اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک در شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل GARCH[1]

دکتر کامبیز پیکارجو[2]

بدریه حسین‌پور[3]

چکیده

یکی از پرچالش‌ترین مباحث علمی در امور بیمه‌گری در بازارهای پیشرفته بیمه جهان بحث توانائی داخلی محاسبه و بررسی حداکثر توان تحمل خسارات پرتفوی یک شرکت بیمه بصورت رشته‌ای، منطقه‌ای، کل و حتی زمانی است. ارزش در معرض ریسک یکی از موفق‌ترین و معروف‌ترین این ملاکها می‌باشد. با استفاده از این شاخص شرکتهای بیمه می‌توانند در پذیرش یا عدم پذیرش ریسک انواع ریسکها و همچنین در خصوص تعیین میزان نگهداری کمتر و یا در حداکثر مقادیر مجاز و میزان واگذاری اتکائی خود مورد به مورد(سیاست تمایز پرتفوی)، رشته به رشته(سیاست تنوع و تقارن پرتفوی) و کل پرتفوی بطور مکانی و زمانی تصمیمات مقتضی را ایفاد نمایند. در این مقاله که اقتباسی از کارهای مختلف و متشابه جهانی برای یک شرکت فرضی[4] ارزش در معرض ریسک با استفاده از مدلهای ARMA و GARCH استخراج گردیده است و سپس با پیش‌بینی مدل برای سالهای آتی با شرط استمرار روند تصمیم‌گیری شرکت در نحوه گزینش ریسک‌های بیمه‌گری، مشخص گردید که شرکت در شرایط متناسبی به سرخواهد برد و خطر غیرمتعارفی آن را تهدید نخواهد کرد. اما بهرحال با بررسی توان پیش‌بینی مدل مشخص می‌گردد که مدل ما با توجه به اتحاد رویه در تصمیم‌گیری یکپارچه مدیریتی شرکت مورد بررسی، دارای آماره‌های قابل قبولی می‌باشد.

واژگان کلیدی

ارزش در معرض ریسک(VaR)، مدل اتوگرسیو واریانس شرطی(ARCH)،(ARMA)

۱- مقدمه

موسسات مالی خصوصاً شرکت‌های بیمه در ساختار اقتصادی جوامع از اهمیت بالایی برخوردار هستند. این مؤسسات به عنوان قلب تپنده اقتصاد در دو بازار بزرگ سرمایه و پول فعالیت دارند و باعث جریان پول و نقدینگی در جامعه می شوند. بازار پول بازار اوراق بهادار کوتاه مدت(با سر رسید کمتر از یک سال) و بازار سرمایه بازار اوراق بهادار بلند مدت(با سر رسید بیشتر از یک سال)است. بازار سرمایه را به دو شکل بازار اولیه و ثانویه در نظر می گیرند.بازار اولیه(Primary Markets) بازاری است که در آن اوراق بهادار منتشر شده توسط شرکت ها برای اولین بارعرضه می شود و فرایند تأمین مالی صورت می گیرد. بازار ثانویه(Secondary Markets) بازار نقل و انتقالات دست دوم اوراقی است که قبلا منتشر شده است. به عنوان عاملی برای انتقال سرمایه(یکی از نهاده های مهم تولید)از خانوارها به بنگاه های اقتصادی، مؤسسات مالی موظف هستند به نمایندگی از خانوارها بر عملکرد بنگاه های تولیدی نظارت داشته باشند. یکی از وظایف این مؤسسات، مدیریت ریسک توسط مؤسسات پولی و مالی است. مدیریت ریسک فرآیندی است که در آن مدیران به شناسایی، اندازه گیری، تصمیم گیری و نظارت بر انواع

---

[1] این مقاله در فصلنامه صنعت بیمه، پژوهشکده بیمه، بیمه مرکزی ایران، سال ۲۵، شماره۴، زمستان ۱۳۸۹ چاپ گردیده است.

[2] استادیار و عضوهیات علمی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران-مسئول مکاتبات dr.k.peykarjou@gmail.com

[3] کارشناس‌ارشد اقتصاد برنامه‌ریزی و تحلیل سیستمهای اقتصادی

[4] البته ارقام متعلق به یک شرکت بیمه می‌باشد که به دلیل برخی ملاحظات نام آن فرضی نامیده شده است.

ریسک مطرح برای بنگاه می پردازند. تمام مؤسسات انتفاعی و غیر انتفاعی به نوعی با ریسک روبرو هستند. در هر جا که برای یک انتخاب گزینه های گوناگون با نتایج گوناگون در کنار آثار متنوع این تصمیمات وجود داشته باشند، ریسک وجود دارد. به خصوص اگرحداقل یکی از نتایج اثرات نامطلوبی داشته باشند. بدین ترتیب از کارگاه های کوچک تا صنایع بزرگ همه به نوعی با ریسک روبرو هستند. اما ریسک برای بنگاه های مالی از مفهوم مهم تری برخوردار است. فرآیندهای اصلی بسیاری از بنگاه های مالی بر محور کنترل ریسک، استوار است مانند مؤسسات بیمه و صندوق های بازنشستگی. این مفهوم به قدری مهم است که در بسیاری از موارد باعث دخالت های مستقیم قانونی از سوی قانون گذاران برای کنترل این گونه مؤسسات می شود. اهمیت ریسک منجر به افزایش اهمیت مدیریت ریسک برای بنگاه های مالی شده است. به علاوه، تجربه های تلخ بعضی کشورها مانند کشورهای آسیای جنوب شرقی و یا حتی کشورهای غربی منجر به توجه بیشتر مدیران و قانون گذاران به این مقوله شده است. عدم ثبات سیاسی و اقتصادی در جهان مانند ظهور تکنولوژی اطلاعات، افزایش جنگ های مختلف با ایجاد تغییرات سریع در محیط شرکتها، ریسک بنگاه‌های مالی را دو چندان کرده است. این عوامل باعث اهمیت فزون تر مدیریت ریسک گردیده است و منجر به جلب توجه محققان به این حیطه شده است. انجام شایسته هر یک از وظایف مدیریت ریسک نیاز به ابزارهای قوی و علمی پیدا کرده است.یکی از این ابزارهای قوی در مدیریت ریسک اندازه گیری ریسک است. کمی کردن ریسک در این بخش از چالش های بسیار قدیمی می باشد که ذهن ریاضی‌دانان، مدیران و سیاست‌گذاران را به خود مشغول کرده است. سیاستگذار نیاز دارد تا برای وضع سیاست های منصفانه درباره ریسک و نظارت بر حسن اجرای آن ها بتواند به طور کاملاً شفاف سیاست وضع کند. یک مدیر به دنبال ایجاد توازن بین ریسک و بازده سرمایه گذاری است. ریاضی‌دانان هم به دنبال تدوین ابزارهای قوی و در عین حال ساده ریاضی برای پاسخ گویی به این نیازها هستند. ابزارهای مختلفی در حیطه ریاضیات و مهندسی مالی به ویژه در سال های اخیر(با توجه به تازه بودن اهمیت ریسک) تدوین شده اند، روش های ریاضی که از ساده ترین مدل های آماری تا پیچیده ترین معادلات ریاضی توانسته اند در برخی موارد جوایز نوبل را به خود اختصاص دهند.

۲- مبانی نظری محاسبه ارزش در معرض ریسک

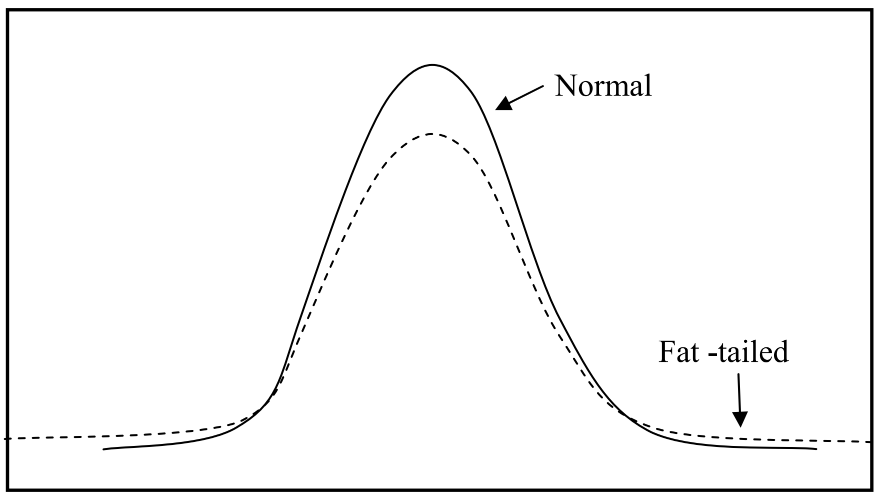
برای محاسبه ارزش در معرض ریسک دو فرض به طور ضمنی پذیرفته می شود. اول آن که فرض می شود سبد سرمایه در طول افق زمانی منجمد(Frozen) بوده یا به طور کلی تر مشخصه های ریسک(Risk Profile) مؤسسه ثابت می ماند. دوم این که فرض می شود که سبد سرمایه موجود در طول افق زمانی هدف، به قیمت جاری بازار قیمت گذاری(Market-to-Market) خواهد شد. در معمولترین حالت، VaR از توزیع احتمال ارزش آتی پرتفوی[F(W)] استخراج می شود. در یک سطح اطمینان معین C ما خواهان آن هستیم که بدترین رخداد ممکن *W را طوری پیدا کنیم که احتمال تجاوز از این مقدار C باشد: $C = \int_{w^*}^{\infty} f(w)dw$

یا به گونه ای که احتمال ارزش کمتر *CW، (1-C) باشد: $1 - C = \int_{-\infty}^{w^*} f(w)dw = p(w \le w^*)p$

در فرمول فوق، عدد*W کوانتیل توزیع نامیده می‌شود که برابر با عددی است که احتمال تجاوز از آن برابر با مقدار ثابتی است. مشاهده می‌شود که برای پیدا کردن VaR از انحراف معیار استفاده نشد. بنابراین این نوع مشخص نمایی برای هر توزیعی مانند گسسته یا پیوسته، با دم های سنگین یا سبک معتبر است. محاسبه VaR به طور قابل ملاحظه‌ای ساده خواهد شد، اگر فرض شود توزیع بازده به خانواده خاصی از توزیع ها، نظیر توزیع نرمال تعلق دارد. در این صورت عدد VaR مستقیماً از انحراف معیار پرتفوی یا سبد سرمایه با استفاده از یک ضریب عامل که به سطح اطمینان بستگی دارد، قابل استخراج خواهد بود. این روش گاهی اوقات روش پارامتریک

