فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نوزدهم/ شماره ۵۹/ تابستان ۱۳۹۳/ صفحات ۲۱۰-۱۸۳

برآورد ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت فلزات اساسی تحت اثر شوک‌های نرخ ارز

شیوا زمانی[۱]
مجید علی‌فر[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۴/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۲۱

چکیده

در این مقاله اثر شوک‌های نرخ ارز را در تلاطم شاخص فلزات اساسی لحاظ کرده و برای مدل‌سازی آن از یک مدل ARJI-GARCH استفاده می‌کنیم. به این منظور ابتدا از مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت (ARJI) برای مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز استفاده می‌کنیم، سپس نتیجهٔ آن را برای برآورد تلاطم شاخص صنعت فلزات اساسی در یک مدل GARCH به کار می‌بریم. در ادامه از تلاطم برآورد شده با مدل ARJI-GARCH ارزش در معرض ریسک (VaR) شاخص فلزات اساسی را محاسبه می‌کنیم. در پایان، دقت و کفایت ارزش در معرض ریسک با آزمون‌های آن بررسی می‌شود، به علاوه ارزش در معرض ریسک حاصل با نتایج مدل شبیه‌سازی تاریخی موزون شده در طول زمان و مدل‌های GARCH بدون در نظر گرفتن نرخ ارز مقایسه می‌شود. این مقایسه نشان می‌دهد که در مورد شاخص صنعت فلزات اساسی، محاسبهٔ VaR با در نظر گرفتن شوک‌های نرخ ارز در مدل ARJI-GARCH نسبت به مدل‌های مورد مقایسه نتایج بهتری دارد.

واژگان کلیدی: *مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت، شوک نرخ‌ارز، شاخص صنعت فلزات اساسی، ارزش در معرض ریسک.*

طبقه‌بندی JEL: C13، C58، C32.

۱. عضو هیئت علمی (دانشیار) دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف zamani@sharif.edu
۲. کارشناس ارشد اقتصاد مالی از دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف majid.alifar@gmail.com

۱. مقدمه

هدف این تحقیق در مرحلهٔ اول مدل‌سازی جهش نرخ‌دلار با استفاده از مدل شدت جهش شرطی خود برگشت[1] (ARJI)، و در مرحلهٔ دوم محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک[2] (VaR) شاخص صنعت فلزات اساسی با توجه به جهش های نرخ‌دلار است.

تغییرات شدید و ناگهانی نرخ‌ارز مهمترین عامل عدم اطمینان سرمایه گذاران و تخصیص نامناسب سرمایه، و یکی از متغیرهای موثر در محاسبهٔ ریسک سبدهای مالی است. در همهٔ روش‌های محاسبهٔ ریسک مهم‌ترین پارامتری که تغییر در ارزش دارایی‌ها را نمایندگی می کند و مستقیما در بازار قابل مشاهده نیست تلاطم[3] قیمت دارایی‌هاست. به همین دلیل هم هست که مدل‌های متنوعی برای مدل سازی تلاطم معرفی شده است که معروف‌ترین آن‌ها مدل‌های خانوادهٔ GARCH است. اما این مدل‌های محبوب هم مانند هر مدل دیگری معایبی دارند، از جمله این که اصولاً برای مدل‌سازی تغییرات هموار و ماندگار[4] تلاطم طراحی شده‌اند و برای توصیف تغییرات بزرگ و ناگهانی که در بازده دارایی‌هایی مانند نرخ ارز مشاهده می شود مناسب نیستند (ماهیو[5] و چان[6]، ۲۰۰۲). چان (۲۰۰۲) مدل شدت جهش شرطی خود برگشت (ARJI) را برای مدل سازی داده های با واریانس ناهمسانی شرطی و با توزیعی که دمی پهن تر از توزیع نرمال دارد معرفی کرد. این مدل به سرعت به یکی از مدل‌های پرکاربرد در مدل‌سازی و پیش‌بینی جهش‌های قیمتی تبدیل شد و تا به حال در مدل سازی نرخ های ارز، قیمت سهام و قیمت فلزات به خوبی عمل کرده است (ماهیو و چان، ۲۰۰۲).

دلیل این که پس از مدل‌سازی جهش‌های نرخ‌ارز به سراغ صنعت فلزات اساسی می‌رویم و ارزش در معرض ریسک شاخص این صنعت را محاسبه می کنیم این است که در بورس اوراق بهادار تهران، صنعت فلزات اساسی از شرکت‌های تولید کنندهٔ فولاد،

1. Autoregressive Conditional Jump Intensity
2. Value At Risk
3. Volatility
4. Smooth Persistent Changes
5. John M. Maheu
6. Wing H. Chan

مس، روی، سرب، آلومینیوم و سایر آلیاژهای آهن تشکیل شده است؛ محصولات این صنعت یا به خارج از کشور صادر می‌شوند و یا با توجه به قیمت جهانی محصول و نرخ دلار بازار آزاد، در بورس کالای ایران به فروش می‌رسند. به همین دلیل درآمد حاصل از فروش محصولات این صنعت وابسته به نرخ‌دلار است و جهش‌های نرخ‌ارز در اندازه‌گیری ریسک بازار این صنعت بسیار مهم‌اند. برای داشتن محکی برای مقایسه، VaR شاخص این صنعت را با چهار روش پارامتری (مدل‌های یک تا چهار) و یک روش غیر پارامتری (شبیه سازی تاریخی موزون شده با زمان[1]) محاسبه می‌کنیم. در پایان کفایت مدل‌ها آزمون شده و دقت آن‌ها با هم مقایسه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در این بخش ابتدا به مرور ادبیات جهش، که برای مدل‌سازی جهش نرخ‌ارز استفاده شده است، می‌پردازیم. سپس مروری بر ادبیات تلاطم و ارزش در معرض ریسک، که برای برآورد VaR شاخص صنعت فلزات اساسی استفاده می‌شود، خواهیم پرداخت.

۲-۱. ادبیات جهش

در این مقاله برای مدل‌سازی تلاطم نرخ‌ارز از مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت استفاده شده است که در ادامه به مرور ادبیات آن پرداخته می‌شود. قیمت‌گذاری اوراق‌بهادار مالی[2] و ترکیب بهینه سبد این اوراق، به ویژگی های توزیع بازده آن‌ها بستگی دارد. تلاطم از جملهٔ این ویژگی هاست. مدل ARCH[3] توسط انگل[4] (۱۹۸۲) و مدل GARCH توسط بولرسلو[5] (۱۹۸۶) برای مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز ارائه شدند. پس از این مدل‌ها، مدل‌های GARCH چند متغیره نیز توسط انگل(۱۹۹۰) و بولرسلو(۱۹۹۰)

1. Age-weighted Historical Simulation (AHS)
2. financial securities
3. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
4. Engle
5. Bollerslev

برای مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز استفاده شدند. با استفاده از مدل‌های نرخ ارز می‌توان تاثیر بازارهای کشورهای مختلف را بر یکدیگر بررسی کرد.

برنر[1] و همکاران(۱۹۹۲) برای برآورد تلاطم نرخ بهرهٔ کوتاه مدت، روش جدیدی ارائه کردند. در این تحقیق برنر و همکاران نشان دادند که مدل‌هایی که تلاطم نرخ بهره را، تنها تابعی از سطوح نرخ بهره در دوره های قبل در نظر می‌گیرند، حساسیت تلاطم را به سطح نرخ بهره بیش از آن چه هست برآورد می‌کنند. به عبارت دیگر همبستگی سریالی[2] در مدل‌هایی شبیه GARCH، برآورد رابطه بین تلاطم و نرخ بهره را با مشکل روبه رو می‌کند. در مدلی که برنر معرفی و آزمون می‌کند، تلاطم هم به سطح نرخ بهره و هم به اطلاعات شوک[3] وابسته است. تحقیق برنر دو نتیجهٔ مهم داشت. اول این که حساسیت تلاطم نرخ بهره به سطوح نرخ بهره، در تحقیقات پیشین بیش از حد برآورد شده است و در مدل کردن تلاطم همان قدر که این رابطه مهم است، وجود تابعی از اطلاعات شوک‌های غیرمنتظره[4] نیز مهم است. دوم این که، فرآیند تلاطم در بیشتر مدل‌های نظری نرخ بهره به درستی تصریح نشده است. مقاله برنر آغازی بود بر مطالعاتی که شوک‌ها و جهش‌ها را در مدل‌سازی تلاطم در نظر گرفتند.

