بررسی ریسک فرآگیر درماندگی مالی بین شرکت‌های زنجیره تامین خودرو در بورس اوراق بهادار تهران

بیتا دلنواز[۱]
میرفیض فلاح[۲]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۰۳/۲۸ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۰۴/۰۲

چکیده

تعدد شرکت‌هایی که دچار درماندگی مالی در کشورهای مختلف شده‌اند و همچنین سرایت‌پذیری آن بر شرکت‌های دیگر باعث شده است تحقیقاتی در مورد روش پیش‌بینی چنین شرایطی و همچنین تاثیر آن بر سایر شرکت‌ها در بازارهای مالی صورت گیرد. در این راستا این مطالعه به بررسی سرایت درماندگی مالی در شرکت های زنجیره تامین خودرو می‌پردازد. برای این منظور ابتدا با استفاده از روش KMV سری زمانی احتمال نکول و فاصله تا نکول ۴ شرکت زنجیره تامین ایران خودرو و ۴ شرکت زنجیره تامین سایپا محاسبه شده سپس با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره سرایت پذیری درماندگی مالی در شرکت‌های زنجیره تامین این دو خودروساز عمده در مدل‌های مجزا مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج برآورد مدل برای شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو نشان داد احتمال نکول باوقفه بر احتمال نکول شرکت‌های زنجیره تامین(ختوقا، خفنر و خوساز) در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار است.

کلمات کلیدی

درماندگی مالی ، ریسک سرایت پذیری، بحران مالی، مدل گارچ چند متغیره

۱-گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. delbita1358@yahoo.com
۲-گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول)
fallahsahms@gmail.com

مقدمه

بحران مالی ۲۰۰۷ که به عقیده بسیاری از کارشناسان، یکی از بزرگترین بحران های ایجاد شده در دنیا بعد از بحران دهه ۱۹۳۰ می‌باشد، نه تنها اقتصاد آمریکا بلکه اقتصاد بسیاری از کشورها را تحت تاثیر خود قرار داد. از این رو آن را به سونامی عظیمی تشبیه کرده اند که از آمریکا شروع شد و رفته رفته با گسترش دامنه خود به کشورهای اروپایی و سپس سایر نقاط دنیا سرایت کرد و در این میان، حتی اقتصاد کشورهای کوچک را نیز تحت تاثیر قرار داد. در پی این بحران اقتصاد شاهد اعلام ورشکستگی موسسه‌های مالی مختلف و خرید آنها توسط دولت یا شرکت های رقیب بود. شاخص قیمت در بورس های بزرگ و کوچک دنیا با کاهش قابل توجه روبرو شد. قدرت وام دهی و نقدینگی در اختیار موسسات مالی به شدت کاهش یافت. همچنین در ادامه با سرایت بحران به بخش واقعی اقتصاد رشد اقتصادی کاهش و نرخ بیکاری در دنیا افزایش یافت.

یکی از مسائلی که می‌تواند به فرآیند تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری کمک کند وجود ابزارها و مدل‌های مناسب برای ارزیابی شرایط و وضعیت مالی سازمان‌ها است که از جمله‌ی مهمترینِ این ابزارها می‌توان به مدل‌های پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها اشاره کرد. از نقطه نظر اقتصادی، درماندگی مالی را می‌توان به زیان ده بودن شرکت تعبیر کرد که در این حالت شرکت دچار عدم موفقیت شده است. در واقع در این حالت نرخ بازدهی شرکت کمتر از نرخ هزینه سرمایه می‌باشد.

با توجه به تعدد شرکت‌هایی که در کشورهای مختلف دچار درماندگی مالی و به تبع آن ورشکستگی شده‌اند و اثرات آن بر سایر شرکت‌ها، وجود تحقیقاتی در راستای روش‌های پیش‌بینی چنین وضعیت‌هایی و همچنین اثرات آن بر سایر شرکت‌های بازار ضرورت دارد. این تحقیق به بررسی میزان و چگونگی سرایت درماندگی مالی در شرکت‌های زنجیره تامین خودرو به شرکت‌های خودرو ساز می‌پردازد.

با توجه به اینکه زمانی که شرکت‌های زنجیره تامین در حالت بحران و یا درماندگی مالی قرار دارند(دارای احتمال نکول بالا باشند) باعث سرایت این درماندگی مالی به سایر شرکت‌ها شده و به احتمالی زیاد سایر شرکت‌ها را نیز مواجه با بحران و یا حتی درماندگی مالی می‌نمایند انجام این تحقیق اهمیت به سزایی در شناخت محققان و فعالان بازار در راستای بررسی میزان و چگونگی سرایت درماندگی مالی در این شرکت‌ها خواهد کرد.

