فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۳۹۹/ صفحات ۲۱۸-۱۹۵

اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد DSGE[1]

نجمه کشت کاران
دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، nkeshtkaran@gmail.com
حسین پناهی*
استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، panahi@tabrizu.ac.ir
داود بهبودی
استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، Dbehbudi@tabrizu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۰/۱۷

چکیده

هدف از مطالعه حاضر بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بخش مسکن در ایران می‌باشد. برای این منظور، ابتدا یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر بخش مسکن طراحی شده و سپس با استفاده از روش بیزین و داده‌های سری زمانی فصلی دوره ۱۳۹۵– ۱۳۶۸ اقتصاد ایران برآورد گردیده است. بررسی عدم تقارن سیاست پولی در سه حالت اثرات: مثبت و منفی، اندازه متفاوت تکانه‌ها و اثرات سیاست پولی در رکود و رونق انجام شده است. در حالت اعمال یک واحد تکانه مثبت به مدل، حجم عرضه بخش مسکن (h) در اقتصاد ۴۵٪ کاهش یافته و قیمت نسبی اجاره (q) در حدود ۱۳٪ افزایش دارد. با افزایش قیمت نسبی اجاره، سطح درآمد حقیقی فعالان بخش مسکن افزایش می یابد.
با اعمال یک واحد تکانه منفی، حجم عرضه بخش مسکن (h) ۹٪ افزایش می‌یابد. با افزایش تولید در بخش مسکن قیمت نسبی اجاره (q) در حدود ۱٪ افزایش می‌یابد. لکن ارزش خالص ایجاد شده در بخش مسکن (nt) در ابتدای تکانه تقریباً تغییری نمی‌کند. همچنین نتایج نشان‌دهنده این است اعمال یک واحد تکانه مثبت باعث می‌شود ارزش خالص در بخش مسکن ۱۲٪ افزایش یابد. از طرفی با تغییر در اندازه تکانه و هم‌چنین با اعمال یک سیاست پولی مشابه، یکبار در رکود و بار دیگر در رونق، واکنش متغیرهای الگو نیز متفاوت خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: نوسان‌های بخش مسکن، قاعده تیلور، عدم‌تقارن سیاست پولی، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی.
طبقه‌بندی JEL: E51، E42، E31.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول

۱- مقدمه

همواره چگونگی تاثیر تکانه‌های پولی بر بخش مسکن در ادبیات اقتصادی مدنظر بوده است. پاسخ این سوال می‌تواند قدم مهمی در بررسی نوسان‌های بازار مسکن باشد. همچنین اهمیت این سوال می‌تواند چرائی الزام استفاده بانک مرکزی از نرخ بهره برای بهبود ثبات مالی باشد. بر این اساس توجه به اثر سیاست پولی بر نوسان‌های بخش مسکن از دو جنبه مهم است. اول این‌که، بادوام بودن مسکن باعث می‌شود تا عرضه مسکن در مقابل کاهش نرخ بهره مقاوم باشد (گلیزر و گیورکو[1]، ۲۰۰۵)؛ به عبارت دیگر، افزایش نرخ بهره دارای اثرات بیشتری بر بازار مسکن است تا کاهش نرخ بهره. دوم این‌که، در بازار مسکن شاهد عدم تقارن‌های زیادی هستیم که باعث می‌شود تا تغییرات در سیاست پولی دارای اثرات متفاوتی باشد (فریرا و گیورکو[2]، ۲۰۱۲). لذا انتظار می‌رود سیاست پولی دارای اثرات نامتقارن بر بازار مسکن باشد. بر اساس ساختار استاندارد عرضه و تقاضا، شوک‌های انقباضی مسکن همواره اثر بیشتری بر قیمت مسکن دارند تا شوک‌های انبساطی، مگر این‌که عرضه کاملا بی‌کشش باشد. بر اساس شواهد موجود مبنی بر غیر خطی بودن این اثر بر بازار مسکن و اهمیت آن در اقتصاد هر کشوری، مطالعه حاضر به بررسی نامتقارن بودن اثرات سیاست پولی بر بازار مسکن ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا می‌پردازد. در این راستا بررسی عدم تقارن در سه قالب: الف) بررسی اثر تکانه مثبت و تکانه منفی پولی، ب) بررسی تأثیر تکانه‌های پولی با اندازه‌های متفاوت، ج) بررسی تکانه‌های پولی در شرایط رکود و رونق اقتصادی صورت می‌گیرد. بر این اساس ابتدا در بخش‌های دوم ادبیات موضوع، سوم تشریح الگو، چهارم شبیه‌سازی الگو و بالاخره در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادهای الگو بیان می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

این قسمت به بیان پیشینه تحقیقات خارجی و داخلی مرتبط با پژوهش می پردازد:

آستوی و آنوندسن[3] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بخش مسکن آمریکا طی دوره ۱۹۸۳:۱-۲۰۰۷:۴ پرداخته‌اند. روش مورد استفاده

[1] Glaeser & Gyourko
[2] Gyourko& Ferreira
[3] Aastvei & Anundsen

محققین پانل دیتا و روش پراجکشن[1] می‌باشد. محققین نتایج را این گونه ارائه داده‌اند: تأثیر شوک‌های انقباضی مستقل از کشش عرضه مسکن بوده است. همچنین کاهش نرخ بهره موجب تحریک اقتصاد و سرمایه‌گذاری بخش مسکن گردیده و افزایش نرخ بهره به‌طورجدی موجب کاهش فعالیت اقتصادی به‌خصوص در بخش مسکن گردیده است. بر اساس این پژوهش تأثیر شوک‌های انبساطی بر بازار مسکن و بهای مسکن بسیار کمتر از شوک‌های انقباضی بوده و اثرات نامتقارن تأیید می‌گردند. تسای[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر قیمت مسکن انگلیس را با رویکرد عدم-انعطاف قیمت مسکن طی دوره ۲۰۱۱- ۱۹۸۶بررسی نموده است. دو متغیر اصلی این مطالعه قیمت مسکن و عرضه پول می‌باشد. نویسنده از مدل GARCH برای بررسی وجود یا عدم وجود اثرات نامتقارن سیاست پولی و الگوی تصحیح خطای برداری آستانه‌ای نیز برای بررسی میزان اثرپذیری رابطه بین قیمت مسکن و عرضه پول از تغییرات اعمال شده توسط اطلاعات جدید در مقاله بهره جسته است. نتایج حاکی از آن است که قیمت مسکن در انگلیس یک پدیده مقاوم نسبت به شکست[3] می‌باشد. به این معنا که قیمت مسکن نسبت به اخبار بد واکنش باثبات‌تری از خود نشان می‌دهد. از دید نویسنده رفتار پرهیز از ضرر[4] واسطه‌های بخش مسکن دلیل این امر است. تسای معتقد است که انعطاف ناپذیری قیمت مسکن به سمت پایین به دلیل رابطه نامتقارن بین قیمت مسکن و سایر متغیرهای کلان می‌باشد.

سیمو و همکاران[5] (۲۰۱۳) با استفاده از یک مدل MS – VAR دو متغیره اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن آفریقای جنوبی در طول دوره رونق و رکود بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد شوک انقباضی سیاست پولی دارای اثرات بیشتر بر قیمت مسکن است. ساقی و همکاران[6] (۱۳۹۷) به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۷۴ تا فصل اول ۱۳۹۶ در اقتصاد ایران پرداختند. روش مورد استفاده مارکوف سویچینگ خود توضیح بوده‌است. نتایج به‌دست آمده نشان

---

[1] Local projection method
[2] Tsai
[3] Crash-Proof phenomena
[4] Loss aversion behavior
[5] Simo et al.
[6] Saghe et al. (2019)

می‌دهد که اثر سیاست پولی بر بازار مسکن نامتقارن است؛ همچنین نتایج توابع واکنش آنی وابسته به رژیم نشان می‌دهد که اثرگذاری سیاست پولی در دوران رکود مسکن، به مراتب بیشتر از دوران رونق این بازار است. زروکی و مؤتمنی[1] (۱۳۹۶) در مطالعه خود به کمک رهیافت ARDL غیرخطی به بررسی اثرات نامتقارن قیمت نفت بر قیمت مسکن در ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۱پرداخته‌اند. آنها نتایج را به این صورت ارائه داده‌اند: اثر رشد مثبت در قیمت نفت متفاوت از اثر رشد منفی در قیمت نفت بوده، به‌گونه‌ای که در کوتاه‌مدت رشد مثبت قیمت نفت تأثیر مثبت و معنادار بر قیمت مسکن داشته ولی رشد منفی آن تأثیر معناداری نداشته است. به علاوه شوک مثبت قیمت نفت در هر سال بر رشد قیمت مسکن همان سال اثر معنی‌داری داشته و منجر به افزایش قیمت آن شده است. همچنین رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن در همان دوره و بدون‌وقفه داشته است. دینداررستمی و شیرین‌بخش[2] (۱۳۹۵) اثر تکانه‌های نامتقارن قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران را تحت الگوی پانل VAR بررسی نموده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی ۱۳۸۵-۹۳ می‌باشد. نتایج این مطالعه حاکی از معنادار بودن اثر تغییرات قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری بوده که این اثر منفی می‌باشد. اثرات نامتقارن تکانه قیمت مسکن، منفی و معنادار در تکانه مثبت و مثبت و معنادار در تکانه منفی قیمت است. هم‌چنین اثر تکانه قیمتی مثبت بر مصرف مؤثرتر و بیشتر از تکانه قیمتی منفی می‌باشد. در نهایت نتایج حاکی از افزایش گرایش به پس‌انداز خانواده‌های شهری و افزایش عدم‌اطمینان از تغییرات مسکن و موقتی‌پنداشتن آن طی دوره مذبور است.

