

## مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ

## بخش مسکن

ابراهیم بهرامی نیا<sup>۱</sup>اصغر ابوالحسنی<sup>۲</sup>ایلناز ابراهیمی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۱۷

## چکیده

در این مقاله با هدف شناسایی تاثیر شوک‌های مخارج دولت، پولی، مالی، نفتی و تکنولوژی بر قیمت و تولید در اقتصاد ایران با تاکید بر بخش مسکن یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی طراحی شده است. در این مدل، اقتصاد متشکل از یک خانوار نماینده، یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی در بخش مسکن و یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی در بخش غیر مسکن، زنجیره‌ای از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در دو بخش مسکن و غیر مسکن و کارگزار دولت - مقام پولی است که ترکیبی از دولت و بانک مرکزی می‌باشد. اقتصاد کشور مورد بررسی، ایران، بسته فرض شده است. نتایج نشان می‌دهد که تکانه فناوری در بخش غیر مسکن باعث افزایش تولید و سرمایه‌گذاری و کاهش نرخ تورم در این بخش و افزایش مخارج مصرفی خانوارها شده و در بخش مسکن تولید و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و با توجه به ارتباط پیشین بخش مسکن با بخش غیر مسکن، تولید در بخش غیر مسکن را نیز افزایش می‌دهد. افزایش نرخ رشد حجم پول به عنوان یک سیاست پولی باعث افزایش نرخ تورم و تولید در هر دو بخش می‌شود. همچنین با توجه به کشش بالاتر عرضه در بخش تولید کالاهای و خدمات غیر مسکن، اثر شوک پولی بر تولید بخش غیر مسکن بیشتر از بخش مسکن است. بروز یک تکانه در مخارج دولت باعث افزایش تولید و نرخ تورم در بخش غیر مسکن و مسکن می‌شود؛ با ذکر این نکته که تاثیر این شوک بر سطح عمومی قیمت‌ها در هر دو بخش طولانی‌تر از اثر آن بر تولید است.

**واژگان کلیدی:** مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی، اقتصاد ایران، بخش مسکن.

**Keywords:** New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium, Iran Economy, Housing Sector.

**JEL Classification:** R30, C50, C61.

<sup>۱</sup>. عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران (نویسنده مسئول) e\_bahraminia@yahoo.com

<sup>۲</sup>. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور تهران

<sup>۳</sup>. عضو هیات علمی پژوهشکده پولی بانکی، تهران

## ۱- مقدمه

مدل‌ها برای سازماندهی و تشریح فهم ما از چگونگی کارکرد اقتصاد ملی و اقتصاد جهان مورد استفاده قرار می‌گیرند، چارچوبی را برای پیش‌بینی توسعه تحولات اقتصادی آینده ارائه می‌دهند و می‌توانند نتایج سیاست‌ها و تحولات برون‌زا را پیش‌بینی کنند. طی چهار دهه‌ی اخیر شاهد تغییرات اساسی در مدل‌سازی اقتصاد کلان بوده‌ایم، نقطه شروع این تغییرات مورد انتقاد قرار گرفتن مدل‌های کمی سنتی اقتصاد کلان کینزی در دهه‌ی ۱۹۷۰ بود، که از جنبه نظری و تئوری مورد انتقاد واقع شدند (برای مثال لوکاس، ۱۹۷۶ و سیمز، ۱۹۸۰)<sup>۱</sup>. در پی این انتقادات کاربرد این مدل‌ها برای پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل سیاست‌ها زیر سوال رفت. لوکاس (۱۹۷۶) نشان داد که ارزیابی سیاست‌های دولت و همچنین پیش‌بینی آن‌ها با مدل‌های اقتصادسنجی رایج روشی صحیح نیست. در پاسخ به این انتقادات نسل اول مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی<sup>۲</sup> شکل گرفت. توسعه این مدل‌ها با تحلیل سیکل‌های تجاری حقیقی توسط کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲)<sup>۳</sup> و لانگ و پلوسر (۱۹۸۳)<sup>۴</sup> آغاز شد. از آن‌جا که در این مدل‌ها، امکان ورود شوک‌های تصادفی در کنار بررسی یکپارچه اقتصاد به صورت پویا وجود دارد، بررسی آثار متقابل بخش‌های مختلف اقتصادی بر یکدیگر می‌تواند شبیه‌سازی شده و نتایج قابل مقایسه با دنیای واقعی را داشته باشد. همچنین یک چارچوب منسجم برای تجزیه و تحلیل سیاست‌ها فراهم می‌کنند، قادر هستند منشاء نوسانات اقتصادی را شناسایی کنند، به سوالات مربوط به تغییرات ساختاری پاسخ دهند و اثرات تغییر سیاست‌ها را پیش‌بینی نمایند (تووار، ۲۰۰۹: ۲)<sup>۵</sup>.

از طرف دیگر بخش مسکن به عنوان یک بخش کاملاً کلیدی، نقش ویژه‌ای در هدایت منابع اقتصادی دارد؛ و در صورتی هدایت‌گر خوبی است که گرفتار انحرافات نشود. از آن‌جا که تخصیص منابع اقتصادی متأثر از قیمت می‌باشد؛ انحرافات قیمتی در این بخش تأثیرات منفی گسترده‌ای بر سایر بخش‌های اقتصادی می‌گذارد، و یکی از مشکلات اساسی حال حاضر بخش مسکن در اقتصاد ایران نوسانات قیمتی است. موضوع نوسانات قیمت مسکن و تأثیر بر سایر

<sup>۱</sup>. Lucas (1976) & Sims (1980)

<sup>۲</sup>. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

<sup>۳</sup>. Kydland and Prescott (1982)

<sup>۴</sup>. Long and Plosser (1983)

<sup>۵</sup>. Tovar (2009)

متغیرهای کلان اقتصادی از مباحث مهم نظریه‌های اقتصاد مسکن می‌باشد. استاک و واتسون (۲۰۰۳)<sup>۱</sup> نشان دادند که قیمت مسکن هدایت‌کننده‌ی فعالیت‌ها در بخش واقعی اقتصاد است. این پژوهش با هدف شناسایی تاثیر شوک‌های مختلف بر قیمت و تولید در بخش مسکن و غیر مسکن، در نظر دارد یک الگوی DSGE نیوکینزی با لحاظ بخش مسکن برای اقتصاد ایران طراحی نماید. با وجودی که در ایران، تحقیقات قابل توجهی به منظور بررسی اثر تکانه‌های مختلف بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است، اما تعداد اندکی از این مطالعات از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده کرده‌اند. در این مطالعات نیز اقتصاد به صورت کلی در نظر گرفته شده است. نوآوری مطالعه حاضر این است که الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به نحوی طراحی شده است که با توجه به جایگاه کلیدی بخش مسکن، این بخش به صورت یک بخش مجزا در نظر گرفته شود. آمار و داده‌های تحقیق نیز از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا و مرکز آمار ایران در دوره زمانی ۹۴:۴-۱۳۷۰:۱ تهیه شده است. مقاله حاضر در شش بخش تدوین شده است؛ که شامل بررسی جایگاه بخش مسکن در اقتصاد کلان ایران، مبانی نظری و پیشینه موضوع، ارائه مدل، ارزیابی الگو و جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی می‌باشد.

## ۲- جایگاه بخش مسکن در اقتصاد کلان ایران

مسکن به عنوان یک کالای ناهمگن، بادوام، غیر منقول، دارای هزینه‌های بالایی معاملاتی، دارای دو بعد سرمایه‌ای و مصرفی، سهم بالایی از بودجه خانوارها، هزینه‌های ملی و سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده و نقش منحصر بفردی در اشتغال و ارزش افزوده اقتصاد دارد. یکی از مهم‌ترین بخش‌ها برای تخفیف رکود است. مسکن کالایی غیر منقول است، از این رو بخش مسکن وابستگی بسیار کمی به کالاها و خدمات وارداتی دارد و تکیه‌گاه بخش مسکن بیشتر به مواد اولیه داخلی و نیروی کار بومی و کم تخصص می‌باشد. بنابراین ضریب افزایشی بخش مسکن در سطح بالایی است؛ لذا تحریک بخش مسکن در شرایط رکودی اقتصاد می‌تواند تاثیر به‌سزایی در خروج اقتصاد از رکود داشته باشد (نصراللهی و آزادغلامی، ۱۳۹۲). تداوم رکود در این بخش اثرات بسیار خطرناک است، چرا که شاغلین این بخش از پایین‌ترین سطوح اجتماع به لحاظ درآمدی و سطح مهارتی و سواد هستند.

<sup>۱</sup>. Stock and Watson (2003)

بر اساس جدول ۱ ملاحظه می‌شود که در طول دوره مورد بررسی بخش مسکن به طور متوسط ۳۸/۷ درصد از هزینه‌های مصرف نهایی خانوارهای شهری، ۱۶/۵ درصد از هزینه ناخالص ملی، ۱۱/۴ درصد از ارزش ستانده فعالیت‌های اقتصادی، حدود ۵۸ درصد از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ۵ درصد از ارزش افزوده فعالیت‌های اقتصادی، بیش از ۱۰ درصد شاغلین کشور، حدود ۲۵ الی ۳۰ درصد عوامل و نهاده‌های اقتصاد کشور و حدود ۳۲ درصد از سرمایه ثابت کشور را به خود اختصاص داده است. بزرگ بودن این نسبت‌ها قطعاً نشانه‌ای از وجود ارتباط بسیار قوی بین وضعیت کلی اقتصاد کلان و رفتار متغیرهای این بخش می‌باشد.

از طرف دیگر آمارها نشان می‌دهد که در طول دوره زمانی مورد بررسی چهار دوره جهش در قیمت مسکن اتفاق افتاده است. جهش اول قیمت مسکن در ابتدای دهه ۷۰ اتفاق افتاد، جهش دوم در فاصله سال‌های ۷۸ تا ۸۲ و جهش سوم از ۸۵ تا ۸۷ رخ داد، جهش آخر نیز از اواخر سال ۹۰ شروع و تا نیمه دوم سال ۹۲ ادامه یافت. به همین صورت در سال‌های ۷۱ تا ۷۳، ۷۶ تا ۷۸، ۸۲ تا ۸۵ و ۸۷ تا ۹۰ و از ۹۳ تا ۹۴ رکود بر معاملات بازار مسکن حاکم بوده است. سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ طولانی‌ترین دوره رونق تولید مسکن در دو دهه اخیر بوده است.

جایگاه مهم و تاثیرگذار بخش مسکن بر عملکرد اقتصاد کلان در کنار نوسانات شدید قیمت، باعث انحراف در تصمیمات کارگزاران اقتصادی در سایر بخش‌های اقتصادی می‌شود. ایجاد نوسان در ادوار سرمایه‌گذاری مسکن و اقتصاد ملی، تغییر رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، انحراف در تخصیص منابع اقتصادی، تشدید نقل و انتقال سرمایه در بازار دارایی‌ها، تغییر الگوی توزیع درآمد و عدم توازن منابع و مصارف نظام بانکی، از پیامدهای مهم نوسان قیمت مسکن است.

