



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۴ / شماره ۱ (پیاپی ۵۳) / بهار ۱۴۰۴
صفحه ۲۰۱ تا ۲۳۶

ارایه الگویی جهت ارزیابی ریسک اعتباری با استفاده از مدل های ساختاری و ترکیب بدهی ها

مسلم پورحسین

دانشجوی دکتری حسابداری، گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
Moslem.Pourhosein@gmail.com

علی اصغر متقی

استادیار، گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران (نویسنده مسئول).
aliasghar.mottaghi@yahoo.com

احمد محمدی

استادیار، گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
Ahmad.mohammady@iaut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۰۸

چکیده

ریسک اعتباری یکی از مهمترین عوامل تولید ریسک در نظام مالی است. این ریسک از این جهت ناشی می شود که دریافت کنندگان تسهیلات توانایی عمل به تعهداتشان را نداشته باشند برای مشخص شدن این موضوع که انواع مختلف بدهی با توجه به نوع و ماهیت چگونه بر ریسک اعتباری شرکت تأثیر می گذارد مدل جدید را ارایه می کنیم. این پژوهش از حیث هدف کاربردی و از نوع پس‌رویدادی می‌باشد. برای انجام این پژوهش از ترکیب بدهی ها (اهرم ها) و اطلاعات بازار سرمایه سالهای ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۷ و بر حسب شرایط داده ها از مدل‌های رگرسیونی پنل دیتا با اثرات ثابت و اثرات تصادفی و مدل تلفیقی استفاده شد. در نهایت پس از انجام آزمون های آماری برای تعیین بهترین مدلی که بتواند ریسک اعتباری را پیش بینی نماید از منحنی ROC استفاده گردید.

یافته های علمی پژوهش نشان می دهد. بنگاه ها اقتصادی بدهی های مختلفی دارند، بسته به اینکه به چه کسانی بدهکار هستند و در کدام افق زمانی باید بدهی های خود را تسویه نمایند. به عبارتی ریسک اعتباری شرکت در زمانی که از اهرم های غیر تجاری استفاده میکند بیشتر بوده و همچنین در مواقعی که شرکت از اهرم های بلند مدت استفاده میکند و دارای بازده سرمایه مثبتی بوده و ارزش و نوسان سهام کمتری داشته باشد کاهش می یابد از بین مدل هایی مورد بررسی، مدل بلک شولز مرتون از کارایی بهتری نسبت به سایر مدل ها برخوردار بوده و توانایی پیش بینی کنندگی بهتری دارد.

واژه‌های کلیدی: ریسک اعتباری، احتمال نکول، قیمت گذاری اختیار، اهرم ها، بازار سرمایه.

۱- مقدمه

ریسک اعتباری ریسکی است که از نکول یا قصور طرف قرارداد، یا در حالتی کلی‌تر ریسکی است که از «اتفاقی اعتباری» به وجود می‌آید و از این واقعیت ریشه می‌گیرد که طرف قرارداد، نتواند یا نخواهد تعهدات قرارداد را انجام دهد. تأثیر این ریسک با هزینه جایگزینی وجه نقد ناشی از نکول طرف قرارداد سنجیده می‌شود. ریسک اعتباری، از مهمترین ریسک‌هایی است که نهادهای پولی و مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. موضوعات مربوط به ریسک اعتباری و روشهایی برای شناسایی و پیش‌بینی آن در چند دهه گذشته به طور مداوم در حال پیشرفت است.

هنگامی که یک شرکت مشکل مالی را تجربه میکند، ممکن است قادر به انجام تعهدات مالی خود نباشد، این امر میتواند باعث زیان مالی مستقیم و غیر مستقیم به سهامداران، اعتباردهندگان، تامین‌کنندگان مالی و همچنین سایر افراد در جامعه شود.

بررسی میزان بدهی شرکت هنگام ارزیابی ریسک اعتباری آن بسیار مهم است. با این حال، ممکن است نه تنها مبلغ بدهی ریسک اعتباری را، بلکه نوع آن را نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد. طبق نظریه سلسله مراتبی (مایرز و مجلوف، ۱۹۸۴)، انواع مختلف قرارداد بدهی باید با سطوح مختلف اطلاعات نامتقارن مرتبط باشد. به طور خاص، سرمایه‌گذارانی که اطلاعات کمتری از شرکت و صنعت آن دارند با مشکلات اطلاعات نامتقارن شدیدتری روبرو شوند. مشکلات اطلاعات نامتقارن شدیدتر با سطوح بالاتر ریسک همراه است. بنابراین در این پژوهش فرض بر این است: (۱) بدهی به بازارهای مالی به عنوان ریسک بالا؛ (۲) بدهی به بانک‌ها به عنوان ریسک متوسط؛ (۳) بدهی به شرکای تجاری به عنوان ریسک کمتر و در مورد اهرم با توجه به تاریخ سررسید، فرض میشود که بدهی با سررسید طولانی‌تر به دلیل افزایش عدم تقارن اطلاعات در طول زمان، منجر به ریسک اعتباری بالاتر می‌شود.

با بررسی پیشینه تحقیقات داخلی و خارجی دریافته‌ام که بیشتر پژوهش‌های انجام گرفته در مورد ریسک اعتباری مبتنی بر داده‌های حسابداری و گذشته‌نگر بوده و اطلاعات چندانی را در مورد چشم‌انداز آتی شرکت ارائه نمی‌دادند. بنابراین ما با استفاده از مدل جدیدی که نه تنها اطلاعات گذشته را مدنظر قرار می‌دهد بلکه با استفاده از قیمت‌بازاری سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران راجع به عملکرد سهام در آینده را نیز لحاظ می‌کند. این معیار همچنین به نوسان‌پذیری بازده دارایی توجه می‌کند.

ما از قدرت توضیحی مدل‌های بلک شولز مرتون، kmv مرتون و مدل فالمر به عنوان معیاری برای تخمین ریسک اعتباری و همچنین متغیرهای مبتنی بر بازار (بازده سهام، ارزش شرکت، نوسانات بازده سهام و شاخص سودآوری) به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده می‌کنیم که همگی توسط مدل‌های ساختاری ارائه شده‌اند (بلانکو و همکاران، ۲۰۰۳، لانگستاف و همکاران، ۲۰۰۵؛ کرمرز و همکاران)، ۲۰۰۸؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۰۹).

با توجه به مدل پژوهش و پیش‌بینی مدل‌های ساختاری و حسابداری در نظر گرفتن این واقعیت که هرچه نسبت اهرم شرکت بالاتر باشد، ریسک اعتباری آن نیز بالاتر است یک فرض منطقی به نظر می‌رسد. با این حال

، در مورد چگونگی تأثیر انواع مختلف بدهی بر ریسک اعتباری شرکت ، مطالعات زیادی در کشور انجام نشده است. هدف این پژوهش ارایه الگویی برای ارزیابی ریسک اعتباری شرکت ها با استفاده از حداقل داده های مورد نیاز که کمکی به فعالین اقتصادی و محققین و تحلیلگران و همچنین استفاده کنندگان از اطلاعات مالی شرکت ها برای اتخاذ تصمیمات منطقی و آگاهانه جهت سرمایه گذاری مطمئن و پر کردن این خلاء از دانش با انجام مطالعه در زمینه تأثیر ترکیب بدهی بر ریسک اعتباری است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

هنگامی که یک شرکت با مشکل مالی مواجه شود، ممکن است قادر به انجام تعهدات مالی خود نباشد، این امر می تواند باعث زیان مالی مستقیم و غیر مستقیم به سهامداران، اعتباردهندگان، تامین کنندگان مالی و همچنین سایر افراد در جامعه شود، بنابراین جهت تامین مالی، منابع مختلفی از جمله سهام ، بدهی های بانکی ، بدهی های بازاری و اعتبارات تجاری را در اختیار دارند.

طبق نظریه سلسله مراتبی (مایرز و مجلوف ، ۱۹۸۴) وقتی عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد ، شرکت هنگام انتخاب منابع مالی ابتدا منابع داخلی مانند سود انباشته ، سپس بدهی و در نهایت ، انتشار سهام جدید را انتخاب می کند. این تئوری فرض می کند که استفاده از وجوه داخلی نسبت به تامین مالی از طریق ایجاد بدهی با ریسک کمتری همراه است. همچنین ، هنگامی که وجوه داخلی در دسترس نباشد ، شرکت تامین از طریق بدهی را به حقوق صاحبان سهام ترجیح می دهد

به عبارتی بنگاه های اقتصادی ابتدا بدهی هایی از قبیل بدهی تجاری و بعد بدهی بانکی را به خاطر اینکه در روابط وام دهی خود با شرکت ها قدرت نظارتی جهت کاهش عدم تقارن اطلاعات دارند و می توانند با مشتریان خود روابط نزدیک برقرار کنند که هزینه و ریسک کمتری دارند را انتخاب میکنند

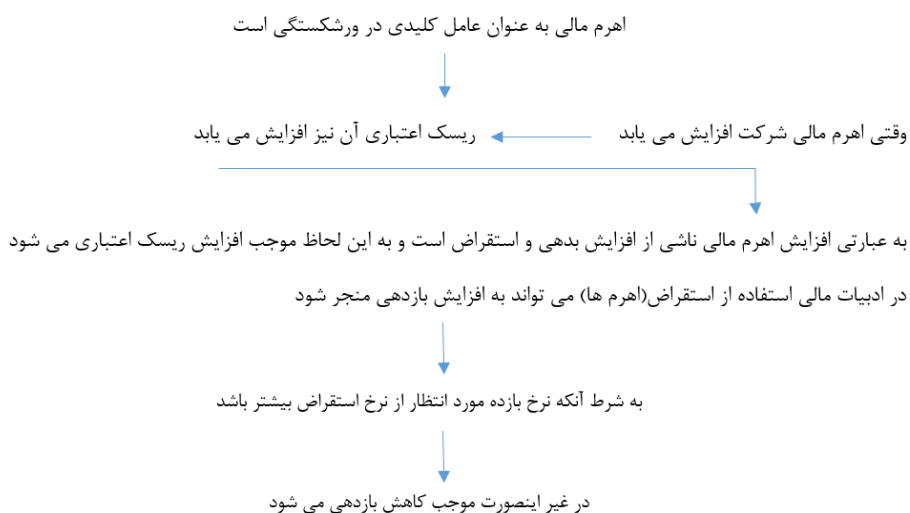
در بین انواع بدهی ها عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر در بدهی بازاری که شامل اوراق قرضه و اوراق تجاری است مشهود است. بدهی بازار بیشتر توسط وام دهندگان ، یعنی دارندگان اوراق قرضه ایجاد می شود. این سرمایه گذاران قدرت نظارت بر شرکت ها را ندارند و نمی توانند در مورد شرایط وام دهی همانند بانک ها یا تامین کنندگان مذاکره نمایند.

بنابراین ، طبقه بندی های مختلف بدهی (بدهی بازار ، بدهی بانکی و اعتبار تجاری) از نظر سطح عدم تقارن اطلاعاتی درگیر در رابطه اعتباری و همچنین توانایی وام دهندگان برای نظارت بر رابطه اعتباری ، متفاوت هستند. در راستای نظریه سلسله مراتبی ، ما فرض می کنیم که هرچقدر عدم تقارن اطلاعات مرتبط با رابطه اعتباری بالاتر باشد ، ریسک اعتباری شرکت باید بالاتر باشد بنابراین ۱- بدهی به بازارهای مالی به عنوان ریسک بالا ۲- بدهی به بانک ها به عنوان ریسک متوسط ؛ ۳- بدهی به شرکای تجاری به عنوان ریسک پایین و همچنین از نظر تاریخ سر رسید بدهی، بدهی با سر رسید طولانی تر به دلیل افزایش عدم تقارن اطلاعات در طول زمان ، منجر به ریسک اعتباری بالاتر می شود . در مورد سایر متغیر ها نیز با افزایش بازده سهام ، ارزش شرکت و سودآوری انتظار کاهش ریسک اعتباری و با افزایش نوسان بازده سهام انتظار افزایش ریسک اعتباری را داریم

