Archive of SID

مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و ششم / بهار ۱۳۹۵

پیش بینی نوسانات بازده طلا با استفاده از مدل گارچ ناپارامتری و مقایسه با مدل‌های گارچ پارامتری

سعید فلاح پور[۱]
امید هداوند میرزایی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۸/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۱/۲۵

چکیده

تعیین مدلی که پیش‌بینی بهتری از نوسانات قیمتی در زمینه سرمایه‌گذاری بدهد، از حوزه‌های مورد بحث در ادبیات مالی است. در این زمینه مدل‌هایی ارائه شده و هرکدام مزایا و معایبی دارد. این مدل‌ها به خصوص در زمینه قیمت نفت خام و نرخ ارز مقالاتی را به خود اختصاص می‌دهد. در سال‌های اخیر به دلیل رکود در کشورهای غربی و به تبع آنها در دیگر کشورها دارایی‌هایی از قبیل طلا مورد استقبال سرمایه‌گذاران قرار گرفت. این افزایش تقاضا باعث افزایش قیمت طلا گردید. به دنبال آن خرید و فروش در بازار طلا افزایش یافت. این افزایش در معاملات باعث بروز نوسانات شدیدی در این بخش شد. از آنجا که نوسان بازده یکی از عوامل اثرگذار در سرمایه‌گذاری است، بدین منظور استفاده از مدلی برای پیش‌بینی نوسانات ضروری به نظر می رسد. در این تحقیق ابتدا سری بازده قیمتی و نوسانات بازده طلا تحت آزمون‌های مختلف بررسی می‌شود. سپس یک رویکرد ناپارامتری بر اساس مدل ارائه شده توسط بولمن و مکنیل[۳] در سال ۲۰۰۲ برای پیش بینی نوسانات بازدهی استفاده می‌گردد و با استفاده از دو تابع خطای پیش‌بینی MSE و QLIKE با مدل‌های دیگر که مدل‌های پارامتری هستند، مورد مقایسه قرار می‌گیرد و نتایج توسط آزمون دایبولد- ماریانو ارزیابی می‌گردد. در نهایت تابع خطای QLIKE برتری مدل گارچ ناپارامتری را در پیش‌بینی نوسانات نسبت به بقیه مدل‌های گارچ نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: گارچ، روش ناپارامتری، بازده قیمتی طلا.

۱- استادیار مدیریت مالی دانشگاه تهران،تهران،ایران
۲- کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). omirzaei2699@ut.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

از عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری، دو عامل ملموس و قابل کمی‌سازی نسبت به بقیه توجه بیشتری را به خود جلب می‌کنند: ریسک و بازده. اکثر تحقیقات مالی بر این اساس انجام می‌گیرند که چگونه می‌توان عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی و کنترل نمود. شیوه‌های محاسبه ریسک و بازده بسیار متنوع بوده و روز به روز بر این تنوع افزوده می‌شود. یکی از این روش‌ها، روش میانگین متحرک و اتورگرسیو و یا مدل ترکیبی این دو (ARMA) می‌باشد.

برای محاسبه ریسک نیز چندین روش و معیار وجود دارد. یکی از معیارهای معتبر و قابل قبول در اکثر تحقیقات و محاسبات مالی واریانس بازدهی می‌باشد. در مدل‌سازی سری‌های زمانی عموما فرض بر این است که واریانس اجزای اخلال مدل، یک مقدار ثابت است. اما بعدها محققان پی به عدم ثبات در واریانس بردند. به خصوص در بیشتر مواقع این عدم ثبات از یک روند شرطی تبعیت می‌کند. یعنی واریانس روزهای قبل روی واریانس روز بعد اثرگذار می‌باشد. لذا محققان بر آن شدند تا مدلی ابداع کنند که بتواند واریانس روزهای آتی که هنوز نرسیده‌اند، را پیش‌بینی کند (Brooks,2008).

یکی از دغدغه‌های مدیریت پورتفولیو محاسبه واریانس و نوسانات مربوط به سری‌های زمانی بازده دارایی‌ها است. یکی از این دارایی‌ها، طلا می‌باشد. اطلاع از نرخ بازدهی و واریانس بازدهی طلا نه تنها در سرمایه‌گذاری بلکه در متغیرهای کلان اقتصادی نیز اثرگذار است. برای پیش‌بینی نوسانات بازده طلا از روش‌های متعددی استفاده می‌گردد. استفاده از مدل‌های گارچ پارامتری[۴] برای توصیف نوسانات به طور فراوان صورت پذیرفته است، اگرچه اکثر آنها در مواردی از قبیل نفت خام و یا نرخ ارز بوده است.
(Cabedo and Moya,2003) (Sadeghi and shavalpour,2006) (Aloui and Mebrok,2010)

البته هیچ یک از این مدل‌ها نسبت به بقیه، دارای یک برتری جهان شمول نیستند، بلکه این برتری به نوع تابع ارزیابی بستگی دارد(Patton,2011). در این تحقیق نه تنها یک مدل برای محاسبه نوسانات قیمتی بازده طلا ارائه می‌گردد، بلکه این مدل نسبت به مدل‌های دیگر ارزیابی می‌شود.

اکثر مطالعات در زمینه نوسانات قیمتی در جهت یافتن یک روش مناسب برای تعیین واریانس صورت گرفته‌اند. بعضی از آن‌ها مدل‌های قبلی را ترکیب کرده و مدلی جدید یافته‌اند که در برخی مواقع به بهبود پیش‌بینی منجر شده است(Tse,1998). در زمینه گارچ ناپارامتری نیز می‌توان به تحقیق ارائه شده توسط بولمن و مکنیل (Bulman and Mcneil,2002) و نیز تحقیق هو و سواردی در زمینه نوسانات بازده قیمتی نفت خام اشاره کرد (Hou and Suardi,2011). البته این روش ناپارامتری متفاوت از روش نیمه پارامتری بارون‌آدسی(Barone-Adesi,1998) می‌باشد که توسط مورانا (Morana,2001) برای پیش‌بینی توزیع بازده نفت خام به منظور تخمین ارزش در معرض خطر استفاده شد. در روش نیمه پارامتری از پسماندهای استاندارد شده که از روش گارچ پارامتری استخراج شده‌اند، برای شبیه‌سازی پیش‌بینی اجزای اخلال و قیمت‌ها استفاده می‌گردد (Hou and Suardi,2011). ما در این تحقیق از روش گارچ ناپارامتری به عنوان روشی برای محاسبه نوسانات بازده قیمتی طلا استفاده کردیم و نیز این روش را با روش‌های پارامتری گارچ مقایسه نمودیم.

www.SID.ir

Archive of SID

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در زمینه مدل‌سازی نوسانات و ویژگی‌های بازدهی طلا و نیز روش‌های مختلف پیش‌بینی نوسانات، تحقیقات گسترده‌ای انجام شده و برخی از موضوعات مورد بحث در این حوزه در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱- تحقیقات خارجی

سال تحقیق	نام محقق	نتیجه تحقیق
۲۰۰۳	میلز Mills	همبستگی کوتاه مدت قوی بین قیمت ها در طول سری قیمت های روزانه طلا مشاهده شد. بازد های روزانه کشیدگی بیشتری نسبت به توزیع نرمال داشتند. همبستگی بلند مدت بین نوسانات مشاهده شد.
۲۰۰۶	باردواج و سوانسون Bhardwaj, Swanson	مدل های حافظه بلند مدت در میانگین شرطی، پیش بینی بهتری نسبت به مدل ARMA و در نوسانات، پیش بینی بهتری نسبت به سایر مدل های گارچ انجام می دهند.
۲۰۰۶	سدورسکی Sadorsky	در پیش بینی نوسانات استفاده از مدل GARCH برای نفت خام و سوخت بدون سرب و TGARCH برای نفت حرارتی و گاز طبیعی نتیجه بهتری دارد. و دیگر اینکه مدل های فضای حالت و اتو رگرسیو برداری و گارچ دو متغیره به خوبی گارچ (۱و۱) عمل نمی‌کنند.
۲۰۰۹	آگنولوچی Agnolucci	او در بررسی سه مدل GARCH, CGARCH, Implied Volatility به نتایج زیر دست یافت: اولا مدل های خانواده گارچ بهتر عمل کردند. ثانیا توزیع اجزای اخلال در برتر بودن یک مدل نسبت به دیگری تاثیر گذار است. ثالثا برتر بودن مدل ها به معیار ارزیابی عملکرد مدل و تابع خطا بستگی دارد.
۲۰۰۹	کانگ و دیگران Kang et all	آنها در مقایسه بین چهار روش GARCH, IGARCH ,FIGARCH, CGARCH به این نتیجه رسیدند که مدل های CGARCH, FIGARCH بهتر از دو روش دیگر عمل می کنند. به خصوص وقتی که اثر ماندگاری شوک ها در طول زمان وجود دارد.
۲۰۰۹	چیانگ Cheong	او قدرت پیش بینی چهار مدل GARCH , APARCH, FIGARCH ,FIAPARCH را برای دو گروه از داده های نفت خام (برنت و WTI) در چندین افق زمانی مختلف بررسی کرد و به این نتیجه رسید که مدل GARCH برای داده های برنت و مدل FIAPARCH برای داده های WTI مناسب تر عمل کرده است. در نتیجه بیان کرد که پیچیدگی مدل ها لزوما به بهبود نتایج نمی انجامد.
۲۰۱۰	محمدی و سو Mohammadi,Su	آنها در بررسی واریانس شرطی بازده های نفت خام نتیجه گرفتند که واریانس شرطی بازده نفت خام نسبت به شوک های بازار پاسخی غیر متقارن نشان داد می دهد.
۲۰۱۰	وی و دیگران Wei et all	آنها ۸ مدل گارچ را مورد مقایسه قرار دادند و مشاهده کردند که بعضی از توابع ارزیابی برخی از مدل های گارچ را بهتر از بقیه ارزیابی می کنند. در نهایت به این نتیجه رسیدند که برتر بودن یک مدل بستگی به نوع تابع ارزیابی دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