جدول ۱: جایگاه بخش مسکن در اقتصاد کلان ایران

سهم بخش مسکن از شاغلین	سهم ساختمان از ارزش ستانده فعالیت‌های اقتصادی	سهم هزینه‌های ساختمان از هزینه ناخالص ملی	سهم هزینه‌های مسکن از هزینه مصرف نهایی خانوارهای شهری	سهم بخش مسکن از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	سال
۱۰/۴۸	۱۲/۳۸	۱۴/۳۰	۳۹/۲۲	۳۳/۹۱	۱۳۷۰
۱۰/۸	۱۲/۲۴	۱۴/۴۲	۳۷/۳۴	۳۳/۶۶	۱۳۷۱
۱۰/۲	۱۱/۹۹	۱۵/۴۹	۴۱/۵۶	۳۳/۵۹	۱۳۷۲
۹/۴۲	۱۱/۰۲	۱۵/۱۲	۴۱/۳۱	۳۶/۹۱	۱۳۷۳
۱۰/۷	۱۰/۰۸	۱۳/۶۴	۴۳/۱۷	۳۶/۷۲	۱۳۷۴
۱۱/۳۲	۱۲/۱۴	۱۵/۰۲	۴۴/۵۰	۳۴/۹۹	۱۳۷۵
۱۰/۹۷	۱۰/۴۵	۱۴/۲۳	۴۱/۳۲	۳۱/۴۴	۱۳۷۶
۱۰/۳	۹/۳۴	۱۳/۰۵	۴۰/۸۲	۲۸/۱۸	۱۳۷۷
۹/۷۶	۹/۳۲	۱۴/۱۱	۴۰/۴۲	۲۸/۷۲	۱۳۷۸
۱۰/۳۳	۸/۹۸	۱۴/۱۶	۳۸/۱۷	۲۸/۵۴	۱۳۷۹
۱۱/۳	۱۰/۱۰	۱۵/۷۳	۳۶/۶۴	۲۷/۳۳	۱۳۸۰
۱۱	۱۱/۱۲	۱۷/۱۶	۳۵/۸۴	۲۹/۰۸	۱۳۸۱
۱۲/۴	۱۰/۸۶	۱۶/۲۹	۳۴/۶۷	۲۸/۱۴	۱۳۸۲
۱۲/۸	۱۰/۱۲	۱۵/۸۱	۳۱/۵۰	۲۶/۳۵	۱۳۸۳
۱۰/۴	۹/۳۳	۱۶/۲۱	۲۹/۸۲	۲۵/۹۴	۱۳۸۴
۱۱/۴	۹/۲۹	۱۵/۱۶	۳۱/۲۳	۲۳/۷۴	۱۳۸۵
۱۲/۳	۱۱/۲۵	۱۶/۶۹	۳۲/۰۳	۳۰/۶۰	۱۳۸۶
۱۳/۶	۱۳/۱۵	۱۸/۸۳	۳۳/۳۹	۳۱/۰۹	۱۳۸۷
۱۳/۱	۱۲/۵۰	۱۸/۹۹	۳۱/۲۷	۳۰/۲۸	۱۳۸۸
۱۳/۷	۱۰/۹۸	۱۷/۹۵	۳۳/۸۸	۳۰/۲۹	۱۳۸۹
۱۵/۳	۱۰/۸۲	۱۷/۴۸	۳۵/۷۱	۲۸/۷۲	۱۳۹۰
۱۵/۴	۹/۸	۱۹/۸	۳۷/۵	۳۰/۶۰	۱۳۹۱
۱۵/۵	۹/۸	۱۹	۴۲/۴	۲۶/۵	۱۳۹۲
۱۵	۹/۲	۱۷/۸	۴۲/۷	۲۶/۶۸	۱۳۹۳
۱۴/۳	۹	۱۷	۴۱/۶	۲۵/۴	۱۳۹۴

ماخذ: مرکز آمار ایران و بانک مرکزی

### ۳- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

#### ۳-۱- مبانی نظری

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در شکل اولیه به عنوان ابزاری برای تحلیل اقتصاد کلان توسط مکتب تجاری حقیقی<sup>۱</sup> به کار گرفته شدند. در این مدل‌ها که به مدل‌های DSGE ادوار تجاری حقیقی مرسوم هستند، با توجه به فرض خنثی بودن پول در اقتصاد، رفتار مقام پولی تبیین

<sup>۱</sup>. Real Business Cycles (RBC)

نمی‌شد. تاکید بر شوک تکنولوژی، نقش محدود عوامل پولی و خنثایی پول از ویژگی‌های اساسی این مدل‌ها بود. اما واقعیت‌های مشاهده شده از بیرون، این چارچوب تئوریک را تایید نمی‌کرد. در مقابل مدل‌های سنتی کینزی مبتنی بر مدل‌های ایستا بود و در آن‌ها اثری از مسایل بهینه‌سازی پویای خانوار و بنگاه نبود و بیشتر برای تحلیل‌های کیفی به کار می‌رفتند. این موضوع نقطه آغازی برای تلفیق این دو نظریه شد؛ از این اختلاط در اواخر دهه ۱۹۹۰ سنتز نئوکلاسیک جدید<sup>۱</sup> (گوود فرند و کینگ، ۱۹۹۷)<sup>۲</sup> یا مدل‌های نیوکینزی (کلاریدا، گالی و گرتلر، ۱۹۹۹)<sup>۳</sup> پدیدار شد. مدل‌های نیوکینزی تاثیر شوک‌های حقیقی و اسمی را در شرایط رقابت انحصاری بررسی می‌کنند، که در آن بنگاه‌ها امکان تعیین قیمت با هدف حداکثرسازی سود را دارند. از آن‌جا که تعدیل قیمت‌ها به سمت قیمت‌های بهینه، همراه با تحمل هزینه‌های تعدیل از جمله هزینه‌های تغییر فهرست بها برای بنگاه‌ها است؛ لذا بهینه‌یابی قیمت در فرایند زمانی چند دوره‌ای محتمل است. به علت همین ویژگی، شوک‌های اسمی دارای آثار حقیقی هستند؛ به این معنا که به دلیل عدم وجود انعطاف‌پذیری‌های اسمی، تغییر نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت اسمی، توسط بانک مرکزی یا از طریق تغییر در عرضه پول، با تغییرات یک به یک در تورم مورد انتظار تطبیق نمی‌یابند، بنابراین منجر به نوساناتی در نرخ‌های بهره حقیقی می‌شود. این امر موجب تغییر مصرف، سرمایه‌گذاری و در نتیجه محصول و اشتغال می‌شود. در بلندمدت تمامی قیمت‌ها و دستمزدها تعدیل می‌یابند و اقتصاد به تعادل طبیعی خود باز می‌گردد (جردی گالی، ۲۰۰۸)<sup>۴</sup>.

### ۲-۳- پیشینه تحقیق

استفاده از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی می‌تواند کاربرد موثری در بررسی آثار سیاست‌ها و شوک‌های اقتصادی بر روند آتی متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشد. از این رو در سال‌های اخیر استفاده از این مدل‌ها گسترش یافته است. در جدول ۲ خلاصه‌ای از مطالعات داخلی که مبتنی بر طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران بوده، ذکر شده است.

<sup>۱</sup> New Neoclassical Synthesis Models

<sup>۲</sup> Goodfriend and King (1997)

<sup>۳</sup> Clarida, Gali and Gertler (1999)

<sup>۴</sup> Jordi Gail (2008)

جدول ۲: خلاصه‌ای از مطالعات داخلی مبتنی بر طراحی مدل DSGE

نویسنده (سال)	چارچوب تئوریک مدل	دوره زمانی	نتایج
شهرستانی و اربابی (۱۳۸۸)	ادوار تجاری پولی - اقتصاد به صورت کوچک باز و خانوارها، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای داخلی، صادرات غیر نفتی و بخش نفت در نظر گرفته شده است.	۷۷-۷۸م	شوگ نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید را افزایش می‌دهد. شوگ نرخ بهره حقیقی جهانی اثر اندک و ناچیزی بر روی تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری دارد. همبستگی مصرف، سرمایه‌گذاری و واردات با سیکل‌های تجاری در الگو همانند مشاهدات واقعی دیده می‌شود.
موسلی و همکاران (۱۳۹۱)	کینزی جدید - کارگزاران شامل خانوارها، بنگاه‌ها و دولت - مقام پولی، صادرات فقط نفت - رشد حجم پول قاعده سیاست پولی	۶۷-۶۸م	تولید غیر نفتی در برابر شوک‌های نفتی، مخارج دولت، پولی و بهره‌وری افزایش یافته و تورم در برابر تمام شوک به جز شوک بهره‌وری افزایش می‌یابد.
فخرحسینی (۱۳۹۰)	ادوار تجاری حقیقی - کارگزاران اقتصادی شامل خانوارها، بنگاه‌ها و دولت، بخش نفت	۸۷-۸۸م	اگر افزایش درآمد نفتی از کانال رشد پول عبور کند اثر تورمی آن بیشتر از حالتی است که این درآمدها از طریق فروش ارز به بانک مرکزی تامین نگردد.
بهرامی و قربانی (۱۳۹۰)	کینزی جدید - خانوارها، بنگاه‌ها، مقام پولی و بخش خارجی اقتصاد در نظر گرفته شده است. ابزارهای بانک مرکزی کنترل اعتبارات اعطایی پرداختی و دخالت در بازار ارز است.	۸۷-۸۸م	در صورت بروز شوک درآمد نفتی، سناریوی هدف‌گذاری تورم نوسان کمتری در متغیرهای مصرف، تولید غیر نفتی، اشتغال، نرخ تورم و حجم پول ایجاد می‌کند. در صورت بروز شوک تکنولوژی، نوسانات متغیرهای مصرف، اشتغال و حجم پول میان دو سناریو تفاوت چندانی ندارد، اما سناریوی هدف‌گذاری تورم نوسان کمتری در تولید غیر نفتی و تورم ایجاد می‌نماید.
شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)	کینزی جدید - مدل از پنج بخش خانوارها، بنگاه‌ها، بانک‌ها، دولت و نفت تشکیل شده است. بخشی از تامین مالی بنگاه‌ها از طریق بانک صورت می‌گیرد. نرخ بهره توسط مقام پولی تعیین می‌شود.	۶۷-۶۸م	اثرات شوک‌های نفتی، بهره‌وری و پولی بر متغیرهای حقیقی، اسمی و بانکی اقتصاد نشان می‌دهد که الگو با انتظارات توربیک سازگاری دارد. مطالبات معوق، باعث کاهش اثرگذاری شوک پولی می‌شود که دلالت بر کاهش اثربخشی سیاست پولی در جهت مقابله با نوسانات اقتصادی دارد.
خیابانی و امیری (۱۳۹۱)	کینزی جدید - مدل شامل شش بخش خانوار، بنگاه‌های اقتصادی به تفکیک داخلی، وارداتی و صادراتی، دولت، بانک مرکزی، بخش نفت و بخش خارجی است.	۶۷-۶۸م	شوگ‌های نفتی بر تولید، سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه اثر منفی دارد ولی تورم، مصرف و هزینه نهایی را افزایش می‌دهد و بر مخارج دولت و حجم پول اثر مثبت دارد. این شوک‌ها نقش کلیدی در شکل‌گیری سیاست‌های پولی و مالی و تورم بازی می‌کند.
مظفر و قلی‌پور (۱۳۹۴)	کینزی جدید - در مدل خانوارها، بنگاه‌های داخلی، دولت، سیاست‌گذار پولی، نفت، نرخ ارز، صادرات غیر نفتی و واردات در نظر گرفته شده است. قیمت نفت به صورت برونزا تعیین می‌شود.	۱۳-۱۴م	حدود ۴۰ درصد از افزایش رشد پایه پولی به تورم تبدیل می‌شود. سیاست‌های مالی دولت، منجر به افزایش تورم و تولید می‌شود. شوک‌های نفتی تمام متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شوک ارزی به دلیل آثار انتظاری، متغیرهای اقتصادی را بسیار متأثر می‌کند.

