نوسانات پیش‌بینی شده را تائید نموده است، در حالی که در همه بازارهای مورد آزمون نوسانات پیش‌بینی نشده تأثیر منفی و معنی داری بر بازده سهام داشته است.

کیم و همکاران (Kim et.al,2004) در مقاله‌ای با عنوان "آیا ارتباط مثبت معناداری میان نوسانات بازار سهام و سود سهام وجود دارد؟"وجود بازخورد نوسانات را در بازار سهام نیویورک مورد تائید قرار دادند.

لی و همکاران (Li et.al, 2005) نیز در مطالعه خود رابطه بازده انتظاری و نوسانات آن را در دوازده بازار بزرگ سهام بین المللی مورد بررسی قرار دادند. آزمون آنها با استفاده از الگوی GARCH نمایی در میانگین و با توجه به شاخص بازار در دوره زمانی 2002-1980 انجام گرفته است. نتایج این آزمون حاکی از وجود رابطه مثبت ولی بی‌معنی در بیشتر این بازارها بوده است.

توماکوس و کوبوروس (Thomakos & Koubouros, 2006) نیز با استفاده از داده های ماهانه وجود بازخورد نوسانات را در بازار سهام آتن مورد آزمون قرار دادند. نتایج به دست آمده اثر معنی‌دار و نامتقارن نوسانات بازار را بر بازده سهام تأیید نمود. آنها در این مطالعه برای آزمون رابطه نوسانات و بازده از نوسانات واقعی هر ماه استفاده نمودند.

ادرینگتون و گوان (Ederington & Guan,2009) در تحقیق خود به بررسی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر الف: پیش‌بینی‌های نوسانات با استفاده از مدل‌های سری زمانی نامتقارن، ب: نوسانات ضمنی و ج: نوسانات واقعی در بازار سهام آمریکا پرداخته‌اند. آنها ابراز نموده‌اند که در اثر شوک‌های بازدهی منفی بزرگ هر دو مدل‌های سری زمانی نامتقارن (مدل‌های EGARCH و GJR) و نوسانات ضمنی افزایش در نوسانات را پیش‌بینی می‌نمایند که سازگار با نوسانات واقعی

می‌باشد. در اثر شوک‌های مثبت و بزرگ، مدل‌های سری زمانی نامتقارن افزایش در نوسانات را پیش‌بینی می‌نمایند (با این وجود در اثر شوک منفی با همان بزرگی افزایش بسیار کوچکتری اتفاق می‌افتد)، اما هم نوسانات ضمنی و هم نوسانات واقعی معمولاً یکباره کاهش می‌یابند.

هلنا و همکاران (Helena et.al,2010) در مطالعه خود با عنوان "بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ هدف وجوه فدرال بر روی بازدهی، نوسانات و همبستگی بازدهی و نوسانات، برای شاخص S&P100" به این نتیجه رسیدند که برای هر سه مورد ذکر شده، واکنش بازار سهام نسبت به شوک‌های مثبت و منفی متفاوت است.

2-2. مطالعات تجربی انجام شده در ایران

عباس‌پور و امیر ناصری (Abbaspoor&Naseri,2005) در تحقیق خود با عنوان "پیش‌بینی قیمت سهام شرکت ایران خودرو به کمک شبکه‌های عصبی" نشان می‌دهند که پیش‌بینی به وسیله شبکه عصبی به مراتب بهتر از روش‌های خطی عمل می‌کند.

ابونوری و موتمنی(Abounoori&Moetameni,2006) با استفاده از اطلاعات سری زمانی روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره 1385-1371 نظریه بازخورد نوسانات را مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصله حاکی از عدم وجود رابطه معنادار بین نوسانات بازده پیش-بینی شده و بازده سهام بازار تهران می‌باشد. این در حالی است که بین نوسانات پیش بینی نشده بازده و بازده بازار رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

حسینی نسب و ایزانلو (Hosseini-Nasab&Ayzanlo,2008) نیز به بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر نوسان بازدهی سهام در ایران پرداخته‌اند.نتایج آنها حاکی از آن است که ضمن آنکه ریسک سیاسی بر نوسان بازدهی کل قیمت سهام ایران در بازه زمانی 1384-1379 تأثیر کاملاً معنی داری داشته است، واکنش نوسان بازدهی سهام به اخبار و وقایع سیاسی مثبت و منفی، نامتقارن بوده است.

یوسفی و همکاران (Yousefi & et.al,2009) به آزمون مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای با ریسک منفی D-CAPM جهت مقایسه ریسک و بازده با استفاده از داده‌های سالهای 85-1380 در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در مدل چند عاملی D-CAPM، بین متغیرهای ریسک سیستماتیک منفی، اندازه شرکت و نسبت دریافتی به

قیمت با بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت وجود دارد و بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت و نسبت اهرم با بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین مدل D-CAPM در مقایسه با مدل CAPM، ارتباط میان ریسک و بازده را به نحو مناسب‌تری نشان می‌دهد و سبد حاصل از مدل مذکور در مقایسه با سبد حاصل از مدل CAPM کاراتر است.

خدری و همکاران (Khedri & et.al,2009) نیز به بررسی عاملهای ریسکی مؤثر بر بازده سهام شرکتهای فعال در صنعت پتروشیمی با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی 1386-1382 پرداخته‌اند. در این مقاله مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ و متغیرهای مازاد بازده بازار، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، درصد تغییرات نرخ تورم و درصد تغییرات قیمت نفت خام مورد استفاده قرار گرفته شده است. نتایج حاکی از آن است که این صنعت دارای ریسک سیستماتیک کمتری نسبت به بازار می‌باشد. ضریب درصد تغییرات قیمت نفت خام نیز دارای رابطه مستقیم با مازاد بازده صنعت پتروشیمی می باشد. ضرایب سایر متغیرها از لحاظ آماری معنی دار تشخیص داده نشدند.

