

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال شانزدهم، شماره ۴۹، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۱۵۰-۱۱۷

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران

دکتر حمید کردیچه* و لیلا پردل نوش‌آبادی**

تاریخ پذیرش: ۲۶ بهمن ۱۳۹۰

تاریخ دریافت: ۱ دی ۱۳۸۹

هدف این مقاله بررسی عوامل ایجاد مطالبات معوق بانک‌ها در صنعت بانکی ایران است که شامل عوامل خاص بانکی و عوامل کلان اقتصادی است. برای این منظور از یک مدل پانل پویا برای یک نمونه شامل ۱۲ بانک کشور در طول دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۱ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کارایی عملیاتی، رفتار احتیاطی و نوع مالکیت بانک‌ها، متغیرهای تعیین‌کننده و معنادار در توضیح رفتار مطالبات معوق در نظام بانکی ایران هستند. به منظور استواری نتایج، مدل مورد بررسی با شاخص‌های جانشینی از شرایط اقتصاد کلان تخمین زده شده است. نتایج تخمین مدل‌های مختلف نشان می‌دهد که وضعیت اقتصاد کلان اثر معناداری بر مطالبات معوق در نمونه مورد بررسی داشته است.

واژه‌های کلیدی: ایران، بانک، مطالبات معوق، مدل پانل پویا، خصوصیات بانک‌ها، شرایط اقتصاد کلان.

طبقه‌بندی JEL: G21، N1، C23.

۱. مقدمه

تجربه کشورهای مختلف نشان می‌دهد که وخامت ترازنامه بانک‌ها و نظام بانکی نقطه آغاز بسیاری از بحران‌های اقتصادی در سطح کشوری و بین‌المللی است.^۱ در بسیاری از کشورها افزایش سهم وام به دارایی بانک‌ها، به‌طور کلی و افزایش مطالبات نامناسب، بد، معوق و مشکوک‌الوصول، به‌طور خاص، مهم‌ترین دلیل وخامت ترازنامه بانک‌ها است. ضعف مقررات

hamidkurdnacheh@yahoo.com

pordel_science@yahoo.com

* استادیار دانشگاه بوعلی سینا

** کارشناس ارشد اقتصاد

۱. میشکین و ایکینز (۲۰۱۱)

۱۱۸ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال شانزدهم شماره ۴۹

هدایت‌کننده و بی‌تجربه بودن بانک‌ها در غربالگری و نظارت بر قرض‌گیرندگان، باعث افزایش زیان وام‌ها و فزونی گرفتن مطالبات معوق شده که این خود باعث نقصان ارزش ویژه بانک‌ها گردیده است. نتیجه چنین وضعیتی برخورداری از منابع کمتر برای اعطای وام شده که به ناچار انقباض در اقتصاد ملی را به دنبال داشته است. افزون بر این، وخامت شدید ترانزنامه مانند آنچه در مکزیک ۱۹۹۵-۱۹۹۴، آسیای شرقی ۱۹۹۸-۱۹۹۷ و آرژانتین ۲۰۰۲-۲۰۰۱ مشاهده شد، باعث هراس^۱ بانکی، سقوط بانک‌ها و بحران‌های عظیم مالی شده است.^۲

در چند سال اخیر یکی از مهم‌ترین چالش‌های فراروی نظام بانکی کشور، سیر فزاینده مطالبات معوق بوده.^۳ این امر با توجه به بانک‌محور بودن بازار مالی و پولی کشور و برخورداری بانک‌ها از حدود ۹۰ درصد نقدینگی کشور، به یک چالش ملی مبدل شده است. افزایش مجموع مطالبات معوق در راستای افزایش تسهیلات اعطایی، نشان‌دهنده افزایش ریسک اعتباری^۴ بانک‌ها است. افزایش این نسبت در سال‌های مورد بررسی گویای وخامت ترانزنامه بانک‌ها و عملکرد ضعیف بانک‌ها در مدیریت ریسک است که در شرایط خاص می‌تواند به بحران عظیم مالی در کشور منجر شود. در توصیف چنین وضعیتی، تجزیه و تحلیل رفتار بانک‌ها و بررسی عوامل به‌وجود آورنده مطالبات معوق از اهمیت خاصی برخوردار است که این مقاله به آن پرداخته است. در واقع مسئله این تحقیق، شناخت عوامل اصلی ایجادکننده مطالبات معوق بانک‌ها در صنعت بانکداری کشور براساس مبانی موجود نظری و تجربی، شامل عوامل خاص بانکی و عوامل کلان اقتصادی است.

در ادامه، نخست تصویری کوتاه از مطالبات معوق نظام بانکی کشور ارائه می‌شود. بخش ۳ به پیشینه تحقیق و مرور مهم‌ترین مطالعات انجام شده در زمینه اندازه‌گیری مطالبات معوق بانک‌ها اختصاص دارد. بخش ۴ به معرفی مدل، متغیرهای به‌کار رفته در آن و توصیف آماری داده‌ها می‌پردازد. تخمین مدل و تحلیل نتایج در بخش ۵ ارائه می‌شود. بخش آخر نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

1. Bank Panic

۲. میشکین و ایکینز (۲۰۱۱)

۳. بسته سیاسی - نظارتی سیستم بانکی (۱۳۸۷)، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۴. ریسک اعتباری ریسکی است که به سبب عدم بازپرداخت وام‌های دریافتی توسط قرض‌گیرندگان، متوجه وام‌دهندگان یا سرمایه‌گذاران می‌شود.

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۱۹

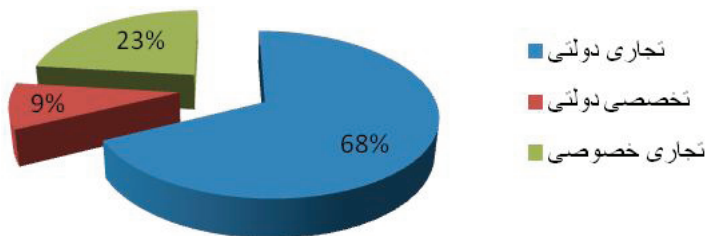
۲. تصویری از مطالبات معوق نظام بانکی ایران

در پایان اسفند ماه ۱۳۸۷ میزان مطالبات سررسید گذشته، معوق، مشکوک‌الوصول و مطالبات سوخت شده بانک‌ها که در این مقاله از این پس مطالبات معوق^۱ شبکه بانکی کشور نامیده می‌شود^۲ به ۲۱۹۳۳۵ میلیارد ریال رسیده است که نسبت به سال ۱۳۸۶ رشدی معادل ۲۹ درصد داشته است. ۹۸ درصد از میزان مطالبات معوق در سال ۱۳۸۷ متعلق به بخش خصوصی و تنها ۲ درصد از این میزان متعلق به دولت بوده است. بانک سپه با داشتن ۳۹۱۳۴ میلیارد ریال بیشترین مطالبات معوق و پست‌بانک با داشتن ۲۵۰ میلیارد ریال کمترین میزان مطالبات معوق را در سال ۱۳۸۷ به خود اختصاص داده‌اند. با توجه به نمودار ۱، از مجموع مطالبات معوق در سال ۱۳۸۷، سهم بانک‌های تجاری و تخصصی دولتی و بانک‌های خصوصی به ترتیب ۶۸ و ۹ و ۲۳ درصد بوده است. نسبت مطالبات معوق (شامل بخش دولتی و غیردولتی) به کل تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری از ۱۱/۴ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۱۷/۵ درصد در پایان سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. افزایش مجموع مطالبات معوق در راستای افزایش تسهیلات اعطایی، نشان‌دهنده افزایش ریسک عدم پرداخت بانک‌ها است. در واقع افزایش این نسبت در سال‌های مورد بررسی گویای عملکرد ضعیف بانک‌ها در زمینه مدیریت ریسک است. هم‌چنین نسبت مطالبات معوق به دارایی‌های سیستم بانکی کشور از ۶/۳ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۷/۳ درصد در پایان سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است.^۳ در نمونه مورد بررسی در سال ۱۳۸۷ بانک‌های دولتی ۹۱ درصد از تسهیلات، ۸۳ درصد از سپرده‌ها و ۷۸ درصد از مطالبات معوق را به خود اختصاص داده‌اند. در این سال، نسبت مطالبات معوق به کل تسهیلات بانک‌های دولتی ۱۳ درصد بوده در حالی که این نسبت برای بانک‌های خصوصی ۳۷ درصد است.

1. Non-Performing Loans (NPL)

۲. مطالبات سررسید گذشته: مطالباتی است که از تاریخ سررسید اصل و سود آن و یا تاریخ قطع پرداخت اقساط بیش از ۲ ماه گذشته و هنوز از ۶ ماه تجاوز ننموده است. مطالبات معوق: مطالباتی است که بیش از ۶ ماه و کمتر از ۱۸ ماه از تاریخ سررسید و یا تاریخ قطع پرداخت اقساط سپری شده است. مطالبات مشکوک‌الوصول: مطالباتی است که بیش از ۱۸ ماه از سررسید و یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط آن سپری شده است. مطالبات سوخت شده: آن بخش از مطالبات بانک‌ها است که صرف نظر از تاریخ سررسید به دلایل متفن از قبیل ورشکستگی و یا علل دیگر قابل وصول نبوده و با تصویب هیأت مدیره بانک به عنوان مطالبات سوخت شده تلقی شده است. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۶)

۳. امیدینژاد، محمد (۱۳۸۶)، (۱۳۸۷)، (۱۳۸۸)، گزارش عملکرد نظام بانکی کشور، مؤسسه آموزش عالی بانکداری ایران.



نمودار ۱. سهم بانک‌ها از مطالبات معوق در سال ۸۷

مأخذ: گزارش عملکرد نظام بانکی کشور، (۱۳۸۸)

۳. پیشینه تحقیق

ادبیات نظری و تجربی تحلیل مطالبات معوق بر دو دسته عوامل شامل شرایط و محیط اقتصاد کلان و عوامل مربوط به عملکرد بانک‌ها و ساختار صنعت بانکی اشاره می‌کنند که در ادامه، کوتاه به مرور این ادبیات می‌پردازیم.

مبنای نظری توضیح رابطه شرایط اقتصاد کلان و مطالبات معوق بیشتر به مدل‌های سیکل تجاری باز می‌گردد. این مدل‌ها با تأکید بر نقش عملکرد واسطه‌های مالی در ثبات تجاری یک زمینه خوب را برای مدل‌سازی عوامل تعیین‌کننده مطالبات معوق فراهم نموده‌اند.^۱

براساس این چارچوب، مطالبات معوق بانک‌ها رفتاری سیکلی داشته به گونه‌ای که در دوران رونق کاهش و در دوران رکود افزایش می‌یابد. در مرحله رونق با افزایش تولید ملی، خانوارها و بنگاه‌ها از جریان درآمدی و توان کافی برای تأمین جریان بازپرداخت دیون و تعهدات خود برخوردارند و بنابراین حجم مطالبات معوق محدود است، اما همان‌گونه که کافمن^۲ نشان داده است در افق زمانی طولانی‌تر چنین رابطه‌ای ضعیف شده به تدریج در جهت معکوس عمل می‌کند. با تداوم رونق اقتصادی و شتاب رشد تولید ملی، بانک‌ها به سبب برخورداری از شرایط خوب ترازنامه، خوش‌بینی نسبت به آینده و همچنین فشار رقابت بین بانکی، استانداردهای پرداخت اعتبار را سهل‌گرفته، غربالگری ضعیف‌تری را انجام داده و به سمت پرداخت اعتبارات به وام‌گیرندگان کم‌کیفیت‌تر می‌روند. پس هنگامی که رکود آغاز می‌شود حجم اعتبارات معوق به سرعت افزایش می‌یابد. ناتوانی وام‌گیرندگان کم‌کیفیت در بازپرداخت دیون در شرایط رکودی

۱. ویلیامسون ۱۹۸۷، فیشر ۱۹۳۳، مینسکی ۱۹۸۶ (Minsky)، کیوتاکا و مور ۱۹۹۷ (Kiyotaki and Moore) و گریناپولوس

۲۰۰۹ (Geanakoplos)

2. Kaufman (1998)

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۲۱

همچنین ناشی از سقوط ارزش سهام و کاهش ارزش وثیقه‌های وام‌گیرندگان در نزد سیستم بانکی است. در دوران رکود، کاهش ارزش وثیقه‌ها که در برخی موارد باعث تنزل ارزش آن‌ها به پایین‌تر از ارزش وام‌های دریافتی می‌شود، افزایش تمایل وام‌گیرندگان برای اجتناب از بازپرداخت وام‌ها را به دنبال داشته است. افزون بر این، در شرایط رکودی، انقباض حجم اعتبارات پرداختی بانک‌ها به سبب ریسک‌گریزتر شدن آن‌ها مزید بر علت شده و ناتوانی بیشتر وام‌گیرندگان را در بازپرداخت وام‌ها به دنبال دارد. این ناتوانی به ویژه برای کسانی که وام‌های دریافتی خود را به سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت اختصاص داده و برای بازپرداخت اصل و فرع وام‌ها خود نیاز به دریافت مجدد وام دارند، بیشتر خواهد بود.