ریسک نکول به نوبه خود، با عدم اطمینان از توانایی شرکت در برآورده کردن تعهدات و بازپرداخت بدهی‌های خود در ارتباط است. این ریسک با معیارهای متفاوتی تخمین زده شده است. متداول‌ترین آن‌ها، معیارهای مبتنی بر داده‌های حسابداری مثل امتیاز Z آلتمن (آلتمن، ۱۹۶۸) یا امتیاز ۰ اولسون (اولسون، ۱۹۸۰)، رتبه‌های اعتباری، دیفرانسیل بازپرداخت بدهی و معیارهای بازاری مبتنی بر مدل (بلک-شولز-مرتون BSM) هستند (آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۳). با این وجود، همان‌گونه که هیلگایست و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند دلایل مختلفی برای برای زیر سؤال بردن اثربخشی آن دسته از معیارهای ریسک نکول که از داده‌های حسابداری استفاده می‌کنند، وجود دارد. اول اینکه، صورت‌های مالی با هدف اندازه‌گیری عملکرد گذشته شرکت تهیه می‌شوند و ممکن است اطلاعات چندانی در مورد چشم‌اندازهای آتی آن ارائه ندهند. افزون بر این، شرکت‌ها صورت‌های حسابداری را تحت فرض تداوم فعالیت تهیه می‌نمایند که فرض می‌کند شرکت هرگز ورشکست نخواهد شد. کاستی و عیب مهم دیگر این معیارها، قصور آن‌ها در توجه به نوسان‌پذیری دارایی‌هاست که باعث می‌شود احتمال ورشکستگی شرکت‌های دارای نسبت‌های مشابه، دقیقاً یکسان در نظر گرفته شود. با این حال، نوسان‌پذیری، متغیری ضروری در پیش‌بینی ریسک نکول است، زیرا احتمال ناکافی بودن دارایی‌های شرکت برای پوشش دادن تعهدات آن را نمایان می‌سازد. با فرض ثابت ماندن سایر شرایط، هرچه نوسان‌پذیری ارزش دارایی‌های یک شرکت بالاتر باشد، ریسک نکول آن نیز بیشتر خواهد بود. در ضمن، استفاده از رتبه اعتباری به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ریسک نکول نیز خالی از اشکال نیست. اولاً، ارزش اعتباری یک شرکت می‌تواند قبل از تعدیل مجدد رتبه اعتباری آن، به طور قابل ملاحظه‌ای تغییر کند. ثانیاً، استفاده از رتبه اعتباری برای تخمین ریسک نکول بر آن دلالت دارد که دو شرکت با رتبه اعتباری مشابه، ریسک نکول برابری نیز خواهند داشت. با این حال، همان‌گونه که کراس بی و بن (۲۰۰۳) نشان می‌دهند، اوراق قرضه متعلق به یک طبقه اعتباری ممکن است نرخ‌های نکول متفاوتی داشته باشند. همچنین، نباید فراموش کرد که برخی شرکت‌ها خصوصاً شرکت‌های کوچک بازار، رتبه‌بندی اعتباری نمی‌شوند و همین موضوع می‌تواند منجر به بروز سوگیری اندازه در نمونه آماری پژوهش شود. جایگزین روش‌های تخمین ریسک نکول مبتنی بر داده‌های حسابداری که در بالا ذکر شد، معیاری است که بر مبنای قیمت‌های بازاری سهام شرکت تدوین شده و در مدل KMV مؤسسه رتبه‌بندی اعتباری مودیز^۱ و در پژوهش‌های واسالو و ژینگ (۲۰۰۴)، بیستروم و همکاران (۲۰۰۵)، بیستروم (۲۰۰۶)، بوتازی و همکاران (۲۰۱۱)، لی و ژیا (۲۰۱۵) و دیگران مورد استفاده قرار گرفته است. نقطه شروع این مطالعات، طرح پیشنهادی مرتون (۱۹۷۴) بود که ارزش سهام شرکت را به عنوان یک اختیار خرید اروپایی روی ارزش دارایی‌های آن در نظر می‌گیرد و از مدل بلک-شولز (۱۹۷۳) برای محاسبه ارزش آن استفاده می‌کند. مزیت معیار BSM نسبت به مدل‌های مبتنی بر داده‌های حسابداری این است که نه تنها اطلاعات گذشته را مدنظر قرار می‌دهد که با استفاده از قیمت بازاری سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران راجع به عملکرد سهام در آینده را نیز لحاظ می‌کند. این معیار همچنین به نوسان‌پذیری بازده دارایی توجه می‌کند (آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۳). هیلگایست و همکاران (۲۰۰۴) معیار مزبور را از این منظر با مدل‌های امتیاز Z آلتمن (آلتمن، ۱۹۶۸) و امتیاز ۰ اولسون (اولسون، ۱۹۸۰) مقایسه کرده و دریافته‌اند که معیار BSM، اطلاعات بیشتری در مورد ریسک نکول شرکت ارائه می‌دهد و به همین دلیل، استفاده از آن را در برآورد احتمال نکول به جای معیارهای سنتی مبتنی بر داده‌های حسابداری توصیه می‌کنند. از آنجا که در معیار BSM قیمت‌های بازار، جریان‌های نقدی مورد انتظار در آینده را تنزیل می‌کنند، لذا معیار مزبور در مقایسه با

رتبه‌های اعتباری به عنوان مبنایی برای اندازه‌گیری ریسک نکول، از مزیت عدم وجود وقفه زمانی بین تغییر ارزش اعتباری و لحاظ کردن آن در اندازه‌گیری ریسک برخوردار است. BSM همچنین معیاری مختص شرکت است که ارزش هر شرکت را بر مبنای وضعیت مالی و منابع سرمایه و نه بر اساس رتبه اعتباری آن محاسبه می‌کند و در نتیجه، رتبه‌بندی‌های دقیق‌تری را ارائه می‌دهد. و به عنوان مزیت آخر اینکه، معیار BSM، با بهره‌گیری از حداقل اطلاعات، ارزش هر شرکتی و نه فقط شرکت‌های رتبه‌بندی اعتباری شده را اندازه‌گیری می‌کند. در پایان باید گفت که با استفاده از معیار BSM، امکان غلبه بر کاستی‌های مرتبط با حاشیه سود اعتباری به عنوان مقیاسی برای اندازه‌گیری ریسک نکول، فراهم می‌شود. همچنین باید به این نکته توجه کرد که دسترسی به اطلاعات قیمت سهام یک شرکت راحت‌تر از استخراج داده‌های مرتبط با بازده اوراق قرضه آن است (آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۳).

فالمر (۱۹۸۴) برای ارزیابی نسبت مالی اعمال شده جهت ارزیابی احتمال نکول از تحلیل تمایزی چندگانه گام به گام استفاده کرد. به صورت کلی نظریه پژوهش را می‌توان به صورت زیر ارائه نمود



اطلاعات بازار سهام	بازده سهام ارزش سهام سود آوری نوسان سهام	افزایش	افزایش	کاهش ریسک اعتباری	افزایش ریسک اعتباری	افزایش	افزایش	ترکیب بدهی	
								بهره	زمان
								اهرم کل	
								اهرم بانکی	
								اهرم تجاری	
								اهرم غیر تجاری	
								اهرم کوتاه مدت	
								اهرم بلند مدت	
				تنزیل رتبه اعتباری					

به علاوه افزایش اهرم مالی به تبع افزایش استقراض موجب افزایش ریسک اعتباری شرکت گردیده و منجر به کاهش ارزش شرکت میگردد.

۳- پیشینه تحقیق

تحقیقات داخلی

الهه کمالی، میرفیض فلاح، فرهاد حنیفی (۱۳۹۸) به بررسی دقت مدل های kmv, zpp در پیش بینی ریسک اعتباری پرداختند و شرکت ها را به دو گروه شرکت های سالم و شرکت های دارای مشکلات مالی طبقه بندی کردند و در هر گروه احتمال نکول را با یکدیگر مقایسه کردند نتایج -شولز-مرتون بررسی کرده اند و به این نتیجه رسیده اند که بین عوامل حاکمیت شرکتی صرفا شاخص افشای عمومی و شفاف سازی رابطه منفی و معناداری با ریسک نکول دارد.

میثم احمدوند، دکتر سیده محبوبه جعفری (۱۳۹۴) رتبه بندی اعتباری شرکت های پذیرفته شده در بازار سرمایه اوراق بهادار تهران را با استفاده از رویکرد امتیاز بازار نوظهور بررسی کرده اند. نتایج پژوهش پیشرو نشان داد که برخی از شرکت های منتخب، در منطقه تردید و یا درماندگی مالی قرار دارند و این موضوع می تواند توجه سرمایه گذاران و اعتباردهندگان را به خود جلب کند.

امیری و بیگلری کامی (۱۳۹۲) ۱۸۱ شرکت تولیدی بازار سرمایه و اوراق بهادار تهران با استفاده از نسبت های مالی طبقه بندی کردند، آن ها از نسبت هایی استفاده کردند که توانایی مالی شرکت را جهت بازپرداخت اصل و بهره بدهی نشان می داد. برای این منظور آن ها از نسبت جاری، نسبت آبی، نسبت بدهی و نسبت های سودآوری استفاده کردند. سپس رتبه بندی اعتباری شرکت را با استفاده از رگرسیون لجیت و شبکه عصبی انجام دادند.

ابراهیمی و دریابر (۱۳۹۱) به رتبه بندی اعتباری مشتریان حقوقی متقاضی تسهیلات یک بانک تجاری، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده ها و رگرسیون لجستیک و شبکه عصبی و مقایسه این سه مدل پرداختند. در این پژوهش، ۲۷ متغیر توضیح دهنده شامل متغیرهای مالی و غیر مالی مورد بررسی قرار گرفت که از بین متغیرهای موجود نهایتا با استفاده از تکنیک تجزیه و تحلیل عاملی و قضاوت خبرگان (روش دلفی)، ۸ متغیر تاثیر گذار بر ریسک اعتباری؛ وام کوتاه مدت به مجموع دارایی، وام کوتاه مدت به فروش خالص، نسبت کل بدهی به کل دارایی، مجوز کسبی، سابقه بازپرداخت، ارزش ویژه به مجموع دارایی، دارایی جاری به دارایی ثابت و نرخ بازده دارایی انتخاب شد.

محمود آبادی و غیوری مقدم (۱۳۹۰) به تعیین رتبه اعتباری از لحاظ توان مالی پرداخت اصل و فرع بدهی ها با استفاده از شیوه تحلیل پوششی داده ها پرداختند. آن ها نسبت های ساختار سرمایه ۲۸۱ شرکت را برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ به عنوان ورودی الگوی تحلیل پوششی داده ها و نسبت های نقدینگی و سودآوری را به عنوان خروجی الگو قرار دارند و بر اساس کارایی رتبه ای را برای شرکت های مورد بررسی تعیین کردند.

مرادزاده فرد و همکاران (۱۳۹۰) شرکت های عضو صنعت فلزات اساسی بازار سرمایه و اوراق بهادار تهران را در سال ۱۳۸۸ رتبه بندی کردند. آن ها با ترکیب روش AHP با نظریه فازی شرایط عدم اطمینان به گونه ای منطقی

و کاربردی مدل سازی را انجام دادند. از آنجا که درجه اهمیت نسبت های مالی برای گروه های مختلف متفاوت است، از این رو آن ها با استفاده از پرسشنامه توزیع شده بین گروه های مختلف پژوهش نشان می دهد که مدل zpp توانایی پیش بینی کنندگی بیشتری را در قایسه با مدل kmv دارد

میثم احمدوند، میر فیض فلاح شمس (۱۳۹۶) ارتباط بین ریسک نکول و حاکمیت شرکتی را با استفاده از مدل بلک تأثیرگذار در تصمیمات سرمایه گذاران، اوزان شاخص ها را محاسبه و در نهایت با استفاده از روش Topsis شرکت های نمونه را رتبه بندی کردند. آن ها از نسبت های نقدینگی، اهرمی، فعالیت، سودآوری و رشد برای این منظور استفاده کردند

تحقیقات خارجی

لی و لین (۲۰۲۱) نحوه تأثیر ریسک اعتباری بر بازده حقوق صاحبان سهام در چین را بررسی کرده اند. نتایج تحقیقات تجربی نشان می دهد که UMT به طور قابل توجهی اثربخشی قیمت مدل پنج عاملی Fama-French را افزایش می دهد. همچنین نشان می دهد که سهام با ریسک اعتباری بالاتر دارای بازده مورد انتظار بیشتری هستند و حق بیمه ریسک اعتباری بخش مهمی از بازده حقوق صاحبان سهام در چین است

بانیر و همکاران (۲۰۲۱) رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت ها و ریسک اعتباری شرکت های آمریکایی و اروپایی را در دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۸ مطالعه کرده اند. تمایز بین جنبه های مختلف مسئولیت اجتماعی شرکت ها نشان می دهد که تنها جنبه های محیطی با معیار های ارزیابی مختلف ریسک اعتباری، برای شرکت های آمریکایی رابطه منفی دارد. برای شرکت های اروپایی، هر دو جنبه زیست محیطی و اجتماعی با ریسک اعتباری ارتباط منفی دارد. همچنین دریافتند که رتبه بندی اعتباری نشان دهنده رابطه همزمان با مسئولیت اجتماعی شرکت ها نیست.

براوو و همکاران (۲۰۲۱) یک مدل شبکه چند لایه برای ارزیابی ریسک اعتباری ارائه داده اند. مدل ارایه شده ارتباطات متعددی را بین وام گیرندگان (مانند موقعیت جغرافیایی و فعالیت اقتصادی آنها) ارائه می دهد و امکان مدلسازی صریح تعامل بین وام گیرندگان متصل را فراهم می کند. نتایج نشان می دهد که ریسک پیش فرض زمانی بیشتر است که یک فرد به بسیاری از افراد پیش فرض متصل است، اما این ریسک با موقعیت فرد کاهش می یابد. همچنین نشان می دهد که ریسک پیش فرض و ثبات مالی در سراسر شبکه گسترش می یابد.

لی و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی چگونگی نفوذ ریسک اعتباری بر انعطاف پذیری مالی شرکت پرداختند و از دو معیار نفوذ ریسک اعتباری (سرایت ریسک اعتباری (CRC) و رقابت بازار محصول (PMR)) برای بررسی استفاده نمودند. نتایج تحقیقات نشان می دهد که شرکت هایی که با CRC بیشتری روبرو هستند عملکرد عملیاتی ضعیف تری دارند باید به افزایش حقوق صاحبان سهام، فروش دارایی ها و کاهش سرمایه گذاری به جای استفاده از وام بانکی تمرکز کنند. در این خصوص PMR تأثیر قابل توجهی ندارد. یافته ها نشان می دهد که سرریزهای ریسک اعتباری، به ویژه CRC، نقش مهمی در مدیریت نقدینگی شرکت ها ایفا می کند.

کلیمی پا و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی چگونگی تأثیر افزایش اهرم شرکتی بازارهای نوظهور در دوره پس از بحران ۲۰۱۰-۲۰۱۵ در مقایسه با دوره های قبل از بحران (2006-2009) و (2007-2009) بر ریسک اعتباری پرداختند.

با استفاده از ریسک اعتباری در سطح شرکت، داده‌های مالی و ترازنامه ۳۵۰ شرکت در ۲۳ بازار در حال ظهور، متوجه شده‌اند که رشد اهرم منجر به افزایش چشمگیر مبادله پیش فرض اعتبار شرکت (CDS) فقط در دوره پس از GFC می‌شود و اثر افزایشی عمدتاً در بین شرکتهای ریسک‌پذیر (شرکتهایی با اهرم بالا و نوسانات خاص) مشهود است. در مقابل، گسترش CDS بازارهای نوظهور در طول دوره GFC عمدتاً توسط عوامل ریسک بازار جهانی هدایت می‌شود. آسیب‌پذیری بدهی شرکتی پس از GFC برای شرکت‌های دارای رشد بالا و شرکت‌های مستقر در کشورهایی با سرمایه‌خالص بالا و حاکمیتی مطلوب کاهش می‌یابد. در حالی که رشد اهرم شرکت بر ریسک اعتباری کل شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد، هیچ شواهدی مبنی بر افزایش ریسک اعتباری دولتی وجود ندارد.