کردستانی و آشتاب (Kurdistani&Ashtab,2010) به بررسی رابطه بین خطای پیش بینی سود و بازده غیرعادی سهام شرکت های جدید الورود به بورس اوراق بهادار تهران بر اساس داده های 104 شرکت طی دوره 1378 تا 1384 پرداخته اند. نتایج پژوهش با استفاده از تحلیل رگرسیون خطی چند متغیره نشان می‌دهد که بین خطای پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی سهام شرکت های جدید الورود رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

احمدی و آقالطیفی (Ahmadi & Aghalatifi, 2010) به بررسی تأثیر جریان نقد عملیاتی و سودخالص بر بازده سهام 27 شرکت خودروسازی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی داده های تلفیقی در فاصله زمانی سالهای 1386-1381 پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنها حاکی از وجود رابطه مستقیم بین بازده سهام و سود خالص می‌باشد.

فخاری و طاهری (1389) به بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. این تحقیق، از نوع مطالعات توصیفی همبستگی مبتنی بر داده های مقطعی است، که 121 شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال مالی 1387 را شامل می‌شود. برای آزمون این ارتباط، از مدل رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب

افزایش نظارت بر عملکرد مدیران شده، از عدم تقارن اطلاعاتی می‌کاهد و نهایتاً با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان‌پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

زنجیردار و همکاران (Zanjirdar& et.al,2009) به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا متغیرهای ریسک سیستماتیک، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت، نسبت قیمت به درآمد، نسبت درآمد به قیمت، بازده بازار، بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار توانایی تبیین و پیش‌بینی بازده واقعی سهام را در بازار سرمایه ایران دارند یا خیر؟ نتایج نشان می‌دهد که استفاده از مدل چند عاملی در تبیین بازده واقعی سهام در محدوده زمانی 1386-1380 بهتر از مدل تک عاملی CAPM است.

سعیدی و رامشه (Saeeidi & Ramsheh,2010) نیز سعی در شناسایی عوامل تعیین کننده ریسک سیستماتیک سهام در بورس اوراق بهادارتهران نموده‌اند. در راستای این هدف 80 شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس انتخاب شده‌اند و از اطلاعات آن ها در طی سال‌های 1387-1376 استفاده شده و فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش های رگرسیون چند متغیره برای داده های ترکیبی مورد آزمون قرار گرفته است. یافته‌های این دو نشان می‌دهد که میان بتا و متغیرهای رشد سود عملیاتی، تغییرپذیری سود عملیاتی، همبستگی سود عملیاتی با شاخص پرتفوی بازار و اختیار رشد ارتباطی معنا دار وجود دارد.

3. روش تحقیق

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، بازده و نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی‌نشده بازده شاخص صنعت خودرو در بازار بورس تهران می‌باشد. به منظور به دست آوردن این متغیرها از شاخص روزانه بازار سهام تهران در دوره زمانی 1377/01/15 تا 1390/04/15 استفاده شده است[1]. در این مقاله نیز به تبعیت از ورچنکو (Verchenco,2002) و توماکوس، کوبوروس (Thomakos & Koubouros,2006) و ابونوری و مؤتمنی (Abounoori&Moetameni,2006) از رابطه زیر

1- با توجه به اینکه افزایش تعداد داده‌ها منجر به کاهش تورش نتایج تخمین‌ها می‌گردد، در این تحقیق به منظور دستیابی به نتایج قابل اتکا از داده‌های روزانه و هفتگی استفاده گردیده است.

جهت به دست آوردن بازده روزانه بازار سهام استفاده می گردد:

$$y_j = Ln(\frac{TI_j}{TI_{j-1}}) \times 100 \quad (1)$$

که در آن y_j بازده روز j و TI_j شاخص کل صنعت خودرو بازار بورس تهران در روز j است. همچنین بازده هفتگی از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Y_t = (\frac{TI_{t1} - TI_{t0}}{TI_{t0}}) \times 100 \quad (2)$$

که در آن Y_t بازده هفتگی، TI_{t1} شاخص کل صنعت خودرو بازار بورس تهران در روز آخر هفته و TI_{t0} شاخص کل صنعت خودرو بازار بورس تهران در روز اول هفته است.

برای به دست آوردن نوسانات واقعی بازده در هر هفته به تبعیت از فرنچ و همکاران (1987)، ورچنکو (Verchenco,2002) و توماکوس و کوبوروس (Thomakos & Koubouros,2006) به صورت زیر عمل می شود:

$$\sigma_m^2 = \frac{1}{N_j} (\sum_{j=1}^{N_j} y_{j,t} - y_t^m)^2 \quad (3)$$

که در آن $y_{j,t}$، بازده در روز j و هفته t است. y_t^m میانگین بازده‌های روزانه در طول هفته t است. N_j نمایانگر تعداد روزهای کاری بازار سهام در طول یک هفته است.

به منظور بررسی تأثیر نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده نیز به تبعیت از فرنچ و همکاران (1987)، ورچنکو (Verchenco,2002)، توماکوس و کوبوروس (Thomakos & Koubouros,2006) و ابونوری و مؤتمنی (Abounoori&Moetameni,2006) از معادله زیر استفاده می گردد:

$$\sigma_u^2 = (\sigma_m^2 - \sigma_t^2) \quad (4)$$

که در رابطه فوق σ_t^2 ، نوسانات پیش‌بینی شده و σ_u^2 نوسانات پیش‌بینی نشده است. در نهایت تأثیر نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده با استفاده از تخمین رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Y_t = f(\sigma_u^2) \quad (5)$$

در صورتی که فروض رگرسیون کلاسیک خطی برقرار باشد می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی جهت تخمین رابطه فوق استفاده نمود. در صورت وجود مسئله ناهمسانی واریانس (اثر ARCH) می‌توان از مدل های GARCH به منظور رفع این مشکل استفاده نمود. علاوه بر این در

این تحقیق به منظور بررسی رابطه بلندمدت و مشاهده تأثیر بلندمدت نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده بازده بر بازده سهام صنعت خودرو کشور از آزمون کرانه ها و الگوی ARDL استفاده شده است.

