فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و پنجم، زمستان ۱۳۹۵ (۱۳۲-۱۱۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 25, Jan 2017 (113-132)

اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی

اصغر ابوالحسنی[۱]، ایلناز ابراهیمی[۲]، محمدحسین پورکاظمی[۳]، *ابراهیم بهرامی‌نیا[۴]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور
۲. عضو هیئت علمی پژوهشکده پولی و بانکی، تهران
۳. دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران
۴. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۵/۱/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۳۰)

The Effect of Oil Shocks and Monetary Shocks on Production and Inflation in The Housing Sector of The Iranian Economy: New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach

Asghar Abolhasani[1], Ilnaz Ebrahimi[2], Mohammad Hossein Pour Kazemi[3], *Ebrahim Bahrami Nia[4]

1. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, Iran
2. Faculty Member of Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran
3. Associate Professor of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
4. Ph.D. Student in Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, Iran

(Received: 5/April/2016 **Accepted:** 19/June/2016)

چکیده:

قیمت به عنوان اساسی‌ترین متغیر بخش مسکن، وظیفه تخصیص بهینه منابع اقتصادی را بر عهده دارد. آمارها نشان می‌دهد که در طول دوره زمانی مورد بررسی (۹۰-۱۳۷۰) چهار دوره جهش در قیمت مسکن اتفاق افتاده است. این پژوهش با هدف شناسایی نوسانات قیمت و تولید در بخش مسکن در نظر دارد یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی را با در نظر گرفتن بخش مسکن برای اقتصاد ایران طراحی کند تا از طریق آن تأثیر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی را بر نوسانات این بخش شناسایی کند.

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

واژه‌های کلیدی: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تولید و تورم، بخش مسکن و غیرمسکن.
طبقه‌بندی JEL: E27، E32، R31.

Abstract:

Prices as the most fundamental variable in the housing sector have the task of optimizing the allocation of economic resources. Statistics show that during the period under the study (1991-2011), housing sector in Iran has experienced four jumps in prices. In this paper, we build a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model to study the fluctuations in prices and output of housing sector and identify the effects of monetary and oil price shocks on this fluctuations.

The impulse response functions show that higher money growth rate temporary increases output and inflation in the both housing and nonhousing sectors. In addition, due to the higher elasticity of supply in the nonhousing sector, the effects of monetary shock on production in this sector are more than the housing sector. Higher oil revenues through increased liquidity and then increasing demand of private sector causes higher inflation in the economy. The results show that a shock in oil revenue temporary increases production and inflation in the housing and nonhousing sector simultanously. The difference is that the inflationary effect of this shock is higher than its effect on the production.

Altogether, the comparison of the moments of the model and its impulse response functions with that of real world shows that our model can well illustrate the cyclical fluctuations of most important variables in the housing and nonhousing sectors.

Keywords: Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, Production and Inflation, Housing and Nonhousing Sector.
JEL: E27, E32, R31.

* **نویسنده مسئول:** ابراهیم بهرامی‌نیا
E-mail: e_bahraminia@yahoo.com

*Corresponding Author: Ebrahim Bahrami Nia

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

بخش مسکن پرتحرک‌ترین و پویاترین بخش اقتصاد ایران در چند دهه اخیر بوده است. در دهه گذشته به طور متوسط ۲۰ درصد از کل سرمایه‌گذاری و ۳۰ درصد از کل نقدینگی کشور به بخش مسکن اختصاص یافته است (عسگری و چگینی، ۱۳۸۶: ۲۶). بررسی‌ها نشان می‌دهد که فعالیت ۱۲۰ رشته در ارتباط با بخش مسکن است. در نتیجه نه تنها کیفیت، عرضه منظم و استاندارد فنی سایر صنایع بر روی مسکن اثر قطعی می‌گذارد، بلکه فعالیت‌های ساختمانی نیز اثر متقابلی بر رشد سایر بخش‌های اقتصادی می‌گذارد (حیدری و سوری، ۱۳۸۹: ۶۵). به عبارتی نوسانات بخش مسکن در عین حال که از چرخه‌های اقتصاد کلان متأثر می‌شود، بر آنها نیز تأثیر گذارده و دوره‌های رکود و رونق را تشدید می‌کند. نوسانات شاخص قیمت مسکن در کشورهای پیشرفته در دهه‌های اخیر باعث ناپایداری بخش مالی (میشکین، ۱۹۹۵: ۴)[1] و حتی رکود اقتصادی شده است، به طوری که سرآغاز رکود اقتصادی اخیر را نیز به این بخش نسبت می‌دهند (تیلور، ۲۰۱۰: ۱۶۹)[2]. لیمر (۲۰۰۷: ۱۵۵)[3] علت هشت رکود از ده رکود پس از جنگ جهانی دوم در آمریکا را ناشی از تحولات بازار مسکن و کالاهای بادوام معرفی می‌کند. نتیجه پژوهش دمری (۲۰۱۰: ۴)[4] در کشورهای OECD نشان می‌دهد که اثرگذاری بازار مسکن بر متغیرهای کلان اقتصادی بیشتر از اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار مسکن است. مطالعات تجربی زیادی نیز اثر محرکه قیمت مسکن بر مخارج مصرفی خانوارها را تأیید کرده‌اند (آیکوویلو و نری[5] (۲۰۱۰: ۱۳۳) و آیکوویلو (۲۰۰۴: ۳۱۰))[6]. استاک و واتسون (۲۰۰۳: ۸۲۲)[7] هم نشان دادند که قیمت مسکن هدایت‌کننده فعالیت‌ها در بخش واقعی اقتصاد است. در رویکرد اقتصادی خرد اهمیت بخش مسکن در سهم بزرگ آن در سبد هزینه خانوار است، به طوری که در طول دوره مورد بررسی بین ۳۰ تا ۴۰ درصد هزینه‌های خانوارهای شهری به هزینه مسکن اختصاص یافته است.

واقعیت‌های گفته شده بیان می‌دارد مسکن به عنوان یکی از اساسی‌ترین نیازهای انسان و بخش مسکن به عنوان یکی از بخش‌های مهم در حیات اقتصادی کشور، نیازمند برنامه‌ریزی گسترده و توجه سیاست‌گذاران پولی و مالی می‌باشد. قیمت به عنوان اساسی‌ترین متغیر بخش مسکن که وظیفه تخصیص منابع اقتصادی را دارد، در صورتی هدایتگر خوبی است که گرفتار انحراف نشود. این انحرافات ممکن است به دلیل بیماری اقتصاد یا به دلیل اجرای سیاست‌های اقتصادی به وجود آید و یکی از مشکلات اساسی حال حاضر بخش مسکن در اقتصاد ایران نوسانات قیمتی است. هدف اصلی این مطالعه نیز شناسایی تأثیر شوک‌های پولی و شوک‌های نفتی بر نوسانات قیمت مسکن است.

آمارها نشان می‌دهد که در طول دوره زمانی مورد بررسی چهار دوره جهش در قیمت مسکن اتفاق افتاده است. جهش اول قیمت 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 شد. به همین صورت در سال‌های ۷۱ تا ۷۳، ۷۶ تا ۷۸، ۸۲ تا ۸۵ رکود بر معاملات بازار مسکن حاکم بوده است. سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ طولانی‌ترین دوره رونق تولید مسکن در دو دهه اخیر بوده است. بر این اساس روند تغییرات قیمت مسکن در اقتصاد ایران را می‌توان به صورت الگویی تحلیل کرد که در این الگو قیمت مسکن در یک دوره سه الی چهار ساله از ثبات نسبی برخوردار می‌شود و تا حدودی عرضه بر تقاضا تفوق می‌یابد و بر بازار معاملات و سرمایه‌گذاری حاکم می‌شود. بعد از طی این دوره تقاضای توده‌وار و غیرطبیعی، وارد بخش می‌شود. چون عرضه مسکن در کوتاه‌مدت نمی‌تواند پاسخگوی این تقاضا باشد، قیمت مسکن به صورت جهش‌وار افزایش می‌یابد تا در آن قیمت مازاد تقاضا بر عرضه از بین برود. به دنبال آن افزایش دفعی در تولید و سرمایه‌گذاری اتفاق می‌افتد. این حالت همزمان با فروکش کردن تقاضا و ثبات قیمت‌ها به علت چسبندگی آن به سمت پایین است. این وضعیت ادامه می‌یابد تا سیکل دیگر در دوره زمانی بعد یعنی حدود سه الی چهار سال دیگر اتفاق بیفتد.

این پژوهش با هدف شناسایی نوسانات قیمت مسکن در نظر دارد یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی را با در نظر گرفتن بخش مسکن برای اقتصاد ایران طراحی کند تا از طریق آن تأثیر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی را بر نوسانات بخش مسکن شناسایی کند. در این راستا در ادامه

1. Mishkin (1995)
2. Taylor (2010)
3. Leamer (2007)
4. Demary (2010)
5. Iacoviello & Neri (2010)
6. Iacoviello (2004)
7. Stock & Watson (2003)

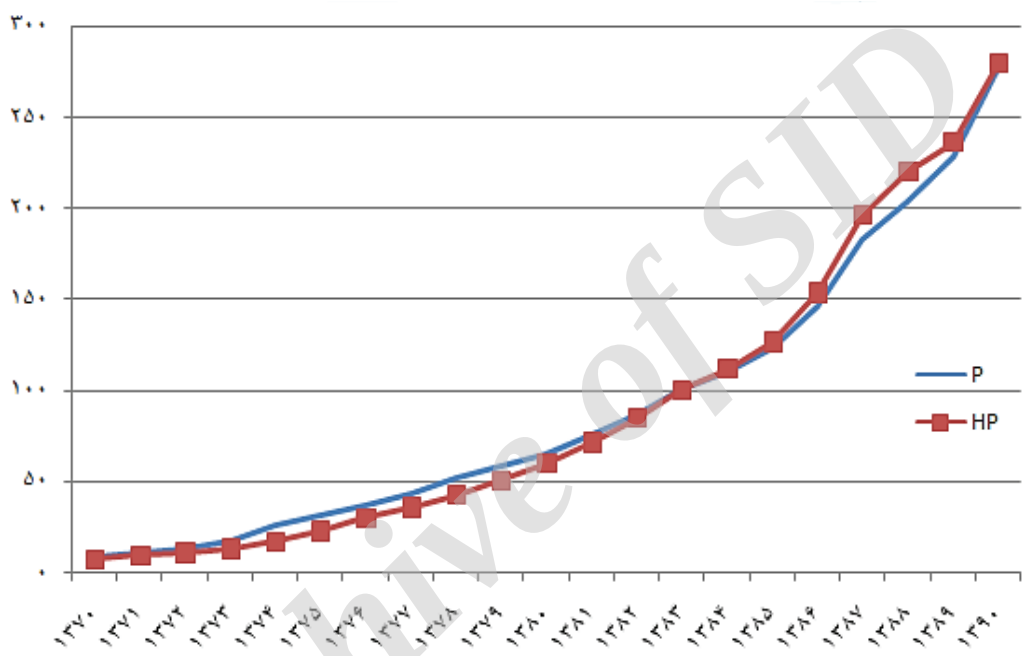
Archive of SID

www.SID.ir

مقاله در ابتدا به مبانی نظری ارتباط سیاست‌های پولی و قیمت مسکن می‌پردازیم، سپس با معرفی چارچوب کلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، مدل مناسب برای اقتصاد ایران طراحی می‌شود. در نهایت نیز به ارزیابی مدل و تحلیل نتایج می‌پردازیم.