در مقالهٔ ۱۹۹۸ جیانگ[5] اثر شوک‌ها بر نرخ ارز به روش بسیار متفاوتی مدل‌سازی شده است. در این مقاله از فرآیندهای جهش-پخش[6] برای مدل‌سازی نرخ‌های ارز استفاده شده است و هدف استفاده از روش استنتاج غیرمستقیم برای برآورد پارامتریک زمان پیوستهٔ[7] فرآیندهای جهش-پخش از داده‌های گسستهٔ مشاهده شده است. این مدل نرخ ارز در کاربرد تجربی موفق بود. نتایج این مقاله نشان داد که حتی در صورت لحاظ کردن

1. Rabin J. Brenner
2. Serial Correlation
3. Information Shocks
4. Unexpected Information Shocks
5. George J. Jiang
6. Jump-Diffusion process
7. Continuous-time

ناهمسانی واریانس شرطی و میانگین بازگشتی در مدل نمی‌توان از جهش نرخ ارز صرف نظر کرد.

چان (۲۰۰۲)، نیز مدل دو متغیره ای برای دینامیک جهش بازده نرخ ارز معرفی کرد. در این مقاله از داده‌های روزانه بازار نقدی[1] دلار کانادا و ین ژاپن در مقابل دلار آمریکا در مدت ده سال استفاده می‌شود. در مدل چان، برای ماتریس واریانس کوواریانس شرطی و جزء جهش، که با فرآیند پواسون[2] شبیه سازی می شود، ساختار BEKK در نظر گرفته می‌شود. چان مدل را به GARCH چندمتغیره که شامل یک فرآیند جهش دوتایی همبسته است، توسعه می‌دهد، و به این ترتیب می‌تواند حرکات آرام تلاطم را نیز به خوبی تغییرات غیرمنتظره مدل‌سازی کند. در این مدل جزء جهش از یک فرآیند همبستگی پواسون[3] به دست می‌آید و با استفاده از آن جهش‌های همبسته در هر دو سری مدل می‌شود. نتایج تجربی این مدل نشان می‌دهد که تعداد دفعات جهش نرخ ارز، به تلاطم‌های قبلی هر دو سری‌زمانی نرخ ارز بستگی دارد و شدت جهش در زمان‌های مختلف، اطلاعات مهمی از همبستگی بین دو نرخ ارز را در کل دوره فراهم می‌آورد. چان در مقالهٔ دیگر خود (۲۰۰۳) ، با یک مدل جهش دوتایی، با استفاده از شدت جهش خودبرگشت دینامیک بازده مارک آلمان را در مقابل پوند انگلیس و ین ژاپن را در مقابل دلار آمریکا مدل‌سازی می کند. در این مقاله چان نشان می‌دهد که در صورت وجود جهش، کوواریانس بین دو نرخ ارز تنها از کوواریانس متغیرهای نرمال به دست نمی‌آید، بلکه ویژگی هایی از جهش‌های همبسته[4] نیز در آن نقش دارند. چان در این مقاله برای مدل‌سازی جهش همبسته شرطی مدل دوتایی ARJI-GARCH را توصیه می کند.

در ادامه تحقیقات یاد شده، ماهیو و مک‌کاردی[5] (۲۰۰۶) یک مدل جدید زمان گسسته[1] برای بازده نرخ ارز معرفی می کنند که جهش را با واریانس شرطی و گشتاورهای

1. Spot Market
2. Poisson Process
3. Poisson Correlation Process
4. Correlated Jump
5. Thomas H. MacCardy

مرتبه بالاتر[2] مدل‌سازی می‌کند. جهش با یک فرآیند پواسون نامتجانس و شدت آن به وسیله یک فرآیند تصادفی خودبرگشت مدل‌سازی می‌شود، درحالی که توزیع اندازهٔ جهش وجود ناهمسانی واریانس شرطی را ممکن می‌سازد.

در مقاله ۲۰۱۱ خود، لیو[3] دو مدل جهش و انتقال رژیم[4] را توسعه می‌دهد. در مدل انتقال رژیم، هنگامی که جهش به ندرت اتفاق می‌افتد دوره آرام و هنگامی که جهش با تواتر بیشتری اتفاق می‌افتد دوره متلاطم محسوب می‌شود. لیو با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی، دو مدل انتقال رژیم GARCH-jump [5] و GARCH-jump را با هم مقایسه می‌کند. مدل انتقال رژیم GARCH-jump از نظر محاسباتی از مدل GARCH-jump قوی‌تر است و مدل سازی داده‌های ین ژاپن در مقابل دلار آمریکا (به صورت نقدی و در قالب معاملات درون روزی[6] در هر ۵ دقیقه) نشان می‌دهد که مدل GARCH-jump نسبت به مدل انتقال رژیم GARCH-jump عملکرد بهتری دارد.

۲-۲. ادبیات تلاطم و ارزش در معرض ریسک

تاکنون معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک توسط صاحب‌نظران معرفی شده است. شاخص‌های پراکندگی آماری اولین شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک بودند. پس از آن روش‌های جدیدتری از جمله ریسک نامطلوب[7]، و دیرش[8] (برای محاسبه حساسیت ارزش اوراق قرضه به تغییرات نرخ بهره) و در نهایت ارزش در معرض ریسک (VaR) معرفی شدند. (خلیلی عراقی، ۱۳۸۹)

---

1. Discrete-time
2. Higher-order moments
3. Pujun Liu
4. Regime-Switching
5. Regime-Switching GARCH-jump
6. Intraday
7. Downside risk
8. Duration

از ارزش در معرض ریسک (VaR) برای انـدازه‌گیـری ریسـک سـبد انـواع ابزارهـای مالی مانند سهام، اوراق قرضه، ارز، اوراق بهادار با پشتوانه دارایـی[1]، یـا وام‌هـای رهنـی[2] و همچنین مشتق‌های مالی استفاده می‌کنند. VaR حداکثر زیان انتظاری اسـت کـه در یـک دوره زمانی معین و در یک سطح اطمینان مشخص رخ می‌دهد. روش‌هـای محاسـبه VaR به دو نوع پارامتریک و ناپارامتریک دسته بندی می‌شـوند. یکـی از روش‌هـای پارامتریـک روش واریانس-کوواریانس است. در روش واریانس-کوواریـانس یـک توزیـع پـارامتری (معمولا نرمال) برای تغییرات ارزش سبد فرض می‌شود و سپس با اسـتفاده از تکنیـک‌هـا و فرض‌های آماری، تلاطم بازده سبد (پارامتر توزیع سبد) محاسبه مـی‌شـود و VaR سـبد از روابط ساده‌ای محاسبه می‌شود. در روش‌های ناپارامتریک مانند شبیه‌سازی تاریخی، توزیـع تغییرات ارزش سبد از گذشتهٔ متغیرهای مالی موثر بر ارزش آن استخراج می‌شود.

