

سال اول، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۲  
صص ۳۸-۱۱

آثار شوک‌های نفتی بر نوسانات بخش مسکن ایران:  
یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)

پروانه اصلانی<sup>۱</sup>

دریافت: ۱۳۹۲/۹/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۱۸

### چکیده

بخش مسکن یکی از بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران است که سهم عمده‌ای در تولید ناخالص داخلی دارد. به دلیل ویژگی غیر تجاری بودن آن و وجود انتظارات سودآوری قابل ملاحظه، همواره با نوسانات بسیار شدیدی بویژه از ناحیه نوسانات درآمدهای نفتی، مواجه می‌باشد. در این مقاله با هدف بررسی تاثیرپذیری متغیرهای بخش مسکن از نوسانات درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران، به تحلیل رفتار داده‌های فصلی ایران (دوره ۱۳۷۰:۱-۸۶:۴) در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا، پرداخته‌ایم. نتایج شبیه‌سازی شده آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای مدل، موید ایجاد نوسان در رفتار کلیه متغیرهای مدل و بروز بیماری هلندی در اقتصاد کشور می‌باشد. نکته قابل توجه آن است که شوک‌های ایجاد شده در متغیرهای بخش مسکن، در کوتاه‌مدت قابل ملاحظه و شدید می‌باشند، اما ماندگار نبوده و طی زمان تقریبی ۸ فصل مستهلک می‌شوند. صحت نتایج مدل بوسیله تطابق گشتاورهای متغیرهای شبیه‌سازی شده بخش مسکن و دنیای واقعی تأیید شد.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی، الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، مدل دو بخشی، شوک‌های نفتی، قیمت مسکن.

طبقه‌بندی JEL: E۳۲, E۴۴, E۴۷, R۲۱, R۳۱

<sup>۱</sup> دکترای اقتصاد، استادیار، عضو هیات علمی موسسه آموزش عالی رجاء، Parvaneh\_aslani@yahoo.com

## ۱. مقدمه

با توجه جایگاه قابل توجه بخش مسکن در اقتصاد کشور و وجود روابط گسترده پیشین و پسین بخش مسکن در اقتصاد کشور و با عنایت به هم‌حرکتی‌های متغیرهای این بخش و متغیرهای کلان اقتصادی، آگاهی از قانون‌مندی نوسانات متغیرهای بخش مسکن حائز اهمیت ویژه‌ای در سیاست‌گذاری‌های کلان و تصمیم‌سازی‌های خرد اقتصادی است.

بر اساس آمارهای بانک مرکزی<sup>۲</sup> سهم ارزش افزوده تولید واحدهای مسکونی از کل تولید ملی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، طی سالهای ۸۶-۱۳۳۸ معادل ۷.۷ درصد و سهم سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی از کل تشکیل سرمایه ثابت کشور در سالهای ۸۶-۱۳۷۱ معادل ۱۴.۷ درصد<sup>۳</sup> می‌باشد. این در شرایطی است که سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ملی در دوره مشابه، معادل ۱۱ درصد و سهم تشکیل سرمایه ثابت گروه صنایع و معادن از کل تشکیل سرمایه کشور معادل ۳۰ درصد می‌باشد. آمارهای فوق حاکی از جایگاه قابل توجه بخش مسکن در اقتصاد کشور می‌باشد.

بررسی ضرایب پیوند پسین و پیشین برای بخش ساختمان کشورها، حاکی از کوچکتر بودن شاخص پیوند پسین کل از شاخص پیوند پیشین کل است. این امر بر این واقعیت تاکید دارد که ایجاد تغییرات در بخش مسکن و ساختمان می‌تواند موجب بروز تغییرات مهمی در کل اقتصاد شود.<sup>۴</sup>

در کنار این اهمیت، مسکن یکی از مهم‌ترین اقلام در سبد دارایی و کالای مصرفی خانوار است. این ویژگی، به همراه تأثیرپذیری شدید فعالیت‌ها در این بخش، موجب شده است که پدیده نوسانات ادواری شدید، تبدیل به یکی از خصوصیات ساختاری بخش مسکن گردد. بروز این پدیده موجب آن شده که معضلات ساختاری و نهادین بسیاری در این بخش، به صورت پایدار بروز کند. به دلیل ویژگی غیرتجاری مسکن، همچنین به دلیل وجود انتظارات سودآوری، حجم عظیمی از سرمایه‌های سرگردان با انگیزه سودآوری وارد بخش مسکن می‌شود و شرایط تعادلی بازار مسکن را تحت الشعاع قرار می‌دهد. در یک بررسی تاریخی همواره پس از افزایش درآمدهای نفتی، علیرغم وجود ساز و کار قانونی برای برداشت دولت از حساب ذخیره ارزی و به علت ضعف ترتیبات نهادی، بخش اعظمی از دلارهای نفتی وارد اقتصاد کشور و به ریال تبدیل شده و بخش قابل توجهی نیز به واردات اختصاص یافته است. این امر منجر به افزایش شدید در پایه پولی و به تبع آن افزایش حجم نقدینگی شده است. از آن جایی که تمام کانال‌هایی که امکان جذب این نقدینگی را دارند، از جمله بازار سرمایه، بانک و بازارهای اعتباری، توسط دولت دست‌کاری شده و عملاً حوزه‌های سودآور و مطمئن نبوده‌اند، پول‌های جدید وارد بخش مسکن شده‌اند.

از این رو با توجه به روابط پیشین و پسین بخش مسکن در اقتصاد کشور و با عنایت به ارتباطات متقابل این بخش و متغیرهای کلان اقتصادی، آگاهی از قانون‌مندی نوسانات متغیرهای بخش مسکن بالاخص سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های مسکونی حائز اهمیت ویژه است.

مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، امکان ورود شوک‌های تصادفی در کنار بررسی یک پارچه اقتصاد طی زمان را، فراهم می‌نمایند. بر این اساس و با عنایت به ویژگی‌های ساختاری بازار مسکن، به منظور بررسی آثار شوک‌های نفتی بر

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی، فهرست جداول تولید ملی - به قیمت‌های ثابت سال (۱۳۷۶).

۳. محاسبات مطالعه.

۴. خلیلی عراقی، منصور. سوری، علی. (۱۳۸۷).

متغیرهای بخش مسکن، در این مطالعه از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی برای اقتصاد کشور با لحاظ بخش استفاده شده است.

## ۲. مروری بر مطالعات انجام شده

در میان مطالعات انجام شده داخلی، اولین پژوهشی که بر اساس یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی به منظور بررسی پویایی‌های بخش مسکن ایران، انجام شده است، مطالعه بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)<sup>۵</sup> می‌باشد. در این مطالعه مدل ادوار تجاری حقیقی دو بخشی با فرض وجود یک برنامه‌ریز متمرکز طراحی شده است. این مطالعه بر وجود بیماری هلندی در اقتصاد ایران صحنه گذارده و تاکید دارد که شوک‌های درآمدهای نفتی منجر به بروز شوک‌های زودگذر در رفتار متغیرهای بخش مسکن می‌شود، به طوری که اغلب متغیرهای مطالعه پس از تقریباً ۴ فصل به روند با ثبات خود باز می‌گردند.

از دیگر مطالعاتی که با به‌کارگیری الگوهای تجربی دیگر، به بررسی نحوه ارتباط متغیرهای بخش مسکن با سایر متغیرهای اقتصاد کلان بویژه با رویکرد بررسی آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای بخش مسکن پرداخته اند، می‌توان به مطالعه خیابانی (۱۳۸۲)<sup>۶</sup>، اشاره کرد که در آن بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله رشد نقدینگی، نرخ واقعی ارز، تولید و شاخص قیمت سهام روی نوسانات قیمت مسکن در اقتصاد ایران در دوره (۴:۱۳۸۰-۱:۱۳۷۱) با استفاده از الگوی تعدیل شده ARDL انجام گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ ارز واقعی و قیمت سهام از عوامل تعیین کننده رفتار قیمت واقعی مسکن می‌باشند. در حالی که در کوتاه‌مدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام و عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت قیمت واقعی مسکن تعیین‌کننده رفتار قیمت مسکن می‌باشد.

مطالعه خلیلی عراقی و رحمانی (۱۳۸۰)<sup>۷</sup> نیز جهت بررسی عوامل ایجادکننده سیکل‌های بخش مسکن ایران طی دوره (۷۹-۱۳۳۸) از روش‌های اقتصادسنجی شامل آزمون‌های علیت و مدل‌های خودرگرسیون استفاده نموده است. در بررسی علیت با استفاده از نرخ رشد متغیرها، نتایج حاکی از اثر علی یک طرفه رشد درآمدهای نفتی، رشد تولید ناخالص ملی و رشد کل اعتبارات سیستم بانکی بر روی رشد کل سرمایه‌گذاری مسکن و ساختمان بوده و بر این امر که نوسانات کل فعالیت‌های اقتصادی و همچنین نوسانات درآمدهای نفتی علت ایجاد نوسانات بخش مسکن هستند و همچنین این نتیجه که نوسانات فعالیت‌های بخش مسکن عمدتاً منشاء تقاضا دارند، تاکید شده است.

در مطالعات خارجی نیز سوابق مطالعات مبتنی بر الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا، بویژه تمرکز بر رفتار متغیرهای بخش مسکن با رویکرد فوق، بسیار محدود می‌باشد.

استفان نری و متیو ایاکوویلو (۲۰۰۸)<sup>۸</sup> با استفاده از یک مدل دو بخشی تعادل عمومی تصادفی پویا، به بررسی نوسانات تجاری در بازار مسکن کشور آمریکا، در سالهای ۱۹۹۵ الی ۲۰۰۶، پرداخته است. آنها نشان دادند که آزادسازی مالی نه تنها بطور مستقیم از طریق افزایش قیمت‌ها بلکه به طور غیر مستقیم و از طریق افزایش عکس‌العمل سیاست پولی، بر بازار مسکن مؤثر است. بعلاوه درصد بالایی از روند رو به بالای قیمت مسکن در طول ۴۰ سال مورد بررسی، می‌تواند با استفاده از حرکت آهسته پیشرفت تکنولوژی در بخش مسکن در مقابل حرکت تند و سریع پیشرفت تکنولوژی در تولید سایر کالاها غیر از مسکن، توضیح داده

<sup>۵</sup>. بهرامی، جاوید و اصلانی، پروانه (۱۳۹۰).