-مارسیا و همکاران (۲۰۱۴) به شناسایی عوامل تعیین‌کننده رتبه اعتباری در برزیل پرداختند. برای این منظور از ده متغیر اهرم، سودآوری، اندازه، پوشش مالی، رشد، نقدینگی، راهبری شرکت، کنترل، عملکرد بازار مالی و بین‌المللی بودن استفاده کردند. نتایج ۱۵۳ مشاهده در دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۱ نشان داد که اهرم و بین‌المللی بودن در سطح ۹۹ درصد و عملکرد بازار در سطح ۹۵ درصد و سودآوری و رشد در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. -آنارت، دی سوستر، ون روی و وسپرو (۲۰۱۰) تأثیر برخی عوامل محرک ریسک اعتباری را که از مدل مرتون الهام گرفته‌اند بر تغییرات نکول اعتباری ۳۱ بانک اروپایی بررسی کردند. مقاله آنها همچنین نحوه گسترش عوامل تعیین‌کننده CDS را در قبل و بعد از بحران مالی بررسی و مقایسه می‌کند. آنها دریافتند که این عوامل تعیین‌کننده در طول زمان بسیار متفاوت هستند و این بدان معنی است که برای بدست آوردن دید کلی، مدل‌هایی که تعیین‌کننده تغییرات انتشار CDS هستند، باید مرتباً تخمین زده شوند. یافته دیگر به نقدینگی بازار CDS اشاره دارد که نقش مهمی در توضیح تغییرات CDS در قبل و بعد از بحران مالی دارد، در حالی که متغیرهای پیشنهادی توسط مدل‌های ریسک اعتباری پس از شروع بحران مالی بسیار قابل توجه‌تر هستند (آنارت و al، 2010)

-نتیجه‌گیری آنارت و همکاران (۲۰۱۰) نیز با تحقیقات کاپر و اولمو (۲۰۱۱) که تمایز بین شرکت‌های غیر مالی و مالی را تأیید می‌کند، تأیید می‌شود. آنها استدلال می‌کنند که قبل از بحران مالی، ریسک اعتبار در بازار CDS برای توضیح ریسک اعتباری کلی کافی است. در طول بحران مالی، قراردادهای CDS غیر مالی هنوز هم کاملاً با ریسک اعتبار طرف مقابل مرتبط هستند، در حالی که قراردادهای مالی اینگونه نیستند. کاپر و اولمو (۲۰۱۱) اظهار داشتند که این امر عمدتاً به این دلیل است که در صورت نکول یک شرکت مالی، سرمایه‌گذاران برای جلوگیری از اثر دومینوی احتمالی و خطر سیستماتیک انتظار مداخله دولت را دارند

-مین ولی (۲۰۰۸) به رتبه‌بندی اعتباری شرکتهای تولیدی کره‌ای با استفاده از شیوه تحلیل پوششی داده‌ها پرداختند. آنها نسبت‌های هزینه‌های مالی به فروش، بدهی‌های جاری به سرمایه و کل بدهی به کل دارایی را به عنوان ورودی و نسبت‌های سرمایه به کل دارایی و دارایی جاری به بدهی جاری را به عنوان خروجی مدل در نظر گرفتند و در رویکرد رتبه‌بندی اعتباری کاربردی را با استفاده از تحلیل پوششی داده‌های پیشنهادی ارائه کردند. -داس و هانونا (۲۰۰۸) رابطه مستقیمی بین نقد شوندگی سهام و اسپرد CDS در چارچوب مدل مرتون (۱۹۷۴) پیدا کردند. توجه ویژه‌ای به مکانیسم انتقال نقدینگی از بازارهای سهام به گسترش CDS داده شده است.

مقاله داس و هانونا (۲۰۰۸) از بسیاری جهات شبیه به کارهای دیونگ و درین (۲۰۰۵) است که ثابت می کنند عدم نقدشوندگی بازار سهام به صورت اسپرد اوراق قرضه قیمت گذاری می شود.

لیوانت و سگال (۲۰۰۸)؛ تأثیر سود را بر ریسک اعتبار در بازار CDS بررسی می کنند. آنها نتیجه گرفتند که درآمد شرکتهای مرجع با حق بیمه CDS رابطه منفی دارد. این نتیجه با این واقعیت مطابقت دارد که درآمد اطلاعات مربوط به ریسک اعتباری شرکت ها را نشان می دهد. علاوه بر این ، کالن و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند که حق بیمه CDS بیشتر از درآمد شرکت های دارای رتبه بالاتر با سود شرکت های دارای رتبه پایین ارتباط دارد -الکساندر و کاک (۲۰۰۷) مطالعه آنها نشان می دهد که در طول تلاطم های بازار CDS ، اسپردها به میزان ناپایداری سهام بسیار حساس هستند در حالی که در دوره های عادی اسپردها به بازده سهام حساس ترند تا نوسانات سهام. مطالعه آنها همچنین نشان می دهد که نرخ بهره ، بازده سهام و نوسانات ضمنی تأثیر معنی داری بر اسپرد CDS دارند. این یافته ها با تحقیقات قبلی انجام شده توسط اریکسون و همکاران (۲۰۰۴) و بیستروم (۲۰۰۵) مطابقت دارد گری و همکاران (۲۰۰۶) اثر متغیرهای مالی و صنعت را بر رتبه اعتباری صادر شده توسط استاندارد اند پورز برای شرکت های استرالیایی بررسی کردند. آنها با استفاده از مدل پروبیت منظم نشان دادند که نسبت های اهرمی و پوششی بهره بیشترین اثر را بر رتبه اعتباری دارند. از طرفی متغیرهای سودآوری و معیارهای تمرکز صنعت نیز مهم هستند.

-اریکسون ، جیکوبز و اویدو (۲۰۰۵) با استفاده از داده ها، سوآپ نکول اعتباری و عواملی مانند اهرم شرکت ، نرخ بهره بدون ریسک و نوسان را بررسی کردند. با استفاده از رگرسیون های خطی ، در می یابند که این سه مورد از نظر آماری و اقتصادی تأثیر معنی داری دارند. ، تحقیقات قبلی توسط بنکرت (۲۰۰۴) با استفاده از داده های پانل سوآپ نکول اعتباری در ۱۲۰ شرکت انجام شده است. یافته های وی نشان می دهد که نوسانات ضمنی عامل مهمتری در توضیح تغییر در حق بیمه مبادله پیش فرض اعتبار از نوسانات تاریخی است (بنکرت ، ۲۰۰۴) -کامسترا و همکاران (۲۰۰۱) اثر نسبت های پوشش بهره، پوشش بدهی و نسبت های سودآوری و اندازه شرکت را بر رتبه اعتباری آزمون کردند. نسبت بدهی رابطه منفی، نسبت های سودآوری رابطه مثبت و اندازه شرکت رابطه مستقیم و معنی دار را با رتبه اعتباری نشان داد.

۴-جامعه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شرکتهای پذیرفته شده در بازار سرمایه تهران شامل ۱۵۸ شرکت از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۷ که امکان دسترسی به اطلاعات و صورتهای مالی حسابرسی شده آنها وجود داشته و سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه می باشد در نظر گرفته شده است . و نمونه آماری شامل شرکت هایی است که مجموعه شرایط زیر را داشته باشد:

شرکت هایی که قبل از سال ۱۳۸۵ در بازار سرمایه پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۷ نیز در لیست بازار سرمایه باشند و جزو شرکت های سرمایه گذاری نبوده و در طول بازه زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند همچنین وقفه ی معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشند.

۵- روش شناسی پژوهش

این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی است. در این پژوهش، با استفاده از اهرم‌ها و اطلاعات بازار سهام، برای ارزیابی و رتبه‌بندی ریسک اعتباری ناشران بازار سرمایه یک الگوی پیشنهادی ارائه می‌شود. بنابراین نتایج این تحقیق می‌تواند در قانون‌گذاران، بازار سرمایه و موسسات رتبه‌بندی اعتباری مورد استفاده قرار گیرد. همچنین این تحقیق از نوع تحقیقات همبستگی است، زیرا این تحقیق به دنبال یافتن ارتباط بین چندین متغیر است. روش شناسی تحقیق حاضر از نوع پس‌رویدادی می‌باشد، بدین معنی که انجام تحقیق براساس اطلاعات گذشته انجام می‌شود. داده‌های مورد نیاز این تحقیق از صورت‌های مالی حسابرسی شده و سایر گزارشات مالی شرکت‌هایی عضو نمونه از منابع زیر جمع‌آوری می‌شود: نرم افزار اطلاعاتی ره‌آوردنویس، بانک اطلاعاتی جامع شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه تهران، از طریق سایت اینترنتی بازار سرمایه تهران، صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده از طریق سایت کدال، پایگاه داده‌های وزارت امور اقتصادی و دارایی، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران، استفاده از کتابخانه‌های معتبر در رشته حسابداری و سایت‌های معتبر برای دریافت اطلاعات مربوط به موضوع تحقیق.

۶- مدل‌های پژوهش

مدل اول (تحلیل ریسک اعتباری با استفاده از مدل بلک شولز مرتون و اهرم‌ها)

$$BSM_{it} = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + U_{it}$$

مدل بلک شولز مرتون=BSM

اهرم بانکی= X1 اهرم تجاری= X2 اهرم غیر تجاری= X3 اهرم بلند مدت= X5 اهرم کل= X6

مدل دوم (تحلیل ریسک اعتباری با استفاده از مدل KMV مرتون و اهرم‌ها)

$$Merton_{it} = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + U_{it}$$

مدل مرتون=Merton

اهرم بانکی= X1 اهرم تجاری= X2 اهرم غیر تجاری= X3 اهرم بلند مدت= X5 اهرم کل= X6

مدل سوم (تحلیل ریسک اعتباری با استفاده از فالمر و اهرم‌ها)

$$Falmer_{it} = C + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + U_{it}$$

مدل فالمر= Falmer

اهرم بانکی= X1 اهرم تجاری= X2 اهرم غیر تجاری= X3 اهرم بلند مدت= X5 اهرم کل= X6

مدل چهارم (تحلیل ریسک اعتباری با استفاده از مدل بلک شولز مرتون و متغیر های بازار)

$$BSM_{it} = C + \beta_1 xx_{1t} + \beta_2 xx_{2t} + \beta_3 xx_{3t} + \beta_4 xx_{4t} + \beta_5 xx_{5t} + U_{it}$$

مدل بلک شولز مرتون=BSM

ارزش شرکت=XX1 نوسان سهام=XX2 بازده سهام=XX3 سودآوری=XX4

مدل پنجم (تحلیل ریسک اعتباری با استفاده از مدل KMV مرتون و متغیر های بازار)

$$Merton_{it} = C + \beta_1 xx_{1t} + \beta_2 xx_{2t} + \beta_3 xx_{3t} + \beta_4 xx_{4t} + \beta_5 xx_{5t} + U_{it}$$

مدل مرتون=Merton

ارزش شرکت=XX1 نوسان سهام=XX2 بازده سهام=XX3 سودآوری=XX4

مدل ششم (تحلیل ریسک اعتباری با استفاده از مدل فالمر و متغیر های بازار)

$$Falmer_{it} = C + \beta_1 xx_{1t} + \beta_2 xx_{2t} + \beta_3 xx_{3t} + \beta_4 xx_{4t} + \beta_5 xx_{5t} + U_{it}$$

مدل فالمر=Falmer

ارزش شرکت=XX1 نوسان سهام=XX2 بازده سهام=XX3 سودآوری=XX4

۵- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری آنها

در این پژوهش متغیرهای وابسته با استفاده از ۳ مدل که دومورد از آنها به وسیله مدل قیمت گذاری اختیار و مورد دیگر به وسیله مدل فالمر به شرح زیر محاسبه می شوند و در نهایت ارتباط متغیر مستقل با هر کدام از آنها آزمون می شود.

۵-۱- مدل بلک - شولز - مرتون

همانطور که پیش تر ذکر شد مدل بلک - شولز - مرتون به عنوان جایگزین روش های تخمین ریسک، معیاری است که بر مبنای قیمت های بازاری سهام شرکت تدوین شده و مورد استفاده قرار گرفته است. در مدل بلک، شولز - مرتون از مدل اختیار خرید اروپایی استفاده شده است. مدل اختیار اروپایی: اختیار سهم اروپایی تنها در تاریخ سررسید می تواند به اجرا درآید.

$$P_{\text{def.it}} = N \left(\frac{\ln \frac{E_{it} + F_{it}}{F_{it}} + \left(r_{i,t-1} - \frac{\sigma_{vit}^2}{2} \right) (T)}{\sigma_{vit} \sqrt{t}} \right)$$

$$\sigma_{vit} = \frac{E_{it}}{E_{it} + F_{it}} \sigma_{E_{it}} + \frac{F_{it}}{E_{it} + F_{it}} (0.05 + 0.25 \sigma_{E_{it}})$$

P_{defit} : احتمال نکول / N : احتمال تجمعی توزیع نرمال / T : دوره سررسید (برابر با یکسال در نظر گرفته می‌شود)
 E_{it} : ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال t : F_{it} : ارزش اسمی بدهی‌های شرکت در زمان t (برابر با مجموع بدهی‌های کوتاه مدت بعلاوه نیمی از بدهی‌های بلند مدت) / $F_{i,t-1}$: بازده سالانه سهام شرکت i در پایان سال $t-1$
 $\sigma_{v_{it}}$: نوسان پذیری تقریبی ارزش شرکت در پایان سال t : $\sigma_{E_{it}}$: نوسان پذیری بازده سهام شرکت i در سال t (با استفاده از انحراف معیار بازده ماهانه سهام شرکت در سال $t-1$ محاسبه می‌شود).

۲-۵- مدل KMV مرتون

به دلیل عدم نیاز به تاریخچه نکول شرکت‌ها و استفاده از اطلاعات در دسترس بازار سرمایه، برای ارزیابی ریسک اعتباری و رتبه‌بندی شرکت‌های بازار سرمایه از سایر مدل‌ها مناسب‌تر می‌باشد.
 محاسبه احتمال نکولی که از طریق مدل KMV می‌شود تابعی از ساختار سرمایه، نوسان بازده دارایی‌ها و ارزش جاری دارایی‌های شرکت است. براساس مدل‌های ساختاری، نکول زمانی رخ می‌دهد که ارزش دارایی‌های شرکت به مقدار بحرانی از بدهی‌های شرکت برسد.
 مدل مرتون ۲ فرض مهم و مجزا را در نظر می‌گیرد:

(۱) ارزش دارایی‌ها از توزیع لگاریتم نرمال پیروی می‌کند. یعنی لگاریتم ارزش دارایی به صورت نرمال توزیع شده است.