بخـش اصـلی محاسـبه VaR بـه روش واریـانس-کوواریـانس، بـرآورد تلاطـم بـازده دارایی‌هاست. تلاطم یک دارایی در یک بازهٔ زمانی، انحراف معیار بازده آن دارایی در آن بازهٔ زمانی است. مدل‌های مختلفی برای برآورد تلاطم بازده وجود دارد کـه بـه سـه گـروه کلی مدل‌هـای سـری زمـانی، مـدل‌هـای اختیـار معاملـه و مـدل‌هـای مبتنـی بـر روش‌هـای ناپارامتریک تقسیم می‌شوند. مدل‌های GARCH از پرکاربردترین مدل‌های سـری زمـانی هستند. مدل‌های گروه دوم از مدل‌های قیمت گذاری اختیارهای معامله استفاده می‌کننـد و تلاطم دارایی را به طور ضمنی از داده‌های بازار استخراج می‌کنند. تلاطمی را کـه بـه ایـن روش به دست می‌آید تلاطم ضمنی[3] می‌نامند. گروه سوم مدل‌هـای بـرآورد نیـز مبتنـی بـر روش‌های ناپارامتریک مانند شبکه عصبی یا مدل‌های فازی هستند. (کشاورز حداد، ۱۳۸۸) از مدل‌های گروه اول می‌توان به مدل انگل (۱۹۸۲، مدل ARCH) اشاره کرد کـه بـرای اولین بار توانست ناهمسانی واریانس شرطی را مدل‌سازی کند. پس از آن بولرسـلو (۱۹۸۶) با بسط مدل انگل، مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودبرگشت تعمیم یافته (GARCH) را

1. Asset Backed Securities
2. Mortgage Backed Securities
3. Implied Volatility

معرفی کرد. از آن تاریخ مدل‌های گوناگونی بر پایه مدل اولیه انگل توسط محققین مختلف ارائه شده است. آکگیرای[1] (۱۹۸۹) شاید نخستین پژوهشگری باشد که با بررسی بازار سهام آمریکا، به این نتیجه رسید که استفاده از یک مدل GARCH(1,1) عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد. بالابان[2] و همکاران (۲۰۰۲) نیز مدل‌های مختلف پیش‌بینی تلاطم بر روی بازار سهام ۱۴ کشور مختلف (شامل: بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، آلمان، هنگ کنگ، ایتالیا، ژاپن، هلند، فیلیپین، سنگاپور، تایلند، انگلیس و آمریکا) را مقایسه کردند. در این تحقیق، عملکرد ۱۱ مدل پیش‌بینی تلاطم با استفاده از دو تابع زیان متقارن و نامتقارن مقایسه شد. نتیجه تحقیق بالابان و همکارانش نشان داد که براساس تابع زیان متقارن، مدل هموارساز نمایی[3] و بر اساس تابع زیان نامتقارن، مدل‌های نوع GARCH بهترین پیش‌بینی را دارد.

۳. مدل تحقیق

در این بخش ابتدا به معرفی مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت می‌پردازیم، سپس مدل GARCH استفاده شده برای محاسبه تلاطم شاخص صنعت فلزات اساسی را معرفی می‌کنیم.

۱-۳. مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت برای تلاطم نرخ ارز

نرخ ارز در سال‌های اخیر (از اواسط سال ۹۰ تا اواسط سال ۹۲) جهش های قابل توجهی داشته و به همین دلیل، در تحقیق حاضر تلاطم نرخ‌ارز را با استفاده از مدل جهش و سپس ریسک سرمایه‌گذاری در صنعت فلزات اساسی را با سنجهٔ VaR، برآورد می‌کنیم. مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت که توسط چان و ماهیو (۲۰۰۲) معرفی شد، یکی از

1. Akgiray
2. Balaban
3. Exponential Smoothing Model

مدل‌های جهش پرکاربرد برای پیش‌بینی تلاطم نرخ ارز است. در زیر ریاضیات این مدل را شرح می‌دهیم. در این مدل بازده لگاریتمی نرخ ارز با رابطهٔ زیر توصیف می شود

$$R_t = \mu + \varepsilon_{1,t} + \varepsilon_{2,t} \qquad (1)$$

در معادلهٔ بالا R_t، بازده لگاریتمی نرخ ارز است، یعنی $R_t = \ln\left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right)$ که E_t نرخ ارز در زمان t است. در دوره t به $I_t = \{R_1, R_2, \ldots, R_t\}$ دسترسی داریم. I_{t-1} مجموعه اطلاعات در زمان $t-1$ است که سرمایه‌گذاران از آن اطلاع دارند و همان قیمت‌های دوره گذشته است. ε_t پسماند مدل است که از دو شوک وارد شده به بازده نرخ‌ارز تشکیل شده است؛ یعنی $\varepsilon_t = \varepsilon_{1,t} + \varepsilon_{2,t}$ که در آن $\varepsilon_{1,t}$ جزء معمول پسماند است و با GARCH مدل‌سازی می‌شود، $\varepsilon_{2,t}$ جزء غیرمعمول پسماند است و جهش نرخ‌ارز را نشان می‌دهد. واریانس شرطی R_t با مفروض گرفتن I_{t-1} عبارت است از :

$$\sigma_t^2 = Var\left(R_t \middle| I_{t-1}\right) \qquad (2)$$

فرض می‌شود که شوک اول، $\varepsilon_{1,t}$، از یک فرآیند نرمال به شکل $\varepsilon_{1,t} = \sqrt{h_t} Z_t$ پیروی می‌کند که در آن Z_t داری توزیع نرمال استاندارد است. حال اگر σ_t^2 با یک GARCH(1,1) مدل‌سازی شود واریانس شرطی هموار $h_t = Var\left(\varepsilon_{1,t} \middle| I_{t-1}\right)$ در عبارت زیر صدق می کند؛

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \qquad (3)$$

که $\omega, \alpha, \beta > 0$، $E(\varepsilon_{1,t} | I_{t-1}) = 0$ و $E(\varepsilon_{2,t} | I_{t-1}) = 0$.

همان طور که گفتیم $\varepsilon_{2,t}$ رخداد غیرمنتظره ای را نشان می‌دهد که موجب جهش تلاطم می‌شود. این جزء دارای میانگین شرطی صفر است، یعنی سرمایه‌گذار با اطلاعات دوره قبل قادر به پیش‌بینی جهش نیست و لذا جهش‌ها کاملا غیرمنتظره هستند. توزیع جهش‌ها، پواسون با پارامتر λ_t در نظر گرفته می‌شود. اگر n_t تعداد جهش‌های رخ داده در بازه زمانی $t-1$ تا t باشد، آنگاه چگالی شرطی n_t به صورت زیر است:

$$P\left(n_t = j | I_{t-1}\right) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!} \qquad j = 0, 1, \ldots \qquad (4)$$

فرض می‌کنیم که پارامتر شدت λ_t به طور شرطی در طول زمان تغییر می‌کند. از خواص توزیع پواسون می‌دانیم که : $E\left(n_t = j \middle| I_{t-1}\right) = \sum_{j=0}^{\infty} jP\left(n_t = j \middle| \mathrm{I}_{t-1}\right) = \lambda_t$ و $Var\left(n_t = j \middle| I_{t-1}\right) = \lambda_t$، فرض می‌کنیم که:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\xi_{t-1} \tag{۵}$$

این فرآیند را ماهیو و چان (۲۰۰۲)، شدت جهش شرطی خودبرگشت نامیدند. این مدل مبتنی بر این فرض است که شدت جهش شرطی، خودبرگشت است و به شدت جهش شرطی دورهٔ قبل و پسماند آن ξ_{t-1} بستگی دارد. پسماند شدت ξ_{t-1} به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\xi_{t-1} \equiv E\left[n_{t-1} \middle| I_{t-1}\right] - E\left[n_{t-1} \middle| I_{t-2}\right] \tag{۶}$$

یعنی ξ_{t-1}، تغییر در پیش‌بینی شرطی اقتصادسنجی n_{t-1} را نشان می‌دهد وقتی مجموعه اطلاعات از زمان $t-2$ به $t-1$ به‌روز شود. به این ترتیب $E\left[\xi_t \mid I_{t-1}\right] = 0$ است، یعنی ξ_t نسبت به پالایهٔ اطلاعات I_{t-1} یک دنباله تفاضلی مارتینگلی است و $E\left[\xi_t\right] = 0$ و همچنین $\operatorname{cov}\left(\xi_t, \xi_{t-i}\right) = 0$ برای هر $\mathrm{i} > 0$. از طرفی $E\left[n_{t-1} \middle| I_{t-2}\right] = \lambda_{t-1}$ است بنابراین:

$$\xi_{t-1} \equiv E\left[n_{t-1} \middle| I_{t-1}\right] - \lambda_{t-1} = \left[\sum_{j=0}^{\infty} jP\left(n_{t-1} = j \middle| \mathrm{I}_{t-1}\right)\right] - \lambda_{t-1} \tag{۷}$$

در اینجا $E\left[n_{t-1} \middle| I_{t-1}\right]$ تعداد مورد انتظار جهش‌های رخ داده در بازه زمانی $t-2$ و $t-1$ با دانستن بازده دوره $t-1$ است، و λ_{t-1} انتظار شرطی ما از تعداد جهش‌های n_{t-1} با داشتن مجموعه اطلاعات I_{t-2} است.