سال تحقیق	نام محقق	نتیجه تحقیق
۲۰۱۱	پاتن Patton	او در بررسی ۹ تابع ارزیابی و با در نظر گرفتن سه عامل برای تعریف واریانس به نتایج زیر دست یافت: اولا نوع عامل انتخاب شده برای تعریف نوسانات در ارزیابی روش های مختلف پیش بینی نوسانات موثر است. ثانیا نوع تابع ارزیابی در انتخاب یک روش برتر اثر دارد. ثالثا دو تابع ارزیابی MSE و QLIKE بهتر از بقیه عمل می کنند.
۲۰۱۲	آروری و دیگران Arouri	آنها در بررسی بازده روزانه طلا به نتایج زیر دست یافتند. بازده روزانه طلا چولگی اندکی به چپ دارد. کشیدگی آن بیشتر از توزیع نرمال است. آزمون آرچ با ۵ وقفه واریانس همسانی را در سطح خطای ۱٪ رد می‌کند. تست ال جانگ-باکس[۵] با ۵ وقفه نشان می دهد که فرض عدم وجود خود همبستگی در سری بازده (r_t) را نمی‌توان رد کرد، اما این فرض در سری مربع بازده ها(r_t^2) با سطح خطای ۱٪ رد می شود. در آخر مدل های مختلف گارچ برای پیش بینی نوسان با هم مقایسه شدند که برای بازده طلا مدل های EGARCH,HYGARCH بهتر از بقیه عمل کردند.

جدول ۲. تحقیقات داخلی

سال تحقیق	نام محقق	نتیجه تحقیق
۱۳۸۸	چیت سازان	در بررسی وجود حافظه بلند مدت در سری قیمت نفت خام، پارامتر تفاضل کسری(d) را بااستفاده از روش‌های مختلف به دست آورد و به این نتیجه رسید که حافظه بلند مدت در این سری وجود ندارد، اما میانگین پارامتر حافظه بلند مدت تخمین زده شده بیان‌گر نامانایی در سری قیمت‌ها می‌باشد.
۱۳۸۸	صمدی و حداد	آنها در بررسی ارزش در معرض ریسک با استفاده از دو نوع توزیع نرمال و تی- استیودنت و مقایسه بین مدل های گارچ با حافظه کوتاه مدت و بلند مدت به این نتیجه رسیدند که مدل FIGARCH بهترین عملکرد را در بین مدل های خانواده گارچ دارد.
۱۳۸۹	شعرایی و ثنایی اعلم	نتایج تحقیقات آنها وجود حافظه بلند مدت را در بازده و واریانس شاخص بورس تهران تایید می کند. در مقایسه بین مدل های کسری و غیر کسری آنها به این نتیجه رسیدند که مدل ARMA از مدل ARFIMA و مدل FIGARCH از مدل GARCH بهتر عمل می‌کند.
۱۳۹۱	طبسی	در مقایسه بین مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان و گارچ با مدل‌های گارچ، گارچ نمایی و ریسک متریکس در برآورد ارزش در معرض ریسک به این نتیجه رسید که مدل ترکیبی از سه مدل دیگر بهتر عمل می‌کند و تمامی سه مدل دیگر با انواع توزیع های نرمال و تی- استیودنت در مرتبه پایین‌تری از مدل ترکیبی قرار دارند.

www.SID.ir

Archive of SID

۳- روش شناسی پژوهش

تحقیق حاضر از جنبه هدف کاربردی است. تحقیقات کاربردی برای رفع نیازمندی‌های بشر و بهبود و بهینه‌سازی ابزارها و روش‌ها در جهت ارتقای سطح زندگی مورد استفاده قرار می‌گیرند (محمدرضا حافظنیا، ۱۳۸۴). از جنبه ماهیت تجربی می‌باشد. از ویژگی‌های تحقیقات تجربی کنترل بر داده‌های تحقیق است. در بعد کاربردی از نتایج این تحقیقات در تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی شرکت‌ها در زمینه سرمایه‌گذاری می‌توان استفاده کرد.

جامعه آماری قیمت‌های جهانی روزانه طلا بر حسب اونس بر دلار می‌باشد.

برای نمونه آماری از قیمت‌های روزانه طلا از ابتدای سال ۱۹۹۵ تا روز پنجم ماه دهم سال ۲۰۱۲ استفاده شده است. از روی این قیمت‌ها و بر اساس تغییر قیمت هر روز نسبت به روز قبل بازده لگاریتمی محاسبه می‌گردد. تعداد کل داده‌ها ۴۶۳۴ داده است. تعداد داده‌های درون نمونه‌ای ۴۴۳۴ داده و داده‌های برون نمونه‌ای برای انجام پیش‌بینی و مقایسه ۲۰۰ داده می‌باشد. لازم به ذکر است که این روش محاسبه بازده و تقسیم داده‌ها به داده‌های درون نمونه‌ای و داده‌های برون نمونه‌ای در ادبیات مالی رواج دارد. از آنجا که داده‌های مالی از نوع داده‌های پراکنده[۶] محسوب می‌شوند، به داده‌های زیادی برای تخمین پارامترها نیاز است تا انحراف معیار در تخمین پارامترها به حداقل برسد. نمونه‌ای از آن در تحقیقی توسط هو و سواردی در سال ۲۰۱۱ استفاده شده است(Hou and Suardi,2011).

فرضیات پژوهش

برای مقایسه مدل گارچ ناپارامتری بولمن و مکنیل با مدل‌های گارچ پارامتری نیاز است که قدرت پیش‌بینی این مدل‌ها با یکدیگر مقایسه گردد. هر مدلی که در مقایسه بین مقدار پیش‌بینی شده با مقدار واقعی، خطای کمتری نشان بدهد، نسبت به بقیه مدل‌ها بهتر عمل کرده است. در تحقیق انجام شده توسط پاتن، دو تابع خطای پیش‌بینی MSE و QLIKE از بقیه عملکرد بهتری داشته و قابل اتکا بوده‌اند(Patton,2011). در تابع QLIKE هرگاه واریانس تخمینی بیشتر شود، جمله اول ($\ln \hat{\sigma}_t^2$) بیشتر شده و جمله دوم ($\frac{\sigma_t^2}{\hat{\sigma}_t^2}$) کاهش می‌یابد. عکس این حالت نیز صادق است. هر دو تابع خطای MSE و QLIKE زمانی به حداقل می‌رسند که واریانس تخمینی برابر واریانس واقعی باشد. از آنجا که تابع QLIKE یک تابع لگاریتمی است و واریانس‌ها اعدادی بسیار کوچک‌اند، منفی شدن مقدار این تابع امکان پذیر است.

فرضیه اول: در مقایسه بین واریانس پیش‌بینی شده با واریانس واقعی، مدل گارچ ناپارامتری از نظر خطای پیش‌بینی MSE از مدل‌های گارچ پارامتری، خطای کمتری دارد. اگر این اختلاف بر مبنای آزمون دایبولد-ماریانو معنی‌دار باشد به معنای این است که مدل ناپارامتری از نظر این تابع خطا بهتر از بقیه عمل کرده است.