(۲) شرکت فقط دارای یک اوراق قرضه بدون کوپن با سررسید T است (هیچ‌گونه پرداختی قبل از زمان T انجام نمی‌شود). علاوه بر آن فرض می‌شود شرکت ساختار سرمایه ساده‌ای دارد (لی^۱، ۲۰۱۱).
 سهام‌داران تا زمان T منتظر می‌مانند و آنگاه تصمیم می‌گیرند که نکول کنند یا اینکه بدهی را بازپرداخت کنند. براین اساس احتمال نکول عبارت است از اینکه در زمان T ارزش دارایی‌ها کمتر از ارزش بدهی‌ها باشد. می‌توان ارزش بدهی‌های شرکت را از طریق ترازنامه آن مشخص کرد. برای محاسبه احتمال نکول باید توزیع احتمال ارزش دارایی در سررسید را تعیین نماییم. در ادبیات ریسک اعتباری، معمولاً از اصطلاح فاصله تانکول (DD) استفاده می‌شود که بیانگر تعداد انحراف معیارهایی است که ارزش مورد انتظار دارایی در سررسید از نقطه نکول فاصله دارد. بنابراین

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

Prob (Default) = $\Phi(-DD)$

فاصله DD :

A_t : ارزش بازار دارایی‌ها در زمان t / T : زمان سررسید بدهی (معمولاً یکساله در نظر گرفته می‌شود):
 L : ارزش بدهی‌ها: μ : نرخ تکانه: σ^2 : نوسان سالیانه ارزش دارایی‌ها: σ^2 : توزیع نرمال تجمعی: Φ

¹ Lee

۳-۵- مدل فالمر:

فالمر (۱۹۸۴) برای ارزیابی نسبت مالی اعمال شده جهت ارزیابی احتمال نکول از تحلیل تمایزی چندگانه گام به گام استفاده کرد.

$$F = 5.52X_{1,t} + 0.212X_{2,t} + 0.073X_{3,t} + 1 + 27X_{4,t} - 0.12X_{5,t} + 2.335X_{6,t} + 0.575X_{7,t} + 1.082X_{8,t} + 0.894X_{9,t} - 6.075$$

x1= سود انباشته به کل دارای های شرکت ادر پایان سال t

x2=فروش به کل دارای های شرکت ادر پایان سال t

x3=سود قبل از کسر مالیات به حقوق صاحبان سهام شرکت ادر پایان سال t

x4=خالص جریانات قدی عملیاتی به کل بدهی های شرکت ادر پایان سال t

x5=بدهی به کل دارایی های شرکت ادر پایان سال t

x6=بدهی جاری به کل دارایی های شرکت ادر پایان سال t

x7=لگاریتم کل دارایی های مشهود شرکت ادر پایان سال t

x8=سرمایه در گردش به کل بدهی های شرکت ادر پایان سال t

x9=لگاریتم سود قبل از بهره و مالیات به هزینه بهره شرکت ادر پایان سال t

فالمر (۱۹۸۴) برای ارزیابی نسبت مالی اعمال شده جهت ارزیابی احتمال نکول از تحلیل تمایزی چندگانه گام به گام استفاده کرد.

در مدل فوق در صورتی که F کوچکتر از صفر باشد شرکت با احتمال نکول بالاتر طبقه بندی می شود.

متغیرهای مستقل

با در نظر داشتن شرایط محیطی به دو دسته متغیرهای بازار و اهرمها (ترکیب بدهی) به شرح زیر می باشد.

الف- متغیرهای مبتنی بر اطلاعات بازار

همانطور که در بالا ذکر شد، ارزیابی ریسک و رتبه بندی اعتباری مبتنی بر بازار از اطلاعات بازار بهره می گیرند. بنابراین در این تحقیق ۴ متغیر مبتنی بر بازار به عنوان پیش بینی کننده احتمالی ریسک اعتباری استفاده می شود. این عوامل عبارتند از: بازده سهام، ارزش سهام، نوسان سهام و سودآوری. در این بخش هر کدام از این عوامل و نحوه اندازه گیری آنها توضیح داده می شود

جدول شماره ۱: متغیرهای مبتنی بر اطلاعات بازار سرمایه

متغیر	هدف	رابطه مورد انتظار
بازده سهام	افزایش بازده منجر به بهبود رتبه	بهبود رتبه اعتباری
ارزش شرکت	افزایش ارزش شرکت منجر به بهبود رتبه	بهبود رتبه اعتباری
نوسان سهام	افزایش بازده منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری
سودآوری	افزایش سود آوری منجر به بهبود رتبه	تنزیل رتبه اعتباری

بازده سهام

قیمت بازار سهام یک شرکت اولین اطلاعات کلیدی است که سرمایه‌گذاران و بانک‌داران هنگام ارزیابی اعتبار شرکت‌های دولتی به آن مراجعه می‌کنند. مرتون (۱۹۷۴) در کار اصلی خود اظهار داشت که بین ارزش بازار سهام شرکت و احتمال نکول آن رابطه منفی وجود دارد. بازده سهام بیشتر ارزش سهام شرکت را افزایش می‌دهد. بنابراین، بازده بالاتر سهام منجر به کاهش احتمال نکول و کاهش ریسک اعتباری می‌شود. از لحاظ تئوری، ما باید انتظار داشته باشیم که پس از افزایش بازده سهام یک شرکت، ریسک اعتباری کمی را نشان دهد.

$$SRE_t = \frac{(P_t - P_{t-1}) + D_t + \frac{(P_t - P_n) \times N_c}{N_t} + \frac{N_e \times P_1}{N_t}}{P_{t-1}}$$

SRE_t : بازده کل سهام نسبت به اولین سهم

P_t : قیمت سهم در انتهای سال مالی

P_{t-1} : قیمت سهم در ابتدای سال مالی

P_n : ارزش اسمی هر سهم

N_c : تعداد سهام افزایش یافته از طریق آورده نقدی

N_e : تعداد سهام افزایش یافته از طریق اندوخته یا سود انباشته

N_t : تعداد سهم قبل از افزایش سرمایه

D_t : سود نقدی ناخالص هر سهم

ارزش شرکت

ارزش شرکت زمانی ایجاد می‌شود که آن شرکت، برای ذی‌نفعان اصلی‌اش منافع ایجاد کند. منظور از ذی‌نفعان همه افرادی هستند که در شرکت نفعی دارند (عسگرزاده، ۱۳۹۰). ارزش‌گذاری شرکت‌ها برای سهامداران، سرمایه‌گذاران، مدیران، اعتباردهندگان و سایر ذی‌نفعان شرکت در ارزیابی آن‌ها از آینده شرکت و تاثیر آن در برآورد ریسک و بازدهی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام اهمیت به‌سزایی دارد (حساس یگانه و همکاران، ۱۳۸۷).

$$Q_{i,t} = \frac{MVE_{i,t} + BVD_{i,t}}{BVA_{i,t}}$$

$MVE_{i,t}$: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t

$BVD_{i,t}$: ارزش دفتری بدهی‌های شرکت شرکت i در سال t

$BVA_{i,t}$: ارزش دفتری دارایی‌های شرکت شرکت i در سال t

نوسان سهام

همانطور که توسط الکساندر و کایک (۲۰۰۸) تأکید شده است، نوسان سهام، یکی دیگر از عوامل تعیین کننده احتمال نکول است. هرچه نوسانات ارزش سهام بیشتر می شود احتمال نکول نیز افزایش می یابد. با این حال، نه ارزش ثابت و نه نوسان آن به طور مستقیم مشاهده نمی شود. مطالعات موجود نوسان سهام را به عنوان عاملی برای نوسان ارزش شرکت بر اساس مدل مرتون (۱۹۷۴) استفاده می کنند. رابطه مثبت بین نوسان سهام و نوسان ارزش شرکت (نوسان دارایی) توسط لما^۱ در مدل مرتون (۱۹۷۴) توصیف شده است

نوسان سهام:

$$\mu_i = \ln \frac{S_i}{S_{i-1}}$$

μ_i : میزان بازده روز i ام

S_i : قیمت پایانی سه م در روز i ام

S_{i-1} : قیمت پایانی سه م در روز

با محاسبه μ_i میتوانیم میزان نوسان پذیری سهم را از طریق رابطه زیر به دست بیاوریم

$$\sigma_E = \frac{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \mu_i^2 - \frac{1}{(n-1)n} (\sum_{i=1}^n \mu_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n}}}$$

n تعداد روز های معامله شده سهم می باشد.

سودآوری

سودآوری شرکت یکی دیگر از متغیرهای مشخصه شرکت است که بر ریسک اعتباری شرکت تأثیر می گذارد و از این رو بر احتمال نکول آن تأثیر می گذارد. بر اساس مدل مرتون (۱۹۷۴)، ارزش دارایی بالاتر به معنای فاصله کمتر از احتمال نکول و در نتیجه ریسک اعتباری پایین تر است. درآمد یک شرکت منابع اصلی تأمین مالی رشد دارایی آن است. در نتیجه، درآمد خالص یکی از اجزای اساسی چشم انداز آینده شرکت است.

$$\text{سودآوری} = \frac{\text{سود یا زیان خالص}}{\text{کل دارایی ها}}$$

^۱ Lemma

ب) متغیرهای مبتنی بر ترکیب بدهی‌ها (اهرم‌ها)

جدول شماره ۲: متغیرهای مبتنی بر ترکیب بدهی‌ها (اهرم‌ها)

متغیر	هدف	رابطه مورد انتظار
اهرم کل	افزایش اهرم منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری
اهرم بدهی بانکی	افزایش اهرم منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری
اهرم اعتبار تجاری	افزایش اهرم منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری
اهرم اعتبار غیرتجاری	افزایش اهرم منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری
اهرم کوتاه مدت	افزایش اهرم منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری
اهرم بلند مدت	افزایش اهرم منجر به کاهش رتبه	تنزیل رتبه اعتباری

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

اهرم کل

اهرم کل را می‌توان با تقسیم کل بدهی‌های مالی بر حاصل جمع ارزش بازاری شرکت با ارزش دفتری بدهی‌ها محاسبه کرد.

$$\text{اهرم کل} = \frac{\text{بدهی‌ها}}{\text{ارزش بازاری شرکت} + \text{ارزش دفتری بدهی‌ها}}$$

اهرم بدهی بانکی

اهرم بدهی بانکی، از تقسیم وام‌های بانکی بر جمع ارزش بازاری شرکت با ارزش دفتری بدهی‌ها بدست می‌آید.

$$\text{اهرم بدهی بانکی} = \frac{\text{وام‌های بانکی}}{\text{ارزش بازاری شرکت} + \text{ارزش دفتری بدهی‌ها}}$$

اهرم اعتبار تجاری

اهرم اعتبار تجاری، از جمع حساب‌های پرداختی بر حاصل ارزش بازاری شرکت با ارزش دفتری بدهی‌ها بدست می‌آید.

$$\text{اهرم اعتبار تجاری} = \frac{\text{حساب‌های پرداختی}}{\text{ارزش بازاری شرکت} + \text{ارزش دفتری بدهی‌ها}}$$

اهرم اعتبار غیرتجاری

اهرم اعتبار غیرتجاری، از تقسیم حاصل تفریق حساب‌های پرداختی از حساب‌های دریافتی بر حاصل جمع ارزش دفتری بدهی‌ها و ارزش بازاری شرکت بدست می‌آید.

$$\text{اهرم اعتبار غیرتجاری} = \frac{\text{حساب‌های دریافتی} - \text{حساب‌های پرداختی}}{\text{ارزش بازاری شرکت} + \text{ارزش دفتری بدهی‌ها}}$$

اهرم کوتاه مدت

اهرم بدهی کوتاه مدت، می‌توان از تقسیم بدهی‌های کوتاه مدت بر حاصل جمع ارزش بازاری شرکت با ارزش دفتری بدهی‌ها بدست آورد.

$$\text{اهرم بدهی کوتاه مدت} = \frac{\text{بدهی های کوتاه مدت}}{\text{ارزش بازاری شرکت} + \text{ارزش دفتری بدهی ها}}$$

اهرم بلند مدت

اهرم بدهی بلند مدت را می‌توان از تقسیم بدهی‌های بلند مدت بر حاصل جمع ارزش بازاری شرکت با ارزش دفتری بدهی‌ها بدست آورد.

$$\text{اهرم بدهی بلند مدت} = \frac{\text{بدهی های بلند مدت}}{\text{ارزش بازاری شرکت} + \text{ارزش دفتری بدهی ها}}$$

۸- مفروضات پژوهش

۸-۱- فرض اصلی اول

بین نسبت اهرم ها و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد

مفروضات فرعی

- بین اهرم کل و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین اهرم بانکی و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین اهرم تجاری و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین اهرم غیر تجاری و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین اهرم کوتاه مدت و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین اهرم بلند مدت و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد

فرض اصلی دوم

بین اطلاعات بازار و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد

مفروضات فرعی

- بین بازده سهام و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین ارزش شرکت و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین نوسان سهام و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد
- بین سود آوری و ریسک اعتباری رابطه معناداری وجود دارد

۹- امار توصیفی متغیرها

جدول ۳ امار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
اهرم بانکی	X1	۰.۱۳۳۱۸	۰.۰۸۴۲۲	۱.۸۶۶۱	۰.۰۰۰۰	۰.۱۴۶۳۰
اهرم تجاری	X2	۰.۰۶۵۳۲	۰.۰۳۵۷۴	۰.۷۹۴۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۸۸۳۵
اهرم غیر تجاری	X3	۰.۰۷۸۴۰	۰.۰۳۰۷۷	۱۷.۷۸۵۸	-۰.۴۴۰۷۵	۰.۴۳۳۹۶
اهرم کوتاه مدت	X4	۰.۲۸۲۱۴	۰.۲۱۰۴۸	۳.۷۵۰۳۵	۰.۰۰۱۷۰	۰.۲۴۴۷۷
اهرم بلند مدت	X5	۰.۰۶۴۰۷	۰.۰۲۰۰۰	۰.۹۶۳۶۰	۰.۰۰۰۰	۰.۱۲۴۲۳
اهرم کل	X6	۰.۳۴۶۲۱	۰.۲۴۸۳۱	۳.۷۵۰۳۵	۰.۰۰۲۲۵	۰.۳۱۰۶۴
ارزش شرکت	xx1	۵.۹۵۴۸۰×۱۰^{۱۲}	۷.۵۱×۱۰^{۱۱}	۵.۹۵×۱۰^{۱۴}	۱.۰۵×۱۰^۵	۲.۷۳۴۵×۱۰^{۱۳}
نوسان سهام	xx2	۰.۱۳۵۴۰	۰.۱۱۹۸۱	۳.۰۹۸۲۶	۰.۰۰۰۰	۰.۱۰۹۸۲
بازده سهام	xx3	۰.۳۹۶۹۷	۰.۱۰۷۸۷	۱۵.۷۸۶۶۹	-۰.۹۷۱۶۶	۱.۰۳۲۹۲
سود آوری	xx4	۰.۱۰۷۰۶	۰.۰۹۴۶۴	۰.۹۰۱۲۶	-۱.۰۶۳۲۵	۰.۱۳۸۵۷
احتمال نکول بلک-شولز	BS	۰.۵۳۲۹۴۶	۰.۵۶۵۲۵	۰.۹۹۹	۰.۰۰۱	۰.۲۴۴۶۴
احتمال نکول مرتون	Merton	۰.۵۳۲۸۶	۰.۵۸۶۹۳	۱	۱.۲×۱۰^{-۱۰}	۰.۲۲۳۵۲
ریسک نکول فالمر	Falmer	۲۵۷۵.۲۴۸۵۷	۹.۸۲۷۳۶	۳۴۹۱۳۹۴۲.۳۷	-۷۵۹۵۳۵۵۲.۱	۲۰۴۸۶۵۳.۲۷

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

۱۰- بررسی نرمال بودن داده‌ها

نرمال بودن توزیع داده‌های مربوط به هر یک از متغیرها با استفاده از آزمون شاپیرو-ویلک مورد بررسی قرار گرفت. فرضیه صفر و فرضیه مقابل این آزمون بصورت زیر است:

H_0 : داده‌ها دارای توزیع نرمال هستند

H_1 : داده‌ها دارای توزیع نرمال نیستند

معنی‌داری تمامی متغیرهای پژوهش کوچکتر از ۰.۰۵ هستند، لذا هیچ کدام از متغیرها دارای توزیع نرمال نیستند. در اجرای مدل‌های پانلی نرمال بودن توزیع متغیرها هیچ ضرورتی ندارد، بنابراین عدم نرمال بودن داده‌ها هیچ خللی به تحلیل داده‌ها وارد نمی‌کند.