۲- سیاست‌های پولی و قیمت مسکن

سیاست پولی به سیاست‌هایی گفته می‌شود که توسط بانک مرکزی با استفاده از ابزارهای کنترل کمّی مانند نرخ تنزیل مجدد، عملیات بازار باز و ذخایر قانونی و همچنین ابزارهای کنترل کیفی مانند سهمیه‌بندی و تخصیص اعتبارات بین بخش‌های اقتصادی برای کنترل نقدینگی اعمال می‌شود (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۳). مقام پولی تلاش می‌کند از طریق تغییر و کنترل حجم پول و تغییر در سطح و ساختار نرخ بهره و یا سایر شرایط اعطای اعتبار و تسهیلات مالی به اهداف اقتصادی مورد نظر خود برسد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۷: ۵۱).



شکل ۱. روند تغییرات قیمت در بخش مسکن و غیرمسکن

اسمال و دی جیگر (۲۰۰۱: ۵)[1] سه کانال را که از طریق آن سیاست‌های پولی بر تقاضای کل اثر می‌گذارد، معرفی کردند: کانال نرخ بهره[2]، کانال قیمت دارایی[3] و کانال اعتبار[4]. میشکین (۲۰۰۴: ۳۹۳) نیز بیان می‌کند نرخ بهره، نرخ ارز، ثروت، کانال ترازنامه و وام دهی بانک‌ها ساز و کارهای انتقال اثرات سیاست‌های پولی به بخش‌های مختلف اقتصادی‌اند. اقتصاددانان مکتب کینز معتقدند که نرخ بهره نقش اساسی در انتقال سیاست پولی ایفا می‌کند. این انتقال از سه طریق مخارج سرمایه‌گذاری، مخارج مصرفی کالاهای با دوام و حساب سرمایه امکان‌پذیر است. پرداخت‌های بهره بخش عمده‌ای از هزینه خرید مسکن را تشکیل می‌دهد، لذا تقاضای مسکن و در نتیجه قیمت آن با نرخ بهره رابطه معکوس دارد. همچنین مبلغی که یک شخص قادر و مایل است برای مسکن هزینه کند، به طور مستقیم با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دارد (البورن، ۲۰۰۸: ۶۹)[5]، و از آنجا که خانوارها به وسیله درآمد جاری‌شان نسبت به آنچه که می‌توانند قرض کنند محدودند، نرخ بهره جاری از عوامل تعیین کننده تقاضا برای مسکن و در نتیجه قیمت مسکن است. بر این اساس تقاضای مسکن با نرخ بهره ارتباط منفی دارد، زیرا اولاً هزینه بهره بخش عمده‌ای از هزینه خرید مسکن را تشکیل می‌دهد؛ ثانیاً مبلغی که یک

1. Smal & De Jager (2001)
2. Interest Rate Channel
3. Asset Price Channel
4. Credit Channel

5. Elbourne (2008)

Archive of SID

www.SID.ir

شخص قادر است برای مسکن هزینه کند به طور مستقیم با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دارد.

قلی‌زاده و کمیاب اثر سیاست پولی را بر حباب قیمت مسکن در ۱۸ کشور از جمله ایران بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن در ایران را به خود اختصاص داده است (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹: ۲۰۷).

در خصوص نوسانات قیمت مسکن نیز قلی‌زاده و کمیاب نشان دادند که سیاست پولی، سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن را در ایران به خود اختصاص داده است (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۷: ۷۳؛ ۱۳۸۹: ۱۳۲). فرزین‌وش و محسنی زنوزی نیز نشان دادند که شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی‌دار و پایداری بر قیمت مسکن دارد (فرزین‌وش و محسنی زنوزی، ۱۳۸۸: ۳۰). بهشتی و محسنی زنوزی نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی در اقتصاد ایران (۸۵-۱۳۶۷) را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک سیاست پولی از طریق شوک منفی نقدینگی اثر معنی‌دار و پایداری بر قیمت مسکن دارد (بهشتی و محسنی زنوزی، ۱۳۸۹: ۱۸۷).

بررسی انجام شده توسط شریفی رنانی و همکاران نیز مؤید این است که شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، به عنوان ابزار سیاست پولی، در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت مسکن دارد (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۸۸: ۲۷). شهبازی و کلانتری نیز در بررسی اثر شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن نشان دادند که با افزایش عرضه پول، تقاضای مسکن افزایش می‌یابد. همچنین از بین متغیرهای سیاست پولی و مالی، عرضه پول و مخارج دولت بیشترین سهم را در نوسانات شاخص قیمت مسکن دارند (شهبازی و کلانتری، ۱۳۹۱: ۱۰۱). قلی‌زاده و بختیاری پور در بررسی اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران به این نتایج دست یافت که رابطه مثبت و معنی‌داری بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت وجود دارد. همچنین مؤثرترین سیاست جهت فایق آمدن بر رکود بخش مسکن توسعه تسهیلات اعتباری می‌باشد (قلی‌زاده و بختیاری‌پور ۱۳۹۱: ۱۷۵).

۳- مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی

طی چهار دهه اخیر شاهد تغییرات اساسی در مدل‌سازی اقتصاد کلان بوده‌ایم. نقطه شروع این تغییرات مورد انتقاد قرار گرفتن مدل‌های کمّی سنتی اقتصاد کلان کینزی در دهه ۱۹۷۰ بود، که هم از جنبه نظری و هم از جنبه تئوری این مدل‌ها مورد انتقاد واقع شدند (برای مثال لوکاس ۱۹۷۶، سیمز ۱۹۸۰ و سارجنت ۱۹۸۶)[1]. لوکاس (۱۹۷۶) با استفاده از فرضیه انتظارات عقلایی نشان داد که روش ارزیابی سیاست‌های دولت و همچنین، پیش‌بینی آنها با مدل‌های اقتصادسنجی رایج روشی صحیح نیست. نقد لوکاس در زبان اقتصادسنجی به این معناست که ضرایب برآورد شده مدل ثابت نبوده، بلکه خود تابعی از پارامترهای سیاستی هستند و در نتیجه، با تغییر سیاست‌ها در آینده تغییر خواهند کرد (مشیری، ۱۳۸۱: ۳۱). در پاسخ به این انتقادات نسل اول مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی شکل گرفت. توسعه این مدل‌ها با تحلیل مناسبی از سیکل‌های تجاری حقیقی توسط کارهای کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲)[2] و لانگ و پلوسر (۱۹۸۳)[3] آغاز شد. این مدل‌ها در شکل اولیه به عنوان ابزاری برای تحلیل کلان اقتصادی توسط مکتب تجاری حقیقی[4] به کار گرفته شدند. در این مدل‌ها با توجه به فرض خنثی بودن پول در اقتصاد، رفتار مقام پولی و لذا سیاست پولی تبیین نمی‌شد، و پویایی‌های اقتصاد صرفاً در قالب عکس‌العمل متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های واقعی مورد بررسی قرار می‌گرفت؛ و تأثیر شوک‌های حقیقی بر نوسان‌های متغیرهای اقتصادی را در فضای بازار رقابتی بررسی می‌کردند. تأکید 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 تأیید نمی‌کرد؛ منکیو در این زمینه بیان می‌کند که شواهد کافی برای نوسانات زیاد تکنولوژی که عنصری ضروری برای توضیح نوسانات در مدل‌های RBC است وجود ندارد (منکیو، ۱۹۸۹: ۷۹). کریستیانو و همکاران[5] (۱۹۹۹) نیز با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی نشان دادند که سیاست‌های پولی حداقل در کوتاه‌مدت می‌تواند تولید و اشتغال را متأثر کند. این

1. Lucas (1976), Sims (1980) & Sargent (1986)
2. Kydland & Prescott (1982)
3. Long & Plosser (1983)
4. Real Business Cycles (RBC)
5. Christiano et al. (1999)

Archive of SID

www.SID.ir

ناسازگاری‌ها مقدمه‌ای برای بازنگری و تعدیل مفروضات این مدل‌ها شد (کریستیانو و همکاران، ۱۹۹۹: ۳۳).

در اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی فروض اقتصاد کینزی با متدولوژی ادوار تجاری حقیقی ترکیب شده و از این اختلاط چارچوب تئوریک جدیدی به نام سنتز نئوکلاسیک جدید (گوود فرند و کینگ، ۱۹۹۷)[1] یا مدل‌های نیوکینزی (کلاریدا و همکاران، ۱۹۹۹)[2] پدیدار شد. مهم‌ترین مشخصه این مدل‌ها این بود که قیمت‌های چسبنده و رقابت انحصاری را در چارچوب مدل‌های RBC وارد کرد. با وارد کردن عناصر رقابت انحصاری و چسبندگی اسمی در این مدل‌ها، چارچوب مناسبی جهت تحلیل سیاست‌های پولی به وجود آمد. مدل‌های نیوکینزی تأثیر شوک‌های حقیقی و اسمی را در شرایط رقابت انحصاری بر متغیرهای اقتصاد تحلیل و بررسی می‌کنند. به علت وجود عدم انعطاف‌پذیری‌های اسمی، تغییر نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت اسمی، چه توسط بانک مرکزی یا توسط تغییر در عرضه پول، با تغییرات یک به یک در تورم مورد انتظار تطبیق نمی‌یابند، بنابراین منجر به نوساناتی در نرخ‌های بهره واقعی می‌شوند. 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 (گالی، ۲۰۰۸: ۵)[3].

