فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۲ / شماره ۳ (پیاپی ٤٧) / پائیز ۱٤۰۲
صفحه ۱۷۷ تا ۱۹۰

بررسی مدل‌های سنجش ریسک سیستمیک و انتخاب رویکرد بهتر در مؤسسات مالی ایران

مجید نوروزی
دانشجوی دکتری مدیریت مالی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران.

حمیدرضا کردلویی
گروه مدیریت و حسابداری، واحد اسلامشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران.

رضا غلامی جمکرانی
گروه حسابداری و مالی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی ، قم، ایران.

حسین جهانگیرنیا
گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۸/۰۴ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۸/۱۷

چکیده

در مقاله حاضر به بررسی و مطالعه ریسک سیستمیک در مؤسسات مالی ایران پرداخته شده است. با توجه به رویکردهای مختلف جهت اندازه‌گیری ریسک سیستمیک، این مقاله به دنبال انتخاب رویکرد بهتر برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک است. انتخاب رویکرد بهتر با توجه به خطای پیش‌بینی ارائه شده توسط هریک از مدل‌ها است که برای داده‌های بررسی شده طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ برای بانک‌ها، بیمه‌ها و لیزینگ‌های منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار محاسبه و پردازش شده است. مدل‌های به کار گرفته شده اعم از مدل‌های گارچی چند متغیره، مدل ارائه شده توسط برانلس و انگل به نام VCT، مدل‌های عاملی، مدل‌های آماری دومتغیره است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که مدل پیشنهادی برانلس و انگل (VCT) خطای کمتری را نسبت به سایر مدل‌ها از خود نشان داده است.

واژه‌های کلیدی: ریسک سیستمیک، کسری نهایی مورد انتظار (MES)، پیش‌بینی برون نمونه‌ای. همبستگی شرطی پویا (DCC).

۱- مقدمه

پس از وقوع بحران مالی جهانی طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹، مطالعات بر روی ریسک سیستمیک در بازارهای مالی (منشأ بحران) مورد توجه پژوهشگران قرار گرفت. نکته مهمی که بحران مالی جهانی به همراه داشت این بود که اگر نظارت بر سیستم مالی محدود به هر یک از مؤسسات مالی به صورت انفرادی گردد، ممکن است منجر به نادیده گرفتن نقش هر یک از این مؤسسات در بروز ریسک سیستمیک شود. در سال ۲۰۰۷، سیستم مالی چند مشخصه بحران را از خود نشان داد. بسیاری از بانک‌ها و مؤسسات مالی بزرگ، یک طرح تأمین مالی به ظاهر سودآور را به کار گرفته بودند: استقراض کوتاه‌مدت جهت تأمین مالی دارایی‌های بلندمدت غیر نقد شونده دارای بازدهی بالا. در مؤسسات مالی که ماهیتاً دارای اهرم هستند، اهرم بالا و عدم انطباق بین نقدشوندگی دارایی‌ها و تعهدات مؤسسات مالی، این نهادها را در معرض بحران عدم اطمینان قرار می‌دهد که به نوعی بر بازدهی سهام این مؤسسات اثرگذاشته و موجب بروز ریسک سیستمیک و در نتیجه سرایت آن به بازارها و قسمت واقعی اقتصاد خواهد بود. زیان گسترده و درماندگی مالی مؤسسات مالی می‌تواند اثرات نامطلوبی بر روی سایر بخش‌های اقتصادی داشته باشد. اندازه‌گیری ریسک سیستمیک با مدل‌های مناسب موجب شناسایی و پیشگیری از وقوع بحران‌ها به صورت منطقه‌ای و هم به صورت جهانی خواهد بود. در این بین توجه به مدل‌های اندازه‌گیری ریسک سیستمیک مهم بوده و محققان امور مالی به دنبال اندازه‌گیری دقیق‌تر آن است (بودی، کین و مارکوس، ۱۳۸۴). از دلایل مهم بررسی ریسک سیستمیک و انتخاب مدل صحیح جهت محاسبه آن می‌توان به دلایل زیر اشاره نمود:

۱) پیش‌بینی وقوع رکود،
۲) بررسی عوامل تأثیرگذار کلان اقتصادی بر ریسک سیستمیک،
۳) بررسی عوامل تأثیرگذار خرد و درون بنگاهی بر ریسک سیستمیک.

هدف از این تحقیق بررسی مدل‌های مختلف مطرح برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک و انتخاب مدلی مناسب جهت محاسبه ریسک سیستمیک در بین مؤسسات مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ است.

در پژوهش حاضر، پس از ارائه برخی مطالعات مرتبط با ریسک سیستمیک، روش‌های اندازه‌گیری ریسک سیستمیک توضیح داده شده است. بعد از اینکه توصیف داده‌ها و تعریف متغیرها صورت پذیرفت و تفسیر نتایج تحلیل‌ها ارائه شد، جمع‌بندی و پیشنهادات انجام شده است.

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک توسط محققات و پژوهشگران به کار رفته است که شامل معیارهای مبتنی بر داده‌های بازار و بازده سهام و معیارهای مبتنی بر اطلاعات ترازنامه‌ای می‌باشد که از اطلاعات ترازنامه‌ای مؤسسه مالی به منظور بررسی وجود مشکلات بالقوه درون یک مؤسسه مالی استفاده شده است. برخی از پژوهش‌های انجام شده در ادامه اشاره شده است.