خوانده می شود، زیرا در بر دارنده تخمین پارامترهایی نظیر انحراف معیار می باشد. در عمل محاسبه VaR به روش پارامتریک، مبتنی بر فرض‌های ساده کننده‌ای که ممکن است در حالت کلی بر قرار نباشند، است. برای مثال فرض این که توزیع بازده نرمال باشد، معمولا فرض درستی نیست و اکثر توزیع‌های واقعی دارای دنباله یا دم‌های توزیع سنگین(Fat tails) هستند. بعضاً توزیع‌های واقعی دارای چولگی نیز هستند. همین امر باعث شده است که بخش عمده ای از ادبیات ارزش در معرض ریسک به دنبال راه حل هایی برای پرداختن به این مسائل باشد. شکل زیر چگالی احتمال دو شوک(S)را نشان می دهد. خط توپر مربوط به متغیری است که توزیع آن نرمال است. با وجود این که شوکی که دم های سنگین تری دارد نیز دارای انحراف معیاری برابر با شوک دیگر است، اما دلالت برVaR بزرگ تر در سطوح اطمینان بالاتر دارد.یک معیار استاندارد از سنگینی دم، کشیدگی(Kurtosis) است که عبارت است از توان چهارم مورد انتظار شوک $E(S_t^4)$ این بدان معنا است که تخمین کشیدگی نسبت به بازده های فوق العاده بزرگ، خیلی حساس است. اثر کشیدگی آن است که احتمال حرکات خیلی کوچک و خیلی بزرگ در مقدار متغیر بازار را افزایش می دهد، در حالی که احتمال حرکات متوسط کاهش می یابد.

شکل ۱- مقایسه توزیع نرمال با توزیعی با دم های سنگین



اگر بخواهیم مقدار ارزش در معرض ریسک قرارگیری مستقیم در معرض ریسک بازارهای بنیادی را اندازه‌گیری کنیم آنگاه یک معیار مناسب‌تر از سنگینی دم، تعداد انحراف معیارهای مرتبط با مقادیر بحرانی توزیع بازده پرتفوی یا سبد سرمایه است. برای دم‌های سنگین این عدد بزرگ تر است چولگی مقدار مورد انتظار توان سوم شوک‌هاست $E(S_t^3)$ چولگی منفی به این معنی است که بازده های منفی بزرگ معمول تر از بازده های مثبت بزرگ است. در بیشتر بازارها، شوک بازده دم‌های سنگین‌تری نسبت به توزیع نرمال دارد. بیشتر بازده های بنیادی معمول، هم از چپ و هم از راست، هم در افق های زمانی کوتاه‌مدت و هم در افق‌های بلند مدت، دم‌های سنگینی دارد. دلایل نظری بسیاری برای دم های سنگین وجود دارد. دم های سنگین به واسطه انواع مختلفی از مدل ها ممکن است ایجاد شوند. از این میان تمرکز بر روی "جهش‌ها" که به معنی تغییرات گسسته غیرمنتظره در قیمت‌هاست و " تغییرپذیری تصادفی"(Stochastic Volatility) که به معنی تغییرپذیری است که به صورت تصادفی در طول زمان و با اندکی فشار تغییر می کند، بیشتر است. بسیاری از دم های سنگین را می توان با ایده "ترکیب توزیع های نرمال" توضیح داد. ایده این است که اگر واریانس مورد استفاده برای تولید بازده های نرمال به صورت تصادفی تعیین شود، آن گاه نتیجه کلی دارای دم سنگین خواهد بود. در واقع رویکرد

سنتی به مدل کردن غیرنرمال بودن نتایج مشاهده شده در یک سری زمانی بر مبنای این فرض است که اگر چه بازده‌های غیر شرطی نرمال نیستند اما بازده‌هایی که به طور مناسب مشروط شده باشند نرمال هستند.

۲-۱- روش پارامتریک (واریانس – کوواریانس) یا دلتا – نرمال(Parametric Method, Variance – Covariance or Delta - Normal)

مفروضات این روش به شرح زیر است:(۱)بازده سرمایه‌گذاری از توزیع نرمال پیروی می‌کند.(۲)بازده سرمایه‌گذاری به لحاظ زمانی مستقل از هم می‌باشند.(۳)دوره زمانی یک زمانی، دوره زمانی مناسبی برای محاسبه VaR می‌باشد.(۴)بین عوامل ریسک بازار و ارزش دارایی رابطه خطی وجود دارد.(۵)توزیع بازده پرتفوی را می‌توان با استفاده از روش مارکویتز، بر اساس نرخ بازده مورد انتظار، انحراف معیار دارایی‌های منفرد تشکیل‌دهنده پرتفوی، همبستگی میان ترکیب دو به دو دارایی‌ها و وزن دارایی‌های منفرد موجود در پرتفوی محاسبه کرد.روش پارامتریک تغییرات عوامل بازار را با توزیع نرمال فرض می کند. متاسفانه، توزیع واقعی تغییرات قیمت ها و نرخ های مالی معمولا نسبت به توزیع نرمال دارای دنباله های بزرگ تری است. به تعبیر دیگر، در توزیع واقعی، تغییرات بسیار بزرگ و کوچک نسبت به آن چه در توزیع نرمال با واریانس مشابه پیش بینی می شود بیشتر مشاهده می گردد. چنان چه توزیع بازده نرمال نباشد، مدل با شکست مواجه خواهد شد. برای حل این مشکل نیاز به تکنیک های پیشرفته آماری جهت انجام محاسبات خواهد بود. برای این منظور از مدل هایی که دنباله های بزرگ تولید می کنند استفاده می شود. دو گروه متداول از این مدل ها عبارتند از: (۱)مدل های نوسانات احتمالی شامل مدل های ARCH وGARCH،(۲) مدل هایی که در آن ها تغییر در ارزش عوامل بازار به صورت ترکیبی از تغییرات نرمال بازار و یک یا چند متغیر تصادفی است.

۲-۲- روش شبیه سازی تاریخی(Historical Simulation Method)

روش شبیه سازی تاریخی برای برآورد ارزش در معرض ریسک، فرض خاصی در مورد توزیع تغییرات عوامل بازار در نظر نمی گیرد و بر پایه تقریب خطی قرار ندارد. در این روش فرض بر این است که رفتار بازده دارایی مالی مانند رفتار گذشته آن است و توزیع احتمال بازده آتی دارایی مالی عینا با توزیع گذشته آن یکسان است. یعنی، روند تغییرات قیمت در گذشته، در آینده نیز ادامه خواهد داشت. به عبارت دیگر تغییرات پارامترهای بازار در گذشته مورد ارزیابی قرار می گیرد و بر آن اساس پرتفوی موجود نیز مشابه تغییرات گذشته ارزیابی و ریسک آن محاسبه می شود به این صورت تغییرات پارامترهای بازاردر گذشته به آینده نسبت داده می شود وتغییرات آتی تخمین زده می شوند. فرمول ارائه شده در روش واریانس – کوواریانس در این قسمت نیز استفاده می شود و تنها انحراف معیار به روش شبیه سازی تاریخی محاسبه می شود.

استفاده از روش شبیه سازی تاریخی در مواردی که توزیع بازده نرمال نباشد خصوصاً زمانی که شکل توزیع نا متقارن و چولگی زیاد باشد، یا در مواقعی که توزیع دارای کشیدگی بیشتر یا کمتر از توزیع نرمال باشد، مفید خواهد بود. زیرا در این حالت استفاده از روش پارامتریک برای محاسبه VaR ، بدلیل مفروضات محدود کننده این روش، از کارایی لازم برخوردار نخواهد بود. اما، در روش شبیه سازی تاریخی نیازی به نرمال بودن توزیع بازده دارایی ها یا عوامل ریسک نمی باشد. مزیت دیگر روش شبیه سازی تاریخی آن است که فهم و توزیع آن آسان بوده و نیازی به آموزش های آماری خاص ندارد. یک محدودیت کلیدی روش شبیه سازی تاریخی، نیاز آن به نمونه های بزرگ از داده های گذشته برای تأمین دقت است.

۲-۳- روش شبیه سازی مونت کارلو(Monte Carlo Simulation Method)

دومین روش از روش های ناپارامتریک محاسبه ارزش در معرض ریسک، روش مونت کالو است. این روش در برخی موارد به روش شبیه سازی تاریخی شباهت دارد. در این روش نیز فرض نرمال بودن توزیع بازدهی الزامی نیست. لذا روش شبیه سازی مونت کارلو مشابه روش شبیه سازی تاریخی، پرتفوی های متشکل از اختیار معامله و سایر ابزارهایی که ارزش آن ها به صورت تابع غیر خطی از عوامل بازار است را پوشش می دهد. لیکن، روش شبیه سازی مونت کارلو بر خلاف روش شبیه سازی تاریخی از اطلاعات تاریخی استفاده نمی کند بلکه در این روش با استفاده از فرایندهای تصادفی و استفاده از نمونه های شبیه سازی شده زیاد که توسط رایانه ساخته می شود، پیش بینی تغییرات آتی به انجام می رسد. به عبارت دیگر، بر خلاف آن چه در روش شبیه سازی تاریخی مشاهده شد، روش مونت کارلو برای ایجادN سود و زیان فرضی، فرایند شبیه سازی را با استفاده از تغییرات مشاهده شده بر روی عوامل بازار در N دوره زمانی گذشته انجام نمی دهد. در عوض، در این روش یک توزیع آماری که انتظار می رود بتواند تقریب مناسبی از تغییرات احتمالی عوامل بازار ارائه دهد انتخاب می شود. سپس از یک مولد متغیرهای تصادفی غیر واقعی(Pseudo – Random Number Generator) به منظور ایجاد هزاران یا شاید ده ها هزار تغییرات فرضی بر روی عوامل بازار استفاده می شود. این تغییرات برای ساختن توزیع سود و زیان محتمل پرتفوی به کار می روند. نهایتا، ارزش در معرض ریسک بر اساس این توزیع تعیین می شود.

