پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران
با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1]

علی اکبر قلی زاده[2]، مریم نوروزی نژاد[3]

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۱/۲ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۲۵

چکیده

این مقاله به بررسی رابطه بین قیمت مسکن و سیکل‌های تجاری در ایران پرداخته است. ازآنجا که مسکن کالایی باماهیت دوگانه بوده ؛ یعنی هم ماهیتی خصوصی و هم سرمایه‌ای دارد ؛ می‌تواند نقش مهمی در هزینه‌های سرمایه گذاری، رشد اقتصادی و تحریک سایر بخش‌های تولیدی در کشور داشته باشد. در این مقاله برای بررسی رابطه بین قیمت مسکن و سیکل‌های تجاری از مسکن به عنوان یک دارایی وثیقه‌ای استفاده شده است که در محدودیت‌های اعتباری بنگاه‌ها و همچنین به عنوان یک شوک بر اساس مشاهدات در نوسانات قیمت مسکن در الگو وارد می‌شود. به منظور بررسی رابطه بین قیمت مسکن، سرمایه گذاری و نوسانات اقتصادی در ایران از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰ و برای بررسی این پویایی از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. شواهد آماری نشان‌دهنده هم حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه گذاری‌های تجاری تحت تاثیر پویایی‌های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. همچنین نتایج نشان دهنده این موضوع است که لحاظ کردن قیمت مسکن به عنوان یک دارائی وثیقه‌ای می‌تواند به عنوان عاملی برای افزایش ارزش دارائی بنگاه‌ها و به تبع آن استقراض و سرمایه گذاری‌های آتی شود که منجر به هم حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه گذاری و نوسانات اقتصادی در کشور می‌شود.

واژه‌های کلیدی: سیکل‌های تجاری، قیمت مسکن، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، دارائی وثیقه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: E32, R31, C61, D61.

---

۱. این مقاله از رساله دکتری مریم نوروزی نژاد به راهنمایی دکتر علی‌اکبر قلی‌زاده تحت عنوان پویایی‌های قیمت مسکن و تامین مالی مسکن در نوسانات اقتصادی ایران با رویکرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استخراج گردیده است.

۲. دانشیار اقتصاد، دانشگاه بو علی همدان، (نویسنده مسئول) Email:z_aliak@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری دانشگاه بو علی همدان Email:mnoroozinejad@gmail.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

۱. مقدمه

نوسانات قیمت زمین و مسکن و اثرات آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به مسائل کلیدی برای سیاستگذاران اقتصادی و قرار دادن اقتصاد در روند رشد با ثبات بلندمدت تبدیل شده است. مسکن به عنوان یکی از نیازهای اساسی بشر، نقش مهمی در کیفیت زندگی و شاخص‌های رفاهی جامعه دارد. تامین مسکن مناسب جزء اهداف و دغدغه‌های اصلی خانوارها بوده است و همواره بخش قابل توجهی از تلاش‌های خانوارها و دولت‌ها برای دستیابی به مسکن مناسب معطوف می‌گردد (بوستیک و همکاران؛۲۰۰۷).

برای بررسی نوسانات و پویایی‌های قیمت مسکن، در نظر گرفتن این نکته که مسکن، ترکیبی از زمین و بنا است، می‌تواند به طور بالقوه مفید باشد. مسکن از هر دو جزء زمین و بنا تشکیل شده است که قیمت‌های آن‌ها کاملا متفاوت تکامل می‌یابد. در این میان زمین از اساسی ترین نهادهای تولید مسکن است، مسکن کالایی بادوام است و بخش عمده ناهمگنی مسکن ناشی از ناهمگنی زمین است (مهرآرا و لواسانی؛۱۳۹۱). به دلیل ویژگی تجدید ناپذیر بودن زمین، قیمت زمین و مسکن در طول زمان افزایش می‌یابد. همچنین در صورت ثبات کامل بازار مسکن وثابت بودن سایر عوامل، قیمت مسکن و زمین دست کم معادل افزایش هزینه‌های تخریب ساختمان مستهلک و ساخت و ساز بر روی آن افزایش می‌یابد (بوراسا و همکاران؛۲۰۱۱).

بطور کلی نوسانات قیمت مسکن در درجه اول از تغییرات قیمت کل مسکن به عنوان متوسط وزنی از تغییر در ارزش زمین وبنا در نظر گرفته می‌شود. نوسانات در بازار مسکن را می توان چنین توصیف کرد: در ابتدا منابع عظیم مالی، بنا به دلایل مختلفی که به طور عمده ناشی از رشد نقدینگی در سطح کلان است، به سوی بخش مسکن و آن هم به صورت سوداگرانه سوق می یابند. از آنجا که فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی سود نیستند، سود در بخش مسکن همچنان بالا می ماند تا زمانی که اضافه عرضه در این بخش به یکباره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش تغییر داده، منابع مالی را از بخش مسکن خارج کرده و بخش مسکن و به تبع آن اقتصاد کشور را با رکود مواجه سازد. به

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

این ترتیب فعالیت‌های سوداگرانه در بخش مسکن موجب افزایش قیمت آن و افزایش قیمت، موجب افزایش انتظارات و پیامد آن افزایش بیشتر قیمت می‌شود. این روند به همین صورت ادامه پیدا می کند، تا ناگهان بر اثر ازدیاد عرضه انتظارات معکوس شود و بخش مسکن به سمت رکود برود. حال با توجه به این که بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط پیشین با بخش های اقتصاد است، با رکود بخش مسکن، مجموعه اقتصاد نیز به سمت کسادی پیش خواهد رفت (دلنرجو و اورتوک[1]؛ ۲۰۰۵). لذا ادوار مسکن، بیشتر با افت وخیزها وجهش‌های قیمت‌های مسکن شناخته می‌شود (نجی و همکاران[2]؛ ۲۰۱۸.

تحولات بخش مسکن در تشدید نوسانات رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی، نقش مهمی دارد.حلقه‌های پیشین و پسین گسترده بخش مسکن با دیگر بخش‌ها و فعالیت‌ها، مطالعه نوع ارتباط این بخش با سایر متغیرهای کلان اقتصادی رادر مقیاس‌های زمانی متفاوت بیش از پیش مهم می‌نماید. با توجه به نقش قیمت مسکن و تامین مالی مسکن در بروز سیکل‌های تجاری، باید به این موضوع اشاره کرد که سیستم‌های تامین مالی مسکن به عنوان بخشی از سیستم تامین مالی کشورها دیده می‌شود و نوع عملکرد و توسعه آن تا حد زیادی تحت‌تاثیر سیستم مالی عمومی می‌باشد (بهشتی و زنوزی؛۱۳۸۹). اینکه یک سیستم تامین مالی مسکن با گسترش ابزارهای مالی به کارگرفته شده می‌تواند در دستیابی به اهداف موفق باشد و عملکرد و کارایی سیستم تامین مالی مسکن را افزایش دهد، به شرایط کشورها و ثبات اقتصاد کلان جهت توسعه سیستم‌های تامین مالی مسکن بستگی دارد. سطح و نحوه توزیع درآمد نیز اثر قابل ملاحظه‌ای در کیفیت ارایه منابع مالی مسکن دارد. علت این اثرپذیری از شرایط درآمدی خانوار را می‌توان در شکل‌گیری مهم‌ترین منابع تامین مالی مسکن بر اساس منابع پس‌انداز خانوارها در اغلب سیستم‌های تامین مالی مسکن دانست جرمن و کادرینی[3]؛ ۲۰۱۲).

1. Del Negro and Ortok 2005
2. Nneji and et al 2018
3. Jermann and Quadrini, 2012

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

علاوه بر درک ماهیت تعامل چرخه‌های مسکن، تحرک و رشد این بخش باتوجه به تأمین مالی مسکن جزء کلیدی برای حفظ ثبات مالی و تأمین مالی پایدار در هر چارچوب سیاستی به‌شمار می‌رود. از دیگر سو اگر چه دوره‌های رونق و رکود مسکن تحت تأثیر روند متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد اما در کوتاه‌مدت شکاف بین عرضه و تقاضا و ناکارآمدی سیستم تأمین مالی مسکن، علاوه بر ناپایداری شاخص‌های اقتصادی بخش مسکن، سایر شاخص‌های کلان اقتصادی را نیز تحت الشعاع قرار می‌دهد. ازاین‌رو، بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی در بخش مسکن و تطبیق آن با تجربیات سایر کشورها، در راستای کنترل نوسانات موجود در بازار مسکن و ارایه خدمات مطلوب مسکن به منظور ایجاد رشد در بخش مسکن ضروری به نظر می‌رسد (لویی و همکاران[1]، ۲۰۱۳).

این مقاله در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و با فرض مبتنی بودن قیمت مسکن بر قیمت زمین و بر پایه بازار املاک و دارایی‌ها و همچنین ماهیت مصرفی و سرمایه‌ای مسکن طراحی گردیده است. همچنین از زمین و مسکن به عنوان یک وثیقه (دارایی دارای ارزش ضمانت) در تامین مالی مخارج مصرفی و سرمایه گذاری خانوارها و بنگاه‌ها استفاده شده است. باتوجه به اینکه در ایران بازار مسکن از مهمترین بخش‌های پیشرو اقتصادی بوده و رونق این بخش منجر به رونق تولید در سایر بخش‌ها می‌شود، لذا با برنامه‌ریزی‌های صحیح در این بخش تاثیرسیاست‌های اقتصادی دولت در خروج از شرایط رکود تورمی بیشتر مشخص می‌شود. در این راستا تحقیق حاضر نیز به بررسی رابطه بین چرخه‌های تجاری، قیمت مسکن و تامین مالی مسکن می‌پردازد.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه به بررسی مبانی نظری تحقیق پرداخته شده است و بخش سوم این مطالعه به معرفی الگوی تئوریک اختصاص دارد. در بخش چهارم به الگوی تجربی تحقیق پرداخته شده است و در نهایت در بخش پنج به نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی اختصاص یافته است.

1. Liu and et al, 2013

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

۲. مبانی نظری تحقیق

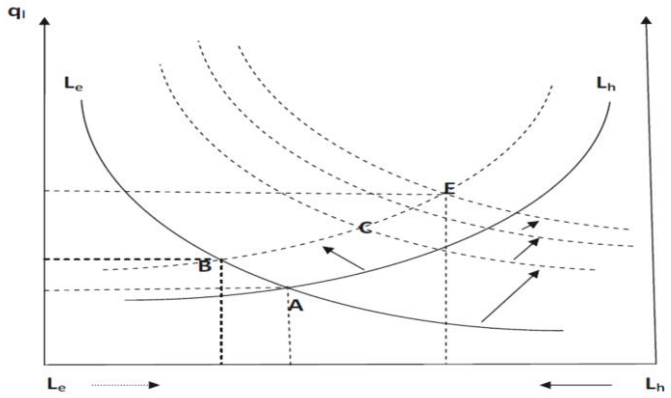
بررسی وضعیت بخش مسکن و مقایسه آن با سال‌های گذشته، به دلیل تاثیر عظیم فعالیت های ساختمانی در حجم تولید و گردش مالی صنایع وابسته می تواند در بررسی تحولات آتی صنایع کشور و روند فعالیت های ساختمانی از اهمیت به سزایی برخودار باشد. از دیدگاه دیگر، تامین مسکن و حصول به سطح مطلوب رفاه در جامعه، جایگاه این بخش را با حساسیت بیشتری روبه رو می کند. تفکیک عوامل تشکیل دهنده بازار مسکن نیز توابع قیمتی و غیرقیمتی عرضه و تقاضا را در این بازار به درستی نشان داده و با توجه به افزایش سقف وام بانکی و تغییرات وضع عرضه و تقاضا در بازار مسکن، مسیر مثبت و رو به رشد نمودار رونق را در چشم انداز ما قرارمی دهد. برنامه اعطای وام مسکن که جزئی از اجزای تشکیل دهنده بازار مسکن است در کنار سایر متغیرهای کمی و کیفی مانند امنیت سرمایه‌گذار، توزیع اطلاعات، نوسان قیمت ها، مالیات و...باعث افزایش قدرت خرید مردم در بازار مسکن شده است. هر چند برخی معتقدند که سهم افزایش وام در مقایسه با رشد قیمت مسکن متناسب نیست و تاثیری بر قدرت خرید متقاضیان مسکن ندارد، اما به طور مسلم بازار مسکن به عنوان یکی از مهمترین اجزای اقتصاد کشور، از این دست سیاست‌های اقتصاد تاثیر می پذیرد. بنابراین، توجه به عوامل تشکیل این بازار برای تصمیم گیری های اقتصادی می تواند بخش مهمی از فعالیت‌ها و تولیدات اقتصادی را از برنامه های منسجم و هماهنگ برخودار کند و از اتلاف منابع جامعه جلوگیری نماید. بازار مسکن نیز مانند همه بازارهای شناخته شده در عرضه اقتصادی دارای دو طرف عرضه و تقاضا می باشد و تعادل این دو نشان دهنده شرایط مناسب بازار مسکن است (ابراهیمی ؛۱۳۸۷).

