

اثر مطالبات غیرجاری بر عملکرد مالی بانک‌ها در نظام بانکی ایران^{*۱}

حمید کردبچه^۲، حسین راغفر^۳ و نسرين سرگزی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۱۸

چکیده

رشد فزاینده مطالبات غیرجاری بانکی و افزایش سهم آن به بیش از ۱۵ درصد وام‌های پرداختی و مهمتر اینکه افزایش سهم مطالبات مشکوک‌الوصول به بیش از ۶۰ درصد این وام‌ها، مطالبات غیرجاری را به یکی از تهدیدهای جدی بانکها و مؤسسات اعتباری تبدیل نموده است. افزایش حجم مطالبات مذکور، اثرات قابل توجهی بر رفتار بانک‌ها و بنگاه‌ها به عنوان دو طرف اصلی این وام‌ها داشته است. یک از مهمترین اثرات این واقعیت، افزایش هزینه واسطه‌گری مالی بانک‌ها و کاهش حاشیه سود آنها است. این پیامد، خود می‌تواند اثرات قابل توجهی بر خطرپذیری بانک‌ها و رفتار سرمایه‌گذاری آنها داشته باشد. این مطالعه به بررسی اثر مطالبات مذکور بر سودآوری بانک‌ها پرداخته، و برای این منظور، اثر رشد مطالبات غیرجاری شامل مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول بر بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام مورد ارزیابی قرار گرفته و در این راستا، از یک مدل رگرسیون

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2018.17352.1117

* این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نسرين سرگزی از دانشگاه الزهرا (س) است.

۲. دانشیار، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س) (نویسنده مسئول)؛

hamidkurdbackeh@yahoo.com

۳. دانشیار، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س)؛ raghhg@yahoo.com

۴. کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی؛ nasrinsargazi@yahoo.com

پانل برای یک نمونه از شانزده بانک کشور در طول دوره زمانی ۹۱-۱۳۸۴ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول تأثیر منفی و معناداری بر سودآوری بانک‌ها دارند؛ اما بین مطالبات سررسید گذشته و سودآوری بانک‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

واژگان کلیدی: ایران، بانک، رگرسیون پانل، سودآوری، مطالبات غیر جاری
طبقه‌بندی JEL: G21, G32

۱. مقدمه

بدون شک عملکرد کارآمد و مؤثر نظام بانکی، پیش شرط لازم برای توسعه اقتصادی و انعطاف‌پذیری در برابر بحران مالی محسوب می‌شود. طی سال‌های اخیر، مطالبات غیر جاری به عنوان یکی از تهدیدهای عمده بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، توجهات زیادی را به خود جلب کرده و افزایش و پیچیده شدن حجم این مطالبات به مشکلی که پایداری نهادهای مالی را تهدید می‌کند، تبدیل شده است (امبابا،^۱ ۲۰۱۳). مطالبات غیر جاری، به بدهی‌هایی که بازبایی آن بسیار مشکوک و حتی غیر ممکن است، اشاره دارد (عظیم و آمارا،^۲ ۲۰۱۴). در واقع مطالبات غیر جاری بانک‌ها نشانگر زبان انباشته‌ای است که در اثر استمرار مجموعه‌های از فراز و فرودها در سطح اقتصاد کلان و سوء مدیریت‌ها در بخش مالی در اقتصاد رسوب کرده‌اند (نیلی و محمودزاده، ۱۳۹۳). در ایران در طی سال‌های اخیر مطالبات غیر جاری دارای رشد فزاینده‌ای بوده، به صورتی که هم اکنون حجم و ترکیب این مطالبات به یکی از چالش‌های اصلی نظام مالی تبدیل شده، و طبق آمار منتشره از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، میزان اسمی وام‌های غیر جاری از رقم ۱۰ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۸۶ به بیش از ۸۰ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است. علاوه بر رشد قابل توجه مطالبات جاری در طول سال‌های اخیر، ترکیب این مطالبات نیز به شکل نگران‌کننده‌ای تغییر نموده است؛ به طوری که بیش از ۶۰ درصد از این مطالبات را مطالبات مشکوک‌الوصول تشکیل می‌دهد (کرمانی مقدم، ۱۳۹۴).

بنابراین به جرأت می‌توان گفت حجم گسترده وام‌های غیر جاری در سال‌های اخیر به یک تهدید عمده برای بخش مالی کشور تبدیل شده است؛ به صورتی که برای دوران طولانی می‌تواند این نظام را از ایفای وظایف اصلی خود در پیشبرد توسعه باز می‌دارد. از این رو، پژوهش حاضر بر تأثیر مطالبات غیر جاری بر سودآوری بانک‌ها در ایران متمرکز شده است. در ادامه، ابتدا وضعیت مطالبات غیر جاری در نظام بانکی ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ سپس به پیشینه تحقیق می‌پردازیم و در خاتمه تحلیل مدل و نتایج آن ارائه خواهد شد.

۲. پیشینه تحقیق

اکثر مطالعات انجام شده، وجود رابطه قوی بین مطالبات غیرجاری و سودآوری بانکها را مورد تأیید قرار می‌دهند. قسمت عمده تحقیقات موجود، به طور تجربی در پی یافتن رابطه‌ای میان مطالبات غیرجاری و سودآوری بانکها می‌باشند. اوسوانتوی و همکاران^۱ (۲۰۱۴)، عملکرد مالی بانکهای روستایی در منطقه جنوب شرقی غنا طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه به این نتیجه رسیدند که نقدینگی و اندازه بانک، ارتباط قابل توجه و مثبت و وام‌های غیرجاری، ارتباط منفی با عملکرد بانک دارند. از سوی دیگر، به دلیل سطح بالای وام‌های غیرجاری بین پرتفوی بانک و کارآیی بانکها رابطه منفی وجود دارد.

عظیم و آمارا (۲۰۱۴)، اثرات وام‌های غیرجاری بر سوددهی شانزده بانک اصلی پاکستان طی دوره ۱۲-۲۰۰۶ را بررسی کرده‌اند. نتایج به دست آمده با استفاده از داده‌های پانل و مدل اثرات ثابت، نشان می‌دهد که افزایش مطالبات غیرجاری، اثرات منفی بر بازدهی دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام دارد.

منیوانا^۲ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای، اثر وام‌های غیرجاری بر عملکرد تعاونی‌های نایروبی طی دوره ۱۱-۲۰۰۵ را ارزیابی کردند. پژوهشگران در این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون خطی چندگانه برای ایجاد رابطه بین وام‌های غیرجاری و عملکرد مالی، به این نتیجه رسیدند که ویر و ومبیوا^۳ (۲۰۱۴) علل اصلی گسترش نرخ دامنک در بخش بانکداری کنیا طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد نرخ بانک، نرخ اوراق قرضه و نرخ وام‌های غیرجاری به طور قابل توجهی تأثیر مثبت بر نرخ دامنک دارند و تولید ناخالص واقعی، تأثیر منفی بر این نرخ در کوتاه مدت و بلندمدت می‌گذارد.

کارچی^۴ (۲۰۱۱) اثر ریسک اعتباری را در سودآوری بانکهای نیجریه طی دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج تکنیک رگرسیون نشان می‌دهد که ریسک اعتباری، تأثیر منفی قابل توجهی بر سودآوری بانکها در نیجریه دارد.

ماکاریا^۵ (۲۰۱۲) به بررسی اثر وام‌های غیرجاری بر عملکرد مالی بانکها در کنیا پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از مطالعه تأیید می‌کند که یک مقدار بالا از مطالبات غیرجاری منجر به کاهش بازدهی دارایی شده و با بازدهی دارایی بالاتر، سطح مطالبات غیرجاری پایین‌تر است.

کالاپو و همکاران^۱ (۲۰۱۲) اثر ریسک اعتباری را بر عملکرد بانکهای تجاری در نیجریه طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل پانل ۵ بانک نشان می‌دهد اثر ریسک

1. Owusu-Antwi *et al.*
2. Manyuanda
3. Were & Wambua
4. Kargi
5. Macharia

اعتباری بر بازده دارایی بانک، به صورت مقطعی ثابت است. افزایش صد درصدی در وامهای غیرجاری، سودآوری را حدود ۶/۲ درصد کاهش و افزایش صد درصدی در کل پرتفوی وام، سودآوری را ۹،۶ درصد افزایش می‌دهد.