<sup>۶</sup>. خیابانی ناصر (۱۳۸۲).

<sup>۷</sup>. خلیلی عراقی، سید منصور و رحمانی، تیمور (۱۳۸۰).

<sup>۸</sup>. Stefano Neri and Matteo Iacoviello.

شود. همچنین، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن نسبت به شوک‌های تقاضا و سیاست پولی بسیار حساس و کشش پذیر می‌باشد. زمین نیز به عنوان یک عامل ثابت و محدود کننده در تابع تولید خانه‌های خالی، نقش محدودتری را در روند افزایش قیمت مسکن، دارد. مطالعه متیو داراک و الکساندر نوتار پیترو (۲۰۰۸)<sup>۹</sup> نیز با هدف تحلیل حساسیت بازار مسکن نسبت به سیاست‌های پولی در چارچوب یک اقتصاد باز، یک مدل دو کشوری تعادل عمومی تصادفی پویا را برای آمریکا و منطقه یورو در دوره زمانی (۲۰۰۵-۱۹۸۱) تخمین زده است. نتایج مطالعه بر این امر که شوک‌های ساختاری مربوط به مسکن دارای آثار خارجی معناداری در مصرف غیر مسکونی دارد. در این مطالعه همچنین بر کوچک‌تر و محدودتر بودن انتقال آثار خارجی شوک‌های ترجیحات مسکن<sup>۱۰</sup> بر فعالیت‌های اقتصادی نسبت به آثار شوک‌های تقاضا بر بخش تجاری، تاکید شده است. تیموتی بیسپینگ و هیلد دیپترون (۲۰۰۸)<sup>۱۱</sup> نیز در یک مطالعه برای اقتصاد آمریکا، اثرات سرمایه‌گذاری مسکونی و غیرمسکونی بر رشد اقتصادی را تحلیل کرده و ابزار تجزیه و تحلیل پاسخ‌های آنی تعمیم‌یافته<sup>۱۲</sup> را برای بررسی پویایی مدل به کار گرفته اند. یافته مشخص مطالعه فوق این است که شوک‌هایی که بر سرمایه‌گذاری مسکونی وارد می‌شود نسبت به شوک‌هایی که بر سرمایه‌گذاری غیرمسکونی وارد می‌شود، آثار بزرگتری بر GDP دارد. مطالعه هایفونگ هوآنگ (۲۰۰۸)<sup>۱۳</sup> بر چگونگی تغییرات پویای سرمایه‌گذاری مسکونی در آمریکا بعد از نیمه دهه ۱۹۲۰ و سیاست‌های اتخاذ شده در این دوره با استفاده از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا متمرکز شده است و مهم‌ترین عامل موثر در کاهش نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی در دوره مورد بررسی را، اتخاذ سیاست‌های پولی در راستای کنترل تورم در آمریکا و کوچکتر شدن شوک‌های نفتی کشورهای کوچک صادرکننده نفت بر اقتصاد آمریکا، معرفی کرده است. در مطالعه روچله اج و مایکل کیلی و جین فیلیپه لافورته (۲۰۰۸)<sup>۱۴</sup> نیز نوسانات سرمایه‌گذاری در بخش مسکن آمریکا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا مورد تحلیل قرار گرفته است. در این تحلیل، کالاهای نهایی تولید شده در اقتصاد به دو دسته کالاهای بادوام و بی‌دوام تفکیک شده‌اند. کالاهای بادوام، کالاهای سرمایه‌ای مسکونی تلقی شده که هم توسط خانوارها و هم توسط مالکان سرمایه‌های مسکونی خریداری می‌شوند. جزئیات ارتباط میان رفتار سیاست‌های پولی و سرمایه‌گذاری مسکونی در این مطالعه آزمون شده است. نتایج حاکی از آنست که سرمایه‌گذاری مسکونی توسط شوک‌های تقاضا و نه بواسطه شوک‌های بهره‌وری سرمایه، هدایت می‌شود. به علاوه نشان داده شد که سیاست‌های پولی مهم‌ترین عامل تحولات سرمایه‌گذاری مسکونی، در دوره اخیر، در آمریکا بوده است.

### ۳. مسکن در اقتصاد ایران

در این قسمت با توجه به هدف اصلی این مطالعه که بررسی تاثیر شوک نفتی بر بخش مسکن کشور می‌باشد و با عنایت به این امر که یکی از مهم‌ترین شاخص‌های تبیین‌کننده نوسانات بخش مسکن، سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های شروع شده می‌باشد به ارزیابی همبستگی آن با سایر متغیرهای مهم اقتصاد کلان مورد مطالعه در مدل طراحی شده، می‌پردازیم.

۹. Mathieu Darracq Paries and Alessandro NotarPietro.

۱۰. Housing preferences Shocks.

۱۱. Timothy Bisping and Hilde departron.

۱۲. Generalize impulse response.

۱۳. Haifang Huang.

۱۴. Rochelle M. Edge, Michael T. Kiley, and Jean-Philippe Laforte.

شایان ذکر است که کلیه متغیرها بر حسب مقادیر سال ۱۳۷۱ واقعی شده و پس از اعمال تعدیلات فصلی، به صورت لگاریتمی مورد نظر قرار گرفته اند. لازم به ذکر است که جامعه آماری مورد بررسی عبارت از کلیه داده‌های فصلی متغیرها برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۱ که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر شده است، می‌باشد.

در این مطالعه از پسماندهای فرآیند ARIMA متغیرها به عنوان نماینده شوک‌های استفاده شده است.<sup>۱۵</sup> بررسی همبستگی میان پسماندهای فرآیندهای ARIMA، می‌تواند گویای چگونگی ارتباط میان تغییرات غیر مترقبه یا شوک‌های ایجاد شده در رفتار متغیرها باشد. پسماندهای مذکور که به عنوان تکانه‌ها در نظر گرفته می‌شوند، آن بخش از متغیر است که بر اساس رفتار گذشته خود، امکان پیش بینی آنها وجود نداشته، لذا فاقد همبستگی سریالی می‌باشند.<sup>۱۶</sup>

پسماندهای فرآیندهای ARIMA متغیرهای مورد بررسی در مدل تجربی با پسماند متغیر سرمایه‌گذاری مسکونی برای سه دوره تاخیر (Lag) و سه دوره تقدم (Lead) مطالعه شد و نتایج ارائه شده در جدول (۱) مربوط به بالاترین ضرایب همبستگی می‌باشد.

این نتایج حاکی از آن است که تغییرات غیرمترقبه‌ی درآمدهای نفتی (با دو دوره تاخیر) دارای بالاترین درجه همبستگی با تغییرات غیرمترقبه در سرمایه‌گذاری مسکونی است. تغییرات غیر مترقبه‌ی نقدینگی در دوره جاری، تغییرات غیر مترقبه‌ی تولید ناخالص داخلی با سه دوره تقدم و تغییرات غیر مترقبه‌ی مخارج دولتی در دوره جاری به ترتیب پس از تغییرات غیر مترقبه در درآمدهای نفتی از درجه همبستگی بالایی با تغییرات غیر مترقبه در سرمایه‌گذاری مسکونی برخوردارند. بعلاوه تغییرات غیر مترقبه‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی، همبستگی مثبت با تغییرات غیر مترقبه‌ی تولید واحدهای مسکونی<sup>۱۷</sup> و همبستگی منفی با تغییرات غیر مترقبه سرمایه‌گذاری و تولید بنگاه‌های تولید کننده سایر کالاها و خدمات به غیر از مسکن دارد.

نتایج بررسی همبستگی و هم حرکتی‌های متغیرهای فوق علاوه بر اینکه بر اهمیت موضوع مورد بررسی در این مطالعه مبنی بر تاثیر شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری مسکونی صحنه می‌گذارد، چگونگی ارتباط تغییرات غیر منتظره‌ی متغیرهای مدل تجربی این مدل را نیز با تغییرات غیر منتظره‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی نشان می‌دهد.

جدول ۱- همبستگی آماری میان تغییرات غیر مترقبه سرمایه‌گذاری مسکونی و تغییرات غیر مترقبه اهم متغیرهای مورد

مطالعه

۰.۲۷	تغییرات غیر مترقبه نقدینگی	۰.۴۱۶	تغییرات غیر مترقبه درآمدهای نفتی) (با دو دوره تاخیر)
۰.۱۲	تغییرات غیر مترقبه مخارج دولت	۰.۱۴	تغییرات غیر مترقبه تولید ناخالص داخلی
۰.۱۹۷	تغییرات غیر مترقبه	-۰.۶۲۷	تغییرات غیر مترقبه در سرمایه‌گذاری

<sup>۱۵</sup>. بلانچارد، اولیور جین و استنلی فیشر. ۱۳۷۶.

<sup>۱۶</sup>. همان، صفحه ۳۲.

<sup>۱۷</sup>. لازم به ذکر است که آمار مورد استفاده برای تولید مسکن داده‌های مربوط به ارزش افزوده واحدهای مسکونی شهری به قیمت پایه، گزارش شده توسط بانک مرکزی می‌باشد.