در مجموع ملاحظه می‌شود که مدل‌های DSGE مدل‌های کارآمدی هستند که یک چارچوب منسجم برای تجزیه و تحلیل سیاست‌ها فراهم می‌کنند و قادر هستند عوامل ایجادکننده نوسانات اقتصادی را شناسایی کرده و به سؤالات مربوط به تغییرات ساختاری پاسخ دهند و اثرات تغییر سیاست‌ها را پیش‌بینی کنند (تووار، ۲۰۰۹: ۱)[4]. این مدل‌ها (۱) دارای چارچوب انعطاف‌پذیری هستند که می‌توانند مکانیسم‌های اقتصادی مورد نیاز را در تحلیل‌های اقتصادی مشارکت دهند، (۲) برخلاف مدل‌های سنتی اقتصاد کلان از فقدان پایه‌های خرد اقتصادی رنج نمی‌برند؛ (۳) امکان بررسی شوک‌های مختلف را فراهم می‌آورند؛ (۴) به لحاظ تئوریکی برای لحاظ کردن پویایی اقتصادی به خوبی تصریح شده‌اند، به نحوی که درباره تأثیر شوک‌های پویای مختلف پیش‌بینی‌های متفاوتی را انجام می‌دهند (فانک و پاتز، ۲۰۱۳: ۶۲)[5].

٤- مطالعات پیشین

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی نوسانات اقتصادی را در چارچوبی که رفتار کارگزاران اقتصادی جامعه مورد بررسی تبیین شده است را تحلیل می‌کنند. از این رو بیان تابع رفتاری این کارگزاران عنصر کلیدی تحلیل صحیح نوسانات در این چارچوب است. لذا به منظور شناخت عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج را در ادامه بررسی می‌کنیم.

٤-١- مطالعات داخلی

بهرامی و اصلانی در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی به بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در اقتصاد ایران (۸۶/۴–۱۳۷۰/۱) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک درآمدهای نفتی بر انواع سرمایه‌گذاری‌ها در بخش مسکن و غیرمسکن مؤید بروز بیماری هلندی در دوره مورد بررسی در کشور است. سرمایه‌گذاری مسکونی به واسطه شوک مثبت درآمدهای نفتی، افزایش آنی یافته سپس کاهش می‌یابد و با گذشت زمان کمابیش بعد از دو فصل به پایین‌ترین حد می‌رسد. روند رفتاری سرمایه‌گذاری در تولید دیگر کالاها و خدمات، پس از بروز شوک مثبت نفتی به طور کامل عکس رفتار سرمایه‌گذاری مسکونی است (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰: ۷۸-۷۷).

٤-٢- مطالعات خارجی

آیکوویلو و نری[6] با هدف بررسی عوامل و پیامدهای نوسانات قیمت مسکن در اقتصاد امریکا یک مدل DSGE را با حضور بخش مسکن (۲۰۰۶/۴–۱۹۶۵/۱) طراحی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری مسکونی هم جهت با سیکل‌های تجاری حرکت می‌کند. یک چهارم از نوسانات سیکلی قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری آن با استفاده از شوک‌های تقاضا و تکنولوژی توضیح داده می‌شود. شوک منفی سیاست پولی باعث کاهش قیمت مسکن می‌شود

1. Goodfriend & King (1997)
2. Clarida et al. (1999)
4. Gali (2008)
5. Tovar (2009)
6. Funke & Paetz (2013)
7. Iacoviello & Neri (2010)

Archive of SID

www.SID.ir

و تقریباً تا ۶ فصل به طور معنی‌داری پایین می‌ماند. شوک مثبت تکنولوژی در بخش مسکن منجر به افزایش شدید ساعات کار در این بخش شده و قیمت واقعی مسکن را کاهش می‌دهد (آیکوویلو و نری، ۲۰۱۰: ۱۲۵).

فانک و پاتز با هدف توضیح سیکل‌های تجاری یک مدل DSGE نیوکینزی را با حضور بخش مسکن برای اقتصاد هنگ‌کنگ (۲۰۱۰/۲-۱۹۸۵/۱) طراحی کردند. نتایج نشان می‌دهد که شوک ترجیحات مسکن، عامل اصلی نوسانات مخارج مصرفی است به طوری که ۸۴ درصد ناپایداری در مخارج مصرفی با استفاده از این شوک توضیح داده می‌شود. همچنین نوسانات نرخ نهایی جانشینی بین مسکن و کالاهای غیر از مسکن، مهم‌ترین عامل تعیین کننده قیمت دارایی‌هاست (فانک و پاتز، ۲۰۱۳: ۷۵-۷۴).

گریس و مایر[1] به بررسی نوسانات قیمت مسکن در اقتصاد ایرلند (۲۰۰۸/۲-۱۹۹۷/۱) در چارچوب یک مدل DSGE نیوکینزی پرداختند. در این مدل دو کشور شامل ایرلند و سایر کشورهای حوزه یورو (به عنوان کشور دوم) انتخاب شده‌اند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که شوک تقاضای مسکن و شوک تکنولوژی در بخش مسکن، عامل اصلی نوسانات قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری مسکونی بوده است (گریس و مایر، ۲۰۱۳: ۹۱۹).

کالزا و همکاران[2] به بررسی رابطه تأمین مالی مسکن و اثر بخشی سیاست‌های پولی در اقتصاد کشورهای منطقه یورو با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی نیوکینزی (۲۰۰۸/۴-۱۹۸۰/۱) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که عکس‌العمل مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک‌های سیاست پولی در اقتصادهای با بازار رهن انعطاف‌پذیر و توسعه یافته بیشتر است و این عکس‌العمل به دو پارامتر در بازار مسکن یعنی نرخ پیش پرداخت و ساختار نرخ بهره وام مسکن[3] بستگی دارد؛ به نحوی که این حساسیت در نرخ پیش‌پرداخت پایین، افزایش می‌یابد و نیز با ساختار نرخ بهره وام متغیر، افزایش می‌یابد (کالزا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۰۱).

بائو و همکاران[4] یک مدل DSGE با حضور بخش مسکن برای اقتصاد استرالیا (۲۰۰۸/۳-۱۹۹۳/۳) طراحی کردند. نتایج نشان می‌دهد که 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 خانوارها، کاهش مصرف و تولید و کاهش سطح قیمت‌ها و نرخ تورم می‌شود (بائو و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۰-۱۹).

دراک و نوتارپیترو[5] به تحلیل حساسیت بازار مسکن نسبت به سیاست‌های پولی در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای آمریکا و منطقه یورو (۲۰۰۵/۴-۱۹۸۱/۱) پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شوک‌های ساختاری مربوط به مسکن دارای آثار خارجی معناداری در مصرف غیرمسکونی دارد (دراک و نوتارپیترو، ۲۰۰۸: ۳۵).

۵- ارائه مدل

پس از آشنایی با جایگاه بخش مسکن در اقتصاد ایران و همچنین شناخت مدل‌های DSGE در این قسمت برآنیم تا با استفاده از این اطلاعات و سایر ویژگی‌های اقتصاد ایران مدلی را طراحی کنیم تا بر اساس آن نوسانات قیمت در بخش مسکن را تبیین کنیم. به این منظور در ادامه با مدل‌سازی رفتار کارگزاران اقتصادی در بخش‌های مختلف، مدل مورد نظر ارائه شده و با بهینه‌یابی رفتار این کارگزاران، توابع رفتاری هر کدام را به دست می‌آوریم.

مدل ارائه شده در این مقاله بر اساس مطالعه آیکوویلو و نری (۲۰۱۰)[6] 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 غیرمسکن، زنجیره‌ای از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در دو بخش مسکن و غیرمسکن و کارگزار دولت- مقام پولی می‌باشد. اقتصاد کشور مورد بررسی، ایران، بسته فرض شده است.

۵-۱- خانوار

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.

1. Gareis & Mayer (2013)
2. Calza et al. (2013)
3. Downpayment Rate and The Interest-Rate Mortgage Structure.
4. Bao et al. (2009)
5. Darracq & Notarpietro (2008)
6. Iacoviello & Neri (2010)

Archive of SID

www.SID.ir

مطابق ادبیات استاندارد مدل‌های DSGE (آیکوویلو (۲۰۰۴)، آیکوویلو و نری، (۲۰۱۰)، کالزا و همکاران (۲۰۱۳)، گریس و مایر (۲۰۱۳)، کنان و همکاران (۲۰۱۲)[1] مطلوبیت انتظاری خانوار با مصرف کالاها و خدمات مصرفی غیرمسکن (c_t)، استفاده از خدمات مسکن (h_t) و مانده حقیقی پول ($\frac{M_t}{P_t}$) رابطه مستقیم و با مقدار ساعات عرضه شده نیروی کار (l_t)، رابطه عکس دارد:

$$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(c_t, h_t, l_t, \frac{M_t}{P_t}) \qquad (۱)$$

با تصریح شکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش فعلی انتظاری مطلوبیت‌هایی که این خانوار در طول حیات خود کسب می‌کند، به‌دست می‌آید. به تبعیت از متوسلی و ابراهیمی (۱۳۸۹)، فخرحسینی (۱۳۹۰) و کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)، شکل تبعی تابع مطلوبیت به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\begin{array}{l}\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}-\xi\frac{1}{1+\eta}l_t^{1+\eta}+\\ \frac{\varphi}{1-\rho}(\frac{M_t}{P_{nh,t}})^{1-\rho}+\chi\ j\ \ln h_t\end{array}\right] \qquad (۲)$$

که β عامل تنزیل ذهنی خانوار نوعی، σ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، η عکس کشش عرضه نیروی کار فریش[2]، ξ ضریب فراغت در تابع مطلوبیت، ρ عکس کشش تقاضای مانده‌های حقیقی پول و χ ضریب مسکن در تابع مطلوبیت می‌باشد.

