

بررسی تأثیر ریسک در ماندگی شرکت بر ریسک اعتباری بانک

محسن شجاع وشوشاد

دانشجوی دکتری گروه مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
MohsenShoja.2011@yahoo.com

غلامرضا زمردیان

گروه مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
Gho.zomorodian@iauctb.ac.ir

محمد ابراهیم پورزرندی

گروه مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
pourzarandi@yahoo.com

مهرزاد مینوئی

گروه مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
meh.minouei@iauctb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۲۵

چکیده

رابطه بین ریسک‌های مختلف در صنعت بانکداری با توجه به ماهیت کارکرد آن‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است و تأثیر ریسک در ماندگی شرکت‌ها بر ریسک اعتباری بانک‌ها و احتمال بروز بحران در آن‌ها از مهم‌ترین عناوینی است که در طی بحران‌های مالی در دنیا مورد توجه صنعت بانکداری قرار گرفته است. لذا بر پایه این استدلال، پژوهش حاضر به بررسی سرایت‌پذیری ریسک در ماندگی مالی شرکت‌ها بر ریسک اعتباری بانک‌ها می‌پردازد. بدین منظور، برای اندازه‌گیری مدل سرایت‌پذیری ریسک در ماندگی مالی از نظریه مقدار کرانی (حدی) پژوهش اختر و دالی (۲۰۱۷) مورد استفاده قرار گرفت. آزمون فرضیه‌ها با استفاده از روش آماری تحلیل رگرسیون با داده‌های ترکیبی با استفاده از اطلاعات ۱۰۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ انجام شده است. یافته‌های فرضیه پژوهش حاکی از آن است که ریسک در ماندگی مالی شرکت به‌نظام بانکی ایران در قالب ریسک اعتباری سرایت می‌پذیرد.

واژه‌های کلیدی: ریسک در ماندگی مالی، ریسک اعتباری، سرایت‌پذیری.

۱- مقدمه

شرکت‌های مستعد ورشکستگی را از میان سایر شرکت‌ها تشخیص دهند. ورشکستگی زمانی رخ می‌دهد که یک شرکت یا شخص قادر به انجام تعهدهای مالی خود نباشد (آنتونس و همکاران، ۲۰۱۷؛ جاببوره، ۲۰۱۷). پیش‌بینی ورشکستگی شرکت یک مسئله مهم در حوزه مدیریت تصمیم است و هدف اصلی آن ایجاد تمایز بین شرکت‌های سالمی که احتمال ورشکسته شدن آن‌ها در آینده زیاد است با شرکت‌های سالمی که این احتمال برای آن‌ها اندک است (چو و همکاران، ۲۰۱۷؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۷). تصمیم‌گیری نادرست موسسه‌های مالی ممکن است به مشکلات مالی یا درماندگی مالی منجر شود و این تأثیر بالا و هزینه‌های اجتماعی آن بر مالکان یا سهامداران، مدیران و دولت باعث می‌شود که موضوع ریسک اعتباری جذابیت زیادی در میان پژوهشگران داشته باشد (محسنی و رحیمیان، ۱۳۹۷).

بر این اساس، انتظار می‌رود ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها بر ریسک اعتباری بانک تأثیرگذار سرایت‌پذیر باشد. با این حال؛ در عمده مطالعات داخلی صورت گرفته این موضوع نادیده انگاشته شده و یک فضای خالی در ادبیات مالی و بانکی برای پژوهش در این باره وجود دارد که این خود، انگیزه‌ای جهت انجام این پژوهش است.

مبانی نظری پژوهش

ورشکستگی شرکت‌ها که اغلب به‌طور غیرمنتظره رخ می‌دهد، نه تنها وجه مثبت شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و نشانه‌ای از ضعف مدیریتی است، بلکه باعث رغبت سهامداران به خروج از شرکت می‌شود و در نتیجه بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. برای کاهش اثرهای موارد اشاره‌شده، پیش‌بینی ورشکستگی مهم خواهد بود. پیش‌بینی ورشکستگی به دلیل اهمیت آن برای بخش بانکداری یک موضوع گسترده است. به همین دلیل، سرمایه‌گذاری بر مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی پیشرفته به نفع بانک‌ها و مشتریان است، چراکه پیش‌بینی‌های بهتر باعث کاهش ریسک می‌شوند. شرایط ورشکستگی مالی، وجود یک شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در صورتی که شرکت قادر به بازپرداخت بخشی از تسهیلات اعطایی یا کل آن نباشد، بانک و سایر مراکز اعتباری را در ریسک بازپرداخت نکردن دیون قرار می‌دهد. تأثیر نرخ بالای شکست تجاری می‌تواند برای مالک شرکت، شرکا، جامعه و اقتصاد کشور در مقیاس بزرگ ویران‌کننده باشد. بنابراین، انجام پژوهش‌های گسترده در توسعه مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی برای شرکت‌ها بدون شک مهم است (آلاکا و همکاران، ۲۰۱۸).

در واکنش به بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸، بانک‌ها و شرکت‌های نظارتی تلاش خود را برای ساده‌سازی فرآیندها و افزایش کارایی در پیش‌بینی و مدیریت پیشگیرانه ریسک اعتباری، پریشانی مالی و ورشکستگی شرکت‌ها افزایش داده‌اند. شواهد تجربی نشان می‌دهد بحران بانکی یکی از دلایل عمده بروز بحران‌های اقتصادی به شمار می‌رود. یکی از اصلی‌ترین مشکلات ساختاری اقتصاد ایران، ضعف سیستم بانکداری است که مهم‌ترین عامل سرایت دهنده بحران‌های کلان اقتصادی به کل بدنه اقتصاد و به عبارتی ایجادکننده مشکلات اقتصادی از سطح کلان به سطح خرد است (فناندیز و آرتیز، ۲۰۱۶). این وضعیت در دهه اخیر ملموس‌تر بوده است. به همین جهت، شناسایی ریسک در سیستم بانکداری کشور امری مهم و اجتناب‌ناپذیر به شمار می‌رود. از این‌رو، سیستم بانکداری با دو مقوله روبرو است که یکی نوع ریسک و دیگری ابزاری است که توسط آن ریسک شناسایی و مدیریت می‌شود (خلیلی و علی‌نژاد، ۱۳۹۵). ریسک‌های مختلفی نظام بانکی را تهدید می‌کنند که از جمله می‌توان به ریسک اعتباری و ... اشاره نمود. ریسک اعتباری زمانی بروز پیدا می‌کند که مشتریانی که اقدام به اخذ تسهیلات از شبکه بانکی نموده‌اند، ارادی یا غیرارادی نتوانند به موقع اقدام به بازپرداخت اقساط خود به‌نظام بانکی نمایند (فانیلی و مادانلا، ۲۰۲۰). بر این اساس میزان قابل‌توجه زیان مالی بالقوه ناشی از بازپرداخت نکردن تعهدهای وام‌گیرندگان است و توسعه و بهبود روش‌های اندازه‌گیری ریسک اعتباری برای کاهش زیان مالی ناشی از نکول وام‌گیرندگان به موضوعی اجتناب‌ناپذیر در ادبیات مالی تبدیل شده است. این ریسک از بااهمیت‌ترین ریسک‌ها در بانک‌ها و موسسه‌های مالی محسوب می‌شود (دجیبالی و زاقودوی، ۲۰۲۰).

روش‌های مختلفی بر پایه ریاضی و آمار برای ارزیابی ریسک اعتباری پیشنهاد می‌شود. این روش‌ها بیش‌تر به‌وسیله عوامل بیرونی، احتمال ورشکستگی را تخمین می‌زنند. بنابراین ارزیابی ریسک اعتباری برای کنترل ریسک ضروری است و لازمه آن وجود یک سیستم علمی توانمند و دقیق است که بتواند تعهد و قابلیت بازپرداخت وام‌گیرنده را بسنجد. ارزیابی ریسک اعتباری نه تنها می‌تواند احتمال ورشکستگی را زودتر تشخیص دهد و تصمیم‌های متناسب با آن را اتخاذ کند، بلکه می‌تواند پرتفوی سرمایه‌گذاری وام‌دهنده را بهینه کند (لیانگ و همکاران، ۲۰۱۶). بنابراین ارزیابی اعتباری، جذابیت بسیاری میان پژوهشگران به دست آورده است. لازمه ارزیابی صحیح ریسک اعتباری، وجود ابزارهای تحلیلی دقیق است که قادر به پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها باشند و بتوانند با دقت بالا،