در مطالعات محدودی نیز بخش مسکن به عنوان یک بخش مجزا در اقتصاد دیده شده است. بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰) در قالب یک الگوی DSGE مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی به بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک درآمدهای نفتی بر انواع سرمایه‌گذاری‌ها در بخش مسکن و غیر مسکن موید بروز بیماری هلندی در کشور است. سرمایه‌گذاری مسکونی به واسطه‌ی شوک مثبت درآمدهای نفتی، افزایش آنی یافته سپس کاهش می‌یابد و با گذشت زمان کمابیش بعد از دو فصل به پایین‌ترین حد می‌رسد. باقرپور (۱۳۹۰) با هدف تعیین قاعده بهینه پولی با تاکید بر قیمت مسکن، یک الگوی DSGE برای اقتصاد ایران طراحی کرد. مقایسه نتایج شبیه‌سازی این مطالعه به ازای شوک‌های مختلف مانند شوک نفتی و شوک پولی که به تحولات در قیمت مسکن منجر می‌شود، اهمیت استفاده بانک مرکزی از قاعده بهینه پولی را نشان می‌دهد.

در مطالعات خارجی نیز آیکوویلو و نری (۲۰۱۰)<sup>۱</sup> با هدف بررسی منشأ و پیامدهای نوسانات قیمت مسکن در اقتصاد امریکا یک مدل DSGE با حضور بخش مسکن طراحی کردند. نتایج نشان می‌دهد که یک چهارم از نوسانات سیکلی قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری آن با استفاده از شوک‌های تقاضا و تکنولوژی توضیح داده می‌شود. فانک و پاتز (۲۰۱۳)<sup>۲</sup>، یک مدل DSGE نیوکینزی با حضور بخش مسکن برای اقتصاد هنگ‌کنگ طراحی کردند. نتایج نشان می‌دهد که شوک ترجیحات مسکن عامل اصلی نوسانات مخارج مصرفی است به طوری که ۸۴ درصد نوسانات<sup>۳</sup> مخارج مصرفی با استفاده از این شوک توضیح داده می‌شود.

گرکیس و مایر (۲۰۱۳)<sup>۴</sup> به بررسی نوسانات قیمت مسکن در اقتصاد ایرلند در چارچوب مدل DSGE نیوکینزی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد شوک تقاضا و شوک تکنولوژی در بخش مسکن، عامل اصلی نوسانات قیمت و سرمایه‌گذاری در این بخش بوده است. بائو، لیم و لی (۲۰۰۹)<sup>۵</sup> یک مدل DSGE با حضور بخش مسکن برای استرالیا طراحی کردند. در این مدل شوک بهره‌وری ابتدا باعث افزایش تولید، افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی و در نتیجه افزایش درآمد مصرف‌کنندگان و افزایش مخارج مصرفی می‌شود. شوک سیاست پولی باعث افزایش پس‌انداز، کاهش مصرف، و افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. دراک و نوتارپیترو (۲۰۰۸)<sup>۶</sup> به تحلیل

<sup>۱</sup> Iacoviello & Neri (2010)

<sup>۲</sup> Funke and Paetz (2013)

<sup>۳</sup> Volatility

<sup>۴</sup> Gareis and Mayer (2013)

<sup>۵</sup> Bao, Lim and Li (2009)

<sup>۶</sup> Darracq and Notarpietro (2008)



تحلیل حساسیت بازار مسکن نسبت به سیاست‌های پولی در یک مدل DSGE برای آمریکا و منطقه یورو پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های ساختاری مربوط به مسکن، دارای آثار خارجی معناداری در مصرف غیر مسکونی است.

#### ۴- ارائه مدل

مدل این مقاله بر اساس مطالعه آیکوویلو و نری (۲۰۱۰) می‌باشد، که متناسب با شرایط اقتصاد ایران در آن تعدیلاتی لحاظ شده است. اقتصاد متشکل از یک خانوار نماینده، یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی در بخش مسکن و یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی در بخش غیر مسکن، زنجیره‌ای از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در هر دو بخش و کارگزار دولت-مقام پولی می‌باشد. اقتصاد کشور مورد بررسی، ایران، بسته فرض شده است.

#### ۴-۱- خانوارها

فرض بر این است که اقتصاد مورد بررسی از خانوارهای یکسانی تشکیل شده که دارای عمری نامحدود هستند؛ یک خانوار به عنوان نماینده جهت بررسی در نظر گرفته می‌شود. مطابق ادبیات استاندارد مدل‌های DSGE (آیکوویلو و نری، ۲۰۱۰)، کالزا، مونکلی و استراکا (۲۰۱۳)<sup>۱</sup> مطلوبیت انتظاری خانوار به کالاهای و خدمات مصرفی غیر مسکن ( $C_t$ )، خدمات مسکن ( $h_t$ ) و مانده حقیقی پول ( $\frac{M_t}{P_t}$ ) بستگی دارد. به تبعیت از متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) و کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)، شکل تبعی تابع مطلوبیت به صورت رابطه ۱ در نظر گرفته شده است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \xi \frac{1}{1+\eta} l_t^{1+\eta} + \frac{\varphi}{1-\rho} \left( \frac{M_t}{P_{nh,t}} \right)^{1-\rho} + \chi \ln h_t \right] \quad (1)$$

که  $\beta$  عامل تنزیل ذهنی خانوار،  $\sigma$  عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف،  $\eta$  عکس کشش عرضه نیروی کار،  $\xi$  ضریب فراغت،  $\rho$  عکس کشش تقاضای مانده‌های حقیقی پول و  $\chi$  ضریب مسکن می‌باشد.

مطابق با اصول بهینه‌سازی، خانوار نماینده به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت انتظاری با توجه به قید بودجه است:

<sup>1</sup> Calza, Monacelli and Stracca (2013)

$$c_t(i) + p_{h,t}(h_t(i) - (1 - \delta')h_{t-1}(i)) + (k_t(i) - (1 - \delta)k_{t-1}(i)) + m_t(i) \leq w_t l_t(i) + r_t k_{t-1}(i) + \frac{m_{t-1}(i) + t_t(i) + div_{nh,t} + div_{h,t}}{\pi_t} \quad (2)$$

سمت چپ نامساوی ۲ مخارج حقیقی را نشان می‌دهد؛ که شامل مخارج مصرفی غیر مسکن، مخارج در بخش مسکن، سرمایه‌گذاری و تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول می‌باشد. سمت راست این نامساوی منابع حقیقی خانوار را نشان می‌دهد، که شامل دستمزد حقیقی بابت عرضه نیروی کار، اجاره حقیقی بابت اجاره سرمایه از بنگاه‌های بخش غیر مسکن و بخش مسکن، مانده‌های حقیقی پول از دوره قبل، خالص پرداخت‌های انتقالی دولت و سود حقیقی است که بنگاه‌ها از بخش غیر مسکن و بخش مسکن دریافت می‌کنند. به منظور بهینه‌یابی، معادله لاگرانژ را تشکیل داده و شرایط مرتبه اول را به صورت روابط ۳ تا ۷ بدست می‌آوریم:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = 0 \Rightarrow \frac{1}{c_t^\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial L}{\partial h_t} = 0 \Rightarrow \frac{\chi}{h_t} - \lambda_t p_{h,t} + \beta E_t \lambda_{t+1} p_{h,t+1} (1 - \delta') = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l_t} = 0 \Rightarrow -\xi l_t^\eta + w_t \lambda_t = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} = 0 \Rightarrow \varphi(m_t)^{-\rho} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{nh,t+1}} = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = 0 \Rightarrow -\beta^t \lambda_t + \beta^{t+1} E_t \lambda_{t+1} (1 - \delta) + \beta^{t+1} E_t \frac{\lambda_{t+1} r_{t+1}}{\pi_{nh,t+1}} = 0 \quad (7)$$

#### ۴-۲- تولیدکنندگان

بنگاه‌ها شامل تولیدکنندگان مسکن و تولیدکنندگان کالاها و خدمات غیر مسکن می‌باشند، و در هر بخش شامل بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و نهایی و بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و واسطه‌ای هستند. مفروض است که تولیدکنندگان کالاها و واسطه‌ای در هر دو بخش در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند، که دارای قدرت بازاری هستند، به طوری که هر یک کالای متمایز خود را به تولیدکننده نهایی که در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند، می‌فروشند و تولیدکننده

نهایی جمع‌گر، کالاهای واسطه‌ای متمایز را با یکدیگر ترکیب کرده و کالای نهایی را تولید می‌کند.