۲-۴- روش های تئوری مقدار حدی (EVT–Extreme Value Theory)

روش های EVT از بزرگ ترین و کوچک ترین مقادیر محقق شده برای تخمین پارامتر سنگینی دنباله که تحت عنوان"شاخص دنباله"شناخته می شود استفاده می کنند. سادگی روش های EVT ناشی از این حقیقت است که توزیع مقادیر حدی صرف نظر از این که توزیع اصلی داده ها چه باشد فقط به یکی از سه خانواده توزیع های ممکن تعلق دارد. سختی مسأله این است که دم توزیع از کجا شروع می شود.

۲-۵- روش ریسک متریک

در روش ریسک متریک واریانس شرطی به وسیله مدل زیر پیش بینی می شود:

$$h_t = \lambda h_{t-1} + (1-\lambda) r_{t-1}^2$$

که در آن h_{t-1} واریانس شرطی و r_{t-1} بازده دوره قبل است. پارامتر λ عامل تنزل(Decay factor) نامیده می شود که باید کمتر از واحد باشد.با جایگذاری مداوم خواهیم داشت:

$$h_t = (1-\lambda)(r_{t-1}^2 + \lambda r_{t-2}^2 + \lambda^2 r_{t-3}^2 + \dots)$$

رابطه فوق حالت خاصی از مدل میانگین متحرک موزون نمایی(Exponentially Weighed Moving Average–EXWMA) که در آن هر چه به عقب بر می گردیم وزن ها به طور تصاعدی کاهش می یابند. این روش به داده های گذشته اهمیت کمتری می دهد. روش میانگین متحرک موزون نمایی کاربرد راحتی دارد زیرا فقط مبتنی بر یک پارامتر است. بنابراین در مقابل خطای تخمین قوی تر از سایر مدل هاست. این مدل را می توان به عنوان حالت خاصی از مدلGARCH نیز دید.

یکی از مزیت های عمده روش میانگین متحرک موزون نمایی آن است که در این روش تقریبا داده های کمتری برای ذخیره کردن لازم است همانند مدل GARCH، تخمین زننده بازگشتی(Recursive) است. پیش بینی بر مبنای پیش بینی دوره قبل و آخرین داده جدید انجام می شود. تمام گذشته در یک عدد خلاصه می شود. این بر خلاف روش میانگین متحرک است که ازM داده قبلی استفاده می

کند. گروه ریسک متریک تنها از یک عامل تنزل برای تمام سری های مالی خود استفاده می کند که برای داده های روزانه ۰.۹۴٪ است. ریسک متریک پیش بینی ریسک را برای افق های زمانی ماهانه، یعنی ۲۵ روز کاری انجام می دهد. با آزمون داده ها، جی پی مورگان λ= ۰/۹۷ را به عنوان عامل تنزل بهینه برای پیش بینی ماهانه انتخاب کرده است. لذا مدل های روزانه و ماهانه با هم ناسازگارند. به هر حال هر دو مدل کاربرد راحتی دارند، رفتار داده های واقعی را کاملا خوب تقریب می زنند و در مقابل مشخص نمایی غلط قوی ترند.

۲-۶- روش هیبریدی

این روش از ترکیب روش شبیه سازی تاریخی و روش ریسک متریک به دست می آید. این روش در سال ۱۹۹۸ توسط بودوخ(Boudoukh)، ریچاردسون(Richardson) و وایت(White) ابداع شده است. ویژگی های اصلی مدل به صورت زیر می‌باشد: (۱) وزن کاهش نمایی به بازده های قبلی، هر بازده دارای وزن مربوط به خود است و (۲) بازده ها به صورت صعودی مرتب می شوند. مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه بیانگر آن است که کارایی این مدل در مقایسه با شبیه سازی تاریخی بالاتر است، زیرا که مدل مشخصات انعطاف پذیری زیادی دارد.

۲-۷- رویه تخمین ارزش در معرض ریسک با استفاده از روش میانگین متحرک موزون نمایی (روش ریسک متریک)

در این روش با تمام مشاهدات درون قاب وزن یکسانی داده می شود، بنابراین خروج یک مشاهده بزرگ از درون قاب تأثیر زیادی بر روی تخمین واریانس سبد و در نتیجه ارزش در معرض ریسک سبد خواهد داشت. ضمنا تأثیر مشاهدات جدید و قدیمی در تخمین ارزش در معرض ریسک یکسان است. یک راه غلبه بر این ایرادات آن است که به مشاهدات جدید در تخمین واریانس سبد وزن بیشتری داده شود. روش میانگین متحرک موزون نمایی به خوبی از عهده این امر بر می آید. روش ریسک متریک نوع خاصی از روش میانگین متحرک موزون نمایی است. در روش ریسک متریک واریانس شرطی از رابطه زیر محاسبه می شود که در آن h_t واریانس شرطی دوره t ، λ بازده دوره t و λ عامل تنزل است:

$$h_t = \lambda h_{t-1} + (1-\lambda) r_{t-1}^2$$

اگر فرمول فوق را با جایگذاری های پی در پی بسط بدهیم به فرمول زیر خواهیم رسید.

$$h_t = (1-\lambda)(r_{t-1}^2 + \lambda r_{t-2}^2 + \lambda^2 r_{t-3}^2 + \ldots)$$

جمع وزن ها در این فرمول در بی نهایت به یک همگراست اما می توان تعداد محدودی از مشاهدات را طوری تعیین کرد که جمع وزن‌ها با تولرانس معینی به یک نزدیک شود.

۳- مروری بر تحقیقات مرتبط و پیشینه تحقیق

با بررسی مطالعات و تحقیقات انجام شده در مورد موضوع تحقیق مشخص می‌شود که بحث اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک برای شرکتهای بیمه و موسسات مالی در سراسر جهان از جمله موضوعات بسیار مهم می‌باشد که این امر توسط موسسات و مراکز پژوهشی، موسسات مالی و شرکتهای بیمه بازرگانی، نهادهای نظارتی، انجمن‌های صنفی حمایت از مصرف‌کنندگان و ... انجام و یا تامین مالی می‌گردد و امروزه در جهان مدرن به عنوان یک نکته مثبت در جهت احراز توانائی هر شرکت فعال در زمینه‌های مختلف در بازارهای مالی تلقی می‌گردد.

۳-۱-تحقیقات کلی در جهت اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک

معیارهای ارزش در معرض ریسک(VaR) اولیه حول دو خط به موازات هم توسعه یافته اند: یکی تئوری سبد سرمایه و دیگری محاسبات کفایت سرمایه [5]. از دیدگاه تئوری سبد سرمایه می توان توسعه VaR را به بحث های غیر ریاضی انتخاب سبد سرمایه، در سال های دهه ۱۹۲۰ ردگیری کرد. محققانی مانند هاردی(۱۹۲۳)و هیکس(۱۹۳۵)[6] بطور ابتدایی از ارزشمند بودن متنوع‌سازی صحبت کرده‌اند. لیون(۱۹۴۵)[7] یک مورد کمی پیشنهاد کرد که می تواند اولین معیار ارزش در معرض خطری باشد که تا کنون منتشر شده است. لیون یک سبد سرمایه با ۱۰ ورق قرضه را در افق زمانی معینی مد نظر قرار داد. هر ورق قرضه در آخر دوره با مبلغ ۱۰۰۰ دلار آمریکا سررسید می شود و با نکول شده بی ارزش خواهد شد رویدادهای نکول مستقل فرض می شوند. با سنجیدن در مقیاس ۱۰۰۰ دلار، ارزش سبد سرمایه در آخر دوره یک توضیح دو مجله ای خواهد داشت. در واقع لیون صراحتاً یک معیار VaR تعریف نکرد، بلکه به "توزیع بین سود و زیان محتمل" اشاره کرد. پس از آن مارکوتیز (۱۹۵۲)[8]، و سه ماه بعد ری (۱۹۵۲)[9]، به طور مستقل معیارهای ارزش در معرض ریسکی را منتشر کردند که به طور شگفت آوری مشابه بودند. هر دو نفر بر روی ابزاری برای انتخاب سرمایه کار می کردند که بازدهی را برای سطح معینی از ریسک حداکثر می کرد. آن ها معیارهای ارزش در معرض خطری پیشنهاد کردند که کواریانس بین فاکتورهای ریسک را به منظور انعکاس اثرات متنوع سازی و پوشش ریسک در نظر می گرفت. در حالی که هر دو مدل از نظر ریاضی مشابه بودند، اما تفاوت هایی نیز داشتند. مارکوتیز از یک معیار ساده واریانس بازده استفاده کرد، اما ری از یک معیار ریسک کمبود[10] استفاده کرد که یک حد بالا برای احتمال این بود که بازده ناخالص سبد سرمایه کمتر از یک مقدار مشخص"بازده مصیبت بار"باشد. معیار VaR ری نیز به یک بردار میانگین و ماتریس کواریانس داشت. او به این نتیجه رسید که این ها باید از اطلاعات تاریخی تخمین زده شوند. معیار VaR مارکوتیز تنها به یک ماتریس کواریانس نیاز داشت. او معتقد بود که می توان با استفاده از تکنیک های آماری و قضاوت افراد مبتکر، این ماتریس را ایجاد کرد. آن ها قصد داشتند از این معیارهای VaR برای کار عملی بهینه سازی سبد سرمایه استفاده کنند اما در عمل تا زمان رشد مهارت های محاسباتی تا دهه ۱۹۷۰ غیر قابل اجرا ماند. مارکوتیز از این مسأله آگاه بود و یک معیار VaR زود فهم‌تر پیشنهاد کرد که تنها یک ماتریس کواریانس قطری به کار می‌گرفت. ویلیام شارپ (۱۹۶۳)[11] این معیار را در تزدکترای خود و یک مقاله در سال ۱۹۶۳ ارائه کرد. این معیار متفاوت از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای شارپ (۱۹۶۴) است، اما کمکی برای انگیزش در جهت آن بود. به علت محدودیت های محاسباتی معیارهای VaR این دوره عمدتاً تئوریک بودند.