خانوارها و بنگاه‌ها دارای یک محدودیت اعتباری از ناحیه ارزش مسکن می‌باشند که این امر در مخارج مصرفی و سرمایه گذاری بنگاه‌ها و به تبع آن بر تولید و نوسانات اقتصادی تاثیرگذار است. نمودار شماره یک نشان دهنده مکانیسم انتشار شوک در الگوی طرح شده است. بر این اساس فرض می‌شود که اقتصاد در نقطه تعادل پایدار[1] (نقطه A)

1. Steady State

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

است. در صورتی که شوک مثبتی به تقاضای مسکن وارد شود، بر اساس الگوهای استاندارد چرخه‌های تجاری حقیقی (RBC)، این شوک منجر به تغییر مکان و انتقال تقاضای مسکن خانوارها به سمت بالا می‌شود که در این راستا قیمت مسکن افزایش یافته و تخصیص مجدد مسکن از بنگاه‌ها به سمت خانوارها خواهد بود (حرکت از نقطه A به نقطه B). در صورتی که مسکن و یا زمین از بخش تجاری جابجا شود منجر به کاهش در سرمایه گذاری می‌شود، بنابراین الگو غیر مقید و بدون توجه به محدودیت دارایی بنگاه‌ها نشان دهنده هم حرکتی منفی بین قیمت مسکن و سرمایه گذاری‌های تجاری در اقتصاد خواهد بود. لازم به ذکر است که در این نمودار L_h بیانگر تقاضای زمین توسط خانوارها، L_e بیانگر میزان نگهداری یا تقاضای زمین توسط بنگاه‌ها و q_l بیانگر قیمت زمین است.



نمودار ۱. ضریب فزاینده پویای مالی در بخش مسکن

حال در صورتی که بنگاه‌های اقتصادی دارای محدودیت اعتباری بوسیله ارزش مسکن باشند در این حالت افزایش اولیه در قیمت مسکن از طریق انتقال تقاضای مسکن خانوارها منجر به افزایش در دارائی‌ها و ثروت خالص بنگاه‌ها می‌شود که این خود منجر به افزایش در توان قرض گیری بنگاه با اتکا به دارایی‌های خود می‌شود. افزایش در دارائی بنگاه‌ها باعث جابجایی منحنی تقاضای مسکن بنگاه‌ها و در نتیجه واکنش خانوارها شده و به افزایش در قیمت مسکن دامن زده و افزایش دوباره در ارزش دارائی بنگاه‌ها یک ضریب

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

فزاینده مالی ایستا ایجاد می‌کند (نقطه C). مساله مهم این است که افزایش در ارزش ثروت خالص بنگاه‌ها و افزایش در میزان اعتبارات آنها منجر به ایجاد یک تامین مالی فزاینده پویا شده و به افزایش در سرمایه گذاری‌ها در دوره جاری که نشان دهنده افزایش در موجودی سرمایه در آینده خواهد بود کمک می‌کند و از آنجایی که زمین و سرمایه دو عامل مکمل برای تولید می‌باشند افزایش‌های آتی در موجودی سرمایه منجر به افزایش در عرضه (تولید) نهائی زمین می‌شود که منجر به از بین رفتن محدودیت اعتباری بنگاه‌ها ،که یک اثر نوسانی یا موجی ایجاد می‌کند، (حرکت از نقطه C به نقطه E)میشود. بنابراین یک انتقال در تقاضای مسکن در محدودیت اعتباری اقتصاد می‌تواند منجر به نوسانات بزرگ در قیمت مسکن و تولید شده و تاثیر بزرگتری در سرمایه گذاری و مصرف خواهد داشت (لویی و همکاران، ۲۰۱۳).

تحقیقات نشان می‌دهد یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن، اعتبارات می‌باشد. براساس نظریهٔ تقاضای مسکن در شرایطی که خانوارها با محدودیت در تحصیل وام مواجه باشند، دسترسی بیشتر به اعتبارات، تقاضا برای مسکن را افزایش داده که این امرمنجر به افزایش قیمت‌های مسکن میگردد. از سوی دیگر، قیمت مسکن نیز از مسیر-های مختلف (کانال اعتباری و شتاب دهندهٔ مالی) بر میزان وام‌گیری خانوارها اثر می‌گذارد (اویکارینن[1]، ۲۰۱۷).

دو موضوع اساسی در تعریف مسکن باید مورد توجه قرارگیرد. نخست تعریف آن به عنوان یک محصول مورد بررسی. دوم تعریف بازار مسکن به منظور تجزیه و تحلیل این بازار به ویژه با عنایت به بعد فضایی آن. در تعریف محصول مسکن دو نکته قابل توجه می‌باشد:

نخست محصول به عنوان یک دارایی فیزیکی و یا دارایی غیرمنقول و عموما دارایی بادوام که دارای اشکال مختلفی مثل: ویلایی، آپارتمانی، صنعتی و سنتی و... بوده و همچنین به عنوان ساختمان مسکونی و سرپناه در ردیف نیازهای اساسی انسان قرار

1. Oikarinen 2017

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

می‌گیرد. نکته دوم تعریف مسکن به عنوان محصولی است که خدمت و یا جریان خدمت به دارنده آن ارایه می‌دهد. خدمات مورد نظر در اشکال حق تصرف، استفاده و مطلوبیت بردن از مسکن تجلی پیدا می‌کند. پیرامون بعد فضایی تعریف بازار مسکن تقسیم بندی‌های مختلفی قابل ارایه است مثل: بازار مسکن در سطح ملی، منطقه‌ای، محلی و...و در این خصوص هیچ محدویتی وجود ندارد و تنها عامل محدود کننده تعداد کافی واحدهای مسکونی برای تجزیه و تحلیل بازار مسکن خواهد بود.

مطالعات خارجی و داخلی صورت گرفته در این زمینه به این صورت است:

گونگ و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی حاصل از آن پرداخته‌اند. در این مطالعه با فرض پیوستگی بی نهایت کشش نیروی کار و انگیزه هموار بودن مصرف خانوارها در پی نشان دادن نقش پویای مسکن در تصمیم گیری خانوارها بوده‌اند. نتایج نشان دهنده این موضوع است که وجود قیدتامین مالی اعتباری مسکن منجر به کاهش اثرات شوک‌های تقاضای مسکن می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بجز نوسانات قیمت زمین، شوک تقاضای مسکن قابلیت توضیح دهندگی نوسانات اقتصاد را ندارد. همچنین نتایج نشان داده است که نوسانات اقتصادی در بلندمدت تقریباً به طور یکسان تحت تأثیر شوک های عرضه و تقاضا و سیاست های مالی و پولی قرار می گیرند. در عین حال در کوتاه مدت اثر شوک های تقاضا بر روی نوسانات، بیشتر از شوک های عرضه است.

ارتوک و ترونس (۲۰۱۷) ویژگی های پویای قیمت های مسکن، نرخ های بهره و عوامل اقتصاد کلان را در کشورهای مختلف مطالعه کرده‌اند. علیرغم اینکه مسکن دارایی غیرقابل مبادله است اما درجه ای از همزمانی نرخ رشد قیمت های واقعی مسکن در کشورهای مختلف وجود دارد. نتایج این مطالعه نشان داده است که اکثر این حرکات همزمان به عامل پویای مشترک در نرخ های بهره میان کشورها بستگی دارد. در حالی که این مطالعه وجود درجه زیادی از همزمانی در عوامل اقتصادی کلان مثل تولید واقعی،

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

مصرف و سرمایه‌گذاری مسکن را اثبات می‌کند. همچنین نتایج بیانگر این است که شوک های سیاست پولی تأثیر قوی ولی با وقفه، بر رشد قیمت های مسکن دارند.

یوجینیو سروتی و دیگران[1] (۲۰۱۵) رابطه پویای بین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن و رونق اعتبارات را با استفاده از مجموعه جدیدی از داده‌های مرتبط با ویژگی‌های سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، بهای مسکن، و اعتبار بانکی برای نمونه‌ای مشتمل بر بیش از ۵۰ کشور مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه به تجزیه و تحلیل ارتباط بین افزایش دسترسی به منابع مالی در بخش مسکن و خطرات مربوطه با اعتبار رشد سریع مسکن پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل چگونگی تغییرات عمق بازار وام مسکن در کشورهای مختلف و این تحلیل مفصل بین‌کشوری، برخی از نتایج کارهای قبلی را تایید می‌کند اما بینش ارزشمند نوینی را ارایه می‌کند که اهم نتایج آن به شرح ذیل است: نخست، ویژگی‌های سرمایه‌گذاری در بخش مسکن از کشوری به کشور دیگر بسیار متفاوت است و برخی ویژگی‌ها با عمق نسبی بازارهای وام مسکن نیز مرتبط‌اند. بالا بودن نسبت وام به ارزش مسکن، وابستگی بیشتر به سرمایه‌گذاری عمده و تا حدی، موعد سر رسید طولانی‌تر وام به همراه کیفیت و ثبات کلان، رابطه مثبتی با عمق بازارهای وام مسکن یک کشور، سرمایه بیشتر اجتماعی و نرخ کمتر جرم دارد. دوم آن‌که برخی از ویژگی‌های سرمایه‌گذاری در بخش مسکن که با بازارهای عمیق‌تر وام مسکن مرتبط‌اند، با افزایش ریسک‌های بحران نیز رابطه دارند. سوم، نقش سیاست‌های پولی در بررسی رونق اعتباری مربوط به بخش مسکن نباید همیشه بی‌اهمیت جلوه داده شود. علی‌رغم عدم وجود فشار حائز اهمیت تورم، حدود ۶۰ درصد رونق‌های املاک مسکونی در گذشته در نتیجه یا همزمان با رشد سریع اقتصادی و رشد بسیار بالای اعتبارات اقتصادی رخ داده‌اند. در این موارد، سیاست‌های پولی جزء ضروری اقدامات احتیاطی محسوب می‌شوند.