در سایر بنگاه‌ها	در تولید مسکن
تغییرات غیر مترقبه در تولید سایر کالاها و خدمات	-۰.۱۷۷

#### ۴. طراحی مدل تعادل عمومی تصادفی پویا برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن

مدلهای DSGE یا مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا که گاهی با  $^{18}SDGE$  و یا  $^{19}DGE$  عنوان می‌شود برخلاف الگوهای VAR غیر مقید و  $^{20}SVAR$  بر پایه‌های نظری بنا می‌شوند و با توسل به رهیافت تعادل عمومی برای الگوسازی، از روش‌های بهینه‌یابی تصادفی بین دوره‌ای  $^{21}$  برای حل مسائل حداکثرسازی تصمیمات فعالان اقتصادی استفاده می‌کند. به این ترتیب فراهم نمودن پایه‌های اقتصاد خردی جهت تحلیل‌های اقتصاد کلان از ویژگی‌های اصلی این مدل هاست.

ماهیت این مدلها پویا بوده، به این معنی که، حرکت اقتصاد را در طول زمان زیر نظر می‌گیرند. همچنین تصادفی هستند یعنی این واقعیت را مدنظر قرار می‌دهند که اقتصاد می‌تواند تحت تاثیر شوکهای تصادفی نظیر تغییرات تکنولوژیکی یا خطا در سیاستگذاری‌های کلان اقتصادی قرار گیرد. این ویژگی‌های مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، وجه تمایز اصلی این مدل‌ها با مدل‌های ایستای تحت مطالعه در تئوری تعادل عمومی والرایی و تعادل عمومی قابل محاسبه کاربردی  $^{22}$  است.

این رهیافت بر مبنای پارامترهای ساختاری  $^{23}$  نظیر پارامترهای مربوط به ترجیحات فنون تولید و توزیع‌های احتمال مربوط به تکنانه‌های فناوری  $^{24}$  و سلیقه (ترجیحات) شکل می‌گیرد. روی هم رفته قواعد تصمیم‌گیری بهینه استخراج شده حاصل از حل مسئله حداکثرسازی توابع پیچیده‌ای از متغیرهای کلان می‌باشند و عمدتاً حول مقادیر وضعیت پایدار (باثبات)  $^{25}$  متغیرهای کلان، تقریب زده می‌شوند تا نهایتاً یک سیستم لگاریتم خطی  $^{26}$  از معادلات انتظارات عقلایی (RE)  $^{27}$  همراه با اجزای گذشته‌نگر  $^{28}$  و آینده‌نگر  $^{29}$  و اجزای مربوط به زمان تشکیل شود.

با تصریح ترجیحات (آنچه که فعالان اقتصادی می‌خواهند)، تکنولوژی (آنچه که تولیدکنندگان می‌توانند تولید کنند) و نهادها (روشی که بر اساس آن در تعامل با هم هستند)، امکان آن فراهم خواهد شد که با حل مدل DSGE بتوان پیش‌بینی کرد که چه

<sup>18</sup>. Stochastic Dynamic General Equilibrium Model.

<sup>19</sup>. Dynamic General Equilibrium Model.

<sup>20</sup>. Structural VAR.

<sup>21</sup>. Stochastic Inter Temporal Optimization Techniques.

<sup>22</sup>. Applied Computable General Equilibrium.

<sup>23</sup>. Deep.

<sup>24</sup>. Technological Shocks.

<sup>25</sup>. Steady-State.

<sup>26</sup>. Log-Linear.

<sup>27</sup>. Rational Expectation.

<sup>28</sup>. Backward Looking.

<sup>29</sup>. Forward Looking.

چیزی واقعاً تولید، مبادله و مصرف می‌شود و این پیش‌بینی حتی در صورت به کارگیری یک چارچوب جدید نهادی معتبر خواهد بود. همانطور که لوکاس خاطر نشان می‌کند، چنین پیش‌بینی‌هایی با استفاده از مدل‌های کلان-سنجی سنتی، به احتمال قوی معتبر نخواهند بود؛ چرا که مدل‌های سنتی بر پایه روابط مشاهده شده گذشته بین متغیرهای کلان اقتصادی برآورد می‌شوند و انتظار می‌رود چنین روابطی با معرفی سیاست‌های جدید دچار تغییر شوند و به این ترتیب پیش‌بینی‌های مبتنی بر مشاهدات گذشته، اعتبار خود را از دست بدهند.

در نهایت، تمایز میان این مدل‌ها و الگوهای ادوار تجاری حقیقی، باید توجه داشت که در دیدگاه مکتب ادوار تجاری حقیقی فرض بر این است که در همه بازارها اعم از بازار کار، بازار کالا و بازارهای مالی، شرایط رقابت کامل برقرار است و تمام بنگاه‌ها قیمت‌پذیر<sup>۳۰</sup> هستند. لیکن شواهد تجربی دلالت بر توان قیمت‌گذاری<sup>۳۱</sup> بنگاه‌ها دارند. لذا چسبندگی‌های اسمی رکن دیگر سازنده مدل‌های نیو کینزی هستند. چسبندگی‌های اسمی به دو شکل چسبندگی قیمت و چسبندگی دستمزد بسته به هدف مطالعه در مدل‌های DSGE مطرح می‌شوند.

در الگوی طراحی شده در این مطالعه خانوارها به عنوان صاحبان سرمایه‌های کل اقتصاد تمایل دارند که ترجیحات خود، مشتمل بر مصرف کالاها و خدمات مصرفی غیر از مسکن و مطلوبیت ناشی از ذخیره مسکن خود را، با توجه به تولیدات صورت گرفته توسط بنگاه‌های تولید کالاها غیر از مسکن، واردات کالاها مصرفی از محل درآمدهای نفتی و خانه‌های مسکونی جدید که توسط بنگاه‌های تولید کننده مسکن تولید می‌شوند، حداکثر نمایند.

در راستای سادگی الگو، فروض ویژه‌ای متناسب با شرایط اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. کوچک و بسته بودن اقتصاد ایران از منظر نقل و انتقالات سرمایه، یکی از این فروض ساده‌کننده می‌باشد. لذا تنها رابطه اقتصاد کشور با دنیای خارج، صادرات نفت خام و واردات کالا به داخل کشور درست معادل درآمدهای نفتی صادره، می‌باشد.

با توجه به وجود ادبیات نظری قابل توجه در اقتصاد مسکن<sup>۳۲</sup> از آنجایی که هر واحد مسکن نسبت به سایر کالاها بسیار گرانتر می‌باشد، تولیدکنندگان و مالکان مسکن در خصوص فروش آنها در قیمت‌های موجود در بازار مقاومتی نمی‌کنند، لذا عدم وجود چسبندگی قیمت‌ها در این بازار فرض دیگری است که در این الگو پیش‌بینی شده است.

از آنجا که هدف مورد بررسی در این مطالعه بررسی اثر شوک نفتی به عنوان یک شوک واقعی است و در شرایطی که چسبندگی اسمی از منظر نظری وجود نداشته باشد، طراحی الگوی ادوار تجاری حقیقی مناسب می‌باشد، در این مقاله از فروض مدل ادوار تجاری حقیقی (RBC) استفاده شده است.

#### ۴-۱- چارچوب کلی مدل:

در این مدل خانوارها، بنگاه‌های تولید مسکن، بنگاه‌های تولید سایر کالاها و خدمات غیر از مسکن و نفت به عنوان نهادهای فعال در اقتصاد در نظر گرفته می‌شوند. رفتار این نهادها توسط شوک‌های تکنولوژی تولید در هر دسته از بنگاه‌ها و شوک

<sup>۳۰</sup>. Price-Taker.

<sup>۳۱</sup>. Price Setting.

<sup>۱</sup>. Robert B. Barsky, Christopher L. House and Miles S. Kimball.

درآمدهای نفتی هدایت می‌گردد. باید توجه داشت که در اینجا تولید خدمات مسکن مورد نظر نبوده و با فرض همگن بودن زمین، تعداد واحدهای مسکونی تولید شده، مورد توجه است. بدین ترتیب، نوع و محل زمین حائز اهمیت نخواهد بود.

#### ✓ خانوارها

خانوارها نسبت به مصرف سبدهی از کالاهای مصرفی ( $C_t$ )، نگه داری مسکن ( $H_t$ ) و میزان کار خود در هر یک از بنگاه‌های تولیدی ( $L_{y_t}$  و  $L_{h_t}$ ) تصمیم‌گیری نموده و تمایل دارند که مطلوبیت انتظاری حاصل از مصرف کالاها و خدمات مصرفی، ذخیره مسکن و ساعات فراغت خود را در طی زمان و با توجه به میزان منابع و تولیدات موجود، حداکثر کنند. در این مطالعه، تابع مطلوبیت خانوارها به صورت زیر تعریف شده است:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log C_t + b \log H_t - \gamma_h(L_{y_t}) - \gamma_y(L_{h_t})) \quad \text{رابطه ۱:}$$

متغیرهای  $C, H, L_y, L_h$  و به ترتیب بیانگر مصرف کالاهای غیر از مسکن، ذخیره مسکن، میزان ساعات کار در بخش تولید کالاهای غیر از مسکن، میزان ساعات کار در بنگاه‌های تولید مسکن و  $\beta$  نرخ تنزیل زمانی ترجیحات  $\gamma_y$  و  $\gamma_h$  پارامترهای مربوط به اشتغال در بخش مسکن و سایر کالاها، در تابع مطلوبیت می‌باشند.

