فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال سیزدهم/ شماره ۴۰/ پائیز ۱۳۸۸/ صفحات۱۴۹ -۱۷۰

مقایسه عملکرد مدل‌های مختلف در خصوص پیش‌بینی نوسان بازده بورس اوارق بهادار تهران و تحلیل تأثیر برخی عوامل بر رفتار نوسان بازده

دکتر رضا تهرانی*
دکتر محمد رضا پورابراهیمی

تاریخ ارسال: ۱۳۸۶/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۴/۱

چکیده

در این پژوهش، عملکرد پیش‌بینی مدل‌های نوسان شرطی و غیرشرطی (۱۱ مدل) در خصوص پیش‌بینی نوسان شاخص نقدی و قیمت بورس تهران[1] را بر اساس معیارهای ارزیابی(متوسط قدرمطلق خطا)[2]، میانگین مربعات خطا[3] و تایل[4] مورد بررسی قرارداده‌ایم. افزون بر این، تأثیر عواملی نظیر دامنه مجاز و نحوه محاسبه نوسان بر رفتار آن را نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌ایم. نتایج نشان‌می‌دهد عملکرد مدل میانگین متحرک ۲۵۰ روزه، هموارسازی نمایی و CGARCH طبق معیارهای RMSE و Theil از مدل‌های دیگر بهتر است. از سوی دیگر، طبق مدل‌های نوسان شرطی(به استثنای مدل PARCH) تغییر دامنه مجاز نوسان بر روی نوسان تأثیرگذار بوده، در حالی‌که مدل میانگین متحرک خودرگرسیو (ARMA) خلاف آن‌را نشان‌می‌دهد. مطالعه رفتار نوسان به صورت روزانه و ماهانه نیز نشان می‌دهد که نوسان در این دو حالت رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: C52،G12.

واژگان کلیدی: پیش‌بینی نوسان، نوسان شرطی، نوسان غیرشرطی، مدل‌های نوسان شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)، دامنه مجاز نوسان، شاخص نقدی و قیمت بورس تهران (TEDPIX).

---

*عضو هیأت علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

1.TEDPIX
2.MAE
3.RMSE
4.Theil

مقدمه

پیش‌بینی نوسان[1] یکی از مسائل بسیار مهم در بازارهای مالی است که توجه بسیاری از پژوهشگران دانشگاهی و کارشناسان این حوزه را در چند دهه گذشته به خود جلب نموده‌است. اهمیت این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که نوسان در بازار مالی یکی از متغیرهای مهم در زمینه تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری اوراق بهادار(مشتقه‌ها)، مدیریت ریسک، تدوین مقررات و سیاست‌گذاری پولی است. همچنین، نوسان‌پذیری بازارهای مالی تأثیر مهمی در اقتصاد کشورها از طریق ایجاد یا کاهش اطمینان و اعتماد عمومی ایفا می‌نماید. با توجه به مطالب یادشده، شناسایی پویای نوسان در تمامی بازارهای مالی از اهمیت و جایگاه خاصی برخوردار بوده و امکان مدل‌سازی و پیش‌بینی آن از ابزارهای اصلی دست‌اندرکاران اقتصادی و مالی کشورها، بورس‌ها و شرکت‌ها در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری تلقی می‌شود.

در طول چند سال اخیر رشد و توسعه بازار سرمایه کشور و معرفی ابزارها، سازوکار و پدیده‌های نو در آن، اهمیت بازار سرمایه را در اقتصاد کشور بسیار ارتقا داده‌است. بدین روی، ضروری‌است تا همانند بورس‌های کشورهای دیگر، نقش و تأثیر نوآوری‌ها و تحولات اقتصادی که از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر بازار سرمایه است، مورد بررسی و تحلیل قرارگیرد. با توجه به اینکه تاکنون در کشور پژوهش‌های جامعی در خصوص بررسی توانایی پیش‌بینی مدل‌های مختلف در خصوص نوسان بازده در بازار بورس و امکان تأثیرگذاری برخی عوامل بر رفتار نوسان، انجام نگرفته است، لذا انجام مطالعه‌ای دقیق در این خصوص می‌تواند گام مناسبی برای اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و سیاست‌گذاری باشد. بنابراین، در این پژوهش تلاش می‌کنیم تا علاوه بر مقایسه عملکرد پیش‌بینی دامنه وسیعی از مدل‌ها، تأثیر عواملی همچون دامنه مجاز و دوره زمانی اندازه‌گیری نوسان بر رفتار نوسان در بورس تهران را مورد بررسی قرار دهیم. ادامه این مقاله بدین صورت است. در بخش اول ادبیات موضوع و مطالعات صورت‌گرفته را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در بخش دوم فرضیات مقاله، مدل‌ها و داده‌های مورد استفاده و ویژگی‌های آماری آنها را معرفی می‌کنیم. در بخش سوم، نتایج تجربی و تفسیر آن را ارائه کرده و در بخش پایانی به نتیجه‌گیری کلی خواهیم پرداخت.

۱. مروری بر ادبیات موضوع و مطالعات انجام‌شده

نتایج مطالعات گسترده در خصوص رفتار سری‌های زمانی مالی نشان‌می‌دهد که بسیاری از این سری‌ها در دوره‌هایی نوسان بالا و پس از آن در دوره‌های دیگر سکون و ایستایی از خود نشان‌می‌دهند. در چنین وضعیتی فرض واریانس ثابت یا نوسان ثابت که یکی از فروض کلاسیک و مدل‌های غیرشرطی است، نادرست خواهد بود. یک دسته از خانواده مدل‌های معروف غیرخطی که چنین نکته‌ای در آن لحاظ‌شده، مدل واریانس ناهمسان شرطی ARCH است که توسط انگل در سال ۱۹۸۲ (Engle1982) معرفی‌شد. در این مدل‌های شرطی، برخلاف مدل‌های غیرشرطی اجازه داده می‌شود که واریانس شرطی که معیار خوبی از نوسان است در طول زمان تغییرکند. یکی دیگر ویژگی‌های مهم سری زمانی مالی

1.Volatility

مسأله خوشه‌بندی نوسان[1] است. خوشه‌بندی نوسان حالتی را بیان می‌کند که تغییرات بزرگ در قیمت دارایی به دنبال تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک در قیمت دارایی به دنبال تغییرات کوچک دنبال می‌شوند. به بیان دیگر، سطح فعلی نوسان به طور مثبت با سطح نوسان در دوره‌های نزدیک قبلی رابطه دارد. در واقع می‌توان با کمی اغماض گفت که: " نوسان خود همبسته است ".این امر همراه با مشکلات دیگری که در خصوص برآورد مدل ARCH وجود دارد به شکل‌گیری مدل تعمیم‌یافته واریانس ناهمسان شرطی GARCH منجر شد که توسط بولرسلو (Bollerslev 1986) معرفی شده‌است. اما این مدل نیز نمی‌تواند یکی دیگر از حقایق مشاهده‌شده بازار مالی یعنی تأثیر اخبار خوب و بد را توضیح دهد.

به بیان دیگر، تأثیر اخبار بد بر روی نوسان، بیشتر از تأثیر اخبار مثبت به همان حجم است. این حقیقت مشاهده‌شده به نامتقارن بودن نوسان[2] معروف است. برای غلبه بر این مشکل مدل‌های انعطاف‌پذیرتری از نوسان معرفی شده‌اند که در آن اجازه داده‌می‌شود اخبار خوب و بد تأثیر متفاوتی روی نوسان داشته‌باشند[3]. از جمله این مدل‌ها می‌توان به مدل گارچ نمایی[4] EGARCH(Nelson1991) و مدل گارچ آستانه‌ای[5] TARCH(Glosten et al,1993) اشاره‌کرد. افزون بر این می‌توان به مدل‌های دیگری نیز همچون آرچ توانی[6] PARCH (Ding et al,1993) و مدل گارچ مؤلفه‌ای[7] CGARCH (Engle and Lee 1993) اشاره کرد که هر کدام به نکات دیگری از مدل‌بندی نوسان پرداخته‌اند. در خصوص پیش‌بینی نوسان، به طور کلی خانواده مدل‌های GARCH عملکرد مناسبی در پیش‌بینی خارج از نمونه‌ای نوسان از خود نشان داده‌است[8]. به طور مثال، آکگیری (Akgiray۱۹۸۹) دریافت که مدل‌های GARCH از مدل‌های ARCH، میانگین متحرک نمایی وزنی و مدل‌های میانگین تاریخی در پیش‌بینی نوسان شاخص سهام ماهانه آمریکا عملکرد بهتری داشته است. پاگان و شورت (Pagan and Schwert 1990) توانایی مدل‌های GARCH، EGARCH، مدل انتقال رژیم مارکوف[9] و سه مدل ناپارامتریک را در پیش‌بینی نوسان ماهانه بازده سهام آمریکا با هم مقایسه نموده‌اند. مدل‌های EGARCH و GARCH به ترتیب پیش‌بینی‌های خوبی انجام داده و مدل‌های دیگر پیش‌بینی خیلی ضعیفی از خود نشان‌داده‌اند. دی و لویس (Day and Lewis۱۹۹۲) به بررسی عملکرد پیش‌بینی خارجی از نمونه مدل‌های GARCH وEGARCH در پیش‌بینی نوسان شاخص سهام پرداخته‌اند.

