

## The Study of long-Term Memory in Dynamic Volatility Relationship between Stock Returns and Exchange Rates

Dariush Damoori <sup>1\*</sup>, Negar Mirzad <sup>2</sup>

Assistant Professor, Department of Accounting & Financial, Faculty of Economics, Management And Accounting, Yazd University, Yazd, Iran.  
d.damoori@yazd.ac.ir

2- MSc, Business Management- Financial, Department of Management, Faculty of Economics, Management And Accounting, Yazd University, Yazd, Iran.  
Mirzad.n67@gmail.com

### Abstract

Nowadays, the issue of how to choose an appropriate system of currency exchange can be considered as one of the pivots of macroeconomic policies and, in turn, currency fluctuation turns to one of the most crucial concerns of each country's foreign commerce. Since, stock returns in the stock market are influenced by various factors, especially the macroeconomic variables, In this study, we examined the relationship between long-term memory in the return series (March 2011 until February 2015) and USD / IRR exchange rate volatility and return on equity of Tehran Stock Exchange. Applying univariate and multivariate models GARCH in the first period (2011 and 2012), we witness that there exists the long-term memory in all series of return. In addition, not only does the student-GARCH (1,1) model indicate the best conformity with the total index (2011-2015), compared to other models, but it also can estimate exchange rates for the period of 2011 and 2012 with higher accuracy. It is also noticeable that there exists no significant relationship between the exchange rates and the stock market returns, in the given period.

**Keywords:** stock returns, long term memory, exchange rates, GARCH

### بررسی حافظه بلندمدت در نوسانات پویا: رابطه بین بازده سهام و نرخ ارز

داریوش دموری <sup>۱\*</sup>، نگار میرزاد <sup>۲</sup>

۱- استادیار، گروه حسابداری و مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران  
d.damoori@yazd.ac.ir

۲- کارشناس ارشد، گروه مدیریت بازرگانی گرایش مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران  
mirzad.n67@gmail.com

### چکیده

نرخ ارز و سیستم مناسب ارزی از محورهای اصلی سیاست‌های اقتصادی محسوب می‌شود. نوسانات نرخ ارز از عمده‌ترین مسائل بخش بازرگانی خارجی هر کشور است. با توجه به اینکه بازده سهام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از عوامل مختلف به ویژه متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گیرد، در این مطالعه حافظه بلندمدت در سری بازده، در بازه زمانی اول فروردین ۱۳۹۰ تا پایان اسفند ۱۳۹۴ و رابطه بین نوسانات نرخ ارز ریال/دلار و بازده سهام در بازه زمانی ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ با استفاده از الگوهای تک‌متغیره و چندمتغیره گارچ بررسی می‌شود. براساس نتایج به دست آمده همه سری‌های بازده، نشان‌دهنده وجود حافظه بلندمدت است. همچنین بر مبنای مقایسه الگوهای استفاده شده در این پژوهش، الگوی student-GARCH (1,1) بهترین برآورد را برای شاخص کل در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ نسبت به الگوهای دیگر نشان می‌دهد. با بررسی نوسان نرخ ارز ریال/دلار در بازه زمانی سال ۹۱ و ۹۰، الگوی student-GARCH (1,1) منجر به برآورد بهتری می‌شود. همچنین در بررسی رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام ارتباطی دیده نمی‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** بازده سهام، حافظه بلندمدت، نرخ ارز، گارچ

## مقدمه

به دلیل گسترش حوادث نامطلوب در جهان که بخشی از آن ناشی از فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است و سبب افزایش بی‌اعتمادی نسبت به آینده می‌شود، برآورد تأثیر اینگونه عوامل تا حدی از میزان این بی‌اطمینانی می‌کاهد. روشن است و ویژگی عدم‌اطمینان، امر نامطلوبی در زمینه سرمایه‌گذاری است. از طرفی، این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدینگی، نرخ ارز و... بر تغییرات قیمت و بازده سهام مؤثر است، به منزله یک نظریه پذیرفته شده است و در دهه گذشته کوشش‌هایی برای بررسی تأثیر نیروهای اقتصادی به شکل نظری و سنجش اثرات آن به صورت تجربی انجام شده است [۱]. بی‌ثباتی نرخ ارز نشان‌دهنده ناپایداری در ساختار اصلی اقتصاد و شاخص بسیار آشکار میزان اطمینان نسبت به سیاست و خط‌مشی اقتصادی یک کشور است [۱۸]. کاپرال<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) به این نتیجه دست یافتند که الگوی دو متغیره گارچ<sup>۲</sup>، برآورد شواهدی از یک طرفه بودن علیت گرنجر از بازده سهام به تغییرات نرخ ارز در ایالات متحده و انگلستان و در جهت مخالف در کانادا و بازخورد دوطرفه در منطقه یورو و سوئیس را نشان می‌دهد. نوسانات نرخ ارز در چارچوب جهانی تجارت بین‌المللی، به دو دلیل اهمیت ویژه‌ای یافته است: اول اینکه دولت تأثیر این نوسانات را بر قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی خود احساس کرده و این تأثیر در کشورهایی که رشد صادرات، محرکی بزرگ برای رشد اقتصاد داخلی آنها فراهم کرده است، بسیار زیاد است. دوم اینکه امروزه سرمایه‌گذاران به‌طور فزاینده‌ای در سبد بین‌المللی شرکت می‌کنند و رویکرد بازار دارایی به الگویی غالب برای آنها تبدیل شده است

[۱۹]؛ البته این مورد به دلیل وجود نداشتن ارتباط بین‌المللی در بازار سهام ایران مصداق ندارد. شایان‌زینوند و همکاران (۲۰۱۵)، وجود عدم تقارن در توزیع بازده بین دو بازار سهام و ارز را تأیید کردند و در بررسی خود وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی بازده شاخص‌های بورس و نرخ ارز را اثبات کردند. این موضوع سبب شده است مدیران مالی و پژوهشگران به سمت پژوهش درباره اثرات نرخ ارز بر ارزش و ویژگی‌های شرکت، قیمت و بازده سهام سوق یابند؛ بنابراین، نوسانات ارزی و تعیین رابطه آنها با بازارهای مالی به موضوع مهمی تبدیل شده است که در این پژوهش به وضعیت آن در بورس اوراق بهادار پرداخته شده است. هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه نرخ ارز و بازده سهام است. در این زمینه هدف تعیین برآورد الگویی است که بتواند با در نظر گرفتن پویایی‌های بازار، رابطه نوسان نرخ ارز و بازده سهام را در بورس اوراق بهادار در ایران بهتر برآورد کند. به تازگی پژوهش‌های متعددی درباره نرخ ارز و بازده سهام انجام شده است. در این پژوهش‌ها از روش‌های متعددی از جمله روش ARDL، آرچ انگل، گارچ<sup>۳</sup> و... برای پیش‌بینی بازده و ریسک دارایی‌ها در بازارهای مالی استفاده شده است. نوآوری این پژوهش، علاوه بر بررسی الگوهای همچون الگوی گارچ<sup>۴</sup> و GJR، برآورد الگوی HYGARCH است. همچنین در همه سری بازده‌ها حافظه بلندمدت بررسی شده است.

## مبانی نظری

دست‌یابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، به تجهیز و تخصیص بهینه منابع مالی در سطح اقتصاد ملی

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisty  
4. Glosten, Jagannathan & Runkle

1. Caporale  
2. UEDCC-GARCH

شدید روبه‌رو شدند، پژوهش‌های بسیاری برای کشف تأثیر این تغییرات بر تجارت خارجی انجام شد. اقتصاددانان زیادی تصور می‌کردند نوسانات نرخ ارز، منبع اصلی بی‌ثباتی اقتصادی در اقتصاد جهانی است. مطالعات بسیاری به جستجوی روابط منفی بین این نوسانات با تجارت اختصاص یافته است؛ اما نتیجه همیشه منفی نبوده است. به‌طور خلاصه، گرچه بسیاری از نتایج مطالعات تجربی روابط مثبت یا منفی نوسانات نرخ ارز بر تجارت بین‌الملل را تأیید کرده است، در تعدادی از موارد این روابط به‌طور قوی اثبات نشده است [۱۷]. تهرانی و همکاران (۲۰۱۳) اثر مثبت نوسانات نرخ ارز را همزمان بر بازده سهام شرکت‌ها نشان دادند؛ اما رابطه‌ای بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در یک وقفه زمانی گزارش نکردند. درباره رابطه پویای بین نرخ ارز و قیمت سهام هنوز توافق عمومی وجود ندارد؛ به‌طوری که دو دیدگاه کلی در این زمینه از همدیگر تفکیک پذیر است: از نظر دورنبوش و فیشر<sup>۳</sup> (۱۹۸۰) دو نظریه اصلی اقتصادی وجود دارد که نرخ ارز را به قیمت سهام ارتباط می‌دهد؛ نظریه اول، روش «جریان‌گرا»<sup>۴</sup> است که در این روش، نرخ ارز به‌طور اساسی توسط تراز حساب جاری یا تراز تجاری تعیین می‌شود؛ به‌طور واضح‌تر، با تغییرات زمان، نرخ ارز از رقابت‌های بین‌المللی بر سر تراز تجاری و درآمد واقعی تأثیر می‌پذیرد؛ برای مثال، کاهش ارزش ارز داخلی، موجبات بهبود رقابت شرکت‌های داخلی برای افزایش فروش خارجی را فراهم می‌آورد. صادرات بالاتر سبب افزایش عملکرد شرکت و در نتیجه، افزایش قیمت سهام می‌شود که افزایش قیمت سهام، در واقع چیزی جز ارزش فعلی جریان‌های نقدی آنی نیست که برای شرکت انتظار می‌رود. نظریه دوم نیز به الگوهای «تعادل