خانوارها تمایل به حداکثر نمودن مطلوبیت خود با توجه به قید بودجه خود دارند:

$$(w_{y_t})(L_{y_t}) + (w_{h_t})(L_{h_t}) + (r_{y_t})(K_{y_t}) + (r_{h_t})(K_{h_t}) + Y_{oil_t} = \quad \text{رابطه ۲:}$$

$$C_t + (K_{h_{t+1}} - (1-\sigma)K_{h_t}) + q_{h_t}(H_{t+1} - (1-\sigma)H_t) + (K_{y_{t+1}} - (1-\sigma)K_{y_t})$$

درآمدهای خانوارها شامل دستمزد حاصل از کار در بنگاه‌های تولیدکننده مسکن ( $w_h$ ) و بنگاه‌های تولیدکننده سایر کالاها و خدمات ( $w_y$ )، درآمدهای نفتی ( $Y_{oil}$ )، درآمد بهره حاصل از اجاره سرمایه‌های در اختیار آنها به بنگاه‌های تولیدکننده مسکن ( $r_h$ ) و بنگاه‌های تولیدکننده سایر کالاها و خدمات ( $r_y$ ) می‌باشد. بعلاوه خانوارها این درآمدها را بین مصرف کالاهای مصرفی ( $C$ )، موجودی مسکن ( $H$ ) و سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده مسکن ( $I_h$ ) و بنگاه‌های تولیدکننده سایر کالاها و خدمات ( $I_y$ ) توزیع می‌نمایند. لازم به ذکر می‌باشد که  $q_{h_t}$  قیمت نسبی مسکن بوده و به منظور سادگی شاخص قیمت کالاهای غیر مسکن نیز معادل یک فرض شده است.

در این اقتصاد، خانوارها صاحبان سرمایه‌های موجود در اقتصاد می‌باشند. معادله حرکت سرمایه‌ها در بنگاه‌های تولید، به صورت زیر است:

$$K_{h_t} = (1-\sigma)K_{h_{t-1}} + I_{h_t}; \quad \text{رابطه ۳:}$$

$$K_{y_t} = (1-\sigma)K_{y_{t-1}} + I_{y_t}; \quad \text{رابطه ۴:}$$

موجودی سرمایه در بخش مسکن و سایر کالاهای تولیدی هر دو با نرخ  $\sigma$  مستهلک می‌شود و میزان استهلاک با سرمایه‌گذاری جدید در تولید واحدهای مسکونی ( $I_h$ ) و سرمایه‌گذاری جدید در تولید سایر کالاها و خدمات ( $I_y$ ) جایگزین خواهد شد تا موجودی سرمایه ثابت باقی بماند.



## ✓ بنگاه‌ها

بنگاه‌ها در بازارهای رقابتی عامل کارگر استخدام و سرمایه اجاره می‌کنند و محصول خود را در بازار رقابتی محصول می‌فروشند (روابط ۵ و ۶). بنگاه‌ها، تحت قیود موجود خود که به‌عنوان "امکانات تکنولوژی"<sup>۳۳</sup> شناخته می‌شود، به تولید پرداخته و نیروی کار و کالاهای سرمایه‌ای را برای حداکثر کردن سود خود در طول دوره فعالیت به خدمت می‌گیرند.

در این مدل  $L_{h_t}$  واحد از نیروی کار با دستمزد  $(W_{h_t})$  و  $k_{h_t}$  واحد از کالاهای سرمایه‌ای با قیمت  $(R_{h_t})$  در بنگاه‌های تولید مسکن و  $L_y$  واحد از نیروی کار با دستمزد  $(W_y)$  و  $K_y$  واحد از کالاهای سرمایه‌ای با قیمت  $(R_y)$  در بنگاه‌های تولید غیر مسکن به خدمت گرفته می‌شوند. اینکه چه مقدار نیروی کار و کالاهای سرمایه‌ای در هر یک از بخش‌های تولید به کار گرفته شوند، از سوی خانوارها و مبتنی بر میزان مطلوبیت آنها از مصرف کالاهای غیر از مسکن و نگهداری مسکن، به اقتصاد دیکته می‌شود. بدین ترتیب توابع تولید هر دسته از بنگاه‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{d_t} = A_t (\eta^t L_{y_t})^{(1-\alpha)} (K_{y_t})^\alpha \quad \text{رابطه ۵:}$$

$$Y_{h_t} = A_{h_t} (\eta^t L_{h_t})^{(1-\alpha h - \alpha y)} (k_{h_t})^{\alpha h} (Y_{d_t})^{\alpha y} \quad \text{رابطه ۶:}$$

در این روابط  $Y_{h_t}$  و  $Y_{d_t}$  به ترتیب میزان تولید کالاها و خدمات غیر از مسکن و میزان واحدهای مسکونی جدید تولید شده می‌باشد. هر دسته از بنگاه‌ها، از تکنولوژی ویژه خود  $(A_{h_t}$  و  $A_t)$  که با نرخ  $\eta$  و به صورت برونزا رشد می‌کند، در تولیدات خود استفاده می‌نمایند. بعلاوه هر دو تابع تولید به صورت کاب - داگلاس با بازدهی ثابت به مقیاس در نظر گرفته شده‌اند و سهم نیروی کار و موجودی سرمایه که در تولید هر دسته از بنگاه‌ها بکار گرفته شده است، برونزا و ثابت فرض شده است.

## ✓ بخش نفت:

با توجه به ماهیت برونزای درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و با عنایت به فروض اولیه ملحوظ در این مطالعه، (اقتصاد بسته و کوچک) و بر اساس ایده‌ای که از مطالعه بانک مرکزی شیلی جهت بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سیاست‌های پولی و تولید داخلی انجام شده است<sup>۳۴</sup>، در مطالعه حاضر فرآیند حصول درآمدهای نفتی به‌صورت رابطه (۷) در نظر گرفته شده است.

$$\ln(Y_{oil_t}) = (1 - \rho_o) \ln(\bar{Y}_{oil}) + \rho_o \ln(Y_{oil_{t-1}}) + e_o, \quad \text{رابطه ۷:}$$

$$\rho_o \in (-1, 1) \quad e_o \approx N(0, \sigma^2)$$

که در آن  $Y_{oil_t}$  جریان درآمد حقیقی نفت در دوره  $t$  و  $\bar{Y}_{oil}$  سطح باثبات و پایای جریان درآمدهای نفتی می‌باشد. شایان توجه است که در کشورهای تولیدکننده نفت بالاخص کشورهای عضو اوپک، میزان صادرات نفت بر اساس یک سهمیه از پیش تعیین شده و برونزا تعیین می‌شود، لذا فرض مدل‌سازی بخش نفت در قالب یک فرآیند اتو رگرسیو و برونزا، منطبق با واقعیات اقتصادهای مذکور، از جمله ایران، می‌باشد.

## ✓ قیود تسویه بازار:

<sup>۳۳</sup>. Technological Possibilities.

<sup>۳۴</sup>. Bugarin, M.N. Sataka & Muinhos. M.K. foury & Silva, J.R. Costa & Silva Aroujo. M. Gloria, ۲۰۰۵.

این مدل‌ها بیانگر تعادل عمومی در کلیه بخش‌ها می‌باشد لذا لازم است بهینه‌یابی هر یک از نهادهای اقتصادی به گونه‌ای صورت پذیرد که بازارها کاملاً تسویه گردند. از آنجا که در این مدل دو بازار "تولید کالاهای غیر از مسکن" و "تولید مسکن" وجود دارد، لذا دو قید تسویه‌کننده، متناسب با هر یک از این بازارها تعریف می‌شود. (روابط ۸ و ۹).

### قید تسویه بازار کالاهای غیر از مسکن:

در بازار کالای غیر از مسکن فرض بر این است که کل تولید کالا در داخل به همراه واردات کالا که ناشی از صدور نفت و معاوضه آن با کالاست، سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولید کالاهای غیر از مسکن ( $I_{y_t}$ )، سرمایه‌گذاری در تولید واحدهای مسکونی جدید ( $I_{h_t}$ ) و مصرف کالای غیر از مسکن ( $C_t$ ) خواهد شد به گونه‌ای که بازار کالاهای غیر از مسکن در تعادل قرار گیرد.

$$C_t + I_{y_t} + I_{h_t} = Y_{d_t} + Y_{oil_t} \quad \text{رابطه ۸}$$

در رابطه فوق مصرف کالاها و خدمات غیر از مسکن، سرمایه‌گذاری در تولید کالاهای غیر از مسکن و سرمایه‌گذاری در تولید واحدهای مسکونی جدید طرف تقاضای بازار و واردات ناشی از صدور نفت و تولید کالاهای غیر از مسکن طرف عرضه این بازار را نمایندگی می‌کنند.

### قید تسویه بازار مسکن:

در بازار مسکن نیز، تولید واحدهای مسکونی جدید منجر به افزایش ذخایر خالص مسکن می‌شود به عبارت دیگر جهت برقراری تعادل در بازار مسکن لازم است که واحدهای نوساز مسکن به علاوه آن مقدار از ذخایر مستهلک نشده مسکن که از سال‌های قبل باقی مانده است با کل ذخایر موجود مسکن، مساوی باشد.<sup>۳۵</sup>

$$H_t = (1 - \sigma_h)H_{t-1} + Y_{h_t} \quad \text{رابطه ۹}$$

در این رابطه  $H_t$  موجودی خانه‌های مسکونی را نشان می‌دهد که طی زمان با افزایش تولید خانه‌های جدید افزایش و با مستهلک شدن خانه‌های ساخته شده در دوره‌های قبل، کاهش می‌یابد.

### ✓ شوک‌ها:

منطبق با الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا، شوک تکنولوژی تولید مسکن ( $e_{ah_t}$ ) و شوک تکنولوژی تولید کالای غیر از مسکن ( $e_{a_t}$ )، علاوه بر شوک درآمد نفتی ( $e_{o_t}$ ) که هدف اصلی در این مطالعه بوده است، کلیه متغیرهای الگو را تحت تاثیر قرار می‌دهند. شوک‌های فوق‌الذکر به صورت زیر مدل‌سازی شده است:

$$\ln A_t = (1 - \rho_a) \ln(\bar{A}) + \rho_a \ln(A_{t-1}) + e_{a_t} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

$$\rho_a \in (-1, 1) \quad e_{a_t} \approx N(0, \sigma^2)$$

$$\ln A_{h_t} = (1 - \rho_{ah}) \ln(\bar{A}_h) + \rho_{ah} \ln(A_{h,t-1}) + e_{ah_t} + e_{a_t} + e_{o_t} \quad \text{رابطه ۱۱}$$

$$\rho_{ah} \in (-1, 1) \quad e_{ah_t} \approx N(0, \sigma^2)$$

<sup>۳۵</sup>. Neri Stefano and Matteo M. Iacoviello, ۲۰۰۸.

$$\ln(Y_{oil_t}) = (1 - \rho_o) \ln(\bar{Y}_{oil}) + \rho_o \ln(Y_{oil_{t-1}}) + e_{o_t} \quad \text{رابطه ۱۲:}$$

$$\rho_o \in (-1, 1) \quad e_{o_t} \approx N(0, \sigma^2)$$

در این روابط  $A_t$  و  $A_{t-1}$  به ترتیب تکنولوژی تولید در بنگاه‌های تولید مسکن و سایر بنگاه‌ها  $\bar{A}_t$  و  $\bar{A}_{t-1}$  مقادیر باثبات آنها می‌باشند.