1-3. تخمین مدلهای *GARCH-M*

به منظور بررسی تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام بر بازده، از مدل‌های GARCH-M با استفاده از روش تخمین حداکثر درستنمایی با اطلاعات کامل (FIML) استفاده می گردد:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \theta \sigma_t^2 + u_t \quad (6)$$

$$u_t \mid \Omega_t \sim iid\ N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_{t-j}^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{P} \delta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \gamma_i u_{t-j}^2 \quad (7)$$

همچنین جهت بررسی تقارن یا عدم تقارن شوکهای منفی و مثبت (خبرهای بد و خوب) بر نوسانات بازده از مدل‌های TGARCH و EGARCH استفاده می گردد. مدل EGARCH-M به صورت زیر تصریح می گردد:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \theta \sigma_t^2 + u_t \quad (8)$$

$$u_t \mid \Omega_t \sim iid\ N(0, \sigma_t^2)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{q} \varsigma_j \left| \frac{u_{t-j}}{\sqrt{\sigma_{t-j}^2}} \right| + \sum_{j=1}^{q} \xi_j \frac{u_{t-j}}{\sqrt{\sigma_{t-j}^2}} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

همچنین مدل TGARCH-Mبه صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \theta \sigma_t^2 + u_t \quad (10)$$

$$u_t \mid \Omega_t \sim iid\ N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_{t-j}^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j u_{t-j}^q + \upsilon u_{t-1}^2 d_{t-1} \quad (11)$$

در مدل‌های فوق Ω_t ماتریس اطلاعات می‌باشد. در رابطه (9) هنگامی که $\xi_j \prec 0$ باشد، شوک‌های مثبت (خبر خوب) نوسانات کمتر نسبت به شوک‌های منفی (خبر بد) ایجاد می‌نماید.

2-3. آزمون کرانه‌ها

برای بررسی وجود رابطه بلند مدت میان متغیرهای تحقیق، از روش آزمون کرانه‌ها به همجمعی که توسط پسران و همکاران (Pesaran & et.al ,2001) ارائه گردیده، استفاده شده است. این امر تخمین رابطه همجمعی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد را ممکن می‌سازد. این تکنیک در برخی مطالعات با داده های ایران از جمله حیدری و هاشمی پورولدانی (Heidari & Hashemi Pourvaladi , 2011)، حیدری و سعیدپور (Heidari & Saeedpour , 2011) و حیدری و همکاران (Heidari & et.al , 2011) در بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است.

به تبعیت از پسران و همکاران (Pesaran & et.al ,2001) ما روش آزمون کرانه‌ها با مدلسازی رابطه بلندمدت به عنوان یک مدل خودبازگشتی برداری (VAR) از رتبه ρ در z_t به کار گرفته می شود:

$$z_t = c_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,3,...,T \qquad (12)$$

که در آن c_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها، و یک بردار (k+1) از ضرائب روند[1] می‌باشد. پسران و همکاران (Pesaran & et.al ,2001) مدل VECM[2] را برای رابطه فوق به صورت زیر به دست آورده اند:

$$z_t = c_0 + \beta_t + \pi z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,3,...,T \qquad (13)$$

1- Trend
2- Vector error correction model

در رابطه فوق $\pi = I_{k+1}\sum_{i=1}^{p}\psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p}\psi_i, i = 1,2,..., p-1$ به ترتیب حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند. z_t برداری از متغیرهای y_t و x_t می‌باشد. y_t بردار متغیرهای وابسته، I(1) بوده و $x_t = [\sigma_t^2]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای I(0) و I(1) است، که $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d)[1] و واریانس همسان فرض شده است. پسران و همکاران (Pesaran & et.al ,2001) با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیر مقید بودن عرض مبدأ و روند پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند.

حالت اول: بدون عرض از مبدأ و بدون روند. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1}\xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (14)$$

حالت دوم: با عرض از مبدأ مقید و بدون روند. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \delta_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \delta_{xx}(x_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1}\xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (15)$$

حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1}\xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (16)$$

حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + \delta_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_{xx}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1}\xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (17)$$

حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید. بنابراین ECM به صورت زیر است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Identically and independently distributed

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (18)$$

در مطالعات تجربی حالت‌های سوم، چهارم و پنجم مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به روابط فوق ECM شرطی مربوط به این تحقیق در سه حالت مذکور به صورت زیر می‌باشد:

حالت سوم:

$$\Delta y_t = c_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 \sigma^2_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta \sigma^2_{t-l} + \varepsilon_t \quad (19)$$

حالت چهارم:

$$\Delta y_t = c_0 + \delta_1 (y_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_2 (\sigma^2_{t-1} - \gamma_y t) + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta \sigma^2_{t-l} + \varepsilon_t \quad (20)$$

حالت پنجم:

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 \sigma^2_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta \sigma^2_{t-l} + \varepsilon_t \quad (21)$$

که در آنها δ_t ها ضرائب بلندمدت، c_0 عرض از مبدأ و ε_t جمله خطاهای نوفه سفید[1] می‌باشد. گام اول در آزمون کرانه‌ها تخمین رابطه ECM شرطی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی به منظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F جهت معناداری ارتباط ضرائب سطوح تأخیری متغیرها، یعنی $H_N : \delta_1 = \delta_2 = 0$ در مقابل $H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ می‌باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها توسط پسران و همکاران (Pesaran & et.al ,2001) فراهم گردیده است: کرانه پائین برای متغیر های توضیحی I(0) و کرانه بالا برای متغیر های توضیحی I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد می‌توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها فرض صفر

1- White noise errors

مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد.