نیازمند است و این امر بدون کمک بازارهای مالی، به‌ویژه بازار سرمایه گسترده و کارآمد به‌سهولت امکان‌پذیر نیست. همان‌طور که می‌دانیم عوامل متعددی از جمله عوامل داخلی، اقتصادی، روانی، سیاسی و غیره ممکن است بر قیمت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تأثیر بگذارند. نوسانات این متغیرها و بی‌ثباتی آنها در طول زمان سبب ایجاد اشکال در تصمیمات و پیش‌بینی‌های اقتصادی شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران می‌شود [۲۱]. عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت سهام شامل نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز است. توماس<sup>۱</sup> بیان می‌کند که نرخ ارز قیمتی از مبادلات ارزی یک کشور به ارز کشور دیگر است. این نرخ نقش مهمی در تعیین قیمت محصول یک ملت در سایر نقاط جهان و قیمت داخلی کالاهای وارداتی از خارج از کشور دارد. امروزه تجارت جهانی بر سیستم نرخ ارز شناور مبتنی است که در آن تغییرات نرخ ارز به‌طور مداوم در طول روز انجام می‌گیرد [۲۶]. انطباق جریان نرخ ارز شناور و تسریع یکپارچگی بازارهای مالی با جهانی شدن، درک رفتار نرخ ارز را بسیار پیچیده کرده است؛ از این‌رو، توجه بسیاری از سیاست‌گذاران را به خود جلب کرده است؛ در واقع، نرخ ارز بر اقتصاد همه کشورهای بزرگ و کوچک تأثیر می‌گذارد؛ برای مثال، نوسان‌های زیاد نرخ ارز در یک محیط متغیر بین‌المللی، بر قابلیت پیش‌بینی تورم و قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی تأثیر می‌گذارد [۹]. به‌دلیل نقش نرخ ارز در اقتصاد جهانی، به تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام بازارهای مالی توجه شده است. فروپاشی بریتون وودز<sup>۲</sup> در اوایل دهه ۱۹۷۰ این سؤال مهم را در اقتصاد جهانی مطرح کرد که آیا نوسانات نرخ ارز بر تجارت بین‌المللی تأثیر دارد. از آنجا که نرخ‌های ارز از آن زمان با نوسانات

3. Dornbusch & Fisher  
4. flow-oriented

1. Thomas  
2. Bretton-Woods

سبب<sup>۱</sup> در نرخ مبادلات اشاره دارد که برانسون و فرانکل<sup>۲</sup> (۱۹۸۳) آن را ارائه کرده‌اند. این مورد ادعا می‌کند نرخ ارز به تقاضا برای عرضه دارایی‌های مالی از قبیل سهام و اوراق قرضه پاسخ می‌دهد. نقش اساسی نرخ ارز، یکسان‌سازی عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی داخلی و خارجی برای سبد متنوع بین‌المللی است. با فرض اینکه متغیرهای دیگر ثابت باشد، افزایش در قیمت سهام داخلی، سرمایه‌گذاران را به سمت فروش دارایی‌های خارجی سوق می‌دهد تا برای خرید دارایی‌های تازه، به پول داخلی بیشتری دسترسی داشته باشند. تغییرات قیمت سهام نیز ممکن است بر نوسانات نرخ ارز به‌طور غیرمستقیم تأثیر بگذارد. افزایش قیمت سهام داخلی، ثروت داخلی سرمایه‌گذاران را افزایش خواهد داد که تقاضا برای پول و به‌دنبال آن نرخ بهره داخلی را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ بهره به‌طور طبیعی جریان سرمایه خارجی را جذب می‌کند و افزایش تقاضای خارجی برای پول داخلی سبب افزایش ارزش پول داخلی می‌شود [۵]. به‌طور کلی، در حالی که رویکرد جریان‌گرا رابطه مثبت بین نرخ ارز و قیمت سهام را با جهت علی از نرخ‌های ارز به قیمت سهام فرض می‌کند، روش تعادل سبد، رابطه منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام را با جهت علی قیمت سهام به نرخ ارز پیش‌بینی می‌کند. مطالعات تجربی گذشته بیشتر بر اساس نتایج بررسی یکی از این دو پیش‌بینی‌های نظری تأیید شده، انجام شده است [۵]. چکیلی<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۲)، درباره خصوصیات نوسانات شرطی بازده سهام و نرخ ارز و ارتباط تجربی بین آنها و در زمینه الگوهای چندمتغیره، بیان داشتند که رابطه‌ای دوجانبه و معنادار بین بازده سهام و بازار ارز خارجی (کشور آلمان و

فرانسه) وجود دارد. همچنین معتقدند الگوهای تک‌متغیره FIAPARCH و دومتغیره CCC-FIAPARCH نسبت به دیگر الگوها تقریباً در همه موارد رابطه دوجانبه و معنادار بین بازده سهام و بازار ارز را بهتر و دقیق‌تر تخمین می‌زند. کرتارس<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای نوسانات روزانه نرخ ارز را با استفاده از داده‌های به فواصل ۱۵ دقیقه پیش‌بینی کردند و عملکرد نسبی الگوهای جایگزین را برای پیش‌بینی نوسانات ارزیابی کردند. شواهد نشان داد استفاده از بسامد داده‌ها و توجه به ابعاد حافظه بلندمدت به‌طور چشمگیری عملکرد پیش‌بینی نوسانات را بالا می‌برد. همچنین الگوی FIGARCH و ARFIMA بهتر از دیگر الگوها نوسانات نرخ ارز را تخمین می‌زند. برای پیش‌بینی نوسانات بازده دارایی (بازده سهام و نرخ ارز) روش‌هایی پیشنهاد شده است. در سال‌های اخیر نیز مطالعات تجربی و نظری بسیاری درباره بازده سهام و تغییرات نرخ ارز با الگوهای سری زمانی انجام شده است؛ بیشتر این پژوهش‌ها به‌دنبال توسعه روش‌های سری‌های زمانی در توان برآورد این روش‌ها برای پیش‌بینی دقیق‌تر و تسهیل ارزش در معرض ریسک‌اند. چکیلی و همکاران (۲۰۱۴)، در مطالعه خود درباره عدم تقارن و حافظه بلندمدت در الگوسازی و پیش‌بینی نوسانات شرطی در ریسک بازار با استفاده از الگوهای گارچ خطی و غیرخطی چنین مطرح کرده‌اند که الگوی FIAPARCH نسبت به الگوهای دیگر برای پیش‌بینی VaR بهترین برآورد و برای موقعیت‌های تجاری کوتاه‌مدت و بلندمدت مناسب است. در پژوهش‌های متعددی که در این زمینه در بازارهای مختلف (از قبیل بازار نفت خام و بورس اوراق بهادار) انجام شده است، روش‌های مختلفی بررسی شده و برتری روش‌ها یکی

1. portfolio balance  
2. Branson & Frankel  
3. Chkili

4. Chortareas

بعضی مقاطع زمانی مانند تعطیلات داده‌های قیمت موجود نیست. برای رفع این مشکل از روش درون‌یابی اسپلاین مکعبی برای بازیابی داده‌ها استفاده شد. علت انتخاب این دوره‌ها شوک‌های اقتصادی کلان است که بر بازار ارز و بورس اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد. هرچه تعداد داده‌های در دسترس بیشتر باشد، معنی‌داری آماری الگو به علت گستردگی داده‌ها افزایش می‌یابد. همچنین توانایی تحلیل رفتار بازار بیشتر می‌شود. بر مبنای روش درون‌یابی، داده‌های جمع‌آوری شده شامل ۱۸۲۰ قیمت روزانه نرخ ارز و ۱۸۲۰ مقدار برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (۹۴-۹۰) است؛ در نتیجه تعداد کل بازده‌های به دست آمده در نمونه مطالعه شده، ۱۸۱۹ مورد است. برای محاسبه بازده نیز از بازده لگاریتمی استفاده شد. بر اساس بازده لگاریتمی قیمت‌های نرخ ارز و شاخص‌ها در زمان  $t+1$  به صورت  $r_{i,t+1} = \log(p_{i,t+1}) - \log(p_{i,t})$  محاسبه شد. بعد از محاسبه بازده، ویژگی‌های آماری، مانایی و حافظه بلندمدت در سری زمانی بازده‌ها بررسی شد و در ادامه حذف خودهمبستگی بازده‌ها با استفاده از الگوی ARMA و ARFIMA و اجرای الگوهای تک‌متغیره گارچ GJR, HYGARCH و دو متغیره CCC-GJR(1,1) و GARCH(1,1) انجام شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار OXmetrics استفاده شد که قابلیت زیادی نسبت به دیگر نرم‌افزارهای اقتصادسنجی دارد.

در ادامه توضیحاتی درباره روش‌های آماری این پژوهش داده می‌شود: الگوهای حافظه بلندمدت نخست با نام یکپارچگی کسری<sup>۳</sup> از سوی گرنجر و جوینکس<sup>۴</sup> (۱۹۸۰) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شد. از جمله کسانی که الگوهای حافظه بلندمدت را برای سری‌های

بر دیگری نیز بر اساس قابلیت پیش‌بینی‌های واقع‌گرایانه در آنها سنجیده شده است؛ برای مثال می‌توان به پژوهش کانگ<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرد؛ آنها در این مطالعه پس از مقایسه الگوهای گارچ در پاسخ به این سؤال که آیا حافظه بلندمدت در بازده بازار سهام چین وجود دارد، دریافتند که الگوی FIGARCH(1,d,1) عملکرد بیشتری نسبت به الگوهای گارچ و IGARCH دارد. کامیجانی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۵) حافظه بلندمدت را در نوسان‌های بازده شاخص بورس اوراق بهادار بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها تأییدکننده وجود حافظه بلندمدت در هر دو معادله میانگین و واریانس سری مذکور بود و الگوی ARFIMA(1,2)-FIGARCH(BBM) بهترین الگو برای الگوسازی در دوره بررسی شده انتخاب شد. سؤالاتی که در این پژوهش مطرح است، عبارت است از: ۱- کدام یک از الگوهای GARCH, HYGARCH و GJR، نوسان بازده سهام را با برازش بهتری نشان می‌دهد؟ ۲- کدام یک از الگوهای GARCH و GJR، نوسان نرخ ارز را با برازش بهتری نشان می‌دهد؟ ۳- آیا بین نرخ ارز و بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد؟