## ۴-۲. حل و تقریب الگو

به منظور حل این الگوها، ابتدا رفتار فعالان اقتصادی بهینه یابی شده، سپس متغیرها بر اساس نرخ رشد تولید ناخالص داخلی پایا شده و سپس ضرایب ساختاری مدل بر اساس واقعیات اقتصادی کشور و منطبق با آمارهای مورد بررسی در مطالعه تنظیم و کالیبره خواهند شد. بدین ترتیب مدل در شرایط تعادل پایدار حل و مقادیر متغیرها در این شرایط حاصل خواهد شد. سپس آثار شوک‌های پرونزیای مدل بر رفتار بلندمدت این متغیرها بررسی و ارزیابی می‌شود.

### ✓ بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی

همان‌طور که اشاره شد، مدل ادوار تجاری حقیقی (RBC) از مجموعه مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) مبتنی بر بهینه‌یابی هر یک از نهادهای اقتصادی تعریف شده در مدل می‌باشد، به گونه‌ای که بازارها کاملاً تسویه گردند. مدل حاصل، یک سیستم پویای تصادفی با انتظارات عقلایی است که برای تحلیل نیازمند حل است. در این مطالعه علی‌رغم دشواری‌های موجود در حل سیستم معادلات غیر خطی، مدل بصورت سیستم معادلات غیر خطی (سیستم ۱۹ معادله با ۱۹ مجهول) برحسب مقادیر پارامترها، حل شد. پس از بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی و حصول شرایط اولیه، به منظور دستیابی به مقادیر تعادلی پایدار مدل، متغیرها با استفاده از رابطه  $X = \tilde{x} \eta^t$  پایا شدند.<sup>۳۶</sup> در این رابطه  $\tilde{x}$  معرف مقدار پایای متغیر  $X$  و  $\eta$  معادل نرخ رشد اقتصادی کشور است. سپس با حل سیستم معادلات ۱۳ مجهولی، مقادیر اولیه متغیرها برحسب پارامترها بدست آمد.

### ✓ تنظیم ضرایب

معمولاً در کمی کردن مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا، از کالیبراسیون یا از تخمین ضرایب به روش حداکثر راست‌نمایی (MLE)<sup>۳۷</sup> و یا ترکیبی از این دو روش، در قالب روش‌های تخمین بیزین استفاده می‌شود. در تحلیل تجربی این مطالعه برخی از پارامترها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و بر اساس رفتار این متغیرها در اقتصاد ایران در دوره زمانی (۱۳۷۱-۱۳۸۶) و به صورت فصلی، تخمین زده شده‌اند. از جمله این ضرایب می‌توان به پارامترهای معادلات اتو رگرسیو و رشد اقتصادی در مدل اشاره نمود.

در این مطالعه برخی از پارامترها مانند سهم سرمایه از تولید بنگاه‌ها و نرخ استهلاک موجودی سرمایه بنگاه‌ها، بر این اساس عددگذاری شده است. لیکن برخی از پارامترها برای اقتصاد ایران بر اساس الگوهای فوق معین نمی‌باشد. در این شرایط با استفاده از مقادیر تعادلی پایدار متغیرها و آزاد گذاشتن پارامترهای فوق تحت قیود تسویه بازار، مقادیر عددی این پارامترها معین می‌شود.

<sup>۳۶</sup>. سیستم معادلات پایا شده در "پیوست" گزارش شده است.

<sup>۳۷</sup>. Maximum-Likelihood Estimation (MLE).

وزن مسکن در تابع مطلوبیت و ضریب مربوط به کار در تابع مطلوبیت، از جمله پارامترهایی هستند که به صورت فوق تعیین شده‌اند. سایر متغیرها مانند ضریب اتورگرسیو شوک‌های تکنولوژی بنگاه‌ها با توسل به توصیه پلاسر (۱۹۸۹)<sup>۳۸</sup> چنان انتخاب شده است که حداکثر انطباق بین گشتاورهای پیش بینی شده مدل و گشتاورهای نمونه واقعی که شامل داده‌های فصلی ۱۳۷۱-۱۳۸۶ است، حاصل شود. پارامترهای کالیبره شده متناسب با شرایط اقتصاد ایران در این مطالعه به شرح جدول شماره (۲) است.

جدول ۲- مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

مقدار	پارامتر	منبع
$\beta = 0.99$	نرخ تنزیل	محاسبات مطالعه
$\alpha = 0.5$	سهم سرمایه از تولید سایر بنگاه‌ها	بهرامی (۱۳۷۷) <sup>۳۹</sup>
$\alpha_h = 0.4$	سهم سرمایه از تولید بنگاه‌های مسکن	محاسبات مطالعه
$\alpha_y = 0.1$	سهم تولید سایر بنگاه‌ها در تولید بنگاه‌های مسکن	محاسبات مطالعه
$\sigma = 0.015$	نرخ استهلاک در موجودی سرمایه در بنگاه‌ها	بهرامی (۱۳۷۷) <sup>۴۰</sup>
$\sigma_h = 0.025$	نرخ استهلاک ذخیره مسکن	محاسبات مطالعه
$\gamma = 0.0002$	ضریب مربوط به کار در توابع مطلوبیت	محاسبات مطالعه
$b = 0.9319$	وزن مسکن در تابع مطلوبیت خانوار	محاسبات مطالعه
$\eta = 1.013$	نرخ رشد با ثبات	رشد تولید حقیقی اقتصاد ایران
$\rho_o = 0.3$	ضریب معادله اتورگرسیو شوک نفتی	تخمین مطالعه
$\rho_a = 0.9$	ضریب معادله اتورگرسیو شوک تکنولوژی در تابع تولید سایر کالاها و خدمات	تخمین مطالعه
$\rho_{ah} = 0.9$	ضریب معادله اتورگرسیو شوک تکنولوژی در تابع تولید مسکن	تخمین مطالعه

۳-۴. شبیه سازی الگو

<sup>۳۸</sup>. Plosser, C.I.

<sup>۳۹</sup>. بهرامی، جاوید. (۱۳۷۷). "انتخاب نظام ارزی مناسب برای اقتصاد ایران با توجه به شوک های نفتی وارد برآن"، رساله دکتری، دانشگاه تهران.

<sup>۴۰</sup>. همان.

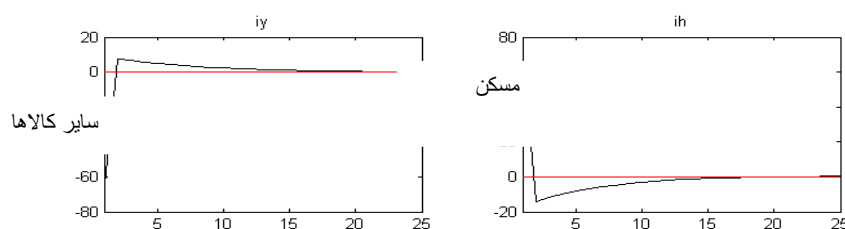
به منظور شبیه سازی آثار شوک های بیرونی بر متغیر های الگو، از نرم افزار <sup>۴۱</sup> DYNARE استفاده شد. نتایج شبیه سازی آثار شوک های نفتی بر متغیر های مهم مطالعه، به صورت زیر حاصل شده است:

#### ✓ اثر شوک های نفتی بر انواع سرمایه گذاری بنگاه ها:

همانطور که از نمودار (۱) مشخص می باشد. سرمایه گذاری مسکونی بواسطه شوک مثبت درآمدهای نفتی، دچار افزایش آنی شده سپس کاهش یافته و با گذشت تقریباً دو فصل به حوضیض می رسد. در ادامه در فصل بعدی روند افزایشی ملایمی را نشان داده و تقریباً پس از گذشت حدود ۱۵ فصل مستهلک و میرا شده است. بنابراین نوسانات شدید در سرمایه گذاری مسکونی در اثر شوک نفتی نسبتاً زودگذر است اما آثار نوسانات به سرعت از بین نمی روند.

روند رفتاری سرمایه گذاری در تولید سایر کالاها و خدمات، پس از بروز شوک مثبت نفتی کاملاً عکس رفتار سرمایه گذاری مسکونی است. عکس العمل این متغیر پس از بروز شوک نفتی به صورت کاهش شدید می باشد به طوری که ابتدا منفی شده، سپس افزایش و پس از تقریباً دو فصل به حداکثر رسیده و پس از گذشت تقریباً ۲۰ فصل مستهلک و میرا شده است. نکته قابل توجه شدت و میزان افزایش و کاهش نوسانات سرمایه گذاری است. در بخش مسکن شدت نسبی افزایش شبیه به شدت کاهش سرمایه گذاری در تولید سایر کالاها و خدمات می باشد. لیکن میزان حداکثر کاهش در سرمایه گذاری مسکونی از میزان حداکثر افزایش در سرمایه گذاری غیر مسکونی کمتر است. بعلاوه ماندگاری نوسانات سرمایه گذاری غیر مسکونی بیشتر از سرمایه گذاری غیر مسکونی است. با این حال نوسانات در هر دو متغیر، در اثر بروز یک شوک نفتی میرا می باشد.

