فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ــ سال بیست و دوم ــ شماره دوم ــ تابستان ۱۴۰۱ ــ صفحات ۲۱۶-۱۸۵

واکنش سفته بازی در بازار مسکن به شوک های برونزا در ایران

صلاح الدین منوچهری[1]

علی اکبر قلی زاده[2]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۹/۲۷

چکیده

بررسی رفتار سفته بازان در توضیح پدیده های بازار مسکن ایران، بسیار با اهمیت بوده، و بسیاری از پدیده های نامطلوبی که در این بازار رخ می دهد نیز حاصل فعالیت سفته بازی در بازار مسکن است. سفته بازان در ابتدای دوره رونق، وارد بازار می شوند و از افزایش قیمت ها، حداکثر سود را کسب کرده و با پدیدار شدن علائم رکود، به سرعت از بازار خارج می شوند و سرمایه خود را به بازارهای موازی مسکن همچون بانک، بورس، ارز و طلا منتقل می کنند که به نوسانات قیمت مسکن منجر می گردد. در این پژوهش، به پیروی از «الگوی روهنر» و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با پارامتر متغیر زمانی (TVP-OLS)، شاخص سفته بازی در بازار مسکن در طول دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ برآورد، و سپس اثر شوک های مختلف بازار سهام، بازار ارز، بازار طلا، مالیات بر مسکن و نرخ بهره، بر سفته بازی در بازار مسکن بررسی گردید و برای برآورد اثر این شوک ها، از روش خودرگرسیونی برداری مارکف - سوئیچینگ (MSVAR) استفاده شد. نتایج، نشان می دهد که در طول دوره مورد بررسی، به طور میانگین، ۲۰ درصد از افزایش قیمت مسکن مربوط به سفته بازی بوده که بیشترین نرخ رشد آن در سال ۷۸ با ۳۲۰ درصد و کمترین نرخ رشد آن مربوط به سال ۸۴ و ۹۱ با ۲۳ درصد بوده، همچنین با توجه به نتایج برآوردی الگوی خودرگرسیونی برداری مارکف - سوئیچینگ (MSVAR)، سفته بازی در بازار مسکن، بیشترین واکنش را نسبت به بازارهای ارز، طلا و نرخ بهره، و کمترین واکنش را نسبت به بازار سهام و مالیات بر مسکن داشته است.

واژگان کلیدی: سفته بازی، مسکن، شوک های برونزا، روش MSVAR، ایران

طبقه بندی JEL: R_{31}، R_{32}، C_{51}، E_{32}

---

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
s.manochehri@eco.basu.ac.ir

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسندۀ مسؤول)
a.gholizadeh@basu.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

۱. مقدمه

بررسی وضعیت مسکن، از این جهت که یکی از نیازهای اساسی مردم و هم آنکه یک کالای اقتصادی به شمار می آید، دارای اهمیت می باشد. دولت ها همواره وظیفه تهیه سرپناه مناسب برای مردم خود را پذیرفته اند و برای انجام این وظیفه نیز غالباً تمهیداتی را می اندیشند. دولت ها با دخالت در بخش مسکن، علاوه بر تأمین مسکن مناسب و افزایش رفاه اقتصادی جامعه، اهداف دیگری را مانند تحریک رشد اقتصادی دنبال می کنند. با توجه به اینکه بخش مسکن دارای ارتباطات پسین و پیشین با دیگر بخش های تولیدی و خدماتی اقتصاد می باشد، هر تغییری در بخش مسکن، سریعاً به دیگر بخش های اقتصادی کشور سرایت کرده و می تواند به عنوان موتور رشد اقتصاد کشور عمل کند.

در اقتصاد، عموماً سفته بازی پدیده ای با ماهیت کوتاه مدت و بیانگر تلاش برای کسب سود با بهره گیری از نوسانات کوتاه مدت قیمت دارایی است. تعریف ساده سفته بازی در بازار مستغلات که توسط دو پژوهشگر مالپزی و واچر (Malpezzi & Wachter, 2002) بیان شده، این است که «فرد می خواهد در بازار مستغلات به عنوان یک بازار در حال رشد سرمایه گذاری کند تا از عایدی آن برای رفاه خود و خانواده اش در دوران بازنشستگی استفاده نماید». بررسی رفتار سفته بازان در توضیح پدیده های بازار مسکن ایران، بسیار با اهمیت بوده، و بسیاری از پدیده های نامطلوبی که در این بازار رخ می دهد نیز حاصل فعالیت این جریان تقاضا است. سفته بازان در ابتدای دوره رونق، وارد بازار می شوند و از افزایش قیمت ها، حداکثر سود را کسب می کنند و با پدیدار شدن علائم رکود، به سرعت از بازار خارج می شوند و سرمایه خود را به بازارهای موازی مسکن همچون بانک، بورس، ارز و طلا منتقل می کنند.

