

شتاب دهنده مالی در یک مدل DSGE با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران

حسن حیدری^۱
احمد ملاحرامی^۲

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۷/۲۰

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۴/۲۸

چکیده

این مطالعه به آزمون تئوری شتاب دهنده مالی برنانه و همکاران (۱۹۹۹) برای اقتصاد ایران می‌پردازد. برای این منظور، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید (DSGE) با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران طراحی، مقدار دهی و شبیه‌سازی می‌گردد و برازش مدل پیشنهادی با مدل DSGE بدون حضور بخش مالی برای داده‌های فصلی از اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ مقایسه می‌گردد. به منظور آزمون تئوری شتاب دهنده مالی، توابع ضربه واکنش مدل پیشنهادی با مدل پایه مقایسه می‌گردد. بر پایه نتایج، مدل پیشنهادی دارای قابلیت برازش بهتری نسبت به مدل پایه است. بر اساس توابع ضربه واکنش، اثر شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد در چارچوب مدل پیشنهادی نسبت به مدل پایه بزرگتر و پایدارتر است و تعدیل اثرات شوک‌ها در مدل پیشنهادی به زمان بیشتری نیاز دارد. لذا تئوری شتاب دهنده مالی در اقتصاد ایران مورد تایید قرار می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: شتاب دهنده مالی، سیاست پولی، اقتصاد ایران، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

۱- دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، ایران h.heidari@urmia.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)، a.molabahrani@urmia.ac.ir

۱- مقدمه

پس از بحران مالی ۱۹۲۹، نظریه های جدیدی همچون نظریه کینزی، مکتب اصالت پول و نظریه کلاسیک های جدید و تئوری چرخه های تجاری واقعی برای توضیح دقیق تر علل وقوع دوره های کسب و کار ارائه شده است. اکثر این نظریه ها اهمیت ناچیزی برای نظام های مالی قائل هستند. عمده ی اشکال این نظریه ها فقدان درک کلی از تاثیر اصول اقتصاد خرد در نظام های مالی و عدم توجه به نقایص بازار تامین مالی است. این نظریه ها تنها بر نقش تغییرات انتظارات و سیاست های دولت به منزله ی علت چرخه های تجاری تاکید دارند (فکری ارشاد، ۱۳۹۰).

طی سال های دهه ی ۱۹۸۰ با مطرح شدن نظریه های جدید تامین مالی، روند کاهش اهمیت تامین مالی و عدم قطعیت در بازار تامین مالی در ادبیات اقتصاد کلان مالی با ارائه نظریه های جدید تامین مالی در چارچوب الگوی کینزین های جدید خاتمه پیدا کرده است. نظریه های جدید تامین مالی در زمینه تحلیل نقش متغیرهای مالی و اعتباری در چرخه های تجاری و شکل گیری نوسانات در بخش واقعی توسط برنانکه و گرتلر^۱ (۱۹۸۹)، برنانکه و همکاران^۲ (۱۹۹۹) و کیوتاکو و موری^۳ (۱۹۹۷) ارائه شده است. نظریه های سازمانی جدید تامین مالی، با تاکیدات نظریه ی کینزی همچون اهمیت نقص بازار در نظام های مالی از الگوهای استفاده می کنند که بیش تر مبتنی بر استدلال های خرد اقتصادی است. به ویژه الگوی شتاب دهنده مالی^۴ با تمرکز بر نظام های مالی در مقام عامل انتقال و تشدید شوک ها به کل محیط کلان اقتصادی و ایجاد کننده دوره های کسب و کار نقش مهمی در تغییر جهت مطالعات اقتصاد کلان مالی بر عهده داشته است. طوری که به دنبال این مطالعات، به ویژه بعد از وقوع بحران های مالی جنوب شرق آسیا در سال های ۱۹۹۷-۱۹۹۸ میلادی و بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸، مطالعات درباره نقش بخش های مالی و اعتباری در شکل گیری چرخه های تجاری و تشدید نوسانات اقتصادی به شکل قابل ملاحظه ای

افزایش پیدا کرده است (کریستیانو و همکاران^۵، ۲۰۰۸، کریستیانو و همکاران^۶، ۲۰۱۰، گرالی و همکاران^۷، ۲۰۱۰، دیب^۸، ۲۰۱۰). الگوی شتاب دهنده مالی استدلال می کند که بروز شوک مثبت نرخ های بهره در بازار پول (بخش بانکی)، سبب تغییر تمایل خانوار به پس انداز بیشتر و مصرف کمتر، کاهش تمایل بنگاه ها به سرمایه گذاری و کاهش خالص مبادلات تجاری و در نتیجه کاهش تولید و درآمد واقعی و کاهش قیمت دارایی های مالی و شکل گیری چرخه های تجاری می گردد (هامرسلند و ترای^۹، ۲۰۱۴). از طرفی دیگر در بازار سرمایه (بازار سهام) و بازار دیگر دارایی های، کاهش قیمت دارایی ها سبب کاهش ثروت خالص بنگاه ها و خانوارها می گردد. از سوی دیگر، با فرض اطلاعات نامتقارن هزینه تامین مالی خارجی نسبت به تامین مالی داخلی افزایش می یابد و لذا ظرفیت وام گیری بنگاه ها و خانوارها و به دنبال آن سرمایه گذاری کاهش می یابد. بدین ترتیب کاهش قیمت دارایی ها و اثرات ترانزنامه ای بخش خانوار، سبب کاهش اعتبارات و به دنبال آن سرمایه گذاری، ظرفیت تولید، اشتغال و مصرف کاهش پیدا می کند و این چرخه ادامه پیدا می کند.

بر این اساس، طی دو دهه اخیر مطالعات تجربی مبتنی بر مکتب کینزین جدید^{۱۰} با اجزای مالی و بانکی، در راستای بررسی نقش بازارها و متغیرهای مالی و بخش اعتباری و بانکی در مکانیسم انتقال شوک ها به بخش واقعی اقتصاد و شکل گیری چرخه های تجاری مورد توجه قرار گرفته است (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۸، کریستیانو و همکاران، ۲۰۱۰، گرالی و همکاران، ۲۰۱۰). شواهد تجربی نشان می دهد که بخش های مالی و اعتباری نقش مهمی در انتقال شوک ها به بخش واقعی اقتصاد بازی می کند و در شکل گیری چرخه های تجاری نقش کلیدی دارند (شاه حسینی و بهرامی، ۱۳۹۱).

با توجه به مباحث بالا، سوال اساسی این تحقیق این است که آیا بخش های مالی و بانکی در مکانیسم انتقال شوک های اعتباری (نرخ سود سپرده های بانکی)

میزان اهمیت اجزای مالی در مکانیسم انتقال شوک‌ها و آزمون فرضیه شتاب دهنده مالی فراهم گردد. ارزش افزوده و سهم علمی این پژوهش از چندین حیث قابل بحث است. اولاً، در زمینه مدل‌سازی بخش بانکی در قالب مدل‌های DSGE، چند مطالعه محدود در ایران صورت گرفته است. این مطالعات با تفصیلی که در این مطالعه ارائه می‌شود، بخش بانکی را مدل‌سازی نکرده اند (بهرامی و شاه حسینی، ۱۳۹۱، مهرگان و دلیری، ۱۳۹۲، غفاری و همکاران، ۱۳۹۲). دوماً، در هیچیک از این مطالعات بخش مالی و متغیرهای مربوط به آن در مدل تعبیه نشده است، در حالی که با توجه به ارتباط بین بازارهای مالی و بخش بانکی، حضور متغیرهای مالی در مدل اجتناب ناپذیر است و سوماً، این پژوهش به ویژه به آزمون شتاب دهنده مالی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل‌های DSGE می‌پردازد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

پس از وقوع بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ و پدیدار شدن آثار مخرب آن بر اقتصاد جهانی، توجه محققان به انجام مطالعاتی تجربی بر پایه مدل‌های DSGE با لحاظ اجزای مالی و بخش بانکی معطوف گردید. در این بخش مروری بر تعدادی از این مطالعات صورت می‌گیرد. دیب (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای برای اقتصاد آمریکا، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید، نقش بخش‌های بانکی و بازارهای مالی را در چرخه‌های تجاری مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که وجود بخش بانکی فعال ضمن کاهش اثر شوک‌های مالی، منجر به کاهش نااطمینانی کلان اقتصادی و بهبود سطح رفاه اجتماعی می‌گردد. همچنین سیاست پولی انبساطی اثرات منفی بحران مالی را کاهش می‌دهد. گرالی و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای برای کشورهای حوزه اتحادیه اروپا، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید را با اجزای مالی و بخش بانکی طراحی نموده‌اند. این مدل مشتمل بر بخش خانوار، بنگاه

در اقتصاد ایران نقش معنادار دارند؟ به بیانی دیگر این پژوهش به دنبال پاسخ گویی به این سوال است که آیا شتاب دهنده مالی و اثرات ترازنامه‌ای در اقتصاد ایران صدق می‌کند یا خیر؟ شایان توجه است که در ایران اجرای سیاست‌های پولی از کانال مستقیم تغییر نرخ سود سپرده‌های بانکی همواره با چالش همراه بوده است. از یک سو، در شرایط تورمی، افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی یک ضرورت انکارناپذیر بوده است. مصداق بارز این ضرورت اتفاقات سال ۱۳۹۰ بود که نرخ‌های حقیقی منفی سود بانکی در این سال باعث شکل‌گیری رفتارهای سوداگرانه پس‌اندازکنندگان شد، به نحوی که افراد پس‌انداز خود را در سیستم بانکی کاهش داده و با هدف حفظ ارزش منابع مالی، بخشی از سپرده‌های‌شان را به صورت یک جریان سفته‌بازی به طرف بازار دارایی‌هایی مالی و فیزیکی شامل سهام، ارز، طلا و مسکن سوق دهند. نتیجه این امر بی‌ثباتی و نوسانات شدید در بازارهای سهام، طلا و ارز بود (شادرخ، ۱۳۹۱). از سوی دیگر، از آنجاکه نظام تامین مالی در ایران بانک محور است (مومنی، ۱۳۸۸، ابراهیمی، ۱۳۹۲)، نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان هزینه سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شود. لذا افزایش در نرخ سود سپرده‌ها با افزایش هزینه تامین مالی بخش واقعی اقتصاد، سبب افزایش بهای تمام شده کالای تولید شده و کاهش حجم سرمایه‌گذاری و در نتیجه میزان تولید می‌گردد (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲).