جدول ۴، نتایج آزمون شاپیرو-ویلک برای نرمال بودن توزیع متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	آماره آزمون	درجه آزادی	معنی داری	نتیجه آزمون
اهرم بانکی	X1	۰.۸۰۳	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
اهرم تجاری	X2	۰.۶۸۶	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
اهرم غیر تجاری	X3	۰.۱۴۴	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
اهرم کوتاه مدت	X4	۰.۸۴۱	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
اهرم بلند مدت	X5	۰.۵۱۴	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
اهرم کل	X6	۰.۸۳۹	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
ارزش شرکت	xx1	۰.۱۸۸	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
نوسان سهام	xx2	۰.۶۰۳	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
بازده سهام	xx3	۰.۶۸۴	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
سود آوری	xx4	۰.۹۳۶	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
احتمال نکول بلک-شولز	BS	۰.۹۷۱	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
احتمال نکول مرتون	Merton	۰.۹۵۱	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند
ریسک نکول فالمر	Falmer	۰.۰۵۷	۲۰۵۴	۰.۰۰۰	داده‌ها نرمال نیستند

منبع (یافته های پژوهشگر)

۱۱- بررسی مانایی^۱ متغیرها

یکی از شرایط اجرای مدل های پانل بررسی مانایی سری زمانی ایجاد شده توسط داده‌ها است. بدین جهت از آزمون دیکی-فولر^۲ استفاده شده است. فرضیه صفر و فرضیه مقابل آزمون دیکی-فولر به صورت زیر است:

H_0 : سری زمانی مانا نیست

H_1 : سری زمانی مانا است

آماره آزمون دیکی-فولر به صورت زیر است:

$$\hat{t} = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})}$$

اگر قدرمطلق آماره محاسبه شده از قدرمطلق مقدار بحرانی بزرگتر باشد یا بطور معادل معنی داری آزمون کمتر از ۰.۰۵ باشد آنگاه H_0 رد شده و در نتیجه سری زمانی مانا است.

با توجه به نتایج بدست آمده برای مانایی در سطح (I(0))، روی تفاضلات مرتبه اول (I(1)) و تفاضلات مرتبه دوم (I(2))، چون قدر مطلق آماره آزمون برای تمامی متغیرها بزرگتر از ۲ است و بطور معادل معنی داری این آزمون

¹ Stationary

² Dickey-Fuller test

برای تمامی متغیرها کمتر از ۰.۰۵ است، بنابراین فرض صفر (عدم مانایی) رد شده و در نتیجه داده‌های مربوط به تمامی متغیرهای پژوهش مانا هستند.

جدول ۵، نتایج آزمون دیکی-فولر برای مانا بودن داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش

نتیجه آزمون	معنی‌داری	آماره آزمون	نماد	متغیر
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۳.۴۸۹	X1	اهرم بانکی
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۲.۵۳	X2	اهرم تجاری
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۲۳.۹۶۶	X3	اهرم غیر تجاری
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۲.۷۷۱	X4	اهرم کوتاه مدت
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۷.۸۹۲	X5	اهرم بلند مدت
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۲.۸۱۹	X6	اهرم کل
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۶.۳۱	xx1	ارزش شرکت
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۲۴.۶۹۵	xx2	نوسان سهام
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۲۸.۹۷۳	xx3	بازده سهام
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۶.۲۱۷	xx4	سود آوری
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۲۰.۴۵	BS	احتمال نکول بلک-شولز
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۱۸.۸۲۴	Merton	احتمال نکول مرتون
مانا است	کوچکتر از ۰.۰۱	-۲۳.۴۲۷	Falmer	ریسک نکول فالمر

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

۱۲-نداشتن هم‌خطی در بین متغیرهای مستقل

یکی از پیش‌فرض‌های اجرای مدل رگرسیون خطی نداشتن هم‌خطی بین متغیرهای مستقل موجود در مدل است. بدین معنا که بین متغیرهای مستقل ارتباط خطی معنی‌داری وجود نداشته باشد. زیرا در صورت وجود هم‌خطی بین یک متغیر مستقل با متغیرهای دیگر می‌توان آن متغیر را حذف کرده و با دیگر متغیرهای مستقل متغیر وابسته را پیش‌بینی کرد. یک روش برای بررسی وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل مدل استفاده از آماره عامل تورم واریانس^۱ "VIF" و یا بطور معادل استفاده از وارون آن که تحمل^۲ است. زمانی که عامل تورم واریانس کوچک‌تر از ۱۰ باشد، یا بطور معادل اگر تحمل بزرگتر از ۰.۱ باشد، نشان دهنده عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مدل است.

^۱ Variance Inflation Factor

^۲ Tolerance

با توجه به نتایج بدست آمده برای متغیرهای مستقل پژوهش، بجز متغیر اهرم کوتاه مدت که عامل تورم واریانس آن بسیار بزرگتر از ۱۰ است، عامل تورم واریانس دیگر متغیرها کوچکتر از ۱۰ هستند. بنابراین، فقط متغیر اهرم کوتاه مدت دارای هم خطی با دیگر متغیرهای مستقل است و در نتیجه باید از مدل کنار گذاشته شود

جدول ۶، بررسی عدم هم خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش شامل VIF و Tolerance

نتیجه آزمون	Tolerance	VIF	نماد	متغیر
عدم وجود هم خطی	۰.۳۵۵	۲.۸۱۷	X1	اهرم بانکی
عدم وجود هم خطی	۰.۵۵۹	۱.۷۹۰	X2	اهرم تجاری
عدم وجود هم خطی	۰.۹۷۳	۱.۰۲۸	X3	اهرم غیر تجاری
وجود هم خطی	۰.۰۰۰	۴.۴۱۷×۱۰^{۱۲}	X4	اهرم کوتاه مدت
عدم وجود هم خطی	۰.۴۴۸	۲.۲۳۰	X5	اهرم بلند مدت
عدم وجود هم خطی	۰.۱۶۲	۶.۱۹۰	X6	اهرم کل
عدم وجود هم خطی	۰.۹۶۹	۱.۰۳۲	xx1	ارزش شرکت
عدم وجود هم خطی	۰.۶۰۴	۱.۶۵۶	xx2	نوسان سهام
عدم وجود هم خطی	۰.۵۹۲	۱.۶۹۰	xx3	بازده سهام
عدم وجود هم خطی	۰.۹۵۰	۱.۰۵۳	xx4	سود آوری

منبع (یافته های پژوهشگر)

۱۳- برآورد مدل های پژوهش

مدل های مورد بررسی با استفاده از داده های پانل (سال-شرکت) مربوط به ۱۵۸ شرکت در بازار سرمایه تهران طی دوره زمانی ۱۳ ساله و از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۷ و در مجموع برای هر متغیر ۲۰۵۴ مشاهده هستند، برآورد می شوند. بنابراین، پیش از برآورد مدل با استفاده از داده های ترکیبی، باید روش مناسب بکارگیری این گونه داده ها در برآورد، مشخص شود. ابتدا باید مشخص شود که اصولاً نیازی به در نظر گرفتن ساختار پانل داده ها (تفاوت ها یا اثرات خاص شرکت) وجود دارد یا اینکه می توان داده های مربوط به شرکت های مختلف را ترکیب و از آن در برآورد مدل استفاده نمود. برای بررسی اینکه از کدام یک از دو مدل داده های تابلویی^۱ یا داده های تلفیقی^۲ برای تحلیل داده ها استفاده شود از دو آزمون F لیمر و آزمون بروش-پاگان لاگرانژی^۳ استفاده می شود. فرضیه صفر و فرضیه مقابل این آزمون ها بصورت زیر است (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵: ۲۵۰-۲۵۱):

مدل داده های تلفیقی مناسب است: H_0

مدل داده های تابلویی مناسب است: H_1

¹ Panel data

² Pooled data

³ Breusch-Pagan Lagrangian test

برخی از صاحب نظران معتقد هستند که اجرای آزمون چاو (F لیمر) برای تشخیص الگو بین Pool و Panel کفایت می‌کند اما با توجه به اینکه ممکن است همگنی واریانس مانده‌ها در بین شرکت‌ها رد شود، بنابراین بهتر است که آزمون بروش-پاگان لاگرانژی نیز اجرا شود. برای ارزیابی نتایج این آزمون مشابه آزمون F لیمر با توجه به آماره‌ی حاصل از این آزمون و سطح معناداری آن نسبت به رد یا عدم رد فرضیه صفر تصمیم‌گیری می‌شود. با توجه به نتایج دو آزمون F لیمر و آزمون بروش-پاگان لاگرانژی چون معنی داری تمامی مدل‌ها کوچکتر از ۰.۰۵ است بنابراین فرضیه صفر برای تمامی آن‌ها رد می‌شود. به عبارت بهتر، برای پیش‌بینی ریسک نکول فالمر از روی متغیرهای اهرمی استفاده از مدل داده‌های تلفیقی مناسب است. این در حالی است برای پیش‌بینی احتمال نکول بلک-شولز و احتمال نکول مرتون از روی متغیرهای اهرم استفاده از مدل داده‌های تابلویی مناسب است. بعلاوه، برای پیش‌بینی احتمال نکول بلک-شولز، احتمال نکول مرتون و ریسک نکول فالمر از روی متغیرهای ارزش شرکت، نوسان سهام، بازده سهام، سود آوری استفاده از مدل داده‌های تلفیقی مناسب است

جدول ۷، نتایج آزمون F (لیمر) و آزمون بروش-پاگان لاگرانژی برای انتخاب روش تلفیقی یا تابلویی

مدل مناسب	آزمون بروش-پاگان لاگرانژی		آزمون لیمر		متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	شماره مدل
	معنی‌داری	آماره کای دو	معنی‌داری	آماره F			
داده تابلویی	۰.۰۰۰	۳۹۰۱۹	۰.۰۰۰	۲۶۶.۶۴	احتمال نکول بلک-شولز	اهرم بانکی اهرم تجاری	مدل ۱
داده تابلویی	۰.۰۰۰	۵۸۳۷۱	۰.۰۰۰	۹۴۲.۹۴	احتمال نکول مرتون	اهرم غیر تجاری اهرم کوتاه مدت	مدل ۲
داده تلفیقی	۰.۳۰۰۲	۱.۰۷۳۱	۰.۸۹۷۴	۰.۵۲۸۶۵	ریسک نکول فالمر	اهرم بلند مدت اهرم کل	مدل ۳
داده تلفیقی	۰.۲۴۷۱	۱.۲۸۸۴	۰.۷۴۳۵	۰.۶۳۰۸	احتمال نکول بلک-شولز	ارزش شرکت	مدل ۴
داده تلفیقی	۰.۴۶۲۷	۰.۴۵۱۲	۰.۵۱۲۴	۰.۹۲۰۵	احتمال نکول مرتون	نوسان سهام بازده سهام	مدل ۵
داده تلفیقی	۰.۵۹۸۹	۰.۲۷۶۷	۰.۴۸۹۸	۰.۹۵۵۵	ریسک نکول فالمر	سود آوری	مدل ۶

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

۱۴- انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

برای بررسی اینکه استفاده از کدام یک از دو مدل با اثرات تصادفی^۱ یا با اثرات ثابت^۲ برای مدل بندی داده‌ها مناسب است می‌توان از آزمون هاسمن^۳ استفاده کرد.

آزمون هاسمن یکی از آزمون‌های اصلی در مطالعات پانل است که بعد از آزمون F لیمر باید مورد بررسی قرار گیرد. اگر در این آزمون تشخیص داده شود که می‌توان برای تمام مقاطع یا زمان‌های شامل در مطالعه عرض از مبداء‌های جداگانه در نظر گرفت، یعنی الگوی اثرات ثابت گروهی یا زمانی، محقق باید به تخمین اثرات تصادفی گروهی یا زمانی نیز مبادرت ورزد و سپس با استفاده از آزمون هاسمن به بحث انتخاب بین الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی بپردازد. فرضیه صفر و فرضیه مقابل آزمون هاسمن بصورت زیر است:

مدل داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی مناسب است: H_0

مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت مناسب است: H_1

در صورتی که معنی‌داری این آزمون کمتر از ۰.۰۵ باشد، در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد فرضیه صفر رد شده و مدل تابلویی با اثرات ثابت انتخاب می‌شود. در غیر این صورت مدل تابلویی با اثرات تصادفی انتخاب خواهد شد. با توجه به نتایج آزمون هاسمن، چون معنی‌داری تمامی مدل‌ها کوچکتر از ۰.۰۵ بدست آمد، بنابراین فرضیه صفر برای این مدل‌ها رد شده و در نتیجه برای تحلیل داده‌ها در این مسایل مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت مناسب است..

لازم به توضیح است چون برای مدل ۳، و مدل‌های ۴، ۵ و ۶ استفاده از مدل داده‌های تابلویی رد شد و استفاده از مدل داده‌های تلفیقی تایید شد، نیازی به انجام آزمون هاسمن برای آن‌ها وجود ندارد.