مطالعات مختلفی به مدل‌سازی رابطه بین شرایط اقتصاد کلان و کیفیت وام‌ها در عملیات بانکی و همچنین رابطه بین ریسک اعتباری تحقیق‌یافته^۱ (زیان وام) و شرایط اقتصاد کلان در چارچوب محاسبه نرخ نکول وام‌ها پرداخته‌اند. در این مطالعات رشد GDP، نرخ بیکاری، نرخ تورم و مانند آن به عنوان شاخص شرایط اقتصاد کلان بر مقدار وام پرداختی بانک‌ها و حجم نکول آن‌ها مورد توجه قرار گرفته است. به عنوان نمونه، لورنز (۱۹۹۵) با معرفی چنین مدلی، اثر کاهش درآمد اشخاص را بر احتمال نکول وام‌ها مورد مطالعه قرار داده و با محاسبه مقدار بهینه این مدل نشان داد نوسان درآمد شخصی باعث افزایش احتمال نکول وام‌ها می‌شود. رینالدی و سانچیز-ارلانو^۲ با توسعه مدل لورنز به وسیله اضافه کردن امکان استقراض توسط بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی یا حقیقی، نشان دادند که احتمال نکول وام بانک‌ها تحت تأثیر رشد درآمد ملی، نرخ بیکاری (به عنوان شاخصی از نااطمینانی نسبت به آینده) و نرخ رشد وام‌ها قرار دارد.

افزون بر مدل‌های سیکل تجاری، همچنین نظریه شتاب‌دهنده مالی^۳ مورد بحث در برناک و گرتلر^۴ برناک و گیلچریست^۵ و کیوتاکی و مور (۱۹۹۷)، یکی دیگر از مهم‌ترین مبانی نظری برای توضیح نقش عوامل اقتصاد کلان بر مطالبات معوق است. نظریه شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد کلان بر نقش متقابل وخامت بازارهای مالی و اقتصاد واقعی بر یکدیگر بحث می‌کند. این اثرات از طریق یک دور بازخوردی به وخامت هر دو می‌انجامد. بر مبنای این نظریه، رکود اقتصادی باعث افزایش

1. Ex Post Credit Risk
2. Rinaldi and Sanchis-Arellano (2006)
3. The Financial Accelerator Theory
4. Bernanke and Gertler (1989)
5. Bernanke and Gilchrist (1999)

حجم وام‌های معوق شده و افزایش حجم مطالبات معوق به ورشکستگی نهادهای مالی، سقوط ارزش سهام و بازارهای مالی می‌شود. سقوط نهادها و بازارهای مالی، تعمیق رکود را به دنبال داشته که این نیز خود نرخ بالاتر نکول وام‌ها را به همراه دارد. چنین فرایندی باعث سرعت فزاینده گسترش مطالبات معوق و ورشکستگی بانک‌ها و تعمیق رکود اقتصادی می‌شود.

عوامل مؤثر بر مقدار مطالبات معوق تنها شامل عوامل برونزا یا شرایط اقتصاد کلان نیست. خصوصیات و رفتار یک بانک در پرداخت وام و شرایط رقابت در صنعت بانکی به عنوان عوامل درونی نیز می‌تواند بر مقدار مطالبات معوق بانک نقش داشته باشند. مبانی نظری مختلفی برای استخراج عواملی که به خصوصیات بانک‌ها باز می‌گردد قابل استناد هستند که در ادامه، کوتاه به بررسی آنها می‌پردازیم.

اطلاعات نامتقارن و فرضیه مخاطره اخلاقی در چارچوب «مسئله نمایندگی»^۱ از جمله این مبانی نظری هستند که رفتار مخاطره‌آمیزتر بانک‌ها در پرداخت اعتبارات را به دنبال دارد. بر این اساس، بانک‌هایی که سرمایه محدود دارند، از مطالبات معوق بیشتری برخوردارند. در چارچوب این فرضیه، سرمایه محدودتر بانک‌ها باعث نگرانی کمتر آن‌ها از ورشکستگی شده و بنابراین به مخاطره اخلاقی منجر می‌شود. در این صورت سهم وام‌های ریسکی در ترکیب وام‌های بانک افزایش یافته که نتیجه آن افزایش مقدار مطالبات معوق است.^۲ یکی دیگر از اثرات مخاطرات اخلاقی وجود «تضاد منافع»^۳ در عملیات بانکداری است.^۴ هرگاه یک بانک مبادرت به پرداخت وام به یک بنگاه با شرایط بسیار آسان کند تا از تعرفه‌ها و کارمزدهای ناشی از به دست گرفتن ارائه یکسری خدمات به آن بنگاه مانند تعهد فروش اوراق بهادار برخوردار گردد، تضاد منافع در عملیات بانکی وقوع یافته است که به تخصیص ناکارای اعتبارات و افزایش ریسک اعتباری بانک منجر می‌گردد.^۵

نوع ساختار بازاری صنعت بانکی از جمله مباحث نظری موجود در توضیح دلایل مطالبات معوق در صنعت بانکی است. آلن و گال (۲۰۰۰ و ۲۰۰۴) نشان دادند یک ساختار بانکی با تمرکز کمتر و تعداد بیشتر بانک، استعداد بیشتری برای ابتلا به بحران مالی و نکول مطالبات دارند. در

1. Principle Agent Problem
2. Berger and DeYang (1997)
3. Conflict of Interest

۴. اگر اشخاصی که قرار است با ارائه اطلاعات قابل اتکا و مطمئن، در راستای بهترین منافع همه سرمایه‌گذاران عمل کنند، از انگیزه‌های قوی برای فریب عموم برخوردار باشند، تضاد منافع مصداق پیدا خواهد نمود.

۵. میشکین و ایکینز (۲۰۱۱)

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۲۳

چارچوب این نظریه، صنعت بانکی متمرکزتر می‌تواند باعث قدرت بازاری بیشتر بانک‌ها و سودآوری آن‌ها شود. سودآوری بیشتر باعث انگیزه کمتر بانک‌ها برای عملیات ریسکی‌تر شده و به دنبال آن موجب مطالبات معوق کمتر می‌شود.^۱ گروهی دیگر استدلال نمودند که نظارت بر تعداد محدودی بانک در یک سیستم بانکی متمرکز آسان‌تر خواهد بود. براساس این دیدگاه که پایداری تمرکز^۲ نامیده می‌شود، نظارت و هدایت بانک‌ها کارآمدتر بوده که به ریسک‌پذیری و بی‌ثباتی مالی کمتر منجر می‌شود. آلن و گال^۳ بی‌ثباتی زیاد در نظام بانکی آمریکا با تعداد زیاد بانک نسبت به بی‌ثباتی اندک نظام‌های بانکی UK و کانادا با تعداد محدود بانک را گواه خوبی برای چنین دیدگاهی معرفی می‌کند.

در رویکردی مخالف، تمرکز، بیشتر به شکنندگی نظام بانکی منجر می‌شود. بوید و گیانی^۴ در یک تحلیل نظری نشان دادند که تمرکز بیشتر صنعت و قدرت بازاری بیشتر بانک‌ها به مطالبه بیشتر نرخ بهره منجر شده که این نیز موجب می‌شود بنگاه‌های وام‌گیرنده به سمت عملیات ریسکی‌تر رفته و این خود به ریسک‌پذیری و مطالبات معوق بیشتر بانک‌ها منجر خواهد شد. به‌گونه همسان، کامینال و مچوتس^۵ در چارچوب یک مدل نظری نشان دادند که رقابت کمتر می‌تواند به درجه‌بندی اعتباری کمتر، وام‌های بزرگ‌تر و احتمال نکول بیشتر وام‌ها منجر گردد. همچنین در یک نظام بانکی متمرکزتر بانک‌ها بر اساس اصل «بزرگ‌تر از آن که ورشکست شود»^۶ یارانه‌های بزرگ دریافت نموده و بنابراین انگیزه بیشتری برای پذیرش ریسک خواهند داشت.^۷

نوع ساختار مالکیت نیز به‌عنوان یکی دیگر از عوامل مؤثر بر عملکرد همواره مورد توجه محققین بوده. تئوری مشهور کووز^۸ بیانگر آن است که هرگاه هزینه مبادله در اقتصاد صفر باشد ساختار مالکیت کارایی اقتصادی را متأثر نمی‌کند.^۹ اما دنیای واقعی دنیای بدون هزینه مبادله نیست. در این صورت، تغییر ساختار مالکیت باعث تفاوت عملکرد می‌شود.^{۱۰} با وجود این، در

1. Hellmann (2000), Besanko and Thakor (1993), Boot and Greenbaum (1993) and Matutes and Vives (2000)

2. Concentration Stability

3. Allen and Gale (2000)

4. Boyd and Gianni (2005)

5. Caminal and Matutes (2002)

6. Too Big to Fail

۷. میشکین (۱۹۹۹)

8. Coase

۹. کووز (۱۹۶۰)

10. Cooter and Ulen (2000)

مورد نقش نوع مالکیت بر عملکرد، نظریه واحدی وجود ندارد. مالکیت دولتی بیشتر به عنوان یکی از عوامل ناکارایی و عملکرد ضعیف بنگاه‌ها تلقی می‌شود.^۱ مهم‌ترین دلیل این باور در نزد پژوهشگران، فقدان انگیزه کافی برای بهبود عملکرد در بنگاه‌های دولتی است.^۲ با وجود این، بنگاه‌های دولتی از مزایای مهمی مانند حمایت دولت، امتیازات و دسترسی به منابع مالی و مانند آن برخوردارند که این می‌تواند بهبود عملکرد بنگاه را موجب شود. از سوی دیگر در جوامعی که فساد و رانت‌جویی مشکلی جدی باشد، مؤسسات مالی خصوصی در تملک خانواده‌های معین و گروه‌های سیاسی بوده، پول‌شویی مسئله‌ای شایع در این بانک‌ها است و استانداردهای لازم در پرداخت وام‌ها توسط بانک‌های خصوصی رعایت نشده و وام‌های کاملاً ریسکی برای تأمین نیازهای مالی اشخاص و گروه‌های مرتبط پرداخت می‌شود.^۳ از این رو، یک بانک صددرصد خصوصی یا خصوصی شده لزوماً زیان و کمتری ندارد. به همین دلیل است که مطالعاتی مانند میل‌وارد و پارکر^۴ بحث کرده‌اند که آنچه عملکرد را بهبود می‌بخشد، خصوصی بودن مالکیت بنگاه نیست بلکه قرار داشتن در موقعیت رقابتی است.

مدیریت ضعیف نیز یکی دیگر از دلایل بالا بودن حجم مطالبات معوق در نظام بانکی است.^۵ کارایی نازل در مؤسسات بانکی می‌تواند در شکل مهارت کم برای غربالگری وام‌گیرندگان، ارزیابی نامناسب وثیقه‌ها و نظارت ضعیف بر عملیات وام‌گیرندگان در این مؤسسات باشد. بنابراین، نهادهای مالی با کارایی عملیاتی پایین از استعداد بیشتری برای زیان وام و مواجهه با ریسک اعتباری برخوردارند.

وجود صرفه‌های مقیاس که به کاهش هزینه متوسط یک بنگاه از طریق افزایش مقیاس فعالیت اشاره می‌کند، می‌تواند یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده زیان وام در بانک‌ها را معرفی کند. پس اندازه بانک متغیر دیگری است که می‌تواند بخشی از نوسان مطالبات معوق را توضیح دهد. بانک‌ها با مقیاس فعالیت بزرگتر به سبب برخورداری از صرفه‌های مربوط به مقیاس و قلمرو^۶ احتمالاً می‌توانند ارزیابی دقیق‌تری از ریسک افراد داشته باشند.

1. Alchian (1965)

۲. استگلیتز (۱۹۷۴ و ۱۹۹۵)

۳. هیو (۲۰۰۴)

4. Millward and Parker (1983)

5. Louzis, *et al*

6. Economies of Scope

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۲۵

در چارچوب مباحث گفته شده مطالعات تجربی بسیاری به توضیح ارتباط مورد اشاره بین شرایط و متغیرهای اقتصاد کلان و همچنین خصوصیات بانک‌ها و ساختار نظام‌های بانکی با مطالبات معوق بانکی پرداخته‌اند. در ادامه برخی مهم‌ترین این مطالعات را مرور می‌کنیم.