مطابق با اصول بهینه‌سازی، خانوار نماینده به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت انتظاری با توجه به قید بودجه است. لذا خانوار برای حداکثر نمودن مطلوبیت خود با قید بودجه زیر مواجه است:

$$\begin{array}{l}c_t(i)+p_{h,t}(h_t(i)-(1-\delta')h_{t-1}(i))+\\ (\mathrm{k}_t(i)-(1-\delta)\mathrm{k}_{t-1}(i))+m_t(i)\le w_t l_t(i)+\\ r_t k_{t-1}(i)+\frac{m_{t-1}}{\pi_t}(i)+t_t(i)+div_{nh,t}+div_{h,t}\end{array} \qquad (۳)$$

سمت چپ نامساوی (۳) مخارج حقیقی خانوار i ام را نشان می‌دهد؛ که شامل مخارج مصرفی غیرمسکن، مخارج خانوار در بخش مسکن، سرمایه‌گذاری خانوارها و تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول می‌باشد. سمت راست این نامساوی منابع حقیقی خانوار را نشان می‌دهد، که شامل دستمزد حقیقی خانوار بابت عرضه نیروی کار، اجاره حقیقی که خانوارها بابت اجاره سرمایه از بنگاه‌های بخش غیر مسکن و بخش مسکن دریافت می‌کنند، مانده‌های حقیقی پول از دوره قبل، خالص پرداخت‌های انتقالی دولت و سود حقیقی است که بنگاه‌ها از بخش غیرمسکن و بخش مسکن دریافت می‌کنند. هدف خانوار حداکثر نمودن تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه می‌باشد. به این منظور معادله لاگرانژین را تشکیل داده و شرایط مرتبه اول حداکثرسازی مطلوبیت را به‌دست می‌آوریم. نتایج حاصل از بهینه سازی رفتار خانوار در قسمت تعادل مدل رقابت انحصاری روابط (۳۲) تا (۳۶) ارائه شده است.

۵-۲- تولیدکنندگان

بنگاه‌های تولیدی شامل بنگاه‌های تولید مسکن و بنگاه‌های تولید کالاها و خدمات غیرمسکن می‌باشند. این بنگاه‌ها در هر بخش شامل بنگاه‌های تولید کالاهای نهایی و بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای می‌باشند. مفروض است که تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در هر دو بخش در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. در این بازار زنجیره‌ای از تولیدکنندگان وجود دارند 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. در ادامه توابع رفتاری هر کدام از این بنگاه‌ها ارائه می‌گردد.

۵-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی مصرفی غیرمسکن

فرض می‌کنیم بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که در هر دوره $t=0,1,2,...$، 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 غیرمسکن، $y_{nh,t}$، را تولید می‌کند. کالاهای واسطه‌ای خریداری شده، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده که تولیدکننده کالای نهایی آنها را بر اساس یک جمعگر

1. Kannan et al. (2013)
2. Frisch Elasticity of Labor Supply

Archive of SID

www.SID.ir

دیکسیت- استیگلیتز که به شکل زیر تعریف می‌شود، ترکیب می‌کند:

$$y_{nh,t}=[\int_0^1 y_{nh,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}}di]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۴)$$

که $\theta \succ 1$ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، $y_{nh,t}(i)$ را طوری انتخاب می‌کند که سود خود را حداکثر کند. یعنی سعی می‌کند:

$$P_{nh,t}[\int_0^1 y_{nh,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}}di]^{\frac{\theta}{\theta-1}}- \int_0^1 p_{nh,t}(i)y_{nh,t}(i)di=0 \quad (۵)$$

را برای تمام زمان‌های $t=0,1,2,...$ حداکثر کند. شرط مرتبه اول این مسئله بیشینه‌سازی تابع تقاضا برای کالای واسطه‌ای i ام را نتیجه می‌دهد:

$$y_{nh,t}(i)=(\frac{p_{nh,t}(i)}{p_{nh,t}})^{-\theta}y_{nh,t} \quad (۶)$$

از آنجا که طبق مفروضات در نظر گرفته شده بنگاه تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی در فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند، بنابراین سود ناشی از فعالیت این بنگاه در تعادل صفر خواهد بود. این شرط باعث می‌شود که شاخص قیمت کالاها و خدمات غیرمسکن به صورت زیر حاصل شود:

$$p_{nh,t}=[\int_0^1 p_{nh,t}(i)^{1-\theta}di]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۷)$$

۵-۲-۲- بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و خدمات واسطه‌ای غیرمسکن

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

$$y_{nh,t}(i)=A_{nh,t}l_{nh,t}(i)^{\alpha_1}.k_{nh,t}(i)^{1-\alpha_1} \quad (۸)$$

در رابطه فوق $0\le\alpha\le1$ کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، $k_{nh,t}$ و $l_{nh,t}$ موجودی سرمایه و نیروی کار در بخش غیرمسکن و $A_{nh,t}$ ضریب تکنولوژی را نشان می‌دهد. تکنولوژی از یک فرایند AR(1) تبعیت می‌کند:

$$A_{nh,t}=\rho_{nh,A}A_{nh,t-1}+(1-\rho_{nh,A})\bar{A}_c+\varepsilon_{A_{nh},t} \quad (۹)$$

$$\varepsilon_{A_{nh},t}\approx N(0,\sigma^2_{A_{nh}})$$

انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌های تولید برای بنگاه‌ها از طریق حداقل‌سازی هزینه کل مقید به تولید بر اساس سطح تکنولوژی موجود، صورت می‌گیرد. پس از تشکیل معادله لاگرانژین، با استفاده از شرایط مرتبه اول بهینه‌سازی، توابع تقاضا برای هر یک از نهاده‌های تولید در بخش غیرمسکن حاصل می‌شود، که نتایج در قسمت تعادل مدل رقابت انحصاری روابط (۳۷) تا (۳۹) ارائه شده است.

معادله انباشت سرمایه که در بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و خدمات به کار می‌رود، به صورت زیر است:

$$k_{nh,t+1}=(1-\delta)k_{nh,t}+i_{nh,t} \quad (۱۰)$$

۵-۲-۳- 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 نشده، بلکه در مقابل، امکان آن هست که به تغییر در محصول یا اشتغال منتهی گردد. در نتیجه بازارها شفاف نشده و چسبندگی قیمت‌ها به‌عنوان یک مانع مشاهده خواهد شد. انعطاف‌ناپذیری در قیمت‌های اسمی با استفاده از روش‌های مختلفی نشان داده می‌شود. در روش تیلور (۱۹۷۹) فرض می‌شود که بنگاه بلافاصله پس از وقوع شوک بهینه‌یابی نکرده و هر T دوره یک بار اقدام به قیمت‌گذاری محصول خود از طریق بهینه‌یابی می‌کند و قیمت‌ها به صورت متناوب تنظیم می‌شود. در روش کالوو (۱۹۸۳)[1] در هر دوره، a درصد از بنگاه‌ها قیمت خود را به صورت بهینه تعدیل می‌کنند و بقیه بنگاه‌ها تغییری در قیمت نمی‌دهند. در روش روتمبرگ (۱۹۸۲)[2] که به روش هزینه‌های منو (هزینه‌های کوادراتیک تعدیل قیمت) معروف است، تعدیل قیمت در هر دوره مستلزم تقبل هزینه‌ای است که به صورت تابعی از مقدار تولید نشان داده می‌شود. داتسی، کینگ و ولمن (۱۹۹۷ و ۱۹۹۹) روش

1. Calvo (1983)
2. Rotemberg (1982)

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت‌گذاری وابسته به وضعیت را معرفی کردند که بر اساس آن تغییرات قیمت تنها پس از وقوع یک وضعیت خاص در اقتصاد یا همراه با آن اتفاق می‌افتد.

در این مطالعه چسبندگی قیمت را از طریق هزینه تعدیل قیمت (روش روتمبرگ) وارد می‌کنیم. با این فرض که بنگاه iام به منظور تعدیل قیمت محصول خود با هزینه تعدیل به فرم زیر مواجه است:

$$AC_{nh,t}(i)=\frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{p_{nh,t}(i)}{\bar{\pi}_{nh}p_{nh,t-1}(i)}-1\right)^2 y_t \qquad (۱۱)$$

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

$$Max\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\lambda_t\left(\frac{D_{nh,t}(i)}{P_{nh,t}}\right) \qquad (۱۲)$$

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

$$\frac{\mathrm{D_{nh,t}}(i)}{P_{nh,t}}=\begin{pmatrix}P_{nh,t}(i)y_{nh,t}(i)-\\P_{nh,t}r_tk_{nh,t}(i)-\\P_{nh,t}w_tl_{nh,t}(i)-\\P_{nh,t}AC_{nh,t}(i)\end{pmatrix}\Big/P_{nh,t} \qquad (۱۳)$$

مقدار $AC_{nh,t}(i)$ و $y_{nh,t}(i)$ را از رابطه (۱۲) و (۹) جای‌گذاری می‌کنیم. بنگاه جریان نقدی تنزیل شده فوق را مشروط به میزان تقاضا برای محصول تولیدی متمایز بنگاه و قید تکنولوژی تولید بنگاه حداکثر می‌کند. با لحاظ این تغییرات و ساده کردن رابطه (۱۴) معادله لاگرانژین به منظور بهینه‌یابی قیمت به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\Gamma=Max\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\lambda_t\left(\begin{array}{l}(\frac{p_{nh,t}(i)}{p_{nh,t}})^{1-\theta}y_{nh,t}-\\r_tk_{nh,t}(i)-w_tl_{nh,t}(i)-\\\frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{p_{nh,t}(i)}{\bar{\pi}p_{nh,t-1}(i)}-1\right)^2y_{nh,t}\end{array}\right)-$$

$$-\mu_t\beta^t\left[\begin{array}{l}(\frac{p_{nh,t}(i)}{p_{nh,t}})^{-\theta}y_{nh,t}-\\A_{nh,t}l_{nh,t}(i)^{\alpha}.k_{nh,t}(i)^{1-\alpha}\end{array}\right] \qquad (۱۴)$$

شرط مرتبه اول انتخاب قیمت بهینه، $p_{nh,t}$، در قسمت تعادل مدل رقابت انحصاری رابطه (۴۰) ارائه شده است.