در راستای پاسخ گویی به سوال مطرح شده و با لحاظ شرایط ویژه اقتصاد ایران، این مطالعه تلاش می‌کند در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)^{۱۱} با لحاظ اجزای مالی و بانکی برای ایران، اثر شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی را بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بخش خانوار و طیفی از متغیرهای بخش واقعی اقتصادی بررسی نماید. نتایج این مدل با مدل پایه DSGE که اجزای مالی در آن تعبیه نشده است، مقایسه می‌گردد تا امکان بررسی

هولاندر و لیو^{۱۶} (۲۰۱۳) در مطالعه ای برای کشور آمریکا، یک مدل کینزین جدید تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ بخش بانکی و اجزای مالی را طراحی نموده اند. نتایج حاصل از تخمین بیزین مدل برای داده های فصلی در فاصله زمانی ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۲ نشان می دهد که کانال قیمت دارایی های مالی با اجزای مالی و بخش بانکی نوسانات چرخه های تجاری اقتصاد آمریکا را توضیح می دهند. هامرسلند و ترای (۲۰۱۴) در مطالعه ای برای اقتصاد نروژ به بررسی ارتباط پویای میان بخش های اعتباری، قیمت دارایی های مالی و فعالیت های بخش واقعی اقتصاد در قالب مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی و خودرگرسیون برداری ساختاری پرداخته اند. نتایج حاصل از تخمین مدل ها بر اساس داده های واقعی نشان می دهد که وجود اجزای مالی در مدل و مکانیسم بازخورد مالی سبب بهبود قدرت پیش بینی مدل می گردد. مرولا^{۱۷} (۲۰۱۴) نقش اجزای مالی را در بحران مالی ۲۰۰۸ برای داده هایی از اقتصاد آمریکا و بر اساس مدل های DSGE مورد بررسی قرار داده است. نتایج برآورد بیزی مدل نشان می دهد که تئوری شتاب دهنده مالی برنانه و همکاران (۱۹۹۹)، طی دوره بحران مالی برای اقتصاد آمریکا صدق می کند.

در داخل کشور مطالعات محدودی در زمینه مدل سازی بخش های مالی و بانکی در چارچوب مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی صورت گرفته است. به عنوان مثال: شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱) در مطالعه ای با استفاده از مدل های DSGE، بانک ها را به عنوان واسطه مالی در اقتصاد ایران در نظر گرفته اند. مدل به بررسی تاثیر شوک های نفتی، شوک بهره وری و همچنین شوک سیاست پولی می پردازد. نتایج آنها نشان می دهد که با لحاظ وجود مطالبات معوق بانک ها، شوک سیاست پولی اثر گذاری ضعیف تری دارد. این نتایج بر کاهش اثربخشی سیاست پولی در مقابله با نوسانات اقتصادی با وجود مطالبات معوق بانکی دارد. مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) در مطالعه ای به برآورد بیزی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای

بانک ها، دولت و بانک مرکزی است. نتایج حاصل از برآورد بیزی مدل نشان می دهد که شوک های با منشا بخش بانکی، بخش اعظمی از کاهش تولید در سال ۲۰۰۸ کشورهای حوزه یورو را توضیح می دهد. در حالی که شوک های کلان اقتصادی نقش ناچیزی در آن دارند. ویلا و یانگ^{۱۲} (۲۰۱۱) یک مدل DSGE با اجزای مالی و بخش بانکی را برای داده های اقتصاد انگلستان بر اساس روش بیزی برآورد نموده اند. نتایج آنها نشان می دهد که بخش بانکی نقش مهمی در توضیح چرخه های تجاری کشور انگلستان دارد، به نحوی که شوک های بخش بانکی حدود پنجاه درصد از کاهش در تولید واقعی کشور انگلستان را در بحران مالی ۲۰۰۸ توضیح می دهد. زانتی^{۱۳} (۲۰۱۲) یک مدل DSGE با اجزای بانکی را برای بررسی نقش سیاست پولی در چرخه های تجاری اقتصاد آمریکا بر اساس روش حداکثر راستنمایی مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار داده است. نتایج وی نشان می دهد که تراز پولی نقش مهمی در توضیح تخصیص بین دوره ای مصرف بازی می کند. از طرفی نتایج وی نشان می دهد که عدم حضور پول در مدل بر مکانیسم انتقال شوک ها تاثیر گذار نیست. فالانگرا و سایا^{۱۴} (۲۰۱۳) یک مدل DSGE با اجزای مالی و بخش بانکی را برای اتحادیه اروپایی طراحی، مقدار دهی و مورد شبیه سازی قرار داده اند. نتایج آنها بر نقش اجزای بانکی و مالی در چرخه های تجاری اتحادیه اروپایی تاکید می نماید. پسران و چو^{۱۵} (۲۰۱۳) در مطالعه ای برای اقتصاد کانادا، تاثیر شوک های اعتباری را بر چرخه های تجاری این کشور در قالب یک مدل DSGE مورد مطالعه قرار داده اند. نتایج حاصل از شبیه سازی و تجزیه و تحلیل توابع ضربه واکنش نشان می دهد که یک شوک مثبت اعتباری که به صورت نسبت بدهی به سپرده تعریف شده است، تولید، مصرف و بهره وری را افزایش می دهد و تفاوت میان نرخ های سود سپرده و تسهیلات را کاهش می دهد. نتایج آنها نشان می دهد که حتی بدون وجود چسبندگی قیمت، شوک اعتباری منجر به پایداری بیشتری در اقتصاد می گردد.

پردازد. بخش بانکی در راستای حداکثر سازی تابع سود انتظاری‌شان، تصمیمات خود را در تعیین نرخ‌های بهینه سود سپرده و تسهیلات به دو بخش خانوار و بنگاه اتخاذ می‌نمایند. در نهایت، دولت و بانک مرکزی با قید بودجه بین دوره‌ای مواجه هستند.

بخش خانوار

بخش خانوار به دنبال حداکثر سازی تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده^{۱۹} زیر است.

در دوره زمانی t ام، بخش خانوار تصمیمات بهینه بر روی مصرف (C_t)، عرضه نیروی کار (N_t)، تقاضای نقدینگی (M_t)، سپرده گذاری بانکی (D_t) با نرخ بهره i_t^d ، تقاضای وام (L_t) با نرخ بهره i_t^l ، نگهداری اوراق مشارکت (B_t) با نرخ بهره i_t^b ، نگهداری سهام (ψ_t^p) با قیمت Q_t ، نگهداری طلا (G_t) با قیمت P_t^G ، سرمایه گذاری در مسکن (H_t) با شاخص قیمت P_t^H و نگهداری ارز خارجی دوره جاری (X_t) با نرخ ارز er_t اتخاذ می‌نماید. در رابطه (۱)، نشان دهنده سطح عمومی قیمت‌هاست. $\sigma_c > 0$ عکس کشش مصرف بین دوره‌ای، $\sigma_N > 0$ عکس کشش عرضه نیروی کار، $\sigma_M > 0$ عکس کشش تقاضای نقدینگی و همچنین ضریب ترجیح مانده واقعی پول است. همچنین در رابطه (۱)، $a_{i,t}$ که $i = 1, 2, \dots, 5$ ، بیانگر سهم هر کدام از دارایی‌ها در سبد سرمایه گذاری بخش خانوار است. از طرفی قید بودجه حقیقی بین دوره‌ای بخش خانوار به صورت رابطه ۲ است.

داده های فصلی از اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ پرداخته اند. نتایج آنها نشان می دهد که بانک ها به دلیل عدم توانایی در تعدیل نرخ سود پس از بروز شوک پولی قادر به تسهیل فرآیند انتقال پولی در اقتصاد ایران نیستند و بدین ترتیب شوک های پولی سبب کاهش سپرده گذاری در بانک ها و کاهش تقاضا برای وام خواهد شد. غفاری و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه ای به آزمون تئوری مکینون شاو در زمینه تاثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه گذاری و تولید در اقتصاد ایران پرداخته اند. الگوی آنها شامل چهار بخش خانوار، بنگاه، بانک های تجاری، دولت و بانک مرکزی است. نتایج آنها نشان می دهد که در پی افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، سرمایه گذاری و تولید ناخالص داخلی بدون نفت کاهش می یابد و لذا فرضیهی مکینون شاو در اقتصاد ایران رد می شود.

۳- مدل پژوهش

مدل پژوهش دارای پنج بخش خانوار، تولید کنندگان کالاهای واسطه‌ای و کالاهای نهایی، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی می‌باشد. بخش خانوار تابع مطلوبیت تنزیل شده انتظاری را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر می‌نماید. بنگاه‌های واسطه‌ای به دنبال حداکثر سازی تابع هزینه تولید هستند و بنگاه تولید کننده کالای نهایی در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو^{۱۸} (۱۹۸۳) به قیمت گذاری می

(۱)

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left[\frac{1}{1-\sigma_c} (C_t)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_N} (N_t)^{1+\sigma_N} + \frac{\kappa_M}{1+\sigma_M} (M_t)^{1+\sigma_M} + a_{1,t} \ln\left(\frac{D_t}{P_t}\right) + a_{2,t} \ln\left(\frac{Q_t \psi_t^p}{P_t}\right) + a_{3,t} \ln\left(\frac{er_t X_t}{P_t}\right) + a_{4,t} \ln\left(\frac{P_t^H H_t}{P_t}\right) + a_{5,t} \ln\left(\frac{P_t^G G_t}{P_t}\right) \right] \right\}$$

(۲)

$$C_t + \frac{P_t^I I_t}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} + \frac{Q_t \psi_t^p}{P_t} + \frac{er_t X_t}{P_t} + \frac{P_t^H H_t}{P_t} + \frac{P_t^G G_t}{P_t} + \frac{i_{t-1}^l L_{t-1}}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + T_t \\ = \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{i_{t-1}^d D_{t-1}}{P_t} + \frac{L_t}{P_t} + \frac{er_t X_{t-1}}{P_t} + \frac{Q_t \psi_{t-1}^p}{P_t} + \frac{P_t^H H_{t-1}}{P_t} + \frac{P_t^G G_{t-1}}{P_t} + \Pi_t + \frac{R_{t-1}^b B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + r_t^k K_t$$

(۴)

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + [1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}})]I_t$$

که در آن، δ نرخ استهلاک سرمایه های ثابت و $S(\cdot)$ تابع تعدیل هزینه سرمایه گذاری است که دارای ویژگی های زیر است:

(۵)

$$S(1) = S'(1) = 0$$

بخش خانوار تصمیمات بهینه خود را بر روی مجموعه متغیرهای نسبت به قیود (۲) و (۴) اتخاذ می کند. از طرفی برای توابع تقاضای وام و عرضه سپرده بخش خانوار از فرم دیکسیت-استیگلیتز^{۲۰} به صورت زیر استفاده می کنیم (گرالی و همکاران^{۲۱} (۲۰۱۰)):

(۶)

$$D_t = \left(\int_0^1 D_{j,t}^{\frac{1+\varepsilon_t^d}{\varepsilon_t^d}} dj \right)^{\frac{\varepsilon_t^d}{1+\varepsilon_t^d}}$$

(۷)

$$L_t = \left(\int_0^1 L_{j,t}^{\frac{1-\varepsilon_t^l}{\varepsilon_t^l}} dj \right)^{\frac{\varepsilon_t^l}{1-\varepsilon_t^l}}$$

به طوری که:

(۸)

$$i_t^d = \left(\int_0^1 i_{j,t}^{\frac{1+\varepsilon_t^d}{\varepsilon_t^d}} dj \right)^{\frac{\varepsilon_t^d}{1+\varepsilon_t^d}}$$

(۹)

$$i_t^l = \left(\int_0^1 i_{j,t}^{\frac{1-\varepsilon_t^l}{\varepsilon_t^l}} dj \right)^{\frac{\varepsilon_t^l}{1-\varepsilon_t^l}}$$

در روابط (۶) تا (۹)، $j \in (0,1)$ نشان دهنده بانک j ام است که در دوره جاری، وام و تسهیلات با نرخ بهره $i_{j,t}^l$ ارائه می کند و به سپرده ها نرخ سود $i_{j,t}^d$ می پردازد. کشش جانشینی بین انواع سپرده و ε_t^l نشان دهنده کشش جانشینی بین انواع وام در دوره جاری می باشد. بخش خانوار به دنبال حداکثرسازی بهره حاصل از سپرده گذاری و حداقل سازی مخارج