## روش پژوهش

این پژوهش از نظر بسامد مشاهدات روزانه و در بازه زمانی ۱ فروردین ۱۳۹۰ تا پایان اسفند ۱۳۹۴ است که این داده‌ها از سایت TSETMC (۹۴-۹۳ شاخص کل)، نرم‌افزار رهاورد نوین (۹۲-۹۰ شاخص کل) و داده‌های نرخ ارز از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی استخراج شده است. روند پژوهش بدینگونه است که ابتدا اطلاعات بر اساس قلمرو موضوعی و زمانی جمع‌آوری شد؛ سپس داده‌ها در مقاطع زمانی مختلف بازیابی شد؛ زیرا در

3. Fractional integration  
4. Granger & Joyeux

1. kang  
2. Kamijiani

که در بیشتر پژوهش‌های مالی به آنها توجه شده است عبارت است از: آماره‌های  $(R/S)$ ،  $GPH^5$  و  $GSP^6$ . متغیرهای اقتصادی از جمله بازار سهام، نرخ ارز، تورم و غیره بی‌ثبات است و تغییرپذیری و نوسان دارد. همچنین سرمایه‌گذاران معمولاً کمتر سرمایه‌گذاری مخاطره‌آمیز را انتخاب می‌کنند؛ بنابراین، در پژوهش حاضر درباره‌ی الگوسازی و پیش‌بینی تغییرپذیری بازار سهام و نرخ ارز از برخی روش‌های پارامتریک از جمله الگوهای سری زمانی گارچ (این دسته از الگوها، تغییرپذیری خوشه‌ای دارند) استفاده شده است. در ادامه خلاصه‌ای از الگوسازی نوسانات با الگوهای خانواده‌ی گارچ بیان می‌شود. ماندلبروت<sup>۷</sup> (۱۹۶۳) نشان داد نوسان وابسته به زمان است و در طول زمان تغییر می‌کند؛ به عبارت دیگر، در طول زمان تغییرات بزرگ تمایل دارند توسط تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک نیز تمایل دارند توسط تغییرات کوچک‌تر دنبال شوند؛ یعنی در بررسی بازده دارایی مالی همواره به‌طور مستمر دوره‌هایی از نوسان بالا و دوره‌هایی از نوسان پایین مشاهده می‌شود. این پدیده، با نام خوشه‌بندی نوسان<sup>۸</sup> شناخته می‌شود؛ بنابراین، الگوسازی و پیش‌بینی داده‌های مالی باید به‌طور گسترده، ویژگی خوشه‌بندی نوسان را در نظر بگیرد. با وجود این، واریانس ساده، اطلاعات پویای سری‌های بازده را نادیده می‌گیرد و برای مشاهدات جدیدتر و گذشته‌وزنی یکسان در نظر می‌گیرد [۱۶، ۱۱]. در روش‌های سنتی برای محاسبه واریانس شرطی  $(\sigma_t^2)$  از الگوهای برآورد نوسانات مانند الگوی میانگین متحرک ساده یا الگوی میانگین متحرک با اوزان نمایی استفاده می‌شود؛ ولی این الگوها در برآورد تلاطم و ناهمسانی واریانس عملکرد مناسبی

زمانی پیشنهاد کرد، کاکس<sup>۱</sup> بود. تولوی<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) حافظه بلندمدت را در سری‌های زمانی به‌صورت خودهمبستگی بین وقفه‌های طولانی، در بیش از صدها دوره‌ی زمانی تعریف کرد. از نظر ژینو و جین<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) الگوهای حافظه بلندمدت نشان‌دهنده ساختار غیرخطی بازارهای سرمایه است؛ در نتیجه نشان می‌دهد الگوهای خطی در توصیف ماهیت واقعی این بازارها ناکارآمد است. ساختار غیرخطی بازار سرمایه موجب می‌شود پیش‌بینی آن مشکل شود. گرین<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) بیان می‌کند خودهمبستگی‌های یک سری انباشته  $I(1)$  و  $I(2)$  در وقفه‌های طولانی نیز باقی می‌ماند. یک سری زمانی با حافظه بلندمدت را می‌توان با تابع خودهمبستگی  $(ACF)$  - که به نرخ هایپربولیک کاهش می‌یابد - مشخص کرد. سری زمانی با حافظه کوتاه‌مدت، به‌طور معمول با برخی نمایه‌ها به میرایی می‌رود و مقادیر بالای خودهمبستگی تنها بعد از چند وقفه از بین می‌رود. برخی فرایندها نیز رفتاری بین این دو مورد را نشان می‌دهد. این فرایندها به‌وضوح ناماناست. با وجود این، وقتی از آنها تفاضل‌گیری می‌شود، این ویژگی را دارد که به‌طور یک در میان همبستگی‌های مثبت و منفی نشان دهد؛ اما داده‌هایی که از آنها تفاضل‌گیری نشده است، در وقفه‌های بسیار دور هم خودهمبستگی‌های معناداری نشان می‌دهد [۲۰]. در بیشتر آزمون‌هایی که حافظه بلندمدت را در سری زمانی می‌سنجد، فرضیه صفر وجودناشتن حافظه بلندمدت و فرضیه مقابل وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی است؛ بنابراین، چنانچه آماره آزمون اختلاف معناداری از صفر نداشته باشد، فرضیه صفر یعنی وجودناشتن حافظه بلندمدت رد نمی‌شود. سه روش رایج در سنجش حافظه بلندمدت

5. Geweke & Porter-Hodak  
6. Gaussian semi-parametric  
7. Mandelbrot  
8. volatility clustering

1. Cox  
2. Tolvi  
3. Xiu & Jin  
4. Green

الگوی GJR<sup>۲</sup> ساده‌ترین نوع از الگوهای گارچ نامتقارن است. در این الگو واریانس شرطی به صورت رابطه (۳) فرمول‌بندی می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta u_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (۳)$$

$$\begin{cases} I_{t-1} = 1 & \square \text{ باشد } u_{t-1} \text{ اگر } 0 \\ = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

در این الگو اگر  $\gamma$  معنی‌دار نباشد بدین معنی است که اثر شوک‌ها بر تغییرپذیری کاملاً متقارن است؛ اما اگر  $\gamma$  معنی‌دار باشد الگو نامتقارن است و اثر شوک‌های مثبت و منفی نمی‌تواند یکسان باشد. اگر  $\gamma$  معنی‌دار و مثبت باشد، اثر شوک‌های منفی (یعنی زمانی که باقی‌مانده‌ها منفی است) بیشتر از شوک‌های مثبت است. در این حالت، اثر شوک‌های منفی برابر با  $\alpha_1 + \gamma$  است که بزرگ‌تر از اثر شوک‌های مثبت ( $\alpha_1$ ) است. اگر  $\gamma$  منفی باشد، اثر شوک‌های منفی که برابر  $\alpha_1 + \gamma$  است کمتر از اثر شوک‌های مثبت ( $\alpha_1$ ) خواهد بود [۲۴].

برای نشان‌دادن رفتار کوریلوگرام<sup>۳</sup> (طرح همبستگی) در یک نوسان مشاهده‌شده، بایلی<sup>۴</sup> و همکاران (۱۹۹۶)، گارچ یکپارچه کسری (FIGARCH) را معرفی کردند. این کار با جایگزینی عامل مختلف رابطه (۳) با  $(1-L)^d$  انجام شد. واریانس شرطی  $(p, d, q)$  FIGARCH به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega [1 - \beta(L)]^{-1} + (1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^d) \varepsilon_t^2}{\omega^{\dagger} \lambda(L)} \quad (۴)$$

یا به صورت  $\sigma_t^2 = \omega^* + \sum_{i=1}^p \lambda_i L^i \varepsilon_t^2 = \omega^* + \lambda(L) \varepsilon_t^2$  در شرایط  $0 \leq d \leq 1$  است. در شرایطی که  $d(\phi_1 - \frac{1-d}{2}) \leq \beta_1 - d \leq \phi_1 \frac{2-d}{3}$ ،  $\omega > 0$

ندارد؛ بنابراین، الگوهای معرفی می‌شود که بتواند این دو فاکتور را نیز برآورد کند: الگوهای خودرگرسیون مشروط بر ناهمسانی واریانس (ARCH) و خودرگرسیون مشروط بر ناهمسانی واریانس تعمیم‌یافته (GARCH). سری‌های زمانی مالی بیشتر پدیده خوشه‌بندی تلاطم را از خود بروز می‌دهد؛ بدین معنی که نوساناتی که در یک دوره زمانی رخ می‌دهد به دوره‌های بعدی نیز سرایت می‌کند؛ ولی در طی زمان از شدت آن کاسته می‌شود. از آنجا که چنین داده‌هایی دادوستد بین خریداران و فروشندگان را منعکس می‌کند، منابع گوناگون خبری و دیگر رخدادهای برون‌زای اقتصادی قادر است بر الگوی سری زمانی تأثیر بگذارد.

بولرسلو<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) الگوی تعمیم‌یافته خودرگرسیون ناهمسان شرطی (GARCH) را ارائه کرد که در آن، واریانس شرطی علاوه بر وقفه‌های پسماندها، به وقفه‌های خود وابسته است. در این الگوهای سری زمانی، ویژگی‌های مختلف سری‌های زمانی از جمله تلاطم، خوشه‌بندی و کشیدگی بررسی می‌شوند. این الگو به صورت رابطه (۱) نمایش داده می‌شود:

$$\sigma_{t+1|t}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i+1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j+1}^2 \quad (۱)$$

که در آن  $\alpha_i \geq 0$  برای  $i=1, 2, \dots, q$  و  $\alpha_0 > 0$  و  $\beta_j \geq 0$  برای  $j=1, 2, \dots, p$  است.