جدول (۱): مطالعات داخلی و خارجی

محققان	مقاله	نتایج
آستوی و آنوندسن[3] (۲۰۱۸)	مطالعه اثر نامتقارن سیاست پولی بر بخش مسکن آمریکا با روش پانل دیتا	تائید تاثیر بسیار کمتر شوک‌های انبساطی بر بازار مسکن و بهای مسکن نسبت به شوک‌های انقباضی و وجود اثر نامتقارن سیاست پولی در این بخش.

[1] Zaroki & Motameni (2017)
[2] Dindar Rostami & Shirinbakhsh (2016)
[3] Aastveit & Anundsen

تسای (۲۰۱۳)	بررسی اثرنامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن انگلیس توسط مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای	انعطاف‌ناپذیری قیمت مسکن به سمت پایین به دلیل وجود رابطه نامتقارن بین قیمت مسکن و عرضه پول
سیمو و همکاران[1] (۲۰۱۳)	پژوهش رفتار نامتقارن سیاست پولی، با استفاده از یک مدل MS – VAR دو متغیره در آفریقای جنوبی	شوک انقباضی سیاست پولی دارای اثرات بیشتری نسبت به شوک انبساطی بر قیمت مسکن است (در طول دوره رونق و رکود)
ساقی و همکاران (۱۳۹۷)	مطالعه اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن در ایران	تائید نامتقارن بودن اثر سیاست پولی بر بازار مسکن و بیشتر بودن اثرگذاری سیاست پولی در دوران رکود مسکن، نسبت به دوران رونق این بازار
زروکی و موتمنی (۱۳۹۶)	بررسی اثرات نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران با کمک رهیافت ARDL غیرخطی	اثر رشد مثبت در قیمت نفت متفاوت از اثر رشد منفی در قیمت نفت بوده، به‌گونه‌ای که در کوتاه مدت رشد مثبت قیمت نفت تأثیر مثبت و معنادار بر قیمت مسکن داشته ولی رشد منفی آن تأثیر معناداری نداشته است. شوک مثبت قیمت نفت در هر سال بر رشد قیمت مسکن همان سال اثر معنی‌داری داشته و منجر به افزایش قیمت آن شده است.
دینداررستمی و شیرین‌بخش (۱۳۹۵)	اثر تکانه‌های نامتقارن قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران	اثرات نامتقارن تکانه قیمت مسکن، منفی و معنادار در تکانه مثبت و مثبت و معنادار در تکانه منفی قیمت است. هم‌چنین اثر تکانه قیمتی مثبت بر مصرف مؤثرتر و بیشتر از تکانه قیمتی منفی می‌باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Simo et al.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- خانوار

در این مدل فرض می‌شود یک تعداد خانوار با عمر نامحدود وجود دارد و مصرف خانوار شامل مصرف کالا و خدمات به استثنای مسکن (C^c) و خدمات حاصل از بخش مسکن (H) می‌شود. خانوار بخشی از منابع خود را به صورت مالیات (T) به دولت پرداخت می‌کند. درآمد خانوار از عرضه نیروی کار (N) با دستمزد اسمی (W)، سود حاصل از سپرده (B) با نرخ سود R_f و سهامداری بنگاه‌ها و بانک‌ها به ترتیب با D_f و D_b حاصل می‌شود. تابع مطلوبیت ادوار زندگی خانوار به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود[۱]:

$$E_\tau \sum_{t=\tau}^{\infty} \beta^{t-\tau} U(C_t . N_t) \qquad (۱)$$

که فرم تبعی تابع مطلوبیت به صورت زیر فرض می‌شود:

$$U(C_t . N_t) = \frac{(C_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{m_t^{1-\omega}}{1-\omega} - \frac{N_t^{1+\chi}}{1+\chi} \qquad (۲)$$

که در رابطه فوق، β نرخ ترجیح زمانی، σ معکوس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای، χ معکوس کشش عرضه نیروی‌کار، C_t شاخص کالاهای مصرفی، m تراز حقیقی پول، ω معکوس کشش تقاضای پول و N_t عرضه نیروی‌کار است. شاخص مصرف C_t ترکیبی از کالاهای مصرفی (C^c) و خدمات بخش مسکن (H_t) است که این شاخص بنا به مدل دیکزیت-استیگلیتز[۲] به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_t = g(C_t^c . H_t) = \left[\gamma^{\frac{1}{\eta}} (C_t^c)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\eta}} (H_t)^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \qquad (۳)$$

که η کشش بین‌دوره‌ای جانشینی میان مصرف کالا و خدمات بخش مسکن بوده و $\gamma \in [0.1]$ نشان دهنده سهم کالاهای مصرفی در شاخص مصرف کل بوده و مبین میزان ترجیح کالاهای غیرمسکن در مصرف کل است. همچنین، C_t^c شاخص مصرف تمامی کالاها و خدمات اقتصاد بوده که یک میانگین وزنی از آنها به صورت زیر است:

$$C_t^c = \left(\int_0^1 C_t^c(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad P_{c.t} = \left(\int_0^1 P_{c.t}(j)^{1-\theta} dj\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۴)$$

که $j \in [0.1]$ شاخص هریک از کالاهای مصرفی و $\theta > 1$ کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی است. $P_{c.t}$ شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و $P_{c.t}(j)$ قیمت مربوط به کالای مصرفی j- ام است. قید بودجه دوره t خانوار به صورت زیر است:

---

[۱] تابع مورد استفاده در بخش خانوار برگرفته از فصل هشتم کتاب والش (۲۰۱۰) می‌باشد.

[2] Dixit – Stiglitz

$$W_t N_t + R_{f.t-1} B_{t-1} + P_{c.t} D_{f.t} + P_{c.t} D_{b.t} + P_{c.t-1} m_{t-1} = P_{c.t} C_t^C + P_{h.t} H_t + P_{c.t} m_t + B_t + T_t \quad (۵)$$

۲-۳- واسطه‌های بخش املاک و مستغلات

در این مدل، تقاضای مسکن از سوی خانوارها و عرضه آن از سوی واسطه‌های فعال در این بخش صورت می‌گیرد. درآمد واسطه‌ها از سه بخش است: اجاره‌بها، ارزش مسکن پس از کسر استهلاک و تسهیلات از بخش بانکی (M)؛ در واقع این بخش شامل وام‌هایی است که واسطه‌های بخش مسکن دریافت نموده و یک بخش از قدرت خرید آن‌ها برای تامین مسکن محسوب می‌شود.

مصارف واسطه‌ها شامل چهار مورد است: خرید واحدهای جدید مسکونی، بازپرداخت اصل و سود تسهیلات مسکن دریافتی، هزینه نگهداری مسکن و مصرف کالاها و خدمات غیر مسکن. قید بودجه مقابل واسطه‌ها در دوره t به شرح زیر است:

$$P_{h.t} H_t + (1-\delta) P_{c.t} H_t + M_t = P_{c.t} H_{t+1} + R_{m.t-1} M_{t-1} + P_{c.t} C_t^e + T_t^e \quad (۶)$$

که $R_{m,t}$ نرخ بهره ناخالص تسهیلات بخش مسکن، $P_{h.t}$ ارزش اجاره هر واحد مسکونی، C_t^e مصرف کالاهای غیر مسکن، T_t^e عوارض و مالیات پرداختی و δ نرخ استهلاک مسکن موجود است. با تقسیم طرفین رابطه ۵ بر $P_{c.t}$ قید بودجه حقیقی به فرم زیر حاصل می

شود:

$$Q_t H_t + (1-\delta) H_t + \frac{1}{P_{c.t}} M_t = H_{t+1} + R_{m.t-1} \frac{M_{t-1}}{P_{c.t}} + C_t^e + \frac{T_t^e}{P_{c.t}} \quad (۷)$$

که $Q_t = \frac{P_{h.t}}{P_{c.t}}$ قیمت نسبی اجاره تعریف می‌شود. حجم مسکن بر اساس رابطه زیر در طول زمان تغییر می‌یابد:

$$H_{t+1} = I_t + (1-\delta) H_t \quad (۸)$$

که I_t سرمایه‌گذاری انجام شده از سوی واسطه‌ها در بخش مسکن است. هدف واسطه فعال در بخش مسکن، حداکثر نمودن درآمد خالص حاصل از خدمات مسکن است؛ هدف واسطه انتخاب آن سطحی از تسهیلات بانکی و حجم مسکن است به نحوی که ارزش فعلی مصرف انتظاری، با توجه به قید بودجه (۶)، حداکثر شود:

$$\sum_{t=\tau}^{\infty} (\beta^e)^{t-\tau} E_\tau (C_t^e) \quad (۹)$$

که در این رابطه β^e نرخ ترجیح زمانی واسطه می‌باشد.