جدول ۸، نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

مدل	آماره کای‌دو	درجه آزادی	معنی‌داری	مدل مناسب
مدل ۱	۹۴.۴۹۶	۶	۰.۰۰۰	مدل اثرات ثابت
مدل ۲	۱۱۲.۲۱	۶	۰.۰۰۰	مدل اثرات ثابت
مدل ۳	----	----	----	----

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

۱۵- مشخص کردن همگنی واریانس‌ها در بین شرکت‌ها

یکی دیگر از مواردی که برای تعیین مدل مورد استفاده باید مورد بررسی قرار گیرد همگنی یا همسان بودن واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها است. در صورت عدم همگنی واریانس مانده‌های مدل، برآوردهای حداقل مربعات معمولی دارای کمینه مقدار واریانس نبوده و در نتیجه کارا نخواهند بود و ممکن است منجر به نتایج اشتباه

¹ Random effects

² Fixed effects

³ Hausman test

شوند. برای بررسی همگنی واریانس مانده‌های مدل از آزمون بروش-پاگان^۱ استفاده می‌شود. این آزمون هنگامی مورد استفاده قرار می‌گیرد که توزیع واریانس مانده‌ها نامعلوم باشد. بنابراین آزمون بروش-پاگان با لحاظ یک حالت کلی، همگنی واریانس‌ها را آزمون می‌کند. فرضیه صفر و فرضیه مقابل آزمون بروش-پاگان به صورت زیر است:

واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها برابر هستند $H_0 =$

واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها برابر نیستند $H_1 =$

در این آزمون فرض صفر این است که واریانس همسانی داریم و بنابراین اگر آماره محاسبه شده از مقدار جدول بیشتر باشد در آن صورت مدل تصریح شده ابتدایی ما دارای واریانس ناهمسانی است.

بایستی توجه داشت که با وجود مشکل واریانس ناهمسانی برآوردهای ما از ضرایب به کمک روش حداقل مربعات همچنان بدون اریبی باقی می‌ماند. اما واریانس برآورد شده با روش حداقل مربعات برای ضرایب در این شرایط اریب خواهد بود. یعنی در این شرایط واریانس برآوردی ضرایب مقادیری بیشتر و یا کمتر از واریانس حقیقی جامعه را ارائه می‌دهد. بنابراین، در این شرایط نتایج بدست آمده به روش حداقل مربعات ممکن است اشتباه باشند با توجه به نتایج آزمون بروش-پاگان، چون مقادیر معنی‌داری برای تمامی مدل‌های پژوهش کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که تمامی مدل‌های ارائه شده دارای مشکل ناهمگنی واریانس مانده‌ها در بین شرکت‌ها هستند. در نتیجه برای مدل‌بندی داده‌های این پژوهش نیازمند کنترل این مشکل هستیم. در این پژوهش برای کنترل این مشکل از مدل با استفاده از ماتریس کوواریانس نیرومند، بهره می‌گیریم.

جدول ۹، نتایج آزمون بروش-پاگان برای بررسی همگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها

نتیجه	معنی‌داری	آماره BP	مدل
وجود ناهمگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها	5.412×10^{-7}	۲۶۵.۴۱	مدل ۱
وجود ناهمگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها	۰.۰۰۰	۴۰۸.۰۲	مدل ۲
وجود ناهمگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها	۰.۰۰۰	۹۳۱۲۵	مدل ۳
وجود ناهمگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها	۰.۰۰۰	۴۳۰.۷	مدل ۴
وجود ناهمگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها	۰.۰۰۰	۷۷۸.۷۵	مدل ۵
وجود ناهمگنی واریانس مانده‌های مدل در بین شرکت‌ها	۰.۰۰۰	۱۰۵۱۱۳	مدل ۶

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

۱۶- عدم وجود خودهمبستگی

یکی از پیش فرض‌های اجرای مدل رگرسیونی عدم وجود خود همبستگی در بین مانده‌های مدل است. برای بررسی وجود یا عدم وجود خود همبستگی بین مانده‌های مدل استفاده از آماره دوربین-واتسون^۲ است. مقدار این آماره همواره بین ۰ تا ۴ است که اگر نزدیک ۲ ($1.5 < DW < 2.5$) باشد نشان دهنده‌ی برقرای شرط عدم وجود

^۱ Breusch-Pagan test

^۲ Durbin-Watson

خود همبستگی بوده و با فاصله گرفتن از ۲ نشان دهنده وجود خودهمبستگی است. با توجه به نتایج بدست آمده برای مدل های پژوهش، مقدار این آماره برای تمامی مدل ها در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد و بنابراین در تمامی مدل های پژوهش شرط عدم خودهمبستگی برقرار است.

جدول ۱۰ آماره دوربین-واتسون به همراه نوع مدل مورد استفاده

شماره مدل	متغیرهای مستقل	متغیر وابسته	آماره دوربین-واتسون	مدل مورد استفاده
مدل ۱	اهرم بانکی اهرم تجاری	احتمال نکول بلک-شولز	۱.۷۸۷	Panel Cross-section fixed effects (with robust covariance matrix)
مدل ۲	اهرم غیر تجاری اهرم کوتاه مدت	احتمال نکول مرتون	۱.۶۳۱	Panel Cross-section fixed effects (with robust covariance matrix)
مدل ۳	اهرم بلند مدت اهرم کل	ریسک نکول فالمر	۱.۷۵۷	Pooled Least Squared
مدل ۴	ارزش شرکت نوسان سهام	احتمال نکول بلک-شولز	۱.۷۵۸	Pooled Least Squared
مدل ۵	بازده سهام سود آوری	احتمال نکول مرتون	۱.۵۷۵	Pooled Least Squared
مدل ۶	حساب دریافتی به کل دارایی	ریسک نکول فالمر	۱.۷۴۴	Pooled Least Squared

منبع (یافته های پژوهشگر)

۱۷- نتایج آزمون مدل های پژوهش

در این بخش نتایج مربوط به هر یک از مدل های مورد بررسی در پژوهش را گزارش کرده و وجود یا عدم وجود ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل را مورد آزمون قرار می دهیم. توجه داشته باشیم که در مدل های بیان شده دو مقدار ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل یافته گزارش شده اند که تفاوت مهم میان این دو این است که در محاسبه ضریب تعیین فرض می شود که هر متغیر مستقل مشاهده شده در مدل، تغییرات موجود در متغیر وابسته را تبیین می کند. هر چقدر این ضرایب به یک نزدیک تر باشند، مدل ارائه شده در پیش بینی متغیر وابسته از روی متغیرهای مستقل دارای دقت بالاتری خواهد بود. برعکس، هر چقدر این ضرایب به صفر نزدیک تر باشند، مدل ارائه شده در پیش بینی متغیر وابسته از روی متغیرهای مستقل دارای اعتبار کمتری خواهد بود. بنابراین درصد نشان داده شده توسط ضریب تعیین با فرض تاثیر همه متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. این در حالی که ضریب تعیین تعدیل یافته فقط حاصل از تاثیر واقعی متغیرهای مستقل مدل بر وابسته و نه همه متغیرهای مستقل است. تفاوت دیگر این است که مناسب بودن متغیرها برای مدل توسط ضریب تعیین حتی با وجود مقدار بالا قابل مشخص نیست در صورتی که

می‌توان به مقدار برآورد شده ضریب تعیین تعدیل یافته اعتماد کرد. بنابراین، ضریب تعیین تعدیل یافته مدل گویای آن میزان درصدی است که متغیر توسط متغیرهای مستقل مدل تبیین می‌گردد.

نتایج مدل ۱

در این مدل که متغیر وابسته برابر احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز و متغیرهای مستقل آن پنج متغیر اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل هستند، با توجه به توضیحات بیان شده در بخش قبل، از روش Panel Cross-section fixed effects توسط ماتریس کوواریانس نیرومند کنترل شده است، استفاده شد. لازم به ذکر است که متغیر مستقل "اهرم کوتاه مدت" به دلیل داشتن هم‌خطی با سایر متغیرهای مستقل از مدل حذف شده است.

در این مدل، چون معنی‌داری آزمون F برابر ۰.۰۰۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، لذا مدل در حالت کلی تایید می‌شود. از طرفی با توجه به این که معنی‌داری مربوط به متغیر اهرم غیر تجاری برابر ۰.۰۱۴۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی‌داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز است. در مورد سایر متغیرهای مستقل، چون معنی‌داری همه آن‌ها بزرگتر از ۰.۱۰ هستند، لذا تاثیر معنی‌داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز ندارند. میزان تاثیر گذاری این متغیر بر احتمال نکول بلک-شولز مثبت و برابر ۰.۰۲۹۹ بدست آمده است. همچنین، ضریب تعیین و ضریب تعدیل یافته این مدل به ترتیب برابر ۰.۳۸۸۹ و ۰.۲۱۰۳ بدست آمد که نشان می‌دهد ۳۸.۸۹ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز را می‌توان توسط متغیرهای مستقل (اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل) تبیین کرد. بعلاوه، ۲۱.۰۳ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز را می‌توان توسط متغیر اهرم غیر تجاری تبیین کرد.

جدول ۱۱، نتایج آماری آزمون مدل فرضیه اول پژوهش (متغیر وابسته: احتمال نکول بلک-شولز و متغیرهای

مستقل: اهرم‌ها)

Method: Panel Cross-section fixed effects (with robust covariance matrix)						
$BS_{it} = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + U_{it}$						
متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	معنی‌داری	نوع رابطه
اهرم بانکی	X1	۰.۰۸۸۸	۰.۰۷۷۲	۱.۱۴۹۷	۰.۲۵۰۴	عدم وجود ارتباط معنی‌دار
اهرم تجاری	X2	-۰.۰۳۸۶	۰.۰۹۹۶	-۰.۳۸۷۷	۰.۶۹۸۳	عدم وجود ارتباط معنی‌دار
اهرم غیر تجاری	X3	۰.۰۲۹۹	۰.۰۱۲۱	۲.۴۵۸۹	۰.۰۱۴۰	مثبت و معنی‌دار***
اهرم بلند مدت	X5	۷۴۸۱.۴	۱۳۶۱۲	۰.۵۴۹۶	۰.۵۸۲۶	عدم وجود ارتباط معنی‌دار
اهرم کل	X6	-۷۴۸۱.۴	۱۳۹۱۰	-۰.۵۳۷۹	۰.۵۹۰۷	عدم وجود ارتباط معنی‌دار
ضریب تعیین:		۰.۳۸۸۹		آماره F:		معنی‌داری مدل:
			ضریب تعیین تعدیل یافته:	۳۰.۶۷۸۴		۰.۰۰۰

***معنی‌داری در سطح خطای ۰.۰۱۰، **معنی‌داری در سطح خطای ۰.۰۰۵، ***معنی‌داری در سطح خطای ۰.۰۰۵
منبع (یافته‌های پژوهشگر)

نتایج مدل ۲

در مدل، چون معنی داری آزمون F برابر ۰.۰۰۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، لذا مدل در حالت کلی تایید می شود. با توجه به این که معنی داری مربوط به متغیر اهرم بانکی برابر ۰.۰۷۱۳ و کوچکتر از ۰.۱۰ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۰ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون است. میزان تاثیر گذاری این متغیر بر احتمال نکول مرتون مثبت و برابر ۰.۱۱۷۲ بدست آمده است. از طرفی با توجه به این که معنی داری مربوط به متغیر اهرم غیر تجاری برابر ۰.۰۳۴۳ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون است. میزان تاثیر گذاری این متغیر بر احتمال نکول مرتون نیز مثبت و برابر ۰.۱۷۰ بدست آمده است. در مورد سایر متغیرهای مستقل، چون معنی داری همه آنها بزرگتر از ۰.۱۰ هستند، لذا تاثیر معنی داری بر معنی داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون ندارند. هم چنین، ضریب تعیین و ضریب تعدیل یافته این مدل به ترتیب برابر ۰.۴۱۱۸ و ۰.۲۵۳۷ بدست آمد که نشان می دهد ۴۱.۱۸ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون را می توان توسط متغیرهای مستقل (اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل) تبیین کرد. بعلاوه، ۲۵.۳۷ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون را می توان توسط دو متغیر اهرم بانکی و اهرم غیر تجاری تبیین کرد. تمامی نتایج مربوط به این مدل در جدول ۴-۱۰ گزارش شده است.