در گام دوم بعد از اینکه آزمون همجمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1,q_1)$ شرطی برای y_t را به صورت زیر تخمین زد:

$$y_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \delta_1 y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_2 \sigma_{t-i}^2 + \varepsilon_t \qquad (22)$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1,q_1)$ را با استفاده از معیار شوارتز[1] تعیین نمود. درگام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به وسیله تخمین ECM زیر می توان به دست آورد:

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \sigma_{t-l}^2 + vecm_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (23)$$

در رابطه فوق φ و ϕ ضرائب کوتاه‌مدت پویای همجمعی مدل‌ها به سمت تعادل و سرعت تعدیل می‌باشد.

3-3. آزمون علیت گرنجر

در صورت به کارگیری آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود رابطه بلند مدت، آزمون علیت گرنجر با استفاده از VECM انجام می‌شود. در این صورت انحراف کوتاه مدت متغیرها از مسیر تعادل بلند مدت آنها نیز توسط جمله تصحیح خطا مورد بررسی قرار می گیرد. بنابراین VECM شرطی جهت انجام آزمون علیت گرنجر در این تحقیق به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \varphi_{11}^p(L)\Delta y_t + \varphi_{12}^q(L)\Delta\sigma_t^2 + \delta ECT_{t-1} + u_{1t}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \varphi_{21}^p(L)\Delta\sigma_t^2 + \varphi_{22}^q(L)\Delta y_t + \delta ECT_{t-1} + u_{2t} \qquad (24)$$

1- Schwarz Criterion

که در آن:

$$\varphi_{11}^{p}(L)=\sum_{i=1}^{p_{11}}\varphi_{11,i}^{p}L^{i} \qquad \varphi_{12}^{p}(L)=\sum_{i=1}^{p_{12}}\varphi_{12,i}^{p}L^{i} \qquad \varphi_{13}^{p}(L)=\sum_{i=0}^{p_{13}}\varphi_{13,i}^{p}L^{i} \tag{25}$$

$$\varphi_{21}^{p}(L)=\sum_{i=1}^{p_{21}}\varphi_{21,i}^{p}L^{i} \qquad \varphi_{22}^{p}(L)=\sum_{i=0}^{p_{22}}\varphi_{22,i}^{p}L^{i} \qquad \varphi_{23}^{p}(L)=\sum_{i=0}^{p_{23}}\varphi_{23,i}^{p}L^{i} \tag{26}$$

و عملگر تفاضل مرتبه اول، و عملگر تأخیر[1] است، که $\Delta Lny_{t-1}(L)=\Delta Lny_{t-1}.ECT_{t-1}$ جمله تصحیح خطای با وقفه اس که از مدل همجمعی بلند مدت گرفته شده است. u_{1t} ، u_{2t} و ... اجزاء اخلال نوفه سفید می‌باشند. نهایتاً بر اساس VECM جهت آزمون علیت، آماره t معنی‌دار مربوط به ECT_{t-1} نشان دهنده علیت بلندمدت است، در حالیکه آماره F معنی‌دار تصدیق کننده علیت کوتاه‌مدت می‌باشد (Narayan & Smyth ,2004).

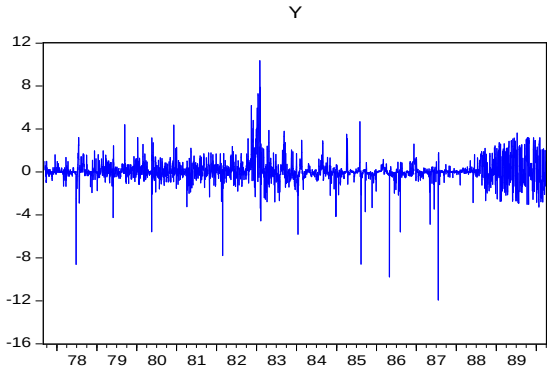
4. تحلیل داده و نتایج تخمین مدل

همانگونه که پیشتر گفته شد در این تحقیق با استفاده از شاخص قیمت سهام صنعت خودرو با بکارگیری رابطه‌های (1) و (2) بازده روزانه و هفتگی این شاخص محاسبه می‌شود و در مرحله بعد به محاسبه نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده بازده پرداخته شده است. نوسانات پیش‌بینی شده با استفاده از مدل GARCH(1,1) محاسبه شده و نوسانات پیش‌بینی نشده با استفاده از رابطه (4) حاصل شده است. در نمودارهای شماره (1) تا (4) به ترتیب نمودار بازده روزانه، بازده هفتگی، نوسانات پیش‌بینی شده با بکارگیری داده‌های روزانه و نوسانات پیش‌بینی نشده با بکارگیری داده‌های هفتگی آورده شده است.

در جدول شماره (1) آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) برای متغیرهای تحقیق شامل بازده روزانه (y_t)، بازده هفتگی (Y_t)، نوسانات پیش‌بینی شده (σ_t^2)

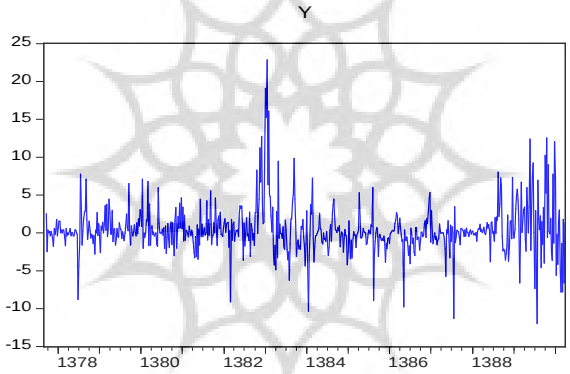
1- Lag operator

و پیش‌بینی نشده (σ_u^2) ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود تمام متغیرهای تحقیق جمعی از درجه صفر (ایستا) هستند.