واسطه‌های بخش مسکن با دریافت تسهیلات مالی به خرید مسکن جدید اقدام می‌کنند. مسکن خریداری شده، در دوره بعد به حجم مسکن واسطه اضافه می‌شود که بنابراین در دوره بعد دارای یک ارزشی معادل H_{t+1} خواهد بود؛ لذا تفاوت میان ارزش مسکن ایجاد شده در دوره بعد از ارزش حقیقی تسهیلات بانکی اخذ شده، ارزش خالصی برای آن به همراه دارد که با NT_{t+1} نشان داده و به صورت $NT_{t+1} = H_{t+1} - \frac{M_t}{P_{c.t}}$ تعریف می شود. در واقع NT_{t+1} به نوعی پیش‌پرداخت واسطه‌ها برای مسکن محسوب می‌شود. با نامگذاری V_t به عنوان ارزش واسطه در بخش مسکن، تعریف آن به صورت زیر خواهد بود:

$$V_t = Q_t H_t + (1-\delta)H_t - R_{m.t-1}\frac{M_{t-1}}{P_{c.t}} \qquad (۱۰)$$

و با استفاده از رابطه (۶) خواهیم داشت:

$$V_t = NT_{t+1} + C_t^e \qquad (۱۱)$$

به عبارت دیگر، ارزش واسطه‌گر می‌تواند یا به عنوان پیش‌پرداخت خرید دوره آتی مسکن به بانک پرداخت شود و یا اینکه صرف خرید کالاهای مصرفی شود؛ بنابراین می‌توان سهم هریک از آنها را به صورت زیر نوشت:

$$NT_{t+1} = \chi_v V_t \ , \ C_t^e = (1-\chi_v)V_t \qquad (۱۲)$$

که χ_v آن بخشی از ارزش واسطه‌گر است که مجددا در بازار مسکن سرمایه‌گذاری می شود.

۳-۳- بانک

بانک بابت سپرده‌های خود (B) نرخ سود R_f -۱ می‌پردازد. همچنین بانک می‌تواند با نرخ R_w -۱ از خارج منابع جذب نماید. از سوی دیگر بانک یک نرخ ضمانت به دولت پرداخت می‌کند تا ریسک عدم پرداخت تسهیلات توسط واسطه بخش مسکن را تضمین نماید. این نرخ یک تابع صعودی برحسب تسهیلات بانکی بوده ($\Phi(M_t)$) به نحوی که $\Phi(0) = 0$. هدف بانک حداکثر کردن سود انتظاری تنزیل شده نسبت به ترازنامه خود است که در این مطالعه سود انتظاری تنزیل شده به صورت زیر فرض می‌شود:

$$\sum_{t=\tau}^{\infty} E_\tau\{\Lambda_{b.\tau.t} D_{b.t}\} \qquad (۱۳)$$

که $\Lambda_{b.\tau.t}$ عامل تنزیل بانک بین دوره τ و t بوده و مبین تنزیل مصرف‌کنندگان، که سهامدار بانک هستند، می‌باشد. بانک مقید به ترازنامه خود است که این ترازنامه دارای دو بخش منابع و مصارف است؛ منابع بانک شامل سپرده‌های جذب شده، سود حاصل از

تسهیلات اعطایی بخش مسکن و قرض از خارج (در صورت وجود) می‌باشد. همچنین مصارف بانک شامل تسهیلات اعطایی به بخش مسکن، سود اعطایی به سپرده‌ها، سود پرداختی بابت قرض خارجی دوره قبل و ریسک پرداخت تسهیلات است. بر این اساس فرم تبعی ترازنامه بانک به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$B_t + R_{m.t-1}M_{t-1} + \varepsilon_t F_t^* = M_t + R_{f.t-1}B_{t-1} + R_{w.t-1}\varepsilon_t F_{t-1}^* + \Phi(M_t) + P_{c.t}D_{b.t} \quad (۱۴)$$

که ε_t نرخ ارز اسمی و F_t^* مبین مقدار بدهی خارجی بانک است.

۳-۴- بنگاه

بنگاه‌ها در یک فضای رقابت انحصاری هستند که با استفاده از نهاده‌های نیروی‌کار(N) و سرمایه (K) به تولید کالا و خدمات (Y) مشغول می‌شوند. تابع تولید بنگاه i- ام به فرم زیر فرض می‌شود:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{\alpha} K_t^{1-\alpha} \quad (۱۵)$$

تابع تقاضا برای $Y_t(i)$ به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_{c.t}(i)}{P_{c.t}}\right)^{-\theta} Y_t \quad (۱۶)$$

که $P_{c.t}(i)$ قیمت تعیین شده از سوی بنگاه i- ام است. بر اساس روش کریستیانو – ایچنبایوم – ایونز (۲۰۰۵)[1] فرض می‌کنیم بنگاه‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند: در هر دوره بنگاه‌های دسته اول به احتمال γ قیمت خود را به میزان تورم دوره قبل افزایش داده و به احتمال $1-\gamma$ قیمت بهینه جدید تعیین می‌کنند؛ لذا مسئله بهینه‌سازی مقابل بنگاه واسطه‌ای را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\text{Max } p_i(j) \quad E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\gamma\beta)^s \Delta_{s,t+s} \left[\frac{P_{c,t+s}(j)}{P_{t+s}} y_{t+s}(j) - mc_{t+s} y_{t+s}(j)\right]$$

$$\text{S.t} \quad y_{t+s}(j) = \left(\frac{P_{c,t+s}(j)}{P_{t+s}}\right)^{-\theta} y_{t+s} \quad (۱۷)$$

از حل مسئله فوق، منحنی فیلیپس تلفیقی کینزی جدید به صورت زیر حاصل می شود:

$$\pi_{c,t} = \frac{1}{1+\beta}\pi_{c,t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t(\pi_{c,t+1}) + \frac{(1-\gamma\beta)(1-\gamma)}{\gamma(1+\beta)} mc_t \quad (۱۸)$$

۳-۵-دولت

دولت بر اساس قید بودجه خود به صورت زیر عمل می‌کند (والش[2]، ۲۰۱۰):

---

[1] Christiano, Eichenbaum and Evans
[2] Walsh

$$G_t + (1 + i_{t-1})B_{t-1} = T_t + B_t + (M_t - M_{t-1}) \quad (۱۹)$$

که در رابطه (۱۸)، G_t مخارج دولت و T_t مالیات اخذ شده توسط دولت است. با تقسیم طرفین رابطه فوق بر سطح عمومی قیمت‌ها، قید بودجه حقیقی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$g_t + \frac{1+i_{t-1}}{1+\pi_{c.t}} b_{t-1} = t_t + b_t + (m_t - \frac{1}{1+\pi_{c.t}} m_{t-1}) \quad (۲۰)$$

که در رابطه فوق حروف کوچک متغیرها بیانگر مقادیر حقیقی آن‌ها است. با مرتب کردن رابطه فوق، رابطه بدهی دولت به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$b_t = g_t + \frac{1+i_{t-1}}{1+\pi_{c.t}} b_{t-1} - t_t - (m_t - \frac{1}{1+\pi_{c.t}} m_{t-1}) \quad (۲۱)$$

۶-۳- بانک مرکزی

هدف بانک مرکزی اجرای سیاست پولی از طریق تعیین ابزار پولی است. در حالت وجود تقارن تکانه‌های سیاست پولی از حالت نرمال قاعده تیلور بشرح ذیل استفاده می‌گردد:

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1-\rho)[\rho_\pi \pi_{c.t} + \rho_\pi (1-\psi)(q_t - q_{t-1}) + R_w^*] + \varepsilon_t^m \quad (۲۲)$$

در این مطالعه به منظور نشان دادن عدم تقارن در تکانه‌های سیاست پولی، قاعده سیاست پولی از نوع تیلور به صورت زیر تشریح می‌شود:

$$\hat{r}_{f.t} = \rho \hat{r}_{f.t} + (1-\rho)\left[\rho_\pi \hat{\pi}_{t.c} + \rho_\pi (1-\psi)(\hat{q}_t - \hat{q}_{t-1}) + \hat{R}_w^*\right] + (1-\rho)\rho_\pi \varepsilon_{1t}^m - (1-\rho)\rho_\pi (1-\psi)\varepsilon_{2t}^m \quad (۲۳)$$