۳-۲- تحقیقات انجام شده پیرامون اندازه‌گیری ارزش درمعرض ریسک در فعالیت بیمه

تحقیقات از این دست را می‌توان به دو گروه محققینی که VaR را از روش‌های بر مبنای الگوهای ریاضی(Mathematical Method Base) و مبنای الگوهای اقتصادسنجی(Econometrics Method Base) بدست آورده‌اند اشاره نمود. گروه اول شامل

---

[5].Capital adequacy computations
[6].Hardy,1923;Hicks,1935
[7].Leavens,1945
[8].Markowitz,1952
[9].Roy,1952
[10].Short fall risk
[11].William sharp,1963

طیف وسیعی از محققانی است که از سالهای ۱۹۹۰ اقدام به محاسبه VaR نمودند که از معروفترین آنها می‌توان به تحقیقات دانیلسون[12] و دوریس[13] در سال ۱۹۹۸ اشاره داشت. آنها به سفارش بورس سهام نیویورک با استفاده از روش تئوری مقدار حدی (EVT[14]) اقدام به محاسبه ارزش در معرض ریسک برای کل فعالیت چند موسسه مالی و شرکت بیمه نموده و نتایج این تحقیق برای قیمت‌گذاری مجدد و اعلام مراتب به سهامداران و متقاضیان سهامشان پس از اعلام افزایش سرمایه‌ای معادل ۱۰۰درصد مورد استفاده قرار گرفت. پس از این افراد محققین چون گوری روکس[15]، جاساک[16] از روش EVT برای تخمین ارزش در معرض ریسک مورد استفاده نمودند. دلیل اصلی استفاده برخی از محققین از این روش این است که مدیریت ریسک اساساً نگران ریسک رویدادهای با احتمال کم است که می توانند به زیان‌های فاجعه آمیزی منجر شوند. با وجود این تمام روش های ارزش در معرض ریسک از تمرکز بر روی رویدادهای حدی چشم پوشی می کنند و مستقیماً بر روی معیارهای ریسکی متمرکز می شوند که با تمام توزیع بازده سازگار باشد. در مدیریت ریسک، رخدادهای حدی برای مدل کردن دنباله های توزیع بازده استفاده می شوند. روشهای EVT بر خلاف دیگر روش های پارامتریک و غیر پارامتریک بر روی مدل کردن دنباله های توزیع، به جای کل توزیع متمرکز می شوند.

در سالهای ۱۹۹۸ بعد همچنین محققینی مانند بودوخ[17]، ریچاردسون[18] و وایت[19] از روش هیبریدی که از ترکیب روش شبیه سازی تاریخی و روش ریسک‌متریک به دست می آید،جهت برآورد و محاسبه VaR استفاده نمودند. آنها با استفاده از این روش توانستند: با کاهش وزن نمایی هر بازده دارائی نسبت به بازده‌های قبلی، بازده‌ها را به صورت صعودی مرتب و VaRهائی را برای شرکتهای بیمه و سایر موسسات مالی استخراج نمایند که کارایی ابرآوردشان در مقایسه با شبیه سازی تاریخی بالاتر و قدرت پیش‌بینی مدلی بیشتری داشته باشند(زیرا که مدل مشخصات انعطاف پذیری زیادی دارد).

در سالهای بعد نیز افرادی چون برناک[20]، کاسیاک[21] و رنه‌تا[22] با استفاده از روش میانگین متحرک موزون نمایی اقدام به استخراج VaR نمودند که نتایج تحقیقات آنها برای دو شرکت بیمه بزرگ فعال در زمینه بیمه‌های عمر در امریکا حاکی از دقت و توانائی بیشتر این مدل نسبت به مدلهای قبلی بود. اما از سالهای ۱۹۹۹ به بعد عده‌ای از محققین دریافتند که به دلیل وجود ناهمسانی‌های موجود در سری‌زمانی داده‌های مورد بررسی روشهای مورد کاربرد از اعتبار و کاربرد مناسبی برخوردار نمی‌باشند خصوصاً شاخصهائی مانند سودوزیان و حق بیمه به این ترتیب اگر محققی با توجه به رابطه غیرخطی حق‌بیمه‌ها با خسارات در هر رشته اقدام به بررسی آستانه‌های ارزش در معرض ریسک پرتفوی یک شرکت بیمه برآید آنگاه ناهمسانی‌های احتمالی و عدم توجه به ضرورت مدل‌بندی آنها سبب انحراف تصمیم‌گیریهای اقتصادی بنگاه از تصمیم درست و بروز زیانهای جبران ناپذیر تا سرحد ورشکستگی خواهد بود. این محققین با استفاده از روش پارامتریکی موسوم به دلتای نرمال، مدلهای جدیدی با استفاده از روشهای اقتصادسنجی از خانواده الگوهای ARCH و GARCH اقدام به برآورد ارزش در معرض ریسک نمودند.

---

[12].Danielson
[13].Devries
[14].Extreme Value Theory
[15].Gourieroux
[16].jasak
[17].Boudoukh
[18].Richardson
[19].white
[20] Bernak
[21] Kasiak
[22] Reneta

۴- مبانی نظری محاسبه ارزش در معرض ریسک با استفاده از روش ARCH و GARCH

نظر به اثر بسیار چشمگیر تغییرپذیری در بازار های مالی، مطالعات نظری بسیار زیادی در این زمینه انجام شده و مدل های مختلفی توسعه یافته است. به طور کلی معین کردن یک معیار برای پیش بینی که در کل قابل قبول باشد غیر ممکن است. این مسأله به ویژه در مفهوم خطی حادتر است. ضعف روش های خطی در پیش بینی دراز و تشخیص الگوهای موجود در داده های یک سری زمانی غیر خطی و عدم پایداری روش های خطی در برابر نویزهای موجود واقعی، سبب شده است که اقتصاد دانان به دنبال روش های غیر خطی بروند. یکی از مهم ترین مدل های غیر خطی که برای تبیین رفتار تلاطمات در بازارهای مالی مورد استفاده قرار می گیرد، مدل های GARCH است. ما در این تحقیق از مدل GARCH برای پیش بینی تلاطم بازارهای مالی استفاده می کنیم. بدیهی است آشنایی با مدل های GARCH مستلزم آشنایی با تاریخچه ادبیات آن و روند تکامل این مدل ها می باشد. در این راستا ابتدا مدل های ARCH وGARCH سپس روشهای تخمین مدل و پیش بینی آن ها به صورت جزئی توضیح داده می‌شوند. مدلARCH ، از ساده ترین مدل های غیر خطی است که برای بررسی تلاطمات در بازارهای مالی، با در نظر گرفتن واریانس (یا واریانس شرطی) فرایند و متناسب با رفتار داده های مالی است. در این مدل فرض می شود که واریانس شرطی در طول زمان متغیر بوده و قابل پیش بینی می باشد. اگر چه فرض مانایی الزام می دارد که واریانس فرایند مستقل از زمان باشد، ولی این به معنی ثابت بودن واریانس شرطی نیست. زیرا که هر نوع گشتاور شرطی تابعی از مقادیر شرط است. برای یک فرایند r_t مانای خطی، واریانس VaR (r_t) برای تمام t ثابت می باشد.

$$r_t = r_{t-1} + a_t$$
$$r_t - r_{t-1} = a_t$$
$$r_t = \theta(B)a_t$$
$$E(r_t) = 0$$
$$\operatorname{var}(r_t) = \theta^2(B).\sigma^2$$

اما واریانس شرطی VaR $(r_t | r_{t-1}, r_{t-2},...)$ بستگی به مقدار مشاهدات داشته و بنابراین می تواند از دوره ای به دوره دیگر تغییر کند. عبارت شرط لزوما این گونه نیست که تنها تابع از r_t به صورت وقفه دار باشد، هر متغیر دیگر نیز می تواند باشد ولی مرسوم این است، که مقادیر وقفه دار r_t باشد. بنابراین: $\sigma_t = \phi(r_{t-1}, r_{t-2},...)$

این مدل اولین بار توسط انگل (۱۹۸۲) معرفی ، و به نام فرایندهایARCH معروف شد، که به عنوان یک رده شناخته شده از مدل های غیر خطی برای سری های زمانی مالی قابل توصیف می باشد.مفهوم مرسوم تر تعریف $\varepsilon_t = x_t - \mu = u_t\sigma_t$ به گونه ای است که مدل ARCH (۱) می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\varepsilon_1 | r_{t-1}, r_{t-2},...\mathrm{NID}(0,\sigma_T^2)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$$

با تعریف $v_t = \varepsilon_t - \sigma_t$ مدل بالا می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$v_t = \varepsilon_t^2 - \alpha_0 - \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$$
$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$$

از آن جایی که $E(r_t|r_{t-1},r_{t-2},...)=0$ ، لذا، این مدل به طور مستقیم در تناظر با یک مدل ARCH برای توان دوم جزء اخلال ε_t^2 ، قرار می گیرد. با این حال $v_t=\sigma_t^2(u_t^2-1)$ به جز خطا به طور واضح دارای مشکل ناهمسانی واریانس است، چون

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= r_t-\mu=u_t\sigma_t\\ v_t &= u_t^2\sigma_t^2-\sigma_t^2\\ \operatorname{var}(v_t) &= \operatorname{var}(\sigma_t^2(u_t^2-1))\end{aligned}$$

یک تعمیم معمول فرایند ARCH(q) است.

$$\phi(r_{t-1},r_{t-2},..,r_{t-q})=(\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i(r_{t-i}-\mu)^2)^{1/2}$$

که در آن $\alpha_0>0$ ،$\alpha_i\geq 0$ ، 1≤i≤q. این فرایند، می تواند به طور ضعیف مانا باشد، اگر تمام ریشه های معادله مشخصه مربوط به پارامترهای ARCH، خارج از دایره واحد قرار داشته باشند، یعنی، اگر $\sum\alpha_i<1$ که در این حالت واریانس غیر شرطی عبارت است از:

$$\operatorname{var}(x_t)=\alpha_t\Big/(1-\sum_{i=1}^{q}\alpha_i)$$

بر حسب ε_t و σ_t تابع واریانس شرطی عبارت است از:

$$\sigma_t^2=\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2$$

یا به طور هم ارز

$$\varepsilon_t^2=\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\sum_{t-i}^{2}\ +v_t$$

از جمله کاربردهایARCH هنگامی است که:

۱- در پیش بینی تغییرات آینده به دلیل واریانس متغیر،عدم قطعیت وجود داشته باشد، ۲- استفاده از متغیرهای برونزا در تغییرات واریانس نرخ های بازده مناسب نباشد ۳- اثر متغیرهای حذف شده از مدل تخمین، بهتر از فروض استاندارد لحاظ شود.