اولین مجموعه از معیارها بر روی داده‌های بازار تأکید دارند. آدریان و برونیرمیر (۲۰۱۱) معیار ارزش در معرض خطر (VaR) را به معیار ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) توسعه دادند که پیشوند Co به معنای شرطی،

سرایت و حرکت همگام است. ارزش در معرض خطر شرطی، زیان کل سیستم را به شرط درماندگی مؤسسه مالی معین، اندازه می‌گیرد. این شاخص را می‌توان به عنوان یک شاخص از پایین به بالا در نظر گرفت چرا که اثرات شوک در سطح یک بنگاه را بر روی کل سیستم اندازه‌گیری می‌کند. آنها سهم مؤسسات مالی در ریسک سیستمیک را به صورت تفاضل بین CoVaR به شرطی که مؤسسه مورد نظر در شرایط اضطرار قرار بگیرد و CoVaR زمانی که مؤسسه مورد نظر در شرایط عادی باشد، تعریف نمودند و از نماد $\Delta CoVaR$ برای نمایش دادن تفاضل استفاده نمودند.

در بررسی‌های صورت گرفته توسط برانلس و انگل (Brownlees,Engle, 2012) آن‌ها نشان دادند هنگامی که شرکت لمن برادرز ورشکسته شد ۱۰ مؤسسه مالی که ریسک سیستمیک بالایی داشتند در بدتر کردن این وضع بیش‌ترین تأثیر را داشته‌اند. همچنین مدل‌های آنان نشان داد که کل ریسک سیستمیک کشور آمریکا با انحراف معیار بازار بسیار همسو بوده و بیش از نصف توضیح ریسک سیستمیک با انحراف معیار بازار قابل توضیح است. همچنین آن‌ها در ریسک سیستمیک هر شرکت به این نکته اشاره کردند که هرگاه شرکتی بالا ارزش‌گذاری شده باشد و دارای سودآوری پایینی باشد دارای ریسک سیستمیک بالایی می‌باشد.

تحقیقات اولیه رویکرد ریسک سیستمیک از دید کسری سرمایه توسط آچاریا و همکاران (Acharya et al, 2010) انجام شده است. آن‌ها برای اولین بار با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی رابطه‌ای بین ریسک سیستمیک و کمبود سرمایه برقرار کرده که بعدها محققانی همچون هاتچه و همکاران (Hautsch et al, 2010) ، برانلس و انگل (Brownlees, Engle, 2012) و بیکرت و همکاران (Bekaert et al, ۲۰۱۳) به توسعه مدل پرداخته‌اند.

آچاریا و همکاران (Acharya et al. 2010) برای اولین بار ساختار ایستایی را برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک ارائه نمودند. رویکرد آن‌ها مبتنی بر کسری مورد انتظار سیستمی[1] بنام SES بوده است. ضعف عمده آن‌ها اگرچه مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک سیستمیک می‌باشد اما از رویکرد آن‌ها نمی‌توان جهت پیش‌بینی و تعیین خط روند ریسک سیستمیک استفاده نمود. بنابراین محاسبه SES با استفاده از داده‌های سال‌های بحرانی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ و بسط آن به آینده دارای ضعف ساختاری می‌باشد و استفاده از مدل برای پیش‌بینی بحران‌های آینده حتی با استفاده از داده‌های سال‌های بحران ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ آسان نمی‌باشد. برانلس و انگل (Brownlees, Engle, 2012) سعی بر پیدا کردن مدل مناسبی برای محاسبه ریسک سیستمیک داشته‌اند. آن‌ها برای پیدا کردن مدل مناسب انواع مدل‌هایی که قابلیت اندازه‌گیری ریسک سیستمیک را داشته، بررسی کردند که در نهایت مدلی را با استفاده از مدل‌های چند متغیره گارچی و شبیه‌سازی به نام VCT ارائه نمودند. سرانجام برای بررسی قابلیت اندازه‌گیری مدل پیشنهادی VCT، به محاسبه خطاهای مدل با سایر مدل‌ها پرداختند که سرانجام مدل پیشنهادی VCT خطای کمتری را نسبت به سایر مدل‌ها ارائه نموده است. فرضیه این تحقیق بدین شرح بوده است که مدل VCT خطای پیش‌بینی کمتری را نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی ریسک سیستمیک دارا می‌باشد.

چنانچه اشاره شد، برای اندازه‌گیری ریسک سیستمیک نظام مالی از روش‌های مختلفی استفاده شده است که عبارتند از ارزش در معرض خطر (VaR)، ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) و شاخص کسری نهایی مورد