فرضیه دوم: در مقایسه بین واریانس پیش‌بینی شده با واریانس واقعی، مدل گارچ ناپارامتری از نظر خطای پیش‌بینی QLIKE از مدل‌های گارچ پارامتری، خطای کمتری دارد. . اگر این اختلاف بر مبنای آزمون

www.SID.ir

Archive of SID

دایبولد- ماریانو معنی‌دار باشد به معنای این است که مدل ناپارامتری از نظر این تابع خطا بهتر از بقیه عمل کرده است.

$$MSE = \frac{1}{200}\sum_{t=1}^{200}(\sigma_t^2 - \hat{\sigma}_t^2)^2 \qquad (۱)$$

$$QLIKE = \frac{1}{200}\sum_{t=1}^{200}(\ln \hat{\sigma}_t^2 + \frac{\sigma_t^2}{\hat{\sigma}_t^2}) \qquad (۲)$$

که منظور از σ_t^2 واریانس واقعی است و منظور از $\hat{\sigma}_t^2$ واریانس تخمینی است.

مدل گارچ ناپارامتری

در سال ۲۰۰۲ بولمن و مکنیل مدلی را برای پیش‌بینی نوسانات ارائه دادند که از الگوی خاصی پیروی نمی‌کند، بلکه دارای یک توزیع تاریخی از اطلاعات گذشته است. این روش نیازی به دانستن شکل تابع نوسان و توزیع اجزای اخلال ندارد(Buhlmann and Mcneil,2002). همچنین مواردی مانند عدم تقارن[۷] در نوسان که امکان نادیده گرفته شدن دارند، در این روش مشاهده نمی‌گردد. تفاوت روش ناپارامتری با روش‌های پارامتری در اینجاست که در روش‌های پارامتری شکل تابعی که واریانس بر اساس آن تعیین می‌شود، تقریبا مشخص است و ما با رگرسیون تنها پارامترها را تعیین می‌کنیم تا شدت تأثیر هرکدام از عوامل مشخص شود. اما در روش ناپارامتری شکل تابع مشخص نیست. بلکه با استفاده از روش‌های هموارسازی شکل تابع مشخص می‌شود و با چندین تکرار این تابع بهبود می‌یابد تا در نهایت بتواند پیش‌بینی بهینه‌ای از واریانس ارائه دهد.

مدل گارچ ناپارامتری به صورت زیر تعریف می‌گردد:

جزء اخلال مانای x_t را در نظر می‌گیریم که شکل زیر را داراست:

$$x_t = \sigma_t z_t \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = f_1(x_{t-1}) + f_2(\sigma_{t-1}^2)$$

$$f_1 : \mathcal{R} \to \mathcal{R}_+ \quad , \; f_2 : \mathcal{R}_+ \to \mathcal{R}_+$$

که در آن $x_t = r_t - \mu$ و z_t یک فرایند تصادفی با توزیع مستقل و یکسان(iid) با میانگین صفر و واریانس یک می‌باشد.

یک جزء اخلال با توزیع مستقل و یکسان دو ویژگی دارد. اولا اجزای اخلال همبستگی ندارند و از یکدیگر مستقل هستند. ثانیا شکل توزیع آن در طول زمان یکسان است. بنابر قضیه حد مرکزی یک توزیع مستقل و یکسان با واریانس متناهی به توزیع نرمال میل می‌کند. حال اگر z_t دارای میانگین صفر و واریانس یک باشد،

www.SID.ir

Archive of SID

چون z_t از σ_t مستقل است، لذا واژه پسماند یا همان x_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_t^2 خواهد بود.

$$E(x_t) = E(\sigma_t z_t) = E(\sigma_t).E(z_t) = E(\sigma_t).0 = 0 \quad (۴)$$

$$VAR(x_t) = E(x_t^2) - \left(E(x_t)\right)^2 = E(\sigma_t^2 z_t^2) - \left(E(\sigma_t z_t)\right)^2 = \sigma_t^2.E(z_t^2) - \left(E(\sigma_t)\right)^2\left(E(z_t)\right)^2 = \sigma_t^2.E(z_t^2) - \left(E(\sigma_t)\right)^2.0 = \sigma_t^2.E(z_t^2) \quad (۵)$$

و از آنجایی که داریم:

$$VAR(z_t) = E(z_t^2) - \left(E(z_t)\right)^2 = E(z_t^2) - 0 = E(z_t^2) = 1 \quad (۶)$$

پس:

$$VAR(x_t) = \sigma_t^2.E(z_t^2) = \sigma_t^2 * 1 = \sigma_t^2 \quad (۷)$$

پس از تعریف متغیر x_t ابتدا با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی[۸] که همان روش مرسوم در معادلات گارچ است، σ_t^2 به صورت زیر به دست می‌آید:

$$r_t = \mu + x_t \quad (۸)$$

$$x_t = \sigma_t z_t \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha x_{t-1}^2$$

تا اینجا همانند روش پارامتری می‌باشد. از این قسمت به بعد از خروجی معادله بالا یعنی σ_t^2 استفاده کرده و آن را $\hat{\sigma}_{t,0}^2$ می‌نامیم. پس از آن x_t^2 روی x_{t-1} و $\hat{\sigma}_{t-1,0}^2$ با استفاده از روش الگوریتم برازش عقب‌گرد[۹] و فرایند هموارسازی ناپارامتریک[۱۰] رگرس می‌شود و $\hat{f}_{1,1}$ و $\hat{f}_{2,1}$ که دو تابع هستند، اما مانند پارامترها در مدل‌های پارامتری می‌باشند، برای تکرار اول بدست می‌آیند[۱۱] و با استفاده از این دو تابع، $\hat{\sigma}_{t,1}^2$ به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\hat{\sigma}_{t,1}^2 = \hat{f}_{1,1}(x_{t-1}) + \hat{f}_{2,1}\left(\hat{\sigma}_{t-1,0}^2\right) \quad (۹)$$

در قسمت بعد دوباره رگرسیون قبلی را تکرار می‌کنیم. یعنی x_t^2 را روی x_{t-1} و $\hat{\sigma}_{t-1,1}^2$ رگرس می‌کنیم تا $\hat{f}_{1,2}$ و $\hat{f}_{2,2}$ بدست آیند و $\hat{\sigma}_{t,2}^2$ از طریق زیر بدست می‌آید:

$$\hat{\sigma}_{t,2}^2 = \hat{f}_{1,2}(x_{t-1}) + \hat{f}_{2,2}\left(\hat{\sigma}_{t-1,1}^2\right) \quad (۱۰)$$

این فرایند تا m مرتبه تکرار می‌شود. واریانس تکرار m ام به صورت زیر می‌باشد:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\hat{\sigma}_{t,m}^2 = \hat{f}_{1,m}(x_{t-1}) + \hat{f}_{2,m}\left(\hat{\sigma}_{t-1,m-1}^2\right) \qquad (۱۱)$$

این الگوریتم با میانگین‌گیری از چند واریانس آخر بهبود پیدا می‌کند:

$$\hat{\sigma}_{t,*}^2 = \frac{1}{K}\sum_{m=M-K+1}^{M} \hat{\sigma}_{t,m}^2 \qquad (۱۲)$$

در هموارسازی نهایی ما x_t^2 را روی x_{t-1} و $\hat{\sigma}_{t-1,*}^2$ رگرس می‌کنیم تا $\hat{f}_1$ و $\hat{f}_2$ نهایی بدست آیند. در نتیجه واریانس تخمینی نهایی به صورت زیر حاصل می‌گردد:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{f}_1(x_{t-1}) + \hat{f}_2\left(\hat{\sigma}_{t-1,*}^2\right) \qquad (۱۳)$$

در این مدل t=1….n ، n= تعداد کل مشاهدات، m= تعداد تکرارهای انجام شده (در این تحقیق برابر ۸) k= تعداد واریانس‌های آخر در تکرارها (در این تحقیق برابر ۴) (Bulman and Mcneil,2002) .

گفتیم که در نهایت از ۴ تکرار آخر واریانس‌های برازش شده میانگین گرفته می‌شود که آن را $\hat{\sigma}_{t,*}^2$ می نامیم. سپس رگرسیون (x_t^2) روی (x_{t-1}) و ($\hat{\sigma}_{t-1,*}^2$) انجام می گیرد تا f_1 و f_2 نهایی حاصل آید و از طریق آنها پیش‌بینی واریانس برای ۲۰۰ روز بعد انجام شود. لازم به ذکر است که بولمن و مکنیل در مقاله خود از روش لوئس[۱۲] که به طور پیش‌فرض در نرم‌افزار splus وجود دارد، برای هموارسازی استفاده کردند، اما در مورد داده‌های ما استفاده‌های متعدد از روش لوئس سبب می‌شد که چندین واریانس منفی تخمین زده شود. لذا ما از روش هموارسازی اسپلاین[۱۳] با درجه آزادی چهار استفاده کردیم. درجه آزادی چهار با آزمون و خطا به دست آمده است. این امر سبب از بین رفتن واریانس‌های تخمینی منفی می‌شود.