اگر فرض کنیم، یک سفته باز در دوران رونق، سودی برابر با متوسط افزایش قیمت بازار مسکن به دست آورد و در شروع رکود، از بازار خارج شود و در این دوره رکود، سودی برابر با سود سپرده گذاری مدت دار بانکی کسب کند. در این حالت، کل بازده فعالیت سفته باز برابر با میانگین وزنی بازدهی مسکن در سال های رونق و نرخ سود سپرده های مدت دار بانکی در سال های رکود بازار مسکن می شود که به مراتب، بالاتر از سودهای نرمال بلندمدت بازار است (قلی زاده، ۱۳۸۸). به طور خلاصه، ویژگی های تقاضای سفته بازی را می توان شامل موارد ذیل دانست: ۱- این گروه در دوران رکود، چندان حضوری در بازار ندارند؛ ۲- در دوره رونق بازار مسکن، با تزریق منابع مالی به این بازار، بر شدت افزایش قیمت ها می افزایند و در پایان رونق، با خروج منابع، اتمام دوره رونق و شروع رکود را همراهی می کنند؛ ۳- در دوره رونق، هرچه سایر فرصت های سرمایه گذاری، کمتر در اختیار این گروه باشد و دسترسی به منابع مالی ساده تر باشد، هجوم سفته بازان به سمت بخش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

مسکن بیشتر خواهد بود؛ ۴- به طور کلی، در اقتصادهایی مانند ایران که بازار سرمایه از عمق کافی برخوردار نیست، فعالیت های سفته بازی در بازار مسکن، بیشتر است (ملکی، ۱۳۹۵).

عدم اطمینان به بازار سرمایه، کالای امن بودن مسکن، اعتقاد به عدم کاهش قیمت مسکن میان سرمایه گذاران (چسبندگی قیمت مسکن)، افزایش تحریم ها، رکود صنعت و عدم سرمایه گذاری در آن و از سویی، ورود بخشی از تسهیلات اعطایی در قالب طرح های زودبازده به بخش مسکن، موجب رونق سفته بازی و تبدیل مسکن به کالایی سرمایه ای را فراهم نموده که از عوامل اصلی افزایش قیمت مسکن در ایران به شمار می رود و مسکن نقش مهمی در بازار سرمایه و دارایی ها ایفا می کند.

سبد دارایی های خانوارها، از دو جزء مالی و فیزیکی تشکیل شده و به طور کلی، ذخیره سرمایه کل کشور شامل سه جزء نقدینگی، اوراق قرضه و دارایی های فیزیکی (شامل ساختمان، ماشین آلات و تجهیزات) می باشد. مسکن، سهم بسیار زیادی از کل سبد دارایی های خانوارها و کل ذخیره سرمایه کشور را به خود اختصاص می دهد. اقتصاد مسکن، موجب می شود که انگیزه پس انداز خانوارها تقویت شود؛ زیرا خانوارها با انگیزه خرید، اقدام به پس انداز نموده که این رفتار خانوارها، می تواند به افزایش قیمت مسکن و افزایش سفته بازی در بازار مسکن منجر شود. (Lian, 2019).

نوسانات قیمت مسکن در ایران طی دو دهه اخیر، یکی از چالش های اساسی بازار مسکن و اقتصاد کشور بوده است، به طوری که در یک دوره، افزایش قابل ملاحظه در قیمت مسکن به وجود آمده و در دوره دیگر، کاهش و یا ثبات نسبتاً زیاد و فراگیر بر قیمت مسکن حاکم شده است که به تبع آن، تحولات قابل ملاحظه ای در بخش مسکن و در کل اقتصاد پدید آورده است. بنابراین، ضرورت دارد که به طور دقیق، شوک های مؤثر بر سفته بازی در بازار مسکن ایران، شناسایی شود.