که در رابطه (۲۱) تکانه ε_{1t}^m به عنوان شوک مثبت و تکانه ε_{2t}^m به عنوان شوک منفی لحاظ شده است. اما این دو تکانه صرفا با علامت مثبت و منفی در قاعده پولی نمی‌تواند نشان دهنده شوک‌های مثبت و منفی و همچنین تصویری از شرایط رکودی و یا رونق اقتصاد باشد. بر این اساس در این مطالعه به منظور تمایز این دو شوک فرض می‌کنیم روابط زیر برای ε_{1t}^m و ε_{2t}^m برقرار باشد: بر اساس مطالعه برسچور و همکاران[1] (۲۰۱۸).

$$\varepsilon_{1t}^m = (1-\rho)\rho_\pi\left(\varepsilon_{1t}^c + \varepsilon_{1t}^p\right) + \varepsilon_{1t}^{mm}$$
$$\varepsilon_{2t}^m = (1-\rho)\rho_\pi (1-\psi)\varepsilon_t^y + \varepsilon_{2t}^{mm} \quad (۲۴)$$

که در روابط فوق ε_{1t}^c، ε_{1t}^p و ε_t^y به ترتیب تکانه‌های مثبت مصرف کل، مثبت تورم و شوک منفی تولید محسوب می‌شود. به عبارت دیگر ε_{1t}^m نشان دهنده شوک حاصل از شرایط رونق و ε_{2t}^m نشان دهنده شوک شرایط رکودی می‌باشد.

[1] Bertscher et al.

متغیرهای پولی دیگری نیز در اقتصاد هستند که نقش مهمی در پویایی متغیرهای کلان دارند که از جمله آن‌ها می‌توان به پایه پولی اشاره کرد. پایه پولی برحسب منابع به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m_t = f_t + gb_t + bb_t \qquad (۲۵)$$

که در رابطه فوق f ذخایر حقیقی خارجی بانک مرکزی، gb بدهی حقیقی دولت و bb بدهی حقیقی شبکه بانکی نزد بانک مرکزی است. ذخایر خارجی بانک مرکزی تابعی از مقدار دوره قبل خود، میزان خروجی ارز و میزان ورودی ارز می‌باشد. به طور معمول، خروج ارز به منظور تأمین واردات (mp) و ورود ارز ناشی از صادرات نفت (xp) بوده و لذا روند پویای ذخایر خارجی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$f_t = \rho_f f_{t-1} + (1-\rho_f)\bar{f} + xp_t - mp_t \qquad (۲۶)$$

که $\bar{f}$ مقدار وضعیت پایدار[1] ذخایر خارجی است. همچنین فرض می‌شود صادرات نفتی و واردات از یک فرآیند خود همبسته مرتبه اول تبعیت می‌کنند:

$$xp_t = \rho_{xp} xp_{t-1} + (1-\rho_{xp})\overline{xp} \qquad (۲۷)$$

$$mp_t = \rho_{mp} mp_{t-1} + (1-\rho_{mp})\overline{mp} \qquad (۲۸)$$

که $\overline{xp}$، $\overline{mp}$، ρ_{xp} ، ρ_m به ترتیب وضعیت پایدار صادرات و واردات و ضریب تغییرات صادرات و واردات می‌باشند. در اقتصاد کلان شرط تسویه بازار مبین برابری عرضه و تقاضای کل است. الگوی حاضر یک مدل چهار بخشی شامل بخش خصوصی، دولت، سرمایه‌گذاری و دنیای خارج است و بر این اساس شرط فوق‌الذکر به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = C_t + G_t + I_t + (xp_t - mp_t) \qquad (۲۹)$$

۴- برآورد الگو

معادلات حاصل از شرایط بهینه مرتبه اول واحدهای اقتصادی به همراه اتحادهای مربوط به دولت و بانک مرکزی، تشکیل یک سیستم معادلات غیرخطی می‌دهد که در اکثر موارد حل و برآورد آنها دشوار و حتی غیرممکن است. لذا بهتر است این سیستم غیرخطی به یک سیستم خطی تبدیل شود تا حل آن ساده و امکان‌پذیر باشد. بر این

[2] Steady state

اساس با استفاده از روش بسط تیلور حول نقطه وضعیت پایدار، الگوی غیرخطی اولیه خطی شده و سپس نسبت به حل و برآورد پارامترهای الگوی خطی شده اقدام می‌شود. بر این اساس، سیستم معادلات خطی شده الگوی تحقیق حاضر به صورت زیر است که در آن متغیرهای با علامت ^ نشان دهنده انحراف لگاریتمی از وضعیت پایدار هستند:

$$\hat{c}_t^c = E(\hat{c}_{t+1}^c) - \frac{\eta\sigma-1}{\sigma(\eta-1)}(E(\widehat{w}_{t+1}) - \widehat{w}_t) + \frac{1}{\sigma}[E(\hat{\pi}_{c.t+1}) - \hat{r}_{f.t}] \quad (۳۰)$$

$$\widehat{w}_t = (1-\overline{w})\left(\hat{c}_t^c - \hat{q}_t - \hat{h}_t\right) \quad (۳۱)$$

$$\hat{\pi}_{c.t} = \frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{c.t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E(\hat{\pi}_{c.t+1}) + \frac{(1-\gamma\beta)(1-\gamma)}{\gamma(1+\beta)}\widehat{mc}_t \quad (۳۲)$$

$$\widehat{mc}_t = \chi\hat{y}_t - (1+\chi)\hat{a}_t - (1-\alpha)\chi\hat{k}_t + (1-\alpha)\hat{s}_t + \sigma\alpha\hat{c}_t^c + \frac{(1-\eta\sigma)\alpha}{\eta-1}\widehat{w}_t \quad (۳۳)$$

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{c}^c}{\bar{y}}\hat{c}_t^t + \frac{\bar{\imath}}{\bar{y}}\hat{\imath}_t + \frac{\bar{g}}{\bar{y}}\hat{g}_t + \frac{(\overline{xp}-\overline{mp})}{\bar{y}}(\widehat{xp}_t - \widehat{mp}_t) \quad (۳۴)$$

$$\hat{k}_t = \frac{\sigma\alpha\hat{c}_t^c + (1+\chi)(\hat{y}_t - \hat{a}_t) - \alpha\hat{s}_t}{1+\chi-\chi\alpha} + \frac{(1-\eta\sigma)\alpha}{(\eta-1)(1+\chi-\chi\alpha)}\widehat{w}_t \quad (۳۵)$$

$$\hat{s}_t = \hat{R}_{w.t}^* + \xi_2\hat{f}_t - \hat{r}_{f.t} + E(\hat{\pi}_{c.t+1}) + E(\hat{s}_{t+1}) \quad (۳۶)$$

$$\hat{r}_{m.t} = \frac{R_m+\delta-1}{R_m}E(\hat{q}_{t+1}) + E(\hat{\pi}_{c.t+1}) - \hat{z}_t \quad (۳۷)$$

$$\hat{q}_t = -\frac{1}{\eta}(\hat{h}_t - \hat{c}_t^c) \quad (۳۸)$$

$$\hat{h}_{t+1} = \delta\hat{\imath}_t + (1-\delta)\hat{h}_t \quad (۳۹)$$

$$\hat{r}_{m.t} = \hat{r}_{f.t} + \xi_1(\hat{h}_t - n\hat{t}_t) \quad (۴۰)$$

$$\hat{f}_t = \frac{\bar{k}}{\bar{f}}\hat{k}_t + \left(\frac{R_f}{1+\xi_2} + \frac{\bar{k}}{\bar{f}} - 1\right)\hat{s}_t + \frac{R_f}{1+\xi_2}\left(\hat{R}_{w.t-1}^*\right) + R_f\hat{f}_{t-1} \quad (۴۱)$$

$$\widehat{nt}_{t+1} = \frac{R_m+\delta-1}{\phi R_m}\hat{q}_t + \left(1-\frac{1}{\phi}\right)\hat{r}_{m.t-1} + \widehat{nt}_t \quad (۴۲)$$

$$\hat{c}_t^e = \widehat{nt}_{t+1} \quad (۴۳)$$

$$\hat{r}_{f.t} = \rho\hat{r}_{f.t} + (1-\rho)\left[\rho_\pi\hat{\pi}_{t.c} + \rho_\pi(1-\psi)(\hat{q}_t - \hat{q}_{t-1}) + \hat{R}_w^*\right] + \varepsilon_t^m \quad (۴۴)$$

$$\widehat{m}_t = \frac{1}{\omega}(\hat{c}_t^c - \frac{1}{\bar{r}_f}\hat{r}_{f.t}) \quad (۴۵)$$

$$\widehat{m}_t = \frac{\bar{f}}{\overline{m}}\hat{f}_{t-1} + \frac{\overline{gb}}{\overline{m}}\widehat{gb}_{t-1} + \frac{\overline{bb}}{\overline{m}}\widehat{bb}_{t-1} \quad (۴۶)$$

$$\hat{f}_t = \hat{f}_{t-1} + \frac{\overline{xp}}{\bar{f}}\widehat{xp}_t - \frac{\overline{mp}}{\bar{f}}\widehat{mp}_t \quad (۴۷)$$

$$\widehat{xp}_t = \rho_{xp}\widehat{xp}_{t-1} \quad (۴۸)$$

$$\widehat{mp}_t = \rho_{mp}\widehat{mp}_{t-1} \quad (۴۹)$$

$$\hat{b}_t = \frac{\bar{g}}{\bar{b}}\hat{g}_t + \frac{1+\bar{\imath}}{1+\overline{\pi}}\hat{b}_{t-1} - \frac{\bar{t}}{\bar{b}}\hat{t}_t - \frac{\overline{m}}{\bar{b}}\widehat{m}_t + \frac{\overline{m}}{\bar{b}(1+\overline{\pi})}\widehat{m}_{t-1} \quad (۵۰)$$