کیتون و موریس^۱ مطالعه اولیه‌ای درباره بررسی عوامل زیان وام‌ها در نظام بانکی آمریکا ارائه دادند. ایشان با اندازه‌گیری اولیه زیان وام‌ها با استفاده از زیان مربوط به خالص مطالبات معوق نشان دادند که شرایط اقتصاد داخلی همراه با عملکرد ضعیف بخش‌های خاص، تفاوت در زیان وام‌های ثبت شده بین بانک‌ها را توضیح می‌دهند. حتی پس از کنترل اثر این عوامل مشاهده شد که هنوز زیان وام‌ها بین بانک‌های مختلف متفاوت است. این تفاوت باقیمانده، به تفاوت ریسک عملیات بانک‌ها نسبت داده می‌شود. به دنبال مقاله کیتون و موریس (۱۹۸۷) مطالعات دیگری به بررسی عوامل تعیین‌کننده زیان وام‌ها و وام‌های معوق در ایالات متحده پرداخته‌اند. برای نمونه، سینکی و گرین‌والت^۲ زیان وام بانک‌های تجاری در ایالات متحده را به گونه تجربی مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه به تخمین یک مدل رگرسیون خطی لگاریتمی برای داده‌هایی از بانک‌های بزرگ تجاری آمریکا از سال ۱۹۸۴ تا ۱۹۸۷ پرداخته‌اند. آن‌ها نشان دادند که عوامل خاص بانکی و شاخص‌های کلان اقتصادی می‌توانند نرخ زیان وام بانک‌ها (که به صورت حاصل تقسیم هزینه‌های خالص وام به علاوه مطالبات معوق بر حاصل جمع کل وام و هزینه خالص تعریف می‌شود) را توضیح دهند. رابطه مثبت بین نرخ زیان وام و عوامل درونی مانند نرخ‌های بهره، مقادیر وام پرداختی و کفایت سرمایه از جمله یافته‌های این مطالعه است. همچنین سینکی و گرین‌والت (۱۹۹۱) نیز به این نتیجه رسیدند که شرایط رکودی اقتصاد داخلی نیز از جمله عوامل مؤثر بر نرخ زیان بانک‌های تجاری است.

برگر و یانگ (۱۹۹۷) در مقاله مهم خود رابطه علیت بین مطالبات معوق و کارایی هزینه و سرمایه بانک را برای نمونه‌ای از بانک‌های تجاری آمریکا در دوره ۱۹۹۴-۱۹۸۵ بررسی نموده و نشان دادند که که علیت دوطرفه‌ای به شکل رابطه منفی بین کارایی هزینه و مطالبات معوق وجود دارد. کیتون (۱۹۹۹) به منظور بررسی اثر رشد اعتبارات بر نکول‌های وام در ایالات متحده از سال‌های ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۶ یک مدل VAR را به کار می‌برد. در این مطالعه نکول وام به صورت وام‌هایی که بیش از ۹۰ روز از سررسید گذشته‌اند یا بهره‌ای به آن تعلق نگرفته، تعریف می‌شود.

1. Keeton and Morris (1987)

2. Sinkey and Greenwalt (1991)

کیتون نشان می‌دهد که رشد سریع اعتبارات مطابق با استانداردهای پایین اعتباری به زیان بیشتر وام در بخش‌های خاصی از ایالات متحده منجر شده است.

مطالعاتی که نظام‌های مالی دیگر را مورد بررسی قرار داده‌اند نتایج مشابهی با مطالعات انجام شده در ایالات متحده ارائه می‌دهند. برای نمونه برکاف و همکاران^۱ ورشکستگی نظام بانکداری آرژانتین را در طول دوره زمانی ۱۹۹۳-۱۹۹۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها نشان دادند که مطالبات معوق تحت تأثیر عوامل خاص بانکی و عوامل سطح کلان اقتصاد هستند. نویسندگان به منظور تفکیک تأثیر این عوامل، روش تحلیل بقا^۲ را به کار می‌برند. سالاس و سارینا^۳ به منظور بررسی عوامل اصلی وام‌های مشکل‌دار در بانک‌های پس‌انداز و تجاری اسپانیا از یک مدل پویای پانل در طول دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۹۷ استفاده کردند. آن‌ها نشان می‌دهند که رشد GDP، رشد سریع اعتبارات، اندازه بانک، نسبت سرمایه، قدرت بازار، ساختار مالکیت و عملکرد بانک به عنوان شاخصی از کیفیت مدیریت می‌توانند تغییرات در مطالبات معوق را توضیح دهند. راجان و دخال^۴ با به کارگیری یک تجزیه و تحلیل رگرسیون پانل نشان می‌دهند که شرایط مطلوب اقتصاد کلان (از طریق رشد GDP اندازه گرفته می‌شود) و عوامل مالی مانند سررسید، هزینه و شرایط اعتبار، اندازه بانک و جهت‌گیری اعتباری تأثیر معناداری بر مطالبات معوق بانک‌های تجاری در هند دارند. میکو و همکاران (۲۰۰۴) با استفاده از یک نمونه بزرگ از ۱۱۹ کشور شامل ۵۰۰۰۰ مؤسسه مالی با ساختارهای متفاوت مالکیت، نشان دادند رابطه مستقیمی بین مالکیت دولتی و حجم مطالبات معوق وجود دارد. افزون بر این، جیمز و سارینا^۵ به بررسی بخش بانکداری اسپانیا از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۳ می‌پردازند. آن‌ها شواهدی مبنی بر تشدید مطالبات معوق به سبب رشد بیشتر GDP، نرخ‌های بالای بهره حقیقی و شرایط اعتباری آسان ارائه می‌دهند. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که نزدیک‌بینی^۶، رفتار گله‌ای^۷ و مشکل نمایندگی^۸ ممکن است مدیران بانک را فریب داده، به گونه‌ای که در دوران رونق، وام‌های بیش از اندازه پرداخت کنند. فوفاک^۹ با استفاده از

-
1. Bercoff, *et al* (2002)
 2. Survival Analysis
 3. Salas and Saurina (2002)
 4. Meanwhile, Rajan and Dhal (2003)
 5. Jimenez and Saurina (2005)
 6. Myopia
 7. Herd Behaviour
 8. Agency Problems
 9. Fofack (2005)

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۲۷

یک مدل پانل برای چند کشور آفریقایی نشان می‌دهد که رشد GDP، نرخ ارز واقعی^۱، نرخ بهره حقیقی، حاشیه سود خالص و وام‌های بین بانکی^۲ از جمله عوامل اصلی مطالبات معوق در این کشورها هستند. هیو و همکاران^۳ به بررسی روابط بین مطالبات معوق و ساختار مالکیت بانک‌های تجاری در تایوان با استفاده از یک مجموعه داده پانل در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۹۶ می‌پردازند. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر آن است که بانک‌های با مالکیت دولتی، مطالبات معوق ثبت شده کمتری دارند. همچنین اندازه بانک ارتباط منفی با مطالبات معوق دارد در حالی که تنوع ممکن است یک عامل تعیین کننده نباشد. کواگلیارو^۴ برای یک پانل بزرگ از بانک‌های ایتالیا در دوره ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۲ مشاهده نمود که سیکل تجاری، مطالبات معوق را متأثر می‌کند. پودپیرا و ویل (۲۰۰۸) رابطه بین مطالبات معوق و کارایی هزینه را در صنعت بانکی چک برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶ آزمون نمودند. این مطالعه نشان داد که ضعف مدیریت، اثر مستقیم بر حجم مطالبات معوق دارد. افزون بر آن، گیفتر و همکاران^۵ با استفاده از شبکه عصبی یک تأثیر با وقفه تولید صنعتی را بر تعداد مطالبات معوق در نظام مالی ترکیه را برای دوره ژانویه ۲۰۰۱ تا نوامبر ۲۰۰۷ مشاهده نمودند. سرانجام لوزیز و همکاران^۶ تعیین کننده‌های انواع مطالبات معوق در نظام بانکی یونان را بر مبنای این فرضیه که عوامل کلان و همچنین خصوصیات بانک‌ها این مطالبات را متأثر می‌کنند، بررسی نموده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که عوامل و شرایط اقتصاد کلان شامل GDP، بیکاری، نرخ بهره و بدهی عمومی در کنار کیفیت مدیریت بانکی، مهم‌ترین دلایل توضیح‌دهنده این مطالبات هستند.

۳. معرفی مدل مورد استفاده

در چارچوب ادبیات نظری و تجربی مورد بررسی در بخش ۲، برای تبیین عوامل اصلی ایجادکننده مطالبات معوق در نظام بانکی کشور، رشد سالانه مطالبات معوق به عنوان متغیر وابسته بر روی مجموعه‌ای از متغیرهایی که خصوصیات بانک‌ها را توضیح می‌دهند، با استفاده از یک مدل پویای پانل اقتصادسنجی برازش شده است. این مجموعه شامل شاخص رفتار احتیاطی بانک‌ها، شاخص

1. Real Effective Exchange Rate

2. Inter-bank Loans

3. Hu, *et al* (2004)

4. Quagliariello (2004)

5. Cifter, *et al* (2009)

6. Louzis, *et al* (2011)

کارایی عملیاتی بانک‌ها، شاخص اندازه و وضعیت مالکیت بانک‌ها است. در ادامه به توضیح این متغیرها و نوع رابطه مورد انتظار بین آن‌ها و رشد مطالبات معوق می‌پردازیم.

رفتار احتیاطی بانک‌ها که می‌تواند با شاخص نسبت وام به دارایی تعریف شود، یکی از عوامل اصلی تعیین‌کننده نسبت مطالبات معوق است. در واقع بانک‌های دارای ریسک‌پذیری بالاتر، احتمالاً متحمل سطوح بالاتری از نسبت مطالبات معوق در طول دوران رکود اقتصادی می‌شوند. از این رو انتظار داریم رابطه مثبتی بین نسبت وام به دارایی و رشد مطالبات معوق وجود داشته باشد.^۱ به منظور مشاهده نقش مدیریت بر رفتار مطالبات معوق (آزمون فرضیه مدیریت ضعیف لوزیز و همکاران، (۲۰۱۱))، کارایی فنی بانک‌ها نیز به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده است. ارقام کارایی فنی از داده‌های تولید شده توسط کربچه (۱۳۸۹) استفاده شده است که با استفاده از روش تخمین کارایی چندجهتی (MEA) به محاسبه کارایی نسبی برای نمونه‌ای یکسان با نمونه مورد استفاده در این مقاله پرداخته است. این انتظار وجود دارد که کارایی بیشتر بانک‌ها به عنوان شاخصی از توانایی بیشتر مدیریت بانک در کنترل مناسب عملیات بانکی و کاهش ریسک اعتباری باعث کاهش مطالبات معوق شود.^۲

اندازه بانک متغیر دیگری است که می‌تواند مقدار مطالبات معوق را متأثر نماید. اما براساس مبانی نظری و شواهد تجربی تأثیر اندازه بانک بر نسبت مطالبات معوق مبهم است. از یک سو بانک‌های بزرگ‌تر نسبت به بانک‌های کوچک‌تر استراتژی‌های مدیریت ریسک بهتری دارند. به عبارت دیگر، بانک‌های بزرگ‌تر سهم بیشتری از بازار را به خود اختصاص می‌دهند و به سبب برخورداری از صرفه‌های مربوط به مقیاس و قلمرو احتمالاً می‌توانند ارزیابی دقیق‌تری از ریسک افراد داشته باشند. بنابراین، بانک‌های بزرگ‌تر می‌توانند نسبت مطالبات معوق به تسهیلات کمتری داشته باشند.^۳ در مقابل، برخی مطالعات^۴ نشان می‌دهند رابطه‌ای مثبت بین نسبت مطالبات معوق و اندازه بانک وجود دارد. توجیه چنین رابطه‌ای به صعوبت کنترل و نظارت در بانک‌های بزرگ‌تر

۱. همان‌گونه که در مبانی نظری اشاره شد، نسبت وام به سرمایه می‌تواند به عنوان شاخصی از تأثیر مخاطره اخلاقی بر رفتار بانک‌ها در زمینه وام‌دهی مورد توجه قرار گیرد. اما نظر به اینکه داده‌های سرمایه واقعی بانک‌ها در دسترس نیست از شاخص وام به دارایی استفاده نموده‌ایم. این شاخص به خوبی می‌تواند نشان‌دهنده ریسک‌پذیری بانک‌ها باشد و در تحقیقات تجربی زیادی مورد توجه بوده است.

۲. برگر و دیانگ (۱۹۹۷)

۳. راجان و دهال (۲۰۰۳)، سالاس و سارینا (۲۰۰۲) و هیو و همکاران (۲۰۰۴)

۴. راجان و دهال (۲۰۰۳)

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۲۹

باز می‌گردد که باعث شدت بیشتر مسائل اطلاعات نامتقارن و تضاد منافع می‌شود.^۱ در این تحقیق پیرو مطالعات تجربی دیگر، نسبت دارایی‌های هر بانک به کل دارایی بانک‌ها در نمونه مورد بررسی به عنوان معیاری از اندازه بانک در مدل وارد می‌شود. همچنین برای مشاهده اثر مالکیت بر عملکرد بانک‌ها در مدیریت وام‌ها از یک متغیر مجازی استفاده نموده‌ایم. این متغیر برای مالکیت دولتی ارزش یک و مالکیت خصوصی ارزش صفر اختیار نموده است. اگرچه براساس بسیاری از مطالعات تجربی مالکیت دولتی بانک‌ها باعث زیان وام بیشتری می‌شود، اما با توجه به تحلیل توصیفی از مطالبات معوق بانک‌ها در ایران که در ابتدای این مقاله ارائه شد، دور از انتظار نخواهد بود اگر مالکیت دولتی باعث عملکرد بهتر بانک‌ها در مدیریت ریسک اعتباری باشد. همان‌گونه که پیشتر اشاره شد چنین رابطه‌ای می‌تواند دارای پشتوانه نظری نیز باشد.