اندازه kامین جهش رخ داده در دوره $t-1$ تا t را با $Y_{t,k}$ نشان می‌دهیم، که در آن $0 \le k \le n_t$. در این مدل فرض می‌شود که اندازه جهش $Y_{t,k}$ از یک توزیع نرمال با میانگین θ_t و واریانس δ_t^2 تبعیت می‌کند. به این ترتیب اندازه جهش تجمعی J_t در بازه

زمانی $t-۱$ تا t برابر است با مجموع اندازه تمام جهش‌های رخ داده در بازه زمانی $t-۱$ تا t، یعنی $J_t=\sum_{k=۱}^{n_t}Y_{t,k}$. حال برای قسمت جهش مدل یعنی $\varepsilon_{۲,t}$ داریم:

$$\varepsilon_{۲,t}=J_t-E\left[J_t\middle|\mathrm{I}_{t-۱}\right] \tag{۸}$$

از طرفی تعداد مورد انتظار جهش‌های رخ داد در دوره $t-۱$ تا t برابر λ_t ، و انـدازه مـورد انتظار هر جهش رخ داده برابر θ_t است در نتیجه $E\left[J_t\middle|\mathrm{I}_{t-۱}\right]=\theta_t\lambda_t$، پس:

$$\varepsilon_{۲,t}=\sum_{k=۱}^{n_t}Y_{t,k}-\theta_t\lambda_t \tag{۹}$$

در نتیجه $E\left[\varepsilon_{۲,t}\middle|\mathrm{I}_{t-۱}\right]=\theta_t\lambda_t-\theta_t\lambda_t=۰$ است.

مطابق فرمول (۵) و (۷) خواهیم داشت:

$$\lambda_t=\lambda_۰+\left(\rho-\gamma\right)\lambda_{t-۱}+\gamma E\left[n_{t-۱}\middle|\mathrm{I}_{t-۱}\right] \tag{۱۰}$$

اگر $f\left(R_t|n_t=j,\mathrm{I}_{t-۱}\right)$ ، چگالی شرطی بازده نرخ‌ارز باشد به شـرطی کـه j جهـش رخ داده و مجموعه اطلاعات $\mathrm{I}_{t-۱}$ در دسترس باشد، با اسـتفاده از تـابع چگـالی فـوق و قاعـده بیز[1]، خواهیم داشت:

$$f\left(R_t|n_t=j,\mathrm{I}_{t-۱}\right)=P\left(n_t=j|R_t\ ,I_{t-۱}\right)\times\frac{P\left(R_t|I_{t-۱}\right)}{P\left(n_t=j|I_{t-۱}\right)}$$

از طرفی $P\left(n_t=j|R_t\ ,I_{t-۱}\right)=P\left(n_t=j|I_t\right)$ در نتیجه می‌تـوانیم احتمـال رخ دادن j جهش در زمان t را به صورت زیر به دست آوریم:

$$P\left(n_t=j|I_t\right)=\frac{f\left(R_t|n_t=j,I_{t-۱}\right)P\left(n_t=j|I_{t-۱}\right)}{P\left(R_t|I_{t-۱}\right)}\qquad j=۰,۱,\dots \tag{۱۱}$$

بنابراین:

$$\sum_{j=۰}^{\infty}P\left(n_t=j|I_t\right)=\sum_{j=۰}^{\infty}\frac{f\left(R_t|n_t=j,I_{t-۱}\right)P\left(n_t=j|I_{t-۱}\right)}{P\left(R_t|I_{t-۱}\right)}$$

حال چون $\sum_{j=۰}^{\infty}P\left(n_t=j|I_t\right)=۱$ ، چگالی شرطی بازده نرخ‌ارز را می‌توان چنین نوشت:

1. Bayes rule

$$P\left(R_t|I_{t-1}\right)=\sum_{j=0}^{\infty}f\left(R_t|n_t=j,I_{t-1}\right)P\left(n_t=j|I_{t-1}\right)$$

از طرفی $R_t=\mu+\varepsilon_{1,t}+\varepsilon_{2,t}$ نشان می‌دهد توزیع بازده از دو توزیع مستقل $\varepsilon_{1,t}$ و $\varepsilon_{2,t}$ تبعیت می کند، لذا از نرمال استاندارد بودن Z_t و نرمال بودن $Y_{t,k}$، نتیجه می‌شود که چگالی شرطی بازده سمت راست رابطهٔ بالا نرمال است و به صورت زیر است:

$$f\left(R_t|n_t=j,I_{t-1}\right)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\left(h_t+j\delta_t^2\right)}}\times exp\left[-\frac{\left(R_t-\mu+\theta_t\lambda_t-j\theta_t\right)^2}{2\left(h_t+j\delta_t^2\right)}\right] \quad (12)$$

با استفاده از این چگالی و روش حداکثر راست‌نمایی پارامترهای مدل را به دست می‌آوریم.

واریانس شرطی بازده نرخ ارز برابر است با:

$$Var\left(R_t|I_{t-1}\right)=Var\left(\varepsilon_{1,t}|I_{t-1}\right)+Var\left(\varepsilon_{2,t}|I_{t-1}\right)=h_t+\left(\theta_t^2+\delta_t^2\right)\lambda_t \quad (13)$$

و به وسیله پارامترهای به دست آمده جهش بازده نرخ ارز را برآورد می کنیم.

۲-۳. مدل GARCH برای محاسبه تلاطم شاخص صنعت تحت اثر شوک‌های نرخ‌ارز

برای وارد کردن شوک‌های ناشی از تغییرات نرخ دلار به شاخص صنعت، از مدلی که توسط برنر و همکاران (۱۹۹۶) ارائه شده است، استفاده می کنیم. از آنجا که مدل‌های GARCH ابزار متداولی برای بررسی سری های زمانی با واریانس ناهمسان هستند، ما نیز از چنین مدلی استفاده می کنیم :

$$r_t=\Phi_0+\sum_{i=1}^{m}\Phi_i r_{t-i}+\Psi_1 Var\left(\varepsilon_{1,t}\right)+\Psi_2 Var\left(\varepsilon_{2,t}\right)+\sum_{i=0}^{l}\Omega_i e_{t-i}-\sum_{i=1}^{n}\theta_i\epsilon_{t-i}+\epsilon_t \quad (14)$$

در رابطه فوق r_t بازده شاخص صنعت فلزات اساسی در زمان tاست، e_t بازده دلار در زمان tاست. جزء اخلال $\epsilon_t=\sigma_t Z_t$ است که در اینجا Z_t دارای توزیع نرمال استاندارد

است. همچنین $Var\left(\varepsilon_{1,t}\right)$واریانس هموار بازده دلار و $Var\left(\varepsilon_{2,t}\right)$واریانس جهش بازده دلار است. تابع واریانس شرطی بازده به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{i=1}^{q} a_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} b_i \sigma_{t-i}^2 + \Psi_3 Var\left(\varepsilon_{1,t}\right) + \Psi_4 Var\left(\varepsilon_{2,t}\right) \qquad (۱۵)$$

که در آن $p,q>0$ ؛ $b_i \geq 0$ ؛ $a_i \geq 0$ ؛ $1 \leq i \leq p$و $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} \left(a_i + b_i\right) < 1$.

مدل فوق به وسیله روش حداکثر راست‌نمایی برآورد شده و تابع راست‌نمایی آن به دست می‌آید، سپس پارامترهای مدل و تلاطم به دست می‌آید.