مدل‌های گارچ پارامتری

در این بخش ۹ مدل برای مقایسه با مدل گارچ ناپارامتری بیان می‌شود و در زیر هر کدام شخص ارائه دهنده هر مدل ذکر شده است.

۱) مدل گارچ GARCH

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \qquad (۱۴)$$

(Taylor,1986)(Bollerslev,1986)

σ_t^2 : واریانس در دوره t

ε_t^2 : مجذور پسماند در دوره t

ω,α,β : پارامتر های مدل هستند که باید تخمین زده شوند و L عملگر وقفه می باشد. برای مثال:

$$\alpha(L)\varepsilon_t^2 = \varepsilon_{t-1}^2 + \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots$$

۲) مدل گارچ انباشته IGARCH

$$\sigma_t^\delta = \omega + \beta(L)\sigma_t^\delta + \alpha(L)\varepsilon_t^2 \qquad (۱۵)$$

که در آن شرط $\alpha + \beta = 1$ برقرار است (Engle and Bollerslev,1986).

www.SID.ir

Archive of SID

۳) مدل ریسک متریکس RiskMetrics

این مدل نیز مانند گارچ انباشته می باشد و فقط شرط β=0.94 , α=0.06 , ω=0 را دارد (J.P.Morgan,1989).

۴) مدل GJR

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \qquad (۱۶)$$

$$\begin{Bmatrix} I_{t-1} = 1 & ; & \varepsilon_{t-1} < 0 \\ I_{t-1} = 0 & ; & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{Bmatrix} \qquad \text{(Glosten et all,1993)}$$

این مدل اثر عدم تقارن را در بر می‌گیرد. یعنی بازده کمتر از میانگین که باعث می‌شود جزء اخلال منفی گردد دوبار در فرمول قرار می‌گیرد. قسمت آخر در فرمول به همین منظور اضافه شده است.

۵) مدل گارچ نمایی EGARCH

$$ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta(L)\, ln(\sigma_t^2) + [1 + \alpha(L)].\, g(z_{t-1}) \qquad (۱۷)$$

$$g(z_t) = \theta_1 z_t + \theta_2[|z_t| - E|z_t|] \qquad \text{(Nelson,1991)}$$

این مدل نیز اثر عدم تقارن را در نظر می‌گیرد. چرا که عبارت $g(z_{t-1})$ بدین معناست که اگر z_t مثبت باشد یعنی بازده بیش از میانگین داشته باشیم، شیب تابع با زمانی که z_t منفی است تفاوت دارد. از طرف دیگر حالت لگاریتمی تابع باعث می‌شود که حتی در صورت عدم همگرایی تابع در زمان تخمین زدن واریانس منفی نداشته باشیم.

۶) مدل ناهمسانی توان‌دار نامتقارن APARCH

$$\sigma_t^\delta = \omega + \beta(L)\sigma_{t-1}^\delta + \alpha(L)(|\varepsilon_{t-1}| - \gamma\varepsilon_{t-1})^\delta \qquad (۱۸)$$

(Ding et all,1993)

در این مدل نیز وابستگی فرمول به توان دو از بین رفته است و این مقدار توان در زمان تخمین مشخص می‌گردد. زمانی که δ=2 باشد مدل APARCH مانند مدل GJR عمل می‌کند و اگر δ=2 و γ=0 باشد، مدل APARCH مانند GARCH عمل می‌کند.

۷) مدل گارچ انباشته کسری FIGARCH

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\phi(L)(1 - L)^d\}\varepsilon_t^2 \qquad (۱۹)$$

(Baillie et all,1996)

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن $\omega>0$, $\Phi,\beta<1$, $0\leq d\leq 1$ است. L عملگر وقفه است و $(1-L)^d$ به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty}\frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} = 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 - \cdots \qquad (۲۰)$$

این مدل اثر بلند مدت را در نظر میگیرد. اثر بلند مدت یعنی همبستگی بین وقفه‌های اجزای اخلال به سرعت از بین نمی‌رود و به طور کسری کاهش می‌یابد. d در اینجا همان درجه فرکشنال یا کسری بودن می‌باشد که اگر برابر یک باشد این مدل به مدل IGARCH تبدیل می‌شود، یعنی همبستگی هیچگاه از بین نمی‌رود و اگر برابر صفر باشد به مدل GARCH تبدیل می‌شود، یعنی همبستگی بین اجزای اخلال به سرعت از بین می‌رود.

۸) مدل گارچ هیپربولیک HYGARCH

$$\sigma_t^2 = \omega[1-\beta(L)]^{-1} + \{1-[1-\beta(L)]^{-1}\Phi(L)[1+k((1-L)^d-1)]\}\varepsilon_t^2 \qquad (۲۱)$$

(Davidson,2004)

که در آن $k,d\geq 0$ می‌باشند. البته اگر $k<1$ باشد، این مدل ماناست . اگر $k>1$ باشد، سری واریانس نامانا‌ست. اگر $k=1$ مدل مانند مدل FIGARCH عمل می‌کند و اگر $k=0$ باشد، مانند گارچ عمل می‌کند.

۹) مدل ناهمسانی تواندار نامتقارن انباشته کسری FIAPARCH

$$\sigma_t^2 = \omega[1-\beta(L)]^{-1} + \{1-[1-\beta(L)]^{-1}\phi(L)(1-L)^d\}(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta \qquad (۲۲)$$

(Tse,1998)

که در آن $-1<\gamma<1$, $\varphi,\beta<1$, $\omega,\delta>0$, $0\leq d\leq 1$ است. مدل FIGARCH نوع خاصی از مدل FIAPARCH است که در آن $\gamma=0, \delta=2$ است

برای شروع ابتدا بازده‌های قیمتی به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$r_t = \ln(p_t/p_{t-1}) \qquad (۲۳)$$

سپس بر روی سری بازده‌ها آزمون‌های تشخیصی اعم از دیکی- فولر و فیلیپس- پرون که آزمون‌هایی برای تشخیص مانایی هستند و آزمون ناهمسانی واریانس(اثر آرچ) و آزمون الجانگ- باکس برای تشخیص وجود خود همبستگی بین اجزای اخلال انجام می‌شود. سپس پارامترهای مدل‌ها تخمین زده می‌شوند و آزمون باکس- پیرس برای تشخیص عدم وجود خود همبستگی و آزمون آرچ برای تعیین عدم وجود ناهمسانی واریانس بر روی سری پسماندهای استاندارد شده انجام می‌شود تا کفایت مدل‌ها در برازش داده‌های درون نمونه‌ای سنجیده شود. در قسمت بعد پیش‌بینی انجام شده و خطای پیش‌بینی با استفاده از

www.SID.ir

Archive of SID

فرمول‌های ارائه شده در بخش فرضیه‌ها محاسبه می‌شود. اگر عدد محاسبه شده برای هر کدام از مدل‌های گارچ توسط این دو روش از بقیه کوچکتر بود، آن مدل در پیش‌بینی واریانس از بقیه بهتر عمل کرده است. در آخر آزمون دایبولد- ماریانو انجام می‌شود تا برتر بودن قدرت پیش‌بینی یکی از مدل‌های گارچ نسبت به دیگری سنجیده شود. این آزمون به منظور این انجام می‌شود که نشان دهد برتری یک مدل نسبت به دیگری اتفاقی نیست. نرم‌افزارهای مورد استفاده برای تخمین مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها Eviews و MATLAB و OXmetrics و Splus می‌باشد.