وای دستنی^۲ (۲۰۱۶) با استفاده از مدل پانل رگرسیون در نمونه‌ای از ۸۲ بانک تجاری در ژاپن طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۳ نشان داد که افزایش وامهای غیرجاری، هیچ تأثیری بر سودآوری ندارد.

عمر و سان^۳ (۲۰۱۶) اثر وامهای غیرجاری را بر ایجاد نقدینگی بانکهای چینی طی دوره ۲۰۰۵-۱۴ با استفاده از روش پانل پویا و مدل اثرات ثابت تجزیه و تحلیل کردند. نتایج نشان می‌دهد که به دنبال افزایش وامهای غیرجاری، کل نقدینگی بانکهای چینی در حال کاهش است.

احمدی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر ریسک اعتباری بر عملکرد نظام بانکی کشور طی دوره زمانی ۹۲-۱۳۸۳ پرداختند. در این راستا، از نسبت مجموع مطالبات سررسید گذشته و معوق شده به کل تسهیلات به عنوان ریسک اعتباری طی یک روش خود رگرسیون برداری داده‌های تابلویی استفاده کردند. نتایج نشان داد تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در ریسک اعتباری نقدینگی بانکها، به کاهش بازده دارایی‌ها و سودآوری بانکها منجر می‌شود.

شوال‌پور و اشعری (۱۳۹۲) تأثیر ریسک اعتباری بر سودآوری بانکها در ایران را در نمونه‌ای شامل پانزده بانک طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد با افزایش ریسک اعتباری، هزینه بانکها افزایش یافته، بنابراین سودآوری بانکها کاهش می‌یابد. آقایی (۱۳۹۲) رابطه بین ریسک اعتباری را با سودآوری و نقدینگی در بانکهای عضو بورس اوراق بهادار با تأکید بر نقش تعدیلی نظام راهبری شرکتی در نمونه‌ای از نه بانک از جامعه آماری بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سالهای ۹۱-۱۳۸۸ مورد بررسی قرار دادند. برای آزمون معنادار بودن مدل‌های آماری و فرضیات تحقیق، از آماره‌های f و t استیودنت در سطح اطمینان ۹۵ درصد استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که ریسک اعتباری تأثیر منفی و معناداری بر شاخص‌های سودآوری ROA^4 و ROE^5 دارد. همچنین ریسک اعتباری دارای تأثیر منفی اما فاقد معنی بر نقدینگی و حاشیه بهره خالص بانکها می‌باشد.

شعری آناقیز (۱۳۹۰) ارتباط بین عوامل کلان اقتصادی و ریسک اعتباری بانکها را در نمونه‌ای شامل پانزده بانک طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار دادند. عوامل کلان

1. Kolapo *et al.*
2. Vithessonthi
3. Umar & Sun
4. Return on Assets
5. Return on Equity

اقتصادی شامل نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، حجم پول، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز می‌باشد. به منظور اندازه‌گیری ریسک اعتباری از نسبت ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول به کل تسهیلات و نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات طی یک مدل رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بین نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز و ریسک اعتباری بانک‌ها ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

۳. مبانی نظری

۳-۱. مطالبات غیرجاری

با توجه به ماهیت وام‌دهی، غیرجاری شدن بخشی از مطالبات بانک‌ها به عنوان یکی از پیامدهای معمول این فرایند، گریز ناپذیر است (نیلی و محمودزاده، ۱۳۹۳).

بر مبنای طبقه بندی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مطالبات غیرجاری نظام بانکی کشور به سه دسته طبقه‌بندی می‌شوند. در طبقه بندی اول، مطالبات سررسید گذشته بانک‌ها تا ۶ ماه پس از سررسید محاسبه می‌شود و در صورت عدم بازپرداخت، در طبقه بندی دوم، یعنی مطالبات معوق که بین ۶ تا ۱۸ ماه از تاریخ اولین سررسید آنها گذشته باشد، قرار می‌گیرند. در سومین طبقه بندی که مطالبات مشکوک‌الوصول است، مطالبات تاریخ گذشته از ۱۸ ماه پس از اولین سررسید در نظر گرفته می‌شود که از حساسیت بیشتری به دلیل احتمال استرداد پایین برخوردار است (اداره مطالعات و مقررات بانکی، ۱۳۸۵).

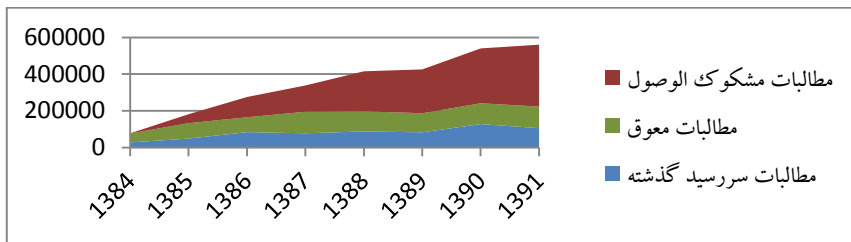
از مباحث مهم در مساله مطالبات غیرجاری، نقش این مطالبات در عملکرد نظام بانکی و اقتصاد ملی است. یکی از اثرات اولیه و مهم رشد مطالبات غیرجاری بانک‌ها، کاهش توان وام‌دهی و سودآوری نظام بانکی است. منابع اعطای وام از دو منشأ وصولی‌ها و سپرده‌های جدید فراهم می‌شود. انباشت مطالبات غیرجاری و کاهش وصولی‌ها منجر به تخریب دارایی بانک‌ها، کاهش سودآوری و تضعیف استحکام و سلامت بانک‌ها می‌شود (نیلی و محمودزاده، ۱۳۹۳).

افزایش انگیزه نظام بانکی برای سرمایه‌گذاری‌های پر ریسک از دیگر آثار افزایش مطالبات معوق است. در شرایطی که بانک خود را در آستانه ورشکستگی ببیند، انگیزه بانک برای انجام فعالیت‌های پر مخاطره افزایش می‌یابد. این امر بدان دلیل است که در شرایط نزدیک به ورشکستگی، در بدترین حالت، بانک دچار ورشکستگی می‌شود. در مقابل، با موفقیت برخی از این فعالیت‌های پرریسک، بانک از خطر ورشکستگی نجات خواهد یافت. در واقع در این شرایط، تابع هزینه بانک با تابع هزینه برنامه‌ریزی اجتماعی بسیار فاصله می‌گیرد و ممکن است بانک منابع خود را حتی در پروژه‌های با نرخ بازگشت سرمایه منفی سرمایه‌گذاری کند. افزایش هزینه واسطه‌گری مالی بانک‌ها یا دامنگ^۱، یکی دیگر از پیامدهای افزایش مساله مطالبات غیرجاری است. افزایش انگیزه بانک‌ها برای سوق منابع موجود به سمت بنگاه‌هایی که به‌نوعی

در آن ذی نفع هستند، کاهش انگیزه بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری‌های باارزش‌افزوده مثبت، از دیگر آثار افزایش مطالبات غیرجاری بانکها است (کرمانی مقدم، ۱۳۹۴).

۲-۳. وضعیت مطالبات غیرجاری نظام بانکی کشور

مطالبات غیرجاری طی سال‌های اخیر، دارای رشد فزاینده‌ای بوده است. نمودار ۱ تصویر گویایی از این وضعیت را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، مشاهده می‌شود حجم اسمی وام‌های غیرجاری از رقم ۷۸۴۳۹ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ به ۵۶۰۳۰۹/۳ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ افزایش یافته و مهمتر اینکه حجم مطالبات مشکوک الوصول از ۹۶۹ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ به ۳۳۶۴۹۳/۸ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ رسیده است.