1.Volatility Clustering
2.symmetric Volatility
۳.برای بررسی تأثیر نامتقارن بودن بر روی نوسان می‌توان به مقاله (Basel et al., 2005) مراجعه کرد.
4.Exponential GARCH
5.Threshold ARCH
6.Power ARCH
7.Component ARCH
۸.برای مرور ادبیات پیش بینی نوسان می‌توان به مقاله (Poon and Granger 2003) مراجعه کرد.
9.Markov Switching Regime

پیش‌بینی این مدل با مدل نوسان ضمنی مقایسه شده است. داده‌های مطالعه آنها عبارت از قیمت‌های هفتگی نهایی برای شاخص آپشن S&P100 و شاخص پایه از ۱۱ مارس ۱۹۸۳ تا ۳۱ دسامبر ۱۹۸۹ است. نتایج اصلی مطالعه آنها نشان می‌دهد که در داخل نمونه مدل نوسان ضمنی حاوی اطلاعاتی اضافی است که در مدل‌های GARCH/EGARCH وجود ندارد. اما در خارج از نمونه نتایج نشان می‌دهد که پیش‌بینی نوسان کار ساده‌ای نیست و نمی‌توان به نتیجه‌ای کلی در این خصوص رسید. وست و چو (West & Cho ۱۹۹۵) به پیش‌بینی یک گام به جلو نوسان نرخ ارز پرداخته‌اند. در پیش‌بینی یک گام به جلو عملکرد مدل GARCH از مدل‌های دیگر بهتر بوده است، اما با افزایش دوره پیش‌بینی عملکرد این مدل از مدل‌های دیگر بهتر نیست. برلیسفورد و فاف (Brailsford and Faff ۱۹۹۶) دریافتند که مدل TARCH و مدل‌های GARCH عملکرد بهتری در مقایسه با مدل‌های دیگر در پیش‌بینی نوسان ماهانه شاخص سهام استرالیا داشته‌اند. نتایج مطالعه آنها نیز نشان‌می‌دهد که پیش‌بینی سهام کار ساده‌ای نبوده و مدل‌های واریانس شرطی در این زمینه عملکرد بهتری دارند. لین و یِه (Lin and Yeh 2000) به بررسی ماهیت واریانس ناهمسان شرطی و نوع توزیع در بازده سهام در بازار سهام تایوان پرداخته‌اند.

برای بررسی کشیدگی و چولگی مشاهده‌شده در بازده سهام آنها از توزیع‌های نرمال، نرمال ترکیبی، توزیع t و پوآسن استفاده‌کرده‌اند. برای تعدیل همبستگی سریالی از مدل ARMA (1,1) و برای بررسی واریانس ناهمسان شرطی نیز از مدل GARCH (1,1) استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مدل GARCH (1,1) با توزیع نرمال ترکیبی مدلی مناسب برای بازده سهام تایوان است. بروکس و هکارانش(Brooks et al., 2000) از مدل‌های PARCH برای بررسی بازده بازارهای سهام ده کشور و نیز یک شاخص جهانی استفاده کرده‌اند. آنها دریافتند که گنجاندن اثرات اهرمی و GARCH باعث می‌شود که مدل‌هایPARCH عموماً در این کشورها قابل کاربرد باشد و تبدیلات توانی مورد نیاز در این مدل‌ها برای تمامی کشورها یکسان است. میاکوشی(Miyakoshi 2002) به بررسی وجود اثرات ARCH و اثرات اطلاعات‌محور[1] در واریانس شرطی بازده سهام با استفاده از قیمت‌های سهام منفرد مضنه‌شده در بازار سهام توکیو و شاخص قیمت‌های آنها پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان‌می‌دهد که گنجاندن حجم معاملات در تصریحات GARCH و EGARCH(گارچ توانی) اثر ARCH را در سهام منفرد و شاخص قیمت از بین می‌برد. وی پس از توضیح دلایل این امر نشان می‌دهد که مدل‌های واریانس اطلاعات‌محور در این خصوص توانایی بهتری از خود نشان می‌دهند.

فریدمن و سندورف کوهل (Friedman and Sanddorf-Kohle 2002) پویایی‌های بازار سهام چین را با مقایسه مدل‌های EGARCH و TARCH مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان‌دهنده وجود پویایی‌های مختلف با توجه به تقسیم‌بندی متفاوت بازار به صورت سهام داخلی و سهام خارجی است. در مورد بازدهی روزانه سهام داخلی آنها دریافتند که تعداد روزهایی که در آن مبادله صورت نمی‌گیرد تأثیر زیادی روی نوسان داشته و واردکردن محدودیت تغییرات قیمت باعث کاهش قابل ملاحظه‌ای در نوسان می‌شود. با استفاده از منحنی سنتی تأثیر اخبار آنها نشان می‌دهند در دوره‌هایی که نوسان در آن بالا

1.Information-based effects

است شرایط مساعدی برای تسریع تأثیر اخبار در مدل TARCH وجود داشته در حالی‌که در مدل EGARCH تأثیر اخبار بدون تغییر باقی می‌ماند. تیلور (Taylor 2004) برای پیش‌بینی نوسان داده-های شاخص‌های معتبر جهانی، از روش هموارسازی نمایی به صورت گذار هموار[1] STES استفاده کرده‌است. پیش‌بینی‌های این روش در مقایسه با روش هموارسازی نمایی با پارامتر ثابت و نیز خانواده مدل‌های GARCH بهتر بوده‌است. اوارتانی و کورادی (Awartani & Corradi 2004) به مقایسه قدرت پیش‌بینی خارج از نمونه مدل‌های مختلف با تأکید روی عدم تقارن پرداخته‌اند. خلاصه یافته‌های آنها به صورت زیر است: در مورد پیش‌بینی یک گام به جلو عملکرد مدل‌های گارچ نامتقارن بهتر از مدل GARCH(۱و ۱) است. برای پیش‌بینی‌های چند گام به جلو نیز این امر صادق بوده، هر چند که قدرت پیش‌بینی مدل‌های نامتقارن گارچ با افزایش دوره پیش‌بینی کاهش می‌یابد. در حالتی که مدل‌های گارچ عدم تقارن را در نظر نمی‌گیرند، عملکرد مدل GARCH(۱و ۱) از مدل‌های دیگر بهتر است. پان و ژانگ (Pan & Zhang 2006) با استفاده از مدل‌های خطی و GARCH به پیش‌بینی دو شاخص سهام در بازار سهام چین پرداخته‌اند.

عملکرد پیش‌بینی با استفاده از معیارهای سنتی و مدرن مورد ارزیابی قرارگرفته است. نتایج نشان می‌دهد که بسته به نوع معیار ارزیابی، قدرت پیش‌بینی مدل‌ها با هم متفاوت بوده اما در کل عملکرد مدل گام تصادفی از تمام مدل‌های دیگر بدتر است.

از پژوهش‌های داخلی نیز می‌توان به کارهای زیر اشاره کرد: مرشد خانی (۱۳۸۰) در پژوهشی ارتباط میان ریسک و نرخ بازده را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نموده است. در این پژوهش که با استفاده از مدل‌های شرطی (GARCH) انجام گرفته، علاوه بر بررسی ارتباط میان ریسک و بازده اثر اخبار خوب و بد بر قیمت سهام نیز مورد بررسی قرار گرفته‌است. یافته‌ها نشان‌می‌دهد که علاوه بر تأیید ارتباط میان بازده و ریسک، اثر نامتقارن اطلاعات بر قیمت سهام نیز مورد تأیید قرار گرفته‌است. خلیلی (۱۳۸۳) به ارائه مدلی مناسب برای پیش‌بینی قیمت سهام گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل GARCH پرداخته است.

نتایج حکایت از سازگاری مناسب خانواده مدل‌های GARCH با سری‌های زمانی مالی و به ویژه داده-های سری زمانی قیمت سهام دارد. فعالیت (۱۳۸۳) به تحلیل کارایی اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و همچنین معنادار بودن تأثیر نوسانات بازدهی اوراق بهادار به‌وسیله مدل‌های GARCH پرداخته‌است. نتایج نشان‌می‌دهد که رابطه معناداری بین ریسک و بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. ابونوری و ایزدی (۱۳۸۵) به بررسی اثر روزهای هفته بر روی بازده شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند . در این پژوهش از مدل‌های نوسان شرطی (GARCH) استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در روزهای شنبه و چهارشنبه اثر منفی مشاهده می‌شود. مهر آرا و عبدلی (۱۳۸۵) در پژوهشی با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH به بررسی تأثیر اخبار خوب و بد بر روی نوسان بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند.