۴- یافته‌های پژوهش

در این قسمت ابتدا اطلاعاتی از سری بازدهی به صورت جدولی ارائه می شود. پس از آن نتایج آزمون خود همبستگی و آرچ بر روی سری پسماندهای استاندارد شده بیان می‌شود. در آخر نتایج توابع خطای پیش‌بینی و آزمون دایبولد - ماریانو برای هر تابع خطا ارائه می‌گردد. سری بازدهی و پسماند به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

جدول ۳ . ویژگی های سری زمانی

آزمون	آماره	احتمال
جارک – برا	۷۰۲۳,۷۵۵	۰,۰۰۰۰
دیکی- فولر افزوده	-۶۶,۵۳	.۰,۰۰۰۱
فیلیپس – پرون	-۶۶,۵۴	۰,۰۰۰۱
(Q*-test)الجانگ – باکس (۲۰)	۴۶,۴۴۱	۰,۰۰۱
(Arch-test)آرچ (۵)	۳۸۹,۵۲	۰,۰۰۰۰
(Arch-test)آرچ (۱۰)	۴۲۷,۲۴	۰,۰۰۰۰

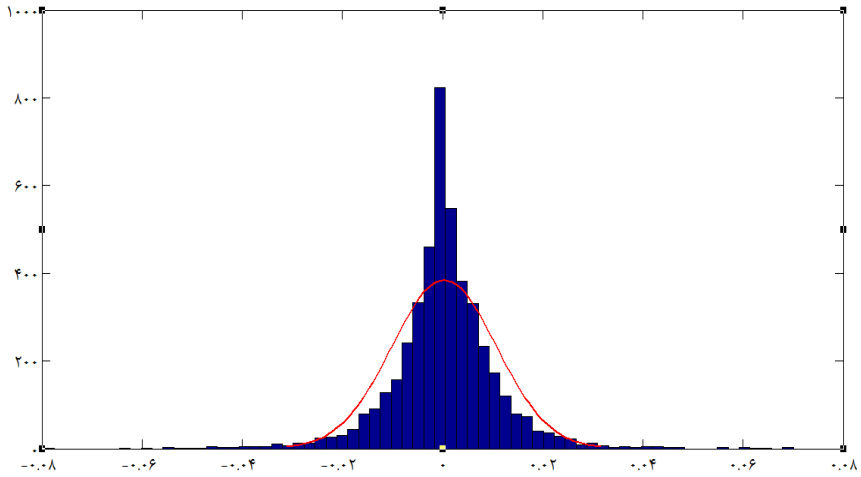
$$r_t = \ln(p_t / p_{t-1}) \quad ، \quad \varepsilon_t = r_t - \mu$$

آزمون جارک- برا نرمال بودن را در سطح خطای ۱٪ رد می کند. آزمون دیکی- فولر و فیلیپس- پرون فرض نامانایی را در سطح خطای ۱٪ رد می کند، یعنی با ۹۹٪ اطمینان می توان گفت سری بازدهی ماناست. آزمون الجانگ- باکس (۲۰) نشان می‌دهد خود همبستگی در سری پسماندها با بیست وقفه وجود دارد(فرض نبود خود همبستگی رد شده است). آرچ (۵) و آرچ (۱۰) نشان می‌دهد که اثر آرچ با ۵ و ۱۰ وقفه وجود دارد(فرض نبود اثر آرچ رد شده است). در شکل ۱ نمودار هیستوگرام توزیع بازدهی در برابر توزیع نرمال و توزیع t-student رسم شده است و به خوبی نشان می‌دهد که پراکندگی داده‌ها به توزیع t-student نزدیک‌تر است. جدول ۴ نشان دهنده آزمون‌های خود همبستگی بر روی سری پسماندها و سری مربع پسماندها می‌باشد. در این جدول درجه مدل‌های گارچ پارامتری بر اساس نداشتن اثر آرچ به ازای هر

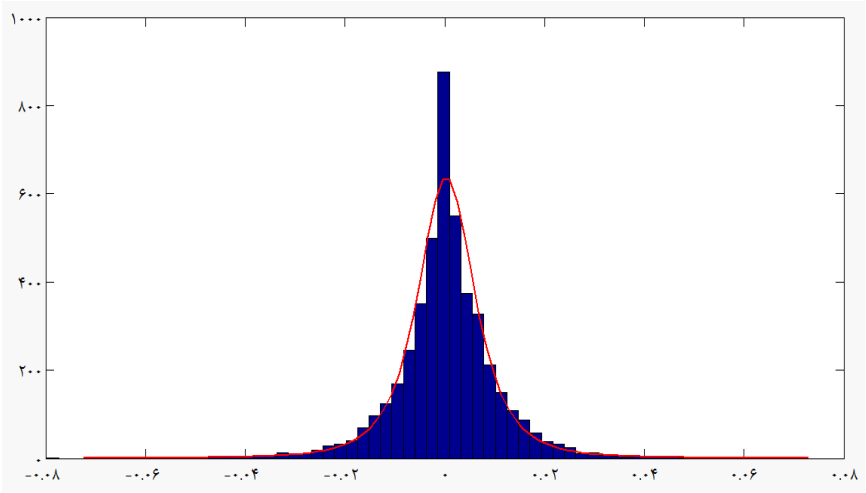
www.SID.ir

Archive of SID

درجه p و q انتخاب شده است. از مدل‌هایی که اثر آرچ نداشتند، آنهایی که معیار آکائیک در آنها کمتر بود انتخاب شدند.



در برابر توزیع نرمال



در برابر توزیع t-student

شکل ۱. نمودار هیستوگرام سری بازدهی در مقابل توزیع نرمال و توزیع t-student

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. نتایج آزمون ها بر روی پسماندهای استاندارد شده

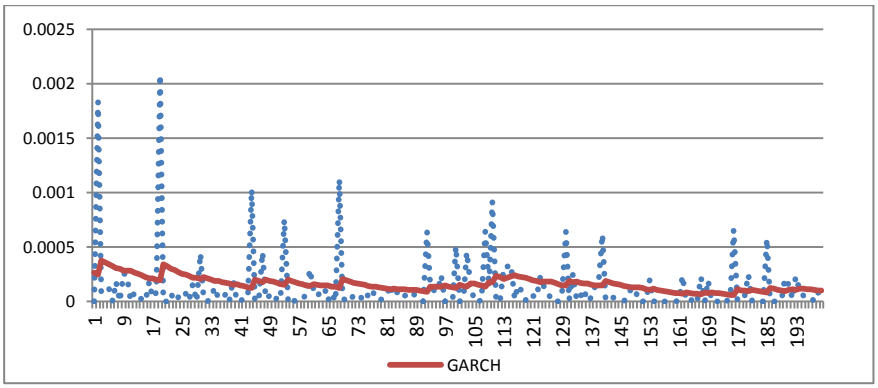
	Q(۲۰)	$Q^{۲}$(۲۰)	ARCH(۵)	ARCH(۱۰)	
GARCH(۲،۱)	۲۹,۶۴ [۰,۰۷]	۲۶,۵۴ [۰,۰۶]	۲,۰۵ [۰,۰۶]	۱,۳۴ [۰,۲]	H، = خود همبستگی وجود ندارد ** = ٪۱ رد فرض صفر در سطح خطای * = ٪۵ رد فرض صفر در سطح خطای اعداد بیرون کروشه نشان دهنده مقدار پارامتر و اعداد داخل کروشه نشان دهنده احتمال مرتبط با آن است.
IGARCH(۵،۲)	۲۸,۵۸ [۰,۰۹]	۲۲,۹۹ [۰,۰۴]*	۲,۰۷۵ [۰,۰۶]	۱,۱۶ [۰,۳]	
RISKMETRIKS	۲۹,۲۳ [۰,۰۸]	۳۷,۶۹ [۰,۰۰۴]**	۴,۲۴ [۰,۰۰۰۷]**	۲,۳۹ [۰,۰۰۷]**	
GJR(۲،۱)	۲۹,۹۱ [۰,۰۷]	۲۷,۴۹ [۰,۰۵۱]	۱,۹۶ [۰,۰۸]	۱,۳۴ [۰,۱۹]	
EGARCH(۱،۲)	۳۱,۱۱ [۰,۰۵۳]	۲۱,۷۶ [۰,۱۹]	۱,۷۶ [۰,۱۱]	۱,۳۴ [۰,۲]	
APARCH(۱،۱)	۲۹,۸۶ [۰,۰۷]	۴۹,۰۵ [۰,۰۰۰۱]**	۶,۱۶ [۰,۰۰]**	۳,۳ [۰,۰۰۰۳]**	
FIGARCH(۱،d،۱)	۳۰,۹۴ [۰,۰۵۵]	۲۹,۱۶ [۰,۰۴۶]*	۲,۵ [۰,۰۲]*	۱,۵ [۰,۱۱]	
HYGARCH(۱،d،۱)	۳۰,۸۸ [۰,۰۵۶]	۲۸,۳۷ [۰,۰۵۷]	۲,۰۴ [۰,۰۶۹]	۱,۴۷ [۰,۱۴]	
FIAPARCH(۱،d،۱)	۳۰,۹۵ [۰,۰۵۵]	۳۲,۷۱ [۰,۰۱۸]*	۳,۰۴ [۰,۰۰۹]**	۱,۸۲ [۰,۰۵۰۸]	