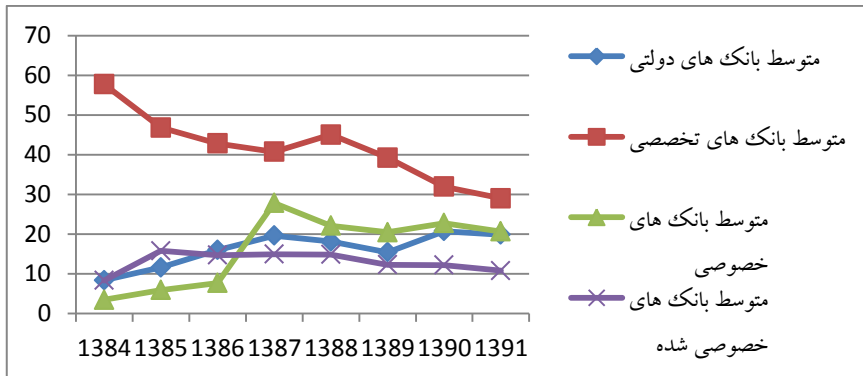
نمودار ۱. حجم مطالبات غیرجاری (هزار میلیارد ریال)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

رشد سریع مطالبات غیرجاری باعث شده است که طی سال‌های ۸۴ تا ۸۸ نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات شبکه بانک از حدود ۷ درصد به حدود ۱۹ درصد افزایش، و پس از آن تا حدود ۱۵ درصد کاهش یابد. البته این کاهش، نه به دلیل کاهش این مطالبات بلکه به سبب رشد سریع‌تر تسهیلات پرداختی شبکه بانکی پس از سال‌های ۸۸ بوده است (کرمانی مقدم، ۱۳۹۴).

بررسی مطالبات غیرجاری به تفکیک گروه‌های بانکی در نمودار ۲ نشان می‌دهد سهم بانک‌های تخصصی در مطالبات غیرجاری از همه گروه‌های بانکی بالاتر است و پس از آنها به ترتیب، بانک‌های خصوصی، دولتی و در نهایت، بانک‌های خصوصی شده قرار دارند.

طی این دوره، نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات شبکه بانکی، و نسبت وام‌های غیرجاری به دارایی‌های سیستم بانکی به ترتیب، از ۷ و ۵٫۳ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۱۵ و ۹ درصد در سال ۱۳۹۱ افزایش یافته است. همچنین در نمونه مورد بررسی بانک ملی با داشتن ۶۳۹۴۳۶/۳ هزار میلیارد ریال، بیشترین میزان مطالبات غیرجاری و پست بانک با ۹۷۷۱/۹۹۵ هزار میلیارد ریال، کمترین میزان مطالبات غیر جاری را طی این دوره دارا می‌باشند.



نمودار ۲. نسبت مطالبات غیر جاری به تسهیلات در گروه‌های بانکی (درصد)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اینکه هدف این پژوهش، بررسی رابطه مطالبات غیر جاری و سودآوری بانک‌ها است، نوع پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر شیوه، توصیفی-همبستگی می‌باشد؛ که برای بررسی دقیق‌تر، از رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. محدوده زمانی تحقیق با در نظر گرفتن اطلاعات نزدیک به زمان انجام پژوهش و در دسترس بودن آنها برای دوره زمانی هشت ساله از ابتدای سال ۸۴ تا پایان سال ۹۱ خواهد بود. با توجه به قلمرو مکانی پژوهش، جامعه آماری شامل ۱۶ بانک از بانک‌ها و مؤسسه‌های تحت نظارت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

در چارچوب ادبیات نظری و تجربی مورد بررسی، با توجه به هدف این مطالعه که بررسی اثرات مطالبات غیر جاری بر سودآوری بانک‌ها می‌باشد، شاخص‌های سودآوری بانک‌ها به عنوان متغیرهای وابسته بر روی مجموعه‌ای از متغیرهایی که مطالبات غیر جاری بانک‌ها را توضیح می‌دهد، با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی برازش شده، و برای اندازه‌گیری سودآوری بانک‌ها از دو نسبت بازده دارایی‌ها^۱ و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام^۲ استفاده شده است. نسبت بازده دارایی‌ها، بازده حاصل از دارایی به کار گرفته را محاسبه می‌کند و از نسبت سود خالص پس از مالیات بر متوسط دارایی‌ها محاسبه می‌شود. نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، میزان سود خالص ایجاد شده در مقابل هر یک ریال حقوق صاحبان سهام را نشان می‌دهد و از تقسیم سود خالص پس از مالیات بر متوسط حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود (تهرانی، ۱۳۹۱).

مطالبات غیر جاری بانک‌ها که می‌تواند با شاخص نسبت مطالبات سررسید گذشته به مجموع تسهیلات اعطایی، نسبت مطالبات معوق به مجموع تسهیلات اعطایی و نسبت مطالبات

1. ROA
2. ROE

مشکوک‌الوصول به مجموع تسهیلات اعطایی محاسبه شود، یکی از عوامل اصلی تعیین‌کننده سودآوری بانک‌ها است در واقع بانک‌های دارای سودآوری بالاتر، احتمالاً سطوح پایین‌تری از مطالبات غیر جاری را دارا می‌باشند، بنابراین انتظار می‌رود بین مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول با سودآوری بانک‌ها رابطه منفی وجود داشته باشد.

چنانچه شاخص‌های مطالبات غیر جاری به تنهایی متغیر مستقل محسوب شده و وارد مدل شوند، مشکل خطای تصریح بروز می‌کند از این رو، می‌باید متغیرهای کنترلی وارد مدل شود. برای تعیین متغیرهای کنترلی مطالعات پیشین مورد توجه قرار گرفته است و از لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های هر بانک به عنوان شاخص اندازه بانک و از نسبت مجموع اوراق مشارکت به مجموع دارایی بانک به عنوان شاخص اوراق مشارکت و از نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام در مدل استفاده شده است (منیوآنا و همکاران، ۲۰۱۴ و شوال‌پور و اشعری، ۱۳۹۲).

نمونه مورد استفاده در این پژوهش ۴ بانک دولتی، ۲ بانک تخصصی، ۷ بانک خصوصی و ۳ بانک خصوصی را شامل شده است. بانک‌های دولتی شامل پست بانک، رفاه، سپه و ملی، بانک‌های تخصصی شامل بانک‌های صنعت و معدن و کشاورزی، بانک‌های خصوصی شامل بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد، سامان، سرمایه، سینا، کارآفرین و بانک‌های خصوصی شده شامل بانک‌های تجارت، صادرات و ملت است که در دوره مورد مطالعه ۹۱-۱۳۸۴ فعالیت داشته‌اند. روش گردآوری اطلاعات به صورت کتابخانه‌ای است و برای جمع‌آوری اطلاعات از گزارش‌های عملکرد نظام بانکی کشور و سایت بانک مرکزی استفاده کرده‌ایم. همچنین توصیف آماری متغیرهای به کار رفته در این تحقیق در پیوست ۱ آمده است. جدول ۱ درباره متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش که براساس ادبیات تجربی و نظری تعریف می‌شوند، تصویری کلی ارائه می‌کند.

جدول ۱. معرفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	نوع متغیر	علامت اختصاری	توضیح	علامت مورد انتظار
نسبت مطالبات سررسید گذشته	مستقل	EDR	نسبت مطالبات سررسید گذشته به کل وام	-
نسبت مطالبات معوق	مستقل	ODR	نسبت مطالبات معوق به تسهیلات اعطایی	-
نسبت مطالبات مشکوک‌الوصول	مستقل	DDR	نسبت مطالبات مشکوک‌الوصول به تسهیلات اعطایی	-
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	کنترل	LEV	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	-/+
اندازه بانک	کنترل	SIZ	لگاریتم طبیعی دارایی‌های بانک	-/+
نسبت اوراق مشارکت	کنترل	BR	نسبت اوراق مشارکت به دارایی	-/+
سال	کنترل	year	زمان	-/+

به منظور بررسی ارتباط علی میان مطالبات غیرجاری و سایر متغیرهای کنترلی مؤثر بر سودآوری بانک‌ها و با توجه به ماهیت داده‌های پانل (ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری‌زمانی)، از دو مدل رگرسیون پانل چند متغیره به شرح زیر استفاده شده است:

مدل ۱. رابطه "نسبت مطالبات سررسید گذشته"، "نسبت مطالبات معوق" و "نسبت مطالبات مشکوک‌الوصول" با "بازده دارایی".

$$ROA = a_{it} + b_1 ED_{it} + b_2 NPL_{it} + b_3 DA_{it} + b_4 LEV + b_5 SIZ_{it} + b_6 BR_{it} + b_7 year + e_{it}$$

مدل ۲. رابطه "نسبت مطالبات سررسید گذشته"، "نسبت مطالبات معوق"، "نسبت مطالبات مشکوک‌الوصول" با "بازده حقوق صاحبان سهام".

