

## پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)<sup>۱</sup>

علی اکبر قلی زاده<sup>۲</sup>، مریم نوروزی نژاد<sup>۳</sup>

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. از آنجا که مسکن کالایی باماهیت دوگانه بوده؛ یعنی هم ماهیتی خصوصی و هم سرمایه‌ای دارد؛ می‌تواند نقش مهمی در هزینه‌های سرمایه‌گذاری، 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، سرمایه‌گذاری و نوسانات اقتصادی در ایران از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ و برای بررسی این پویایی از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. شواهد آماری نشان‌دهنده هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری‌های تجاری تحت تاثیر پویایی‌های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. همچنین نتایج نشان‌دهنده این موضوع است که لحاظ کردن قیمت مسکن به عنوان یک دارایی وثیقه‌ای می‌تواند به عنوان عاملی برای افزایش ارزش دارایی بنگاه‌ها و به تبع آن استقراض و سرمایه‌گذاری‌های آتی شود که منجر به هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری و نوسانات اقتصادی در کشور می‌شود.

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

**طبقه‌بندی JEL:** E32, R31, C61, D61.

۱. این مقاله از رساله دکتری مریم نوروزی نژاد به راهنمایی دکتر علی اکبر 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.

Email: z\_aliaq@yahoo.com

۲. دانشیار اقتصاد، دانشگاه بو علی همدان، (نویسنده مسئول)

Email: mnoroozinejad@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری دانشگاه بو علی همدان

## 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 کاملاً متفاوت تکامل می‌یابد. در این میان زمین از اساسی‌ترین 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 و ثابت 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 و بنا در نظر گرفته می‌شود. نوسانات در بازار مسکن را می‌توان 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 می‌یابند. از آنجا که فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی سود نیستند، سود در بخش مسکن همچنان بالا می‌ماند 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

این ترتیب فعالیت‌های سوداگران 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 می‌کند، 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 بخش‌های اقتصاد است، با رکود بخش مسکن، مجموعه اقتصاد نیز به سمت کساد می‌خواهد رفت (دلنرجو و اورتوک؛<sup>۱</sup> ۲۰۰۵). لذا ادوار مسکن، بیشتر با افت و خیزها و جهش‌های قیمت‌های مسکن شناخته می‌شود (نجی و همکاران؛<sup>۲</sup> 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 تحت تاثیر سیستم مالی عمومی می‌باشد (بهشتی و زنوزی؛<sup>۱۳۸۹</sup>). اینکه یک سیستم تامین مالی مسکن با گسترش ابزارهای مالی به کار گرفته 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؛<sup>۳</sup> ۲۰۱۲).

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

علاوه بر درک ماهیت تعامل چرخه‌های مسکن، تحرک و رشد این بخش با توجه 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. از این رو، بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی در بخش مسکن و تطبیق آن با تجربیات سایر کشورها، در راستای کنترل نوسانات موجود در بازار مسکن و ارائه خدمات مطلوب مسکن به منظور ایجاد رشد در بخش مسکن ضروری به نظر می‌رسد (لویی و همکاران، 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 تأمین مالی مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها و بنگاه‌ها استفاده شده است. با توجه 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 تأثیر سیاست‌های 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 تأمین 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 پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی اختصاص یافته است.

