

بررسی نقش قیمت مسکن در هدف گذاری تورم با استفاده از روش برنامه‌ریزی پویای تصادفی

کیوان شهاب لواسانی^۱، ویدا ورهرامی^{۲*}

۱. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، keyvanshabab@ut.ac.ir

۲. استادیار دانشگاه شهید بهشتی، Vida.varahrami@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

به طور معمول هدف گذاری تورم دارای ادبیاتی است که به نظر می‌رسد بیش تر توجه آن به ابزارهایی مانند نرخ بهره باشد. در مطالعات جدیدتر توجه به قیمت برخی دارایی‌ها مثل مسکن نیز در هدف گذاری تورم مهم تلقی شده است. با این حال به نظر می‌رسد در کشور ما طی حدود دو دهه‌ی گذشته از نقش نرخ بهره و قیمت مسکن در فرآیند هدف گذاری تورم غفلت شده و به جای آن به هدف گذاری تورم از مسیر تغییرات رشد حجم پول توجه شده است، اصولاً هدف گذاری تورم از این طریق، ناکارا و دارای مشکلات بزرگی است که در این مقاله به برخی از آنها اشاره می‌شود. مطالعه‌ی حاضر در مجموع نشان می‌دهد که استفاده از نرخ سود تسهیلات به عنوان نماینده‌ای از نرخ بهره و استفاده از نرخ رشد قیمت مسکن به جای نرخ بهره، در دو مدل مجزا، به منظور هدف گذاری تورم به نتایج مشابهی می‌رسد. نتایج حاصل از معادله‌ی کنترل بازخور بهینه مدل اول مطالعه‌ی حاضر، نشان می‌دهد که سیاست گذار با مقام پولی در تعیین نرخ بهره، کم‌تر به شرایط اقتصادی و متغیرهای مهمی مثل تورم و شکاف تولید توجه کرده و تورم و شکاف تولید نیز به تغییرات نرخ بهره واکنش اندکی از خود نشان می‌دهند.

طبقه‌بندی JEL: E52, E58, C32, C68

واژه‌های کلیدی: هدف گذاری تورم، نرخ بهره، قیمت مسکن، برنامه‌ریزی پویای تصادفی

۱. مقدمه

بسیاری از اقتصاددانان در ایران معتقدند که طی بیش‌تر سال‌های دو دهه‌ی اخیر در اقتصاد ایران تقریباً نوعی تضاد بین اهداف مورد نظر سیاست‌گذار و ابزارها و سیاست‌های مورد استفاده برای رسیدن به این اهداف وجود داشته و به این دلیل به ندرت شاهد دستیابی به اهداف مدنظر سیاست‌گذار بوده‌ایم.^۱ همچنین بسیاری از کارشناسان حوزه اقتصاد در ایران بر این عقیده‌اند که نرخ واقعی سود سپرده‌ها در بیش‌تر سال‌های بیست و پنج سال گذشته به علت پدیده سرکوب مالی و تعیین دستوری نرخ سود، منفی بوده است. بر این اساس و با توجه به تخمین برخی کشش‌ها مثل تخمین کشش تقاضای سپرده‌های بانکی نسبت به نرخ سود سپرده‌ها، این افراد معتقدند که اعمال سیاست پولی از طریق تغییر ابزاری مثل نرخ بهره‌ی اسمی، از کارایی لازم برخوردار نبوده و به نظر می‌رسد اینگونه تحلیل‌ها به نوعی ساده‌سازی بیش از اندازه‌ی موضوع و سطحی نگری باشد. ولی در همین مورد باید توجه داشت که اصولاً در اقتصاد کشورهای پیشرفته مشاهده می‌شود که تفاوت نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات یا وام‌ها بسیار اندک و کم‌تر از نیم درصد است و با اغماض می‌توان نرخ سود سپرده‌ها را همان نرخ سود تسهیلات در نظر گرفت. اما در اقتصاد ایران فاصله‌ی نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات در بیش‌تر سال‌های دو دهه‌ی اخیر حتی به بیش از هفت درصد در سال نیز رسیده، که این تفاوت قابل توجه است و با احتساب جریمه‌ها یا خسارت‌های تأخیر تأدیه بانک‌ها که معمولاً سالیانه در حدود شش درصد می‌باشد، این تفاوت به حداکثر پانزده درصد نیز می‌رسد. حال در این شرایط حتی اگر بپذیریم که رفتار بانک مرکزی یا سیاست‌گذار پولی در تغییر و استفاده از ابزارهای سیاستی مثل حجم پول و یا تغییر نرخ سود تسهیلات اعطایی در بیش‌تر سال‌ها، طی دو دهه‌ی اخیر به دلایل مختلف سیاسی، عواقب و مشکلات پس از جنگ تحمیلی، نوسانات و شوک‌های حاصل از درآمدهای نفتی و به تبع آن تکانه‌ها و شوک‌های نرخ ارز و

۱. کمیجانی اکبر، خلیلی عراقی، منصور، عباسی نژاد حسین، توکلین حسین، ۱۳۹۳، تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد ایران، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال سوم، شماره ۹، ۲۳-۱.

تحریم‌ها، رفتاری تصادفی، منفعلانه، فاقد استراتژی مشخص و غیر متعهدانه، غیر عقلایی و از نظر علمی توجیه ناپذیر بوده است.^۱

همچنین باید توجه داشت که کیفیت سیاست پولی و تحقق اهداف مورد نظر سیاست گذار پولی در فرآیند هدف‌گذاری تورم، به استراتژی‌های بانک مرکزی، محیط تصمیم‌گیری اقتصادی و رفتار مردم یا عاملان اقتصادی، شهرت و اعتبار بانک مرکزی، درجه‌ی اعتماد مردم به بانک مرکزی، محیط تصمیم‌گیری اقتصادی و سایر نهادهای یک جامعه‌ی نوعی بستگی دارد، لذا می‌توان بیان داشت که سیاست پولی در ایران نه از نوع صلاح‌دیدنی بوده و نه از نوع تعهدی، زیرا یکی از وجوه تمایز عمده بین سیاست پولی مبتنی بر تعهد و صلاح‌دید این است که اصولاً در یک سیاست مبتنی بر تعهد، بانک مرکزی تابع زیان اجتماعی خود را طی چندین دوره‌ی طی زمان از ابتدای دوره تا به انتهای دوره مینیمم می‌کند و تابع زیان دارای عملگر جمع‌گر^۲ است، ولی در سیاست پولی صلاح‌دیدنی، بانک مرکزی تابع زیان خود را به جای اینکه در تمامی دوره‌ها مینیمم کند، در هر دوره به صورت منفرد، مینیمم می‌کند و بر این اساس در بیش‌تر مطالعاتی که براساس روش مبتنی بر صلاح‌دید بانک مرکزی انجام شده، عبارت یا عملگر جمع‌گر از تابع زیان بانک مرکزی برداشته شده و مینیمم‌سازی تنها در یک دوره انجام می‌شود. در سیاست پولی صلاح‌دیدنی نیز بانک مرکزی نوعی تعهد و پایبندی بر حداقل‌سازی تابع زیان خود در هر دوره مشخص با معین^۳ بودن انتظارات خانوارها و بنگاه‌ها دارد. حال با این استدلال می‌توان بیان داشت که سیاست پولی اجرا شده طی حدود دو دهه‌ی اخیر در اقتصاد ایران از نوع صلاح‌دیدنی نیز نمی‌باشد، زیرا اولاً معلوم نیست که بانک مرکزی از ادبیات معمول مربوط به بحث هدف‌گذاری تورم که عموماً مبتنی بر ابزار نرخ بهره یا نرخ ارز است، استفاده می‌کند یا خیر؟ چون در گذشته

۱. اگر بخواهیم به عنوان نمونه به برخی از این رفتارهای اخیر که در زمره‌ی رفتارهای اخیر تصادفی بانک مرکزی بوده، اشاره کنیم به کاهش دفعی و یکباره نرخ سود تسهیلات در سال ۱۳۸۵، از حدود متوسط بیست و دو درصد در سال به حدود کمتر از دوازده درصد در سال که تحت عنوان "طرح منطقی کردن نرخ سود بانکی" به‌وقوع پیوست اشاره کنیم. رفتار دیگر مربوط به رشد زیاد و ناگهانی حجم پول و نقدینگی پس از اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها در فاز اول آن طی دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ بوده که به تبع آن برداشتهای بی‌رویه و بی‌قانون از حساب صندوق ذخیره ارزی، روی داده است.