بررسی نتایج به وضوح مبین پدیده بیماری هلندی در برخورد آنی شوک نفتی در اقتصاد ایران است. در این خصوص، مشخص می شود با یک انحراف معیار افزایش در تولید نفت، سرمایه گذاری در بخش مسکن (کالای غیر تجاری) به سرعت افزایش و در مقابل سرمایه گذاری در سایر کالاها کاهش قابل توجهی می یابد.



نمودار ۱- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر انواع سرمایه گذاری

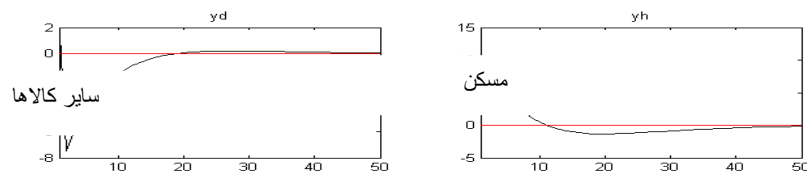
#### ✓ اثر شوک های نفتی بر تولید انواع بنگاه ها:

نتایج شبیه سازی اثر شوک درآمدهای نفتی بر تولید بنگاه ها، نیز موید رفتار سرمایه گذاری در بنگاه های تولید است (نمودار ۲). تولید مسکن پس از بروز یک انحراف معیار افزایش در درآمدهای نفتی افزایش یافته و سپس با گذشت تقریباً دو فصل شروع به کاهش می نماید لیکن همچنان تا ۱۱ فصل مثبت بوده و سپس منفی شده و با گذشت حدود ۴۰ فصل مستهلک شده و از بین خواهد رفت. در مقابل عکس العمل تولید بنگاه های سایر کالاها و خدمات در مقابل یک انحراف معیار در درآمدهای نفتی، ابتدا

<sup>۴۱</sup> DYNARE نرم افزاری است که به منظور حل و شبیه سازی مدل های تعادل عمومی تصادفی پایدار در فضای MATLAB طراحی شده است. این نرم افزار در نسخه های مختلفی موجود است و مرتباً بر امکانات آن افزوده می شود. در این مطالعه از نسخه (۴.۲) آن استفاده شده است.

افزایش بسیار کوتاه مدت و سپس کاهش یافته به طوری که در زمانی کوتاه تر از یک فصل منفی شده و حسیض می رسد. با گذشت یک فصل روند افزایش اما منفی این متغیر آغاز شده تا حدود ۲۰ فصل تقریباً مستهلک و میرا شده است.

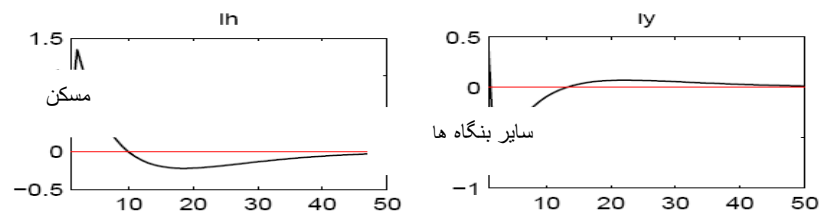
لازم به ذکر می باشد که افزایش آنی اما کوتاه مدت تولید بخش غیر مسکن، صرفاً به دلیل شکل تبعی در نظر گرفته شده برای تابع تولید بنگاه های تولید مسکن می باشد. حضور سهمی از تولیدات بخش غیر مسکن در تابع تولید مسکن علت این امر می باشد. زیرا تولید غیر مسکن بواسطه افزایش تولید مسکن پس از شوک نفتی، تا حدودی زیاد می شود. اما بیماری هلندی بوجود آمده در نهایت سبب کاهش تولید غیر مسکن می شود.



نمودار ۲- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر تولید بنگاه ها

#### ✓ اثر شوک های نفتی بر نیروی کار شاغل در انواع بنگاه ها:

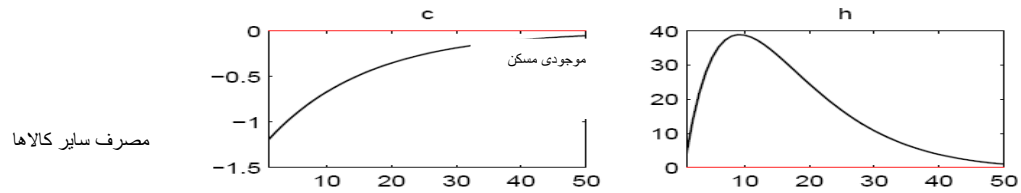
نتایج شبیه سازی شده اشتغال (نمودار ۳) نشان دهنده عکس العمل مثبت و افزایشی نیروی کار در مقابل بروز یک انحراف معیار افزایش درآمدهای نفتی در بنگاه های تولید مسکن است. شدت افزایش شاغلان بخش مسکن تا تقریباً سه فصل بیشتر شده، لیکن روند کاهشی در این متغیر آغاز می شود به طوری که پس از تقریباً ۹ فصل از مقدار تعادلی پایدار خود نیز کمتر شده و بالاخره با طی یک دوره طولانی به روند باثبات خود برمی گردد. در بخش سایر کالاها و خدمات نیز عکس العمل ابتدایی به شوک نفتی، افزایش بسیار زود گذر در شاغلین این بخش می باشد که این امر به دلیل رفتار تولید این بنگاه ها است. حضور متغیر تولید این بنگاه ها در تابع تولید بنگاه های مسکن و افزایش تولید مسکن بواسطه شوک نفتی منجر به افزایش تولید بنگاه های غیر مسکن و بنابر این افزایش شاغلین این بخش می گردد. لیکن افزایش فوق بلافاصله با گذشت یک فصل کاهش یافته و روند شتابنده کاهشی این متغیر نیز تا دو فصل ادامه یافته و با گذشت تقریباً ۸ فصل به مقدار تعادل پایدار خود بازمی گردد.



نمودار ۳- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر نیروی کار شاغل در بنگاه ها

#### ✓ اثر شوک های نفتی بر موجودی مسکن و مصرف کالاها و خدمات غیر از مسکن:

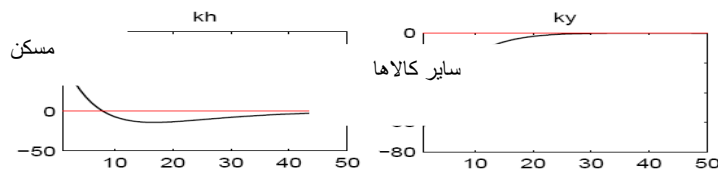
همانطور که از نمودار (۴) مشخص می باشد، نتایج شبیه سازی اثر تغییر در یک انحراف معیار درآمدهای نفتی بر موجودی مسکن و مصرف نشان دهنده عکس العمل مثبت و افزایشی در هر دو متغیر فوق می باشد. نوسانات بوجود آمده در این دو متغیر نسبتاً ماندگار است.



نمودار ۴- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر موجودی مسکن و مصرف سایر کالاها و خدمات

#### ✓ اثر شوک نفتی بر موجودی سرمایه در بخش مسکن و سایر بخش‌ها

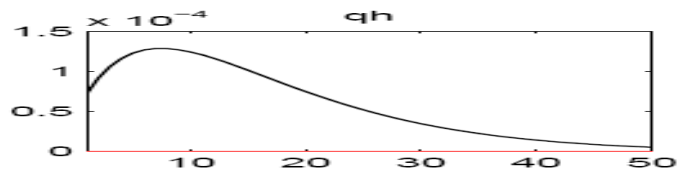
نتایج شبیه سازی اثر تغییر در یک انحراف معیار درآمدهای نفتی بر موجودی سرمایه در بخش مسکن و سایر کالاها و خدمات به غیر از مسکن، نمودار (۵)، نشان‌دهنده عکس‌العمل مثبت و افزایشی در موجودی سرمایه بخش مسکن و اثر منفی و کاهش‌ی در موجودی سرمایه در بخش سایر کالاها و خدمات غیر از مسکن می‌باشد. نوسانات بوجود آمده در متغیر موجودی سرمایه در بخش مسکن پس از گذشت تقریباً ۸ فصل به مقدار تعادلی خود رسیده سپس از مقدار تعادل پایدار خود کمتر شده و پس از گذشت تقریباً ۵۰ فصل دوباره به مقدار تعادلی پایدار خود باز می‌گردد.



نمودار ۵- شبیه‌سازی اثر شوک نفتی بر موجودی سرمایه در بخش مسکن و سایر بخش‌ها

#### ✓ اثر شوک‌های نفتی بر قیمت نسبی مسکن:

قیمت نسبی مسکن پس از بروز یک تکانه نفتی افزایش یافته و شدت افزایش آن طی زمان در میان مدت بیشتر شده و تا حدود ۸ فصل روند افزایشی را نشان می‌دهد. پس از آن کاهش یافته و در نهایت پس از گذشت ۵۰ فصل میرا شده و مستهلک می‌شوند. نمودار (۶).



نمودار ۶- شبیه سازی اثر شوک نفتی قیمت نسبی مسکن

#### ۴-۴. بررسی و ارزیابی صحت نتایج مدل

بررسی و ارزیابی میزان موفقیت مدل تجربی در خصوص تطابق با واقعیت، در مطالعات مبتنی بر تعادل عمومی تصادفی پویا، با بررسی میزان سازگاری و نزدیکی گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل طراحی شده با گشتاورهای متغیرها در دنیای واقعی صورت می‌پذیرد.

گشتاورهای مورد توجه عمدتاً شامل میانگین و انحراف معیار متغیرهای اصلی مدل شامل تولید، سرمایه‌گذاری و قیمت می‌باشد. تطابق جهت و میزان ضریب همبستگی بین سری‌های زمانی متغیرها نیز می‌تواند موید هم حرکتی‌های مشابه بین متغیرهای شبیه‌سازی شده در مدل و دنیای واقعی و تأیید مجددی بر صحت نتایج مدل تجربی باشد.