1.Smooth transition exponential smoothing

نتایج پژوهش‌های آنها نشان‌می‌دهد که اخبار خوب و بد تأثیر یکسانی بر نوسانات بازده می‌گذارند. مشیری و مروت (۱۳۸۵) در پژوهشی با بکارگیری مدل‌هایARIMA، ARFIMA ، GARCH و شبکه‌های عصبی به پیش‌بینی شاخص TEPIX پرداخته‌اند. یافته‌های آنها نشان‌می‌دهد در بین مدل‌های یادشده مدل شبکه عصبی عملکرد بهتری را نسبت به مدل‌های دیگر دارد.

بررسی پژوهش‌های انجام شده داخلی نشان می‌دهد که در بیشتر این مطالعات از مدل‌هایی همچون هموارسازی نمایی و یا میانگین متحرک استفاده‌نشده و علاوه براین تنها مدل‌های خاصی از خانواده مدل‌های GARCH استفاده شده است. از سوی دیگر، تاکنون مطالعه‌ای در خصوص تأثیر و یا عدم تأثیرگذاری دامنه مجاز نوسان و نیز نحوه محاسبه نوسان بر رفتار آن انجام نشده‌است. تأثیرپذیری نوسان از دامنه مجاز و یا عدم آن می‌تواند دربرگیرنده اطلاعات مهمی برای سیاست‌گذاران بورس جبرای اتخاذ تصمیم‌های بهینه باشد و پژوهشگران را در ارائه مدل‌های بهتر برای پیش‌بینی نوسان کمک کند. تأثیرگذاری نحوه محاسبه نوسان بر رفتار نوسان نیز مهم است زیرا صحت آن می‌تواند نتایج عملکرد پیش‌بینی مدل‌های مختلف را دستخوش تغییراتی کند. با توجه به توضیحات ارائه شده، در این پژوهش سعی کرده‌ایم که با گسترش دامنه مدل‌های مورد استفاده در پیش‌بینی و مقایسه عملکرد آنها، تأثیر عوامل یاد شده را نیز مورد آزمون قرار دهیم.

۲. فرضیات، مدل‌ها و داده‌های مورد استفاده

۲-۱. فرضیات پژوهش

فرضیه اول: قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌های نوسان شرطی بالاتر از قدرت از پیش-بینی‌کنندگی مدل‌های غیرشرطی است.

با توجه به این نظر که مدل‌های شرطی قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به مدل‌های غیرشرطی دارند، از معیارهای ارزیابی متوسط قدرمطلق خطا (MAD)، میانگین مربعات خطا (RMSE) و تایل(Theil) برای بررسی این فرضیه استفاده خواهیم کرد. هرکدام از روش‌ها که معیارRMSE یا MAD و یا Theil کوچکتری داشته باشند، روش مناسب‌تری برای پیش‌بینی نوسانات تلقی خواهندشد. روش‌شناسی اصلی شامل برآورد پارامترهای مدل‌های مورد استفاده با استفاده از یکسری داده‌های اولیه از تاریخ ۱۳۷۷/۹/۲ تا ۱۳۸۵/۹/۱۹ (شامل T=1,…,1920 مشاهده) و سپس، پیش‌بینی خارج از نمونه از تاریخ ۱۳۸۵/۹/۲۰ تا ۱۳۸۵/۱۲/۲۸ (برای T=1921,…,1984 و یا ۶۴ مشاهده زیرا برای روزهای آخر هفته داده نداریم) به صورت پویا بوده است. تعاریف معیارهای پیش‌بینی به صورت زیر است:

آماره متوسط قدر مطلق خطا:

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{t=T+1}^{T+n}\left|\sigma_{t,f}^{2} - \sigma_{t}^{2}\right|$$

آماره میانگین مربعات خطا:

آماره تایل:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=T+1}^{T+n}(\sigma_{t,f}^{2} - \sigma_{t}^{2})^{2}}$$

$$Theil-U=\frac{\sum_{t=1}^{T+n}(\sigma_{t,f}^{2}-\sigma_{t}^{2})^{2}}{\sum_{t=1}^{T+n}(\sigma_{t-1}^{2}-\sigma_{t}^{2})^{2}}$$

که در آن، n تعداد پیش‌بینی، $\sigma_{t,f}^{2}$ نوسان یک گام به جلو پیش‌بینی و σ_{t}^{2} نوسان واقعی است.

فرضیه دوم: متغیر دامنه مجاز نوسان بر رفتار نوسان تأثیر گذار است.

دامنه مجاز نوسان و تعیین آن در سطح فرضی X درصد بدان معناست که در هر روز معاملاتی قیمت سهام حداکثر می‌تواند X درصد کاهش و یا افزایش یابد. مشخص‌شدن این نکته که دامنه مجاز بر نوسان بازده تأثیر گذاشته یا خیر بسیار مهم است، زیرا در صورت تأیید تأثیرپذیری نوسان از دامنه مجاز، آنگاه واردکردن این متغیر در مدل‌ها می‌تواند قدرت پیش‌بینی آنها را بهتر کند. البته، در این قسمت تنها وجود چنین تأثیری مورد بررسی قرار گرفته و به علت طولانی‌شدن مقاله قدرت پیش‌بینی مدل‌ها مورد مقایسه قرار نمی‌گیرد[1].

با توجه به این موضوع و نیز تغییرات صورت‌گرفته در خصوص نرخ دامنه مجاز نوسان در بورس تهران، برای بررسی تأثیر معرفی دامنه مجاز نوسان در مدل‌های شرطی و غیرشرطی بدین منظور که آیا معرفی دامنه مجاز و تغییر آن بر نوسان بازار تأثیر داشته یا خیر از متغیر مجازی (Dummy Variable) استفاده می‌کنیم. اگر ضریب متغیر مجازی به لحاظ آماری معنادار باشد (با توجه به آماره-های t و یا z) آنگاه می‌توان گفت که معرفی دامنه مجاز و یا تغییر آن بر نوسان تأثیرگذار بوده است و در این حالت، علامت این ضریب (مثبت یا منفی) می‌تواند نوع تأثیرگذاری (افزایش و یا کاهش نوسان) را مشخص‌کند. با توجه به اینکه در دوره مورد بررسی (از ۱۳۷۷/۹/۱ تا ۱۳۸۵/۱۲/۲۸) شاهد سه دورهٔ عدم اعمال دامنه مجاز (تا پیش از سال ۱۳۸۰)، اعمال نرخ ۵ درصد (از ۱۳۸۰/۱/۱ تا ۱۳۸۴/۱۲/۲۳) و در نهایت، اعمال نرخ ۲ درصدی (۱۳۸۴/۱۲/۲۴ تا ۱۳۸۷/۲/۲۱) به عنوان دامنه مجاز نوسان هستیم، بنابراین برای بررسی تأثیر معرفی و تغییر دامنه مجاز نوسان دو متغیر مجازی تعریف می‌کنیم. اولین متغیر مجازی dumf برای بررسی اثر معرفی نرخ ۵ درصدی است. این متغیر مجازی برای دوره‌ای که در آن نرخ ۵ درصدی اعمال شده‌است مقدار یک و برای دوره‌های دیگر مقدار صفر اختیار می‌کند.

دومین متغیر مجازی dumt نیز برای بررسی اثر معرفی نرخ ۲ درصدی است. این متغیر نیز در دوره‌ای که نرخ ۲ درصدی اعمال شده است مقدار یک و در دوره‌های دیگر مقدار صفر اختیار می‌کند.

فرضیه سوم: افق زمانی محاسبه بازده بر رفتار نوسان تأثیرگذار است.

در این فرضیه به دنبال آزمون این ویژگی که آیا محاسبه بازده به صورت روزانه و ماهانه می‌تواند باعث تفاوت در نتیجه‌گیری در خصوص رفتار نوسان شود، هستیم. این موضوع نیز از آن جهت مهم است که درصورتی‌که رفتار نوسان با تغییر نحوه محاسبه آن به صورت روزانه و ماهانه، متفاوت باشد، آنگاه

۱.مقایسه بار دیگر قدرت پیش‌بینی مدل‌ها تحت فرضیه در صورت تأیید تأثیرپذیری نوسان از دامنه مجاز نوسان می‌تواند موضوع مطالعات بعدی قرار گیرد.

همان‌طور که پذیرش فرضیه دوم می‌تواند رتبه‌بندی عملکرد مدل‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، پذیرش این فرضیه نیز می‌تواند بر قدرت پیش‌بینی مدل‌ها تأثیرگذار باشد. در این قسمت نیز در صورت تأیید فرضیه مورد نظر به علت طولانی‌شدن مقاله بار دیگر مقایسه‌ای صورت نمی‌گیرد[۱]. برای بررسی فرضیه دوم از ترسیم تابع چگالی نوسان بازده داده‌های روزانه و بازده داده‌های ماهانه استفاده می‌کنیم. تابع چگالی متغیرها می‌تواند در تعیین نوع توزیع حائز اهمیت باشد. اینکه توزیع نرمال است یا توزیع‌های دیگر از طریق ترسیم چگالی با استفاده از تابع کرنل قابل بررسی است. افزون بر این، آمارهای توصیفی مانند آزمون نرمال بودن، اثراتARCH و آزمون ریشه واحد نیز می‌تواند تفاوت رفتار در نوسان را به صورت توصیفی آماری ارائه نماید. بنابراین برای بررسی این فرضیه از ابزارهای یادشده استفاده می‌نماییم.