۵-۳- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی مسکن

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

$$y_{h,t}=[\int_0^1 y_{h,t}(i)^{\frac{\phi}{1-\phi}}di]^{\frac{1-\phi}{\phi}} \qquad (۱۵)$$

که ϕ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای است. با حداکثرسازی سود، تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای بنگاه‌های تولید مسکن برای هر بنگاه به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$y_{h,t}(i)=(\frac{p_{h,t}(i)}{p_{h,t}})^{-\phi}y_{h,t} \qquad (۱۶)$$

در رابطه فوق شاخص قیمت مسکن با توجه به سود صفر در بازار رقابت کامل به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$p_{h,t}=[\int_0^1 p_{h,t}(i)^{1-\phi}di]^{\frac{1}{1-\phi}} \qquad (۱۷)$$

۵-۳-۱- 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 زیر تصریح می‌شود:

$$y_{h,t}(i)=A_{h,t}l_{h,t}(i)^{\alpha_2}.k_{h,t}(i)^{1-\alpha_2} \qquad (۱۸)$$

Archive of SID

www.SID.ir

$$A_{h,t} = \rho_{h,A} A_{h,t-1} + (1-\rho_{h,A})\bar{A}_h + \varepsilon_{A_h,t}$$
$$\varepsilon_{A_h,t} \approx N(0,\sigma^2_{A_h}) \quad (۱۹)$$

فرایند انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌های تولید در بخش مسکن از طریق حداقل‌سازی هزینه کل مقید به تکنولوژی موجود صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از ترکیب بهینه نهاده‌های تولید در بخش مسکن در قسمت تعادل مدل رقابت انحصاری روابط (۴۱) تا (۴۳) ارائه شده است.

معادله انباشت سرمایه که در بنگاه‌های تولیدکننده واحدهای مسکونی به کار می‌رود، به صورت زیر است:

$$k_{h,t+1} = (1-\delta')k_{h,t} + i_{h,t} \quad (۲۰)$$

۵-۳-۲- تنظیم قیمت

ساختار بازار مسکن در ایران به گونه‌ای است که در قیمت‌های بازار مسکن کشور چسبندگی رو به پایین وجود دارد؛ چرا که نتایج برآورد مدل تصحیح خطای نامتقارن گویای آن است که به‌دنبال کاهش حجم پول در کشور، کاهش قیمت‌ها در بازار مسکن به لحاظ آماری معنادار نیست. در حالی که به دنبال افزایش در حجم پول، افزایشی محسوس و معنادار در قیمت‌های مسکن ایجاد شده است (حاجی‌زاده، ۱۳۹۳: ۵۵). بر این اساس قیمت‌ها در این بخش نیز چسبنده در نظر گرفته می‌شود و چسبندگی قیمت را از طریق هزینه تعدیل قیمت وارد می‌کنیم. لذا مسئله بهینه‌یابی پیش روی بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای در بخش مسکن این است که با توجه به هزینه تعدیل قیمت و سایر هزینه‌های تولید مقادیر $p_{nh,t}(i)$، $y_t(i)$، $k_{nh,t}(i)$ و $l_{nh,t}(i)$ را طوری تعیین کند که ارزش حال جریان سود انتظاری خود را حداکثر کند. لذا معادله لاگرانژین را به صورت زیر تشکیل می‌دهیم:

$$\Gamma = Max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \begin{pmatrix} (\frac{p_{h,t}(i)}{p_{h,t}})^{1-\phi} y_{h,t} - \\ r_t k_{h,t}(i) - w_t l_{h,t}(i) - \\ \frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{p_{h,t}(i)}{\bar{\pi} p_{h,t-1}(i)} - 1\right)^2 y_{h,t} \end{pmatrix} -$$
$$\beta^t \mu_t \begin{pmatrix} (\frac{p_{h,t}(i)}{p_{h,t}})^{-\phi} y_{h,t} - \\ A_{h,t} l_{h,t}(i)^{\alpha_1} . k_{h,t}(i)^{\alpha_2} \end{pmatrix} \quad (۲۱)$$

شرط مرتبه اول انتخاب قیمت بهینه، $p_{nh,t}$، در قسمت تعادل مدل رقابت انحصاری رابطه (۴۴) ارائه شده است.

۵-۴- 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 کمّی 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 از کانال‌های مختلف بخش‌های مختلف اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. نکته قابل تأمل در خصوص عملکرد مقام پولی در اقتصاد ایران این است که 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 اتخاذ شده از سوی بانک مرکزی دارد. به همین علت و به تبعیت از شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹: ۴۰) و متوسلی و ابراهیمی (۱۳۸۹: ۳۸) در این مدل کارگزار واحدی به نام دولت – مقام پولی را تعریف می‌کنیم. این کارگزار متشکل از دولت و بانک مرکزی می‌باشد و مسئول اجرای سیاست‌های پولی و مالی است. مخارج دولت، g_t، از محل خلق پول، $m_t - m_{t-1}$، درآمد حاصل از فروش نفت، or_t، و خالص مالیات، t، تأمین می‌شود:

$$g_t = t_t + or_t + (m_t - m_{t-1}) \quad (۲۲)$$

در تشریح عناصر رابطه فوق در ابتدا به بررسی درآمد حاصل از فروش نفت می‌پردازیم. 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: ۷۰؛ فخرحسینی، ۱۳۹۰: ۱۱؛ متوسلی و ابراهیمی، ۱۳۸۹: ۳۷ و تقوی و صفرزاده، ۱۳۸۸: ۹۰). لذا درآمدهای حاصل از فروش نفت، or_t، که در طرف درآمدی بودجه دولت قرار می‌گیرد را به شکل یک فرایند برون‌زای $AR(1)$ در نظر می‌گیریم:

$$\ln(or_t) = \rho_{or} \ln(or_{t-1}) + (1-\rho_{or})\ln(\overline{or}) + e_{or_t}$$
$$\rho_{or} \in (-1,1) \quad e_{or} \approx N(0,\sigma^2) \quad (۲۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در خصوص قاعده سیاست پولی، مبنای ارائه این قاعده سیاستی، 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: ۲۷). 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 هیچ گونه هدف‌گذاری صریحی در خصوص تورم یا رشد اقتصادی در سیاست‌های پولی وجود نداشته است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۰۰). به لحاظ دستوری بودن تعیین نرخ بهره در اقتصاد ایران، به منظور شبیه‌سازی این قاعده باید تغییرات حجم پول را مبنای سیاست‌گذاری قرار دهیم. درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹: ۱۰) نرخ رشد نقدینگی و اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۲۷)، مهرگان و دلیری (۱۳۹۲: ۵۰)، توکلیان (۱۳۹۱: ۱۲) و ابراهیمی (۱۳۸۹: ۷۴) در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که برای اقتصاد ایران طراحی نمودند نرخ رشد حجم پول را به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته‌اند. با توجه به شرایط تصریح شده در این مطالعه نیز تغییرات حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. از طرفی با توجه به تبدیل دلارهای حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی، ارتباط اجتناب‌ناپذیری بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی وجود دارد. به عبارتی علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی در نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، شوک‌های وارد شده به درآمدهای نفتی نیز نرخ رشد حجم پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی فرض می‌شود که دولت مسئول اعمال سیاست‌های مالی است و بخشی از مخارج دولت از محل خلق پول تأمین مالی می‌شود، لذا مخارج دولت نیز بر حجم پول تأثیر می‌گذارد (فخرحسینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱). بر این اساس قاعده سیاست پولی را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + (1-\rho_u)(\bar{u}) + \omega_{or} e_{or_t} + \omega_g e_{g_t} + e_{u_t} \quad (۲۴)$$

که $u_t = M_t / M_{t-1}$ نرخ رشد ناخالص عرضه پول در دوره t، ρ_u و e_{u_t} با میانگین صفر و انحراف معیار σ_u از نظر سریالی مستقل و دارای توزیع نرمال می‌باشند. e_{or} و e_g شوک درآمدهای نفت و شوک مخارج دولت و ω_{or} و ω_g ضریب هم‌بستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولت با رشد پول را نشان می‌دهند. در صورت عدم تأثیر 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:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1-\rho_g)\bar{g} + e_{g_t} \quad (۲۵)$$
$$\rho_g \in (-1,1) \quad e_g \approx N(0,\sigma^2)$$

۵-۵- قیود تسویه بازار

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

$$y_t = y_{h,t} + y_{nh,t} + or_t \quad (۲۶)$$

در سمت تقاضای اقتصاد نیز مصرف کالاها و خدمات (مسکن و غیر مسکن)، c_t، مخارج دولت، g_t، سرمایه‌گذاری در تولید کالاهای غیر از مسکن، $i_{nh,t}$، و سرمایه‌گذاری در تولید واحدهای مسکونی جدید، $i_{h,t}$، قرار دارند؛ لذا شرط کلی تعادل به صورت زیر است:

$$y_{h,t} + y_{nh,t} + or_t = c_t + i_{nh,t} + i_{h,t} + g_t \quad (۲۷)$$

در بازار مسکن ذخیره مسکن طی زمان، با افزایش تولید خانه‌های جدید افزایش و با مستهلک شدن خانه‌های ساخته شده در دوره‌های قبل کاهش می‌یابد:

$$h_t = y_{h,t} + (1-\delta')h_{t-1}(i) \quad (۲۸)$$

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

$$l_t = l_{nh,t} + l_{h,t} \quad (۲۹)$$
$$i_t = i_{nh,t} + i_{h,t} \quad (۳۰)$$
$$k_t = k_{nh,t} + k_{h,t} \quad (۳۱)$$

Archive of SID

www.SID.ir

۵-۶- تعادل رقابت انحصاری به شکل لگاریتم – خطی:

با توجه به مباحث ارائه شده توابع رفتاری کارگزاران اقتصادی و عوامل مؤثر بر اقتصاد ایران را می‌توان به سه دسته تفکیک کرد؛ دسته اول از بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی حاصل می‌شوند، دسته دوم معادلات مربوط به شرایط تسویه بازارها و دسته سوم شوک‌ها می‌باشند. در این معادلات سیستمی از توابع غیرخطی 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 راه‌حل‌های تقریبی بسنده کرد. یکی از متداول‌ترین این روش‌ها، روش تقریب لگاریتم – خطی[1] است.

لگاریتم – خطی‌سازی، یک معادله غیرخطی را به معادله‌ای تبدیل می‌کند که بر حسب انحراف لگاریتمی هر متغیر از مقدار وضعیت باثباتش[2] خطی است. روش جای‌گذاری پیشنهادی اوهلیگ[3] (۱۹۹۹) و استفاده از بسط تیلور معمول‌ترین روش‌های لگاریتم – خطی‌سازی هستند که در این قسمت با استفاده از روش پیشنهادی اوهلیگ، سیستم معادلات تصریح شده را حول مقدار تعادلی به شکل لگاریتم – خطی تبدیل می‌کنیم. در ادامه شکل لگاریتم – خطی مجموعه روابط استخراج شده ارائه شده است.