اما از سوی دیگر می توان ضعف های زیر را برای مدل ARCH برشمرد:

پاسخ مدل به شوک های منفی و مثبت یکسان است، چرا که مدل به مجذور واریانس شوک های قبلی وابسته است. مدل ARCH تا حدی محدود است. برای مثال مقدار α_1^2 برای مدل ARCH ، باید در بازه[۱/۳و۰]. باشد، اگر سری دارای گشتاور چهارم نامتناهی باشد. این محدودیت برای درجات بالاتر مدل بسیار پیچیده خواهد بود. این مدل هیچ گاه به دنبال ارائه منبع تلاطمات نبوده و تنها یک روش مکانیکی برای توضیح رفتار متغیرها ارائه می دهد. مدل های ARCH معمولا مقدار تلاطم را زیاد برآورد می کنند. زیرا پاسخ مدل ها به شوک های مجزای بزرگ در سری بازده معمولا به کندی است[۴۲].

مدل GARCH در سال ۱۹۸۶ توسط بلرسلو[۲۳] پایه گذاری شد و انگل[۲۴] در سال ۱۹۸۶و نلسون[۲۵] در سال ۱۹۹۱ کاملا آن را تکمیل نمودند. این مدل با در نظر گرفتن ویژگی تلاطم در حال تغییر به وجود آمده است. در کنار این، مدل های بسیار زیادی برای ویژگی

[23].Bollers Lev
[24].Engel
[25].Nelson

حافظه بلند مدت تلاطم در سری های زمانی ایجاد شد. برای مثال بایلی و همکاران در سال ۱۹۸۶ و بلرسلو و میکلسون در سال ۱۹۹۶ با ارائه مدل هایی به توصیف این پدیده پرداختند. مدل های زیادی با در نظر گرفتن این دو ویژگی داده های مالی برای تخمین ارزش در معرض ریسک در بازارهای مختلف با GARCH توسعه داده شده است[۴۳]. این روش یک مدل مبتنی بر تغییر واریانس در طول زمان است. کلمه شرطی[۲۶] بیانگر وابستگی به مشاهدات گذشته و خود همبستگی[۲۷] بیانگر مکانیزم بازخوری است که مشاهدات گذشته را در زمان حال مشارکت می دهد. GARCH مکانیزمی است که از واریانس های گذشته برای توضیح واریانس فعلی استفاده می کند یا به طور مشخص یک تکنیک مدل سازی سری های زمانی است که از واریانس های گذشته و تخمین واریانس های گذشته برای پیش بینی واریانس های آتی استفاده می کند. یکی از مشکلات کار برای مدل های ARCH این است که در q های بزرگ، تخمین غیر مقید پارامترهای آن در اغلب موارد منجر به نقض قیدهای نامنفی بودن α_i ها شود که برقراری آن ها همیشه برای مثبت بودن واریانس شرطی σ_t^2 لازم است. در بسیاری از کاربردهای این مدل، یک ساختار کاهشی وقفه نسبتا اختیاری برای α_i ها برای حصول اطمینان از برقرار شدن این قیدها اعمال می شود. برای دستیابی به یک انعطاف پذیری بیشتر، یک تعمیم دیگر به صورت فرایند ARCH تعمیم یافته(GARCH) پیشنهاد شده است. این فرایند(pوq)GARCH دارای تابع واریانس شرطی،

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(b)\sigma_t^2$$

که در آن P>۰ و $\beta_i \geq 0$ و ۱≤i≤ q.

برای این که واریانس شرطی مدل (pوq)GARCH خوش تعریف باشد، تمام ضرایب (∞)ARCH مدل $\sigma_t^2 = \theta_0 + \theta(\beta)\varepsilon_t^2$ باید مثبت باشد. به شرط این که $\alpha(B)$ و $\beta(B)$ دارای ریشه های مشترک (تکراری) نبوده و ریشه های(B)**β** خارج از دایره واحد قرار داشته باشند. این قید مثبت بودن برقرار می گردد، اگر و فقط اگر تمام ضرایب $\theta(B) = \alpha(B)/(1-\beta(B))$ نامنفی(صفر یا مثبت) باشند. برای یک فرایند(۱و۱)GARCH

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

مدل اثبات شده به طور وسیع برای مدل سازی سری های زمانی مالی مورد استفاده قرار می گیرد به طوری که هر سه پارامتر مثبت می باشند.

شکل معادل فرایند(GARCH(p,q چنین است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$
$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + (\alpha(B) + \beta(B))\varepsilon_{T-1}^2 + V_T - \beta(B)V_{T-1}$$

به طوریکه $\varepsilon_t^2 \approx ARIMA(m,p)$ که در آن m=Max(p,q) این فرایند می تواند مانای کم توان (ضعیف) باشد. اگر و فقط اگر ریشه های(B)**β**+(B)α خارج از دایره واحد قرار داشته باشند. یعنی۱>(B)**β**+(B)α ، مانایی ε_t^2 همچنین مانایی ε_t را نیز تأمین می کند. اما آن یک شرط کافی به جای شرط لازم برای مانایی پرتوان است. زیرا فرایندهای ARCH دارای دمب پهن تر است و شرط های مانایی کم توان بسیار قوی تر از شرط های مانایی پر توان است. برای مثال نلسون(۱۹۹۰) نشان می دهد که ε_t و σ_t^2 مانای اکید در فرایند(۱و۱)GARCH است اگر و فقط اگر $E(\log(\beta_1 + \alpha_1 u^2 t))$ و این شرط برقرار می گردد. اگر این پیچیدگی

[26].Conditional
[27].Autoregressive

در شرط های مانایی مفهوم "پایداری تلاطم"در مدل های GARCH را به دنبال دارد با این حال هم بلرسلو و دیگران (۱۹۹۶) استدلال می کنند، مفهوم مدل هایGARCH تا حدی توأم با ابهام است. یک تعریف قابل قبول این است که، گفته شود شوک ها در صورت مانایی σ_t^2 از دیر پایی ساقط می شوند، به طوری که امید ریاضی شرطی، $E(\sigma_{t+s}^2|\varepsilon_t,\varepsilon_{t-1},...)$ در صورت $S\to\infty$ همگرا به واریانس غیر شرطی $\alpha_0/(1-\alpha(1)-\beta(1))$ باشد. تعریف دیگر متمرکز بر گشتاورهای پیش بینی است و می گوید دیر پایی شوک ساقط می شود اگر و فقط اگر $E(\sigma_{t+s}^2|\varepsilon_t,\varepsilon_{t-1},...)$ برای بعضی مقادیر η>۰ همگرا به یک حد متناهی مستقل از $\varepsilon_t,\varepsilon_{t-1},...$ باشد. مدل(۱،۱)GARCH را در نظر بگیریم.

$$\sigma_t^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\beta_1\sigma_{t-1}^2$$
$$\sigma_{t+1}^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_t^2+\beta_1\varepsilon_t^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_t^2(u_t^2+\beta_1)$$

که برای آن داریم:

$$E(\sigma_{t+s}^2|\varepsilon_t,\varepsilon_{t-1},...)=\alpha_0(\sum_{k=0}^{s-1}(\alpha_1+\beta_1)^k)+\sigma_t^2(\alpha_1+\beta_1)^s$$

می توان به سادگی نشان داد که امید ریاضی شرطی به واریانس غیر شرطی $\alpha_0/(1-\alpha(1)-\beta(1))$ آن همگرا می شود، اگر و فقط اگر $\alpha_1+\beta_1<1$ ، شرایط ثابت نشان می دهد که اثر مجذور تلاطم گذشته روی واریانس شرطی فعلی، به صورت نمایی در طول وقفه کاهش می یابد. یعنی از نظر توابع F⊂A این توابع با افزایش تعداد وقفه ها به صورت تابع لگاریتمی به سمت صفر نزول می کنند. توجه کنید که مدل ریسک متریک یک نمایش خاص از مدل GARCH است که در آن**μ**=۰، ω=۰، و β_1=۱-α_2 = λ است. پیش بینی مدل های GARCH ، از طریق استفاده از روش های پیش بینی ARMA می باشد. فرض می کنیم که مدل GARCH(۱،۱)و افق پیش بینی h باشد. داریم:

$$\sigma_{h+1}^2=\alpha_0+\alpha_1\alpha_h^2+\beta_1\sigma_h^2$$

در حالی که α_hو σ_h^2 مربوط به t=h می باشند. در آن صورت برای یک پیش بینی یک روزه داریم:

$$\sigma_h^2=\alpha_0+\alpha_1\alpha_h^2+\beta_1\sigma_h^2$$

برای پیش بینی های بعدی، از رابطه $\alpha_t^2=\sigma_t^2\varepsilon_t^2$ استفاده کرده و مدل را به صورت زیر می نویسیم:

$$\sigma_{t+1}^2=\alpha_0+(\alpha_1+\beta_1)\sigma_t^2+\alpha_1\sigma_t^2(\varepsilon_{t-1}^2)$$

اگر t=h+۱ باشد، در آن صورت معادله به صورت زیر می باشد:

$$\sigma_{t+1}^2=\alpha_0+(\alpha_1+\beta_1)\sigma_t^2+\alpha_1\sigma_t^2(\varepsilon_t^2-1)$$

تا زمانی که $E(\varepsilon_{h+1}^2-1)|f_N)=0$ باشد، در آن صورت پیش بینی تلاطم به صورت زیر می باشد:

$$\sigma_{h+2}^2=\alpha_0+(\alpha_1+\beta_1)\sigma_{h+1}^2+\alpha_1\sigma_{h+1}^2(\varepsilon_{h+1}^2-1)$$

در حالت کلی داریم:

$$\sigma_h^2(l)=\alpha_0+(\alpha_1+\beta_1)\sigma_h^2(l-1)$$

این حالت دقیقا معادل با مدل (۱و۱)ARMA باAR چند جمله ای $1-(\alpha_1+\beta_1)\beta$ است. لذا پیش بینی L دوره بعد به صورت زیر می باشد:

$$\sigma_h^2(l)=\frac{\alpha_0[1-(\alpha_1+\beta_1)^{l-1}]}{1-\alpha_1+\beta_1}+((\alpha_1+\beta_1)^{l-1}\sigma_h^2(1)$$

و لذا خواهیم داشت:

$$\sigma_h^2(1) \to \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1} \qquad l \to \infty$$

آزمون لازم که روی داده ها باید انجام شود:

برای به کار گیری مدل های GARCH به صورت مؤثر، باید داده های سری زمانی، دارای خود همبستگی معنی دار باشد. خود همبستگی در سری های زمانی باید با استفاده از تست Box-Ljung مورد بررسی قرار گیرد. این تست فرضیه های آماری مناسب را برای پرتفلیوها را برای به کار گیری GARCH در تخمین در نظر می گیرد. نوسانات تنها در صورتی می تواند به صورت خودهمبسته نشان داده شود که، خودهمبستگی مشاهدات در بازده سری های زمانی معلوم گردد. این امر با استفاده از تست Box-Ljung صورت می گیرد که یک آماره با توزیع مربع کای می باشد. برای تست فرضیه صفر به صورت عدم خود همبستگی تعریف می شود $H_0 = P_0 = P_1 = 0$ اگر مقدار این آماره از مقدار مربع کای در سطح اطمینان داده شده کمتر باشد، در آن صورت فرضیه صفر برقرار است. در غیر این صورت فرضیه خودهمبستگی پذیرفته می شود.