لیو و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی پویایی‌های قیمت زمین و نوسانات اقتصادی پرداخته‌اند. در این مطالعه اشاره شده است که هم حرکتی بین قیمت زمین و سرمایه

1. Eugenio Cerutti and et al

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

گذاری‌های کسب و کارها بر اساس پویایی‌های قیمت زمین و تاثیر آن بر سیکل‌های تجاری صورت می‌گیرد. این مطالعه بر اساس روش DSGE ابتدا با معرفی عامل زمین به عنوان دارایی در قید اعتبارات بنگاه و معرفی شوک مربوط به قیمت زمین در طول دوران رونق و رکود در پی بررسی فرضیه‌های تحقیق بوده است. نتایج بدست آمده بیانگر این است که محدودیت اعتبارات در قید خانوارها نقش مهمی در مکانیسم اثرگذاری پویایی‌های قیمت مسکن در بروز سیکل‌های تجاری دارد. همچنین نتایج بیان میکند اعمال قید اعتبار و تامین مالی در تقاضای مسکن منجر به کاهش اثرگذاری سیاست پولی بر بخش مسکن می‌شود.

نادمی و خوچیانی (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بخش مسکن و برخی متغیرهای اقتصاد کلان ایران پرداختند. هدف از این پژوهش بررسی ارتباط شاخص‌های بخش مسکن با برخی از متغیرهای اقتصاد کلان ایران با رویکرد همدوسی موجک طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۴ بود. نتایج نمودارهای همدوسی موجک، نشان دهنده ارتباط بین شاخص قیمت مسکن و رشد اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ و در مقیاس زمانی یکساله معکوس است. اما طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ رابطه این دو متغیر هم-فاز بوده و شاخص قیمت مسکن علت رشد اقتصادی بوده است. همچنین شدت ارتباط بین رشد اقتصادی و شاخص قیمت زمین در افق‌های کوتاه مدت از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵ به صورت فاز مخالف و از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ هم‌فاز بوده‌اند. از طرف دیگر نرخ تورم و شاخص قیمت مسکن نیز هم‌فاز بوده و در بازه زمانی کوتاه مدت ومیان‌مدت نرخ تورم عامل نوسان قیمت مسکن بوده است. همچنین حجم نقدینگی و شاخص‌های قیمت بخش مسکن در افق‌های بلندمدت هم فاز بوده است.

ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران پرداختند. این پژوهش با هدف شناسایی نوسانات قیمت و تولید در بخش مسکن در نظر دارد یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی را با در نظر گرفتن بخش مسکن برای اقتصاد ایران طراحی کند تا از طریق آن تأثیر

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی را بر نوسانات این بخش شناسایی کند. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که افزایش نرخ رشد حجم پول باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن شده است. در ضمن با توجه به کشش بالاتر عرضه در بخش تولید کالاها و خدمات غیرمسکن، اثر شوک پولی بر تولید بخش غیرمسکن بیشتر از بخش مسکن است. درآمدهای نفتی از طریق افزایش نقدینگی و افزایش تقاضای بخش خصوصی و خانوارها باعث افزایش تورم در اقتصاد می‌شوند. نتایج نشان می‌دهد که بروز یک تکانه نفتی باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیر مسکن می‌شود. با این تفاوت که اثر تورمی این شوک بیشتر از تولید می‌باشد. در مجموع نتایج توابع عکس‌العمل آنی و مقایسه گشتاورهای الگو با داده‌های واقعی نشان می‌دهد الگوی ارائه شده تا حد زیادی می‌تواند نوسانات سیکلی متغیرهای کلان اقتصادی بخش مسکن و غیرمسکن را تبیین نماید.

موسوی و درودیان (۱۳۹۴) به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران پرداخته‌اند. در این مطالعه با شاخص‌سازی و تلفیق برخی متغیرها، در نهایت تأثیر قیمت زمین، هزینه ساخت، نرخ بهره حقیقی، سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل شده، نقدینگی و بازدهی بازارهای رقیب با استفاده از داده‌های فصلی مورد اندازه‌گیری قرار گرفته است. برای تخمین، از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم کالمن فیلتر استفاده شده تا با به‌کارگیری روش حداکثر راستنمایی پارامترهای نامعلوم برآورد شود. نتایج نشان‌دهنده معناداربودن تأثیر منفی نرخ بهره حقیقی، بازدهی دارایی‌های جایگزین (طلا، ارز، سهام)، سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل شده و تأثیر مثبت هزینه ساخت در کنار اثرگذاری ناچیز و غیرمعنادار رشد نقدینگی است. ارتباط قوی قیمت زمین و مسکن نیز بیشتر به همزمانی حرکات این دو متغیر مربوط است تا اثرگذاری علّی. از جمله دلالت‌های سیاستی نتایج آن است که کنترل نوسانات بازار مسکن باید معطوف به تقویت روند عرضه و کنترل هزینه‌های ساخت به عنوان دو عامل مهم درون‌بخشی مؤثر بر قیمت مسکن باشد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

نصرالهی و آزادغلامی(۱۳۹۲) در بررسی میزان اثرگذاری تسهیلات بانکی، در مقایسه با عوامل دیگر اقتصادی (تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، قیمت سکه و سایر داراییها، درآمدهای نفتی، نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ اجاره)، بر نوسانات قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران، بر اساس یک الگوی گام به گام، متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن را بدین ترتیب اولویت‌بندی نموده اند: تولید ناخالص منطقه‌ای، وام مسکن، اجاره‌بهای مسکن، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به‌لحاظ آماری معنادار و با مبانی نظری هماهنگ است.

قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) ضمن تمرکز بر شوک‌های قیمتی بازار مسکن در سال‌های ۸۶-۱۳۸۵ به بررسی اثر تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر قیمت مسکن در ایران طی دوره ۸۶-۱۳۷۰ پرداخته‌اند. نتایج برآورد آن‌ها با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده نیز وجود رابطه مثبت بین تسهیلات مسکن و قیمت مسکن در بلندمدت و کوتاه‌مدت را تایید می‌کند. با توجه به کم بودن کشش قیمت مسکن در دوره افزایش قیمت نسبت به تسهیلات اعتباری در مقایسه با سایر متغیرها، رشد اعتبارات اثر شدیدی بر افزایش قیمت مسکن نخواهد داشت . از این‌رو سیاست‌گذاران نباید نگرانی زیادی بابت افزایش تسهیلات اعتباری به بخش مسکن داشته باشند، حتی در صورت وجود ارتباط شدید، سیاست‌های مکمل می‌تواند این نگرانی را برطرف نماید.

تحصیلی (۱۳۹۰) به ارزیابی نوسانات بازار مسکن و رابطه آن با ادوار تجاری در ایران پرداخته است. در این تحقیق دو جنبه از این بازار مورد ارزیابی قرار گرفته: اول، نوسانات بازار مسکن و ارتباط آن با ادوار تجاری؛ ودوم، شناخت و تصریح عوامل موثر بر بازار مسکن و نوسانات آن. درقسمت اول که در برگیرنده داده‌های سالانه ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ است تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر مرجع و متغیرهای بازار مسکن شامل: پروانه ساخت، شروع ساخت، تولید مسکن، زیربنای ساخته شده، سرمایه‌گذاری در مسکن، اشتغال در مسکن و قیمت مسکن به عنوان متغیرهای اساسی انتخاب شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که متغیرهای مسکن(غیر از پروانه‌های ساخت) هم‌حرکتی معناداری با تولید کل دارند. شروع

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

ساخت و سرمایه‌گذاری در مسکن با تولید کل همزمان بوده ولی تولید مسکن، قیمت مسکن و اشتغال در مسکن نسبت به تولید کل تأخیر دارند. بنا بر این نوسانات تولید کل (ادوار تجاری) راهنما و پیشروی نوسانات تولید مسکن است. آزمون علیت گرنجر نیز نشان‌دهنده رابطه علی دو طرفه میان تولید کل و تولید مسکن و همچنین علت بودن تولید کل برای سایر متغیرهای مسکن است. همچنین، بررسی تأثیر شوک‌های وارده بر بازار مسکن با استفاده از تابع عکس العمل ضربه در الگوی VAR نشان داده که شوک‌های قیمت مسکن اثرات نوسانی داشته و شوک‌های نفتی تأثیر مثبت را به همراه دارند.

با توجه به مطالعات صورت گرفته ابعاد نوآوری مطالعه حاضر به شرح زیر است:

۱- وارد کردن نقش زمین و مسکن به عنوان دارایی مصرفی_سرمایه‌ای در بخش خانوارها و بنگاه‌های تولیدی از طریق ارزش وثیقه‌ای مسکن.

۲- به منظور توضیح دهندگی بیشتر شوک قیمت مسکن در بروز چرخه‌های تجاری، شوک قیمت مسکن وابسته به مقدار قیمت و تقاضای مسکن و همچنین عادات مصرفی خانوارها و هزینه‌های سرمایه گذاری بنگاه‌ها شده است.

۳- بررسی پویایی‌های قیمت زمین به عنوان یک دارایی رهنی (وثیقه‌ای) برای خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی به عنوان دارایی با ارزش به عنوان وثیقه‌ای برای اخذ تسهیلات جهت تقاضای مسکن وسرمایه گذاری.

۳. معرفی الگوی تحقیق

اقتصادی را در نظر بگیرید که دارای دو نوع کارگزار[1] باشد: خانوار و بنگاه. فرض می‌شود که این اقتصاد دارای بازار کار، کالاها، زمین و اوراق قابل استقراض (اوراق قرضه) باشد. مطلوبیت خانوار نمونه بستگی به کالاهای مصرفی، خدمات مسکن (سکونت) و فراغت دارد و مطلوبیت بنگاه‌ها نیز تنها بستگی به کالاهای مصرفی دارد. تولید کالاهای مصرفی نیازمند نیروی کار، سرمایه و زمین به عنوان نهاده‌های تولیدی است. همچنین

1 . Agent

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

بنگاه‌ها نیازمند تامین مالی برای مخارج سرمایه گذاری خود می‌باشند. الزامات قراردادهای ناقص در بنگاه‌ها دلالت بر این دارد که ظرفیت و توانمندی استقراض بنگاه‌ها بوسیله ارزش دارائی هایی که قابلیت تضمین داشته باشد تائید می‌شود که این دارائی‌ها شامل زمین و موجودی سرمایه بنگاه است. همچنین فرض شده است که خانوارها نسبت به بنگاه‌ها شکیبایی و بردباری بیشتری دارند که بر این اساس محدودیت دارائی‌های وثیقه‌ای شرایط تعادلی را در نقطه تعادل پایدار برقرار می‌کند.