جدول ۱۲ نتایج آماری آزمون مدل فرضیه دوم پژوهش (متغیر وابسته: احتمال نکول مرتون و متغیرهای مستقل: اهرم ها)

Method: Panel Cross-section fixed effects (with robust covariance matrix)						
$Merton_{it} = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + U_{it}$						
متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	معنی داری	نوع رابطه
اهرم بانکی	X1	۰.۱۱۷۲	۰.۰۶۴۹	۱.۸۰۴۳	۰.۰۷۱۳	مثبت و معنی دار*
اهرم تجاری	X2	۰.۰۳۱۷	۰.۰۷۰۸	۰.۴۴۷۸	۰.۶۵۴۳	عدم وجود ارتباط معنی دار
اهرم غیر تجاری	X3	۰.۰۱۷۰	۰.۰۰۸۱	۲.۱۱۷۴	۰.۰۳۴۳	مثبت و معنی دار**
اهرم بلند مدت	X5	۱۱۳۰۹۰	۹۵۰۰۵	۱.۱۹۰۴	۰.۲۳۴۰	عدم وجود ارتباط معنی دار
اهرم کل	X6	-۱۱۳۰۹۰	۹۷۴۵۴	-۱.۱۶۰۴	۰.۲۴۶۰	عدم وجود ارتباط معنی دار
ضریب تعیین:		۰.۴۱۱۸		آماره F:	۳۹.۵۷۴۳	معنی داری مدل: ۰.۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل یافته:		۰.۲۵۳۷				

منبع (یافته های پژوهشگر)

نتایج مدل ۳

جهت تخمین این مدل با توجه به توضیحات بیان شده در بخش قبل، از روش Pooled least squared استفاده شد. در این مدل، چون معنی‌داری آزمون F برابر ۱۶.۵۴۱ و بزرگتر از ۰.۰۵ است، لذا مدل در حالت کلی تایید نمی‌شود. هم‌چنین، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل یافته این مدل به ترتیب برابر ۰.۰۰۳۸ و ۰.۰۰۱۳ بدست آمد که نشان می‌دهد تنها ۰.۳۸ درصد تغییرات ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر را می‌توان توسط متغیرهای مستقل (اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل) تبیین کرد. بعلاوه، فقط ۰.۱۳ درصد تغییرات ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر را می‌توان توسط متغیر اهرم بلند مدت تبیین کرد. بنابراین، علی‌رغم اینکه، معنی‌داری مربوط به متغیر اهرم بلند مدت برابر ۰.۰۰۴۳۷ و کوچکتر از ۰.۰۵ است و در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی‌داری بر ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر است، ولی چون کل مدل رد شده است این تاثیر می‌تواند به اشتباه تایید شده باشد

جدول ۱۳، نتایج آماری آزمون مدل فرضیه سوم پژوهش (متغیر وابسته: ریسک نکول فالمر و متغیرهای مستقل: اهرم‌ها)

Method: Pooled least squared							
$Falmer_{it} = C + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + U_{it}$							
متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	معنی‌داری	نوع رابطه	
ضریب ثابت	C	-۱۰۷۴۱.۷	۶۹۵۹۶.۷	۰.۱۵۴۳	۰.۸۷۷۳	---	
اهرم بانکی	X1	-۲۴۸۹۶۹	۵۱۸۲۹۶.۴	-۰.۴۸۰۴	۰.۶۳۱۰	عدم وجود ارتباط معنی‌دار	
اهرم تجاری	X2	۹۴۴۲۷۹.۷	۶۸۴۱۳۴.۸	۱.۳۸۰۳	۰.۱۶۷۶	عدم وجود ارتباط معنی‌دار	
اهرم غیر تجاری	X3	۵۱۳۳.۶	۱۰۵۵۵۷.۶	۰.۰۴۸۶	۰.۹۶۱۲	عدم وجود ارتباط معنی‌دار	
اهرم بلند مدت	X5	-۸۰۲۱۹۲	۳۹۷۵۳۶.۵	-۲.۰۱۷۹	۰.۰۴۳۷	منفی و معنی‌دار**	
اهرم کل	X6	به دلیل تکین بودن از مدل کنار گذاشته شده است.					
ضریب تعیین:		ضریب تعیین تعدیل یافته:		آماره F:	معنی‌داری مدل:		
۰.۰۰۳۸		۰.۰۰۱۳		۱.۵۷۲۵	۰.۱۶۴۵۱		

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

نتایج مدل ۴

در این مدل نیز با توجه به توضیحات بیان شده در بخش قبل، از روش Pooled Least Squared استفاده شد. چون معنی‌داری آزمون F برابر ۰.۰۰۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، لذا مدل در حالت کلی تایید می‌شود. از طرفی با توجه به این که معنی‌داری مربوط به سه متغیر ارزش شرکت، بازده سهام و حساب دریافتی به کل دارایی کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی‌داری بر احتمال نکول بدست آمده

از مدل بلک-شولز است. در مورد سایر متغیرهای مستقل، چون معنی داری همه آن‌ها بزرگتر از ۰.۱۰ هستند، لذا تاثیر معنی داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز ندارند. هم چنین، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل یافته این مدل به ترتیب برابر ۰.۰۴۶۹ و ۰.۰۴۴۵ بدست آمد که نشان می‌دهد تنها ۴.۶۹ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز را می‌توان توسط متغیرهای مستقل (ارزش شرکت، نوسان سهام، بازده سهام، سود آوری) تبیین کرد. بعلاوه، تنها ۴.۴۵ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل بلک-شولز را می‌توان توسط متغیر ارزش شرکت، بازده سهام تبیین کرد. لازم به ذکر است که این مقادیر کوچک بدست آمده برای ضریب تعیین نشان می‌دهد که مدل اراده شده در بازار سرمایه تهران دارای اعتبار کمی بوده و ممکن است نتایج بدست آمده منجر به پیش‌بینی اشتباه احتمال نکول بلک-شولز شوند

جدول ۱۴ نتایج آماری آزمون مدل فرضیه چهارم پژوهش (متغیر وابسته: احتمال نکول بلک-شولز و متغیرهای مستقل: عوامل بازار سرمایه)

Method: Pooled Least Squared						
$BS_{it} = C + \beta_1 XX_{1t} + \beta_2 XX_{2t} + \beta_3 XX_{3t} + \beta_4 XX_{4t} + \beta_5 XX_{5t} + U_{it}$						
متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	معنی داری	نوع رابطه
ضریب ثابت	C	۰.۰۵۴۸	۰.۰۱۰۰	۵۴.۷۹۰	۰.۰۰۰	
ارزش شرکت	xx1	-۸.۹۶۷×۱۰^{-۱۰}	۱.۹۶×۱۰^{-۱۰}	-۴.۵۷۴	۰.۰۰۰	منفی و معنی دار***
نوسان سهام	xx2	۰.۰۴۷۸	۰.۰۶۱۸	۰.۷۷۳	۰.۴۳۹۴	عدم وجود ارتباط معنی دار
بازده سهام	xx3	-۰.۰۴۷۱	۰.۰۰۶۶	-۶.۷۳۱	۰.۰۰۰	منفی و معنی دار***
سود آوری	xx4	-۰.۰۲۸۹	۰.۰۳۹۰	-۰.۷۴۲	۰.۴۵۸۲	عدم وجود ارتباط معنی دار
ضریب تعیین:		۰.۰۴۴۵		آماره F:	۲۰.۱۶	معنی داری مدل: ۰.۰۰۰

منبع (یافته های پژوهشگر)

نتایج مدل ۵

در این مدل هم از روش Pooled Least Squared استفاده شد. چون معنی داری آزمون F برابر ۰.۰۰۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، لذا مدل در حالت کلی تایید می‌شود. از طرفی با توجه به این که معنی داری مربوط به متغیر ارزش شرکت، بازده سهام کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون است. در مورد سایر متغیرهای مستقل، چون معنی داری همه آن‌ها بزرگتر از ۰.۱۰ هستند، لذا تاثیر معنی داری بر احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون ندارند. هم چنین، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل یافته این مدل به ترتیب برابر

۰.۰۵۵۳ و ۰.۰۵۳۰ بدست آمد که نشان می‌دهد تنها ۵.۵۳ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون را می‌توان توسط متغیرهای مستقل (ارزش شرکت، نوسان سهام، بازده سهام، سود آوری) تبیین کرد. بعلاوه، تنها ۵.۳۰ درصد تغییرات احتمال نکول بدست آمده از مدل مرتون را می‌توان توسط متغیر ارزش شرکت، بازده سهام تبیین کرد. لازم به ذکر است که این مقادیر کوچک بدست آمده برای ضریب تعیین نشان می‌دهد که مدل اراده شده در بازار سرمایه تهران دارای اعتبار کمی بوده و ممکن است نتایج بدست آمده منجر به پیش‌بینی اشتباه احتمال نکول مرتون شوند.

جدول ۱۵، نتایج آماری آزمون مدل فرضیه پنجم پژوهش (متغیر وابسته: احتمال نکول مرتون و متغیرهای مستقل: عوامل کلی بازار سرمایه)

Method: Panel Cross-section fixed effects (with robust covariance matrix)						
$Merton_{it} = C + \beta_1 xx_{1t} + \beta_2 xx_{2t} + \beta_3 xx_{3t} + \beta_4 xx_{4t} + \beta_5 xx_{5t} + U_{it}$						
متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	معنی‌داری	نوع رابطه
ضریب ثابت	C	۰.۵۵۰۳	۰.۰۰۱۰	۶۰.۴۹۰	۰.۰۰۰	
ارزش شرکت	xx1	-۸.۲۱۸×۱۰^{-۱۰}	۱.۷۶۳×۱۰^{-۱۰}	-۴.۶۰۹	۰.۰۰۰	منفی و معنی‌دار***
نوسان سهام	xx2	۰.۰۴۷۴	۰.۰۵۶۲	۰.۸۴۴	۰.۳۹۸۷	عدم وجود ارتباط معنی‌دار
بازده سهام	xx3	-۰.۰۴۵۷	۰.۰۰۶۰	-۷.۵۶۹	۰.۰۰۰	منفی و معنی‌دار***
سود آوری	xx4	-۰.۰۳۹۶	۰.۰۳۵۵	-۱.۱۱۵	۰.۲۶۵۰	عدم وجود ارتباط معنی‌دار
ضریب تعیین:		ضریب تعیین تعدیل یافته:		آماره F:		معنی داری مدل:
۰.۰۵۵۳		۰.۰۵۳۰		۲۳.۹۹		۰.۰۰۰

منبع (یافته‌های پژوهشگر)

نتایج مدل ۶

در این مدل با توجه به توضیحات بیان شده در بخش قبل، از روش Pooled Least Squared استفاده شد. چون معنی‌داری آزمون F برابر ۰.۰۰۰ و کوچکتر از ۰.۰۵ است، لذا مدل در حالت کلی تایید می‌شود. از طرفی با توجه به این که معنی‌داری مربوط به متغیر ارزش شرکت کوچکتر از ۰.۱۰ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۰ درصد این متغیر دارای تاثیر معنی‌داری بر ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر است. هم‌چنین، از طرفی با توجه به این که معنی‌داری مربوط به متغیر سودآوری کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر نیز دارای تاثیر معنی‌داری بر ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر است. در مورد سایر متغیرهای مستقل، چون معنی‌داری همه آن‌ها بزرگتر از ۰.۱۰ هستند، لذا تاثیر معنی‌داری بر ریسک نکول بدست آمده از

مدل فالمر ندارند. همچنین، ضریب تعیین و ضریب تعدیل یافته این مدل بسیار کوچک به ترتیب برابر ۰.۰۳۰۵ و ۰.۰۲۸۱ بدست آمد که نشان می دهد تنها ۳.۰۵ درصد تغییرات ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر را می توان توسط متغیرهای مستقل (ارزش شرکت، نوسان سهام، بازده سهام، سود آوری) تبیین کرد. بعلاوه، تنها ۲.۸۱ درصد تغییرات ریسک نکول بدست آمده از مدل فالمر را می توان توسط دو متغیر ارزش شرکت و سودآوری تبیین کرد. لازم به ذکر است که این مقادیر خیلی کوچک بدست آمده برای ضریب تعیین نشان می دهد که مدل ارائه شده در بازار سرمایه تهران دارای اعتبار کمی بوده و ممکن است نتایج بدست آمده منجر به پیش بینی اشتباه ریسک نکول فالمر شوند.

جدول ۱۶، نتایج آماری آزمون مدل فرضیه ششم پژوهش (متغیر وابسته: ریسک نکول فالمر و متغیرهای مستقل: عوامل کلی بازار سرمایه)

Method: Panel Cross-section fixed effects (with robust covariance matrix)						
$Falmer_{it} = C + \beta_1 xx_{1t} + \beta_2 xx_{2t} + \beta_3 xx_{3t} + \beta_4 xx_{4t} + \beta_5 xx_{5t} + U_{it}$						
متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	معنی داری	نوع رابطه
ضریب ثابت	C	۲۷۱۵۰۰	۸۴۴۷۰	-۳.۲۱۵	۰.۰۰۱۳	
ارزش شرکت	xx1	۲.۷۹۱×10^{-۱۰}	۱.۶۵۶×10^{-۱۰}	۱.۶۸۶	۰.۰۹۱۹	مثبت و معنی دار*
نوسان سهام	xx2	۵۸۲۷۰	۵۲۲۳۰۰	۰.۱۱۲	۰.۹۱۱۱	عدم وجود ارتباط معنی دار
بازده سهام	xx3	-۱۷۲۴۰	۵۶۰۹۰	-۰.۳۰۷	۰.۷۵۸۶	عدم وجود ارتباط معنی دار
سود آوری	xx4	۲۴۷۴۰۰۰	۳۳۰۰۰۰	۷.۴۹۶	۰.۰۰۰۰	مثبت و معنی دار***
ضریب تعیین:		۰.۰۳۰۵		آماره F:		معنی داری مدل:
				۱۲.۹		۰.۰۰۰۰
			ضریب تعیین تعدیل یافته:			
			۰.۰۲۸۱			

منبع (یافته های پژوهشگر)

۱۸- منحنی ROC مربوط به مدل های پژوهش

منحنی ROC نموداری است که می توان از آن برای مقایسه مدل های مختلف که در آن متغیر پاسخ (وابسته) دو وجهی است، استفاده کرد. منحنی ROC گرافیکی با رسم حساسیت^۱ (نرخ مثبت واقعی) در محور y در برابر یک منهای ویژگی^۲ (نرخ مثبت کاذب) در محور x برای مقادیر مختلف جدول بندی شده، تولید می شود. حال برای مقایسه عملکرد مدل های مختلف ابتدا مساحت زیر منحنی^۵ (AUC) را محاسبه کرده و مدلی که دارای AUC

¹ sensitivity

² true positive rate

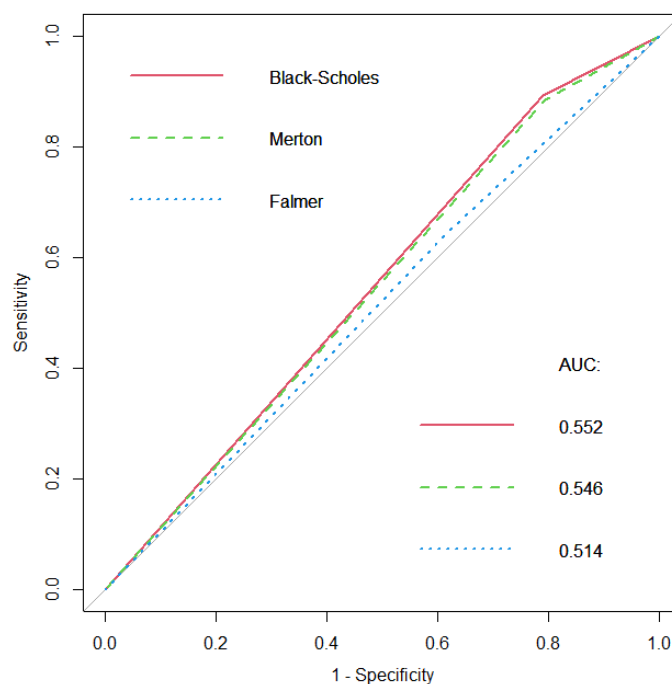
³ specificity

⁴ false positive rate

⁵ Area Under Curve

بزرگتر و نزدیک یک باشد بهتر خواهد بود. هر چه مقدار AUC بزرگ باشد نشان می‌دهد که مدل مورد استفاده به خوبی توانسته است به داده‌ها برازش شود.