2. Sumation

3. Given

هدف‌گذاری تورم مبتنی بر ابزار حجم پول بوده است، ولی پس از مطالعه‌ی مهم و تأثیرگذار ویلیام پول (۱۹۷۰) که در آن ایرادات و اشکالات هدف‌گذاری مبتنی بر تغییر حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی نشان داده شده و مبتنی بر آن، در دهه‌ی ۱۹۹۰ تقریباً هدف‌گذاری تورم را از طریق ابزار مبتنی بر نرخ بهره قرار داده‌اند و ثانیاً طی حدود دو دهه‌ی اخیر هرگز گزارشات مستندی به صورت مستمر طی فصول مختلف که نشان دهد بانک مرکزی همواره تابع زبان خود را در هر دوره مینیمم می‌کرده، از سوی بانک مرکزی منتشر نشده است، بنابراین می‌توان بیان داشت که به جزء بیش‌تر سال‌ها، طی برنامه‌ی سوم توسعه که بانک مرکزی دارای رفتارهایی قانونمند و دارای استراتژی‌های مشخص در هدف‌گذاری تورم بوده، در سال‌های دیگر برنامه‌ی دوم و برنامه‌ی چهارم توسعه اغلب رفتارهای بانک مرکزی در تعیین و تغییر در نرخ رشد حجم پول و نرخ سود تسهیلات، رفتاری تقریباً تصادفی، فاقد استراتژی و تابع تغییرات سیاسی داخلی و خارجی، شوک‌های نفتی و تحریم‌ها بوده است.

در مقاله‌ی حاضر به دنبال پاسخ به این سوالات هستیم که آیا نرخ بهره (نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات) واقعاً ابزار مناسب و کارایی جهت اعمال سیاست پولی در فرآیند هدف‌گذاری تورم طی حدود دو دهه‌ی اخیر بوده است؟ و ثانیاً آیا استفاده از نرخ رشد قیمت مسکن به جای نرخ بهره (نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات) به عنوان ابزار مدنظر سیاست‌گذار پولی در فرآیند هدف‌گذاری تورم تفاوت معنی‌دار و مهمی را در توابع عکس‌العمل متغیرها ایجاد کرده است؟ بدین منظور از آمار مربوط به فصل چهارم سال ۱۳۷۰ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ و مدل برنامه‌ریزی پویای تصادفی استفاده شده است.

در ادامه این مقاله در بخش ۲، مبانی نظری، در بخش ۳، پیشینه‌ی تحقیق، در بخش ۴، روش برنامه‌ریزی پویای تصادفی، در بخش ۵، معرفی داده‌ها و تحلیل نوسانات قیمت مسکن و نرخ تورم، در بخش ۶، نتایج تخمین و تحلیل آن و در بخش ۷ جمع‌بندی گفته خواهد شد.

۲- مبانی نظری

در راستای هدف‌گذاری تورم معمولاً بانک مرکزی از سیاست‌های پولی مختلفی استفاده کرده و به نوعی سیاست پولی انبساطی و یا انقباضی خود را تنظیم می‌کند تا اهداف تورمی و تولیدی خود را به‌دست آورد، لذا در مباحث پولی بیان می‌شود که بانک

مرکزی از قاعده تیلور برای هدف گذاری خود استفاده می‌کند. قاعده‌ی تیلور بیانگر این است که بانک مرکزی نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت را با افزایش نرخ تورم نسبت به سطح هدف آن با مثبت شدن شکاف تولید، افزایش می‌دهد، اما تیلور (۱۹۹۳) به بانک‌های مرکزی هشدار می‌دهد که با توجه به شرایط مختلف اقتصادی از این قاعده استفاده نکنند. سیاست پولی در حقیقت باید به نوعی اعمال شود که بتواند به خوبی به تغییرات در قیمت دارایی‌ها پاسخ داده و بر پیش‌بینی‌های تورم و رشد اقتصادی مؤثر باشد. سیاست پولی باید به تغییرات در قیمت دارایی‌ها پاسخ دهد تا بتواند امکان دستیابی به نرخ رشد اقتصادی و تورم بهینه را پدید آورد. مطالعات حاکی از آن است که کم‌تر کسی است که در مورد نقش قیمت‌های مسکن در تعیین سیاست پولی شک داشته باشد، بنابراین پیرامون مسئله‌ی هدف‌گذاری، نرخ تورم قیمت مسکن نیز باید توسط سیاست‌گذار کاملاً در نظر گرفته شود، چون زمانی که قیمت دارایی‌ای مثل مسکن متأثر از عوامل غیربنیادی تغییر کند، این تغییرات غیربنیادی قیمت مسکن منجر به تخصیص نابهینه‌ی منابع و ریسک ناشی از نوسانات زیاد در فعالیت‌های اقتصادی و تورم شده و در این موارد، باید بیش‌تر در مورد چگونگی سیاست‌های پولی و هدف‌گذاری آن تفکر کرد. بدین ترتیب بانک مرکزی باید در راستای اعمال سیاست پولی و هدف‌گذاری نرخ تورم و رشد اقتصادی به نوعی عمل کند که قیمت دارایی‌هایی مثل مسکن در آینده افزایش نیابد.^۱

یکی از معروف‌ترین مطالعات کاربردی که در زمینه‌ی قواعد پولی بهینه انجام گرفته و تقریباً پایه و اساس بسیاری از مطالعات معتبر بعدی دیگر می‌باشد، مطالعه‌ی رودبوش و سونسون^۲ (۱۹۹۹) است که در مقاله‌ی حاضر نیز استفاده شده است. در این

۱. مطالعات برجسته و گوناگونی به نقش اثر وثیقه‌ای مسکن ۱ و قیمت مسکن بر مصرف بخش خصوصی در فرآیند انتقال و انتشار سیاست پولی پرداخته‌اند که از مهم‌ترین این مطالعات، مطالعه‌ی یاکوواپلو (۲۰۰۵) و آکی و پرودمن و لیک (۲۰۰۴) می‌باشد. اصولاً خانوارها و بنگاه‌های دارای ثروت مسکونی بیشتر، به پشتوانه‌ی وثایق ملکی، می‌توانند با توجه به وثیقه قرار دادن املاک و مستغلات خود، تقاضای اعتبار بیشتری داشته و در دوره‌های اعمال سیاست پولی انقباضی، سبب کاهش اثرات رکودی ناشی از اعمال این سیاست بر روی تغییرات در مصرف و سرمایه در گردش بنگاه‌ها شوند و بالعکس در دوره‌های اعمال سیاست پولی انبساطی سبب تشدید اثرات سیاست پولی انبساطی بر مصرف بخش خصوصی می‌شوند و از این طریق می‌توانند بر فرآیند انتشار و انتقال سیاست پولی مؤثر باشند.

2. Rudebusch, G. and Svensson, L. 2002

مطالعه از یک مکانیزم انتقال کینزی شامل دو معادله منحنی فیلیپس و منحنی تقاضای کل استفاده می‌شود که معادله (۱) منحنی فیلیپس و به عنوان نماینده‌ی عرضه‌ی کل که در آن π_t نرخ تورم فصلی به صورت $\pi_t = 400 * (\ln P_t - \ln P_{t-1})$ ، P_t سطح عمومی قیمت‌ها و Y_t شکاف بین تولید ناخالص داخلی بالقوه و بالفعل است، می‌باشد. آنها معادله‌ی (۲) را معادله‌ی منحنی IS به عنوان نماینده‌ی از تقاضای کل اقتصاد می‌دانند که در آن i_t نرخ سود تسهیلات اعطایی فصلی در بخش بازرگانی و خدمات و به عنوان نماینده‌ی نرخ بهره می‌باشد. i_t در معادله (۲) متوسط نرخ بهره‌ی فصلی به صورت $\frac{1}{4} \times \sum_{j=0}^3 i_{t-j}$ و به طور مشابه $\bar{\pi}_t$ متوسط نرخ تورم فصلی مطابق با فرمول

$\frac{1}{4} \times \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$ می‌باشد. طبق مطالعه‌ی رودبوش و سونسون، اگر فرض شود که نرخ بهره‌ی

اسمی به عنوان ابزار سیاستی در فرآیند هدف‌گذاری تورم کارایی ندارد، می‌توان به جای آن در معادله‌ی منحنی تقاضای کل یا منحنی IS، از نرخ رشد قیمت دارایی مسکن استفاده کرد که در رابطه‌ی (۴) درج شده است:

$$\pi_{t+1} = \alpha_{\pi 1} \pi_t + \alpha_{\pi 2} \pi_{t-1} + \alpha_{\pi 3} \pi_{t-2} + \alpha_{\pi 4} \pi_{t-3} + \alpha_y Y_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$Y_{t+1} = \beta_{y1} Y_t + \beta_{y2} Y_{t-1} + \beta_{rph} (rph_t - \bar{\pi}_t) + \eta_{t+1} \quad (4)$$

در معادلات (۳) و (۴)، Y_t شکاف تولید، π_t نرخ تورم، $\bar{\pi}$ متوسط نرخ تورم در

چهار فصل گذشته و rph_t متوسط نرخ رشد قیمت مسکن، در چهار فصل گذشته است که بر اساس معادلات فوق، تغییر نرخ رشد قیمت مسکن به عنوان ابزار سیاست‌گذاری sff تغییر تقاضای کل و محصول شده و از این طریق بر سطح قیمت‌ها اثر می‌گذارد. معادله‌ی (۴)، معادله منحنی IS است که در آن به جای نرخ بهره‌ی اسمی i_t از نرخ

رشد قیمت مسکن rph_t استفاده شده است و با مبانی نظری مدل در خصوص اثرات رشد قیمت مسکن بر روی تقاضای کل و شکاف تولید مطابقت دارد. در ادامه‌ی مقاله و در بخش (۶)، روابط (۱)، (۲) و (۴) برای ایران طی دوره‌ی ۲۱ ساله مورد بررسی در این مقاله، برآزش خواهند شد.