به منظور برآورد پارامترهای الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی از روش بیزین استفاده می‌شود. در روش بیزین تفاوت اساسی از آن جهت است که پارامترهای جامعه تصادفی بوده و ثابت نخواهند بود. آنچه از خروجی الگو بدست می‌آید، تخمین تابع توزیع پسین پارامترهای مدل است که شامل سه مورد مشخص می‌باشد. اول این‌که، مقدار مُد تابع توزیع پسین به عنوان تخمین نقطه‌ای الگو خواهد بود که دارای بیشترین فراوانی می باشد. دوم اینکه برای هر پارامتر بدست آمده بازه اطمینان در سطح ۹۰٪ ارائه می شود و مورد سوم خطای استاندارد مربوط به هر پارامتر می‌باشد.

این مطالعه از رویکرد کینزی‌جدید برای بررسی اثرات تکانه‌های پولی بر بازار مسکن شهری ایران بهره می‌گیرد. برای شبیه‌سازی مدل از برنامه DYNARE در نرم‌افزار MATLAB استفاده شده است. هم‌چنین برای تخمین پارامترها از روش بیزین استفاده گردیده است. بر این اساس، پارامترهای سیستم معادلات (۴۷) – (۲۷) با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی دوره ۱۳۹۵– ۱۳۶۸ اقتصاد ایران برآورد شده و نتیجه آن در جدول (۱) گزارش شده است:

جدول (۱): برآورد پارامترهای الگو با استفاده از روش بیزین

پارامتر	مقدار پیشین	تابع توزیع پیشین	مقدار پسین	بازه اطمینان	خطای استاندارد
η	۰/۹	بتا	۰/۸۹	۰/۹۷-۰/۸۳	۰/۰۵
σ	۲/۲	گاما	۲/۳۳	۲/۶۴-۰/۰۲	۰/۲
γ	۰/۷۵	بتا	۰/۸۸	۰/۹۳-۰/۸۴	۰/۱
β	۰/۹۸	بتا	۰/۹۸	۰/۹۹-۰/۹۶	۰/۰۱
χ	۲	گاما	۱/۹	۲/۵-۱/۲۹	۰/۴
α	۰/۶۷	بتا	۰/۵۶	۰/۷۵-۰/۳۸	۰/۱
ξ_2	۰/۶	بتا	۰/۶۱	۰/۷۶-۰/۴۵	۰/۱
δ	۰/۰۳	بتا	۰/۰۸	۰/۱-۰/۰۶	۰/۰۱
ξ_1	۰/۶	بتا	۰/۴۹	۰/۶۵-۰/۳۴	۰/۱
ϕ	۰/۷	بتا	۰/۹	۰/۹۶-۰/۸۵	۰/۱
ρ	۰/۷	بتا	۰/۹۴	۰/۹۶-۰/۹۱	۰/۱
ρ_π	۲	گاما	۱/۵۴	۱/۹۶-۱/۱	۰/۴
ω	۱/۷	گاما	۲/۵۸	۳/۲۱-۱/۹۵	۰/۴

منبع: یافته‌های تحقیق

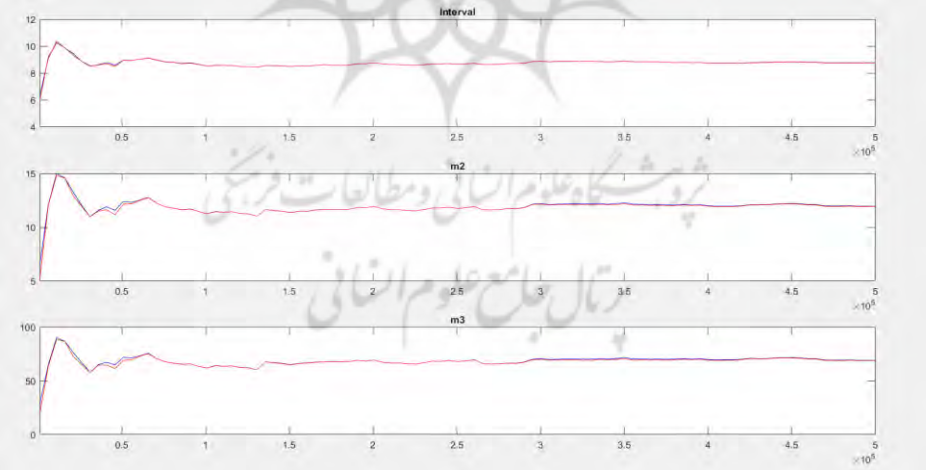
قبول نتایج ارائه شده در جدول (۱) منوط به درستی برآوردهای حاصل از الگو می‌باشد. به منظور بررسی صحت برآورد الگو لازم است از آماره‌های بیزین استفاده شود که این آماره‌ها شامل زنجیره مارکفی مونت‌کارلو، آماره گلمن – بروکز می باشد.

در مورد انتخاب توابع توزیع پیشین از این اصل آماری استفاده شده است که برای پارامترهایی که در بازه صفر تا یک قرار دارند توزیع بتا[1] و برای پارامترهایی که مثبت و بیشتر از یک هستند توزیع گاما در نظر گرفته شده است.

۱-۴-آماره زنجیره مارکفی مونت‌کارلو

آماره زنجیره مارکفی مونت کارلو (MCMC) که صحت کلی الگو را نشان می‌دهد، بر این اساس است که برازش‌های مختلفی از شبیه‌سازی متروپلیس- هستینگز انجام می‌گیرد که اگر نتایج هریک از زنجیره‌ها صحیح باشد، آنگاه واریانس بین زنجیره باید به صفر میل کند. آماره مربوطه به صورت خطوط قرمز و آبی که اولی نشان دهنده واریانس درون زنجیره و دومی ترکیب وزنی واریانس درون زنجیره و بین زنجیره است؛ لذا لازمه صحت نتایج این است که خطوط مربوطه همگرا شوند.

معیارهای مربوطه شامل سه مورد است؛ فاصله اطمینان ۸۰٪ حول میانگین پارامترها که با interval نشان داده می‌شود؛ واریانس پارامترها که با m2 نشان داده می‌شود و گشتاور سوم پارامترها که با m3 نشان داده می‌شود. نتیجه این آماره در نمودار (۱) آمده است:



نمودار(۱): آماره MCMC برازش الگو

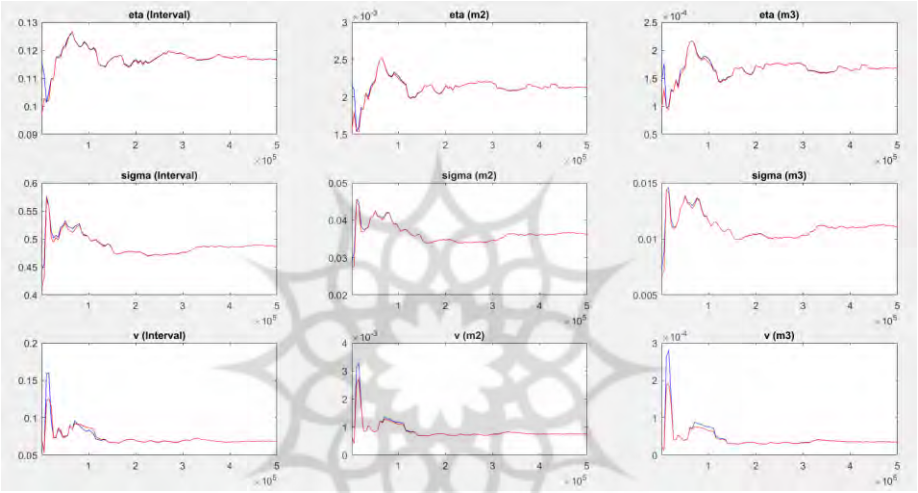
منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Weisstein

همانطور که ازنمودار (۱) مشخص است، خطوط مربوطه به صورت باثبات همگرا شـده و لذا شاهد ثبات و صحت نتایج برآورد الگو هستیم.