[1] - Shortage Capital

انتظار (MES). در ادبیات مربوط، برای محاسبه هر یک از شاخص‌ها از روش‌های رگرسیون کوانتایل و گارچ چند متغیره استفاده شده است. مقایسه نتایج با سایر معیارها نشان می‌دهد که معیار کسری نهایی مورد انتظار در بازار مالی ایران نتایج سازگارتری با واقعیات ارائه می‌دهد. این معیار در ابتدا توسط آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) پیشنهاد شد و سپس توسط براونلس و انگل (۲۰۱۲) به نسخه شرطی توسعه داده شد. کسری نهایی مورد انتظار با روش‌های مختلف قابل محاسبه است که در این مقاله سعی شده است مدل‌های متداول جهت محاسبه خطای پیش‌بینی استفاده گردد. نکته قابل ذکر در کل تحقیق که محققان مختلفی از جمله برانلس و انگل (Brownlees,Engle, 2012) با آن مواجه بوده‌اند در این است که کسری نهایی مورد انتظار یک برآورد از روش‌های مختلف اقتصادسنجی مالی است و هیچ‌گونه داده واقعی از آن وجود ندارد تا بتوان با داده‌های واقعی کسری نهایی مورد انتظار، خطای پیش‌بینی درون و برون نمونه استخراج شود. اما روش‌هایی توسط برانلس و انگل (Brownlees,Engle, 2012) برای محاسبه خطای مدل ذکر گردیده که قابلیت استخراج روش بهتر نسبت به سایر روش‌ها را دارا خواهد بود که در ادامه روش محاسبه خطا ذکر گردیده است.

مدل‌های استفاده شده جهت برآورد خطای پیش‌بینی عبارت است از

۱) مدل‌های گارچی چند متغیره،
۲) مدل پیشنهادی رابرت انگل که با نماد VCT نمایش داده شده است،
۳) دو متغیره آماری (چرخان)[1]،
۴) مدل عاملی (چرخان)[2].

در مدل گارچی چندگانه از مدل‌هایی همچون همبستگی شرطی پویا[3] ، همبستگی ثابت پویا[4]، مدل BEKK و مدل همبستگی همسان[5] استفاده گردیده است. جهت انجام محاسبات از نرم‌افزارهایی همچون متلب[6] و ایکس متریکس[7] استفاده شده است. در ادامه به محاسبه روش‌های به کار گرفته جهت محاسبه خطای پیش‌بینی پرداخته شده است. داده‌های خام تحقیق بازدهی حاصله از شاخص‌های سه صنعت بانک، بیمه و لیزینگ طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ است.

در مدل‌های گارچی چندمتغیره جهت پیش‌بینی درون و برون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار ابتدا نیاز به محاسبه رابطه ۲-۱ جهت محاسبه کسری نهایی مورد انتظار است.

$$R_{m,t} = \mu_{m,t} + \sigma_{m,t}\varepsilon_{m,t}$$

$$\boldsymbol{R_{i,t} = \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \sigma_{i,t}\sqrt{1 - \rho^2{}_{i,t}}\upsilon_{i,t}}$$

$$(\varepsilon_{i,t}, \upsilon_{i,t}) \sim F$$

[1]-(Rolling)Static Bivariate model
[2]- (Rolling) Static Factor model
[3]- Dynamic Conditional Correlation (DCC)
[4]- Dynamic Constant Corelation (CCC)
[5]- DCC-DECO
6- Matlab
7- OXMETRICS

که $(\varepsilon_{m.t}.\nu_{i.t})$ به ترتیب نشان‌دهنده خطاهای[1] حاصل از تخمین مدل‌های تک متغیره گارچی برای شاخص صنعت مؤسسات مالی و بازدهی شاخص کل است. از مدل GJR(2,2)[2] به عنوان نماینده مدل‌های تک متغیره گارچی استفاده شده است. نمادهای $\mu_{i,t}$ و $\mu_{m,t}$ میانگین شرطی به دست آمده از مدل‌های ARMA(2,2)[3]، $\sigma_{m.t}$ و $\sigma_{i.t}$ انحراف معیار شرطی حاصل از مدل GJR و در نهایت $\rho_{i.t}$ همبستگی شرطی شاخص صنعت مؤسسه مالی با شاخص کل با توجه به مدل‌های چند متغیره گارچی در نظر گرفته شده است. شوک‌های $(\varepsilon_{m.t}.\nu_{i.t})$ از همدیگر مستقل و دارای توزیع یکسان طی زمان با میانگین صفر و واریانس یک است. همچنین دلایل مهمی وجود دارد تا مقادیر این شوک‌ها یا خطاهای مدل که در هر زمان اتفاق می‌افتد، به عنوان ریسک سیستمیک شرکت در نظر گرفته شود که در ادامه مباحث بدان پرداخته شده است (رابطه ۲-۳). در این صورت می‌توان شوک‌های مؤسسه مالی را وقتی در حالتی پایین‌تر از شوک‌های بازار باشد به عنوان حالت بحران در نظر گرفت. معادله بازدهی شرکت را می‌توان به‌صورت زیر نیز برای محاسبه کسری نهایی مورد انتظار در نظرگرفت.

$$\boldsymbol{R_{i,t} = \mu_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - \mu_{m,t}) + \sigma_{i,t}\sqrt{1 - \rho^2{}_{i,t}\nu_{i,t}}}$$

که $\beta_{i.t} = \rho_{i.t}\frac{\sigma_{i.t}}{\sigma_{m.t}}$ به این صورت به‌دست می‌آید. بنابراین ویژگی مدل به‌نوعی مدل عاملی بوده که هم ریسک سیستماتیک زمانی (بتای زمانی) و هم ریسک غیر سیستماتیک را در نظر گرفته است. توزیع F رویکرد توزیع باقی مانده است که در ادامه به‌صورت رویکرد ناپارامتریک منعطف برای مدل‌سازی در نظر گرفته شده است. همچنین ویژگی‌های تصادفی مربوط به دو متغیر انحراف معیار شرطی و همبستگی شرطی برای پیش‌بینی چندگام به جلو در ادامه بحث خواهد شد. روش گارچی چندمتغیره به‌طور صریح تابعی از انحراف معیار، همبستگی و انتظارات توزیع حاشیه‌ای از توزیع خطاهای استاندارد شده[4] در نظر گرفته شده است که در رابطه زیر نحوه محاسبه آن ذکر شده است.