همچنین تابع زیانی که بانک مرکزی در حالت کلی با آن مواجه است شامل

معادلاتی به صورت زیر می‌باشد:

می‌شود، در نظر گرفتن انحرافات گذشته از تورم هدف هیچ توجیهی نداشته و از نظر اقتصادی نیز مقرون به صرفه نمی‌باشد، مسئله‌ی مشابهی در مورد انحراف از تولید بالقوه^۱ نیز وجود دارد، به طوری که وزن λ را به شکاف جاری تولید ناخالص داخلی یا سیکل‌های تولید ناخالص داخلی نسبت می‌دهد و چون نرخ بهره‌ی جاری در بردار متغیرهای حالت^۲ جایی ندارد، لذا درایه‌های غیرصفر ماتریس K در حقیقت وزن ν را به تغییرات بین دوره‌ای از نرخ بهره گذشته نسبت می‌دهد. هرچند باید توجه داشت که برای بانک مرکزی پیش نگر^۳ زمانی که این بانک در مورد سیاستش تصمیم‌گیری می‌کند توجه به وزن‌های λ و ν و سایر درایه‌های ماتریس K اهمیت زیادی می‌یابد و سایر درایه‌های ماتریس K برابر صفر قرار داده می‌شوند.

۳- پیشینه‌ی تحقیق

اقتصاددانان کانال‌های گوناگونی را که از طریق آنها تغییر در سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و مصرف تأثیر می‌گذارد، معرفی کرده‌اند. آنها بین دو دیدگاه از دیدگاه‌های مهم پولی و اعتباری که با یکدیگر ناسازگار نیستند، تمایز قائل شده‌اند. دیدگاه پولی بر فهم متعارف مکانیسم انتقال سیاست پولی بر پایه مدلی مبتنی است که در آن تحرکات عرضه پول و نرخ بهره به‌طور مستقیم فعالیت اقتصاد واقعی را از طریق هزینه‌ی تأمین سرمایه متأثر و به‌طور غیرمستقیم نیز از کانال قیمت‌داری بر اقتصاد اثرگذار است. مک‌لنن^۴ (۱۹۹۴)، بیان می‌دارد که کاهش هزینه‌ی وام‌گیری بعد از سیاست کنترل و کاهش نرخ بهره‌ی ناشی از سیاست پولی انبساطی، سه اثر مستقیم بر بخش مسکن دارد. اولاً سیاست پولی انبساطی از طریق هزینه‌ی سرمایه، منجر به افزایش در ساخت مسکن‌های جدید و نوسازی مسکن‌های موجود می‌شود. دومین مورد، به اثرات درآمدی نرخ بهره مربوط است که بر پایه‌ی آن وام‌گیرندگان موجود با نرخ‌های بهره‌ی بازار مسکن از هزینه‌های پایین‌تر استقراض و به شکل افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری نفع می‌برند. خریدارانی نیز که برای اولین بار به دنبال خرید خانه و یا در حال تعویض خانه‌ی قدیمی خود هستند، به خرید تشویق می‌شوند. از سویی با توجه به

-
1. Deviation from potential output
 2. State variables
 3. Forward looking central bank
 4. Maclennan, (1994)

اینکه معمولاً عرضه‌ی حقیقی مسکن در کوتاه‌مدت به دلیل محدودیت زمین تغییر نمی‌کند، لذا مواردی که مطرح شد بر قیمت مسکن بسیار مؤثر هستند. برناتک و گرتلر (۲۰۰۱)^۱، در مطالعه‌ی خود بیان کرده‌اند که رکود و رونق در بازار دارایی‌ها عامل مهمی در نوسانات اقتصاد کلان در اقتصادهای صنعتی و توسعه یافته است. گودهارت و هافمن^۲ (۲۰۰۱)، در مطالعه‌ی خود نشان دادند که افزایش در قیمت مسکن منجر به افزایش تقاضای کل در بسیاری از کشورها در آینده می‌شود. لاسترپس^۳ (۲۰۰۲)، در مطالعه‌ی واکنش‌های پویای قیمت‌های مسکن به شوک‌های عرضه‌ی پول را در ایالت متحده تخمین زده و این واکنش‌ها را به وسیله‌ی مدل تعادل پویای بازار مسکن تفسیر کرده است. وی برای تخمین مدل خود از داده‌های فصلی ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۹ استفاده نموده است. در این مطالعه شوک‌های عرضه‌ی پول با استفاده از دستگاه خودرگرسیون برداری شناسایی شده است. او به این جمع‌بندی می‌رسد که قیمت‌های حقیقی مسکن در کوتاه‌مدت در راستای واکنش به شوک‌های مثبت عرضه‌ی پول افزایش یافته‌اند. گیولیودوری^۴ (۲۰۰۴)، کانال‌های بازاری مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی را بررسی کرده است. او با استفاده از چند دستگاه خودرگرسیون برداری ساختاری برای کشورهای اروپایی با مشاهدات فصلی ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۸، نتیجه گرفته است که قیمت مسکن از شوک‌های سیاست پولی متأثر می‌شود و می‌تواند اثر سیاست پولی بر مخارج مصرفی را در اقتصادهایی که بازار مسکن آنها توسعه یافته‌تر و رقابتی است تقویت کند. آهرن و همکاران^۵ (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ی خود به بررسی رابطه‌ی بین سیاست پولی و قیمت مسکن در هشت کشور صنعتی مهم پرداخته‌اند. آنها به این جمع‌بندی رسیده‌اند که افزایش قیمت مسکن قبل از یک دوره‌ی سیاست پولی انبساطی رخ می‌دهد و سپس تورم افزایش یافته و سبب آغاز سیاست پولی انقباضی قبل از اوج قیمت مسکن آغاز می‌شود.

در ایران نیز مطالعاتی در این راستا انجام گرفته است. علوی زرننگ (۱۳۸۱)، در مطالعه‌ای به بررسی نقش تسهیلات بانک مسکن بر نوسانات بازار مسکن پرداخته است. وی از داده‌های آماری فصلی ۷۸-۱۳۶۵ و سالانه ۷۸-۱۳۶۰ در قالب دو سناریو و از

1. Bernanke, B. and Gertler, M. (2001)
2. Goodhart, C. and Hofmann, B. (2001)
3. Lastrapes, (2002)
4. Giuliiodori, (2004)
5. Ahearne, et al, 2005

مدل خودرگرسیون برداری و هم انباشتگی انگل گرنجر استفاده کرده است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و میان مدت نوسانات تسهیلات بانکی و درآمد ملی و در بلندمدت، نوسانات قیمت عمده فروشی مصالح ساختمانی بیش‌ترین سهم را در نوسانات بازار مسکن در ایران در سال‌های مورد بررسی داشته است.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن را با روش داده‌های ترکیبی طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴ برای ۱۸ کشور مورد مطالعه قرار داده‌اند. در این بررسی نسبت قیمت به اجاره به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن به کار گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای سیاست پولی، متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها، از عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن می‌باشند. سیاست پولی سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را در ایران و کشورهای که دارای نسبت قیمت به اجاره‌ی بالاتری هستند، به خود اختصاص داده است. قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷)، در مطالعه‌ی دیگری به بررسی اثرات سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رونق و رکود بازار مسکن در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه الگوی شکل‌گیری حباب قیمت مسکن با به کارگیری روش ARDL و داده‌های فصلی ایران طی دوره‌ی ۸۵-۱۳۷۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تخمین نشان می‌دهد که متغیر نرخ بهره‌ی واقعی در دوره‌ی رونق اثر قوی‌تری بر شکل‌گیری حباب دارد و به طور کلی متغیرهای سیاست پولی از مهم‌ترین متغیرها در شکل‌گیری حباب در دوره‌ی رونق و رکود در ایران بوده‌اند. قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای به روش ARDL با داده‌های فصلی ایران در دوره‌ی ۸۵-۱۳۷۱ به بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به حباب قیمت مسکن پرداخته است. نتایج این مطالعه ضمن تأیید فرض شکل‌گیری حباب به کمک آزمون‌های مختلف، نشان می‌دهد که واکنش مناسب مقامات پولی مستلزم در نظر گرفتن قیمت مسکن در قواعد سیاست پولی است.

کمیجانی و حائری (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ی خود برای بررسی نقش مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی، از روش خودرگرسیون برداری و داده‌های فصلی ۱۳۷۱ تا فصل دوم ۱۳۸۷ استفاده کرده‌اند. آنها یک رویکرد دو مرحله‌ای را دنبال نموده‌اند که در مرحله‌ی اول اثرات شوک پولی بر قیمت مسکن و در مرحله‌ی دوم نقش نسبی نوسانات القا شده در قیمت مسکن بر مصرف خصوصی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج توابع واکنش آنی مربوط به مرحله‌ی اول، حاکی از آن است که قیمت مسکن توسط شوک‌های سیاست پولی به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. نتایج مرحله‌ی دوم

نشان داده است که قیمت مسکن می‌تواند اثرات شوک‌های پولی بر مخارج مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و در مکانیسم انتقال پولی به ایفای نقش پردازد. مقایسه‌ی نتایج دو مدل تخمین زده شده نشان می‌دهد که واکنش مصرف‌کننده‌ی حقیقی به یک تکانه‌ی مثبت پولی در حالتی که قیمت مسکن به صورت درون‌زا در مدل لحاظ می‌شود، بیش‌تر از حالتی است که وقفه قیمت مسکن به عنوان متغیر برون‌زا در مدل وارد می‌شود. بنابراین مطابق این مطالعه می‌توان استدلال کرد که اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر مصرف‌کننده‌ی حقیقی به صورت اثر تراژنامه‌ای، اثر ثروت، اثر اعتماد و اثر انتظارات بر اثر منفی آن یعنی بر پس‌انداز و اجاره‌ها غلبه دارد. کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ی دیگری سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را با استفاده از نوع تبدیل یافته‌ی قاعده‌ی تیلور که در آن نرخ رشد پایه‌ی پولی براساس انحراف تولید از تولید بالقوه و تورم از تورم هدف تعیین می‌شود، مورد بررسی و آزمون قرار داده‌اند. در این مطالعه فرض می‌شود که تورم هدف سیاست‌گذار پولی تنها برای خود او مشخص بوده و سایر فعالان اقتصادی از آن خبر ندارند. با توجه به این نکته، ابتدا با فرض ثبات ضرایب مدل در طول زمان و فرض غیر قابل مشاهده بودن تورم هدف، این متغیر با استفاده از فیلتر کالمن برآورد شده و در ادامه با فرض این که حساسیت بانک مرکزی نسبت به دو هدف تورم و تولید در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی متفاوت است، پارامترهای مدل با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ تعیین شده است. نتایج حاصل از برآورد این مدل حاکی از آن است که به استثنای چند سال ابتدایی دوره‌ی تحت بررسی، سیاست‌گذار توانسته تشخیص نسبتاً درستی از وضعیت رکود و رونق اقتصادی داشته باشد، اما این تشخیص با وقفه انجام گرفته است.

۴- مدل برنامه‌ریزی پویای تصادفی

در مطالعه‌ی حاضر از روش برنامه‌ریزی پویای تصادفی استفاده می‌شود که در اینجا توضیحاتی پیرامون آن می‌شود. در این روش با دو مرحله مواجه هستیم. اول، بررسی مسیر زمانی متغیرهای سیاستی در آغاز دوره‌ی برنامه‌ریزی که این مسیرهای زمانی توسط سیاست‌گذار بدون توجه به حوادث آتی تعیین می‌شود و دوم تعیین متغیرهای سیاستی به عنوان تابعی از مشاهدات که به آن قاعده‌ی کنترل یا تابع کنترل می‌گویند.

مدل خطی زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Z_t = B_t Z_{t-1} + C_t X_t + b_t + u_t \quad (A)$$

در مدل (۸)، B_t و C_t ماتریس‌های ثابت و u_t برداری است که به صورت سریالی خودهمبسته نیست و میانگین صفر و ماتریس کوواریانس دارد. ماتریس‌های B_t و C_t می‌توانند طی زمان تغییر کنند که در اینجا برای سادگی فرض می‌شود، تغییر نمی‌کنند. ماتریس Z دربرگیرنده‌ی متغیرهای وابسته‌ی با وقفه است و تابع زیان به صورت رابطه‌ی (۹) می‌باشد:

$$W = \sum_{t=1}^T (Z_t - a_t) K_t (Z_t - a_t) = \sum_{t=1}^T (\hat{Z}_t K_t Z_t - 2\hat{Z}_t K_t a_t + \hat{a}_t K_t a_t) \quad (9)$$

در رابطه‌ی (۹)، K یک ماتریس مثبت، قطری و متقارن است که عناصر صفر آن مطابق با متغیرهای با وقفه‌ی سیستم می‌باشد. در یک مسأله کنترل بهینه در حقیقت به دنبال حداقل‌سازی رابطه‌ی (۹) نسبت به قید رابطه‌ی (۸) هستیم. پس مسأله اساسی در اینجا انتخاب سیاست بهینه (یعنی تعیین X_1, X_2, \dots, X_T) به گونه‌ای است که انتظارات شرطی را با توجه به وضعیت اولیه Z_0 حداقل کند، لذا مسأله به صورت برگشت به عقب و به صورت مرحله به مرحله حل و در هر مرحله فقط یک بردار نامشخص تعریف می‌شود. با توجه به اصل بهینه‌یابی، راه‌حل برنامه‌ریزی پویا بهینه است چون در هر زمان، با توجه به وضعیت اولیه، مسأله برای آخرین دوره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$V_T = E_{T-1} (Z_T - a_T)' K_T (Z_T - a_T) = E(\hat{Z}_T H_T Z_T - 2\hat{Z}_T h_T + c_T) \quad (10)$$

شرط $H_T = K_T$ برای تعمیم مسأله به یک مسأله چند دوره‌ای استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن مدل (۱۰) برای Z_t و با توجه به بحث انتظارات داریم:

$$V_T = (B_T Z_{T-1} + C_T X_T + b_T)' H_T (B_T Z_{T-1} + C_T X_T + b_T) \quad (11)$$

$$= -2(B_T Z_{T-1} + C_T X_T + b_T)' h_T + E_{T-1}(u_T' H_T u_T) + c_T$$

توزیع تصادفی u_T مستقل از Z_{T-1} است و با دیفرانسیل‌گیری از رابطه‌ی (۱۱)

نسبت به بردار سیاستی X_T داریم:

$$\frac{\partial V_T}{\partial X_T} = 2\hat{C}_T H_T (B_T Z_{T-1} + C_T X_T + b_T) - 2\hat{C}_T h_T = 0 \quad (12)$$

رابطه‌ی (۱۲) با توجه به سیاست بهینه، برای آخرین دوره‌ی T ذکر شده است:

$$\hat{X}_T = G_T Z_{T-1} + g_T \quad (13)$$

$$G_T = -(\hat{C}_T H_T C_T)^{-1} (\hat{C}_T H_T B_T) \quad (14)$$

$$g_T = -(\hat{C}_T H_T C_T)^{-1} (\hat{C}_T H_T b_T - \hat{C}_T h_T) \quad (15)$$

طبق رابطه‌ی (۱۳) \widehat{X}_T بهینه می‌تواند به‌عنوان تابعی از Z_{T-1} بیان شود که این عملکرد برای تعیین سیاست‌های بهینه برای دوره‌های نزدیک‌تر ضروری است. بنابراین برای دستیابی به حداقل زیان رفاهی انتظاری، V_T یک تابع چندگانه از Z_{T-1} حاصل می‌شود. با ارائه یک راه حل برای G_t و H_t در وضعیت تعادل ثابت پایدار^۱، به B_t و C_t دست می‌یابیم، لذا در نهایت خواهیم داشت:

$$G = -(\hat{C}HC)^{-1}(\hat{C}HB) \quad (16)$$

$$H = K + (A + CG) \hat{H}(A + CG) \quad (17)$$

با معرفی $R = (A + CG)$ و نوشتن رابطه‌ی (۱۷) به عنوان یک سری نامحدود داریم:

$$H = K + \hat{R}KR + \hat{R}^2KR^2 + \dots$$

حال اگر رابطه‌ی (۱۸) همگرا باشد و اگر مقادیر ویژه‌ی رابطه $(A + CG)$ کم‌تر از یک باشند، وضعیت تعادل ثابت پایدار همچنان برقرار خواهد بود.

۵- معرفی داده‌ها و تحلیل نوسانات قیمت مسکن و نرخ تورم

داده‌های متغیرهای روابط (۱)، (۲) و (۴) (جهت برازش) اعم از نرخ تورم فصلی، سطح عمومی قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی، نرخ سود تسهیلات فصلی اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات و متوسط نرخ رشد قیمت یک مترمربع آپارتمان مسکونی فصلی مربوط به دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱q4 - ۱۳۷۰q4 برای کشور ایران، با مراجعه به تارنمای بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به‌دست آمده است.

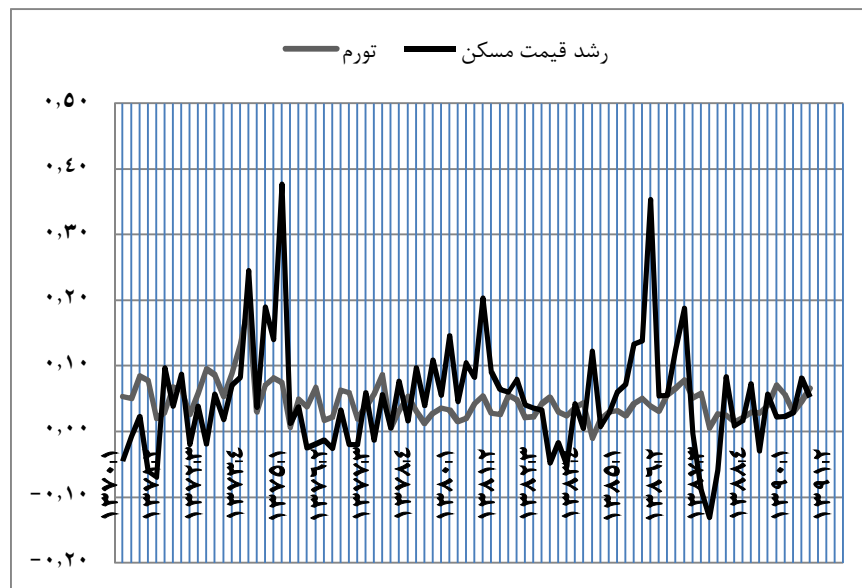
همچنین چون سیاست پولی سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن را در ایران، که دارای نسبت قیمت به اجاره بالایی است، به خود اختصاص داده است، لذا در این مطالعه، از متغیر نرخ رشد قیمت مسکن به جای نرخ اجاره به عنوان ابزار مورد نظر سیاست‌گذاران پولی در فرایند هدف‌گذاری تورم استفاده می‌شود و در نهایت می‌توان گفت واکنش مناسب مقامات پولی در راستای سیاست‌گذاری و هدف‌گذاری‌ها مستلزم توجه به قیمت مسکن است.^۲

در نمودار ۱ نرخ رشد قیمت مسکن و نرخ تورم با هم رسم شده است همان‌طور که مشاهده می‌شود، در برخی از زمان‌ها نرخ تورم و رشد قیمت مسکن، بسیار شبیه

1. Steady State

۲. تقریباً در تمامی مطالعات در این زمینه نیز از قیمت مسکن استفاده شده است.

یکدیگر حرکت می‌کنند، ولی در بیش‌تر زمان‌ها، نرخ رشد قیمت مسکن بالاتر و بیش‌تر از نرخ تورم است. همچنین نمودار رشد قیمت مسکن نشان می‌دهد، با اینکه قیمت مسکن در بیش‌تر زمان‌ها تغییرات کوتاه مدت زودگذر و تغییرات فصلی داشته، ولی در مواقعی مثل دوره‌های (۷۵-۱۳۷۴)، (۸۱-۱۳۸۰) و (۸۶-۱۳۸۵)، قیمت مسکن با افزایش شدیدتری مواجه بوده است که این مسئله به دوره‌های رونق و رکود قیمت مسکن باز می‌گردد البته الگوی سیکلی یا ادواری به‌دست آمده از دوره‌های رونق و رکود قیمت مسکن در مطالعه‌ی عباسی‌نژاد و لواسانی (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که دوره‌های رونق و رکود قیمت مسکن نامتقارن بوده و به ترتیب به‌طور متوسط یک سال و نیم (شش فصل) طول دوره‌ی رونق و چهار سال و نیم (هجده فصل) طول دوره‌ی رکود می‌باشد، به‌عبارت دیگر دوره‌های رونق کوتاه‌تر بوده و سریع‌تر از دوره‌های رکود که به‌طور متوسط هر چهار سال و نیم طی می‌شوند، به اتمام می‌رسند. همچنین یک سیکل قیمت مسکن - که از نقطه‌ی پایین‌ترین حوضی تا نقطه بعدی پایین‌ترین حوضی است - به‌طور متوسط هر شش سال به شش سال رخ می‌دهد.



نمودار ۱. نرخ رشد قیمت مسکن و نرخ تورم

ماخذ: ترازنامه‌های بانک مرکزی

۶- تخمین و تحلیل نتایج آن

قبل از انجام تخمین به بررسی مانایی متغیرها پرداخته می‌شود. نتایج بررسی در جدول ۱ آمده است. مطابق نتایج این جدول، تمامی متغیرها مانا در سطح هستند.

جدول ۱- مانایی و نامانایی متغیرها

مرتب انباشتگی	مانایی یا عدم مانایی	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماره‌ی KPSS	سری‌های زمانی در سطح
I (0)	مانا	۰/۱۴۶۰	۰/۰۴۶۳	$\bar{i}_t - \bar{\pi}_t$
I (0)	مانا	۰/۱۴۶۰	۰/۰۵۴۰	$\bar{rph}_t - \bar{\pi}_t$
I (0)	مانا	۰/۱۴۶۰	۰/۰۷۷۴	π_t
I (0)	مانا	۰/۱۴۶۰	۰/۰۵۵۰	y_t
I (0)	مانا	۰/۱۴۶۰	۰/۰۴۳۹	rph

مرتب انباشتگی	مانایی یا عدم مانایی	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماره‌ی ADF	سری‌های زمانی در سطح
I (0)	مانا	-۳/۴۶۹۲	-۳/۸۶۹۹	$\bar{i}_t - \bar{\pi}_t$
I (0)	مانا	-۳/۴۶۹۲	-۳/۶۶۳۰	$\bar{rph}_t - \bar{\pi}_t$
I (0)	مانا	-۳/۴۶۹۲	-۴/۰۱۸۴	π_t
I (0)	مانا	-۳/۴۶۹۲	-۳/۶۶۹۰	y_t
I (0)	مانا	-۳/۴۶۹۲	-۳/۸۱۹۱	rph

ماخذ: نتایج تحقیق

مطابق جدول ۱ بر اساس دو آزمون KPSS، ADF همه‌ی متغیرهای مذکور مانا هستند. به‌منظور تکمیل کردن آسانتر قیود بر روی ضرایب، به جای اینکه معادلات (۱) و (۲) سیستم فوق در قالب یک مدل خود رگرسیون برداری تخمین زده شود، آنها را با روش حداقل مربعات معمولی به صورت تک تک و منفرد تخمین می‌زنیم. نتایج تخمین رابطه‌ی (۱) در ادامه آمده است:

$$\pi_t = 2.6221 + 0.4933\pi_{t-1} + 0.2877\pi_{t-2} + 0.3132\pi_{t-3} - 0.2510\pi_{t-4} + 0.1085y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

t: 1.61 4.51 2.36 2.55 -2.23 3.34

$$R^2 = 0.68; \text{Adjusted } R^2 = 0.66; \text{Durbin-Watson stat} = 1.95; \text{F-statistic} = 28$$

نتایج تخمین معادله (۲) و (۴) که در اولی از نرخ بهره و در دومی به جای نرخ بهره‌ی اسمی از نرخ رشد قیمت مسکن استفاده شده، در جدول (۲) آمده است:

جدول ۲- نتایج تخمین روابط (۲) و (۴)

متغیرها	ضرایب و آماره t (رابطه‌ی ۲)	ضرایب و آماره t (رابطه‌ی ۴)
عرض از مبدا	-0.0011 (0.763)	0.0055 (0.7798)
y_{t-1}	0.763 (5.95)	0.7849 (6.08)
y_{t-2}	-0.0962 (-0.7421)	-0.1462 (-1.0652)
$\bar{i}_t - \bar{\pi}_t$	0.0014 (1.83)	-
$rph_t - \bar{\pi}_t$	-	-0.0823 (-2.0861)
	$R^2 = 0.50$	$R^2 = 0.51$
	$\bar{R}^2 = 0.48$	$\bar{R}^2 = 0.47$
	DW = 1.95	DW = 1.96

ماخذ نتایج تحقیق

طبق نتایج تخمین روابط (۲) و (۴)، به نظر می‌رسد که طی دو دهه‌ی اخیر رفتار سیاست‌گذاران در زمینه‌ی تغییر نرخ بهره‌ی اسمی در ایران به عنوان ابزار سیاست پولی در فرآیند هدف‌گذاری تورم فاقد وجاهت و عقلانیت لازم بوده، به‌طوری‌که بیش‌تر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان در اقتصاد ایران حساسیت اندکی نسبت به تغییرات نرخ

پنجمین سطر ماتریس a_t هدف در نظر گرفته شده برای شکاف تولید است و برابر صفر می‌باشد، این نشان می‌دهد که اقتصاد با تولید بالقوه^۱ رشد می‌کند. برای نسبت دادن یک نرخ بهره‌ی هدف، حدس یا نظری وجود ندارد، زیرا تنها تغییر سطحی نرخ بهره، جزئی از تابع زیان بانک مرکزی است. پس فرم خاص بلوک درایه‌های شامل v و $-v$ در ماتریس K ، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{bmatrix} i_{t-1} - 0 & i_{t-2} - 0 \\ -v & v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_{t-1} - 0 \\ i_{t-2} - 0 \end{bmatrix} = vi_{t-1}^2 - 2vi_{t-1}i_{t-2} + vi_{t-2}^2 \quad (20)$$

$$= v(i_{t-1} - i_{t-2})^2$$

حال با توجه به توضیحات فوق در مورد ماتریس K ، تابع زیان بانک مرکزی به صورت زیر در می‌آید:

$$L = E. \sum_{t=1}^T (\pi_t - 1\delta)^2 + \lambda y_t^2 + v(i_t - i_{t-1})^2 \quad (21)$$

با توجه به فروض مطرح شده در بالا و این حقیقت که ماتریس‌های K ، B ، C ، b و a ماتریس‌هایی ثابت طی زمان^۲ هستند. حل رابطه برای G و به‌دست آوردن G در یک وضعیت باثبات^۳ صورت می‌گیرد. معادلاتی که برای معرفی و تعریف ماتریس G وجود دارند به صورت زیر هستند:

$$G = -(C'HC)^{-1}C'HB \quad (22)$$

$$H = K + (B + CG)'H(B + CG) = K + R'HR \quad (23)$$

مسئله فوق را به صورت عددی و با استفاده از پارامترهایی که با استفاده از نتایج برازش روابط (۱)، (۲) و (۴) و فروض مدل به‌دست آمده‌اند، حل کرده و فرض می‌کنیم که $\lambda = 1$ ، $v = 1$ است. برای حل مسئله از برنامه‌ای که در محیط نرم افزار Matlab نوشته شده، استفاده می‌شود. در نهایت معادله کنترل بازخور بهینه^۴ در وضعیت باثبات^۵ به صورت زیر خواهد بود:

$$X_t = G_t Z_{t-1} + g_t \quad (24)$$

-
4. potential output
5. Time invariant
6. Steady state
1. Optimal feedback control equation
2. Steady state

ماتریس G به صورت زیر به دست می‌آید:

$$G = \begin{bmatrix} -0.0045 & -0.0016 & -0.0001 & 0.0013 & -0.0049 & 0.0006 & 0.989 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$g_t = 3.9174$$

نیز به دست می‌آید. در نهایت معادلات کنترل بازخور بهینه دو مدل که در مدل اول از نرخ بهره (نرخ سود تسهیلات در بخش بازرگانی و خدمات) به عنوان ابزار و در مدل دوم از نرخ رشد قیمت مسکن به عنوان ابزار در هدف گذاری تورم استفاده شده است، به صورت زیر حاصل می‌شوند.

$$\begin{aligned} i_t = & +3.9174 - 0.0045 \times \pi_{t-1} - 0.0016 \times \pi_{t-2} - 0.0001 \times \pi_{t-3} \\ & + 0.0013 \times \pi_{t-4} - 0.0049 \times y_{t-1} + 0.0006 \times y_{t-2} + 0.989 \times i_{t-2} \\ & - 0.0001 \times i_{t-3} - 0.0001 \times i_{t-4} \end{aligned} \quad (25)$$

و معادلات کنترل بازخور بهینه در مدل دوم نیز به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} rph_t = & -7.6964 + 0.1928 \times \pi_{t-1} + 0.08364 \times \pi_{t-2} + 0.0193 \times \pi_{t-3} \\ & - 0.04697 \times \pi_{t-4} + 0.1371 \times y_{t-1} - 0.0285 \times y_{t-2} + 0.7929 \times rph_{t-2} \\ & - 0.0092 \times rph_{t-3} - 0.0040 \times rph_{t-4} \end{aligned} \quad (26)$$

معادلات کنترل بازخور بهینه به طور مستقیم به ترجیحات سیاست گذار ارتباط پیدا می‌کنند (به عبارت دیگر هر معادله کنترل بازخور بهینه به طور مستقیم به مقادیر انتخاب شده از سوی سیاست گذار برای λ, γ مرتبط می‌شود).

در هر دو معادله کنترل بازخور بهینه (۲۵) و (۲۶) به ترتیب i_t و rph_t نماینده‌ای از نرخ بهره و نرخ رشد قیمت مسکن هستند و π_t نرخ تورم و y_t شکاف تولید است. در شرایط تعادل یکنواخت پایدار^۱ و طبق معادله کنترل بازخور بهینه حاصل شده از معادله (۲۵)، بانک مرکزی باید بر اساس اطلاعات خود از تورم دوره‌ی گذشته و شکاف تولید، میزان بهینه نرخ بهره را بر اساس ضرایب این رابطه، مشخص و طبق معادله کنترل بازخور بهینه حاصل شده از معادله (۲۶)، بانک مرکزی باید بر اساس اطلاعات خود از تورم دوره‌ی گذشته و شکاف تولید، میزان بهینه نرخ رشد قیمت مسکن را مشخص کند. همان طور که ملاحظه می‌شود بر اساس رابطه‌ی (۲۵)، نرخ بهره‌ی دوره‌ی جاری، نسبت به تورم یک دوره، دو دوره و سه دوره‌ی گذشته عکس العمل منفی بسیار اندک و نسبت به شکاف تولید، عکس العمل منفی اندکی از خود نشان می‌دهد به عبارت دیگر قاعده به دست آمده از مدل اول، یک انقباض و کاهش

اندک در نرخ بهره‌ی دوره‌ی جاری را در پاسخ به افزایش در تورم و شکاف تولید در دوره‌ی گذشته نشان می‌دهد، ولی این نتایج از دو جهت با قاعده‌ی بهینه‌ی مطالعه‌ی مهم و پایه‌ای رودبوش و سونسون (۱۹۹۹)، مطابقت نداشته و متفاوت است. دلیل اصلی آن به عدم توجه سیاست‌گذار به تغییرات مورد نیاز از نظر اندازه و میزان تغییر در نرخ بهره در دوره‌های کوتاه ماهیانه و فصلی به تناسب تغییر در تورم و رشد اقتصادی برمی‌گردد و چون ضرایب به‌دست آمده از نتایج تخمین رابطه‌ی (۲) حاکی از ضریب اندک $(\bar{\pi}_t - \pi_t)$ بوده است، لذا شکاف تولید به $(\bar{\pi}_t - \pi_t)$ واکنش اندکی نشان می‌دهد. این نتیجه به نوعی تأییدی بر نظرات اقتصاددانانی است که معتقدند نرخ بهره‌ی اسمی به عنوان ابزار در دو دهه‌ی گذشته در اقتصاد ایران از کارایی لازم برخوردار نبوده است. حال، نتایج حاصل از قاعده کنترل بازخور بهینه‌ی به‌دست آمده از مدل دوم منطقی‌تر و بهتر بوده و با مطالعه‌ی رودبوش و سونسون (۱۹۹۹) همخوانی و مطابقت بیشتری داشته است، همان‌طور که از معادله‌ی (۲۶) مشخص است، نرخ رشد قیمت مسکن در دوره‌ی جاری، نسبت به تورم یک دوره، دو دوره و سه دوره‌ی گذشته عکس‌العمل مثبت قابل توجهی نشان می‌دهد. همچنین بر اساس قاعده مذکور که در وضعیت باثبات به‌دست آمده است، نرخ رشد قیمت مسکن دوره‌ی جاری، نسبت به شکاف تولید در یک دوره‌ی گذشته، عکس‌العمل مثبت قابل قبولی از خود نشان می‌دهد و طبق نتایج تخمین رابطه‌ی (۴) شکاف تولید به $(\pi_t - \bar{\pi}_t)$ واکنش مناسب و قابل قبولی از خود نشان می‌دهد که این نتیجه موافق انتظار ما می‌باشد.

در ادامه نتایج توابع کنترل بازخور بهینه (۲۵) و (۲۶) در نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی (۲) و (۳) ترسیم شده است. طبق نمودار (۲)، با تغییر وزن اختصاص یافته برای یکنواخت سازی نرخ بهره در سیستم شبیه سازی از $v=1$ به $v=0.1$ (که در حقیقت به معنای کم کردن وزن اختصاص یافته برای یکنواخت سازی نرخ بهره در سیستمی است که پارامترهای آن از داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران به‌دست آمده)، مشاهده می‌شود که تقریباً تغییرات بسیار اندکی در بیش‌تر توابع عکس‌العمل آنی سایر متغیرهای رابطه‌ی (۲۵) یعنی تورم و شکاف تولید نسبت به سایر تکانه‌ها ایجاد نمی‌شود و حاکی از آن است که در این سیستم بودن یا نبودن نرخ بهره اثری بر عکس‌العمل سایر متغیرهای سیستم نسبت به یکدیگر ندارد. در نمودار (۲) با تغییر از $v=1$ به $v=0.1$ ، اثر تکانه‌های تورم بر شکاف تولید اندکی دستخوش تغییر می‌شود، یعنی

تغییر نرخ تورم کمی از اثرات منفی تکانه‌های تورم بر روی شکاف تولید را جذب کرده و از بین می‌برد.

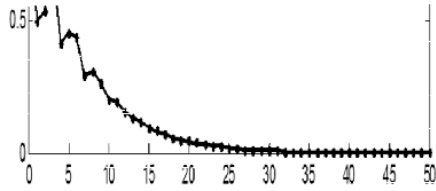
در نمودار (۲)، نمودارهای آبی که با $v=1$ به دست آمده بر نمودارهای قرمز که با $v=0.1$ به دست آمده منطبق شده است. همچنین بخش‌های پایینی نمودار (۲) نشان می‌دهد که با تغییر $v=1$ به $v=0.1$ نرخ بهره، واکنش بیش‌تری را به تکانه‌های تورم و شکاف تولید از خود نشان می‌دهد و در مجموع زیان به دست آمده در مدل اول که از تفاوت نمودارهای قرمز و آبی به دست می‌آید معادل ۹ واحد است.

اما از توابع عکس‌العمل آبی به دست آمده از رابطه‌ی (۲۶) در نمودار (۳) مشخص می‌شود که با تغییر وزن اختصاص یافته به تغییرات بین دوره‌ای نرخ رشد قیمت مسکن به‌عنوان یک ابزار از $v=1$ به $v=0.1$ از طرف سیاست‌گذار، تمامی توابع عکس‌العمل آبی سایر متغیرهای دیگر سیستم نیز دستخوش تغییر می‌شود که این مسئله در تفاوت بین نمودارهای آبی و قرمز در نمودار (۳) نشان داده شده است.

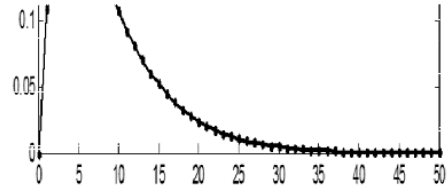
در نمودارهای (۲) و (۳) تفاوت بین خطوط قرمز و آبی در حقیقت نشان دهنده‌ی مقدار v یا وزن مورد نظر و دلخواه سیاست‌گذار برای تغییرات بین دوره‌ای نرخ بهره (نرخ رشد قیمت مسکن در مدل دوم) است و دو منحنی قرمز رنگ و آبی رنگ در حقیقت نتایج و پیامد دو تابع زیان متفاوت هستند و دو مجموعه از ترجیحات متفاوت سیاست‌گذار را نشان می‌دهند که هرچه وزن v (یا وزن مربوط به تغییرات بین دوره‌ای در نرخ بهره در مدل اول (نرخ رشد قیمت مسکن در مدل دوم)) متفاوت‌تر باشد، آنگاه تفاوت در توابع پاسخ نرخ بهره (نرخ رشد قیمت مسکن در مدل دوم (نمودار (۳))) بزرگ‌تر و بیش‌تر خواهد بود. در نهایت با ملاحظه‌ی توابع عکس‌العمل آبی زیر، می‌توان جمع‌بندی کرد که برای بررسی آثار سیاست پولی در اقتصاد ایران، باید قیمت دارایی‌هایی مثل مسکن را حتما در مدل در نظر گرفت و ورود قیمت مسکن در مدل، نیازمند صرف زمان بیش‌تر برای رسیدن به تعادل است.^۱

۱. همچنین می‌توان استدلال کرد که در حقیقت یک شوک مثبت حجم پول سبب بروز تورم شده و افزایش قیمت مسکن می‌شود که منجر به افزایش ارزش وثیقه‌های مسکن و افزایش تقاضای وام به پشتوانه‌ی این وثایق ملکی می‌شود، لذا سرمایه‌گذاری مسکونی و به دنبال آن تولید ناخالص داخلی با شدت بیشتری افزایش می‌یابد. پس تغییرات قیمت مسکن موجب تشدید اثرات سیاست پولی بر روی تولید می‌شود. همچنین نتایج به دست آمده از فرآیند انتقال سیاست پولی نشان می‌دهد که با افزایش نرخ بهره یا سیاست پولی انقباضی تورم و شکاف تولید با کاهش مواجه شده و وقتی تورم افزایش می‌یابد، قیمت مسکن نیز بالا می‌رود و کانال اثرگذاری به دلیل اثرگذاری قوی قیمت مسکن بر روی شکاف تولید است.

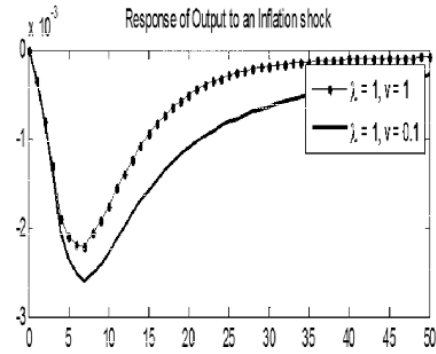
Response of inflation to an inflation shock



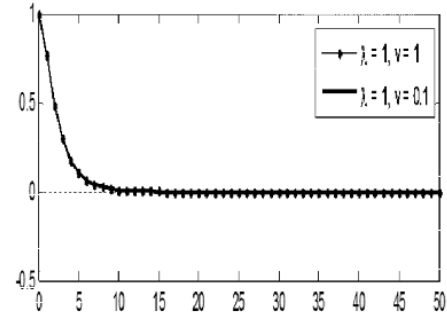
Response of inflation to an Output shock



Response of Output to an Inflation shock



Response of Output to an Output shock



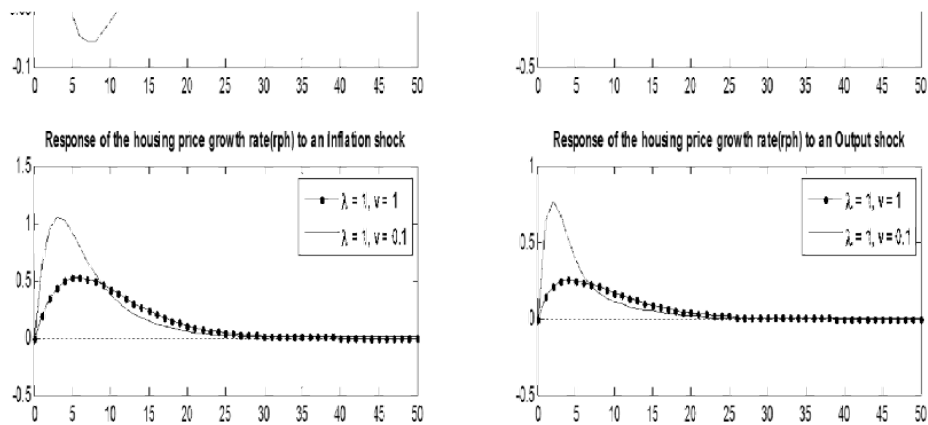
Response of the Interest Rate to an Inflation shock



Response of the Interest Rate to an Output shock



نمودار ۲- توابع عکس العمل آنی در مدل اول با وجود نرخ بهره



نمودار ۳- توابع عکس العمل آنی در مدل دوم با وجود نرخ رشد قیمت مسکن

۷- جمع‌بندی

این مطالعه در مجموع حساسیت بسیار اندک متغیرهای تورم و شکاف تولید به تغییرات نرخ بهره در اقتصاد ایران را تأیید نموده است. علت اصلی این مطلب نیز توجه به تغییرات در حجم پول و نقدینگی به عنوان یک ابزار در هدف گذاری تورم است که بیانگر توجه اندک سیاست‌گذار به نقش نرخ بهره به عنوان یک ابزار معمول در هدف گذاری تورم می‌باشد. همچنین با توجه به حساسیت نسبتاً بالای تورم و شکاف تولید به

تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن، سیاست‌گذار یا مقام پولی باید به‌طور حتم در هدف‌گذاری تورم به نرخ رشد قیمت مسکن نیز توجه داشته باشد. عدم توجه به نقش قیمت مسکن در هدف‌گذاری تورم سبب عدم دستیابی سیاست‌گذار به اهداف تورم و شکاف تولید می‌شود. در این مطالعه از قاعده‌ی بهینه که در حقیقت یک دستورالعمل برای تنظیم نرخ بهره یا نرخ رشد قیمت مسکن با اطلاعات موجود است، استفاده شده و در شرایط تعادل یکنواخت پایدار روابط بازخورد بهینه حاصل شده است. رابطه‌ی (۲۵) نشان می‌دهد که بانک مرکزی باید بر اساس اطلاعات خود از تورم دوره‌ی گذشته و شکاف تولید، میزان بهینه‌ی نرخ بهره را مشخص کند و نرخ بهره‌ی دوره‌ی جاری، نسبت به تورم یک دوره، دو دوره و سه دوره‌ی گذشته عکس‌العمل منفی بسیار اندکی را نشان می‌دهد. همچنین نرخ بهره‌ی دوره‌ی جاری، نسبت به شکاف تولید نیز عکس‌العمل منفی اندکی از خود نشان می‌دهد، به عبارت دیگر، با افزایش شکاف تولید (بروز رونق)، قاعده به‌دست آمده افزایش در نرخ بهره را پیشنهاد می‌دهد تا بخشی از تقاضای پول، جذب شده و در مسیر ثبات تولید قرار بگیرد. طبق معادله‌ی کنترل بازخورد بهینه‌ی حاصل شده از رابطه‌ی (۲۶)، بانک مرکزی باید بر اساس اطلاعات خود از تورم دوره‌ی گذشته و شکاف تولید، میزان بهینه‌ی نرخ رشد قیمت مسکن را مشخص کند و یا بالعکس از طریق تورم و شکاف تولید بر روی رشد قیمت مسکن اثر بگذارد. طبق این نتایج، نرخ رشد قیمت مسکن در دوره‌ی جاری، نسبت به تورم یک، دو و سه دوره‌ی گذشته عکس‌العمل مثبت قابل توجه و نسبت به شکاف تولید در یک دوره‌ی گذشته، عکس‌العمل مثبت قابل قبولی از خود نشان می‌دهد. به عبارت دیگر براساس قاعده‌ی بهینه‌ی به‌دست آمده از رابطه‌ی (۲۶)، یک افزایش در نرخ رشد قیمت مسکن در دوره‌ی جاری، پاسخ به افزایش در تورم و شکاف تولید در دوره‌ی گذشته را نشان می‌دهد.

منابع

- ۱- کمیجانی اکبر، حائری مجتبی (۱۳۹۲). نقش قیمت مسکن در انتقال سیاست پولی، فصلنامه‌ی راهبرد اقتصادی، سال ۲، شماره‌ی ۵.
- ۲- کمیجانی، اکبر، خلیلی عراقی، منصور، عباسی‌نژاد، حسین و توکلیان، حسین (۱۳۹۳). تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد ایران، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال سوم، شماره‌ی ۹، ۲۳-۱.

- ۳- عباسی نژاد، حسین و شهاب لواسانی، کیوان (۱۳۹۳). پیش بینی دوره‌های رونق و رکود قیمت مسکن با استفاده از تجزیه موجک و شبکه‌های عصبی، فصلنامه‌ی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره‌ی ۱۸، ۴۶-۷.
- ۴- علوی زرنگ، احترام (۱۳۸۱). نقش تسهیلات بانکی بر نوسانات بازار مسکن در مناطق شهری، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا.
- ۵- قلی‌زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن، مطالعه‌ی بین‌کشوری، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، دوره‌ی ۴۵، شماره‌ی ۳.
- ۶- قلی‌زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). بررسی واکنش سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه‌ی موردی ایران)، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۴۲.
- ۷- قلی‌زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۷). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رکود و رونق در ایران، فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری، شماره‌ی ۱۸.
- 8- Ahearne Alan G., Ammer J., Doyle B. M., Kole L., & Martin, R. (2005). House Prices and Monetary Policy : A Cross Country Study, International Finance Discussion Papers, 841.
- 9- Aoki, K., Proudman, J., & Vlieghe, G. (2004). House prices consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach, Journal of Financial Intermediation Vol 13, pp 414-435.
- 10- Bernanke B., & Blinder A. S. (1988). Credit, Money and Aggregated Demand, American Economic Review, 78 (2), 435-439.
- 11- Bernanke, B., & Gertler, M. (2001). Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?, American Economic Review, 91 (2), 253-257.
- 12- Blanchard, O. J., & Fischer, S. (1989). Lectures on macroeconomics. Cambridge, MA: MIT Press.
- 13- Giuliadori M. (2004). Essays on the Monetary Transmission of Monetary Policy, PhD Thesis, University of Glasgow.
- 14- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2001). Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy, paper presented at the conference Asset Prices, Exchange Rate, and Monetary Policy, Stanford University, March.

- 15- Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle, *American Economic Review*, 95(3), 739–764.
- 16- Lastrapes William D. (2002). The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations, *Journal of Housing Economics*, 11, 40-74.
- 17- Maclennan, D. (1994). A Competitive UK Economy: the Challenges for Housing Policy, Joseph Rowntree Foundation, York.
- 18- Mishkin, Frederic S. (2007). Housing and the Monetary Transmission mechanism, Jackson hole symposium federal reserve. Washington D. C
- 19- Pacheco, L. (2008). Asset Prices in Monetary Policy Rules: Should they stay or should they go?, Working Paper, Universidade Portucalense, Oporto - Portugal
- 20- Poole, W. (1970). Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model, *Quarterly Journal of Economics*, 84, 197–216.
- 21- Poterba, J. (1984). Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach, *Quarterly Journal of Economics*, 99. 729-752.
- 22- Rudebusch, G. D., & Svensson, L. E. O. (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. In *Monetary Policy Rules*, ed. J. Taylor, Chicago: University of Chicago Press, 203–246.
- 23- Rudebusch, G., & Svensson, L. (2002). Euro system Monetary Targeting: lessons from US data, *European Economic Review*, 46 (3), 417-442.
- 24- Rudebusch, G. D., & T. Wu. (2007). Accounting for a Shift in Term Structure Behavior with No-Arbitrage and Macro-Finance Models. *Journal of Money, Credit, and Banking* 39(2/3): 395–422.
- 25- Svensson, L. (1999). Inflation Targeting: some extensions, *Scandinavian Journal of Economics*, 101 (3), 337-361.
- 26- Svensson, L. (1999). Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule, *Journal of Monetary Economics*, 43, 607-654.
- 27- Svensson, L. E. O. (2003b). ‘What is wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules’, *Journal of Economic Literature*.
- 28- Svensson, L. (1997). Inflation Forecast Targeting: implementing and monitoring inflation targets, *European Economic Review*, 41 (6), 1111-1146.
- 29- Svensson, Lars E. O. (1996). Commentary: How Should Monetary Policy Respond to Shocks while Maintaining Long-Run Price Stability?. *Conceptual Issues*,. Federal Reserve Bank of Kansas City 28.
- 30- Svensson, L. (1999). Inflation Targeting: some extensions, *Scandinavian Journal of Economics*, 101(3), 337-361.

- 31- Svensson, L. (2001). The inflation forecast and the loss function, Princeton University and Stockholm University, November.
- 32- Taylor, J. (1998). Applying academic research on monetary policy rules: an exercise in translational economics, Manchester School, 66, conference supplement, 1–16.
- 33- Taylor, J. (ed.) (1999a). Monetary Policy Rules, Chicago: University of Chicago Press.
- 34- Taylor, J. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 195-214.
- 35- Taylor, J. B. (1975). Monetary Policy during a Transition to Rational Expectations. *Journal of Political Economy* 83(5), 1009–1021.
- 36- Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice, Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy, Amsterdam: North-Holland.
- 37- Wicksell, K. (1958). Ends and Means in Economics, in his Selected Papers on Economic Theory (ed. E. Lindahl), London: Allen and Unwin.