در معادلات بالا i و t به ترتیب، نمایانگر بانک و دوره زمانی است. همچنین، نسبت مطالبات سررسید گذشته به کل تسهیلات اعطایی، NPL : نسبت مطالبات معوق به کل تسهیلات اعطایی، DA : نسبت مطالبات مشکوک‌الوصول به کل تسهیلات اعطایی، LEV : نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، SIZ : لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های هر بانک در نمونه مورد بررسی به عنوان معیاری از اندازه بانک در مدل وارد شده است، BR_{it} از تقسیم مجموع اوراق مشارکت به مجموع دارایی بانک محاسبه شده است، $year$: یک متغیر زمان است که نشان‌دهنده سال‌های مورد مطالعه است.

به منظور آزمون انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آماره هاسمن استفاده می‌شود. روش اثرات ثابت، با وارد کردن متغیرهای مجازی، اثرات واحدهای مقطعی مختلف را جدا می‌کند و روش اثرات تصادفی نیز به نوعی دیگر ناهمسانی واریانس بین گروهی را برطرف می‌کند. به منظور اینکه مشخص شود کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد مناسب‌تر است، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ارتباط بین جزء اخلاص مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی و تصادفی الگو است؛ در حالی که فرضیه مقابل، به این معنی است که بین جزء اخلاص مورد نظر و متغیر توضیحی همبستگی وجود دارد. با توجه به اینکه هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلاص و متغیر توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم، بهتر است در انجام پذیرفته شدن H_1 (رد H_0)، از روش اثرات ثابت استفاده کنیم. تحت فرضیه H_0 ، اثرات ثابت و اثرات تصادفی هر دو سازگار هستند، ولی روش اثرات ثابت ناکارا است (وولدریج^۱، ۲۰۱۰).

ابتدا آزمون هاسمن انجام شده، و در مواردی که فرضیه H_0 آزمون هاسمن رد شده است، از روش اثرات ثابت برای برآزش داده‌ها استفاده شده است. در مدل اول، با توجه به پیوست سه، آماره کی دو محاسباتی، کوچک‌تر از مقدار کی دو جدول است، بنابراین فرضیه H_0 رد نمی‌شود، لذا اثرات تصادفی سازگار است و باید برای حل برآورد مدل نهایی از روش اثرات

تصادفی استفاده کنیم. در مدل دوم، با توجه به پیوست سه، آماره کی دو محاسباتی، بزرگتر از مقدار کی دو جدول است، بنابراین فرضیه H_0 رد می‌شود و در ادامه، با انجام آزمون چاو (F لیمر) نیز فرضیه H_0 رد می‌شود و بنابراین، اثرات ثابت سازگار است و باید برای برآورد مدل نهایی از روش اثرات ثابت استفاده کنیم.

یکی از فروض مهم مدل رگرسیون، عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاقی که در تابع رگرسیون جامعه وارد می‌شود، به این مفهوم که جمله اخلاقی مربوط به یک مشاهده، تحت تأثیر جمله مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. برای بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلاقی با استفاده از نرم‌افزار stata12 آزمون خود همبستگی LR انجام گرفت. فرضیه H_0 این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاقی $(Cov(u_i, u_j) = 0)$ می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از جدول پیوست چهار، ضریب LR در مدل اول دارای P-Value کوچکتر از ۱۰ درصد است که منجر به رد فرضیه H_0 می‌شود و بنابراین، خودهمبستگی بین جملات اخلاقی وجود دارد. در مدل دوم، ضریب LR دارای P-Value بزرگتر از ۱۰ درصد است که منجر به رد فرضیه صفر نمی‌شود؛ بنابراین، خودهمبستگی بین جملات اخلاقی وجود ندارد.

یکی دیگر از فروض اصلی در تخمین یک مدل پانل، استقلال مقاطع از یکدیگر است. اخیراً حجم رو به تزایدی از ادبیات داده‌های پانل استنتاج نموده‌اند که مدل‌های داده‌های ترکیبی احتمالاً در معرض وابستگی جزء خطای مقاطع هستند (دهایوس و سارافیدیس^۱، ۲۰۰۶). این وابستگی احتمالاً ناشی از وجود شوک‌های عمومی و اجزاء ناشناخته هستند که در نهایت، بخشی از جزء خطا می‌شوند. این پدیده می‌تواند ناشی از وابستگی قوی مقاطع با یکدیگر باشد که به سبب فعالیت در یک شرایط واحد و شباهت ساختارها و نوع فعالیت‌ها شکل می‌گیرد.

در صورت وابستگی مقاطع تخمین‌زن‌های استاندارد، اثرات متقاطع و اثرات ثابت سازگار خواهند بود؛ اما خطای معیار برآورد شده خواهند داشت (دی‌هایوس و سارافیدیس^۲، ۲۰۰۶). بنابراین آزمون این مساله در تخمین یک مدل داده‌های تلفیقی از اهمیت برخوردار است. برای یک مدل داده‌های تلفیقی بلند ($T > N$) آزمون ضریب لاگرانژ (LM) و بریوش پاگان^۳ برای آزمون وابستگی مقاطع مناسب است که برای این منظور می‌توان از دستور xttest2 در stata12 استفاده نمود (بام و کریستوفر^۴، ۲۰۰۶). اما برای یک مدل داده‌های تلفیقی کوتاه ($N > T$) مانند مدل مورد بررسی در این تحقیق، استفاده از آزمون‌های مذکور مطلوب نخواهد بود. آزمون این مسئله در چنین مدل‌هایی آزمون CD را معرفی شده است که می‌تواند وجود چنین وابستگی

1. Cross sectional dependence
 2. De Hoyos & Sarafidis
 3. Breusch-Pagan
 4. Baum & Christopher

بین مقاطع را در این نوع از مدل‌ها نشان دهند. این آزمون در اشکال مختلف در نرم‌افزار stata12 از طریق دستور Xtsd قابل اجرا می‌باشد.

در این تحقیق با توجه به اینکه از داده‌های استفاده می‌کنیم که مقاطع آن‌ها یعنی بانک‌ها می‌توانند وابستگی داشته باشند و نظر به اینکه این مدل کاملاً پانل کوتاه مدت است لذا از آزمون پسران برای بررسی احتمال وابستگی استفاده نموده‌ایم. همانطور که از نتایج این آزمون در پیوست پنج، مشاهده می‌شود در هر دو مدل آزمون CD فرضیه صفر یعنی عدم وجود وابستگی مقاطع را در سطح معناداری ۱۰ درصد قبول می‌کند. پیش فرض‌های متفاوتی در رابطه با نحوه شکل‌گیری ماتریس واریانس-کوواریانس جملات اخلال در این حالت وجود دارد. یکی از فروض مهم رگرسیون خطی، این است که واریانس هر جزء اخلال، به شرط مقدار معینی از متغیرهای توضیحی، دارای مقداری مساوی با σ^2 خواهد بود. باید خاطر نشان کرد که مشکل ناهمسانی واریانس در داده‌های مقطعی متداول‌تر از داده‌های سری زمانی است (بام و کریستوفر، ۲۰۰۶). در داده‌های مقطعی معمولاً در مورد اعضاء جامعه در یک مقطع زمانی بحث می‌شود، مانند مصرف‌کنندگان انفرادی یا خانوارهای آنان، شرکت‌ها، صنایع یا زیربخش‌های جغرافیایی همانند استان، کشور، شهر و غیره. با توجه به اینکه داده‌های ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی، تشکیل شده است، باید در مورد این نوع داده‌ها نیز آزمون تشخیص وجود واریانس ناهمسانی گروهی انجام شود. عواملی به غیر از متغیرهای توضیحی مدل که می‌توانند بر روی تابع مورد نظر تأثیر داشته باشند، قابل اندازه‌گیری نیستند و به صورت کیفی می‌باشند. این متغیرها اثرات خود را در پسماند مدل مورد بررسی، نشان خواهند داد که ممکن است واریانس‌های مختلف در مقاطع وجود داشته باشد و در نتیجه، واریانس ناهمسانی و بین گروهی داشته باشیم. در این مطالعه، با استفاده از نرم‌افزار stata12 آزمون ناهمسانی واریانس LR test^۱ انجام گرفته است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس و فرضیه مقابل آن، به معنای وجود ناهمسانی واریانس می‌باشد. طبق نتایج حاصل از این آزمون با توجه به پیوست شش، در هر دو مدل فرضیه H_0 رد می‌شود. بنابراین نتایج آزمون، نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس می‌باشد. در نتیجه، برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش GLS استفاده شده است.