#### ۴-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی مصرفی غیر مسکن

فرض می‌شود بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که در هر دوره  $t = 0, 1, 2, \dots$  هر کالای واسطه‌ای  $y_{nh,t}(i)$  را به قیمت  $p_{nh,t}(i)$  خریداری کرده و از ترکیب آن‌ها طبق یک تابع تولید با تکنولوژی بازده ثابت به مقیاس کالاهای نهایی مصرفی غیر مسکن،  $y_{nh,t}$ ، را تولید می‌کند. کالاهای واسطه‌ای خریداری شده، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده که تولیدکننده کالای نهایی آن‌ها را بر اساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز که به صورت رابطه ۸ تعریف می‌شود، ترکیب می‌کند:

$$y_{nh,t} = \left[ \int_0^1 y_{nh,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (8)$$

که  $\theta > 1$  کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی را طوری انتخاب می‌کند که سود خود را حداکثر کند. یعنی:

$$P_{nh,t} \left[ \int_0^1 y_{nh,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 p_{nh,t}(i) y_{nh,t}(i) di = 0 \quad (9)$$

شرط مرتبه اول این مساله بیشینه‌سازی تابع تقاضا برای کالای واسطه‌ای نام را نتیجه می‌دهد:

$$y_{nh,t}(i) = \left( \frac{p_{nh,t}(i)}{P_{nh,t}} \right)^{-\theta} y_{nh,t} \quad (10)$$

از آنجا که بنگاه تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی در فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند، بنابراین سود ناشی از فعالیت این بنگاه در تعادل صفر خواهد بود. لذا شاخص قیمت کالاها و خدمات غیر مسکن به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$P_{nh,t} = \left[ \int_0^1 p_{nh,t}(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (11)$$

## ۲-۲-۴- بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و خدمات واسطه‌ای غیر مسکن

این تولیدکنندگان در بازار رقابت انحصاری، کالاهای واسطه‌ای را با استفاده از دو نهاد سرمایه و نیروی کار بر اساس تکنولوژی بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید می‌کنند:

$$y_{nh,t}(i) = A_{nh,t} l_{nh,t}(i)^{\alpha_1} k_{nh,t}(i)^{1-\alpha_1} \quad (12)$$

که  $l_{nh,t}$  و  $k_{nh,t}$  نشان دهنده‌ی موجودی سرمایه و نیروی کار در بخش غیر مسکن بوده و  $A_{nh,t}$  ضریب تکنولوژی می‌باشد که از یک فرایند  $AR(1)$  تبعیت می‌کند:

$$A_{nh,t} = \rho_{nh,A} A_{nh,t-1} + (1 - \rho_{nh,A}) \bar{A}_c + \varepsilon_{A_{nh,t}} \quad (13)$$

انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌ها از حداقل‌سازی هزینه کل، مقید به تولید بر اساس سطح تکنولوژی موجود، صورت می‌گیرد. پس از تشکیل معادله لاگرانژ، با استفاده از شرایط مرتبه اول، توابع تقاضا برای هر یک از نهاده‌ها در بخش غیر مسکن حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial L_{nh}}{\partial l_{nh,t}(i)} = 0 \Rightarrow w_t + \lambda_{nh,t} A_{nh,t} \alpha_1 l_{nh,t}^{\alpha_1-1}(i) k_{nh,t-1}^{1-\alpha_1}(i) = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial L_{nh}}{\partial k_{nh,t-1}(i)} = 0 \Rightarrow r_t + \lambda_{nh,t} A_{nh,t} l_{nh,t}^{\alpha_1}(i) (1 - \alpha) k_{nh,t-1}^{-\alpha_1}(i) = 0 \quad (15)$$

معادله انباشت سرمایه در این بخش نیز به صورت رابطه (۱۶) است:

$$k_{nh,t+1} = (1 - \delta) k_{nh,t} + i_{nh,t} \quad (16)$$

## ۳-۲-۴- تنظیم قیمت

از آن‌جا که بنگاه‌ها در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند، قیمت کالاها چسبنده می‌باشد. چسبندگی حالتی است که در آن یک متغیر تمایل به تغییر ندارد، در این شرایط هر نوع تغییر در تقاضا منتج به تغییرات خود به خود و یا سریع در قیمت‌ها نگشته، بلکه در مقابل، امکان آن هست که به تغییر در محصول یا اشتغال منتهی گردد. در نتیجه بازارها شفاف نشده و چسبندگی قیمت‌ها

به عنوان یک مانع مشاهده خواهد شد. انعطاف ناپذیری در قیمت‌های اسمی با استفاده از روش‌های مختلفی نشان داده می‌شود. در این مطالعه چسبندگی قیمت از روش هزینه تعدیل قیمت (روتبرگ، ۱۹۸۲)<sup>۱</sup> وارد مدل می‌شود. با این فرض که بنگاه آم به منظور تعدیل قیمت محصول خود با هزینه تعدیل به فرم رابطه ۱۷ مواجه است:

$$AC_{nh,t}(i) = \frac{\varphi_p}{2} \left( \frac{p_{nh,t}(i)}{\bar{\pi}_{nh} p_{nh,t-1}(i)} - 1 \right)^2 y_t \quad (17)$$

که  $\varphi_p \geq 0$  پارامتر هزینه‌ی تعدیل قیمت‌ها و  $\bar{\pi}$  نرخ تورم در وضعیت باثبات است. هزینه تعدیل قیمت<sup>۲</sup> که بنگاه با آن مواجه است، مساله‌ی بهینه‌یابی پیش روی بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای را تبدیل به یک مساله پویا می‌کند. در این فرایند مساله‌ی بهینه‌یابی پیش روی بنگاه آم این است که مقادیر  $y_{nh,t}(i)$ ،  $p_{nh,t}(i)$ ،  $k_{nh,t}(i)$  و  $l_{nh,t}(i)$  را طوری تعیین کند که ارزش حال جریان سود انتظاری خود را حداکثر کند:

$$Max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left( \frac{D_{nh,t}(i)}{P_{nh,t}} \right) \quad (18)$$

که  $\beta^t \lambda_t$  عامل تنزیل سود، و  $\lambda_t$  مطلوبیت نهایی ثروت حقیقی است و  $D_{nh,t}(i)$  نیز به صورت رابطه ۱۹ تعریف می‌شود:

$$D_{nh,t}(i) = (P_{nh,t}(i)y_{nh,t}(i) - P_{nh,t}r_t k_{nh,t}(i) - P_{nh,t}w_t l_{nh,t}(i) - P_{nh,t}AC_{nh,t}(i)) \quad (19)$$

مقدار  $AC_{nh,t}(i)$  و  $y_{nh,t}(i)$  از رابطه (۱۷) و (۱۲) جایگذاری می‌شود. بنگاه جریان نقدی تنزیل شده فوق را مشروط به میزان تقاضا برای محصول تولیدی متمایز بنگاه و قید تکنولوژی حداکثر می‌کند. با لحاظ این تغییرات معادله‌ی لاگرانژ به منظور بهینه‌یابی قیمت به صورت رابطه (۲۰) حاصل می‌شود:

<sup>۱</sup>. Rotemberg (1982)

<sup>۲</sup>. در این مطالعه به تبعیت از کانن و همکاران (۲۰۱۲) و آیکوویلو و نری (۲۰۱۰)، هزینه تعدیل قیمت در بخش مسکن و غیر مسکن یکسان در نظر گرفته شده است.

$$\Gamma = \text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left( \left( \frac{P_{nh,t}(i)}{P_{nh,t}} \right)^{1-\theta} y_{nh,t} - r_t k_{nh,t}(i) - w_t l_{nh,t}(i) - \frac{\varphi_p}{2} \left( \frac{P_{nh,t}(i)}{\pi p_{nh,t-1}(i)} - 1 \right)^2 y_{nh,t} \right) - \lambda_{nh,t} \beta^t \left[ \left( \frac{P_{nh,t}(i)}{P_{nh,t}} \right)^{-\theta} y_{nh,t} - A_{nh,t} l_{nh,t}(i)^{\alpha_1} k_{nh,t}(i)^{1-\alpha_1} \right] \quad (20)$$

شرط مرتبه اول انتخاب قیمت بهینه،  $P_{nh,t}$ ، به صورت رابطه (۲۱) حاصل می‌شود:

$$(1-\theta) - \varphi_p \pi_{nh,t} (\pi_{nh,t} - 1) + \frac{\lambda_{nh,t}}{\lambda_t} \theta + \beta \varphi_p E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \pi_{nh,t+1} (\pi_{nh,t+1} - 1) \frac{y_{nh,t+1}}{y_{nh,t}} = 0 \quad (21)$$

#### ۴-۲-۴- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی مسکن

هر تولیدکننده نهایی مسکن، کالاهای واسطه‌ای را از تولیدکنندگان که در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند خریداری کرده و در بازار رقابت کامل اقدام به تولید مسکن می‌نماید:

$$y_{h,t} = \left[ \int_0^1 y_{h,t}(i)^{\frac{\phi}{1-\phi}} di \right]^{\frac{1-\phi}{\phi}} \quad (22)$$

که  $\phi$  کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای است. با حداکثرسازی سود، تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای به صورت رابطه ۲۳ بدست می‌آید:

$$y_{h,t}(i) = \left( \frac{p_{h,t}(i)}{p_{h,t}} \right)^{-\phi} y_{h,t} \quad (23)$$

با توجه به سود صفر در بازار رقابت کامل، شاخص قیمت مسکن از رابطه ۲۳ به شکل رابطه ۲۴ حاصل می‌شود:

$$p_{h,t} = \left[ \int_0^1 p_{h,t}(i)^{1-\phi} di \right]^{\frac{1}{1-\phi}} \quad (24)$$

#### ۴-۲-۵- بنگاه تولیدکننده واسطه‌ای مسکن

تولید مسکن به صورت تابعی از دو عامل نیروی کار و سرمایه در نظر گرفته شده است. در این صورت تابع تولید در بخش مسکن به صورت رابطه ۲۵ تصریح می‌شود:

$$y_{h,t}(i) = A_{h,t} l_{h,t}(i)^{\alpha_2} k_{h,t}(i)^{1-\alpha_2} \quad (25)$$

$$A_{h,t} = \rho_{h,A} A_{h,t-1} + (1 - \rho_{h,A}) \bar{A}_h + \varepsilon_{A_{h,t}} \quad (26)$$

فرایند انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌های تولید در بخش مسکن از طریق حداقل‌سازی هزینه کل، مقید به تکنولوژی موجود صورت می‌گیرد. پس از تشکیل معادله لاگرانژ، توابع تقاضا برای هر یک از نهاده‌ها در بخش مسکن حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial L_h}{\partial l_{h,t}(i)} = 0 \Rightarrow w_t - \lambda_{h,t} A_{h,t} \alpha_2 k_{h,t-1}^{1-\alpha_2} l_{h,t}^{\alpha_2-1}(i) = 0 \quad (27)$$

$$\frac{\partial L_h}{\partial k_{h,t-1}(i)} = 0 \Rightarrow r_t - \lambda_{h,t} (1 - \alpha_2) A_{h,t} l_{h,t}^{\alpha_2}(i) k_{h,t-1}^{-\alpha_2}(i) \quad (28)$$

معادله انباشت سرمایه در این بخش نیز به صورت رابطه ۲۹ است:

$$k_{h,t+1} = (1 - \delta') k_{h,t} + i_{h,t} \quad (29)$$

#### ۴-۲-۶- تنظیم قیمت

ساختار بازار مسکن در ایران به گونه‌ای است که قیمت‌ها چسبنده‌اند (حاجی‌زاده، ۱۳۹۳)؛ لذا در این بخش نیز هزینه تعدیل چسبندگی قیمت در نظر گرفته شده است. مساله‌ی بهینه‌یابی پیش روی بنگاه‌ها این است که با توجه به هزینه تعدیل قیمت و سایر هزینه‌های تولید مقادیر  $p_{h,t}(i)$ ،  $y_{h,t}(i)$ ،  $k_{h,t}(i)$  و  $l_{h,t}(i)$  را طوری تعیین کند که ارزش حال جریان سود انتظاری خود را حداکثر نماید. لذا معادله لاگرانژ به صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$\Gamma = \text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left( \left( \frac{p_{h,t}(i)}{p_{h,t}} \right)^{1-\phi} y_{h,t} - r_t k_{h,t}(i) - w_t l_{h,t}(i) - \frac{\varphi_p}{2} \left( \frac{p_{h,t}(i)}{\bar{p}_{h,t-1}(i)} - 1 \right)^2 y_{h,t} \right) - \beta^t \lambda_{h,t} \left( \left( \frac{p_{h,t}(i)}{p_{h,t}} \right)^{-\phi} y_{h,t} - A_{h,t} l_{h,t}(i)^{\alpha_1} k_{h,t}(i)^{\alpha_2} \right) \quad (30)$$