چنانچه  $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$  کواریانس دارد و واریانس غیرشرطی آن به صورت رابطه (۲) بیان می‌شود.

$$\sigma^2 = \alpha_0 / \left( 1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j \right) \quad (۲)$$

2. Glosten, Jagannathan & Runkle (1993)  
3. correlogram  
4. Baillie

1. Bollerslev

FIGARCH هنگامی که  $\alpha = 1$  باشد، HYFIGARCH در بر می‌گیرد و هنگامی که  $\alpha < 1$  باشد، این فرایند ثابت است.

هنگامی که الگوسازی بازده‌ها مرکز توجه قرار می‌گیرد، درک حرکت همزمان بازده‌های مالی اهمیت ویژه‌ای می‌یابد؛ بنابراین، توجه پژوهشگران به سمت الگوهای GARCH چندمتغیره جلب می‌شود. همچنین الگوهای GARCH چندمتغیره برای به‌کارگیری نوسانات و انتقال همبستگی و اثرات سرریزی در مطالعات استفاده می‌شود. با توسعه الگوهای چندمتغیره، روابط زیرمجموعه‌های سبد الگوسازی می‌شود [۱۵]. یکی از ویژگی‌های مطلوب الگوی GARCH چندمتغیره، این است که انعطاف کافی برای پویایی واریانس و کواریانس‌های شرطی فراهم می‌کند. دیگر اینکه بیشتر پارامترهای موجود در این الگو به‌سرعت با افزایش ابعاد الگو تطبیق می‌یابد. این ویژگی، صرفه‌جویی کافی را برای تخمین‌های آسان الگو مهیا می‌کند [۱۰]. برای توصیف الگوهای GARCH چندمتغیره، فرض کنید دنباله بازده  $[r_t]_{t=1}^T$  مربوط به داده‌های مالی، از فرایندی احتمالی پیروی می‌کند:

$$r_t | f_{t-1} \sim p(\mu_t, H_t, \theta) \quad (6)$$

که در آن  $rt \equiv (r1,t, r2,t)'$  یک بردار  $2 \times 1$  است،  $E(rt | f_{t-1}) = \mu_t$  و  $E(rt rt' | f_{t-1}) = H_t$  و  $p$  تابع توزیع الحاقی تجمعی  $r_t$  و  $\theta$  بیانگر پارامترهای توزیع است؛ سپس برای استانداردسازی خطاها  $\varepsilon_t \equiv H_t^{-1/2} (rt - \mu_t)$ ،  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t' | f_{t-1}) = I$ ،  $1/2$   $rt$  باید به  $D_t R_t D_t'$  تجزیه شود که در آن ماتریس همبستگی شرطی بین  $r_t$  ها است و

$$D_t \equiv \text{diag}(H_t)^{-1/2} \quad (7)$$

$\beta_1(\phi_1 - \beta_1 + d)$  باشد، به‌سادگی می‌توان از مثبت بودن واریانس شرطی FIGARCH(1,d,1) برای تمام اطمینان حاصل کرد و با قراردادن  $\phi_1 = 0$  این شرایط FIGARCH(1,d,1) به دست می‌آید. داویدسون<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) به نتیجه جالب و متضادی اشاره می‌کند که پارامتر حافظه این فرایند می‌تواند  $d$  باشد و با نزدیک شدن  $d$  به صفر افزایش می‌یابد. در حالی که در الگوی ARFIMA با افزایش  $d$  حافظه نیز افزایش می‌یابد. بنا بر گفته داویدسون رفتار غیرمنتظره الگوی FIGARCH ممکن است ناشی از هرگونه پارادوکس نامربوط باشد، تا این حقیقت که اعمال محدودیت‌های مناسب به یک الگو در سطوح، به الگویی از نوسان تبدیل شده است. اصلی‌ترین ویژگی این الگو این است که در زمانی که  $d > 0$  است، ثابت نیست. در عوض:

$$\begin{aligned} (1-L)^d &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} L^k \\ &= 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \dots \\ &= 1 - \sum_{k=1}^{\infty} c_k(d)L^k \end{aligned} \quad (8)$$

که  $c_1(d) = d$ ،  $c_2(d) = \frac{1}{2}d(1-d)$  ساختار  $\sum_{k=1}^{\infty} c_k(d) = 1$  برای هر مقدار از  $d$  و به‌دنبال آن FIGARCH به طبقه یکسانی از «لبه-تیغ غیرساکن» تعلق دارد که به‌وسیله الگوی IGARCH ارائه می‌شود. برای آزمون این موضوع که آیا این ویژگی بی‌ثبات است یا خیر، داویدسون (۲۰۰۴) نسخه‌ای کلی از FIGARCH را پیشنهاد می‌دهد که HY پربولیک گارچ نام دارد. الگوی HYGARCH از رابطه (۴) هنگامی که  $\lambda(L)$  به‌وسیله  $\{1 + [1 - \beta(L)]^{-1} \varphi(L)\}$  جایگزین شود، به دست می‌آید. با توجه به اینکه گارچ، نه خود  $\alpha$  بلکه  $\log(\alpha)$  را ارائه می‌دهد، ضرایب  $c_k(d)$  به‌وسیله  $\alpha$  اندازه‌گیری می‌شود.



$$h_{i,t} = \omega_i + k_i h_{i,t-1} + \lambda_i r_{i,t-1}^2, \quad i = 1, 2 \quad (10)$$

$$\rho_{12,t} = \rho$$

بولرسلو (۱۹۹۰) خصوصیات دومتغیره GARCH(1,1) را با استفاده از الگوی همبستگی شرطی ثابت (CCC-GARCH) پیشنهاد می کند. واریانس و کواریانس این الگو به شکل زیر است [۵]:

$$\sigma_{jj,t}^2 = \omega_j + \alpha_{jj} \varepsilon_{j,t}^2 + \beta_{jj} \sigma_{jj,t-1}^2, \quad j = 1, 2 \quad (11)$$

$$\sigma_{12,t} = \rho(\sigma_{11,t} \sigma_{22,t})$$

### یافته‌ها

در نمودارهای زیر سری زمانی قیمت‌های روزانه و سری زمانی بازده‌های شاخص کل و نرخ ارز (ریال/دلار) در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ به تصویر کشیده شده است. در نمودار قیمت روزانه ارز به غیر از سال‌های ۹۱، ۹۲ و ۹۴، در مدتی محدود در سال‌های ۹۰ و ۹۳ روند قیمت‌ها به صورت نزولی است. در نمودار بازده نیز مشاهده می شود که طی سال‌های ۹۱ و ۹۲ نوسانات شدیدی در بازده‌های ارز ایجاد شده است. در نمودار سری زمانی شاخص کل نیز به غیر از سال ۹۳، در طول دوره بررسی شده شاخص کل روندی صعودی داشته است. در نمودار بازده نیز در سال ۹۳ نوسان شدیدی مشاهده می شود.

به طور معمول فرض می شود  $\varepsilon_t$  از توزیع نرمال تبعیت می کند:  $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, I)$ . همان طور که می دانیم، ماتریس همبستگی شرطی بین  $r_{1,t}$  و  $r_{2,t}$  برابر با واریانس شرطی بین متغیر استاندارد شده  $\varepsilon_{1,t}$  و  $\varepsilon_{2,t}$  است.

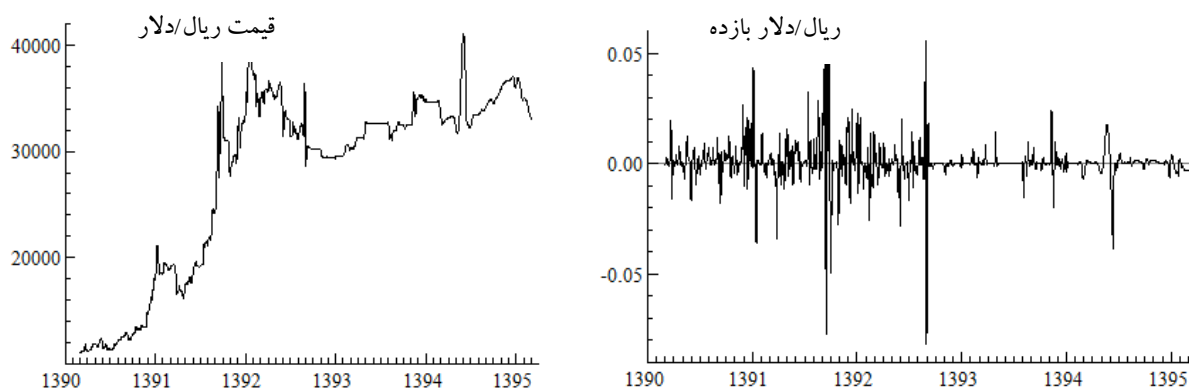
$$\rho_{12,t} \equiv \text{Corr}(r_{1,t}, r_{2,t} | \mathcal{F}_{t-1}) = \text{Cov}(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t} | \mathcal{F}_{t-1}) \quad (8)$$

که در آن:

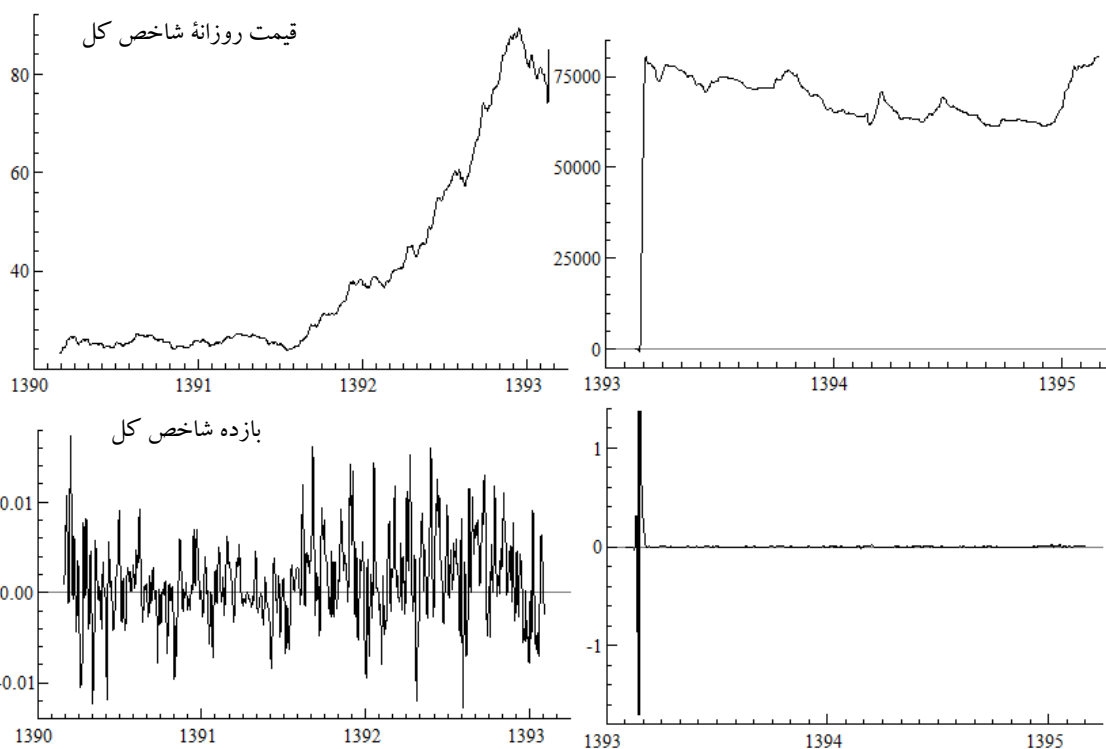
$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \equiv (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})' \quad (9)$$

آنچه در اینجا اهمیت دارد، فرایند ماتریس  $H_t$  است. الگوهای پارامتریک مختلفی وجود دارد که هر کدام  $H_t$  را به شیوه‌ای خاص تصریح می کند [۱۴]. این الگوها به سه طبقه تقسیم می شود. در اولین طبقه، ماتریس کواریانس شرطی به صورت مستقیم الگوسازی می شود. این طبقه شامل الگوهای برداری VEC و BEKK است که جزء اولین الگوهای پارامتریک گارچ چندمتغیره محسوب می شود. الگوهای طبقه دوم، بر این عقیده ساخته می شود که الگوسازی واریانس و همبستگی شرطی، در برابر الگوسازی ماتریس کواریانس شرطی بسیار راحت تر است. اعضای این طبقه شامل الگوی همبستگی ثابت شرطی (CCC)<sup>۱</sup> و توسعه یافته آن است. کاربرد این طبقه به درک تفسیر همبستگی‌ها متکی است. سومین طبقه، الگوهای عاملی است که با ویژگی صرفه‌جو بودن شناخته می شود [۲۳]. الگوهای بررسی شده در این پژوهش به طبقه دوم این دسته‌بندی تعلق دارد که  $H_t$  را به طور غیرمستقیم و با همبستگی شرطی الگوسازی می کنند. در این پژوهش از الگوی CCC استفاده می شود. این الگو فرض می کند همبستگی شرطی، ثابت است. فرمول این الگو عبارت است از:

1. Constant Conditional Correlation (CCC)



نمودار (۱) سری زمانی قیمت‌های روزانه و بازده نرخ ارز



نمودار (۲) سری زمانی قیمت‌های روزانه و بازده شاخص کل

۰/۰۸۵۱ و ۰/۰۰۸۸ است که در مقایسه با میانگین، نشان‌دهنده نوسان زیاد بازده‌های آنها در دوره مطالعه شده است. کشیدگی، توصیف‌کننده درجه همواری توزیع است و توزیع بازده‌ها در این پژوهش برای شاخص کل ۲۸۷/۲۵ و برای ارز ۲۰/۹۱۹ کشیدگی را نشان می‌دهد که به‌طور چشمگیری از کشیدگی توزیع نرمال بیشتر است. چولگی نیز

طبق نتایج توصیف آماری به‌دست آمده از بررسی بازده‌ها در بازه زمانی ۹۴-۹۰، میانگین بازده برای شاخص کل ۰/۰۳۰۴ و برای ارز ۰/۰۰۰۵ است که مقدار آنها نزدیک به صفر است. مقدار حداکثر و حداقل برای بازده شاخص کل به ترتیب ۱/۳۷۰۳ و ۱/۶۹۲۴- و برای نرخ ارز ۰/۰۵۶۸ و ۰/۰۸۱۹- است. مقدار انحراف معیار شاخص کل و ارز به ترتیب

با توجه به اینکه آماره دیکي - فولر تعمیم یافته در همه سطوح مقادیری کمتر از مقدار بحرانی در بازدهها دارد، آزمون وجود ریشه واحد را رد می کند. نتایج آزمون KPSS<sup>۱</sup> نیز وجود ریشه واحد را برای بازدهها رد و به میزان اختلاف کمی در سطح ۱۰٪ برای ریال/دلار تأیید می کند؛ از این رو، در مجموع همه سری های زمانی مانا و برای آزمون های تجزیه و تحلیل بلندمدت مناسب است.

**جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکي - فولر تعمیم یافته و KPSS**

KPSS		دیکي - فولر		مقدار بحرانی آزمون
شاخص دلار/ریال	شاخص کل	دلار/ریال	شاخص کل	
۰/۴۱۸	۰/۱۲۲	۱۳/۷۶۱	۱۶/۹۰۸	
۰/۷۳۹	۰/۷۳۹	۲/۵۶۵۷	۲/۵۶۵۷	سطح ۱٪
۰/۴۶۳	۰/۴۶۳	۱/۹۴۰۹	۱/۹۴۰۹	سطح ۵٪
۰/۳۴۷	۰/۳۴۷	۱/۶۱۶۶	۱/۶۱۶۶	سطح ۱۰٪

با توجه به جدول (۲)، درباره شاخص کل، مقادیر هر دو نوع آزمون در حد فاصل مقدار بحرانی قرار دارد و برای نرخ ارز در آزمون R/S هارست - ماندلبرت مقدار آزمون بیشتر از مقدار بحرانی است. در مجموع می توان نتیجه گرفت سری های بازده، حافظه بلندمدت را در معادله میانگین خود نشان می دهد.

نشان دهنده انحراف توزیع داده ها از توزیع متقارن است که مقادیر چولگی نشان دهنده نامتقارن بودن توزیع شاخص کل (۰/۸۹-) و نرخ ارز (۰/۶۸۰۳-) است. به علاوه، آماره آزمون جارکو- برای به دست آمده، فرض صفر نرمال بودن توزیع بازده شاخص کل (۶/۲۵-) سطح معناداری (۰/۰۰۰) و نرخ ارز (۳۳۰۹-) سطح معناداری (۰/۰۰۰) را برای کل بازه زمانی نمونه رد می کند. آماره باکس - پیرس<sup>۱</sup>، نشان دهنده خودهمبستگی در پسماندها و مربع پسماندهای ریال/دلار و شاخص کل است که مقادیر آنها برای شاخص کل در دو وقفه ۵ و ۱۰ به ترتیب چنین است:  $Q(5)^*$  - ۵۷۴/۹۵۶، سطح معناداری (۰/۰۰۰)،  $Q(10)^*$  - ۵۷۸/۷۸، سطح معناداری (۰/۰۰۰)،  $Q^2(5)^*$  - ۲۴۰۷/۲۳، سطح معناداری (۰/۰۰۰)،  $Q^2(10)^*$  - ۲۴۳۱/۳۹، سطح معناداری (۰/۰۰۰) و برای نرخ ارز نیز  $Q(5)^*$  - ۱۷۹۶/۰۱، سطح معناداری (۰/۰۰۰)،  $Q(10)^*$  - ۱۸۴۲/۰۱، سطح معناداری (۰/۰۰۰)،  $Q^2(5)^*$  - ۱۹۶۰/۰۶، سطح معناداری (۰/۰۰۰)،  $Q^2(10)^*$  - ۲۳۸۲/۱۵، سطح معناداری (۰/۰۰۰). در این زمینه، مقادیر این آماره به شدت بالاست که نشان دهنده نفوذ فراگیر تلاطم خوشه ای در بازار سرمایه و ارز است. وجود ناهمسانی در سری باقی مانده های الگو، تأیید می شود و در این حالت می توان پذیرفت که اثر آرچ با  $q$  وقفه زمانی در سری های شاخص کل (وقفه ۵ (۵۵۰/۹۶) (۰/۰۰۰)، وقفه ۱۰ (۳۱۸/۹۴) (۰/۰۰۰) و ارز (وقفه ۵ (۱۳۱۰/۱) (۰/۰۰۰)، وقفه ۱۰ (۶۸۴/۸) (۰/۰۰۰)) وجود دارد و نتایج آزمون LM، استفاده از الگوهای خانواده گارچ برای دست یابی به مقادیر واریانس شرطی را توجیه کرده است.

جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون R/S لو و R/S هارست - ماندلبرت

ریال / دلار	شاخص کل	مقدار بحرانی آزمون		نوع آزمون حافظه بلندمدت
۱/۸۹۱۶	۱/۲۴۱۴	(۰/۷۲۱ ، ۲/۰۹۸)	%۱	آزمون R/S لو
		(۰/۸۰۹ ، ۱/۸۶۲)	%۵	
۲/۵۶۵۳	۱/۴۲۷۱	(۰/۸۶۱ ، ۱/۷۴۷)	%۱۰	آزمون R/S هارست - ماندلبرت

در آزمون GPH و GSP برای شاخص کل و ارز  
 حافظه بلندمدت سطح ۱٪ برای همه نرخ‌های بازده ارز و  
 سهم رد می‌شود. برآوردهای پارامتر d بین ۰/۰۹۶- و  
 فرضیه صفر وجودنداشتن  
 برای شاخص کل و ۰/۰۳۳- تا ۰/۲۷۷ برای بازار  
 ارز است که به مقدار m بستگی دارد.