۲-۲. انواع مدل‌های اندازه‌گیری واریانس

مدل‌های پیش‌بینی مورد استفاده در این پژوهش تنها مدل‌هایی بوده‌اند که از اطلاعات تاریخی بازده استفاده می‌نمایند. بدین منظور از مدل‌های میانگین متحرک، هموارسازی نمایی[۲] ES، ARMA به‌عنوان مدل‌های غیرشرطی و از خانواده مدل‌های GARCH شامل EGARCH, TGARCH, GARCH و PGARCH به عنوان مدل‌های شرطی برای آزمون فرضیات استفاده نموده‌ایم. برای برآورد معادلات ARMA و خانواده مدل‌های GARCH از روش مدل‌سازی باکس- جنکینز استفاده کرده‌ایم. بدین ترتیب که با استفاده از معیارهای آکائیک (ACI) و شوارتز بیزین (SB)، رعایت اصل قلت و نبود خودهمبستگی پیاپی میان جملات اختلال و مجذور جملات اختلال (برای مدل‌های واریانس شرطی) بهترین مدل برای هر مورد انتخاب شده‌است. افزون بر این، همان‌طور که پس از این خواهیم دید متغیر مورد نظر این مطالعه (نوسان بازده بورس تهران) دارای توزیع نرمال نیست و از این‌رو باقیمانده‌ها نیز دارای توزیع شرطی نرمال نیستند. زمانی‌که فرض نرمال‌بودن شرطی باقیمانده‌ها نقض‌شود آنگاه پارامترهای برآورد شده هنوز سازگار خواهندبود، اما خطاهای معیار باید تصحیح شوند. بنابراین، برآوردهای به‌دست‌آمده در این پژوهش شبه حداکثر راستنمایی(QML)[۳] است و خطاهای معیار با روش بولرسو و ودریدی (Bollerslev and Woldridy 1992) برآورد می‌شوند. مدل‌هایGARCH با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد شده‌اند. در ادامه، به شرح مختصری از این مدل‌ها می‌پردازیم.

- **مدل میانگین متحرک:** منطقی است که انتظار داشته‌باشیم داده‌های جدیدتر محتوای اطلاعاتی بیشتری نسبت به داده‌های قدیمی‌تر داشته‌باشند. برای انعکاس این واقعیت از مدل میانگین متحرک استفاده‌می‌شود. مهم‌ترین پارامتر در استفاده از این مدل، دوره زمانی مورد استفاده برای محاسبه میانگین است که با توجه به یافته‌های حاصل از مطالعات تکنیکی در بیشتر موارد پژوهشگران دوره‌های

۱. این قضیه نیز می‌تواند موضوع مطالعات آتی قرار گیرد.

2.Exponential Smoothing
3.Quasi-maximum Likelihod

زمانی ۲۰، ۶۰، ۱۲۰ و ۲۵۰ روزه (از یک ماه تا یک سال) را به‌کار می‌برند:

$$\sigma^{۲}_{T,F} = \frac{۱}{M}\sum_{i=۱}^{M}\sigma^{۲}_{T-i} \quad \text{و} \quad \text{T=1920,...,1984} \quad \text{و} \quad \text{M=20,60,120,250}$$

- **مدل هموارسازی نمایی ES**: هموارسازی نمایی یک تکنیک مدل‌بندی است که در آن فقط از ترکیب خطی مقادیر گذشتهٔ سری زمانی برای مدل‌بندی و پیش‌بینی مقادیر آن استفاده می‌شود. در مدل هموارسازی نمایی با دادن وزن هندسی کاهشی به مشاهدات با وقفه یک سری، وزن بیشتری به اطلاعات جدیدتر و وزن کمتری به اطلاعات قدیمی داده می‌شود:

$$\sigma^{۲}_{T,f} = (۱-\lambda)\sigma^{۲}_{T-۱} + \lambda\sigma^{۲}_{T-۱,f} \quad \text{و} \quad \text{T=1920,...,1984}$$

که در آن، ۱> λ >۰ (ثابت هموار سازی) به نحوی انتخاب می‌شود که بهترین برازش را در حداقل‌کردن خطای مجموع مجذورات داخل نمونه داشته‌باشد. دیمسون و مارش (Dimson & Marsh,1990) در پژوهش خود λ بهینه را سالانه انتخاب نموده‌اند. دراین پژوهش، λ بهینه در هر روز انتخاب شده است.

- **مدل** ARMA(p,q): در این مدل‌ها سعی می‌شود از گذشته خود متغیر برای پیش‌بینی آن در آینده استفاده شود:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=۱}^{p}\beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=۱}^{q}\theta_j\varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

این مدل‌ها می‌تواند برای پیش‌بینی واریانس مورد استفاده قرارگیرد:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=۱}^{p}\beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=۱}^{q}\theta_j\varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

که در آن، $\sigma^{۲}_t$ همان معیار واریانس است.

- **مدل** ARCH: تحت مدلARCH، خودهمبستگی در نوسان با وابسته کردن جزء خطای واریانس شرطی $\sigma^{۲}_t$ به ارزش گذشته مجذور جمله اختلال، مدل‌بندی می‌شود:

$$\sigma^{۲}_t = w + \alpha_۱\varepsilon^{۲}_{t-۱} + \alpha_۲\varepsilon^{۲}_{t-۲} + \ldots + \alpha_q\varepsilon^{۲}_{t-q}$$

از آنجایی که σ^2_t واریانس شرطی است، بنابراین ارزش آن همواره مثبت است. برای اینکه برآورد واریانس شرطی همواره نتیجه مثبتی داشته باشد لازم است همهٔ ضرایب واریانس شرطی غیرمنفی باشد.

- **مدلARCH تعمیم‌یافته یا مدل** GARCH[1] : این مدل واریانس شرطی را به وقفه‌های خود نیز وابسته می‌داند. در مطالعات انجام‌شده مدل GARCH(p,q) در بیشتر موارد مناسب‌ترین مدل برای مدلسازی داده‌های بازدهی سهام است. مرتبه مدل (p,q) با استفاده از حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) تعیین‌می‌شود. مدل GAPCH(۱و۱) بدین صورت است:

$$\sigma^{۲}_t = w + \alpha_۱\sigma^{۲}_{t-۱} + \beta_۱\varepsilon^{۲}_{t-۱}$$

1.Generalized ARCH

که در آن، $w \succ ۰$ ، $\alpha_۱ \geq ۰$ و $\beta_۱ \geq ۰$ می‌باشند. همانند انگل و بلرسلو (Engle & Bollerslev,1986) پیش‌بینی روزانه بدین صورت است:

$$\sigma^۲_{t+۱} = w + \alpha_۱ \sigma^۲_t + \beta_۱ \varepsilon^۲_t$$

و پیش‌بینی نوسان عبارت است از: $\sigma^۲_{T,f} = \sigma^۲_t$ و T=1920,…,198۴

- **مدل** TARCH: این مدل بسط ساده‌ای از مدل GARCH است که در آن یک جزء اضافه برای امکان ایجاد عدم تقارن به آن اضافه شده‌است. تصریح عمومی برای واریانس شرطی در این مدل به صورت زیر است:

$$\sigma^۲_t = w + \sum_{j=۱}^{q} \beta_j \sigma^۲_{t-j} + \sum_{i=۱}^{p} \alpha_i \varepsilon^۲_{t-i} + \sum_{k=۱}^{r} \gamma_k \varepsilon^۲_{t-k} \Gamma_{t-k}$$

اگر $\varepsilon_{t-i} < ۰$ باشد، آنگاه $\Gamma = ۱$ است و در غیراین‌صورت برابر صفر خواهدبود. در این مدل اخبار خوب، $\varepsilon_{t-i} > ۰$، و اخبار بد ،$\varepsilon_{t-i} < ۰$، اثرات متفاوتی بر واریانس شرطی دارند. چنانچه $\gamma_i \neq ۰$ باشد اثر اخبار متقارن خواهدبود.

- **مدل** EGARCH: مدل GARCH نمایی، توسط نلسون (Nelson, 1991) معرفی‌شد. تصریح در واریانس‌شرطی‌این‌مدل‌برابراست‌با:

$$\log(\sigma^۲_t) = w + \sum_{j=۱}^{q} \beta_j \log(\sigma^۲_{t-i}) + \sum_{i=۱}^{p} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=۱}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-i}}$$

وجود اثر اهرمی را می‌توان با آزمون فرضیه $\gamma_i < ۰$ بررسی نمود. اگر $\gamma_i \neq ۰$ باشد آنگاه تأثیر آن نامتقارن خواهد بود. افزون براین، از آنجا که $\log(\sigma^۲_t)$ مدل شده است، اگر پارامترها منفی باشند $\sigma^۲_t$ همچنان مثبت خواهدبود.