طرف چپ معادله (۲) بیانگر مخارج دوره جاری بخش خانوار است و طرف راست نشان دهنده مجموع درآمدهای این بخش است. معادله (۲) بیان می کند که مجموع مخارج خانوار در دوره جاری شامل مخارج مصرفی، سرمایه گذاری مستقیم در بخش تولید، سپرده گذاری، خرید سهام، سرمایه گذاری در مسکن، مخارج سرمایه گذاری خرید ارز خارجی، سرمایه گذاری در طلا، میزان نگهداری نقدینگی، خرید اوراق مشارکت، مخارج مالیاتی و بازپرداخت وام دوره قبل از محل درآمدهای حاصل از عرضه کار، درآمدهای بهره-ای ناشی از سپرده گذاری در دوره قبل، اخذ وام در دوره جاری، ارزش جاری مجموع سرمایه گذاری صورت گرفته دوره قبل در سهام، مسکن، ارزهای خارجی، طلا، سود ناشی از فعالیت های اقتصادی دوره جاری، درآمدهای بهره ای ناشی از نگهداری اوراق مشارکت دوره قبل، میزان نقدینگی دوره قبل و عایدی سرمایه تامین می گردد. در رابطه (۲)، I_t بیانگر میزان مخارج سرمایه گذاری مستقیم در بخش تولید در دوره جاری، T_t مخارج مالیاتی دوره جاری خانوار، K_t موجودی سرمایه دوره جاری و $R_t^b = (1+i_t^b)$ نشان دهنده اصل و بهره حاصل از نگهداری اوراق مشارکت است. از طرفی دیگر خانوار با قید اخذ وام به صورت زیر مواجه است:

(۳)

$$i_t^l L_t \leq v_t [\varphi_{1w} W_t N_t + \varphi_{2w} Q_t \psi_t^p + \varphi_{3w} e r_t X_t + \varphi_{4w} P_t^H H_t + \varphi_{5w} P_t^G G_t]$$

در رابطه (۳)، $0 \leq \varphi_{nw} \leq 1$ بیانگر سهم هر کدام از منابع تامین درآمد بخش خانوار است و V_t نسبت بدهی به درآمد بخش خانوار است. معادله (۳) نشان می دهد که بهره ناشی از بازپرداخت وام نباید از نسبتی از مجموع عایدی های بخش خانوار بیشتر باشد. خانوار همچنین با قید تشکیل سرمایه به صورت زیر مواجه است:

که در آن، ζ_t بیانگر هزینه نهایی تولید است. از تقسیم دو رابطه اخیر بر یکدیگر و ساده سازی بدست می‌آوریم:

$$(17)$$

$$r_t^k = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{W_t}{P_t} \frac{N_t}{K_{t-1}} \quad (18)$$

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{W_t}{P_t}\right)^{1-\alpha} (r_t^k)^\alpha$$

که در رابطه (18)، MC_t بیانگر هزینه نهایی واقعی تولید است.

بنگاه‌های تولید کننده کالای نهایی

بنگاه‌های تولید کننده کالاهای نهایی دارای تابع تولید تجمعی^{۲۲} به فرم زیر هستند (دیب، ۲۰۱۰):

$$(19)$$

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{1}{1+\varepsilon^p}} di \right]^{1+\varepsilon^p}$$

که در آن Y_t^i میزان تولید بنگاه ام است و ε^p بیانگر کشش جانشینی بین کالاهای مختلف در دوره جاری و در چارچوب بازار رقابت انحصاری است. بنگاه تولید کننده کالای نهایی تابع هزینه زیر را نسبت به قید (۱۹) حداقل می‌نماید:

$$(20)$$

$$\int_0^1 P_t^i Y_t^i di \quad \min_{Y_t^i}$$

نتیجه این فرآیند بهینه سازی معادلات زیر می‌باشد:

$$(21)$$

$$Y_t^i = \left(\frac{P_t^i}{P_t}\right)^{-\varepsilon^p} Y_t$$

$$(22)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_t^i)^{\frac{1}{\varepsilon^p}} di \right]^{-\varepsilon^p}$$

که در آن، P_t نشان دهنده سطح عمومی قیمت-هاست. فرآیند قیمت گذاری بهینه بنگاه‌های نهایی در

بهره‌ای وام است. این دو فرآیند بهینه سازی توابع تقاضای وام و عرضه سپرده را به صورت زیر نتیجه می‌دهند:

$$(10)$$

$$D_{j,t} = \left(\frac{i_{j,t}^d}{i_t^d}\right)^{\varepsilon^d} D_t$$

$$(11)$$

$$L_{j,t} = \left(\frac{i_{j,t}^l}{i_t^l}\right)^{-\varepsilon^l} L_t$$

رفتار بخش بنگاه

بنگاه‌های واسطه‌ای

در چارچوب مدل کینزی جدید، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای خود را با تابع تولید بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر تولید می‌کند:

$$(12)$$

$$Y_t = A_t (K_{t-1})^\alpha (N_t)^{1-\alpha} - \Phi$$

به طوریکه:

$$(13)$$

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_a} e^{u_t^a}$$

که در آن، u_t^a بیانگر شوک بهره‌وری است. تولیدکننده واسطه‌ای، تابع هزینه تولید خود را نسبت به قید تابع تولید (۱۲) حداقل سازی می‌کند. این فرآیند به صورت زیر است:

$$(14)$$

$$\frac{W_t N_t}{P_t} + r_t^k K_{t-1} \quad \min_{N_t, K_{t-1}}$$

شروط مرتبه اول مشتق نسبت به نیروی کار و سرمایه روابط زیر را نتیجه می‌دهد:

$$(15)$$

$$r_t^k - \zeta_t A_t \alpha (K_{t-1})^{\alpha-1} (N_t)^{1-\alpha} = 0$$

$$(16)$$

$$\frac{W_t}{P_t} - \zeta_t A_t (1-\alpha) (K_{t-1})^\alpha (N_t)^{-\alpha} = 0$$

با ترکیب فرم لگاریتم خطی سازی شده معادله اخیر با فرم لگاریتم خطی سازی شده معادله (۲۶)، منحنی فیلیپس هایبریدی کینرین های جدید^{۲۵} به فرم لگاریتم خطی^{۲۶} زیر حاصل می شود (حیدری و ملاپهرامی، ۱۳۹۳):

(۲۷)

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\rho_\pi} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\rho_\pi}{1+\beta\rho_\pi} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\rho_\pi} \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega} (MC_t + \xi_t^p)$$

که در آن، ξ_t^p شوک مارک آپ قیمت هاست^{۲۷}. به طوری که در آن، مارک آپ قیمت ها به صورت $\lambda_t^p = \frac{\xi_t^p}{\varepsilon_t^p - 1}$ تعریف می شود و معادله شوک مارک آپ قیمت ها به صورت زیر تصریح می گردد:

(۲۸)

$$\log \lambda_t^p = \log \bar{\lambda}^p + \xi_t^p$$

که در آن، $\bar{\lambda}^p$ مقدار با ثبات مارک آپ قیمت هاست.

بخش بانکی

بخش بانکی نقش کلیدی را در مدل طراحی شده بازی می کند. این بخش شامل سه دسته بانک های قرض دهنده، شعب خرد و بانک های سپرده گذار و سپرده پذیر می باشد. بانک های قرض دهنده برای شعب خرد قدرت ایجاد تسهیلات ایجاد می کنند و به سپرده های مردم سود می پردازند. شعب خرد از محل وام دریافتی از بانک های قرض دهنده برای بخش های خانوار و بنگاه وام و تسهیلات مهیا می کنند و به وام های دریافتی از بانک های قرض دهنده بهره می - پردازند. شعب سپرده گذار و سپرده پذیر نیز از محل سپرده گذاری مردم خد سپرده گذاری می کنند.

بانک های قرض دهنده

این رده از بانک ها از محل سپرده های مردم به بانک های خرد وام اعطا می کنند تا از محل وام های اعطایی به این بانک ها برای بخش خصوصی تسهیلات مهیا گردد. لذا این دسته از بانک ها دارای تابع سود

چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو^{۲۳} (۱۹۸۳) شکل می گیرد. لذا این بنگاه ها در هر دوره به اندازه $1-\omega$ درصد امکان تعدیل قیمت ها را دارند، به طوری که در آن ω ضریب چسبندگی قیمت هاست. از طرفی، بنگاه هایی که قادر به قیمت گذاری نیستند از فرآیند شاخص بندی^{۲۴} زیر استفاده کنند:

(۲۳)

$$P_t = (\pi_{t-1})^{\rho_\pi} P_{t-1}$$

به طوری که در آن، ρ_π بیانگر مرتبه درجه بندی قیمت هاست و $\pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$ نرخ تورم دوره قبل می باشد. اگر قیمت تعیین شده توسط بنگاه را با $P_{i,t}^*$ نشان دهیم و P_t بیانگر قیمت کل در بازار رقابت کامل باشد، در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت ها، رابطه دینامیک قیمت ها به صورت زیر است:

(۲۴)

$$(P_t)^{1-\varepsilon_t^p} = \omega(P_{t-1})^{1-\varepsilon_t^p} + (1-\omega)(P_{i,t}^*)^{1-\varepsilon_t^p}$$

بنگاه تولید کننده کالای نهایی فرآیند حداکثر سازی تابع سود تنزیل شده انتظاری زیر را هدف قرار می دهد:

(۲۵)

$$\max_{P_{i,t}^*} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j \Lambda_{t,j} [P_{i,t}^* - P_{t+j} MC_{t+j}] Y_{i,t+j}$$

به طوری که در آن $\Lambda_{t,j} = \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t}$ بیانگر عامل تنزیل است. از حل مسئله بهینه سازی بالا با توجه به رابطه (۲۲)، قیمت گذاری بهینه بنگاه به صورت زیر حاصل می گردد:

(۲۶)

$$\frac{P_{i,t}^*}{P_t} = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1} E_t \left(\frac{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma} \left(\frac{P_{t+j}}{P_t}\right)^{\varepsilon_t^p} MC_{t+j}}{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma} \left(\frac{P_{t+j}}{P_t}\right)^{\varepsilon_t^p - 1}} \right)$$

ترکیب معادلات (۳۱) و (۳۲) نتیجه می‌دهد:
(۳۳)

$$i_t^l = i_t^d - \kappa \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau \right) \left(\frac{K_t^B}{L_t} \right)^2$$

رابطه اخیر، ارتباط بهینه متقابل بین نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات بخش بانکی را به نمایش می‌گذارد.

شعب خرد

بانک‌های قرض دهنده به شعب خرد وام اعطا می‌کنند. اگر میزان وام اعطایی به شعبه $j \in (0,1)$ ام برابر با $L_{j,t}$ باشد، این بانک از محل این وام به بخش خانوار و بنگاه تسهیلات اعطا می‌کند. اگر میزان تسهیلات اعطایی به بخش خانوار برابر با $L_{j,t}^h$ با نرخ بهره $i_{j,t}^{l,h}$ باشد و همچنین میزان وام اعطایی به بخش بنگاه برابر با $L_{j,t}^e$ با نرخ بهره $i_{j,t}^{l,e}$ درصد باشد، آنگاه تابع سود تنزیل شده انتظاری این رده از بانک‌ها به صورت رابطه (۳۴) تصریح می‌گردد.

که در آن $\Lambda_B^l = \beta_B^l \lambda_t$ فاکتور تنزیل است و فرض بر برقراری برابری $L_{j,t}^h + L_{j,t}^e = L_{j,t}$ است. در رابطه (۳۴)، κ_h و κ_e به ترتیب ضریب تعدیل تابع هزینه درجه دوم بانک در اعطای تسهیلات به بخش خانوار و بنگاه است. شروط مرتبه اول مشتق حداکثرسازی سود این رده از بانک‌ها به صورت رابطه (۳۵) و (۳۶) می‌باشد.

$$\max_{\{i_{j,t}^l, i_{j,t}^h, i_{j,t}^e\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_B^l \{ i_{j,t}^l L_{j,t}^h + i_{j,t}^e L_{j,t}^e - i_t^l L_{j,t} - \frac{\kappa_h}{2} \left(\frac{i_{j,t}^h}{i_{j,t-1}^h} - 1 \right)^2 i_t^h L_{j,t}^h - \frac{\kappa_e}{2} \left(\frac{i_{j,t}^e}{i_{j,t-1}^e} - 1 \right)^2 i_t^e L_{j,t}^e \}$$

(۳۴)

$$\beta_B^l \lambda_t \{ L_{j,t}^h + i_{j,t}^l \frac{\partial L_{j,t}^h}{\partial i_{j,t}^l} - \kappa_h \frac{i_{j,t}^h L_{j,t}^h}{i_{j,t-1}^h} \left(\frac{i_{j,t}^h}{i_{j,t-1}^h} - 1 \right) \} - E_t \{ \kappa_h \beta_B^{t+1} \lambda_{t+1} \left(- \frac{i_{j,t}^h L_{j,t+1}^h}{(i_{j,t}^h)^2} \right) \left(\frac{i_{j,t}^h}{i_{j,t-1}^h} - 1 \right) \} = 0$$

(۳۵)

$$\beta_B^l \lambda_t \{ L_{j,t}^e + i_{j,t}^e \frac{\partial L_{j,t}^e}{\partial i_{j,t}^e} - \kappa_e \frac{i_{j,t}^e L_{j,t}^e}{i_{j,t-1}^e} \left(\frac{i_{j,t}^e}{i_{j,t-1}^e} - 1 \right) \} - E_t \{ \kappa_e \beta_B^{t+1} \lambda_{t+1} \left(- \frac{i_{j,t}^e L_{j,t+1}^e}{(i_{j,t}^e)^2} \right) \left(\frac{i_{j,t}^e}{i_{j,t-1}^e} - 1 \right) \} = 0$$

(۳۶)

تنزیل شده انتظاری به فرم زیر می‌باشند (هولاندر و لیو، ۲۰۱۳):

(۲۹)

$$\max_{\{D_t, L_t\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_B^t [i_t^l L_t - i_t^d D_t - \frac{\kappa}{2} \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau \right)^2 K_t^B]$$

که در آن، K_t^B نشان دهنده میزان سرمایه بانک و κ ضریب تابع درجه دوم هزینه تعدیل سرمایه بانک است. β_B نشان دهنده فاکتور تنزیل بخش بانکی است. از طرفی، معادله تشکیل سرمایه بخش بانکی به صورت زیر است:

(۳۰)

$$K_t^B = (1 - \delta) K_{t-1}^B + (Q_t - Q_{t-1}) \psi_t^B + w_{B,t-1}$$

که در آن، $w_{B,t-1}$ بیانگر میزان سود توزیع نشده بانکهاست و ψ_t^B میزان سرمایه گذاری بانک‌ها در بازار سهام است. از حداکثرسازی تابع سود تنزیل شده انتظاری بخش بانکی نسبت به قید ترازنامه بانک ($K_t^B + D_t = L_t$) شروط مرتبه اول مشتق به صورت زیر حاصل می‌گردد:

(۳۱)

$$\beta_t^B \{ -i_t^d + \lambda_t^B \} = 0$$

(۳۲)

$$\beta_t^B \{ i_t^l - \kappa K_t^B \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau \right) \left(- \frac{K_t^B}{L_t^2} \right) - \lambda_t^B \} = 0$$

بازاری بانک ها برای اعطای تسهیلات به بخش خانوار و بنگاه در دوره جاری هستند. فرض می‌گردد که مارک آپ نرخ های سود تسهیلات به صورت گام تصادفی به صورت زیر تصریح گردد:

$$(41)$$

$$\log \lambda_t^{lh} = \log \bar{\lambda}^{lh} + \xi_t^{lh}$$

$$(42)$$

$$\log \lambda_t^{le} = \log \bar{\lambda}^{le} + \xi_t^{le}$$

بطوریکه ξ_t^{lh} و ξ_t^{le} به ترتیب نشان دهنده شوک های مارک آپ نرخ سود^{۲۸} تسهیلات اعطایی به بخش خانوار و بنگاه می باشد. $\bar{\lambda}^{lh}$ و $\bar{\lambda}^{le}$ به ترتیب بیانگر مقادیر با ثابت مارک آپ نرخ سود تسهیلات اعطایی به بخش خانوار و بنگاه می‌باشد. از طرفی دیگر، جایگذاری روابط (۳۹) تا (۴۲) در معادلات (۳۵) و (۳۶) روابط (۴۳) و (۴۴) را نتیجه می‌دهد.

لگاریتم خطی سازی معادلات فوق حول مقادیر ایستای بلند مدت متغیرها، فرم گذشته و آینده نگر هایبریدی از رفتار پویای نرخ های سود تسهیلات بخش های خانوار و بنگاه را به صورت روابط (۴۵) و (۴۶) نتیجه می‌دهد.

از طرفی دیگر، فرض بر این است که تابع تقاضای وام بخش های خانوار و بنگاه دارای فرم دیکسیت-استیگلیتز به صورت زیر هستند:

$$(37)$$

$$L_{j,t}^h = \left(\frac{i_{j,t}^{l,h}}{i_t^{l,h}}\right)^{-\varepsilon_t^{lh}} L_t^h$$

$$(38)$$

$$L_{j,t}^e = \left(\frac{i_{j,t}^{l,e}}{i_t^{l,e}}\right)^{-\varepsilon_t^{le}} L_t^e$$

که در آن، i_t^{lh} و i_t^{le} نرخ‌های بهره تجمعی اعطای وام به بخش خانوار و بنگاه هستند. همچنین داریم:

$$(39)$$

$$i_{j,t}^{l,h} = \left(\frac{L_{j,t}^h}{L_t^h}\right)^{\frac{1}{\varepsilon_t^{lh}}} i_t^{lh} = \left(\frac{L_{j,t}^h}{L_t^h}\right)^{1+\frac{1}{\lambda_t^{lh}}} i_t^{lh}$$

$$(40)$$

$$i_{j,t}^{l,e} = \left(\frac{L_{j,t}^e}{L_t^e}\right)^{\frac{1}{\varepsilon_t^{le}}} i_t^{le} = \left(\frac{L_{j,t}^e}{L_t^e}\right)^{1+\frac{1}{\lambda_t^{le}}} i_t^{le}$$

در روابط (۳۹) و (۴۰)، $\lambda_t^{lh} = \frac{\varepsilon_t^{le}}{\varepsilon_t^{lh} - 1}$ و

به ترتیب بیانگر مارک آپ یا قدرت $\lambda_t^{le} = \frac{\varepsilon_t^{lh}}{\varepsilon_t^{le} - 1}$

$$(43)$$

$$\left[1 + i_t^{lh} \frac{\varepsilon_t^{lh}}{i_t^{lh}} - \kappa_h \frac{i_t^{lh} L_t^h}{i_{j,t-1}^{lh} L_{j,t-1}^h} \left(\frac{i_{j,t}^{lh}}{i_{j,t-1}^{lh}} - 1\right)\right] - E_t \left\{ \kappa_h \beta_B \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(-\frac{i_{t+1}^{lh} L_{t+1}^{lh} i_{j,t+1}^{lh}}{(i_{j,t}^{lh})^2 L_{j,t}^h}\right) \left(\frac{i_{j,t+1}^{lh}}{i_{j,t}^{lh}} - 1\right) \right\} = 0$$

$$(44)$$

$$\left[1 + i_t^{le} \frac{\varepsilon_t^{le}}{i_t^{le}} - \kappa_e \frac{i_t^{le} L_t^e}{i_{j,t-1}^{le} L_{j,t-1}^e} \left(\frac{i_{j,t}^{le}}{i_{j,t-1}^{le}} - 1\right)\right] - E_t \left\{ \kappa_e \beta_B \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(-\frac{i_{t+1}^{le} L_{t+1}^{le} i_{j,t+1}^{le}}{(i_{j,t}^{le})^2 L_{j,t}^e}\right) \left(\frac{i_{j,t+1}^{le}}{i_{j,t}^{le}} - 1\right) \right\} = 0$$

$$(45)$$

$$\hat{i}_t^{lh} = \frac{\kappa_h}{\varepsilon_t^{lh} - 1 + (1 + \beta_B) \kappa_h} \hat{i}_{t-1}^{lh} + \frac{\beta_B \kappa_h}{\varepsilon_t^{lh} - 1 + (1 + \beta_B) \kappa_h} E_t \hat{i}_{t+1}^{lh} + \frac{\varepsilon_t^{lh} - 1}{\varepsilon_t^{lh} - 1 + (1 + \beta_B) \kappa_h} \hat{i}_t^{lh} + \hat{\xi}_t^{lh}$$

$$(46)$$

$$\hat{i}_t^{le} = \frac{\kappa_e}{\varepsilon_t^{le} - 1 + (1 + \beta_B) \kappa_e} \hat{i}_{t-1}^{le} + \frac{\beta_B \kappa_e}{\varepsilon_t^{le} - 1 + (1 + \beta_B) \kappa_e} E_t \hat{i}_{t+1}^{le} + \frac{\varepsilon_t^{le} - 1}{\varepsilon_t^{le} - 1 + (1 + \beta_B) \kappa_e} \hat{i}_t^{le} + \hat{\xi}_t^{le}$$

بانک‌های سپرده‌گذار و سپرده‌پذیر

این رده از بانک‌ها به سپرده‌های دریافتی، سود با نرخ i_t^d اعطا کرده و از طرفی، منابع مالی جمع‌آوری شده را صرف سپرده‌گذاری با نرخ سود i_t^D می‌نمایند. لذا فرآیند بهینه‌سازی سود تنزیل شده انتظاری این رده از بانک‌ها به شیوه زیر خواهد بود (دیب، ۲۰۱۰):

$$\max_{\{i_{j,t}^d\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_B^t \{ i_t^D D_{j,t} - i_{j,t}^d D_{j,t} - \frac{\kappa_d}{2} (\frac{i_{j,t}^d}{i_{j,t-1}^d} - 1)^2 i_t^d D_t \} \quad (47)$$

بطوریکه:

$$D_{j,t} = (\frac{i_{j,t}^d}{i_t^d})^{\varepsilon_d} D_t \quad (48)$$

که در آن ε_d کشش جانشینی بین انواع سپرده‌ها و $\lambda_t^d = \frac{\varepsilon_t^d}{\varepsilon_t^d - 1}$ برابر با مارک داون^{۲۹} نرخ سود سپرده-

(۵۰)

های بانکی در دوره جاری است که فرض می‌شود از یک الگوی گام تصادفی به صورت زیر تبعیت می‌نماید:

$$\lambda_t^d = \bar{\lambda}_t^d + \xi_t^d \quad (49)$$

که در آن، $\bar{\lambda}_t^d$ مقدار با ثبات مارک داون نرخ سود سپرده‌های بانکی است. شرط مرتبه اول مشتق برای حداکثرسازی تابع سود انتظاری تنزیل شده این دسته از بانک‌ها نسبت به قید (۴۸) به صورت رابطه (۵۰) است.

لگاریتم خطی سازی این معادله نسبت به متغیرهای $\{i_{t-1}^d, i_t^d, i_{t+1}^d, i_t^D\}$ و حول مقادیر تعادلی بلند مدت این متغیرها منجر به شکل گیری رفتار پویای دینامیک هایبرییدی برای نرخ سود سپرده به رابطه (۵۱) زیر خواهد شد.

$$\beta_B^d \lambda_t \{ -D_{j,t} - \frac{i_t^D}{i_{j,t}^d} D_{j,t} - \kappa_d (\frac{1}{i_{j,t-1}^d}) (\frac{i_{j,t}^d}{i_{j,t-1}^d} - 1) i_t^d D_t - E_t (\beta_B^{t+1} \lambda_{t+1} \{ -\kappa_d \frac{i_{j,t+1}^d}{(i_{j,t}^d)^2} i_{t+1}^d D_{t+1} (\frac{i_{j,t+1}^d}{i_{j,t}^d} - 1) \}) \} = 0 \quad (51)$$

$$\hat{i}_t^d = \frac{\kappa_d}{1 + \varepsilon_t^d + (1 + \beta_B) \kappa_d} \hat{i}_{t-1}^d + \frac{\beta_B \kappa_d}{1 + \varepsilon_t^d + (1 + \beta_B) \kappa_d} E_t \hat{i}_{t+1}^d + \frac{1 + \varepsilon_t^d}{1 + \varepsilon_t^d + (1 + \beta_B) \kappa_d} \hat{i}_t^D + \hat{\xi}_t^d$$

مخارج دولت برابر با یک است یعنی $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$. درآمدهای نفتی دولت از رابطه زیر تبعیت می‌کند.

(۵۳)

$$OR_t = er_t \times P_t^{oil} \times Y_t^{oil}$$

که در آن، er_t نرخ ارز دوره جاری، P_t^{oil} قیمت نفت و Y_t^{oil} میزان تولید نفت در دوره جاری هستند. در چارچوب مدل طراحی شده، قید بودجه اسمی دولت به صورت رابطه (۵۴) تصریح می‌گردد. در معادله (۵۴)، H_t^{GO} نشان دهنده پرداخت‌های انتقالی دولت شامل یارانه‌های نقدی غیرنقدی است.

دولت و بانک مرکزی

در چارچوب مدل طراحی شده فرض می‌گردد که مخارج دولت دارای فرم کاب داگلاس به فرم زیر می‌باشد (حیدری و ملاپهرامی، ۱۳۹۳):

(۵۲)

$$GO_t = f(OR_t, T_t, X_t) = OR_t^{\alpha_1} \times T_t^{\alpha_2} \times X_t^{GO\alpha_3}$$

که در آن، GO_t نشان دهنده مجموع کل مخارج دولت، OR_t بیانگر درآمدهای نفتی، T_t درآمدهای مالیاتی و X_t سایر درآمدهای دولت می‌باشد. در این تابع فرض گردیده است که مجموع سهم این سه منبع در تابع

نگهداری شده توسط بانک مرکزی (B_t^{CB}) و دارایی‌های خارجی این بانک ($er_t Z_t$) و طرف چپ نشان دهنده مصارف پایه پولی شامل سکه و اسکناس در دست مردم (C_t^P) و ذخایر قانونی بانک‌ها (R_t^L) هستند. با تعریف $M_t = C_t^P + R_t^L$ ، رابطه (۵۵) را بازنویسی می‌کنیم که نتیجه آن رابطه (۵۶) خواهد بود.

$$\frac{B_{t+1}^P}{(1+r_t^b)} + B_{t+1}^{CB} + T_t + \psi_{t-1}^{GO} = GO_t + H_t^{GO} + B_t^P + B_t^{CB} + \psi_t^{GO} \quad (55)$$

$$C_t^P + R_t^L = G_t^{CB} + B_t^{CB} + er_t Z_t \quad (56)$$

$$M_t = G_t^{CB} + B_t^{CB} + er_t Z_t$$

اقتصادی شامل تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای دولت، نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی، موجودی سرمایه، مصرف داخلی و سرمایه گذاری، قیمت دارایی‌ها شامل قیمت سهام، نرخ ارز، شاخص قیمت مسکن و قیمت طلا و میزان سپرده‌های بانکی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۱ می‌باشد. داده‌های واقعی و بر مبنای قیمت‌های سال پایه ۱۳۸۳ می‌باشند. همان‌طور که قبلاً گفته شد، مدل استفاده شده در این پژوهش، DSGE می‌باشد. این مدل پویا و تصادفی است و به منظور تجزیه و تحلیل اثر شوک‌های تصادفی در طی زمان مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش به طور کلی سه جنبه مهم را به روشنی تبیین می‌کند. اولاً، ترجیحات عوامل اقتصادی شامل خانوار و بنگاه مشخص است. ظرفیت تولید عوامل اقتصادی مشخص می‌باشد و چارچوب‌های نهادی شامل قیود بودجه و سیاست‌ها و قوانین پولی و مالی مشخص هستند.

۵- مدل لگاریتم خطی سازی شده

یکی از چالش‌های مدل‌سازی با مدل‌های DSGE، غیرخطی بودن معادلات تعادلی متغیرهای درونزای مدل است که تحلیل تجربی مدل را با مشکلات

B_t^P و B_t^{CB} به ترتیب میزان اوراق مشارکت دولتی نگهداری شده توسط بخش خصوصی و بانک مرکزی است. از سوی دیگر تراز نامه بانک مرکزی در رابطه (۵۵) صدق می‌کند.

طرف راست معادله فوق بیانگر منابع پایه پولی شامل ذخایر طلای بانک مرکزی (G_t^{CB})، اوراق قرضه (۵۴)

به دلیل درجه استقلال پایین بانک مرکزی و سلطه دولت بر این نهاد در ایران، قید تلفیقی را از دولت و بانک مرکزی متناسب با اقتصاد ایران به صورت زیر بدست می‌آوریم:

$$\frac{B_{t+1}^P}{(1+r_t^b)} + M_{t+1} - G_{t+1}^{CB} - er_{t+1} Z_{t+1} + T_t + \psi_{t-1}^{GO} = GO_t + H_t^{GO} + B_t^P + M_t - G_t^{CB} - er_t Z_t + \psi_t^{GO} \quad (57)$$

به منظور تصریح فرم واقعی قید تلفیقی بودجه دولت و بانک مرکزی، طرفین رابطه (۵۷) را بر شاخص قیمت‌ها تقسیم می‌کنیم و با ساده سازی بدست می‌آوریم:

$$E_t \pi_{t+1} \left\{ \frac{B_{t+1}^P}{(1+r_t^b)} + M_{t+1} - G_{t+1}^{CB} - rer_{t+1} Z_{t+1} \right\} + T_t + \frac{\psi_{t-1}^{GO}}{\pi_t} = GO_t + H_t^{GO} + B_t^P + M_t - G_t^{CB} - rer_t Z_t + \psi_t^{GO} \quad (58)$$

۴- روش شناسی پژوهش

این پژوهش کاربردی است و از حیث روش انجام، از نوع همبستگی و علی می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش ایران است و نمونه آماری مشتمل بر داده‌های سری زمانی تاریخی مربوط به متغیرهای حوزه کلان

مقدار ایستای بلند مدت متغیرها تقریب زده می‌شوند. نتایج حاصل از این محاسبات بر روی مجموعه معادلات مربوط به متغیرهای درونزای مدل در ادامه آورده شده است.

محاسباتی مواجه می‌سازد. به منظور خطی سازی این معادلات از روش لگاریتم خطی سازی استفاده می‌گردد^{۳۰}. در این روش پس از لگاریتم گیری از طرفین معادلات، طرفین معادلات با بسط تیلر مرتبه اول حول

$\hat{C}_t = E_t \hat{C}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_c} (\hat{R}_t^b - E_t \hat{\pi}_{t+1})$	معادله اولر
$\sigma_N \hat{N}_t = -\sigma_c \hat{C}_t + \hat{w}_t$	عرضه نیروی کار
$\hat{m}_t = \frac{\sigma_c}{\sigma_M} \hat{C}_t - \frac{\sigma_c}{\sigma_M} \frac{\hat{r}_t^b}{\bar{r}^b}$	تقاضای پول
$\hat{d}_t = \sigma_c \hat{C}_t + \frac{\bar{i}^d}{\bar{R}^b - \bar{i}^d} \hat{i}_t^d$	عرضه سپرده
$\sigma_c \hat{C}_t = \frac{\bar{i}^l}{\bar{i}^l - \bar{R}^l} \hat{i}_t^l = \frac{\bar{i}^l}{\bar{i}^l - \bar{r}^b - 1} \hat{i}_t^l$	تقاضای وام
$\hat{\phi}_t^p = \sigma_c \hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b} \hat{Q}_t^s + \frac{1}{\bar{r}^b} E_t \hat{Q}_{t+1}^s$	تقاضای سرمایه گذاری در سهام
$\hat{x}_t = \sigma_c \hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b} e \hat{r}_t + \frac{1}{\bar{r}^b} E_t e \hat{r}_{t+1}$	تقاضای سرمایه گذاری در بازار ارز
$\hat{g}_t = \sigma_c \hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b} \hat{p}_t^G + \frac{1}{\bar{r}^b} E_t \hat{p}_{t+1}^G$	تقاضای سرمایه گذاری در طلا
$\hat{h}_t = \sigma_c \hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b} \hat{p}_t^H + \frac{1}{\bar{r}^b} E_t \hat{p}_{t+1}^H$	تقاضای سرمایه گذاری در بازار مسکن
$\hat{I}_t = \frac{(\hat{q}_t - \hat{p}_t^I)}{\kappa^A (1 + \beta)} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \hat{I}_{t+1}$	تابع سرمایه گذاری
$\hat{K}_t = (1 - \delta) \hat{K}_{t-1} + \delta \hat{I}_t$	تشکیل سرمایه
$\frac{\bar{Y}}{\bar{Y} + \bar{\Phi}} \hat{Y}_t = \hat{A}_t + \alpha \hat{K}_{t-1} + (1 - \alpha) \hat{N}_t$	تابع تولید
$\hat{R}_t^K = \hat{w}_t + \hat{N}_t - \hat{K}_{t-1}$	قیمت گذاری بهینه سرمایه
$MC_t = -\hat{A}_t + (1 - \alpha)(\hat{w}_t) + \alpha \hat{R}_t^K$	هزینه نهایی
$G\hat{O}_t = \alpha_1 O \hat{R}_t + \alpha_2 \hat{T}_t + \alpha_3 \hat{X}_t^{GO}$	تابع مخارج دولت
$E_t \hat{\pi}_{t+1} + \bar{B}^p \hat{B}_{t+1}^p - \bar{R}^b \hat{R}_t^b + \bar{M} \hat{M}_{t+1} - \bar{G}^{CB} \hat{G}_{t+1}^{CB} - re \bar{r} e \hat{r}_{t+1} - \bar{Z} \hat{Z}_{t+1} + \bar{T} \hat{T}_t + \bar{\psi}^{GO} \hat{\psi}_{t-1}^{GO} - \bar{\pi} \hat{\pi}_t = G\bar{O}G\hat{O}_t + \bar{H}^{GO} \hat{H}^{GO} + \bar{B}^p \hat{B}_t^p + \bar{M} \hat{M}_t - \bar{G}^{CB} \hat{G}_t^{CB} - e \bar{r} e \hat{r}_t - \bar{Z} \hat{Z}_t + \bar{\psi} \hat{\psi}_t^{GO}$	قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی
$\frac{\bar{i}^d \hat{i}_t^d}{\bar{i}^d - \bar{i}^l} - \frac{\bar{i}^l \hat{i}_t^l}{\bar{i}^d - \bar{i}^l} = (2 + \frac{1}{1 - \tau}) \hat{K}_t^B - (2 + \frac{1}{1 - \tau}) \hat{L}_t$	معادله بخش بانکی
$\frac{\bar{K}^B \hat{K}_t^B}{\bar{L}} + \frac{\bar{D} \hat{D}_t}{\bar{L}} = \hat{L}_t$	ترازنامه بخش بانکی

مالی و فیزیکی به درآمد، قیمت های جاری و انتظارات مردم از قیمت‌های آتی بستگی دارد. به بیانی ساده با افزایش قیمت دارایی‌ها در این دوره، سرمایه گذار

معادلات لگاریتم خطی سازی شده تقاضای بخش خانوار برای سرمایه گذاری در دارایی‌ها نشان می‌دهند که، که میزان سرمایه گذاری در بازارها دارایی‌های

پارامترهای مدل‌های DSGE است. کالیبراسیون روشی است برای انتخاب پارامترهای مدل به نحوی که رفتار مدل بیشترین شباهت و تطابق را با اقتصاد مورد مطالعه داشته باشد. در روش کالیبراسیون پارامترها متناسب با رفتار واقعی متغیرهای اقتصاد مورد بررسی انتخاب می‌گردند. در این مطالعه با بهره‌گیری از کالیبراسیون، مقدار پارامترهای مدل مشخص می‌گردد. مجموعه پارامترهای کالیبره شده و اخذ شده از سایر مطالعات در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

ترجیح می‌دهد که دارایی کمتری نگهداری کند و در طرف فروشنده قرار می‌گیرد و اگر انتظار از قیمت آتی دارایی‌ها مثبت باشد، سرمایه‌گذار در نقش تقاضاکننده ظاهر می‌گردد.

۶- یافته‌های پژوهش

یکی از مهمترین مراحل تحلیل تجربی مدل‌های DSGE، مقدار دهی به پارامترهای مدل است. روش کالیبراسیون^{۳۱} روش متداول برای مقداردهی

جدول (۱). مقداردهی به پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره ای مصرف	۱/۵۷۱	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_N	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۱۷	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_M	کشش تراز نقدینگی	۲/۳۹	توکلیان (۱۳۹۱)
δ	نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت	۰/۰۴۲	شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)
K_M	ضریب ترجیح مانده پولی	۰/۲	شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)
β	فاکتور تنزیل	۰/۹۶	توکلیان (۱۳۹۱)
α	سهم سرمایه از تولید	۰/۴۲	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_π	شاخص درجه بندی قیمت‌ها	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)
$\bar{\lambda}_t^p$	مقدار با ثبات مارک آپ قیمت‌ها	۱/۳۰	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
ω	درجه چسبندگی قیمت‌ها	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)
β_B	فاکتور تنزیل بخش بانکی	۰/۹۷	سایر مطالعات
K_d	ضریب تعدیل در تابع هزینه درجه دوم بانک‌های سپرده‌پذیر	۱۰	سایر مطالعات
K_e	ضریب تعدیل در تابع هزینه درجه دوم اعطای تسهیلات به بنگاه‌ها	۳	سایر مطالعات
K_h	ضریب تعدیل در تابع هزینه درجه دوم اعطای تسهیلات به بخش خانوار	۵	سایر مطالعات
$\bar{\mathcal{E}}_t^d$	کشش جانشینی بین سود انواع سپرده‌ها	-۱/۴۶	محاسبه‌های تحقیق
$\bar{\mathcal{E}}_t^{lh}$	کشش جانشینی بین سود انواع تسهیلات اعطایی به بخش خانوار	۳/۱۲	محاسبه‌های تحقیق
$\bar{\mathcal{E}}_t^{le}$	کشش جانشینی بین سود انواع تسهیلات اعطایی به بخش بنگاه	۲/۷۹	محاسبه‌های تحقیق
α_1	کشش درآمدهای نفتی	۰/۷۴	محاسبه‌های تحقیق
α_2	کشش درآمدهای مالیاتی	۰/۱۶	محاسبه‌های تحقیق
α_3	کشش سایر درآمدهای دولت	۰/۱	محاسبه‌های تحقیق

منبع: محاسبات تحقیق و مطالعات پیشین

از فرآیند مدل DSGE و با توجه به مقادیر پارامترهای مدل محاسبه می‌گردد که جهت جلوگیری از افزایش حجم مقاله از ارائه مقادیر ایستای بلند مدت متغیرهای

پس از مقدار دهی به پارامترهای مدل، مقدار تعادل بلند مدت متغیرهای درونزای مدل تعیین می‌گردد. این مقادیر بر اساس معادلات تعادلی مستخرج

سرمایه و تورم می باشد که برگرفته از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی است. به منظور محاسبه شکاف این داده‌ها از روش فیلتر هودریک-پرسکات برای داده‌های فصلی استفاده شده است. نتایج مربوط به مقایسه گشتاورهای داده‌های واقعی و داده‌های شبیه سازی شده در جدول (۲) ارائه شده است.

هم‌چنان‌که نتایج ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد، میانگین و انحراف معیار داده‌های شبیه سازی شده از مدل پیشنهادی با حضور اجزای مالی به میانگین و انحراف معیار داده‌های واقعی نزدیک تر است که نشان می‌دهد مدل پیشنهادی از قدرت برازش بالاتری نسبت به مدل پایه در توضیح رفتار متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران برخوردار است و بنابراین حضور اجزای مالی باعث می‌شود تا مدل بهتر بتواند رفتار متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران را توضیح دهد.

درونزای مدل خودداری شده است. پس از مقدار دهی به مدل، با استفاده از الگوی بلانچارد-کان^{۳۳}، مدل بر حسب شوک‌های برونزا حل می‌گردد و به شبیه سازی آن برای اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. نرم افزار دینار^{۳۳} تحت محیط برنامه نویسی MATLAB این قابلیت را دارد و بنابراین در این مطالعه با بهره گیری از این نرم افزار به حل مدل، شبیه سازی مدل و تحلیل اثر شوک‌ها در قالب توابع ضربه واکنش پراخته می‌شود. به منظور بررسی قابلیت مدل در برازش اقتصاد ایران، نتایج حاصل از شبیه سازی متغیرهای درونزای مدل در دو حالت حضور اجزای مالی و بانکی با حالتی از مدل که اجزای مالی حضور ندارند، مقایسه می‌گردد. برای این منظور از دو گشتاور میانگین و انحراف معیار داده‌ها بهره گرفته می‌شود. داده‌های واقعی مورد استفاده شامل تولید ناخالص داخلی، مصرف داخلی، تشکیل سرمایه های ثابت، موجودی

جدول (۲). بررسی قدرت برازش مدل پیشنهادی بر اساس گشتاورها

مدل	متغیر (شکاف)	میانگین داده های واقعی	انحراف معیار داده های واقعی	میانگین داده های شبیه سازی شده	انحراف معیار داده های شبیه سازی شده
مدل پیشنهادی	تولید	۰/۰۶۳	۰/۰۶۹	۰/۰۶۱	۰/۰۶۵۵
	سرمایه گذاری	۰/۰۲۴	۰/۰۷۷	۰/۰۳۲	۰/۰۶۸
	مصرف	۰/۰۱۲	۰/۰۳۲	۰/۰۱۲۳	۰/۰۴۳
	موجودی سرمایه	۰/۰۴۵	۰/۰۵۷	۰/۰۴۹	۰/۰۶۵
	تورم	۰/۱۳	۰/۰۹۶	۰/۱۴۱	۰/۰۸۳
	حجم پول	۰/۰۳۹	۰/۰۴۹	۰/۰۴۱	۰/۰۵۳۱
مدل پایه	تولید	۰/۰۶۳	۰/۰۶۹	۰/۰۷۳	۰/۰۷۵۴
	سرمایه گذاری	۰/۰۲۴	۰/۰۷۷	۰/۰۴۳	۰/۰۵۸
	مصرف	۰/۰۱۲	۰/۰۳۲	۰/۰۱۶	۰/۰۶۴۵
	موجودی سرمایه	۰/۰۴۵	۰/۰۵۷	۰/۰۶۲	۰/۰۸۲
	تورم	۰/۱۳	۰/۰۹۶	۰/۱۱	۰/۰۷۳
	حجم پول	۰/۰۳۹	۰/۰۴۹	۰/۰۵۷	۰/۰۶۶۵

منبع: محاسبه‌های تحقیق

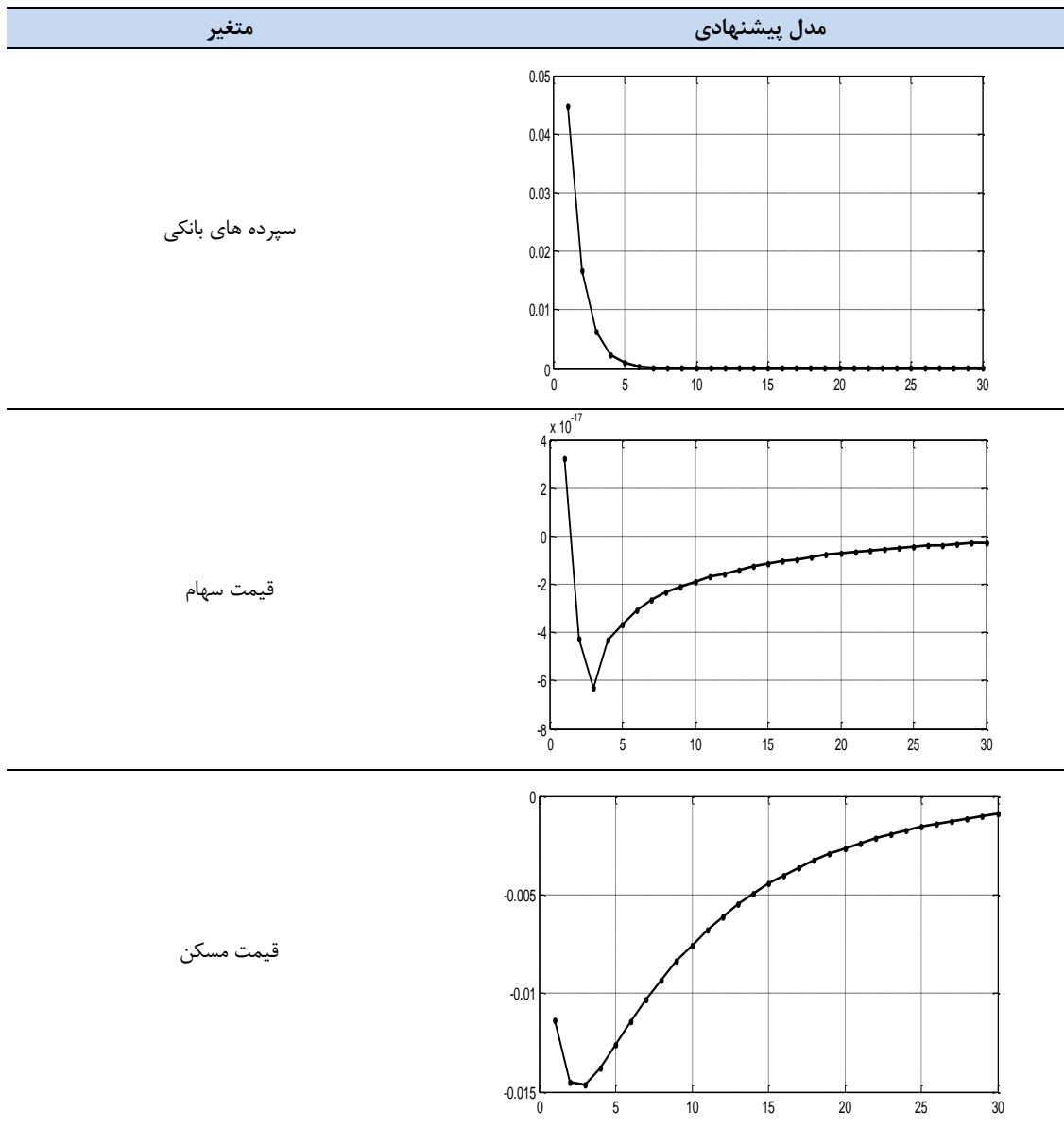
افقی این نمودارها بیانگر دوره زمانی است که برابر با سی دوره آتی در نظر گرفته شده است و محور عمودی اندازه تاثیر شوک را به نمایش می‌گذارد. در نمودارهای شماره (۱)، توابع ضربه واکنش متغیرهای مالی به

در ادامه، توابع ضربه واکنش شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان یک ابزار مستقیم سیاست پولی در ایران برای هر دو مدل پایه و پیشنهادی ارائه و مقایسه می‌گردد. این نتایج در مجموعه نمودارهای (۱) و (۲) ارائه شده اند. محور

انگیزه پس اندازکنندگان در بازار دارایی‌ها، به ویژه دارایی‌های با نقدشوندگی بالاتر، می‌گردد و به دنبال آن قیمت سهام و مسکن کاهش می‌یابد، لذا ثروت واقعی عوامل اقتصادی تنزل پیدا می‌کند. از طرفی دیگر، در نمودارهای شماره (۲)، توابع ضربه واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک مثبت سود سپرده-های بانکی ارائه شده است.

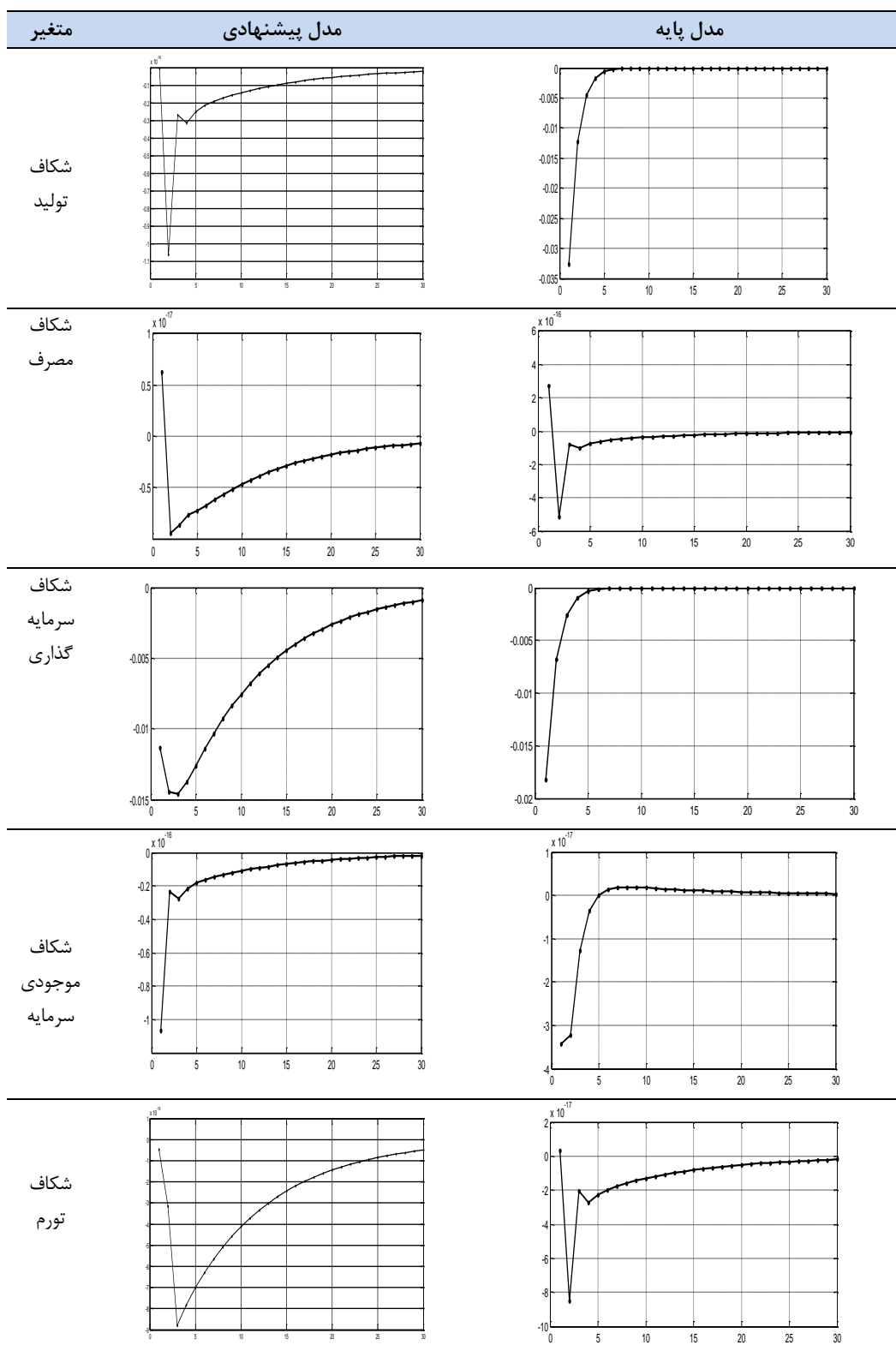
شوک مثبت سود سپرده‌های بانکی در مدل پیشنهادی ارائه شده است.

همچنان‌که نمودارهای (۱) نشان می‌دهد، شوک مثبت سود سپرده‌های بانکی سبب ایجاد انحراف مثبت در میزان سپرده‌گذاری بانکی و ایجاد انحراف منفی در قیمت سهام و قیمت مسکن می‌شود و تعدیل اثر این شوک حدود سی دوره زمانی به طول می‌انجامد. در واقع شوک مثبت سود سپرده‌های بانکی سبب کاهش



نمودار ۱- توابع ضربه واکنش متغیرهای مالی به شوک سود سپرده‌های بانکی

منبع : محاسبه‌های تحقیق



نمودار ۲- توابع ضربه واکنش متغیرهای کلان به شوک سود سپرده های بانکی

منبع : نتایج تحقیق

بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد بررسی کرده است. به منظور بررسی نقش اجزای مالی در مکانیسم انتقال شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی، به عنوان یک ابزار مستقیم سیاست پولی، نتایج حاصل از شبیه سازی مدل پیشنهادی و توابع ضربه واکنش شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی با مدل پایه بدون حضور اجزای مالی مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد مدل پیشنهادی از قابلیت برازش بهتری نسبت به مدل پایه برخوردار است. بر پایه توابع ضربه واکنش، در مدل پیشنهادی بروز شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی با تاثیر منفی بر ارزش دارایی‌ها، سبب کاهش ثروت واقعی عوامل اقتصادی، کاهش ارزش وثایق مالی، بروز اصطکاک مالی و کاهش دسترسی به اعتبارات می‌گردد و لذا شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی اثر بزرگتر و ماندگارتری نسبت به مدل پایه دارد. به نحوی که سرمایه‌گذاری، مصرف، موجودی سرمایه و تولید از وضعیت تعادل بلند مدت در جهت منفی بیشتر منحرف می‌شوند و تعدیل اثر شوک بر این متغیرها زمان بیشتری نیاز دارد.

بر پایه این نتایج، اولاً به واسطه قدرت و اهمیت بانک‌ها در فرآیند تامین مالی سیاست پولی در اقتصاد ایران کارا است و دوماً، تاثیر سیاست پولی به سبب حضور بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی شدت می‌یابد لذا اثرات ترازنامه‌ای بخش خانوار و تئوری شتاب دهنده مالی در اقتصاد ایران مورد تایید قرار می‌گیرد. این نتایج با مطالعه بهرامی و شاه حسینی (۱۳۹۱) متفاوت است. دلیل تفاوت موجود در نتایج این است که در آن مطالعه به عوامل مالی و نقش دارایی‌های مالی و فیزیکی در مکانیسم انتقال شوک سیاست پولی توجه نشده است. از طرفی، بر اساس نتایج، تئوری مکینون شاو رد می‌شود که همسو با نتایج مطالعه غفاری و همکاران (۱۳۹۲) می‌باشد. در واقع نتایج نشان می‌دهد که آزاد سازی مالی منجر به بهبود سطح سرمایه‌گذاری و تولید نمی‌گردد. لذا با استناد به این نتایج، افزایش نرخ سودهای بانکی به ویژه زمانی که نرخ تورم بالا است، رکود اقتصادی را عمیق تر

همچنان که در این نمودارها ارائه شده است، شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی در مدل پایه با کاهش خالص ارزش ثروت واقعی عوامل اقتصادی از یک سو و با افزایش هزینه تامین مالی از سوی دیگر، سبب ایجاد اصطکاک مالی و کاهش دسترسی به اعتبارات بانکی می‌شود که این به نوبه خود سبب ایجاد انحراف منفی در سرمایه‌گذاری، مصرف، موجودی سرمایه و تولید از وضعیت تعادل بلند مدت می‌گردد و تخلیه اثر این شوک حدود سی دوره زمانی به طول می‌انجامد. در مدل پیشنهادی با حضور اجزای مالی، بروز شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی از کانال شتاب دهنده مالی در نتیجه کاهش ثروت واقعی بخش بنگاه و خانوار، سبب ایجاد انحراف منفی در سرمایه‌گذاری، مصرف، موجودی سرمایه و تولید از وضعیت تعادل بلند مدت می‌گردد و در مقایسه با مدل پایه، اثر این شوک بزرگتر و پایدارتر است. این نتایج بیانگر نقش اجزای مالی در شکل‌گیری و تشدید چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران دارد. این نتایج ضمن رد فرضیه مکینون شاو در مورد تاثیر مثبت آزادسازی مالی بر تولید در اقتصاد ایران، نشان می‌دهد که مکانیسم شتاب دهنده مالی از کانال کاهش ارزش ثروت واقعی عوامل اقتصادی و ارزش وثایق مالی، منجر به افزایش میزان تاثیر سیاست افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی در ایران می‌شود.

۷- نتیجه گیری و بحث

با توجه به اطلاعات ناقص و نامتقارن و بی ثباتی در بازارهای مالی، لذا اثر سیاست پولی تحت شرایط مختلف متفاوت است طوری که بر اساس تئوری‌های جدید تامین مالی، زمانی که ریسک قصور در بازپرداخت و بروز مخاطرات اخلاقی بالا باشد، سیاست پولی انبساطی بر حجم اعتبارات تاثیر معناداری ندارد. از این رو تاثیر سیاست پولی به ویژه در دوره‌های رکود غیر قابل پیش بینی است. در این راستا، این مطالعه اثر شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی (سیاست پولی) را در چارچوب یک مدل DSGE با اجزای مالی و بخش

- می‌کند. لذا پیشنهاد می‌شود که اولاً، سیاست گذار پولی به اهمیت نقش بازارها و عوامل مالی در مکانیسم انتقال و شدت اثرگذاری سیاست پولی توجه نماید. دوماً، کنترل تورم بر آزاد سازی مالی ارجعیت دارد، زیرا بر اساس نتایج آزادسازی مالی سرمایه گذاری و تولید را کاهش می‌دهد. سوماً، ایجاد و توسعه ابزارهای جدید تامین مالی، جهانی سازی فرآیند تامین مالی، توجه به بازارهای تامین مالی نقدتر و بزرگ تر ضمن ایجاد سهولت در دسترسی به منابع مالی، آثار سوء ناشی از افزایش ناگزیر نرخ سودهای بانکی را کاهش می‌دهد.
- فهرست منابع**
- * ابراهیمی، س. (۱۳۹۲). تحولات ساختار نظام مالی ایران بین سال های (۱۳۸۸-۱۳۸۵). فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، ۱(۴): ۲۵-۴۴.
- * ابونوری، ا.، سجادی، س. و محمدی، ت. (۱۳۹۲). رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۱(۳): ۲۳-۵۲.
- * ازوجی، ع. و فرهادی کیا، ع. (۱۳۸۶). ارزیابی سیاست های آزادسازی مالی و تغییرات نرخ بهره بانکی بر توسعه بخش مالی در اقتصاد ایران (با استفاده از تکنیک VECM)، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی. ۷(۴): ۱۱۹-۱۴۰.
- * اکرمی، ا. و مهدیزاده، س. (۱۳۸۳). ملاحظاتی پیرامون نرخ های سود بانکی در ایران، مجله روند. ۴۲ و ۴۳: ۲۰-۴۶.
- * توکلیان، ح. (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. تحقیقات اقتصادی. ۴۷(۱۰۰): ۱-۲۲.
- * حیدری، ح. و سوری، ا. (۱۳۸۹). بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران. تحقیقات اقتصادی. ۹۲: ۶۵-۹۲.
- * حیدری، ح. و ملابهرامی، ا. (۱۳۹۳). شوک های نفتی و سیاست پولی در ایران: شواهدی بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. پژوهشهای پولی و بانکی. ۷(۱۹): ۵۱-۶۷.
- * حیدری، ح. و ملابهرامی، ا. (۱۳۹۲). تاملی بر اجرای فاز دوم هدفمندسازی یارانه ها با تمرکز بر سهم انرژی در تولید با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. پژوهشهای اقتصادی ایران. ۵۶: ۷۳-۹۴.
- * خداداد کاشی، ف. و رزبان، ن. (۱۳۹۳). نقش سفته بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۷). فصلنامه پژوهشها و سیاست های اقتصادی. ۲۲(۷۱): ۵-۲۸.
- * خلاصه تحولات اقتصادی کشور (۱۳۹۱). اداره بررسی های اقتصادی. اداره روابط عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- * خلاصه تحولات اقتصادی کشور (۱۳۹۲). اداره بررسی های اقتصادی. اداره روابط عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- * شادرخ، م. (۱۳۹۱). ارزیابی سیاست افزایش نرخ سود بانکی: مفید اما دیر هنگام. فصلنامه تازه های اقتصاد. ۱۰(۱۳۵): ۶۰-۶۱.
- * شاه حسینی، س. و بهرامی، ج. (۱۳۹۱). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی. پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۷(۵۳): ۵۵-۸۴.
- * شاهرادی، ا. و ابراهیمی، ا. (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی. فصلنامه پول و اقتصاد. ۳: ۳۱-۵۶.
- * شاهرادی، ا.، کاوند، ا. و ندری، ک. (۱۳۸۹). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۴: ۱۳۸۶-۱۳۶۸:۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی. تحقیقات اقتصادی. ۴۵(۹۰): ۱۹-۴۱.

- Rational Expectations." *Econometrica*, 48: 1305-1311.
- * Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* 12: 383-398.
- * Christiano, L. and Ilut, C. and Motto, R. and Rostagno, M. (2008). Monetary policy and stock market boom-bust cycles, Working Paper Series, European Central Bank.
- * Cristiano, L. and Motto, R. and Rostagno, M. (2010). Financial factors in economic fluctuations, working paper series, European central bank.
- * Christensen, I. and Dib, A., (2008). The financial accelerator in an estimated new Keynesian model. *Review of Economic Dynamics*, 11 (1): 155-178.
- * DeJong, D. N. with C. Dave (2007), *Structural Macroeconomics*. Princeton University Press.
- * Dib, A. (2010). Banks, Credit Market Friction, and Business Cycles, Bank of Canada.
- * Falagiarda, M. and Saia, A. (2013). Credit, endogenous collateral and risky assets: a DSGE model, Bologna University, working paper, No. 916.
- * Gerali, A. and Neri, S. and Sessa, L. and Signoretti, F.M. (2010). Credit and banking in a DSGE model for Euro area, working paper, 740.
- * Gertler, M. and Kiyotaki, N., (2010). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. In: Friedman, B.M., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*. Elsevier, pp. 547-599.
- * Hammersland, R. and Traee, C.B. (2014). The financial accelerator and the real economy: A small macroeconomic model for Norway with financial frictions, *Economic Modelling*: 36 : 517-537.
- * Hollander, H. and Liu, G. (2013). The equity price channel in a New-Keynesian DSGE model with financial frictions and banking, Stellenbosch Economic Working Papers.
- * Kiyotaki, N. and Moore, J., (1997). Credit cycles. *J. Polit. Econ.* 105 (2): 211-248.
- * Merola, R. (2014). The role of financial friction during the crisis: an estimated DSGE model, *Dynare Working paper series*, No. 33.
- * Pesaran, M.H. and Xu, T.T. (2013). Business cycle effects of credit shocks in a DSGE model with firm defaults, working paper, Bank of Canada.
- * فکری ارشاد، م. (۱۳۹۰). ترجمه کتاب اقتصاد کلان مالی معاصر، نوشته‌ی : تاد ناپ، انتشارات موسسه مطالعات و توسعه مدیریت و سرمایه گذاری پاسارگاد، تهران.
- * غفاری، ه.، سعادت مهر، م.، سوری، ع. و رنجبر فلاح، م. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. *اقتصاد مقداری*. ۱۰ (۱): ۱-۳۱.
- * متوسلی، م. ابراهیمی، ا. شاهمرادی، ا. و کمیجانی، ا. (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. ۱۰ (۴): ۸۷-۱۱۶.
- * منصف، ع. و منصوری، ن. (۱۳۸۹). بررسی عوامل موثر بر حجم سپرده‌های بانکی (با تاکید بر نرخ سود اوراق مشارکت : ۱۳۶۷-۱۳۸۷). *مجله دانش و توسعه*. ۱۷ (۳۴): ۶۹-۹۰.
- * موتمنی، م. (۱۳۸۸). بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران. *بررسی‌های بازرگانی*. ۷ (۳۴): ۵۹-۶۶.
- * مهرگان، ن. و دلیری، ح. (۱۳۹۲). واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۱ (۶۶): ۳۹-۶۸.
- * Beck, T. and Colciago, A. and Pfajfar, D. (2014). The role of financial intermediaries in monetary policy transmission, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 43: 1-11.
- * Bernanke, B. and Gertler, M. and Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1c. North-Holland, Amsterdam: 1341-1393.
- * Bernanke, B. and Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 79: 14-31.
- * Blanchard, O.J. and C.M. Kahn. (1980). the Solution of Linear Difference Models under

- * Rotemberg, J. (1982). Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output. *Review of Economic Studies*, 49: 517-531.
- * Tobin, J., (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *J. Money Credit Bank*. 15-29.
- * Villa, S. and Yang, J. (2011). Financial intermediaries in an estimated DSGE model for the United Kingdom, Bank of England, Working paper, No. 431.
- * Zanetti, F. (2012). Banking and the role of money in the business cycle, *Journal of Macroeconomics*, 34: 87-94.

یادداشتها

- ¹ Bernanke, B. and Gertler, M.
 - ² Bernanke, B. and Gertler, M. and Gilchrist, S.
 - ³ Kiyotaki, N. and Moore, J.
 - ⁴ Financial accelerator
 - ⁵ Christiano, L. and Ilut, C. and Motto, R. and Rostagno, M.
 - ⁶ Christiano, L. and Motto, R. and Rostagno, M.
 - ⁷ Gerali, A. and Neri, S. and Sessa, L. and Signoretti, F.M.
 - ⁸ Dib, A.
 - ⁹ Hammersland, R. and Traee, C.B..
 - ¹⁰ New Keynesian
 - ¹¹ Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model
 - ¹² Villa, S. and Yang, J.
 - ¹³ Zanetti, F.
 - ¹⁴ Falagiarda, M. and Saia, A.
 - ¹⁵ Pesaran, M.H. and Xu, T.T.
 - ¹⁶ Hollander, H. and Liu, G
 - ¹⁷ Merola, R.
 - ¹⁸ Calvo, G.A.
 - ¹⁹ Discounted expected utility function
 - ²⁰ Dixit-Stiglitz framework
 - ²¹ Gerali, A., N.S. Sessa, L. and Signoretti, F.M.
 - ²² Aggregate
 - ²³ Calvo, G.A.
 - ²⁴ Price Indexation
 - ²⁵ New Keynesian Hybrid Philips Curve
 - ²⁶ Log-linearized form
 - ²⁷ Price markup
 - ²⁸ Markup of loan interest rates
 - ²⁹ Mark-down
- ³⁰ در این روش، از تبدیل لگاریتم خطی $\tilde{x}_t = \log(x_t / x^*)$ ، که در آن x_t و x^* به ترتیب مقدار متغیر در لحظه t و مقدار تعادلی بلند مدت متغیر می باشد، جهت خطی سازی مدل استفاده می شود. بنابراین، \tilde{x}_t بیانگر انحراف لگاریتم متغیر از سطح تعادل بلند مدتش است.
- ³¹ Calibration
 - ³² Blanchard-Kahn Method
 - ³³ Dynare