شرط مرتبه اول انتخاب قیمت بهینه،  $p_{h,t}$ ، به صورت رابطه (۳۱) حاصل می‌شود:

$$(1-\phi) - \varphi_p \pi_{h,t} (\pi_{h,t} - 1) + \frac{\lambda_{h,t}}{\lambda_t} \phi + \beta \varphi_p E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \pi_{h,t+1} (\pi_{h,t+1} - 1) \frac{y_{h,t+1}}{y_{h,t}} = 0 \quad (31)$$

#### ۴-۳- دولت - مقام پولی

بانک مرکزی به عنوان مقام پولی با استفاده از سیاست‌های پولی اهداف تسریع رشد اقتصادی، اشتغال کامل، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و تعادل تراز پرداخت‌های خارجی را دنبال می‌کند. این سیاست‌ها از طریق ابزارهای کمی مانند عملیات بازار باز، نرخ تنزیل مجدد، نرخ ذخیره قانونی و ابزارهای کیفی مانند سهمیه‌بندی و تخصیص اعتبارات بین بخش‌های مختلف اقتصادی و ترغیب اخلاقی، اهداف اقتصادی را دنبال می‌کنند. این ابزارها با تغییر در حجم پول و نرخ بهره بخش‌های مختلف اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در اقتصاد ایران چون بخش عظیمی از بودجه دولت از طریق فروش نفت تأمین می‌شود، عملکرد بانک مرکزی مستقل از دولت نیست و دولت نفوذ زیادی در سیاست‌های پولی بانک مرکزی دارد. به همین علت و به تبعیت از ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۸)، متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) کارگزار واحدی به نام دولت - مقام پولی تعریف شده است، که متشکل از دولت و بانک مرکزی می‌باشد و مسئول اجرای سیاست‌های پولی و مالی است. مخارج دولت، از محل خالص مالیات، درآمدهای نفتی و خلق پول،  $m_t - m_{t-1}$ ، تأمین می‌شود:

$$g_t = t_t + or_t + (m_t - m_{t-1}) \quad (32)$$

در تشریح عناصر رابطه ۳۲ ابتدا به بررسی درآمد حاصل از فروش نفت پرداخته می‌شود. ماهیت درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران به صورت برون‌زا است؛ چرا که تولید نفت بر اساس رفتار بهینه‌سازی بنگاه‌ها صورت نگرفته و میزان تولید به میزان ذخایر زیرزمینی و توان تولیدی کشور



بستگی دارد، همچنین میزان صادرات و فروش آن نیز مستقل از قیمت برونزای آن، طبق سهمیه تعیین شده در سازمان اوپک مشخص می‌شود (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰؛ فخرحسینی، ۱۳۹۰؛ و تقوی و صفرزاده، ۱۳۸۹). لذا درآمدهای حاصل از فروش نفت،  $OR_t$ ، به شکل یک فرایند برونزای  $AR(1)$  در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln(or_t) = \rho_{or} \ln(or_{t-1}) + (1 - \rho_{or}) \ln(\overline{or}) + e_{or_t} \quad \rho_{or} \in (-1, 1) \quad (33)$$

مبنای ارائه قاعده سیاست پولی، درک این واقعیت است که یک سیاست پولی مناسب باید هم نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی و هم تورم، حساس باشد و نرخ بهره باید به عنوان یک ابزار سیاستی کلیدی قابل تعدیل و انعطاف‌پذیر باشد (اکرمی و مهدی‌زاده، ۱۳۸۳). در این راستا در اکثر مطالعات خارجی از قاعده تیلور (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. بر اساس این قاعده مقام پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی، به عنوان یک ابزار سیاستی و با توجه به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود، تصمیمات مقتضی را اعمال می‌کند. بررسی‌های تجربی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی در خصوص تورم یا رشد اقتصادی در سیاست‌های پولی وجود نداشته است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱؛ جلالی نایینی و همتی (۲۰۱۳) نیز نشان دادند که بانک مرکزی ج.ا.ا. هیچ‌گونه قاعده سیاست پولی را دنبال نمی‌کند و به نوسانات دوره‌ای نرخ تورم و شکاف تولید توجه نمی‌کند. از طرفی به دلیل سلطه مالی دولت، سیاست پولی در اقتصاد ایران مستقل از سیاست مالی دولت و درآمد نفت نیست، لذا منبع شوک پولی به طور عمده تغییرات درآمدهای نفتی و سلطه مالی است (توکلیان، ۱۳۹۱) و با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی سیاست‌های مالی دولت نیز بر حجم پول تاثیر می‌گذارد (فخرحسینی و همکاران، ۱۳۹۱). همچنین با توجه به تبدیل دلارهای حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی، ارتباط اجتناب‌ناپذیری بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی وجود دارد. از طرفی به لحاظ دستوری بودن تعیین نرخ بهره در اقتصاد ایران، به منظور شبیه‌سازی این قاعده باید تغییرات حجم پول مبنای سیاست‌گذاری قرار گیرد. درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) نرخ رشد نقدینگی و اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳)، مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) و متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) نرخ رشد حجم پول را به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته‌اند. در این مطالعه نیز تغییرات حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است.

بر اساس شواهد فوق و به تبعیت از متوسلی و ابراهیمی (۱۳۸۹)، فخر حسینی و همکاران (۱۳۸۹)، تقوی و صفرزاده (۱۳۸۹) و فخر حسینی (۱۳۹۰) قاعده سیاست پولی به صورت رابطه ۳۴ در نظر گرفته می‌شود:

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + (1 - \rho_u) \bar{u} + \omega_{or} e_{or_t} + \omega_g e_{g_t} + e_{u_t} \quad (34)$$

نرخ رشد ناخالص عرضه پول در دوره  $t$  و  $e_{u_t}$  با میانگین صفر و انحراف معیار  $\sigma_u$  می‌باشد.  $e_{or}$  و  $e_g$  شوک درآمدهای نفت و مخارج دولت و  $\omega_{or}$  و  $\omega_g$  ضریب هم‌بستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولت با رشد حجم پول می‌باشد. در صورت عدم تاثیر درآمدهای نفتی و مخارج دولت بر رشد حجم پول، سیاست پولی کاملاً برون‌زا بوده و بر اساس تصمیمات بانک مرکزی اعمال خواهد شد. فرض می‌شود که مخارج دولت نیز از فرایند خودرگرسیو تبعیت می‌کند:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1 - \rho_g) \bar{g} + e_{g_t} \quad \rho_g \in (-1, 1) \quad (35)$$

#### ۴-۴- قیود تسویه بازار

کنش کارگزاران اقتصادی در مدل‌های DSGE منجر به تعادل عمومی می‌شود؛ در شرایط تعادل همه بازارها باید تسویه شوند. در مدل معرفی شده تولید کل از مجموع تولید در بخش مسکن و بخش غیر مسکن و همچنین درآمدهای نفتی حاصل می‌شود؛ لذا شرط تعادل در سمت عرضه و تقاضای اقتصاد به صورت روابط ۳۶ و ۳۷ می‌باشد:

$$y_t = y_{h,t} + y_{nh,t} + or_t \quad (36)$$

$$y_{h,t} + y_{nh,t} + or_t = c_t + i_{nh,t} + i_{h,t} + g_t \quad (37)$$

ذخیره‌ی مسکن طی زمان با افزایش تولید خانه‌های جدید افزایش و با مستهلک شدن خانه‌های ساخته شده در دوره‌های قبل با نرخ  $\delta_h$  کاهش می‌یابد:

$$h_t = y_{h,t} + (1 - \delta_h) h_{t-1} \quad (38)$$

با توجه به این که نیروی کار، سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه نیز در دو بخش مسکن و غیر مسکن به کار گرفته می‌شود، لذا مقادیر کل هر یک عبارت است از:

$$l_t = l_{nh,t} + l_{h,t} \quad (39)$$

$$i_t = i_{nh,t} + i_{h,t} \quad (40)$$

$$k_t = k_{nh,t} + k_{h,t} \quad (41)$$

#### ۴-۵- تعادل رقابت انحصاری به شکل لگاریتم - خطی

با توجه به مباحث ارائه شده روابط حاصل از سیستم معادلات شامل روابط حاصل از بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی، شرایط تسویه بازارها و شوک‌ها می‌باشند. در این معادلات سیستمی از توابع غیر خطی وجود دارد که به دلیل مشکلات تکنیکی راه حل دقیق و تحلیلی برای تصمیم برنامه‌ریزی پویا برای این روابط در دسترس نیست و باید به راه حل‌های تقریبی بسنده کرد. یکی از متداول‌ترین این روش‌ها، روش تقریب لگاریتم - خطی<sup>۱</sup> است.

لگاریتم - خطی‌سازی، یک معادله غیر خطی را به معادله‌ای تبدیل می‌کند که بر حسب انحراف لگاریتمی هر متغیر از مقدار وضعیت باثباتش<sup>۲</sup> خطی است. روش جایگذاری پیشنهادی اوهلیگ<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) و استفاده از بسط تیلور معمول‌ترین روش‌های لگاریتم - خطی‌سازی هستند که در این مطالعه با استفاده از روش پیشنهادی اوهلیگ، سیستم معادلات تصریح شده حول مقدار تعادلی به شکل لگاریتم - خطی تبدیل شده است<sup>۴</sup>، که شامل ۳۱ رابطه و ۳۱ متغیر می‌باشد که با حل آن می‌توان قدرت این مدل را در شبیه‌سازی داده‌ها و همچنین توابع عکس‌العمل آتی حاصل از وقوع شوک‌های تعریف شده بر اقتصاد بررسی کرد.

#### ۴-۶- مقداردهی مدل

پس از به دست آوردن سیستم معادلات خطی باید مدل را مقداردهی<sup>۵</sup> کرد. یک الگو زمانی مقداردهی شده است که ضرایب آن از سایر مطالعات تجربی یا مطالعات اقتصادسنجی (حتی غیر

<sup>۱</sup>. Log - Linear Approximation Method

<sup>۲</sup>. Steady - State

<sup>۳</sup>. Uhlig

<sup>۴</sup>. معادلات خطی شده نزد نویسنده موجود بوده و قابل دسترسی است.

<sup>۵</sup>. Calibration

مرتبط) و یا به طور کل توسط محقق به نحوی انتخاب شوند که الگو توانایی بازسازی برخی از ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد (هوور،<sup>۱</sup> ۱۹۹۵). این روش یک راهبرد به منظور یافتن مقادیر عددی<sup>۲</sup> برای ضرایب دنیای اقتصادی ساختگی<sup>۳</sup> است که استفاده از آن در چند دهه اخیر بسیار گسترش یافته است (برزوزا و دیگران،<sup>۴</sup> ۲۰۱۳، کوزی،<sup>۵</sup> ۲۰۱۲). پارامترهای سیستم معادلات مدل این مطالعه دو دسته‌اند: دسته‌ی اول نسبت‌هایی که در اثر لگاریتم خطی شدن ظاهر شده‌اند، که به صورت تقسیم مقدار باثبات دو متغیر در روابط تعادلی ظاهر شده‌اند؛ (جدول ۳). دسته دوم پارامترهایی که بر اساس مطالعات پیشین و محاسبات محقق مقداردهی شده‌اند (جدول ۴).