- **مدل PARCH یا ARCH توانی**[1]: تیلور (Taylor ,1986) و اسورت (Schwert, 1989) مدل انحراف معیاری GARCH را بجای واریانس تبیین نمودند. این مدل توسط دینگ و همکارانش (Ding et al ,1993) در شکل توانی[2] تصریح شد. در این مدل پارامتر ϕ، توان انحراف معیار می‌تواند برآورد شود و پارامترهای اختیاری برای جذب تقارن تا مرتبه r به مدل اضافه می‌شود:

$$\sigma^\delta_t = w + \sum_{j=۱}^{q} \beta_j \sigma^\delta_{t-j} + \sum_{i=۱}^{p} \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta$$

که در آن، $\delta > ۰, |\gamma_i| \leq ۱$ برای $i = ۱,...,r$ و $\gamma_i = ۰$ برای تمامی $r \leq p, i > r$. در مدل متقارن، λ_i برای تمامی iها مساوی صفر خواهدبود.

1.Power ARCH
2.Parch

- **مدل CGARCH یا GARCH مؤلفه‌ای**[1]: این مدل توسط انگل و لی (Engle and Lee 1993) معرفی‌شده و شامل دو مؤلفه است: یکی برای نوسانات کوتاه‌مدت و دیگری برای نوسانات بلندمدت. برای توضیح این مدل ابتدا مدل(۱و ۱) GARCH را در نظر می‌گیریم:

$$\sigma_t^2 = \varpi + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \varpi) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - \varpi)$$

این مدل نشان می‌دهد که واریانس فرآیند به میانگین ϖ برگشت می‌کند که این در تمامی زمان‌ها ثابت است. در مقابل، در مدل Component GARCH برگشت میانگین به سطح m_t، مدل‌سازی می‌شود:

$$\sigma_t^2 - m_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - m_{t-1})$$

$$m_t = \omega + \rho(m_{t-1} - \omega) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$$

در اینجا σ^2 نوسان بوده و m_t جای ϖرا گرفته و نوسان متغیر در بلندمدت است. معادله اول در این رابطه عنصر موقت نوسان را توصیف‌می‌کند که با توان $\alpha + \beta$ به صفرمیل و بنابراین σ_t^2به سمت m_t میل می‌کند (یعنی نوسان کوتاه مدت به سمت نوسان بلندمدت میل می‌کند). معادله دوم نیز عنصر بلندمدت نوسان را نشان می‌دهد که با توان ρ به ω یعنی یک مقدار ثابت میل می‌کند (به بیان دیگر، مقدار نوسان بلندمدت مقداری ثابت می‌شود). ρ نوعاً بین ۹۹/ ۰ و۱ قرارداشته، لذا m_t به ω بسیار کند میل می‌کند.

۲-۳. داده‌ها: بازده، نحوه محاسبه و ویژگی‌های آماری آن

داده‌های خام مورد استفاده در این پژوهش سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوارق بهادار تهران(TEDPIX) در دوره ۷۷/۹/۱ تا ۸۵/۱۲/۲۹ یعنی ۱۰۰ ماه (۱۹۸۵ مشاهده) بوده‌است. این شاخص، شاخص وزنی ارزش بازار تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران است. به منظور آزمون فرضیات به جای خود شاخص (TEDPIX) از بازده این شاخص استفاده کرده‌ایم. برای محاسبه بازده معمولاً از لگاریتم نسبت شاخص در دو دوره (در اینجا روز) متوالی استفاده می‌شود. بنابراین، بازده روزانه (r) بدین صورت محاسبه شده‌است.

$$r_t = l_n(\frac{TEDPIX_t}{TEDPIX_{T-1}})$$

با این کار، ۱۹۸۴ داده بازدهی روزانه r بدست می‌آید. از توان دوم بازدهی‌های روزانه به عنوان معیاری برای نوسان روزانه استفاده می‌کنیم. بنابراین، برای مدل‌های میانگین متحرک، هموارسازی نمایی و ARMA توان دوم بازدهی‌های روزانه و یا نوسان روزانه مدل‌سازی و پیش‌بینی می‌شود. اما در مدل واریانس شرطی از آنجا که معادله‌ای برای واریانس برآورد می‌شود، بنابراین در این مدل‌ها از خود بازدهی روزانه استفاده شده و در نهایت، واریانس آن پیش‌بینی می‌شود. همچنین، به منظور آزمون

1.Omponent GARCH

فرضیه سوم تحقیق، نوسان ماهانه به صورت انحراف معیار مجموعه بازدهی‌های روزانه در هر ماه محاسبه‌شده و در نهایت، این نوسان ماهانه با نوسان روزانه (یعنی توان دوم بازدهی روزانه) مورد مقایسه قرار می‌گیرد. مقدار آماره آزمون ریشه واحد ADF بر روی بازده r برابر ۸/۰۱۴۳۸۷- است. بنابراین در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد فرضیه ریشه واحد رد می‌شود. نتایج آزمون ARCH نیز حاکی از وجود اثرات ARCH در سری بازده r داشته و نشان می‌دهد که می‌توان از مدل‌های خانواده GARCH برای پیش‌بینی این سری استفاده کرد. برای بررسی وجود همبستگی سریالی از دو آزمون Q و LM استفاده کرده‌ایم. نتایج این آزمون‌ها نیز نشان می‌دهد که در سری بازده r را همبستگی سریالی وجود دارد. آماره‌های توصیفی بازده r در جدول ۱ نمایش داده‌ایم. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند سری دارای کشیدگی بیشتر از توزیع نرمال بوده و نتیجه آماره جارک برا نیز حاکی از این واقعیت است که فرضیه نرمال بودن سری رد می‌شود.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی سری بازده r

آماره / سری	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا*	آماره ADF*
r	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۴۱	۰/۵۳	۷/۳۳	۱۶۴۷/۳۸ (۰/۰۰۰)	-۸/۰۱۴۳۸۷ (۰/۰۰۰)

*مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوطه را نشان می‌دهد.

۳. نتایج تجربی و تفسیر آن

۳-۱. فرضیه اول

همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد در فرضیه اول مطرح می‌شود قدرت پیش‌بینی مدل‌های شرطی از مدل‌های غیرشرطی بیشتراست. بنابراین در این قسمت به مقایسه خطای پیش‌بینی مدل‌های واریانس شرطی و غیرشرطی با توجه به معیارهای ارزیابی یاد شده می‌پردازیم. مدل‌های میانگین متحرک نیازی به برآورد پارامتر ندارند. از آنجا که توان دوم بازده روزانه فاقد هر گونه روند زمانی است، بنابراین برای برآورد مدل هموارسازی نمایی از روش تک هموارسازی[1] استفاده می‌کنیم. مقدار بهینه پارامتر لاندا (λ) در این مدل ۰/۱۴۲ به‌دست آمده‌است. مدل ARMA نیز به صورت زیر برآورد شده است:

$$r_t = \underset{(12.47)}{0.75} + \underset{(12.22)}{1.44} r_{t-1} - \underset{(-3.91)}{0.13} r_{t-2} + \underset{(3.53)}{0.08} r_{t-4} + \underset{(-3.48)}{0.06} r_{t-8} + \underset{(4.57)}{0.107} r_{t-1} - \underset{(-6.09)}{0.43} \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

1.Single Smoothing

در این معادله، مقادیر داخل پرانتز آماره t مورد نظر را نشان می‌دهد. مقادیر آماره لجانگ- باکس برای وقفه‌های ۱۰ و ۲۰ ((Q(10 و (Q(20 به ترتیب ۲/۱۷ و ۱۱/۹۷ با احتمال مربوطه ۰/۷ و ۰/۶ بوده که نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی در جملات اختلال است.

برآورد معادلات خانواده مدل‌های GARCH را نیز در جدول ۲ نشان داده‌ایم. برآورد این معادلات همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد به صورت شبه حداکثر راستنمایی انجام شده و برای انتخاب وقفه‌های بهینه معادلات میانگین و واریانس هر مدل از معیارهای ACI و SB استفاده کرده‌ایم. مقادیر آماره‌های Q(10) و Q(20) (ردیف‌های ۱۳، ۱۴، ۱۵ و ۱۶) نشان‌می‌دهد که در پسماندها و مجذور پسماندهای هر مدل خودهمبستگی وجود ندارد. از آنجا که در این فرضیه هدف اصلی پیش‌بینی خارج از نمونه‌ای بوده است، بنابراین در این قسمت به تفسیر ضرایب به‌دست آمده نمی‌پردازیم. در مرحله بعد با استفاده از این معادلات به‌دست آمده و نیز روش‌های میانگین متحرک به پیش‌بینی خارج نمونه‌ای پویا از تاریخ ۱۳۸۵/۹/۲۰ تا ۱۳۸۵/۱۲/۲۸ (۶۴ مشاهده) پرداخته‌ایم. نتایج این پیش‌بینی‌ها به صورت مقادیر RMSE را در جدول ۳ همراه با رتبه هر یک از مدل‌ها طبق معیارهای ارزیابی نشان داده‌ایم.