روابط (۳۲) تا (۳۶) شکل لگاریتم - خطی روابط حاصل از بهینه‌یابی خانوارها نسبت به مصرف، تقاضا برای مسکن، عرضه نیروی کار، تقاضای پول و تقاضای سرمایه را نشان می‌دهند:

$$\sigma\tilde{c}_t + \tilde{\lambda}_t = 0 \qquad (۳۲)$$

$$(1-\beta)(\tilde{j}_t - \tilde{h}_t) - (\tilde{\lambda}_t + \tilde{p}_{h,t}) + \beta(1-\delta')E_t(\tilde{\lambda}_{t+1} + \tilde{p}_{h,t+1}) = 0 \qquad (۳۳)$$

$$-\eta\tilde{l}_t + \tilde{w}_t + \tilde{\lambda}_t = 0 \qquad (۳۴)$$

$$\tilde{m}_t = -\frac{1}{\rho(1-\beta)}\tilde{\lambda}_t + \frac{\beta}{\rho(1-\beta)}E_t(\tilde{\lambda}_{t+1} - \tilde{\pi}_{nh,t+1}) = 0 \qquad (۳۵)$$

$$-\tilde{\lambda}_t + E_t(\tilde{\lambda}_{t+1}) + E_t(\tilde{\pi}_{nh,t+1}) + (1-\beta(1-\delta))E_t\,\tilde{r}_{t+1} = 0 \qquad (۳۶)$$

روابط (۳۷) تا (۴۰) شکل لگاریتم - خطی تابع تولید، روابط حاصل از بهینه‌یابی بنگاه‌ها نسبت به ذخیره سرمایه، نیروی کار و بهینه‌یابی قیمت در بخش غیرمسکن را نشان می‌دهند:

$$\tilde{y}_{nh,t} = \tilde{A}_{nh,t} + \alpha_1\tilde{l}_{nh,t} + (1-\alpha_1)\tilde{k}_{nh,t-1} \qquad (۳۷)$$

$$\tilde{r}_t - \tilde{\lambda}_{nh,t} - \tilde{A}_{nh,t} - \alpha_1\tilde{l}_{nh,t} + \alpha_1\tilde{k}_{nh,t-1} = 0 \qquad (۳۸)$$

$$\tilde{w}_t - \tilde{\lambda}_{nh,t} - \tilde{A}_{nh,t} - (\alpha_1 - 1)\tilde{l}_{nh,t} - (1-\alpha_1)\tilde{k}_{nh,t-1} = 0 \qquad (۳۹)$$

$$-\varphi_P\,\tilde{\pi}_{nh,t} + \beta\varphi_P\,E_t(\tilde{\pi}_{nh,t+1}) + (\theta-1)(\tilde{\mu}_t - \tilde{\lambda}_t) = 0 \qquad (۴۰)$$

روابط (۴۱) تا (۴۴) تابع تولید، روابط حاصل از بهینه‌یابی‌های بنگاه‌ها نسبت به ذخیره سرمایه، نیروی کار و بهینه‌یابی قیمت در بخش مسکن را به شکل لگاریتم خطی نشان می‌دهند:

$$\tilde{y}_{h,t} = \tilde{A}_{h,t} + \alpha_2\tilde{l}_{h,t} + (1-\alpha_2)\tilde{k}_{h,t-1} \qquad (۴۱)$$

$$\tilde{w}_t - \tilde{\lambda}_{h,t} - \tilde{A}_{h,t} - (\alpha_2 - 1)\tilde{l}_{h,t} - (1-\alpha_2)\tilde{k}_{h,t-1} = 0 \qquad (۴۲)$$

$$\tilde{r}_t - \tilde{\lambda}_{h,t} - \tilde{A}_{h,t} - \alpha_2\tilde{l}_{h,t} + \alpha_2\tilde{k}_{h,t-1} = 0 \qquad (۴۳)$$

$$-\varphi_P\,\tilde{\pi}_{h,t} + \beta\varphi_P\,E_t(\tilde{\pi}_{h,t+1}) + (\phi-1)(\tilde{\mu}_t - \tilde{\lambda}_t) = 0 \qquad (۴۴)$$

رابطه (۴۵) تابع رفتاری دولت و روابط (۴۶) تا (۵۱) شرایط تعادل در بازار را به شکل لگاریتم – خطی نشان می‌دهند:

$$\tilde{g}_t = \frac{\bar{t}}{\bar{g}}\tilde{t}_t + \frac{\bar{m}}{\bar{g}}\tilde{m}_t - \frac{\bar{m}}{\bar{g}}\tilde{m}_{t-1} + \frac{\bar{m}}{\bar{g}}\tilde{\pi}_{nh,t} \qquad (۴۵)$$

$$\tilde{y}_t = \frac{\bar{y}_h}{\bar{y}}\tilde{y}_{h,t} + \frac{\bar{y}_{nh}}{\bar{y}}\tilde{y}_{nh,t} \qquad (۴۶)$$

$$\tilde{y}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}\tilde{c}_t + \frac{\bar{i}_{nh}}{\bar{y}}.\tilde{i}_{nh,t} + \frac{\bar{i}_h}{\bar{y}}.\tilde{i}_{h,t} + \frac{\bar{g}}{\bar{y}}.\tilde{g}_t \qquad (۴۷)$$

$$\tilde{h}_{t+1} = \frac{\bar{Y}_h}{\bar{h}}\tilde{Y}_{h,t+1} + (1-\delta_h)\tilde{h}_t \qquad (۴۸)$$

$$\tilde{k}_t = \frac{\bar{k}_h}{\bar{k}}\tilde{k}_{h,t} + \frac{\bar{k}_{nh}}{\bar{k}}\tilde{k}_{nh,t} \qquad (۴۹)$$

$$\tilde{l}_t = \frac{\tilde{l}_{h,t}}{\bar{l}}\tilde{l}_{h,t} + \frac{\tilde{l}_{nh,t}}{\bar{l}}\tilde{l}_{nh,t} \qquad (۵۰)$$

$$\tilde{i}_t = \frac{\tilde{i}_{h,t}}{\bar{i}}\tilde{i}_{h,t} + \frac{\tilde{i}_{nh,t}}{\bar{i}}\tilde{i}_{nh,t} \qquad (۵۱)$$

روابط (۵۲) تا (۵۴) شکل لگاریتم – خطی فرایند تشکیل سرمایه در بخش غیرمسکن، بخش مسکن و کل اقتصاد را نشان می‌دهند:

$$\tilde{k}_{nh,t+1} = (1-\delta)\tilde{k}_{nh,t} + \delta\tilde{i}_{nh,t} \qquad (۵۲)$$

1. Log- Linear Approximation Method
2. Steady-State
3. Uhlig (1999)

Archive of SID

www.SID.ir

$$\tilde{k}_{h,t+1} = (1-\delta')\tilde{k}_{h,t} + \delta'\tilde{i}_{h,t} \quad (۵۳)$$

$$\tilde{k}_{t+1} = (1-\delta)\tilde{k}_{t} + \delta\tilde{i}_{t} \quad (۵۴)$$

روابط (۵۵) و (۵۶) شکل لگاریتم – خطی قاعده سیاست پولی و تعریف نرخ رشد حجم پول را نشان می‌دهد:

$$\tilde{u}_t = \rho_u\tilde{u}_{t-1} + \omega_{or}\varepsilon_{or_t} + \omega_g\varepsilon_{g_t} + \varepsilon_{u_t} \quad (۵۵)$$

$$\tilde{u}_t = \tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\pi}_t \quad (۵۶)$$

روابط (۵۷) تا (۶۰) شوک تکنولوژی در بخش مسکن و غیرمسکن، شوک درآمد نفت و مخارج دولت را به شکل لگاریتم – خطی نشان می‌دهند:

$$\tilde{A}_{h,t} = \rho_{h,A}\tilde{A}_{h,t-1} + \tilde{e}_{A_h,t} \quad (۵۷)$$

$$\tilde{A}_{nh,t} = \rho_{nh,A}\tilde{A}_{nh,t-1} + \tilde{e}_{A_{nh},t} \quad (۵۸)$$

$$\tilde{or}_t = \rho_{or}\tilde{or}_{t-1} + \tilde{e}_{or_t} \quad (۵۹)$$

$$\tilde{g}_t = \rho_g\tilde{g}_{t-1} + \tilde{e}_{g_t} \quad (۶۰)$$

روابط (۶۱) و (۶۲) تعریف نرخ تورم در بخش مسکن و غیرمسکن را نشان می‌دهند:

$$\tilde{\pi}_{nh,t} = \tilde{p}_{nh,t} - \tilde{p}_{nh,t-1} \quad (۶۱)$$

$$\tilde{\pi}_{h,t} = \tilde{p}_{h,t} - \tilde{p}_{h,t-1} \quad (۶۲)$$

سیستم معادلات فوق شامل ۳۱ رابطه و ۳۱ متغیر از الگوی طراحی شده برای اقتصاد ایران است که با حل آن می‌توان قدرت این مدل را در شبیه‌سازی داده‌ها و همچنین توابع عکس‌العمل آنی حاصل از وقوع شوک‌های تعریف شده بر اقتصاد را بررسی کرد.

۵-۷- مقداردهی مدل

پس از به دست آوردن سیستم معادلات خطی حاصل از بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی باید مدل را مقداردهی[1] کرد. مقداردهی مدل عبارت است از تعیین مقادیر پارامترهای معادلات؛ به نحوی که بتوان با استفاده از مدل مقداردهی شده مقادیر متغیرهای درون‌زا را بازتولید کرد. یک الگو زمانی مقداردهی شده است که ضرایب آن از سایر مطالعات تجربی یا مطالعات اقتصادسنجی (حتی غیرمرتبط) یا به طور کل توسط محقق به نحوی انتخاب شوند که الگو توانایی بازسازی برخی از ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد (هوور[2]، ۱۹۹۵: ۲۴).

1. Calibration
2. Hoover (1995)

این روش، یک راهبرد به منظور یافتن مقادیر عددی[3] برای ضرایب دنیای اقتصادی ساختگی[4] است که استفاده از آن در چند دهه اخیر بسیار گسترش یافته است (برزوزا و دیگران[5] ۲۰۱۳: ۴۶، کوزی[6] ۲۰۱۲: ۲۸).

پارامترهای سیستم معادلات را می‌توان به موارد زیر دسته‌بندی کرد: دسته اول نسبت‌هایی هستند که در اثر لگاریتم خطی شدن ظاهر شده‌اند. این نسبت‌ها به صورت تقسیم مقدار باثبات دو متغیر در روابط تعادلی ظاهر شده‌اند؛ که با استفاده از میانگین نسبت سری زمانی داده‌های واقعی متغیرهای مربوطه محاسبه شده‌اند (جدول ۱). دسته دوم پارامترهایی هستند که بر اساس مطالعات پیشین و محاسبات محقق مقداردهی شده‌اند (جدول ۲).