• تست Box-Ljung:

این تست با استفاده از آماره زیر انجام می گیرد:

$$BL(p) = T*(T+2)\sum_{k=1}^{p}\frac{p_k^2}{T-k}$$

که BL(P) آماره Box-Ljung در احتمال مورد نظر، T تعداد روزهایی که بازده آن ها در نظر گرفته می شود، K تعداد روزهای با وقفه در هر سطح اطمینان و ρ ضریب خودهمبستگی است که به صورت زیر برآورد می شود:

$$p_k^n = \frac{\sum_{t=k+1}^{T}\{(r_t-\bar{r})\} \Big/ [T-(k-1)]}{\sum_{t=1}^{T}\{(r_t-\bar{r})^2\} \Big/ [T-1]} \qquad \bar{r} = \frac{\sum_{t=1}^{T} r_t}{T}$$

برای به دست آوردن ارزش در معرض ریسک، آن چه لازم است، برآورد واریانس یک روزه با استفاده از مدل های مختلف و تحت شرایط توزیع های احتمال متفاوت است. معمولا واریانس شرطی $D(0,\sigma_t^2)$ برای جمله خطا ε_t بسته به نوع توزیع متفاوت خواهد بود. برای توزیع نرمال واریانس شرطی $N(0,\sigma_t^2)$ و برای t استاندارد با υ درجه آزادی، واریانس شرطی

$\sigma_t^2 (i.e, \varepsilon_t \approx \sigma_t t(v)) \Big/ \sqrt{v/(v-2)}$

خواهد بود. لذا ارزش در معرض ریسک با اندازه گیری روزانه در روز t به صورت $(1-e^{M+C\delta})P_{t-1}$ است. وقتی که $c = z_\alpha$ برای توزیع نرمال و توزیع $t_\alpha(v)/\sqrt{v/(v-2)}$ جمله خطا و $t_\alpha(v)$ توزیع t با درجه آزادی υ است. وقتی تخمین و پارامترهای مدل GARCH در دسترس است تخمین مدل VaR به راحتی به دست می آید. در سالهای اخیر ، محققان به صورت گسترده ای از مدل های GARCH استفاده کردند .بدون تردید، این مدل ها در محافل علمی جایگاه خاصی پیدا کرده و استفاده از آنها آنچنان توسعه یافته است که کارهای تحقیقاتی متعددی در مورد ویژگی ها و کاربردهای تجربی آنها وجود دارد.

۵- برآورد و تخمین مدل

در این تحقیق هدف شناسائی ارزش در معرض ریسک شرکتهای بیمه می‌باشد. در این تحقیق متغیر مورد بررسی سود حاصل از عملیات بیمه‌گری شرکت مورد مطالعه با استفاده از داده‌های برآوردی ماهانه طی دوره زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۸ یعنی ۶۴ مشاهده می‌باشد. برآورد حد و اندازه ارزش در معرض ریسک سود به بیمه‌گران کمک خواهد کرد تا مرز بین ریسک‌های قابل تحمل و غیرقابل تحمل را در پذیرش ریسک‌های مختلف شناسائی و لذا پرتفوی کل شرکت را از خطر زیان بزرگ و خطر ورشکستگی نجات دهد.

۵-۱- آزمون ریشه واحد

این آزمون برای متغیر سود انجام گرفته که از تفاضل حق بیمه‌عاید شده و خسارت‌واقع شده به دست آمده است. مراحل کار بدین صورت است که از طریق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته(ADF)[۲۸] به بررسی مانایی متغیر پرداختیم. براساس آماره ADF محاسبه شده برای متغیر مورد مطالعه می‌بایست در سطوح اطمینان مورد نظر، این مقدار بزرگتر از مقادیر بحرانی باشد. در این صورت می‌توانیم بپذیریم که متغیر در شرایط مورد مطالعه دارای ریشه واحد نبوده و رگرسیون مورد برآورد، کاذب و غیرقابل استناد نیست. در این مطالعه با بررسی متغیر مورد مطالعه مشخص گردید که متغیر مذکور در "سطح" مانا نبوده- یعنی متغیر **I(۱)** بود- لذا در مرحله بعد آزمون " تفاضل مرتبه اول" انجام گرفت و نتیجه این شد که در تفاضل مرتبه اول متغیر مانا گردید. به این ترتیب نتیجه نشان می دهد به دلیل کوچکتر بودن آماره ADF از مقادیر بحرانی، نمی توان فرضیه H_0 را مبنی بر نامانایی متغییر را در سطح ۹۹٪ رد کرد و بنابراین این متغیر در سطح نامانا‌ست و با یک مرتبه تفاضل گیری آماره ADF از مقادیر بحرانی بزرگتر است و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی این متغیر در سطح ۹۹٪ رد می شود و بنابراین متغیر **I(۱)** می باشد.

نتیجه آزمون متغیر سود بیمه گری	مقدار آماره **ADF**	مقادیر بحرانی	
در سطح متغیر	۰.۷۰۲۸۹۲	-۳.٤٥٣١٥٣	٪۱ Level
		-۲.۸۷۱٤۷٤	٪٥ Level
		-۲.٥۷۲۱۳٥	٪۱۰ Level
در تفاضل مرتبه اول	-۲۰.۱٤۷۷۱	-۳.٤٥۳۱٥۳	٪۱ Level
		-۲.۸۷۱٤۷٤	٪٥ Level
		-۲.٥۷۲۱۳٥	٪۱۰ Level

۵-۲- برآورد مدل ARIMA

باکس و جنکینز(Box & Jenkins) ابزارهای جدیدی برای پیش بینی ایجاد کرده اند که از نظر تکنیکی به متدلوژی ARIMA شهرت یافته است. بزرگترین حسن این مدل ها، استفاده از آن ها برای پیش بینی است، زیرا در این مدل ها فقط از وقفه های متغییر وابسته و پسماند استفاده می شود. به همین دلیل، مدل هایARIMA گاهی اوقات مدل های غیر تئوریک گفته می شوند، زیرا معمولا تئوری های اقتصادی بر ساس مدل های معادلات همزمان استخراج می شوند و مدل های ARIMA از تئوری های اقتصادی به دست نمی آیند.

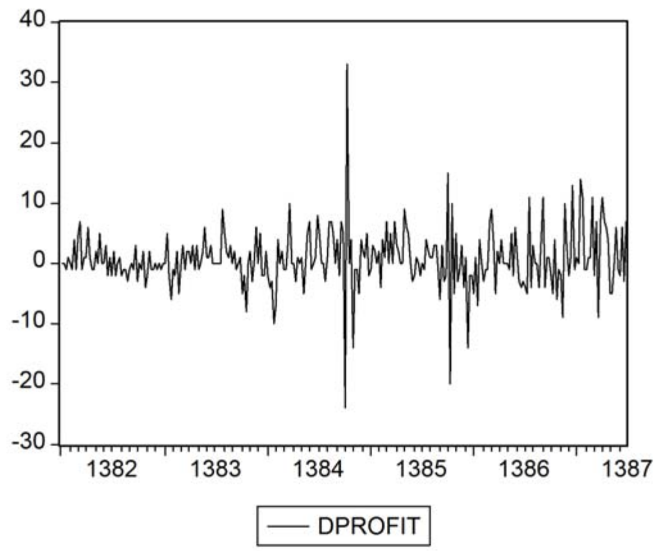
[۲۸] Augmented Dickey Fuller

پس از مشخص شدن وضعیت ریشه واحد متغیر مورد بررسی با توجه به این فرض که سود در هر دوره را می‌توان در قالـب یـک معادله اتورگرسیو مدل‌بندی نمود، حالتهای مختلف از طریق بررسی توابع خودهمبســتگی و همبســتگی جزئــی، مــدل اصــلی را مــورد شناسائی قرار می‌دهیم. در این مرحله نتیجه کار این بود که مدل بهینه براساس فرآیند(۱,۵)ARIMA برآورد گردید.

DPROFIT=0.77-0.19 DPROFIT (-1) +0.13 DPROFIT (-5)

t ⟶ 2.59 -3.18 2.29

نمودار۱- نمودار تغییرات ماهانه متغیر مورد مطالعه



۵-۳- آزمون ناهمسانی ARCH-LM

پس از برآورد مدل ARIMA، با استفاده از مدل خودرگرسیونی، واریانس ناهمسانی شرطی و خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، متغیر سود را اندازه‌گیری می کنیم. در این شرایط مشخص گردید که مدل مورد بررسی دارای ناهمسانی واریانس می‌باشد. لذا استفاده از تخمین حداقل مربعات معمولی(OLS) مقدور نبوده و ما باید از روش حداقل مربعات عمومی(GLS) استفاده کنیم.