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

همان‌طور که پیش‌تر نشان داده شد، در مدل اول، روش اثرات تصادفی و در مدل دوم، روش اثرات ثابت ارجح است. همچنین نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس دال بر وجود ناهمسانی در هر دو الگو می‌باشد که برای رفع ناهمسانی، مدل‌ها به روش GLS برآورد شده

است، نتایج این برآوردها در جدول های ۲ و ۳ ارائه شده و متغیر وابسته در مدل اول ROA و در مدل دوم ROE است.

بر اساس نتایج جداول مربوطه، در هر دو مدل با تعجب ملاحظه می شود که ارتباط بین مطالبات سررسید گذشته با سودآوری در سطح ۱۰ درصد معنی دار است. این نتیجه غیرمعمول است، چراکه به لحاظ نظری انتظار می رود که رابطه معکوسی بین مطالبات سررسید گذشته و سودآوری بانکها وجود داشته باشد، اما نتایج نشان می دهد که ارتباط مثبت و قوی بین مطالبات سررسید گذشته و سودآوری بانکها وجود دارد. این در واقع می تواند منعکس کننده واقعیتی باشد که بانکها هزینه های وام های خود را در قالب نرخ بهره بالاتر به مشتریان انتقال می دهند و بنابراین، سوددهی بالاتر دارند و با بالا بردن نرخ بهره، جریمه تأخیر دریافت می کنند. نتایج این یافته ها تقریباً با یافته های ابیلا و همکاران^۱ (۲۰۱۴)، افری ای و همکاران^۲ (۲۰۱۲) سازگار است.

ضریب متغیر نسبت مطالبات معوق و نسبت مطالبات مشکوک الوصول در هر دو مدل دارای علامت منفی و از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار می باشد که حاکی از ارتباط منفی بین نسبت مطالبات معوق و مشکوک الوصول با سودآوری بانکها است. نتایج این یافته ها با نتایج عظیم و همکاران (۲۰۱۴)، منیوانا و همکاران (۲۰۱۴)، ویر و همکاران (۲۰۱۴)، کارجی و همکاران (۲۰۱۴)، ماکاریا و همکاران (۲۰۱۲)، کالاپو و همکاران (۲۰۱۲)، شوال پور و اشعری (۱۳۹۲)، آقایی و امیری (۱۳۹۲) و احمدی و همکاران (۱۳۹۵) سازگار است.

جدول ۲. نتیجه برآورد تأثیر مطالبات غیر جاری بر بازده دارایی

بازده دارایی	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال آماره Z
نسبت مطالبات سررسید گذشته	۰/۰۲۳۷۸۹	۰/۰۰۸۹۱۱	۲/۶۷	۰/۰۰۸
نسبت مطالبات معوق	-۰/۰۱۵۰۶	۰/۰۰۸۶۰۸	-۱/۷۵	۰/۰۰۸
نسبت مطالبات مشکوک الوصول	-۰/۰۴۰۳	۰/۰۱۲۳۲۱	-۳/۲۷	۰/۰۰۱
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۰۰۵۳	۰/۰۰۰۰۲۹۶	-۱/۷۹	۰/۰۷۳
اندازه بانک	-۰/۰۰۹۰۳	۰/۰۰۱۵۲۹	-۵/۹۱	۰/۰۰۰
نسبت اوراق مشارکت	۰/۰۰۷۹۰۷	۰/۰۰۵۸۴۲	۱/۳۵	۰/۱۷۶
سال	۰/۰۰۱۵۹	۰/۰۰۰۳۱۷	۵/۰۲	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	-۲/۱۴۵۴۴۲	۰/۴۳۶۰۴۹	-۴/۹۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۳. نتیجه برآورد تأثیر مطالبات غیرجاری بر بازده حقوق صاحبان سهام

بازده حقوق صاحبان سرمایه	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال آماره Z
نسبت مطالبات سررسید گذشته	۰/۳۶۸۷۵۵	۰/۱۴۲۱۷۱	۱/۸۹	۰/۰۵۹
نسبت مطالبات معوق	-۰/۱۹۶۳۳	۰/۱۰۸۷۷۱	-۱/۸	۰/۷۱
نسبت مطالبات مشکوک الوصول	-۰/۵۰۷۱۲	۰/۱۷۹۹۷۱	-۲/۸۲	۰/۰۰۵
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰/۰۰۴۴۱۱	۰/۰۰۰۶۵	۶/۷۹	۰/۰۰۰
اندازه بانک	-۰/۰۷۱۸۴	۰/۰۲۶۰۳۸	-۲/۷۶	۰/۰۰۶
نسبت اوراق مشارکت	۰/۰۲۴۹۰۲	۰/۰۵۸۲۴۲	۰/۴۳	۰/۶۶۹
سال	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۵۷۱۳	۲/۴۹	۰/۰۱۳
عرض از مبدأ	-۱۹/۲۲۱۷	۷/۸۵۹۷۴۲	-۲/۴۵	۰/۰۱۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب متغیر اندازه بانک در هر دو مدل، دارای علامت منفی و از لحاظ آماری نیز در سطح ۱۰ درصد معنادار است. به عبارت دیگر، هر چه اندازه بانک افزایش پیدا کند، سوددهی کاهش می‌یابد. رابطه نسبت اوراق مشارکت به کل دارایی با سودآوری نیز در هر دو مدل مورد توجه قرار گرفته است. مثبت بودن ضریب تخمین زده شده این متغیرها نشان‌دهنده رابطه‌ای مثبت اما غیر معنی‌دار از نظر آماری با سودآوری بانک‌ها است. نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام در مدل اول، رابطه‌ای منفی و در مدل دوم، رابطه مثبت و معنی‌داری با سودآوری بانک‌ها دارد. تفسیر این موضوع آن است که اگر بانک‌ها از طریق استقراض (اعتباردهندگان) تأمین مالی نمایند، بازده دارایی‌ها کاهش و بازده حقوق صاحبان سهام افزایش می‌یابد. جدول (۴) خلاصه نتایج تحقیق در مورد تأثیر مطالبات غیرجاری بر سودآوری بانک‌ها را می‌دهد.

جدول ۴. خلاصه نتایج فرضیات تحقیق

ارزیابی فرضیه‌های مربوط به رابطه بین مطالبات غیرجاری و سودآوری بانک‌ها		
متغیرهای مستقل	نوع رابطه با سودآوری بانک‌ها	
	متغیر وابسته بازده دارایی	متغیر وابسته بازده سرمایه
نسبت مطالبات سررسید گذشته	رابطه مثبت و معنی‌دار	رابطه مثبت و معنی‌دار
نسبت مطالبات معوق	رابطه منفی و معنی‌دار	رابطه منفی و معنی‌دار
نسبت مطالبات مشکوک الوصول	رابطه منفی و معنی‌دار	رابطه منفی و معنی‌دار

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، اثر مطالبات غیرجاری بر سودآوری بانک‌ها در نظام بانکی ایران مورد بررسی قرار گرفت. به منظور ارزیابی تأثیر مطالبات غیرجاری بر سودآوری بانک‌ها، از مدل داده‌های

پانل استفاده نموده‌ایم. از نتایج ملاحظه کردیم که اثر مطالبات سررسید گذشته، با رابطه‌ای مثبت و اثر مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول، با رابطه‌ای منفی، سودآوری بانکها را تحت تأثیر قرار می‌دهند. بر این اساس می‌توان گفت مدیریت نظام بانکی کشور برای کاهش میزان مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول، لازم است سیاست‌های مناسبی را در راستای کاهش حجم این مطالبات در پیش گیرد تا از مشکلات و عواقب ناشی از آن در امان بماند.