نمودار (1): بازده روزانه شاخص قیمت سهام صنعت خودرو

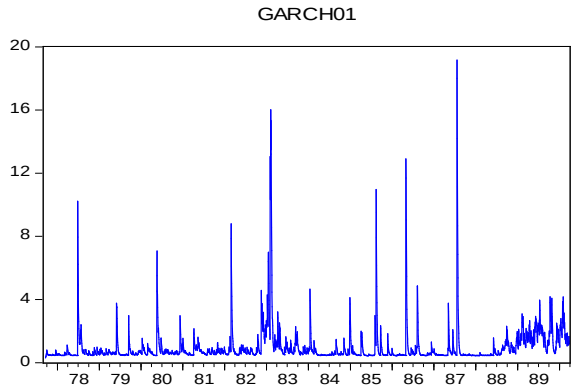
منبع: محاسبات محقق



نمودار (2): بازده هفتگی شاخص قیمت سهام صنعت خودرو

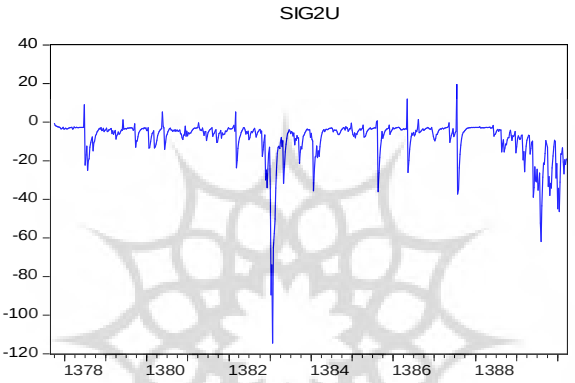
منبع: محاسبات محقق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار 3: نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو

منبع: محاسبات محقق



نمودار (4): نوسانات پیش‌بینی نشده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو

منبع: محاسبات محقق

جدول (1): آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون

آماره	y_t	Y_t	σ_t^2	σ_u^2
$\tau_\mu(ADF)$	-14.72916***	-11.54851***	-15.32579***	-6.790310***
$\tau_T(ADF)$	-14.73018***	-11.54386***	-15.46688***	-7.015184***
$\tau(ADF)$	-14.54253***	-11.35349***	-11.78456***	-5.050335***
$\tau_\mu(PP)$	-47.72050***	-20.51751***	-15.07493***	-8.158444***
$\tau_T(PP)$	-47.71292***	-20.50948***	-15.20866***	-8.494058***
$\tau(PP)$	-48.23408***	-20.62663***	-11.47599***	-5.798978***

منبع: محاسبات محقق

τ_μ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند، τ_T آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است تفاضل مرتبه اول است. ADF، آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و PP آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون می‌باشد. اعداد داخل پرانتز در آزمون ADF تعداد وقفه‌ها می‌باشد که توسط معیار شوارتز برای رفع خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلال تعیین شده است. در آزمون فیلیپس-پرون اعداد داخل پرانتز Newey-West Bandwith می‌باشد که توسط بارتلت-کرنل[1] تعیین شده است. ***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح 1%، 5% و 10% می‌باشد.

به منظور بررسی تأثیر نوسانات پیش‌بینی‌شده بازده (σ_t^2) سهام صنعت خودرو بر بازده این صنعت (y_t) در جدول شماره (2) نتایج تخمین مدل GARCH-M با استفاده از روش FIML بر اساس روابط (6) و (7) آورده شده است. همانگونه که مشاهده میشود علامت مثبت است و احتمال آماره آن صفر می‌باشد، بنابراین نتایج این جدول مؤید تأثیر معنادار و مثبت نوسانات پیش-بینی شده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده این صنعت می‌باشد.

جدول (2): نتایج تخمین مدل GARCH-M

	ضریب	انحراف معیار	z-آماره	احتمال
α	-0/044	0/021	-2/036	(0/041)
β_1	0/310	0/010	28/375	(0/000)
β_2	0/090	0/010	8/603	(0/000)
θ	0/097	0/007	13/267	(0/000)
γ_0	0/101	0/001	76/861	(0/000)
δ_1	0/130	2/000	4987/892	(0/000)
γ_1	0/768	0/000	4596/275	(0/000)

منبع: محاسبات محقق

پرتال جامع علوم انسانی

1- Bartlett-Kernel

به منظور بررسی تقارن یا عدم تقارن تأثیر شوک‌های مؤثر بر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو در جدول شماره (3) تخمین مدل EGARCH-M (مدل های 8 و 9) آورده شده است. با توجه به علامت مثبت و معنادار مربوط به ضریب ξ_1 می‌توان گفت که شوک‌های مثبت و منفی دارای اثر متقارن بر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو می‌باشند (Asteriou ,2006).

جدول (3): نتایج تخمین مدل EGARCH-M

	ضریب	انحراف معیار	z-آماره	احتمال
α	-0/050	0/022	-2/216	(0/026)
β_1	0/307	0/010	28/346	(0/000)
β_2	0/086	0/010	8/260	(0/000)
θ	0/104	0/008	12/363	(0/000)
γ_0	-0/169	0/001	-132/642	(0/000)
ς_1	0/249	0/000	560/637	(0/000)
ξ_1	0/001	0/000	3/232	(0/012)
δ_1	0/879	0/001	698/603	(0/000)

منبع: محاسبات محقق

به منظور بررسی تقارن یا عدم تقارن تأثیر شوک‌های مؤثر بر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو در جدول شماره (4) تخمین مدل TGARCH-M (مدل های 10 و 11) آورده شده است. با توجه به علامت مثبت و معنادار مربوط به ضریب γ_1 می‌توان گفت که تأثیر شوک‌ها نامتقارن می‌باشد و شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت دارای تأثیر بزرگتر بر نوسانات پیش‌بینی شده می‌باشند.