از آنجا که هدف این مطالعه بررسی آثار شوک نفتی بر متغیرهای بخش مسکن بوده است، تطابق گشتاورهای متغیرهای بخش مسکن با دنیای واقعی حائز اهمیت است.

نتایج این مقایسه در پیوست شماره (۲) گزارش شده است. همانطور که از جدول مشخص است اختلاف میان مقادیر انحراف معیار متغیرهای مهم مدل در دنیای واقعی و آنچه که در مدل شبیه‌سازی شده است، در برخی از موارد بسیار کوچک و در مورد سایر متغیرها قابل پذیرش می‌باشد. میانگین و مقادیر تعادلی پایدار متغیرها در مدل شبیه‌سازی شده تقریباً مشابه گشتاورها و مقادیر حاصل از داده‌های دنیای واقعی است. ضرایب همبستگی برای اکثر متغیرهای مدل نیز از منظر جهت همبستگی، که مبین هم حرکتی میان متغیرها است، سازگاری وجود دارد.<sup>۴۲</sup>

با عنایت به سازگاری نتایج شبیه‌سازی شده رفتار متغیرهای بخش مسکن، حاصل از مدل تجربی طراحی شده، با ادبیات نظری موجود در خصوص نوسانات در بخش غیرتجاری اقتصاد و وجود نزدیکی و سازگاری گشتاورهای تولید شده در مدل با گشتاورهای متناظر داده‌های دنیای واقعی، موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی برای بخش مسکن قابل تأیید می‌باشد.

##### ۵. جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی

نتایج شبیه‌سازی شده آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای مدل، موید ایجاد نوسان در رفتار کلیه متغیرهای مدل می‌باشد. این نتایج بر بروز پدیده موسوم به بیماری هلندی در اقتصاد کشور دلالت داشته اما نکته قابل توجه زود گذر بودن شدت نوسانات رفتار متغیرها به همراه طولانی بودن نسبی مدت زمان میرایی نوسانات، پس از بروز شوک‌های نفتی مثبت می‌باشد. نکته قابل توجه دیگر آن است که طول دوره رکود برای متغیرهای بخش مسکن بیشتر از طول دوره رونق آنها، پس از بروز یک شوک نفتی مثبت می‌باشد.

با توجه به فرض اولیه مطالعه مبنی بر مبادله منابع حاصل از صادرات نفت با واردات کالاهای غیر مسکن، بروز یک تکانه مثبت در نفت صادراتی، منجر به افزایش واردات کالاهای مصرفی می‌شود. از آنجا که مسکن کالای غیر تجاری بوده و امکان واردات آن میسر نمی‌باشد، لذا کالاهای غیر مسکن در قیاس با مسکن افزایش یافته و مکانیزم قیمت‌ها تخصیص منابع را به گونه‌ای ساماندهی می‌نماید که تولید داخلی کالاهای غیر مسکن کاهش و تولید مسکن افزایش یابد. در واقع بواسطه تغییر در نسبت مطلوبیت نهایی مسکن و کالاهای غیرمسکن، افزایش قیمت نسبی مسکن در قیاس با قیمت سایر کالاها غیر از مسکن، سرمایه‌گذاری مسکونی و لذا تولید مسکن افزایش می‌یابد. با عنایت به این امر که در تابع تولید مسکن، تولید سایر بنگاه‌های غیر مسکن به عنوان نهاده تولید در نظر گرفته شده است، سرمایه‌گذاری و تولید غیرمسکونی در وهله اول افزایش ولی به سرعت کاهش یافته و منفی می‌شود. پیامد این امر، افزایش تمایل به استخدام سرمایه و نیروی کار در بخش تولید مسکن و کاهش استخدام این عوامل در بنگاه‌های تولید کالای غیرمسکن می‌باشد.

نکته حائز اهمیت که از این مطالعه بر می‌آید آن است که در کوتاه‌مدت، حادث شدن یک شوک نفتی مثبت، منجر به ایجاد عدم تعادل شدید در بخش‌های اقتصادی و بر هم زنده تخصیص منابع می‌گردد. لذا سیاست‌گذاری مناسب در خصوص ممانعت از بروز آثار نامطلوب فوق بویژه در کوتاه‌مدت، به منظور تداوم حرکت با ثبات متغیرهای اقتصادی طی زمان ضروری می‌نماید. با توجه به آنکه نوسانات ایجاد شده در رفتار متغیرهای اقتصادی به علت افزایش واردات کالاهای تجاری، افزایش قیمت نسبی مسکن در قیاس با قیمت سایر کالاها ناشی از افزایش درآمدهای نفتی و بروز یک شوک واقعی، اتفاق افتاده است، لذا به منظور

<sup>۴۲</sup> کلیه نتایج و خروجی‌های مدل و داده‌های دنیای واقعی در بخش ضمیمه آورده شده است.



جلوگیری از پیامدهای نامطلوب فوق‌الذکر، مدیریت واردات کالاهای تجاری پس از بروز شوک نفتی مثبت، در سیاست‌گذاری اقتصادی توصیه می‌گردد.

#### ۶. پیشنهاداتی برای مطالعات بعدی

از آنجا که هدف از این مطالعه، بررسی تاثیر یک شوک واقعی (شوک‌های نفتی) بر متغیرهای بخش مسکن بوده است، تصمیم‌گیری در خصوص ساختار مدل در این مقاله، با توجه به شوک‌های واقعی و بر مبنای مدل‌سازی ادوار تجاری حقیقی (*RBC*) و انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، صورت گرفت. بدیهی است چنانچه ساختار مدل را تغییر داده و مطالعه را بر مبنای فروض نیوکینزی بنا کنیم، غیر رقابتی بودن بازارها و چسبندگی قیمت‌ها سبب خواهد شد که تحولات پولی که در پی شوک‌های نفتی کاملاً محتمل هستند، منشاء آثار واقعی نیز باشند. بر این اساس، مطالعه‌ای دیگر می‌تواند با وارد نمودن فروض نیوکینزی مشتمل بر بازارهای رقابت انحصاری و چسبندگی‌های اسمی، قدم بعدی را در این زمینه پژوهشی بردارد.

طراحی مدلی با فروض واقعی‌تری همچون باز بودن اقتصاد، لحاظ چسبندگی‌های اسمی قیمتی و دستمزدها در بخش کلان اقتصادی، ورود پول و دولت به منظور لحاظ شوک‌های مخارج دولت و پول می‌تواند نتایج را بهبود بخشد.

در این مقاله به حل و شبیه‌سازی الگو مدل به روش کالیبراسیون اکتفا شد، در مطالعات آتی می‌توان پارامترهای ساختاری الگو را از طریق روش‌های مرسوم در این زمینه، مانند حداکثر درستنمایی و بیزی برآورد کرده و با نتایج روش‌های متعارف اقتصادسنجی برای این پارامترها مقایسه کرد.

## منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی، فهرست جداول تولید ملی - به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶.
- بلانچارد، اولیور جین و استنلی فیشر. "درس‌هایی در اقتصاد کلان". مترجمان: ختایی، محمود و تیمور محمدی. ۱۳۷۶. انتشارات سازمان برنامه و بودجه.
- بلانچارد، اولیور جین و استنلی فیشر. "درس‌هایی در اقتصاد کلان". مترجمان: ختایی، محمود و تیمور محمدی. ۱۳۷۶. انتشارات سازمان برنامه و بودجه، جلد اول، فصل دوم، صفحه ۹۷.
- بهرامی، جاوید. اصلانی، پروانه. (۱۳۹۰)، "بررسی نوسانات آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی. تابستان ۱۳۹۰.
- بهرامی، جاوید. (۱۳۷۷). "انتخاب نظام ارزی مناسب برای اقتصاد ایران با توجه به شوک‌های نفتی وارد بر آن"، رساله دکتری، دانشگاه تهران.
- خلیلی عراقی، سید منصور و رحمانی، تیمور. (۱۳۸۰)، "بررسی و تحلیل سیکل‌های بازار مسکن". سازمان ملی زمین و مسکن، معاونت برنامه ریزی و مسکن.
- خلیلی عراقی، منصور. سوری، علی. (۱۳۸۷)، "تبیین روابط متقابل متغیرهای بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی"، وزارت مسکن و شهرسازی.
- خیابانی ناصر. (۱۳۸۲)، "عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران" فصلنامه اقتصاد مسکن شماره ۳۴.
- یزدانی بروجنی، فردین. فرهادی پور، محمدرضا. حیدری، یاشار. (۱۳۸۷)، "بررسی نوسانات ادواری بخش مسکن و تاثیرات متقابل بین متغیرهای اقتصاد کلان و بخش مسکن و تاثیر آن بر صنعت ساختمان" مرکز تحقیقات ساختمان و مسکن.
- Anderson, G., (۱۹۹۷). "A reliable computationally efficient algorithm for imposing the saddle point property in dynamic models", Unpublished Manuscript, Board of Governors of the Federal Reserve's System.
- Beatrice Pataracchia, Rafal Raciborski, Marco Ratto, Werner Roeger. (۲۰۱۲). "Endogenous Housing Risk in an Estimated DSGE Model of the Euro Area", European Economic Review, Economic Papers ۵۰۵.
- Binder, M. and Pesaran, H. M., (۱۹۹۵). "Multivariate rational expectations models and macroeconomic modeling: a review and some new results", In M. H. Pesaran and M. Wickens (Eds) Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics. (Basil Blackwell, Oxford).
- Blanchard, O. J, and Kahn, C., (۱۹۸۰). "The solution of linear difference models under rational expectations", *Econometrica* ۴۸, ۱۳۰۵-۱۳۱۱.
- Bugarin, M.N.Sataka & Muinhos.M.Kfoury& Silva, J.R.Costa& Silva Aroujo.M.Gloria.(۲۰۰۵). "The Effect of Adverse Oil Price Shocks On Monetary Policy And Output Using a Dynamic Small Open Economy General Equilibrium Model With Staggered Price For Brazil, Central Bank of Chile, Working Papers N. ۳۴۸.
- Dib, Ali, (۲۰۰۱). "An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities", Bank of Canada, Working Paper ۲۰۰۱-۲۶