همواره محدودیت‌های پژوهش جزء ذاتی پژوهش می‌باشد و حل آنها در دست پژوهشگر نیست. در این مطالعه نیز به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های مالی، تمامی بانکها و مؤسسات اعتباری تحت نظارت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بخصوص بعد از سال ۹۱ در نظر گرفته نشده و همچنین تنها تأثیر مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول را بر روی سودآوری بانکها مورد بررسی قرار داده است و در این بین، مطالبات سوخت شده به دلیل محدودیت دسترسی داده‌ای نادیده گرفته شده‌اند. با توجه به ماهیت مطالبات غیرجاری و دلایل شکل‌گیری آنها برای کنترل رشد و کاهش حجم این مطالبات، توصیه به بررسی دقیق سبد دارایی و بدهی بانکها، ایجاد بیمه قانونی سپرده‌های شبکه بانکی توسط بانک مرکزی، اجبار بانکها به فروش مطالبات غیرجاری خود به شرکت‌های مدیریت دارایی و توسعه بازار و ابزارهای اوراق قرضه می‌شود.

در خاتمه با توجه به نتایج تحقیق و سؤالاتی که برای محققان مطرح شد، جهت تکمیل این مطالعه و انجام تحقیقات بیشتر در حوزه‌های مرتبط با این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آتی، اثر مطالبات غیرجاری بر هزینه واسطه‌گری بانکها، اثر مطالبات غیرجاری بر رشد وام‌ها و اثر مطالبات غیرجاری بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گیرد.

منابع

- احمدی، علی؛ احمدی جشفقانی، حسین‌علی و ابوالحسنی هستیانی، اصغر. (۱۳۹۵). تأثیر ریسک اعتباری بر عملکرد نظام بانکی ایران، مطالعه بین بانکی با رویکرد PANEL VAR. *اقتصاد مالی*، سال دهم، شماره ۳۴، صص ۱۵۲-۱۳۱.
- اداره مطالعات و مقررات بانکی. (۱۳۸۵). دستورالعمل طبقه بندی دارایی های مؤسسات اعتباری. تهران: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- آقایی، محمد علی. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین ریسک اعتباری با سودآوری و نقدینگی در بانک‌های عضو بورس اوراق بهادار با تاکید بر نقش تعدیلی نظام راهبردی شرکتی. مقطع کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده مدیریت و اقتصاد.
- تهرانی، رضا. (۱۳۹۱). مدیریت مالی، تهران: نگاه دانش.
- شعری آناقیز، سحر. (۱۳۹۰). کاربرد مدل تعدیل شده بر اساس صنعت و بسط یافته در پیش‌بینی سودآوری آتی و بازدهی سهام. پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

- شوال‌پور، سعید و اشعری، الهام. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر ریسک اعتباری بر سودآوری بانک‌ها در ایران. *تحقیقات مالی*، ۲، ۲۴۶-۲۲۹.
- کرمانی مقدم، امیررضا. (۱۳۹۴). بدهی‌های معوق در ایران. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد ایران، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش و مدیریت و برنامه‌ریزی.
- نیلی، فرهاد و محمودزاده، امینه. (۱۳۹۳). مطالبات غیرجاری یا دارایی‌های مسموم بانک‌ها. پژوهشکده پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۹۳۰۲۵.
- Abiola, I., & Olausi, A. S. (2014). The impact of credit risk management on the commercial banks performance in Nigeria. *International Journal of Management and Sustainability*, 3(5), 295-306.
- Afriyie, H. O., & Akotey, J. O. (2012). Credit risk management and profitability of selected rural banks in Ghana. *Ghana: Catholic University College of Ghana*.
- Azeem, A., & Amara, K. (2014). Impact of profitability on quantum of non performing loans. *International Journal of Multidisciplinary Consortium*, 1(1), 1-14.
- Baum, C. F., & Christopher, F. (2006). *An introduction to modern econometrics using Stata*. Stata press.
- De Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *Stata Journal*, 6(4), 482.
- Kargi, H. S. (2011). Credit risk and the performance of Nigerian Banks. *Ahmadu Bello University, Zaria*.
- Kolapo, T. F., Ayeni, R. K., & Oke, M. O. (2012). Credit risk and commercial banks' performance in Nigeria: A panel model approach. *Australian Journal Of Business And Management Research*, 2(2), 31.
- Macharia, J. N. (2012). The relationship between the level of nonperforming Loans and the financial performance of commercial banks in Kenya. *An MBA project submitted to the University of Nairobi*.
- Manyuanda, M. O. (2014). The Effects of Nonperforming Loans on the Financial Performance of Deposit Taking Microfinance Institutions in Kenya. *Unpublished MBA project School of Business, University of Nairobi*.
- Ombaba, M. K. (2013). Assessing the factors contributing to non-performance loans in Kenyan banks. *European Journal of Business and Management*, 5(32), 155-162.
- Owusu-Antwi, G., Antwi, J., & Crabbe, M. (2014). The performance of rural bank's in Ghana: The ages have past anything recommended for the future. *International Review of Management and Business Research*, 3(2), 1047.
- Umar, M., & Sun, G. (2016). Non-performing loans (NPLs), liquidity creation, and moral hazard: Case of Chinese banks. *China Finance and Economic Review*, 4(1), 10.
- Vithessonthi, C. (2016). Deflation, bank credit growth, and non-performing loans: Evidence from Japan. *International Review of Financial Analysis*, 45, 295-305.
- Were, M., & Wambua, J. (2014). What factors drive interest rate spread of commercial banks? Empirical evidence from Kenya. *Review of Development Finance*, 4(2), 73-82.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

پیوست ۱: توصیف آماری متغیرها

```
. xtsum
```

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
year	1387.5	2.300291	1384	1391	N = 128
between		0	1387.5	1387.5	n = 16
within		2.300291	1384	1391	T = 8
bank	8.5	4.627885	1	16	N = 128
between		4.760952	1	16	n = 16
within		0	8.5	8.5	T = 8
el	.0441478	.0620482	0	.4379118	N = 128
between		.0402607	.0109746	.1817868	n = 16
within		.0481498	-.1157007	.4064497	T = 8
npl	.0524792	.0641357	0	.5712114	N = 128
between		.0258228	.014226	.120813	n = 16
within		.0590196	-.0319174	.5028776	T = 8
da	.0657036	.058192	0	.2130182	N = 128
between		.0303803	.01447	.1093805	n = 16
within		.050142	-.0436769	.1839274	T = 8
lev	17.34474	16.65883	.0313117	146.956	N = 128
between		9.363711	2.572411	36.0332	n = 16
within		13.95242	-8.906468	128.2676	T = 8
siz	5.032483	.597074	3.522835	6.072522	N = 128
between		.5366121	4.007353	5.780192	n = 16
within		.2905446	3.838795	5.641797	T = 8
roa	.0128273	.0140242	-.0179278	.0772503	N = 128
between		.0123356	-.0001936	.0395296	n = 16
within		.0072732	-.0128607	.0623215	T = 8
roe	.1594095	.155814	-.1374922	.8860851	N = 128
between		.1142606	-.0007954	.3479681	n = 16
within		.10928	-.0549872	.845087	T = 8
br	.0327689	.1064841	0	1.048061	N = 128
between		.0421398	.000495	.1446386	n = 16
within		.0982903	-.1118697	.9361913	T = 8

پیوست ۲: ضرایب همبستگی

```
. corr
(obs=128)
```

	year	bank	el	npl	da	lev	siz	roa	roe	br
year	1.0000									
bank	0.0000	1.0000								
el	-0.0065	0.0109	1.0000							
npl	-0.0329	-0.0017	0.3926	1.0000						
da	0.5865	-0.1574	-0.1512	0.0551	1.0000					
lev	-0.0411	0.0037	-0.0336	-0.0174	0.0551	1.0000				
siz	0.4297	0.2342	-0.0375	-0.0740	0.3609	0.1862	1.0000			
roa	-0.0161	0.3070	0.1183	-0.0378	-0.2993	-0.3272	-0.3541	1.0000		
roe	-0.0498	0.3701	0.1638	-0.0288	-0.2497	0.2683	-0.1476	0.5416	1.0000	
br	-0.0623	0.0936	-0.0238	-0.0315	0.0014	-0.1135	-0.1706	0.3098	0.0944	1.0000

پیوست ۳: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

```
. xtset bank year
      panel variable:  bank (strongly balanced)
      time variable:  year, 1384 to 1391
      delta: 1 unit

. xtreg roa el npl da lev siz br year,fe

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =       128
Group variable: bank                          Number of groups =        16

R-sq:  within = 0.1146                        Obs per group:  min =         8
        between = 0.2856                       avg =           8.0
        overall = 0.2396                       max =           8

                                                F(7,105)       =       1.94
corr(u_i, Xb) = 0.0070                        Prob > F        =       0.0703
```

roa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
el	-.0011637	.0171317	-0.07	0.946	-.0351327	.0328052
npl	.0127678	.0140799	0.91	0.367	-.0151501	.0406858
da	-.0227256	.0184968	-1.23	0.222	-.0594013	.01395
lev	-.0000581	.0000481	-1.21	0.230	-.0001535	.0000374
siz	-.0107863	.0051168	-2.11	0.037	-.020932	-.0006407
br	.0129188	.0071389	1.81	0.073	-.0012363	.0270738
year	.0014734	.0007007	2.10	0.038	.000084	.0028627
_cons	-1.975717	.9508008	-2.08	0.040	-3.860979	-.0904544
sigma_u	.01042687					
sigma_e	.00752688					
rho	.65741877	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(15, 105) = 13.50 Prob > F = 0.0000

. est store fe

```
. xtreg roa el npl da lev siz br year,re

Random-effects GLS regression              Number of obs   =       128
Group variable: bank                          Number of groups =        16

R-sq:  within = 0.1082                        Obs per group:  min =         8
        between = 0.3668                       avg =           8.0
        overall = 0.2919                       max =           8

                                                Wald chi2(7)   =       23.46
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2    =       0.0014
```

roa	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
el	.0048769	.016799	0.29	0.772	-.0280485	.0378024
npl	.0070001	.0140949	0.50	0.619	-.0206255	.0346256
da	-.0343625	.0186315	-1.84	0.065	-.0708795	.0021546
lev	-.0000758	.000049	-1.55	0.122	-.0001718	.0000202
siz	-.0089754	.0031834	-2.82	0.005	-.0152147	-.0027362
br	.0164221	.0072306	2.27	0.023	.0022504	.0305939
year	.0014447	.0005362	2.69	0.007	.0003938	.0024955
_cons	-1.944012	.7333487	-2.65	0.008	-3.381349	-.506675
sigma_u	.00739782					
sigma_e	.00752688					
rho	.49135355	(fraction of variance due to u_i)				

. est store re

. hausman re fe

	Coefficients			sqrt(diag(V_b-v_B)) S.E.
	(b) re	(B) fe	(b-B) Difference	
edr	.0048769	-.0011637	.0060407	.
odr	.0070001	.0127678	-.0057678	.00065
odr	-.0343625	-.0227256	-.0116368	.0022366
lev	-.0000758	-.0000581	-.0000177	9.17e-06
siz	-.0089754	-.0107863	.0018109	.
br	.0164221	.0129188	.0035034	.0011484
year	.0014447	.0014734	-.0000287	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(V_b-v_B)^(-1)](b-B)
 = 9.81
 Prob>chi2 = 0.1997
 (V_b-v_B is not positive definite)

. xtset bank year
 panel variable: bank (strongly balanced)
 time variable: year, 1384 to 1391
 delta: 1 unit

. xtreg roe el npl da lev siz br year,fe

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: bank
 Number of obs = 128
 Number of groups = 16
 R-sq: within = 0.3017
 between = 0.0724
 overall = 0.0045
 Obs per group: min = 8
 avg = 8.0
 max = 8
 F(7,105) = 6.48
 Prob > F = 0.0000
 corr(u_i, Xb) = -0.5941

roe	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
el	-.0971296	.228592	-0.42	0.672	-.5503853 .3561261
npl	.0284533	.187872	0.15	0.880	-.3440622 .4009689
da	.1605582	.2468067	0.65	0.517	-.3288138 .6499302
lev	.0041038	.0006423	6.39	0.000	-.0028302 .0053774
siz	-.1128975	.0682746	1.65	0.101	-.0224786 .2482735
br	-.0005936	.0952556	-0.01	0.995	-.1894678 .1882807
year	-.0171164	.0093495	-1.83	0.070	-.0356548 .001422
_cons	23.26133	12.68677	1.83	0.070	-1.894181 48.41685
sigma_u	.16089473				
sigma_e	.10043296				
rho	.71960834	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(15, 105) = 9.44 Prob > F = 0.0000

. est store fe

. xtreg roe el npl da lev siz br year,re

Random-effects GLS regression
 Group variable: bank
 Number of obs = 128
 Number of groups = 16
 R-sq: within = 0.2513
 between = 0.0271
 overall = 0.1319
 Obs per group: min = 8
 avg = 8.0
 max = 8
 Wald chi2(7) = 32.02
 Prob > chi2 = 0.0000
 corr(u_i, X) = 0 (assumed)

roe	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
el	-.0805002	.2261786	0.36	0.722	-.3628018 .5238021
npl	-.0269613	.1929888	-0.14	0.889	-.4052125 .3512899
da	-.1735463	.2551902	-0.68	0.496	-.6737099 .3266173
lev	.0037581	.0006763	5.56	0.000	.0024326 .0050837
siz	-.0281064	.0367965	-0.76	0.445	-.1002262 .0440133
br	.0099697	.1001386	0.10	0.921	-.1862983 .2062378
year	.0034755	.0068916	0.50	0.614	-.0100319 .0169828
_cons	-4.57758	9.453409	-0.48	0.628	-23.10592 13.95076
sigma_u	.07103562				
sigma_e	.10043296				
rho	.33345093	(fraction of variance due to u_i)			

. est store re

.
 . hausman fe re

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) re		
el	-.0971296	.0805002	-.1776298	.033129
npl	.0284533	-.0269613	.0554146	.
da	.1605582	-.1735463	.3341045	.
lev	.0041038	.0037581	.0003457	.
siz	.1128975	-.0281064	.1410039	.0575104
br	-.0005936	.0099697	-.0105633	.
year	-.0171164	.0034755	-.0205918	.0063182

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 35.36
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-V_B is not positive definite)

پیوست ۴: نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی

. xtserial roa el npl da lev siz br year

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 15) = 21.707

Prob > F = 0.0003

. xtserial roe el npl da lev siz br year

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 15) = 0.915

Prob > F = 0.3540

پیوست ۶: نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس:

```
. xtreg roa el npl da lev siz br year, re
Random-effects GLS regression                Number of obs   =       128
Group variable: bank                        Number of groups =        16
R-sq:  within = 0.1082                      Obs per group:  min =         8
        between = 0.3668                      avg =             8.0
        overall = 0.2919                      max =             8
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Wald chi2(7)    =       23.46
                                                Prob > chi2     =       0.0014
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
roa						
el	.0048769	.0167999	0.29	0.772	-.0280485	.0378024
npl	.0070001	.0140949	0.50	0.619	-.0206255	.0346256
da	-.0343625	.0186315	-1.84	0.065	-.0708795	.0021546
lev	-.0000758	.0000049	-1.55	0.122	-.0001718	.0000202
siz	-.0089754	.0031834	-2.82	0.005	-.0152147	-.0027362
br	.0164221	.0072306	2.27	0.023	.0022504	.0305999
year	.0014447	.0005362	2.69	0.007	.0003938	.0024955
_cons	-1.944012	.7333487	-2.65	0.008	-3.381349	-.506675
sigma_u	.00739782					
sigma_e	.00752688					
rho	.49135355	(fraction of variance due to u_i)				