در سال‌های اخیر پژوهش‌های زیادی در زمینه عوامل مؤثر بر تداوم بانک‌ها صورت گرفته است و به‌طور خاص، ریسک اعتباری به‌عنوان بزرگ‌ترین ریسکی که می‌تواند در تداوم بانک تعیین‌کننده باشد مورد توجه قرار گرفته است (دجیبالی و زاقدودی، ۲۰۲۰). در پژوهش‌های حوزه ریسک اعتباری یک خلاء در ادبیات وجود دارد و آن توجه کم به موضوع متغیرهای ورودی به‌عنوان بخشی از عملیات ارائه مدل ریسک اعتباری است. بسیاری از پژوهش‌ها باهدف ارائه تکنیک‌های جدید یادگیری ماشین انجام می‌شوند که عملکرد مدل‌های پیش‌بینی را افزایش می‌دهد با این حال تعداد بسیار اندکی از پژوهشگران این حوزه، تأثیر متغیرهای ورودی (یا ویژگی‌ها) را بر عملکرد پیش‌بینی بررسی کرده‌اند (ولکوو و همکاران، ۲۰۱۷؛ سان و همکاران، ۲۰۱۹). درحالی‌که چو و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند که انتخاب متغیرهای ورودی و طبقه‌بندی دو بخش اصلی از یک مدل مالی ریسک اعتباری هستند. توبانک و همکاران (۲۰۱۷) به شکاف موجود اشاره می‌کنند و تمرکز پژوهش‌های حوزه نوآوری در مدل‌های طبقه‌بندی و غفلت از نوآوری را در ویژگی‌ها مورد نقد قرار می‌دهند. به‌طور کلی، نسبت‌های مالی به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر در پیش‌بینی ورشکستگی شناخته می‌شوند و به‌طور گسترده در مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی توسط پژوهشگران مورد استفاده قرار می‌گیرند (لیانگ و همکاران، ۲۰۱۶). لذا بر پایه این استدلال‌ها، فرضیه پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه پژوهش: بین ریسک درماندگی مالی شرکت و ریسک اعتباری نظام بانکی کشور سرایت‌پذیری وجود دارد.

پیشینه تجربی پژوهش

باتاچاریا و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی ریسک اعتباری و ادغام مالی در بخش بانکی در ۳۹ کشور طی سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۴ پرداختند و نتایج یافته‌های آن‌ها نشان داد که بانک‌های وام‌دهنده ریسک اعتباری را کاهش نمی‌دهند. همچنین، وام‌های بانکی که فعالیت بیشتری در شبکه‌دارند نیز به ترکیب ریسک اعتباری کمک می‌کنند. بوبکر و همکاران (۲۰۲۰) تأثیر مسئولیت اجتماعی بر کاهش ریسک درماندگی مالی شرکت‌های آمریکایی را طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۲ با استفاده از یک نمونه متشکل از ۱۲۰۱ سال-شرکت مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد که شرکت‌هایی که سطح بالایی از مسئولیت اجتماعی را دارند، ریسک درماندگی مالی نیز کمتر است. گیپل و کرافت (۲۰۲۰) در پژوهشی تحت عنوان تامین اعتبار بانکی و رفتارهای نوآورانه شرکت در بحران مالی به بررسی تغییر رفتارهای نوآورانه

شرکت‌ها (تعدیل کوتاه‌مدت و استراتژی بلندمدت) را در واکنش به شوک عرضه اعتبار بانک‌ها در بحران مالی اخیر در سال ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ پرداختند. آن‌ها دریافتند که فعالیت‌های نوآورانه باعث تخصیص منابع کار شده و تخصیص مجدد این منابع تحت تأثیر شوک عرضه اعتبار بانکی است. همچنین آن‌ها دریافتند که حساسیت به اتخاذ هرگونه استراتژی بلندمدت نوآوری برای مقابله با بحران را نمی‌توان ناشی از شوک منفی تامین اعتبار بانک‌ها دانست. اوسونوبی (۲۰۲۰) طی پژوهشی تحت عنوان تأثیر آشفته‌گی مالی و محدودیت‌های مالی بر اعتبار تجاری در شرکت‌های انگلستان طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که آشفته‌گی مالی تأثیر مثبت بر بدهی‌های مالی و باعث کاهش حساب‌های دریافتی شرکت می‌گردد. همچنین محدودیت‌های مالی نیز تأثیر منفی بر بدهی‌ها و اثر مثبت بر حساب‌های دریافتی دارد.

در مورد پیشینه داخلی به علت آنکه مطالعات داخلی انجام‌شده مستقیماً به بررسی سرایت‌پذیری ریسک درماندگی مالی و ریسک اعتباری نظام بانکی کشور نپرداخته‌اند؛ لذا به مربوط‌ترین پژوهش‌های صورت گرفته در این حوزه اشاره می‌گردد. موسوی و منجدب (۱۳۹۹) به ارائه الگوی بهینه منابع و مصارف بانکی با تأکید بر نقش مدیریت ریسک (رویکرد معیار جامع و روش تسلسلی حداقل کردن بدون محدودیت) پرداختند و نتایج تحقیق حاکی از کارایی الگوی برنامه ریزی ریاضی ارائه شده جهت حل مساله غیرخطی درجه دو نامحدب بود. دهقان دهنوی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثر عقود اسلامی بر ریسک اعتباری بانک‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که عقود مشارکتی با ریسک اعتباری بانک‌ها رابطه مستقیم دارد و عقود مبادله‌ای بر ریسک اعتباری بانک‌ها تأثیر چندانی ندارد. بازده دارایی‌ها و اندازه بانک نیز با ریسک اعتباری بانک‌ها رابطه منفی و معناداری دارند. راعی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی اثرات قدرت بازار و ساختار درآمدی بر سودآوری و ریسک ورشکستگی در نظام بانکداری ایران بر اساس یک نمونه متشکل از ۱۷ بانک طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که قدرت بازاری بیشتر منجر به سودآوری بیشتر بانک‌ها شده و در این شرایط بانک‌ها از ریسک ورشکستگی کمتری برخوردار بوده‌اند. از طرف دیگر افزایش سهم درآمدهای غیر بهره‌ای از کل درآمدهای بانک به‌طور کلی سودآوری بیشتر را به همراه داشته اما این اثرات پس از سال ۱۳۹۱ معکوس شده و این درآمدها موجب کاهش سودآوری شده‌اند. افزایش سهم درآمدهای غیر بهره‌ای افزایش ریسک را

- امتیاز Z آلتمن: آلتمن (۱۹۶۸) کیفیت تجزیه و تحلیل نسبت‌های چندگانه را به عنوان روشی تحلیلی به چالش گرفت. او تجزیه و تحلیلی - تفکیکی چندمتغیره را به منظور رسیدن به ترکیبی خطی از نسبت‌هایی که تفکیک کننده میان شرکت‌های درماندگی مالی و گروه‌های غیردرمانده است، بکار برد. او پس از بررسی ۲۲ نسبت مالی بر اساس عمومیت آن‌ها در ادبیات موضوع و ارتباط بالقوه آن‌ها به مطالعه نهایتاً ۵ نسبت مالی را که بیشترین معناداری را در ارتباط با ریسک درماندگی داشتند، انتخاب کرد. امتیاز کل که به عنوان امتیاز Z آلتمن شناخته می‌شود، با استفاده از یک تابع تفکیکی قابل محاسبه بود. در سال‌های بعد انتقاداتی همچون قابلیت کاربرد انحصاری این مدل برای موسسات عمومی از سوی تحلیل‌گران مطرح شد که آلتمن برای رفع این انتقادات اقدام به رفع اشکالات مدل اولیه و ارائه مدل جدیدتری در سال ۱۹۸۳ به نام Z' شرح زیر نمود:

$$Z' = 0.717X_1 + 0.847X_2 + 3.107X_3 + 0.420X_4 + 0.998X_5$$

Z' : امتیاز کل، X_1 : نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها؛ X_2 : نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها؛ X_3 : نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها؛ X_4 : نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدهی‌ها و X_5 : نسبت فروش به کل دارایی‌ها. در این مدل هرچه Z' پایین‌تر باشد، درجه ریسک درماندگی شرکت بیشتر است. بانک‌هایی با امتیاز بالاتر از ۲/۹ در طبقه شرکت‌های سالم و شرکت‌هایی با امتیاز کمتر از ۱/۲۳ در طبقه شرکت‌های ورشکسته قرار می‌گیرند و ناحیه بین این دو امتیاز منطقه تردید است. آلتمن با این مدل به ۹۴ درصد پیش‌بینی صحیح دست یافت.