$$MES_{i,t}(C) = E_{t-1}[\,R_{i,t}|R_{m,t} < C]$$

$$= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}E_{t-1}[\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \sqrt{1-\rho_{i,t}^2\nu_{i,t}}|\varepsilon_{m,t} < \tfrac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}]$$

$$= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}\rho_{i,t}E_{t-1}[\varepsilon_{m,t}|\varepsilon_{m,t} < \tfrac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}] + \sigma_{i,t}\sqrt{1-\rho_{i,t}^2\nu_{i,t}}E_{t-1}[\nu_{i,t}|\varepsilon_{m,t} < \tfrac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}]$$

$$= \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}\rho_{i,t}E_{t-1}[\varepsilon_{m,t}|\varepsilon_{m,t} < \tfrac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}}]$$

$$\tfrac{C-\mu_{m,t}}{\sigma_{m,t}} = \kappa$$

[1] - Residual

[2] -البته سعی در تخمین بهترین مدل GJR شده است که در نهایت با توجه به معیار آکاییک و شوارتز مدل GJR(2,2) انتخاب شده است.

[3] - البته سعی در تخمین بهترین مدل ARMA شده است که در نهایت با توجه به معیار آکاییک مدل ARMA(2,2) انتخاب شده است.

[4] - tail expectations of the standardised innovations distribution

مطابق با رابطه ۲-۳ اولاً کسری نهایی مورد انتظار یک تابع افزایشی از انحراف معیار شرطی می‌باشد و بسته به اینکه همبستگی شرطی بالا یا پایین باشد فرمول کسری نهایی مورد انتظار می‌تواند بالاتر یا پایین‌تر شود. به‌عنوان مثال سهمی که دارای همبستگی بالاتری با بازار باشد به‌نوعی دارای ریسک سیستمیک بالاتری می‌باشد. ثانیاً $E(v_{i.t}|\varepsilon_{m.t})$ دارای همبستگی صفر میان اجزای اختلال $(\varepsilon_{m.t}.\, v_{i.t})$ است که در آن صورت انتظارات شرطی برای آن صفر در نظر گرفته شده است. ثالثاً کسری نهایی مورد انتظار با ریسک سیستماتیک (بتا) از مدل CAPM در ارتباط است پس اگر داده‌ها توسط مدل یک عاملی ایجاد شده باشند، کسری نهایی مورد انتظار به نوعی با ریسک سیستماتیک در ارتباط خواهد بود. به‌طورکلی رویکرد مدل‌سازی بر پایه حرکات متغیر زمانی بوده و تمرکز بر داده‌های سطح پایین توزیع است.

نکته بعدی توجه به تعیین یک آستانه به‌منظور مدل‌سازی در مدل است. این آستانه با نماد C نشان داده شده است. در مقاله حاضر این آستانه با مرتب کردن اعداد ماهانه حاصله از شاخص کل، از کم به زیاد و فیلتر کردن اعداد مثبت (اعداد منفی بازدهی شاخص کل باقی مانده است) و سپس انتخاب کوانتایل ۴۰ درصدی عدد ۳.۰۳۴۴۵ – درصد برای ماه که برای روز معادل با ۱ صدم درصد انتخاب شده است. در نهایت همان‌طور که بدان اشاره گردید، پیش‌بینی درون نمونه‌ای به‌عنوان پیش‌بینی کوتاه مدت (یک گام به جلو) و برون نمونه‌ای به عنوان پیش‌بینی بلندمدت (چندگام به جلو) در نظر گرفته شده است و برای محاسبه کسری نهایی مورد انتظار کوتاه‌مدت و بلندمدت نیاز به تخمین انتظارات دنباله پایین است.[1]

برای بدست آوردن امید ریاضی شرطی ذکر شده در رابطه ۲-۳، به دلیل اینکه محاسبه چنین امید ریاضی شرطی با کمی مشاهدات، ناپایدار است، ارائه یک رویکرد ناپارامتریک مثل رویکرد ناپارامتریک تخمین کرنل در بهبود کارایی مدل و ساده‌سازی آن مؤثر می‌باشد. پس از رابطهٔ زیر استفاده شده است:

$$K_h(t) = \int_{\infty}^{t/h} k(u)du$$

که در آن k(u) یک تابع کرنل بوده و h در آن یک پهنای مثبت است.

$$\hat{E_h}(v_{i,t}|\varepsilon_{m,t} < \kappa) = \frac{\sum_{i=1}^{n} v_{i,t} K_h(\varepsilon_{m,t} - \kappa)}{(\hat{np_h})}$$

و

$$\hat{p_h} = \frac{\sum_{i=1}^{n} K_h(\varepsilon_{m,t} - \kappa)}{n}$$

این نوع تخمین یک رویکرد آسان جهت تخمین کسری نهایی مورد انتظار حاصله از مدل‌های گارچی چند متغیره می‌باشد. با استفاده از روابط ذکر شده می‌توان کسری نهایی مورد انتظار درون نمونه‌ای را با استفاده از مدل‌های گارچی چند متغیره بدست آورد.