۳-۳- مدل GARCH تلاطم شاخص صنعت بادرنظرگرفتن اثر نرخ‌ارز

در مدل GARCH برای بازده شاخص صنعت فلزات اساسی

$$r_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Phi_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \Omega_i e_{t-i} - \sum_{i=1}^{n} \theta_i \epsilon_{t-i} + \epsilon_t \qquad (۱۶)$$

که در آن r_t بازده شاخص صنعت فلزات اساسی در زمان t و e_t بازده دلار در زمان t است، و مانند قبل به ازای متغیر نرمال استاندارد Z_t، $\epsilon_t = \sigma_t Z_t$. فرآیند GARCH(p,q) برای واریانس شرطی عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{i=1}^{q} a_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} b_i \sigma_{t-i}^2 \qquad (۱۷)$$

که در آن $p,q>0$ ؛ $b_i \geq 0$ ؛ $a_i \geq 0$ ؛ $1 \leq i \leq p$و $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} \left(a_i + b_i\right) < 1$.

در فرآیند GARCH(1,1) داریم

$$\sigma_t^2 = c + a\epsilon_{t-1}^2 + b\sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۸)$$

که در آن $0 \leq a,b < 1$ و $\left(a+b\right) < 1$. از این رابطه مشاهده می‌شود که یک ϵ_{t-1}^2 و σ_{t-1}^2 بزرگ منجر به یک σ_t^2 بزرگ می‌شود، یعنی به دنبال یک ϵ_{t-1}^2 بزرگ ϵ_t^2 بزرگ‌تری می‌آید و احتمال وقوع r_t خیلی بزرگ‌تر یا خیلی کوچک‌تر، افزایش پیدا می‌کند، پس دم‌های توزیع فرآیند GARCH(1,1) سنگین‌تر از دم‌های توزیع نرمال است. در این‌جا نیز

با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی پارامترهای مدل را به دست می‌آوریم، و در نهایت تلاطم شاخص صنعت را برآورد می‌کنیم.

٤-۳. ارزش در معرض ریسک

ارزش در معرض ریسک یا VaR ، d روزهٔ یک سبد مالی در سطح اطمینان α میزان زیانی است که در رابطهٔ زیر صدق می‌کند:

$$P\left[r_{t+d} < VaR_t\left(d,\alpha\right)\right] = \alpha \qquad (۱۹)$$

که در رابطه بالا r_{t+d} بازده سبد مالی در زمان $t+d$ است و $VaR_t\left(d,\alpha\right)$ ارزش در معرض ریسک d روزه سبد مالی در سطح اطمینان α است. دوره زمانی مورد نظر معمولا بین یک تا چند روز، و سطح اطمینان α عموما ۹۵٪ یا ۹۹٪ در نظر گرفته می‌شود.

٥-۳. مدل شبیه‌سازی تاریخی موزون شده با زمان

شبیه‌سازی تاریخی[1] یک روش ناپارامتریک برای محاسبهٔ VaR است. در این روش نیاز به فرض‌های توزیعی[2] نیست و می‌توان از آن برای محاسبهٔ VaR سبدهای مالی که ارزش آن‌ها تابعی غیرخطی از متغیرهای مالی است، مثل سبد اختیارهای معامله، استفاده کرد. در روش شبیه‌سازی تاریخی، از تغییرات قبلی متغیرها، سناریوهایی برای تغییرات آتی آن ها به دست می‌آید. برای محاسبهٔ VaR یک سبد به روش شبیه‌سازی تاریخی ساده به صورت زیر عمل می‌شود:

گام اول: متغیرهای مالی که در ارزش سبد موثر هستند تعیین می‌شوند و مقدار آن‌ها در یک بازهٔ زمانی که یک سر آن در گذشته (مثلا ۵۰۰ روز پیش) و سر دیگر آن امروز است جمع آوری می‌شود.

1. Historical Simulation (HS)
2. Distributional Assumptions

گام دوم: درصد تغییر متغیرها بین هر دو روز متوالی محاسبه می‌شود. سپس فرض می‌کنیم درصد تغییر هر یک از متغیرها از امروز به فردا مانند درصد تغییر آن بین یکی از دو روز متوالی در گذشته است.

گام سوم: برای هر یک از سناریوهایی که در نظر گرفته‌ایم، تغییرات ارزش سبد و منفی این تغییرات، یعنی ضررهای سبد را به دست می‌آوریم، و آن‌ها را از بزرگ به کوچک مرتب می‌کنیم.

گام چهارم: از میان بیشترین ضررها VaR مورد نظر را با توجه به سطح اطمینان مورد نظر و تعداد ضررهای محاسبه شده انتخاب می‌کنیم (مثلا VaR در سطح اطمینان ۹۹٪، پنجمین بیشترین ضرر در میان ۵۰۰ ضرر است).

به شبیه‌سازی تاریخی ساده انتقادهای بسیاری وارد است. مثلا این که یک مشاهدهٔ دور هم می‌تواند مقدار VaR سبد را برای فردا تحت تاثیر قرار دهد. از طرف دیگر در مدل شبیه‌سازی تاریخی ساده برای تمام مشاهدات یک توزیع در نظر گرفته می‌شود. بودوخ، ریچاردسون و وایت‌لاو[1] (۱۹۹۸) با توجه به این که مشاهدات نزدیک‌تر بیشتر، تلاطم فعلی و شرایط اقتصادی فعلی را منعکس می‌کند، به مشاهدات بر حسب دوری و نزدیکی آن‌ها به زمان حال وزن دادند. این روش، شبیه‌سازی تاریخی موزون شده با زمان نامیده می‌شود. روش‌های مختلفی برای وزن‌دهی به مشاهدات وجود دارد که رایج‌ترین آنها وزن‌دهی نمایی است. در این روش وزن در نظر گرفته شده برای سناریوی ۱، λ برابر وزن سناریوی ۲ است. وزن سناریوی ۲، λ برابر وزن سناریوی ۳ است، و به همین ترتیب. به طور کلی زمانی‌که n مشاهده داریم، وزن در نظر گرفته شده برای سناریو iام برابر است با:

$$\frac{\lambda^{n-i}\left(1-\lambda\right)}{1-\lambda^{n}} \qquad (۲۰)$$

چنانچه λ نزدیک ۱ باشد، این روش به شبیه‌سازی تاریخی ساده نزدیک می‌شود.

1. Boudoukh, Richardson and Whitelaw (BRW)

۶-۳. پس‌آزمایی[1]

برای سنجش اعتبار VaR محاسبه شده با استفاده از هر یک از روش های محاسبهٔ VaR، روش‌های متنوعی وجود دارد که یکی از آنها، پس‌آزمایی است. در فرآیند پس‌آزمایی به جای آنکه از مدل، برای پیش‌بینی VaR دورهٔ پیش‌رو استفاده شود، VaR دوره‌های گذشته محاسبه می‌شود و با مقایسه آن با ضررهای تحقق یافته، اعتبار VaR سنجیده می‌شود. در پس‌آزمایی از رهیافت پنجرهٔ غلتان[2] استفاده می‌شود. در این رهیافت یک دورهٔ برآورد[3] در نظر گرفته می‌شود که پارامترهای مدل VaR از آن استخراج می‌شود و در سراسر دوره‌ها غلتانده می‌شود.

۱-۶-۳. آزمون پوششی غیرشرطی[4]

برای آزمون صحت مدل‌ها در تعیین VaR از آزمون پوشش غیرشرطی استفاده می‌شود. این آزمون که توسط کوپیک[5] (۱۹۹۵) ارائه شد، براساس نسبت حداکثر راست‌نمایی عمل می‌کند. در این آزمون فرضیه صفر این است که احتمال رخ دادن تخطی[6] از VaR برابر p است، و فرضیه مقابل این است که این احتمال p نیست. آماره آزمون به صورت زیر است:

$$LR_{uc} = -۲\ln\left[\frac{p^{n_۱}\left(۱-p\right)^{n_۰}}{\pi^{n_۱}\left(۱-\pi\right)^{n_۰}}\right] \qquad (۲۱)$$

توزیع این آماره کای دو با درجه آزادی ۱ است، که در آن p احتمال تخطی و برابر است با یک منهای سطح اطمینان VaR، $p = ۱-\alpha$ ، $n_۱$ تعداد دفعاتی است که ضرر از VaR

1. Back Testing
2. Rolling Window
3. Estimation period
4. Unconditional Coverage Test
5. Kupiec
6. Violation

پیش‌بینی شده کمتر باشد، و n_1 تعداد دفعاتی است که ضرر از VaR پیش‌بینی شده بیشتر باشد و $\pi = \frac{n_1}{n_0 + n_1}$.