۲-۴- آماره گلمن – بروکز

آماره گلمن – بروکز مربوط به بررسی صحت برآورد هریک از پارامترهای برآورد شده است که تفسیر آن مشابه با آماره زنجیره مارکفی مونت کارلو است؛ این آماره برای هریک از پارامترهای الگو بیان می‌شود که نتایج آن به صورت نمودار (۲) است:



نمودار(۲): آماره بروکز – گلمن پارامترهای الگو

منبع: یافته‌های تحقیق

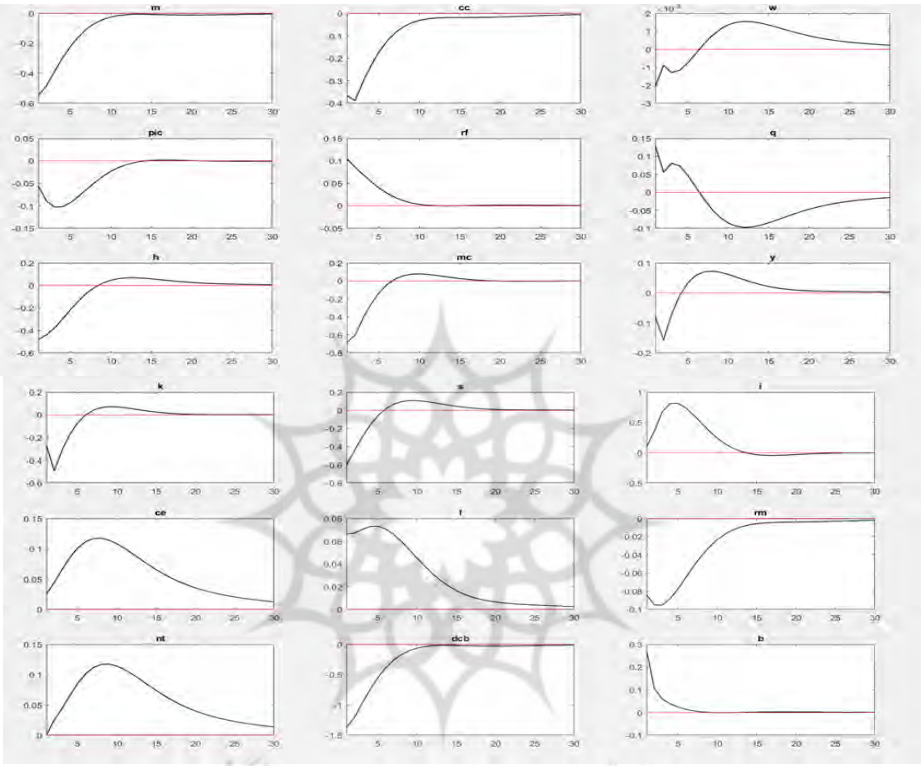
بر این اساس است که برازش‌های مختلفی از شبیه‌سازی متروپلیس - هستینگز انجام می‌گیرد که اگر نتایج هریک از زنجیره‌ها صحیح باشد، آنگاه واریانس بین زنجیره باید به صفر میل کند. آماره مربوطه به‌صورت خطوط قرمز و آبی که اولی نشان‌دهنده واریانس درون زنجیره و دومی ترکیب وزنی واریانس درون زنجیره و بین زنجیره است؛ لذا لازمه صحت نتایج این است که خطوط مربوطه همگرا شوند. معیارهای مربوطه شامل سه مورد است؛ فاصله اطمینان ۸۰٪ حول میانگین پارامترها که با interval نشان داده می‌شود؛ واریانس پارامترها که با m2 نشان داده می‌شود و گشتاور سوم پارامترها که با m3 نشان داده می‌شود.

همانطور که نمودار (۲) نشان می‌دهد، تمامی پارامترهای برآورد شده دارای ویژگی مطلوب بوده و تخمین آنها قابل قبول است.

۴-۳- شبیه‌سازی شوک سیاست پولی

۴-۳-۱ بررسی اثرات شوک‌های پولی بر بخش مسکن در رونق و رکود

الف) در ابتدا فرض می‌کنیم که یک شوک مثبت یک واحدی به ε_{1t}^{m} وارد شود. در این حالت مسیر پویای متغیرهای الگو مطابق با نمودار (۳) تغییر می‌یابند:



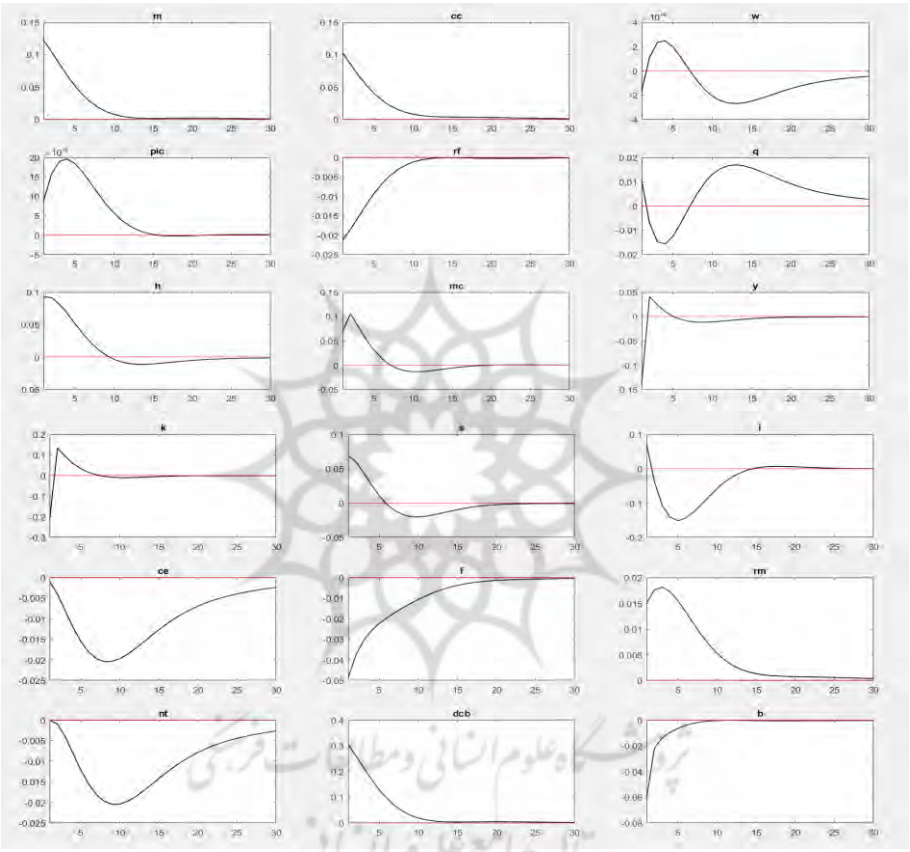
نمودار (۳): واکنش متغیرهای الگو به تکانه مثبت سیاست پولی

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از نمودار، حجم مسکن در اقتصاد کاهش حدودا ۴۵٪ دارد. در این مدل، با کاهش تولید در بخش مسکن قیمت نسبی اجاره (q) در حدود ۱۳٪ افزایش می‌یابد. با افزایش قیمت نسبی اجاره، سطح درآمد حقیقی فعالان بخش مسکن افزایش یافته و لذا مصرف آنها (ce) افزایش می‌یابد. با افزایش نرخ اجاره نسبی (اجاره نسبی برابر با نسبت ارزش اجاره هر واحد مسکونی (قیمت خدمات مسکن) به شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی درنظرگرفته شده است)، ارزش خالص ایجاد شده در بخش مسکن (nt) به میزان حداکثر ۱۲٪ افزایش می‌یابد. این تکانه مثبت باعث کاهش مصرف جاری (cc) سایر خانوارها، کاهش تراز حقیقی پول نگهداری شده توسط خانوار (m) و کاهش

سطح تولید (y) می‌شود. با کاهش تقاضا و تولید، نرخ تورم (pic) در زمان صفر کاهش و با گذشت زمان افزایش می‌یابد.

ب) در این مرحله فرض می‌کنیم که یک شوک منفی یک واحدی به ε_{2t}^{m} وارد شود. در این حالت مسیر پویای متغیرهای الگو مطابق با نمودار (۴) تغییر می‌یابند:



نمودار(۴): واکنش متغیرهای الگو به تکانه منفی سیاست پولی

منبع: یافته‌های تحقیق

با افزایش تولید در بخش مسکن قیمت نسبی اجاره (q) در حدود ۱٪ افزایش می‌یابد. مصرف فعالان بخش مسکن (ce) و ارزش خالص ایجاد شده در بخش مسکن (nt) در زمان صفر بدون تغییر و در دوره ۱۰، ۲٪ کاهش دارد. این تکانه مثبت باعث افزایش مصرف جاری (cc)، افزایش تراز حقیقی پول نگهداری شده توسط خانوار (m) و افزایش سطح تولید (y) می‌شود. با افزایش تقاضا و تولید، نرخ تورم (pic) در زمان صفر افزایش و با گذشت زمان کاهش می یابد.