[1] - tail expectations

در مرحله بعد برای پیش‌بینی بلندمدت (چندگام به جلو) علاوه بر مدل‌های چند متغیره گارچی و مدل عاملی و دو متغیره آماری (چرخان) از رویکرد ارائه شده توسط برانلس و انگل (۲۰۱۲) به نام VCT نیز استفاده گردیده است.

پیش‌بینی چندگام به جلو یا برون نمونه‌ای[1] VCT توسط رویه‌های شبیه‌سازی انجام گرفته است. به‌منظور پیش‌بینی برون نمونه‌ای (چند گام به جلو) کسری نهایی مورد انتظار از روز t-1 تا t به S مسیر از بازدهی تولید شده در رابطه ۲-۱ ذکر شده در قسمت‌های بالا به افق زمانی h نیاز است.

$$\begin{Bmatrix} r^s_{m,t+1-1} \\ r^s_{i,t+r-1} \end{Bmatrix}_{r=1}^{h} \quad s = 1,\dots,S$$

اولین مسیر هر شبیه‌سازی توسط آخرین شوک به‌دست آمده توسط مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) به دست آمده که به‌صورت زیر می‌توان نشان داد.

$$(\varepsilon^s_{m,t+r-1}, v^s_{i,t+r-1})_{r=1}^{h} \sim F$$

پس از آن از طریق فرایندهای (GJR-DCC) با استفاده از سطح فعلی نوسانات و همبستگی‌ها شروع به مدل‌سازی می‌کنیم. در نهایت کسری نهایی مورد انتظار با استفاده از میانگین مونت کارلوی مسیرهای شبیه‌سازی شده طبق رابطه زیر بدست می‌آید.

$$MES^h_{i,t-1}(c) = \frac{\sum_{s=1}^{S} R^s_{i,t:t+h-1}\{R^s_{m,t:t+h-1} < C\}}{\sum_{s=1}^{S} I\{R^s_{m,t:t+h-1} < C\}}$$

که در اینجا $R^s_{i.t:t+h-1}$ در واقع تجمعی بازدهی‌های شبیه‌سازی شده می‌باشد و به‌صورت زیر می‌توان نشان داد.

$$R^s_{i,t:t+h-1} = exp\left\{\sum_{r=1}^{h} r^s_{i,t:t+h-1}\right\}$$

به‌طور مشابه همین کار را می‌توان برای بازدهی شاخص کل بدست آورد. همانطور که ذکر گردید این رویکرد با VCT نشان داده شده است که نوعی تجزیه و تحلیل سناریو بوده که برای مدیریت ریسک به‌کار گرفته می‌شود. در ادامه یک دوره ۸ ماهه را برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار در نظر گرفته و به‌منظور برآورد خطای مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

[1] – به‌دلیل یکسانی با مدل‌های برانلس و انگل (۲۰۱۲) از پیش‌بینی چند گام به جلو به عنوان پیش‌بینی برون نمونه استفاده شده است تا بتوان بهترین مدل جهت پیش‌بینی را بدست آورد.

از مدل‌های دیگر برای مقایسه با مدل VCT می‌توان به مدل دو متغیره آماری (چرخان)[1]، مدل عاملی (چرخان)[2] و مدل بتای داینامیک[3] بدست آمده از مدل‌های ذکر شده گارچی چند متغیره اشاره نمود. رویکرد دومتغیره آماری (چرخان) توسط آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) برای تخمین کسری نهایی مورد انتظار معرفی شده است که یک رویکرد ساده با استفاده از داده‌های بازدهی مؤسسه مالی و شاخص کل با فرض توزیع دوبعدی[4] تشکیل شده است.

$$\begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{m,t} \end{bmatrix} \sim F$$

در رابطه بالا توزیع F نامعلوم بوده و برای همین در رویکرد دو متغیره آماری (چرخان) استناج توزیع دوبعدی F می‌توان از طریق رویکردهای ناپارامتریک استنباط شود. محدودیت این روش در این است که توزیع بازدهی در طول زمان تغییری نخواهد کرد. در نهایت آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) از روش زیر جهت تخمین کسری نهایی مورد انتظار استفاده می‌کنند.

$$MES_{i,r}^{1his}(C) \cong \frac{\sum_{r=t-W}^{t-1} r_{ir} I(r_{m,r} < C)}{\sum_{r=t-W}^{t-1} I(r_{m,r} < C)}$$

در رابطه بالا r میانگین بازدهی لگاریتمی اتفاق افتاده در زمان‌های واقعه[5] است (یعنی روزهایی که شرط $r_{m.t} < C$ برقرار شده است). این عمل به نوعی مدیریت ریسک بوده و برای تخمین کسری نهایی مورد انتظار[6] و یا به نوعی ارزش در معرض خطر مورد استفاده قرار می‌گیرد.