جدول ۲. ضرایب مدل‌های واریانس شرطی

		GARCH	EGARCH	TARCH	CGARCH	PARCH
معادله میانگین	α_1	۱/۵۲ (۱۲/۸۳)	۱/۳۵ (۱۰/۲۰)	۱/۵۲ (۱۲/۸۰)	۱/۳۳ (۱۱/۱۵)	۱/۴۴ (۱۱/۸۳)
	α_2	-۰/۷۰ (-۵/۹۶)	-۰/۵۴ (-۴/۵۴)	-۰/۷۱ (-۵/۹۸)	-۰/۵۰ (-۴/۴۸)	-۰/۶۱ (-۵/۱۷)
	α_4	۰/۱۱ (۳/۹۳)	۰/۰۸ (۳/۱۴)	۰/۱۱ (۴/۰۴)	۰/۰۸ (۲/۸۳)	۰/۰۹ (۳/۲۸)
	α_9	۰/۰۳ (۱/۷۸)	۰/۰۴ (۲/۲۱)	۰/۰۳ (۱/۸۴)	۰/۰۴ (۲/۴۰)	۰/۰۳ (۱/۶۵)
	β_1	-۱/۰۷ (-۸/۵۵)	-۰/۸۷ (-۶/۳۸)	-۱/۰۷ (-۸/۵۵)	-/۸۶ (-۷/۰۸)	-۰/۹۷ (-۷/۷۰)
	β_2	۰/۳۰ (۲/۹۹)	۰/۱۷ (۱/۸۰)	۰/۳۰ (۳/۰۶)	۰/۱۶ (۱/۸۲)	۰/۲۰ (۲/۱۱)
معادله واریانس	α_1	۰/۳۴ (۵/۵۰)	۰/۵۲ (۶/۹۱)	۰/۲۶ (۴/۰۷)	۰/۳۰ (۴/۷۳)	۰/۳۲ (۵/۳۹)
	β_1	۰/۵۵ (۱۱/۸۵)	۰/۴۶ (۷/۰۴)	۰/۵۵(۷/۹۴)	۰/۴۴ (۴/۴۱)	۰/۵۷ (۶/۵۰)
	$\gamma(\rho)$		-۰/۰۴ (-۰/۸۶)	۰/۱۲ (۱/۱۳)	۰/۹۹ (۳۹۲/۴۶)	
	ϕ				۰/۰۱ (۱/۱۳)	
آماره لجانگ- باکس پسماندها	$Q(10)$	۴/۹۶ (۰/۲۹۱)	۵/۹۱ (۰/۲۰۶)	۵/۱۷ (۰/۲۷)	۸/۶۲ (۰/۰۷)	۶/۲۸ (۰/۱۸)
	$Q(20)$	۱۹/۳۶ (۰/۱۵)	۱۸/۴۶ (۰/۱۹)	۲۰/۰۹ (۰/۱۳)	۱۹/۱۲ (۰/۱۶)	۱۸/۲۴ (۲/۲۰)
آماره لجانگ- باکس مجذور پسماندها	$Q(10)$	۶/۱۶ (۰/۱۰)	۹/۱۶ (۰/۰۶)	۱۰/۱۴ (۰/۱۱)	۱۱/۶۸ (۰/۰۷)	۱۰/۴۵ (۰/۱۱)
	$Q(20)$	۲۲/۷۲ (۰/۰۹)	۲۰/۵۳ (۰/۱۱)	۲۱/۸۱ (۰/۰۸)	۱۹/۸۷ (۰/۱۴)	۲۰/۸۶ (۰/۱۱)

۱. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوطه را نشان می‌دهد. ۲. ضرایب معادله میانگین و واریانس، ضرایب معادلات تصریح شده مورد نظر است. ۳. Q، آماره لجانگ- باکس خودهمبستگی است.

با توجه به جدول ۳، در کل مدل‌های غیرشرطی(به استثنای مدل ARMA) از مدل‌های شرطی پیش‌بینی بهتری انجام داده‌اند. براساس این جدول مدل میانگین وزنی در بیشتر موارد پیش‌بینی‌های خوبی انجام داده و هر چه اندازه دوره زمانی بیشترشده عملکرد پیش‌بینی نیز در کل بهتر شده‌است. البته طبق معیار MAE این موضوع قدری متفاوت است. بنابراین، می‌توان گفت که هر چه دوره زمانی در محاسبه میانگین متحرک بیشتر باشد عملکرد پیش‌بینی نیز بهتر است. اما مدل هموارسازی نمایی نیز طبق دو معیار RMSE و Theil عملکرد مناسبی داشته و این نشان می‌دهد که استفاده از مشاهدات نزدیک و دور با دادن وزن به هر کدام از مشاهدات به صورت نمایی کاهنده می‌تواند فرآیند آتی سری زمانی بازده را به خوبی پیش‌بینی نماید. البته در اینجا مدل میانگین متحرک با دوره ۲۵۰ روزه عملکرد بهتری از مدل هموارسازی نمایی داشته، اما در کل می‌توان گفت استفاده بیشتر از داده-های گذشته با دادن وزن مناسب می‌تواند مدل مناسبی برای پیش‌بینی بازده باشد.

مدل‌های واریانس شرطی به استثنای مدل گارچ مؤلفه‌ای CGARCH و خود مدل گارچ GARCH عملکرد مناسبی نداشته‌اند. همان‌طور که می‌دانیم مدل گارچ مؤلفه‌ای امکان تمرکز جداگانه بر نوسان کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم‌می‌کند. به نظر می‌رسد عملکرد خوب این مدل نشان‌دهنده آن است که در داده‌های مورد استفاده ماهیت نوسان در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت بوده و توجه بیشتر به این موضوع و در نظر گرفتن آن در مدل سازی مدل‌های شرطی می‌تواند به نتایج بهتر منجر شود.

جدول ۳. مقایسه توان پیش‌بینی مدل‌های مختلف

	MAE	رتبه	RMSE	رتبه	Theil	رتبه
MA20	۰/۰۰۰۰۱۳۰۷۱۸	۱	۰/۰۰۰۰۴۰۲۳۶۲	۵	۰/۴۹۵۶۸۳۷۰۷	۵
MA60	۰/۰۰۰۰۱۵۱۷۳۷	۴	۰/۰۰۰۰۴۰۲۵۵۲	۷	۰/۴۹۶۱۵۰۹۰۴	۷
MA120	۰/۰۰۰۰۱۳۶۰۹۸	۲	۰/۰۰۰۰۴۰۱۵۷۷	۴	۰/۴۹۳۷۵۰۲۶۶	۴
MA250	۰/۰۰۰۰۱۳۸۹۲۶	۳	۰/۰۰۰۰۳۹۹۴۴۸	۱	۰/۴۸۸۵۲۸۸۲۶	۱
ARMA	۰/۰۰۰۰۱۷۴۲۰۹	۵	۰/۰۰۰۰۴۱۹۷۲۷	۱۱	۰/۵۳۹۳۹۱۹۷۴	۱۱
ES	۰/۰۰۰۰۱۹۰۲۶۳	۷	۰/۰۰۰۰۴۰۰۴۰۰	۲	۰/۴۹۰۸۶۱۴۳۵	۲
CGARCH	۰/۰۰۰۰۱۸۳۴۹۷	۶	۰/۰۰۰۰۴۰۰۴۵۱	۳	۰/۴۹۰۹۸۶۱۳۴	۳
EGARCH	۰/۰۰۰۰۲۰۲۹۴۶	۹	۰/۰۰۰۰۴۰۲۶۴۳	۸	۰/۴۹۶۳۷۵۴۷۲	۸
GARCH	۰/۰۰۰۰۲۰۰۲۷۵	۸	۰/۰۰۰۰۴۰۲۴۵۹	۶	۰/۴۹۵۹۲۲۴۷۸	۶
PARCH	۰/۰۰۰۰۲۱۱۳۴۷	۱۱	۰/۰۰۰۰۴۰۳۰۸۱	۱۰	۰/۴۹۷۴۵۶۰۰۶	۱۰
TGARCH	$۲/۰۳۹۸۹\times۱۰^{-۵}$	۱۰	$۴/۲۸۹۳\times۱۰^{-۵}$	۹	۰/۴۹۶۹۹۱۵۰۷	۹

۳-۲. نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج اولیه فرضیه دوم را در ردیف‌های ۳ و ۴ جدول ۴ نشان‌داده‌ایم. این جدول نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای مجازی دامنه مجاز نوسان(ردیف ۳ و ۴) به استثنای مدل‌های ARMA و PARCH در مدل‌های دیگر شرطی به لحاظ آماری معنادار بوده و اندازه ضریب متغیر مجازیdumf برای نرخ ۵ درصد از اندازه ضریب متغیر مجازی dumt برای نرخ ۲ درصد بزرگتر است. این امر بدان معناست که تبدیل نرخ از ۵ به ۲ درصد باعث کاهش نوسان بازدهی شده‌است. اما ضرایب این متغیرها مثبت و این بیانگر آن است که معرفی دامنه مجاز نوسان در کل باعث افزایش نوسان شده است. این نتیجه به‌دست آمده به احتمال قوی بدین خاطر است که در دوره اول، نوسان بازده خود به مراتب کمتر از ۵ درصد بوده، از این‌رو اعمال نرخ ۵ درصدی به عنوان یک قید برای کم‌کردن نوسان بی‌معنا بوده و محدودیتی ایجاد نکرده‌است. بررسی انحراف معیار بازدهی روزانه در این سه دوره نیز بر همین قضیه دلالت دارد؛ زیرا انحراف معیار این سه دوره به ترتیب ۰/۰۰۲۵، ۰/۰۰۴۸ و ۰/۰۰۲۹ است. به عبارت بهتر، در دوره اول نوسان بورس پایین بوده و زمان معرفی نرخ ۵ درصدی نیز این نوسان چندان بالا نبوده‌است. اما در دوره‌ای که نرخ ۵ درصدی اعلام‌شده به‌مرور زمان نوسان بورس به علت پاره‌ای از مسائل بالا رفته و به همین دلیل برای کنترل این نوسان فزاینده نرخ ۲ درصدی اعلام شده‌است. در جدول۴ آماره F، آزمون ARCH و آزمون Q مربوط به هر معادله برآورد شده را در ردیف‌های ۵، ۶ و ۷ نشان داده‌ایم.

با توجه به این آماره‌ها و آزمون‌ها مشخص است که مدل‌های برآورد شده به‌طور کلی به لحاظ آماری معنادار بوده و فاقد اثرات ARCH (به استثنای مدل ARMA) و خودهمبستگی است. اما برای تبیین بهتر ادعای مطرح‌شده در بالا و روشن‌ترشدن موضوع، در گام بعدی دوره اول را حذف‌کرده و فقط به بررسی دو دوره ۵ و ۲ درصدی پرداخته‌ایم. در این مرحله به دنبال پاسخ به این پرسش بوده‌ایم که آیا تغییر نرخ از ۵ درصد به ۲ درصد واقعاً باعث کاهش نوسان شده‌است. اگر چنین چیزی اتفاق افتاده باشد انتظار بر آن است که در صورت تعریف یک متغیر مجازی جدید(dumtt) برای تغییر نرخ از ۵ درصد به ۲ درصد با مجموعه داده‌های جدید برای این دو دوره، این متغیر دارای ضریبی با علامت منفی باشد. با تعریف این متغیر مجازی جدید (این متغیر برای دوره نرخ ۵ درصدی مقدار صفر و برای دوره ۲ درصدی مقدار یک اختیار می‌کند) و واردکردن آن در معادلات، یک بار دیگر معادلات را برآورد می‌کنیم. نتیجه این برآورد را در ردیف ۸ جدول ۴ آورده‌ایم. همان‌طور که مشخص است در این حالت علامت ضریب این متغیر مجازی جدید منفی و این ضریب به جز مدل‌های ARMA و PARCH در مدل‌های دیگر به لحاظ آماری معنادار است. از این‌رو می‌توان گفت که طبق مدل‌های GARCH، اعمال و کاهش کاهش دامنه مجاز نوسان همان‌طور که انتظار می‌رود عاملی مؤثر بر کاهش نوسان بوده‌است. طبق آماره F، آزمون ARCH و آزمون Q (ردیف ۹، ۱۰ و ۱۱) نیز مدل‌های برآورد شده به‌طور کلی به لحاظ آماری معنادار بوده و فاقد اثرات ARCH (به استثنای مدل ARMA) و خودهمبستگی است. معادله میانگین و واریانس مدل GARCH که در این حالت برآورد شده به صورت زیر است:

$$r_t = 0.0001 + 1.54\, r_{t-1} - 0.67\, r_{t-2} + 0.11\, r_{t-4} + 1.05\, \varepsilon_{t-1} + 0.21\, \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$
$$(1.86) \quad (14.33) \quad (-5.54) \quad (4.07) \quad (-9.07) \quad (2.80)$$

$$\sigma_t^2 = 4.34 \times 10^{-6} + 0.27\, \varepsilon_{t-1}^2 + 0.45\, \sigma_{t-1}^2 - 1.01 \times 10^{-6}\, dumtt$$
$$(11.66) \quad (9.73) \quad (13.71) \quad (-4.32)$$

جدول ۴. برآورد مدل‌ها با وارد کردن متغیرهای مجازی

		ARMA	CGARCH	EGARCH	GARCH	PARCH	TGARCH
حالت سه دوره‌ای (عدم اعمال، نرخ ۵ و ۲ درصدی)	dumf	$۱/۲۴\times۱۰^{-۵}$	$۶/۳۵\times۱۰^{-۷(*)}$	$۰/۳۷^{(*)}$	$۲/۶۴\times۱۰^{-۶(*)}$	۰/۰۰۰۱	$۲/۷\times۱۰^{-۶(*)}$
	dumt	$۳/۲\times۱۰^{-۶}$	$۴/۶۴\times۱۰^{-۶(*)}$	$۰/۳۱^{(*)}$	$۱/۷۹\times۱۰^{-۶(*)}$	$۸/۱۶\times۱۰^{-۶}$	$۱/۷۸\times۱۰^{-۶(*)}$
	آماره F	۸۲/۴۰	۶۲/۰۱	۷۲/۴۷	۷۳/۳۲	۶۶/۴۸	۷۲/۳۵
	آزمون ARCH	۵۹/۹۵	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۱	۰/۰۰۰	۰/۱۵
	آزمون Q(10)	۲/۰۱	۵/۴۹	۱۴/۳۸	۵/۳۴	۱۳/۶۸	۱۳/۵۶
حالت دو دوره‌ای (تغییر نرخ از ۵ به ۲ درصد)	dumtt	$-۹/۵۲\times۱۰^{-۶}$	$-۱/۱۹\times۱۰^{-۷(*)}$	$-۰/۰۷^{(*)}$	$-۱/۰۱\times۱۰^{-۶(*)}$	$-۱/۶۵\times۱۰^{-۶}$	$-۱/۰۱\times۱۰^{-۶(*)}$
	آماره F	۷۵/۳۴	-۵۷/۱۵	۶۲/۱۹	۶۹/۹۹	۵۶/۸۵	۶۲/۵۷
	آزمون ARCH	۵۱/۹۷	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۰۹
	آزمون Q(10)	۵/۳۱	۱۴/۱۸	۱۴/۰۹	۱۲/۶۹	۱۳/۱۶	۱۳/۳۱

(*) در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

۳-۳. نتایج آزمون فرضیه سوم

آماره‌های توصیفی دو سری نوسان روزانه و ماهانه را در جدول ۵ نشان داده‌ایم. همان‌طور که می‌بینیم میانگین و میانه در نوسان ماهانه نسبت به نوسان روزانه به همدیگر نزدیک‌ترند. افزون بر این، کشیدگی نوسان ماهانه بسیار کمتر از کشیدگی نوسان روزانه بوده و به کشیدگی توزیع نرمال(مقدار ۳) نزدیک‌تر است. از سوی دیگر، این دو سری دارای چولگی به سمت راست هستند، اما این چولگی برای نوسان ماهانه بسیار کمتر از نوسان روزانه است. طبق آماره جارک- برا نیز این دو سری دارای توزیع نرمال نیستند اما باز هم مقدار این آماره برای نوسان ماهانه بسیار کمتر از نوسان روزانه است. این شواهد حکایت از آن دارد که توزیع نوسان ماهانه بیشتر شبیه توزیع نرمال بوده در حالی‌که توزیع نوسان روزانه شبیه توزیع کای دو است.

در مرحله بعد به بررسی وجود اثرات ARCH و ریشه واحد در این دو سری پرداخته‌ایم. نتایج این آزمون‌ها را در جدول ۶ آورده‌ایم. طبق نتایج به‌دست‌آمده در این دو سری در سطوح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد اثرات ARCH وجود دارد و هیچکدام از این دو سری دارای ریشه واحد نیستند.

جدول ۵. آماره‌های توصیفی سری نوسان روزانه و ماهانه

	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک- برا*
نوسان روزانه	$۱/۸۷\times۱۰^{-۵}$	$۳/۹۱\times۱۰^{-۶}$	$۴/۰۶\times۱۰^{-۵}$	۵/۳۹	۴۰/۴۷	۶۸۵۶۱۲/۳ (۰/۰۰۰)
نوسان ماهانه	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۱۷	۱/۴۰	۵/۶۰	۶۰/۶۴ (۰/۰۰۰)

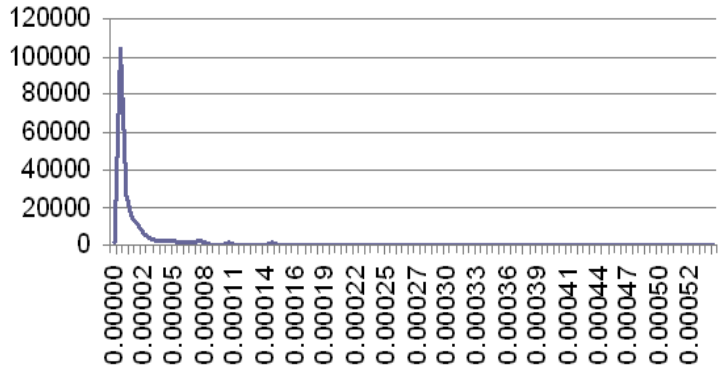
* مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به آماره مربوطه را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج آزمون ARCH و ADF

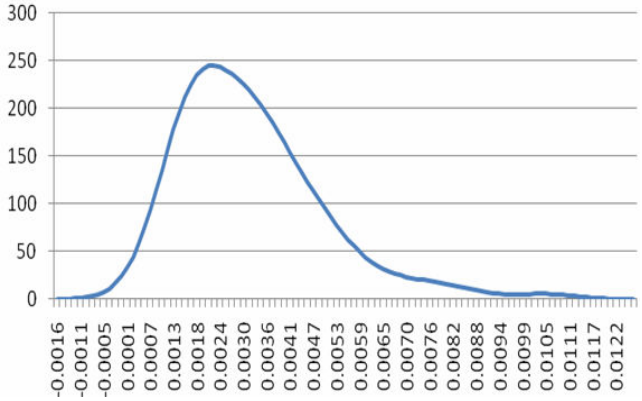
آزمون ARCH				آزمون ADF	
آماره F		آماره NR2		مقدار آماره	احتمال
مقدار	احتمال	مقدار	احتمال		
۲۱۵/۹۲۵	۰/۰۰۰۰۰۰	۱۹۴/۹۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	-۷/۸	۰/۰۰۰
۸/۸۴۶	۰/۰۰۳۷۰۶	۸/۲۷۴	۰/۰۰۴۰۲۲	-۶/۱۵	۰/۰۰۰

برای بررسی بهتر ویژگی‌های این دو سری تابع چگالی کرنل آنها را در نمودار ۱ و ۲ ترسیم نموده‌ایم. آنچه که این نمودارها بازگو می‌کند آن است که رفتار این دو متغیر با همدیگر متفاوت است، زیرا نوسان روزانه چولگی بسیار زیاد به سمت راست دارد و شکل آن به توزیع کای دو (χ^2) شبیه است در حالی‌که در نوسان ماهانه این چولگی بسیار کمتر و توزیع آن بیشتر شبیه توزیع نرمال است. به طور کلی، نتایج یاد شده نشان می‌دهد که نحوه محاسبه نوسان باعث می‌شود رفتار این دو سری از لحاظ نوع توزیع با همدیگر متفاوت باشد، اما این دو سری از لحاظ اثرات ARCH و ریشه واحد به همدیگر شبیه هستند.

نمودار ۱. تابع چگالی کرنل نوسان روزانه



نمودار ۲.تابع چگالی کرنل نوسان ماهیانه



۴. نتیجه‌گیری

در این پژوهش سعی نموده‌ایم تا عملکرد پیش‌بینی مدل‌های مختلف در خصوص نوسان بازده بورس اوراق بهادارتهران را با همدیگر مقایسه نماییم. از آنجا که درصورت تأثیرپذیری نوسان از دامنه مجاز و نیز شیوه محاسبه نوسان عملکرد مدل‌ها می‌تواند دستخوش تغییراتی شود، بنابراین تلاش نمودیم که این تأثیرپذیری را نیز مورد بررسی قرار دهیم. برای بررسی، هدف اول عملکرد پیش‌بینی ۱۱ مدل واریانس شرطی و غیرشرطی برای داده‌های بازده بورس تهران را با استفاده از معیارهای سنتی عملکرد، مورد ارزیابی قرار دادیم. بر اساس نتایج به‌دست آمده در کل به ترتیب عملکرد مدل‌های غیرشرطی میانگین متحرک ۲۵۰ روزه، هموارسازی نمایی و مدل شرطی گارچ مؤلفه‌ای (CGARCH) از مدل‌های دیگر بهتر است. عملکرد مدل‌های ARMA و خانواده مدل‌های GARCH نشان می‌دهد که مدل‌های GARCH (به استثنای مدل PARCH) تغییر دامنه مجاز و کاهش آن‌را عاملی مؤثر بر نوسان و از این‌رو کاهش آن می‌داند در حالی‌که مدل ARMA این امر را منتفی می‌داند.

از سوی دیگر، همان‌طور که مشاهده شد رفتار نوسان با توجه به نحوه محاسبه آن به صورت روزانه و ماهانه متفاوت است. بنابراین، به نظر می‌رسد که وارد کردن متغیر دامنه مجاز نوسان در برآورد مدل‌ها و نیز تغییر شیوه محاسبه نوسان، می‌تواند در عملکرد و از این‌رو رتبه‌بندی مدل‌ها تأثیرگذار باشد. این موضوع می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی دقیق قرارگیرد.

منابع

ابونوری، اسماعیل و رضا ایزدی. (۱۳۸۵). ارزیابی اثـر روزهـای هفتـه در بـورس اوراق بهـادار تهـران بـا استفاده از الگوهای آرچ و گارچ. تحقیقات اقتصادی. فروردین و اردیبهشت، (۷۲): ۱۶۳-۱۹۰.

خلیلی، یوسف.(۱۳۸۳). پیش‌بینی واریانس سهام در گروه شرکتهای سرمایه گذار با استفاده از مدل GARCH. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

شمس عالم، سید حسام.(۱۳۸۳). بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری بر بازده آتی سهام و ارائه مدل جهت پیش‌بینی بازده آتی سهام. پایان نامه دکترای. دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

فعالیت، وحید.(۱۳۸۳). بررسی کارایی و نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

مرشد خانی، رضا.(۱۳۸۰). بررسی رابطه نرخ بازگشت و ریسک در بورس تهران. مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه.

مهرآرا، محسن و عبدلی، قهرمان.(۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسـانات بـازدهی سـهام در ایـران. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۸(۲۶):۲۵-۴۰ .

Akgiray,V. (1989). Conditional Hetroskeedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts. Journal of Business 62(1), 55-80.

Awartani, B.M .A. and Corrad .V .(2005). predicting the volatility of the s & p 500 stock index via GARCH models: thevole of asymmetries. International journal of forecasing 21 167 – 183.

Basel, M. A. Awartani and Corradi, V. (2005). Predicting the volatility of the S&P-500 stock index via GARCH models: the role of asymmetries, International Journal of Forecasting 21 167– 183.

Bollerslev,T,(1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Economics, 31:307-27.

Brailsford, T.J. and Faff, R.W. (1996). An Evaluation of Volatility Forecasting Techniques. Journal of Banking and Finance 20, 419-38.

Brooks, R., Faff, R., McKenzie, M., Mitchell, H., (2000). A multi-country study of power arch models and national stock market returns. Int. Money Finance 19, 377–397.

Day, T.E and Lewis, C,M. (1992). Stock Market Volatility and the Information Content Stock Index Options. Journal of Econometrics 52, 267-87.

Dimson, E. and Marsh, P. R. (1990 Jun). Volatility forecasting without data-snooping. Journal of Banking and Finance Vol 14:2 p 399-421.

Ding, Zhuanxin, C. W. J. Granger, and R. F. Engle .(1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. Journal of Empirical Finance, 1, 83–106.

Engle, R. F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," Econometrica, 50, 987-1008.

Engle, R. F. and Lee, G. G. J. (1993). A permanent and transitory component model of stock return volatility. UCSD, Department of Economics, Discussion Paper No: 92-44R.

Engle, R.F. and Bollerslev, T.(1986). Modeling the persistence of conditional variances, Econometric Reviews, Volume 5, Issue 1 , pages 1 – 50.

Friedman, R and Sanddorf-Köhle, W. G.(2002). Volatility clustering and nontrading days in Chinese stock markets. Journal of Economics and Business 54 193–217.

Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (Dec., 1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, The Journal of Finance, Vol. 48, No. 5, pp. 1779-1801.

Lin, B.H and Yeh, S.K.(2000). On the distribution and conditional heteroscedasticity in Taiwan stock prices. Journal of Multinational Financial Management 10 367–395.

Miyakoshi, T. (2002). ARCH vrsus Information Based Variances: Evidence from the Tokyo Stock Market. Japan and World Economy 14 215-231.

Nelson, D.B. (Mar., 1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica, Vol. 59, No. 2, , pp. 347-370

Pan, H and Zhang, Z. (2006). Forecastinf financial volatility: Evidence from chines stoch market. Working papers in economics and finance, No 06/02, University of Durham, Febuary 2006.

Poon, S. H. and. Granger C. W. J. (Jun., 2003). Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review, Journal of Economic Literature, Vol. 41, No. 2, , pp. 478-539.

Returns and a New Model. (1990). Journal of Empirical Finance, 1, 83–106. Pagan, A. R. and Schwert, G. W. Alternative models for conditional stock market volatility, Journal of Econometrics,45, 267-90.

Taylor, J. W. (2004). Volatility forecasting with smooth transition exponential smoothing. International Journal of Forecasting 20 273– 286.

West, K.D. and Cho, D. (1995). the Predictive Ability of Several Models of Exchange Rate Volatility, Journal of Econometrics 69, 376-91.