۵-۴- تخمین مدل GARCH

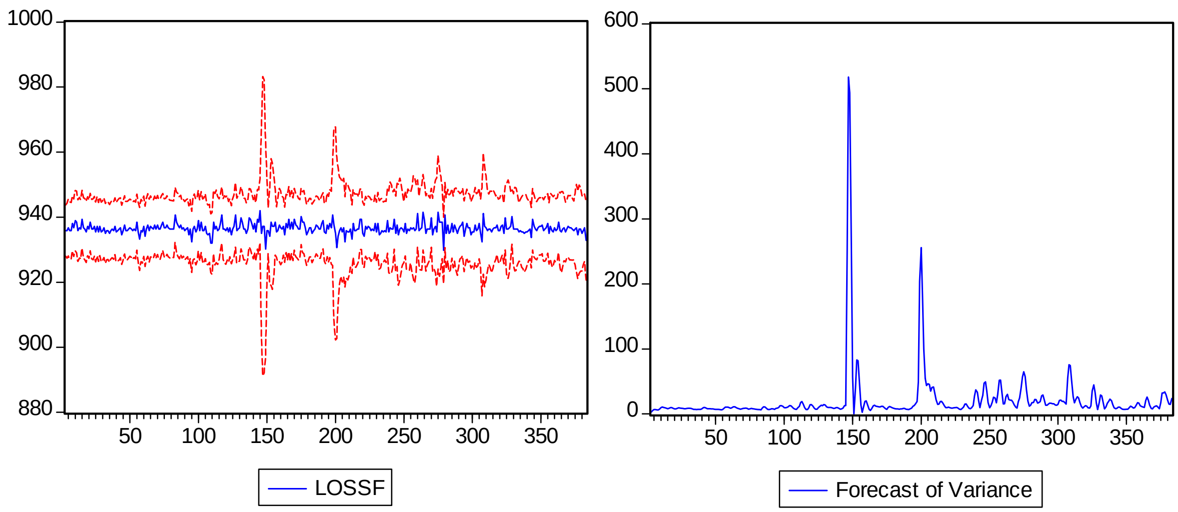
پس از برآورد مدل ARIMA، با استفاده از مدل خود رگرسیونی واریانس نا همسانی شرطی و خود رگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، متغییر سود را اندازه گیری می کنیم. در این مرحله به دنبال ترکیبی از مدل‌های ARCH با وقفه‌های مختلف ARIMA هستیم که حداقل مقدار را برای معیارهای AIC وSBC داشته باشد که بهترین مدل با GARCH(1,3) بدست آمد.

GARCH=2.4628+0.3310*RESID(-1)^2+0.0553*GARCH(-1)-0.0844*GARCH(-2)+0.6299*GARCH(-3)

۵-۵- برآورد تغییرپذیری

با استفاده از مدل GARCH برآورد شده نسبت به برآورد تغییرپذیری(Volatility) موجود در سود ناشی از عملیات بیمه‌گری اقدام کردیم که نمودارهای آن مطابق زیر است.

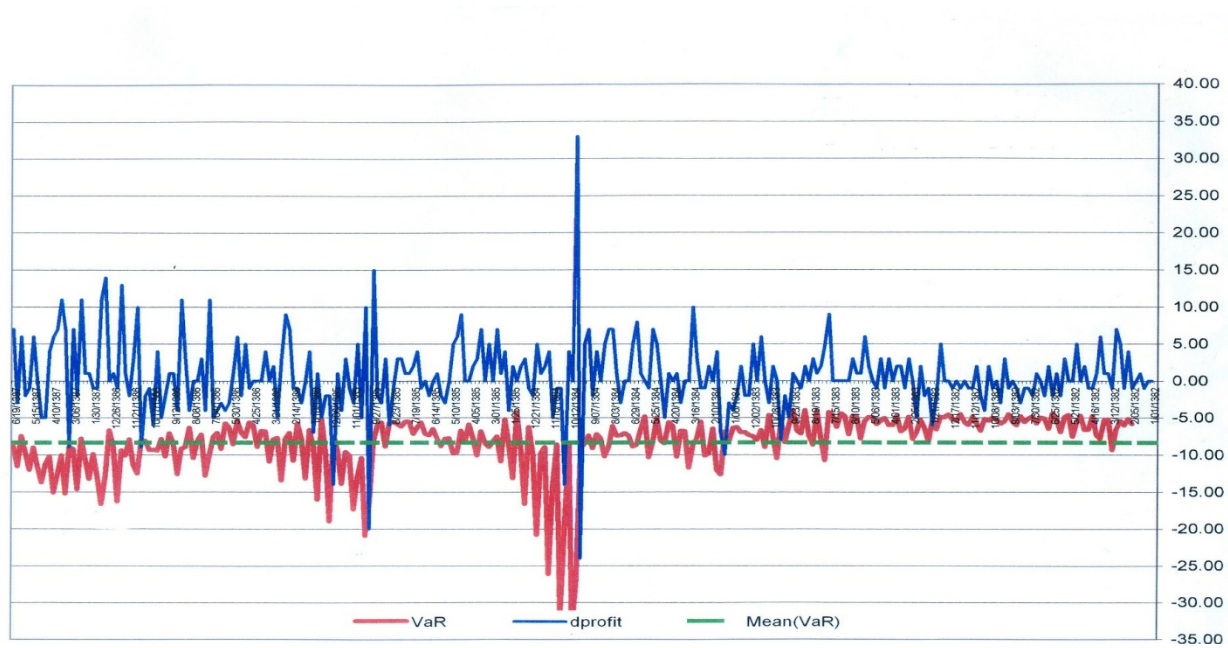
نمودار ۲- برآورد تغییرپذیری حاصل از خروجی مدل



۵-۶- محاسبه آستانه ارزش در معرض ریسک(VaR)

در این شرایط با توجه به فرمول ارزش در معرض ریسک بیان شده با استفاده از تغییرپذیری حاصل از مدل پیش‌بینی، ارزش در معرض ریسک مطلق و متوسط در مقایسه با سود مطابق نمودار زیر به دست آمد.

نمودار ۳- برآورد ارزش در معرض ریسک مطلق و متوسط در مقایسه با سود



۶- نتیجه‌گیری

اهم نتایج این نوشتار را می توان به صورت زیر بیان نمود:

- **خط سبز معرف متوسط حد مطلوب ارزش در معرض ریسک است، ما با این کار مشخص کردیم که اگر داده های مورد بررسی به تعداد زیادی باشند این حد مطلوب قابل اندازه گیری است اما از آن جایی که شرکت مورد بررسی ما شرکت خصوصی و نو پایی بوده و در سال های اولیه فعالیت خود قرار داشته به همین دلیل، حد مطلوب قابل اندازه گیری است ولی تاکید قابل اعتمادی بر تحلیل ها بر پایه آن وجود ندارد(به خاطر این که پرتفوی این شرکت در شرایط بالغ شدن بوده و از تنوع و پایداری ریسک برخوردار نبوده است)**
- **همچنین با بررسی نمودارها مشخص می شود که نسبت قریب به اتفاق مقادیر استخراجی ارزش در معرض ریسک بین متوسط ارزش در معرض (VaR) و نقطه صفر بوده است که این امر می تواند توجیهی بر پیاده سازی مناسب مدیریت ریسک در طی دوران مورد بررسی باشد.اما در سه منطقه نسبتا بزرگی که مقادیر VaRبزرگ تر از Mean(VaR) شده است .نقاط بی نظمی در مدیریت ریسک شرکت مشاهده شده با بررسی دلایل این امر متوجه شده ایم که:**

الف)در ناحیه اول شرکت بیمه نمونه ناگزیرشده است که وارد بازار بیمه اتومبیل شود لذا کلیه خودروهای صفر تولیدی سایپا و زامیاد و پارس خودرو و گروه بهمن (خودروهای صفر کیلومتر) به یک باره بیمه نموده به طوری که تعداد اتومبیل های مورد بررسی به حدود روزی ۱۴۰۰تا ۲۰۰۰خودرو بوده است . این امر سبب شده است که ریسک زیادی به شرکت وارد شود .

ب)در ناحیه دوم شرکت بیمه نمونه ،شرکت ملی نفت کش و قسمتی از شرکت های تابعه کشتیرانی را مورد پوشش خود قرار داده است.

ج)در ناحیه سوم این شرکت وارد پروژه های نیروگاهی و سد سازی شرکت مپنا گردیده است.

- **با بررسی روند زمانی تغییرات سود شرکت بیمه نمونه نشان داده شده است که هر چند نوسانات سود و زیان بیشتر بر پایه سود بوده است ولی روند نامنظمی در این شاخص دیده می شود. که این امر را تقویت می کند که شرکت بیمه نمونه هنوز نتوانسته است روند سودآوری بنگاه خود را به سمت نوسانات مطمئنی پیش ببرد، دلیل این امر را می توان در چهار عامل دید:**

الف)۸۶درصد پرتفوی شرکت بیمه نمونه مربوط به بیمه های اتومبیل است که به دلیل ثبات حق بیمه دریافتی در بیمه اتومبیل طی سال های اخیر، اما افزایش دیات، افزایش خودروها، تامین و نگهداری گران اتومبیل ها و این که احتمال تصادف خودروها کاملا تصادفی است ،خسارت بسیار زیادی از این ناحیه وارد می شود.

ب)شرکت بیمه نمونه دومین ناوگان هواپیمایی کشور یعنی هواپیمای آسمان را در پرتفوی خود دارد. که حجم حق بیمه بالا ی آن و متعاقب آن احتمال بروز کم خسارت اما شدت زیاد آن نوعی نا همگنی را در پرتفوی بیمه نمونه ایجاد کرد.

ج)وجود پرتفوی دومین ناوگان کشتیرانی کشور یعنی شرکت ملی نفت کشور که آن هم مانند مورد قبلی احتمال خسارت کم ولی با شدت زیاد را دارد،که خود نیز عاملی در ناهمگنی پرتفوی می باشد.

د)وجود بزرگترین نیروگاه ساز و سد ساز کشور در پروژه های مهندسی ایران یعنی شرکت مپنا سبب حق بیمه زیاد اما خسارت شدید نیز دارد.

نتیجه این که وجود حجم زیاد پرتفوی اتومبیل،پرتفوی هواپیما،پرتفوی کشتیو مهندسی که در شش ماهه اول سال ۸۷ ، در حدود ۹۲ درصد از پرتفوی بیمه نمونه را تشکیل می دادند سبب نا همگنی و نا متقارن ریسک پرتفوی بیمه نمونه شدند. و بیمه نمونه تاکنون نتوانسته است از طریق توسعه سایر بیمه نامه های خود این عدم تقارن را جبران نماید .به دلیل احتمال بروز خسارت های با فراوانی کم

و شدت زیاد در موارد ذکر شده سبب عدم ثبات تضمین سودآوری آینده بیمه نمونه شده است. به عبارتی این ناهمگنی ها موجب شده است تا نتوان در مورد سودآوری شرکت بیمه تضمینی برای افزایش آن وجود داشته باشد.