مدل بعدی مدل عاملی چرخان، با فرض مدل‌های تک عاملی است که این مدل در زیر نمایش داده شده است.

$$r_{i,t} = \beta_i r_{m,t} + \xi_{i,t} \rightarrow \xi_{i,t} \sim F$$

در رابطه بالا $r_{m,t}$ بازدهی حاصل از شاخص کل و $\xi_{i,t}$ ریسک خاص شرکت (شوک‌های رگرسیون) با توزیعی نامعلوم و مستقل فرض شده است. در نهایت مدل با استفاده از رویکرد متغیر زمانی (بتای چرخان) به تخمین پیش‌بینی کسری نهایی مورد انتظار پرداخته که رابطه آن در زیر نشان داده شده است.

$$MES_{i,t}^{1sf} \cong \hat{\beta}_{i,t} ES_{m,t}^{\wedge}(C)$$

که در آن $\hat{\beta}_{i.t}$ ریسک سیستماتیک چرخان با استفاده از تخمین حداقل مربع و $ES_{m.t}^{\wedge}(C)$ تخمین چرخان با استفاده از کسری مورد انتظار بازار بوده که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

---

[1]-(Rolling)Static Bivariate model
[2]- (Rolling) Static Factor model
[3] - Dynamic Beta model
[4] - bivariate distribution
[5] - event days
[6] - Marginal Expected Shortfall

$$ES^{\wedge}_{m.t}(C) \cong \frac{\sum_{r=t-W}^{t-1} r_{im} I(r_{m,r} < C)}{\sum_{r=t-w}^{t-1} I(r_{m,r} < C)}$$

آخرین مدل، مدل بتای شرطی پویا می‌باشد که در قسمت‌های بالا به محاسبه آن اشاره شد. به طور کلی مدل بتای شرطی پویا از سه مدل همبستگی شرطی پویا، همبستگی شرطی ثابت، مدل BEKK و مدل DCC-DECO به‌دست آمده است.

$$R_{m,t} = \mu_{m,t} + \sigma_{m,t}\varepsilon_{m,t}$$

$$\boldsymbol{R_{i,t} = \mu_{i,t} + \sigma_{i,t}\rho_{i,t}\varepsilon_{m,t} + \sigma_{i,t}\sqrt{1 - \rho^2{}_{i,t}}\upsilon_{i,t}}$$

$$\boldsymbol{R_{i,t} = \mu_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - \mu_{m,t}) + \sigma_{i,t}\sqrt{1 - \rho^2{}_{i,t}}\upsilon_{i,t}}$$

در رابطه بالا می‌توان $\beta_{i.t} = \rho_{i.t}\frac{\sigma_{i.t}}{\sigma_{m.t}}$ از این طریق بدست آورد و به‌طور کلی می‌توان از طریق فرآیندهای مالتی گارچ‌ها و فرمول زیر به برآورد پیش‌بینی مدل پرداخت.

$$MES^{1db}_{i,t-1}(C) = \sigma_{i,t}\rho_{i,t}E_{t-1}(\nu_{i,t}|\varepsilon_{m,t} < C/\sigma_{m,t}) = \beta_{i,t}E_{t-1}(r_{i,t}|r_{m,t} < C)$$

حال برای بدست آوردن خطای پیش‌بینی رویکرد ارائه شده توسط برانلس و انگل (۲۰۱۲) یعنی RMSE استفاده شده است که به‌صورت زیر به محاسبه آن پرداخته است.

$$RMSE_i = (1/|E_C|)\sum(\frac{-r_{i,t} - MES_{i,t}(C)}{MES_{i,t}(C)})^2$$

در رابطه بالا $|E_c|$ تعداد روزهای واقعه (روزهای اتفاق افتاده ریسک سیستمیک) است. در نهایت می‌توان به برآورد خطای موجود در هرکدام از مدل‌ها پرداخته تا به این نتیجه برسیم که کدام مدل در تخمین پیش‌بینی آینده دارای کمترین خطا می‌باشد.

نحوه به‌دست آوردن انحراف و همبستگی شرطی

برای بدست آوردن مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) مراحل به شرح زیر می‌باشد.

$$Var_{t-1}\begin{pmatrix} R_{i,t} \\ R_{m,t} \end{pmatrix} = D_{i,t}P_{i,t}D_{i,t} = \begin{matrix} \sigma_{i,t} & 0 & 1 & \rho_{i,t}\sigma_{i,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{m,t}\rho_{i,t} & 1 & 0 & \sigma_{m,t} \end{matrix}$$

GJR_GARCH

در رابطه بالا نحوه به‌دست آوردن انحراف معیار شرطی شرح شده است. در این مدل نیز همانند مدل A-GARCH از پارامتر اضافی استفاده می‌شود، ولی تفاوت این دو مدل این است که در مدل GJR تنها به شوک‌های منفی توجه می‌شود. مدل GJR به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha a_{t-1}^2 + \lambda I\{a_{t-1} < 0\} a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$I\{a_{t-1} < 0\} = \left\{ \begin{matrix} 1, a_{t-1} < 0 \\ 0, a_{t-1} \geq 0 \end{matrix} \right\}$$

معادله واریانس غیرشرطی مدل GJR به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - (\alpha + \beta + 1/2\lambda)}$$

همبستگی شرطی پویا (DCC)

نحوه به‌دست آمدن همبستگی شرطی پویا به قرار زیر شرح شده است.

$$\begin{matrix} 1 & \rho_{i,t} \\ \rho_{i,t} & 1 \end{matrix} = diag(Q_{i,t})^{-1/2} Q_{i,t} diag(Q_{i,t})^{-1/2}$$

برای بدست آوردن Q_{it} مراحل زیر و به وسیله تخمین QML بدست می‌آید

$$Q_{i,t} = (1 - \alpha_c - \beta_c) S_i + \alpha_c \varepsilon_{i,t-1}^* \varepsilon_{m,t-1}^{*'} + \beta_c Q_{i,t-1}$$

برای به دست آوردن $\varepsilon_{i,t-1}^*$ به طریق زیر عمل می‌گردد.