خانوارها

در بخش اول فرض شده است که اقتصاد داخلی از طیف وسیعی از خانوارها تشکیل شده است که $(\boldsymbol{\lambda_n})$ درصد خانوارهایی است که به لحاظ شمول مالی دسترسی به بازارهای مالی و پس‌انداز کردن را دارند. شمول مالی بر اساس دسترسی خانوارها به خدمات مالی مد نظر قرار می‌گیرد. این خانوارها از طریق حداکثرسازی مطلوبیت خود با محدودیت بودجه بین زمانی دست به انتخاب متغیرهای تصمیم خود می‌زنند. تابع مطلوبیت برای این گروه از خانوارها بر خلاف مطالعات پیشین در این زمینه به صورت MIU (پول در تابع مطلوبیت) در نظر گرفته شده که تابعی از مصرف، عرضه نیروی کار و مسکن است. تابع مطلوبیت این گروه از خانوارها به صورت زیر است:

$$\sum_{t=0}^{\infty}(\beta^h)^s E_t\left[\frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c}-\frac{l_t^{1+\sigma_n}}{1+\sigma_n}+\vartheta_x log\left(\frac{X_t^h}{P_t}\right)\right].\lambda_i \qquad (۱)$$

که E_t عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$، عامل تنزیل، c_t مصرف حقیقی خانوار، l_t عرضه نیروی کار برای استفاده در فرایند تولید کالای واسطه، σ_c معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، σ_n معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار، X_t^h، شاخص ترکیبی از خدمات مسکن و سایر دارایی‌های مالی خانوار است. ϑ_x کشش بهره‌ای تقاضای دارایی‌ها و h بیانگر کشش تقاضای دارایی مالی بوده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت انتظاری خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند. خانوار، دوره t را با x_{t-1}^{θ} واحد خدمات مسکن که از دوره قبل به جا مانده است، شروع می‌کند و l_t نیروی کار در اختیار دارد که آن را به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه عرضه می‌کند و در تمام دوره‌ها باید $l_t = \int_0^1 l_{j,t} d_j$ باشد. خانوار از محل عرضه نیروی کار، w_tدستمزد (درآمد) کسب می‌کند و به اندازه T_tبه دولت مالیات پرداخت می‌کند. خانوار بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالاهای نهایی می‌کند، بخشی را سرمایه‌گذاری می‌کند، که i_t سرمایه‌گذاری واقعی است و بخشی دیگر را به صورت پول نقد نگهداری می‌کند. با توجه به اهداف تحقیق فرض شده که در گروه خانوار دو مدل وجود دارد. خانوارهای پس‌انداز کننده در این مطالعه خانوارهایی هستند که به دلیل دسترسی بیشتر به بازارهای مالی و همچنین داشتن دارایی‌های مالی که دارای بازدهی است علاوه بر دستمزد منابع درآمدی دیگری نیز دارند. اما در گروه دیگر خانوارهای قرض گیرنده قرار دارند که این خانوارها تا دوره زمانی t که به دنبال بهینه یابی و تصمیم گیری در مورد مصرف و اشتغال هستند دسترسی به خدمات مالی مانند تسهیلات بانکی ندارند و درآمد این گروه از خانوارها تنها از ناحیه کار و دستمزد تأمین می‌شود بر این اساس این گروه از خانوارها منابع درآمدی دیگر از طریق دارایی‌های مالی ندارند.

خانوار پس‌انداز کننده

خانوارهای پس‌اندازکننده مالک بنگاه‌ها هستند و لذا به دلیل جذب عایدی سرمایه و سود بنگاه‌ها، دارای مازاد منابع مالی هستند که انتخاب‌های فراتری نسبت به مصرف و نگهداری پول نقد، مانند سپرده گذاری، خرید اوراق مشارکت و سرمایه‌گذاری برای آنها به همراه دارد. در این شرایط خانوار نماینده در هر دوره علاوه بر مصارف خصوصی و نگهداری اسکناس و مسکوک، مازاد درآمد حاصل از عرضه نیروی کار $(w_t l_t)$ را صرف سرمایه‌گذاری (i_t)، سپرده گذاری (d_t) در بانک‌ها و موسسات اعتباری و خرید اوراق مشارکت (b_t) نموده و از نرخ بازدهی آنها منتفع می‌شود. بدین ترتیب با لحاظ خالص

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

مالیات‌های پرداختی حقیقی (T_t^p)، عایدی ناشی از اجاره موجودی سرمایه و سودهای حقیقی تقسیم شده بنگاه‌ها (Div_t)، قید بودجه خانوار بر حسب متغیرهای حقیقی به شکل رابطه (۲) خواهد بود.

$$c_t^p + \frac{P_t^i}{P_t} i_t + m_t^{c,p} + d_t + b_t = w_t l_t^p + (1 + R_{t-1}^d)\frac{d_{t-1}}{\pi_t} + (1 + R_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^{c,p}}{\pi_t} + R_t^k k_{t-1} + -T_t^p + Div_t \quad (۲)$$

همچنین سرمایه‌گذاری i_t به موجودی سرمایه ابتدای دوره k_{t-1} اضافه می‌شود و موجودی سرمایه ابتدای دوره بعد (انتهای دوره جاری) k_t ایجاد می‌شود. مشابه بوریل و همکاران (۲۰۱۰)، با لحاظ هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری به صورت $\varrho(\frac{i_t}{i_{t-1}})$، فرآیند انباشت سرمایه از طریق رابطه (۳) تعیین می‌شود.

$$k_t = (1 - \delta_k)k_{t-1} + \left(1 - \varrho\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \quad (۳)$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه خانوارهای پس‌انداز کننده، روابط اقتصادی برای مصرف، نگهداری پول، سپرده‌گذاری، اوراق مشارکت، عرضه نیروی کار، سرمایه‌گذاری و پویایی‌های قیمت استخراج می‌شود.

$$c_t^{p-\sigma_c} = \beta_p E_t \left[\frac{c_{t+1}^{p-\sigma_c}(1+R_t^b)}{\pi_{t+1}}\right] \quad (۴)$$

$$m_t^{c.p} = \psi_x(\mu) c_t^{p\sigma_c} \frac{1+R_t^b}{R_t^b} \quad (۵)$$

$$d_t = \psi_x(1-\mu) c_t^{p\sigma_c} \frac{1+R_t^b}{R_t^b - R_t^d} \quad (۶)$$

$$n_t^{p\sigma_c} = \frac{1}{c_t^{p\sigma_c}} w_t \quad (۷)$$

$$\frac{p_t^i}{p_t}\lambda_t^p = Q_t\left[1 - \varrho\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) - \varrho'^{\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)}\right] + \beta E_t Q_{t+1} \varrho'^{\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)^2} \quad (۸)$$

$$Q_t = \beta_p E_t \lambda_{t+1}^p R_{t+1}^k + \beta_p(1-\delta) E_t Q_{t+1} \quad (۹)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

خانوار وام گیرنده

خانوارهای وام‌گیرنده، منبع درآمدی غیر از عرضه نیروی کار ندارند و در نتیجه فرض می‌شود که برای تأمین مخارج مصرفی خود نیاز به اخذ وام (L_t^h) خواهند داشت. حداکثر وامی که بانک به خانوار اعطا می‌کند بر اساس نسبتی از درآمد خانوار است (پونزی و رابیتس[1]، ۲۰۱۷).

$$L_t^h = l_t v^h . (w_t l_{i,t}) \tag{۱۰}$$

در این شرایط خانوار نماینده در هر دوره علاوه بر مصارف خصوصی و نگهداری اسکناس و مسکوک، بخشی از درآمد را صرف بازپرداخت بدهی دوره قبل با نرخ R_{t-1}^h می‌نماید. همچنین شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی (X_t) برای این گروه با توجه به نداشتن سپرده پس‌انداز، همان میزان نگهداری اسکناس و مسکوک $M_t^{c.I}$ خواهد بود.

بدین ترتیب با لحاظ کردن خالص مالیات‌های پرداختی حقیقی (T_t^i)، قید بودجه خانوار بر حسب متغیرهای حقیقی به شکل زیر خواهد بود.

$$c_t^I + m_t^{c.I} + (1 + R_{t-1}^h)\frac{l_{t-1}^h}{\pi_t} = w_t l_t^I + \frac{m_{t-1}^{c.I}}{\pi_t} + l_t^h - T_t^I \tag{۱۱}$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه این گروه از خانوارها و محدودیت وام، میزان مصرف، نگهداری پول و عرضه نیروی کار مشخص می‌شود.

$$c_t^{I-\sigma_c} = \beta_I E_t\left[\frac{c_{t+1}^{I-\sigma_c}(1+R_t^h)}{\pi_{t+1}}\right] \tag{۱۲}$$

$$m_t^{c.I} = \psi_x(\mu) c_t^{I\sigma_c}\frac{1+R_t^h}{R_t^b} \tag{۱۳}$$

$$\mathrm{n}_t^{\mathrm{I}\sigma_n} = \frac{\mathrm{w}_t}{\mathrm{c}_t^{\mathrm{I}\sigma_c}}\left(1 - \frac{\mathrm{R}_t^h}{1+\mathrm{R}_t^h}\mathrm{ltv}^h\right) \tag{۱۴}$$

با جمع عرضه و تقاضاهای حاصل از دو گروه فوق، عرضه نیروی کار، مصرف و تقاضای پول جامعه به دست می‌آید.

1 . Punzi and Rabitsch, 2017

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

تولید کننده کالای نهایی

بنگاه نوعی وجود دارد که کالاهای واسطه‌ی j را خریداری می‌کند و با استفاده از جمع گر دیکسیت استیگلیتز کالای نهایی را تولید می‌کند (منظور و تقی پور، ۱۳۹۵).

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{jt}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} d_j\right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad \theta > 1$$

Y_{jt} بیانگر کالای واسطه‌ای j است و θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند خرید خود را از کالاهای واسطه با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود و در نتیجه تابع تقاضا برای محصول متمایز تولید شده توسط هر یک از بنگاه های واسطه به صورت ذیل است:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \tag{۱۵}$$

که تقاضا برای کالای j تابعی از قیمت نسبی $\frac{P_{jt}}{P_t}$ (نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی) و تولید کالای نهایی است و با تحمیل شرط سود صفر برای تولیدکننده کالای نهایی، قیمت کالای نهایی به صورت ذیل خواهد بود:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{۱۶}$$

تولیدکننده کالای واسطه

هر تولیدکننده، کالای واسطه‌ای J را با ترکیب سرمایه و نیروی کار، تولید می‌کند و در شرایط رقابت ناقص می‌فروشد. هر بنگاه برای پرداخت بخشی از هزینه نیروی کار و سرمایه، وام از بانک دریافت می‌کند. برای لحاظ هزینه تعدیل قیمت از قاعده روتمبرگ (۱۹۸۲) استفاده می‌شود (احمدیان و همکاران، ۱۳۹۴).

$$Y_{jt} = A_t L_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha} \quad (۱۷)$$

که L تعداد ساعات کار، $\alpha \in (0,1)$ و A_t بیانگر شوک تکنولوژی است که از فرآیند زیر پیروی می‌کند:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_{A,t} \quad \varepsilon_{t,A} \approx N\left(0, \sigma_{\varepsilon t,A\epsilon}\right) و \rho_A \in (0,1) \quad (۱۸)$$

هر بنگاه j مقدار L_{jt} وام از بانک در آغاز هر دوره دریافت می‌کند و به نسبت γ_t از هزینه سرمایه و نیروی کار را تأمین مالی می‌کند که از یک فرآیند AR(1) به صورت زیر پیروی می‌کند .

$$\gamma_t = \left(1-\rho_\gamma\right)\bar{\gamma} + \rho_\gamma \gamma_{t-1} + \varepsilon_{\gamma,t} \quad \varepsilon_{\gamma,t} \approx N(0, \sigma\varepsilon t, \gamma) و \rho_\gamma \in (0,1) \quad (۱۹)$$

مقدار وام دریافتی برابر است با:

$$L_{jt} = \gamma_t (P_{jt} r_{jt}^k + P_{jt} W_t L_{jt}) \quad (۲۰)$$

نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_{jt}^k است. همانند روتمبرگ (۱۹۸۲) بنگاه تولیدکننده کالای واسطه ای با هزینه تعدیل زیر مواجه است:

$$PAC_t^j = \frac{\varphi_f}{2}\left(\frac{P_{jt}}{(\bar{\pi})P_{jt-1}} - 1\right)^2 Y_t \quad (۲۱)$$

که $\varphi_f \geq 0$، پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت، $\bar{\pi}$ نرخ تورم در وضعیت تعادل پایدار، Y_t کل تولید است.