مباحث نظری مورد بررسی در بخش قبل نشان داد درجه تمرکز به عنوان شاخصی از ساختار انحصاری بازار و قدرت انحصاری بنگاه‌ها یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر حجم مطالبات معوق در یک نظام بانکی است. درجه تمرکز، بیانگر درجه کنترل بازار توسط بنگاه‌های اصلی یک صنعت است. درجه تمرکز بالاتر بیانگر ساختار بازار انحصاری‌تر یعنی رقابت کمتر است. در بخش ۳ این مقاله ملاحظه نمودیم که این شاخص می‌تواند یکی از دلایل مهم حجم مطالبات معوق باشد. همچنین دیدیم که تمرکز بالاتر می‌تواند تأثیر دوگانه بر مطالبات معوق داشته باشد. بدین ترتیب نوع تأثیر و رابطه این متغیر با رفتار مطالبات معوق مبهم است. درجه تمرکز یک صنعت با استفاده از شاخص‌های متعددی قابل سنجش است. شاخص هرfindال هیروشمن^۲ یکی از رایج‌ترین شاخص‌ها برای سنجش تمرکز است. این شاخص به صورت $HH = \sum_{i=1}^N S_i^2$ تعریف می‌شود که در این رابطه N تعداد بانک‌ها و S_i سهم بازاری هر بانک را نشان می‌دهد. برای تعریف این شاخص سهم بازاری هر بانک را به عنوان نسبت سپرده‌های آن بانک به مجموع سپرده‌های بانک‌های مورد بررسی در نظر گرفته‌ایم.

از مباحث نظری ملاحظه نمودیم که مطالبات معوق تحت تأثیر شرایط برونی شامل اثر سیکل تجاری نیز قرار دارد. پس افزون بر ویژگی‌های بانک‌ها به منظور استواری یافته‌های تجربی،

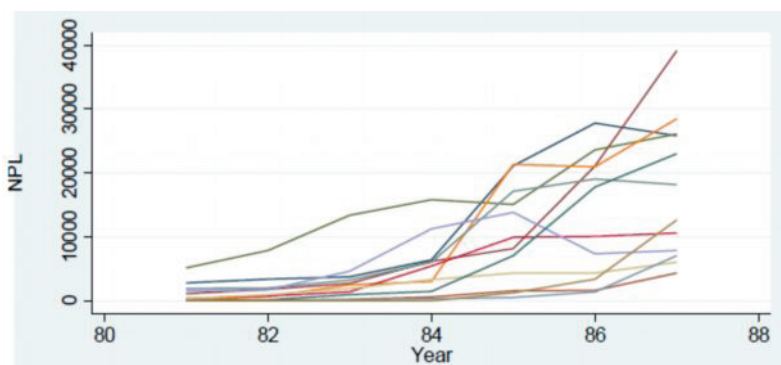
۱. میشکین و ایکینز (۲۰۱۱). سقوط بارینگز (Barings)، یک بانک معتبر انگلیسی نمونه گویایی است از این که چگونه عملکرد مسئله تضاد منافع و مسئله کارفرما-کارگزار می‌تواند در طول یک ماه یک مؤسسه مالی را از مؤسسه‌ای با ترازنامه بسیار خوب به یک مؤسسه ورشکسته تبدیل کند.

معادلات رگرسیون با متغیرهای جانشین شاخص سیکل تجاری به عنوان اثر ثابت برآزش شده‌اند. همچنین برای غلبه بر اثر ماندگاری در مطالبات معوق (نمودار ۲) در طول دوره مورد بررسی از مقادیر با وقفه مطالبات معوق در چارچوب مدل پانل پویا در سمت راست رگرسیون استفاده شده است. در ادامه به توضیح دقیق‌تر این متغیرها می‌پردازیم.

برای مشاهده اثر سیکل تجاری بر مطالبات معوق، ابتدا برای تجزیه تغییرات موقت و دائمی در سری زمانی GDP برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۷ فیلتر هدریک-پروسکات استفاده شده است که جزء سیکلی انحراف مقادیر لگاریتمی تولید ملی از روند آن است. یعنی $y_t = \tau_t + c_t$ به طوری که مقادیر مسیر روند به دست آمده رابطه زیر را حداقل نماید.

$$\sum_1^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_1^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

همچنین وقفه متغیرهای رشد GDP، نرخ بیکاری، نرخ تورم و نرخ ارز برای مشاهده اثر شرایط محیطی به طور مجزا به عنوان متغیرهای رقیب در مدل لحاظ شده‌اند. نرخ بیکاری می‌تواند به عنوان جایگزین دیگری برای توصیف اثر نوسانات تجاری بر حجم مطالبات معوق مورد توجه قرار گیرد. افزایش این نرخ موجب افزایش نسبت مطالبات معوق بانک‌ها می‌شود، زیرا افزایش بیکاری خانوارها جریان درآمد آن‌ها را تضعیف نموده و توان ایشان را در بازپرداخت دیون کاهش می‌دهد. افزایش نرخ بیکاری درباره بنگاه‌ها نیز علامتی از کاهش تولید است که به سبب کاهش تقاضا اتفاق افتاده و بنابراین افزایش مطالبات معوق بانک‌ها از بنگاه‌ها را به دنبال خواهد داشت.



نمودار ۲. ماندگاری مطالبات معوق

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۳۱

نرخ تورم متغیر دیگری است که می‌تواند اثر شرایط اقتصاد کلان بر مطالبات معوق را نشان دهد. براساس ادبیات تحقیق، رابطه مثبت این عامل با مطالبات معوق انتظار می‌رود با افزایش نرخ تورم، ارزش حقیقی بدهی‌های اشخاص یا وام‌های دریافتی از بانک‌ها کاهش یابد. به عبارت دیگر در شرایط تورمی، وام‌گیرندگان از وام دریافتی منتفع می‌شوند، پس میل آن‌ها به بازپرداخت کمتر شده و سعی می‌کنند تا حد امکان بازپرداخت وام‌های دریافتی را به تعویق اندازند، زیرا که بازپرداخت با تأخیر این وام‌ها نفع قابل توجهی را متوجه وام‌گیرنده می‌کند. بنابراین انتظار داریم با افزایش نرخ تورم مطالبات معوق رشد یابد.

نمونه مورد استفاده در این پژوهش شامل ۸ بانک دولتی (بجز پست‌بانک که فعالیت خود را از سال ۱۳۸۳ آغاز نموده است) و ۴ بانک خصوصی است. بانک‌های دولتی شامل بانک‌های ملی، سپه، صادرات، تجارت، ملت، رفاه کارگران، کشاورزی و مسکن و بانک‌های خصوصی شامل بانک‌های کارآفرین، سامان، پارسیان و اقتصاد نوین است که در دوره مورد مطالعه ۱۳۸۷-۱۳۸۱ فعالیت داشته‌اند. مجموعه بانک‌های مورد بررسی در این تحقیق، در سال ۱۳۸۷ مقدار ۹۲ درصد از کل دارایی‌ها، ۹۹ درصد از کل سپرده‌ها و بیش از ۹۵ درصد از نیروی انسانی بخش بانکداری کشور را شامل می‌شده است. از این رو، نتایج آن می‌تواند به کل بانک‌های کشور تعمیم داده شود. 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 تصویری کلی از متغیرهای مؤثر بر مطالبات معوق که براساس ادبیات تجربی و نظری تعریف می‌شوند، ارائه می‌کند. یکی از فروض مهم مدل رگرسیون خطی این است که واریانس جزء اخلاص مدل مقدار ثابتی است. 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 داد؛ زیرا ممکن است عواملی به غیر از متغیرهای توضیحی مدل بر روی تابع مورد نظر تأثیر داشته باشند و قابل اندازه‌گیری نباشند. اینگونه متغیرها اثرات خود را در پسماند مدل مورد بررسی نشان خواهند داد. پس ممکن است مقاطع دارای واریانس‌های مختلف باشند. در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار stata 10 آزمون ناهمسانی واریانس پانل^۱ LR test انجام گرفته است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم ناهمسانی واریانس داده‌های پانل و فرضیه مقابل آن به معنای وجود ناهمسانی واریانس

1. Likelihood Ratio

است. طبق نتایج حاصل از این آزمون با توجه به پیوست ۲، فرضیه H_1 در مدل پانل مفروض به عدم ناهمسانی واریانس رد می‌شود.

جدول ۱. معرفی متغیرهای مؤثر بر مطالبات معوق

متغیرها	علامت متغیر در مدل‌ها	تعریف متغیر	علامت مورد انتظار
متغیرهای خاص بانکی			
نسبت وام به دارایی	lloas	$\ln(L/Ait) = \ln\left(\frac{LOAN_{it}}{ASSET_{it}}\right)$	+
اندازه بانک	lsize	$\ln(SIZE_{it}) = \ln\left(\frac{ASSET_{it}}{\sum ASSET_{it}}\right)$	+/-
شاخص کارایی عملیاتی	leff	محاسبه شده براساس شاخص بهبود بالقوه و روش MEA *	-
مالکیت دولتی	StateOwner	StateOwner=۱	+/-
درجه تمرکز	lhhi	$\ln(HHI_t) = \ln\left(\sum_{i=1}^N S_i^2\right)$	+/-
متغیرهای کلان اقتصادی			
شاخص سیکل تجاری HP	cy	انحراف مقادیر لگاریتمی GDP از روند آن (فیلتر هدریک پرسکات)	-
رشد GDP	lgdpg	$\ln(GDP_t) = \ln\left(\frac{GDP_t - GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right)$	-
نرخ تورم	linf	$\ln(INF_t) = \ln\left(\frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}\right)$	+
نرخ بیکاری	lue	$\ln(ue)$	+

* برای جزئیات این روش به کردبچه (۱۳۸۹) مراجعه کنید.

یکی دیگر از فروض مهم مدل پویای پانل این است که خودهمبستگی بین جملات اخلاص که در تابع رگرسیون جامعه وارد می‌شود، وجود ندارد. برای بررسی وجود یا عدم خودهمبستگی در جملات اختلال در مدل پانل از آزمون وولدریج (۲۰۰۲) که در نرم افزار stata10 با دستور

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۳۳

xtserial^۱ اجرا می‌شود استفاده نموده‌ایم. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم خودهمبستگی بین جملات اخلاص ($\rho = 0$) و فرضیه مقابل به معنای وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص است. با توجه به نتایج حاصل از جدول پیوست ۲، آماره F در دو مدل با اثر متغیر کلان و بدون اثر متغیر کلان دارای P-Value معادل با حداقل ۰/۰۸۹ است، می‌توان نتیجه گرفت که حداقل در سطح معناداری ۵٪ فرضیه H_0 رد نمی‌شود. البته در سطح اطمینان ۹۰ درصد فرضیه H_0 برای مدل دارای اثر ثابت متغیر کلان رد خواهد شد. بهر حال، با توجه به وجود مشکل ناهمسانی واریانس در داده‌ها و احتمال وجود مشکل خودهمبستگی، در تخمین مدل‌ها از روش تخمین استوار^۲ استفاده شده است که در آن انحراف معیار ضرایب تخمینی نسبت به مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی استوار است.

۴. تخمین و تحلیل نتایج

در این بخش، نتایج به دست آمده از تخمین مدل تصریح شده در بخش قبل بررسی و تحلیل می‌شود. همان‌گونه که گفته شد به سبب ماندگاری در رفتار متغیر وابسته مدل، NPL، مقدار با وقفه آن را به عنوان متغیر مستقل در مدل لحاظ می‌کنیم. با توجه به اینکه در یک مدل که در آن مقادیر با تأخیر متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی وارد می‌شوند، امکان وجود همبستگی بین متغیر وابسته تأخیری و جمله خطا و مشکل تورش وجود دارد، برای برآورد مدل از روش GMM^۳ که توسط آرلانو و باند^۴ برای داده‌های پانل پویا ارائه شده است، استفاده می‌کنیم. مرحله اول در برآوردکننده آرلانو و باند شناسایی مدل به صورت یک سیستم معادلات است. با توجه به ضعف‌های بالقوه در برآوردکننده آرلانو و باند (۱۹۹۱) در این تحقیق از روش ارائه شده توسط آرلانو و بور^۵ و بلاندل و باند^۶ استفاده شده است. در این روش اصلاح شده که GMM سیستمی نامیده می‌شود یک مجموعه از محدودیت‌های اضافی بر شرایط ابتدایی فرایندهای ایجاد متغیر وابسته اعمال می‌گردد.

۱. برای مطالعه بیشتر به مقاله دروکر (Drukker (2003)) مراجعه شود.