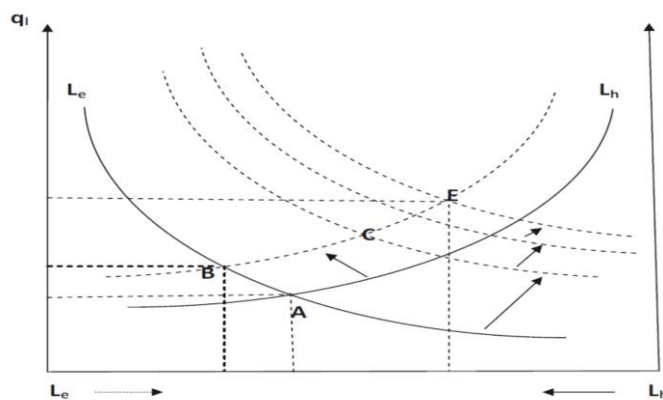
## ۲. مبانی نظری تحقیق

بررسی وضعیت بخش مسکن و مقایسه آن با سال‌های گذشته، به دلیل تاثیر عظیم فعالیت‌های ساختمانی در حجم تولید و گردش مالی صنایع وابسته می‌تواند در بررسی تحولات آتی صنایع کشور و روند فعالیت‌های ساختمانی از اهمیت به‌سزایی برخوردار باشد. از دیدگاه دیگر، تامین مسکن و حصول به‌سطح مطلوب رفاه در جامعه، جایگاه این بخش را با حساسیت بیشتری روبه‌رو می‌کند. تفکیک عوامل تشکیل‌دهنده بازار مسکن نیز توابع قیمتی و غیرقیمتی عرضه و تقاضا را در این بازار به‌درستی 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 چشم‌انداز ما قرار می‌دهد. برنامه اعطای وام مسکن که جزئی از اجزای تشکیل‌دهنده بازار مسکن است در کنار سایر متغیرهای کمی و کیفی مانند امنیت سرمایه‌گذار، توزیع اطلاعات، نوسان قیمت‌ها، 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 به‌طور مسلم بازار مسکن به‌عنوان یکی از مهمترین اجزای اقتصاد کشور، از این دست سیاست‌های اقتصادی تاثیر می‌پذیرد. بنابراین، توجه به عوامل تشکیل‌دهنده بازار برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی می‌تواند بخش مهمی از فعالیت‌ها و تولیدات اقتصادی را از برنامه‌های منسجم و هماهنگ برخوردار کند و از اتلاف منابع جامعه جلوگیری نماید. بازار مسکن نیز مانند همه بازارهای شناخته‌شده در عرضه اقتصادی دارای دو طرف عرضه و تقاضا می‌باشد و تعادل این دو نشان‌دهنده 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 سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و به تبع آن بر تولید و نوسانات اقتصادی تاثیرگذار است. نمودار شماره یک نشان‌دهنده مکانیسم انتشار شوک در الگوی طرح شده است. بر این اساس فرض می‌شود که اقتصاد در نقطه تعادل پایدار<sup>۱</sup> (نقطه A)

1. Steady State

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 قرض‌گیری 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

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 سرمایه‌گذاری‌ها 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 سرمایه‌گذاری و مصرف خواهد داشت (لویی و همکاران، ۲۰۱۳).

تحقیقات نشان می‌دهد یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن، اعتبارات می‌باشد. براساس نظریه 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 امر منجر به افزایش قیمت‌های مسکن می‌گردد. از سوی دیگر، قیمت مسکن نیز از مسیر-های مختلف (کانال اعتباری و شتاب دهنده مالی) بر میزان وام‌گیری خانوارها اثر می‌گذارد (اویکارینن<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷).

دو موضوع اساسی در تعریف مسکن باید مورد توجه قرار گیرد. 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 عموماً دارایی بادوام که دارای اشکال مختلفی مثل: ویلا، آپارتمانی، صنعتی و سنتی و... بوده و همچنین به عنوان ساختمان مسکونی و سرپناه در ردیف نیازهای اساسی انسان قرار

1. Oikarinen 2017

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 محدودیتی 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 بی‌نهایت کشش نیروی کار و انگیزه هموار بودن مصرف خانوارها در پی نشان دادن نقش پویای مسکن در تصمیم‌گیری 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 شوک‌های عرضه و تقاضا و سیاست‌های مالی و پولی قرار می‌گیرند. در عین حال در کوتاه مدت اثر شوک‌های تقاضا بر روی نوسانات، بیشتر از شوک‌های عرضه است.

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



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

یوجینیو سروتی و دیگران<sup>۱</sup> (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 تأیید می‌کند اما بینش ارزشمند نوینی را ارائه 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

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 خوچینانی (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 و میان‌مدت نرخ تورم عامل نوسان قیمت مسکن بوده است. همچنین حجم نقدینگی و شاخص‌های قیمت بخش مسکن در افق‌های بلندمدت هم فاز بوده است.

ابوالحسینی 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

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 معنادار بودن 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 علی. 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.