$$\varepsilon_{i.t-1}^* = (R_{i,t-1} - \mu_{i,t-1}) / \sigma_{i,t-1}$$

تخمین مدل همبستگی همسان شبیه به مدل همبستگی شرطی پویا بوده با این تفاوت که ρ را برابر با میانگین اعضای Q در رابطه ۲-۲۳ در نظر می گیرد که نحوه محاسبه به قرار زیر است.

$$R_t^{DCC} = \tilde{Q}_t^{-\frac{1}{2}} Q_t \tilde{Q}_t^{-\frac{1}{2}}$$

$$R_t^{DECO} = (1 - \rho_t) I_n + \rho_t J_{n \times n}$$

$$\rho_t = \frac{1}{n(n-1)} (l' R_t^{DCC} l - n) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i>j} \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t} q_{j,j,t}}}$$

نحوه به‌دست آمدن همبستگی شرطی ثابت (CCC) به قرار زیر شرح شده است. مدل همبستگی شرطی ثابت فرض می‌کند همبستگی در طول زمان ثابت است که در رابطه زیر نحوه تخمین نشان داده شده است.

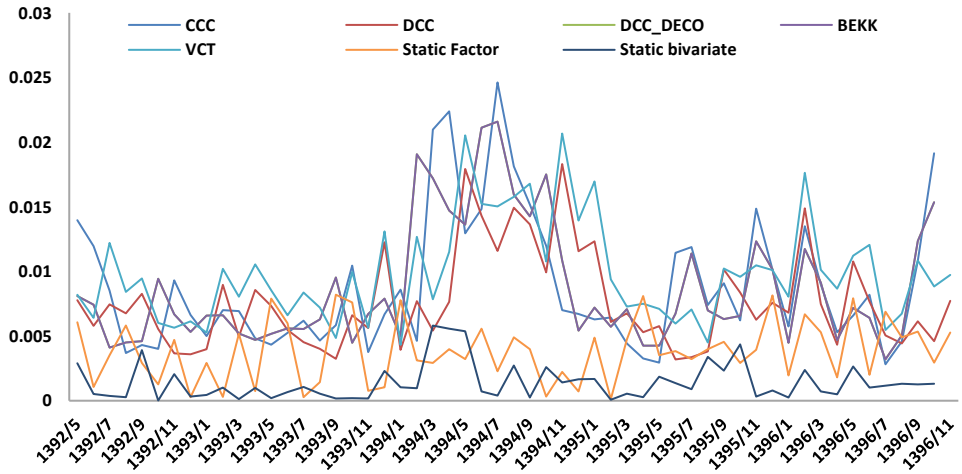
$$h_{it} = w_{it} + k_i h_{it-1} + \gamma_i r_{it-1}^2 \qquad i = 1.2$$
$$\rho_{it} = \rho$$

مدل BEKK کاربرد وسیعی در مدل‌سازی چند متغیره واریانس شرطی دارند. با توجه به اینکه در یک مدل گارچ برداری، تضمین مثبت بودن H_t بدون اعمال محدودیت‌های قوی مشکل است، مدل BEKK بیشنهاد شده است.

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{K} A'_{kj} r_{t-j} r'_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^{p}\sum_{k=1}^{K} B'_{kj} H_{t-j} B_{kj}$$

تجزیه و تحلیل داده‌ها

ابتدا به محاسبه درون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار پرداخته تا به‌طور کل رویه برازش هرکدام از مدل‌های ذکر شده در محاسبه کسری نهایی مورد انتظار مشخص گردد. نمودار یک پیش‌بینی درون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار را طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ به‌صورت ماهانه نشان داده است. آنچه که از تخمین پیش‌بینی درون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار مرسوم است، پیدا کردن ارتباط میان کسری نهایی مورد انتظار و عوامل کلان و خرد متفاوت اقتصادی است. اما اینکه از کدام مدل جهت محاسبه و پیدا کردن ارتباط کسری نهایی مورد انتظار و عوامل مختلف اقتصادی استفاده شود، توجه به پیش‌بینی برون نمونه‌ای و خطای بدست آمده در هرکدام است. پس اگر مدلی با توجه به نمونه انتخاب شده دارای خطای پیش‌بینی برون نمونه‌ای کمتری باشد از آن مدل برای شناسایی عوامل تأثیرگذار بر کسری نهایی مورد انتظار بهتر است که استفاده شود. همانطور که در نموار پایین ملاحظه می‌گردد کسری نهایی مورد انتظار در مدل‌های گارچی چندگانه و مدل پیشنهادی برانلس و انگل (VCT) (۲۰۱۲) نوسان بیش‌تری نسبت به مدل‌های عاملی چرخان و دومتغیره آماری از خود نشان داده است.



نمودار ۱- پیش‌بینی درون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار در شاخص صنعت بانک

جدول یک خطای پیش‌بینی برون نمونه‌ای را برای سه شاخص صنعت بانک، بیمه و لیزینگ نشان داده است. همانطور که در جدول مشخص است، خطای دو روش پیشنهادی برانلس و انگل (۲۰۱۲) و همبستگی شرطی پویا (DCC) کمتر از سایر روش‌ها است.