نتایج تخمین مدل ARDL

در جدول شماره (5) مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (Pesaran & et.al 2001,) آورده شده است. همچنین در جدول شماره (6) نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول شماره (5) مقایسه می‌شود. اگر

آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می‌باشد. مشاهده می‌شود در تمام حالت‌ها در سطح 1% رابطه همجمعی میان متغیرهای هر دو مدل وجود دارد.

جدول (4): نتایج تخمین مدل TGARCH-M

	ضریب	انحراف معیار	z-آماره	احتمال
α	-0/044	0/021	-2/056	(0/039)
β_1	0/304	0/009	30/946	(0/000)
β_2	0/091	0/010	8/776	(0/000)
θ	0/098	0/007	13/757	(0/000)
γ_0	-0/101	0/001	91/037	(0/000)
δ_1	0/124	4/000	3080/303	(0/000)
γ_1	0/007	8/000	88/521	(0/000)
υ	0/770	0/001	5119/831	(0/000)

منبع: محاسبات محقق

جدول (5): مقایر بحرانی مدل ARDL

K=2	0.1		0.05		0.01	
	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
F_{III}	3/17	4/14	3/79	4/85	5/15	6/39
F_{IV}	3/38	4/02	3/88	4/61	4/99	5/85
F_V	4/19	5/06	4/87	5/85	6/34	7/52

منبع: محاسبات محقق

مقادیر بحرانی توسط پسران و همکاران (Pesaran & et.al ,2001) تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است. F_{III} نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند می‌باشد، F_{IV} نمایانگر آماره F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید می‌باشد و روند مقید

است و F_V نمایانگر آمارهF مربوط به مدل با عرض از مبدأ و روند غیرمقید می‌باشد.

جدول (6): نتایج آزمون کرانه‌ها جهت بررسی مجدد رابطه بلند مدت

		با روند قطعی			بدون روند قطعی	
	Lag	F_{IV}	F_V		F_{III}	
$F_Y(y_t \mid \sigma_u^2)$	1	279.921***	419.882***		419.407***	
$F_Y(Y_t \mid \sigma_u^2)$	1	54.0710***	81.1031***		79.8779***	

منبع: محاسبات محقق

همچنین در جدول شماره (7) تخمین ضرائب بلندمدت آورده شده است که این تخمین ها مربوط به نوسانات پیش‌بینی شده و بازده روزانه می باشد. مشاهده می‌شود که ضریب σ_t^2 مثبت است و احتمال مربوط به آماره آن در سطح 1% معنادار می‌باشد. بنابراین می توان گفت که در سطح معناداری 1% تأثیر بلندمدت نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو بر بازده این صنعت قابل رد نمی‌باشد، به طوری که نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو موجب افزایش بازده این صنعت در بلندمدت می‌شود. به صورت دقیق‌تر در سطح معناداری 1% با افزایش نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو به مقدار 1 درصد بازده روزانه این صنعت به مقدار 0/141 درصد افزایش می یابد.

جدول (7): تخمین ضرائب بلند مدت با استفاده از مدل ARDL

ARDL(4,5) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته y_t می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
σ_t^2	0.141	0.030	4.666	(0/000)
C	-0.051	0.042	-1.209	(0/226)

منبع: محاسبات محقق

در جدول شماره (8) تخمین ضرائب بلندمدت مربوط به نوسانات پیش‌بینی نشده و بازده هفتگی صنعت خودرو آورده شده است. مشاهده می‌شود که ضریب σ_u^2 منفی است و احتمال مربوط به آماره آن در سطح 1% معنادار می‌باشد. بنابراین می توان گفت که در سطح معناداری 1%

تأثیر بلندمدت نوسانات پیش‌بینی نشده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو بر بازده این صنعت قابل رد نمی‌باشد، به طوری که نوسانات پیش‌بینی نشده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو موجب کاهش بازده این صنعت در بلندمدت می‌شود. به صورت دقیق‌تر در سطح معناداری 1% با افزایش نوسانات پیش‌بینی نشده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو به مقدار 1 درصد بازده هفتگی این صنعت به مقدار 0/095 درصد کاهش می‌یابد.

جدول 8: تخمین ضرائب بلند مدت با استفاده از مدل ARDL

ARDL(2,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته Y_t می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
σ_u^2	-0.095	0.017	-5.536	(0/000)
C	-0.352	0.233	-1.512	(0/130)

منبع: محاسبات محقق

در جدول شماره (9) نتایج تخمین مدل تصحیح خطای مربوط به نوسانات پیش‌بینی شده و بازده روزانه، با استفاده از روش ARDL آورده شده است. در این مدل ضریب جمله تصحیح خطا 0/54- تخمین زده شده است، که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که در این مدل تقریباً 54% از عدم تعادل به علت شوک‌های دوره‌های قبل، در هر دوره به سمت تعادل همگراست.

در جدول شماره (10) نتایج تخمین مدل تصحیح خطای مربوط به نوسانات پیش‌بینی نشده و بازده هفتگی، با استفاده از روش ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود که تأثیر کوتاه‌مدت نوسانات پیش‌بینی نشده بر بازده هفتگی را در سطح معناداری 1% نمی‌توان رد نمود. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا 0/631- تخمین زده شده است، که کاملاً معنادار و مطابق انتظار می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که در این مدل تقریباً 63% از عدم تعادل به علت شوک‌های دوره‌های قبل، در هر دوره به سمت تعادل همگراست.

در جدول شماره (11) نتایج آزمون علیت گرنجر بر اساس VECMمربوط به نوسانات پیش‌بینی شده و بازده روزانه آورده شده است. با توجه به معنادار بودن احتمال‌های مربوط به آماره F، وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت دو طرفه میان نوسانات پیش‌بینی شده بازده و بازده صنعت خودرو

در سطح معناداری 1% قابل رد نمی‌باشد. بر اساس احتمال مربوط به آماره t وجود رابطه علیت بلندمدت از نوسانات پیش‌بینی شده بازده به بازده این صنعت قابل رد نمی‌باشد اما حالت عکس این مطلب صادق نیست. از این رو بر اساس نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر می‌توان گفت که در بلندمدت رابطه علیت یک طرفه از نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو به بازده این صنعت وجود دارد.

