فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۵ / شماره ۳ (پیاپی ۵۹) / پائیز ۱۴۰۵
صفحه ۱۱۱ تا ۱۳۶

تاثیر تمرکز مالکیت بر ریسک اعتباری و کفایت سرمایه بانک‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار

محمد روشن
گروه حسابداری، واحد بین المللی کیش، دانشگاه آزاد اسلامی، جزیره کیش، ایران
m_roshan2004@yahoo.com

بهروز خدارحمی
گروه پژوهشی مدیریت توسعه اقتصادی، مرکز مطالعات مدیریت و توسعه فن آوری، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
(نویسنده مسئول)
bkhoda@modares.ac.ir

فاطمه صراف
گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
aznyobe@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۰

چکیده

این مطالعه به بررسی تأثیر تمرکز و ساختار مالکیت بر رفتار ریسک‌پذیری بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، شامل داده‌های مالی مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی شده ۲۲ بانک پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که به صورت پانلی و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۹ گردآوری شده‌اند.

برای بررسی میزان تاثیر تمرکز مالکیت و ساختار مالکیت بر رفتار ریسک‌پذیری اعتباری و کفایت سرمایه بانک‌ها، از متغیر سهامداران با سهام بیشتر از یک درصد به عنوان تمرکز مالکیت و متغیرهای سهامداران شرکتی، خانوادگی و مالکیت دولت به عنوان معیارهای ساختار مالکیت استفاده گردیده است. نتایج نشان می‌دهد افزایش تمرکز مالکیت منجر به کاهش ریسک اعتباری و کفایت سرمایه در بانک می شود. همچنین مالکیت دولتی، بر ریسک اعتباری تاثیر منفی و مالکیت خانوادگی و شرکتی، تأثیر مثبتی بر ریسک پذیری بانک‌ها دارد. همچنین هر سه متغیر ساختار مالکیت بر کفایت سرمایه بانک تاثیر منفی می‌گذارد. به عبارتی افزایش تمرکز در هر سه متغیر باعث کاهش کفایت سرمایه می‌شود. این یافته‌ها نشان می‌دهد که ساختار مالکیت مناسب می‌تواند فعالیت‌های ریسک‌پذیری بانک را مطابق با سطح ریسک هر بانک محدود کند.

واژه‌های کلیدی: تمرکز مالکیت، ساختار مالکیت، کفایت سرمایه، ریسک‌پذیری، مالکیت دولتی، مالکیت شرکتی.

۱- مقدمه

اخیرا، صنعت بانکدای در کل دنیا با چالش‌های جدیدی در زمینه مدیریت ریسک مواجه شده است. بحران‌های بانکی که به صورت پی‌درپی در سه دهه اخیر رخ داده است؛ شواهد قوی بر تمایل شدید بانک‌ها برای پذیرش ریسک زیاد و تاثیر این ریسک‌پذیری بر اقتصاد می‌باشد. به طور مثال؛ بحران مالی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۷ تأثیر قابل‌توجه فعالیت‌های ریسکی بانک‌ها را بر ثبات اقتصاد جهانی گوشزد کرد. پس از بروز بحران‌های فوق، مقامات نظارتی با اعمال استانداردهای سخت‌گیرانه‌تر و مؤثرتر در خصوص کفایت سرمایه در صدد کنترل رفتار ریسک‌پذیر بانک‌ها برآمدند. این اقدامات نظارتی محدودکننده، بحث‌های زیادی را در میان مقامات نظارتی، سیاست‌گذاران و اقتصاددانان مالی برانگیخته است. مخالفان مقررات نظارتی محدود کننده؛ این بحث را مطرح می‌کنند در صورتی که بانک‌ها نسبت به اجرای مقررات خودکنترلی از طریق حاکمیت شرکتی مؤثر و انضباط بازار بپردازند، می‌توانند گام‌های موثرتری را در زمینه بهینه‌سازی ریسک بانک خود بردارند.

از طرف دیگر، کسب و کار بانکداری در دهه‌های اخیر جای خود را از واسطه‌گری مالی به ارایه دهنده خدمات و محصولات متنوع تغییر داده است. نهایتا، تاثیر مقررات‌زدایی و آزادسازی، باعث پیچیده‌تر شدن ریسک‌های بانکی شده است. ضمن این که محدود کردن ریسک‌پذیری در بانک، مانع رشد اقتصادی می‌شود و ریسک‌پذیری بیش از حد نیز می‌تواند ثبات اقتصادی را تهدید نماید. بنابراین، دولت‌ها و نهادهای نظارتی تخصصی در هر محیط اقتصادی، سخت تلاش می‌کنند تا مقرراتی را برای در تعادل نگه داشتن ریسک‌پذیری بانک‌ها تنظیم کنند. هدف اساسی هر دولت و نهادهای نظارتی، فراهم کردن یک محیط نظارتی برای تقویت رشد اقتصادی و محدود کردن ریسک‌پذیری بیش از حد است.

از آنجایی که هیچ بازار توسعه یافته‌ای برای اعتبار گرفتن در اقتصادهای در حال توسعه وجود ندارد، بخش غیرمالی جهت برآوردن نیازهای مالی خود، باید به شدت به اخذ وام از بانک‌ها تکیه نمایند (بوث و همکاران ۲۰۰۱)[1]. بنابراین، بانک‌ها در کشورهای در حال توسعه نه تنها تأمین‌کننده اصلی اعتبار برای اقتصاد هستند بلکه منبع اصلی تبدیل ریسک‌های مالی به ریسک‌های اقتصادی هستند. از آنجایی که تصمیمات اعتباری بانک‌ها به شدت بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد مطالعه تجربی ریسک‌پذیری آنها از اهمیت زیادی برخوردار است.

در مطالعات مربوط به ساختار حکمرانی یا مالکیت، انگیزه پژوهشگران عموماً پیامدهای نظارتی تأثیر تمرکز مالکیت بر رفتار ریسک‌پذیر و کفایت سرمایه بانک‌ها است که می‌تواند یک مکانیسم استاندارد حاکمیت شرکتی باشد. علاوه بر این، استدلال می‌شود که برای تغییر مکانیسم حاکمیتی بانک‌ها، مقررات بانکی و ساختار مالکیت بانک‌ها می‌توانند همدیگر را تحت تاثیر قرار دهند. این استدلال پیامدهای جدی در خصوص استراتژی‌های مربوط به بانک‌ها دارد؛ زیرا مجموعه مقررات بانکی یکسان در یک کشور ممکن است بسته به ساختار مالکیت هر بانک تأثیر متفاوتی بر بانک‌ها بگذارد (لاون و لوین ۲۰۰۹)[2]. مطالعه حاضر با جمع‌آوری شواهدی در مورد تأثیر تمرکز مالکیت و نوع حکمرانی بر مقررات بانکی و ریسک‌پذیری اعتباری بانک‌ها در کشور در حال توسعه مانند ایران، به

[1] . Booth et al. 2001
[2] . Laeven and Levine 2009

گسترش ادبیات نظری می‌پردازد. برای مطالعه حاضر از داده‌های بانک‌های خصوصی در ایران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۹ استفاده می‌شود و تاثیر ساختار مالکیت بر ریسک‌پذیری اعتباری و مقررات بانکی ارزیابی می‌گردد. مطالعه حاضر می‌تواند در گسترش ادبیات موضوعی کمک شایانی نماید.

ادبیات تحقیق

نقش ساختار مالکیت در نظارت بر نحوه مدیریت یک بانک که یک جزء کلیدی از حاکمرانی داخلی بانک می‌باشد و رابطه آن با ریسک‌پذیری در ادبیات تجربی به طور گسترده، مورد بحث قرار گرفته است. شلیفر و ویشنی در سال ۱۹۹۸ و ۱۹۸۶ نشان دادند که در مالکیت دولتی، مداخله سیاسی معمولاً به سودآوری شرکت‌ها می‌انجامد زیرا برخی سیاستمداران سیاست‌های عمدی اتخاذ که به دنبال انتقال منابع به حامیان خود هستند و این باعث سودآوری بانک دولتی می‌گردد (شلیفر، ۱۹۹۸؛ شلیفر و ویشنی، ۱۹۸۶).[1] این مهم نشان می‌دهد که بانک‌های دولتی ممکن است به‌عنوان وسیله‌ای برای افزایش سرمایه در تامین مالی پروژه‌هایی به کار گرفته شوند که بازده اجتماعی بالا خواهند داشت، اما در مقابل احتمالاً ریسک بالایی را نیز متحمل گردند. هر چند در این خصوص موارد متناقض نیز وجود دارد به طور مثال یک بانک در روسیه یافت گردید که تحت مدیریت دولت قرار داشت اما ریسک‌های مربوط به آن در سطح بسیار کمی قرار داشت. (فانگاکووا و سولانکو، ۲۰۰۹).[2]

بوبکری و همکاران[3] (۲۰۱۳) شواهدی را یافتند که نشان می‌دهد مالکیت دولتی رابطه منفی با ریسک پذیری شرکت دارد. دمیرگوچ-کونت[4] و همکاران (۱۹۹۸) دریافتند که مالکیت خارجی شکنندگی مالی را کاهش می‌دهد و بانک‌ها را کمتر مستعد آسیب‌های ناشی از بحران‌های مالی می‌کند. بارت و همکاران[5] (۲۰۰۴) در حمایت از این دیدگاه دریافتند که موانع ورود بانک‌های خارجی به طور مثبت با شکنندگی بانک مرتبط است. چوی و حاسان[6] (۲۰۰۵) نشان دادند که میزان مالکیت خارجی تأثیر منفی قابل توجهی بر ریسک بانکی در کره جنوبی دارد. چو و لین[7] (۲۰۱۱) طی یک نمونه‌گیری از بانک‌های تایوانی، از این ایده حمایت می‌کنند که بانک‌های خارجی ریسک کمتری دارند و شواهدی ارائه می‌دهند که وجود مالکیت خارجی در یک موسسه باعث کاهش تعداد وام‌های معوق و افزایش سطح سرمایه نظارتی می‌گردد.