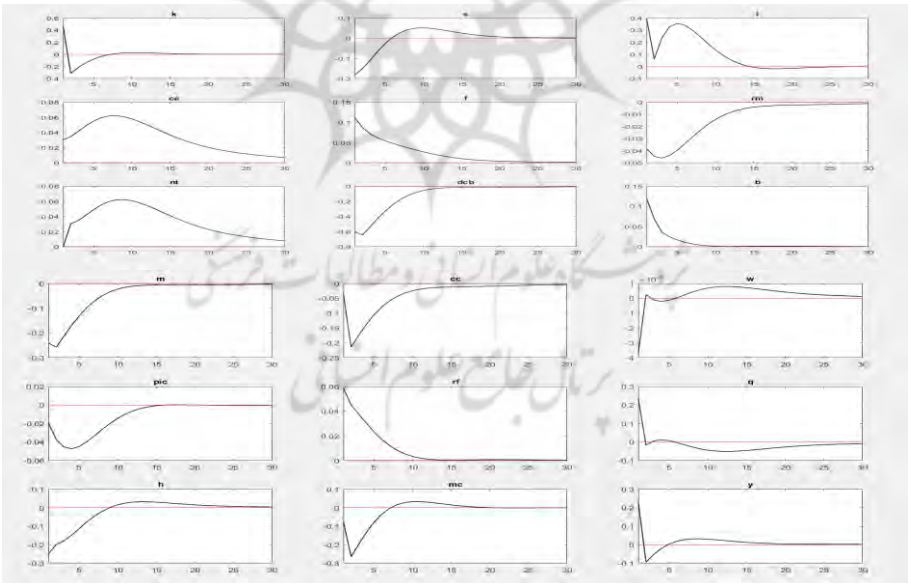
۲-۳-۴- تاثیر تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر بازار مسکن

با توجه به نتایج حاصل شده، تکانه‌های مثبت و منفی اثرات متفاوت بر بازار مسکن دارند. به عبارت دیگر، در حالت تکانه مثبت، حجم عرضه بخش مسکن ۴۵٪ کاهش یافته، نرخ اجاره نسبی ۱۳٪ افزایش یافته و در نهایت ارزش خالص این بخش ۱۲٪ افزایش می‌یابد. در حالی‌که در حالت تکانه منفی، حجم عرضه بخش مسکن ۹٪ افزایش یافته، نرخ اجاره نسبی ۱٪ افزایش و در نهایت ارزش خالص در زمان صفر بدون تغییر و در دوره ۱۰، ۲٪ کاهش دارد. بنابراین تکانه‌های مثبت و منفی پولی اثرات غیر یکسان و نامشابهی بر بخش مسکن خواهند داشت.

۳-۴-۴- بررسی تاثیر اندازه تکانه‌های پولی بر بخش مسکن

در دو قسمت قبل فرض کرده‌ایم شوک یک واحدی تکانه های منفی و مثبت رخ می-دهد و بر این اساس واکنش متغیرها را مشاهده کردیم. حال فرض می‌کنیم اگر اندازه شوک به میزان نیم واحد باشد، آیا تغییر ملموسی بر مسیر پویای متغیرها رخ می‌دهد یا خیر؟ بدین منظور نمودارهای (۵) و (۶) به ترتیب اثرات تکانه‌های مثبت و منفی نیم واحدی را نشان می‌دهند:

الف) در ابتدا فرض می‌کنیم که یک شوک مثبت نیم واحدی به ε_{1t}^{m} وارد شود. در این حالت مسیر پویای متغیرهای الگو مطابق با نمودار (۵) تغییر می‌یابند:

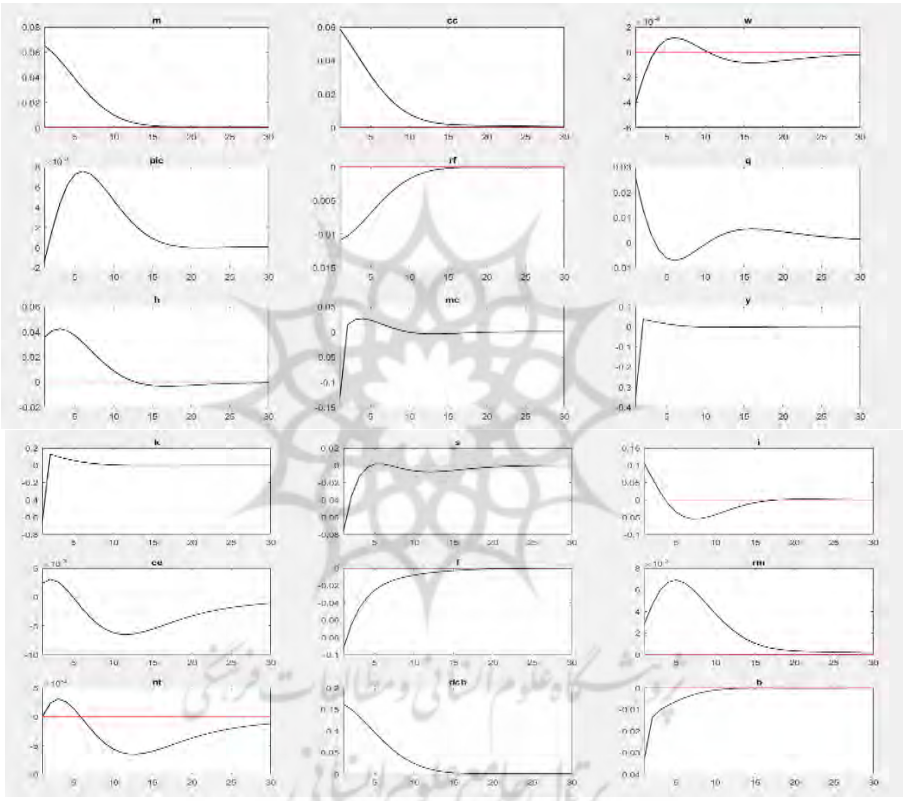


نمودار(۵): واکنش متغیرهای الگو به تکانه مثبت نیم واحدی سیاست پولی

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از نمودار، حجم مسکن در اقتصاد کاهش حدودا ۲۳٪ دارد. قیمت نسبی اجاره (q) در حدود ۲۰٪ افـزایش مـی‌یابـد. ارزش خـالص ایجـاد شـده در بخـش مسکن (nt) در زمان صفر بدون تغییر و در دوره ۱۰، ۶٪ افزایش می‌یابد.

ب) در این مرحله فرض می‌کنیم که یک شوک منفی نیم واحدی بـه ε_{2t}^{m} وارد شـود. در این حالت مسیر پویای متغیرهای الگو مطابق با نمودا (۶) تغییر می یابند.



نمودار (۶): واکنش متغیرهای الگو به تکانه منفی نیم واحدی سیاست پولی

منبع: یافته‌های تحقیق

در این حالت حجم فعالیت ۴٪ افزایش، قیمت نسبی اجاره (q) در حدود ۲٪ افزایش و ارزش خالص ایجاد شده در بخش مسکن (nt) در زمان صفر بدون تغییر و بین زمان ۵-۰، ۳٪۰ افزایش می‌یابد. با مقایسه نتایج حاصل از نمودارهای (۵) و (۶) با نمودارهای (۳) و (۴) می‌توان گفت با تغییر در اندازه تکانه، واکنش متغیرهای الگو نیز متفاوت

خواهد بود. بنابراین مسیر پویای متغیرها در طول زمان بستگی به اندازه تکانه خواهد داشت.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از مطالعه حاضر بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بخش مسکن در ایران می‌باشد. به منظور بررسی این آثار، ابتدا یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر بخش مسکن طراحی و سپس با استفاده از روش بیزین برآورد شده است. بر این اساس، پارامترهای سیستم معادلات با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی دوره ۱۳۹۵– ۱۳۶۸ اقتصاد ایران برآورد گردیده است. به منظور نشان دادن عدم‌تقارن در تکانه‌های سیاست پولی، قاعده سیاست پولی اشاره شده به نحوی تعدیل گردید که تکانه‌های منفی و مثبت را شامل شود. مقایسه تکانه‌های مثبت و منفی که نشان دهنده شرایط رونق و رکود است مبین آن است که:

✓ در شرایط رونق که شاهد تورم خواهیم بود، سیاست‌گذار پولی سیاست پولی انقباضی به صورت افزایش نرخ بهره را در پیش می‌گیرد که باعث می‌شود حجم عرضه در بخش مسکن کاهش یابد. در شرایط رکودی که سیاست‌گذار به دنبال کاهش نرخ بهره است، باعث افزایش حجم عرضه می‌شود.

✓ سیاست پولی به صورت افزایش نرخ بهره باعث می‌شود نرخ نسبی اجاره(اجاره نسبی برابر با نسبت ارزش اجاره هر واحد مسکونی (قیمت خدمات مسکن) به شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی درنظرگرفته شده است)، در بخش مسکن ۱۳٪ افزایش یابد. در شرایط رکودی که سیاست‌گذار به دنبال کاهش نرخ بهره است، باعث افزایش ۱٪ نرخ نسبی اجاره می‌شود.