جدول ۳: نسبت‌های کالیبره شده بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

$\bar{m}_1/\bar{g}$	$\bar{l}/\bar{g}$	$\bar{y}_h/\bar{y}$	$\bar{y}_{nh}/\bar{y}$	$\bar{c}/\bar{y}$	$\bar{i}_{nh}/\bar{y}$	$\bar{i}_h/\bar{y}$	$\bar{g}/\bar{y}$
1/2	۰/۲۸	۰/۱۵	۰/۸۵	۰/۵۴	۰/۱۶	۰/۰۸	۰/۲۴
$\bar{y}_h/h$	$\bar{l}_{nh}/\bar{l}$	$\bar{l}_h/\bar{l}$	$\bar{i}_{nh}/\bar{i}$	$\bar{i}_{nh}/\bar{i}$	$\bar{k}_{nh}/\bar{k}$	$\bar{k}_{nh}/\bar{k}$	
۰/۱۰۶	۰/۸۹	۰/۱۱	۰/۷	۰/۳	۰/۷۹	۰/۲۱	

منبع: محاسبات نویسنده‌گان بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

جدول ۴: پارامترهای کالیبره شده

منبع	مقدار	پارامتر
توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹۵	نرخ تنزیل زمانی
توکلیان و شاهمرادی (۱۳۸۷)	۲/۱۷	عکس کشش عرضه نیروی کار
مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)	۰/۰۴۴	نرخ استهلاک در بخش غیر مسکن
بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)	۰/۰۲۵	نرخ استهلاک در بخش مسکن
محاسبات محقق	۰/۵۸۸	کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه در بخش غیر مسکن
محاسبات محقق	۰/۳۸	کشش تولید مسکن نسبت به نیروی کار
کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۱/۵۲	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف
کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۲/۲۴	عکس کشش تقاضای مانده‌های حقیقی پول
فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱)	۰/۹۶۵	هزینه تعدیل قیمت
محاسبات محقق	۰/۶۸	ضریب خودهمبستگی درآمد نفت
محاسبات محقق	۰/۶۹	ضریب خودهمبستگی مخارج دولت
بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)	۰/۳	ضریب خودهمبستگی بهره‌وری در بخش غیر مسکن
بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)	۰/۹	ضریب خودهمبستگی بهره‌وری در بخش مسکن
فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱)	۰/۱۵	عکس‌العمل عرضه پول به رشد درآمدهای نفتی
فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱)	۰/۴۲	عکس‌العمل عرضه پول به مخارج دولت

<sup>۱</sup>. Hoover (1995)

<sup>۲</sup>. Numerical Value

<sup>۳</sup>. Artificial Economic Word

<sup>۴</sup>. Brzozza (2013)

<sup>۵</sup>. Cozzi (2012)

## ۵- ارزیابی الگو

ارزیابی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس گشتاورهای متغیرهای درون‌زای مدل و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر شوک‌های مختلف و مقایسه آن با شواهد علمی صورت می‌گیرد.

نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای داده‌های واقعی در جدول ۵ نشان می‌دهد که از بین متغیرهای معرفی شده بیشترین میزان نوسان مربوط به سرمایه‌گذاری است که این نتیجه با نتایج حاصل از انحراف معیار داده‌های واقعی نیز مطابقت دارد و مدل پیشنهاد شده به خوبی آن را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج حاصل از داده‌های واقعی ملاحظه می‌شود که نوسانات سرمایه‌گذاری از نوسانات تولید بیشتر است. انحراف معیار جزء سیکلی سرمایه‌گذاری کل به انحراف معیار جزء سیکلی تولید کل بر اساس داده‌های واقعی ۳/۴۸ است. مدل ارائه شده نیز به خوبی توانسته است این واقعیت را شبیه‌سازی نماید و مقدار متناظر با آن به دست آمده است.

جدول ۵: مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای داده‌های واقعی

متغیر	انحراف معیار		نوسانات نسبی <sup>۱</sup>	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی
تولید غیر مسکن	۰/۰۶۱	۰/۰۵۴	۰/۹۲	۱/۰۵
تولید مسکن	۰/۰۴۲	۰/۰۳۶	۰/۶۲	۰/۷
تولید کل	۰/۰۶۶	۰/۰۵۱	۱	۱
سرمایه‌گذاری غیر مسکن	۰/۳	۰/۲۳۹	۴/۵۴	۴/۶۸
سرمایه‌گذاری مسکونی	۰/۱۵	۰/۱۱۸	۲/۲۷	۲/۳۱
سرمایه‌گذاری کل	۰/۲۳	۰/۲۰۳	۳/۴۸	۳/۹۸

منبع: محاسبات نویسندگان

## ۵-۱- بررسی توابع عکس‌العمل آنی

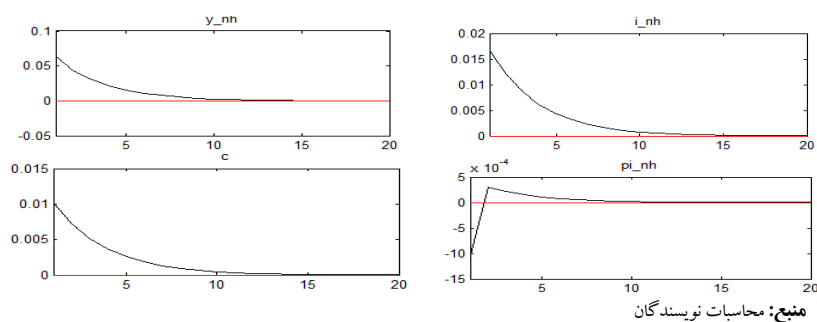
توابع عکس‌العمل آنی<sup>۲</sup>، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان، هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. در ادامه اثر تکانه‌های فناوری، پولی، مخارج دولت و نفتی بر متغیرهای تولید و قیمت در بخش مسکن و غیر مسکن بررسی می‌شود.

<sup>۱</sup>. نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید کل

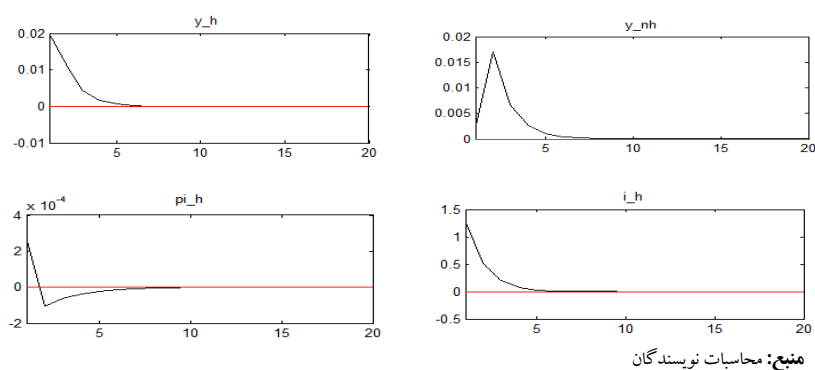
<sup>۲</sup>. Impulse Response Function

### ۵-۱-۱- تکانه فناوری

با پیشرفت فناوری، منحنی عرضه کل به سمت راست جابجا شده، تولید افزایش و سطح قیمت‌ها کاهش می‌یابد. با افزایش تولید و درآمد، بر میزان مصرف داخلی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز افزوده می‌شود. شکل ۱ و شکل ۲ اثر تکانه فناوری را در بخش غیر مسکن و مسکن نشان می‌دهند. این تکانه در بخش غیر مسکن باعث افزایش تولید و سرمایه‌گذاری، کاهش نرخ تورم و افزایش مخارج مصرفی خانوارها شده است. این نتایج تا حد زیادی منطبق با مطالعاتی از قبیل فطرس و همکاران (۱۳۹۳) و فخر حسینی (۱۳۹۰) می‌باشد. تکانه فناوری در بخش مسکن تولید و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و با توجه به ارتباط پیشین بخش مسکن با بخش غیر مسکن، تولید در بخش غیر مسکن را نیز افزایش می‌دهد. با افزایش تولید در بخش مسکن و غیر مسکن و افزایش تقاضا برای عوامل تولید، هزینه عوامل تولید افزایش می‌یابد، لذا شوک فناوری در بخش مسکن در دوره کوتاهی منجر به افزایش نرخ تورم در این بخش می‌شود، اما همان‌طور که در شکل ملاحظه می‌شود اثر نهایی این شوک، کاهش نرخ تورم خواهد بود.



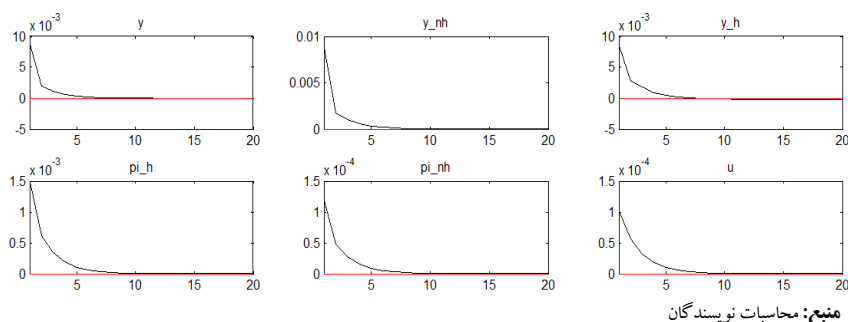
منبع: محاسبات نویسندهگان  
شکل ۱: اثر تکانه فناوری در بخش غیر مسکن



منبع: محاسبات نویسندهگان  
شکل ۲: اثر تکانه فناوری در بخش مسکن

## ۵-۱-۲- تکانه پولی

اثر تکانه سیاست پولی بر نرخ تورم و تولید در بخش مسکن و غیر مسکن در شکل ۳ نشان داده شده است. از دیدگاه نظری، رشد عرضه پول و حجم نقدینگی موجب افزایش شاخص قیمت‌ها و بروز تورم می‌شود. سیاست پولی و اعتباری می‌تواند از دو مسیر باعث تغییر قیمت مسکن شود. از یک سو، سیاست‌های انبساطی پولی به طور معمول با افزایش قدرت وام‌دهی بانک‌ها همراه است و این موضوع به مفهوم کاهش محدودیت‌های اعتباری است. بخشی از این کاهش محدودیت‌ها متوجه بازار مسکن می‌شود و زمینه افزایش قیمت را فراهم می‌سازد. در این شرایط علاوه بر افزایش شاخص قیمت مسکن، هزینه ساخت واحدهای مسکونی جدید نیز افزایش می‌یابد؛ این افزایش می‌تواند به علت افزایش هزینه مصالح ساختمانی و همچنین افزایش دستمزد کارگران، در شرایط تورمی و با لحاظ انتظارات تورمی صورت گیرد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که افزایش نرخ رشد حجم پول به عنوان یک سیاست پولی باعث افزایش موقت تولید در بخش مسکن و غیر مسکن شده است. اثر این شوک در بخش غیر مسکن شدیدتر و طولانی‌تر از بخش مسکن است؛ به طوری که در بخش غیر مسکن اثر شوک بعد از حدود ۹ دوره و در بخش مسکن بعد از ۵ دوره از بین می‌رود؛ دلیل عمده تأثیر بیشتر این شوک در بخش غیر مسکن، کشش بالاتر عرضه تولید کالاها و خدمات در این بخش است<sup>۱</sup>. به همین صورت این شوک باعث افزایش موقتی نرخ تورم در بخش مسکن و غیر مسکن شده که میزان تأثیر این شوک در کوتاه‌مدت در بخش مسکن بیشتر از بخش غیر مسکن است. این نتایج انطباق زیادی با مطالعه قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) دارد.