۲-۶-۳. آزمون استقلال پیاپی تخطی‌ها

آزمون کوپیک فقط بر روی تعداد تخطی‌ها تمرکز کرده و وجود وابستگی‌های زمانی را نادیده می‌گیرد. کریستوفرسن[1] (۱۹۹۸) با بسط آماره LR_{uc} آزمونی را ابداع کرد، که به وسیله آن می‌توان استقلال پیاپی تخطی‌ها را آزمود. او متغیر نشانگر I_t را به صورت زیر تعریف کرد:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad r_t < VaR_t \\ 0 & if \quad \mathrm{r_t} \geq VaR_t \end{cases}$$

و سپس آماره استقلال پیاپی تخطی‌ها را به صورت زیر درنظر گرفت:

$$LR_{ind} = -2\ln\left[\frac{\pi_2^{(n_{01}+n_{11})}\left(1-\pi_2\right)^{(n_{00}+n_{10})}}{\left(1-\pi_{01}\right)^{n_{00}}\pi_{01}^{n_{01}}\left(1-\pi_{11}\right)^{n_{10}}\pi_{11}^{n_{11}}}\right] \tag{۲۲}$$

توزیع این آماره کای دو با درجه آزادی ۱ است، که در آن n_{ij} تعداد تخطی‌های مشاهده شده در بازه زمانی $t-1$ تا t است و $i, j = 0,1$.

π_{ij} احتمال شرطی وقوع تخطی‌ها در دوره $t-1$ تا t را نشان می‌دهد، بنابراین $\pi_{ij} = P\left[I_t = i \middle| I_{t-1} = j\right]$، $\pi_2 = \frac{n_{01} + n_{11}}{n_{00} + n_{01} + n_{10} + n_{11}} = \frac{X}{T}$، $\pi_{01} = \frac{n_{01}}{n_{00} + n_{01}}$ و $\pi_{11} = \frac{n_{11}}{n_{10} + n_{11}}$.

۳-۶-۳- آزمون پوششی شرطی[2]

کریستفرسن برای آزمون هم زمان دو فرض پوشش غیرشرطی و استقلال، آزمون پوششی شرطی را ابداع کرد که آمارهٔ آزمون نسبت راست‌نمایی آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Christoffersen
2. Conditional Coverage Test

$$LR_{cc} = LR_{uc} + LR_{ind} = -2\ln\left[\frac{p^{n_1}\left(1-p\right)^{n_0}}{\left(1-\pi_{01}\right)^{n_{00}}\pi_{01}^{n_{01}}\left(1-\pi_{11}\right)^{n_{10}}\pi_{11}^{n_{11}}}\right] \sim \chi_2^2 \qquad (۲۳)$$

٤-٦-٣- تابع زیان درجهٔ دو (QLF)

در سه آزمون قبلی تعداد تخطی‌ها و استقلال آن‌ها آزمون می‌شد، در تـابع زیـان درجـهٔ دو بزرگی تخطی‌ها اهمیت دارد. این تابع توسط لوپز[1] (۱۹۹۹) ارائه شد. در این تابع زیان بیشتر بیشتر از VaR یک تخطی تلقی می‌شود، و تابع زیـان درجـه دو بزرگـی تخطـی را درنظـر می‌گیرد. در این تابع درجهٔ دو، تخطی‌های بزرگ نسبت به تابع خطی، بیشتر بـزرگ‌نمـایی می‌شوند. تابع زیان درجه دو به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L_{t,t+1} = \begin{cases} 1+\left(\Delta P_{t,t+1} - VaR_t\right)^2 & if \quad \Delta P_{t,t+1} < VaR_t \\ 0 & if \quad \Delta P_{t,t+1} \geq VaR_t \end{cases}$$

برای ارزیابی دقت مدل VaR، از میانگین تابع زیـان درجـهٔ دو اسـتفاده مـی‌شـود. میـانگین سادهٔ زیان برابر است با:

$$L = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} L_{t,t+1}$$

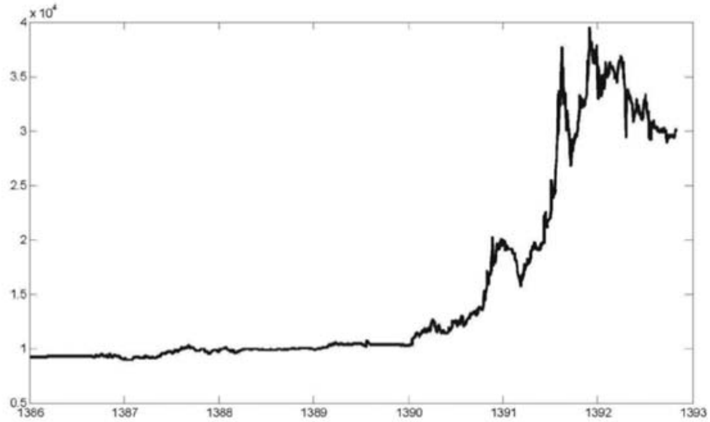
از این میانگین برای ارزیابی دقت مدل VaR استفاده می‌شود، هر چه میانگین زیان مشاهده کوچکتر باشد دقت مدل برآورد VaR بیشتر است.

٤. داده‌های تحقیق

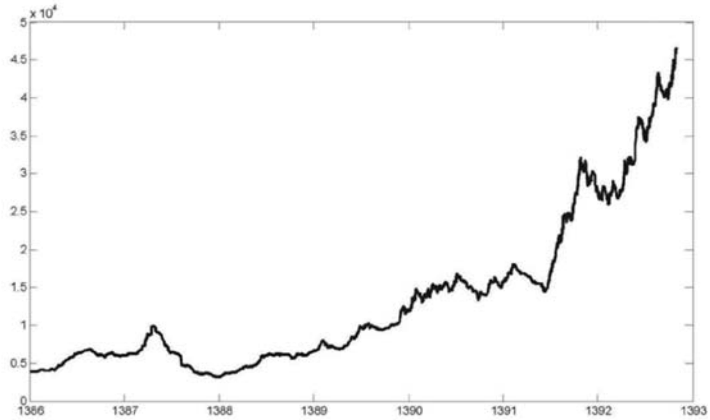
داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، داده‌های روزانهٔ نـرخ‌دلار بـازار آزاد ایـران از تـاریخ ۱۳۸۶/۰۱/۰۵ تا تاریخ ۱۳۹۲/۱۰/۰۹ اسـت. در نمـودار (۱) سـری زمـانی نـرخ‌دلار مشـاهده می‌شود. داده‌های مربوط به شاخص صنعت فلـزات اساسـی بـه صـورت روزانـه و از تـاریخ

1. Lopez

۱۳۸۶/۰۱/۰۵ تا تاریخ ۱۳۹۲/۱۰/۰۹ از سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران[1] تهیه شده است. در نمودار (۲) نیز سری زمانی شاخص صنعت فلزات اساسی مشاهده می‌شود.



شکل (۱) سری زمانی ریال در برابر دلار از ۸۶/۰۱/۰۵ تا ۹۲/۱۰/۰۹



شکل (۲) سری زمانی شاخص صنعت فلزات اساسی از ۸۶/۰۱/۰۵ تا ۹۲/۱۰/۰۹

1. http://www.irbourse.com/

۵. نتایج پژوهش

نتایج تجربی مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت برای تلاطم نرخ‌دلار، نتایج تجربی حاصل از مدل‌سازی شاخص صنعت فلزات اساسی و نتایج برآورد ارزش در معرض ریسک و آزمون صحت و دقت آن به ترتیب در زیر آمده است[۱].