بدین منظور ابتدا سری‌های زمانی بازده محاسبه و سپس با استفاده از روش KMV احتمال نکول شرکت‌ها محاسبه خواهد شد. سپس با استفاده از تصریح DCC مدل گارچ چند متغیره سرایت درماندگی مالی مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

مطالعات تجربی در رابطه با سرایت پذیری درماندگی مالی

مطالعات سرایت‌پذیری درماندگی مالی بنگاه‌ها را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد:

دسته اول: مطالعاتی که به بررسی سرایت پذیری درماندگی مالی بین بنگاه‌ها رقیب می پردازند:

این دسته از تحقیقات عمدتا بر تأثیر ورشکستگی یک بنگاه بر سایر رقبا متمرکز شده اند. استولز و لانگ(۱۹۹۲) دریافتند که اعلام ورشکستگی اثر منفی بر قیمت سهام رقبا دارد. به همین ترتیب، یورونیون و ژانگ (۲۰۰۷)، افزایش قابل توجه در نرخ‌های پیش فرض اعتباری رقبا پس از اعلامیه‌های ورشکستگی یک شرکت در صنعت را یافتند. بملیچ و برگمن (۲۰۱۱) بیان کردند نرخ اوراق بدهی‌ها زمانی که رقبای صنعت در ورشکستگی هستند افزایش یافته است. این نتایج نشان می‌دهد رقبای غیر ورشکسته تحت تاثیر ورشکستی رقبا قرار می‌گیرند.

دسته دوم مطالعاتی که به بررسی سرایت‌پذیری در ماندگی مالی در شرکت‌های زنجیره تولید یک کالا می‌پردازند:

این دسته از مطالعات که به بررسی اثرات بر تامین کنندگان و مشتریان بنگاه می پردازد نسبت به مطالعات دسته اول نسبتا کمیاب تر می باشد. سرایت بحران در زنجیره تامین امری شناخته شده می-باشد. به عنوان مثال، اثرات بالقوه ورشکستگی جنرال موتورز (GM) بر تامین کنندگان آن به حدی برای دولت فدرال با اهمیت بود که ۵ میلیارد دلار برای حفظ شرکت‌های تامین کننده قطعات در نظر گرفته شد. در یک نظرسنجی که توسط روزنامه تایم انجام شد ۶۸٪ از مدیران شرکت‌های تامین کننده گفته‌اند که اگر شرکت جنرال موتورز اعلام ورشکستگی کند، شرکت‌هایشان باید کاهش اندازه دهند. با این حال همه تامین کنندگان و مشتریان بنگاه دچار ورشکستگی شده یک جور اثر نپذیرفته اند. از میان ۴۹ تامین کننده اصلی جنرال موتور بازده تجمعی ۵ روزه برای دوره بحران از منفی ۱۷ درصد تا مثبت ۲۴ درصد متغیر بوده است.

در ادبیات کانال‌های مختلفی برای تاثیرپذیری زنجیره تامین از یک بنگاه بیان شده است کانال اول به تغییر رویکرد بنگاه برای واردات نهاده‌های میانی از خارج به منظور افزایش رقابت پذیری می‌باشد. در این صورت عملکرد و سودآوری تامین کنندگان داخلی به شدت تحت تاثیر قرار خواهد گرفت(اسموقلوو

دیگران، ۲۰۱۶). کانال دوم سرایت درماندگی مالی از طریق احتمال بالای نکول مشتریان که می‌تواند منجر به افزایش ریسک درماندگی در تامین کنندگان شود است. اگر مشتریان اصلی بنگاه دچار درماندگی شوند ممکن است پرداخت‌هایشان با تاخیر روبرو شود یا اعتبار تجاریشان به خطر افتد. زمانی که مشتری دچار ورشکستگی می شود، به دلیل نااطمینانی در پیداکردن مشتریان جدید ممکن است عرضه کننده قادر به بازیابی کامل بازار فروش خود نباشد.(یوریان و ژانگ،۲۰۰۹)

تیتمان و وسلز(۱۹۹۸) بیان کردند انتظار می‌رود تامین کنندگان و مشتریان بنگاه‌های تولیدکننده محصول خاص یا یکتا به طور جدی از درماندگی یکی از اعضای زنجیره تامین اثربپذیرند. هرتزل و دیگران(۲۰۰۸) شواهدی را ارائه می‌دهند که تأمین کنندگان بنگاه به صورت قابل توجهی از زیاندهی بنگاه تاثیر می‌پذیرند. همچنین کولی و دیگران(۲۰۱۲) اثر منفی درماندگی مالی یک بنگاه را بر بازده سهام عرضه کنندگانشان نشان دادند. گارفینکل و هانکینز(۲۰۱۱) نشان دادند شرکت‌ها در زمانی که با نااطمینانی در دسترسی به نهاده‌ها روبرو می شوند ممکن است تصمیم به ادغام عمودی در طول زنجیره تامین بگیرند. ریچاردسون و همکاران(۲۰۱۵) در تحقیقی با هدف بررسی رابطه ورشکستگی بانک‌ها و تاثیر آن بر ورشکستگی شرکت‌ها نشان دادند که بانک‌ها به عنوان محوری ترین عامل جهت اتخاذ یک سیستم بهینه کاری برای شرکت‌ها به حساب می‌روند. بنملچ و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی چگونگی اثرگذاری بنگاه‌های ورشکسته به بنگاه‌های سالم پرداختند.

ما و تاشیجمان(۲۰۰۹) نشان دادند احتمال نجات بنگاهی که به لحاظ اقتصادی دچار مشکل شده نسبت به بنگاهی که به لحاظ مالی(نسبت اهرمی بالا ولی همچنان سودآور) دچار مشکل شده بسیار کمتر است.

علیرغم مطالعات زیاد در حوزه درماندگی مالی با این حال هیچ یک از مطالعات داخلی و خارجی به بررسی سرایت درماندگی مالی با استفاده از مدل گارچ چند متغیره نپرداخته‌اند.

روش تحقیق

این مطالعه به بررسی سرایت درماندگی مالی در شرکت‌های زنجیره تامین خودرو می‌پردازد. از آنجا که برای محاسبه سری زمانی احتمال نکول با روشKMV نیاز به داشتن واریانس شرطی متغیرها می-باشد از مدل گارچ چند متغیره برای محاسبه واریانس شرطی متغیرها استفاده می شود. در ادامه با استفاده از تصریح DCC مدل گارچ چندمتغیره سرایت درماندگی مالی بین شرکت‌ها بررسی می‌شود.

تشریح فرایند محاسبهٔ احتمال نکول

ارزش دارایی‌های شرکت وابسته به ارزش جریانهای نقدی حاصل از دارایی‌ها در آینده است. بدهی-ها و حقوق صاحبان سهام بیانگر مجموع ادعا روی دارایی‌های شرکت است و در این میان بدهی‌ها از اولویت بیشتری برخوردار است و صاحبان سهام، باقیمانده ارزش شرکت را دریافت می‌کنند. فرض اصلی مدل‌های ساختاری این است که نکول زمانی رخ می‌دهد که ارزش دارایی‌های شرکت برای بازپرداخت بدهی‌های شرکت کافی نباشد. در مدل اولیهٔ مرتون (۱۹۷۴) بدهی‌های شرکت، تنها متشکل از یک اوراق قرضهٔ بدون کوپن با ارزش اسمی L و سررسید T است. هیچگونه پرداختی قبل از زمان T انجام نمی‌شود و سهامداران تا زمان T منتظر می‌مانند و آنگاه در مورد نکول یا بازپرداخت بدهی تصمیم می-گیرند. بر این اساس احتمال نکول عبارت است از اینکه در زمان T ارزش دارایی‌ها کمتر از ارزش بدهی‌ها باشد. می‌توان ارزش بدهی‌های شرکت را از طریق ترازنامهٔ آن مشخص نمود. برای محاسبهٔ احتمال نکول باید توزیع احتمال ارزش دارایی در سررسید را تعیین نماییم.

در ادبیات ریسک اعتباری، معمولاً از اصطلاح فاصله تا نکول (DD) استفاده می‌کنند که بیانگر تعداد انحراف معیارهایی است که ارزش مورد انتظار دارایی در سررسید (A_T) از نقطهٔ نکول فاصله دارد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$DD = \frac{\ln A_t + \left(\mu - \frac{\sigma}{2}\right)(T-t) - \ln L}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

که در آن A_t ارزش بازار دارایی‌ها در زمان t ، L ارزش بدهی‌ها در زمان t، μ نرخ تکانه و σ نوسان سالانه لگاریتم ارزش دارایی است. از آنجا که ارزش بازار دارایی‌های شرکت به طور مستقیم قابل مشاهده نیست بنابراین مقدار A_t را برای قرار دادن در معادله فوق بایستی محاسبه شود. به علاوه انحراف معیار ارزش دارایی‌ها نیز مجهول می‌باشد.

اگر فرض کنیم شرکت سود تقسیمی پرداخت نکند، با استفاده از فرمول بلک- شولز برای قیمت-گذاری اختیار خرید، می‌توان ارزش سهام را تعیین نمود:

$$E_t = A_t.\varphi(d_1) - L\, e^{-r(T-t)}\varphi(d_2)$$

که در آن

$$d_1 = \frac{\ln\frac{A_t}{L} + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

r بیانگر نرخ بازده بدون ریسک و Φ بیانگر توزیع نرمال تجمعی است. محاسبه مقدار A_t و انحراف معیار ارزش دارایی‌ها از فرمول فوق با توجه به اینکه فقط یک معادله داریم با دو مجهول مشکل می-باشد. برای حل این معادله چند شیوه وجود دارد که در اینجا از شیوه «تکرار» استفاده می‌کنیم . قیمت‌های سهام هر شرکت در بازه زمانی مورد مطالعه برای ۲۶۰ روز معاملاتی در سال ۱۳۹۵ در نظر گرفته شده است.