✓ سیاست پولی به صورت افزایش نرخ بهره باعث می‌شود ارزش خالص در بخش مسکن افزایش یابد. در شرایط رکودی که سیاست‌گذار به دنبال کاهش نرخ بهره است، این متغیردر زمان صفر بدون تغییر، در دوره ۱۰، به میزان اندکی کاهش می‌یابد.

نتایج بالا حاصل از اعمال تکانه‌های یک واحدی مثبت و منفی پولی در بازار مسکن می‌باشد. نتایج ذیل ناشی از اعمال تکانه‌های نیم واحدی مثبت و منفی بر این بازار است:

با اعمال یک شوک مثبت نیم واحدی این نتایج حاصل می‌گردد: حجم مسکن در اقتصاد کاهش، قیمت نسبی اجاره افزایش می‌یابد. ارزش خالص ایجاد شده در بخش مسکن نیز افزایش می‌یابد.

در مرحله بعد یک شوک منفی نیم واحدی وارد می‌گردد. در این حالت حجم فعالیت افزایش، قیمت نسبی اجاره افزایش و ارزش خالص ایجاد شده در بخش مسکن در زمان صفر بدون تغییر و در فاصله زمان ۵-۰، افزایش می‌یابد. با مقایسه نتایج کمی (ارائه شده در بخش۴-۳) می‌توان گفت با تغییر در اندازه تکانه، واکنش متغیرهای الگو نیز متفاوت خواهد بود. بنابراین مسیر پویای متغیرها در طول زمان بستگی به اندازه تکانه خواهد داشت.

در راستای نتایج حاصله، سیاست‌های ذیل پیشنهاد می‌گردد:

- نرخ نسبی اجاره مستقل از شرایط رکود و تورمی افزایش می‌یابد، بنابراین اگر سیاست‌گذار به دنبال بهبود شرایط اجاره مسکن است باید از سیاست‌های مکمل دیگری از جمله افزایش سقف تسهیلات خرید و تسهیلات ساخت، مجوز فروش لیزینگی، اجاره به شرط تملیک و راه اندازی بازار رهن ثانویه و مشارکت دولت در تامین زمین استفاده نماید.

- کاهش در نرخ بهره اسمی می‌تواند باعث بهبود حجم فعالیت در بخش مسکن و افزایش آن شود؛ بنابراین یک راهکار افزایش فعالیت این بخش اعطای تسهیلات با بهره کمتر به انبوه‌سازان است. با توجه به اینکه اندازه تکانه بر مسیر پویای متغیرهای بخش مسکن اثرگذار است، لذا باید در هر دوره سیاست‌های مسکن با توجه به میزان شوک‌ها ارزیابی و طراحی شود.

- به دلیل عدم تقارن واکنش بخش مسکن به شوک سیاست پولی به نظر می‌رسد در دوران سیاست‌های انقباضی پولی لازم است یا بسته‌های حمایتی از بخش مسکن به طور مکمل سیاست پولی از سوی شبکه بانکی اعمال شود (برای مثال عدم افزایش نرخ بهره تسهیلات مسکن) و یا اینکه با سیاست‌هایی از اثر شوک‌های پولی بر بخش مسکن کاسته شود.

- با توجه به وجود آثار عدم‌تقارن در اثرگذاری تکانه‌های مثبت و منفی، لازم است سیاست‌گذار توجه داشت باشد که سیاست‌های پولی در هر دوره می‌تواند سیکل‌های متفاوتی در بخش مسکن پدید آورد و لذا نباید انتظار داشته باشد که با یک سیاست معکوس بخش مسکن را به همان اندازه‌ای که مورد انتظار است تغییر دهد.

- از طرفی نرخ‌های نسبی اجاره‌بها از مهم‌ترین فاکتورهای تأثیرپذیر از سیاست‌های پولی

است و لذا به دلیل اینکه اجاره‌بها سهم مهمی در نرخ تورم دارد، لذا آثار رفاهی قابل توجهی به همراه خواهد داشت؛ بنابراین پیشنهاد می‌گردد قبل از اجرای هر سیاستی آثار رفاهی و تورمی رشد اجاره‌بها در بخش مسکن به عنوان عامل اثرگذار بر نرخ تورم بررسی گردد.

- قابل ذکر است شوک‌های سیاست پولی از عوامل پایه‌ای مؤثر بر متغیرهای کلان اقتصادی محسوب می‌شود، بنابراین اشتباه در طراحی و اجرای آن‌ها باعث آثار ماندگاری بر بخش مسکن خواهد شد. به همین منظور پیشنهاد می‌گردد بانک مرکزی به هنگام اجرای سیاست‌های خود، متغیرهای کلیدی بخش مسکن را نیز در قاعده پولی خود قرار دهد.

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از آقای دکتر رضا موسوی‌محسنی و خانم دکتر مریم برزگرمروستی برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. توکلیان، حسین و صارم، مهدی (۱۳۹۶). الگوهای DSGE در نرم افزار DYNARE (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران). پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۲. دینداررستمی، مرضیه و شیرین‌بخش، شمس‌الله (۱۳۹۵). اثر نامتقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران: رهایفت Panel – VAR، *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۳(۱۲)، ۶۴-۳۴.

۳. زروکی، شهریار وموتمنی، مانی (۱۳۹۶). اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران (کاربردی از رهیافت ARDL غیرخطی)، *پژوهش‌نامه اقتصاد کلان*، ۱۲(۲۳)، ۱۰۵-۸۱.

۴. ساقی، فرزاد، هژبرکیانی، کامبیز، میرزاپورباباجان، اکبر و اکبری‌مقدم، بیت‌اله (۱۳۹۷). اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد غیر خطی MS-VAR، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵(۳)، ۱۰۲-۷۵.

۵. وی هوگ، رابرت و ا.تانیس، الیوت (۱۹۹۶). *احتمال و استنباط آماری*. چاپ ششم، انتشارات دانشگاه تهران.

1. Aastveit, K. A., & Anundsen, A. K. (2018). Asymmetric effects of monetary policy in regional housing markets.

2. Bretscher, L., Hsu, A., & Tamoni, A. (2017). Implementing stochastic volatility in DSGE models: a comment. *Georgia Tech Scheller College of Business Research Paper*, (17-40).

3. Christiano, L. J., Eichenbaum, M. S., & Trabandt, M. (2018). On DSGE models. *Journal of Economic Perspectives*, *32*(3), 113-40.

4. Dindar Rostami, M., & Shirinbakhsh, Sh. (2015). The Asymmetric Effect of Housing Price Impact on the Consumption of Urban Households in the Provinces of Iran: Rahaft VAR – Panel. *Journal of Regional Economics and Development*, 23(12), 34-64 (In Persian).

5. Ferreira, F., & Gyourko, J. (2012). Heterogeneity in neighborhood-level price growth in the united states, 1993-2009. *American Economic Review*, *102*(3), 134-40.

6. Glaeser, E. L., & Gyourko, J. (2005). Urban decline and durable housing. *Journal of political economy*, *113*(2), 345-375.

7. Mian, A., Rao, K., & Sufi, A. (2013). Household balance sheets, consumption, and the economic slump. *The Quarterly Journal of Economics*, *128*(4), 1687-1726.

8. Saqi, F., Hejberkiani, K., Mirza Pour-Babajan, A., & Akbari Moghaddam, B. (2018). Asymmetric Effects of Monetary Policy on the Iranian Housing Market: MS-VAR Nonlinear Approach. *Applied Economic Theories*, 5(3), 75-102 (In Persian).

9. Simo-Kengne, B. D., Balcilar, M., Gupta, R., Reid, M., & Aye, G. C. (2013). Is the relationship between monetary policy and house prices asymmetric across bull and bear markets in South Africa? Evidence from a Markov-Switching Vector Autoregressive model. *Economic Modelling*, *32*, 161-171.

10.Tavaklian, H., & Sarem, M. (2017). DSGE patterns in DYNARE software (modeling, solving and estimation based on Iranian economy). *Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran* (In Persian).

11.Tsai, I. C. (2013). The asymmetric impacts of monetary policy on housing prices: A viewpoint of housing price rigidity. *Economic Modelling*, *31*, 405-413.

12.Walsh, J. (2010). *Contests and contexts: The Irish language and Ireland's socio-economic development* (Vol. 15). Peter Lang.

13.Weisstein, E. W. (2003). Beta distribution. *https://mathworld. wolfram. com/*.

14.Wei Hogg, R., & A. Tanis, E.(1996). *Probability and statistical inference*. Sixth edition, University of Tehran Press (In Persian).

15.Zarouki, Sh., & Motameni, M. (2017). The asymmetric effect of oil prices on the housing market in Iran (application of the nonlinear ARDL approach). *Macroeconomic Research Journal*, 12(23), 81-105 (In Persian)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی