فصل‌نامه مطالعاتی در مدیریت بانکی و بانکداری اسلامی

مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران
پاییز ۱۴۰۲، دوره ۹، شماره ۲۴، صفحه ۹۸-۷۷

محاسبه احتمال نکول شرکت‌ها براساس مدل‌های ساختاری با لحاظ نمودن همبستگی نکول

مهدی ثابتی*[۱]
غلامرضا زمردیان[۲]

چکیده

هدف این پژوهش پیش‌بینی احتمال نکول صنایع خودرو و مواد غذایی در پورتفوی بانکداری شرکتی بانک‌ها، با لحاظ و عدم لحاظ همبستگی نکول می‌باشد. در این پژوهش، ۳۰ شرکت از صنعت خودرو و ۳۰ شرکت از صنعت مواد غذایی که اطلاعات بورسی آن‌ها وجود دارد به‌صورت تصادفی انتخاب شدند. اطلاعات بازار شرکت‌های مذکور به‌صورت روزانه از ۱۰ مرداد ۱۳۹۷ تا ۹ شهریور ۱۳۹۸ جهت مدل‌سازی استفاده شد. مدل‌سازی احتمال نکول شرکت‌ها براساس تخمین ارزش دارایی، نوسان دارایی و نرخ رانش صورت گرفت. جهت تخمین پارامترهای مدل CAPM که برای پیش‌بینی نرخ رانش لازم است، از مدل GARCH چند متغیره (MGARCH) استفاده شد. با محاسبه میانگین احتمال نکول شرکت‌های هر صنعت، احتمال نکول آن صنعت (بدون لحاظ نمودن همبستگی نکول) بدست آمد. همچنین، برای محاسبه احتمال نکول هر صنعت با لحاظ نمودن همبستگی نکول از رویکرد ارزش دارایی استفاده شد. در روش ارزش دارایی نیز برای تخمین پارامترهای همبستگی نکول از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که پیش‌بینی احتمال نکول صنایع انتخاب شده با لحاظ نمودن همبستگی نکول، مطابقت بیشتری با نکول واقعی انجام شده دارد.

واژه‌های کلیدی: ریسک اعتباری، مدل‌های ساختاری، همبستگی نکول، گارچ چند متغیره.

طبقه‌بندی JEL: G32، C30 و C58.

---

۱. دکتری، گروه مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)؛ mehdi.sabeti@yahoo.com
۲. استادیار، گروه مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران؛ gh.zomorodian@yahoo.com

مقدمه

محاسبه احتمال نکول یکی از اولین قدم‌ها در ارزیابی ریسک اعتباری در بانک‌ها و یا موسسات رتبه‌بندی می‌باشد. با محاسبه احتمال نکول شرکت‌ها، امکان مقایسه ریسک آن‌ها به صورت کمی وجود خواهد داشت. محاسبات مربوط به ریسک پورتفوی اعتباری برپایهٔ محاسبات صورت گرفته برای احتمال نکول شرکت‌ها انجام می‌گیرد. مدل‌های مختلفی برای محاسبه احتمال نکول وجود دارد که شامل مدل‌های مالی (مدل‌های ساختاری، مدل‌های جریان وجوه و مدل‌های ضمنی بازار)، مدل‌های آماری تجربی (مدل‌های رگرسیونی، مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی و مدل‌های یادگیری ماشینی) و مدل‌های خبرگی (مدل‌های مبتنی بر قضاوت کارشناسان باتجربه) می‌باشد. مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل مرتون[1] می‌باشد. مدل مرتون یکی از مدل‌های ساختاری می‌باشد که ارزش دارایی در آن براساس مدل بلک شولز[2] ایجاد می‌شود. یکی از ویژگی‌های مهم مدل‌های ساختاری این است که برپایه مفاهیم مالی ایجاد شده‌اند. این مدل‌ها برای شرکت‌های سهامی قابل معامله در بورس می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. این رویکرد، آینده‌نگر بوده و دارای زیرساخت تئوریکی قدرتمندی از لحاظ مالی می‌باشد. (باندیوپادیای[3]، ۲۰۱۶).

در این پژوهش برای مدل‌سازی احتمال نکول صنایع با لحاظ نمودن همبستگی نکول از روش پرکاربرد رویکرد ارزش دارایی استفاده شده است که روش تخمین پارامترها براساس روش گشتاورها انجام گرفته است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

احتمال نکول

بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸، اغلب بانک‌ها و موسسات مالی در جهان به اندازه‌گیری و مدیریت ریسک اهمیت زیادی داده‌اند. یکی از مولفه های اصلی در مدیریت ریسک، محاسبه احتمال نکول[4] (PD) می‌باشد. امروزه PD در فرآیند تخصیص سرمایه، قیمت‌گذاری ریسک اعتباری، انتخاب مشتری و پایش کیفیت اعتباری مشتریان مورد استفاده قرار می‌گیرد (بن و استین[5]، ۲۰۰۹). احتمال

---

1. Merton
2. Black-Scholes
3. Bandyopadhyay
4. Probibility of Deafaulty
5. Bohn & Stein

نکول به صورت درصد آماری از نکول قرض گیرنده، معمولاً در بازه زمانی یک‌ساله می‌باشد. به‌طوری‌که برای مشتریان بسیار پر ریسک مقدار PD مساوی ۱۰۰ درصد خواهد بود. (جوزف[1]، ۲۰۱۹).

تبیین مدل مرتون

مدل ارزش دارایی مرتون اولین بار در مقاله مرتون و بلک شولز پیشنهاد گردید. فرض می‌شود بنگاهی با ارزش دارایی $A \geq 0$ و با سهام $E \geq 0$ تأمین مالی شده و بقیه تأمین مالی از طریق اوراق قرضه به قیمت اسمی F باشد، که سررسید آن T می‌باشد. در زمان t معادله ۱ برقرار است:

$$A_t = E_{t+}D_t \qquad \text{رابطه ۱)}$$

وضعیت‌های عدم اطمینان دارایی با فرآیند تصادفی براونی[2] دارایی A به صورت رابطه ۲ خواهد بود.

$$d_Z\, A_t = \mu A_t d_t + \sigma_A\, dA_t \qquad \text{رابطه ۲)}$$

که σ_A نوسان دارایی و d_Z فرآیند وینری است $d_Z = \sqrt{dt}\ \varepsilon$ می‌باشد. فرآیند تصادفی وینری، فرآیند تصادفی پیوسته‌ای می‌باشد که فرض می‌شود بازار تحت شرایط رخدادهای عادی می‌باشد و رخدادهای حدی نیز به‌صورت غیر مداوم و براساس احتمال دنباله توزیع نرمال رخ می‌دهند (هیرسا و نفتسی[3]، ۲۰۱۴). با توجه به مطالعات، توزیع مذکور دنباله پهن نمی‌باشد. در قیمت‌گذاری اختیار خرید که بر پایه مدل بلک شولز می باشد در شرایط افزایش یا جهش در بازدهی دارایی و دنباله پهن بودن توزیع از فرایند لوی استفاده می‌شود.

در این پژوهش فرض می‌شود دارایی دارای توزیع نرمال لگاریتمی باشد و در نتیجه لگاریتم ارزش دارایی به‌صورت نرمال توزیع خواهد شد. لذا در پایان دوره، لگاریتم ارزش دارایی دارای توزیع نرمال مطابق رابطه زیر خواهد بود.

---

1. Joseph
2. Stochastic Brownian motion
3. Hirsa & Neftci

رابطه ۳) $$\log A_t = \mathrm{Log}A_0 + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2}\right)\mathrm{T} + \sigma_A\sqrt{T}\varepsilon$$

در مدل فوق نکول زمانی صورت می‌گیرد که ارزش دارایی کمتر از ارزش اسمی بدهی باشد. PD یا احتمال این که بنگاه در سررسید T قادر به پرداخت بدهی به ارزش اسمی F نباشد مطابق معادله ۴ است.

رابطه ۴) $$\mathrm{p}[A_T < F] = \Phi_N(-d_2) = \Phi_N\left(-\frac{ln(\frac{A_0}{F})}{\sigma_A\sqrt{T}} + \frac{\sigma_A\sqrt{T}}{2}\right)$$

با افزایش اهرم و نوسانات دارایی، ریسک نکول افزایش می‌یابد (ون‌گستل و بیزنس[1]، ۲۰۰۹).

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

مدل‌سازی نوسان در سری‌های مالی از زمان معرفی مدل ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) در مقاله انگل (۱۹۸۲) مطرح شد و سپس مدل‌های تکمیلی مانند GARCH ارائه شد (سوری، ۱۳۹۴).

در GARCH چند متغیره مدل‌سازی معادله CAPM بر پایهٔ بازدهی دارایی (R_i) و بازدهی بازار (R_m) صورت می‌گیرد. هر دو سری از داده‌ها ناهمسانی واریانس متغیر با زمان[2] دارند که فرآیند مشترک، به‌شکل زیر تصریح می‌شود:

رابطه ۵)
$$R_{i.t} = \alpha_i + u_{i.t}$$
$$R_{M.t} = \alpha_M + u_{M.t}$$
$$\mathrm{E}\left[\binom{R_{M.t}}{R_{i.t}} \middle| \Omega_{t-1}\right] = \mathrm{Var}\left[\binom{U_{M.t}}{U_{i.t}} \middle| \Omega_{t-1}\right] = \begin{pmatrix} \sigma_{11.t}^2 & \sigma_{12.t}^2 \\ u_{21.t} & \sigma_{22.t}^2 \end{pmatrix}$$

در این حالت β شرطی طبق مدل زیر خواهد بود.

1. Van Gestel & Baesens
2. Time Varying Heteroscedasticity

$$\beta_{i.t}=\frac{\sigma^2_{12.t}}{\sigma^2_{11.t}}$$ رابطه ۱)

توزیع مشترک در مدل بالا براساس تصریح مدل ARCH یا GARCH برای گشتاورهای دوم مدل‌سازی می‌شود (رابرتسون، ۲۰۱۸).

تبیین مدل ارزش دارایی برای مدل‌سازی همبستگی نکول

مدل‌های همبستگی را می‌توان به دو گروه مدل‌های تک عاملی و مدل‌های شدّت تقسیم نمود (مالز[1]، ۲۰۱۱). در روش ارزش دارایی[2]، درصورتی‌که ارزش دارایی (A) قرض‌گیرنده i به کمتر از مقدار آستانه d_i برسد، قرض‌گیرنده نکول خواهد کرد:

$$Default \Leftrightarrow A_i \le d_i$$
$$NoDefault \Leftrightarrow A_i \ge d_i$$ رابطه ۷)

اگر ارزش دارایی دارای توزیع نرمال باشد، رابطه ۸ برقرار است:

$$d_i = \Phi^{-1}(PD_i)$$ رابطه ۸)

که Φ توزیع تجمعی نرمال استاندارد می‌باشد. همبستگی در این مدل از طریق مدل‌های عاملی محاسبه می شود. اگر دارایی دارای یک عامل سیستمی z و یک عامل انحصاری ε باشد:

$$A_i = \omega_i Z + \sqrt{1-\omega_i^2}\varepsilon_i, \operatorname{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$$ رابطه ۹)

همبستگی دارایی‌های i و j به شکل زیر تعریف می‌شود:

1. Malz
2. Asset Value Approach

$$\rho_{ij}^{asset} = \frac{\text{cov}(A_i, A_j)}{\sigma(A_i)\sigma(A_J)} = \frac{\text{cov}(\omega_i Z + \sqrt{1-\omega_i^2}\varepsilon_i, \omega_j Z + \sqrt{1-\omega_j^2}\varepsilon_j)}{1\times 1}$$
$$= \text{cov}(\omega_i Z, \omega_j Z) = \omega_i \omega_j \ \text{var}(Z)$$
$$= \omega_i \omega_j$$

رابطه ۱۰)

احتمال نکول و احتمال نکول مشترک نیز به شکل زیر تعریف می شوند (لوفلر و پوش[1]، ۲۰۱۱):

$$\text{Prob}(A_i \le d_i) = p_i = \phi(d_i)$$

رابطه ۱۱)

تبیین رویکرد حداکثر درست‌نمایی جهت تخمین پارامترها

منطق حاکم بر روش حداکثر درست‌نمایی در رویکرد ارزش دارایی این است که احتمال نکول و حساسّیت عاملی به‌گونه‌ای تعیین می‌شود که احتمال مشاهده داده‌های تاریخی نکول بیشینه شود. احتمال نکول مشروط به عامل Z با نوشتن مدل عاملی برای ارزش دارایی به شکل زیر خواهد بود.

$$p_i(Z) = prob(w_i Z + \sqrt{1-w_i^2}\varepsilon_i \le \Phi^{-1}(p_i)$$

$$= prob\left(\varepsilon_i \le \frac{\Phi^{-1}(p_i) - w_i Z}{\sqrt{1-w_i^2}}\right)$$

رابطه ۱۲)

$$= \Phi\left[\frac{\Phi^{-1}(p_i) - w_i Z}{\sqrt{1-w_i^2}}\right]$$

با به‌کارگیری تابع توزیع دوجمله‌ای با احتمال موفقیت $p(Z)$ در یک سال و در صورتی که هر بخش تحت تأثیر یک عامل سیستماتیک قرار گیرد، تابع درست نمایی به شکل زیر در خواهد آمد.

1. Loffler & Posch

$$L = \prod_{t=1}^{T} \int_{\infty}^{\infty} \prod_{k=1}^{K} \binom{N_{kt}}{D_{kt}} p_k(Z)^{D_{kt}} (1-(p_k(Z))^{N_{kt}-D_{kt}} d\Phi(Z) \qquad \text{رابطه ۱۳)}$$

برای بیشینه کردن درست‌نمایی فوق از فرآیند گاوس- هرمیت استفاده می‌شود که انتگرال را به‌صورت مجموع وزنی تقریب می‌زند (لوفلر و پوش[1]، ۲۰۱۱)

پیشینه پژوهش‌های انجام شده

پیشینه پژوهش‌های خارجی

اولین مدل از مدل‌های ساختاری مربوط به مقاله مرتون (۱۹۷۴) می‌باشد. براساس مدل مرتون اگر در سررسید، بدهی شرکت از دارایی آن بالاتر باشد، نکول انجام خواهد شد. در مدل ارائه شده توسط بلک و کوکس (۱۹۷۶) شرکت زمانی نکول خواهد کرد که دارایی آن به کمتر از مقدار آستانه برسد. برخلاف مدل مرتون در این مدل‌ها نکول در هر لحظه از زمان ممکن است اتفاق بیفتد. ناپال و باهار (۲۰۰۱) در مطالعه خود در خصوص نکول بخش‌های مختلف آمریکا در دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۱۹۹۹ به این نتیجه دست یافتند که همبستگی نکول‌ها، تحت تأثیر عوامل اقتصادی یا عوامل صنعت می‌باشند. سروینی و رنو[2] (۲۰۰۲) براساس داده‌های رتبه‌بندی استاندارد و پورز به شواهدی در خصوص همبستگی نکول دست یافتند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که همبستگی نکول برای شرکت‌های با رتبه اعتباری پایین نسبت به شرکت‌های با رتبه اعتباری بالا بیشتر است. دافی و وانگ[3] (۲۰۰۴) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که مدل‌های ساختاری KMV-Merton دارای توان پیش‌بینی نسبتا خوبی در خصوص احتمال نکول می‌باشند (هنشر و جونز[4]، ۲۰۰۸).

در موسسه جی پی مورگان (۲۰۰۴) مطالعه‌ای در خصوص همبستگی نکول انجام دادند که در آن، همبستگی پایه را به‌صورت عمومی منتشر کردند. میلن[5] (۲۰۱۴) با مدل‌های ساختاری، پیش‌بینی ورشکستگی بانک‌ها را مورد آزمون قرار داد. وی با استفاده از داده‌های مربوط به قیمت سهام و نسبت‌های حسابداری ۴۱ بانک بین‌المللی (شامل بانک‌های سالم و ورشکسته) به این نتیجه رسید

1. Loffler & Posch
2. Servigny & Renault
3. Duffie & Wang
4. Hensher & Jones
5. Milne

که فاصله تا نکول به اطلاعات جدید به سرعت واکنش نشان می‌دهد و می‌تواند به‌عنوان شاخص هشدار سریع درخصوص ورشکستگی‌های قریب الوقوع باشد (باندیوپادیای، ۲۰۱۶). آفیق و گالیل[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای حساسیت پیش‌بینی نکول مدل مرتون را نسبت به تصریح پارامترها مورد آزمون قرار دادند. در پایان به این نتیجه رسیدند که مدل ساده مرتون با توجه به حجم محاسبات آماری کمتر، نتایج قابل قبول ارائه می‌کند. آکورنرو و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعات خود چارچوبی را برای محاسبه ریسک اعتباری بانک‌های ایتالیا ارائه دادند. در مطالعه آن‌ها از مدل ساختاری چند عاملی که توسط دولمان و ماچلین[2] (۲۰۰۶) توسعه پیدا کرده، استفاده شده است. در این مدل‌ها احتمال نکول مشترک براساس وابستگی بخش‌های اقتصادی مدل‌سازی می‌شود. میائو و وانگ (۲۰۱۷) با استفاده از مدل فاصله تا نکول متغیر مرتون و بکارگیری نوسان ضمنی و هزینه سرمایه ضمنی برای پیش‌بینی نکول مطالعه‌ای انجام دادند. در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که مدل با دو پروکسی عنوان شده نسبت به مدل‌های دیگر دارای دقت پیش‌بینی بالاتری می‌باشد. لی و فاف[3] (۲۰۱۹) در پژوهش خود از مدل تلفیقی مبتنی‌بر اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری برای پیش‌بینی احتمال نکول استفاده نمودند. براساس پژوهش مذکور به این نتیجه رسیدند که برای بررسی احتمال نکول شرکت‌های بزرگ و نقدشونده و همچنین در زمان وقوع بحران بهتر است از رویکرد مبتنی بر اطلاعات بازار استفاده نمود. در مطالعه دیگری آبینزانو و همکاران[4] (۲۰۲۰) قدرت پیش‌بینی مدل‌های ریسک اعتباری که در مطالعات دانشگاهی و همچنین در محیط‌های کاربردی مورد استفاده قرار می‌گیرد را مورد مقایسه قرار دادند. این مدل‌ها شامل مدل‌های مبتنی‌بر داده‌های حسابداری، مبتنی‌بر قیمت بازار و رتبه‌بندی اعتباری می‌باشند. براساس مطالعه فوق مدل‌های مبتنی‌بر بازار دارای عملکرد بهتری می‌باشند هر چند درستی آن‌ها به طول دوره پیش‌بینی و نوع رخداد نکول بستگی دارد. خلاصه مشخصات مدل‌های ساختاری اعتباری در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Afik & Galil
2 Duellmann & Masschelein
3. Li & Faff
4. Abinzano et al

جدول ۱. خلاصه مدل‌های ساختاری (هنشر و جونز[1]، ۲۰۰۸)

مدل	مشخصات
مرتون (۱۹۷۴)	$E(V,\tau)=Ve^{-D\tau}N(d_1)-Be^{-r\tau}N(d_2)$
بلک و کوکس[2] (۱۹۷۶)	آستانه نکول برونزا- نرخ بهره ثابت
لانگ استف و شوارتز (۱۹۹۵)	آستانه نکول برونزا – نرخ بهره تصادفی
للاند و تاف[3] (۱۹۹۶)	آستانه نکول برونزا
هل جیست و همکاران (۲۰۰۴)	مدل مخاطره با تئوری مرتون
مدل KMV	فاصله تا نکول
باراث و شوموای (۲۰۰۵)	مرتونKMV بدون حل معادلات همزمان

پیشینه پژوهش‌های داخلی

خوانساری و فلاح شمس با به‌کارگیری (۱۳۸۹) مدل ساختاری KMV جهت پیش‌بینی ریسک نکول مشتریان بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۷ نشان می‌دهند که مدل مذکور دارای قابلیت پیش‌بینی احتمال نکول می‌باشد. شمس قارنه و جنتی (۱۳۹۱) با استفاده از مدل پویای مرتون احتمال نکول شرکت‌های صنعت ساخت فلزات اساسی را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌های بهبود یافته مرتون همزمان با در نظر گرفتن توزیع مناسب برای ارزش بازار دارایی موجب بهبود دقت برآوردها درخصوص نرخ نکول شرکت‌ها می‌شود. قالیباف و افشار (۱۳۹۲) در پژوهش انجام شده درخصوص شرکت‌های بورسی از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴ مدل‌های ساختاری KMV و مدل آلتمن را از لحاظ پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه می‌رسند که مدل ساختاری KMV دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری می‌باشد. فلاح پور و طادی (۱۳۹۵) با به‌کارگیری مدل‌های مرتون و مدل توسعه یافته آن درخصوص شرکت‌های بورسی در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به این نتیجه می‌رسند که براساس آزمون مقایسه زوجی ویلکاکسون تفاوت معناداری بین دو مدل مذکور وجود دارد. فلاح پور و همکاران (۱۳۹۷) پژوهشی را در خصوص ۳۰ شرکت بورسی و برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ جهت یافتن مدل مناسب برای تبیین بازده مورد انتظار سهام انجام دادند. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که

1. Hensher & Jones
2. Black & Cox
3. Leland & Toft

مدل‌های CAPM شرطی چه بر مبنای مدل BEKK قطری و چه بر مبنای مدل BEKK مرتبه کامل نسبت به مدل CAPM استاندارد عملکرد بهتری دارند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر شامل ۶۰ شرکت از دو صنعت خودرو و مواد غذایی می‌باشد. قلمرو زمانی و داده‌های تحقیق جهت محاسبه احتمال نکول شامل ۲۶۲ داده که به‌صورت روزانه از ۱۰ مرداد ۱۳۹۷ تا ۹ شهریور ۱۳۹۸ می‌باشد. با توجّه به این‌که در داده‌های مربوط به سیستم بانکی ایران اطلاعات نکول تاریخی به‌صورت سری زمانی فوق موجود نمی‌باشد، برای بررسی تجربه نکول از اطلاعات ترازنامه مربوط به شرکت‌های بورسی و شرکت‌های وابسته آن‌ها که اطلاعات آن‌ها در سایت کدال موجود می‌باشد، استفاده شده است. برای تعریف نکول با استفاده از اطلاعات ترازنامه شرکت‌ها از تعریف قانون تجارت درخصوص شرکت‌های ورشکسته استفاده شده است. مطابق ماده ۱۴۱ قانون تجارت اگر بر اثر زیان‌های وارده حداقل نصف سرمایه شرکت از بین برود، هیئت مدیره مکلف است بلافاصله مجمع عمومی فوق‌العاده صاحبان سهام را تشکیل دهد تا موضوع انحلال یا بقاء شرکت مورد شور و رأی واقع شود. برای محاسبه نرخ بدون ریسک از قیمت‌های اسناد خزانه اسلامی در بازه زمانی ۱۳۹۷/۵/۱۰ تا ۱۳۹۸/۶/۹ به‌صورت روزانه استفاده شده است. داده‌های مربوط به قیمت اسناد خزانه از سامانه ره آورد نوین اخذ شده است. برای محاسبات احتمال نکول صنعت با روش ارزش دارایی، از صورت‌های مالی شرکت‌های مذکور از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است که اطلاعات مذکور نیز از سامانه ره آورد نوین استخراج شده است. جهت مدل‌سازی احتمال نکول با روش مرتون بایستی ارزش دارایی، نوسان دارایی و نرخ رانش تخمین زده شوند. از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM برای تخمین بازدهی مورد انتظار و نرخ رانش، از شاخص بازار سهام به‌عنوان پروکسی بازدهی بازار و در تخمین پارامترهای مدل CAPM از مدل مناسب GARCH چند متغیره (MGARCH) استفاده شده است. براساس فرمول اختیار خرید بلک شولز و رویکرد تکرار شونده ارزش دارایی و نوسان دارایی محاسبه شد. در رویکرد تکرار شونده ارزش دارایی به‌شکل رابطه ۱۴ می‌باشد.

$$A_t=\left[E_t + Le^{-r(T-t)}\Phi(d_2)\right]/\Phi(d_1)$$ رابطه ۱۴)

اگر در طول زمان به عقب برگشته و T یک سال در نظر گرفته شود، سیستمی از معادلات به‌صورت رابطه ۱۵ برقرار خواهد شد:

$$A_t=[E_t + Le^{-r_t}\Phi(d_2)]/\ \Phi(d_1)$$

$$A_{t-1}=[E_{t-1} + L_{t-1}e^{-r_{t-1}}\Phi(d_2)]/\ \Phi(d_1)$$ رابطه ۱۵)

$$A_{t-260}=[E_{t-260} + L_{t-2601}e^{-r_{t-260}}\Phi(d_2)]/\ \Phi(d_1)$$

سیستم معادلات ۱۴ شامل ۲۶۲ معادله است که ۲۶۲ متغیر نامشخص (ارزش دارایی) می‌باشد. در سیستم معادلات بالا نوسان دارایی (σ) نیز متغیر نامشخص می‌باشد، اما با مشخص شدن ارزش دارایی می‌توان متغیر مذکور را محاسبه نمود. سیستم معادلات بالا از روش‌های عددی بدست می‌آید. (لوفلر و پوش، ۲۰۱۱)

جدول ۲. خلاصه فرآیند مدل‌سازی صورت گرفته در پژوهش

مراحل مدل‌سازی	محاسبه و تخمین	رویکرد و روش محاسبات
مرحله ۱	محاسبه نرخ سود بدون ریسک	براساس داده‌های روزانه قیمت اسناد خزانه در دوره ۰۶/۱۱/ ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰/۰۷/۱۰
مرحله ۲	محاسبه ارزش دارایی و نوسان دارایی	براساس فرمول اختیار خرید بلک شولز و استفاده از رویکرد تکرارشونده برای محاسبه ارزش دارایی و نوسان دارایی
مرحله ۳	تخمین بتای بازدهی دارایی شرکت با شاخص بورس	استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره (و استفاده از آزمون‌های تشخیصی در این خصوص)
مرحله ۴	تخمین نرخ رانش شرکت	براساس حاشیه سود سهام شرکت، بتای محاسبه شده و ارزش دارایی شرکت در یک‌سال آینده
مرحله ۵	محاسبه احتمال نکول شرکت‌ها براساس مدل مرتون و محاسبه میانگین احتمال نکول صنعت	براساس مدل مرتون و براساس مقادیر بدست‌آمده برای پیش‌بینی نوسان دارایی، پیش‌بینی ارزش دارایی و نرخ رانش، مقدار فاصله تا نکول و سپس احتمال نکول محاسبه می‌شود.

مراحل مدل‌سازی	محاسبه و تخمین	رویکرد و روش محاسبات
مرحله ۶	محاسبه احتمال نکول با لحاظ همبستگی نکول	با رویکرد ارزش دارایی و تخمین پارامترها با روش حداکثر درستنمایی
مرحله ۷	ارزیابی احتمال نکول هر صنعت با لحاظ کردن همبستگی نکول و بدون در نظر گرفتن همبستگی نکول	استفاده از تابع حداکثر درستنمایی

مدل‌سازی این پژوهش با استفاده از نرم افزار ایویوز و کدنویسی ویژوال بیسیک در اکسل انجام شده است.

یافته‌های پژوهش

نرخ سود بدون ریسک

برای بررسی بدون ریسک بودن نرخ سود اوراق بدهی بایستی اوراق مذکور دارای ریسک اعتباری و نقدینگی نباشند. با توجه به این‌که رتبه اعتباری دولت‌ها معمولا بالاتر از رتبه اعتباری شرکت‌ها و بانک‌ها می‌باشد، لذا درخصوص اوراق بدهی دولتی، ریسک اعتباری اسناد خزانه صفر یا نزدیک صفر در نظر گرفته می‌شود. همچنین، اگر اسناد خزانه تا سررسید نگهداری شوند، دارای ریسک تغییرات نرخ بهره نیز نخواهند بود که در نتیجه در این خصوص اوراق بدهی کوتاه مدت دارای ریسک تغییرات نرخ بهره نیز نمی باشند. همچنین با توجه به این‌که اوراق بدهی در ایران دارای بازار ثانویه می‌باشند که امکان معاملات اوراق در بازار مذکور وجود دارد، لذا ریسک نقدینگی نیز در این خصوص نزدیک صفر در نظر گرفته می‌شود. به‌عنوان نمونه در ۵ ماهه نخست سال ۱۴۰۰ حدود ۴۱ هزار میلیارد تومان اسناد خزانه دولتی منتشر شده است. همچنین در اکثر مطالعات دانشگاهی دیگر نیز اسناد خزانه بدون ریسک در نظر گرفته می‌شوند. براین‌اساس در این پژوهش از نرخ بازدهی اسناد خزانه برای محاسبه نرخ سود بدون ریسک استفاده می‌شود. بازدهی سالانه اسناد خزانه اسلامی با نماد اخزا ۶۱۲ در بازه زمانی ۱۳۹۷/۵/۱۰ تا ۱۳۹۸/۶/۹ محاسبه می‌شود. متوسط نرخ بازدهی سالانه اسناد خزانه اسلامی ۲۳ درصد می‌باشد که به‌عنوان نرخ سود بدون ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد.

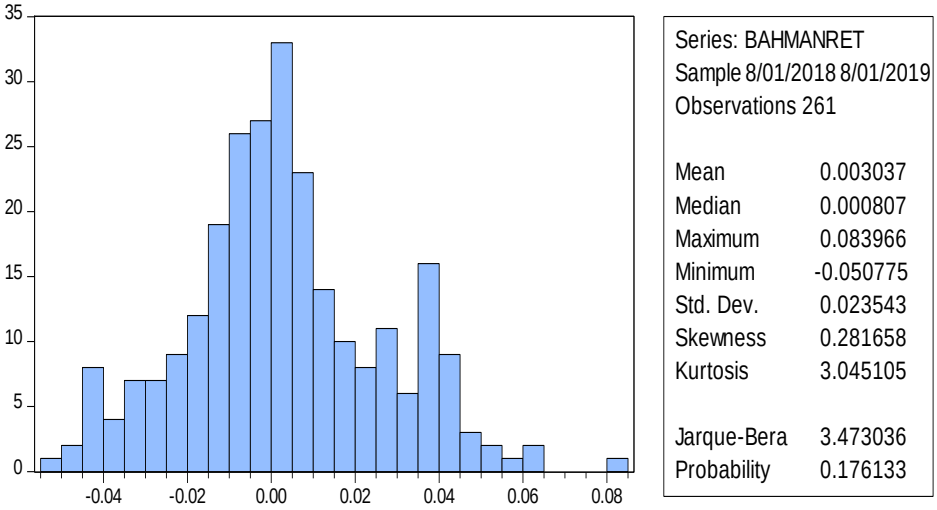
محاسبه ارزش دارایی با مدل بلک شولز

با استفاده از مدل بلک شولز و رویکرد تکرار شونده ارزش دارایی شرکت‌ها محاسبه می‌شود. در جدول زیر محاسبات ارزش دارایی برای شرکت بهمن نشان داده شده است. این روش را برای ۵۹ شرکت دیگر نیز انجام شده است.

جدول ۳. محاسبه ارزش دارایی با مدل بلک شولز برای شرکت بهمن (منبع: محاسبات پژوهش)

لگاریتم بازدهی (درصد)		ارزش دارایی (میلیون ریال)	نرخ بهره بدون ریسک	ارزش تعهدات (میلیون ریال)	ارزش بازار دارایی (میلیون ریال)	
kتکرار	تکرار k+1	تکرار k	rate r	L	E	تاریخ
	۹۴۵۱۳۷۲	۹۴۵۱۳۷۲	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۶۵۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۱۰
-۲/۶۸٪	۹۲۰۱۳۷۲	۹۲۰۱۳۷۲	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۴۰۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۱۳
۱/۳۰٪	۹۳۲۱۳۷۲	۹۳۲۱۳۷۲	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۵۲۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۱۴
-۳/۴۹٪	۹۰۰۱۳۷۱	۹۰۰۱۳۷۱	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۲۰۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۲
۶/۲۴٪	۹۵۸۱۳۷۳	۹۵۸۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۷۸۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۰
۰/۲۱٪	۹۶۰۱۳۷۳	۹۶۰۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۸۰۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۱
-۰/۶۳٪	۹۵۴۱۳۷۳	۹۵۴۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۷۴۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۴
۰/۹۴٪	۹۶۳۱۳۷۳	۹۶۳۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۸۳۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۳
۰/۵۲٪	۹۶۸۱۳۷۳	۹۶۸۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۸۸۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۱۷
-۱/۰۴٪	۹۵۸۱۳۷۳	۹۵۸۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۷۸۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۷
۰/۱۰٪	۹۵۹۱۳۷۳	۹۵۹۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۷۹۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۱۵
۱/۱۴٪	۹۷۰۱۳۷۳	۹۷۰۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۷۹۰۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۱۶
۱/۴۳٪	۹۸۴۱۳۷۳	۹۸۴۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۸۰۴۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۶/۱۱
۱/۴۱٪	۹۹۸۱۳۷۳	۹۹۸۱۳۷۳	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۸۱۸۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۵/۲۸
۳/۳۵٪	۱۰۳۲۱۳۷۴	۱۰۳۲۱۳۷۴	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۸۵۲۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۶/۱۲
۳/۵۲٪	۱۰۶۹۱۳۷۴	۱۰۶۹۱۳۷۴	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۸۸۹۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۶/۱۰
۳/۴۹٪	۱۱۰۷۱۳۷۴	۱۱۰۷۱۳۷۴	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۹۲۷۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۶/۰۳
۰/۹۵٪	۲۰۸۷۸۸۷۰	۲۰۸۷۸۸۷۰	۲۳٪	۲۲۶۷۲۱۰	۱۸۰۰۰۰۰۰	۱۳۹۷/۰۶/۰۹

درخصوص داده‌های شرکت بهمن موتور نتایج آماره‌های مربوط به چولگی و کشیدگی و آزمون نرمال بودن ارزش دارایی در نمودار زیر نشان داده شده است. سایر دارایی‌ها نیز فاصله زیادی از توزیع نرمال ندارند.



نمودار ۱. هیستوگرام و نتایج آزمون نرمال بودن داده‌های شرکت بهمن موتور (منبع: یافته‌های پژوهش)

تخمین بازدهی با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

برای محاسبه احتمال نکول بایستی تغییرات مورد انتظار در ارزش دارایی محاسبه شود. از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) برای تخمین بازدهی مورد انتظار استفاده می‌شود. برای انجام تخمین مذکور آزمون‌های تشخیصی زیر انجام می‌گیرد. اولین قدم در خصوص کار با سری‌های زمانی بررسی پایایی متغیرها می‌باشد (الجاندالی، تاتاهی[1]، ۲۰۱۸). نتایج آزمون دیکی فولر برای بررسی وجود ریشه واحد در خصوص بازدهی شاخص بازار سهام در جدول ۴ ارائه شده است که براساس جدول فوق متغیر بازدهی بازار سهام پایا می‌باشد.

1. Aljandali & Tatahi.

جدول ٤. آزمون ریشه واحد بازدهی شاخص بازار سهام (منبع: یافته‌های پژوهش)

متغیر وابسته	تغییرات شاخص	آماره t	احتمال
آماره آزمون دیکی فولر		-۶,۹۸۱۰	۰,۰۰۰
مقادیر بحرانی آزمون	سطح ۱٪	-۳,۴۵۵۵	
	سطح ۵٪	-۲,۸۷۲۵	
	سطح ۱۰٪	-۲,۵۷۲۷	

برای بررسی اثر ARCH در شاخص سهام، ابتدا معادله میانگین تشکیل می‌شود. معادله مذکور در این پژوهش براساس مدل ARIMA ساخته می‌شود. مناسب‌ترین معادله میانگین برای متغیر مذکور براساس بررسی تابع همبسته نگار و انتخاب براساس کمترین مقدار آماره آکائیک (AIC) در بین ۲۵ حالت ARIMA به‌صورت ARIMA(2,3) می‌باشد.

جدول ۵. انتخاب معادله مناسب میانگین برای شاخص سهام (منبع: یافته‌های پژوهش)

متغیر وابسته	شاخص سهام	آماره		
مدل	logL	AIC	BIC	HQ
(۲و۳)	۹۹۰,۹۴	-۷,۵۳۹۸	-۷,۴۴۴۲	-۷,۵۰۱۴
(۰و۴)	۹۸۹,۵۸	-۷,۵۳۷۰	-۷,۴۵۵۰	-۷,۵۰۴۰
(۴و۰)	۹۸۸,۹۹۰	-۷,۵۳۲۴	۷,۴۵۰۵	-۷,۴۹۹۵
(۲و۴)	۹۹۰,۹۵	-۷,۵۳۲۲	-۷,۴۲۲۹	-۷,۴۸۸۲
(۳و۳)	۹۹۰,۹۵	-۷,۵۳۲۲	-۷,۴۲۲۹	-۷,۴۸۸۲

بعد از تصریح مدل به‌شکل فوق، آزمون واریانس ناهمسانی با بررسی اثرات ARCH انجام شد که نتایج مطابق جدول ۶ می‌باشد.

جدول ٦. بررسی ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها توسط ARCH (منبع: یافته‌های پژوهش)

نوع آزمون واریانس ناهمسانی	ARCH	احتمال	
آماره F	۳,۶۱۸۶	Prob.F(12,236)	۰/۰۰۰۱
R-squared	۳۸,۶۹۵۷	Prob .Chi-Square(12)	۰/۰۰۰۱
متغیر وابسته	RESID^2		

با توجّه به prob مربوط به آماره F آزمون مذکور، شاخص بازار سهام دارای اثرات ARCH تا ۱۲ وقفه انتخاب شده می‌باشد. برای محاسبه بتا در این پژوهش از مدل معرفی شده انگل و کرونر (۱۹۹۵) با عنوان بابا- کرافت- کرونر (BEKK) استفاده شده است. نتایج مدل‌سازی صورت گرفته برای شرکت الکتریک‌خودرو شرق مطابق جدول ۷ است.

جدول ۷. ضرایب محاسبه شده با روش BEKK (منبع: یافته‌های پژوهش)

روش آزمون	ARCH حداکثر درستنمایی (ضریب)	انحراف استاندارد	آماره Z	Prob
شاخص c1	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۲	۳,۸۷	۰/۰۰۰۱
الکتریک خودرو c2	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	۱,۴۳	۰/۱۵۰۶

جدول ۸. معادلات واریانس و کوواریانس از روش GARCH چند متغیره (منبع: یافته‌های پژوهش)

معادلات واریانس و کوواریانس
GARCH1 = 8.07e-07+0.1267*RESID1(-1) ^2+0.8606*GARCH1(-1)
GARCH2 = 8.0764e-07+2.098e-06*RESID2(-1) ^2+0.9766*GARCH2(-1)
COV1_2 = 8.076e-07 -0.00051*RESID1(-1) *RESID2(-1) + 0.916*COV1_2(-1)

مطابق محاسبات صورت گرفته β بلندمدت مساوی ۱۵,۱ درصد می‌باشد. براساس روش مذکور مقادیر بلندمدت β برای سایر شرکت‌ها نیز محاسبه می‌شود. در سیستم معادلات فوق، مقادیر چولگی برای توزیع متغیرها نزدیک به صفر و کشیدگی نزدیک به ۳ می‌باشد که نشان می‌دهد توزیع باقیمانده‌ها نرمال می‌باشد. با انجام آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های سیستم معادلات فوق براساس آزمون جارک- برا مشاهده می‌شود که آماره جارک- برا برای نرمالیتی چند متغیره باقیمانده‌های سیستم معادلات فوق مساوی ۱/۹۴ بوده و prob باقیمانده‌های سیستم مساوی ۰/۳۸۵ می‌باشد، لذا فرض صفر مبنی‌بر نرمال بودن باقیمانده‌های سیستم معادلات رد نمی‌شود و باقیمانده‌ها نرمال می‌باشند.

میانگین احتمال نکول صنایع بدون لحاظ نمودن همبستگی نکول و با لحاظ نمودن همبستگی نکول

نتایج محاسبات احتمال نکول بدست آمده با در نظر گرفتن همبستگی نکول و بدون در نظر گرفتن همبستگی نکول برای ۳۰ شرکت خودروسازی و ۳۰ شرکت صنعت غذایی مطابق جدول ۹ می‌باشد.

جدول ۹. میانگین احتمال نکول برای صنعت خودرو و صنعت غذایی (منبع: یافته‌های پژوهش)

	احتمال نکول محاسبه شده صنعت خودرو	همبستگی نکول صنعت خودرو	احتمال نکول محاسبه شده صنعت غذایی	همبستگی نکول صنعت غذایی
با لحاظ نمودن احتمال نکول مشترک	٪۱۶,۰۳	٪۱۴,۳۳	٪۱۰,۱۴	٪۱,۰۸
بدون لحاظ نمودن احتمال نکول مشترک	٪۱۲,۸۴		٪۷,۰۶	

مقایسه میانگین احتمال نکول محاسبه شده صنایع با میانگین نکول انجام شده

از تابع درستنمایی به‌شکل زیر برای مقایسه کالیبره بودن دو مدل مختلف براساس مقایسه میانگین احتمال نکول و نکول انجام شده واقعی استفاده می‌شود.

$$b(k;n,p)=\binom{n}{k}p^{k}\left[(1-p)^{n-k}\right] \qquad \text{رابطه ۱۶)}$$

که n تعداد کل شرکت ها و k تعداد نکول شرکت‌ها می‌باشد (بن و استن، ۲۰۰۹).

در شرکت‌های خودرو سازی در یک سال پس از تاریخ پیش‌بینی احتمال نکول از بین ۳۰ شرکت مورد بررسی، ۶ شرکت دچار نکول می‌باشند.

در شرکت‌های مواد غذایی در یک سال پس از پیش‌بینی احتمال نکول از بین ۳۰ شرکت مورد بررسی ۴ شرکت دچار نکول می‌باشند. در هر دو صنعت مقدار تابع درستنمایی با لحاظ کردن همبستگی نکول بالاتر می‌باشد که نشان می‌دهد احتمال نکول در این حالت به نرخ واقعی نکول در یک سال آتی نزدیک‌تر می‌باشد. نتایج مقدار درستنمایی نرخ نکول برای صنعت خودرو و صنعت غذایی در جدول ۱۰ آمده است.

جدول ۱۰. مقدار درستنمایی نرخ نکول برای صنعت خودرو و صنعت غذایی (منبع: یافته‌های پژوهش)

	احتمال نکول محاسبه شده صنعت خودرو	درستنمایی میانگین احتمال نکول صنعت خودرو	احتمال نکول محاسبه شده صنعت غذایی	درستنمایی میانگین احتمال نکول صنعت غذایی
با لحاظ نمودن احتمال نکول مشترک	٪۱۶,۰۳	٪۱۵,۲	٪۱۰,۱۴	٪۱۷,۹
بدون لحاظ نمودن احتمال نکول مشترک	٪۱۲,۸۴	٪۱۰,۱	٪۷,۰۶	٪۱۵,۶

با توجه به نتایج این پژوهش مشخص است که احتمال نکول شرکت‌های فعال در صنعت خودرو از احتمال نکول شرکت‌های فعال در صنعت غذایی بیشتر می‌باشد، این امر ریسک بالاتر شرکت‌های این صنعت را نشان می دهد. همچنین، همبستگی نکول در بین شرکت‌های خودروسازی از صنعت غذایی بیشتر است و نشان می‌دهد شرکت‌های این صنعت در زمان نکول به همدیگر تأثیرگذاری بیشتری دارند. یکی از علت‌های همبستگی پایین نکول شرکت‌های صنعت غذایی، تنوع بالاتر آن‌ها نسبت به صنعت خودرو می باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش میانگین احتمال نکول ۳۰ شرکت متعلق به صنعت خودرو و ۳۰ شرکت متعلق به صنعت مواد غذایی بدون لحاظ نمودن همبستگی نکول و با لحاظ نمودن همبستگی نکول مورد محاسبه قرار گرفت. در ادامه احتمال نکول محاسبه شده با دو رویکرد عنوان شده از لحاظ کالیبره بودن مناسب مورد آزمون قرار گرفت که مشخص شد در نمونه انتخاب شده در خصوص شرکت‌های صنعت خودرو و شرکت‌های صنعت مواد غذایی احتمال نکول محاسبه شده با لحاظ نمودن همبستگی نکول به نرخ نکول واقعی نزدیک‌تر می‌باشد. در این پژوهش تعریف جدیدی از نکول براساس زیان انباشته شرکت‌ها و مفاد قانون تجارت در این خصوص به‌صورت کاربردی در محاسبه احتمال نکول مورد استفاده قرار گرفت که عملا امکان محاسبه احتمال نکول را برای شرکت‌های بورسی ایران که در پورتفوی اعتباری بانک‌های کشور می‌باشد فراهم می‌سازد. نبودن سابقه اعتباری مشتریان به صورت سری زمانی در پایگاه داده اکثر بانک های کشور و به‌کارگیری سرفصل‌های

مختلف در تسهیلات مانند سرفصل تسهیلات امهالی و غیره که در محاسبه احتمال نکول با مدل‌های دیگر ضروری می‌باشد، در کنار مزیت‌های عنوان‌شده برای مدل‌های ساختاری مانند مدل مرتون (از جمله پایه مالی این مدل‌ها) به این مدل‌ها اهمیت بالایی در خصوص محاسبه احتمال نکول داده است. در عین حال نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بدون در نظر گرفتن همبستگی نکول شرکت‌ها، پیش‌بینی میانگین احتمال نکول صنایع دچار خطا خواهد شد که لازم است بانک‌ها و شرکت‌های اعتبار سنجی به این موضوع توجه لازم را داشته باشند. همچنین به‌عنوان پیشنهاد برای مطالعات آتی، می‌توان ارتباط بین صنایع را در خصوص همبستگی نکول در نظر گرفت.

منابع و مآخذ

الف. فارسی

جهانگیر، منصور (۱۳۹۷). قانون تجارت. تهران: ***نشر دیدار***.

خوانساری، رسول؛ فلاح شمس، میرفیض (۱۳۸۸). ارزیابی کاربرد مدل ساختاری KMV در پیش بینی نکول شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. ***مجله پژوهشات مالی***، (۲۸)۱۱، ۶۸-۴۹.

سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصاد سنجی همراه با کاربرد Eviews و Stata . چاپ چهارم، تهران: ***نشر فرهنگ شناسی***.

عامری سیاهویی، شادانلو؛ کردلویی، حمیدرضا و عبداللهی کیوانی، سید محمد (۱۴۰۰). برآورد احتمال نکول تسهیلات اعطایی به اشخاص حقوقی در موسسات سپرده پذیر غیربانکی. ***دانش مالی تحلیل اوراق بهادار***، (۴۹)۱۴، ۱۶۲-۱۴۹.

شمس قارنه، ناصر و جنتی، سیما (۱۳۹۱). ارائه مدلی پویا جهت پیش بینی نرخ نکول شرکت های لیست شده در بورس ایران. ***مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار***، شماره (۱۳)۳، ۲۰-۱.

فلاح پور سعید، محمدی شاپور و صابونچی، محمد (۱۳۹۷). مقایسه مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای شرطی با بتای متغیر نسبت به زمان، از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد. ***فصلنامه پژوهش‌های مالی***، (۱)۲۰ ، ۳۱-۱۷.

فلاح پور، سعید و طادی، مسعود (۱۳۹۵). پیش بینی ریسک نکول با استفاده از مدل ساختاری توسعه یافته در بورس اوراق بهادار تهران. ***مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار***، (۲۸)۷، ۲۱-۱.

قالیباف اصل، حسن و افشار، منیژه (۱۳۹۳). بررسی کاربرد استفاده از مدل KMV در پیش بینی ریسک ورشکستگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه مدل با نتایج مدل رتبه Z آلتمن. ***مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار***، شماره (۲۱)۵، ۸۸-۷۵.

ون جستل، تونی و بیزنس، بارت (۱۳۹۱). مدیریت ریسک اعتباری (ترجمه پریسا علیزاده). چاپ اول، تهران: ***پژوهشکده پولی و بانکی***.

ب. انگلیسی

Abinzano, I,. Gonzalez-Urteaga, A,. Muga, l,. & Sanchez, S. (2020), Performance of Default Risk Measures: The Sample Matters. ***Journal of Banking and Finance***, 120(C), 105959.

Accornero, M., Cascarini, G,. & Parlapiano, F. (2017). Credit Risk in Banks' Exposures to Non-Financial Firms. ***Journal of European Financial Management***, 24(5), 775-791.

Afik, Z., & Galil, K. (2015). Using Merton Model for Default Prediction: An Empirical Assessment of Selected Alternatives. ***Journal of Empirical Finance***, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2032678.

Aljandali, A., & Tatahi, M. (2018) Economic Forecasting Using ARIMA Modelling. ***Economic and Financial Modelling with EViews***, Springer, Cham, 111-142.

Bandyopadhyay, A. (2016). Managing Portfolio Credit Risk in Banks, India: ***Cambridge University Press***.

Basel Committee on Banking Supervision. (2010). Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems. ***Bank for International Settlements***, Switzerland.

Basel Committee on Banking Supervision. (2011). Basel: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems (revised). ***Bank for International Settlements***, http://bis.org/publ/bcbs189.htm

Black, F., & Cox, J. C. (1976). Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions. ***Journal of Finance***, 31(2), 351–367.

Bohn. R., & Stein, R. (2009). Active Credit Portfolio Management in Practice. USA: ***John Wiley & Sons***.

Castermans, G., Martens, D., Gestel, T. V., Hamers, B., & Baesens, B. (2010). An Overview and Framework for PD Backtesting and Benchmarking. ***Journal of Operational Research Society***, 61(3), 359-371.

Duellmann, K., & Masschelein, N. (2006). A tractable model to measure sector concentration risk in credit portfolios. ***Journal of Financial Services Research***, 32, 55–79.

Duffie, D. Saita, L,. & Wang, K. (2007). Multi-Period Corporate Failure Prediction with Stochastic Covariates. ***Journal of Financial Economics***, 83(3), 635-665.

Engle, R.F. (2002) .Dynamic Conditional Correlation - A Simple Class of Multivariate GARCH Models. ***Journal of Business and Economic Statistics***, 20(3), 339-350.

Hensher, D., & Jones, S. (2008). Advances in Credit Risk Modeling and Corporate Bankruptcy Prediction, USA: ***Cambridge University Press***.

Hirsa, A., & Neftci, S. N. (2014). An Introduction to the Mathematics of Financial Derivatives. 3rd ed. ***San Diego: Elsevier***.

Hensher, D., & Jones, S. (2008). Advances in Credit Risk Modeling and Corporate Bankruptcy Prediction, USA: ***Cambridge University Press***.

Hsu, J. C, Saa-Requejo, J., & Santa-Clara, P. (2003). Bond Pricing with Default Risk. ***UCLA: Finance***. https://escholarship.org/uc/item/5bb1j39q.

Joseph, M.P (2005). A PD Validation Framework for Bassel II Internal Rating Based Systems. Available at : http://www.business-school.ed.ac.uk/waf/crc_archive/2005/papers/joseph-maurice.pdf

Jones, S.,Hensher , D.(2008). Advances in Credit Risk Modelling and Corporate Bankruptcy Prediction. Cambridge: ***Cambridge University Press***.

Leland, H. E. (1994), Corporate Debt Value, bond Covenants and Optimal capital structure. ***Journal of Finance***, 49(4), 987–1019.

Leland, H.E,. & Toft, K.B. (1996). Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads. ***The Journal of Finance***, 51(3), 987-1019.

Loffler, G., & Posch, p. (2011). Credit Risk Modeling Using Excel and VBA. 2thed, England: ***John Wiley & Sons***.

Li, L., & Faff, R. (2019). Predicting Corporate Bankruptcy: What Matters?. ***International Review of Economic and Finance***, 62(C), 1-19.

Loffler, G., & Posch, p. (2011). Credit Risk Modeling Using Excel and VBA. 2thed, England: ***John Wiley & Sons***.

Malz, A. (2011). Financial Risk Management. Canada: ***John Wiley & Sons.***

Miao, H., Ramchander, S., Ryan, P., & Wang, T. (2018). Default Prediction Models: The Role of Forward-Looking Measures of Return and Volatility. ***Journal of Empirical Finance***, 46(March), 146-162.

Milne, A. (2012). Distance to default and the financial crisis. ***Journal of Financial Stability***, 12, 26-36.

Servigny,A., Renault,O. (2002). Default correlation: Empirical evidence, ***Availableat:https://www.researchgate.net/publication/228679968_Default_correlation_Empirical_evidence***.

Van Gestel, T., Baesens, B. (2009). Credit Risk Management. Oxford: ***Oxford University Press***.