با توجه به نتایج بدست آمده از نرم افزار R مقادیر AUC را برای تمامی مدل‌های مورد بررسی بدست می‌آوریم. زمانی که متغیرهای مستقل برابر اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل باشد، مقدار AUC برای مدل احتمال نکول بلک-شولز (مدل ۱)، مدل احتمال نکول مرتون (مدل ۲) و مدل ریسک نکول بلک-شولز (مدل ۳) به ترتیب برابر ۰.۵۵۲، ۰.۵۴۶ و ۰.۵۱۴ بدست آمد. با توجه به این مقادیر می‌توان گفت که استفاده از دو مدل احتمال نکول بلک-شولز (مدل ۱) و مدل احتمال نکول مرتون (مدل ۲) در بازار سرمایه تهران کارایی متوسطی داشته و بهتر از مدل ریسک فالمر (مدل ۳) هستند. اگر چه در مجموع عملکرد هیچ‌کدام از مدل‌ها برای پیش بینی نکول شرکت‌ها در بازار سرمایه تهران بر اساس متغیرهای اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل ایده‌آل نیست. منحنی ROC مربوط به سه مدل ۱، ۲ و ۳ زمانی که متغیرهای مستقل برابر اهرم بانکی، اهرم تجاری، اهرم غیر تجاری، اهرم بلند مدت و اهرم کل هستند به همراه مقادیر AUC در شکل ۴-۱۰ رسم شده است.



شکل ۴-۱۰، منحنی ROC و مقادیر AUC مربوط به مدل‌های اول، دوم و سوم (متغیرهای مستقل: اهرم‌ها)
منبع (یافته‌های پژوهشگر)

۱۹- نتیجه گیری

این پژوهش به دنبال ارایه الگویی جهت ارزیابی ریسک اعتباری با استفاده از اهرم های مالی و اطلاعات بازار سرمایه در نمونه ای متشکل از ۱۵۸ شرکت پذیرفته شده در بازار سرمایه تهران طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ می باشد برای اندازه گیری ریسک اعتباری با توجه به مطالعات قبلی انجام شده از یک معیارهی مبتنی بر مدل قیمت گذاری اختیار و مدل های (بلک-شولز-مرتون (KMV-BSM) مرتون و مدل فالمر) و از ترکیب بدهی ها و اطلاعات بازار سرمایه به عنوان معیاری برای ارزیابی و پیش بینی ریسک اعتباری استفاده شد. یافته های پژوهش نشان می دهد مولفه هایی از ترکیب بدهی ها از جمله اهرم غیر تجاری و اهرم بانکی ارتباط معنی دار و مستقیمی با ریسک اعتباری شرکت ها داشته به طوری که با افزایش اهرم غیر تجاری ریسک اعتباری شرکت ها افزایش یافته نتیجتاً منجر به تنزیل رتبه اعتباری شرکت ها می شود. همچنین میزان بدهی به بانک رابطه مستقیم با افزایش ریسک اعتباری دارد علاوه بر این نتایج به دست آمده بیانگر این است که بدهی های بلند مدت شرکت ارتباط معکوس با ریسک اعتباری دارد، به عبارتی افزایش بدهی های بلند مدت فرصتی برای کاهش ریسک اعتباری شرکت ها جهت انجام تعهدات داشته و باعث تنزیل رتبه اعتباری شرکت ها نمیشود. نتیجه به دست آمده از پژوهش همسو با مفروضات و نظریه ارایه شده می باشد.

همچنین نتایج ارزیابی مدل های پژوهش جهت ارزیابی ریسک اعتباری با استفاده از اطلاعات بازار سرمایه نیز بیانگر وجود ارتباط معکوس بین سودآوری و بازده سهام و ارزش شرکت با ریسک اعتباری میباشد. به طوری که می توان گفت با افزایش موارد ذکر شده انعطاف پذیری شرکت ها جهت انجام تعهدات بیشتر شده که این موضوع باعث کاهش ریسک اعتباری و بهبود رتبه اعتباری شرکت ها می باشد. در مورد متغیر نوسان سهام می توان گفت که افزایش در میزان نوسان سهام شرکت ریسک اعتباری را تحت تاثیر قرار داده و میتواند منجر به افزایش ریسک و تنزیل رتبه اعتباری شود. نتایج به دست آمده در این مورد نیز همسو با نظریه پژوهش می باشد. که ریسک اعتبار شرکت به نوع بدهی های آن بستگی دارد به عبارتی ریسک اعتباری شرکت در زمانی که از اهرم های غیر تجاری استفاده میکند بیشتر بوده و همچنین در مواقعی که شرکت از اهرم های بلند مدت استفاده میکند و دارای بازده سرمایه مثبتی بوده و ارزش و نوسان سهام کمتری داشته باشد کاهش می یابد. کایا و ماناچ (۲۰۲۰) در پژوهشی که در از بین ۸۲ شرکت بزرگ آمریکای شمالی طی سال های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰ انجام داده اند دریافتند بین شاخص های نقد شوندگی و ریسک نکول اعتباری ارتباط معنادار و معکوس وجود دارد به طوری که با افزایش میزان نقد شوندگی، ریسک نکول سوآپ اعتباری کاهش می یابد. نتایج پژوهش امیرحسین ارضاء (۱۳۹۶) نشان میدهند که با افزایش رتبه اعتباری (ریسک اعتباری) ریسک اعتباری پایین (بازدهی بیشتری نسبت به حالتی که رتبه اعتباری کم (ریسک اعتباری بالا) است، کسب می شود و بنابراین تاثیر ریسک اعتباری بر بازدهی معکوس می باشد.

پیشنهاد های کاربردی پژوهش

نتایج حاصل از تحقیقات نشان می دهد که ریسک اعتباری به نوع بدهی بستگی دارد و آگاهی اعتباردهندگان از وضعیت بدهی های شرکت باعث کاهش ریسک اعتباری آن ها می شود. همچنین اعتباردهندگان و سرمایه گذاران

جهت کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، کمک به ساخت سبد سرمایه‌گذاری با بازده مطلوب، اندازه‌گیری هزینه ریسک و سرمایه و نهاد‌های ناظر در بازار سرمایه جهت افزایش شفافیت بازار برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، اجرای بهینه مدیریت ریسک و تخصیص بهینه سرمایه نه تنها باید به سطح بدهی بلکه باید به انواع مختلف بدهی در ساختار سرمایه شرکت نیز توجه کنند

پیشنهاد برای تحقیقات آتی:

- (۱) استفاده از تئوری بازی‌ها و تئوری نمایندگی جهت ارائه الگوی مناسب و یافتن متغیرهای جدید برای ارزیابی ریسک اعتباری
- (۲) استفاده از تئوری حاکمیت شرکتی و استفاده از متغیرهای آن در مدل ارزشیابی ریسک اعتباری
- (۳) بررسی آثار اقتصادی، سیاسی و محیطی ناشی از ارائه مدل و ارزیابی نتایج آن در ایران
- (۴) استفاده از مدل شفافیت گزارشگری مالی و ساختار کنترلی شرکت در جهت تعیین ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری و تاثیر متغیرهای آن در جهت ارزیابی ریسک اعتباری

منابع

- * الهه کمالی، میرفیض فلاح، فرهاد حنیفی (۱۳۹۸)، کاربرد مدل ZPP در پیش‌بینی ریسک اعتباری، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره چهل و چهارم، پائیز ۱۳۹۹
- * ابراهیمی کردلر، علی و زهره محمدی شاد (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۱، صص: ۱-۱۸.
- * خوانساری، رسول (۱۳۸۸). ارزیابی کاربرد مدل ساختاری کی‌ام‌وی در پیش‌بینی ریسک اعتباری مشتریان حقوقی بانک‌های ایرانی (پایان‌نامه ارشد، مدیریت مالی، دانشگاه امام صادق
- * طالبی، م. و شهرزادی، ن. (۱۳۹۰). ریسک اعتباری: اندازه‌گیری و مدیریت، انتشارات سمت، چاپ اول.
- * احمدی، رامین و محمدعلی رستگار، ۱۳۶۹، بررسی نقطه نکول مشتریان حقوقی بانک‌ها بامدل‌های ترکیبی KMV شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهاردهمین کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع، تهران، انجمن مهندسی صنایع ایران - دانشگاه علم و صنعت ایران.
- * کوشا، رزیتا و محمدرضا عباس‌زاده ۱۳۹۶، اثر نقدشوندگی سهام بر ریسک نکول در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس ملی پژوهش‌های نوین در مدیریت و حسابداری، اصفهان، دانشگاه شیخ بهایی
- * اصغری، م.، خوانساری، ر. و سیاهکارزاده، م. (۱۳۸۶). بررسی مدل‌های پرتفوی ریسک اعتباری و زیرساخت‌های لازم برای به‌کارگیری آنها در صنعت بانکداری. سایت مرجع دانش (سیویلیکا)، دانشگاه امام صادق
- * پناه آذری، ش. و فلاح شمس، م. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین نکول و ساختار سرمایه از مدل KMV و روش پنل دیتا. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی اوراق بهادار، شماره ۱۸
- * طالبی، م. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین احتمال نکول و انعطاف‌پذیری مالی در بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل KMV. دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اراک

- * Acharya, V., Schaefer, S., Zhang, Y. "Liquidity Risk and Correlation Risk: A Clinical Study of General Motors and Ford Downgrade of May 2005", 2007, Working Paper, London Business School
- * Alexander, C., Kaeck, A. "Regime Dependent Determinants of Credit Default Swap Spreads", 2007, Journal of Banking and Finance, Vol. 32, pp. 1008-1021; Amihud, Y. "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects", 2000, Stern School of Business, New York University Working Papers Series no. FIN-00-041
- * Annaert, J., De Ceuster, M., Van Roy, P., Vespro, C. "What Determines Euro Area Bank CDS Spreads?", 2010, National Bank of Belgium Working Paper, Brussels; Arakelyan, A., Serrano, P. "Liquidity in Credit Default Swap Markets", 2012, Department of Business Administration Publications, Universidad Carlos III de Madrid; Asquith, P., Gertner, R., Sharfstein, D. "Anatomy of Financial Distress: An Examination of Junk Bond Issuers", 1994, Quarterly Journal of Economics, Vol. 109, pp. 625-658
- * Benkert, C. "Explaining Credit Default Swap Premia", 2004, Journal of Futures Markets, Vol. 24, Issue 1, pp. 71-92
- * Black, F., Scholes, M. "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", 1973, The Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, pp. 637-654, University of Chicago Press; Brooks, C. "Introductory Econometrics for Finance", 2008, Second Edition, Cambridge University Press
- * Byström, H.N.E. "Credit Default Swaps and Equity Prices. The iTraxx CDS Index Market", 2005, Working Papers 2005:24, Lund University Department of Economics; Callen, J.L., Livnat, J., Segal, D. "The Impact of Earnings on the Pricing of Credit Default Swaps", 2009, American Accounting Association, The Accounting Review, Vol. 84, No. 5, pp. 1363 – 1394
- * Chen, L., Lesmond, D., Wei, J. "Corporate Yield Spread and Bond Liquidity", 2007, Journal of Finance, Vol. 62 (1), pp. 199-149;
- * Collin-Dufresne, P., Goldstein, R., Martin J.S. "The Determinants of Spread Changes", Journal of Finance, Vol. 56, pp. 2177-2207; Crosbie, P. Bohn, J. "Modeling Default Risk. Modeling Methodology", 2003, Moody's KMV
- * Daniels, K.N., Jensen, M.S. "The Effect of Credit Ratings on Credit Default Swap Spreads and Credit Spreads", 2005, Journal of Fixed Income
- * Das, S.R., Hanouna, P. "Hedging Credit: Equity Liquidity Matters", 2008, Journal of Financial Intermediation, Vol.18, No.1, pp.112-123
- * Das, S.R., Hanouna, P., Sarin A. "Fundamentals-Based versus Market-Based Cross-Sectional Models of CDS Spreads", 2004, Unpublished Working Paper, Santa Clara University;
- * De Jong, F. Driessen, J. "Liquidity Risk Premia in Corporate Bond Markets", 2005, Working Paper, University of Amsterdam
- * Drake, P. "Financial Ratio Analysis", 2013, Online Resource available at: http://educ.jmu.edu/~drakepp/principles/module2/fin_rat.pdf Ericsson, J.
- * Jacobs, K. Oviedo, R. "The Determinants of Credit Default Swap Premia", 2005, Journal of Financial and Quantitative Analysis, forthcoming
- * Ericsson, J., Renault, O. "Liquidity and Credit Risk", 2002, EFA 2003 Glasgow Working Paper Series
- * Fung, H-G., Sierra, G. E., Yau, J., Zhang G. "Are the US Stock Market and Credit Default Swap Market Related? Evidence from CDX Indices", summer 2008, Journal of Alternative Investments;
- * Goldstein, M., Hotchkiss, E., Sirri, E. "Transparency and Liquidity: A Controlled Experiment on Corporate Bonds", 2006, Working Paper, Boston College; Gujarati, D. N., Porter D. C. "Essentials of Econometrics", 2010, 4th Edition, McGraw Hill Publication, Singapore

Provide a model for assessing credit risk using structural models and debt combinations

Moslem.Pourhossein

Ph.D. Student, Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
Moslem.Pourhosein@gmail.com

Aliasghar Mottaghi

Assistant Prof, Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
(Corresponding Author)
aliasghar.mottaghi@yahoo.com

Ahmad Mohammady

Assistant Prof, Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran
Ahmad.mohammady@iaut.ac.ir

Abstract

Credit risk is one of the most important risk factors in the financial system. This risk arises from the fact that the recipients of the facility are not able to fulfill their obligations. To determine how different types of debt, depending on the type and nature, affect the company's credit risk, we present a new model.

This research is applied in terms of purpose and post-event type. To conduct this research, a combination of debt (leverage) and capital market information from 1380 to 1397 and according to the data conditions, data panel regression models with fixed effects and random effects and an integrated model were used. Finally, after performing statistical tests to determine the best model that can predict credit risk, the ROC curve was used. The scientific findings of the research show that economic enterprises have different debts, depending on who they owe to and in what time horizon they have to settle their debts. In other words, the company's credit risk is higher when it uses non-commercial leverage and also decreases when the company uses long-term leverage and has a positive return on investment and less value and stock volatility. The Black Scholes Merton model has better performance than other models and has a better predictive ability.

Keywords: Credit risk, probability of default, option pricing, leverage, capital market