بنگاه به دنبال حداکثر سازی مجموع سود حقیقی جاری و آتی است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left[\lambda_t (\beta^s) \frac{\pi_{t+s}^f}{P_{t+s}}\right] \quad (۲۲)$$

که در آن تابع سود اسمی عبارت است از:

$$\pi_{jt}^f = P_{jt} Y_{jt} - P_t mc_t Y_{jt} - PAC_t^j \quad (۲۳)$$

PAC_t^j هزینه تعدیل قیمت و mc_t هزینه نهایی بنگاه است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

بنگاه سود انتظاری را با توجه به روابط فوق و نسبت به سرمایه K_{jt}، نیروی کار L_{jt} و P_{jt} حداکثر می‌سازد.

$$\frac{\partial \ell}{\partial k_t} = \lambda_t A_t \alpha L_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha-1} - \lambda_t^f r_t^k \left(1 + r_t^l\right) = 0 \qquad (۲۴)$$

رابطه فوق بیانگر برابری تولید نهایی سرمایه و هزینه نهایی سرمایه است.

$$\frac{\partial \ell}{\partial L_t} = \lambda_t A_t (1-\alpha) L_{jt}^{-\alpha} K_{jt}^{\alpha} - \lambda_t^f \left(1 + r_t^l\right) w_t = 0 \qquad (۲۵)$$

رابطه فوق نشان می دهد، تولید نهایی نیروی کار با هزینه نهایی نیروی کار برابر است.

$$\frac{\partial \ell}{\partial P_t} = \left\{1 - \theta + \theta \left(\frac{P_t}{P_{jt}}\right) mc_{jt}\right\} \lambda_t \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} \frac{Y_t}{P_t} - \lambda_t \varphi_f \left\{\left(\frac{P_{jt}}{(\bar{\pi}) P_{jt-1}} - 1\right) \frac{Y_t}{(\bar{\pi}) P_{jt-1}}\right\} + \beta \varphi_f E_t \left\{\lambda_{t+1} \left(\frac{P_{jt+1}}{(\bar{\pi}) P_{jt}} - 1\right) Y_{t+1} \left(\frac{P_{jt+1}}{(\bar{\pi}) P_{jt}^2}\right)\right\} = 0 \qquad (۲۶)$$

$$mc_{jt} = \frac{\left[\gamma_t (1 + r_t^l) w_t\right]^{1-\alpha} \left(\gamma_t (1 + r_t^l) r_t^k\right)^{\alpha}}{\alpha^{\alpha} (1-\alpha)^{1-\alpha} A_t} \qquad (۲۷)$$

رابطه فوق بیانگر این است که قیمت کالاها بستگی به هزینه نهایی تولید، هزینه تعدیل سرمایه و کشش جانشینی کالاها دارد.

بازار نیروی کار

در این الگو الزاما تقاضا و عرضه نیروی کار با هم برابر نیست. با در نظر گرفتن رفاه خانوار به عنوان معیار در دوره t تمایل به کار کردن دارد، اگر و فقط اگر رابطه زیر برقرار باشد (جوان و همکاران، ۱۳۹۷):

$$\frac{W_t(i)}{P_t} \geq \chi_t C_t j^{\varphi} \qquad (۲۸)$$

یعنی فقط و فقط زمانی فرد حاضر به کار کردن است که دستمزد حقیقی نیروی کار از عدم مطلوبیت نیروی کار آن بیشتر باشد. عبارت عدم مطلوبیت کار کردن بر حسب مطلوبیت نهایی مصرف بیان می‌شود. نیروی کار به صورت $L_t = \int_0^1 L_t(i) di$ نشان داده می‌شود. حال نرخ بیکاری u_t را به عنوان تفاوت بین عرضه نیروی کار و اشتغال

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

تعریف می‌شود. در حالی که بیکاری وجود نداشته باشد عرضه نیروی کار برابر با تقاضای نیروی کار نیست، بنابراین در صورت عدم برقراری رابطه فوق می‌توان مارک آپ دستمزد را به صورت زیر است:

$$\mu_t^w = \varphi u_t \tag{۲۹}$$

بنابراین نرخ بیکاری در دوره t متناسب با مارک آپ دستمزد است. هر کاهشی در مارک آپ به دلیل کاهش در دستمزد واقعی یا افزایش در مصرف و اشتغال، سبب کاهش نرخ بیکاری خواهد شد به گونه‌ای که افراد بیکار شاغل می‌شوند و یا اینکه مشارکت افراد در کار کم می‌شود. قدرت این اثر با پارامتر φ یعنی درجه عدم مطلوبیت ناشی از کارکردن تعیین می‌شود. این تعریف نرخ بیکاری بسیار مشابه تعریف متعارف بیکاری است. اشتغال با فرض معین بودن دستمزد، از طرف بنگاه تعیین می‌شود. از طرف دیگر، عرضه نیروی کار را خانوار تعیین می‌کند. چسبندگی اسمی دستمزد علت وجود بیکاری است.

بانک‌های تجاری

در مدل طراحی شده فرض می‌شود، هدف بانک‌ها حداکثرسازی سود است. در ساختار لحاظ شده بانک‌ها سپرده‌ها را به اعتبارات اختصاص می دهند. علیرغم وجود بازار رقابت انحصاری در سیستم بانکی، بانک تعیین کننده نرخ سود سپرده نیست و نرخ سود سپرده توسط بانک مرکزی به عنوان مقام پولی تعیین می‌شود. بانک نماینده سپرده D_t را از خانوار دریافت می‌کند و در مقابل نرخ سود r_t^d را می‌پردازد. همچنین، بانک به بنگاه وام L_t^b عرضه می‌کند و نرخ سود r_t^l را دریافت می‌کند. از طرف دیگر بانک ممکن است به دلیل عدم بازپرداخت اعتبارات اعطایی با نرخ قصور α_t^b مواجه شود که در صورت باز پرداخت کامل بانک با درآمد $(1-\alpha_t^b)(1+r_t^l)L$ مواجه خواهد شد.

همچنین فرض شده است که بانک در صورت کمبود منابع، مجبور به استقراض از بازار بین بانکی D_t^i با نرخ بهره r_t^i است. در بازار بین بانکی بانک‌هایی که با مازاد منابع مواجه

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

هستند، به بانک‌هایی که با کمبود منابع مواجه هستند، با توجه به شاخص‌های سلامت بانکی و وضعیت ترازنامه‌ای آنها و جریان دارایی_بدهی قرض می دهند. نرخ بهره بازار بین بانکی در شبکه بانکی کشور به صورت توافقی با توجه به نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها و میزان رتبه اعتباری بانک‌ها تعیین می‌شود. از طرف دیگر نرخ بهره بازار بین بانکی باید بیش از نرخ بهره سپرده و کمتر از نرخ بهره وام باشد، درصورتی که نرخ بهره مذکور از نرخ بهره وام بیشتر باشد، بانک‌ها تمایل بیشتری به پرداخت وام به بازار بین بانکی خواهند داشت و این موضوع می‌تواند اثر منفی بر عرضه اعتبارات به بخش غیر بانکی داشته باشد. بانک‌ها باید مقدار مشخصی از بدهی به بازار بین بانکی را رعایت نمایند و انحراف بدهی به بازار بین بانکی بانک‌ها از وضعیت تعادل پایدار، آنها را با هزینه کوآدراتیک به صورت زیر مواجه می سازد.

$$\frac{1}{2}\varphi di\left(\frac{D_t^i}{\bar{D}^i}-1\right)^2 \qquad (۳۰)$$

در صورتی که منابع موجود در بازار بین بانکی برای پاسخگویی به نیاز بانک‌ها کافی نباشد، بانک‌ها مجبور به استقراض از بانک مرکزی می‌شوند. استقراض از بانک مرکزی D_t^c در واقع تزریق نقدینگی از سوی بانک مرکزی در موارد نیاز است که برای ممانعت از استقراض بی رویه بانک‌ها از بانک مرکزی، هر ساله نرخ جریمه r_t^c برای آن در نظر گرفته می‌شود. بانک‌ها باید مقدار مشخصی از بدهی به بازار بین بانکی را رعایت نمایند و انحراف بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی از وضعیت تعادل پایدار، آنها را با هزینه کوآدراتیک به صورت زیر مواجه می سازد.

$$\frac{1}{2}\varphi di\left(\frac{D_t^c}{\bar{D}^c}-1\right)^2 \qquad (۳۱)$$

بنابراین تابع سود بانک به شرح زیر است:

$$\pi_t^b=(1-\alpha_t^b)(1+r_t^l)L_t-(1+r_t^d)D_t-(1+r_t^i)D_t^i-\frac{1}{2}\varphi di\left(\frac{D_t^i}{\bar{D}^i}-1\right)^2-(1+r_t^c)D_t^c\frac{1}{2}\varphi di\left(\frac{D_t^c}{\bar{D}^c}-1\right)^2 \qquad (۳۲)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

که با توجه به قید زیر حداکثر می‌گردد.

$$l_t = d_t^i + (1-\eta_t)d_t + d_t^c - l_t^i \quad (۳۳)$$

برای d_t^i یک تابع رفتاری بر اساس واقعیات موجود در شبکه بانکی کشور تعریف می‌شود که بر اساس آن بدهی به شبکه بانکی با افزایش تولید افزایش خواهد یافت. در واقع افزایش تولید تقاضای وام را افزایش خواهد داد و بانک‌ها در صورت ناکافی بودن منابع مجبور به استقراض از بازار بین بانکی می شوند. از طرف دیگر بدهی به شبکه بانکی دوره های قبل نیز تأثیر مثبت بر بدهی دوره جاری خواهد داشت.

$$d_t^i = \left(d_{t-1}^i\right)^{\phi_{dl}^{di}} (y_t)^{\phi_{di}^{y}} \quad (۳۴)$$

از سوی دیگر بانک به دلیل فعالیت در بازار بین بانکی، قادر به اعطای تسهیلات به بازار بین بانکی l_t^i نیز می باشد که از اجزای دارایی بانک است. عرضه وام به بازار بین بانکی تحت تأثیر سپرده‌های بانک و مقدار عرضه وام به بازار بین بانکی دوره قبل قرار دارد. به طوریکه می‌تواند بخشی از سپرده‌ها را به بازار بین بانکی قرض دهد و در نتیجه با افزایش سپرده‌ها، اعطای وام به بازار بین بانکی افزایش خواهد یافت. از آنجا که در شبکه بانکی همه بانک‌ها در شبکه بانکی کشور فعال هستند و از بازار بین بانکی قرض می‌گیرند و به بازار بین بانکی قرض می‌دهند، سعی شده است اعطای وام به بازار بین بانکی به شکل یک قلم دارایی در ترازنامه بانک وارد شود و از سوی دیگر برای آن یک تابع رفتاری بر اساس واقعیات حاکم بر شبکه بانکی کشور تعریف شود.

$$l_t^i = \left(l_{t-1}^i\right)^{\phi_{lil}^{li}} (d_t)^{\phi_{lii}^{d}} \quad (۳۵)$$

مهمترین دلیل افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در شبکه بانکی کشور، اضافه برداشت از منابع بانک مرکزی است. بدهی شبکه بانکی به بانک مرکزی منفی شدن حساب‌های روزانه بانک‌ها نزد بانک مرکزی را نشان میدهد. یکی از علل منفی شدن حساب بانک‌ها نزد بانک مرکزی، وجود مطالبات غیرجاری است. زمانی که بانک‌ها اعتبار

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

پرداخت کنند و مشتریان نتوانند در سررسید معین، آن را بازپس دهند، بانک‌ها به دلیل کمبود منابع ناشی از کاهش بازپرداخت تسهیلات اعطایی، مجبور به استقراض از منابع دراختیار بانک مرکزی می‌شوند.