جدول (۳) برآورد پارامتر d با روش‌های نیمه پارامتریک GSP و GPH

ریال / دلار	شاخص کل	مقدار آستانه	نوع آزمون حافظه بلندمدت	
(۰/۶۲۷۶)۰/۰۵۵۴	(۰/۸۳۸)-۰/۰۲۳	۰/۱۱۴	$m=T^{0/5}$	GPH
(۰/۰۲۷۴۳)۰/۰۸۰۵	(۰/۲۴۲۱)۰/۰۸۶۲	۰/۰۷۳۷	$m=T^{0/6}$	
(۰/۰۰۰)۰/۲۷۷۴	(۰/۰۰۰)۰/۱۵	۰/۰۲۳۴	$m=T/4$	GSP
(۰/۷۱۷۹)-۰/۰۳۳۶	(۰/۰۴)-۰/۰۹۶	۰/۰۴۷	$m=T/16$	

جدول (۴) نتایج برآورد الگوهای GARCH(1,1)، GJR(1,1)، HYGARCH(1,d,1) با فرض توزیع student

نتایج تجربی	GARCH(1,1)		GJR(1,1)		HYGARCH(1,d1)	
Const(m)	-۰/۰۰۰۰۴	(۰/۷۸۳)	-۰/۰۰۰۰۶	(۰/۷۰۳)	-۰/۰۰۰۰۹	(۰/۴۵۷)
d-Arfima	-۰/۰۰۹	(۰/۴۱۵)	-۰/۰۰۹	(۰/۴۱۱)		-
AR(1)	۱/۲۳۱	(۰/۰۰۰)	۱/۲۲	(۰/۰۰۰)	۱/۳۵	(۰/۰۰۰)
AR(2)	-۰/۴۶۲	(۰/۰۰۰)	-۰/۴۶۱	(۰/۰۰۰)	-۰/۵۶	(۰/۰۰۰)
MA(1)	۰/۷۸۶	(۰/۰۰۰)	۰/۷۸۶	(۰/۰۰۰)	۰/۵۶	(۰/۰۰۰)
MA(2)	۰/۱۹۴	(۰/۰۰۰)	۰/۱۹۳	(۰/۰۰۰)		-
Const(v)	۰/۰۰۱	(۰/۰۰۰۵)	۰/۰۰۱	(۰/۰۰۱۱)	۰/۰۰۱۱	(۰/۰۰۰۳)
d-Figarch		-		-	۱/۸۲	(۰/۰۰۰)
ARCH( $\alpha_1$ )	۱/۴۱۱	(۰/۰۰۰)	۱/۳۴	(۰/۰۰۰)	۱/۵۹	(۰/۰۰۰)
GARCH( $\beta_1$ )	۰/۲۶۴	(۰/۰۰۰)	۰/۲۶۷	(۰/۰۰۰)	۰/۲۸۷	(۰/۰۰۰)
GJR( $\gamma_1$ )		-	۰/۱۲۹	(۰/۵۳۸)		-
Student (DF)	۳/۳۲	(۰/۰۰۰)	۳/۳۳	(۰/۰۰۰)	۳/۴۷۷	(۰/۰۰۰)

نتایج تجربی	GARCH(1,1)		GJR(1,1)		HYGARCH(1,d1)	
Log-Alpha(HY)		-		-	-۸/۰۴	(۰/۰۰۰)
Log-likelihood	۹۹۱۹/۷۷		۹۹۱۹/۹۲		۹۸۸۸/۶۴	
AIC	-۱۰/۸۹۵۸		-۱۰/۸۹۴۹		-۱۰/۸۶	
Schwarz	-۱۰/۸۶۵۵		-۱۰/۸۶۱۶		-۱۰/۸۳	
Q <sup>2</sup> (5)	۵/۹۵	(۰/۱۱۳)	۵/۶۷	(۰/۱۲۸)	۵/۷۹	(۰/۱۲۲)
RBD(5)	۱/۹۹	(۰/۸۴۹)	۱/۵۱	(۱/۰۰۰)	۱۲/۵	(۰/۰۲۸)
ARCH(5)	۱/۲	(۰/۳۰۴)	۱/۱۶	(۰/۳۲۶)	۱/۱۸	(۰/۳۱)

به خوبی بیان کننده ویژگی های حافظه بلندمدت در نوسانات بازده سهام (شاخص کل) است. طبق نتایج به دست آمده از الگوی HYGARCH، پارامترهای حافظه بلندمدت (d)، مثبت و در سطح ۱٪ برای همه موارد معنادار است. مقدار پارامتر  $\log(\alpha)_{HY}$  نیز منفی و معنادار است. همچنین به وسیله آزمون باکس - پیرس، فرض صفر مبنی بر وجود نداشتن خودهمبستگی در باقی مانده های مربع استاندارد شده، تأیید می شود.

در ادامه، نرخ ارز دلار/ریال با استفاده از الگوی GARCH(1,1) و GJR بررسی می شود. قبل از بررسی نتایج، لازم است توضیحاتی درباره نرخ ارز در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ داده شود. نرخ ارز با نوسانات شدیدی در دوره بررسی شده روبه رو شده است. از دیدگاه اقتصاددانان این نوسانات ممکن است دلایل متفاوتی داشته باشد؛ از جمله هدفمندی یارانه، آزادسازی نرخ ارز توسط دولت، کاهش درآمد نفتی، سیاست داخلی و... با توجه به نوسانات ارزی الگوسازی سری زمانی ارز در بازه زمانی، این پژوهش با مشکلات بسیاری روبه رو شد. به همین منظور بازه زمانی مطالعه شده به دوره های سالانه تقسیم شد و الگوسازی برای هر سال به صورت جداگانه بررسی شد.

طبق نتایج به دست آمده از تحلیل تابع خودهمبستگی در این سری زمانی، برای رفع خودهمبستگی سریالی در مجموعه بازده ها، الگوی ARMA و ARFIMA برآورد شده است. سری باقی مانده های<sup>۱</sup> حاصل از الگوها نباید نشان دهنده خودهمبستگی باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون الگوی GARCH(1,1) و GJR، پارامتر برآورد شده در معادله میانگین (ARMA)، معنادار و مقادیر ARCH( $\alpha$ ) در معادله واریانس، بیشتر از ۰/۱ و معنادار است؛ بنابراین، بررسی نوسانات بازده، نشان دهنده تأثیرپذیری از قیمت های روز قبل است. هنگامی که  $\beta$  نسبتاً بزرگ باشد (بالای ۰/۹)، یعنی زمان زیادی طول می کشد تا تأثیر بحران های بازار بر تلاطم ایجاد شده از بین رود. بزرگی ضریب  $GARCH(\beta)$  ۰/۲۶۴ (GARCH(1,1)) و ۰/۲۶۷ (GJR) است که نشان دهنده نوسان کم بازده سهام است و در طول زمان حذف می شود. مقدار  $(\alpha + \beta)$  بیشتر از یک است که این امر، پایداری اثر شوک را بر واریانس شرطی بازگو می کند. مقدار  $\gamma$  در الگوی GJR معنادار نبودن  $\gamma$  را نشان می دهد؛ بنابراین، اثر شوک ها بر تغییرپذیری کاملاً متقارن است و تغییرپذیری ها برای شوک های مثبت و منفی یکسان است. نتایج حاصل از آزمون الگوی HYGARCH،

1. residuals

جدول (۵) نتایج برآورد الگوی GARCH(1,1) و GJR با فرض توزیع student

نتایج تجربی	GJR				GARCH(1,1)			
	ریال/دلار ۹۰		ریال/دلار ۹۱		ریال/دلار ۹۰		ریال/دلار ۹۱	
Const(m)	۰/۰۰۰۰۶	(۰/۸۵۹۱)	۰/۰۰۰۰۵	(۰/۰۵۹)	-۰/۰۰۰۰۳	(۰/۹۰۴۸)	۰/۰۰۰۰۶	(۰/۰۴۸)
d-Arfima	۰/۰۷۷۸	(۰/۰۶۷۵)			۰/۰۷۴۹۲	(۰/۰۵۴۶)		-
AR(1)	۱/۱۴۱۸	(۰/۰۰۰)	۱/۰۵۹	(۰/۰۰۰)	۱/۱۳۷	(۰/۰۰۰)	-۱/۰۵۸	(۰/۰۰۰)
AR(2)	-۰/۵۰۹۸	(۰/۰۰۰)	-۰/۵۰۹۴	(۰/۰۰۰)	-۰/۵۰۸	(۰/۰۰۰)	-۰/۵۰۷	(۰/۰۰۰)
MA(1)	۰/۷۸۳۶	(۰/۰۰۰)	۰/۸۴۹	(۰/۰۰۰)	۰/۷۸۰۳	(۰/۰۰۰)	۰/۸۴۷۶	(۰/۰۰۰)
MA(2)	۰/۲۰۲	(۰/۰۰۰۱)	۰/۳۰۲۸	(۰/۰۰۰)	۰/۲۰۱	(۰/۰۰۰۱)	۰/۳۰۱۱	(۰/۰۰۰)
Const(v)	۰/۰۹۷۹	(۰/۰۹۶۹)	۰/۰۰۰۰۸	(۰/۳۵۴)	۰/۰۹۴۳	(۰/۰۹۵۴)	۰/۰۰۰۰۸	(۰/۳۸۱۵)
ARCH( $\alpha$ )	۲/۴۴۸	(۰/۰۰۹۵)	۱/۰۵۲	(۰/۰۰۱۳)	۲/۲۷۱	(۰/۰۱۲۶)	۱/۱۶۱	(۰/۰۰۰۴)
GARCH( $\beta$ )	۰/۱۴۸۲	(۰/۰۷۳۲)	۰/۳۹۹	(۰/۰۰۰)	۰/۱۳۶۸	(۰/۰۵۶)	۰/۴	(۰/۰۰۰)
GJR( $\gamma$ )	-۰/۶۶۶۷	(۰/۲۰۶۴)	۰/۲۱۶	(۰/۳۹۹)		-		-
Student(DF)	۳/۵۳۶۵	(۰/۰۰۰۱)	۴/۵۹۲	(۰/۰۰۰۲۶)	۳/۴۶۴	(۰/۰۰۰۱)	۴/۴۹۹	(۰/۰۰۰۲۷)
Log-likelihood	۱۹۰۲/۱۴۹		۱۶۴۳/۹۳۳		۱۹۰۱/۵۳۶		۱۶۴۳/۶۶۷	
<b>Diagnostic tests</b>								
AIC	-۱۰/۴۴۸		-۹/۰۰۲		-۱۰/۴۵		-۹/۰۰۶	
Schwarz	-۱۰/۳۳		-۸/۸۹۵		-۱۰/۳۴		-۸/۹۰۹	
Q <sup>2</sup> (5)	۵/۰۳۱	(۰/۱۶۹)	۱/۸۷۹	(۰/۵۹۷)	۵/۱۶۱	(۰/۱۶۰۳)	۲/۰۵۷	(۰/۵۶)
RBD(10)	۱/۴۶۵	(۰/۱۵)	۵/۶۱۶	(۰/۸۴۴)	۵۲/۴۴	(۰/۰۰۰)	۵/۷۲۵	(۰/۸۰۰)
ARCH(5)	-۱۳/۲۱	(۱/۰۰)	۰/۳۷۸	(۰/۸۶۳۶)	۱/۲۱	(۰/۳۰۳)	۰/۴۱۲	(۰/۸۴)