شواهد تجربی زیاد در مورد رابطه تمرکز مالکیت و ریسک پذیری بانک نیز در برخی از ادبیات وجود دارد. لاون و لوین[8]، ۲۰۰۹ نشان دادند که تمرکز مالکیت باعث پذیرش ریسک بالاتر می‌گردد. هاو و همکاران (۲۰۱۰) دریافتند که تمرکز مالکیت با افزایش ریسک ورشکستگی و افزایش نوسانات بازده مرتبط است. لیو و یه[9] (۲۰۱۸)

[1] . Shleifer, 1998; Shleifer & Vishny, 1986
[2] . Fungacova & Solanko
[3] . Boubakri et al
[4] . Demirgüç-Kunt et al
[5] . Barth et al
[6] . Choi and Hasan
[7] . Chou and Lin
[8] . Laeven & Levine
[9] . Liu and Yeh

به این نتیجه رسیدند که بانک‌هایی که بیشترین سهام آنها در اختیار واسطه‌های مالی و شرکت‌های غیر مالی می‌باشد؛ نوسان ریسک بیشتری را در طول سال‌های تملک سهام توسط آنها تجربه می‌کنند. در مقابل، گارسیا مارکو و روبلز فرناندز[1] (۲۰۰۸) نشان دادند که تمرکز مالکیت منجر به کاهش سطح ریسک‌پذیری، می‌گردد و ایوناتا و همکاران (۲۰۰۷) اشاره می‌کنند که تمرکز مالکیت باعث بهبود کیفیت وام‌ها، کاهش ریسک دارایی و ریسک ورشکستگی می‌گردد. شهزاد و همکارن (۲۰۱۰) در بررسی بانک‌های تجاری اسپانیا به این نتیجه رسیدند که تمرکز مالکیت می‌تواند به نسبت وام‌های غیرجاری کمتر و نسبت کفایت سرمایه بهتر منجر گردد. به طور کلی، یافته‌های موجود در ادبیات مربوط به ارتباط بین ساختار مالکیت (یعنی مالکیت دولتی، مالکیت خارجی و تمرکز مالکیت) و ریسک‌پذیری بانک مختلط است.

رحمان و همکاران در سال ۲۰۱۸ طی تحقیقی روابط بین ریسک‌پذیری، مقررات سرمایه‌ای و عملکرد شرکت‌ها را در بخش بانکداری بنگلادش مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و برای انجام تحقیق، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای داده‌های پانل نامتعادل استفاده کردند. آنها برای آزمون رابطه فوق، دوره زمانی بین سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۶ را در نظر گرفته و مدل را با ۳۸ بانک تجاری بنگلادش مورد آزمون قرار دادند. در تحقیق مذکور، نسبت وام‌های بدون بازده (NPL) را به عنوان شاخص ریسک‌پذیری در نظر گرفته شد (M. Rahman, Ali Arshad, & DEY, 2018).

هرچند که یافته‌های مربوط به ارتباط ساختار مالکیت با ریسک‌پذیری گسترده و مختلط هستند اما در بیشتر موارد، رویکرد مورد استفاده در مطالعه رابطه بین ساختار مالکیت و ریسک‌پذیری بانک، یکسان است. زیربنای مطالعات در مورد تأثیر ساختار مالکیت بر ریسک‌پذیری در بانک، این فرض است که ساختار مالکیت بهینه‌ای وجود دارد که برای همه بانک‌ها مشترک است و بانک‌هایی که از سطح بهینه این ویژگی‌ها فاصله می‌گیرند، ریسک بیشتری را تجربه خواهند کرد. لذا این مهم از منظر سیاست‌گذاری بسیار با اهمیت می‌باشد و نشان می‌دهد در صورت هر گونه تغییر ساختار مالکیتی از مقدار بهینه، بانک می‌بایست سطح ریسکی را که منجر به ایجاد یک استراتژی مدیریت ریسک مناسب می‌شود، در نظر بگیرد.

مالکیت دولتی و ریسک پذیری بانک

تئوری اقتصادی خصوصی‌سازی در مورد ناکارآمدی شرکت‌های دولتی پیش‌زمینه نظری اولیه را در خصوص انتخاب فرضیه ارتباط مالکیت دولتی با ریسک‌پذیری بانکی ارایه می‌کند. کلارک و همکاران[2] در سال ۲۰۰۵ دریافتند که بانک‌های دولتی ممکن است یا ابزاری برای افزایش سرمایه برای تامین مالی پروژه‌هایی با بازده اجتماعی بالا و احتمالاً ریسک بالا باشند یا برای تامین مالی نهادهای مورد علاقه مانند شرکت‌های دولتی به کار گرفته شوند. علاوه بر این، مقاومت در برابر دخالت‌های منفی دولت در بانک‌های دولتی دشوار است در حالی که بانک‌های خصوصی بیشتر قادر به مقابله با آن هستند (شرلی و نلیس، ۱۹۹۱؛ شلیفر و ویشنی، ۱۹۹۷) [3]

[1] . Garcia-Marco & Robles-Fernandez
[2] . Clarke et al.
[3] . Shirley & Nellis, 1991; Shleifer & Vishny, 1997

کیک و ون وسترنهاگن[1] در سال ۲۰۰۹ دریافتند که مالکیت دولتی به علت مهارت‌های بانکی ضعیف‌تر، ساختارهای حاکمیتی ضعیف، مدل‌های کسب‌وکار ناپایدار و به طور کلی انگیزه‌های ناهماهنگ در بانک‌های دولتی که منجر به کارایی پایین‌تر و سودآوری پایین‌تر می‌شود ممکن است شکنندگی بانک را افزایش دهد. علاوه بر این، انگیزه‌های عملکرد پایین‌تر و "محدودیت‌های نرم بودجه"[2] در بانک‌های دولتی می‌تواند منجر به ریسک‌پذیری بیش از حد شود. از این رو، افزایش سطح کنترل دولتی ممکن است ریسک پذیری را بیشتر افزایش دهد. لذا فرضیه پیشنهادی به صورت زیر می‌باشد:

فرضیه: مالکیت دولتی در ساختار مالکیت بانک‌ها ارتباط مثبتی با ریسک پذیری بانک دارد.

اما بر اساس تئوری نمایندگی، بخش بانکی نیز می‌تواند تحت تأثیر تعارض نمایندگی مالک و مدیر باشد (فاما و جنسن[3]، ۱۹۸۳). بسیاری از مطالعات تایید می‌کنند که تضادهای نمایندگی ممکن است با افزایش ریسک‌پذیری ناشی از مشکل مخاطرات اخلاقی خنثی گردد. سهامداران ممکن است مدیریت بانک را به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ریسک بالا تشویق کنند؛ اما مدیران ممکن است تمایلی به پذیرش ریسک و به خطر انداختن ثروت، سرمایه‌های خاص انسانی و یا مزایای مرتبط با کنترل شرکت نداشته باشند. این ریسک گریزی ممکن است آنها را به سمت انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری ایمن‌تر یا کار با مقدار سرمایه بیشتر از آنچه که مالکان آن را بهینه می‌دانند سوق دهد. این مدیران برای محافظت از مشاغل خود از پذیرش استراتژی‌های بسیار پرریسک اجتناب می‌کنند؛ زیرا آنها پاداش اضافی در ازای تلاش برای به دست آوردن سود بالاتر به واسطه پذیرش ریسک بیشتر دریافت نمی‌کنند. برخی از مطالعات نظری و تجربی در ادبیات بیان می‌کنند که رفتار ریسک‌پذیر سازمان‌ها به هویت سهامداران کنترل کننده بستگی دارد (بری و همکاران، ۲۰۱۱؛ جان و همکاران، ۲۰۰۸)[4].

مالکیت دولتی به دلیل وجود بوروکراسی در دولت و نبود نظارت بر شرکت‌های دولتی از سوی بازار سرمایه، به عنوان یک منبع ناکارآمد محسوب می‌شود. در واقع، در نهادهای دولتی، مدیران به اندازه کافی در مقایسه با همتایان خود در بانک‌های خصوصی کنترل نمی‌شوند. بنابراین، آنها تلاش کمتری را نسبت به همتایان خصوصی خود به کار می‌گیرند یا منابع را در جهت منافع شخصی صرف می‌نمایند (لنگ و سو، ۲۰۰۲)[5]. در نتیجه، مدیران بانک‌های دولتی تمایل به پذیرش پروژه‌های کم ریسک دارند. این مباحث فرضیه زیر را القا می‌نماید:

H_1 : مالکیت دولتی در ساختار مالکیت بانک‌ها ارتباط منفی با ریسک پذیری بانک دارد.

مالکیت خارجی و ریسک پذیری بانک

اکثر مطالعات نشان می‌دهند که ورود بانک‌های خارجی به کشورهای در حال توسعه، سرمایه و مهارت‌های انسانی را بهبود می‌بخشد و ممکن است به محصولات متنوع‌تر، استفاده بهتر از فناوری‌های به‌روز و انتقال دانش منجر

[1] . Kick and Von Westernhagen
[2]. “soft” budget constraints
[3] . Fama & Jensen, 1983
[4] . Barry et al., 2011; John et al., 2008
[5] . Lang & So, 2002

شود. با توجه به تأثیر مالکیت خارجی بر ریسک‌پذیری، مالکیت خارجی به چند دلیل یکی از عوامل ریسک‌پذیری محسوب می‌گردد: اول اینکه، مالکان خارجی ممکن است به علت ایجاد تنوع‌سازی بهتر ترجیح بیشتری برای پذیرش ریسک نشان دهند. دوم، بانک‌های خارجی در مقایسه با همتایان داخلی خود کارآمدتر هستند و ریسک بیشتری می‌پذیرند (لسود و همکاران، ۲۰۰۵)[۱]. در واقع، در حالی که بانک‌هایی با مالکیت خارجی، دسترسی بهتری به بازارهای سرمایه دارند و بهتر می‌توانند به مشتریان بین المللی خدمات رسانی کنند بانک‌های داخلی به راحتی قادر به ارائه این خدمات نمی‌باشند (برگر و همکاران، ۲۰۰۵). بانک‌هایی با مالکیت خارجی به سادگی اعتبار را تامین می‌کنند و اعتبار مذکور را به شرکت‌های داخلی که سیستم‌های مالی محلی را تقویت می‌کند تخصیص می‌دهند (جیانتی و اونگنا، ۲۰۰۹)[۲].

علاوه بر این، لوین (۱۹۹۶) پیشنهاد می‌کند که بانک‌های خارجی نه تنها کیفیت و در دسترس بودن خدمات مالی را به دلیل رقابت بالا بهبود می‌بخشند بلکه مهارت‌ها و فناوری بهتری را نیز معرفی کرده و چارچوب نظارتی و قانونی بانک‌ها را تقویت می‌کنند. همچنین دسترسی به بازارهای سرمایه بین‌المللی را افزایش می‌دهند. یافته‌های برخی از مطالعات تجربی در مورد تأثیر مالکیت خارجی بر ریسک بانک نیز این دیدگاه را تأیید می‌کند. لاون[۳] (۱۹۹۹) دریافت که بانک‌های خارجی نسبت به بانک‌های دولتی، شرکتی و خانوادگی در بازارهای آسیایی ریسک بیشتری می‌کنند. ییاتی و میکو[۴] (۲۰۰۷) بیان می‌کنند که بانک‌های خارجی در نمونه‌ای متشکل از بانک‌های آمریکای لاتین، ریسک بالاتری نسبت به بانک‌های داخلی می‌پذیرند. روخیم و سوسانتو[۵] (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش مالکیت خارجی، سودآوری را کاهش و رقابت‌پذیری و ریسک را افزایش می‌دهد. لوین و بارث[۶] (۲۰۰۱) دریافتند که موانع ورود بانک‌های خارجی به طور مثبت با شکنندگی بانک مرتبط است. چن و همکاران[۷] (۲۰۱۷) از داده‌های پانلی متشکل از بیش از ۱۳۰۰ بانک تجاری در ۳۲ اقتصاد نوظهور طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ استفاده کردند و دریافتند که بانک‌های خارجی ریسک بیشتری را نسبت به همتایان داخلی خود متحمل می‌شوند. بر این اساس، فرضیه زیر برای ارتباط بین مالکیت خارجی و ریسک‌پذیری متصور است:

H_1 : مالکیت خارجی در بانک‌ها ارتباط مثبتی با ریسک پذیری بانک دارد.

به عنوان یک استدلال متقابل، می‌توان به این اشاره کرد که بانک‌های خارجی ممکن است در مدیریت از راه دور و مقابله با محیط‌های مختلف اقتصادی و نظارتی مشکل داشته باشند (برگر و همکاران، ۲۰۰۵). [۸]

اگرچه سهامداران خارجی دارای مزایایی هستند که به آنها امکان می‌دهد ریسک بیشتری را بپذیرند، اما ممکن است در جلب رضایت مدیران برای پذیرش ریسک مشکل داشته باشند. به دلیل مشکلات ذاتی نمایندگی، مدیر یک بانک با مالکیت خارجی ممکن است به منظور حفظ شغل خود، ریسک کمتری نسبت به دیگری داشته باشد.

---

[۱]. Lassoued et al., 2016
[2]. Giannetti & Ongena, 2009
[3] . Laeven
[4] . Yeyati and Micco
[5] . Rokhim and Susanto
[6] . Levine and Barth
[7] . Chen et al.
[8] . Berger et al., 2005

مطالعات تجربی وجود دارد که از این دیدگاه حمایت می کند. دمیرگوچ-کونت و همکاران[1] (۱۹۹۸) دریافتند که مالکیت خارجی شکنندگی مالی را کاهش می‌دهد و بانک‌ها را کمتر مستعد بحران مالی می‌کند. در حمایت از این دیدگاه، بارت و همکاران (۲۰۰۴) دریافتند که موانع ورود بانک‌های خارجی به طور مثبت با شکنندگی بانک مرتبط است. چو و لین[2] (۲۰۱۱)، در نمونه‌ای از بانک‌های تایوانی، از این ایده حمایت می‌کنند که بانک‌های خارجی ریسک کمتری دارند و شواهدی ارائه می‌کنند که مالکیت خارجی موسسات با تعداد کمتر وام‌های معوق و سطح بالاتری از سرمایه نظارتی مرتبط است. البنان[3] (۲۰۱۵) نیز در تحقیقی به این نتیجه رسید که در کشور مصر بین مالکیت خارجی و ریسک‌پذیری بانک رابطه منفی وجود دارد. بنابراین، طبق آنچه بیان گردید فرضیه زیر در خصوص ارتباط مالکیت خارجی با ریسک‌پذیری متصور است:

H_1 : مالکیت خارجی در بانک‌ها رابطه منفی با ریسک پذیری بانک دارد.

تمرکز مالکیت و ریسک پذیری بانک

دو فرضیه متضاد در مورد تأثیر تمرکز مالکیت بر ریسک پذیری وجود دارد. اولین فرضیه بیان می‌کند که وجود تنوع در مالکیت بانک‌ها، انگیزه‌هایی برای افزایش ریسک بانکی پس از جمع‌آوری وجوه از سپرده‌گذاران ایجاد می‌نماید (استی، ۱۹۹۸؛ گالی و ماسولیس، ۱۹۷۶)[4]. تا زمانی که سپرده‌گذاران فقط می‌توانند به طور ناکافی، اقدامات سهامداران را تحت نظارت و کنترل قرار دهند سهامداران می‌توانند با افزایش ریسک دارایی‌های بانک، ارزش اختیار خرید سهام خود را افزایش دهند (ساندرز و همکاران ، ۱۹۹۰)[5].

علاوه بر این، سهامداران با پرتفوی متنوع، سرمایه خود را در یک شرکت خاص قفل نمی‌کنند و از این رو ممکن است مدیران را به پذیرش ریسک بیشتر وادار کنند. از این منظر، پیش‌بینی حاصل این است که بانک‌هایی با ساختار مالکیت کمتر متمرکز، تمایل بیشتری به پذیرش ریسک دارند. بنابراین فرضیه زیر پیشنهاد می‌گردد:

H_1 : تمرکز در مالکیت بانک‌ها رابطه منفی با ریسک‌پذیری بانک دارد.

در دیدگاه دیگری بر اساس تئوری نمایندگی، توانایی سهامداران یک بانک برای به حداکثر رساندن ارزش اختیارات خرید سهام خود با افزایش ریسک تا حدی به ترجیحات مدیران بانک بستگی دارد. پاتان[6] (۲۰۰۹) مخاطرات اخلاقی را تحلیل و استدلال می‌کند که سهامداران عمده بانک‌ها با ورود به سرمایه‌گذاری‌های پرریسک‌تر، انگیزه‌هایی برای افزایش ریسک‌پذیری و انتقال ثروت از بیمه‌گذاران سپرده دارند. این امر به ویژه زمانی که سهامداران از قدرت قابل توجهی برخوردار باشند؛ صادق است. وقتی تمرکز مالکیت بانک بالا باشد، سهامداران بانک ممکن است قدرت فشار آوردن به مدیران برای پذیرش ریسک بیشتر را داشته باشند. در تأیید این دیدگاه، فرضیه زیر پیشنهاد می‌شود:

[1] . Demirgüç-Kunt et al.
[2] . Chou and Lin
[3] . ElBannan
[4] . Esty, 1998; Galai & Masulis, 1976
[5] . Saunders et al., 1990
[6] . Pathan

H_1 : تمرکز در مالکیت بانک‌ها به طور مثبت با ریسک‌پذیری بانک مرتبط است.

پیشینه در ایران

سجاددی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی رابطه ریسک سرمایه گذاری و ساختار مالکیت در شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار پرداختند. هدف پژوهش ایشان بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بود که برای بررسی این موضوع، سه متغیر تمرکز مالکیت، میزان مالکیت سهامداران نهادی و میزان مالکیت مدیریت به عنوان معیارهای ساختار مالکیت در نظر گرفته شد. برای تحلیل از داده‌های ۱۲۰ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ استفاده کردند. متدولوژی مورد استفاده در این پژوهش، مدل‌های مربوط به روش داده‌های پانلی با رویکرد اثرات ثابت بوده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای تمرکز مالکیت و میزان مالکیت مدیریت تأثیر منفی و معنادار بر ریسک سرمایه‌گذاری دارند. اما، میزان مالکیت سهامداران نهادی تأثیری بر ریسک سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ندارد.

پاکیزه و همکاران در پژوهشی درسال ۱۳۹۵ به بررسی تأثیر تمرکز مالکیت سهامداران بر ریسک‌پذیری بانک‌های خصوصی کشور طی دوره زمانی ۷ ساله از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ پرداختند. آنها متغیر وابسته تحقیق، یعنی ریسک‌پذیری را با استفاده از شاخص z-score؛ و متغیر مستقل یعنی تمرکز مالکیت سهامداران را با استفاده از معیار هرفیندال محاسبه کردند. همچنین متغیرهای اندازه بانک، خالص حاشیه سود بهره‌ای، نسبت فعالیت‌های بهره‌ای، نسبت کفایت سرمایه و نسبت تسهیلات غیرجاری به عنوان متغیرهای کنترلی پژوهش در نظر گرفته شده‌اند. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر تمرکز مالکیت سهامداران بر ریسک‌پذیری بانک‌های خصوصی معکوس و معنادار است. همچنین از میان متغیرهای کنترلی؛ اندازه بانک و نسبت تسهیلات غیرجاری تأثیر مستقیم و معنادار؛ و نسبت کفایت سرمایه تأثیر معکوس و معنادار بر ریسک‌پذیری بانک‌های خصوصی دارند. در پژوهش ایشان، تأثیر متغیرهای خالص حاشیه سود بهره‌ای و نسبت فعالیت‌های بهره‌ای بر ریسک‌پذیری بانک‌های خصوصی معنادار مشاهده نشده است.

اثنی عشری و مرادقلی در یک پژوهش تحت عنوان رابطه ریسک پذیری شرکت با ساختار مالکیت با تاکید بر نقش بسترهای قانونی و گروههای تجاری به بررسی رابطه ریسک‌پذیری شرکت با ساختار مالکیت پرداختند. متغیر ریسک پذیری را با استفاده از واریانس بازده دارایی‌های شرکت و ساختار مالکیت از طریق سطح مالکیت سهامدار عمده اندازه گیری کردند. به علاوه، اثر عضویت در گروه های تجاری و بهبود بستر قانونی بر رابطه ریسک پذیری با ساختار سرمایه نیز تحلیل شد. در این راستا اطلاعات ۱۱۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ بررسی گردید. برای تجزیه و تحلیل داده ها، تحلیل رگرسیون- روش اثرات ثابت به کار گرفته شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است درصد مالکیت سهامدار عمده با ریسک پذیری رابطه منفی معناداری دارد، بدین معنی که با افزایش درصد مالکیت سهامدار عمده ریسک پذیری شرکت کاهش می‌یابد. همچنین یافته

ها نشان داد عضویت شرکتها در گروه تجاری و بهبود بسترقانونی تاثیری بر رابطه بین مالکیت سهامدار عمده و ریسک پذیری نداشته است.

خدایی وله زاقرد و مسعودی مقدم در سال ۱۳۹۲ به بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها و بیمه‌های خصوص پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تمرکز مالکیت می تواند تأثیر مثبتی بر ریسک پذیری داشته باشد چرا که معمولاً تمرکز مالکیت منجر به تمرکز و ثبات مدیریت خواهد شد و ثبات مدیریتی می تواند ریسک بانک را کاهش دهد. از طرف دیگر تمرکز مالکیت ممکن است منجر به ایجاد روابط تجاری و مالی به نفع سهامدار اصلی شود و منافع سپرده گذاران را به خطر بیندازد. بنابراین انتظار می رود که ارتباط معناداری میان ساختار مالکیت و ریسک پذیری بانک ها وجود داشته باشد.

فضل زاده و همکاران (۱۳۸۸) طی مقاله ای با عنوان" بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک صنعت"، تأثیر متغیرهای ساختار مالکیت که عبارتند از تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی؛ را بر عملکرد ۱۳۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در ۶ صنعت مختلف و طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ مورد بررسی قرار دادند. یافته های کلی تحقیق نشان می دهد تمرکز مالکیت تأثیر معناداری بر عملکرد شرکت ندارد اما تأثیر مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی معنادار است. نتایج همچنین نشان می دهد که تأثیرگذاری این رابطه با ورود عامل صنعت تعدیل می شود. نتایج این تحقیق نقشی را که ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت ها ایفا می‌کند روشن تر می کند و چشم اندازهایی را برای سیاست گذاران فراهم می نماید تا سیستم حاکمیت شرکتی خود را بهبود بخشند.

شرح داده ها و روش

توضیحات داده‌ها

این مقاله از داده‌های بانک‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار برای بازه زمانی اسفند سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۹ استفاده می‌کند. همچنین بانک‌هایی وارد مدل می‌شوند که اطلاعات کافی در مورد ساختار مالکیت آنها که در گزارش‌های صورت‌های مالی حسابرسی شده موجود در وب‌سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران منتشر شده است وجود داشته باشد.

روش تحقیق

اندازه‌گیری ریسک پذیری بانک

در درجه اول ریسک پذیری اعتباری بانک با استفاده از شاخص نسبت وام‌های بدون بازده (NPL) اندازه‌گیری می‌گردد. این نسبت پیش‌بینی کننده مناسبی برای نحوه مدیریت یک بانک است و منبع اصلی آسیب‌پذیری مالی در سراسر جهان به شمار می‌آید. میزان کم NPL در یک بانک نشان دهنده سیستم مالی مناسب می‌باشد در حالی که میزان بالای NPL نشان دهنده یک سیستم مالی آسیب پذیر است. افزایش NPL کیفیت پایین دارایی‌ها را نشان می‌دهد و در نهایت باعث شکست سیستم مالی می‌شود (BARR, Seiford, & Siems, 1994).

ایانوتا و همکاران در سال ۲۰۰۷ صنعت بانکداری اروپا را مورد بررسی قرار دادند و پیشنهاد کردند که افزایش تمرکز در بانک‌های اروپایی باعث افزایش کیفیت وام‌ها و کاهش ریسک دارایی‌ها و ورشکستگی می‌گردد. (Iannotta, Nocera, & Sironi, 2007)

ناکور و اُمران در سال ۲۰۱۱ مطالعه‌ای را در خصوص رابطه پذیرش ریسک اعتباری با عملکرد و سودآوری در بانک‌های آفریقایی برای طول دوره زمانی ۱۹۸۹ الی ۲۰۰۵ انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت قابل توجه بین ریسک اعتباری و سودآوری وجود دارد (Naceur & Omran, 2011).

اندازه‌گیری ساختار مالکیت

همانطور که در بالا ذکر شد، ما سه متغیر مالکیت ایجاد می‌کنیم که ممکن است بر ریسک پذیری اعتباری و کفایت سرمایه بانک تأثیر بگذارد:

- تمرکز مالکیت: درصد سهامداران عمده که سهام آنها بیش از یک درصد می‌باشد.
- مالکیت دولتی: نسبتی از حقوق صاحبان سهام هر بانک که توسط دولت تملیک شده است.
- مالکیت خارجی: نسبتی از حقوق صاحبان سهام که متعلق به افراد غیرایرانی(خارجی‌ها) می‌باشد. در هیچ یک از بانک‌های ایرانی مالک خارجی وجود نداشت.
- تمرکز مالکیت شرکتی که نشان می‌دهد چند درصد از مالکان عمده را مالکان موسسه‌ای (نهادی) تشکیل می‌دهند. (کاپریو و همکاران، ۲۰۰۷)
- تمرکز خانوادگی: نسبتی از حقوق صاحبان سهام که متعلق به افراد یک خانواده (یا یک شرکت خاص و شرکت‌های تابعه) می‌باشد.

متغیرهای کنترلی

در سطح بانک، از لگاریتم کل دارایی‌ها به عنوان متغیر کنترلی برای اندازه بانک استفاده می‌گردد. زیرا بانک‌های بزرگ‌تر اغلب به اینکه از سیاست « برای ورشکستگی بسیار بزرگ هستند» منتفع می‌شوند یاد می‌گردند. برای در نظر گرفتن این واقعیت که بانک‌های دارای تنوع بیشتر کمتر ریسک پذیر هستند، تمرکز مالکیت را که با شاخص نسبت سهامداران عمده به کل سهامداران کنترل می‌کنیم.

علاوه بر این، ما از حاشیه سود خالص (NIM) برای درک تأثیر اسپردهای بانکی با توجه به "فعالیت های سنتی" آنها بر ریسک پذیری بانک استفاده می کنیم. انتظار می رود مقادیر بالاتر نشان دهنده کاهش ریسک باشد.

در این پژوهش متغیر اهرم مالی و متغیر نقدینگی نیز به عنوان متغیرهای کمکی وارد مدل می‌شوند. آچاریا و ناقوی در سال ۲۰۱۲ به طور نظری نشان دادند که وقتی بانک‌ها ورود سپرده زیادی دارند مدیران بانک‌ها انگیزه زیادی برای ریسک‌پذیری زیاد دارد. از این رو در بررسی رابطه ریسک پذیری، متغیر اهرم مالی به عنوان متغیر توضیحی لحاظ می‌گردند. دلزی، حسن و تیسونز در سال ۲۰۱۴دریافتند که ریسک بانک های امریکا تا سال ۲۰۰۱ به طور قابل توجهی ثابت بود و پس از بحران مالی بین المللی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ به شدت افزایش یافت. کرنت و

همکاران در سال ۲۰۱۱ کشف کردند که در طول بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ وام دهی بانک ها با پرتفوی دارایی‌های غیرنقد کاهش یافت و آن بانک‌ها نگهداری دارایی های نقد را در پاسخ به تزریق نقدینگی توسط بانک فدرال رزرو افزایش دادند. با توجه به بحران مالی در این دوره، بانک های ایالات متحده با لغو نرخ سپرده ها محدودیت های تامین مالی عمده را جایگزین کردند و با افزایش نسبت سپرده مواجه شدند، چرا که سرمایه گذاران از سرمایه گذاری های ریسکی اجتناب کردند و به جای آن ترجیح دادند دارایی‌های نقد مانند سپرده های بانکی را نگه دارند (Saifuddin Khan, Scheule, & Wu, 2015).

مدل های پژوهش

تأثیر تمرکز مالکیت بر ریسک اعتباری بر اساس مدل زیر بررسی می گردد:

$$CR_{it} = \alpha + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 Groth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Leverage_{it} + \beta_5 Liquidity_{it} + U_{it}$$

متغیر CR_{it} متغیر وابسته می‌باشد که شاخص ریسک اعتباری به شمار می‌آید. این شاخص با استفاده از نسبت وام‌های بدون بازده (NPL) محاسبه می‌گردد.

تأثیر تمرکز مالکیت بر مقررات سرمایه‌ای بر اساس مدل زیر بررسی می گردد:

$$CRWA_{it} = \alpha' + \beta_1' OC_{it} + \beta_2' Groth_{it} + \beta_3' Size_{it} + \beta_4' Leverage_{it} + \beta_5' Liquidity_{it} + U_{it}$$

$CRWA_{it}$ (کفایت سرمایه) متغیر وابسته می‌باشد.

تأثیر ساختار مالکیت بر ریسک اعتباری نیز بر اساس مدل زیر بررسی می شود:

$$CR_{it} = \alpha + \lambda_1 Govt_{it} + \lambda_2 Fam_{it} + \lambda_3 Inst_{it} + \lambda_4 for_{it} + \lambda_5 Groth_{it} + \lambda_6 Leverage_{it} + \lambda_7 Liquidity_{it} + \lambda_8 Size_{it} + U_{it}$$

تأثیر ساختار مالکیت بر مقررات سرمایه‌ای بر اساس مدل زیر بررسی می‌گردد:

$$CRWA_{it} = \alpha' + \lambda_1' Gov_{it} + \lambda_2' Fam_{it} + \lambda_3' Inst_{it} + \lambda_4' for_{it} + \lambda_5' Groth_{it} + \lambda_6' Leverage_{it} + \lambda_7' Liquidity_{it} + \lambda_8' Size_{it} + U_{it}$$

متغیرهای مربوط به مدل‌های فوق بر اساس جدول زیر به دست می‌ایند:

متغیر	شرح
OC_{it}	تمرکز مالکیت به عنوان مشارکت در میزان سرمایه سهامداران بزرگ؛ در بانک i و زمان t
$Size_{it}$	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های یک بانک؛ در بانک i و زمان t
$\mathrm{Growth_{it}}$	میانگین رشد در خالص درآمد بهره‌ای نسبت به سال قبل؛ در بانک i و زمان t
$Leverage_{it}$	نسبت کل بدهی به کل دارایی؛ در بانک i و زمان t
$Liquidity_{it}$	دارایی‌های نقد به کل دارایی‌ها؛ در بانک i و زمان t
CR_{it}	تسهیلات غیر جاری به کل تسهیلات؛ در بانک i و زمان t
$CRWA_{it}$	سرمایه به دارایی‌های موزون شده به ریسک (کفایت سرمایه)؛ در بانک i و زمان t
U_{it}	جمله اخلال؛ در بانک i و زمان t

روش برآورد

در این تحقیق از نوع داده‌های پانل استفاده می‌شود. با توجه به اینکه در داده های پانل هم تغییرات زمانی و هم تغییرات درون هر مقطع مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند می‌توانند حاوی اطلاعات کاملتری باشند. معمولا در تحلیل های سری زمانی برخی نکات از جمله ناهمسانی، نادیده گرفته می شود یا برخی از نکات قابل مشاهده نمی‌باشند در تحلیل‌های مربوط به داده‌های پانل این نقایص قابل اصلاح می‌باشد. برای تجزیه و تحلیل داده های پانل، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) جهت به دست آوردن نتایج رگرسیونی استفاده می شود. روش گشتاورهای تعمیم یافته در سال (۱۹۹۱) توسط توسط آرلانو و باند[1] ارایه گردید (Arellano & Bond, , 1991) و در سال (۱۹۹۵) توسط آرلانو و بور ۲ و در سال ۱۹۹۸ توسط بلاندل و باند[3] اصلاح گردید. (Arellano & Bover, 1995)

انتخاب روش GMM بر اساس خصوصیات داده‌ها قابل توجیه است. همانطور که رودمن[4] (۲۰۰۹) تأکید کرد ما ابزارهای مناسبی به غیر از مجموعه داده‌های موجود نداریم. بنابراین، ابزارها باید از درون مجموعه داده استخراج گردد. روش GMM مزیتی فراهم می‌کند که از وقفه‌های متغیرهای توضیحی (تا وقفه t-2) به عنوان ابزارهایی استفاده کنیم که این ابزارها دو ویژگی مهم را برآورده می‌کنند. اولین ویژگی مستقل بودن خطاها می‌باشد و دومین ویژگی وجود همبستگی بین ابزارها و متغیرهای وابسته هست. متغیرهای وابسته تحت عناوین نوسانات درآمد و نمره Z به علت وابستگی به مشاهدات محقق شده گذشته از نظر ماهیت پویا هستند. سایر متغیرهای به کار گرفته شده در مدل مانند اندازه، رشد، اهرم و نقدینگی درون زا می‌باشند. مدل فوق با این ویژگی شناخته شده است که ابزارهای بیشتری (متغیرهای کاملاً برونزا) نسبت به پارامترها (متغیرهای درون زا) دارد. همچنین با توجه به کاربرد موثرتر مدل "روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) سیستم" نسبت به "روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) تفاضلی" از مدل فوق در تحقیق حاضر استفاده می‌گردد.

[1] Arellano and Bond
[2] .Arellano and Bover
[3] .Blundell and Bond
[4] . Roodman

تجزیه و تحلیل داده‌ها

پیش از برآورد مدل لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل تحقیق مورد آزمون قرار گیرد. زیرا نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این مطالعه جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است. فرض اساسی آزمون LLC وجود یک فرایند ریشه واحد در بین مقاطع است. بر اساس نتایج جدول ۱، همه متغیرها در سطح مانا می‌باشند. به عبارت دیگر، درجه انباشتگی متغیرها صفر می‌باشد.

جدول۱. آزمون ریشه واحد LLC

متغیر	مقدار آماره آزمون	سطح معنی‌داری	درجه انباشتگی
CR	-۳/۹۶۳	۰/۰۰۰	I(0)
CRWA	-۶/۲۵۱	۰/۰۰۰	I(0)
Fam	-۱/۳۶۸	۰/۰۸۵	I(0)
Groth	-۹/۶۰۴	۰/۰۰۰	I(0)
Gov	-۳/۰۳۷	۰/۰۰۱	I(0)
Inst	-۸/۴۱۷	۰/۰۰۰	I(0)
Lev	-۴/۵۸۸	۰/۰۰۰	I(0)
Liq	-۲/۶۹۶	۰/۰۰۳	I(0)
OC	-۲/۴۶۵	۰/۰۰۶	I(0)
Size	-۴/۷۰۲	۰/۰۰۰	I(0)

مدل اول تحقیق

$$CR_{it} = \alpha + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 Groth_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Leverage_{it} + \beta_5 Liquidity_{it} + U_{it}$$

آزمون F لیمر

جهت بررسی نوع مدل در روش پنل دیتا از آزمون F لیمر استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر وجود روش تجمیعی (Pool) در مقابل فرضیه یک وجود روش داده‌های پانلی یا تابلویی (Panel) مورد آزمون قرار می‌گیرد. چنانچه فرض صفر رد شود، مدل از نوع داده‌های تابلویی می‌باشد و بایستی در مرحله بعد بین مدل با اثرات ثابت و تصادفی آزمون انجام شد. اگر فرض صفر تأیید شود، بایستی از مدل تجمیعی استفاده شود. بر اساس نتایج جدول ۲ و بر اساس هر دو مقدار F (۱۰/۴۲۷) و کای مربع (۱۶۹/۹۶۹)، از آنجا که سطح احتمال هر دو آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد می‌شود. بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از روش داده های تابلویی استفاده کرد. لازم به ذکر است که در آزمون F درجه آزادی که نشان دهنده مقاطع و کل مشاهدات موجود در مدل است، برابر با ۲۱۵ و ۲۱ و در آزمون کای مربع درجه آزادی برابر با ۲۱ می باشد.

جدول ۲. آزمون F لیمر

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل اول	F	۱۰/۴۲۷	(۲۱،۲۱۵)	۰/۰۰۰
	کای مربع	۱۶۹/۹۶۹	۲۱	۰/۰۰۰

آزمون هاسمن

پس از مشخص شدن نوع داده‌ها، حال بایستی مشخص شود که از چه مدلی بایستی استفاده شود، مدل اثرات ثابت یا مدل اثرات تصادفی. در این مطالعه از آزمون هاسمن برای مشخص شدن نوع مدل استفاده شده است. چنانچه فرض صفر این آزمون رد شود، بایستی از مدل اثرات ثابت استفاده کرد، در غیر این صورت بایستی از مدل اثرات تصادفی بهره برد. بر اساس نتایج جدول۳، مقدار آماره کای مربع برابر با ۱۸/۲۲۷ می باشد و از آنجا که سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد شده است، بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از مدل اثرات ثابت استفاده کرد.

جدول ۳. آزمون هاسمن

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل اول	کای مربع	۱۸/۲۲۷	۵	۰/۰۰۲

برآورد مدل

بر اساس نتایج جدول ۴، همه متغیرهای تحقیق بر ریسک اعتباری بانک‌ها اثرگذار می‌باشند. در ادامه تفسیر هر یک از متغیرها ارائه گردیده است.

وقفه اول ریسک اعتباری: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۳۵۲ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که ریسک اعتباری در سال قبل، بر ریسک اعتباری سال جاری اثرگذار می‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۳/۷۱ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می‌توان گفت ریسک اعتباری در دوره قبل به میزان ۰/۳۵۲ بر ریسک اعتباری سال جاری اثری مثبت دارد.

تمرکز مالکیت: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۲۸- می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که تشدید تمرکز مالکیت باعث کاهش ریسک اعتباری بانک ها می‌گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۲/۸۸- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت تمرکز مالکیت به میزان ۰/۰۲۸۸ بر ریسک اعتباری اثری منفی دارد.

رشد: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۰۰۳۷ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که بهبود رشد درآمد بانک باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۵/۱۵

می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت رشد درآمد به میزان ۰/۰۰۰۳۷ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

اندازه بانک: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۰۷۴- می‌باشد که در سطح ۹۰ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که بزرگ شدن اندازه بانک باعث کاهش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۱/۸۰- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۰ درصد می باشد. لذا می توان اندازه بانک به میزان ۰/۰۰۷۴ بر ریسک اعتباری اثری منفی دارد.

اهرم مالی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۱۷۷ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش اهرم مالی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۶/۴۰ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان اهرم مالی به میزان ۰/۱۷۷ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

نقدینگی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۶۳ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش نقدینگی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۶/۰۶ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان نقدینگی به میزان ۰/۰۶۳ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

در انتهای جدول ۴، آماره های مربوط به آزمون های سارگان، والد و آرلانو و باند ارائه گردیده است که همگی نشان از اعتبار مدل برازش شده دارد.

آزمون‌های آرلانو و باند اول و آرلانو و باند دوم به منظور سنجش خودهمبستگی در مدل استفاده می‌شوند. چنانچه مقدار آماره این آزمون در هر دو مرتبه اول (۱/۲۶۴- با سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵) و دوم (۱/۰۲۴- با سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵) نشان می دهد که خودهمبستگی بین جملات خطا و وقفه متغیر وابسته تاخیری وجود ندارد.

از آزمون سارگان نیز برای ارزیابی صحت و اعتبار ابزارها و اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد استفاده می شود. تنها زمانی که جملات اختلال دچار واریانس ناهمسانی نیستند، آزمون سارگان می تواند به صورت مجانبی دارای توزیع کای مربع می باشد. لذا آماره آزمون سارگان با مقدار ۱۷/۵۷۳ نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل دارد.

در نهایت نیز آماره والد برای سنجش معناداری ضرایب رگرسیون به کار می‌رود مقدار آماره این آزمون (۴۴۱۳۳۹ با سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵۰) نشان می دهد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب رد می‌شود به عبارت دیگر ضرایب رگرسیونی به طور معناداری متفاوت از صفر هستند.

جدول ۴. برآورد مدل اول تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
CR(-1)	۰/۳۵۲	۰/۰۹۴	۳/۷۱	۰/۰۰۰
OC	-۰/۰۲۸	۰/۰۰۹۹	-۲/۸۸	۰/۰۰۴
G	۰/۰۰۰۳۷	۰/۰۰۰۰۷	۵/۱۵	۰/۰۰۰
Size	-۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۴۱	-۱/۸۰	۰/۰۷۲
Lev	۰/۱۷۷	۰/۰۲۷	۶/۴۰	۰/۰۰۰
Liq	۰/۰۶۳	۰/۰۱۰	۶/۰۶	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۰/۰۳۲	۰/۰۹۲	۰/۳۵	۰/۷۲۳
آزمون والد ۴۴۱۳۳۹ (۰/۰۰۰)	آزمون سارگان ۱۷/۵۷۳ (۰/۹۹۹)	آرلانو و باند اول -۱/۲۶۴ (۰/۲۰۵)	آرلانو و باند دوم -۱/۰۲۴ (۰/۳۰۵)	

مدل دوم تحقیق

$$CRWA_{it} = \alpha' + \beta_1' OC_{it} + \beta_2' Groth_{it} + \beta_3' Size_{it} + \beta_4' Leverage_{it} + \beta_5' Liquidity_{it} + U_{it}$$

آزمون F لیمر

بر اساس نتایج جدول ۵ و بر اساس هر دو مقدار F (۲۰۴۵۰۸) و کای مربع (۲۳۹۶)، از آنجا که سطح احتمال هر دو آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد می‌شود. بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از روش داده های تابلویی استفاده کرد.

جدول ۵. آزمون F لیمر

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل دوم	F	۲۰۴۵۰۸	(۲۱،۲۱۵)	۰/۰۰۰
	کای مربع	۲۳۹۶	۲۱	۰/۰۰۰

آزمون هاسمن

بر اساس نتایج جدول ۶، مقدار آماره کای مربع برابر با ۴/۲۲۴ می باشد و از آنجا که سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد نشده است، بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از مدل اثرات تصادفی استفاده کرد.

جدول ۶. آزمون هاسمن

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل دوم	کای مربع	۴/۲۲۴	۵	۰/۵۱۷

برآورد مدل

بر اساس نتایج جدول ۷، همه متغیرهای تحقیق بر کفایت سرمایه بانک ها اثرگذار می‌باشند. در ادامه تفسیر هر یک از متغیرها ارائه گردیده است.

وقفه اول کفایت سرمایه: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۶۲۵ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که کفایت سرمایه در سال قبل، بر کفایت سرمایه سال جاری اثرگذار می باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۳۳/۱۶ می‌باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت کفایت سرمایه در دوره قبل به میزان ۰/۶۲۵ بر کفایت سرمایه دوره جاری اثری مثبت دارد.

تمرکز مالکیت: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۱۶/۱۶۷- می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که تشدید تمرکز مالکیت، بر کفایت سرمایه اثرگذار می باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۳/۱۲- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت تمرکز مالکیت به میزان ۱۶/۱۶۷ بر کفایت سرمایه اثری منفی دارد.

رشد: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۶۲- می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که بهبود رشد درآمد بانک باعث کاهش کفایت سرمایه بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۱/۶۸- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۰ درصد می باشد. لذا می توان گفت رشد درآمد به میزان ۰/۰۶۲ بر کفایت سرمایه اثری منفی دارد.

اندازه بانک: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۶/۵۸۴ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که بزرگ شدن اندازه بانک باعث افزایش کفایت سرمایه بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۲۴/۷۳ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت اندازه بانک به میزان ۶/۵۸۴ بر کفایت سرمایه اثری مثبت دارد.

اهرم مالی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۹۹/۵۳۱- می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش اهرم مالی باعث کاهش کفایت سرمایه بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۱۵۳/۷۳- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت اهرم مالی به میزان ۹۹/۵۳۱ بر کفایت سرمایه اثری منفی دارد.

نقدینگی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۳/۶۵۸ می‌باشد که در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش نقدینگی باعث افزایش کفایت سرمایه بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۲/۱۹ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۵ درصد می باشد. لذا می توان گفت نقدینگی به میزان ۳/۶۵۸ بر کفایت سرمایه اثری مثبت دارد.

در انتهای جدول ۷، آماره های مربوط به آزمون های سارگان، والد و آرلانو و باند ارائه گردیده است که همگی نشان از اعتبار مدل برازش شده دارد.

جدول ۷. برآورد مدل دوم تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
CRWA(-1)	۰/۶۲۵	۰/۰۱۸	۳۳/۱۶	۰/۰۰۰
OC	-۱۶/۱۶۷	۵/۱۷۴	-۳/۱۲	۰/۰۰۲
G	-۰/۰۶۲	۰/۰۳۷	-۱/۶۸	۰/۰۹۳
Size	۶/۵۸۴	۰/۲۶۶	۲۴/۷۳	۰/۰۰۰
Lev	-۹۹/۵۳۱	۰/۶۴۷	-۱۵۳/۷۳	۰/۰۰۰
Liq	۳/۶۵۸	۱/۶۷۱	۲/۱۹	۰/۰۲۹
عرض از مبدأ	-۲۰/۹۵۸	۵/۸۹۱	-۳/۵۶	۰/۰۰۰
آزمون والد ۳۳۲۰۵۹ (۰/۰۰۰)	آزمون سارگان ۱۵/۷۸۶ (۱/۰۰۰)	آرلانو و باند اول -۰/۸۸۵ (۰/۳۷۵)	آرلانو و باند دوم -۰/۹۷۵ (۰/۳۲۹)	

مدل سوم تحقیق

$$CR_{it} = \alpha + \lambda_1 Govt_{it} + \lambda_2 Fam_{it} + \lambda_3 Inst_{it} + \lambda_4 for_{it} + \lambda_5 Groth_{it} + \lambda_6 Leverage_{it} + \lambda_7 Liquidity_{it} + \lambda_8 Size_{it} + U_{it}$$

آزمون F لیمر

بر اساس نتایج جدول ۸ و بر اساس هر دو مقدار F (۱۰/۴۹۰) و کای مربع (۱۷۱/۸۵۳)، از آنجا که سطح احتمال هر دو آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد می‌شود. بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از روش داده های تابلویی استفاده کرد.

جدول ۸. آزمون F لیمر

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل سوم	F	۱۰/۴۹۰	(۲۱،۲۱۳)	۰/۰۰۰
	کای مربع	۱۷۱/۸۵۳	۲۱	۰/۰۰۰

آزمون هاسمن

بر اساس نتایج جدول ۹ ، مقدار آماره کای مربع برابر با ۱۵/۲۹۶ می باشد و از آنجا که سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد شده است، بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از مدل اثرات ثابت استفاده کرد.

جدول ۹. آزمون هاسمن

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل سوم	کای مربع	۱۵/۲۹۶	۷	۰/۰۳۲

برآورد مدل

بر اساس نتایج جدول ۱۰، همه متغیرهای تحقیق به استثنای اندازه بانک بر ریسک اعتباری بانک ها اثرگذار می‌باشند. در ادامه تفسیر هر یک از متغیرها ارائه گردیده است.

وقفه اول ریسک اعتباری: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۳۸۴ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که ریسک اعتباری در سال قبل، بر ریسک اعتباری سال جاری اثرگذار می باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۶/۶۸ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت ریسک اعتباری دوره قبل به میزان ۰/۳۸۴ بر ریسک اعتباری دوره جاری اثری مثبت دارد.

مالکیت دولتی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۳۳۲- می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که تشدید مالکیت دولتی باعث کاهش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۶/۹۶- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت مالکیت دولتی به میزان ۰/۳۳۲ بر ریسک اعتباری اثری منفی دارد.

مالکیت خانوادگی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۱۵۷ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که تشدید مالکیت خانوادگی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۴/۰۷ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت ر مالکیت خانوادگی به میزان ۰/۱۵۷ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

مالکیت موسسه ای: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۱۱۵ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که تشدید مالکیت موسسه ای باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۶/۷۹ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت مالکیت موسسه ای به میزان ۰/۱۱۵ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

رشد: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۰۰۳۳ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که بهبود رشد درآمد بانک باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۳/۵۶ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت رشد درآمد به میزان ۰/۰۰۰۳۳ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

اندازه بانک: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۰۲۲ می‌باشد که معنادار نمی‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۰/۴۹ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۵ درصد نمی باشد. لذا نمی توان گفت اندازه بانک بر ریسک اعتباری اثر گذار است.

اهرم مالی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۱۵۳ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش اهرم مالی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۷/۷۰ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت اهرم مالی به میزان ۰/۱۵۳ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

نقدینگی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۶۳ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش نقدینگی باعث افزایش ریسک اعتباری بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۶/۰۸ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت نقدینگی به میزان ۰/۰۶۳ بر ریسک اعتباری اثری مثبت دارد.

در انتهای جدول ۱۰، آماره های مربوط به آزمون های سارگان، والد و آرلانو و باند ارائه گردیده است که همگی نشان از اعتبار مدل برازش شده دارد. آزمون آرلانو و باند مرتبه اول و دوم جهت آزمون خودهمبستگی استفاده شده اند. در این آزمون فرض صفر بر عدم وجود خودهمبستگی دلالت دارد. چنانچه مقدار آماره این آزمون در هر دو مرتبه اول (۱/۵۱۳- با سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵) و دوم (۰/۰۴۶- با سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵) نشان می دهد که خودهمبستگی بین جملات خطا و وقفه متغیر وابسته تاخیری وجود ندارد. از طرفی دیگر، آماره آزمون سارگان با مقدار ۱۴/۹۱۸ نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل دارد. در نهایت نیز آماره والد (۱۸۷۰ با سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵۰) نشان می دهد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب به جزء عرض از مبدأ رد می‌شود و ضرایب رگرسیونی به طور معناداری متفاوت از صفر هستند.

جدول ۱۰. برآورد مدل سوم تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
CR (-1)	۰/۳۸۴	۰/۰۵۷	۶/۶۸	۰/۰۰۰
Gov	-۰/۳۳۲	۰/۰۴۷	-۶/۹۶	۰/۰۰۰
Fam	۰/۱۵۷	۰/۰۳۸	۴/۰۷	۰/۰۰۰
Inst	۰/۱۱۵	۰/۰۱۷	۶/۷۹	۰/۰۰۰
G	۰/۰۰۰۳۳	۰/۰۰۰۰۹	۳/۵۶	۰/۰۰۰
Size	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۴۵	۰/۴۹	۰/۶۲۴
Lev	۰/۱۵۳	۰/۰۱۹	۷/۷۰	۰/۰۰۰
Liq	۰/۰۶۳	۰/۰۱۰	۶/۰۸	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	-۰/۱۹۴	۰/۰۶۸	-۲/۸۴	۰/۰۰۴
آزمون والد ۱۸۷۰ (۰/۰۰۰)	آزمون سارگان ۱۴/۹۱۸ (۱/۰۰۰)	آرلانو و باند اول -۱/۵۱۳ (۰/۱۳۰)	آرلانو و باند دوم -۰/۰۴۶ (۰/۹۶۲)	

مدل چهارم تحقیق

$$CRWA_{it} = \alpha' + \lambda_1' Gov_{it} + \lambda_2' Fam_{it} + \lambda_3' Inst_{it} + \lambda_4' for_{it} + \lambda_5' Groth_{it} + \lambda_6' Leverage_{it} + \lambda_7' Liquidity_{it} + \lambda_8' Size_{it} + U_{it}$$

آزمون F لیمر

بر اساس نتایج جدول ۱۱ و بر اساس هر دو مقدار F (۰/۸۴۰) و کای مربع (۱۹/۲۷۵)، از آنجا که سطح احتمال هر دو آماره آزمون بزرگ تر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر رد نمی‌شود. بنابراین جهت برآورد مدل بایستی از روش داده های تجمیعی استفاده کرد. لازم به ذکر است که در آزمون F درجه آزادی که نشان دهنده مقاطع و کل مشاهدات موجود در مدل است، برابر با ۲۱۳ و ۲۱ و در آزمون کای مربع درجه آزادی برابر با ۲۱ می باشد.

جدول ۱۱. آزمون اثرات ثابتF لیمر

مدل	آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مدل چهارم	F	۰/۸۴۰	(۲۱،۲۱۳)	۰/۶۶۷
	کای مربع	۱۹/۲۷۵	۲۱	۰/۵۶۷

برآورد مدل

بر اساس نتایج جدول ۱۲، همه متغیرهای تحقیق به استثنای انواع مالکیت و رشد درآمد بر کفایت سرمایه بانک ها اثرگذار می‌باشند. در ادامه تفسیر هر یک از متغیرها ارائه گردیده است.

وقفه اول کفایت سرمایه: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۶۸۴ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که کفایت سرمایه در سال قبل، بر کفایت سرمایه سال جاری اثرگذار می باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۱۳/۴۹ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت کفایت سرمایه دوره قبل به میزان ۰/۶۸۴ بر کفایت سرمایه دوره جاری اثری مثبت دارد.

مالکیت دولتی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۹/۵۷۷- می‌باشد که معنادار نمی‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۰/۸۶- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۵ درصد نمی باشد. لذا نمی توان گفت مالکیت دولتی بر کفایت سرمایه اثرگذار است.

مالکیت خانوادگی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۱۷/۷۳۳- می‌باشد که معنادار می‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۱/۶۳- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۵ درصد می باشد. لذا نمی توان گفت مالکیت خانوادگی بر کفایت سرمایه اثرگذار است.

مالکیت موسسه ای: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۶/۴۱۴- می‌باشد که معنادار نمی‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۰/۸۲- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۵ درصد نمی باشد. لذا نمی‌توان گفت مالکیت موسسه ای بر کفایت سرمایه اثرگذار است.

رشد: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/۰۶۵- می‌باشد که معنادار نمی‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۱/۶۲- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۵ درصد نمی باشد. لذا نمی توان گفت رشد درآمد بر کفایت سرمایه اثرگذار است.

اندازه بانک: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۷/۳۷۲ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. آماره z برآورد شده برابر با ۱۵/۳۹ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت اندازه بانک به میزان ۷/۳۷۲ بر کفایت سرمایه دوره جاری اثری مثبت دارد.

اهرم مالی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۹۸/۰۶۲ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش اهرم مالی باعث کاهش کفایت سرمایه بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۴۲/۵۴- می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت اهرم مالی به میزان ۹۸/۰۶۲ بر کفایت سرمایه اثری منفی دارد.

نقدینگی: ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر با ۵/۶۴۵ می‌باشد که در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بدین معنا که افزایش نقدینگی باعث افزایش کفایت سرمایه بانک ها می گردد. آماره z برآورد شده برابر با ۳/۵۳ می باشد که خارج از محدوده بحرانی در سطح ۹۹ درصد می باشد. لذا می توان گفت نقدینگی به میزان ۵/۶۴۵ بر کفایت سرمایه اثری مثبت دارد.

در انتهای جدول ۱۲، آماره های مربوط به آزمون های سارگان، والد و آرلانو و باند ارائه گردیده است که همگی نشان از اعتبار مدل برازش شده دارد. آزمون آرلانو و باند مرتبه اول و دوم جهت آزمون خودهمبستگی استفاده شده اند. در این آزمون فرض صفر بر عدم وجود خودهمبستگی دلالت دارد. چنانچه مقدار آماره این آزمون در هر دو مرتبه اول (۰/۸۴۴- با سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵) و دوم (۰/۸۲۳- با سطح احتمال بزرگ تر از ۰/۰۵) نشان می دهد که خودهمبستگی بین جملات خطا و وقفه متغیر وابسته تاخیری وجود ندارد. در طرف دیگر، آماره آزمون سارگان با مقدار ۱۷/۴۹۷ نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل دارد. در نهایت نیز آماره والد (۸۹۹۲۰ با سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵۰) نشان می دهد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب به جزء عرض از مبدأ را نمی توان پذیرفت و ضرایب رگرسیونی به طور معناداری منفاوت از صفر هستند.

جدول ۱۳. برآورد مدل چهارم تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
CRWA (-1)	۰/۶۸۴	۰/۰۵۰	۱۳/۴۹	۰/۰۰۰
Gov	-۹/۵۷۷	۱۱/۱۳۷	-۰/۸۶	۰/۳۹۰
Fam	-۱۷/۷۳۳	۱۰/۸۴۷	-۱/۶۳	۰/۱۰۲
Inst	-۶/۴۱۴	۷/۸۴۷	-۰/۸۲	۰/۴۱۴
G	-۰/۰۶۵	۰/۰۴۰	-۱/۶۲	۰/۱۰۶
Size	۷/۳۷۲	۰/۴۷۸	۱۵/۳۹	۰/۰۰۰
Lev	-۹۸/۰۶۲	۲/۳۰۵	-۴۲/۵۴	۰/۰۰۰
Liq	۵/۶۴۵	۱/۵۹۶	۳/۵۳	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	-۴۲/۳۲۶	۹/۷۱۸	-۴/۳۶	۰/۰۰۰
آزمون والد ۸۹۹۲۰ (۰/۰۰۰)	آزمون سارگان ۱۷/۴۹۷ (۰/۹۹۹)	آرلانو و باند اول -۰/۸۴۴ (۰/۳۹۸)	آرلانو و باند دوم -۰/۸۲۳ (۰/۴۱۰)	

بحث و نتیجه گیری

هدف اصلی در این تحقیق سنجش تاثیر میزان تمرکز و ساختار مالکیت بر ریسک اعتباری و کفایت سرمایه بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بوده است. برای بررسی این موضوع، سهامداران بالای ۱٪ به عنوان شاخص تمرکز استفاده گردید. همچنین متغیرهای درصد سهام دولت، درصد سهامداران شرکتی (نهادی) و درصد سهام خانوادگی به عنوان شاخص‌های ساختار مالکیت استفاده شد.

بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌های تحقیق، تمرکز مالکیت باعث بهبود ریسک اعتباری می‌شود یعنی افزایش تمرکز باعث کاهش ریسک اعتباری می‌گردد. با توجه به اینکه، نظارت سهامداران عمده می‌تواند در شرکت به مراتب بیشتر از سهامداران خرد باشد لذا می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تمرکز در سهامداران بانک باعث افزایش نظارت بر پرداخت تسهیلات می‌گردد و مدیران بانک‌ها را وادار به اعتبارسنجی دقیق‌تر در شناسایی مشتریان می‌نماید. همچنین افزایش تمرکز باعث کاهش کفایت سرمایه می‌گردد یکی از دلایل این امر می‌تواند مربوط به پرداخت سودهای غیر متعارف توسط برخی بانک‌ها به سپرده‌ها باشد که باعث زیان‌ده شدن بانک‌ها و کاهش کفایت سرمایه می‌گردد با توجه به اینکه سهامداران عمده بیشتر به دنبال نظارت بر استمرار فعالیت بانک‌ها می‌باشند به منظور کاهش ریسک نقدینگی از فشار نظارتی به منظور افزایش کفایت سرمایه اجتناب می‌کنند و این امر در مدل با تاثیر منفی تمرکز بر کفایت سرمایه نمایان گردیده است.

با توجه به نتایج به دست آمده از تحلیل داده‌ها، افزایش مالکیت دولتی باعث بهبود ریسک اعتباری می‌گردد (که از دلایل عمده آن می‌توان به حداقل بودن نرخ ذخیره مطالبات غیرجاری (۱/۵ ٪) مطالبات غیرجاری از دولت در مقایسه با نرخ ۱۰ ٪ تا ۱۰۰ ٪ نرخ ذخیره مطالبات غیرجاری مربوط به غیر دولتی اشاره کرد)، اما افزایش مالکیت خانوادگی و مالکیت موسسه‌ای باعث افزایش ریسک اعتباری می‌گردد.

از طرف دیگر هر سه متغیر ساختار مالکیت (مالکیت دولتی، مالکیت خانوادگی و مالکیت موسسه‌ای) باعث کاهش کفایت سرمایه می‌شود به عبارت دیگر این متغیرها تاثیر منفی بر متغیر کفایت سرمایه دارند.

فهرست منابع

سجادی, سید حسین, فرازمند, حسن, نیک کار, جواد. (۱۳۹۲). تأثیر ساختار مالکیت بر ریسک سرمایه گذاری در شرکت ها .پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی.

پاکیزه و منطقی و نوبخت. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر تمرکز مالکیت بر ریسک پذیری بانک های تجاری خصوصی در ایران. پژوهش های پولی بانکی.

خدایی وله زاقرد و مسعودی مقدم. (۱۳۹۲) بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر ریسک پذیری بانک ها و بیمه های خصوصی (پایان نامه کارشناسی ارشد). واحد تهران شمال دانشگاه آزاد اسلامی.

فضل زاده،ع.، محمدزاده، پ.، و اسکندری، حمید و محمد صادق اسکندری، مدیریت ریسک و روش های ارزیابی ریسک (با رویکرد کاربردی)، ۱۳۹۸ ، انتشارات: بوستان.

اولیور روگی، ماکسین گاروی و اسواد دامودارن، ریسک پذیری دیدگاه حاکمیت شرکت، ۱۳۹۸، مترجمان: پرویز سعیدی، رویا ایزدی و عباسعلی عرب موحدی، انتشارات: برآیند پویش

طهباز هندی، ع. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک صنعت .فصلنامه بورس اوراق .۱۶-۵ ، بهادار .سال دوم، شماره ۷

اسکندری، حمید و محمد صادق اسکندری، مدیریت ریسک و روش های ارزیابی ریسک (با رویکرد کاربردی)، ۱۳۹۸ ، انتشارات: بوستان.

اولیور روگی، ماکسین گاروی و اسواد دامودارن، ریسک پذیری دیدگاه حاکمیت شرکت، ۱۳۹۸، مترجمان: پرویز سعیدی، رویا ایزدی و عباسعلی عرب موحدی، انتشارات: برآیند پویش

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. The review of economic studies, 277-297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of econometrics, 29-51.

Ehsan, S., & Yasmin Javid, A. (2018). Bank ownership structure, regulations and risk-taking:evidence from commercial banks in Pakistan. Portuguese Economic Journal.

Gürsoy, G., & Aydoğan, K. (2002). Equity ownership structure, risk taking, and performance: an empirical. Emerging Markets Finance & Trade, 6-25.

Hammami, y., & Boubaker, A. (2015). Ownership structure and bank risk-taking: empirical evidence from the. International Business Research, 271–284.

Iannotta, G., Nocera, G., & Sironi, A. (2007). Ownership structure, risk, and performance in the European banking. J Bank Financ, 2127-2149.

Kim, D., & Santomero, A. (1994). Risk in banking and capital regulation. J Financ, 1219-1233.

Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. J Financ Econ, 259-275.

M. Rahman, M., Ali Arshad, C., & DEY, M. (2018). Relationship between Risk-taking, Capital Regulation and Bank Performance: Empirical Evidence from Bangladesh. Eurasian Journal of Business and Economics, 29-57.

Magalhaes, R., Panizza, U., & Yañez, M. (2007). Bank ownership and performance. Does politics matter? J Bank Financ, 219-241.

Micco, A., Panizza, U., & Yañez, M. (2007). Bank ownership and performance. Does politics matter? Journal of Banking & Finance, 219-241.

Naceur, S., & Omran, M. (2011). The effects of bank regulations, competition, and financial reforms on banks' performance. Emerging Markets Review, 1-20.

Saunders, A., Strock, E., & Travlos, N. (1990). Ownership structure, deregulation, and bank risk taking. J Financ, 643-654.

Shleifer, A. (1998). State versus private ownership. Journal of Economic Perspectives, 12(4), 133–150

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1986). Large shareholders and corporate control. Journal of Political Economy, 94(3, Part 1), 461–488.

Fungáčová, Z., & Solanko, L. (2009). Risk-taking by Russian banks: Do location, ownership and size matter?

Boubakri, N., Cosset, J. C., & Saffar, W. (2013). The role of state and foreign owners in corporate risk-taking: Evidence from privatization. Journal of Financial Economics, 108(3), 641–658.

Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., & Min, H. G. (1998). Opening to foreign banks: Issues of efficiency, stability and growth. Globalization of World Financial Markets. Forthcoming.

Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2010). Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. Journal of Financial Economics, 98(3), 626–650. https:// doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.06.004

Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2013). Are banks too big to fail or too big to save? International evidence from equity prices and CDS spreads. Journal of Banking & Finance, 37(3), 875–894.
Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2004). Bank supervision and regulation: What works best?

Financial Economics
Vol. (15) Issue (59) Autumn 2026

The effect of concentration of ownership on credit risk and capital adequacy of banks accepted to the stock exchange

Mohammad Roshan
Department of Accounting, Kish International Branch, Islamic Azad University, Kish Island, Iran
m_roshan2004@yahoo.com

Behrooz Khodarahmi
Department of Economic Development Management Research, Management and Technology Development Studies Center, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author)
bkhoda@modares.ac.ir

Fatemeh Sarraf
Department of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
aznyobe@yahoo.com

Abstract

This study examines the effect of concentration and ownership structure on the risk-taking behavior of banks admitted to the Tehran Stock Exchange. The data used in this research includes the financial data included in the audited financial statements of 22 banks admitted to the Tehran Stock Exchange Organization, which were collected in a panel form and in the period of 2009-2019.

In order to investigate the impact of ownership concentration and ownership structure on the credit risk-taking behavior and capital adequacy of banks, the variables of shareholders with shares greater than one percent are used as ownership concentration and the variables of corporate, family and government ownership shareholders are used as ownership structure criteria. has been The results show that the increase in ownership concentration leads to a decrease in credit risk and capital adequacy in the bank. Also, government ownership has a negative effect on credit risk, and family and corporate ownership has a positive effect on banks' risk-taking. Also, all three ownership structure variables have a negative effect on bank capital adequacy. In other words, increasing the concentration in all three variables reduces capital adequacy. These findings show that the appropriate ownership structure can limit the bank's risk-taking activities according to the risk level of each bank.