تمامی دلایل یادشده منجر به شکل گیری بدهی شبکه بانکی به بانک مرکزی یا همان استقراض بانک‌ها از منابع این بانک می‌شود که جریمه‌های سنگینی را برای بانک‌ها به همراه دارد. زیرا تأخیر در پرداخت بدهی‌ها و اضافه برداشت از بانک مرکزی با جریمه روبه رو می‌شود. تعیین این جریمه سنگین توسط بانک مرکزی بانک‌ها را به پرهیز از برداشت از منابع دراختیار این بانک وا میدارد. بنا به واقعیات موجود در اقتصاد ایران و با تأکید بر معناداری متغیرهای اثرگذار بر بدهی به بانک مرکزی یک تابع رفتاری برای این متغیر تعریف شده است.

$$d_t^c = \left(l_t^i\right)^{\phi_{dc}^{li}}\left(d_t^i\right)^{-\phi_{dc}^{di}} \tag{۳۶}$$

با حداکثر نمودن رابطه تابع سود با توجه به قیود بانک داریم:

$$\frac{\partial \ell}{\partial l_t} = \lambda_t(1-\alpha^b)\left(1+r_t^l\right) - \lambda_t^b = 0 \tag{۳۷}$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial d_t} = -\lambda_t\left(1+r_t^d\right) + (1-\eta_t)\lambda_t^b = 0 \tag{۳۸}$$

روابط فوق نشان می دهند که حاشیه سود بانکی هم به میزان بازپرداخت وام‌های اعطایی و هم به نسبت ذخیره قانونی بستگی دارد. این موضوع موید اثرپذیری عملکرد بانک‌ها از سیاست های پولی است و به عبارت دیگر کانال انتقال سیاست پولی از طریق شبکه بانکی را نشان میدهد.

$$\frac{\partial \ell}{\partial d_t^l} = -\lambda_t\left(\left(1+r_t^i\right) + \varphi_{di}\left[\frac{D_t^i}{\bar{D}^i} - 1\right]\right) + \lambda_t^b = 0 \tag{۳۹}$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial d_t^c} = -\lambda_t\left(\left(1+r_t^c\right) + \varphi_{di}\left[\frac{D_t^i}{\bar{D}^i} - 1\right]\right) + \lambda_t^b = 0 \tag{۴۰}$$

روابط فوق بیانگر این است که نرخ بهره بازار بین بانکی بستگی به هزینه تعدیل بدهی به شبکه بانکی دارد و مقایسه روابط فوق بیانگر این است که نرخ بهره بازار بین بانکی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

کمتر از نرخ بهره وام و بیش از نرخ بهره سپرده است. همچنین با مقایسه روابط فوق میتوان بیان نمود، نرخ جریمه بانک مرکزی بیشتر از تمام نرخ بهره های موجود در شبکه بانکی کشور بوده و بستگی به هزینه تعدیل بدهی به بانک مرکزی دارد. این موضوع با واقعیت حاکم بر شبکه بانکی کشور تطابق دارد.

قید بودجه دولت

با توجه به واقعیت‌های اقتصاد ایران و نقش پر رنگ دولت در اقتصاد، بخش دولت در مدل آورده شده است. در این مدل دولت تلاش میکند تا هزینه‌های خود (g_t) را از محل دریافت مالیات‌ها(T_t)، فروش اوراق مشارکت(b_t) ، درآمد حاصل از فروش نفت $(\omega_g^{or}.e_t.or_t)$و سایر درآمدها$(other_t)$ متوازن نگه دارد. در این شرایط قید بودجه دولت به قیمت‌های حقیقی به شکل زیر بیان می‌شود (توکلیان، ۱۳۹۱).

$$g_t + \left(1 + R_{t-1}^b\right)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \omega_g^{or}.e_t.or_t + b_t + T_t + other_t \qquad (۴۱)$$

مخارج دولت از دو جزء مخارج جاری و عمرانی تشکیل می‌شود. فرض می‌شود که مخارج جاری و عمرانی دولت علاوه بر تأثیرپذیری از شرایط گذشته و مقدار با ثبات آن، از تحولات درآمدهای ارزی نفت نیز همانند رابطه زیر تأثیرپذیر است.

$$gc_t = \left(1 - \rho_{gc}\right)\overline{gc} + \rho_{gc}gc_{t-1} + \upsilon_{or}^{gc}or_t + u_t^{gc}\ ,\ u_t^{gc} \sim N(0, \sigma_{gc}^2) \qquad (۴۲)$$

$$gk_t = \left(1 - \rho_{gk}\right)\overline{gk} + \rho_g gk_{t-1} + \upsilon_{or}^{gk}or_t + u_t^{gk},\ u_t^{gk} \sim N(0, \sigma_{gk}^2) \qquad (۴۳)$$

همچنین مالیات‌ها تابعی از درآمدها است که در آن τ کشش درآمدی مالیات و b نرخ مالیات است.

$$T_t = b.y_t^{\tau} \qquad (۴۴)$$

در صورت بروز شوک مثبت مخارج یا شوک درآمدی منفی، کسری بودجه (bd_t) روی می‌دهد. دراین شرایط، دولت سعی می‌کند کسری منابع را با استقراض از مردم و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

استقراض از بانک مرکزی تأمین نماید. بنابراین در بودجه دولت، علاوه بر تبدیل بخشی از درآمدهای ارزی به ریال، پایه پولی از محل کسری بودجه و لذا بدهی دولت به بانک مرکزی (dg_t) نیز متاثر می‌شود. در صورتی که سهم استقراض از مردم ω_{bd}^{b} در نظر گرفته شود، مابقی آن از طریق بانک مرکزی تأمین خواهد شد. در این شرایط خالص بدهی دولت به بانک مرکزی به قیمت‌های حقیقی طبق رابطه ۴۴ خواهد بود.

$$dg_t = \left(1 - \omega_{bd}^{b}\right) bd_t + \frac{dg_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۴۵)$$

بانک مرکزی

در این بخش با در نظر گرفتن استقلال ابزار برای بانک مرکزی فرض می‌شود که سلطه مالی وجود نداشته و دولت نمی‌تواند کسری خود را از بانک مرکزی تامین کند. بر اساس مطالعه سارجنت زمانی که بانک مرکزی استقلال داشته باشد، دولت برای تامین مالی بدهی خود اقدام به انتشار اوراق قرضه می‌کند. با تغییر در نرخ بهره اوراق ممکن است افراد تمایلی به خرید اوراق نداشته باشند. در این شرایط دولت از مقام پولی استقراض می‌کند. بر این اساس بانک مرکزی از طریق کنترل پایه پولی و تعدیل قاعده تیلور به دنبال کنترل شکاف تولید و تورم است.

$$M_t = \rho_M(M_{t-1}) + (1 - \rho_R)(\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha_Y(Y_t - \bar{Y}) \qquad (۴۶)$$

در این مدل فرض می‌شود که بانک مرکزی از طریق کنترل رشد حجم پول در کشور در پی کنترل تورم و تولید است. این عمل می‌تواند از طریق ابزارهای سیاستی از قبیل نرخ تسهیلات و سپرده‌ها و... صورت گیرد. ذخایر ارزی و نرخ ارز در کشور تابعی از درآمدهای نفتی است که بانک مرکزی تنها از طریق تغییر این ضریب قادر است بر فرآیند انباشت دارایی‌های خارجی خود تأثیرگذار باشد. به عبارت بهتر در چارچوب این مدل، دولت عامل اصلی تعیین پایه پولی از مسیر سیاست مالی است و بانک مرکزی تنها از طریق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی (CR_t) قادر است بر پایه پولی اثرگذار باشد. فرض می‌شود که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت زیر باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (۴۷)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega o_t \quad (۴۸)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت O_t به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی از یک فرایند خودرگرسیون به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$o_t = \rho_o o_t + \varepsilon_t^o. \quad \varepsilon_t^o \sim N(0.\sigma_o^2) \quad (۴۹)$$

سیاست‌گذار پولی سعی دارد تا به طور متوسط تورم هدف را در طول زمان ثابت نگه دارد اما گاهی اوقات در رسیدن به این هدف ناکام باقی می‌ماند. با توجه به این توضیحات، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t_1} + \lambda_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_y y_t + \nu_t \quad (۵۰)$$

که در آن $\dot{m}_t$ درصد رشد پایه پولی، π_tتورم، y_t شکاف تولید و ν_t شوک پولی است که فرض می‌شود از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (۵۱)$$

و ε_t^m شوکی است که به تورم هدف سیاست‌گذار پولی وارد می‌شود.

۴. برآورد الگوی تجربی تحقیق

الگوی مورد بررسی به صورت لگاریتم_خطی حول نقطه تعادل پایدار حل می‌شود بطوری که محدودیت اعتباری تامین گردد. برای این منظور با استفاده از روش بیزین برای داده‌های فصلی مورد استفاده در این تحقیق به برآورد پارامترهای مورد نیاز پرداخته شده است. متغیرهای مورد استفاده در این قسمت شامل قیمت مسکن، معکوس قیمت نسبی تعدیل شده

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

شاخص سرمایه‌گذاری، مصرف سرانه، سرمایه‌گذاری سرانه، بدهی‌های تجاری به صورت تامین غیر مالی و ساعات کاری (به صورت کسری از زمان اشتغال) است. دوره زمانی مورد بررسی شامل بازه زمانی ۱۳۹۵ – ۱۳۷۰ با داده‌های فصلی می‌باشد.

برای برآورد پارامترهای این الگو از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. با استفاده از الگوریتم متروپولیس-هستینگز ۳ زنجیره موازی با حجم ۵۰هزار[1] برای بدست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود. توزیع مربوط به چگالی پیشین در جدول ۱ نشان داده شده است.

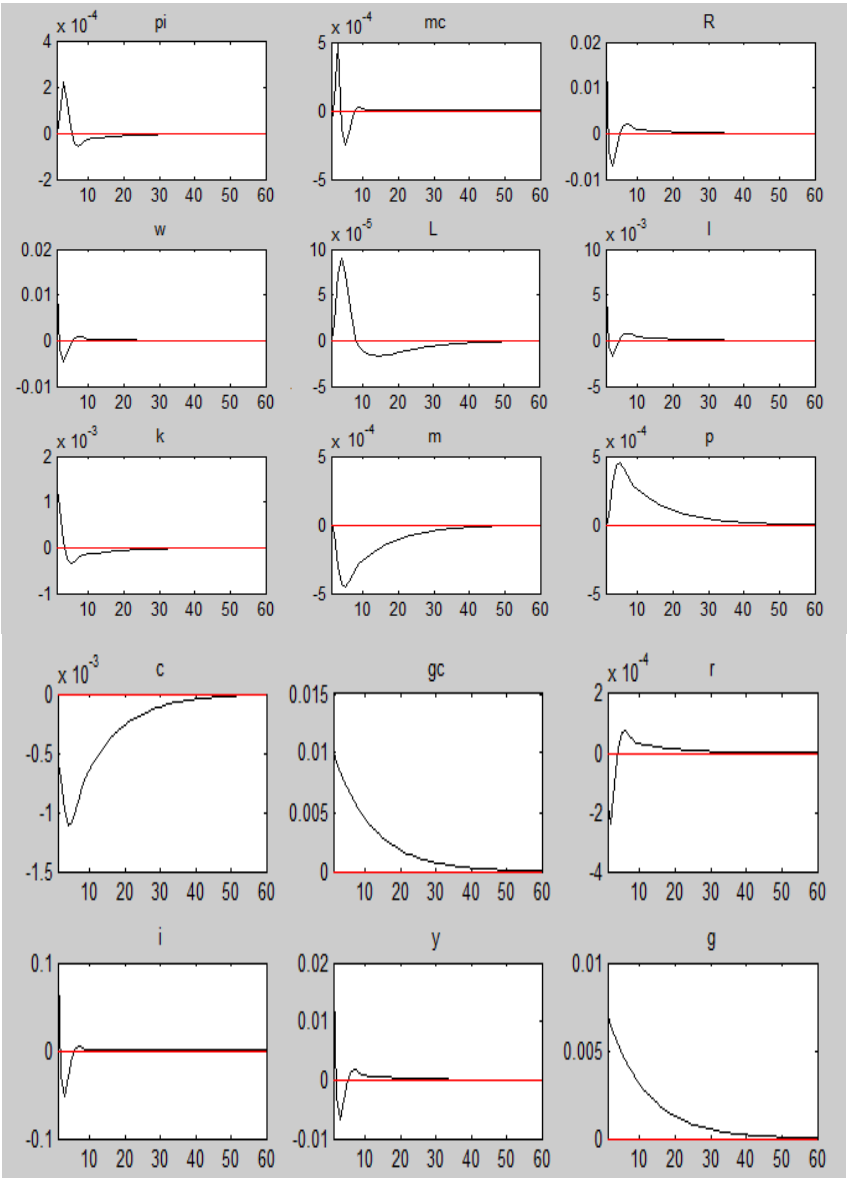
جدول ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