مقادیر  $(\alpha + \beta)$  از عدد یک بیشتر است که این امر، پایدار نبودن اثر شوک را بر واریانس شرطی بیان می‌کند. ضریب  $\gamma$  در همه بازه مطالعه شده معنادار نیست و میزان شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. در ادامه رابطه بین شاخص کل و نرخ ارز با استفاده از دو الگوی CCC-GARCH(1,1) و CCC-GJR(1,1) بررسی شده است.

طبق نتایج به دست آمده از آزمون گارچ و GJR در سال ۹۰-۹۱، پارامترهای برآورد شده در بخش معادله میانگین (ARMA, d) معنادار است. مقادیر به دست آمده برای ARCH( $\alpha$ ) در معادله واریانس بیشتر از ۰/۱ و معنادار است؛ بنابراین، بررسی نوسانات نرخ ارز، نشان دهنده تأثیرپذیری از قیمت‌های بازار است. مقادیر ضریب GARCH( $\beta$ ) بین ۰/۱۳۶ و ۰/۴ در نوسان است.

جدول (۶) نتایج برآورد الگوی CCC-GARCH(1,1) و CCC-GJR(1,1) با فرض توزیع student

نتایج تجربی	سال ۱۳۹۰				سال ۱۳۹۱			
	CCC-GARCH(1,1)		CCC-GJR(1,1)		CCC-GARCH(1,1)		CCC-GJR(1,1)	
	شاخص کل	ریال/دلار	شاخص کل	ریال/دلار	شاخص کل	ریال/دلار	شاخص کل	ریال/دلار
Const(m)	(۰/۳۳۱)/۰/۰۰۳	(۰/۱۷۵)/۰/۰۰۴	۰/۰۰۳ (۰/۳۱)	(۰/۱)/۰/۰۰۶	(۰/۳۳۴)/۰/۰۰۳	(۰/۱۰۳۱)/۰/۰۰۶	(۰/۱۵)/۰/۰۰۵	(۰/۱۶)/۰/۰۰۵
AR(1)	(۰/۰۰۰)/۱/۵۸۴	(۰/۰۰۰)/۱/۱۴۶	۱/۵۸۶ (۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)/۱/۱۶	(۰/۰۰۰)/۱/۵۸۶	(۰/۰۰۰)/۱/۰۲۶	(۰/۰۰۰)/۱/۵۹	(۰/۰۰۰)/۱/۰۲
AR(2)	(۰/۰۰۰)-۰/۷۰۸	(۰/۰۰۰)-۰/۵	(۰/۰۰۰)-۰/۷۱	(۰/۰۰۰)-۰/۵۱	(۰/۰۰۰)-۰/۶۷۶	(۰/۰۰۰)-۰/۵۰۷	(۰/۰۰۰)-۰/۶۸	(۰/۰۰۰)-۰/۵
MA(1)	(۰/۰۰۰)/۱/۱۱۴	(۰/۰۰۰)/۰/۹۷۱۶	(۰/۰۰۰)/۱/۱۱	(۰/۰۰۰)/۰/۹۶۳	(۰/۰۰۰)/۱/۱۶۳	(۰/۰۰۰)/۰/۸۶۱	(۰/۰۰۰)/۱/۱۵	(۰/۰۰۰)/۰/۸۶
MA(2)	(۰/۰۰۰)/۰/۴۰۳	(۰/۰۰۰)/۰/۳۳۹	(۰/۰۰۰)/۰/۴	(۰/۰۰۰)/۰/۳۳	(۰/۰۰۰)/۰/۳۵۶	(۰/۰۰۰)/۰/۲۹۵	(۰/۰۰۰)/۰/۳۵	(۰/۰۰۰)/۰/۲۹
Const(v)	(۰/۰۸۸۵)/۰/۰۰۷	(۰/۰۲۵)/۰/۱۴۵	(۰/۱۵۱)/۰/۰۰۷	(۰/۰۲۶)/۰/۱۴	(۰/۲۱۵۱)/۰/۰۰۱	(۰/۰۸۶۹)/۰/۰۰۳۲	(۰/۲۲)/۰/۰۰۲	(۰/۰۹)/۰/۰۰۳
ARCH( $\alpha_1$ )	(۰/۰۱۸۵)/۰/۲۲۴	(۰/۰۰۰)/۱/۰۷۱	(۰/۰۷)/۰/۲۳	(۰/۰۰۰)/۱/۲۴	(۰/۰۰۰۳)/۰/۲۵۱	(۰/۰۰۰)/۰/۷۷۶	(۰/۰۰۰۷)/۰/۲۸	(۰/۰۰۰)/۰/۷۲
GARCH( $\beta_1$ )	(۰/۰۰۰)/۰/۷۱۴	(۰/۰۰۰۱)/۰/۲۶۴۵	(۰/۰۰۰)/۰/۷	(۰/۰۰۰)/۰/۲۸	(۰/۰۰۰)/۰/۷۶۹۳	(۰/۰۰۰)/۰/۴۲۶	(۰/۰۰۰)/۰/۷۷	(۰/۰۰۰)/۰/۴۲
GJR( $\gamma_1$ )			(۰/۸۷)-۰/۰/۱۶	(۰/۰۴)-۰/۰/۴۶			(۰/۰۵)-۰/۱۲۲	(۰/۴۹)/۰/۱۲
<b>constant conditional correlation</b>								
$\rho$	۰/۰۵۴۷ (۰/۲۸۵)		۰/۰۵۴ (۰/۲۹۷)		۰/۰۱۸۸ (۰/۷۱۸)		۰/۰۱۳ (۰/۸)	
Student-df	۱۱/۵۲۹(۰/۰۰۳۹)		۱۱/۵۲۷(۰/۰۰۳۶)		۱۰/۰۸۸ (۰/۰۰۱۵)		۱۰/۳۴(۰/۰۰۱۸)	
<b>diagnostic tests</b>								
$Q^2(5)$	(۰/۷۶۱)۲/۵۹۹	(۰/۵۶۷)۳/۸۷۶	(۰/۷۶)۲/۵۶	(۰/۴۷)۴/۵۳	(۰/۱۹۸)۷/۳۰۷	(۰/۷۷۵)۲/۵۰۶	(۰/۱۹۲)۷/۴	(۰/۰۵)۱۸/۱۸
AIC	-۲۳/۷۹۸		-۲۳/۷۹۶		-۲۲/۴۲		-۲۲/۴۱۷	
Schwarz	-۲۳/۶۰۵		-۲۳/۵۸۱		-۲۲/۲۲۶		-۲۲/۲۰۲	

گارچ است. ضریب  $\gamma$  منفی و برای شاخص کل معنادار نیست؛ بدین معنی که اثر شوک‌ها بر تغییرپذیری کاملاً متقارن و درباره نرخ ارز نامتقارن است. اثر شوک‌های منفی کمتر از شوک‌های مثبت است. نتایج ضرایب همبستگی شرطی ثابت ( $\rho$ ) آزمون GJR، مشابه الگوی گارچ مثبت است و معنادار نیست که نشان‌دهنده وجودداشتن رابطه بازگشتی بین شاخص کل و نرخ ارز در این بازه زمانی است. در بخش سوم جدول آماره باکس - پیرس در هردو الگو، فرض صفر وجودداشتن خودهمبستگی تأیید می‌شود. نتایج بررسی ارتباط نرخ ارز و شاخص کل در بازه زمانی سال ۱۳۹۱ با استفاده از

طبق نتایج به دست آمده از جدول (۶) در بررسی ارتباط شاخص کل و نرخ ارز در سال ۱۳۹۰، پارامترهای برآوردشده در بخش میانگین (ARMA) و مقادیر ضریب  $\alpha$  و  $\beta$  در این آزمون، معنادار بوده است. در قسمت دوم جدول، نتایج آزمون ضرایب همبستگی شرطی ثابت ( $\rho$ ) مثبت است و معنادار نیست که نشان‌دهنده وجودداشتن رابطه بازگشتی بین شاخص کل و نرخ ارز در این بازه زمانی است. نتایج آزمون GJR در ارتباط با شاخص کل در قسمت اول، پارامترهای برآوردشده بخش میانگین هر سه متغیر معنادار و درباره بخش واریانس نتایج مشابه الگوی