جدول ۱. نسبت‌های کالیبره شده بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

$\bar{g}/\bar{y}$	$\bar{i}_h/\bar{y}$	$\bar{i}_{nh}/\bar{y}$	$\bar{c}/\bar{y}$	$\bar{y}_{nh}/\bar{y}$	$\bar{y}_h/\bar{y}$	$\bar{t}/\bar{g}$	$\bar{m}_1/\bar{g}$
۰/۲۴	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۵۴	۰/۸۵	۰/۱۵	۰/۲۸	۲/۱
	$\frac{\bar{k}_h}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{k}_{nh}}{\bar{k}}$	$\frac{\bar{i}_h}{\bar{i}}$	$\frac{\bar{i}_{nh}}{\bar{i}}$	$\frac{\bar{l}_h}{\bar{l}}$	$\frac{\bar{l}_{nh}}{\bar{l}}$	$\bar{y}_h/h$
	۰/۲۱	۰/۷۹	۰/۳	۰/۷	۰/۱۱	۰/۸۹	۰/۱۰۶

مأخذ: محاسبات نویسندگان بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

جدول ۲. پارامترهای کالیبره شده

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	نرخ تنزیل زمانی	۰/۹۵	توکلیان (۱۳۹۱)
η	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۱۷	توکلیان و شاهمرادی (۱۳۸۷)
δ	نرخ استهلاک در بخش غیرمسکن	۰/۰۴۴	مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)
δ'	نرخ استهلاک در بخش مسکن	۰/۰۲۵	بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)
θ	کشش جانشینی کالاهای واسطه‌ای در بخش غیرمسکن	۴/۳۳	ابراهیمی(۱۳۸۸)
α_1	کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه در بخش	۰/۵۸۸	محاسبات محقق

3. Numerical Value
4. Artificial Economic World
5. Brzoza et al. (2013)
6. Cozzi (2012)

Archive of SID

www.SID.ir

	غیرمسکن		
α_2	کشش تولید مسکن نسبت به نیروی کار	۰/۳۸	محاسبات محقق
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۲	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ρ	عکس کشش تقاضای مانده‌های حقیقی پول	۲/۲۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ϕ_p	هزینه تعدیل قیمت	۰/۹۶۵	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
ρ_{or}	ضریب خودهمبستگی درآمد نفت	۰/۶۸	محاسبات محقق
ρ_g	ضریب خودهمبستگی مخارج دولت	۰/۶۹	محاسبات محقق
ρ_{nh}	ضریب خودهمبستگی بهره‌وری در بخش غیرمسکن	۰/۳	بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)
ρ_h	ضریب خودهمبستگی بهره‌وری در بخش مسکن	۰/۹	بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)
ω_{or}	عکس‌العمل عرضه پول به رشد درآمدهای نفتی	۰/۱۵	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
ω_g	عکس‌العمل عرضه پول به مخارج دولت	۰/۴۲	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
ρ_u	ضریب خودهمبستگی تکانه‌های پولی	۰/۵۶۲	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)

مأخذ: محاسبات نویسندگان و دیگران

۶- ارزیابی الگو

ارزیابی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس گشتاورهای متغیرهای درون‌زای مدل و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر شوک‌های مختلف تعریف شده و مقایسه آن با شواهد علمی حاکی از تأثیر این شوک‌ها بر متغیرهای مورد نظر صورت می‌گیرد.

نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای داده‌های واقعی در جدول (۳) 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 مصرف از نوسانات تولید و نوسانات سرمایه‌گذاری کمتر است. انحراف معیار جزء سیکلی مصرف به انحراف معیار جزء سیکلی تولید کل بر اساس داده‌های واقعی ۰/۰۵ است. مدل ارائه شده نیز به خوبی توانسته است این واقعیت را شبیه‌سازی نماید و مقدار متناظر با آن ۰/۰۶ به دست آمده است.

جدول ۳. مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای داده‌های واقعی

متغیر	انحراف معیار		نوسانات نسبی۱	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی
تولید غیرمسکن	۰/۰۲۴	۰/۰۲۱	۰/۸	۰/۶۷
تولید مسکن	۰/۰۲۲	۰/۰۱۶	۰/۷	۰/۵۱
تولید کل	۰/۰۲۹	۰/۳۱۰	۱	۱
سرمایه‌گذاری غیرمسکن	۰/۰۳	۰/۰۳۹	۰/۱	۰/۱۲
سرمایه‌گذاری مسکونی	۰/۱۵	۰/۲	۰/۵۱	۰/۶۴
سرمایه‌گذاری کل	۰/۰۴۳	۰/۰۵۵	۰/۱۴	۰/۱۷
مصرف	۰/۰۱۵	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۶

مأخذ: محاسبات نویسندگان

۶-۱-بررسی توابع عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی[2]، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان، هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهند. در این مطالعه اثر تکانه پولی و تکانه نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن، غیرمسکن و کل اقتصاد بررسی شده است.

اثر تکانه سیاست پولی بر نرخ تورم و تولید در بخش مسکن و غیرمسکن در شکل ۲ 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 وام

۱. نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید کل

2. Impulse Response Function

Archive of SID

www.SID.ir

دهی 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 که در شرایط تورمی و با لحاظ انتظارات تورمی صورت می‌گیرد، باشد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی نیز نشان می‌دهد که افزایش نرخ رشد حجم پول به عنوان یک سیاست پولی باعث افزایش موقت تولید در بخش مسکن و غیرمسکن شده است، و اثر این شوک در بخش غیرمسکن شدیدتر و طولانی‌تر از بخش مسکن است؛ به طوری که در بخش غیرمسکن 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 غیرمسکن، کشش بالاتر عرضه تولید کالاها و خدمات در این بخش است. به همین صورت این شوک باعث افزایش موقتی نرخ تورم در بخش مسکن و غیرمسکن شده که میزان تأثیر این شوک در کوتاه‌مدت در بخش مسکن بیشتر از بخش غیرمسکن است. این نتایج انطباق زیادی با نتایج مطالعه قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) دارد.

درآمدهای نفتی از عوامل مؤثر بر نرخ تورم و تولید در اقتصاد ایران می‌باشند. دولت درآمد نفت را از طریق نقدینگی به بازار تزریق می‌کند که این امر دو پیامد را به همراه دارد: افزایش نقدینگی و افزایش تقاضای بخش خصوصی و خانوارها. در کنار این پدیده، و به علت محدودیت‌های داخلی، تولید داخلی نمی‌تواند پاسخگوی اضافه تقاضای حاصله باشد. در نتیجه به دلیل فزونی تقاضا نسبت به عرضه، انتظار می‌رود تورم افزایش یابد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی نیز مؤید این مسئله است.

شکل ۳، اثر تکانه نفتی بر تولید و تورم در دو بخش مسکن و غیرمسکن را نشان می‌دهد. طبق این نمودار بروز یک تکانه نفتی باعث افزایش تولید و تورم در هر دو بخش به صورت موقت می‌شود. اثر تکانه نفتی بر تولید بخش غیرمسکن 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 غیرمسکن بیشتر است.

در مجموع نتایج مدل و مقایسه آن با داده‌های واقعی و نظریات اقتصادی نشان می‌دهد مدل ارائه شده تا حد زیادی می‌تواند نوسانات سیکلی متغیرهای کلان اقتصادی بخش مسکن و غیرمسکن را تبیین نماید و با واقعیات اقتصاد ایران سازگار است.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در طول دو دهه 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 مؤثر بر این نوسانات را شناسایی کرد. این پژوهش در راستای شناخت عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت در بخش مسکن، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران طراحی کرده است. تفکیک بخش تولید اقتصاد به دو بخش مسکن و غیرمسکن، حاکمیت فضای رقابت انحصاری بر هر دو بخش و چسبندگی قیمت‌ها در هر دو بخش از شاخصه‌های اساسی مدل طراحی شده است. بعد از طراحی مدل، بهینه‌یابی رفتار کارگزارن اقتصادی، لگاریتم خطی توابع رفتاری کارگزاران و مقداردهی مدل انجام شد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که:

۱. مقایسه گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی بیانگر موفقیت مدل در شبیه‌سازی واقعیات اقتصادی ایران است.

۲. 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.

۳. نوسانات مصرف از نوسانات تولید و نوسانات سرمایه‌گذاری کمتر است.

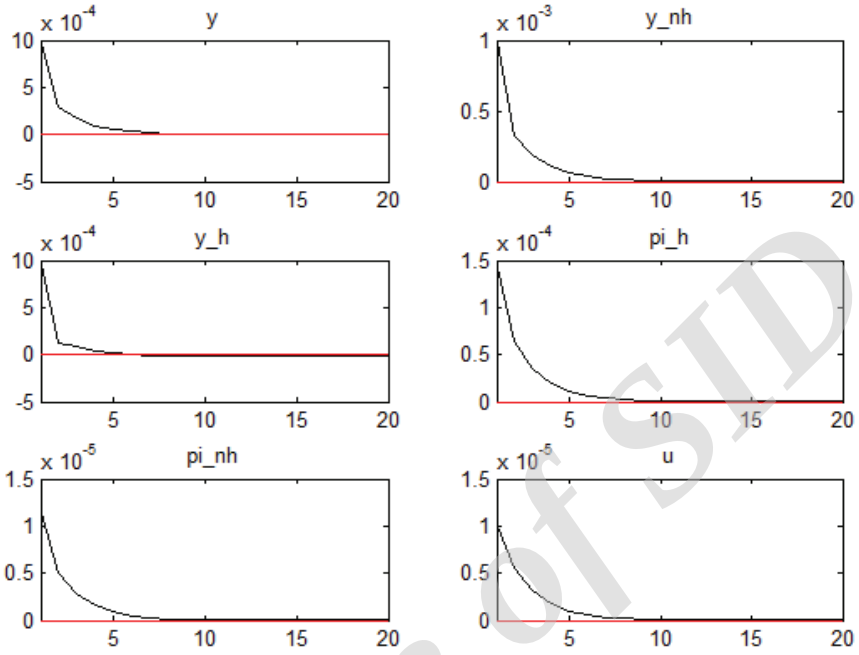
۴. افزایش نرخ رشد حجم پول به عنوان یک سیاست پولی باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