- امتیاز O اولسون: اولسون (۱۹۸۰) فروض محدودکننده تجزیه و تحلیل چندگانه تفکیکی و خروجی این روش - نمره دویخشی که در حقیقت چیزی غیر از احتمال نکول را بیان نمی‌دارد را مورد نقد و بررسی قرار داد. به منظور رفع این مسائل او روش اقتصادسنجی جایگزینی را بر اساس مدل لاجیت معرفی کرد. همانند تجزیه و تحلیل تفکیکی، این روش به متغیرهای مستقل وزن داده و امتیازی اختصاص می‌دهد. به هر حال، بر خلاف تجزیه و تحلیل تفکیکی، این روش احتمال نکول را برای هر یک از شرکت‌های نمونه برآورد می‌کند. رویکرد لاجیت، اثرات غیرخطی را وارد مدل می‌کند و از تابع توزیع تجمعی لاجستیک برای حداکثر کردن احتمال مشترک نکول برای شرکت‌های درمانده و احتمال عدم ورشکستگی برای شرکت‌های سالم در نمونه استفاده می‌کند. کار اولسون

به همراه داشته و این اثرات پس از سال ۱۳۹۱ تغییر نکرده است. شوال پور و اشعری (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر ریسک اعتباری بر سودآوری بانک‌ها در ایران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که بین ریسک اعتباری و سودآوری بانک‌ها رابطه منفی معناداری وجود دارد. رابطه یادشده را می‌توان این‌گونه تشریح کرد که با افزایش ریسک اعتباری، هزینه بانک‌ها افزایش یافته، بنابراین سودآوری آنها کاهش می‌یابد. با توجه به نتایج پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که مدیران سیستم بانکی برای افزایش سودآوری می‌بایست ریسک اعتباری مجموعه تحت مدیریت خود را کنترل کنند.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها از نوع تحقیقات تجربی پس‌رویدادی در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری است. از نظر روش تحلیل داده‌ها نیز پژوهش توصیفی - همبستگی می‌باشد. داده‌های پژوهش از لوح‌های فشرده آرشو آماری و تصویری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار ره‌آورد نوین گردآوری شد، سپس با جمع‌بندی و محاسبات موردنیاز در صفحه گسترده نرم‌افزار اکسل، به منظور تجزیه و تحلیل آماده گردید. تجزیه و تحلیل نهایی نیز به کمک نرم‌افزار آماری ایویوز نسخه یازدهم انجام شد. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش شامل کلیه بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ است. نمونه انتخابی تحقیق نیز شرکت‌هایی می‌باشند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

- ۱- بانک‌هایی که از ابتدای ۱۳۹۳ تا انتهای سال ۱۳۹۸ در عضویت بورس اوراق بهادار باشند.
- ۲- به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.
- ۳- طی سال مذکور تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۱۰۶ شرکت به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شدند.

متغیرها و مدل رگرسیونی پژوهش

متغیر مستقل: سرایت‌پذیری ریسک درماندگی مالی

متغیر مستقل پژوهش حاضر سرایت‌پذیری ریسک درماندگی مالی است. در پژوهش حاضر از مدل آلتمن (۱۹۶۸) و مدل اولسون (۱۹۸۰) بر اساس پژوهش سلیم و همکاران (۱۳۹۴) و باتاچاریا و همکاران (۲۰۲۰) استفاده شده است.

متغیرهای کنترلی: با توجه به تحقیقاتی که باتاچاریا و همکاران (۲۰۲۰) و فتاحی و همکاران (۱۳۹۹) در ارتباط با ریسک اعتباری انجام داده‌اند، متغیرهای کنترلی زیر به‌طور مستقیم بر ریسک اعتباری تأثیرگذار است. لذا بر این اساس، متغیرهای کنترلی پژوهش حاضر به شرح زیر است:

اندازه بانک: از طریق لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های برآورد شده است.

اهرم مالی: از طریق نسبت کل بدهی‌های بر کل دارایی‌ها بدست می‌آید.

نسبت هزینه‌های مالی: نسبت هزینه‌های مالی از حاصل نسبت هزینه‌های مالی بر مجموع سپرده‌های مرقوم در قسمت بدهی‌های محاسبه می‌گردد.

نسبت سودآوری: این نسبت به صورت نسبت سود عملیاتی بر حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود.

در این پژوهش اثر سال-صنعت به‌عنوان یک عامل کنترلی استفاده شده است.

مدل رگرسیونی پژوهش

جهت سنجش طراحی و تبیین مدلی برای سرایت‌پذیری ریسک درماندگی مالی و ریسک اعتباری در نظام بانکی کشور در پژوهش حاضر بر اساس مدل باتاچاریا و همکاران (۲۰۲۰)، کارلسون و ویلاک (۲۰۱۶) و تونزر (۲۰۱۵) استفاده شده است. لذا مطابق با فرضیه پژوهش از رابطه (۱) که به بررسی اثر ریسک درماندگی مالی و ریسک اعتباری نظام بانکی کشور می‌پردازد، استفاده شده است و مطابق با رابطه (۲) ریسک درماندگی مالی بانک‌ها به‌نظام بانکی ایران در قالب ریسک اعتباری سرایت می‌پذیرد مورد بررسی قرار گرفته است.

رابطه (۱):

$$CR_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EQL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 FE_{i,t} + \text{Year fixed effect} + \text{Industry fixed effects} + \varepsilon_i$$

که در آن: $EQL_{i,t+1}$: ریسک اعتباری بانک i در سال $t+1$ ؛ $BR_{i,t}$: ریسک درماندگی بانک i در سال t ؛ $SIZE_{i,t}$: اندازه بانک i در سال t ؛ $LEV_{i,t}$: اهرم مالی بانک i در سال t ؛ $GROWTH_{i,t}$: سودآوری بانک i در سال t ؛ $FE_{i,t}$: هزینه‌های مالی بانک i در سال t ؛ Year fixed effect : اثرات ثابت سال-سال-بانک؛ $\text{Industry fixed effects}$: اثرات ثابت صنعت.

جامع‌ترین پژوهش انجام شده تا آن زمان بود و مدل پیش‌بینی وی به شرح زیر توانست ورشکستگی شرکت‌ها را برای سال‌های اول تا سوم با دقت خوب پیش‌بینی نماید:

$$O = -1.32 - 0.407X_1 + 6.03X_2 - 1.43X_3 + 0.0757X_4 - 2.37X_5 - 1.83X_6 + 0.285X_7 - 1.72X_8 - 0.521X_9$$

که در آن: O : امتیاز نسبی برای محاسبه تابع احتمال؛ X_1 : لگاریتم (نسبت کل دارایی‌ها به شاخص ریالی تولید ناخالص داخلی)؛ X_2 : نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها؛ X_3 : نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها؛ X_4 : نسبت بدهی‌های جاری به دارایی‌های جاری؛ X_5 : متغیر مجازی که اگر کل بدهی‌ها بزرگتر یا مساوی کل دارایی‌ها باشد، عدد یک و در غیر آن صورت صفر می‌گیرد؛ X_6 : نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها؛ X_7 : نسبت وجوه حاصل از عملیات به کل بدهی‌ها؛ X_8 : متغیر مجازی که اگر سود خالص برای دو سال متوالی قبل منفی باشد، عدد یک و در غیر آن صورت صفر می‌گیرد و X_9 : تغییرات در سود خالص به شرح زیر است:

$$(NI_T - NI_{T-1} / |NI_T| + |NI_{T-1}|)$$

NI : سودخالص؛ T : ارقام سال جاری و $T-1$: ارقام سال قبل است. طبق مدل لاجیت، مقدار O به دست آمده در معادله $P(O) = 1 / (1 + e^{-O})$ قرار داده شده و احتمال شرطی ورشکستگی محاسبه می‌شود. در صورتی که $P(O)$ کمتر از 0.5 باشد، شرکت سالم و در صورتی که بزرگتر از 0.5 باشد، درمانده تلقی می‌شود. بنابراین $P(O)=0.5$ نقطه بحرانی است.

متغیر وابسته: ریسک اعتباری

بر اساس پژوهش باتاچاریا و همکاران (۲۰۲۰) ریسک اعتباری را می‌توان ریسک خسارت ناشی از عدم پرداخت بازپرداخت وام‌گیرنده یا عدم انجام تعهد بدهی در زمان مورد نیاز بر اساس توافق طرفین بیان کرد. بدین صورت که اگر عدم اطمینان وجود نداشته باشد، به‌گونه‌ای که سطوح پیش‌بینی شده با زیان‌های واقعی برابر باشد، زیان پیش‌بینی شده ریسکی ندارد و تغییری در سطوح واقعی زیان ایجاد نمی‌کند. لذا جهت سنجش ریسک اعتباری بانک‌ها مطابق با پژوهش باتاچاریا و همکاران (۲۰۲۰)، ایمبریویچ و روچی (۲۰۱۴)، فتاحی و همکاران (۱۳۹۹)، شوال پور و اشعری (۱۳۹۲) و احمدی و همکاران (۱۳۹۵) از نسبت مجموع تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات در نظر گرفته شده است.

رابطه (۲): سرایت پذیری ریسک نکول شرکت‌ها بر ریسک اعتباری بانک‌ها

در پژوهش حاضر از مفاهیم احتمالاتی و گراف برای ایجاد سرایت پذیری مالی استفاده شده است. دانستن مفاهیم اولیه زیر برای آزمون‌های آماری لازم و ضروری است.

تعریف ۱-۱. گراف G با n راس و m یال متشکل از مجموعه رأس‌های $V(G) = \{V_1, \dots, V_n\}$ و مجموعه یال‌های $E(G) = \{e_1, \dots, e_m\}$ است که در آن هر یک یال یک جفت نامرتب از رأس‌هاست.