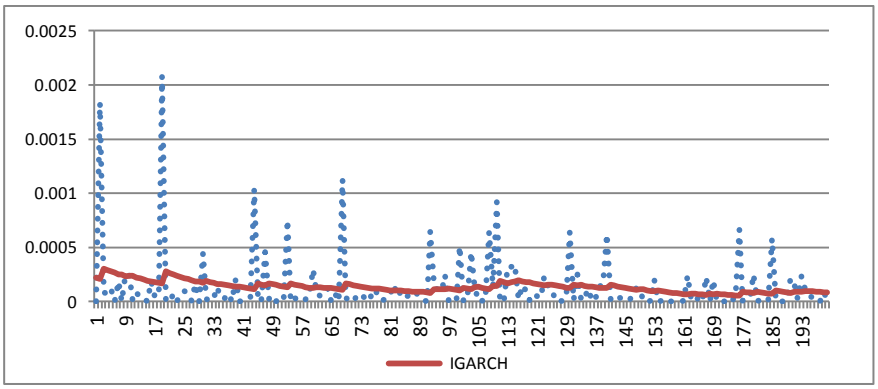
در شکل۲ واریانس پیش‌بینی شده توسط هر کدام از مدل‌ها در برابر معیار واریانس واقعی به تصویر کشیده شده است. خط نقطه چین بیانگر واریانس واقعی و خط ممتد بیانگر واریانس پیش‌بینی شده توسط هر مدل است. اگرچه هیچ کدام از مدل‌ها نتوانسته به طور دقیق واریانس را پیش‌بینی کند، اما همانطور که پیداست برخی مدل‌ها توانسته‌اند به خوبی روند افزایشی یا کاهشی میزان واریانس را پیش‌بینی کنند، مانند مدل ناپارامتری و مدل EGARCH ، اما مدل‌های دیگر پیش‌بینی هموارتری ارائه داده‌اند. البته برای مقایسه دقیق بین مدل‌ها باید نتایج توابع خطای پیش‌بینی را بررسی کرد. جدول ۵ نتایج خطای پیش‌بینی را نشان می‌دهد.