شکل ۳: اثر تکانه پولی

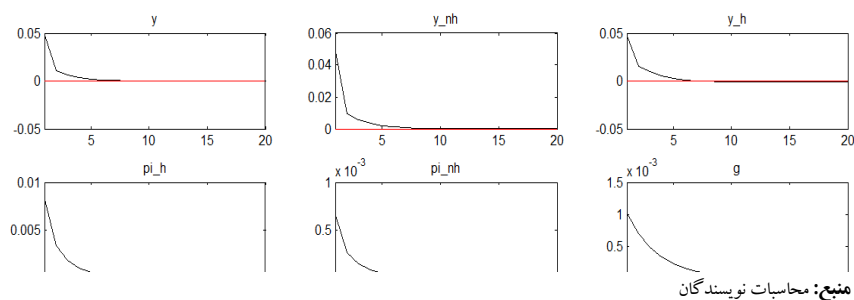
<sup>۱</sup> توانایی کم عرضه‌کنندگان برای پاسخ سریع به نوسانات تقاضای مسکن از ویژگی‌های خاص بخش مسکن است، لذا در این بازار منحنی انباشت ساختمان‌های مسکونی در کوتاه‌مدت نسبت به قیمت بی‌کشش است.

## ۵-۱-۳- تکانه مخارج دولت

تغییرات سیاست مالی، تقاضای کل (GNP) را به صورت مستقیم و غیر مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات GNP نیز به نوبه خود ممکن است درآمد قابل تصرف، توزیع درآمد، اشتغال، سطح قیمت‌ها و ... را تحت تأثیر قرار دهد. متغیرهای بازار مسکن نیز تحت تأثیر هریک از متغیرهای فوق هستند. از لحاظ نظری، افزایش درآمد ناشی از اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد که تغییر تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد. سیاست‌های مالی می‌توانند با تأثیر بر سطح عمومی قیمت‌ها هم موجب تغییر متغیرهای بازار مسکن گردند. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر تقاضای مؤثر مسکن آثار مختلفی دارد. اثر منفی آن به صورت کاهش قدرت خرید مردم ظاهر می‌شود و اثر مثبت آن بدین ترتیب است که خانوارها به هنگام مشاهده جریان رشد قیمت‌ها به منظور حفظ و تثبیت ارزش دارایی‌های خود، در صورتی که میزان ریسک و نرخ بازگشت سرمایه در سایر فعالیت‌های اقتصادی در حد مطلوب نباشد، به سمت احداث و خرید واحدهای مسکونی حرکت می‌کنند، اما تأثیر این افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها بر قیمت مسکن بستگی به نرخ تورم در سال‌های مختلف دارد. بدین صورت که افزایش یک‌باره در سطح عمومی قیمت‌ها با افزایش در هزینه تولید ملی باعث کاهش سرمایه‌گذاری در مسکن و افزایش قیمت مسکن می‌شود. اما یک تورم مزمن و طولانی مدت باعث می‌گردد این اثر کمتر و بی‌اثرتر شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). بر پایه پژوهش‌های کارشناسان میزان تورم در اقتصاد ایران، بیشتر ناشی از کسری بودجه دولت و رشد نقدینگی است. این رشد نقدینگی و افزایش حجم پول زمینه مساعدی برای افزایش قیمت ساختمان فراهم می‌آورد (فیروز زارع و برجی، ۱۳۸۸). همچنین از آن‌جا که عموماً تامین مالی دولت در ایران با افزایش پایه پولی همراه است، تورم‌زا بودن شوک مخارج دولت معقول و منطقی به نظر می‌رسد (حیدری و سعیدپور، ۱۳۹۳).

شکل ۴ اثر تکانه مخارج دولت را نشان می‌دهد. چون در اقتصاد ایران تامین مالی مخارج دولت از کانال سیاست‌های پولی صورت می‌گیرد، شوک مخارج دولت باعث افزایش حجم پول شده است. این شوک همچنین باعث افزایش تولید و نرخ تورم در بخش غیر مسکن و مسکن و کل اقتصاد شده است. این نتایج انطباق زیادی با نتایج مطالعه گلمرادی و شعاع (۱۳۹۴) و کمیجانی و حایری (۱۳۹۲) دارد.



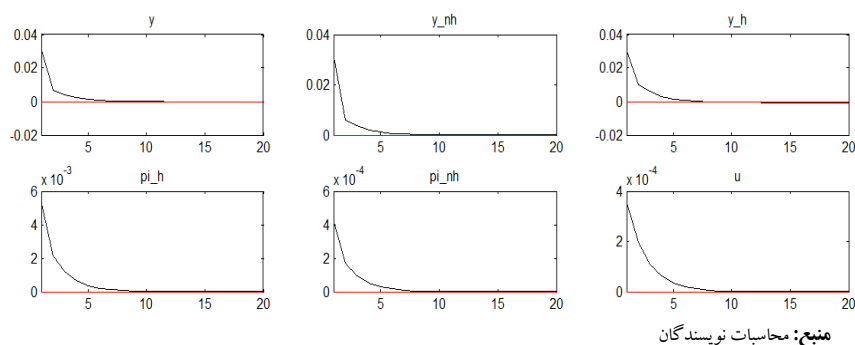


شکل ۴: اثر تکانه مخارج دولت

#### ۵-۱-۴- تکانه نفتی

با افزایش درآمدهای نفتی از یک سو مخارج بودجه عمومی دولت و بخش حقیقی اقتصاد رشد یافته و به تبع آن درآمد خانوار و بخش خصوصی جهت خرید مسکن و سرمایه‌گذاری افزایش یافته و بخش مسکن با رونق مواجه می‌گردد و از دیگر سو با افزایش درآمد نفت و استفاده دولت‌ها از این درآمد، نرخ رشد نقدینگی افزایش می‌یابد که این مساله منجر به بیماری هلندی و در نتیجه افزایش قیمت و همچنین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌شود (چگنی و قاعدی، ۱۳۹۴). در این شرایط افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش درآمدهای ارزی و ملی می‌شود که نتیجه آن افزایش تقاضا برای هر دو نوع کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله است. این فشار تقاضا قیمت هر دو نوع کالا را افزایش می‌دهد. در این فرآیند افزایش قیمت کالاهای قابل مبادله از طریق افزایش واردات تعدیل می‌شود ولی تمام تقاضای کالاهای غیر قابل مبادله باید توسط عرضه داخلی تامین گردد که با توجه به بی‌کشش بودن عرضه در کوتاه مدت، پیامد آن افزایش قیمت این نوع کالاهاست. در این حالت که اطمینان سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی پایین است، خرید و احداث مسکن نوعی سرمایه‌گذاری مطمئن به حساب می‌آید و مسکن از یک کالای مصرفی به یک کالای سرمایه‌ای پربازده تبدیل خواهد شد و انتقال منابع از سایر بخش‌ها به این بخش موجب گسترش این بخش می‌شود. انتقال منابع برای ایجاد ارزش افزوده واقعی در بخش مسکن امری مثبت تلقی می‌شود، اما صرف این منبع در واسطه‌گری و سوداگری می‌تواند تبعات منفی متفاوتی بر بخش مسکن داشته باشد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی نیز مؤید این مسئله است.

شکل ۵ اثر تکانه نفتی بر تولید و تورم در دو بخش مسکن و غیر مسکن را نشان می‌دهد. بروز یک تکانه نفتی باعث افزایش تولید و تورم در هر دو بخش به صورت موقت می‌شود. اثر تکانه نفتی بر تولید بخش غیر مسکن بعد از ۷ دوره و بر تولید بخش مسکن بعد از ۵ دوره از بین می‌رود و به سطح باثبات قبلی خود برمی‌گردد. همچنین این تکانه باعث افزایش نرخ تورم در هر دو بخش می‌شود، که تأثیر آن در بخش مسکن از بخش غیر مسکن بیشتر است.



منبع: محاسبات نویسنده‌گان

شکل ۵: اثر تکانه نفتی

#### ۶- جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

در طول دو دهه‌ی اخیر بخش مسکن یکی از پرنوسان‌ترین بخش‌ها در اقتصاد ایران بوده است. با توجه به ارتباط گسترده بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی این نوسانات با تأثیرگذاری بر رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان باعث انحراف در تخصیص بهینه منابع اقتصادی، تشدید نقل و انتقال سرمایه در بازار دارایی‌ها و تغییر در الگوی توزیع درآمد می‌شود. سیاست‌گذاری این بخش کلیدی اقتصاد زمانی نتایج مطلوب خواهد داشت که بتوان منشأ و عوامل موثر بر این نوسانات را شناسایی کرد. این پژوهش در راستای شناخت عوامل موثر بر نوسانات قیمت در بخش مسکن، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران طراحی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که:

- مقایسه گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی بیانگر موفقیت مدل در شبیه‌سازی واقعیات اقتصادی ایران است.
- از بین متغیرهای معرفی شده بیشترین میزان نوسان مربوط به سرمایه‌گذاری است که این نتیجه با نتایج حاصل از انحراف معیار داده‌های واقعی نیز مطابقت دارد.