۱-۵. نتایج تجربی مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت برای تلاطم نرخ‌دلار

جدول (۱) نتایج برآورد مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت را برای نرخ‌دلار نشان می‌دهد.

جدول (۱) نتایج برآورد پارامترهای مدل ARJI برای نرخ‌دلار

p-value	Coefficient	Parameter
0.00	0.0000649	μ
0.00	0.000000006	ω
0.00	0.09863	α
0.00	0.79724	β
0.00	0.01156	δ
0.01	0.00173	θ
0.06	0.00132	λ_0
0.00	0.99747	ρ
0.00	0.05936	γ
0.79	10.33	Q^2
0.18	19.84	Q^ξ

$$R_t = \mu + \varepsilon_t$$
$$Y_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2)$$
$$h_t = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$
$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\xi_{t-1}$$

معناداری تمام ضرایب نشان می‌دهد که سری زمانی نرخ‌دلار دارای جزء جهش بوده و این جزء جهش به خوبی توانسته با مدل ARJI مدل‌سازی شود. ضریب همبستگی ρ با

۱ برآورد مدل‌ها در این مقاله با استفاده از نرم افزار RATS (winRATS pro v.8) انجام شده است.

مقدار ۰.۹۹ نشان می‌دهد که شدت جهش شرطی در هر دوره بسیار شبیه شدت جهش شرطی در دورۀ قبل از آن است. همچنین مثبت بودن و معنادار بودن γ به این معنی است که هنگامی که یک شوک در دورۀ قبل اتفاق می‌افتد شدت جهش شرطی دورۀ بعد افزایش می‌یابد و این به روز شدن متغیر شدت جهش شرطی را نسبت به اطلاعات در دسترس نشان می‌دهد.

در معادله میانگین، تنها μ معنادار است و بازده دوره قبل و دوره‌های پیش از آن معنادار نیستند. این نشان می‌دهد که بازده دلار در بلند مدت دارای روند ثابت صعودی است و حول این روند ثابت نوسان می‌کند. در این مدل δ و θ به ترتیب انحراف معیار و میانگین توزیع نرمال اندازه جهش رخ داده را نشان می‌دهند و مثبت و معنادار هستند. برای اطمینان از نبود خود همبستگی خطی و غیرخطی، در پسماندهای مدل GARCH مربوط به $\varepsilon_{1,t}$، که به وسیله واریانس شرطی هموار بازده نرخ ارز مدل‌سازی شده است، از آماره (لیانگ- باکس) LB[1] استفاده می‌شود. این آماره وجود همبستگی خطی را برای پسماند مدل تا ۱۵ دوره رد می‌کند. چون تمام ضرایب مدل شدت جهش شرطی در جدول فوق معنادار هستند پس می توان از این مدل برای مدل‌سازی تغییرات مربوط به تلاطم‌های شدید و تغییرات هموار بازده دلار استفاده کرد.

۱-۵. نتایج تجربی حاصل از مدل‌سازی شاخص صنعت فلزات اساسی

نتایج تجربی برآورد چهار مدل زیر

۱. مدل GARCH برای شاخص صنعت فلزات اساسی با در نظر گرفتن اثرات شوک نرخ‌دلار در معادله بازده و تلاطم GARCH (GARCH-X shock)،
۲. مدل GARCH برای شاخص صنعت فلزات اساسی با درنظر گرفتن اثر نرخ‌دلار به صورت یک متغیر برون‌زا در معادله بازده GARCH (GARCH-X)،

1. Ljung-Box

۳. مدل GARCH برای شاخص صنعت فلزات اساسی با توزیع نرمال (GARCHN)،

۴. مدل GARCH برای شاخص صنعت فلزات اساسی با توزیع تی‌استیودنت (GARCHT)

در جدول (۲) آمده است. آماره LB در جدول فوق نشان می‌دهد که هر چهار مدل توانسته‌اند همبستگی مجذور پسماندها را جذب کنند، در نتیجه تمام مدل‌ها معنادار هستند.

جدول (2) نتایج برآورد چهار مدل GARCH برای شاخص صنعت فلزات اساسی

GARCHT	GARCHN	GARCH-X	GARCH-X shock	Parameter
0.0003	0.0002	0.0008	0.0006	$\Phi_{۰}$
(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	
0.3962	0.3467	0.329	0.3547	$\Phi_{۱}$
(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
			-0.0056	$\Psi_{۱}$
			(0.04)	
		0.0473	0.048	Ω
		(0.00)	(0.00)	
0.0002	0.0002	0.0002	0.00015	c
(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
0.0464	0.027	0.0181	0.0576	a
(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
0.2119	0.2467	0.2872	0.1753	b
(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
			0.0211	$\Psi_{۳}$
			(0.01)	
			0.5781	$\Psi_{۴}$
			(0.00)	
2.998				v
(0.00)				

Q^2	16.51	13.27	11.89	10.28
	(0.35)	(0.48)	(0.55)	(0.58)
VaR 95%	۱۱۴۰	۱۲۰۶	۱۲۱۰	۱۳۵۴
VaR 99%	۱۵۶۰	۱۶۶۴	۱۶۷۱	۱۸۶۵

$$r_t = \Phi_0 + \Phi_1 r_{t-1} + \Psi_1 Var\left(\varepsilon_{1,t}\right) + \Omega e_t + \epsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = c + a\epsilon_{t-1}^2 + b\sigma_{t-1}^2 + \Psi_3 Var\left(\varepsilon_{1,t}\right) + \Psi_4 Var\left(\varepsilon_{2,t}\right)$$

مثبت بودن Ω به این معنی است که هنگامی که بازده دلار مثبت و بزرگ است، بازده شاخص صنعت نیز مثبت است و بالعکس. در مدل GARCHT درجه آزادی توزیع تی استیودنت درونزا در نظر گرفته می‌شود، همان طور که مشاهده می‌شود درجه آزادی بهینه حدود ۳ محاسبه شده است. پارامترهای a و b در هر چهار مدل مثبت و معنادار است. مثبت بودن این پارامترها نشان می‌دهد که تلاطم‌های شدید به دنبال شوک‌ها و تلاطم‌های شدید دوره قبل می‌آیند. همچنین کوچک بودن نسبی پارامترهای a و b ثبات نسبی تلاطم شاخص صنعت را نشان می‌دهد، به این معنی که تنها در صورت رخ دادن شوک‌ها و تلاطم‌های شدید در دوره قبل، تلاطم شاخص صنعت تغییر قابل توجهی می‌کند و در دوره‌های دیگر تلاطم این صنعت نسبتا باثبات است. همچنین مثبت بودن Ψ_3 و Ψ_4 نشان دهنده اثرگذاری تغییرات هموار و تلاطم ناگهانی دلار در تلاطم شاخص صنعت فلزات اساسی است. شوک‌های بزرگ در بازده دلار و یا تلاطم بالای بازده دلار تلاطم بالای شاخص صنعت را در پی خواهد داشت. ارزش در معرض ریسک یک روزه در سطح اطمینان ٪۹۵ و ٪۹۹ برای تاریخ ۹۲/۱۰/۰۹ در جدول آمده است. مقدار شاخص در این تاریخ ۴۶۴۰۲ واحد است. ارزش در معرض ریسک ٪۹۹ در مدل GARCH-X shock مقدار ۱۵۶۰ است؛ به این معنی که به احتمال ٪۹۹ شاخص بیش از ۱۵۶۰ واحد کاهش نمی‌یابد.

۳-۵. برآورد ارزش در معرض ریسک

ارزش در معرض ریسک یک روزهٔ شاخص صنعت فلزات اساسی در سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ به وسیله روش شبیه‌سازی تاریخی موزون شده با زمان (AHS) و همچنین به روش پارامتری با استفاده از تلاطم‌های به دست آمده از چهار مدل GARCH-X shock، GARCH-X، GARCHN و GARCHT محاسبه شده است.

نتایج حاصل از پس‌آزمایی برآورد ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت فلزات اساسی برای پنج مدل مورد استفاده در جدول(۳) مشاهده می‌شود. داده‌های خارج از نمونه[1] از تاریخ ۹۰/۰۸/۰۱ تا ۹۲/۱۰/۰۹ به تعداد ۵۲۴ داده است.