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 نموده‌اند: تولید ناخالص منطقه‌ای، وام مسکن، اجاره‌بهای مسکن، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به لحاظ 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؛ و دوم، شناخت و تصریح عوامل مؤثر بر بازار مسکن و نوسانات آن. در قسمت 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

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 عکس‌العمل 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 سرمایه‌گذاری 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 و سرمایه‌گذاری.

### ۳. معرفی الگوی تحقیق

اقتصادی را در نظر بگیرید که دارای دو نوع کارگزار<sup>۱</sup> 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

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 دارائی‌هایی 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  $(\lambda_n)$  درصد خانوارهایی است که به لحاظ شمول مالی دسترسی به بازارهای مالی و پس انداز 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:

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

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،  $\sigma_c$  معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف،  $\sigma_n$  معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار،  $X_t^h$  شاخص ترکیبی از خدمات مسکن و سایر دارایی‌های مالی خانوار است.  $\vartheta_x$  کشش بهره‌ای تقاضای دارایی‌ها و  $h$  بیانگر کشش تقاضای دارایی مالی بوده است.

هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت انتظاری خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند. خانوار، دوره  $t$  را با  $x_{t-1}^{\theta}$  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  $l_t = \int_0^1 l_{j,t} dz$  باشد. خانوار از محل عرضه نیروی کار،  $W_t$  دستمزد (درآمد) کسب می‌کند و به اندازه  $T_t$  به دولت مالیات پرداخت می‌کند. خانوار بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالاهای نهایی می‌کند، بخشی را سرمایه‌گذاری می‌کند، که  $\dot{a}_t$  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 پس‌اندازکننده 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 قرض‌گیرنده قرار دارند که این خانوارها تا دوره زمانی  $t$  که به دنبال بهینه‌یابی و تصمیم‌گیری 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 پس‌اندازکننده

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 سپرده‌گذاری، 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  $(\dot{a}_t)$ ، سپرده‌گذاری  $(d_t)$  در بانک‌ها و موسسات اعتباری و خرید اوراق مشارکت  $(b_t)$  نموده و از نرخ بازدهی آنها منتفع می‌شود. بدین ترتیب با لحاظ خالص

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

$$c_t^p + \frac{p_t^i}{p_t} i_t + m_t^{c,p} + d_t + b_t = w_t l_t^p + (1 + R_{t-1}^d) \frac{d_{t-1}}{\pi_t} + (1 + R_{t-1}^b) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^{c,p}}{\pi_t} + R_t^k k_{t-1} - T_t^p + Div_t \quad (2)$$

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

$$k_t = (1 - \delta_k) k_{t-1} + \left(1 - Q\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \quad (3)$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه خانوارهای پس انداز کننده، روابط اقتصادی برای مصرف، نگهداری پول، سپرده گذاری، اوراق مشارکت، عرضه نیروی کار، سرمایه گذاری و پویایی های قیمت استخراج می شود.

$$c_t^{p-\sigma_c} = \beta_p E_t \left[ \frac{c_{t+1}^{p-\sigma_c} (1+R_t^b)}{\pi_{t+1}} \right] \quad (4)$$

$$m_t^{c,p} = \psi_x(\mu) c_t^{p\sigma_c} \frac{1+R_t^b}{R_t^b} \quad (5)$$

$$d_t = \psi_x(1 - \mu) c_t^{p\sigma_c} \frac{1+R_t^b}{R_t^b - R_t^d} \quad (6)$$

$$n_t^{p\sigma_c} = \frac{1}{c_t^{p\sigma_c}} w_t \quad (7)$$

$$\frac{p_t^i}{p_t} \lambda_t^p = Q_t \left[ 1 - Q\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) - Q'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \right] + \beta E_t Q_{t+1} Q'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)^2 \quad (8)$$

$$Q_t = \beta_p E_t \lambda_{t+1}^p R_{t+1}^k + \beta_p (1 - \delta) E_t Q_{t+1} \quad (9)$$



## خانوار وام گیرنده

خانوارهای وام گیرنده، 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<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷).

$$L_t^h = l_t v^h \cdot (w_t l_{i,t}) \quad (10)$$

در این شرایط خانوار نماینده در هر دوره علاوه بر مصارف خصوصی و نگهداری اسکانس 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 پس انداز، همان میزان نگهداری اسکانس و مسکوک  $M_t^{c,l}$  خواهد بود.

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

$$c_t^l + m_t^{c,l} + (1 + R_{t-1}^h) \frac{l_{t-1}^h}{\pi_t} = w_t l_t^l + \frac{m_{t-1}^{c,l}}{\pi_t} + l_t^h - T_t^l \quad (11)$$

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.

$$c_t^{l-\sigma_c} = \beta_l E_t \left[ \frac{c_{t+1}^{l-\sigma_c} (1 + R_t^h)}{\pi_{t+1}} \right] \quad (12)$$

$$m_t^{c,l} = \psi_x(\mu) c_t^{l\sigma_c} \frac{1 + R_t^h}{R_t^b} \quad (13)$$

$$n_t^{l\sigma_n} = \frac{w_t}{c_t^{l\sigma_c}} \left( 1 - \frac{R_t^h}{1 + R_t^h} l v^h \right) \quad (14)$$

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

### تولید کننده کالای نهایی

بنگاه نوعی وجود دارد که کالاهای واسطه‌ای ژ را خریداری می‌کند و با استفاده از جمع‌گر دیکسیت استیگلیتز کالای نهایی را تولید می‌کند (منظور و تقی پور، ۱۳۹۵).

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

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

$$Y_{jt} = \left( \frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t \quad (15)$$

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 تولید کننده کالای نهایی، قیمت کالای نهایی به صورت ذیل خواهد بود:

$$P_t = \left( \int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} dj \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (16)$$

### تولید کننده کالای واسطه

هر تولید کننده، کالای واسطه‌ای  $l$  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).

$$Y_{jt} = A_t L_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha} \quad (17)$$

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

زیر پیروی می‌کند:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1 - \rho_A) \bar{A} + \varepsilon_{A,t} \quad \varepsilon_{A,t} \approx N(0, \sigma_{\varepsilon_{A,t}}) \text{ و } \rho_A \in (0,1) \quad (18)$$

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

$$\gamma_t = (1 - \rho_{\gamma}) \bar{\gamma} + \rho_{\gamma} \gamma_{t-1} + \varepsilon_{\gamma,t} \quad \varepsilon_{\gamma,t} \approx N(0, \sigma_{\varepsilon_{\gamma,t}}) \text{ و } \rho_{\gamma} \in (0,1) \quad (19)$$

مقدار وام دریافتی برابر است با:

$$L_{jt} = \gamma_t (P_{jt} r_{jt}^k + P_{jt} W_t L_{jt}) \quad (20)$$

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

$$PAC_t^j = \frac{\varphi_f}{2} \left( \frac{P_{jt}}{\bar{P}} - 1 \right)^2 Y_t \quad (21)$$

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

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

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left[ \lambda_t (\beta^S)^s \frac{\pi_{t+s}^f}{P_{t+s}} \right] \quad (22)$$

که در آن تابع سود اسمی عبارت است از:

$$\pi_{jt}^f = P_{jt} Y_{jt} - P_t mC_t Y_{jt} - PAC_t^j \quad (23)$$

$PAC_t^j$  هزینه تعدیل قیمت و  $mC_t$  هزینه نهایی بنگاه است.

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

$$\frac{\partial \ell}{\partial k_t} = \lambda_t A_t \alpha L_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha-1} - \lambda_t^f r_t^k (1 + r_t^l) = 0 \quad (24)$$

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

$$\frac{\partial \ell}{\partial L_t} = \lambda_t A_t (1 - \alpha) L_{jt}^{-\alpha} K_{jt}^{\alpha} - \lambda_t^f (1 + r_t^l) w_t = 0 \quad (25)$$

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

$$\frac{\partial \ell}{\partial P_t} = \left\{ 1 - \theta + \theta \left( \frac{P_t}{P_{jt}} \right) mc_{jt} \right\} \lambda_t \left( \frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} \frac{Y_t}{P_t} - \lambda_t \varphi_f \left\{ \left( \frac{P_{jt}}{(\bar{\pi}) P_{jt-1}} - 1 \right) \frac{Y_t}{(\bar{\pi}) P_{jt-1}} \right\} + \beta \varphi_f E_t \left\{ \lambda_{t+1} \left( \frac{P_{jt+1}}{(\bar{\pi}) P_{jt}} - 1 \right) Y_{t+1} \left( \frac{P_{jt+1}}{(\bar{\pi}) P_{jt}^2} \right) \right\} = 0 \quad (26)$$

$$mc_{jt} = \frac{[\gamma_t (1 + r_t^l) w_t]^{1-\alpha} (\gamma_t (1 + r_t^l) r_t^k)^{\alpha}}{\alpha^{\alpha} (1 - \alpha)^{1-\alpha} A_t} \quad (27)$$

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):

$$\frac{W_t(i)}{P_t} \geq \chi_t C_t j^{\varphi} \quad (28)$$

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 می شود. نیروی کار به صورت  $L_t = \int_0^1 L_t(i) di$  نشان داده می شود. حال نرخ بیکاری  $u_t$  را به عنوان تفاوت بین عرضه نیروی کار و اشتغال

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:

$$\mu_t^w = \varphi u_t \quad (29)$$

بنابراین نرخ بیکاری در دوره  $t$  متناسب با مارک آپ دستمزد است. هر کاهش 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  $\varphi$  یعنی درجه عدم مطلوبیت ناشی از کار کردن 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 می‌دهند. 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  $\alpha_t^b$  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

هستند، به بانک‌هایی که با کمبود منابع مواجه هستند، با توجه به شاخص‌های سلامت بانکی و وضعیت ترازنامه‌ای آنها و جریان دارایی-بدهی قرض می‌دهند. 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، در صورتی 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 می‌سازد.

$$\frac{1}{2} \varphi di \left( \frac{D_t^i}{\bar{D}^i} - 1 \right)^2 \quad (30)$$

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 می‌سازد.

$$\frac{1}{2} \varphi di \left( \frac{D_t^c}{\bar{D}^c} - 1 \right)^2 \quad (31)$$

بنابراین تابع سود بانک به شرح زیر است:

$$\pi_t^b = (1 - \alpha_t^b)(1 + r_t^l)L_t - (1 + r_t^d)D_t - (1 + r_t^i)D_t^i - \frac{1}{2} \varphi di \left( \frac{D_t^i}{\bar{D}^i} - 1 \right)^2 - (1 + r_t^c)D_t^c \frac{1}{2} \varphi di \left( \frac{D_t^c}{\bar{D}^c} - 1 \right)^2 \quad (32)$$

که با توجه به قید زیر حداکثر می‌گردد.

$$l_t = d_t^i + (1 - \eta_t)d_t + d_t^c - l_t^i \quad (33)$$

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 می‌شوند. از طرف دیگر بدهی به شبکه بانکی دوره‌های قبل نیز تأثیر مثبت بر بدهی دوره جاری خواهد داشت.

$$d_t^i = (d_{t-1}^i)^{\phi_{di}^{di}} (y_t)^{\phi_{di}^y} \quad (34)$$

از سوی دیگر بانک به دلیل فعالیت در بازار بین بانکی، قادر به اعطای تسهیلات به بازار بین بانکی  $l_t^i$  نیز می‌باشد 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.

$$l_t^i = (l_{t-1}^i)^{\phi_{lii}^{lii}} (d_t)^{\phi_{lii}^d} \quad (35)$$

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

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 در اختیار بانک مرکزی می‌شوند.

تمامی دلایل یادشده منجر به شکل‌گیری 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 روبه‌رو می‌شود. تعیین این جریمه سنگین توسط بانک مرکزی بانک‌ها را به پرهیز از برداشت از منابع در اختیار این بانک و امیدارد. 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.

$$d_t^c = (l_t^i)^{\phi_{dc}^{li}} (d_t^i)^{-\phi_{dc}^{di}} \quad (36)$$

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

$$\frac{\partial \ell}{\partial l_t^i} = \lambda_t (1 - \alpha^b) (1 + r_t^l) - \lambda_t^b = 0 \quad (37)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial d_t^i} = -\lambda_t (1 + r_t^d) + (1 - \eta_t) \lambda_t^b = 0 \quad (38)$$

روابط فوق نشان می‌دهند 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 سیاست‌های پولی است و به عبارت دیگر کانال انتقال سیاست پولی از طریق شبکه بانکی را نشان می‌دهد.

$$\frac{\partial \ell}{\partial d_t^i} = -\lambda_t \left( (1 + r_t^i) + \varphi_{ai} \left[ \frac{D_t^i}{\bar{D}^i} - 1 \right] \right) + \lambda_t^b = 0 \quad (39)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial d_t^c} = -\lambda_t \left( (1 + r_t^c) + \varphi_{ai} \left[ \frac{D_t^i}{\bar{D}^i} - 1 \right] \right) + \lambda_t^b = 0 \quad (40)$$

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



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 ( $\omega_g^{or} \cdot e_t \cdot or_t$ ) و سایر درآمدها ( $other_t$ ) متوازن نگه دارد. در این شرایط قید بودجه دولت به قیمت‌های حقیقی به شکل زیر بیان می‌شود (توکلیان، ۱۳۹۱).

$$g_t + (1 + R_{t-1}^b) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \omega_g^{or} \cdot e_t \cdot or_t + b_t + T_t + other_t \quad (41)$$

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.

$$gc_t = (1 - \rho_{gc}) \bar{gc} + \rho_{gc} gc_{t-1} + v_{or}^{gc} or_t + u_t^{gc}, \quad u_t^{gc} \sim N(0, \sigma_{gc}^2) \quad (42)$$

$$gk_t = (1 - \rho_{gk}) \bar{gk} + \rho_{gk} gk_{t-1} + v_{or}^{gk} or_t + u_t^{gk}, \quad u_t^{gk} \sim N(0, \sigma_{gk}^2) \quad (43)$$

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

$$T_t = b \cdot y_t^T \quad (44)$$

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

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  $\omega_{bd}^b$  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.

$$dg_t = \left(1 - \omega_{bd}^b\right) bd_t + \frac{dg_{t-1}}{\pi_t} \quad (45)$$

### 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 تأمین کند. بر اساس مطالعه سارجنت زمانی که بانک مرکزی استقلال داشته باشد، دولت برای تأمین 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.

$$M_t = \rho_M(M_{t-1}) + (1 - \rho_R)(\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha_Y(Y_t - \bar{Y}) \quad (46)$$

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

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:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (47)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega o_t \quad (48)$$

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:

$$o_t = \rho_o o_t + \varepsilon_t^o, \quad \varepsilon_t^o \sim N(0, \sigma_o^2) \quad (49)$$

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:

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t-1} + \lambda_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_y y_t + v_t \quad (50)$$

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

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (51)$$

و  $\varepsilon_t^m$  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

شاخص سرمایه گذاری، مصرف سرانه، سرمایه گذاری سرانه، بدهی های 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 داده های فصلی می باشد.