سری زمانی قیمت سهام، به همراه شاخص کل بازار، تعداد سهام در دست سهامداران، میزان بدهی‌ها و نرخ بازده بدون ریسک، به عنوان ورودی‌های مدل مشخص می‌شوند. سپس فاصله تا نکول و احتمال نکول از روش مذکور محاسبه شده است. مقادیر فاصله تا نکول و احتمال نکول مربوط به هر شرکت برای یک دورهٔ یکساله در سال ۱۳۹۵ محاسبهٔ شده است.

مدل گارچ چند متغیره

امروزه مدل‌های چندمتغیره به منظور مدل‌سازی دینامیک بازده‌ها توسعه زیادی یافته‌اند. استفاده از مدل‌های سری زمانی چندمتغیره دو حسن مهم دارد. اولا در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار موثر است، ثانیا دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. مثلا اگر مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تاثیرگذار باشد، بهتر است از مدل‌های چندمتغیره استفاده شود. البته استفاده از مدل‌های سیستمی یا چندمتغیره بجای مدل‌های تک متغیره دو محدودیت مهم به همراه خواهد داشت. اولا هر چه پارامترهایی که تخمین زده می‌شوند بیشتر شود، از دقت نتایج کاسته خواهد شد و برای قابل اعتماد بودن نتایج به داده‌های بیشتری نیازمندیم. دوم اینکه در بسیاری از موارد نتایج حاصل قدرت توضیح-دهندگی بالایی ندارند. لذا معمولا به دنبال ساختارهای ساده هستیم (تسای، ۲۰۰۲). در مدل‌های GARCH چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل به شدت افزایش می‌یابد و از سوی دیگر لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست(باونز، لارنت، رامبوتس، ۲۰۰۶).

مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) توسط بولرسلو (۱۹۹۰)، ارائه شد که در آن ماتریس همبستگی شرطی به شکل رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \rho_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \rho_{N1} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

که در آن، ماتریس ρ_{ij}، ضریب همبستگی بین متغیرهای i و j می‌باشد. ثابت در نظرگرفتن همبستگی‌های شرطی باعث کاهش تولید پارامترها شده و در نتیجه برآورد ساده‌تر می‌شود. با این شرایط ماتریس واریانس شرطی H_t، در قالب رابطه زیر بیان می‌شود.

$$H_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}})\ [R]\ \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{NN,t}})$$

در حالت دو متغیره(N=2) و $p = q = 1$ ، حالت گسترده ماتریس H_t به شکل رابطه زیر است. عملگر diag، عملگری است که عناصر روی قطر ماتریس را انتخاب می‌کند.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix}$$

که در آن، واریانس‌های $h_{11,t}$ و $h_{22,t}$ در واقع همان فرآیند GARCH چندمتغیره با $p = q = 1$ می‌باشند.

در سال۲۰۰۲، انگل، فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی را در نظر نگرفت و مدل DCC را که مدل همبستگی‌های شرطی پویا اطلاق می‌گردد را ارائه نمود. در این مدل به ماتریس همبستگی اجازه تغییر در طی زمان داده می‌شود. در تعریف ماتریس H_t، فرقی بین مدل DCC و CCC وجود ندارد و در این مدل هم ماتریس H_t، ماتریس واریانس-کواریانس است.

$$H_t = D_t R_t D_t$$

انگل دو برآورد متفاوت برای R_t در نظر گرفته است که در برآورد اول از یک صورت نمایی بهره به صورت رابطه زیر بهره می‌گیرد؛

$$Q_t = (1 - \lambda)(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \lambda Q_{t-1}$$

که Q_t، تعریفی از ماتریس مثبت و متناهی است و R_t به شکل رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2}$$

صورت دیگر بهره‌گیری از مدل GARCH(1,1) به عنوان یک مشخصه جهت تعریف مدل است:

$$Q_t = R_0(1 - \alpha - \beta) + \alpha(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \beta Q_{t-1}$$

که در آن R_0، ماتریس همبستگی غیرشرطی است و شرط $\alpha + \beta < 1$ برقرار می‌باشد. در یک تصریح کلی داریم؛

$$r_t|\psi_{t-1} \sim N(o\ , D_t R_t D_t)$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$$

$$D_t^2 = \mathrm{diag}(a_{0,i}) + \mathrm{diag}(a_{1,i})\ o\ r_{t-1} r'_{t-1} + \mathrm{diag}(b_{1,i})\ o\ D_{t-1}^2$$

$$Q_t = R_0(1-\alpha-\beta) + \alpha(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \beta Q_{t-1}$$

$$R_t = \mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \mathrm{diag}(Q_t)^{-1/2}$$

این رویکرد منجر به تصریح جامعی از مدل DCC به صورت روابط فوق گردید. مشخص است که r_t، نرخ بازده و $r_t|\psi_{t-1}$ بازده به شرط کلیه اطلاعات دوره‌های قبل است.