صحت مدل‌های GARCHN و GARCHT برای VaR یک روزه ۹۵٪ در آزمون پوشش غیر شرطی و شرطی، رد می‌شوند. برای VaR یک روزه ۹۵٪ مدل GARCH-X shock، مقدار تابع زیان درجه دو برابر ۰.۰۴۵۲ است که از مدل‌های دیگر مقدار کمتری دارد، در نتیجه از سایر مدل‌ها دقت بیشتری دارد. برای VaR یک روزه ۹۹٪ مدل GARCHN، مقدار تابع زیان درجه دو برابر ۰.۰۰۴ است و از مدل‌های دیگر مقدار کمتری دارد، یعنی این مدل از سایر مدل‌ها دقت بیشتری دارد. در مورد مدل GARCH-X shock، صحت مدل با آزمون پوشش غیر شرطی، آزمون استقلال و آزمون پوشش شرطی تایید می‌شود. با توجه به مقادیر تابع زیان درجهٔ دو که کمتر از مدل‌های دیگر است، نتیجه می‌گیریم که در محاسبه ارزش در معرض ریسک، مدل GARCH-X shock از دقت خوبی برخوردار است.

جدول (۳) نتایج پس‌آزمایی پنج مدل

95% Value at Risk confidence level									
QLF	violation	p-value	LRcc	p-value	LRind	p-value	LRuc		
0.0452	18	0.1163	4.3038	0.2573	1.2834	0.0822	3.0204	GARCH-X shock	**models**
0.0517	20	0.4174	1.7476	0.7888	0.0718	0.1955	1.6758	GARCH-X	
0.0407	17	0.0819	5.0049	0.2851	1.1425	0.0494	3.8624	GARCHN	
0.0372	13	0.0101	9.1887	0.4156	0.6628	0.0035	8.5259	GARCHT	

1. Out of Sample

0.0681	29	0.4939	1.4106	0.2930	1.1058	0.5808	0.3049	AHS	
99% Value at Risk confidence level									
QLF	violation	p-value	LRcc	p-value	LRind	p-value	LRuc		
0.0097	5	0.9344	0.1078	0.7560	0.0965	0.9154	0.0113	GARCH-X shock	**models**
0.0063	3	0.5646	1.1780	0.8524	0.0346	0.2849	1.1434	GARCH-X	
0.0040	2	0.2661	2.6629	0.9014	0.0154	0.1037	2.6475	GARCHN	
0.0093	4	0.8510	0.3844	0.8039	0.0617	0.5700	0.3227	GARCHT	
0.0115	6	0.9482	0.2456	0.7090	0.1393	0.7443	0.1064	AHS	

در این جدول ستون‌ها به ترتیب از راست؛ اسم مدل، LRuc مقادیر مربوط به آزمون پوشش غیرشرطی، p–مقدار آزمون پوشش غیر شرطی، LRind آماره آزمون استقلال، p–مقدار آزمون استقلال، LRcc آماره آزمون پوشش شرطی، p–مقدار آزمون پوشش شرطی، تعداد تخطی‌ها، مقدار تابع زیان درجه دو

٦. نتیجه‌گیری

پس از برآورد و آزمون آماری مدل شدت جهش شرطی خودبرگشت مشاهده شد که نرخ‌دلار دارای جزء جهش در تلاطم است و در بلندمدت دارای یک روند ثابت افزایشی است که حول این روند نوسان می‌کند.

در بازار سهام تلاطم متغیر مالی است که مشاهده نمی شود و چون این متغیر برای سنجش ریسک با هر سنجه‌ای (ارزش در معرض ریسک، ریزش مورد انتظار و ...) لازم است، مدل‌های مختلفی مانند ARCH، GARCH و ... برای مدل‌سازی تلاطم پیشنهاد شده‌اند که هریک به دنبال برآورد دقیق‌تر و کارآتر تلاطم هستند. در تحقیق حاضر نرخ‌ارز و جهش های آن به عنوان متغیر بیرونی در مدل سازی تلاطم شاخص صنعت فلزات اساسی استفاده شده و برای مشاهده اثر این متغیر، ارزش در معرض ریسک شاخص محاسبه شده‌است.

نتایج آزمون پوشش غیر شرطی، آزمون استقلال و آزمون پوشش شرطی، صحت مدل GARCH-X shock را برای ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت فلزات اساسی تایید می کند. مقادیر تابع زیان درجهٔ دو نشان می‌دهد که مدل GARCH-X shock برای ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت فلزات اساسی از دقت خوبی برخوردار است. همچنین با توجه به کم بودن مقدار تابع زیان درجهٔ دو GARCH-X shock و GARCH-X نسبت به مدل‌های AHS، GARCHN و GARCHT می‌توان نتیجه گرفت که وارد کردن نرخ دلار دقت برآورد ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت فلزات اساسی را افزایش می‌دهد.

به عنوان نتیجه‌گیری کلی می‌توان اظهار کرد که در نظر گرفتن جهش نرخ‌دلار دقت محاسبه ارزش در معرض ریسک شاخص صنعت فلزات اساسی را افزایش می‌دهد.

فهرست منابع

خلیلی عراقی، مریم و یکه زارع، امیر (۱۳۸۹) «برآورد ریسک بازار صنایع بورس اوراق بهادار تهران برمبنای مدل ارزش در معرض ریسک» *مجله مطالعات مالی*، شماره هفتم، صفحات ۴۷-۷۲

فدایی نژاد، محمد اسماعیل و اقبال نیا، محمد (۱۳۸۵) «طراحی مدلی برای مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مفهوم ارزش در معرض ریسک» مجموعه مقالات چهارمین کنفرانس بین المللی مدیریت، شماره ۲۱ و ۲۲-زمستان ۸۵ و بهار ۸۶، صفحات ۳۳-۵۳

کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸) «برآورد و پیش‌بینی تلاطم در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض ریسک: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH» *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، صفحات ۱۹۳-۲۳۵

مهرآرا، محسن و عبدلی، قهرمان (۱۳۸۵) «نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران» *فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۶، صفحات ۲۵-۴۰

Akgiray V. and Booth G. G. (1988), "Mixed Jump-Diffusion Process Modeling of Exchange Rate Movements", *Review of Economics and Statistics*, no. 70, pp. 631-637

Balaban E. and Asil B. (2002), "Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Fourteen Countries", University of Edinburgh, center for financial markets research, pp. 502-515

Bollerslev T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* , vol. 31, no. 3, pp. 307-327

Brenner R. J. (1996), "Another Look at Models of the Short-Term Interest Rate", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, no. 31 , pp. 85-107

Chan W. H. (2003), "A Correlated Bivariate Poisson Jump Model for Foreign Exchange", *Empirical Economics*, no. 28, pp. 669-689

Chan W. H. (2004), "Conditional Correlated Jump Dynamics in Foreign Exchange", *Economics Letters*, no. 83, pp. 23-28

Chan W. H. and Maheu J. M. (2002), "Conditional Jump Dynamics in Stock Market Returns", *Journal of Business and Economic Statistics*, no. 20, pp. 377-389

Christiansen C. (1999), "Value at Risk Using the Factor-ARCH Model", *The Journal of Finance*, vol. 1, No. 2, pp. 65-86

Christoffersen P. (1998), "Evaluating Interval Forecasts", *International Economic Review*, no. 39, pp. 841-862

Ding Z. C. and Engle R. F. (1993), " A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model", *Journal of Empirical Finance*, vol. 1, pp. 83-106

Engle R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, vol. 50, no. 4 , PP. 987-1007

Kupiec P. (1995), "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models", *Journal of Derivatives*, no. 3, pp. 73-84

Maheu J. M. and McCurdy T. H. (2004), "News Arrival, Jump Dynamics and Volatility Components for Individual Stock Returns", *Journal of Finance*, no. 59, pp. 755-795

Tsay, R. S. (2005), *Analysis of Financial Time Series*, third edition, A JOHN WILLY & SONS INC.