توضیحات	توزیع پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	منبع
نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار	بتا	۰/۹۶۸	۰/۹۶۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
عادت مصرفی	بتا	۰/۶۵	۰/۵۳۹	محاسبات محقق (۱۳۹۸)
معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۶۶۰	۱/۴۸۵	محاسبات محقق (۱۳۹۸)
معکوس کشش نیروی کار فریش	گاما	۲/۸۹۱	۲/۲۵۶	محاسبات محقق (۱۳۹۸)
معکوس کشش تراز حقیقی پول	گاما	۱/۰۷۲	۱/۵۸	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ضریب خودتوضیح شوک درآمدهای نفت	بتا	۰/۲۶	۰/۲۶۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ضریب خودتوضیح شوک مخارج دولت	بتا	۰/۸۵۲	۰/۹۸۱	محاسبات محقق (۱۳۹۸)
ضریب خودتوضیح نرخ رشد پول در تابع عکس العمل پولی	بتا	۰/۸۹۷	۰/۹۰۴	محاسبات محقق (۱۳۹۸)
ضریب خودتوضیح تورم هدف ضمنی بانک مرکزی	بتا	۰/۹۶۷	۰/۴۲	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ضریب حساسیت بانک مرکزی به تورم در تابع عکس العمل پولی	نرمال	-۰/۹۸۹	-۱/۴۲	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ضریب حساسیت بانک مرکزی به تولید در تابع عکس العمل پولی	نرمال	-۲/۹۶۷	-۲/۳۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
انحراف معیار شوک درآمد نفت	گامای معکوس	۰/۰۴۲۷	۰/۴۶	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
انحراف معیار شوک درآمد مالیاتی	گامای معکوس	۰/۰۳۵۶	۰/۴۲	محاسبات محقق (۱۳۹۸)
انحراف معیار شوک عرضه پول	گامای معکوس	۰/۰۹۳۰	۰/۰۴۲	محاسبات محقق (۱۳۹۸)

۱. برای اطمینان از صحت نتایج، الگو برای حجم‌های مختلف نمونه (هزار، ۱۰هزار، ۲۰هزار و ۵۰هزار) انجام شد. نتایج حاکی از آن بود که تا حجم ۱۰ هزار برآورد تحت تأثیر حجم نمونه‌های استخراجی در هر زنجیره قرار دارد، اما برای حجم‌های بالاتر این حساسیت به‌نحو قابل توجه کاسته می‌شود

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

در نمودار ۲ واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده از ناحیه قیمت مسکن نمایش داده شده است.

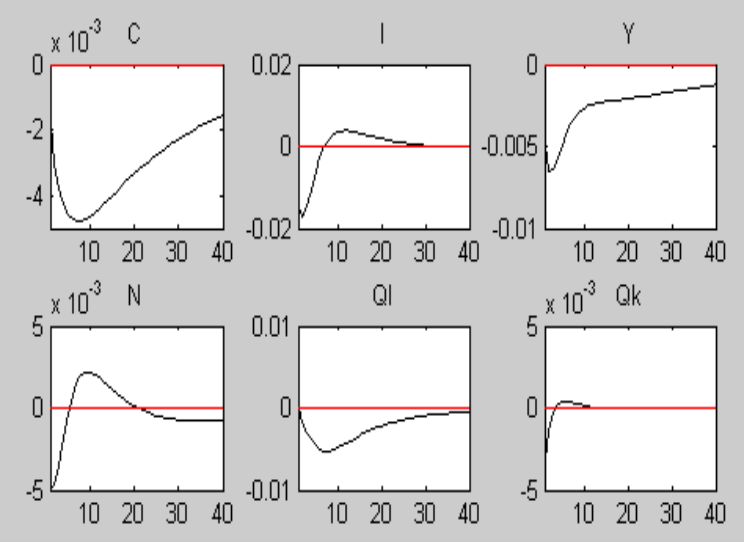


نمودار ۲. کنش و واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک قیمت مسکن

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

همانگونه که مشاهده می‌شود شوک‌های اولیه در تقاضای زمین اثرات مهم و معنی داری بر نوسانات قیمت مسکن و متغیرهای کلان دارد. برای نشان دادن این موضوع ابتدا فرض می‌شود که محدویت اعتباری به صورت یک عامل دورنزا در الگو با یک محدودیت اعتباری ثابت و برونزا در الگو مقایسه می‌شود و نمودارهای کنش و واکنش این دو حالت مقایسه می‌شود. مقایسه این دو حالت نشان دهنده این موضع است که در حالتی که محدودیت اعتباری به صورت درونزا در الگو باشد به دلیل اثرات متقابل بین بدهی و قیمت دارائی و مکانیسم انتشار منجر به تشدید اثرات شوک‌ها می‌شود. نکته مهم این است که شوک ناشی از تقاضای مسکن واکنش‌های بزرگتری از ناحیه مصرف، سرمایه گذاری و اشتغال ایجاد می‌کند. محدودیت اعتباری بنگاه‌ها منجر به اثرات معنی دار مکانیسم انتشار ناشی از یک شوک تقاضای مسکن می‌شود که دلیل این امر این است که این شوک اثرات مستقیمی بر قیمت زمین داشته و از طریق ضریب تکاثری منجر به اثرات متقابل شدیدتری بین قیمت مسکن و مخارج سرمایه گذاری می‌شود. همانگونه که مشاهده می‌شود شوک ناشی از تقاضای مسکن منجر به ماندگاری بالا و اثرات قوسی واکنش مصرف کل می‌شود زیرا تصمیمات مصرفی در رفتار بنگاه‌ها مفهوم مهمی برای پویایی‌های سرمایه گذاری در واکنش به شوک قیمت زمین دارد. در واقع زمانی که تابع مطلوبیت بنگاه‌ها به صورت خطی باشد بنگاه‌ها تمایل دارند که هر واحدی که استقراض نموده‌اند را مصرف کنند و در صورتی که تابع مطلوبیت به صورت مقعر باشد بنگاه‌ها تمایل دارند که جریان باثباتی از مصرف را از طریق سرمایه گذاری بخشی از منابع مالی استقراض شده برای خود ایجاد کنند که این جریان مصرفی نسبت به عادات مصرفی حساسیت شدیدی نخواهد داشت.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

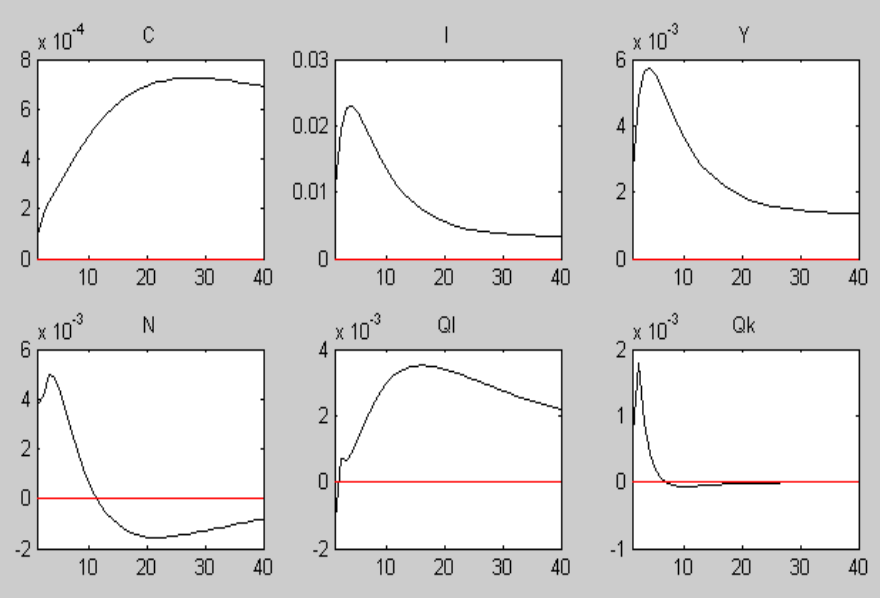


نمودار ۳. کنش و واکنش مربوط به شوک قیمت زمین با الگو BVAR در اثر شوک تقاضای مسکن

نمودار ۳ نشان دهنده نمودارهای کنش و واکنش براورد الگوی خودهمبسته برداری بیزین (BVAR) برای یک واحد شوک ناشی از قیمت زمین بر مبنای شبیه سازی داده‌ها از الگوی اولیه می‌باشد که در آن تنها شوک ناشی از تقاضای مسکن وجود دارد. ستون سوم این نمودار بیانگر کنش و واکنش قیمت زمین و سه متغیر کلان اقتصادی شامل سرمایه گذاری، اشتغال و مصرف به دنبال یک شوک مثبت از ناحیه قیمت زمین است. این نمودارها نشان دهنده این است که شوک تقاضای مسکن منجر به هم حرکتی اولیه مثبت قیمت زمین و سرمایه گذاری، اشتغال و مخارج مصرفی است. حال در صورتی که شوک ناشی از تقاضای مسکن و شوک دارائی وثیقه‌ای را در نظر بگیریم در این حالت می‌توان مشاهده کرد که نمودارهای کنش و واکنش نشان دهنده شدید بودن شوک‌های وارد شده و ماندگاری شوک‌ها و هم حرکتی بین قیمت زمین و سایر متغیرهای کلان اقتصادی است که تمامی این موارد را می‌توان در مقایسه بین حالت محدودیت دارائی درونزا و برونزا در دو الگوی متفاوت بر اساس نمودار ۶ و ۳ مشاهده کرد. نتایج نشان دهنده این موضوع است

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

که مکانیسم محدودیت اعتباری درونزا در الگو منجر به این می‌شود که واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک مالی (شوک تقاضای مسکن) یک نیروی پشتیبان برای هم حرکتی بین قیمت زمین و متغیرهای کلان اقتصادی باشد.