جدول (9): مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

ARDL(4,5) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $dLny_t$ می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\Delta y_t(-1)$	-0/121	0/023	-5/122	(0/000)
$\Delta y_t(-2)$	-0/033	0/021	-1/573	(0/115)
$\Delta y_t(-3)$	-0/093	0/017	-5/218	(0/000)
$\Delta\sigma_t^2$	0/240	0/027	8/703	(0/000)
$\Delta\sigma_t^2(-1)$	0/070	0/027	2/727	(0/006)
$\Delta\sigma_t^2(-2)$	-0/115	0/027	-4/136	(0/000)
$\Delta\sigma_t^2(-3)$	0/088	0/027	3/168	(0/001)
$\Delta\sigma_t^2(-4)$	-0/114	0/026	-4/255	(0/000)
C	-0/001	0/016	-0/001	(0/999)
ECT_{t-1}	-0/540	0/024	-22/051	(0/000)

منبع: محاسبات محقق

جدول (10): مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

ARDL(2,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته می‌باشد.				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
$\Delta Y_t(-1)$	-0/194	0/039	-4/911	(0/000)
$\Delta\sigma_u^2$	-0/071	0/017	-4/135	(0/000)
c	-0/001	0/113	-0/014	(0/999)
ECT_{t-1}	-0/631	0/049	-12/693	(0/000)

منبع: محاسبات محقق

جدول (11): نتایج آزمون علیت گرنجر میان نوسانات پیش‌بینی شده و بازده

	آماره F		آماره t
	$\Delta\sigma_t^2$	Δy_t	ECM(t-1) -- t-stat
$\Delta\sigma_t^2$	---	39/685 (0/000)	-3/750 (0/086)
Δy_t	12/341 (0/000)	---	-10/324 (0/000)

منبع: محاسبات محقق

در جدول شماره (12) نتایج آزمون علیت گرنجر بر اساس VECMمربوط بـه نوسـانات پـیش-بینی نشده و بازده هفتگی آورده شده است. با توجه به معنادار نبودن احتمال‌های مربوط به آماره F وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت میان نوسانات پیش‌بینی نشده بازده و بازده صـنعت خـودرو پذیرفتـه نمی‌شود. بر اساس احتمال مربوط به آماره t وجود رابطه علیت بلندمـدت دو طرفـه میـان نوسـانات پیش‌بینی نشده بازده و بازده این صنعت قابل رد نمی‌باشد.

جدول (12): نتایج آزمون علیت گرنجر میان نوسانات پیش‌بینی نشده و بازده

	آماره F		آماره t
	$\Delta\sigma_u^2$	ΔY_t	ECM(t-1) -- t-stat
$\Delta\sigma_u^2$	---	1/081 (0/339)	-3/750 (0/001)
ΔY_t	0/683 (0/505)	---	-10/324 (0/000)

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر می‌توان گفت که در بلندمدت رابطه علیت یـک طرفه از نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سـهام صـنعت خـودرو بـه بـازده ایـن صـنعت وجود دارد.همچنین وجود رابطه علیت بلندمدت دو طرفه میان نوسـانات پـیش‌بینـی نشـده بـازده و بازده این صنعت قابل رد نمی‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

در ایـن مقالـه بـا اسـتفاده از داده‌هـای روزانـه و فصـلی ایـران در بـازه زمـانی 1377/01/15 تـا 1389/04/15 به بررسی تأثیر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده این صنعت

با بکارگیری مدل‌های حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل (FIML) و روش مدلسازی ARDL و آزمون کرانه‌ها و تأثیر نوسانات پیش‌بینی نشده بازده سهام صنعت خودرو بر بازده آن با استفاده از روش مدلسازی ARDL و آزمون کرانه‌ها پرداخته شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) متغیرها را جمعی از درجه صفر نشان می‌دهند. ایستا بودن متغیرها شرط لازم برای استفاده از تخمین FIML می‌باشد. نتایج تخمین‌های GARCH-M به روش FIML حاکی از تأثیر معنادار و مثبت نوسانات پیش‌بینی شده بر بازده سهام می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین EGARCH به روش FIML حاکی از آن است که شوک‌های مثبت و منفی دارای اثر متقارن بر نوسانات پیش‌بینی شده بازده سهام صنعت خودرو می‌باشند. از سوی دیگر نتایج حاصل از تخمین TGARCH به روش FIML حاکی از آن است که تأثیر شوک‌ها نامتقارن می‌باشد و شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت دارای تأثیر بزرگتر بر نوسانات پیش‌بینی شده می‌باشند.

نتایج آزمون کرانه‌ها حاکی از آن است که در تمام حالت‌ها در سطح 1% رابطه بلند مدت میان متغیرهای هر دو مدل وجود دارد. نتایج تخمین مدل ARDL حاکی از آن است که نوسانات پیش-بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو موجب افزایش بازده این صنعت در بلندمدت می‌شود؛ همچنین نوسانات پیش‌بینی نشده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو موجب کاهش بازده این صنعت در بلندمدت می‌شود. بر اساس نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر می‌توان گفت که در بلندمدت رابطه علیت یک طرفه از نوسانات پیش‌بینی شده بازده شاخص قیمت سهام صنعت خودرو به بازده این صنعت وجود دارد. همچنین وجود رابطه علیت بلندمدت دو طرفه میان نوسانات پیش‌بینی نشده بازده و بازده این صنعت قابل رد نمی‌باشد.