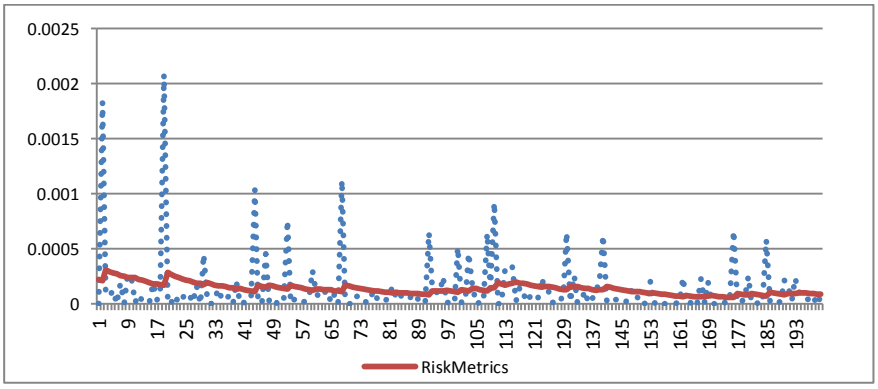
www.SID.ir

Archive of SID

شکل۲. نمودار معیار واریانس واقعی در مقابل واریانس پیش‌بینی شده هر مدل

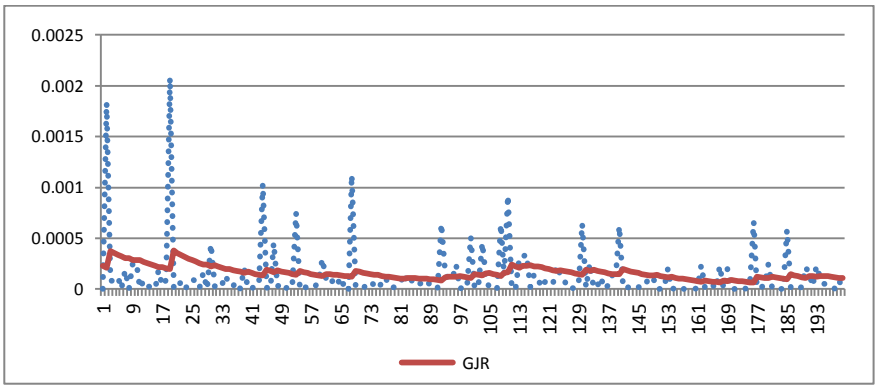


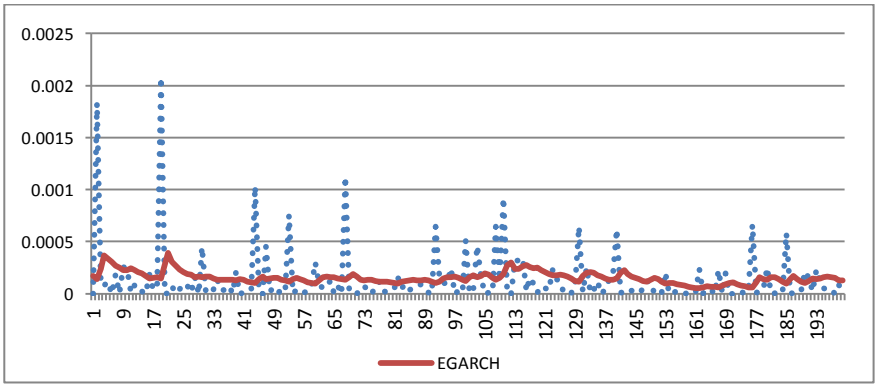


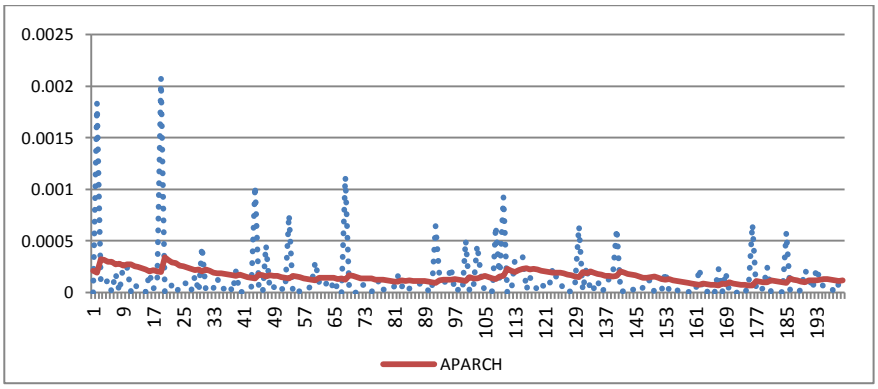


www.SID.ir

Archive of SID

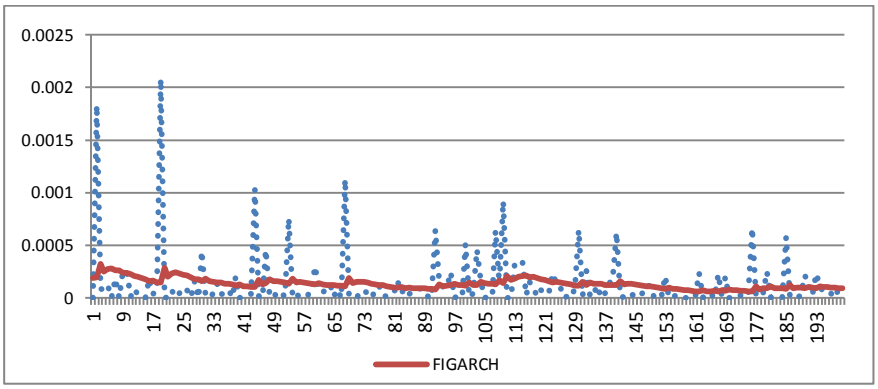


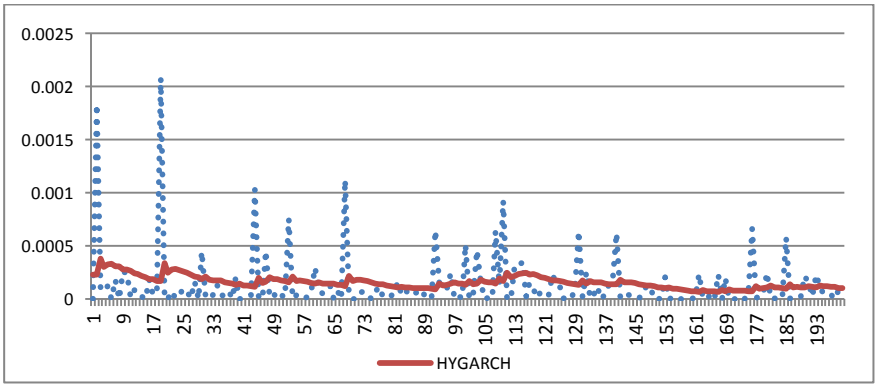


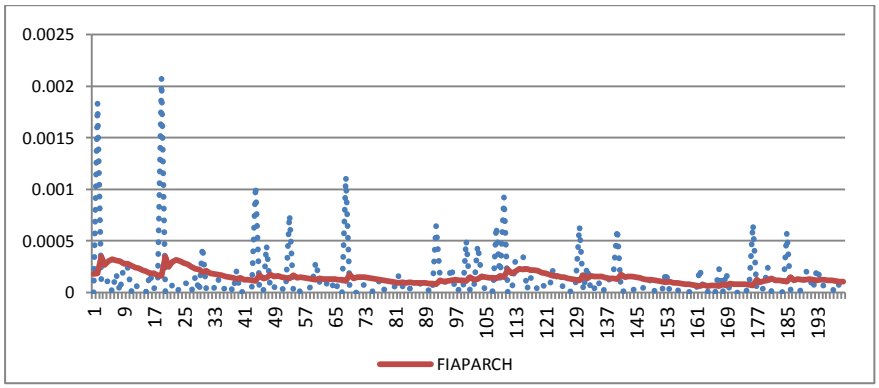


www.SID.ir

Archive of SID

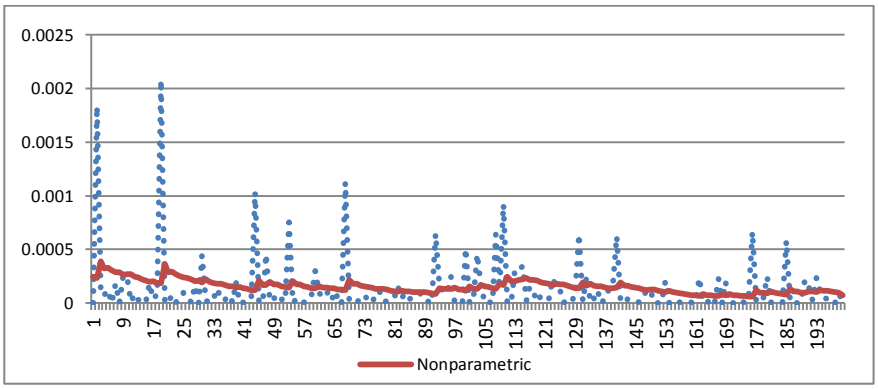






www.SID.ir

Archive of SID



جدول ۵. نتایج خطای پیش‌بینی

QLIKE	MSE	
-۷,۹۴۲۴۷۶۳	۷,۲۰۱ E-۰۸	GARCH
-۷,۹۵۷۱۴۳۶	۶,۹۰۶ E-۰۸	IGARCH
-۷,۹۶۰۹۱۸۳	۶,۹۲۲ E-۰۸	RiskMetrics
-۷,۹۳۱۶۰۸۱	۷,۳۰۵ E-۰۸	GJR
-۷,۸۹۶۴۴۴۴	۷,۳۲۷ E-۰۸	EGARCH
-۷,۹۴۰۴۳۷	۷,۱۵۹ E-۰۸	APARCH
-۷,۹۲۷۴۵۷۲	۶,۹۸۳ E-۰۸	FIGARCH
-۷,۹۳۶۰۷	۷,۲۲۲ E-۰۸	HYGARCH
-۷,۹۲۸۸۸۳	۷,۲۱۳ E-۰۸	FIAPARCH
-۹,۷۵۴۷۸۷۷	۷,۱۳۱۵ E-۰۸	NonParametric

جدول ۵ خطای پیش‌بینی را برای مدل های مختلف نشان می‌دهد. ردیف اول، تابع MSE یعنی میانگین مربع خطا است که برابر میانگین مربع اختلاف واریانس پیش‌بینی با معیار واریانس واقعی (r^2) می‌باشد. در ردیف آخر تابع QLIKE محاسبه شده که برای مدل ناپارامتری از همه کمتر است. علت استفاده از این دو تابع خطای پیش‌بینی ، تحقیق پاتن می‌باشد که نشان داد وقتی که از مربع بازده‌ها به عنوان معیاری برای نوسانات واقعی استفاده می‌شود تنها دو تا از انواع توابع خطای پیش‌بینی منجر به پیش‌بینی بهینه می‌شود و آن دو همان MSE و QLIKE هستند (Patton,2011).

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶. نتایج آزمون دایبولد ماریانو برای تابع خطای MSE

	IGARCH	RiskMetrics	GJR	EGARCH	APARCH	FIGARCH	HYGARCH	FIAPARCH	NP
GARCH	۲,۶۶۶۱	۲,۳۵۰۴۷۴۱	-۱,۵۳	-۰,۵۴۲۹۲	۰,۴۱۴۲۲	۱,۱۶۱۴۱۱	-۰,۱۵۹۰۵	-۰,۰۷۰۶۳	۱,۷۷۳
IGARCH	-	-۰,۲۱۷۰۴۷۲	-۳,۱۲	-۱,۹۲۸۴۶	-۱,۹۱۸	-۰,۷۲۳۵۴	-۳,۰۵۴۶۴	-۲,۴۵۲۲۶	-۲,۶۸
RiskMetrics	-	-	-۳,۶۸	-۲,۵۷۲۸	-۲,۷۶۰۵	-۰,۵۳۹۰۱	-۲,۲۴۷۶۵	-۲,۲۳۶۲۶	-۲,۵۴
GJR	-	-	-	-۰,۱۱۵۴۳	۲,۷۴۲۸۵	۱,۷۰۷۲۳۳	۰,۵۵۷۲۹۳	۰,۵۸۰۲۱۵	۲,۷۶۴
EGARCH	-	-	-	-	-۱,۶۶۶۸	-۰,۴۱۲۵۲	-۳,۰۱۰۸۴	-۲,۹۳۵۸۱	-۱,۵۳
APARCH	-	-	-	-	-	۰,۹۵۹۵۸۹	-۰,۳۷۳۴	-۰,۳۲۳۴۶	۰,۳۳۱
FIGARCH	-	-	-	-	-	-	-۱,۸۴۷۴۹	-۲,۶۷۳۲۵	-۰,۹۷
HYGARCH	-	-	-	-	-	-	-	۰,۰۷۲۵۸	۰,۸۰۲
FIAPARCH	-	-	-	-	-	-	-	-	-۱,۰۸

نتایج دو جدول ۶ و ۷ بدین صورت قابل تفسیر است که اگر قدر مطلق عدد داخل هر سلول بزرگتر از ۱,۹۶ باشد فرض صفر آزمون دایبولد - ماریانو مبنی بر یکسان بودن قدرت پیش‌بینی‌کنندگی دو مدل رد می شود. همان‌طور که پیداست در جدول دوم که مربوط به تابع خطای QLIKE است، فرض صفر مبنی بر یکسان بودن قدرت پیش‌بینی مدل ناپارامتری با دیگر مدل‌ها رد می‌شود. این نتیجه به همراه نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که مدل ناپارامتری از نظر معیار QLIKE از سایر مدل‌ها در پیش‌بینی بهتر عمل کرده است.

جدول ۷. نتایج آزمون دایبولد ماریانو برای تابع خطای QLIKE

	IGARCH	RiskMetrics	GJR	EGARCH	APARCH	FIGARCH	HYGARCH	FIAPARCH	NP
GARCH	۰,۵۹۹۸۸	۰,۸۲۷۷۹۸۵۴	-۱,۱۷	-۱,۱۴۹۷	-۰,۱۶۹۹	-۰,۳۴۲۶	-۰,۳۰۹۰۵	-۰,۴۷۸۲	۷,۱۱
IGARCH	-	۰,۲۶۷۲۲۴۹۶	-۰,۹۸	-۱,۴۷۶۱	-۰,۶۳۲۷	-۱,۱۵۰۳	-۰,۹۶۹۶۳	-۱,۵۳۱۹۱	۶,۵۳
RiskMetrics	-	-	-۱,۳۵	-۱,۸۰۵۵	-۰,۹۷۴۳	-۱,۲۲۹۹	-۱,۰۳۷۳۷	-۱,۶۱۹۴۲	۶,۴۷
GJR	-	-	-	-۰,۹۸۷۴	۱,۳۰۲۶	-۰,۰۹۵۳	۰,۱۹۶۷۴۱	-۰,۱۰۱۴۸	۷,۰۸
EGARCH	-	-	-	-	۱,۳۶۷۴۹	۰,۷۰۶۱	۱,۰۹۲۲۳۳	۰,۹۳۴۰۸۱	۶,۷۴
APARCH	-	-	-	-	-	-۰,۲۹۸۴	-۰,۱۸۲۲۸	-۰,۴۱۶۴۵	۷
FIGARCH	-	-	-	-	-	-	۰,۲۶۸۵۵۱	۰,۰۷۲۷۹۴	۶,۲۲
HYGARCH	-	-	-	-	-	-	-	-۰,۴۱۰۴۵	۶,۹
FIAPARCH	-	-	-	-	-	-	-	-	۶,۶۱