2. Robust
3. Generalized Methods of Moments
4. Arellano-Bond (1991)
5. Arellano-Bover (1995)
6. Blundell-Bond (1998)

در این چارچوب رابطه بین متغیر وابسته که مقیاس لگاریتمی تغییر سالانه مطالبات معوق بانک‌ها است ($\ln p/g$) و متغیرهایی که خصوصیات بانک‌ها را نشان می‌دهند با استفاده از نرم‌افزار stata10 تخمین زده شده است. با استفاده از دستور $\text{maxldep}()$ تعداد ۲ وقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر ابزار در مدل پانل پویا در نظر گرفته شده است. افزون بر خصوصیات بانک‌ها به منظور استواری نتایج، مدل مفروض با متغیرهای جانشین شاخص سیکل تجاری و ساختار صنعت برآزش خواهد شد. نتایج حاصل از تخمین مدل GMM سیستمی، مقید به تخمین انحراف معیار استوار در جدول ۲ آورده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های پانل پویا عوامل تعیین‌کننده مطالبات معوق

متغیرها	مدل ۱		مدل ۲		مدل ۳		مدل ۴		مدل ۵		مدل ۶	
	Z	ضرایب	Z	ضرایب	Z	ضرایب	Z	ضرایب	Z	ضرایب	Z	ضرایب
متغیرهای خاص بانکی												
Lnplg_1	۱/۹۴	-۰/۳۶	۱/۳۷	-۲/۰۳	۱/۹۱	-۰/۲۹	۱/۴۲	-۲/۲۱	۰/۴۲	-۲/۳۷	۰/۳۷	-۲/۰۴
Lnplg_2	۲/۰۸	-۰/۳۱	۰/۴	-۲/۳۷	۲/۴۶	-۰/۳۷	۰/۳۱	-۲/۰۵	۰/۲۷	-۱/۸۸	۰/۳۴	-۲/۴۲
شاخص کارایی (deff)	۲/۱۶	-۱/۲۸	۲/۹	-۱/۸۴	۱/۹۱	-۲/۱۹	۱/۹۲	-۱/۹۶	۱/۳۱	-۱/۹۹	۱/۸۲	-۱/۳۱
شاخص ریسک (lloas)	۱/۷۲	۰/۲۶	۰/۳	۱/۸۸	۲/۱۷	۰/۳۰	۰/۲۵	۱/۹۶	۰/۲۴	۱/۹۵	۰/۲۷	۱/۵۷
شاخص اندازه (lsize)	۱/۱۲	۰/۳۶	۰/۳۸	۱/۲۷	۱/۴۸	۰/۴۵	۰/۳۵	۱/۱۹	۰/۳۵۶	۱/۲۱	۰/۳۶	۱/۱۵
نوع مالکیت (StateOwne)	۲/۰۸	-۱/۷	۲/۵	-۱/۹	۲/۱۳	-۲/۱۳	۲/۲۳	-۱/۹۶	۲/۰۲	-۲/۰۸	۲/۰۲	-۱/۸۴
متغیرهای کلان اقتصادی												
GDP نوسان ln(cygdg)			۲/۱۱	۱/۳۳								
وقفه رشد اقتصادی ln(gdpg_1)					۲/۰۸	-۱/۰۳						
وقفه نرخ بیکاری ln(lue_1)							۳/۴۴	۱/۳۴				
وقفه نرخ تورم ln(inf_1)									-۰/۷۷	-۱/۶۵		
شاخص تمرکز صنعت ln(hhi)											-۱/۶۳	-۰/۳۸

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۳۵

جزئیات نتایج به عنوان خروجی نرم افزار برای همه مدل‌ها در پیوست ۳ آورده شده است. نتایج شش مدل در جدول ۲ آمده است. مدل‌ها از نظر متغیرهای اثرات خصوصیات بانک‌ها یکسان هستند و تفاوت آن‌ها به متغیر اقتصاد کلان که برای کنترل اثر شرایط اقتصاد کلان در مدل در نظر گرفته شده است، بازمی‌گردد. در این جدول، بخش نخست نتایج مدل‌های مختلف در توصیف آن بخش از رفتار متغیر وابسته که رشد سالانه مطالبات معوق است را نمایش می‌دهد که مربوط به خصوصیات بانک‌ها است.

همان‌گونه که از نتایج قابل مشاهده است، ضرایب تخمینی بیشتر متغیرها علائمی دارند که با مفاهیم نظری مورد بررسی در بخش قبل سازگار است. در کلیه مدل‌ها ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته منفی و بیشتر به ویژه ضرایب وقفه دوم در سطح معناداری ۵٪ از نظر آماری معنادار هستند. چنین نتیجه‌ای احتمالاً بیانگر رفتار سیکلی رشد NPL برای بیشتر مقاطع یعنی بانک‌ها با یک دوره تأخیر است؛ بدین معنا که افزایش رشد NPL برای هر یک از بانک‌ها در یک دوره یا دو دوره قبل باعث کاهش رشد NPL دوره جاری می‌شود.

ضرایب تخمین زده شده متغیرهای توضیحی خصوصیات بانک‌ها نشان‌دهنده وجود یک رابطه معین بین کیفیت وام‌های پرداختی در نظام بانکی و ویژگی‌های بانک‌ها است. علامت این ضرایب در همه مدل‌ها (که تفاوت آن‌ها به شاخص شرایط اقتصاد کلان باز می‌گردد) یکسان و مقادیر تخمینی آن‌ها در همه مدل‌ها باثبات است. این می‌تواند تأییدی بر استواری نتایج تخمینی باشد. ضریب شاخص عملکرد که براساس کارایی نسبی عملیاتی تعریف شده است منفی و از نظر آماری در بیشتر مدل‌ها در سطح معناداری ۵ و یا ۱۰ درصد معنادار است. این نتایج شاهدهی برای فرضیه مدیریت ضعیف ارائه می‌نماید. بدین معنا که بنگاه‌هایی که کارایی مدیریتی پایین‌تری دارند از رشد بالاتر مطالبات معوق برخوردار هستند، به گونه‌ای که یک درصد کاهش در شاخص کارایی در کلیه مدل‌ها باعث افزایش بیش از یک درصد در حجم مطالبات معوق خواهد شد. رفتار ریسکی بانک و درجه احتیاطی که در پرداخت وام‌ها رعایت می‌شود که در این مطالعه با نسبت وام به دارایی سنجیده شده است، نیز تأثیر اقتصادی مورد انتظار را نشان می‌دهد. ضریب این متغیر در همه مدل‌ها مثبت است. البته تخمین‌های حاصل برای این ضریب از نظر آماری در سه مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد و در دو مدل در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. بهرحال، این نتایج شاهدهی را فراهم نموده‌اند که احتمالاً بتوان از آن‌ها درباره حمایت از فرضیه

اخلاق‌گریزی در مدیریت وام‌ها استفاده نمود. نکته جالب این است که این نتیجه سازگار با نتیجه حاصل از ضریب تخمینی شاخص عملکرد است که جنبه‌ای دیگر از کیفیت مدیریت و نقش آن را در ایجاد زیان وام در نظام بانکی کشور نشان می‌دهد. شاخص اندازه، نشان‌دهنده رابطه‌ای مثبت بین اندازه بانک و مسئله زیان وام‌ها در نظام بانکی ایران است. این شاخص اگرچه از نظر آماری معنادار نیست اما به سبب تأکید نظریه اقتصادی بر تأثیر آن بر مطالبات معوق و همچنین به سبب اتفاق نظر بیشتر مطالعات تجربی بر نقش آن، متغیر شاخص اندازه حفظ شده است تا از خطای تورش حذف متغیر مهم اجتناب شود. وقوع صرفه‌های مقیاس و قلمرو در یک بنگاه اقتصادی مستلزم وجود مدیریتی توانمند است و در غیر این صورت افزایش مقیاس یا قلمرو تولید باعث ضعف عملکرد می‌شود. پس در صورت معناداری ضریب تخمین زده شده، رابطه مثبت شاخص اندازه با شاخص مطالبات معوق می‌توانست نشان دیگری از ضعف مدیریت وام در نظام بانکی باشد. البته همچنین شاید بتوان گفت بانک‌های کوچکتر به سبب این که می‌توانند کنترل بیشتری بر غربالگری وام‌ها داشته باشند از عملکرد وام‌بهتری برخوردار هستند. ضریب متغیر مجازی مالکیت دولتی در همه مدل‌ها منفی است. با توجه به قوت معناداری آماری این ضرایب می‌توان نتیجه گرفت که مدیریت دولتی بانک‌ها نسبت به مدیریت خصوصی برخلاف انتظار، بهتر عمل نموده‌اند. با توجه به این که اثر مقیاس، رفتار ریسکی بانک و کارایی مدیریت با ورود متغیرهای توضیحی مناسب در مدل‌های رگرسیون کنترل شده‌اند، چنین نتیجه‌ای را شاید بتوان به ماهیت وام‌های پرداختی بانک‌های دولتی نسبت داد که سهم بیشتری از تسهیلات پرداختی آن‌ها به طرح‌ها، بنگاه‌ها و شرکت‌های دولتی است که احتمال نکول آن‌ها کمتر است.^۱ این نتایج همچنین شاید به سبب اشتیاق و انگیزه بیشتر بانک‌های خصوصی برای کسب سود بیشتر از طریق پرداخت وام بیشتر باشد. عدم غربالگری مناسب وام‌ها در بانک‌های خصوصی به دلیل تجربه کمتر می‌تواند دلیل دیگری برای چنین نتیجه‌ای باشد. با توجه به ادبیات نظری و تجربی مورد بررسی در بخش ۳، ممکن است دلایل دیگری برای حصول چنین نتیجه‌ای قابل استناد باشند، اما به سبب وجود نداشتن هرگونه شواهد و قراین درباره دلایل دیگر، از پرداختن به آن‌ها صرف نظر می‌کنیم.

ضرایب تخمینی برای توضیح رابطه شرایط کلان اقتصادی و مطالبات معوق نیز همگی علامت مورد انتظار را نمایش می‌دهند، اگرچه بعضی از آنها از نظر آماری معنادار نیستند. شاخص نوسان

۱. متأسفانه به دلیل در دسترس نبودن داده‌های مربوط به نوع مطالبات معوق هر یک از وام‌های پرداختی به بخش‌های خصوصی و دولتی امکان آزمون چنین فرضیه‌ای در این مطالعه فراهم نیست.

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۳۷

GDP (انحراف GDP از روندش با استفاده از فیلتر هدریک و پروسکات) رابطه مثبت مورد انتظار اما فاقد معناداری آماری را با شاخص رشد NPL نمایش می‌دهد. این نتیجه می‌تواند بیان‌کننده اثر مستقیم افزایش بی‌ثباتی و نوسانات اقتصادی بر مطالبات معوق باشد. وقفه رشد GDP به عنوان شاخص دیگری برای مشاهده رابطه شرایط کلان اقتصادی و رشد NPL در مدل ۲ مورد توجه قرار گرفته است. ضریب منفی و کاملاً معنادار این متغیر اجازه می‌دهد که بگوییم همان‌گونه که در مباحث نظری اشاره شد، بهبود شرایط اقتصاد کلان باعث کاهش رشد مطالبات معوق در نظام بانکی کشور می‌شود. وجود نتایج مورد انتظار در مدل‌های ۴ و ۵ که از متغیرهای جانشین وقفه نرخ بیکاری و نرخ تورم برای توضیح شرایط اقتصاد کلان استفاده نموده‌اند نیز تأیید دیگری بر اثر مثبت بهبود شرایط اقتصاد کلان بر کاهش رشد مطالبات معوق است. رابطه شاخص تمرکز صنعت بانکی (شاخص HHI) با رشد مطالبات معوق در مدل ۶ مورد توجه قرار گرفته است. منفی بودن ضریب تخمین زده شده این متغیر نشان‌دهنده رابطه‌ای منفی اما غیرمعنادار از نظر آماری با رشد مطالبات معوق است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله نقش عوامل ویژه بانکی به عنوان تعیین‌گرهای مطالبات معوق (NPL) در صنعت بانکداری ایران مورد بررسی قرار گرفت. افزون بر آن، به منظور استواری یافته‌های تجربی، معادلات رگرسیون با متغیرهای جانشین شاخص سیکل تجاری و ساختار صنعت به عنوان اثر ثابت شرایط کلان اقتصادی و صنعت بانکی برازش شده‌اند. همچنین برای غلبه بر اثر ماندگاری در مطالبات معوق در طول دوره مورد بررسی از مقادیر با وقفه مطالبات معوق در چارچوب مدل پانل پویا در سمت راست رگرسیون استفاده شده است.

برای تخمین رابطه بین رشد سالانه مطالبات معوق به عنوان متغیر وابسته و عوامل تعیین‌کننده آن از شش مدل جایگزین استفاده نمودیم. تفاوت این مدل‌ها به تفاوت شاخص مورد استفاده برای توصیف اثر ثابت شرایط کلان اقتصادی یا اثر ثابت ساختار صنعت بازمی‌گردد. نتایج تخمین این مدل‌ها نشان داد ماندگاری معناداری در رفتار مطالبات معوق وجود دارد به‌گونه‌ای که رشد آن تحت تأثیر رشد دوره‌های قبل قرار دارد. یافته‌های این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که ویژگی‌های بانک‌ها شامل کارایی عملیاتی، رفتار احتیاطی و نوع مالکیت نقش تعیین‌کننده و

معناداری از نظر آماری بر رشد مطالبات معوق دارند. همچنین نتایج حاصل نشان داد که نوسان بیشتر تولید ملی و وخامت شرایط اقتصاد ملی باعث افزایش رشد مطالبات معوق در نظام بانکی کشور شده است.