References:

[1] Abbaspoor, MR., Amin Naseri, MR. (2005). "**Iran Khodro Company stock price prediction using neural networks**", 16 (B - 62): 39-56. (In Persian)

[2] Abounoori E., Moetameni, M. (2006). "**Simultaneous Effect of Leverage Effect and Volatility Feedback Theory in Tehran Stock Exchange**", Tahghighat-e-Eghtesadi, 76: 101-117. (In Persian)

[3] Ahmadi, M., Agha Latifi, S. (2010). "**The Effect of Liquidity and Net Profit on the Auto Companies Stock's Revenue Applying Panel Data in Tehran Stock Exchange**", Quantitative studies in management, 1(1): 103-118. (In Persian)

[4] Asteriou, D. (2006). "**Applied Econometrics, A Modern Approach Using Eviews and Microfit**", Palgrave Macmillan.
[5] Campbell, J.Y. and Ludger H. (1992). "**No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns**" , Journal of Financial Economics, 31: 281-38.
[6] Choudhry, T. (1996). "**Stock Market Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets**", Journal of International Money and Finance, 15: 969-981.
[7] Dickey D. A. and Fuller, W. A. (1979). "**Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**", Journal of the American Statistical Association, 74: 427-431.
[8] Dickey D. A. and Fuller, W.A. (1981). "**Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**", Econometrica. 49(4): 1057-1072.
[9] Ederington. L.H,. Guan, W. (2009). "**How asymmetric is U.S. stock market volatility?**", Journal of Financial Markets, 13: 225–248.
[10] Heidari, H. and Bashiri, S. (2010). "**Inflation and Inflation Uncertainty in Iran: An Application of GARCH-in-Mean Models with FIML Method of Estimation**", International Journal of Business and Development Studies, 2(1): 131-146.
[11] Heidari, H. and Hashemi Pourvaladi, M. (2011). "**Re-investigating the relationship between Exchange Rate Uncertainty and Private Investment in Iran: An application of Bounds test approach to Level Relationship**". African Journal of Business Management, 5(15): 6186-6194.
[12] Heidari, H., Najar Firoozjaee, M., Saeedpour, L. (2011). "**The Relationship among Electricity Consumption, Electricity Prices and Economic Growth in Iran**", Journal of Economic Policy, 59: 175-200. (In Persian)
[13] Heidari, H., Saeedpour, L. (2011). "**Some Implications of liberalization of petroleum product prices in Iran**", Journal of Economic Policy, 58: 5-30. (In Persian)
[14] Helena, C., Martens, M and Dijk, D.V. (2010). "**Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations**", Journal of Banking & Finance 34: 834–839.
[15] Hosseini-Nasab, SE and Ayzanlo, Gh. (2008). "**The Impact of Political Risk on the Volatility of Stock Returns in Iran**", Economic Journal, 8 (2 (Supplement Market)): 41-62. (In Persian)
[16] Jahangard, E. (2006). "**The Auto Industry Importance in the Iranian Economy**", Quarterly Journal of Economics, 24: 67-34. (In Persian)
[17] Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "**Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money**", Oxford Bulletin of Economics.
[18] Khedri, N., Khalili, P., Dehghan Far, D. (2009). "**Evaluation of Risk Factors Affecting the Stock Returns of Companies in the Petrochemical Industry**", Researcher (management), 7 (Supplement): 91-103. (In Persian)

[19] Kim, C.J., Morely J.C. and Charles R Nelson, C.R. (2004). "**Is There a Significant Positive Relationship Between Stock Market Volatility and Equity Premium**?",Journal of Money, Credit and banking, (36) 3: 339-360.

[20] Kurdistani, Gh-R., Ashtab, A. (2010). "**The Relationship Between Earnings Forecast Errors and Abnormal Returns of the New Companies in Tehran Stock Exchange**", Accounting and Auditing, 17 (60): 93-108. (In Persian)

[21] Li. Q., Yang, J. and Hsiao, C. (2005). "**The Relationship between Returns and Volatility in International Stock Markets**", Journal of Empirical Finance, 12(5): 650-665.

[22] Narayan, P. K. and Smyth, R. (2004). "**Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China**", International Journal of Applied Economics. 1(1): 24-45.

[23] Saeedi, A. and Ramsheh, M. (2010), "**Systematic Risk Factors in Tehran Stock Exchange**", Financial Accounting Research, 3 (1 (7)): 125-142. (In Persian)

[24] Yousefi, M GH., Tavakoli Bgdadabad, MR., Nafar, H. (2009). "**Evaluation of the Capital Asset Pricing Model using Market Risk and Negative D-CAPM to Compare Risk and return in Tehran Stock Exchange**", Economic Journal, (5 (Supplement Market)): 95-123. (In Persian)

[25] Zanjirdar, M., Motamed, A., Sadjadi, SM. (2009). "**Assessment of Systematic Risk Variables, the Ratio of Book Value to Market Value, and Firm Size, the Ratio of Price to Earnings, Price to Earnings Ratio, Risk-Free Return, and Market Risk Premium in Explaining Real Stock Market Returns**", Industrial Management, 5 (11): 137-151. (In Persian)

[26] Pesaran, M.H. and Shin, Y and Smith, R.J. (2001)."**Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships**", Journal of Applied Econometrics 16: 289 – 326.

[27] Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). "**Testing for a Unit Root in Time SeriesRegression**", Biometrika, 75:2, 335-346.

[28] Pindyck, R.S. (1984). "**Risk, Inflation and Stock Market**", American Economic Review, 76: 1142-1151.

[29] Thomakos. D. and M. Koubouros. M. (2006). "**Realized Volatility, Asymmetric and Asset Pricing in the Athens Stock Exchange**", Economics Working Paper Archive Econ WPA.

[30] Verchenco, O. (2002). "**Determinants of Stock Market Volatility Dynamics**", Working Paper, HEC University of Lausann.

[31] Yang, M. (2010). "**Volatility Feedback and Risk Premium in GARCH Models with Generalized Hyperbolic Distributions**", School of Economics, 27, 1-19.

Received: 13 Feb 2012
Accepted: 29 Aug 2012