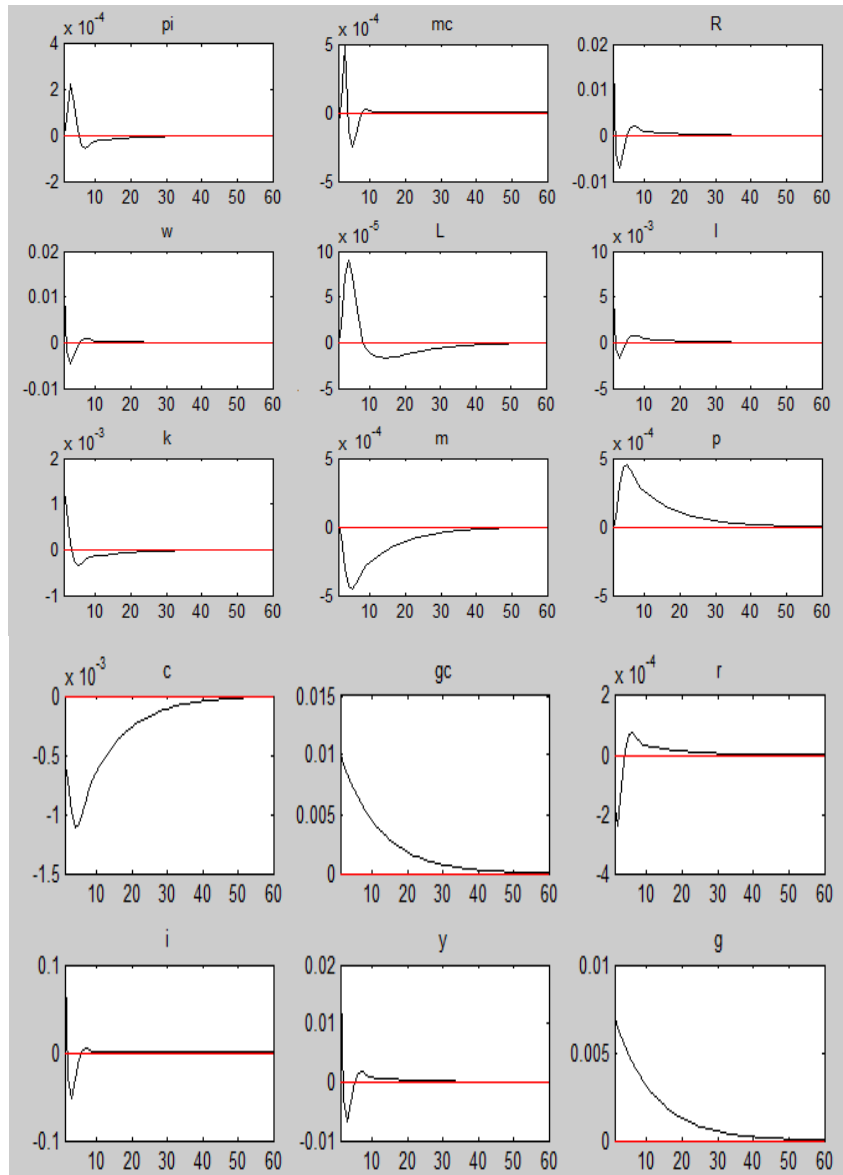
برای برآورد پارامترهای این الگو از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. با استفاده از الگوریتم متروپولیس-هستینگز ۳ زنجیره موازی با حجم ۵۰ هزار<sup>۱</sup> برای بدست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می شود. توزیع مربوط به چگالی پیشین در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

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

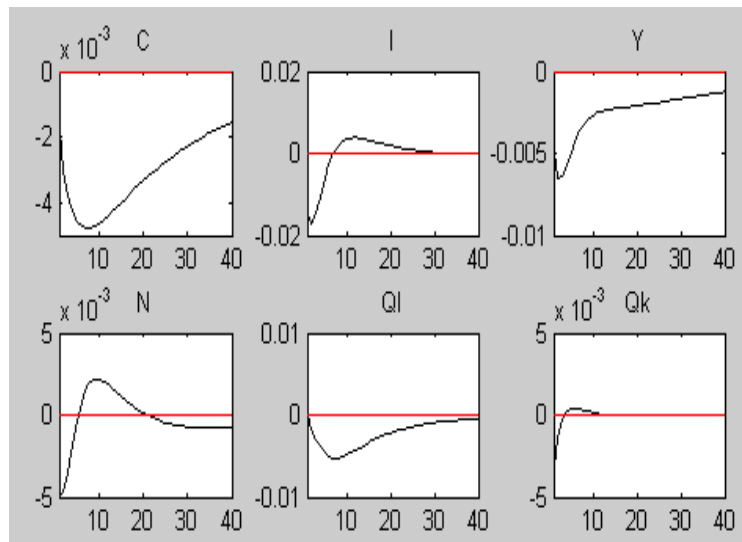
۱. برای اطمینان از صحت نتایج، الگو برای حجم های مختلف نمونه (هزار، ۱۰ هزار، ۲۰ هزار و ۵۰ هزار) انجام شد. نتایج حاکی از آن بود که تا حجم ۱۰ هزار برآورد تحت تأثیر حجم نمونه های استخراجی در هر زنجیره قرار دارد، اما برای حجم های بالاتر این حساسیت به نحو قابل توجه کاسته می شود.