اگر تمام یال‌های گراف، جهت‌دار باشند آن را گراف جهت‌دار می‌نامیم.

تعریف ۱-۲. درجه یک رأس مانند v تعداد یال‌هایی است که بر v واقع شده‌اند و با $\deg(v)$ نمایش داده می‌شود.

تعریف ۱-۳. گراف وزن‌دار، گرافی است که یک شماره (یا وزن) به هر رأس آن اختصاص داده شده باشد. چنین وزن‌هایی ممکن است برای مثال؛ هزینه، طول، ظرفیت و یا غیره را نشان دهند.

پیوند شبکه‌ای از مؤسسات مالی با گراف جهت‌دار وزنی مشخص می‌شود که در آن عناصر (رأس‌ها) مؤسسات مالی را نشان می‌دهند.

ماتریس مواجهه (قرارگیری در معرض ریسک) با e عضوی از فضای اعداد حقیقی $n \times n$ است که در آن $e(i,j)$ بیانگر دارایی در معرض خطر موسسه i از موسسه j است. دارایی‌های کل بین‌بانکی موسسه i توسط فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$A(i) = \sum_j e(i,j)$$

توجه داشته باشید که $\sum_j e(i,j)$ بیانگر بدهی‌های بین‌بانکی موسسه j به موسسه i است. علاوه بر دارایی‌ها و بدهی‌های بین‌بانکی i ، یک موسسه مالی ممکن است دیگر دارایی‌ها و بدهی‌ها را مانند سپرده‌ها ($D(i)$) نیز نگهداری کند. ارزش خالص دارایی‌های موسسه i ، توسط سرمایه آن به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$c(i) = x(i) + \sum_{j \neq i} e(i,j) - \sum_{j \neq i} e(j,i) - D(i)$$

لذا نسبت زیر را داریم:

$$\gamma(i) = \frac{c(i)}{A(i)}$$

$\gamma(i)$ را نسبت سرمایه به سرمایه بین‌بانکی گوئیم.

تعریف ۴-۱. یک شبکه مالی (e, γ) در مجموعه رئوس

$V=[n]$ با موارد زیر تعریف می‌شود:

۱. یک ماتریس مواجهه $\{e(i,j)\}_{1 \leq i,j \leq n}$

۲. نسبت سرمایه $\{\gamma(i)\}_{1 \leq i \leq n}$

در این شبکه درجه ورودی از گره i به صورت $d^-(i) := \{j \in V | e(j,i) > 0\}$ تعریف می‌شود که نشان‌دهنده تعداد گره‌های در مواجهه با i است و همین‌طور درجه خروجی از این گره $d^+(i) := \{j \in V | e(j,i) > 0\}$ که نشان‌دهنده تعداد مؤسسات در مواجهه با i می‌باشد.

مجموعه‌ای از مؤسسات در ابتدا میسر (مؤسساتی که توانایی پرداخت بدهی‌ها را ندارند ولی در شبکه موجود هستند) با نماد زیر نشان داده می‌شود:

$$D_0(e, \gamma) = \{i \in V | \gamma(i) \leq 0\}$$

در این پژوهش سرایت نکول ناشی از $D_0(e, \gamma)$ را بررسی کرده و مقدار آن را در یک شبکه مالی محاسبه می‌نماییم. در حقیقت هدف پژوهش به دست آوردن نسبت سرایت نکول است که از مجموعه $D_0(e, \gamma)$ شروع شده است که این نسبت را به صورت زیر نشان می‌دهیم:

$$\alpha_n(e, \gamma) := \frac{|D_{n-1}(e, \gamma)|}{n}$$

که در آن:

$D_k(e, \gamma) = \{i \in V | \gamma(i) A(i) \leq \sum_{j \in D_0} (1 - R(j)) e(i,j)\}$ می‌باشد. $R(j)$ نرخ بازیابی دارایی موسسه j در صورت نکول می‌باشد.

تعریف ۵-۱. پیوند $i \rightarrow j$ را مسیری گوئیم هرگاه با نکول j ، i نیز نکول کند.

قضیه ۱-۱. دنباله $(e_n, \gamma_n)_{n \geq 1}$ از شبکه‌های مالی را در نظر بگیرید. فرض کنید I یک تابع پیوسته افزایشی است که با مشخص شدن نقطه ثابتی در آن می‌توان احتمال نکول رأس تصادفی انتخاب‌شده را به دست آورد. π^* را کوچک‌ترین نقطه ثابت از I در $[0,1]$ در نظر بگیرید.

(۱) اگر $\pi^* = 1$ آنگاه به‌طور مجانبی همه گره‌ها نکول می‌کنند،

$$\alpha_n(e_n, \gamma_n) \rightarrow 1$$

(۲) اگر $\pi^* < 1$ آنگاه کسر مجانبی از نکول مقدار زیر را می‌گیرد:

$$\alpha_n(e_n, \gamma_n) \rightarrow \sum_{j,k} \mu(j,K) \sum_{\theta=0}^j p(j,k,\theta) \beta(j,\pi^*,\theta)$$

که در آن $\mu(j,K)$ توزیع تجربی دنباله درجات با ورودی j و خروجی K و همچنین $p(j,k,\theta)$ نشان‌دهنده احتمال

می‌دهد. داده‌ها نشان می‌دهد که حداکثر ریسک اعتباری بانک‌های پژوهش ۲/۲۸۷ است که بیانگر آن است که طرف قرارداد، نتواند تعهدات قرارداد را انجام دهد. لذا افزایش این ریسک برای بانک‌ها مناسب نیست و به‌عنوان یک ضرر محتمل که در اثر یک رخداد اعتباری اتفاق می‌افتد به شمار می‌رود. به‌طور کلی میانگین ریسک اعتباری حاکی از آن است که وضعیت ریسک اعتباری به‌طور متوسط در بانک‌های مورد نمونه حدود ۱۲ درصد است که در سطح قابل قبول می‌باشد. متوسط امتیاز Z آلتمن ۱/۸۲ و حداقل و حداکثر آن به ترتیب ۵/۵۰ و ۸/۳۰ است (طبق مدل آلتمن شرکت با امتیاز بالای ۲/۹ سالم و کمتر از ۱/۲۳ درمانده محسوب می‌شود). امتیاز O اولسون در این پژوهش از جنس احتمال درماندگی است. متوسط احتمال درماندگی اولسون طبق جدول زیر ۰/۴۳، حداکثر آن ۱ و حداقل آن صفر است (با احتمال کمتر از ۰/۵ شرکت سالم و بالای ۰/۵ شرکت درمانده در نظر گرفته می‌شود). میانگین نسبت بدهی نشان‌دهنده آن است که در حدود بیش از نیمی از دارایی‌های بانک‌ها از محل بدهی تامین شده است. اندازه بانک یا لگاریتم طبیعی دارایی‌ها، به‌طور متوسط حدود ۱۸/۸۱۰ است. میزان مشاهدات نمونه، ۶۳۶ مشاهدات است.

نکول یک رأس با درجات ورودی و خروجی z و k و آستانه نکول θ می‌باشد. به‌علاوه $\beta(j, \pi^*, \theta)$ نشانگر تابع توزیع از متغیر تصادفی دوجمله‌ای $Bin(j, \pi^*)$ می‌باشد.

قضیه ۱-۲. اگر $1 - \sum_{j,k} \frac{jk}{\lambda} \mu(j, k) p(j, k, 1) > 0$ ، اگر درصد تعداد نکول‌های اولیه کمتر از ρ_ε باشد که در آن λ و $\varepsilon > 0$ میانگین متن‌های درجات است، آنگاه تعداد نکول‌های نهایی قابل چشم‌پوشی می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر به ازای هر $\varepsilon > 0$ وجود دارد ρ_ε که در آن اگر درصد نکول اولیه از ρ_ε کوچک‌تر باشد آنگاه کسر نهایی از نکول با احتمال بالا از ε کوچک‌تر است.

قضیه ۱-۳. اگر $1 - \sum_{j,k} \frac{jk}{\lambda} \mu(j, k) p(j, k, 1) < 0$ آنگاه با احتمال بالا مجموعه‌ای از گره‌هایی که تأثیر بالایی در سیستم مالی دارند، وجود دارد که با پیوند سرایت رابطه قوی دارند. به‌طوری‌که هر گره متعلق به این مجموعه می‌تواند نکول را از همه گره‌ها آغاز کند (به‌طور مثال یک مسیر جهت‌دار از لینک‌های سرایت از همه گره‌ها به جزء دیگری وجود دارد).