- Galí, Jordi, Mark Gertler, and J. D. López-Salido, (۲۰۰۵b). Markups, Gaps, and the Welfare Costs Business Fluctuations., draft version from May ۲۰۰۵of
- Gilchrist and Leahy (۲۰۰۲). "Monetary policy and asset prices", *Journal of Monetary Economics* ۴۹, ۷۵-۹۷.
- Gilchrist, S, and Saito, M, (۲۰۰۶). "Expectations, asset prices, and monetary policy: the role of learning". NBER working paper ۱۲۴۴۲.
- Huang. Haifang. (۲۰۰۸). "Essays in Housing and Macro economy". PHD Thesis. The University of British Colombia
- Iacoviello, Matteo. (۲۰۰۵). "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle", (۲۰۰۵), *American Economic Review*, Vol. ۹۵, No. ۳ (June), pp. ۷۳۹-۷۶۴.
- Iacoviello, Matteo.Neri, Stefano. (۲۰۰۷). "The Role of Housing Collateral in an Estimated Two–Sector Model of the U.S.Economy", Boston College, working paper, N.۴۱۲.
- Ireland, P, (۲۰۰۴). "Money's role in the monetary business cycle", *Journal of Money, Credit, and Banking* ۳۶, ۹۶۹-۹۸۳.
- King, R. G. and Watson, M. W. (۱۹۹۸). "The solution of singular linear difference systems under rational expectations", *International Economic Review*, ۳۹, ۱۰۱۵-۱۰۲۶.
- Klien, P. (۲۰۰۰)."Using Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Epectations Model", *Journal of EconomicDynamics and Control*. N.۲۴, ۱۴۰۵-۱۴۲۳.
- Kydland, F.and Prescott, E.C. (۱۹۸۲)."Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*. N.۵۰, ۱۳۴۵-۱۳۷۰.
- Lucas, R.E, Jr. (۱۹۷۲). "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory* ۴, ۱۰۳-۱۲۴.
- Lucas, R.E, Jr. (۱۹۷۶), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* (Amsterdam, North-Holland).
- Moyen S. and Sahuc, J. G. (۲۰۰۵). "Incorporating labor market frictions into an optimizing-based monetary policy model", *Economic Modeling*, ۲۲, ۱۵۹-۱۸۶.
- Neri Stefano and Matteo M.Iacoviello, (۲۰۰۸) "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model", *Social Science Electronic Publishing*
- Neri Stefano and Matteo M.Iacoviello. (۲۰۰۸) "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model". January ۲۰۰۸. *Social Science Electronic Publishing*.
- Ólafsson. T Thorvardur .(۲۰۰۶)."The New Keynesian Phillips Curve: In Search of Improvements and Adaptation to the Open Economy", *Central Bank of Iceland*, (<http://www.sedlabanki.is>).

- Plosser, C. I. (1998), "Understanding Real Business Cycles", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No 3, 51-77.
- Robert B. Barsky, Christopher L. House and Miles S. Kimball. (2007). "House, Christopher and Kimball, Miles Sticky Price Models and Durable Goods", *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3.
- Rochelle M. Edge, Michael T. Kiley, and Jean-Philippe Laforte. (2008), "The Sources of Fluctuations in Residential Investment: A View from a Policy-Oriented DSGE Model of the U.S. Economy", 12th International Conference on Computing in Economics and Finance, University of Finance, Paris.
- Romer, David. (2006). "Advanced Macroeconomics", McGraw-Hill, 3rd Ed, Chapter 4, page 215.
- Rotemberg, J. and Michael Woodford (1997), An Optimization- Based Econometric Framework for the Evaluation of monetary policy, *NBER Macroeconomics Annual* 12, PP. 297-346.
- Schorfheide, F. (2005). "Learning and monetary policy shifts", *Review of Economic Dynamics* 8, 392-419.
- Sims, A.C. (1996). "Solving linear rational expectations models", Seminar paper, (<http://www.econ.yale.edu>).
- Iacoviello, M. and S. Neri (2010). "Housing market spillovers: Evidence from an estimated dsge model". *American Economic Journal: Macroeconomics* 2.
- In't Veld, J., M. Ratto, and W. Roeger (2011). "The recent boom-bust cycle: The relative contributions of capital flows, credit supply and asset bubbles". *European Economic Review* 55 (1).
- Uhlig, H. (1999). "A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily In *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*", Oxford University Press.

۱. سیستم معادلات تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)ی طراحی شده در مدل

پس از پایا نمودن متغیرها سیستم با استفاده از رابطه زیر متغیرها بر حسب نرخ رشد بهره وری نیروی کار ( $\eta$ ) پایا می‌شوند.

شایان ذکر است که سایر متغیرها از جمله  $l_t, AH_t, A_t$  پایا می‌باشند.

$$\tilde{c}_t = \frac{C_t}{\eta^t}, \tilde{k}h = \frac{KH}{\eta^t}, \tilde{k}\tilde{y} = \frac{KY}{\eta^t}, \tilde{h}_t = \frac{H_t}{\eta^t}, \tilde{y}d_t = \frac{YD_t}{\eta^t}, \tilde{y}h = \frac{YH}{\eta^t}, \tilde{i}h_t = \frac{IH_t}{\eta^t}, \tilde{y}l_t = \frac{LY_t}{\eta^t}$$

سیستم معادلات تعادلی پایا:

$\frac{1}{c_t} q_{h_t} = E_t \beta \frac{b}{\eta^{h_{t+1}}} + E_t \beta \frac{1}{c_{t+1}} (1 - \sigma_h) q_{h_{t+1}}$	$\eta k_{h_t} = (1 - \sigma) k_{h_{t-1}} + i_{h_t}$
$\frac{1}{c_t} w_{h_t} = \gamma_h$	$\eta k_{y_t} = (1 - \sigma) k_{y_{t-1}} + i_{y_{t-1}}$
$\frac{1}{c_t} w_{Y_T} = \gamma_Y$	$y_{d_t} = a_t (l_{y_t})^{(1-\alpha)} (k_{y_t})^\alpha$
$\frac{1}{c_t} = E_t \beta \frac{1}{\eta c_{t+1}} r_{h_{t+1}} + E_t \beta \frac{1}{\eta c_{t+1}} (1 - \sigma)$	$y_h = a_h (l_h)^{(1-\alpha_h - \alpha_y)} (k_h)^{\alpha_h} (y_{d_t})^{\alpha_y}$
$\frac{1}{c_t} = E_t \beta \frac{1}{\eta c_{t+1}} r_{y_{t+1}} + E_t \beta \frac{1}{\eta c_{t+1}} (1 - \sigma)$	$c_t + i_{y_t} + i_{h_t} = y_{d_t} + y_{oil_t}$
$\frac{\alpha_g w_{h_t}}{r_{h_t} k_{h_t}} = (1 - \alpha_h - \alpha_y) \frac{1}{l_{h_t}}$	$h_t = (1 - \sigma_h) h_{t-1} + y_{h_t}$
$\frac{\alpha_y w_{y_t}}{r_{Y_T} k_{y_t}} = (1 - \alpha) \frac{1}{l_{Y_T}}$	$\ln a_t = (1 - \rho_a) \bar{a} + \rho_a \ln(a_{t-1}) + e_{a_t}$
$\frac{1}{c_t} q_{H_T} = E_t \beta \frac{b}{\eta^{h_{t+1}}} + E_t \beta \frac{1}{\eta c_{t+1}} (1 - \sigma_h) q_{h_{t+1}}$	$\ln a_{h_t} = (1 - \rho_{ah}) \bar{a}_h + \rho_{ah} \ln(a_{h_{t-1}}) + e_{ah_t} + e_{a_t} + e_{o_t}$
$\frac{1}{c_t} w_{h_t} = \gamma_h$	$\ln(y_{oil_t}) = (1 - \rho_o) \ln(\bar{y}_{oil}) + \rho_o \ln(y_{oil_{t-1}}) + e_{o_t}$

مقایسه گشتاورهای متغیرهای بخش مسکن، حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

مقدار تعادل پایدار		ضریب همبستگی متغیره با درآمدهای نفتی		میانگین		انحراف معیار		متغیرها
						مقدار مشاهده شده در مدل	مقدار مشاهده شده در مدل	
مقدار مشاهده شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	
۳۶۴۳۲۳	۳۶۴۳۲۳	۰.۱۴۳۲	۰.۰۲۶	۳۵۰۱۱۹	۳۴۳۴۵	۲۸۷۹	۴۳۶۷	ذخیره مسکن <sup>۴۳</sup>
۱۱۲۶	۱۱۲۶	۰.۳۲۲۷	۰.۴۷۸۹	۱۱۲۹	۱۱۴۶	۲۴۵	۲۰۱	سرمایه‌گذاری مسکونی
۵۶۴۷	۵۶۴۷	۰.۲۱۶۳	۰.۸۴۶۶	۵۶۲۷	۵۶۶۳	۲۲۱	۲۵۱	تولید مسکن
۷۵۱	۷۵۱	۰.۱۸۹۱	۰.۸۱۱۷	۷۷۰	۷۵۳	۳۵	۴۱	نیروی کار شاغل در بخش مسکن
۴۰۲۱۶	۴۰۲۱۶	۰.۲۸۹۳	۰.۸۴۶۶	۴۰۱۱۹	۴۰۲۵۸	۱۲۸۹	۶۸۳	موجودی سرمایه در بخش مسکن

<sup>۴۳</sup> موجودی سرمایه در بخش مسکن نیز با استفاده از روش نمایی و بر مبنای داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی شهری که توسط بانک مرکزی گزارش می‌شود، برآورد شده است.