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

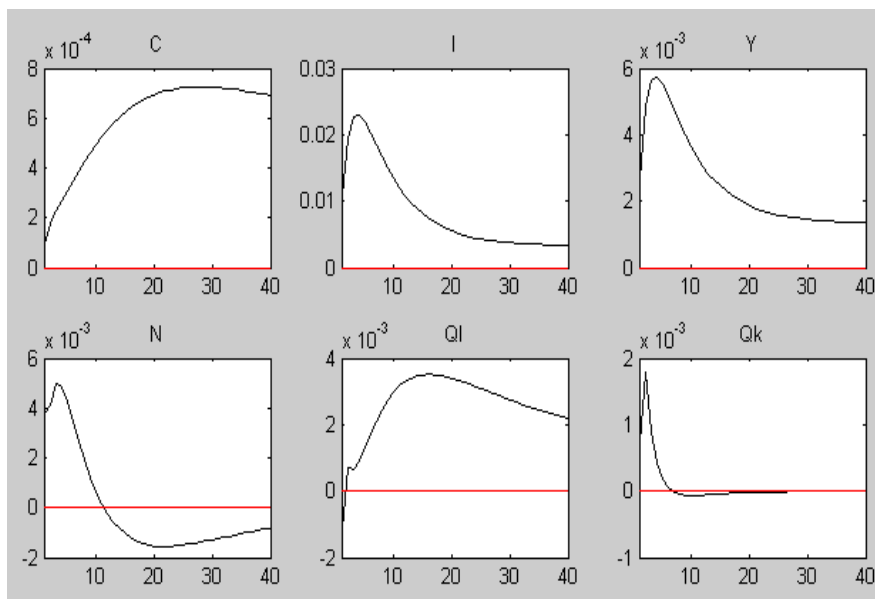
همانگونه که مشاهده می‌شود شوک‌های اولیه در تقاضای زمین اثرات مهم و معنی داری بر نوسانات قیمت مسکن و متغیرهای کلان دارد. برای نشان دادن این موضوع ابتدا فرض می‌شود که محدودیت اعتباری به صورت یک عامل دورنزا در الگو با یک محدودیت اعتباری ثابت و برونزا در الگو مقایسه می‌شود و نمودارهای کنش و واکنش این دو 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، سرمایه‌گذاری و اشتغال ایجاد می‌کند. محدودیت اعتباری بنگاه‌ها منجر به اثرات معنی‌دار 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 سرمایه‌گذاری 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 سرمایه‌گذاری 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 سرمایه‌گذاری بخشی از منابع مالی استقراض شده برای خود ایجاد کنند که این جریان مصرفی نسبت به عادات مصرفی حساسیت شدیدی نخواهد داشت.



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 برآورد 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

که مکانیسم محدودیت اعتباری درونزا در الگو منجر به این می شود 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 می توان به نتایج نادمی و خوچانی (۱۳۹۷) اشاره کرد که آنها نشان دادند نرخ تورم و شاخص قیمت مسکن همسو با ادوار بوده و در بازه زمانی کوتاه مدت و میان مدت نرخ تورم عامل نوسان قیمت مسکن بوده است. همچنین حجم نقدینگی و شاخص های قیمت بخش مسکن در افق های بلندمدت همسو بوده است. عباسی نژاد و لواسانی (۱۳۹۳) در پیش بینی قیمت مسکن نشان داده اند افزایش قیمت مسکن در تهران و شهرهای بزرگ کشور به صورت پله ای 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 طی شدن دوره های رونق قیمت مسکن بوده و در ادامه قیمت مسکن از



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 ۱۳۹۵-۱۳۷۰ و 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 وثیقه‌ای، 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

که یکی از راهکارهایی که می‌تواند منجر به کنترل قیمت مسکن شود کنترل تورم است. همچنین از آنجایی که در سال‌های اخیر درآمدهای حاصل از صادرات نفت به اقتصاد کشور تزیق شده است، این امر موجب افزایش نقدینگی در جامعه می‌شود و در صورت اتخاذ سیاست‌های 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 گونه‌ای 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.

## منابع و مأخذ

- Abolhassani, Asghar, Ebrahimi, Ilmaz, 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 Effects 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}.

- 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}.

- 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 Behloul, 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.

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

Ali Akbar Gholizadeh<sup>1</sup>, Maryam Noroozinejad<sup>2</sup>

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