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نگاره (۲)، آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون که شامل برخی شاخص‌های مرکزی و پراکندگی می‌باشد را نشان

نگاره ۲: آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میان	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
ریسک اعتباری	EQL	۰/۱۲۲	۰/۱۱۷	۰/۰۱۷	۲/۲۸۷	۰/۳۲۹
ریسک نکول- آلتمن	BR- Z	۱/۸۲۶	۱/۸۰۴	۵/۵۰۱	۸/۳۰۱	۰/۹۲۸
ریسک نکول- اولسون	BR- O	۰/۴۳۸	۰/۴۲۱	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۲۸۴
اندازه شرکت	SIZE	۱۸/۸۱۰	۱۸/۸۱۹	۱۵/۱۴۰	۲۱/۲۹۳	۱/۳۳۴
اهرم مالی	LEV	۰/۶۱۰	۰/۶۰۰	۰/۳۹۴	۰/۹۷۳	۰/۶۴۷
سودآوری	GROWTH	۰/۲۴۵	۰/۱۸۵	۰/۰۰۲	۱/۶۵۸	۰/۲۳۲
نسبت هزینه‌های مالی	FE	۰/۰۲۲	۰/۰۱۹	۰/۰۱۰	۰/۰۳۵	۰/۰۱۱

۰/۰۵ بوده است، همه متغیرهای مستقل، وابسته در دوره پژوهش مانا بوده‌اند. مانایی بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است؛ بنابراین مشکل رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت.

آماره‌های استنباطی

آزمون مانایی (ریشه واحد) متغیرها

وجود متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های F و t نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های t و F ، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون نیستند؛ بنابراین قبل از برآورد یک مدل رگرسیون باید از مانا بودن کلیه متغیرهای مستقل و وابسته اطمینان حاصل کرد. طبق نگاره (۳) چون مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از

نگاره ۳. آزمون مانایی لوین، لین و چو

آماره	ریسک اعتباری	ریسک نکول مدل آلتمن	ریسک نکول مدل اولسون	اندازه شرکت	اهرم مالی	سودآوری	نسبت هزینه‌های مالی
ADF (فرضیه صفر: متغیر دارای ریشه واحد می‌باشد)	-۱/۲۵ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۱/۹۱ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۱/۸۶ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۲/۰۲ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۳/۶۷ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۰/۷۴ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۳/۰۳ (-۳,۴۳) {٪۹۵}
Phillips-Perron (فرضیه صفر: متغیر دارای ریشه واحد می‌باشد)	-۲/۷۸ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۱/۸۲ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۱/۱۹ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۱/۵۶ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۳/۶۷ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۰/۵۷ (-۳,۴۳) {٪۹۵}	-۲/۷۲ (-۳,۴۳) {٪۹۵}
Box-Ljung Q(10) (فرضیه صفر: عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان جملات سری)	(۰/۰۱) ۲۵/۳۰	(۰/۰۰) ۶۵/۳۸	(۰/۰۰) ۹۵/۳۴	(۰/۰۰) ۳۵/۶۷	(۰/۰۲) ۴۱/۲۲	(۰/۰۰) ۴۳/۳۲	(۰/۰۰) ۵۶/۳۴
ARCH (10)=F(10,89) (فرضیه صفر: عدم وجود واریانس ناهمسانی در جملات سری)	(۰/۰۰) ۲۴/۳۹	(۰/۰۰) ۵۱/۸۲	(۰/۰۰) ۱۷/۳۳	(۰/۰۰) ۱۸/۴۱	(۰/۰۳) ۵۲/۳۴	(۰/۰۰) ۲۵/۲۱	(۰/۰۱) ۱۷/۵۲

نامتقارن و تغییر رژیم، می‌توان برخی از این آزمون‌ها را مختص بررسی فرضیه تصادفی بودن یک فرآیند دانست (آزمون‌های غیرمستقیم) و برخی دیگر را جهت آزمون فرآیندهای غیرخطی تغییر رژیم بکار گرفت (آزمون‌های مستقیم). در آزمون غیرمستقیم (آزمون BDS) معمولاً تصادفی بودن پسماندهای یک فرآیند، به شرطی که هرگونه وابستگی خطی از بین عناصر آن، حذف گردد (از طریق یک فرآیند ARIMA یا دیفرانسیل گرفتن از لگاریتم داده‌ها) مورد آزمون قرار می‌گیرد. این آزمون که توسط بروک، دکرت و شینکمن (BDS) در سال ۱۹۸۷ میلادی معرفی گردید، بر مبنای انتگرال همبستگی که تصادفی بودن فرآیند ایجادکننده یک سری زمانی را در مقابل وجود همبستگی کلی در آن را ارزیابی می‌کند، عمل می‌نماید. این آزمون به‌خوبی جهت ارزیابی وجود یک فرآیند غیرخطی کلی از جمله فرآیند تغییر رژیم در سری زمانی مشاهده‌شده قرار می‌گیرد. بر این اساس نخست پسماندهای مدل خطی (ARIMA) تخمین زده‌شده را استخراج نموده و آزمون فوق را روی آن انجام می‌دهیم. نتایج این آزمون در نگاره (۵) ذکر شده است:

آزمون‌های پیش‌بینی‌شده و تصادفی بودن متغیرهای پژوهش

آزمونی که در این بخش انجام می‌شود در پی بررسی پیش‌بینی پذیر بودن متغیرهای تحقیق می‌باشد که این آزمون نسبت واریانس (VR) می‌باشد. این آزمون بر مبنای آزمون "لو و مکینلی" بوده و جهت بررسی اینکه آیا رفتار اجزاء یک سری "ناهمبسته"، "گام تصادفی" و یا "مارتینگل" می‌باشد، استفاده می‌شود. از این‌رو، آزمون نسبت واریانس را به‌طور کلی می‌توان آزمونی جهت بررسی فرضیه فرآیند مارتینگلی بودن سری زمانی دانست. بنابراین، نتایج انجام آزمون نسبت واریانس، بر اساس سری متغیرهای تحقیق در نگاره (۴) ارائه گردیده است: نتایج آزمون فوق بیانگر آن است که تنها سری اندازه بانک (و نیز سری وقفه‌های آن) از نوع فرآیندهای مارتینگلی می‌باشند و در نتیجه، فرآیند تولید داده در آن تصادفی می‌باشد. به همین دلیل می‌توان این سری را پیش‌بینی‌ناپذیر نامید. اما سایر متغیرهای تحقیق دارای فرآیند مارتینگلی نبوده و فرآیند تولیدی آن‌ها غیر تصادفی بوده و این سری‌های پیش‌بینی پذیر می‌باشند. باوجود تعدد آزمون‌های تشخیص فرآیندهای

نگاره ۴. نتایج آزمون نسبت واریانس در سری متغیرهای پژوهش

نسبت آزمون / معیار	ریسک اعتباری	ریسک نکول مدل آلتمن	ریسک نکول مدل اولسون	اندازه بانک	اهرم مالی بانک	سودآوری بانک	نسبت هزینه‌های مالی بانک
Variance ratio test	۱۵/۶۹ (۰/۰۰۰)	۹/۵۹۵ (۰/۰۰۳)	۹/۱۶۱ (۰/۰۰۰)	۲/۵۰۳ (۰/۲۰۳)	۱۲/۳۹۴ (۰/۰۱۰)	۱۵/۳۰۹ (۰/۰۰۰)	۹/۸۷۵ (۰/۰۰۱)

نگاره ۵. نتایج آزمون BDS در سری متغیرهای پژوهش

Dimension	نسبت هزینه‌های مالی	سودآوری	اهرم مالی	ریسک اعتباری	ریسک نکول مدل اولسون	ریسک نکول مدل آلتمن
۲	۱۲/۲۱ (۰/۰۰)	۱۵/۴۵ (۰/۰۰)	۱۰/۳۴ (۰/۰۰)	۱۴/۱۸ (۰/۰۰)	۱۲/۳۲ (۰/۰۰)	۱۸/۵۹ (۰/۰۰)
۳	۱۲/۳۱ (۰/۰۰)	۱۵/۷۵ (۰/۰۰)	۱۰/۳۵ (۰/۰۰)	۱۴/۲۰ (۰/۰۰)	۱۳/۳۹ (۰/۰۰)	۱۸/۶۸ (۰/۰۰)
۴	۱۲/۸۹ (۰/۰۰)	۱۵/۸۹ (۰/۰۰)	۱۰/۷۵ (۰/۰۱)	۱۴/۴۲ (۰/۰۲)	۱۴/۳۳ (۰/۰۱)	۱۹/۰۵ (۰/۰۰)
۵	۱۳/۰۳ (۰/۰۱)	۱۶/۱۳ (۰/۰۰)	۱۰/۸۹ (۰/۰۱)	۱۴/۷۶ (۰/۰۳)	۱۵/۹۰ (۰/۰۰)	۱۹/۵۷ (۰/۰۰)
۶	۱۳/۴۲ (۰/۰۱)	۱۶/۳۹ (۰/۰۰)	۱۱/۱۵ (۰/۰۲)	۱۴/۹۵ (۰/۰۳)	۱۵/۹۹ (۰/۰۲)	۱۹/۸۴ (۰/۰۰)