جدول ۱: خطای برون نمونه‌ای کسری نهایی مورد انتظار

نام روش		خطای روش
VCT		RMSE
1	شاخص صنعت بانکی	6.28
	شاخص صنعت بیمه	6.66
	شاخص صنعت لیزینگ	5.33
Dynamic Beta (DCC)		RMSE
2	شاخص صنعت بانکی	7.25
	شاخص صنعت بیمه	5.95
	شاخص صنعت لیزینگ	8.92
Dynamic Beta(CCC)		RMSE
3	شاخص صنعت بانکی	8.9635
	شاخص صنعت بیمه	8.5346
	شاخص صنعت لیزینگ	9.1477
Dynamic Beta (DCC-DECO)		RMSE
4	شاخص صنعت بانکی	8.3453
	شاخص صنعت بیمه	7.974
	شاخص صنعت لیزینگ	8.6385
Dynamic Beta (BEKK)		RMSE
5	شاخص صنعت بانکی	8.7465
	شاخص صنعت بیمه	9.2163
	شاخص صنعت لیزینگ	8.3032
Static Factor		RMSE
6	شاخص صنعت بانکی	10.06
	شاخص صنعت بیمه	9.25
	شاخص صنعت لیزینگ	14.7
Static Bivariate		RMSE
7	شاخص صنعت بانکی	12.67
	شاخص صنعت بیمه	11.91
	شاخص صنعت لیزینگ	13.54

نتیجه‌گیری و پیشنهادات پژوهش

در جدول فوق همانطور که مشاهده می‌شود از هفت مدل برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای شاخص سه صنعت بانک، بیمه و لیزینگ استفاده شده است و نتایج پیش‌بینی هر مدلی که میانگین مربع خطای کمتری دارد مدل بهتری برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای ما در صنعت خاص خود استفاده می‌شود.

مطابق جدول فوق در روش اول (VCT) کمترین خطای مدل مربوط به صنعت لیزینگ می‌باشد و با خطای ۵.۳۳ کمترین خطا را در تمامی مدل‌ها برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای شاخص این صنعت را به ما ارائه می‌کند و بیشترین خطای پیش‌بینی این شاخص مربوط به مدل عاملی می‌باشد. همچنین کمترین خطای پیش‌بینی صنعت بانکی مربوط به مدل VCT می‌باشد که با میانگین مجذور خطای 6.28 مدل بهتر و مدل دومتغیره آماری با میانگین خطای 12.67 مدل بدتر برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای این صنعت می‌باشد. حال آنکه با توجه به نتایج در شاخص صنعت بیمه کمترین میانگین مجذور خطا برابر 5.95 و مربوط به مدل همبستگی شرطی پویا می‌باشد. پس با توجه به نتایج فوق به صورت کلی مدل VCT عملکرد بهتری نسبت به تمامی مدل‌های دیگر در پیش‌بینی برون نمونه‌ای پژوهش داشته است. پیشنهاد می‌شود که از پیش‌بینی درون نمونه‌ای مدل VCT جهت فهم ارتباط ریسک سیستمیک با عوامل خرد و کلان اقتصادی در تحقیقات آتی استفاده گردد.

فهرست منابع

* بودی، ز.، کین، ا.، مارکوس، ا. (۱۳۸۴). مدیریت سرمایه گذاری جلد اول. شریعت پناهی، م.، فرهادی، ر.، ایمنی فر، م. تهران. انتشارات بورس
* Acharya, V., , Pedersen, L., Philippe, T., and Richardson, M. (2010). Measuring systemic risk. Technical report, Department of Finance, NYU.
* Bekaert, G., Hodrick, R. J., and Zhang, X. (2013). Aggregate idiosyncratic volatility. Journal of Financial and Quantitative Analysis, forthcoming.
* Brownlees, C.T., Engle, R., 2012. Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. Working Paper.
* Engle, R., 2002. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. J. Bus. Econ. Stat. 20, 339- 350.
* Hautsch, N., Schaumburg, J., and Schienle, M. (2010). Quantifying time–varying marginal systemic risk contributions. Technical report.

Financial Economics
Vol. (12) Issue (47) Autumn 2023

Systemic risk assessment models: a better approach in Iranian financial institutions

Majid Noroozi
Student of Ph.D in Financial Management, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.

HamidReza Kordlouie
Management and Accounting Department, Islamshahr Branch, Islamic Azad University, Islamshahr, Iran.

Reza Gholami Jamkarani
Financial Accounting Department, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.

Hosein Jahangirnia
Financial Management and Accounting Department, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.

Abstract
After financial crises in the world, vast amount of scientific literature created in financial fields of which must of them are based on theoretical model. Generally, financial institutes located in financial system where a part of the system does not work properly, the whole financial system affected and released to other financial sectors and in next step penetrated into real part of economy and final result is economy stagnations.

This fact is a reason for measuring financial system crises to prevent crises occurrence in the societies. Systematic risk index considered as one of them. Systematic risk index obtained by leverage degree calculation (debt), market size, and marginal expected shortfall (MES) to model the factors affecting it.

This study is looking for the best approach to measure the systemic risk with respect to different sort of approaches in the world. For choosing the best approach we must choose the minimum error of these approaches. The models that we used in this research are multivariant garch, a model proposed by Brownlees and Engel which called VCT, factor models and bivariant statistical models. The result clearly shows that VCT model has the minimum error between the others.

Keywords: Systemic risk, Marginal Expected Shortfall (MES), Conditional Value at risk (COVAR), dynamic conditional correlation (DCC), Financial institution.