یکی از یافته‌های این تحقیق تأیید عملکرد بهتر بانک‌های دولتی درباره مطالبات معوق، مفروض به ثبات شرایط دیگر است. اگرچه احتمالاً نوع وام‌های پرداختی این بانک‌ها که بیشتر به شرکت‌ها و نهادهای دولتی است، می‌تواند توضیحی برای چنین نتیجه‌ای باشد، اما تحقیق و بررسی دقیق‌تری براساس داده‌های انواع وام‌ها به تفکیک هر یک از بخش‌های دولتی، خصوصی و خانوارها می‌تواند پاسخ مستدلی برای چنین احتمالی ارائه نماید. انجام چنین مطالعه‌ای به علاقه‌مندان این موضوع توصیه می‌شود.

یافته‌های این تحقیق می‌تواند اطلاعات ارزشمندی در اختیار مدیریت بانک‌ها و هم‌چنین ناظرین در نظام بانکی قرار دهد. به عنوان نمونه رابطه مشاهده شده منفی بین شاخص عملکرد و رشد مطالبات معوق به اهمیت توجه به عملکرد امروز و نقشی که ضعف آن می‌تواند بر مشکلات آینده در نظام بانکی داشته باشد اشاره می‌کند. بر این اساس شاخص‌های عملکرد می‌توانند به عنوان راهنمایی برای شناخت بانک‌های مسئله‌آفرین در آینده باشند. رابطه معنادار و مستقیم رفتار ریسکی بانک‌ها و رشد مطالبات معوق اهمیت توجه به مدیریت ریسک اعتباری را به مدیران بانکی و مسئولین نظارتی برای برقراری ثبات مالی بیشتر گوشزد می‌کند.

منابع

الف - فارسی

امیدی‌نژاد، محمد (۱۳۸۶)، (۱۳۸۷) و (۱۳۸۸)، گزارش عملکرد نظام بانکی کشور، مؤسسه آموزش عالی بانکداری ایران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی (۱۳۸۶)، آیین‌نامه وصول مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول بانک‌ها.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی (۱۳۸۸)، خلاصه تحولات اقتصادی کشور ۱۳۸۷، تهران.

کردبچه، حمید (۱۳۸۹)، «کاربرد روش تحلیل کارایی چند جهتی در ارزیابی عملکرد نظام بانکی ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دانشگاه تهران، شماره ۹۳.

ب- انگلیسی

- Alchian, A. A. (1965), "The Basis of Some Recent Advances in the Theory of Management of Firm", *Journal of Industrial Economics*, No. 14, pp. 30-41.
- Allen, Franklin and Douglas Gale (2000), *Comparing Financial Systems*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Allen, Franklin and Douglas Gale (2004), "Competition and Financial Stability", *Journal of Money, Credit, and Banking*, No. 36, pp. 433-480.
- Andreeva, Olga (2004), "Aggregate Bankruptcy Probabilities and Their Role in Explaining Banks' Loan Losses", Working Paper 2004/2, Norges Bank, February.
- Bercoff, Jose J., Giovanni, Julian di and Franque Grimard (2002), *Argentinean Banks, Credit Growth and the Tequila Crisis: A Duration Analysis*, (Unpublished).
- Berger, A. N. and R. DeYoung (1997), "Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks", *Journal of Banking and Finance*, No. 21, pp. 849-870.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations", *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 14-31.
- Bernanke, B. and S. Gilchrist (1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", in *Handbook of Macroeconomics*, Ed. by J. Taylor and M. Woodford, 1C, pp. 1341-1393.
- Besanko, David and Anjan V. Thakor (1993), "Relationship Banking, Deposit Insurance and Bank Portfolio" in: Mayer, C. and X. Vives (Eds.): *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, pp. 292-318.
- Boot, Arnoud W. and Stuart Greenbaum (1993), "Bank Regulation, Reputation, and Rents: Theory and Policy Implications" in: Mayer, Colin and Xavier Vives (Eds.): *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, pp. 292-318.
- Boyd, John H. and De Nicolo Gianni (2005), "The Theory of Bank Risk-taking and Competition Revisited", *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 3, pp. 1329-1343..
- Caminal, Ramon and Matutes Carmen (2002), "Market Power and Banking Failures", *International Journal of Industrial Organization*, No. 20, pp. 1341-1361.
- Cifter, A., Yilmazer, S. and E. Cifter (2009), "Analysis of Sectoral Credit Default Cycle Dependency with Wavelet Networks: Evidence from Turkey", *Economic Modeling*, No. 26, pp. 1382-1388.
- Coase, Ronald H. (1960), "The Problem of Social Cost", *Journal of Law and Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 1-44.

- Cooter, Robert and Thomas Ulen (2000), *Law and Economics*, 3th Ed. Reading, Mass.: Addison-Wesley.
- Drukker, D. M. (2003), "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-data Models", *Stata Journal*, No. 3, pp. 168-177.
- Fisher, I. (1933), "The Debt Deflation Theory of Great Depressions", *Econometrica*, No. 1, pp. 337-357.
- Fofack, Hippolyte (2005), "Non-performing Loans in Sub-saharan Africa: Causal Analysis and Macroeconomic Implications", World Bank Policy Research Working Paper No. 3769, November.
- Geanakoplos, J. (2009), "The Leverage Cycle", Cowles Foundation Discussion Paper No. 1715.
- Godlewski, C. J. (2004), "Bank Capital and Credit Risk Taking in Emerging Market Economies", *Journal of Banking Regulation*, Vol. 6, No. 2, pp. 128-145.
- Hasan, Ifetkhar and Larry D. Wall (2003), "Determinants of the Loan Loss Allowance: Some Cross-country Comparison", Bank of Finland Discussion Papers No. 33/2003.
- Hellman, Thomas, Murdock, Kevin and Joseph E. Stiglitz (2000), "Liberalization, Moral Hazard in Banking and Prudential Regulation: Are Capital Controls enough?", *American Economic Review*, Vol. 90, No. 1, pp. 147-165.
- Hoggarth, Glen and John Whitley (2003), "Assessing the Strength of UK Banks through Macroeconomic Stress Tests", *Financial Stability Review*, Bank of England, June, pp. 91-103.
- Hu, Jin-Li, Yang, Li and Chiu Yung-Ho (2004), "Ownership and Non-performing Loans: Evidence from Taiwan's Banks", *Developing Economies*, Vol. 42, No. 4, pp. 405-420.
- Jimenez, Gabriel and Jesus Saurina (2005), "Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation", Banco de Espana, January.
- Kearns, Allan (2004), "Loan Losses and the Macroeconomy: A Framework for Stress Testing Credit Institutions' Financial Well-being", Financial Stability Report, CBFSAI, 111-121.
- Keeton, William R. (1999), "Does Faster Loan Growth Lead to Higher Loan Losses?", Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Second Quarter 1999.
- Keeton, William R. and Charles S. Morris (1987), "Why Do Banks' Loan Losses Differ?", Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, May, pp. 3-21.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, pp. 211-247.
- Kuafman, G. (1998), "Central Bank, Asset Bubbles and Financial Stability", Federal reserve bank of Chicago working paper, WP98/12

- Lawrence, E. C. (1995), "Consumer Default and the Life Cycle Model", *Journal of Money Credit and Banking*, No. 27, pp. 939-954.
- Louzis, Dimitrios P., Vouldis, Angelos T. and Vasilios L. Metaxas (2011), "Macroeconomic and Bank-specific Determinants of Non-performing Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business and Consumer Loan Portfolios", *Journal of Banking & Finance*.
- Matutes, Carmen and Xavier Vives (2000), "Imperfect Competition, Risk Taking and Regulation in Banking", *European Economic Review*, No. 44, pp. 184-216.
- Micco, A., Panizza, U. and M. Yañez (2004), "Bank Ownership and Performance", Inter-American Development Bank, Working paper, No. 518,.
- Minsky, H. (1986), *Stabilizing an Unstable Economy*, McGraw-Hill.
- Mishkin, Frederic S. (1999), "Financial Consolidation: Dangers and Opportunities", *Journal of Banking and Finance*, No. 23, pp. 675-691.
- Mishkin, Frederic S. and Stanley G. Eakins (2011), *Financial Market and Institutions*, Pearson.
- Pain, Darren (2003), "The Provisioning Experience of the Major UK Banks: A Small Panel Investigation", Bank of England Working Paper No. 177, January.
- Podpiera, J. and L. Weill (2008), "Bad Luck or Bad Management? Emerging Banking Market Experience", *Journal of Financial Stability*, No. 4, pp. 135-148.
- Quagliariello, M. (2007), "Banks' Riskiness Over the Business Cycle: A Panel Analysis on Italian Intermediaries", *Applied Financial Economics*, No. 17, pp. 119-138.
- Rajan, Rajiv and Sarat C. Dhal (2003), "Non-performing Loans and Terms of Credit of Public Sector Banks in India: An Empirical Assessment", *Occasional Papers*, Vol. 24, No. 3, pp. 81-121.
- Rinaldi, L. and A. Sanchis-Arellano (2006), "Household Debt Sustainability: What Explains Household Non-performing Loans? An Empirical Analysis", ECB Working Paper.
- Salas, Vincente and Jesus Saurina (2002), "Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 22, No. 3, pp. 203-224.
- Sinkey, Joseph F. and Mary B. Greenwalt (1991), "Loan-loss Experience and Risk-taking Behavior at Large Commercial Banks", *Journal of Financial Services Research*, No. 5, pp. 43-59.
- Wooldridge, Jeffrey (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

پیوست‌ها

پیوست ۱. توصیف آماری متغیرهای به کار رفته در مدل

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
np1	overall	7350.536	8726.219	0	39134	N = 84
	between		4770.651	1217	15299	n = 12
	within		7418.425	-3653.036	35026.54	T = 7
eff	overall	.8730952	.1522362	.38	1	N = 84
	between		.1147811	.58	.9728571	n = 12
	within		.1046591	.4859524	1.095952	T = 7
loas	overall	.6752047	.7240268	.0626991	6.95965	N = 84
	between		.2846721	.3998748	1.543002	n = 12
	within		.6701006	-.769851	6.091853	T = 7
size	overall	.9998673	.8561805	.0167833	3.033118	N = 84
	between		.8506635	.093451	2.767415	n = 12
	within		.2484497	-.4670721	1.546039	T = 7
Cygdp	overall	26877.34	32428.02	-18982.27	71408.47	N = 84
	between		3.80e-12	26877.34	26877.34	n = 12
	within		32428.02	-18982.27	71408.47	T = 7
gdpgro~h	overall	.0674209	.0065056	.06	.07881	N = 84
	between		0	.0674209	.0674209	n = 12
	within		.0065056	.06	.07881	T = 7
ue	overall	11.15714	.7251566	10.4	12.5	N = 84
	between		0	11.15714	11.15714	n = 12
	within		.7251566	10.4	12.5	T = 7
inf	overall	.161	.045479	.104	.254	N = 84
	between		0	.161	.161	n = 12
	within		.045479	.104	.254	T = 7
hhi	overall	1387.767	180.1599	1202.94	1663.538	N = 84
	between		0	1387.767	1387.767	n = 12
	within		180.1599	1202.94	1663.538	T = 7

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۴۳

پیوست ۲. نتایج آزمون‌های ناهمسانی و خودهمبستگی در داده‌های پانل مورد استفاده

```
. log using "Hetro and Autocorrelation panel test"
      log: C:\Users\Simin\My Students\PORDEL\Data\Hetro and Autocorrelation p
> anel test.smcl
  log type: smcl
  opened on: 18 Nov 2011, 03:26:39
. *Hetroskedastisity panel test
. * Model 1 without macro effect
. xtglsl lnplge L.lnplge lfeff lloas lsize ststeowner lloang , igls panels (het
> oskedastic)
Iteration 1: tolerance = .17885842
Iteration 2: tolerance = .10609526
Iteration 3: tolerance = .06709063
Iteration 4: tolerance = .06989424
Cross-sectional time-series FGLS regression

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

Estimated covariances = 12          Number of obs = 53
Estimated autocorrelations = 0      Number of groups = 12
Estimated coefficients = 8          Obs per group: min = 4
                                          avg = 4.416667
                                          max = 5
Log likelihood = -27.24496          wald chi2(7) = 640.96
                                          Prob > chi2 = 0.0000
```

lnplge	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnplge					
L1	.0880882	.1150304	0.77	0.444	-.1373672 .3135437
lfeff	-.2494536	.208037	-1.13	0.259	-.6822209 .1833137
lloas	-.2397427	.0353376	6.78	0.000	-.1704823 .309003
lsize	-.0319496	.0812177	-0.39	0.694	-.1911335 .1272342
ststeowner	-.4130819	.1619534	-2.55	0.011	-.7305048 -.0956589
lloang	-.0686845	.0304349	-2.26	0.024	-.1283358 -.0090332
lgdpg	.2070989	.1669812	1.24	0.215	-.1201782 .534376
_cons	1.200665	.3554761	3.38	0.001	.5039446 1.897386

```
. estimates store heteros1
. xtglsl lnplge L.lnplge lfeff lloas lsize ststeowner lloang lgdpg, igls
Iteration 1: tolerance = 6.040e-14
Cross-sectional time-series FGLS regression

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

Estimated covariances = 1          Number of obs = 53
Estimated autocorrelations = 0      Number of groups = 12
Estimated coefficients = 8          Obs per group: min = 4
                                          avg = 4.416667
                                          max = 5
Log likelihood = -50.32727          wald chi2(7) = 22.24
                                          Prob > chi2 = 0.0023
```

lnplge	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnplge					
L1	-.0415081	.1361492	-0.30	0.760	-.3083555 .2253393
lfeff	.7169392	.6758215	1.06	0.289	-.6076466 2.041525
lloas	.0267196	.1638981	0.16	0.870	-.2945148 .347954
lsize	.0906122	.1216054	0.75	0.456	-.1477299 .3289543
ststeowner	-.8360609	.3026448	-2.76	0.006	-1.429234 -.2428879
lloang	.0592676	.0844587	0.70	0.483	-.1062684 .2248036
lgdpg	1.352599	1.022864	1.32	0.186	-.6521773 3.357375
_cons	3.329428	1.41628	2.35	0.019	.5535694 6.105286

```
. local df = e(N_g) - 1
. lrtest heteros1 , df(`df')
Likelihood-ratio test          LR chi2(11) = 46.16
(Assumption: nested in heteros1)  Prob > chi2 = 0.0000
. *Model 2 without macro effect
. xtglsl lnplge L.lnplge lfeff lloas lsize ststeowner lloang , igls panels (het
> oskedastic)
Iteration 1: tolerance = .17885842
Iteration 2: tolerance = .10609526
Iteration 3: tolerance = .06709063
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