که در آن A_{kj} ، B_{kj} و C ماتریس‌های پارامتر با اندازه $N \times N$ و C یک ماتریس پایین مثلثی می‌باشد. تجزیه عرض از مبدأ به ضرب دو ماتریس پایین مثلثی، مثبت معین بودن ماتریس H_t را تضمین می‌کند. مدل بک کوواریانس ماناست اگر و فقط اگر مقادیر ویژه $\sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj} \otimes A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B_{kj} \otimes B_{kj}$ در آن علامت \otimes نشان‌دهنده ضرب کرونگر می‌باشد، کمتر از یک باشد. تفسیر پارامترهای مدل بالا مشکل است. به همین دلیل اکثر پژوهشگران از مدل ساده‌شده بک به صورت زیر که تنها یک وقفه برای ماتریس باقیمانده‌ها و کوواریانس شرطی در نظر می‌گیرد، استفاده می‌کنند.

$$H_t = CC' + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B$$

مدل بالا را می‌توان با قطری کردن ماتریس‌های A و B ساده‌تر کرد. در آن صورت به آن مدل بک قطری گفته می‌شود. در مدل بک قطری، معادله $B=AD$ صدق می‌کند. که در آن D یک ماتریس قطری می‌باشد. مدل ساده‌تری نیز وجود دارد که به آن مدل بک عددی گفته می‌شود. در این مدل معادلات $A=aI$ و $B=bI$ صدق می‌کنند که در آن a و b اسکالر و I ماتریس واحد می‌باشد.

تخمین مدل بک همچنان همان مشکل مدل وچ یعنی همان محاسبات سنگین کامپیوتری را دارد. تعداد پارامترها در مدل کامل بک برابر با $(p+q)KN^2 + \frac{N(N+1)}{2}$ و در مدل قطری بک برابر با $(p+q)KN + \frac{N(N+1)}{2}$ می‌باشد. در هر دو مدل تعداد پارامترها حتی با تعداد کم متغیر زیاد می‌باشد. در نتیجه رسیدن به همگرایی در این مدل‌ها مشکل می‌باشد. در هر صورت مزیت مدل بک به این است که به طور ساختاری شرط مثبت معین بودن را تأمین می‌کند و نیازی به اعمال

با توجه به نتایج مندرج در جدول فوق، فرضیه صفر این آزمون، که به معنای عدم تصادفی بودن سری پسماندهای مدل مذکور می‌باشد، رد می‌شود. بنابراین، می‌توان به وجود یک فرآیند غیرخطی (که می‌تواند دارای یک فرآیند تغییر رژیم نیز باشد) در سری متغیرهای تحقیق پی برد. لازم به ذکر است که هرگاه در نتایج آزمون BDS، تصادفی بودن یک سری در بعدهای بیش از دو رد شود، احتمال غیرخطی بودن آن سری زیاد خواهد بود (زیرا فرضیه مقابل در این آزمون نامشخص است). از این رو، این آزمون نیز شاهدهی دیگر بر غیرخطی بودن سری متغیرهای مورد استفاده می‌باشد.

برآورد مدل Multivariate GARCH

با توجه به این که هدف این تحقیق سرایت‌پذیری ریسک درماندگی مالی بر ریسک اعتباری بانک‌ها می‌باشد، لذا بایستی از مدل‌های Multivariate GARCH استفاده شود و مدل‌های Univariate GARCH اطلاعات لازم را در مورد کوواریانس بین زمانی متغیرها به ما نمی‌دهند. همان‌طور که می‌دانیم برای مدل‌های Multivariate GARCH تصریح‌های مختلفی وجود دارد که مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از BEKK، VEC و CCC.

مدل بک توسط بابا، انگل، کرفت و کروگر در سال ۱۹۹۵ ارائه شد. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های مدل این است که ساختارش به گونه‌ای طراحی شده است که ماتریس کوواریانس شرطی H_t بدون اعمال هیچ‌گونه قیدی، مثبت معین می‌باشد. فرمول کلی مدل بک به صورت زیر می‌باشد:

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

قیود اضافی در مدل نداریم. به دلیل محدودیت‌هایی که روش‌های عددی برای بهینه ساختن تابع لگاریتم احتمال ایجاد می‌کنند، معمولاً در مدل کامل بک فرض می‌کنند که داشته باشیم $p=q=k=1$.

یکی از خصوصیات این مدل آن است که مدل کلی می‌باشد که اجازه می‌دهد ماتریس واریانس کوواریانس هر دارایی بر روی دارایی دیگر در یک‌زمان تأثیر خودش را نشان دهد و نیازی به تخمین پارامترهای بیش‌ازحد نیست. این مدل همچنین از معین مثبت بودن ماتریس واریانس کوواریانس شرطی در طول بهینه‌سازی اطمینان حاصل می‌کند با توجه به اینکه این شرط ضروری است که ماتریس واریانس‌های تخمین زده شده مثبت و با حداکثر صفر باشند.

پس از مشخص شدن این که از کدام تصریح باید استفاده شود و همچنین معین کردن معادله میانگین، اقدام به برآورد مدل و تخمین ضرایب می‌کنیم. از طرف دیگر با توجه به این که در بازارهای مالی اکثراً شاهد وجود مشاهدات پرت می‌باشیم. در تخمین مدل علاوه بر توزیع نرمال از توزیع t -student استفاده می‌کنیم که اثر وجود مشاهدات پرت را تا حدی کم کنیم و معیارهای اطلاعات مقدار کمتری را نشان دهند و در نتیجه تصریح بهتری داشته باشیم. همان‌طور که مشاهده می‌شود، پس از آن که معادلات را به صورت یک سیستم و با در نظر گرفتن اثرات ARCH توسط روش Multivariate GARCH تخمین زدیم نتایج زیر به دست آمد. به طور خلاصه مدل میانگین و واریانس که تخمین زده خواهد شد، شکل زیر را خواهد داشت.

مدل میانگین:

$$\Delta LEXCH_t = c_1 + \varepsilon_{1t} + \gamma_{1t}\varepsilon_{1t-1}$$

$$\Delta LOIL_t = c_2 + \varepsilon_{2t} + \gamma_{2t}\varepsilon_{2t-1}$$

$$\Delta LGOLD_t = c_3 + \varepsilon_{3t} + \gamma_{3t}\varepsilon_{3t-1}$$

$$\Delta LGDP_t = c_4 + \varepsilon_{4t} + \gamma_{4t}\varepsilon_{4t-1}$$

$$\Delta INFLATION_t = c_5 + \varepsilon_{5t} + \gamma_{5t}\varepsilon_{5t-1}$$

$$\Delta LM2_t = c_6 + \varepsilon_{6t} + \gamma_{6t}\varepsilon_{6t-1}$$

$$\Delta LTSE_t = c_7 + \varepsilon_{7t} + \gamma_{7t}\varepsilon_{7t-1}$$

مدل واریانس:

$$h_{11t} = (c_{11}^2 + c_{12}^2 + c_{13}^2 + c_{14}^2 + c_{15}^2 + c_{16}^2 + c_{17}^2) + (\alpha_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + 2\alpha_{11}\varepsilon_{21}\varepsilon_{2t-1}\varepsilon_{1t-1} + 2\alpha_{11}\varepsilon_{31}\varepsilon_{3t-1}\varepsilon_{1t-1} + 2\alpha_{11}\varepsilon_{41}\varepsilon_{4t-1}\varepsilon_{1t-1} + 2\alpha_{11}\varepsilon_{51}\varepsilon_{5t-1}\varepsilon_{1t-1} + 2\alpha_{11}\varepsilon_{61}\varepsilon_{6t-1}\varepsilon_{1t-1} + 2\alpha_{11}\varepsilon_{71}\varepsilon_{7t-1}\varepsilon_{1t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + 2\alpha_{21}\varepsilon_{31}\varepsilon_{3t-1}\varepsilon_{2t-1} + 2\alpha_{21}\varepsilon_{41}\varepsilon_{4t-1}\varepsilon_{2t-1} + 2\alpha_{21}\varepsilon_{51}\varepsilon_{5t-1}\varepsilon_{2t-1} + 2\alpha_{21}\varepsilon_{61}\varepsilon_{6t-1}\varepsilon_{2t-1} + 2\alpha_{21}\varepsilon_{71}\varepsilon_{7t-1}\varepsilon_{2t-1} + \alpha_{31}^2 \varepsilon_{3t-1}^2 + (\beta_{11}^2 h_{11t-1} + 2\beta_{11}\beta_{21} h_{21t-1} + 2\beta_{11}\beta_{31} h_{31t-1} + \beta_{21}^2 h_{22t-1} + 2\beta_{21}\beta_{31} h_{32t-1} + \beta_{31}^2 h_{33t-1})$$