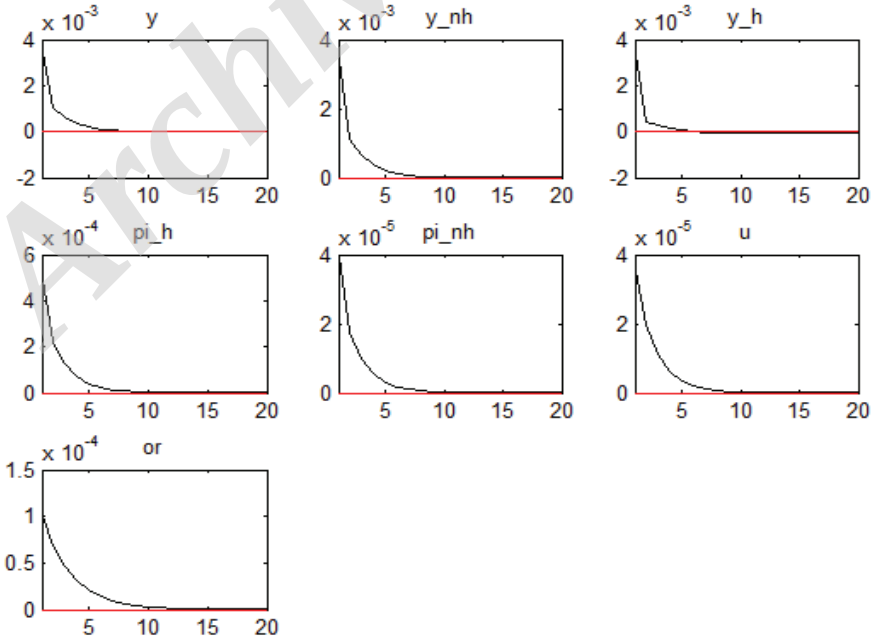
۵. با توجه به کشش بالاتر عرضه در بخش تولید کالاها و خدمات غیرمسکن، اثر شوک پولی بر تولید بخش غیرمسکن بیشتر از بخش مسکن است.

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 غیرمسکن بیشتر است.



شکل ۲. اثرتکانه پولی بر تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن

مأخذ: محاسبات نویسندگان



شکل ۳. اثر تکانه نفتی بر تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن

مأخذ: محاسبات نویسندگان

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادرکننده نفت". رساله دکتری با راهنمایی محمود متوسلی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

اسفندیاری، مرضیه؛ دهمرده، نظر و کاوند، حسین (۱۳۹۳). "بازار دوگانه کار در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال چهارم، دوره ۱۴، شماره ۱، ۲۳۸-۲۱۷.

اکرمی، ابوالفضل و مهدیزاده، سجاد (۱۳۸۳). "ملاحظاتی پیرامون نرخ‌های سود بانکی در ایران". *روند*، شماره ۴۲ و ۴۳، ۴۷-۲۰.

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". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۴، ۸۲-۵۷.

بهشتی، محمدباقر و محسنی زنوزی، فخرالسادات (۱۳۸۹). "بررسی بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصاد*، دوره ۱، شماره ۱، ۲۰۷-۱۸۷.

تقوی، مهدی و صفرزاده، اسماعیل (۱۳۸۸). "نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۳، ۱۰۴-۷۷.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۷، شماره ۳، ۲۲-۱.

جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۳). "اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال سوم، شماره ۱۰، ۳۲-۱.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ احسانی، محمدعلی؛ طهرانچیان، امیرمنصور و قادری، سامان (۱۳۹۳). "اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: کاربرد روش چرخشی مارکوف". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۴۰-۲۱.

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.

حیدری، حسن و سوری، امیررضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، شماره ۹۲، ۹۲-۶۵.

درگاهی، حسن و شربت‌اوغلی، رویا (۱۳۸۹). "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، شماره ۹۳، ۲۷-۱.

شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). "ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی". *پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال دوم، شماره ۳، ۵۶-۳۱.

شریفی رنانی، حسین؛ هنرور، نغمه؛ دایی کریم زاده، سعید و امرالهی پورشیرازی، فرزانه (۱۳۸۸). "بررسی اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام دهی سیستم بانکی در ایران". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۴، ۴۸-۲۷.

شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱). "اثر شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۰، شماره ۶۱، ۱۰۴-۷۷.

عسگری، حشمت الله و چگنی، علی (۱۳۸۶). "اثر تسهیلات اعطایی مسکن بر توسعه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی". *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۴۱، ۴۲-۲۵.

فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰). "الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳، ۲۸-۱.

فخرحسینی، سید فخرالدین؛ شاهمرادی، اصغر و احسانی، محمدعلی (۱۳۹۱). "چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱، ۳۰-۱.

فرزین‌وش، اسدالله و محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین (۱۳۸۸). "نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی در ایران". *فصلنامه اقتصادی*، شماره ۱، ۳۲- ۳.

Archive of SID

www.SID.ir

فطرس، محمد حسن؛ توکلیان، حسین و معبودی، رضا (۱۳۹۴). "تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۹۴-۷۳.

قلی‌زاده، علی اکبر و بختیاری‌پور، سمیرا (۱۳۹۱)."اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی*، دوره ۱، شماره ۳، ۱۸۱-۱۶۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۷). "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۲، ۷۸-۴۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، ۲۳۷-۲۰۷.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). "بررسی واکنش سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی ایران)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، شماره ۴۲، ۱۴۷-۱۳۲.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، 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*، دوره ۲، شماره ۸، ۱۱۷-۸۷.

کمیجانی، اکبر؛ الهی، ناصر و صالحی رزوه، مسعود (۱۳۹۴). "بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ششم، شماره ۲۱، ۷۸-۶۱.

متوسلی، محمود و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). "نقش سیاست‌های پولی در انتقال اثر شوک‌های نفتی به اقتصاد ایران". *سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۲، ۵۰-۲۷.

مشیری، سعید (۱۳۸۱). "مروری بر تحولات آموزش و پژوهش در اقتصاد کلان در جهان و ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۴، شماره ۱۱، ۵۳- ۱۱.

مهرگان، نادر و دلیری، حسن (۱۳۹۲). "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و یکم، شماره ۶۶، ۶۸-۳۹.

Bao, Y., Lim, G. & Li, S. (2009). "A Small Open Economy DSGE Model with a Housing Sector". *Conference of Economists,* Adelaide.

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.

Calvo, Guillermo A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.

Calza, A., Monacelli, T. & Stracca, L. (2013). "Housing Finance and Monetary Policy". *Journal of the European Economic Association*, 11, 101-122.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (1999). "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds". *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16-34.

Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.

Cozzi, M. (2012). "Optimal Unemployment Insurance in GE: A Robust Calibration Approach". *Economics Letters,* 117, 28-31.

Darracq, P. M. & Notarpietro, A. (2008). "Monetary Policy and Housing Prices in an Estimated DSGE Model for The US and The Euro Area". *Working Paper Series,* No. 972.

Demary, M. (2010). "The Interplay between Output, Inflation, Interest Rates and House Prices: International Evidence". *Journal of Property Research*, 27(1) , 1-17.

Elbourne, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach". *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65-87.

Funke, M. & Paetz, M. (2013). "Housing Price and the Business Cycle: An Emprical

Archive of SID

www.SID.ir

Application to Hong Kong". *Journal of Housing Economics*, 22, 62–76.

Gali, J. (2008). "Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle". *Princeton University Press and Copyrighted*.

Gareis, J. & Mayer, E. (2013). "What Drives Ireland's Housing Market? A Bayesian DSGE Approach". *Open Economies Review*, 24, 919-961.

Goodfriend, M. & King, R. (1997). "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy". *NBER/ Macroeconomics Annual*, 12(1), 231–283.

Goodhard, C. & Hofmann, B. (2008). "House Prices, Money, Credit and The Macroeconomy". *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180–205.

Hoover, K. D. (1995). "Facts and Artefacts: Calibration and the Empirical Assessment of Real Business Cycle Models". *Oxford Economic Papers,* 47(1), 24-44.

Iacoviello, M. & Neri, S. (2010). "Housing Market Spillovers: Evidence From an Estimated DSGE Model". *American Economic Journal*, 2(2), 125–164.

Iacoviello, M. (2004). "Consumption, House Prices and Collateral Constraints: A Structural Econometric Analysis". *Journal of Housing Economics*, 13(4), 305–321.

Jesus, F. (2010). "The Econometrics of DSGE Models". *Journal of the Spanish Economic Association*, 1(1), 3–49.

Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica*, 50(6), 1345-1370.

Leamer, Edward E. (2007). "Housing is the Business Cycle". Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, 149-233.

Long, John B. & Charles I. Plosser. (1983). "Real Business Cycles". *Journal of Political Economy,* 91(1), 39–69.

Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. New York: American Elsevier. 19–46.

Mankiw, G. (1989). "Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Perspectives, American Economic Association,* 3(3), 79-90.

Markus, D. (2010). "The Interplay between Output, Inflation, Interest Rates and House Prices: International Evidence". *Journal of Property Research*, 27(1), 1–17.

Mishkin, F. (1995). "Symposium on The Monetary Transmission Mechanism". *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.

Mishkin, F. (2004). "The Economics of Money, Banking and Financial Markets". Columbia University, Prentice Hall.

Kannan. P, Pau R. & Alasdair M. Scott. (2012). "Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with House Price Booms". *The B.E. Journal of Macroeconomics Contributions.* 12(1), 1-42.

Rotemberg, J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.

Sims, Christopher A. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48(1), 1–48.

Smal, M. M. & De Jager, S. (2001). "The Monetary Transmission Mechanism in South Africa". *South African Reserve Bank*, Occasional Paper, 16, 1-19.

Stock, J.H. & Watson M. W. (2003). "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices". *Journal of Economic Literature*, 41, 788-829.

Taylor, J. B. (1979). "Staggered Wage Setting in a Macro Model". *American Economic Review,* 69(2), 108–113.

Taylor, J. B. (1993). "Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy". 39(1), 195-214.

Archive of SID

www.SID.ir

Taylor, J. B. (2010). "Getting Back on Track: Macroeconomic Policy Lessons from the Financial Crisis". Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 165-176.

Tovar, Camilo E. (2009). "DSGE Models and Central Banks". *Economics: The Open Access, Open-Assessment E-Journal*, 3, 1-33.

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.

Archive of SID

www.SID.ir