در مجموع،محاسبه شاخص **VaR**برای شرکت بیمه نمونه به دلیل وجود آمار اطلاعات دقیق ثبت و ضبط سری زمانی شاخص های مالی کاملا امکان پذیر بوده اما به دلیل آن که شرکت،شرکت نوپایی می باشد و از یک طرف به علت سرمایه زیاد توانسته است وارد بازار بیمه کشتی و هواپیما شود. و همچنین به دلیل وجود سهامداران خودرویی وارد صدور انبوه بیمه نامه برای خودروهای صفر کیلومتر خودروسازان بزرگ کشور شده است . و تاکنون پرتفوی نامتقارن و غیر همگن داشته است که این امر تهدیدی بر ثبات سودآوری شرکت محسوب می شود. در این رهگذر تا زمانی که پرتفوی شرکت به تقارن کافی یا همگنی ریسک نرسد امکان ثبات روند سودآوری و تایید دقیق مدیریت ریسک آن امکان پذیر نمی باشد.

فهرست منابع و ماخذ

1- Allen, L. ,Boudoukh, J. , Saunders, A,2004, understanding market, Credit, and Operational Risk: The Value At Risk Approach, carlton: Black well Science, PP:5-50
2- Bollerslev, T. , Chou, R.Y. , Kroner, K.F , 1992,. ARCH Modeling in Finance; A review of The Theory and empirical evidence. Journal of Econometrics 52,5-59
3- Cheung, Y,W, 1993 , Tests for r fractional integration: a Montecarlo investigation. Journal of time series Analysis 14, 331-345
4-Crouhy, Michel, Galai,and Robert Mark,2001 , Risk Management, Mc Grow-Hicl, pp:187-8
5-Dai,Bo, 2001, Value at risk , Department of Mathematicks national university of singapore PP: 2-12
6- Duffie, J pan, 1997, An owerview of value at risk. Journal of Derivatives.
7- Fabozi. Frank.j, modigilian: frank. J, ferri. Micheal g, foundation of Financial market Institution, page 925
8- Fischer, Donald E, and Fonaldy. Jordan, 2003 , security Analysis and portfolio.
9- GA Holton, 2002, History Of Value-At-Risk: 1922-1998 working Paper
10- GA Holton, 2002, History Of Value-At-Risk: 1922-1998 working Paper
11-Haugen, Robert A, 2002, Modern Investment Theey. 5 Th Edition. Pretice-Hall of India Private Limitd. Pp: 135-6
12- J Engel, M Gizycki , 1999 , Conservatism, Accuracy and Efficiency: comparing Value-at-Risk Models. Australian Prudential Regulation Authority.
13- J Hull, Awhite, 1998 , Value at risk When Daily Changes Are Not Normally Distributed. Journal of Derivatives.
14- J Hull, 2002, Fudamentals of futures and Options Markets. Fourth Edition.
15- Jones,Charles P, 2004, Investments:analysis and management.9 Th Edition John wiley sons pp:10-11
16- jones,charles p,2004 , Investments:analysis and management PP:190
17- Jones,Charles P, 2004, Investments:analysis and management.9 Th Edition John wiley sons
18- Jorion, 2001 , value At Risk, The new bench mark for managing financial
Risk, Second edition, New york:Mc Graw-Hill pp:3-51
19- Mike, p.s, yu,p. , “Emperical analysis of GARCH models in value at risk estimation ,2006, Journal of International financial Markets, Institutions $ Money 16: 180-197
20- Neil D. Pearson, 2002, Risk Budgeting: Portfolio problem Solving With Value at-Risk. PP : 33-4
21- Neild Pearson, 2002 , Risk Budgeting: Portfolio problem Solving With Value at-Risk PP: 48-49
22-Neild PP: 55-7
23- Neild Pearson, 2002, Risk Budgeting: Portfolio problem Solving With Value at-Risk PP : 67-70
24- Neil D. Pearson, 2002, Risk Budgeting: Portfolio problem Solving With Value at-Risk. PP : 92-96
25- Neil D. Pearson, 2002 , Risk Budgeting: Portfolio problem Solving With Value at-Risk. PP : 99-101
26- P Jorion, 1997, in Defense OF VaR. Derivatives Strategy.

27- P Jorion , 2000 , Value at Risk: The New Bench Mark For Managing Financial Risk Second Edition. MC Graw-Hill.
28- P Jorion , 2000 , Value at Risk: The New Bench Mark For Managing Financial Risk Second Edition. MC Graw-Hill.
29- P Jorion , 2000 , Value at Risk: The New Bench Mark For Managing Financial Risk Second Edition. MC Graw-Hill
30- pyle,D. H, 1997 , Bank Risk Management: Theory,u.c. Berkeley, Research, program in finance, working paper Rpf-272,July
31-pyle,D. H, 1997 , Bank Risk Management: Theory,u.c. Berkeley, Research, program in finance, working paper Rpf-272,July
32-Risk. Matrics Tm: 1996 , Technical Document.J.P.Morgan. 4 Th Edition. December pp : 5-24
33- Risk. Matrics Tm: 1996 , Technical Document, pp : 10-20
34- THlee, Bsaltoglu, 2002, Assessing The Risk For Casts For Japanese Stock Market. Japan and The World Economy 14: 63-85

پیوست ۱– نتایج آزمون ریشه واحد

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PROFIT

Null Hypothesis: PROFIT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.702892	0.9921
Test critical values:	1% level	-3.453153	
	5% level	-2.871474	
	10% level	-2.572135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PROFIT)
Method: Least Squares
Date: 11/09/08 Time: 05:15
Sample (adjusted): 1/15/1382 6/26/1387
Included observations: 285 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PROFIT(-1)	0.003649	0.005191	0.702892	0.4827
D(PROFIT(-1))	-0.185455	0.058987	-3.144009	0.0018
C	-0.567316	2.036603	-0.278560	0.7808

R-squared	0.034357	Mean dependent var	0.722807
Adjusted R-squared	0.027509	S.D. dependent var	4.957247
S.E. of regression	4.888588	Akaike info criterion	6.022155
Sum squared resid	6739.320	Schwarz criterion	6.060602
Log likelihood	-855.1571	F-statistic	5.016721
Durbin-Watson stat	1.967799	Prob(F-statistic)	0.007230

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PROFIT)

Null Hypothesis: D(PROFIT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-20.14771	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.453153	
	5% level	-2.871474	
	10% level	-2.572135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PROFIT,2)
Method: Least Squares
Date: 11/09/08 Time: 05:17
Sample (adjusted): 1/15/1382 6/26/1387
Included observations: 285 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PROFIT(-1))	-1.181243	0.058629	-20.14771	0.0000
C	0.849359	0.292198	2.906795	0.0039

R-squared	0.589218	Mean dependent var	0.024561
Adjusted R-squared	0.587767	S.D. dependent var	7.607175
S.E. of regression	4.884217	Akaike info criterion	6.016888
Sum squared resid	6751.127	Schwarz criterion	6.042519
Log likelihood	-855.4065	F-statistic	405.9304
Durbin-Watson stat	1.966116	Prob(F-statistic)	0.000000

پیوست ۲- خروجی نتیجه برآورد مدل ARIMA(۱,۵)

Dependent Variable: DPROFIT
Method: Least Squares
Date: 11/09/08 Time: 05:29
Sample (adjusted): 2/12/1382 6/26/1387
Included observations: 281 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.769995	0.296810	2.594233	0.0100
DPROFIT(-1)	-0.186680	0.058646	-3.183176	0.0016
DPROFIT(-5)	0.134576	0.058850	2.286772	0.0230

R-squared	0.050616	Mean dependent var	0.733096
Adjusted R-squared	0.043786	S.D. dependent var	4.991057
S.E. of regression	4.880564	Akaike info criterion	6.019018
Sum squared resid	6621.934	Schwarz criterion	6.057861
Log likelihood	-842.6720	F-statistic	7.410774
Durbin-Watson stat	1.968948	Prob(F-statistic)	0.000732

پیوست ۳- نتیجه خروجی آزمون ARCH بر روی پسماندهای مدل برآورد شده

ARCH Test:

F-statistic	53.54292	Probability	0.000000
Obs*R-squared	45.21893	Probability	0.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/09/08 Time: 05:39
Sample (adjusted): 2/19/1382 6/26/1387
Included observations: 280 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.17014	3.815437	3.713896	0.0002
RESID^2(-1)	0.401796	0.054910	7.317303	0.0000

R-squared	0.161496	Mean dependent var	23.63858
Adjusted R-squared	0.158480	S.D. dependent var	65.47240
S.E. of regression	60.06072	Akaike info criterion	11.03571
Sum squared resid	1002827.	Schwarz criterion	11.06167
Log likelihood	-1542.999	F-statistic	53.54292
Durbin-Watson stat	1.849415	Prob(F-statistic)	0.000000

پیوست ۴- نتیجه خروجی برآورد مدل ARCH

Dependent Variable: DPROFIT
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 11/09/08 Time: 05:43
Sample (adjusted): 2/12/1382 6/26/1387
Included observations: 281 after adjustments
Convergence achieved after 42 iterations
Variance backcast: ON
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2) + C(8)*GARCH(-3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.463157	0.223182	2.075244	0.0380
DPROFIT(-1)	-0.104148	0.055922	-1.862396	0.0625
DPROFIT(-5)	0.118013	0.050142	2.353563	0.0186
		Variance Equation		
C	2.462816	0.791943	3.109840	0.0019
RESID(-1)^2	0.331054	0.073435	4.508092	0.0000
GARCH(-1)	0.055325	0.052251	1.058829	0.2897
GARCH(-2)	-0.084430	0.027113	-3.114040	0.0018
GARCH(-3)	0.629923	0.068828	9.152113	0.0000

R-squared	0.040951	Mean dependent var	0.733096
Adjusted R-squared	0.016360	S.D. dependent var	4.991057
S.E. of regression	4.950063	Akaike info criterion	5.818030
Sum squared resid	6689.352	Schwarz criterion	5.921613
Log likelihood	-809.4332	F-statistic	1.665269
Durbin-Watson stat	2.140391	Prob(F-statistic)	0.117537