معادلات کوواریانس شرطی آورده نشده است به این دلیل که هدف بررسی اثر سرایت در واریانس‌های شرطی می‌باشد و آوردن این معادلات کمکی به تحلیل نمی‌کند. در عوض نمودارهای کوواریانس و همبستگی شرطی که در طول زمان تغییر می‌کنند آورده شده‌اند. یکی از برتری‌های مدل بک نیز همین ثابت نبودن کوواریانس شرطی در طول زمان می‌باشد. دلیل اینکه در معادله میانگین تنها از یک وقفه میانگین متحرک استفاده شده است و جزء خود رگرسیون در آن وارد نشده است، این است که با استفاده از شاخص‌های انتخاب مدل بهینه آکاییک و شوارتز کمترین مقدار این دو شاخص در این حالت به دست می‌آید. برای مدلی که تنها عرض از مبدأ در آن وجود دارد مقدار دو آماره به ترتیب برابر $29934/81$ و $29789/11$ در مدلی که دو وقفه میانگین متحرک وجود دارد به ترتیب برابر با $29963/35$ و $29801/46$ در مدلی که دو وقفه خود رگرسیون وجود دارد به ترتیب برابر با $29895/05$ و $29933/16$ و در مدلی که وقفه‌های میانگین متحرک و خود رگرسیون وجود دارد به ترتیب برابر با $29928/18$ و $29750/1$ می‌باشد. با توجه به مقادیر دو آماره آکاییک و شوارتز، بهترین مدل مدلی است که در آن دو وقفه میانگین متحرک و دو وقفه خود رگرسیون وجود داشته باشد. در جدول زیر نتایج مربوط به تخمین مدل‌ها آورده شده است.

در معادله h_{77t} و h_{66t} ، h_{55t} ، h_{44t} ، h_{33t} ، h_{22t} ، h_{11t} به ترتیب نشان‌دهنده واریانس‌های شرطی برای متغیرهای پژوهش (ریسک اعتباری، ریسک نکول مدل آلتمن، ریسک نکول مدل اولسون، اندازه شرکت، اهرم مالی، سودآوری، نسبت هزینه‌های مالی) می‌باشد. در معادله اول معنی‌دار بودن ضریب α_1 نشان‌دهنده تأثیرپذیری واریانس شرطی ریسک نکول از اطلاعات موجود در بازار سهام با یک وقفه است. در مورد اثرات ریسک نکول شرکت‌ها بر ریسک اعتباری بانک، ضریب β_1

معنی دار می‌باشد که این بیانگر اثر سرایت پذیری ریسک نکول بر ریسک اعتباری بانک می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه

ارزش در معرض ریسک از خانواده معیارهای اندازه نامطلوب ریسک می‌باشد. این معیار (VaR) ارزش در معرض ریسک شیوه‌ای جهت ارزیابی ریسک می‌باشد و از تکنیک‌های آماری استاندارد استفاده می‌نماید که به‌طور معمول در دیگر رشته‌های فنی به‌کاررفته است. این شیوه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پیشرفت‌ها در حوزه مدیریت ریسک طی ۱۰ سال گذشته به‌حساب می‌آید و طبقه جدیدی از معیارهای ریسک را به کار می‌برد که بخصوص جهت گردآوری و سنجش موضع‌های معاملاتی مختلف پر ریسک در کل یک موسسه با استفاده از چهارچوب مفهومی مشترک طراحی شده است. ارزش در معرض ریسک به‌طور عمومی به‌عنوان بدترین زیان ممکن برای یک پرتفولیو یا موضع معاملاتی موردنظر، در یک سطح اطمینان مشخص، در طول افق زمانی معین، تحت شرایط نرمال بازار تعریف می‌گردد.

نگاره ۶: نتایج مدل خود همبسته واریانس ناهمسان شرطی

چند متغیرها برای ریسک نکول

متغیرها	ضرایب	سطح معناداری	متغیرها	ضرایب	سطح معناداری
C1	۰/۹۸	۰/۷۱۹	MA22	۰/۹۹۴	۰/۰۰۰
C2	۰/۸۶	۰/۹۵۹	MA13	۰/۲۵۵	۰/۰۰۰
C3	۰/۱۸	۰/۹۵۵	MA23	-۰/۷۳۳	۰/۰۰۰
AR11	۱/۹۴	۰/۰۰۰	C11	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۴
AR21	-۰/۹۴	۰/۰۰۰	C12	-۰/۰۰۰۰۲	۰/۳۱۹
AR12	-۰/۵۳	۰/۰۰۰	C13	-۰/۰۰۰۵	۰/۸۶۳
AR22	-۰/۲۹	۰/۰۰۰	C22	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۵
AR13	۰/۱۰	۰/۰۰۰	C23	-۰/۰۰۰۴	۰/۹۱۲
AR23	۰/۸۹	۰/۰۰۰	C33	۰/۰۴۴۳	۰/۰۱۷
MA11	۰/۸۹	۰/۰۰۰	b_1	۰/۹۵۵	۰/۰۰۰
MA21	۰/۲۰	۰/۶۴۰	a_1	۰/۲۷۴	۰/۰۰۰
MA12	۰/۰۰۵	۰/۱۹۳			

نگاره ۷: آزمون فرضیه پژوهش

Dependent Variable:				
Method: ML AECH - Normal distribution				
Variable	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Prob
C	۳/۹۰۰۳۹۲	۳۳۴۵/۳۱۱	۰/۰۰۱۱۶۶	۰/۹۹۹۱
AR(1)	۰/۵۶۵۶۳۷	۰/۱۹۵۱۲۷	۲/۸۹۸۸۱۰	۰/۰۰۳۷
AR(2)	۰/۴۳۴۳۶۳	۰/۱۹۵۵۰۱	۲/۲۲۱۷۹۲	۰/۰۲۶۳
MA(1)	۰/۳۷۲۱۱۳	۰/۱۷۸۱۰۲	۲/۰۸۹۳۲۵	۰/۰۳۶۷
MA(2)	۰/۱۸۸۷۶۱	۰/۰۵۴۱۴۰	۳/۴۸۶۵۵۱	۰/۰۰۰۵
K	-۰/۱۴۹۰۰۸	۰/۸۹۰۰۴۰	۱/۶۸۹۷۵۰	۰/۰۹۱۱
RESID(-1)/2	۰/۱۵۰۱۵۵	۱/۰۶۰۵۷۷	۲/۸۶۴۷۶۲	۰/۰۰۴۲
GARCH(-1)	۰/۵۰۸۳۹۹	۰/۸۶۴۹۲۹	-۰/۸۵۷۷۰۹	۰/۳۹۱۱
R-squared	۰/۹۲۰۳۹۶	Mean dependent var	۷/۸۸۸۷۵۷	
Adjusted R-squared	۰/۹۱۶۸۹۶	S.D. dependent var	۱/۳۷۰۲۳۸	
S.E. of regression	۰/۰۳۸۲۷۲	Akaike info criterion	-۰/۰۶۹۷۶۲	
Sum squared resid	۰/۱۳۳۲۹۳	Schwarz criterion	۰/۱۶۱۷۴۵	
Log likelihood	۲۰۵/۹۳۸۶	Hannan-Quinn crier	۰/۰۲۳۳۰۲	
Durbin-Watson stat	۱/۷۹۴۹۶۶			

که در آن $f^{-1}(x) = Z_a$ برای توزیع نرمال مشاهدات می‌باشد و چنانچه $f^{-1}(x) = t_{a,v} \sqrt{\frac{v-2}{v}}$ دارای توزیع تی استودینت بوده و درجه آزادی آن معادل باحالتی می‌باشد که درجه آزادی مشروط به $\frac{3(v-2)}{v-4} \leq 5$ باشد. برای این منظور به

در ادامه شاخص ارزش در معرض خطر با در نظر گرفتن اطلاعات مربوط به دوره زمانی ریسک نکول این دوره با استفاده از رابطه زیر برای این دوره محاسبه می‌شود.

$$VaR = -P_{t-1}(h\mu_t - \sqrt{h}\delta_t f^{-1}(x))$$

منشأ اصلی آن، نبود تطابق زمانی بین جریان‌های ورودی و خروجی از بانک است (بورخیس و نبی، ۲۰۱۳).

همچنین بر اساس نتیجه حاصله از فرضیه پژوهش که بیانگر سرایت‌پذیری ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها به‌نظام بانکی ایران در قالب ریسک اعتباری است نشان‌دهنده آن است که احتمال درماندگی شرکت‌ها در بیشتر موارد ناشی از این واقعیت است که شرکت‌ها توجه کافی به الزامات استاندارد اعتباری نکرده و موسسات مالی نیز در شرایط عدم قطعیت و فضای رقابتی نامتقارن فعالیت می‌کنند. تحقیقات صورت گرفته در همین راستا نشان‌دهنده آن است که ریسک نکول و درماندگی بانک‌ها به‌طور کلی از سرمایه‌گذاری کم، درآمدهای کم، قرار گرفتن بیش‌ازحد در معرض دسته خاصی از وام‌ها و نکول‌های وام بیش‌ازحد ناشی می‌شود. بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده را می‌توان با پژوهش‌های اختر و همکاران (۲۰۱۱)، مت رحیم و زکریا (۲۰۱۳) و حسن و دریدی (۲۰۱۰) همسو دانست.