که در برازش دو الگوی گارچ و FIGARCH، الگوی FIGARCH تخمین بهتری از سایر الگوها ارائه می‌دهد. همچنین در نتایج حاصل از پژوهش چکلی و همکاران (۲۰۱۲)، برازش الگوهای گارچ، FIGARCH و FIAPARCH، الگوی FIAPARCH تک‌متغیره نسبت به دیگر الگوهای گارچ تخمین بهتری را ارائه می‌دهد که با نتایج پژوهش حاضر مغایرت دارد. در پاسخ به سؤال سوم پژوهش، الگوهای گارچ، GJR تک‌متغیره را به صورت دو متغیره تعمیم می‌دهد تا بدین وسیله نوسان انتقالی بین بازده بازار و ارزش ریال/دلار را در بازه زمانی تعیین شده، بررسی و بهترین الگو متناسب با موقعیت زمانی و داده‌های این پژوهش را برآورد کند. تغییرات نرخ ارز در اقتصاد اهمیت زیادی دارد و روابط نرخ ارز و بازده سهام در پژوهش‌های مختلفی بررسی شده است. در همین زمینه ارتباط نرخ ارز و بازده سهام در بازه زمانی ۹۰ و ۹۱ بررسی شد. بر مبنای نتایج بین نرخ ارز و بازده سهام ارتباطی وجود ندارد که با نتیجه پژوهش تهرانی و همکارانش (۲۰۱۳) هماهنگ است. علت این موضوع ممکن است ناشی از بازه زمانی مطالعه شده، بی‌ثباتی نرخ ارز و بازده سهام و همچنین تأثیر سایر متغیرهای کلان اقتصادی باشد. مقایسه برازش الگوهای  $CCC-GJR(1,1)$  و  $CCC-GARCH(1,1)$  در سال ۹۰ و ۹۱، نشان‌دهنده این است که الگوی  $CCC-GARCH(1,1)$  نسبت به الگوی  $CCC-GJR(1,1)$  برازش بهتری دارد.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود: با توجه به شرایط و بازه زمانی مطالعه حاضر، الگوی  $student-GARCH(1,1)$  برآورد بهتری را برای نوسانات ارز و شاخص کل نشان می‌دهد؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران برای تخمین ریسک نرخ ارز از این الگو استفاده کنند. پیشنهاد دیگر

دو الگوی دو متغیره گارچ و GJR، پارامترهای برآورد شده در بخش میانگین (ARMA) و واریانس مشابه سال ۱۳۹۰، معنادار بوده است. در الگوی دو متغیره GJR، مقدار ضریب  $\gamma$  در نرخ ارز مثبت بوده است. نتایج ضرایب همبستگی شرطی ثابت ( $\rho$ ) آزمون GJR و گارچ، مثبت است و معنادار نیست که نشان‌دهنده وجود داشتن رابطه بازگشتی بین شاخص کل و نرخ ارز در بازه زمانی سال ۱۳۹۱ است.

### نتایج و پیشنهادها

در الگوسازی‌های اقتصادی و مالی، با گردآوری جدیدترین اطلاعات از زمان‌های گذشته، می‌توان اثرات عدم اطمینان نسبت به آینده را در برآورد الگوهای پژوهش تعدیل کرد. در امور مالی، قیمت دارایی‌ها بهترین برآورد کننده سود آتی بازار است؛ بنابراین، قیمت دارایی نسبت به وقایع مختلف حساسیت دارد. در همین زمینه الگوهای آرچ و گارچ به منزله ابزارهایی برای اندازه‌گیری شدت تأثیر اخبار بر قیمت‌هاست. الگوسازی‌های آرچ و گارچ توانایی بیشتری در تعدیل تلاطم‌های ایجاد شده طی این فرایندها دارد.

در بررسی نتایج و در پاسخ به سؤال اول پژوهش در بازه زمانی ۹۴-۹۰، الگوی  $student-GARCH(1,1)$  بهترین انطباق را با شاخص کل نسبت به الگوهای دیگر دارد. در بررسی سؤال دوم پژوهش، با بررسی نوسان نرخ ارز و استفاده از دو الگوی  $student-GARCH(1,1)$  و  $GARCH(1,1)$  می‌توان اینگونه نتیجه گرفت که در بازه زمانی سال‌های ۹۰ و ۹۱، با توجه به مقایسه نتایج Schwarz، AIC و  $log-likelihood$ ، الگوی  $student-GARCH(1,1)$  نرخ ارز را بهتر تخمین می‌زند. نتایج پژوهش حاضر همانند نتایج پژوهش کرتارس و همکارانش (۲۰۱۱) بیانگر این است



- memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange rates. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 22: 738-757.
- [6] Chkili, W., Hammoudeh, S., & Nguyen, D. K. (2014). Volatility forecasting and risk management for commodity markets in the presence of asymmetry and long memory. *Energy Economics*, 41: 1-18.
- [7] Chortareas, G., Jiang Y., & Nankervis, J. C. (2011). Forecasting exchange rate volatility using high-frequency data: Is the euro different? *International Journal of Forecasting*, 27: 1089-1107.
- [8] Davidson, J. (2004). Moment and memory properties of linear conditional heteroscedasticity models and a new model. *Journal of Business and Economics Statistics*, 22: 16-29.
- [9] Dominique, G., Zhiping, L. (2010). Testing unit roots and long range dependence of foreign exchange. documents de travail du centre D'conomie de La Sorbonne, CES Working Papers.
- [10] Engle, R. F., Focardi, S. M., & Fabozzi, F. J. (2007). ARCH/GARCH Models in applied financial econometrics. JWPR026-Fabozzi c114-NP.
- [11] Hlouskova, j., Schmidheiny, K., & Wangner, M. (2004). Multistep predictions for multivariate GARCH models: Closed frm solution and the value for portfolio management: Ecole des HEC/DEEP. Department of Economics and Finance. University of Bern.
- [12] Kang, S. H., Cheong, C., & Yoon, S. M. (2010). Long memory volatility in Chinese Stock Markets. *Physica A*, 389: 1425-1433.
- [13] Kamijiani, A., Naderi, E., & Gandli Alikhani, N. (2015). Evaluation of long memory in the volatility of Tehran Stock Exchange. *Asset Management and Financing*, 3(3): 67-82. (in persian).
- [14] Long, X. (2004). Semiparametric Multivariate GARCH Model. Department of Economics. University of California. Riverside, CA 92521-0427.
- [15] McAleer, M., Veiga, B. D. A. (2008). Forecasting value-at-risk with a parsimonious portfolio spillover GARCH (PS-GARCH) model. *Journal of Forecasting*, 27 (1): 1-19.

بررسی سایر ارزش‌های متداول (مانند یورو و...) علاوه بر دلار است. همچنین با استفاده از روش‌های خانواده گارچ لازم است تأثیر نرخ ارز بر شاخص‌های صنایع مختلف بررسی و مقایسه شود. با فرض اینکه سرمایه‌گذاران سبد متنوعی از سهام و ارز را برای سرمایه‌گذاری خود در نظر می‌گیرند، با پیش‌بینی و برآورد VaR، از سطح ریسک بازار سرمایه خود مطلع می‌شوند؛ بنابراین، برای نشان دادن کارآیی نتایج برآورد الگوهای این مطالعه پیشنهاد می‌شود مفهوم آنها برای مدیریت ریسک سبد متنوع موجود در نرخ ارز و سهام بازار بررسی شود.

یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر نوسانات شدید نرخ ارز در بازه زمانی بررسی شده است که روند الگوسازی پژوهش را با مشکل روبه‌رو کرد و بر نتایج آن تأثیر گذاشت. محدودیت‌های دیگر این پژوهش به کارگیری نرم‌افزار OxMetrics، وجود نداشتن منابع فارسی در این زمینه و دشواری درک و تحلیل الگوهای گارچ است.

## References

- [1] Alibeygi, H. (2013). Investigating the Effect of Macro-Economic Indices on Stock Price Index: Evidence from Tehran Stock Market (MSc Economics Thesis), Yazd University. (in persian).
- [2] Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1): 3-30.
- [3] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
- [4] Caporale, G. M., Hunter, J., & Faek, M. A. (2013). On the linkages etween stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007-2010. *International Review of Financial Analysis*, 33: 87-153.
- [5] Chkili, W., Aloui, C., & Nguyen, D. K. (2012). Asymmetric effects and long

- Journal of Economic Issues and Policies*, 9 & 10(12): 47-60. (in persian).
- [22] Shayan Zeynivand, A., Kardegar, R., & Kazemi, A. (2015). A study of the effects of asymmetry and long-run memory in volatility between the exchange rate and stock price returns in Iran. *Journal of Quantitative Economics*, 2(12): 23-55. (in persian).
- [23] Silvennoinen, A., Terasvirta, T. (2008). Multivariate GARCH modela. SSE/EFE Working Paper Series In Economics and Finance No. 669.
- [24] Souri, A. (2012). Econometric. Tehran: Farhangshenasi. (in persian).
- [25] Tehrani, R., Darikande, A., Navabi Zand, K., Arian, A., & Hosseini, S. H. (2013). The relationship between exchange rate volatility and stock returns exporter firms accepted in the Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities*, 6(17): 87-101. (in persian).
- [26] Waweru, N. N. (2013). Analysis of the Determinants of Stock Price Volatility at Nairobi Securities Exchange, Doctoral Dissertation, University of Nairobi.
- [16] Mohamed, A. (2005). Would student s t-GARCH Improve VaR Estimates? University of Jyvaskla-School of Business.
- [17] Najafov, O. (2010). Exchange rate volatility and international trade. (Master of Arts), Central Europea. Submitted to central european university department of economic.
- [18] Scott, J. (2004). Exchange Rate Volatility: An Analytical Risk Model (Master in Business Administration), Business School of the North-West University.
- [19] Sengupta. J. k., Sfeir, R. E. (2002). Modelling exchange rate volatility. Departmental working papers, Department of economics, UCSB, UC Santa Barbara.
- [20] Seyedhosseini, S. M., Ebrahimi, S. B. (2013). Comparing of volatility transmission model with consideration of long memory effect; case study: Three selected industry index. *Financial Research*, 1(15): 51-74. (in persian).
- [21] Shahraki, M., Abunouri, E., & Mahmoudzade, M. (2012). The impact of oil shocks on selected stock sarket returns market retern. *Economic Journal Bimonthly*