```

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

Estimated covariances = 12      Number of obs = 53
Estimated autocorrelations = 0      Number of groups = 12
Estimated coefficients = 7          Obs per group: min = 4
                                           avg = 4.416667
                                           max = 5

Log likelihood = -32.08601          wald chi2(6) = 71.40
                                           Prob > chi2 = 0.0000
    
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnplge					
ll	-.0622748	.1209977	0.51	0.607	-.1748764 .2994259
leff	-.2131493	.2253553	-0.95	0.344	-.6548377 .228539
lloas	.2321705	.0461058	5.04	0.000	.1418048 .3225361
lsize	-.0058921	.0829758	-0.07	0.943	-.1685218 .1567376
ststeowner	-.4816372	.1810437	-2.66	0.008	-.8364753 -.1267982
lloang	-.0599345	.0338499	-1.79	0.074	-.1256911 .005822
_cons	.9931164	.2108461	4.71	0.000	.5798656 1.406367

```

. estimates store heteros2
. xtglsl lnplge L.lnplge leff lloas lsize ststeowner lloang , igls
variable lloang not found
r(111).
. use "C:\Users\Simin\My Students\PORDEL\Data\NPLdataset.dta", clear
. estimates store heteros2
. xtglsl lnplge L.lnplge leff lloas lsize ststeowner lloang , igls
Iteration 1: tolerance = 7.084e-16
    
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

```

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

Estimated covariances = 1      Number of obs = 53
Estimated autocorrelations = 0      Number of groups = 12
Estimated coefficients = 7          Obs per group: min = 4
                                           avg = 4.416667
                                           max = 5

Log likelihood = -51.18748          wald chi2(6) = 19.84
                                           Prob > chi2 = 0.0030
    
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnplge					
ll	-.0780113	.1355026	-0.58	0.565	-.3435932 .1875672
leff	-.7269122	.6868371	-1.06	0.290	-.6192638 2.073088
lloas	.0228175	.166553	0.14	0.891	-.3036203 .3492553
lsize	-.0821167	.1234226	0.67	0.506	-.159787 .3240205
ststeowner	-.8391504	.3075878	-2.73	0.006	-1.442011 -.2362894
lloang	.0563264	.0858109	0.66	0.512	-.11186 .2245127
_cons	1.507559	.3335366	4.52	0.000	.8538388 2.161278

```

. local df = e(N_g) - 1
. lrtest heteros2 , df(df')

Likelihood-ratio test
(Assumption: nested in heteros2)          LR chi2(11) = 38.20
                                           Prob > chi2 = 0.0001
> * Autocorrelation Wooldridge (2002) Panel Test: written by David Drukker (2003)
> )
. * Model 1 with macro effect
. xtserial lnplge leff lloas lsize ststeowner lloang lgdpg

wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 11) = 3.478
Prob > F = 0.0891

. * Model 2 without macro effect
. xtserial lnplge leff lloas lsize ststeowner lloang

wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 11) = 0.000
Prob > F = 0.9925
    
```

پیوست ۳. نتایج تخمین مدل‌های GMM سیستمی ۱ تا ۶

```

.
.
. log using "The results of the specified GMM Models"
-----
log: C:\Users\S1min\My Students\PORDEL\Data\The results of the specified
> d GMM Models.smc1
log type: smc1
opened on: 18 Nov 2011, 09:26:17
.
. *Results of NPL determinants in Iranian banking system
.
. *Dependent variable is the logarithmic scale of NPL growth
.
. * The bank effect variables include: , logarithmic scale of efficiency, log
> ithmic scale of loans to assets ratio, logarithmic scale of size ownership
> atus which is a dummy with Figure 1 for state ownership
.
. * For robustness of the empirical findings, the regressions were estimated
> th alternative measures of business cycle variable: the deviation of gdp ov
> utput, the lag actual GDP growth rate, the lag of logarithm of unemployment
> ate and e lag of logarithm of inflation rate
.
. * Model I: System GMM model with robust standard errors without macro ef
> ct
.
. xtddpsys lnplge lfeff lloas lsize ststeowner , maxldep() lags(2) artests(2)
> vce(robust)
note: ststeowner dropped from div() because of collinearity
System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      47
Group variable: id                        Number of groups   =      12
Time variable: year
                                         Obs per group:    min =      3
                                         avg = 3.916667
                                         max =      4
Number of instruments =      17           Wald chi2( 6)      =      43.28
                                         Prob > chi2       =      0.0000
One-step results
-----
| lnplge |          Coef.   | Robust Std. Err. | z | P>|z| | [95% Conf. Interval] |
-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| lnplge |                   |                   |   |       |                       |
| L1     | -0.3576359       | 0.1845919         | -1.94 | 0.053 | -0.7194294 0.0041576 |
| L2     | -0.305839        | 0.1473801         | -2.08 | 0.038 | -0.5946987 -0.0169792 |
| lfeff  | -1.280206        | 0.5922208         | -2.16 | 0.031 | -2.440937 -0.1194744 |
| lloas  | 0.2596896        | 0.1513245         | 1.72 | 0.086 | 0.0369009 0.5562801 |
| lsize  | 0.3643079        | 0.3238895         | 1.12 | 0.261 | -0.2705039 0.9991197 |
| ststeowner | -1.791897       | 0.8623443         | -2.08 | 0.038 | -3.482061 -0.1017332 |
| _cons  | 2.552252         | 0.8265185         | 3.09 | 0.002 | 0.9323059 4.172199 |
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)lnplge
Standard: D.lfeff D.lloas D.lsize
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnplge
Standard: _cons
.
. * Model II: System GMM model with robust standard errors with macro effe
> which is cyclical output
.
. xtddpsys lnplge lfeff lloas lsize ststeowner lcygdp, lags(2) artests(2) vce
> (robust)
note: ststeowner dropped from div() because of collinearity
System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      47
Group variable: id                        Number of groups   =      12
Time variable: year
                                         Obs per group:    min =      3
                                         avg = 3.916667
                                         max =      4
Number of instruments =      18           Wald chi2( 7)      =      18.10
                                         Prob > chi2       =      0.0115
One-step results
-----
| lnplge |          Coef.   | Robust Std. Err. | z | P>|z| | [95% Conf. Interval] |
-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| lnplge |                   |                   |   |       |                       |
| L1     | -0.370917        | 0.1828116         | -2.03 | 0.042 | -0.7292211 -0.0126129 |
| L2     | -0.3985926       | 0.1681595         | -2.37 | 0.018 | -0.7281792 -0.069006 |
| lfeff  | -2.935146        | 1.594088          | -1.84 | 0.066 | -6.0595 0.1892083 |
| lloas  | 0.2981473        | 0.1583204         | 1.88 | 0.060 | 0.0121551 0.6084496 |
| lsize  | 0.3826493        | 0.300736         | 1.27 | 0.203 | -0.2067825 0.972081 |
| ststeowner | -2.503927       | 1.326031         | -1.89 | 0.059 | -5.102901 0.0950467 |
| lcygdp | 2.113381         | 1.592615         | 1.33 | 0.185 | -1.008088 5.234849 |
| _cons  | 5.862881         | 2.993768         | 1.96 | 0.050 | -0.0047965 11.73056 |
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)lnplge
Standard: D.lfeff D.lloas D.lsize D.lcygdp
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnplge
Standard: _cons

```

```

.
. * Model III: System GMM model with robust standard errors with macro eff
> t which is the lag of DGP growth
. xtdpdsys lnplge leff lloas lsize ststeOwner L.gdpj, lags(2) artests(2) vce
> (robust)
note: ststeOwner dropped from div() because of collinearity

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      47
Group variable: id                       Number of groups   =      12
Time variable: year

                                obs per group:   min =      3
                                                avg = 3.916667
                                                max =      4

Number of instruments =      18           wald chi2(7)      =      17.11
                                           Prob > chi2       =      0.0167
    
```

One-step results

	lnplge	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnplge						
L1.		-.2940939	.1540574	-1.91	0.056	-.5960409 .0078531
L2.		-.3669013	.1490392	-2.46	0.014	-.0747899
leff		-2.184739	1.143558	-1.91	0.056	-4.426072 .0565941
lloas		.3023093	.1395809	2.17	0.030	.0287357 .5758829
lsize		.4497999	.3037198	1.48	0.139	-.1454798 1.04508
ststeOwner		-2.130817	1.000468	-2.13	0.033	-4.091698 -.1699353
gdpj						
L1.		-10.29945	4.948727	-2.08	0.037	-19.99878 -.6001215
_cons		5.366013	1.897393	2.83	0.005	1.64719 9.084835

```

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.) lnplge
Standard: D.leff D.lloas D.lsize LD.gdpj
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnplge
Standard: _cons
    
```

```

.
. * Model IV: System GMM model with robust standard errors with macro effe
> t which is the lag of the logarithm scale of unemployment rate
. xtdpdsys lnplge leff lloas lsize ststeOwner L.lu, lags(2) artests(2) vce(r
> obust)
note: ststeOwner dropped from div() because of collinearity

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      47
Group variable: id                       Number of groups   =      12
Time variable: year

                                obs per group:   min =      3
                                                avg = 3.916667
                                                max =      4

Number of instruments =      18           wald chi2(7)      =      30.57
                                           Prob > chi2       =      0.0001
    
```

One-step results

	lnplge	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnplge						
L1.		-.4213356	.1902377	-2.21	0.027	-.7941945 -.0484766
L2.		-.3144735	.1537324	-2.05	0.041	-.6157835 -.0131636
leff		-1.922629	.9801741	-1.96	0.050	-3.843735 -.0015226
lloas		.2529637	.1287853	1.96	0.050	.0005491 .5053783
lsize		.3486971	.2918838	1.19	0.232	-.2233846 .9207787
ststeOwner		-2.233512	1.138772	-1.96	0.050	-4.465463 -.0015604
lu						
L1.		3.435014	2.569407	1.34	0.181	-1.600932 8.47096
_cons		-5.402318	5.651836	-0.96	0.339	-16.47971 5.675077

```

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.) lnplge
Standard: D.leff D.lloas D.lsize LD.lu
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnplge
Standard: _cons
    
```