داده های تحقیق

در این پژوهش شرکت‌های زنجیره تامین خودرو سازی ایران خودرو مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور به جز نماد شرکت‌های اصلی(سه شرکت دیگر از زنجیره تامین این شرکت‌ها برای بررسی انتخاب شده است. برای زنجیره تامین ایران خودرو شرکت‌های ایران خودرو، قطعات اتومبیل، محورسازان و فنرسازی خاور که دارای نمادهای خودرو، ختوقا، خوساز و خفنر در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند انتخاب شده است.

یافته های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌کنید متوسط بازده روزانه همه شرکت های مورد بررسی مثبت می باشد با این حال در زنجیره تامین ایران خودرو نماد خفنر دارای بیشترین میانگین و نماد خوساز دارای کمترین میانگین بوده است. جدول یک نشان می‌دهد نوسانات شرکت های با میانگین بازده بالاتر بیشتر از سایر شرکت‌ها بوده است. همچنین نتایج آماره Jarque-Bera نشان دهنده رد فرض صفر نرمال بودن توزیع برای همه سری‌های بازده می‌باشد.

جدول ۱- آماره های توصیفی شرکت های زنجیره تامین ایران خودرو

شرح	ختوقا	خفنر	خودرو	خوساز
میانگین	0.0015	0.0025	0.0019	0.0013
میانه	-0.0001	0.0000	-0.0003	0.0000
انحراف معیار	0.0363	0.0552	0.0372	0.0442
چولگی	0.8593	12.2533	1.58983	-6.3654

کشیدگی	12.544	243.28	24.563	112.80
جارکو- برا	2617	1623	1322	3400
احتمال	0.00	0.00	0.00	0.00

همچنین بررسی نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو نشان می‌دهد بازده قیمتی همه شرکت‌ها در سطح ۱٪ مانا می‌باشند.

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی برای شرکت های زنجیره تامین ایران خودرو

شرح	خوساز	خودرو	خفنر	ختوقا
آماره ADF	-23.83	-24.4	-19.4	-24.4
Prob	0.00	0.00	0.00	0.00
آماره PP	-23.8	-24.43	-22.54	-24.43
Prob	0.00	0.00	0.00	0.00

نتایج آزمون لجانگ باکس جهت آزمون فرضیه صفر پژوهش مبنی بر عدم وجود خود همبستگی برای پسماندهای مدل، نشان از عدم رد فرضیه صفر و به عبارت دیگر عدم وجود خود همبستگی برای پسماندها در تمامی مدل‌ها را دارد.

همچنین برای محاسبه احتمال نکول شرکت‌های زنجیره ایران خودرو از شیوه «تکرار» براساس مدل KMV استفاده گردید. و جهت بررسی ارتباط درماندگی مالی شرکت‌های زنجیره تامین از مدل گارچ چندمتغیره استفاده شده است. بدین منظور احتمال نکول محاسبه شده در بخش قبل برای شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو در قالب گارچ چندمتغیره استفاده شده است تا اثرپذیری احتمال نکول و تلاطم آنها در دوره مورد بررسی مورد آزمون قرار گیرد.

نتایج آزمون مانایی احتمال نکول شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو نشان داد احتمال نکول این شرکت‌ها در سطح ۵٪ مانا نمی‌باشد با این حال با یک بار تفاضل‌گیری این متغیر مانا می‌گردد بنابراین از تفاضل مرتبه اول این سری‌های زمانی در مدل VAR استفاده می‌شود. همچنین برای انتخاب وقفه بهینه مدل از آماره SIC استفاده شده است. نتایج برآورد مدل VAR(1)-DCC در جدول زیر آورده شده است.

جدول نتایج برآورد مدل VAR(1)-DCC برای زنجیره تامین ایران خودرو

نتایج برآورد مدل VAR(1)

$$\begin{bmatrix} Khtogha_t \\ Khfanar_t \\ Khodro_t \\ Khosaz_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{0.04} \\ (0.14) \\ 0.03 \\ (0.14) \\ 0.03 \\ (0.13) \\ \mathbf{0.009} \\ (0.00) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{0.21} & \mathbf{0.03} & \mathbf{-0.33} & \mathbf{-0.60} \\ (0.00) & (0.70) & (0.01) & (0.00) \\ \mathbf{0.22} & \mathbf{-0.23} & \mathbf{-0.12} & \mathbf{-0.21} \\ (0.00) & (0.00) & (0.04) & (0.07) \\ \mathbf{0.01} & \mathbf{0.05} & \mathbf{0.17} & \mathbf{-0.31} \\ (0.07) & (0.03) & (0.03) & (0.00) \\ \mathbf{0.03} & \mathbf{-0.02} & \mathbf{-0.01} & \mathbf{-0.04} \\ (0.14) & (0.48) & (0.08) & (0.43) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} Khtogha_{t-1} \\ Khfanar_{t-1} \\ Khodro_{t-1} \\ Khosaz_{t-1} \end{bmatrix}$$

نتایج برآورد مدلDCC

$$\mathbf{H}_{ii}(t) = c_i + a_i u_i^2(t-1) + b_i \mathbf{H}_{ii}(t-1)$$

$$\mathbf{Q}_t = (1-a-b)\mathbf{Q}_0 + a u_{t-1} u_{t-1}' + b\mathbf{Q}_{t-1}$$

$$\mathbf{H}_{ij}(t) = \mathbf{Q}_{ij}(t) \sqrt{\mathbf{H}_{ii}(t)\mathbf{H}_{jj}(t)} \Big/ \sqrt{\mathbf{Q}_{ii}(t)\mathbf{Q}_{jj}(t)}$$

Probe	ضریب	
0.021	0.000	C(1)
0.000	0.001	C(2)
0.084	0.000	C(3)
0.019	0.000	C(4)
0.000	0.191	A(1)
0.000	-0.001	A(2)

0.047	0.190	A(3)
0.000	0.178	A(4)
0.000	0.699	B(1)
0.000	0.263	B(2)
0.000	0.734	B(3)
0.000	0.789	B(4)
0.057	0.017	a
0.000	0.491	b
0.000	3.841	Shape

ج. نتایج آزمون‌ها

نتایج آزمون Ljung-Box	ختوقا	خفنر	خودرو	خوساز
Q(4)	۴,۲۸(۰,۳۶)	۳,۳۴(۰,۴۸)	۴,۱۵(۰,۳۸)	۴,۶۳(۰,۳۰)
$Q^2(4)$	۸,۵۲(۰,۰۶)	۵,۲۹(۰,۳۱)	۱,۸۳(۰,۷۵)	۲,۱۸(۰,۶۲)

- مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده P_Value می‌باشند

نتایج برآورد مدل VAR(1)-BEKK(1,1) با توزیع تی استیودنت برای بازده شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو

نتایج برآورد مدل VAR(1)

$$\begin{bmatrix} Khtogha_t \\ Khfanar_t \\ Khosaz_t \\ Khodro_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{0.006} \\ (0.65) \\ \mathbf{0.002} \\ (0.08) \\ \mathbf{0.003} \\ (0.02) \\ \mathbf{0.004} \\ (0.72) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{-0.04} & \mathbf{0.04} & \mathbf{0.07} & \mathbf{0.09} \\ (0.45) & (0.18) & (0.09) & (0.08) \\ \mathbf{0.12} & \mathbf{-0.01} & \mathbf{0.07} & \mathbf{0.16} \\ (0.03) & (0.74) & (0.85) & (0.01) \\ \mathbf{0.08} & \mathbf{0.01} & \mathbf{0.10} & \mathbf{0.20} \\ (0.87) & (0.77) & (0.03) & (0.00) \\ \mathbf{0.13} & \mathbf{0.07} & \mathbf{0.06} & \mathbf{0.22} \\ (0.76) & (0.81) & (0.04) & (0.01) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} Khtogha_{t-1} \\ Khfanar_{t-1} \\ Khosaz_{t-1} \\ Khodro_{t-1} \end{bmatrix}$$

نتایج برآورد مدل BEKK(1,1)

$$H_t = C^{*'}C^* + A^{*'}\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1}A^* + G^{*'}H_{t-1}G^*$$

$$A = \begin{bmatrix} \mathbf{-0.36} & \mathbf{-0.25} & \mathbf{-0.33} & \mathbf{-0.14} \\ (0.00) & (0.00) & (0.00) & (0.00) \\ \mathbf{0.05} & \mathbf{0.42} & \mathbf{0.27} & \mathbf{0.30} \\ (0.44) & (0.00) & (0.00) & (0.00) \\ \mathbf{0.23} & \mathbf{0.21} & \mathbf{0.32} & \mathbf{0.06} \\ (0.00) & (0.00) & (0.00) & (0.19) \\ \mathbf{-0.10} & \mathbf{-0.36} & \mathbf{-0.42} & \mathbf{0.04} \\ (0.00) & (0.29) & (0.00) & (0.61) \end{bmatrix} \quad G = \begin{bmatrix} \mathbf{-0.59} & \mathbf{0.06} & \mathbf{0.58} & \mathbf{-0.09} \\ (0.00) & (0.07) & (0.00) & (0.00) \\ \mathbf{0.41} & \mathbf{0.01} & \mathbf{0.11} & \mathbf{-0.13} \\ (0.00) & (0.09) & (0.04) & (0.25) \\ \mathbf{-0.56} & \mathbf{0.19} & \mathbf{0.92} & \mathbf{-0.72} \\ (0.31) & (0.00) & (0.01) & (0.21) \\ \mathbf{0.27} & \mathbf{-0.05} & \mathbf{0.27} & \mathbf{1.02} \\ (0.00) & (0.26) & (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$$

نتایج آزمون‌ها

ننایج آزمون Ljung-Box	ختوقا	خفنر	خودرو	خوساز
Q(4)	۴,۲۸(۰,۳۶)	۳,۳۴(۰,۴۸)	۴,۱۵(۰,۳۸)	۴,۶۳(۰,۳۰)
$Q^2(4)$	۸,۵۲(۰,۰۶)	۵,۲۹(۰,۳۱)	۱,۸۳(۰,۷۵)	۲,۱۸(۰,۶۲)
درجه آزادی برآورد شده توزیع تی استیودنت: (۰,۰۰)5.59				

- مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده P_Value می باشند

همانطور که در بخش الف جدول مشاهده می‌کنید نتایج برآورد مدل VAR نشان می‌دهد احتمال نکول باوقفه نمادهای ختوقا، خفنر و خوساز بر احتمال نکول ایران خودرو اثرگذار بوده است این موضوع در ارتباط بین بازده شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو نیز که در بخش قبل ارائه شد نیز مشاهده شده بود.

همچنین نتایج برآورد مدل VAR نشان می‌دهد احتمال نکول باوقفه نماد خودرو بر احتمال نکول شرکت‌های زنجیره تامین(ختوقا، خفنر و خوساز) در سطح ۱۰٪ منفی و معنادار است. همانگونه که در بخش قبل نیز بیان شد بر اساس اسموقلوو دیگران(۲۰۱۶ عملکرد و سودآوری تامین کنندگان داخلی به شدت تحت تاثیر تغییر رویکرد بنگاه اصلی برای واردات نهاده‌های میانی از خارج به منظور افزایش رقابت‌پذیری یا سودآوری می‌باشد. در دوره تحریم‌ها جایگزین کردن قطعات چینی به جای تولیدات

داخلی باعث شد قطعه سازی‌های داخلی به شدت تحت تاثیر قرار گیرند. که این عمل هرچند وضعیت سودآوری شرکت اصلی را بهتر نموده(به دلیل کاهش هزینه تولید) با این حال احتمال نکول و در نتیجه درماندگی مالی شرکت‌های زنجیره تامین را افزایش داده است.

نتایج برآورد مدل DCC در بخش ب جدول نشان داده شده است. همانطور مشاهده می‌کنید کلیه ضرایب بردارهای A و B در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند. این موضوع نشان می‌دهد تلاطم احتمال نکول این شرکت‌ها از تکانه‌ها و وقفه‌های تلاطم خود تاثیرپذیر بوده‌اند. همچنین ضرایب a و b در سطح ۵ درصد معنادارند که این موضوع نشان دهنده برآورد صحیح مدل DCC می‌باشد.

نتایج آزمون لیونگ بانکس با فرض صفر عدم وجود همبستگی برای پسماندها و توان دوم پسماندها که در بخش سوم نتایج ارائه شده است نشان دهنده عدم رد فرض صفر وجود خوهمبستگی بین پسماندها و همچنین توان دوم پسماندها و در نتیجه تصریح درست مدل می‌باشد.

جمع‌بندی و پیشنهادها

این مطالعه به بررسی سرایت درماندگی مالی در شرکت‌های زنجیره تامین خودرو می‌پردازد. برای این منظور از تصریح DCC مدل گارچ چندمتغیره و روش KMV استفاده شده است. همچنین از آنجا که برای محاسبه سری زمانی احتمال نکول با روشKMV نیاز به داشتن واریانس شرطی متغیرها می-باشد از مدل گارچ چند متغیره برای محاسبه واریانس شرطی متغیرها استفاده شده است.

نتایج برآورد مدل برای شرکت‌های زنجیره تامین ایران خودرو نشان داد احتمال نکول باوقفه نماد خودرو بر احتمال نکول شرکت‌های زنجیره تامین(ختوقا، خفنر و خوساز) در سطح ۱۰٪ منفی و معنادار است. اسموقلوو دیگران(۲۰۱۶) بیان کردند عملکرد و سودآوری تامین کنندگان داخلی به شدت تحت تاثیر تغییر رویکرد بنگاه اصلی برای واردات نهاده‌های میانی از خارج به منظور افزایش رقابت‌پذیری یا سودآوری می‌باشد. در دوره اول تحریم‌ها جایگزین کردن قطعات چینی به جای تولیدات داخلی باعث شد قطعه‌سازی‌های داخلی به شدت تحت تاثیر قرار گیرند. این عمل هرچند وضعیت سودآوری شرکت اصلی را بهتر نموده(به دلیل کاهش هزینه تولید) با این حال احتمال نکول و در نتیجه درماندگی مالی شرکت‌های زنجیره تامین را افزایش داده است.

نتایج این مطالعه نشان داد احتمال نکول هر دو شرکت ایران خودرو بر شرکت‌های زنجیره تامین خود اثر گذار بوده است. این نتایج نشان داد زمانی که شرکت‌های اصلی در حالت بحران و یا درماندگی مالی قرار دارند(دارای احتمال نکول بالا باشند) باعث سرایت این درماندگی مالی به سایر شرکت‌ها شده و به احتمالی زیاد سایر شرکت‌ها را نیز مواجه با بحران و یا حتی درماندگی مالی می‌نمایند. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش مبنی بر سرایت‌پذیری احتمال نکول شرکت‌های زنجیره تامین خودرو، پیشنهاد می‌گردد کشور استراتژی درستی در زمینه واردات قطعات در پیش گیرد و ضمن حمایت از بنگاه‌های قطعه ساز واردات قطعات مشابه ساخت داخل را تا حد ممکن ممنوع سازد.

منابع

1) Arouri, M. E. H., Hammoudeh, S., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2012). Long memory and structural breaks in modeling the returnand volatility dynamics of precious metals. Quarterly Review of Economics and Finance, 52(2), 207–218.

2) Adrangi, B., & Chatrath, A. (2002). The dynamics of palladium and platinum prices. Computational Economics, 19, 179−197.

3) Baba, Y., R.F. Engle, D. Kraft and K.F. Kroner (1985), Multivariate simultaneous generalized ARCH, Unpublished manuscript, Department of Economics, University of California, San Diego, CA, USA.

4) Batten, J. M. and Lucey, B. M. (2007). Volatility in the gold futures market. Discussion Paper # 225, Institute for International Integration Studies

5) Batten, J. A., Ciner, C., & Lucey, B. M. (2010). The macroeconomic determinants of volatility in precious metals markets. ResourcesPolicy, 35(2), 65–71.

6) Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. Financial Review, 45,217–229.

7) Cochran, S. J., Mansur, I., & Odusami, B. (2012). Volatility persistence in metal returns: a FIGARCH approach. Journal of Economicsand Business, 64(4), 287–305.

8) Christie-David, R., Chaudhry, M., & Koch, T. W. (2000). Do macroeconomics news releases affect gold and silver prices? Journalof Economics and Business, 52(5), 405–421.

9) Diamandis, P.F.(2009) International stock market linkages: evidence from Latin America. Global Finance Journal20, 13–30.

10) Engle, R.F. and K.F. Kroner (1995), Multivariate simultaneous generalized ARCH, Econometric Theory, 11, 122-150.

11) Hammoudeh S, Yuan Y, McAleer M , Thompson M (2010) Precious metals–exchange rate volatility transmissions and hedging strategies, International Review of Economics and Finance,

12) Koop, G., M.H. Pesaran and S.M. Potter (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. Journal of Econometrics, 74, 119-147.

13) Mackenzie, M., Mitchell, H., Brooks, R., & Faff, R. (2001). Power ARCH modeling of commodity futures data on the London's metal market. European Journal of Finance, 7, 22−38.

14) Markwat, T., Kole, E., VanDijk,D.(2009) Contagion as a domino effect in global stock markets. Journal of Banking & Finance 33, 1996–2012.

15) Plourde, A., &Watkins, G. C. (1998). Crude oil prices between 1985 and 1994: How volatile in relation to other commodities? Resource and Energy Economics, 20, 245−262.

16) Sari R, Hammoudeh s, Soytas U(2010) Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate, Energy Economics, 32 ,351–362

17) Tully, E., & Lucey, B. (2007). A power GARCH examination of the gold market. Research in International Business and Finance, 21, 316−325.

18) Wang, Y. S., & Chueh, Y. L. (2013). Dynamic transmission effects between the interest rate, the US dollar, and gold and crude oilprices. Economic Modelling, 30, 792–798.

19) Zhang z, Zhang H(2016) The dynamics of precious metal markets VaR: A GARCHEVT Approach, Journal of Commodity Markets .