www.SID.ir

Archive of SID

۵- نتیجه گیری و بحث

فرضیه اول تحقیق مبنی بر این است که مدل گارچ ناپارامتری از نظر تابع خطای MSE بهتر از بقیه مدل‌های گارچ عمل می‌کند، یعنی تابع خطای پیش‌بینی عدد کوچکتری را نسبت به بقیه مدل‌های گارچ نشان می‌دهد؛ تابع خطای MSE نمی‌تواند این فرضیه را تایید کند. فرضیه دوم تحقیق مبنی بر این است که مدل گارچ ناپارامتری از نظر تابع خطای QLIKE بهتر از بقیه مدل‌های گارچ عمل می‌کند، یعنی تابع خطای پیش بینی عدد کوچکتری را نسبت به بقیه مدل های گارچ نشان می‌دهد؛ تابع خطای QLIKE این فرضیه را تایید می‌کند. نتایج آزمون دایبولد- ماریانو در مورد تابع خطای MSE نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل ناپارامتری با برخی از مدل‌های دیگر یکسان است. در نتیجه نمی‌توان از نظر این تابع خطا در مورد برتری مدل‌ها تصمیم‌گیری کرد. نتایج آزمون دایبولد- ماریانو بر روی تابع خطای QLIKE نشان می‌دهد که تایید فرض دوم تحقیق اتفاقی نبوده است. این آزمون که قدرت پیش‌بینی کنندگی مدل‌ها را می‌سنجد بیان می‌کند که برتری مدل گارچ ناپارامتری نسبت به مدل‌های گارچ پارامتری از نظر تابع خطای QLIKE معنادار است. پس از تخمین مدل‌ها این نتیجه نیز بدست آمد که در همه مدل‌هایی که شامل اثر اهرمی یا اثر عدم تقارن در تاثیر شوک‌ها می‌شوند، این اثر به طور معکوس وجود دارد. یعنی شوک‌های منفی تاثیر کمتری در افزایش واریانس و شوک‌های مثبت تاثیر بیشتری دارند. همچنین در مورد مدل‌هایی که اثر بلندمدت۱۴ را در نظر می‌گیرند، همگی تاییدکننده وجود این اثر در سری واریانس می‌باشند.

از مشکلات این تحقیق نداشتن یک معیار مناسب برای تبیین نوسانات واقعی می‌باشد. این امر موجب می‌شود برخی از توابع خطا نتایجی متناقض ارائه دهند. پیشنهاد می‌شود در این حوزه از معیارهای دیگری مثل نوسان ضمنی۱۵ و یا میانگین متحرک نمایی وزن دار۱۶ که بروکس(Brooks,2008) عنوان کرده نیز برای تبیین نوسانات واقعی استفاده گردد. دوم اینکه می‌توان به عنوان تحقیقات آتی، عملکرد این مدل ناپارامتری را با عملکرد شبکه عصبی مقایسه کرد. سوم اینکه می‌توان از توزیع‌های دیگری مثل توزیع خطای تعمیم یافته۱۷ که توسط نلسون(Nelson,1991) در مدل EGARCH مورد استفاده قرار گرفت، برای تخمین مدل‌های گارچ استفاده کرد و نتایج را با نتایج توزیع تی- استیودنت و توزیع نرمال مقایسه کرد. همچنین از مدل ناپارامتری می‌توان در پیش‌بینی واریانس بازده قیمتی بورس اوراق بهادار و نیز پیش‌بینی واریانس جهت برآورد ارزش در معرض خطر استفاده کرد، چرا که پیش‌بینی های قابل اتکاتری ارائه می‌دهد.

فهرست منابع

* چیت سازان، هستی.۱۳۸۸. بررسی روند حافظه بلندمدت در بازارهای جهانی نفت طی دو دهه گذشته، رساله دکتری، دانشگاه تهران.
* حافظنیا ، محمدرضا.۱۳۸۴. مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

www.SID.ir

Archive of SID

* شعرایی، سعید؛ ثنایی اعلم، محسن.۱۳۸۹. بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند. مجله پژوهش‌های حسابداری مالی. ۶ : ۱۷۳-۱۷۶
* صمدی، باقر؛ کشاورز حداد، غلامرضا.۱۳۸۸. برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH. مجله تحقیقات اقتصادی. دوره ۴۲ ، شماره ۲.
* طبسی، ملیحه.۱۳۹۱. برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان و گارچ. پایان نامه ارشد. دانشگاه تهران.
* Agnolucci, P., 2009. Volatility in crude oil futures: a comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models. Energy Econ. 31, 316–321.
* Aloui,Chaker.,Mabrouk Samir.,2010, Value-at-risk estimations of energy commodities via long-memory, asymmetry and fat-tailed GARCH models, Energy Policy,38,2326-2339
* Arouri, M., Hammoudeh,S., Lahiani,A., Nguyen, D.K, 2012. Long memory and structural breaks in modeling the return and volatility dynamics of precious metals. The Quarterly Review of Economics and Finance, 52 , 207– 218
* Baillie, R.T., Bollerslev, T., Mikkelsen, H.O., 1996. Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. J. Econ. 74, 3–30.
* Barone-Adesi, G., Bourgoin, F., Giannopoulos, K., 1998. Don't look back. Risk, pp. 100–103 (August).
* Bhardwaj, G., & Swanson, N. R. (2006). An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series. Journal of Econometrics, 131, 539–578.
* Bollerslev, T. (1986) Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 307—27
* Brooks. C , (2008), Introductory Econometrics for Finance, Cambridge University Press, New York
* Bühlmann, P., McNeil, A., 2002. An algorithm for nonparametric GARCH modelling. Compute. Stat. Data Anal. 40, 665–683.
* Cabedo, J.D., Moya, I., 2003. Estimating oil price 'Value at Risk' using the historical simulation approach. Energy Econ. 25, 239–253.
* Cheong, C.W., 2009. Modelling and forecasting crude oil markets using ARCH-typemodels. Energy Policy 37, 2346–2355.
* Davidson, J., 2004. Moment and memory properties of linear conditional heteroskedasticity models, and a new model. J. Bus. Econ. Stat. 22, 16–29.
* Diebold, F.X. and Mariano, R., 1995. Comparing Predictive Accuracy. Journal of Business and Economic Statistics, 13, 253-265.
* Ding, Z., Granger, C.W.J., Engle, R.F., 1993. A long memory property o stock market returns and a new model. J. Empir. Finance 1, 83–106.
* Engle, R.F., Bollerslev, T., 1986. Modelling the persistence of conditional variances. Econ. Rev. 5, 1–50
* Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E., 1993. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. J. Finance 48, 1779–1801.
* Hastie,T.,Tibshirani,R,1990,Generalized Additive Models, Chapman and Hall.

www.SID.ir

Archive of SID

* Hou, A., Suardi, S., 2011. Modelling and forecasting short-term interest volatility: a semi-parametric approach J. Empirical Finance 18 (4), 692–710.
* Kang, S.H., Kang, S.M., Yoon, S.M., 2009. Forecating volatility of crude oil markets. Energy Econ. 31, 119–125.
* Mills.T.C ,2003. Statistical analysis of daily gold price data. Physica A ,338 , 559 – 566
* Mohammadi, H., Su, L., 2010. International evidence on crude oil price dynamics: applications of ARIMA-GARCH models. Energy Econ. 32 (5), 1001–1008.
* Morana, C., 2001. A semiparametric approach to short-term oil price forecasting. Energy Econ. 23, 325–338.
* Patton, A.J., 2011. Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. J. Econometrics 160 (1), 246–256.
* Sadeghi, M., Shavvalpour, S., 2006. Energy risk management and value at risk modeling. Energy Policy 34, 3367–3373.
* Sadorsky, P., 2006. Modelling and forecating petroleum futures volatility. Energy Econ. 28, 467–488.
* Taylor, S. J. (1986) Forecasting the Volatility of Currency Exchange Rates, International Journal of Forecasting 3, 159—70
* Tsay, 2010, Analysis_of_Financial_Time_Series, Third Edition John Wiley & Sons.
* Tse, Y.K., 1998. The conditional heteroskedasticity if the Yen–Dollar exchange rate. J. Appl. Econ. 13, 49–55.
* Wei, Y., Wang, Y.D., Huang, D.S., 2010. Forecasting crude oil market volatility: further evidence using GARCH-class models. Energy Economics 32 (6), 1477–1484

یادداشت‌ها

1. Buhlmann and Mcneil
2. Parametric GARCH
3. Ljung-Box
4. Wild data
5. Asymmetry
6. maximum likelihood
7. Backfitting
8. Nonparametric smoorhing [spline smoothing]
9. برای اطلاع بیشتر از روش هموارسازی ناپارامتریک و برازش عقب‌گرد مراجعه شود به(Hastie and Tibshirani,1990)
10. loess
11. spline
12. Long-memory
13. Implied volatility
14. Exponentially weighted moving average model
15. Generilised Error Distribution (GED)

www.SID.ir