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۴۷

```

. * Model v: System GMM model with robust standard errors with macro effect
> which is the lag of the logarithm scale of inflation rate

. xtdpdsys lnplge leff lloas lsize ststeOwner L.linf, lags(2) artests(2) vce
> (robust)
note: ststeOwner dropped from div() because of collinearity

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      47
Group variable: id                        Number of groups   =      12
Time variable: year                       Obs per group:    min =      3
                                           avg = 3.916667
                                           max =      4

Number of instruments =      18            wald chi2(7)      =      40.82
                                           Prob > chi2       =      0.0000

One-step results
-----+-----
| lnplge |      Coef. |      Robust |      z |      P>|z| |      [98% Conf. Interval] |
|-----+-----|
| lnplge |      -0.4184106 |      0.1766404 |      -2.37 |      0.018 |      -0.7646194 |      -0.0722019 |
| L1     |      -0.2744605 |      0.1463142 |      -1.88 |      0.061 |      -0.561231 |      0.01231 |
| L2     |      -1.306238 |      0.6560257 |      -1.99 |      0.046 |      -2.592024 |      -0.204509 |
| leff   |      0.2365446 |      0.121407 |      1.95 |      0.051 |      -0.0014088 |      0.4744979 |
| lloas  |      0.3563916 |      0.295508 |      1.21 |      0.228 |      -0.2227935 |      0.9355767 |
| lsize  |      -2.017339 |      0.9691686 |      -2.08 |      0.037 |      -3.916874 |      -0.1178033 |
| ststeOwner |      -0.769009 |      0.4664287 |      -1.65 |      0.099 |      -1.683192 |      0.1451744 |
| L1     |      1.163124 |      0.8769426 |      1.33 |      0.185 |      -0.5556517 |      2.8819 |
| _cons |
-----+-----

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)lnplge
Standard: D.leff D.lloas D.lsize LD.linf
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnplge
Standard: _cons

. * Model VI: System GMM model with robust standard errors with industry effect
> which is the logarithm scale of concentration ratio=hhi

. xtdpdsys lnplge leff lloas lsize ststeOwner lhhi , lags(2) artests(2) vce(r
> obust)
note: ststeOwner dropped from div() because of collinearity

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      47
Group variable: id                        Number of groups   =      12
Time variable: year                       Obs per group:    min =      3
                                           avg = 3.916667
                                           max =      4

Number of instruments =      18            wald chi2(7)      =      35.95
                                           Prob > chi2       =      0.0000

One-step results
-----+-----
| lnplge |      Coef. |      Robust |      z |      P>|z| |      [98% Conf. Interval] |
|-----+-----|
| lnplge |      -0.3655804 |      0.1794824 |      -2.04 |      0.042 |      -0.7173595 |      -0.0138012 |
| L1     |      -0.3406588 |      0.1407569 |      -2.42 |      0.016 |      -0.6165373 |      -0.0647804 |
| L2     |      -1.827909 |      1.396601 |      -1.31 |      0.191 |      -4.565197 |      0.9093791 |
| leff   |      0.2718474 |      0.1727658 |      1.57 |      0.116 |      -0.0667674 |      0.6104622 |
| lloas  |      0.3636202 |      0.3174157 |      1.15 |      0.252 |      -0.2585031 |      0.9857435 |
| lsize  |      -2.016173 |      1.094288 |      -1.84 |      0.065 |      -4.160937 |      0.1285916 |
| ststeOwner |      -1.631718 |      4.303719 |      -0.38 |      0.705 |      -10.06685 |      6.803417 |
| lhhi   |      14.30529 |      31.18648 |      0.46 |      0.646 |      -46.8191 |      75.42967 |
| _cons |
-----+-----

Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)lnplge
Standard: D.leff D.lloas D.lsize D.lhhi
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnplge
Standard: _cons

. log close
log: C:\Users\Simin\My Students\PORDEL\Data\The results of the specific
> d GMM Models.smcl
log type: smcl
closed on: 18 Nov 2011, 09:28:48

```

پیوست ۴. داده‌های اصلی مورد استفاده در مقاله

HHI	Inflation	Unemployment	GDPgrowth	Efficiency	Asset	loan	NPL	year	بانک
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۷۳	۱۶۳۰۹۰	۸۸۵۸۶	۲۷۸۱	۸۱	ملی
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۶۹	۶۲۸۶۸	۳۵۶۷۸	۱۱۰۲	۸۱	سپه
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۶۳	۱۲۰۷۶۶	۶۲۷۰۵	۵۱۸۸	۸۱	صادرات
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۸۵	۸۷۸۸۱	۶۲۷۰۵	۰	۸۱	تجارت
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۸۱	۱۰۳۴۶۷	۶۱۸۲۱	۱۹۰۱	۸۱	ملت
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۳۸	۲۱۳۷۹	۱۰۰۰۰	۳۹۸	۸۱	رفاه
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۱	۴۹۰۰۱	۳۸۵۶۶	۱۵۷۳	۸۱	مسکن
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۱	۳۶۰۲۸	۳۰۷۱۳	۳۵۸	۸۱	کشاورزی
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۱	۱۷۷۱	۱۱۵۹	۴۰	۸۱	کارآفرین
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۸۸	۹۸۱	۶۸۹	۱۰	۸۱	سامان
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۶۳	۱۷۹۱	۶۲۱	۴۴	۸۱	پارسیان
۱۶۶۴	۰/۱۵۸	۱۲/۵	۰/۰۷۹	۰/۶	۹۰۹	۳۹۲	۰	۸۱	اقتصاد نوین
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۸۳	۲۱۵۲۰۰	۱۲۱۸۸۴	۳۴۰۶	۸۲	ملی
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۹	۸۴۲۶۰	۵۴۴۹۶	۱۸۰۶	۸۲	سپه
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۵۴	۱۴۹۶۰۷	۷۶۳۶۲	۷۸۵۰	۸۲	صادرات
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۹۳	۱۱۵۲۶۹	۸۰۲۲۳	۷۰۷	۸۲	تجارت
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۱	۱۴۷۲۹۲	۱۰۴۲۴۷	۲۰۲۷	۸۲	ملت
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۵۳	۲۷۹۴۵	۱۷۱۱۱	۷۴۲	۸۲	رفاه
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۱	۵۹۵۴۹	۷۴۴۸۳	۱۶۹۵	۸۲	مسکن
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۹۶	۴۲۵۱۲	۳۵۳۵۱	۹۶۶	۸۲	کشاورزی
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۵۹	۳۴۳۵	۱۵۷۴	۹۶	۸۲	کارآفرین
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۹	۲۴۱۰	۱۷۹۳	۳۱	۸۲	سامان
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۱	۸۷۵۸	۶۲۹۷	۱۴۲	۸۲	پارسیان
۱۶۲۶	۰/۱۵۶	۱۱/۵	۰/۰۷۵	۰/۹۱	۲۷۰۹	۱۸۵۹	۰	۸۲	اقتصاد نوین
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۷۷	۲۹۰۷۰۰	۱۶۹۳۲۴	۳۷۹۰	۸۳	ملی
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۹۴	۱۲۵۷۹۶۸	۸۴۶۵۹	۲۷۵۰	۸۳	سپه
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۶۴	۱۷۶۶۰۶	۹۲۹۰۴	۱۳۴۰۹	۸۳	صادرات
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۱	۱۷۱۲۸۳	۱۱۹۹۸۶	۲۵۲۰	۸۳	تجارت
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۱	۲۰۶۵۵۷	۱۴۹۳۵۴	۳۲۸۵	۸۳	ملت
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۹۹	۴۱۳۲۸	۳۰۵۹۳	۱۳۹۴	۸۳	رفاه
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۹۹	۸۸۹۷۳	۶۲۴۹۱	۴۶۶۸	۸۳	مسکن
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۷۸	۶۳۴۴۱	۴۳۹۰۹	۱۹۴۴	۸۳	کشاورزی
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۷	۶۴۷۱	۳۹۰۱	۲۳۸	۸۳	کارآفرین
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۰/۸۵	۵۹۲۶	۴۲۲۷	۱۲۶	۸۳	سامان
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۱	۳۱۴۱۵	۲۲۲۰۵	۹۳۲	۸۳	پارسیان

تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران ۱۴۹

HHI	Inflation	Unemployment	GDPgrowth	Efficiency	Asset	loan	NPL	year	بانک
۱۴۴۶	۰/۱۵۲	۱۰/۴	۰/۰۶۲	۱	۶۷۸۰	۴۷۶۷	۵	۸۳	اقتصاد نوین
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۷۲	۳۳۵۱۵۱	۱۹۱۲۸۱	۶۴۰۲	۸۴	ملی
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۹۳	۱۵۳۲۱۶	۱۰۶۰۲۶	۶۱۶۵	۸۴	سپه
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۵۲	۲۳۹۳۹	۲۲۶۸۹	۱۵۸۴۳	۸۴	صادرات
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۱	۲۰۴۸۴۴	۱۴۸۶۹۶	۳۰۵۸	۸۴	تجارت
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۹۱	۲۳۱۳۲۵	۲۷۸۱۵	۶۰۴۵	۸۴	ملت
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۹۱	۴۴۵۶۸	۳۳۶۴۷	۵۴۷۴	۸۴	رفاه
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۱	۱۲۰۰۴۳	۸۷۹۳۴	۱۱۲۵۶	۸۴	مسکن
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۸۸	۹۰۴۲۳	۶۶۲۶۰	۳۳۴۶	۸۴	کشاوری
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۷۲	۱۲۵۵۵	۷۱۸۰	۵۷۹	۸۴	کارآفرین
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۰/۸۳	۱۴۲۹۰	۹۷۸۴	۳۳۹	۸۴	سامان
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۱	۸۱۰۶۰	۵۷۷۶۵	۱۵۰۸	۸۴	پارسیان
۱۳۰۹	۰/۱۰۴	۱۱/۵	۰/۰۶۷	۱	۱۴۵۵۲	۹۵۵۸	۱۵	۸۴	اقتصاد نوین
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۷۹	۴۰۷۸۶۲	۲۴۵۶۴۳	۲۱۱۵۶	۸۵	ملی
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۱	۲۱۳۹۸۲	۱۵۷۹۴۶	۸۱۴۵	۸۵	سپه
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۶	۳۰۱۴۱۵	۲۴۷۲۷	۱۵۰۵۸	۸۵	صادرات
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۱	۲۴۲۰۲۹	۱۷۸۰۴۶	۲۱۳۰۷	۸۵	تجارت
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۹۳	۲۹۴۶۲۲	۳۵۹۹۳	۱۷۱۶۶	۸۵	ملت
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۹۱	۵۳۲۵۵	۳۵۸۶۷	۹۹۰۶	۸۵	رفاه
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۹۴	۱۴۵۲۳	۱۰۱۰۷۵	۱۳۸۳۸	۸۵	مسکن
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۱	۱۲۲۸۰۰	۱۰۷۸۶	۴۳۳۳	۸۵	کشاوری
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۸۷	۱۸۲۱۰	۱۱۰۴۹	۱۵۷۵	۸۵	کارآفرین
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۰/۸۸	۲۶۲۰۹	۱۵۲۶۹	۵۶۱	۸۵	سامان
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۱	۱۱۷۳۱۶	۷۶۷۶۴	۷۱۰۳	۸۵	پارسیان
۱۲۲۶	۰/۱۱۹	۱۱/۳	۰/۰۶۴	۱	۴۱۳۴۱	۲۸۵۱۲	۱۲۶۶	۸۵	اقتصاد نوین
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۸۸	۵۱۰۶۶۶	۳۴۶۸۹۵	۲۷۸۲۴	۸۶	ملی
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۱	۲۳۳۷۲۱	۱۷۱۷۲۲	۲۱۱۰۴	۸۶	سپه
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۵۵	۳۷۰۹۴۳	۳۷۰۵۰	۲۳۵۹۴	۸۶	صادرات
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۹۷	۲۹۴۸۹۸	۲۱۵۶۲۳	۲۰۹۷۲	۸۶	تجارت
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۹۸	۳۸۴۵۹۱	۲۸۹۰۹۹	۱۹۰۷۰	۸۶	ملت
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۸	۶۳۴۵۴	۴۰۱۶۰	۱۰۱۰۷	۸۶	رفاه
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۹۵	۱۶۳۸۸۲	۱۱۶۲۱۷	۷۳۸۴	۸۶	مسکن
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۱	۱۷۳۹۲۷	۱۴۰۹۹	۴۳۵۹	۸۶	کشاوری
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۰/۸۸	۲۵۷۳۵	۱۷۳۵۴	۱۶۳۵	۸۶	کارآفرین
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۱	۳۴۸۴۶	۲۳۹۸۹	۱۴۱۳	۸۶	سامان
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۱	۱۶۲۲۱۳	۱۰۷۰۵۰	۱۷۸۴۶	۸۶	پارسیان

۱۵۰ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال شانزدهم شماره ۴۹

HHI	Inflation	Unemployment	GDPgrowth	Efficiency	Asset	loan	NPL	year	بانک
۱۲۴۰	۰/۱۸۴	۱۰/۵	۰/۰۶۴	۱	۷۴۵۰۱	۵۳۶۱۲	۳۴۰۰	۸۶	اقتصاد نوین
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۸۹	۵۳۸۵۱۵	۳۶۵۶۵۷	۲۵۸۳۷	۸۷	ملی
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۹	۲۱۸۷۴۵	۲۸۴۴۸	۳۹۱۳۴	۸۷	سپه
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۵۸	۴۰۴۵۸۸	۴۶۰۱۲	۲۶۱۵۱	۸۷	صادرات
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۶	۳۳۹۹۱۴	۲۲۶۶۷۰	۲۸۴۶۱	۸۷	تجارت
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۷	۴۲۲۶۷۸	۳۰۳۱۶۱	۱۸۱۸۱	۸۷	ملت
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۸۵	۶۶۹۸۶	۴۵۳۵۹	۱۰۵۹۶	۸۷	رفاه
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۳	۱۸۳۳۴۶	۱۷۹۵۸	۷۸۶۹	۸۷	مسکن
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۸	۱۸۹۵۹۲	۱۵۹۸۳۰	۶۰۰۸	۸۷	کشاورزی
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۲	۳۵۲۴۹	۲۲۰۴۷	۴۳۵۶	۸۷	کارآفرین
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۰/۹۷	۴۲۳۷۶	۲۷۳۱۱	۷۰۶۴	۸۷	سامان
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۱	۱۹۷۴۶۷	۱۲۳۸۱	۲۳۰۷۰	۸۷	پارسیان
۱۲۰۳	۰/۲۵۴	۱۰/۴	۰/۰۶۰	۱	۱۰۱۶۰۱	۶۴۱۶۴	۱۲۶۳۷	۸۷	اقتصاد نوین