```
.
. xtgls roa el npl da lev siz br year, igls panels(heteroskedastic)
Iteration 1: tolerance = .01878553
Iteration 2: tolerance = .0208181
Iteration 3: tolerance = .01565716
Iteration 4: tolerance = .00625825
Iteration 5: tolerance = .00117317
Iteration 6: tolerance = .00101209
Iteration 7: tolerance = .00106712
Iteration 8: tolerance = .00111795
Iteration 9: tolerance = .00118667
Iteration 10: tolerance = .0012782
Iteration 11: tolerance = .00186238
Iteration 12: tolerance = .00305576
Iteration 13: tolerance = .00477276
Iteration 14: tolerance = .00703739
Iteration 15: tolerance = .0094685
Iteration 16: tolerance = .0109862
Iteration 17: tolerance = .01032385
Iteration 18: tolerance = .00762471
Iteration 19: tolerance = .00462039
Iteration 20: tolerance = .00250777
Iteration 21: tolerance = .00130425
Iteration 22: tolerance = .00067084
Iteration 23: tolerance = .00034492
Iteration 24: tolerance = .00017776
Iteration 25: tolerance = .00009184
Iteration 26: tolerance = .00004756
Iteration 27: tolerance = .00002468
Iteration 28: tolerance = .00001283
Iteration 29: tolerance = 6.673e-06
Iteration 30: tolerance = 3.480e-06
Iteration 31: tolerance = 1.816e-06
Iteration 32: tolerance = 9.475e-07
Iteration 33: tolerance = 4.953e-07
Iteration 34: tolerance = 2.583e-07
Iteration 35: tolerance = 1.370e-07
Iteration 36: tolerance = 7.194e-08
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 16 Number of obs = 128
Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 16
Estimated coefficients = 8 Time periods = 8
Wald chi2(7) = 292.88
Log likelihood = 456.3563 Prob > chi2 = 0.0000

roa	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
el	.0344183	.0072432	4.75	0.000	.0202219	.0486147
npl	-.0294642	.0063424	-4.65	0.000	-.041895	-.0170333
da	-.0598271	.0085696	-6.98	0.000	-.0766233	-.043031
lev	-.0000144	.0000138	-1.04	0.296	-.0000414	.0000126
siz	-.0093489	.0009836	-9.50	0.000	-.0112767	-.007421
br	.0226288	.0079149	2.86	0.004	.0071159	.0381417
year	.0013377	.0001751	7.64	0.000	.0009945	.0016809
_cons	-1.794662	.2409439	-7.45	0.000	-2.266904	-1.322421

.
. est store hetero

.
. xtgls roa el npl da lev siz br year

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: homoskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 1 Number of obs = 128
Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 16
Estimated coefficients = 8 Time periods = 8
Wald chi2(7) = 72.72
Log likelihood = 393.8425 Prob > chi2 = 0.0000

roa	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
el	.0169657	.0178663	0.95	0.342	-.0180515	.051983
npl	-.0115702	.0171539	-0.67	0.500	-.0451913	.0220509
da	-.0872448	.0221075	-3.95	0.000	-.1305748	-.0439148
lev	-.0001776	.0000614	-2.89	0.004	-.000298	-.0000572
siz	-.0065702	.0019295	-3.41	0.001	-.010352	-.0027885
br	.0340942	.0095113	3.58	0.000	.0154524	.0527359
year	.0019668	.0005678	3.46	0.001	.000854	.0030796
_cons	-2.675532	.7844181	-3.41	0.001	-4.212963	-1.1381

.
. local df = e(N_g) - 1

.
. lrtest hetero , df('df')

Likelihood-ratio test LR chi2(15) = 125.03
(Assumption: . nested in hetero) Prob > chi2 = 0.0000

فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهراء (س) / ۱۳۳

```
.
. xtreg roe el npl da lev siz br year,fe

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   128
Group variable: bank                  Number of groups =    16

R-sq:  within = 0.3017                Obs per group:  min =    8
      between = 0.0724                  avg =           8.0
      overall = 0.0045                  max =           8

corr(u_i, Xb) = -0.5941                F(7,105)        =    6.48
                                          Prob > F         =    0.0000
```

roe	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
el	-.0971296	.228592	-0.42	0.672	-.5503853 .3561261
npl	.0284533	.187872	0.15	0.880	-.3440622 .4009689
da	.1605582	.2468067	0.65	0.517	-.3288138 .6499302
lev	.0041038	.0006423	6.39	0.000	.0028302 .0053774
siz	.1128975	.0682746	1.65	0.101	-.0224786 .2482735
br	-.0005936	.0952556	-0.01	0.995	-.1894678 .1882807
year	-.0171164	.0093495	-1.83	0.070	-.0356548 .0014222
_cons	23.26133	12.68677	1.83	0.070	-1.894181 48.41685
sigma_u	.16089473				
sigma_e	.10043296				
rho	.71960834	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(15, 105) = 9.44 Prob > F = 0.0000

```
. xtgls roe el npl da lev siz br year,igls panels(heteroskedastic)
```

```
Iteration 1: tolerance = .16637126
Iteration 2: tolerance = .0699592
Iteration 3: tolerance = .02741472
Iteration 4: tolerance = .01126186
Iteration 5: tolerance = .00492458
Iteration 6: tolerance = .00234243
Iteration 7: tolerance = .00117346
Iteration 8: tolerance = .00069126
Iteration 9: tolerance = .00041798
Iteration 10: tolerance = .00025981
Iteration 11: tolerance = .00016541
Iteration 12: tolerance = .00010734
Iteration 13: tolerance = .00007064
Iteration 14: tolerance = .00004697
Iteration 15: tolerance = .00003146
Iteration 16: tolerance = .00002117
Iteration 17: tolerance = .0000143
Iteration 18: tolerance = 9.676e-06
Iteration 19: tolerance = 6.560e-06
Iteration 20: tolerance = 4.451e-06
Iteration 21: tolerance = 3.023e-06
Iteration 22: tolerance = 2.054e-06
Iteration 23: tolerance = 1.396e-06
Iteration 24: tolerance = 9.488e-07
Iteration 25: tolerance = 6.450e-07
Iteration 26: tolerance = 4.386e-07
Iteration 27: tolerance = 2.982e-07
Iteration 28: tolerance = 2.028e-07
Iteration 29: tolerance = 1.379e-07
Iteration 30: tolerance = 9.384e-08
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 16 Number of obs = 128
Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 16
Estimated coefficients = 8 Time periods = 8
Wald chi2(7) = 190.43
Log likelihood = 108.363 Prob > chi2 = 0.0000

roe	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
el	.2594585	.1271556	2.04	0.041	.010238	.508679
npl	-.234852	.1133526	-2.07	0.038	-.457019	-.012685
da	-.7625953	.1753189	-4.35	0.000	-1.106214	-.4189765
lev	.0052286	.0004805	10.88	0.000	.0042868	.0061704
siz	-.0787792	.0138842	-5.67	0.000	-.1059917	-.0515668
br	.1070208	.0922066	1.16	0.246	-.0737009	.2877425
year	.0268162	.0035649	7.52	0.000	.0198291	.0338032
_cons	-36.6599	4.924359	-7.44	0.000	-46.31146	-27.00833

```
.
. est store hetero
.
. xtgls roe el npl da lev siz br year
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

Coefficients: generalized least squares
Panels: homoskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 1 Number of obs = 128
Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 16
Estimated coefficients = 8 Time periods = 8
Wald chi2(7) = 36.90
Log likelihood = 73.05275 Prob > chi2 = 0.0000

roe	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
el	.3815782	.2190029	1.74	0.081	-.0476595	.810816
npl	-.1624863	.210271	-0.77	0.440	-.5746099	.2496373
da	-.8399934	.2709917	-3.10	0.002	-1.371127	-.3088594
lev	.0032318	.0007531	4.29	0.000	.0017557	.0047079
siz	-.0460966	.0236518	-1.95	0.051	-.0924533	.0002601
br	.1753629	.1165881	1.50	0.133	-.0531456	.4038714
year	.0156197	.0069596	2.24	0.025	.0019791	.0292603
_cons	-21.29584	9.615312	-2.21	0.027	-40.14151	-2.450176

```
.
. local df = e(N_g) - 1
.
. lrtest hetero . , df('df')
```