فهرست منابع

- * خلیلی، جواد و علی نژاد، علیرضا. (۱۳۹۵). ارزیابی عملکرد واحدهای تصمیم‌گیرنده با استفاده از تحلیل پوششی داده‌های پنجره ای و درخت تصمیم. نشریه فرآیند مدیریت و توسعه، دوره ۲۹، شماره ۴، صص ۲۱-۴۴.
- * دهقان دهنوی، محمدعلی؛ رضازاده کارسالاری، فاطمه و محرم اوغلی، اویس. (۱۳۹۹). بررسی اثر عقود اسلامی بر ریسک اعتباری بانک‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، دوره ۴، شماره ۱۱، صص ۱۲-۲۳.
- * راعی، رضا؛ انصاری، حجت اله و پورطالبی جاغرقی، محمد. (۱۳۹۷). بررسی اثرات قدرت بازار و ساختار درآمدی بر سودآوری و ریسک ورشکستگی در نظام بانکداری ایران. راهبرد مدیریت مالی، دوره ۶، شماره ۲، صص ۸۱-۶۰.
- * شوال پور، سعید و اشعری، الهام. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر ریسک اعتباری بر سودآوری بانک‌ها در ایران. تحقیقات مالی. دوره ۱۵، شماره ۲، صص ۲۴۶-۲۲۹.
- * محسنی، رضا و رحیمیان، سمیرا. (۱۳۹۷). بررسی عوامل موثر بر ورشکستگی با بهره‌گیری از کارایی به‌عنوان یک متغیر پیش‌بینی‌کننده مبتنی بر رهیافت پنل دیتا لاجیت. اقتصاد مقداری، شماره ۱۵، دوره ۲، صص ۱۱۱-۱۳۰.
- * موسوی، سیدابراهیم و منجذب، محمدرضا. (۱۳۹۹). ارائه الگوی بهینه منابع و مصارف بانکی با تأکید بر نقش مدیریت ریسک (رویکرد معیار جامع و روش تسلسلی

دلیل ویژگی غیرخطی بودن مشاهدات تابع کرنل برای وزن دهی به ضرایب به‌صورت $f^{-1}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x-x_i}{h}\right)$ می‌باشد و $k(u) = \frac{1}{2}I$ در این تابع I بیانگر تابع شاخص به‌صورت زیر می‌باشد:

$$I = \begin{cases} 1 & \text{if } |u| \leq 1 \\ 0 & \text{در غیر صورت این} \end{cases}$$

در جدول (۷) نتایج حاصل از مدل ارزش در معرض ریسک نشان داده‌شده است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود مجموع ضرایب بخش واریانس کمتر از یک بوده و بیانگر پایداری در مدل برآورد شده می‌باشد. در این روش میزان ارزش در معرض خطر برای ریسک نکول برابر با ۰/۲۶ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد امکان پیش‌بینی ریسک نکول در شرایط بحرانی با استفاده از مدل‌های ارزش در معرض ریسک (Value at Risk) وجود دارد.

نتیجه‌گیری

نظام بانکی کارآمد، یکی از ابزارهای لازم و مؤثر برای توسعه اقتصادی کشور است. بانک‌ها، نبض فعالیت‌های مالی هستند و وضعیت حاکم بر آن‌ها می‌تواند بر سایر بخش‌های اقتصادی جامعه تأثیر مهمی داشته باشد (اشرف و همکاران، ۲۰۱۶). بانک‌ها با سازمان‌دهی و هدایت دریافت‌ها و پرداخت‌ها، امر مبادلات تجاری و بازرگانی را تسهیل کرده و موجب گسترش بازارها، رشد و شکوفایی اقتصادی می‌شوند. این موضوع به‌ویژه برای ایران از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است که در آن بازاری برای بدهی وجود ندارد. در ایران، بانک‌ها به‌عنوان تنها فراهم‌کننده وجوه عمل می‌کنند و پایداری آن‌ها مهم‌ترین چالش نظام بانکی کشور است (رنجی و همکاران، ۱۳۹۶). بنابراین، ورشکستگی بانک‌ها در مقایسه با کسب‌وکارهای دیگر آثار به‌مراتب زیان‌بارتری را بر جای می‌گذارد، چراکه آثار زنجیره‌ای ورشکستگی و ناتوانی بانک‌ها به آنچه به اثر دومینو معروف شده است، برمی‌گردد. اثر دومینو که از آن با عنوان اثر سرایت نیز یاد می‌شود، عبارت است از احتمال ورشکستگی زنجیره‌ای شرکت‌های فعال در یک صنعت که به دلیل انتشار خبر ورشکستگی یکی برای شرکت‌های دیگر فعال در آن صنعت یا شرکت‌های مرتبط رخ می‌دهد که این اهمیت بسیار زیاد درماندگی و ورشکستگی صنعت بانکداری را نسبت به صنایع دیگر غیرمالی نشان می‌دهد (عبدالرحمان، ۲۰۱۰؛ رشید و جابین، ۲۰۱۶). ریسک نقدینگی در بیشتر موارد از ساختار دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها ناشی می‌شود و

- * Tobback, E., Bellotti, T., Moeyersoms, J., Stankova, M., & Martens, D. (2017). Bankruptcy Prediction for SMEs Using Relational Data. *Decision Support Systems*, 102(1), 69-81.
- * Volkov, A., Benoit, D. F., & Van den Poel, D. (2017). Incorporating Sequential Information in Bankruptcy Prediction with Predictors Based on Markov for Discrimination. *Decision Support Systems*, 98(1), 59-68.
- * Wang, M., Chen, H., Li, H., Cai, Z., Zhao, X., Tong, C., ... Xu, X. (2017). Grey Wolf Optimization Evolving Kernel Extreme Learning Machine: Application to Bankruptcy Prediction. *Engineering Applications of Artificial Intelligence*, 63(1), 54-68
- حداقل کردن بدون محدودیت). راهبرد مدیریت مالی، دوره ۸، شماره ۲، صص ۴۰-۲۳.
- * Alaka, H. A., Oyedele, L. O., Owolabi, H. A., Kumar, V., Ajayi, S. O., Akinade, O. O., & Bilal, M. (2018). Systematic Review of Bankruptcy Prediction Models: Towards a Framework for Tool Selection. *Expert Systems with Applications*, 94(1), 164-184
- * Antunes, F., Ribeiro, B., & Pereira, F. (2017). Probabilistic Modeling and Visualization for Bankruptcy Prediction. *Applied Soft Computing*, 60(1), 831-843.
- * Bhattacharya, Mita, Nkwoma Inekwe, John & Rebecca Valenzuela, Maria. (2020). Credit risk and financial integration: An application of network analysis. *International Review of Financial Analysis* 72,101588.
- * Boubaker, Sabri, Cellier, Alexis, Manit, Riadh & Sae, Asif. (2020). Does corporate social responsibility reduce financial distress risk? , *Economic Modelling*, Vol 91, PP 835-851.
- * Chou, C.-H., Hsieh, S.-C., & Qiu, C.-J. (2017). Hybrid Genetic Algorithm and Fuzzy Clustering for Bankruptcy Prediction. *Applied Soft Computing*, 56(1), 298-316.
- * Djebali, N., & Zaghdoudi, K. (2020). Threshold Effects of Liquidity Risk and Credit Risk on Bank Stability in the MENA Region. *Journal of Policy Modeling*. In press
- * Fanelli, V., & Maddalena, L. (2020). A Nonlinear Dynamic Model for Credit Risk Contagion. *Mathematics and Computers in Simulation*, 174(1), 45-58.
- * Fernandes, G. B., & Artes, R. (2016). Spatial Dependence in Credit Risk and Its Improvement in Credit Scoring. *European Journal of Operational Research*, 249(2), 517-524.
- * Giebel, Marek & Kraf, Kornelius. (2020). Bank credit supply and firm innovation behavior in the financial crisis. *Journal of Banking & Finance*. Vol 121, PP 105961.
- * Jabeur, S. B. (2017). Bankruptcy Prediction Using Partial Least Squares Logistic Regression. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 36(1), 197-202.
- * Liang, D., Lu, C.-C., Tsai, C.-F., & Shih, G.-A. (2016). Financial Ratios and Corporate Governance Indicators in Bankruptcy Prediction: A Comprehensive Study. *European Journal of Operational Research*, 252(2), 561-572
- * Osinubi, I.S. (2020), "Effects of financial distress and financing constraints on trade credit provisions", *Asian Review of Accounting*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. <https://doi.org/10.1108/ARA-04-2020-0058>
- * Son, H., Hyun, C., Phan, D., & Hwang, H. J. (2019). Data Analytic Approach for Bankruptcy Prediction. *Expert Systems with Applications*, 138.