- تکانه فناوری در بخش غیر مسکن باعث افزایش تولید و سرمایه‌گذاری، مخارج مصرفی خانوارها و کاهش نرخ تورم شده است. این تکانه در بخش مسکن تولید و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و با توجه به ارتباط پیشین بخش مسکن با بخش غیر مسکن، تولید در بخش غیر مسکن را نیز افزایش می‌دهد.
  - افزایش نرخ رشد حجم پول به عنوان یک سیاست پولی باعث افزایش تولید کل و همچنین افزایش نرخ تورم و تولید در هر دو بخش می‌شود.
  - با توجه به کشش بالاتر عرضه در بخش تولید کالاها و خدمات غیر مسکن، اثر شوک پولی بر تولید بخش غیر مسکن بیشتر از بخش مسکن است.
  - بروز یک تکانه در مخارج دولت باعث افزایش تولید و نرخ تورم در بخش غیر مسکن و مسکن می‌شود؛ با این توجه که تاثیر این شوک بر تورم بخش غیر مسکن طولانی‌تر از اثر آن بر تولید است.
  - بروز یک تکانه نفتی باعث افزایش تولید و تورم در هر دو بخش به صورت موقت می‌شود. همچنین این تکانه باعث افزایش نرخ تورم در هر دو بخش می‌شود، که تأثیر آن در بخش مسکن از بخش غیر مسکن بیشتر است.
- در مجموع نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست پولی از مهم‌ترین عوامل ایجاد نوسان در قیمت مسکن می‌باشد. بنابراین مهم‌ترین نکته در خصوص کنترل قیمت مسکن استفاده بهینه از سیاست پولی می‌باشد. برای جلوگیری از تاثیر مخرب شوک‌های پولی بر قیمت مسکن، سیاست‌گذاران با تجهیز بازار سرمایه و ایجاد امنیت، ثبات و رونق در این بازارها می‌توانند با جذب نقدینگی‌ها، از ورود آن به بازار مسکن و در نهایت نوسان قیمت در این بخش جلوگیری کنند.
- شوکه‌های نفتی از طریق افزایش نقدینگی منجر به عدم تعادل در بخش‌های اقتصادی شده و تخصیص بهینه منابع را دچار اختلال می‌کند. لذا اتخاذ راهکارهایی برای جلوگیری از تزریق دلارهای نفتی به اقتصاد در شرایط بالا بودن درآمدهای نفتی و تزریق دلارهای ذخیره شده در شرایط پایین بودن درآمد نفت توصیه می‌شود. سیاست‌های مالی علاوه بر این که تقاضای کل را مستقیماً تحت تاثیر قرار می‌دهند، با توجه به عدم استقلال بانک مرکزی از کانال نقدینگی نیز تقاضای کل و در نتیجه سطح عمومی قیمت‌ها و همچنین شاخص قیمت مسکن را تغییر می‌دهند؛ لذا اتخاذ راهکارهایی برای جلوگیری از وقوع شوک‌های پولی ناشی از اجرای سیاست مالی می‌تواند مانع از تاثیر سیاست مالی بر سایر بخش‌های اقتصادی از جمله بخش مسکن شود.

## منابع و مأخذ

۱. اسفندیاری، مرضیه. دهمرده، نظر. و کاوند، حسین (۱۳۹۳). "بازار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". پژوهش‌های اقتصادی ۱۴(۱): ۲۳۸-۲۱۷.
۲. اکرمی، ابوالفضل. و مهدیزاده، سجاد (۱۳۸۳). "ملاحظات پیرامون نرخ‌های سود بانکی در ایران". روند ۴۲ و ۴۳: ۴۶-۲۰.
۳. باقرپور، علیرضا (۱۳۹۰). تعیین قاعده سیاست پولی بهینه با تاکید بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف.
۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۳، اداره بررسی‌های اقتصادی.
۵. بهرامی، جاوید. و اصلانی، پروانه (۱۳۹۰). "بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی". تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۴: ۸۲-۵۷.
۶. بهرامی، جاوید. و قریشی، نیره السادات (۱۳۹۰). "تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". مدل‌سازی اقتصادی ۵(۱۳): ۲۲-۱.
۷. تقوی، مهدی. و صفرزاده، اسماعیل (۱۳۸۸). "نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی ۳(۳): ۱۰۴-۷۷.
۸. جعفری صمیمی، احمد. طهرانچیان، امیر منصور. ابراهیمی، ایلناز. و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۳). "اثر تکانه‌های پولی و غیر پولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ۳(۱۰): ۳۲-۱.
۹. چگنی، علی. و قائدی، علی (۱۳۹۴). "بررسی دلایل ایجاد دوره‌های رونق و رکود در بخش مسکن با تاکید بر دوره رکودی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴". فصلنامه علمی اقتصاد مسکن ۵۴: ۱۱-۳۸.
۱۰. حاجی‌زاده، سمیه (۱۳۹۳). اثرات نامتقارن تغییرات حجم پول بر قیمت‌های مسکن در ایران (نگرشی از چسبندگی قیمت مسکن)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سمنان.

۱۱. حیدری، حسن. و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۳). "تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی در چارچوب مدل کینزین‌های جدید". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی ۵(۲۰): ۶۱-۷۸.
۱۲. خیابانی، ناصر. و امیری، حسین (۱۳۹۱). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران". فصلنامه اقتصادی ۹(۳): ۲۵-۶۰.
۱۳. درگاهی، حسن. و شربت اوغلی، رویا (۱۳۸۹). "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه". تحقیقات اقتصادی ۴۵(۹۳): ۲۷-۱.
۱۴. شاه‌حسینی، سمیه. و بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی". پژوهش‌های اقتصادی ایران ۱۷(۵۳): ۵۵-۸۳.
۱۵. شهبازی، کیومرث. و کلاتری، زهرا (۱۳۹۱). "اثر شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی ۶۱: ۷۷-۱۰۴.
۱۶. شهرستانی، حمید. و اربابی، فرزین (۱۳۸۸). "الگوی تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران". پژوهشنامه اقتصادی ۹(۳۲): ۴۳-۶۶.
۱۷. عباسی نژاد، حسین. و یاری حمید (۱۳۸۸). "تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران". پژوهش‌های اقتصادی ۳۰: ۵۹-۷۸.
۱۸. عسگری، حشمت‌الله. و چگنی، علی (۱۳۸۶). "اثر تسهیلات اعطایی مسکن بر توسعه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی". فصلنامه اقتصاد مسکن ۴۱: ۲۵-۴۲.
۱۹. فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰). "الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۳: ۲۸-۱.
۲۰. فخرحسینی، سید فخرالدین. شاهمرادی، اصغر. و احسانی، محمدعلی (۱۳۹۱). "چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران". پژوهش‌های اقتصادی ۱۲(۱): ۳۰-۱.
۲۱. فطرس، محمدحسن. توکلیان، حسین. و معبودی، رضا (۱۳۹۳). "تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی - رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی ۵(۱۹): ۷۳-۹۲.
۲۲. فیروز زارع، علی. و برجی، معصومه (۱۳۸۸). "بررسی وضعیت بازار مسکن در مناطق شهری با تأکید بر شهر مشهد". فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی ۱۴: ۱-۹.

۲۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین‌کشوری". تحقیقات اقتصادی (۹۲): ۲۰۷-۲۳۸.
۲۴. کمیجانی، اکبر. و توکلین، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصاد ۲(۸): ۸۷-۱۱۷.
۲۵. کمیجانی، اکبر. و حائری، مجتبی (۱۳۹۲). "نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی". فصلنامه راهبرد اقتصاد ۲(۵): ۴۱-۶۸.
۲۶. گلمرادی، حسن. و انجم شعاع، سجاد (۱۳۹۴). "اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج دولت و تورم بر رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی ۳(۱۰): ۸۹-۱۰۸.
۲۷. متوسلی، محمود. ابراهیمی، ایلناز. شاهمرادی، اصغر. و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ۱۰(۴): ۸۷-۱۱۶.
۲۸. متوسلی، محمود. و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). "نقش سیاست‌های پولی در انتقال اثر شوک‌های نفتی به اقتصاد ایران". سیاست‌های اقتصادی ۸۱(۲): ۲۷-۵۰.
۲۹. منظور، داود. و تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۹۴). "تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت: مورد مطالعه ایران". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی ۲۳(۵۹): ۷-۴۴.
۳۰. مهرگان، نادر. و دلیری، حسن (۱۳۹۲). "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی ۲۱(۶۶): ۳۹-۶۸.
۳۱. یزدانی بروجنی، فردین. فرهادی‌پور، محمدرضا. و حیدری، یاشار (۱۳۸۷). "بررسی نوسانات ادواری بخش مسکن و تاثیرات متقابل بین متغیرهای کلان و بخش مسکن و تاثیر آن بر صنعت ساختمان". تحقیقات ساختمان و مسکن ۲۲: ۲۴-۴۱.
32. Bao, Y. Lim, G. & Li, S. (2009). "A Small Open Economy DSGE Model with a Housing Sector". Conference of Economists, Adelaide.
33. Brzoza-Brzezina, M. Kolasa, M. & Makarski, K. (2013). "The Anatomy of Standard DSGE Models with Financial Frictions". Journal of Economic Dynamics & Control 37: 32-51.
34. Calza, A. Monacelli, T. & Stracca, L. (2013). "Housing Finance and Monetary Policy". European Economic Association 11: 101-122.
35. Clarida, R. Jordi, G. & Mark, G. (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective". Journal of Economic Literature 37(4): 1661-1707.

36. Cozzi, M. (2012). "Optimal Unemployment Insurance in GE: A Robust Calibration Approach". Economics Letters **117**: 28-31.
37. Darracq, P.M. & Notarpietro, A. (2008). "Monetary Policy and Housing Prices in an Estimated DSGE Model for the US and the Euro area". European Central Bank Working Paper Series No 972.
38. Funke, M. & Paetz, M. (2013). "Housing Price and the Business Cycle: An Empirical Application to Hong Kong". Journal of Housing Economics **22**: 62-76.
39. Goodfriend, M. & King, R. (1997). "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy". NBER/Macroeconomics Annual **12**(1): 231-283.
40. Hoover, K.D. (1995). "Facts and Artefacts: Calibration and the Empirical Assessment of Real Business Cycle Models". Oxford Economic Papers **47**(1): 24-44.
41. Iacoviello, M. & Neri, S. (2010). "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model". American Economic Journal **2**(2): 125-164.
42. Iacoviello, M. (2005). "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle". American Economic Review **95**(3): 739-764.
43. Jalali-Naini, A. & Hemmaty, M. (2013). "Threshold Effects in the Monetary Policy Reaction Function: Evidence from Central Bank of Iran". Journal of Money and Economy **8**(1): 1-30.
44. Kydland, F.E. & Prescott, E.C. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". Econometrica **50**(6): 1345-1370.
45. Long, John. B. & Plosser Charles, I. (1983). "Real Business Cycles". Journal of Political Economy **91**(1): 39-69.
46. Lucas, R. E. Jr.(1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (1): 19-46
47. Markus, D. (2010). "The Interplay between Output, Inflation, Interest Rates and House Prices: International Evidence". Journal of Property Research **27**(1): 1-17.
48. Mishkin, F. (1997). "Symposium on The Monetary Transmission Mechanism". Journal of Economic Perspectives **9**(4): 3-10.
49. Rotemberg, J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". Review of Economic Studies **49**: 517-31.
50. Sims, Ch. A. (1980). "Macroeconomics and Reality". Econometrica **48**(1): 1-48.
51. Stock, J. H. & Watson, M.W. (2003). "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices". Journal of Economic Literature **41**: 788-829.
52. Taylor, J.B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy **39**: 195-214.

53. Tovar, C. E. (2009). "DSGE Models and Central Banks. Economics: The Open Access". *Open-Assessment E-Journal* **3**: 1-33.
54. Uhlig, H. (1999). *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*, in Ramon Marimon and Andrew Scott, eds, *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Oxford University Press, 30-61.