نمودار ۴. کنش و واکنش مربوط به شوک قیمت زمین با الگو BVAR در اثر شوک تقاضای مسکن و شوک دارائی وثیقه ای

در مقایسه نتایج این مطالعه با سایر مطالعات می‌توان به نتایج نادمی و خوچیانی (۱۳۹۷) اشاره کرد که آنها نشان دادند نرخ تورم و شاخص قیمت مسکن همسو با ادوار بوده و در بازه زمانی کوتاه مدت ومیان‌مدت نرخ تورم عامل نوسان قیمت مسکن بوده است. همچنین حجم نقدینگی و شاخص‌های قیمت بخش مسکن در افق‌های بلندمدت همسو بوده است. عباسی نژاد و لواسانی (۱۳۹۳) در پیش‌بینی قیمت مسکن نشان داده‌اند افزایش قیمت مسکن در تهران و شهرهای بزرگ کشور به صورت پله‌ای بوده و رفتاری سیکلی (ادواری) داشته است. همچنین نتایج نشان داده است که از فصل انتهایی سال ۱۳۹۱ تا پایان فصل سوم این سال شاهد طی‌شدن دوره‌های رونق قیمت مسکن بوده و در ادامه قیمت مسکن از

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

فصل پایانی سال ۱۳۹۲ با رکود مواجه شده است. ناجی میدانی و همکاران (۱۳۸۹) نشان داده‌اند متغیرهای حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز با رفتار شاخص قیمت مسکن رابطه معنی دار و مثبت دارند.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله بر اساس داده‌های اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰و بر اساس مشاهدات فصلی به بررسی هم حرکتی در قیمت زمین و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در طول سیکل‌های تجاری پرداخته شده است. نتایج نشان دهنده این است که زمین به عنوان یک دارائی وثیقه‌ای مورد قبول برای بنگاه‌ها می‌تواند نقش مهمی در تامین مالی مخارج سرمایه گذاری آنها داشته باشد. نتایج نشان دهنده این موضوع است که زمانی که بنگاه‌ها با محدودیت اعتباری مواجه باشند، شوک تقاضای مسکن برگرفته شده از سمت خانوارها منجر به نوسانات بالایی در قیمت زمین شده و عاملی برای هم حرکتی بین قیمت زمین و سرمایه گذاری در اقتصاد می‌شود. مکانیسم انتشار الگو، برگرفته شده از قید درونزای محدودیت اعتباری در الگو همراه با شوک دارائی وثیقه ای، باعث تاثیر مهم و معنی دار شوک تقاضای مسکن بر قیمت مسکن شده است. رفتار سیکلی در سرمایه گذاری مطابق با دیدگاه مکتب سیکل‌های تجاری حقیقی (RBC) منجر به بوجود آمدن رابطه وقفه – تقدم بین سرمایه گذاری ساختاری در اقتصاد و سرمایه گذاری تجاری می‌شود. در الگوی مطرح شده در این مقاله دو دارائی وثیقه‌ای در نظر گرفته شده است که شامل زمین و سرمایه می‌باشد. نتایج نشان داده است که شوک وارد شده به قیمت زمین می‌تواند بخش مهمی از نوسانات سرمایه گذاری را توضیح داده و زمانی که به برآورد الگو BVAR با قیمت زمین، سرمایه گذاری و قیمت دارائی پرداخته شد نتایج نشان داد که یک شوک مثبت به قیمت دارائی منجر به افزایش و ماندگاری در سرمایه گذاری می‌گردد. اگر چه این تغییرات همراه با تغییرات در قیمت زمین نباشد یا به عبارتی یک شوک مثبت به قیمت زمین منجر به افزایش کوچکی در قیمت دارائی می‌شود. با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

که یکی از راهکارهایی که می تواند منجر به کنترل قیمت مسکن شود کنترل تورم است. همچنین از آنجایی که در سال های اخیر درآمدهای حاصل از صادرات نفت به اقتصاد کشور تزریق شده است،این امر موجب افزایش نقدینگی در جامعه می شود و در صورت اتخاذ سیاست های نادرست اقتصادی و فعال نبودن سایر بازارهای اقتصادی، افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش تورم و در نتیجه افزایش قیمت مسکن خواهد شد. بنابراین لازم است سایر بازارهای اقتصادی مانند بورس و اوراق بهادار به گونه ای فعال بوده تا نقدینگی سرگردان جامعه را جذب کنند. در مطالعات آتی می‌توان به مواردی از قبیل تحلیل تکانه‌های موثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی همگرایی آن با بازار مسکن در کشورهای دیگر و بازارهای دیگر و همچنین تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر نوسان‌های قیمت مسکن پرداخت.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

منابع و مآخذ

- Abolhassani, Asghar, Ebrahimi, Ilnaz, Pourkazemi, Mohammad Hossein and Bahraminia, Ibrahim (2016), The Impact of Monetary Shocks and Oil Shocks on Housing Production and Inflation in the Iranian Economy: A New Keynesian Stochastic Dynamic Balance Approach, Quarterly Journal of Growth and Development Research Economics, 7 (25), 113-132 {in persian}.
- Beheshti M B, Mohseni Zonuzi F S. Investigation of housing market in Iran through using monetary transition mechanism. jemr. 1 (1), 187-211{in persian}.
- Bostic, R, Longhofer, S, Redfearn,C (2007), Land leverage: decomposing home price dynamics, Real Estate Economics 35, 183-218.
- Bourassa ,S, Hoesli,M, Scognamiglio,D, Zhang,S. (2011). Land leverage and house prices, Regional Science and Urban Economics 41,134-145.
- Cerutti, E, R Correa, E Fiorentino, and E Segalla (2015), Changes in Prudential Policy Instruments–A New Cross-Country Database, Manuscript, International Banking Research Network.
- Database of Economic Times Series; Central Bank of the Islamic Republic of Iran.
- Del Negro, M. and Ortok C. (2005), Monetary policy and the house price boom across U.S.States,Federal Reserve Bank of Atlanta,Working, 24.
- Esmailzadeh, Ali and Amiri, Hamideh (2015), Investigation of New Financing Instruments and Implementation Strategies in the Bank of Commerce, Quarterly Journal of Financial Economics, 9 (31), 57-76 {in persian}.
- Favilukis, J., S. C. Ludvigson, and S. V. Nieuwerburgh (2011), The Macroeconomic Efects of Housing Wealth, Housing Finance, and Limited Risk-Sharing in General Equilibrium," Unpublished manuscript, New York University.
- Favilukis, Ludvigson, Van Nieuwerburgh, (2017), J. Favilukis, S.C. Ludvigson, S. Van Nieuwerburgh The macroeconomic effects of housing wealth, housing finance, and limited risk-sharing in general equilibrium, J. Polit. Econ, 125 (1), 140-223.
- Gholizadeh, Ali Akbar (2008), Housing and Commercial Prices in Iran with Emphasis on Productivity, Journal of Economic Mechanisms, 2, 12-35 {in persian}.
- Gholizadeh, Ali Akbar (2008), Housing Price Theory in Iran in Simple Language, Noor Alam Publications {in persian}.
- Gholizadeh, Ali Akbar and Bakhtiari Pour, Samira (2012), The Impact of Credit on Housing Price in Iran, Iranian Journal of Applied Economic Studies, 1 (3), 159-179 {in persian}.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

- Gholizadeh, Ali Akbar, Behnaz Kareab (2008), Investigating the Impact of Monetary Policy on the Housing Bubble in Recession and Housing Price Boom, Quantitative Economics Quarterly, 18 (3), 12-34{in persian}.
- Gong, Liutang, Chan Wang, Fuyang Zhao and Heng-fuZou, (2017), Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations with nonseparable preferences, Journal of Economic Dynamics and Control, 83, 149-161.
- Kiyotaki, N. , Moore, J. , (1997). Credit cycles. J. Polit. Econ. 105 (2), 211–248.
- Kiyotaki, N., A. Michaelides, and K. Nikolov, (2010), Winners and Losers in Housing Markets," Central Bank of Cyprus Working Paper 2010-5.
- Kiyotaki, N., and J. Moore. (1997), Credit Cycles, Journal of Political Economy, 105(2), 211–248.
- Komijani, Akbar & Tavaklian, Hossein (2012), Financial Dominance Policy and Inflation Target Implicit in a Randomized Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy, Economic Modeling Quarterly. 8{in persian}.
- Liu, Z. , Miao, J. , Zha, T. , (2016). Land prices and unemployment. J. Monet. Econ. 80, 86–105 .
- Liu, Z. , Wang, P. , Zha, T. , (2013). Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations. Econometrica 81, 1147–1184.
- Mawlai, Mohammad and Golkhand, Abolghasem (2014), Business Cycles of the American Economy and Case Comparison with the Iranian Economy, Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), 14 (4), 229-253 {in persian}.
- Mehrara M, Shahab Lavasani K (2012), The Effects of Oil Price Shocks and Monetary Policy on Behaviour of Housing Price Cycles . jemr. 2 (7), 1-26 {in persian}.
- Mousavi, Mir Hossein, Doroudian, Hossein (2015), Analysis of Factors Affecting Housing Price in Tehran. Journal of Economic Modeling, 9 (31), 103-127 {in persian}.
- Nademi, Y., khochiany, R. (2017). considering the Relationship between the Housing Sector and Some Macroeconomic Variables of Iran: The Wavelet Coherency Approach. Journal of Econometric Modelling, 2(4), 85-106 {in persian}.
- Naji Meidani, Ali Akbar, Falahi, Mohammad Ali and Zabihi, Maryam (1), Investigating the Dynamic Impact of Macroeconomic Factors on Housing Price Fluctuations in Iran (1989 to 2007), Monetary-Financial Economics Research, 17 (31), 158 -184 {in persian}.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

- Nasrollahi, Khadijeh, and Azad Gholami, Azam (2013), Analysis of the Impact of Banking Facilities on Housing Price in Iranian Metropolis, Trend Quarterly, 63 and 64, 38 – 15 {in persian}.
- Nneji, O.; Brooks, C. & Ward, C.W.R. (2017). House Price Dynamics and their Reaction to macroeconomic Changes. Economic Modelling, 32.172-178.
- Oikarinen, E. (2017). Interaction between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case. Journal of Banking & Finance, 33.747-756.
- Salmanpour, Ali, Jahandideh, Fatemeh and Behlouli, Parisa (2011), The Relationship between Investment in Housing and Business Cycles in Iran, Economic Modeling Quarterly, 5 (13), 125-144 {in persian}.
- Shahab Lavasani K, Abbasi Nejad H (2015). Forecasting the Hosing Booms or Busts Using Wavelet Decomposition and Artificial Neural Networks. Jemr, 5 (18), 7-46 {in persian}.
- Tavaklian, Hossein (2014), Estimating the Degree of Financial Dominance and its Welfare Costs, a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model, Journal of Monetary-Banking Research, 21, 329-359 {in persian}.
- Urban Jermann & Vincenzo Quadrini, (2012). Macroeconomic Effects of Financial Shocks, American Economic Review, American Economic Association. 102(1), 238-271.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.4.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.37]

Dynamics of Housing Prices and Economic Fluctuations in Iran with the Approach of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

Ali Akbar Gholizadeh[1], Maryam Noroozinejad[2]

Received: 22/01/2019 Accepted:30/07/2019

Abstract

This paper studies the relationship between housing prices and business cycles in Iran. Since housing has a dual nature, that is, both private and capital nature, it can play an important role in investment costs and economic growth and incite other manufacturing sectors in the country. In this paper, housing prices and business cycles have been used to measure housing as a collateral, which is included in corporate credit constraints as well as a shock based on observations in housing price fluctuations. In order to investigate the relationship between housing prices, investment and economic fluctuations in Iran, seasonal data for the period 1991-2016 was used. To evaluate this dynamic, a dynamic stochastic general equilibrium model has been used. The results show a movement between housing prices and business investments influenced by the dynamics of housing prices in the macroeconomic. The results also indicate that the inclusion of housing prices as a collateral could be a factor in increasing the asset value of firms and, consequently, borrowings and future investments that lead to a move between housing prices and Investment and economic fluctuations in the country.

Keywords: Business cycles, Housing Prices, Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE), Collateral Assets.

JEL Classification: E32, R31, C61, D61.

1. Associate Professor, Faculty of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, (Corresponding Author), Email:z_aliak@yahoo.com

2 . Ph.D. Student of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Email:mnoroozinejad@gmail.com