مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۲، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۶
ص. ۱۹۷-۲۲۴

قیمت مسکن و عملکرد وام‌دهی بانک‌ها

سعید رحیمیان[۱]، ماهرخ علی میرزایی سلوش[۲]

چکیده: در این پژوهش به منظور بررسی بحران اقتصادی امریکا و نقش بانک‌ها در این بحران به بررسی تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر عملکرد وام‌دهی بانک‌ها با استفاده از داده‌های ۵۰ بانک ایالت متحده امریکا بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ پرداخته شده است. برای این منظور از روش اقتصادسنجی پنل دیتا پویا بهره گرفته شده و عملکرد وام‌دهی بانک‌ها با استفاده از دو متغیر تسهیلات غیرجاری و نرخ رشد وام در نظر گرفته شده است. همچنین بررسی شدت تأثیرپذیری در انواع تسهیلات (املاک و مستغلات، تجاری و صنایع و مصرفی) نیز انجام گرفته است. در نهایت نیز به بررسی اثر متقابل تسهیلات غیرجاری و نرخ رشد وام، پرداخته شده است. نتایج بیانگر تأثیرپذیری عملکرد وام‌دهی از نوسانات شاخص قیمت مسکن است. همچنین شدت این تأثیرپذیری، در انواع وام‌ها متفاوت است.

واژه‌های کلیدی: عملکرد وام‌دهی، تسهیلات غیرجاری، نرخ رشد وام، نوسانات قیمت مسکن.

JEL: G00, G13

۱. پژوهشگر پسا دکتری، گروه مدیریت سیستم و بهره وری، دانشکده مهندسی صنایع و سیستم‌ها، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲. کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۴ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۳۱**

نویسندهٔ مسئول: ماهرخ علی میرزایی **E-mail: M.alimirzaei.so@gmail.com**

نحوه استناد به این مقاله : رحیمیان، س و علی میرزایی، م. (۱۳۹۶). قیمت مسکن و عملکرد وام دهی بانک‌ها. فصلنامهٔ مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۲)، ۱۹۷ -۲۲۴.

مقدمه

همواره بسیاری از بانک‌ها و تمامی کسب و کارهای کوچک و بزرگ دغدغه پیشگیری از عواملی را دارند که در ورشکستگی بنگاه‌ها تأثیر مثبت داشته است. بحران مالی اخیر آمریکا، لـزوم توجـه به عواقب ناشی از بحران‌های بانکی، که بر اقتصاد سوء گذاشته را بیش از پیش کرده است.

از اواخر سال ۱۹۹۰ نظـام بانکـداری ایالـت متحـده شـاهد افـزایش شـدید در بخـش ارائـهٔ تسهیلات سهل‌انگارانه (کم اعتبار) بود. اما به دلیل بالا بودن قیمت مسکن، نرخ نکول در سـطح پایین قرار داشت. بالا بودن قیمت مسکن نیز باعث تشویق بانک‌ها به سـرمایه‌گـزاری در بخـش املاک و مستغلات شد و در نهایت عرضهٔ مسکن افزایش یافت. ایجاد حباب در بخش مسـکن و فروپاشی آن منجر به تضعیف بانک‌ها شد. بانک‌ها به دلیـل افـزایش ارائـهٔ تسـهیلات در بخـش مسکن و سرمایه‌گزاری در این بخش با کمبود شدید نقدینگی مواجه شدند. در واقع کاهش قیمت مسکن منجر به کاهش ارزش وثیقه‌ها برای تضمین بازپرداخت وام‌ها شد و این امـر بـه کـاهش تقاضای مسکن منجر شد. بنابراین عدم تعادل میان عرضه و تقاضا در بخش مسکن باعـث افـت شدیدتر قیمت مسکن شد و در نهایت به افزایش نرخ نکول منجر شد.

تسهیلات غیرجاری[1] در نظـام بانکـداری امریکـا بـه صـورت مطالبـات معـوق کـه از عـدم بازپرداخت آن ۹۰ روز یا بیشتر گذشته باشد، تعریف می‌شود.

اطمینان از بازپرداخت انواع تسهیلات اعطائی، برای هر بـانکی از اهمیـت ویـژه‌ای برخـوردار است. به عبارت دیگر، شناسائی ریسک اعتباری مشتریان از ضرورت‌هـای تصـمیم‌گیـری دربـارهٔ تعیین سطح اعطای تسهیلات به مشتریان و رفتار وام‌دهی بانک‌ها محسوب می‌شود. از آنجا کـه علاوه بر بخش‌های خصوصی مانند بنگاه‌های تولیدی، خانوارها نیز برای تأمین کالاهای اساسـی از جمله مسکن، نیازمند اخذ تسهیلات هستند، بنابراین می‌تـوان گفـت، سیاسـت‌هـای وام‌دهـی بانک‌ها نقش ویژه‌ای در اقتصاد کشور ایفا می‌کند. بدیهی است هزینه‌های خرید یا احداث مسکن به چندین برابر درآمد سالانهٔ خانوارها بالغ می‌شود و به طور معمول پس‌انداز آن‌ها پاسخگوی این هزینه‌ها نیست، بنابراین نیاز به استقراض درازمدت برای تأمین مالی مسکن ضرورت پیدا می‌کند.

بنابراین می‌توان ادعا کرد، تسهیلات غیرجاری و حجم تسهیلات اعطائی یـا رفتـار وام‌دهـی بانک‌ها بر هم موثر خواهند بود.

هدف این پژوهش بررسی میـزان تأثیرپـذیری متغیرهـای NPL و نـرخ رشـد تسـهیلات از عوامل مشترک، به ویژه نوسانات قیمت مسکن است. زیرا بخش مسـکن بـرای سـنجش میـزان دارایی افراد حقیقی و یا حقوقی، از مهم‌ترین و اصلی‌ترین دارایی‌ها در نظر گرفته می‌شود.

---

1. Nonperforming loans(NPL)

طی دو دهۀ اخیر در امریکا، بخش مسکن با نوسانات زیادی روبه‌رو بوده که به تبع آن تغییرات گسترده‌ای بر بازار مسکن و همچنین عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی گذاشته است. قیمت مسکن از عوامل زیادی تأثیرپذیر است از جمله قیمت زمین، هزینه ساخت بنا و.. که مربوط به بخش عرضۀ مسکن بوده و عواملی مانند رشد جمعیت، درآمد واقعی و نرخ بیکاری به بخش تقاضای مسکن مرتبط است. از این‌رو می‌توان ادعا کرد که قیمت مسکن و چرخۀ کسب و کار با هم حرکت میکنند (دیویس و هیچکت، ۲۰۰۵ و لیمر، ۲۰۰۷).

ارتباط تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌ها و قیمت مسکن در نگاه نخست، ما را به سمت نوع وثیقه برای دریافت تسهیلات می‌کشاند. املاک و مستغلات، به طور گسترده به عنوان وثیقه برای تضمین بازپرداخت انواع تسهیلات در نظر گرفته می‌شوند. بنابراین، در مجموع ظرفیت استقراض شرکت‌ها و خانوارها به قیمت مسکن مرتبط است. در این زمینه، افزایش قیمت مسکن باعث افزایش ارزش وثیقه املاک و بیشتر شدن ارزش اعتبار وام‌گیرندگان می‌شود که در نهایت، منجر به افزایش ظرفیت استقراض آن‌ها می‌شود (برنانکی وگرتلر، ۱۹۸۹؛ کیوتاکی و مور، ۱۹۹۷ و لاکوویلا، ۲۰۰۵). تغییرات در قیمت مسکن تا حد زیادی می‌تواند اعتبار وام‌گیرندگان مسکن را تحت تأثیر قرار دهد، زیرا مسکن یک جزء اصلی از ثروت خانوار است و اثرات اعتباری آن، بیشتر از سایر دارایی‌های مالی است (فلاوین و یاماشیتا،۲۰۰۲؛ کیس، ۲۰۰۵ و پارادیسو، ۲۰۱۲). از سوی دیگر توجه به نوع تسهیلات (ساختمان و مسکن، تجاری و مصرفی) نیز یکی از موارد مهم در بررسی میزان شدت تاثیر قیمت مسکن بر عملکرد وام‌دهی بانک‌ها است و وام مسکن به طور معمول به صورت یک بخش قابل توجهی از کل پرتفوی وام یک بانک است.

پیشینۀ پژوهش یک رابطۀ دو طرفه میان تسهیلات اعطائی بانک‌ها و قیمت مسکن را نشان می‌دهد. قیمت مسکن تا حد زیادی بر رفتار اعطای وام بانک‌ها تأثیر می‌گذارد، در حالی که سیاست‌های وام‌دهی نیز بر نوسانات قیمت مسکن تأثیرگذار است. (گرلاچ و پنگ، ۲۰۰۲ و جیمنو و مارتینز، ۲۰۱۰). علی رغم وجود رابطۀ دو طرفه میان تسهیلات اعطائی بانک‌ها و قیمت مسکن، رابطۀ میان قیمت مسکن و NPL یک طرفه است و تنها قیمت مسکن بر اعتبارات بانکی تأثیر دارد نه به عکس (دیویس و ژو، ۲۰۰۴).

همان‌طور که اشاره شد، بحران مالی اخیر در ایالت متحده و نقش مسکن در عملکرد بانک‌ها توجه به تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر نسبت تسهیلات غیرجاری بانک‌ها را ضروری می‌کند، همچنین توجه به انعکاس آن بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها برای بهبود شرایط اقتصادی و ثبات مالی بانک‌ها امری مهم به نظر می‌رسد. بنابراین بررسی میزان تأثیرپذیری هر دو متغیر یعنی تسهیلات غیرجاری و رفتار وام‌دهی به عنوان عملکرد وام‌دهی بانک‌ها از عوامل کلان اقتصاد و

به طور خاص از نوسانات قیمت مسکن، موضوع مهمی است که تاکنون مورد توجه قرار نگرفته است.

استفاده از داده‌های داخلی، با توجه به تغییرات گسترده در نحوهٔ محاسبهٔ تسهیلات غیرجاری که طی بخش‌نامه‌های مختلف، در سال‌های اخیر اعلام شده و همچنین نحوهٔ تعیین ظرفیت استقراض بنابر ارزش وثیقه‌ها، قابل اجرا نیست.

نوآوری این پژوهش در انتخاب متغیرهای تأثیرگذار به صورتی است که با توجه به پیشینهٔ پژوهش بتوان با ارائهٔ بیشتر متغیرهای موثر، تأثیر قیمت مسکن را به صورت مشخص‌تری بررسی نمود. بررسی عملکرد وام‌دهی بانک‌ها با استفاده از متغیرهای NPL و نرخ رشد وام از نوسانات قیمت املاک مسکونی تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است. همچنین بررسی شدت تأثیرپذیری عملکرد وام‌دهی بانک‌ها در انواع وام‌ها نیز تاکنون انجام نشده است.

در این مقاله ابتدا مقدمه‌ای در ارتباط با اهمیت تسهیلات غیرجاری و نحوهٔ ارائهٔ تسهیلات بانک‌ها بیان شده و به بررسی نقش نوسانات قیمت مسکن بر چرخهٔ اقتصادی پرداخته می‌شود. در بخش بعد به پژوهش‌های انجام شده در ارتباط با عملکرد وام‌دهی و نقش نوسانات مسکن بر آن اشاره می‌شود و در بخش روش‌شناسی، در ارتباط با داده‌های پانلی و روش های مدل‌سازی آن توضیح داده می‌شود و در نهایت نتایج بیان خواهد شد.

پیشینهٔ پژوهش

بررسی عوامل موثر بر تسهیلات غیرجاری بانک‌ها

سالاس و سورینا (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های پانلی، به مقایسهٔ عوامل موثر بر NPL بانک‌های اسپانیا در دورهٔ ۱۹۸۵–۱۹۹۷ پرداخته‌اند. آن‌ها برای مقایسهٔ شدت تأثیرپذیری تسهیلات غیرجاری در انواع بانک‌ها (تجاری– سپرده‌گذاری)، از متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، اندازهٔ بانک، حاشیهٔ سود خالص، نسبت سرمایه و قدرت بازار به عنوان عوامل موثر بر ریسک اعتباری استفاده کرده‌اند و به این نتیجه رسیدند که NPL با نرخ رشد اقتصادی، رشد اعتبارات، اندازه و سرمایهٔ بانک دارای رابطهٔ مستقیم است و تفاوت معناداری بین بانک‌های تجاری و سپرده‌گذاری در شدت تأثیرپذیری از عوامل کلان اقتصادی و متغیرهای بانکی وجود دارد.

خمینز و سورینا (۲۰۰۵) به بررسی ارتباط اعتبارات و تسهیلات غیرجاری بانک‌ها و تأثیر ارزش وثیقه‌ها بر NPL پرداخته‌اند. آن‌ها در پژوهش خود نشان دادند که NPL با رشد اقتصادی رابطهٔ مثبت دارد و در دوره‌های رونق اقتصادی، الزامات وثیقه‌ها جدی گرفته نمی‌شود و با

افزایش وام‌های کم اعتبار و پرریسک همراه است در حالی‌که در دوران رکود برعکس آن عمل می‌شود.

نکسو (۲۰۱۱) با استفاده از دو روش به بررسی ارتباط تسهیلات غیرجاری و عوامل کلان اقتصادی پرداخته است. او در بخش اول با استفاده از داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیده است که عوامل بحرانی اقتصادی منجر به افزایش NPL می‌شوند. در روش بخش دوم، با استفاده از روش پانلی خود رگرسیون برداری[1] این نتیجه را مورد تایید قرار داده است. او نشان می‌دهد که افزایش ناگهانی NPL می‌تواند از چند جهت منجر به بحران شدید اقتصاد کشور شود.

لوزیز، ودیس و متکزس (۲۰۱۱) در بررسی تأثیر عوامل اقتصاد کلان و خصوصیات بانکی بر مطالبات غیرجاری در بانک‌های یونان به این نتیجه رسیده‌اند که ریسک اعتباری با نرخ بهره، نرخ بیکار و میزان تسهیلات اعطائی رابطهٔ مثبت و با نرخ رشد تولید ناخالص داخلی رابطهٔ منفی دارد. آن‌ها همچنین در مقایسهٔ شدت تأثیرپذیری ریسک اعتباری از GDP بین وام‌های مصرفی، تجاری و مسکن دریافته‌اند که ریسک اعتباری در وام‌های تجاری قوی‌ترین تأثیر و در وام‌های مسکن کمترین تأثیر را از GDP می‌پذیرد.

چیبی و فتیتی (۲۰۱۴) با استفاده از روش پانل دیتا پویا به بررسی تأثیرپذیری مطالبات معوق از عوامل اقتصاد کلان و خصوصیات بانکی، بانک‌های تجاری دو کشور آلمان و فرانسه در سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. هدف آن‌ها از انتخاب داده‌های دو کشور آلمان و فرانسه به دلیل مقایسهٔ اقتصاد مبتنی بر بازار و اقتصاد مبتنی بر بانک بوده است و داده‌های کشور فرانسه و آلمان به ترتیب به عنوان یک نماینده از اقتصاد مبتنی بر بازار و اقتصاد مبتنی بر بانک مورد انتخاب قرار کرفته‌اند. در واقع آن‌ها با این فرض که میزان اثرپذیری کیفیت وام‌ها از عوامل اقتصاد کلان و مشخصه‌های بانکی در دو سیستم بانکی مختلف، متفاوت است، به این پژوهش پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نیز حاکی از آن است که NPL با عوامل بحرانی اقتصادی دارای رابطهٔ مستقیم و با عوامل رشد اقتصادی دارای رابطهٔ معکوس است و همچنین آن‌ها نشان دادند که به جز نرخ تورم، میزان تأثیرگذاری مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده در این مقاله بر NPL از هر دو اقتصاد یکسان بوده است. علاوه بر این، پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که در مقایسه با آلمان، اقتصاد فرانسه بیشتر مستعد ابتلا به عوامل بانک خاص است.

تاجیک و قالیا (۲۰۱۵) با استفاده از پانل بانک‌های ایالات متحده آمریکا در طول دورهٔ ۱۹۹۹–۲۰۱۲ رابطهٔ ریسک اعتباری و قیمت مسکن را بررسی کردند و در نهایت دریافتند که نوسانات قیمت مسکن به طور قابل توجهی بر NPL تاثیر می‌گذارد، در حالی که میزان تاثیر در

1. Panel Vector Autoregressive (PVAR)

انواع وام‌ها و بانک‌ها متفاوت است. در واقع آن‌ها مقایسهٔ شدت تأثیرپذیری ریسک اعتباری از نوسانات قیمت مسکن را میان انواع وام‌ها (املاک و مستغلات، تجاری و مصرفی) و انواع بانک‌ها (تخصصی و تجاری) انجام داده‌اند. آن‌ها با استفاده از روش پانل دیتای پویا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته به این نتیجه رسیدند که میان ریسک اعتباری و قیمت مسکن رابطهٔ معنادار از نوع منفی موجود است و شدت اثر قیمت مسکن بر تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش مسکن از سایر انواع وام‌ها بیشتر است.

اثرپذیری رفتار وام‌دهی بانک‌ها

دیویس و ژو (۲۰۰۹) به بررسی تاثیر املاک تجاری بر تسهیلات خرید مسکن و عملکرد بانک‌ها پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از روش داده‌های تابلویی به دنبال کشف رابطهٔ بین قیمت ملک تجاری و رفتار و عملکرد بانک در طیف وسیعی از اقتصادهای صنعتی، به این نتیجه رسیدند که قیمت ملک تجاری با تسهیلات بانکی و سودآوری آن رابطهٔ مثبت و با حاشیهٔ سود خالص بانک‌ها و نسبت تسهیلات غیرجاری رابطهٔ منفی دارد که شدت این رابطهٔ به اندازه بانک، قدرت سرمایهٔ بانک، برای تغییرات قیمت املاک تجاری و عوامل جغرافیایی بستگی دارد.

جمینو و مارتینز (۲۰۰۶) هم با توجه به تحولات اخیر در وام خرید مسکن و قیمت مسکن در کشور اسپانیا به ارتباط بین آن‌ها پرداختند، آن‌ها با هدف شناسایی انحراف این متغیرها از سطح تعادل خود، با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری نشان دادند که در بلندمدت وام مسکن و قیمت مسکن به هم وابسته هستند و هر دو متغیر در پایان دورهٔ نمونه یعنی سال ۲۰۰۹ خیلی بالاتر از سطح تعادلی خود قرار دارند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، پژوهش‌های انجام شده در این حوزه به دو دسته تقسیم بندی شده است. در دستهٔ اول پژوهش‌های مربوط به عوامل موثر بر تسهیلات غیرجاری است که به تعداد بسیاری در داخل و خارج از کشور انجام شده است که از میان آن‌ها پژوهش‌های محدودی اثرات قیمت مسکن را به عنوان عامل تأثیرگذار در نظر گرفته‌اند، مانند تاجیک و قالیا(۲۰۱۵)، در ایران نیز پژوهشی در حوزهٔ ارتباط قیمت مسکن و تسهیلات غیرجاری انجام نشده است. در حوزهٔ رفتار وام‌دهی بانک‌ها تعداد پژوهش‌های انجام شده نسبت به‌دستهٔ اول کمتر بوده است. در ایران متغیر قیمت مسکن در پژوهش‌های مربوط به رفتار وام‌دهی، به عنوان متغیر وابسته مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به پژوهش انجام شده توسط تاجیک و قالیا (۲۰۱۵) با عنوان بررسی اثر قیمت مسکن بر تسهیلات غیرجاری به عنوان شاخص ریسک اعتباری می‌توان نتیجه گرفت که قیمت مسکن و تسهیلات غیرجاری دارای رابطهٔ معنادار از نوع منفی هستند. از طرفی دیویس و ژو (۲۰۰۹) به بررسی اثر نوسانات قیمت املاک تجاری بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها به این نتیجه

رسیده‌اند که قیمت املاک تجاری و رفتار وام‌دهی بانک‌ها دارای ارتباط مستقیم هستند. ما در این پژوهش به بررسی اثرپذیری هر دو عامل از عوامل تأثیرگذار مشترک و همچنین به صورت همزمان خواهیم پرداخت.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش نمونهٔ انتخابی از ۸۳۶ بانک و موسسهٔ مالی اعلام شده توسط FDIC، ۵۰ بانک بزرگ از نظر دارایی که در طی سال‌های مورد پژوهش(۲۰۰۰–۲۰۱۵) فعال بودند انتخاب شده‌اند. اطلاعات مورد نیاز این پژوهش شامل متغیرهای بانکی از گزارشات عملکرد بانک‌های ایالت متحده امریکا از FDIC Database[1] تهیه شده است و اطلاعات مربوط به متغیرهای اقتصاد کلان از بانک اطلاعاتی جهانی (WORLD BANK) و فدرال داده‌های اقتصادی پژوهش‌ها (FRED)[2] و همچنین شاخص قیمت مسکن از فدرال آژانس مالی مسکن (FHFA)[3] جمع آوری شده است.

همان‌طور که در رابطهٔ ۱ مشخص است، در این پژوهش، متغیرهای اقتصاد کلان که در پژوهش‌های مرتبط با تسهیلات غیرجاری مورد بررسی قرار گرفته‌اند و جمع آوری داده‌های آن‌ها قابل دسترسی بود، مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین متغیرهای معرفی کنندهٔ مشخصهٔ بانک‌ها نیز با توجه به پژوهش دیویس و ژو (۲۰۰۹) و تاجیک و قالیا (۲۰۱۵)، انتخاب شده‌اند. بنابراین برای بررسی تأثیر شاخص قیمت مسکن و دیگر متغیرهای موثر بر نسبت تسهیلات غیرجاری از رابطهٔ ۱، استفاده می‌کنیم.

$$R_{it} = \alpha R_{\mathrm{it}-1} + HP_t + s_{it}\beta + I_{it-1}\gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

R_{it} : حاصل تقسیم NPL بر کل تسهیلات اعطایی بانک i در سال t.

HP_t : شاخص قیمت مسکن در سال t.

S_{it}: $[GDP_t, IF_t, IR_t, U_t]$.

GDP_t : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در سال t.

IF_t : نرخ تورم در سال t.

IR_{it} : نرخ سود تسهیلات بانک i در سال t.

U_t : نرخ بیکاری در سال t.

I_{it}: $[LC_{it}, LA_{it}, INE_{it}, SIZE_{it}, CR_{it}, NIM_{it}]$

1. Federal Deposit Insurance Corporation
2. Federal Research Economic Data
3. Federal Housing Finance Agancy

LC_{it} : تمرکز وام i در سال t با استفاده از شاخص HHI.

LA_{it} : نسبت تسهیلات پرداختی به دارایی بانک i در سال t.

INE_{it} : نسبت هزینه به درآمد بانک i در سال t.

$SIZE_{it}$: لگاریتم کل دارایی‌های بانک i در سال t.

CR_{it}: نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی بانک i در سال t.

NIM_{it} : حاشیه سود بانک i در سال t.

برای بررسی اثرپذیری رفتار وام‌دهی از نوسانات قیمت مسکن مدل را بـه صـورت رابطـهٔ ۲، اصلاح می‌کنیم.

$$LB_{it} = \alpha LB_{\mathrm{it}-1} + HP_t + S_{it}\beta + I_{it-1}\gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطهٔ ۲)}$$

در مرحلهٔ بعد به بررسی شدت تاثیر قیمت مسکن بر تسهیلات غیرجاری در انـواع تسـهیلات (مسکن، تجاری و مصرفی) مدل را به صورت رابطهٔ ۳، اصلاح می‌کنیم.

$$\overline{\mathrm{R}}_{\mathrm{it}} = \alpha \bar{R}_{it-1} + HP_t + s_{it}\beta + I_{it-1}\gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطهٔ ۳)}$$

که در این رابطه $\bar{R}_{it}$ نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسـهیلات مربـوط بـه انـواع وام‌هـا است. در نهایت برای بررسی اثرپذیری رفتار وام‌دهی از نوسانات قیمـت مسـکن در انـواع وام‌هـا مدل را به صورت رابطهٔ ۴، اصلاح می‌کنیم.

$$\overline{\mathrm{LB}}_{\mathrm{it}} = \alpha \overline{LB}_{it-1} + HP_t + S_{it}\beta + I_{it-1}\gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطهٔ ۴)}$$

$\overline{\mathrm{LB}}_{\mathrm{it}}$: نرخ رشد انواع وام‌ها به تفکیک وام مسکن، وام تجاری و وام مصرفی است.

با افزودن متغیر LB در سمت راست رابطهٔ ۱، می‌توان رابطهٔ ۵ را دست آورد.

$$R_{it} = \alpha R_{\mathrm{it}-1} + HP_t + LB_{it} + s_{it}\beta + I_{it-1}\gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطهٔ ۵)}$$

با افزودن متغیر R_{it} در سمت راست رابطهٔ ۲، رابطهٔ ۶ به‌دست می‌آید.

$$LB_{it} = \alpha R_{\mathrm{it}-1} + HP_t + R_{it} + s_{it}\beta + I_{it-1}\gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطهٔ ۶)}$$

در این پژوهش با توجه به فرض پنلی بودن داده‌ها از آزمون هاسمن و f-limer چشم‌پوشـی می‌کنیم همچنین آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فلور تعمیم‌یافته نشان‌دهنـدهٔ مانا بودن تمامی متغیرها است. مشکل اساسی که در تخمین مدل، وقفهٔ متغیر وابسـته در سـمت راست با جزء خطا ارتباط دارد. این مشکل سبب می‌شود تخمین‌زنندهٔ OLS تورش‌دار و ناسـازگار شود. همچنین تأثیرات تصادفی تخمین‌زنندهٔ GLS در یک مدل داده‌های ترکیبی پویا، تـورش‌دار است. یکی از راه‌کارهای معمول برای حل این مشکل یک مرتبهٔ تفاضل‌گیـری از رابطـهٔ اصـلی

برای حذف تأثیرات مقطعی و سپس استفاده از برآوردیاب‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] (GMM) است. در جدول ۱، متغیرهای مورد بررسی معرفی می‌شوند.

جدول ۱. معرفی متغیرهای مورد بررسی

تعریف متغیرها	متغیر	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
تسهیلات غیرجاری/کل تسهیلات	R	۸۰۰	۰/۰۱۵۱۴۶	۰/۰۲۳۳۳۱	۰	۰/۱۶۳۷
درصد نرخ رشد تسهیلات	Lb	۷۵۰	۰/۶۸۸۱۱۹	۵/۶۱۴۳۷۶	(۰/۴۴۰۳)	۱۰۸/۹۲۲۵
تسهیلات پرداختی / کل دارایی‌ها	La	۸۰۰	۰/۷۱۰۲۹	۰/۱۳۹۶۸۸	۰/۰۱۹۵	۰/۹۶
هزینه/ درآمد	Ine	۸۰۰	۰/۸۸۰۷۵۸	۰/۴۹۰۳۶۶	۰/۴۳۱۳	۱۰/۱۱۱۱
حقوق صاحبان سهام/ دارایی	Cr	۸۰۰	۰/۱۱۳۴۳۱	۰/۰۶۵۰۹۳	۰/۰۰۹۵	۰/۷۵۸۶
حاشیه سود	Nim	۸۰۰	(۰/۰۰۰۱۴)	۰/۵۲۱۸۲	(۹/۱۱۱)	۲/۲۵۰۲
اندازه بر حسب لگاریتم	Size	۸۰۰	۵/۵۵۹۸۰۲	۰/۶۲۵۷۲۲	۳/۸۶۲	۷/۴۶۲۱
شاخص تمرکز	Hhi	۸۰۰	۰/۶۶۵۳۶۹	۰/۱۵۲۷۰۵	۰/۳۵۷۳	۱
بخش مسکن: تسهیلات غیرجاری/کل تسهیلات	Renpl	۸۰۰	۰/۰۱۶۵۹۹	۰/۰۲۷۷۱۲	۰	۰/۲۲۱۵
بخش مصرفی: تسهیلات غیرجاری/کل تسهیلات	Cnpl	۸۰۰	۰/۰۰۹۱۴۹	۰/۰۳۹۴۴۱	۰	۰/۶۳۱۱
بخش تجاری: تسهیلات غیرجاری/کل تسهیلات	Cinpl	۸۰۰	۰/۰۱۳۷۷۹	۰/۰۳۴۰۶۱	۰	۰/۴۱۱۴
در صد نرخ رشد تسهیلات بخش مسکن	Relb	۷۵۰	۱/۳۱۳۴۸۷	۲۰/۵۰۸۵۱	(۰/۴۴۰۹)	۵۵۶/۰۳۲۳
در صد نرخ رشد تسهیلات بخش مصرفی	Clb	۷۵۰	۱/۴۶۱۳۷۲	۲۸/۲۵۷۹۲	(۰/۹۴۹۶)	۷۷۲/۵۹۶۲
درصد نرخ رشد تسهیلات بخش تجاری	Cilb	۷۵۰	۰/۳۹۰۸۳۱	۱/۷۵۲۶۷۲	(۱)	۳۰/۹۸۵۹
درصد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	Gdp	۸۰۰	۲/۰۶۸۷۵	۱/۷۳۲۳۱	(۲/۸)	۴/۷
در صدنرخ تورم	Iif	۸۰۰	۲/۲۲۹۳۷۵	۱/۱۱۵۵۴	(۰/۴)	۳/۸
درصد نرخ بهره بانکی	It	۸۰۰	۳/۱۰۹۹۶۲	۱/۷۳۴۱۷۹	۱/۱۶	۶/۸
در صد نرخ بیکاری	U	۸۰۰	۶/۱۵۰۶۲۵	۱/۷۵۲۲۳۱	۴	۹/۸
شاخص قیمت مسکن	Hp	۸۰۰	۳/۶۲۶۲۵	۰/۶۳۵۷۸	۲/۳	۴/۶

1. Generalized Method of Moments

تفاضل مرتبهٔ اول این تصریح به صورت رابطهٔ ۷ است.

رابطهٔ ۷)
$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^{P} \alpha_j \Delta y_{it-j} + \Delta X_{it}^{'} \beta + \Delta \varepsilon_{it}$$

تخمین GMM کارا از این رابطه در حالت متداول شمار مختلفی از ابزارها شامل وقفه‌های متغیر وابسته و متغیرهای برون‌زا (از پیش تعیین شده) قابل دسترس در هر دوره را استفاده خواهد کرد. استفاده از وقفه‌های متغیر وابسته به عنوان ابزار به برخی از محدودیت‌های کوواریانسی بر روی ε_{it} ، δ_t و μ_{i} نیاز دارد. این محدودیت‌ها به تعدادی شرایط گشتاوری اشاره دارد که به‌وسیلهٔ برآوردیاب‌های GMM بر معادلهٔ تفاضلی وضع می‌شود. برای مثال فرض کنید وقفه‌های متغیر وابسته و سطوح متغیرهای توضیحی برون زا (از پیش تعیین شده) را به عنوان ابزار در معادلهٔ تفاضلی بکار ببریم. آنگاه در اولین دورهٔ در دسترس یعنی در $t = 3, x_{i2}, x_{i1}, y_{i1}$ ابزارهای معتبری هستند. از آن‌جایی که y_{i1} با Δy_{i2} همبسته ولی با $\Delta \varepsilon_{i3}$ ناهمبسته است همچنین x_{i2} و x_{i1} با $\Delta \varepsilon_{i3}$ همبسته ولی با $\Delta \varepsilon_{i3}$ ناهمبسته هستند، بطور مشابه متغیرهای ابزاری که برای دورهٔ T ام به‌دست می‌آید عبارتند از :.$\left(y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, x_{i1}^{'}, \dots, x_{i,T-1}^{'}\right)$.

با ادامه دادن این روش می‌توان جمع‌هایی از ابزارهای از قبل تعیین شده برای مقاطع i با استفاده از وقفه‌های متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی طبق رابطهٔ ۸، تشکیل داد.

رابطهٔ ۸)
$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, x_{i1}^{'}, x_{i2}^{'}] & & \\ & [y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}^{'}, x_{i2}^{'}, x_{i3}^{'}] & \\ & & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, x_{\mathrm{i}1}^{'}, \dots, x_{i,T-1}^{'}] \end{bmatrix}$$

بنابراین علاوه بر شرایط گشتاوری اولیه، شرایط گشتاوری ثانویه با شروط زیر به صورت رابطهٔ ۹، برقرار است.

الف) برای همهٔ i ها، همبستگی پیاپی در اجزای خطا وجود ندارد.

ب) متغیرهای توضیحی x به طور ضعیف برون‌زا هستند. براین اساس شرایط گشتاوری زیر را می‌توان بیان نمود.

رابطهٔ ۹)
$$E[y_{is}, \Delta \varepsilon_{i3}] = 0 \; for \; s \geq 2, t = 3, \dots, t$$
$$E[x_{is}, \Delta \varepsilon_{i3}] = 0 \; for \; s \geq 2, t = 3, \dots, t$$

با پیش ضرب W_i در معادلهٔ تفاضلی رابطهٔ ۱۰، به‌دست می‌آید.

رابطهٔ ۱۰)
$$W^{'} \quad \Delta y_{i,t} = W^{'} \quad \sum_{j=1}^{P} \alpha_j \Delta_{i,t-j} + W^{'} \quad (\Delta x^{'}{}_{it}) B + W^{'} \quad \Delta \varepsilon_{it}$$

با انجام GLS بر روی معادلهٔ بالا تخمین سازگار اولیهٔ آرلانو و باند به‌دست می‌آید لیکن برآوردیاب‌های بهینهٔ GMM دومرحله‌ای آرلانو و باند برای α و β با استفاده از محدودیت‌های گشتاوری بالا به شکل رابطهٔ ۱۱، خواهد بود.

رابطهٔ ۱۱)

$$\begin{pmatrix}\hat{\alpha}\\ \hat{B}\end{pmatrix} = \left([\Delta y_{-1}, x]' W \hat{V}^{-1} W' \quad [\Delta y_{-1}, \Delta x]\right)^{-1} \left([\Delta y_{-1}, x]' W \hat{V}^{-1} W' \quad \Delta y\right)$$

در مورد $\hat{B}$ تخمین‌زنندهٔ GMM از حداقل نمودن فرم درجهٔ دوم طبق رابطهٔ ۱۲، به‌دست می‌آید.

رابطهٔ ۱۲)

$$s(B) = \left[W' \quad \varepsilon(B)\right]' A \left[W' \quad \varepsilon(B)\right] = g(B) A' g(B)$$

که در آن A یک ماتریس وزن‌دهنده است.

با فرض اینکه ε_{it} خودهمبستگی نداشته باشد آنگاه ماتریس وزن‌دهندهٔ بهینه برای معادلهٔ تفاضلی به صورت رابطهٔ ۱۳، خواهد بود.

رابطهٔ ۱۳)

$$A^d = \left(\sum_{i=1}^{M} W' \quad \sum W\right)^{-1}$$

و $\sum$ برابر با رابطهٔ ۱۴ است.

رابطهٔ ۱۴)

$$\sum = \frac{1}{2}\begin{bmatrix} 2 & -1 & \dots & \dots & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & \dots & \dots & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 & 2 \end{bmatrix}$$

این ماتریس وزنی در حقیقت ماتریسی است که در تخمین یک مرحله‌ای آرلانور و باند به کار می‌رود با استفاده از اجزای خطای به‌دست آمده از تخمین یک مرحله‌ای می‌توان ماتریس وزنی دیگری به صورت رابطهٔ ۱۵ نوشت.

رابطهٔ ۱۵)

$$A = \left(\left(\sum_{i=1}^{M} W' \quad \Delta\varepsilon_i \Delta\varepsilon_i' W\right)^{-1}\right)$$

که همان ماتریس وزنی تخمین دومرحله‌ای است.

به‌طور کلی در تخمین‌های GMM همواره سه نکته اساسی وجود دارد.

۱- تصریح متغیرهای ابزاری W.

۲- انتخاب ماتریس وزن‌دهندهٔ A.

۳- تعیین یک تخمین‌زن برای V.

برای تخمین مدل به وسیلهٔ این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به‌کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین‌زنندهٔ GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیلهٔ دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) و آرلانو و بوور (۱۹۹۵)، آزمون شود. اولی آزمون سارگان[1] از محدویت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آمارهٔ M2 است این آزمون به بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبهٔ اول می‌پردازد. عدم رد فرضیهٔ صفر هر دو آزمون نشان‌دهندهٔ عدم همبستگی سریالی و در نهایت معتبر بودن ابزارها است. در واقع اگر همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول وجود نداشته باشد، تخمین‌زنندهٔ GMM سازگار است.

لازم به توضیح است که، آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به‌کار برده می‌شود. برای این که ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. فرضیهٔ صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آن‌جا معتبر هستند که با خطاها در معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیهٔ صفر می‌تواند شواهدی را دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد. به علاوه فرضیهٔ صفر آزمون سارگان (متغیرهای ابزاری استفاده شده با پسماندها همبسته نیستند) را نمی‌توان رد کرد و از این رو می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل مناسب هستند. همچنین فرضیهٔ صفر آزمون همبستگی سریالی که در آن، جملات خطا در رگرسیون تفاضلی مرتبهٔ اول، همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم را نشان نمی‌دهند، را نمی‌توان رد کرد.

یافته‌های پژوهش

برای برآورد مدل‌های پژوهش از روش پنل دیتای پویا استفاده شد. از روش پنل دیتای پویا (GMM) برای حل مشکلات مربوط به خودهمبستگی و ناهمگنی استفاده خواهد شد. به عنوان یک روش جایگزین می‌توانستیم از مدل اثرات تصادفی استفاده کنیم، اما مسائل مربوط به درون‌زایی برای برخی از متغیرهای توضیحی هنوز هم حل نشده باقی خواهد ماند. این همان علت اصلی است که از سیستم پنل پویا استفاده شده است. روش پنل ایستا در زمینهٔ همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و درون‌زایی برای بعضی از متغیرهای توضیحی دارای مشکلاتی است. برآوردگر سیستم پنل پویا این امکان را برای پژوهشگران ایجاد می‌کند که بتوانند مشکلات مربوط به همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و درون‌زایی را برای بعضی از متغیرها

1. Sargan Test

رفع کنند. برای تخمین به این روش، لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به‌کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین‌زنندهٔ GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. این اعتبار می‌تواند به‌وسیلهٔ دو آزمون سارگان و آزمون عدم همبستگی تفاضل مرتبهٔ دوم (M2) سنجیده شود. اولی آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند و دومی آمارهٔ M2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبهٔ اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیهٔ صفر در هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها را فراهم می‌کند. به عبارتی تخمین‌زنندهٔ GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلات تفاضلی مرتبهٔ اول وجود نداشته باشد. آزمون سارگان (۱۹۵۸) از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به‌کار برده می‌شود. برای این‌که ابزارها تا آنجا معتبر هستند که با خطاها در معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیهٔ صفر می‌تواند دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد. به عبارتی مدل سیستم پنل پویا در صورتی سازگار است که هیچ‌گونه همبستگی سریالی از مرتبهٔ دوم در مقادیر باقیمانده وجود نداشته باشد. اگر برآوردگر GMM سازگار بوده و ابزارهای آن معتبر باشد، مدل داده‌های پنل پویا نیز معتبر خواهد بود.

با توجه به توضیحات فوق نتایج برآورد مدل‌های پژوهش به شرح جدول‌های ۲ تا ۱۱ است.

در جدول ۲ نتایج برآورد رابطهٔ ۱، گزارش شده که در آن تسهیلات غیرجاری بانک‌ها به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ چهاردوره‌ای آن ($r_{i,t-1}$) به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. همچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد ۰/۰۰۴۷- به‌دست آمده که چون ارزش احتمال (P-value) آن کمتر از ۰/۰۵ است نشان‌دهندهٔ معناداری ضریب است و این نتیجه به این معنی است که هرچه قیمت مسکن بیشتر شود، تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات املاک و مستغلات، ریسک اعتباری تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تجاری و صنعتی و تسهیلات غیرجاری مربوط به وام‌های مصرفی، در مجموع کاهش خواهد یافت به طوری که شواهد تجربی فوق وجود یک رابطهٔ منفی و معنادار بین شاخص قیمت مسکن و تسهیلات غیرجاری بانک‌ها را با اطمینان ۹۵ درصد تایید می‌کند. همچنین طبق بحثی که پیرامون آزمون سارگان و آزمون آرلانو (آمارهٔ M2) مطرح شد فرضیهٔ صفر این دو آزمون پذیرفته شده است. ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۱/۰۰۰ را نشان می‌دهد که چون بیش از ۰/۰۵ است بیانگر عدم رد فرض صفر بوده و بیان می‌کند ابزارهای انتخابی با جملات خطا همبستگی نداشته و مدل پویای فوق

معتبر است. همچنین ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو برای بررسی عدم همبستگی سریالی از مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلات تفاضلی مرتبهٔ اول عدد ۰/۷۵۹ را نشان می‌دهد که چون بیش از ۰/۰۵ است بیانگر عدم رد فرض صفر بوده و بیان می‌کند همبستگی سریالی از مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلات تفاضلی مرتبهٔ اول در مدل پویای فوق وجود ندارد و نتایج به‌دست آمده قابل قبول است.

جدول ۲. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر نسبت تسهیلات غیرجاری بر کل تسهیلات(r)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
rit-1	۰/۵۳۳۱۵۴	۰/۰۱۵۵۳	۳۴/۳۳	۰	۰/۵۰۲۷۱۶	۰/۵۶۳۵۹۳
rit-2	۰	۰/۰۲۵۶۲	(۰/۳۳)	۰/۰۰۹	۰	۰
rit-3	۰	۰/۰۲۰۱۲۴	(۰/۰۳)	۰/۰۰۸	۰	۰
rit-4	۰	۰/۰۰۸۴۲۷	(۰/۳۲)	۰	۰	۰
hpi	۰	۰/۰۰۰۶۲۱	(۰/۱۳)	۰	۰	۰
la	۰	۰/۰۰۲۵۶۶	(۰/۰۹)	۰	۰	۰
ine	۰	۰/۰۰۳۴۸۸	(۰/۰۵)	۰	۰	۰
cr	۰/۱۳۶۲۸۵	۰/۰۰۷۸۱۴	۱۷/۴۴	۰	۰/۱۲۰۹۷	۰/۱۵۱۶
nim	۰	۰/۰۰۲۰۱۴	(۲/۰۰)	۰	۰	۰
size	۰/۰۰۸۶۳۳	۰/۰۰۱۲۳۸	۳۵۵۸۲/۰۰	۰	۰/۰۰۶۲۰۶	۰/۰۱۱۰۵۹
hhi	۰/۰۱۵۶۶۱	۰/۰۰۶۲۴۸	۱۸۶۶۰/۰۰	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳۴۱۵	۰/۰۲۷۹۰۶
gdp	۰	۰/۰۰۰۱۶۷	(۰/۳۰)	۰	۰	۰
iif	۰/۰۰۰۸۰۷	۰/۰۰۰۱۸۶	۱۲۱۴۵.۰۰	۰	۰/۰۰۰۴۴۲	۰/۰۰۱۱۷۲
it	۰/۰۰۰۳۱۶	۰/۰۰۰۱۴۳	۴۲۷۶۸.۰۰	۰/۰۲۸	۰	۰/۰۰۰۵۹۷
u	۰/۰۰۰۷۷۸	۰/۰۰۰۱۸	۱۱۷۸۰.۰۰	۰	۰/۰۰۰۴۲۵	۰/۰۰۱۱۳۲
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۳۸/۱۳۱۸۲ (۱/۰۰۰۰)		۰ (۰/۷۵۹)		۵۵۰		

متغیر وابسته: نسبت تسهیلات غیرجاری بر کل تسهیلات(r)

در مدلی دیگر تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات املاک و مستغلات بررسی شد که نتایج برآورد آن در جدول۳، نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر نسبت تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات املاک و مستغلات بر تسهیلات اعطایی بخش املاک و مستغلات(renpl)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Valu	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$renpl_{i,t-1}$	۰/۵۵۴۳۸۹	۰/۰۱۰۷۶۹	۵۱/۴۸	۰	۰/۵۳۳۲۸۲	۰/۵۷۵۴۹۵
$renpl_{i,t-2}$	۰/۰۸۳۱۹	۰/۰۱۴۷۹۳	(۵/۶۲)	۰	۰/۱۱۲۱۹	(۰/۰۵۴۲)
$renpl_{i,t-3}$	۰/۰۳۶۱۹	۰/۰۱۲۸۴۲	(۲/۸۲)	۰/۰۰۵	۰/۰۶۱۳۶	۰/۰۱۱۰۲
$renpl_{i,t-4}$	(۰/۱۸۲۶)	۰/۰۱۲۴۴۳	(۱۴/۶۸)	۰	(۰/۲۰۶۹۹)	(۰/۱۵۸۲۱)
$renpl_{i,t-6}$	۰/۰۴۸۶۱	۰/۰۰۸۶۵۴	(۵/۶۲)	۰	۰/۰۶۵۵۸	۰/۰۳۱۶۵
hpi	(۰/۰۰۵۹)	۰/۰۰۰۷۹۲	(۷/۴۵)	۰	۰/۰۰۷۴۵	۰/۰۰۴۳۵
la	۰/۰۲۱۶۱	۰/۰۰۲۸۰۳	(۷/۷۱)	۰	۰/۰۲۷۱۱	۰/۰۱۶۱۲
ine	۰/۰۳۰۵۶	۰/۰۰۶۰۰۸	(۵/۰۹)	۰	۰/۰۴۲۳۳	۰/۰۱۸۷۸
cr	۰/۱۷۴۱۷۹	۰/۰۱۳۸۵۲	۱۲/۵۷	۰	۰/۱۴۷۰۲۹	۰/۲۰۱۳۲۹
nim	۰/۰۳۳۸۲	۰/۰۰۲۳۶۳	۱۴/۳۲	۰	۰/۰۳۸۴۵	۰/۰۲۹۱۹
size	۰/۰۱۵۱۶۴	۰/۰۰۲۲۲۸	۶/۸۱	۰	۰/۰۱۰۷۹۸	۰/۰۱۹۵۳
hhi	۰/۰۱۴۰۵۲	۰/۰۰۷۰۸۳	۱/۹۸	۰/۰۴۷	۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۲۷۹۳۵
gdp	۰/۰۰۱۵۸	۰/۰۰۰۱۶۳	(۹/۶۶)	۰	۰/۰۰۱۸۹	۰/۰۰۱۲۶
iif	۰/۰۰۰۷۰۴	۰/۰۰۰۲۰۴	۳/۴۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳۰۵	۰/۰۰۱۱۰۴
it	۰/۰۰۰۷۹۵	۰/۰۰۰۲۰۲	۳/۹۴	۰	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۱۹۱
u	۰/۰۰۱۵۱۶	۰/۰۰۰۳۶۲	۴/۱۹	۰	۰/۰۰۰۸۰۸	۰/۰۰۲۲۲۵
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۳۸/۴۰۸۷ (۰۰۰۰/۱)		(۰/۳۰۴۷۴) (۰/۷۶۰۶)		۵۰۰		

متغیر وابسته: نسبت تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات املاک و مستغلات بر تسهیلات اعطایی بخش املاک و مستغلات(renpl)

همانگونه که در جدول ۳، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۳، گزارش شده که در آن تسهیلات غیرجاری تسهیلات املاک و مستغلات بانک به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ پنج‌دوره‌ای آن به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد ۰/۰۰۵۹- به‌دست آمده است و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۱/۰۰۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو برای بررسی عدم همبستگی سریالی از مرتبهٔ دوم در جملات خطا از معادلات تفاضلی مرتبهٔ اول عدد ۰/۷۶۰۶را نشان می‌دهد.

در مدلی دیگر تسهیلات غیرجاری مربوط به وام‌های مصرفی بررسی شد که نتایج برآورد آن در جدول۴، نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر نسبت تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات مصرفی بر تسهیلات اعطایی بخش مصرفی (Cnpl)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$cnpl_{i,t-1}$	۰/۹۳۱۰۸	۰/۰۷۸۶۷۸	۱۱/۸۳	۰	۱/۰۸۵۲۹	۰/۷۷۶۸۸
$cnpl_{i,t-2}$	۱/۰۰۶۶۴	۰/۰۲۳۲۵۴	۴۳/۲۹	۰	۱/۰۵۲۲۲	۰/۹۶۱۰۶
hp	۰/۰۰۴۸۲	۰/۰۰۲۵۲۷	(۱/۹۱)	۰/۰۵۶	۰/۰۰۹۷۸	۰/۰۰۰۱۲۹
la	۰/۰۲۶۱۲۱	۰/۰۰۸۹۶۳	۲/۹۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸۵۵۳	۰/۰۴۳۶۸۸
ine	۰/۰۲۴۳۴۲	۰/۰۰۸۴۵۴	۲/۸۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷۷۷۳	۰/۰۴۰۹۱۱
cr	۰/۰۴۲۵۲۹	۰/۰۲۲۹۸۹	۱/۸۵	۰/۰۶۴	۰/۰۰۲۵۳	۰/۰۸۷۵۸۷
nim	۰/۰۰۲۲۳	۰/۰۰۲۹۹۶	(۰/۷۴)	۰/۴۵۷	(۰/۰۰۸۱)	۰/۰۰۳۶۴۲
size	۰/۰۰۱۱۲	۰/۰۰۷۹۵۱	۰/۱۴	۰/۸۸۸	۰/۰۱۴۴۶	۰/۰۱۶۷۰۲
hhi	۰/۰۳۴۰۱۲	۰/۰۱۳۸۵	۲/۴۶	۰/۰۱۴	۰/۰۰۶۸۶۶	۰/۰۶۱۱۵۸
gdp	(۰/۰۰۰۹)	۰/۰۰۰۴۰۸	(۲/۲)	۰/۰۲۸	(۰/۰۰۱۷)	(۹/۶E-۰۵)
iif	۰/۰۰۱۳۶	۰/۰۰۰۴۲۸	(۳/۱۸)	۰/۰۰۱	(۰/۰۰۲۲)	۰/۰۰۰۵۲
it	۰/۰۰۰۵۶	۰/۰۰۰۵۳۳	(۱/۰۶)	۰/۲۹	۰/۰۰۱۶۱	۰/۰۰۰۴۸
u	۰/۰۰۱۶۱	۰/۰۰۰۶۱۳	(۲/۶۲)	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۴۱
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۱۴/۴۲۱۴۵ (۰/۲۱۰۵)		۰/۱۳۷۴۸ (۰/۸۹۰۷)		۶۵۰		

متغیر وابسته : نسبت تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات مصرفی بر تسهیلات اعطایی بخش مصرفی (Cnpl)

همانگونه که در جدول ۴، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۳، گزارش شده که در آن تسهیلات غیرجاری مربوط به وام‌های مصرفی بانک به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ دو دوره‌ای آن به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. همچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد ۰/۰۰۴۸۲- را نشان می‌دهد. ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۰/۲۱۰۵ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۰/۸۹۰۷ است.

در مدل بعدی، تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تجاری و صنعتی بررسی شد که نتایج برآورد آن در جدول۵، نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر نسبت تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات صنایع و تجاری بر تسهیلات اعطایی بخش صنایع و تجاری (Cinpl)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$cinpl_{i,t-1}$	۰/۲۰۵۵۰۶	۰/۰۱۲۱۹۳	۱۶/۸۶	۰	۰/۱۸۱۶۰۹	۰/۲۲۹۴۰۳
$cinpl_{i,t-2}$	۰/۱۹۲۷۹	۰/۰۰۶۵۵۹	۲۹/۳۹	۰	۰/۲۰۵۶۴	۰/۱۷۹۹۳
$cinpl_{i,t-3}$	۰/۱۰۳۶۹	۰/۰۰۷۵۱۳	(۱۳/۸)	۰	۰/۱۱۸۴۱	۰/۰۸۸۹۷
$cinpl_{i,t-4}$	۰/۰۷۶۶۲	۰/۰۰۸۰۸۴	(۹/۴۸)	۰	۰/۰۹۲۴۶	۰/۰۶۰۷۸
$cinpl_{i,t-5}$	۰/۲۵۰۰۷	۰/۰۰۳۶۶۴	۶۸/۲۵	۰	۰/۲۵۷۲۵	۰/۲۴۲۸۹
hp	۰/۰۰۸۱۶	۰/۰۰۰۸۵۳	(۹/۵۷)	۰	۰/۰۰۹۸۳	۰/۰۰۶۴۹
la	(۰/۰۳۹۳۶)	۰/۰۰۵	(۷/۸۷)	۰	(۰/۰۴۹۱۶)	(۰/۰۲۹۵۶)
ine	۰/۰۰۵۸۵۳	۰/۰۰۳۴۶۴	۱/۶۹	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰۹۴	۰/۰۱۲۶۴۲
cr	۰/۱۶۶۵۱۳	۰/۰۱۶۰۴۵	۱۰/۳۸	۰	۰/۱۳۵۰۶۶	۰/۱۹۷۹۶
nim	۰/۰۰۲۳۸۱	۰/۰۰۱۵۶۲	۱/۵۲	۰/۱۲۷	۰/۰۰۰۶۸	۰/۰۰۵۴۴۳
size	۰/۰۲۱۸۸	۰/۰۰۲۹۶۷	(۷/۳۷)	۰	۰/۰۲۷۶۹	۰/۰۱۶۰۶
hhi	۰/۰۰۱۴۴۹	۰/۰۰۶۰۰۲	۰/۲۴	۰/۸۰۹	۰/۰۱۰۳۱	۰/۰۱۳۲۱۲
gdp	۰/۰۰۱۶۹	۰/۰۰۰۱۲۸	۱۳/۱۵	۰	۰/۰۰۱۹۴	۰/۰۰۱۴۴
iif	۰/۰۰۱۱۹۹	۰/۰۰۰۲۹۳	۴/۰۹	۰	۰/۰۰۰۶۲۴	۰/۰۰۱۷۷۴
it	(۹/۲E-۰۵)	۰/۰۰۰۱۶۲	(۰/۵۷)	۰/۵۶۹	۰/۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰۲۲۴
u	۰/۰۰۰۴۷	۰/۰۰۰۳۷۲	(۱/۲۶)	۰/۲۰۷	(۰/۰۰۱۲)	۰/۰۰۰۲۶
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۴۲/۱۳۸۲۴ (۰۰۰۰/۱)		–/۰۲۶۲۲ (۰/۹۷۹۱)		۶۴۵		

متغیر وابسته : نسبت تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تسهیلات صنایع و تجاری بر تسهیلات اعطایی بخش صنایع و تجاری (Cinpl)

همانگونه که در جدول ۵، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۳، گزارش شده که در آن تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش تجاری و صنعتی بانک به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ پنج‌دوره‌ای آن به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. همچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد۰/۸۱۶۰۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد۱/۰۰۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۰/۹۷۹۱ را نشان می‌دهد.

در فصل دیگری از مدل‌های تحلیلی پژوهش به بحث تاثیر نوسانات قیمت مسکن بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها پرداخته شده است که در این مدل‌ها متغیرهای مستقل تحلیل همسان با

متغیرهای مستقل مدل‌های قبلی دارد اما متغیر وابسته رفتار وام‌دهی بانک‌ها بـا اسـتفاده از نـرخ رشد وام‌دهی، در نظر گرفته شده است به طوری که در جدول‌های ۶ تا ۹ مدل‌های۲ و ۴ بـرآورد و تحلیل شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات (LB)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$lb_{i/t-1}$	۰/۲۱۵۲۴۶	۰/۰۰۸۹۴۲	۲۴/۰۷	۰	۰/۱۹۷۷۲۱	۰/۲۳۲۷۷۱
$lb_{i/t-2}$	۰/۰۰۰۶۹۲	۰/۰۰۰۱۵	۴/۶۱	۰	۰/۰۰۰۳۹۸	۰/۰۰۰۹۸۶
hpi	۰/۰۵۹۵۶۳	۰/۰۰۵۰۴۲	۱۱/۸۱	۰	۰/۰۴۹۶۸	۰/۰۶۹۴۴۶
la	۱/۳۰۰۱۰۲	۰/۰۴۲۱۸	۳۰/۸۲	۰	۱/۲۱۷۴۳۱	۱/۳۸۲۷۷۲
ine	(۰/۲۳۷۵۲)	۰/۰۲۰۱۷۹	(۱۱/۷۷)	۰	(۰/۲۷۷۰۷)	(۰/۱۹۷۹۷)
cr	(۲/۰۸۸۶۸)	۰/۲۶۰۵۱۴	(۸/۰۲)	۰	(۲/۵۹۹۲۸)	(۱/۵۷۸۰۸)
nim	۰/۰۴۱۰۸۸	۰/۰۱۰۱۸۶	۴/۰۳	۰	۰/۰۲۱۱۲۵	۰/۰۶۱۰۵۲
size	۰/۱۵۲۸۲۸	۰/۰۱۱۹۷۷	۱۲/۷۶	۰	۰/۱۲۹۳۵۴	۰/۱۷۶۳۰۲
hhi	(۱/۲۶۱۵۳)	۰/۰۶۸۲۴۲	(۱۸/۴۹)	۰	(۱/۳۹۵۲۸)	(۱/۱۲۷۷۸)
gdp	۰/۰۲۱۲۵۳	۰/۰۰۱۲۱۱	۱۷/۵۶	۰	۰/۰۱۸۸۸	۰/۰۲۳۶۲۵
iif	۰/۰۱۵۶۰۳	۰/۰۰۱۶۷۶	۹/۳۱	۰	۰/۰۱۲۳۱۹	۰/۰۱۸۸۸۸
it	۰/۰۰۱۵۳۶	۰/۰۰۲۰۰۵	۰/۷۷	۰/۴۴۴	(۰/۰۰۲۳۹)	۰/۰۰۵۴۶۵
u	۰/۰۰۸۰۵۶	۰/۰۰۲۰۵۳	۳/۹۲	۰	۰/۰۰۴۰۳۲	۰/۰۱۲۰۸
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۴۷/۲۰۴۰۸ (۰/۹۹۹۹)		۰/ ۷۴۲۸۶ (۰/۴۵۷۶)		۶۰۰		

متغیر وابسته: رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات(LB)

همانگونه که در جدول ۶، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۲، گزارش شده که در آن رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبـق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ یک و دو دوره‌ای آن نیز به عنوان متغیر توضـیحی در نظـر گرفتـه شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد۰/۵۹۵۶۳ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۰/۹۹۹ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۰/۴۵۷۶را نشان می‌دهد.

جدول ۷. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های مسکن (RELB)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$Relb_{i,t-1}$	۰/۰۲۷۶۲۴	۰/۰۰۰۹۹۵	۲۷/۷۷	۰	۰/۰۲۵۶۷۵	۰/۰۲۹۵۷۳
$Relb_{i,t-2}$	۰/۰۰۰۳۹۴	(۰/۰۰۰۰۴۶)	۲۶/۹۴	۰	۰/۰۰۰۳۶۵	۰/۰۰۰۴۲۳
Hpi	۰/۰۹۴۳۵۳	۰/۰۰۴۵۶۶	۲۰/۶۶	۰	۰/۰۸۵۴۰۳	۰/۱۰۳۳۰۲
La	۱/۲۶۸۷۸۱	۰/۰۳۲۰۱۶	۳۹/۶۳	۰	۱/۲۰۶۰۳۲	۱/۳۳۱۵۳
Ine	۰/۰۸۶۱۵	۰/۰۳۳۵۰۹	(۲/۵۷)	۰/۰۱	۰/۱۵۱۸۳	۰/۰۲۰۴۷
Cr	۲/۴۶۵۲۶	۰/۱۰۰۳۰۹	۲۴/۵۸	۰	۲/۶۶۱۸۶	۲/۲۶۸۶۶
Nim	۰/۱۲۰۸۳۸	۰/۰۱۵۹۶۵	۷/۵۷	۰	۰/۰۸۹۵۴۷	۰/۱۵۲۱۲۹
Size	۰/۰۴۹۶۳	۰/۰۰۸۰۹۲	(۶/۱۳)	۰	(۰/۰۶۵۵)	۰/۰۳۳۷۷
Hhi	۰/۲۷۶۴۹۲	۰/۰۷۰۸۲۹	۳/۹	۰	۰/۱۳۷۶۶۹	۰/۴۱۵۳۱۵
Gdp	۰/۰۲۴۱۵۲	۰/۰۰۱۶۳۶	۱۴/۷۶	۰	۰/۰۲۰۹۴۵	۰/۰۲۷۳۵۸
Iif	۰/۰۱۷۴۹۵	۰/۰۰۰۹۳۸	۱۸/۶۶	۰	۰/۰۱۵۶۵۸	۰/۰۱۹۳۳۲
It	۰/۰۰۳۵۸	۰/۰۰۱۳۱۵	(۲/۷۲)	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶۱۶	(۰/۰۰۱)
U	۰/۰۱۰۶۴	۰/۰۰۱۵۰۱	(۷/۰۹)	۰	۰/۰۱۳۵۸	(۰/۰۰۷۷)
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۴۸/۱۹۵۱۹ (۹۹۹۸/۰)		(۰/۱۴۶۶) (۰/۸۸۳۵)		۶۰۰		

متغیر وابسته: رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های مسکن (RELB)

همانگونه که در جدول ۷، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۴، گزارش شده که در آن رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های مسکن به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ دو دوره‌ای آن نیز به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد ۰/۰۹۴۳۵۳ به‌دست آمده است. ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۰/۹۹۸۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۸۸۳۵ /۰ را نشان می‌دهد.

در جدول ۸، نتایج برآورد رابطهٔ ۴، گزارش شده که در آن رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های تجاری به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ دودوره‌ای آن نیز به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد ۰/۳۵۹۸۱۳ به‌دست آمده است. ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد۱/۰۰۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۰/۳۶۹۱ را نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های تجاری (CLB)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$Clb_{i,t-1}$	(۰/۰۳۴۱۶)	۰/۰۳۰۱۷۲	(۱/۱۳)	۰/۲۵۸	(۰/۰۹۳۳)	۰/۰۲۴۹۷۶
$Clb_{i,t-1}$	۰/۰۴۲۳۱۵	۰/۰۳۱۳۵۶	۱/۳۵	۰/۱۷۷	۰/۰۱۹۱۴	۰/۱۰۳۷۷۱
hpi	۱/۳۵۹۸۱۳	۰/۴۲۹۲۴	۳/۱۷	۰/۰۰۲	۰/۵۱۸۵۱۹	۲/۲۰۱۱۰۸
la	۸۱/۷۲۰۵۱	۲/۵۲۶۶۵۵	۳۲/۳۴	۰	۷۶/۷۶۸۳۶	۸۶/۶۷۲۶۷
ine	۸/۴۰۵۱۶	۱/۴۷۳۰۱۱	۵/۷۱	۰	۵/۵۱۸۱۱۱	۱۱/۲۹۲۲۱
cr	۲۴۳/۰۶۶۴	۲۳/۳۹۷۸	۱۰/۳۹	۰	۱۹۷/۲۰۷۵	۲۸۸/۹۲۵۲
nim	(۲/۳۲۹۶)	۰/۸۱۶۰۲۹	(۲/۸۵)	۰/۰۰۴	۳/۹۲۸۹۹	۰/۷۳۰۲۱
size	۱۲/۰۵۷۳	۱/۲۲۵۵۱۳	۹/۸۴	۰	۹/۶۵۵۳۴۳	۱۴/۴۵۹۲۷
hhi	۱۵۹/۹۳۱	۹/۰۹۲۱۴۴	۱۷/۵۹	۰	۱۷۷/۷۵۱	(۱۴۲/۱۱)
gdp	۰/۵۹۶۸۴	۰/۰۵۴۹۳۸	۱۰/۸۶	۰	۰/۷۰۴۵۲	۰/۴۸۹۱۶
iif	۰/۴۴۸۰۲	۰/۱۰۱۴۸	(۴/۴۱)	۰	۰/۶۴۶۹۲	۰/۲۴۹۱۲
it	۰/۰۵۴۳۳	۰/۰۹۵۲۷۵	۰/۵۷	۰/۵۶۹	۰/۱۳۲۴۱	۰/۲۴۱۰۶۵
u	۰/۷۲۵۵۷۱	۰/۱۸۸۹۸۴	۳/۸۴	۰	۰/۳۵۵۱۷	۱/۰۹۵۹۷۳
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۳۵/۱۹۵۱۹ (۱/۰۰۰۰)		(۰/۸۹۸۱۳) (۰/۳۶۹۱)		۶۰۰		

متغیر وابسته: رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های تجاری (CLB)

در جدول ۹، نتایج برآورد مدل ۴، گزارش شده است که در آن رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های مصرفی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ سه‌دوره‌ای آن نیز به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HP) طبق برآورد پویا عدد ۰/۰۵۲۱۱۳به‌دست آمده ست. ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۱/۰۰۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون عدد ۰/۲۶۵۲ را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود این ضریب از ضرایب مربوط به تأثیرپذیری LB، RELB و CILB کوچکتر است. همچنین طبق بحثی که پیرامون آزمون سارگان و آزمون آرلانو (آمارهٔ M2) مطرح شد فرضیهٔ صفر این دو آزمون پذیرفته شده است.

جدول ۹. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن بر رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های مصرفی (CILB)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$Cilb_{i,t-1}$	۰/۲۴۸۰۳	۰/۰۰۵۸۴۵	۴۲/۴۴	۰	۰/۲۵۹۴۸	۰/۲۳۶۵۷
$Cilb_{i,t-2}$	۰/۱۵۳۸۸	۰/۰۰۶۶۱۹	۲۳/۲۵	۰	۰/۱۶۶۸۵	(۰/۱۴۰۹)
$Cilb_{i,t-3}$	۰/۰۲۷۰۱	۰/۰۰۱۷۹۱	۱۵/۰۸	۰	۰/۰۳۰۵۲	(۰/۰۲۳۵)
hpi	۰/۰۵۲۱۱۳	۰/۰۱۷۴۰۲	۲/۹۹	۰/۰۰۳	۰/۰۱۸۰۰۵	۰/۰۸۶۲۲۱
la	(۰/۵۷۸۸)	۰/۲۵۴۳۰۵	(۲/۲۸)	۰/۰۲۳	۱/۰۷۷۲۳	۰/۰۸۰۳۷
ine	۰/۸۶۵۲۳۶	۰/۱۸۱۳۷۸	۴/۷۷	۰	۰/۵۰۹۷۴۲	۱/۲۲۰۷۳۱
cr	۱۰/۲۶۶۱	۰/۷۷۸۰۵	۱۳/۱۹	۰	(۱۱/۷۹۱)	۸/۷۴۱۱۱
nim	۰/۰۳۷۵۸	۰/۰۸۵۷۳۷	(۰/۴۴)	۰/۶۶۱	۰/۲۰۵۶۲	۰/۱۳۰۴۶۶
size	۱/۰۴۳۱۹۷	۰/۱۰۲۸۵۴	۱۰/۱۴	۰	۰/۸۴۱۶۰۷	۱/۲۴۴۷۸۷
hhi	۱۰/۹۲۱۸	۰/۲۱۳۸۶۵	۵۱/۰۷	۰	(۱۱/۳۴۱)	۱۰/۵۰۲۷
gdp	۰/۰۳۹۶۶۳	۰/۰۰۴۲۶۱	۹/۳۱	۰	۰/۰۳۱۳۱۲	۰/۰۴۸۰۱۴
iif	۰/۰۲۵۲۳۶	۰/۰۰۳۲۴۵	۷/۷۸	۰	۰/۰۱۸۸۷۵	۰/۰۳۱۵۹۶
it	۰/۰۰۹۸۷	۰/۰۰۵۷۴۳	(۱/۷۲)	۰/۰۸۶	۰/۰۲۱۱۳	۰/۰۰۱۳۸۳
u	۰/۰۳۶۶۱۵	۰/۰۰۶۶۹۵	۵/۴۷	۰	۰/۰۲۳۴۹۳	۰/۰۴۹۷۳۸
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)			آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات	
۳۷/۹۹۰۹۴ (۱/۰۰۰۰)			۱/۱۱۴۱ (۰/۲۶۵۲)		۶۰۰	

متغیر وابسته رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات وام‌های مصرفی (CILB)

در مدلی دیگر، متغیرهای تسهیلات غیرجاری (NPL) به عنوان متغیر توضیح‌دهنده در مدل‌ها آمده است که نتایج آن در جدول ۱۰، نشان داده شده است.

جدول ۱۰. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن و رفتار وام دهی بر تسهیلات غیرجاری (NPL)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$r_{i,t-1}$	۰/۵۲۷۴۷۹	۰/۰۱۸۴۳۵	۲۸/۶۱	۰	۰/۴۹۱۳۴۷	۰/۵۶۳۶۱۱
$r_{i,t-2}$	(۰/۰۴۰۴۹)	۰/۰۲۹۴۵۳	(۱/۳۷)	۰/۱۶۹	(۰/۰۹۸۲۲)	۰/۰۱۷۲۳۳
$r_{i,t-3}$	(۰/۰۶۴۲۹)	۰/۰۲۰۱۹۶	(۳/۱۸)	۰/۰۰۱	(۰/۱۰۳۸۷)	(۰/۰۲۴۷۱)
$r_{i,t-4}$	(۰/۲۱۶۰۴)	۰/۰۰۹۳۹۲	(۲۳)	۰	(۰/۲۳۴۴۵)	(۰/۱۹۷۶۳)
lb	۰/۰۰۰۵۰۹	۰/۰۰۰۶۹۸	۰/۷۳	۰/۴۶۶	(۰/۰۰۰۸۶)	۰/۰۰۱۸۷۶
hp	(۰/۰۰۴۷۳)	۰/۰۰۰۵۹۹	(۷/۹۱)	۰	(۰/۰۰۵۹)	(۰/۰۰۳۵۶)
la	(۰/۰۱۹۴۴)	۰/۰۰۲۵۷	(۷/۵۷)	۰	(۰/۰۲۴۴۸)	(۰/۰۱۴۴۱)

ادامهٔ جدول ۱۰.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
ine	(۰/۰۱۹۰۸)	۰/۰۰۳۷۰۱	(۵/۱۵)	۰	(۰/۰۲۶۳۳)	(۰/۰۱۱۸۲)
cr	۰/۱۳۷۴۹۷	۰/۰۰۷۸۲	۱۷/۵۸	۰	۰/۱۲۲۱۶۹	۰/۱۵۲۸۲۴
nim	(۰/۰۲۵۸۱)	۰/۰۰۱۸۰۱	(۱۴/۳۴)	۰	(۰/۰۲۹۳۴)	(۰/۰۲۲۲۸)
size	۰/۰۰۹۸۲۶	۰/۰۰۰۹۲۲	۱۰/۶۶	۰	۰/۰۰۸۰۱۸	۰/۰۱۱۶۳۳
hhi	۰/۰۱۳۵۳	۰/۰۰۵۷۸۲	۲/۳۴	۰/۰۱۹	۰/۰۰۲۱۹۷	۰/۰۲۴۸۶۲
gdp	(۰/۰۰۱۱۵)	۰/۰۰۰۲۰۴	(۵/۶۳)	۰	(۰/۰۰۱۵۵)	(۰/۰۰۰۷۵)
iif	۰/۰۰۰۶۶	۰/۰۰۰۱۵۱	۴/۳۶	۰	۰/۰۰۰۳۶۴	۰/۰۰۰۹۵۷
it	۰/۰۰۰۳۲۷	۰/۰۰۰۱۴۸	۲/۲۱	۰/۰۲۷	(۰/۰۰۰۰۳۶)	۰/۰۰۰۶۱۸
u	۰/۰۰۰۶۷۹	۰/۰۰۰۲۱۱	۳/۲۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲۶۶	۰/۰۰۱۰۹۲
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۳۷/۹۸۰۸۳ (۰۰۰۰/۱)		(۰/۵۳۹۹۳) (۰/۵۸۹۲)		۵۵۰		

متغیر وابسته: تسهیلات غیرجاری(NPL)

همانگونه که در جدول ۱۰، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۵، گزارش شده که در آن تسهیلات غیرجاری بانک‌ها به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ چهاردوره‌ای آن ($NPL_{i,t-1}$) به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد۰/۰۰۴۷۳- به‌دست آمده است. ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۱/۰۰۰ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۰/۵۸۹۲ را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج برآورد تأثیر نوسانات قیمت مسکن و تسهیلات غیر جاری بر رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات (LB)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
$lb_{i/t-1}$	۰/۲۰۸۰۶	۰/۰۱۰۵۰۲	۱۹/۸۱	۰	۰/۱۸۷۴۷۵	۰/۲۲۸۶۴۴
$lb_{i/t-2}$	۰/۰۰۰۷۲۱	۰/۰۰۰۱۷۱	۴/۲۱	۰	۰/۰۰۰۳۸۵	۰/۰۰۱۰۵۷
npl	(۰/۷۹۴۴۲)	۰/۲۶۲۱۷۹	(۳/۰۳)	۰/۰۰۲	(۱/۳۰۸۲۸)	(۰/۲۸۰۵۶)
hp	۰/۰۵۰۹۸۳	۰/۰۰۷۰۷۳	۷/۲۱	۰	۰/۰۳۷۱۱۹	۰/۰۶۴۸۴۶
la	۱/۳۰۲۴۱۴	۰/۰۶۳۳۵۹	۲۰/۵۶	۰	۱/۱۷۸۲۳۲	۱/۴۲۶۵۹۵
ine	(۰/۲۵۹۵۱)	۰/۰۲۹۷۰۱	(۸/۷۴)	۰	(۰/۳۱۷۷۲)	(۰/۲۰۱۳)
cr	(۱/۹۶۶۸۳)	۰/۳۰۶۶۷۵	(۶/۴۱)	۰	(۲/۵۶۷۹)	(۱/۳۶۵۷۶)

ادامهٔ جدول ۱۱.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	P-Value	بازهٔ اطمینان ۹۵ درصد	
nim	۰/۰۱۰۷۳۸	۰/۰۱۵۹۹۲	۰/۶۷	۰/۵۰۲	(۰/۰۲۰۶۱)	۰/۰۴۲۰۸۲
size	۰/۱۶۱۲۲۸	۰/۰۱۵۳۰۴	۱۰/۵۴	۰	۰/۱۳۱۲۳۳	۰/۱۹۱۲۲۲
hhi	(۱/۲۵۹۲۹)	۰/۰۶۵۶۶۵	(۱۹/۱۸)	۰	(۱/۳۸۷۹۹)	(۱/۱۳۰۵۹)
gdp	۰/۰۱۸۷۳	۰/۰۰۱۴۸۷	۱۲/۶	۰	۰/۰۱۵۸۱۶	۰/۰۲۱۶۴۴
iif	۰/۰۱۶۸۱۶	۰/۰۰۲۰۳۳	۸/۲۷	۰	۰/۰۱۲۸۳۱	۰/۰۲۰۸۰۱
it	۰/۰۰۱۸۴۸	۰/۰۰۲۶۳۹	۰/۷	۰/۴۸۴	(۰/۰۰۳۳۲)	۰/۰۰۷۰۲
u	۰/۰۰۸۵۶۳	۰/۰۰۳۲۹۴	۲/۶	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲۱۰۷	۰/۰۱۵۰۱۸
آمارهٔ آزمون سارگان (P-Value)		آمارهٔ آزمون Arellano-Bond (P-Value)		تعداد مشاهدات		
۴۷/۹۴۳۲۷ (۰/۹۹۹۸)		۰/۶۰۳۲۴ (۰/۵۴۶۴)		۶۰۰		

متغیر وابسته رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات(LB)

همانگونه که در جدول ۱۱، مشاهده می‌شود نتایج برآورد رابطهٔ ۶، گزارش شده که در آن رفتار وام‌دهی بانک با استفاده از نرخ رشد تسهیلات به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و طبق سیستم برآورد پنل پویا وقفهٔ یک و دودوره‌ای آن نیز به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است. هچنین ضریب شاخص قیمت مسکن (HPI) طبق برآورد پویا عدد ۰/۰۵۰۹۸۳ به‌دست آمده است.

از سوی دیگر ضریب تسهیلات غیرجاری (NPL) طبق برآورد پویا عدد ۰/۷۹۴۴۲- به‌دست آمده که نشان‌دهندهٔ معناداری ضریب است به طوری که شواهد تجربی فوق وجود یک رابطهٔ منفی و معنادار بین تسهیلات غیرجاری و نرخ رشد تسهیلات بانک‌ها را با اطمینان ۹۵ درصد تایید می‌کند.

همچنین ارزش احتمال آمارهٔ آزمون سارگان عدد ۰/۹۹۹۸ و ارزش احتمال آمارهٔ آزمون آرلانو عدد ۰/۵۴۶۴ را نشان می‌دهد.

نتایج حاکی از برآورد ضرایب ۸ مدل با هدف بررسی تأثیر شاخص قیمت مسکن بر تسهیلات غیرجاری و رفتار وام‌دهی در ۳ دستهٔ وام، به طور خلاصه در جدول ۱۲، نشان داده شده است. (متغیرهای وابسته: تسهیلات غیرجاری (NPL)، نرخ رشد وام (LB)، تسهیلات غیرجاری بخش مسکن (RENPL)، تسهیلات غیرجاری بخش تجاری (CINP)، تسهیلات غیرجاری بخش مصرفی (CNPL)، نرخ رشد وام بخش مسکن (RELB)، نرخ رشد وام بخش تجاری (CILB) و نرخ رشد وام بخش مصرفی (CLB)).

جدول ۱۲. نتایج برآورد تاثیر نوسانات قیمت مسکن بر متغیرهای NPL, LB, RENPL, CINPL, CNPL, RELB, CILB, CLB

	NPL	LB	RENPL	CINPL	CNPL	RELB	CILB	CLB
HPI	۰/۰۰۴۷	۰/۰۵۹۵۶۳	(۰/۰۰۵۹)	(۰/۰۰۵۳)	بی معنی	۰/۰۹۴۳۵۳	۰/۰۵۲۱۱۳	بی معنی

***لازم به ذکر است تمامی رابطه‌های ۱ تا ۴ از نظر استفادهٔ متغیرهای ابزاری، با استفاده از آزمون سارگان و M2 هستند.**

همان‌طور که در جدول ۱۲، مشاهده می‌شود ارتباط تسهیلات غیرجاری و شاخص قیمت مسکن از نوع معکوس است در حقیقت با کاهش قیمت مسکن، تسهیلات غیرجاری بانک‌ها افزایش پیدا می‌کند.

شدت تأثیرپذیری در تسهیلات غیرجاری بخش املاک و مستغلات برابر ۰/۰۰۵۹ است از تسهیلات غیرجاری بخش تجاری بیشتر است که در بخش بعد به نفسیر این نتیجه خواهیم پرداخت و در مورد تسهیلات غیرجاری مربوط به بخش مصرفی، نتایج حاکی از عدم ارتباط معنا دار بین CNPL و شاخص قیمت مسکن است.

در ارتباط با رفتار وام‌دهی نتایج نشان می‌دهند که بین رفتار وام‌دهی بانک‌ها و شاخص قیمت مسکن ارتباط معنادار از نوع مثبت برقرار است. شدت تأثیرپذیری تسهیلات غیرجاری بخش املاک و مستغلات از بخش تجاری بیشتر است و در ارتباط با رفتار وام‌دهی بانک‌ها در بخش مصرفی نتیجه، ارتباط معناداری را نشان نمی‌دهد.

در نهایت نتایج مربوط به بررسی ارتباط میان تسهیلات غیرجاری و رفتار وام‌دهی، نتایج نشان‌دهندهٔ اثر منفی معنادار تسهیلات غیرجاری بر نرخ رشد وام و عدم تأثیرپذیری تسهیلات غیرجاری از نرخ رشد وام است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر اساس نتایج برآورد شده در فصل قبل، می‌توان ارتباط معنادار میان عملکرد وام‌دهی بانک‌ها با شاخص قیمت مسکن را نشان داد. همان‌طور که بیان شد دو متغیر تسهیلات غیرجاری و نرخ رشد وام به عنوان عملکرد وام‌دهی بانک‌ها در نظر گرفته شده است. به طوری که نتایج بیانگر ارتباط معکوس میان شاخص قیمت مسکن و NPL و ارتباط مستقیم میان شاخص قیمت مسکن و نرخ رشد وام است که شدت این ارتباط در انواع وام‌ها متفاوت است.

در بخش اول، با توجه به ارتباط بخش مسکن و تسهیلات غیرجاری، نتایج این پژوهش با نتایج برآورد شده از پژوهش تاجیک و قالیا (۲۰۱۵) مطابقت دارد. به نظر می‌رسد این ارتباط از چند کانال قابل بررسی است. یکی از مهم‌ترین علل این ارتباط بخش اعتبارات و وثیقه‌ها برای

اطمینان از بازپرداخت است. در بررسی تفسیر این ارتباط، می‌توان به بحران مالی امریکا توجه نمود که با کاهش قیمت مسکن، بانک‌ها شاهد افزایش مطالبات معوق و عدم بازپرداخت وام‌ها از وام‌گیرندگان شدند. در حقیقت در صورت افت شدید قیمت مسکن، به طوری که مبلغ دریافتی وام‌ها، ارزش بیشتری نسبت به وثیقه‌ها از نوع مسکن پیدا کنند، افراد تمایل به بازپرداخت تسهیلات ندارند و این امر منجر به افزایش تسهیلات غیرجاری می‌شود. البته درست است که در این شرایط، وام‌گیرندگان تمایل به بازپرداخت تسهیلات را ندارند اما گاهاً توان باز پرداخت آن را ندارند. به بیان دیگر در زمان رونق قیمت مسکن، افراد، شرکت‌ها و بانک‌ها مشتاق به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساخت وساز هستند و برای تأمین سرمایهٔ مورد نیاز، اقدام به اخذ وام می‌کنند بنابراین با افت قیمت مسکن، توان بازپرداخت وام‌ها را از دست می‌دهند. از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهند که تسهیلات غیرجاری با عوامل رشد اقتصادی مانند GDP دارای رابطهٔ معنادار از نوع منفی و با عوامل بحران اقتصادی مانند نرخ بهره بانک‌ها دارای رابطهٔ مثبت معنادار است که شواهد تجربی نیز این امر را تایید می‌کنند بنابراین می‌توان چرخهٔ افتصادی را به عنوان کانال دیگری برای ارتباط میان تسهیلات غیرجاری و قیمت مسکن در نظر گرفت. به طوری که در زمان رونق قیمت مسکن، شرکت‌ها و تولید کننده‌های مصالح ساختمانی نیز در شرایط مناسب تقاضا هستند و برای تأمین نیازها، اخذ تسهیلات می‌تواند آن‌ها و بانک‌ها را برای سود آوری هر چه بیشتر آماده کند. افت قیمت مسکن در این شرایط نیز، منجر به رکود اقتصادی در این شرکت‌ها شده و توان آن‌ها را برای عدم بازپرداخت تسهیلات کم کرده و گاهی از بین می‌برد.

موضوع مهم دیگری که در تفسیر ارتباط میان شاخص قیمت مسکن و تسهیلات غیرجاری بانک‌ها به نظر می‌رسد، مبحث مسری بودن رکود میان بانک‌ها که باعث می‌شود در صورت ورشکستگی بانک A بانک B و C نیز با ارائهٔ تسهیلات به ورشکستگی نزدیک شوند و همچنین مبحث مسری بودن میان وام‌گیرندگان، برای عدم بازپرداخت تسهیلات، خود باعث افزایش تسهیلات غیرجاری می‌شود که البته این مبحث، به افزایش بیش از پیش NPL بانک‌ها اشاره دارد.

در این پژوهش همچنین در بررسی شدت تأثیرپذیری انواع تسهیلات غیرجاری بانک‌ها در ۳ نوع تسهیلات، نتایج نشان می‌دهند که RENPL (تسهیلات غیرجاری بخش املاک و مستغلات) نسبت به ۲ نوع دیگر دارای تأثیرپذیری بیشتری از نوسانات قیمت مسکن است و این امر می‌تواند بیانگر این واقعیت باشد که به طور کلی تنها برای دریافت تسهیلات مسکن از اسناد مربوط به ملک به عنوان وثیقه استفاده می‌شود و با افت ارزش وثیقه، احتمال عدم بازپرداخت

تسهیلات افزایش می‌یابد در حقیقت کانال اول ارتباطی که توضیح داده شد تنها برای این بخش از تسهیلات صحت دارد. همچنین از سوی دیگر کانال‌های ارتباطی دیگر نیز در بخش RENPL صدق می‌کند به طوری که وام‌گیرندگان مسکن، برای سرمایه‌گذاری در این بخش، پس از افت قیمت مسکن، توان بازپرداخت تسهیلات دریافتی را نداشته و این امر منجر به افزایش تسهیلات غیرجاری می‌شود. در بحث تأثیرپذیری نرخ رشد وام به عنوان رفتار وام‌دهی بانک‌ها، نتایج نشان می‌دهند که نرخ رشد تسهیلات و نوسانات قیمت مسکن دارای ارتباط مستقیم هستند که این نتیجه با نتایج دیویس و ژو (۲۰۰۵) مطابقت دارد. در حقیقت این موضوع بیانگر این است که قیمت مسکن به عنوان ارزش وثیقه می‌تواند بر رفتار وام‌دهی بانک‌ها موثر واقع شود. بدین صورت که با افزایش قیمت مسکن، بانک‌ها با توجه به ارزش استقراض وام‌گیرندگان، مبالغ تسهیلات اعطائی را افزایش می‌دهند. شدت اثرپذیری رفتار وام‌دهی در ۳ نوع وام املاک و مستغلات، مصرفی و تجاری متفاوت است بدین صورت که اثرپذیری رفتار ارائهٔ وام املاک و مستغلات با توجه به مفهوم وثیقه برای دریافت تسهیلات از ۲ نوع وام دیگر بیشتر است. از سوی دیگر با توجه به تأثیر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی، افزایش حجم تسهیلات در زمان رونق اقتصادی امری طبیعی به نظر می‌رسد که بدین ترتیب با افزایش قیمت مسکن، حجم تسهیلات اعطایی نیز افزایش می‌یابد. در تفسیر رفتار وام‌دهی بانک‌ها در زمان رونق بخش مسکن عواملی مانند رقابت میان بانک‌ها و ارائهٔ تسهیلات بیشتر، با امید سود آوری بیشتر نیز به نظر می‌رسد. به بیان دیگر می‌توان گفت، ارائهٔ تسهیلات هر چند سهل‌انگارانه و تشویق شرکت‌ها و بانک‌ها به سرمایه گذاری در بخش مسکن، در تحلیل ارتباط میان نوسانات قیمت مسکن و رفتار وام‌دهی بانک‌ها جایگاه مهمی دارد. علاوه بر این، فرضیهٔ حافظه سازمانی[1] نیز می‌توان افزایش ارائهٔ تسهیلات در زمان رون اقتصادی را توجیه کند. ما همچنین نشان داد هایم که در بررسی اثر نوسانات شاخص قیمت مسکن بر تسهیلات غیرجاری و رفتار وام‌دهی، با در نظر گرفتن نرخ رشد وام به عنوان متغیر توضیحی در رابطهٔ ۵، باز هم نتایج فوق مبنی بر ارتباط معکوس NPL و HPI مورد تایید است اما اثر رفتار وام‌دهی بر تسهیلات غیرجاری بی معنی شد و همچنین با در نظر گرفتن متغیر تسهیلات غیرجاری به عنوان متغیر توضیحی در رابطهٔ ۶، باز هم نتایج فوق مبنی بر ارتباط مستقیم LB و HPI مورد تایید است و همچنین در اثر تسهیلات غیرجاری بر رفتار وام‌دهی در این پژوهش در تکمیل نظریهٔ سالاس و سورینا (۲۰۰۲) نشان داده شده است که تسهیلات غیرجاری دارای اثر معنادار منفی بر نرخ رشد وام بانک‌ها هستند. در واقع پژوهش‌ها با بررسی بحران مالی امریکا نشان می‌دهند که با افت قیمت مسکن، میزان تسهیلات

1. Institutional Memory Hypothesis

اعطائی بانک‌ها نیز دچار کاهش شدیدی شد که یکی از علل آن به افزایش تسهیلات غیرجاری بانک‌ها اشاره دارد. با توجه به اینکه در ایران نحوه ارزشیابی اعتبارات برای ارائهٔ تسهیلات و محاسبهٔ تسهیلات غیرجاری در ۱۵ سال اخیر دستخوش تغییرات مدیریتی قرار گرفته از این رو استفاده از نتایج این پژوهش برای بانک‌ها نیازمند آماده سازی بستری مناسب از دیدگاه مدیریتی است. همچنین با توجه به اینکه در این پژوهش، قیمت مسکن به عنوان عامل تأثیرگذار در نظر گرفته شده است و در پیشینهٔ پژوهش، قیمت مسکن از عوامل اقتصاد کلان تأثیرپذیر است که می‌توان اثر متقابل عملکرد وام‌دهی بر قیمت مسکن را مورد پژوهش قرار داد. همچنین با توجه به تأثیر منفی قیمت مسکن بر NPL بانک‌ها، می‌توان نسبت به تأثیر مثبت رونق مسکن در اقتصاد، تصمیمات مدیریتی لازم را به‌کار گرفت.

References

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Rev. Econ. Stud. 58(2), 277–297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. J. Econ. 68(1), 29–51.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations. American Economic Review, 79, 14–31.

Chaibi, H., & Ftiti, Z. (2014). Credit Risk Determinants: Evidence from a Cross-country Study. Research in International Business and Finance, (33), 1-16.

Davis, M. A., & Heathcote, J. (2005). Housing and the Business Cycle. Int. Econ. Rev. 46(3), 757-784

Davis, E P., & Zhu, H. (2004). Bank Lending and Commercial Property Prices: Some Cross Country Evidence, BIS Working Paper, No 150.

Davis, E.P., & Zhu, H. (2009). Commercial Property Prices and Bank Performance. Q. Rev.Econ. Finance, 49(4), 1341–1359.

Flavin, M., & Yamashita, T. (2002). Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio. Am. Econ. Rev. 92(1), 345–362.

Gerlach, S., & Peng, W. (2002) Bank Lending and Property Prices in Hong Kong; Presented at the Bank of Finland.CEPR Annual Workshop on Asset Markets and Monetary Policy in Helsinki, 25.26 April.

Gimeno, R., & Martinez-Carrascal, C. (2010). The Relationship between House Prices and House Purchase Loans: the Spanish Case. J. Bank. Financ. 34(8), 1849–1855.

Jimenez, G., & Jesus, Saurina. (2005). Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation, Banco de Espana.

Louzis D. L., Vouldis, A. T., & Metaxas V. L. (2011). Macroeconomic and Bank-specific Determinants of Non-performing Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business and Costumer Loan Portfolios. Journal of Banking & Finance, (36), 1012-1027

Nkusu, M. (2011). Nonperforming loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies (Working Paper No. 11.161). International Monetary Fund.

Salas, V., & Saurina, J. (2002). Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks, Journal of Financial Services Research, 22(3), 203–224.

Tajik, M., & Ghalia, T. (2015).Credit Risk and House Pricein: The Case of the U.S. Banks. Economic Modelling, 51(2015), 123–135.

Risk Modeling and Financial Engineering Khatam University
Vol. 2, No. 2
Summer 2017

House prices and Lending performance of banks

Saeed rahimian[1] mahrokh alimirzaei soloush[2]

Abstract: This paper investigates the effect of fluctuations in housing prices on bank lending performance using panel data of 50 banks in the United States. Bank lending behavior, proxied by non-performing loan and loan growth rate, has been analyzed using dynamic panel approach. Moreover, we disentangle the influence of different types of loans (real estate, commercial and industry and consumer) on lending behavior to explore any difference in the strength of them.

The results show the house price fluctuations significantly affect the dynamics of bank lending performance, while the magnitude of the impact varies across loan categories.

Keywords Bank Lending Performance, nonperforming loan, loan behavior, housing prices.

JEL: G00, G13

1. Post Doc Researcher., Finance Department, Tarbiat modares University, Tehran, Iran

2. MSc. Financial Engineering, Khatam University, Tehran, Iran

Submitted: 03 / January/ 2017 **Accepted: 21 / June / 2017**
Corresponding Author: mahrokh alimirzaei soloush E-mail: M.alimirzaei.so@gmail.com
How to cite this paper: Rahimian, S., & Alimirzaei, soloush, M. (2017). House prices and Lending performance of banks. Quarterly Journal of Risk Modeling and Financial Engineering, 2(2), 197–224. (In Persian)