کدامیک از شوک های اثرگذار، بیشترین اثرگذاری را بر سفته بازی در بازار مسکن ایران داشته است؟ مهمترین سیاست و ابزار دولت برای کنترل سفته بازی در بازار مسکن چیست؟ آیا سیاست مالی (مالیات بر بخش مسکن)، می تواند از رفتار سفته بازانه در بازار مسکن جلوگیری کند؟ رونق سایر بازارهای موازی مسکن مانند بازارهای طلا، ارز و سهام، چقدر می تواند در کاهش سفته بازی در بازار مسکن مؤثر باشد؟ و بسیاری از پرسش های دیگر.

بدین جهت، این پژوهش، به دنبال بررسی واکنش سفته بازی در بازار مسکن به شوک های برونزا در ایران برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ می باشد؛ تا با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، پیامدهای سفته بازی در بازار مسکن و عوامل مؤثر بر آن، بر اقتصاد کشور ارزیابی شود و در جهت رفع آن، راهکارهایی را ارائه کند. در زمینه سفته بازی در بازار مسکن، مطالعات نسبتاً محدودی (هم داخلی و هم خارجی) انجام شده است. بیشتر این مطالعات، به اثرگذاری سفته بازی بر متغیرهای بخش مسکن

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

ازجمله نوسانات قیمت مسکن پرداخته اند ولی در هیچیک از این پژوهش ها، واکنش سفته بازی در بازار مسکن نسبت به شوک های برونزا در ایران، بررسی نشده است.

در این مطالعه، با پوشش خلأ موجود، شاخص سفته بازی در بازار مسکن بر اساس الگوی روهنر محاسبه شده و با استفاده از الگوی خودرگرسیونی برداری با پارامترهای متغیر زمانی (TVP-VAR)[۱]، شوک های اثرگذار بر سفته بازی در بازار مسکن ایران، بررسی و تحلیل شده، با توجه به اینکه در هیچیک از مطالعات مرتبط پیشین، از این الگو استفاده نشده است.

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

اصولاً فعالیت سفته بازی، به معنای خرید یا فروش براساس قیمت های انتظاری در آینده است. در این فرایند، اگر مسیر تغییرات قیمت، درست پیش بینی شده باشد، فعالیت سفته بازی سودمند بوده و خرید و فروش در بازار رونق می گیرد. در متون اقتصاد کلاسیک، امکان وجود فعالیت سفته بازی در بازار مسکن، به دلیل هزینه های معاملاتی بالا، نادیده گرفته شده است؛ چراکه این هزینه های معاملاتی، موجب از بین رفتن عواید سرمایه ای می شوند؛ ولی منتقدان مکتب کلاسیک، می گویند که با وجود هزینه های معاملاتی بالا، سفته بازی در بخش مسکن صورت می گیرد.

تقاضای مسکن به عنوان دارایی، همواره یکی از اجزای اصلی تقاضا در بخش مسکن و مستغلات را تشکیل می دهد. در درون این تقاضای دارایی، فعالیت های سفته بازی به عنوان عنصر اساسی و تأثیرگذار، چه در نوسانات این بخش و چه در الگوهای تولید و مصرف آن، شناخته می شود. نوسانات این تقاضا، به تمایلات سرمایه های سرگردان که در جستجوی سود بهینه به بازار ارز، طلا و یا مسکن روی می آورند، وابسته است (سید نورانی، ۱۳۹۳).

آنچه که در پژوهش های مسکن، کمتر به آن توجه شده، این نکته است که نقدینگی سرگردان و ورود آن به بازار مسکن، می تواند بحران های زیادی را در سطح اقتصاد کلان ایجاد کند که بحران ۱۹۹۹ شرق آسیا، نمونه ای از این تأثیرات است. سفته بازی، نه تنها از سوی خریداران بلکه توسط سازندگان حرفه ای که با هدف فروش تولید می کنند و همچنین سرمایه گذاران و مؤسسات پولی و اعتباری سرمایه گذار در بازار املاک، تشویق و تشدید می شود. سازندگان و مؤسسات تأمین مالی با هدف سفته بازی، وارد بازار دارایی غیرمنقول و مسکن می شوند. درخصوص نوسانات قیمت در بازار مسکن، سفته بازی و نقش آن در تغییرات قیمت مسکن، حباب قیمت مسکن و عوامل مؤثر بر شکل گیری حباب قیمت مسکن و پویایی های بازار مسکن، مطالعاتی انجام شده که بسیاری از این مطالعات، نقش سفته بازی در تغییرات قیمت مسکن و شکل گیری حباب قیمت مسکن را تأیید

1. Time-Varying Parameter Vector Autoregressive

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

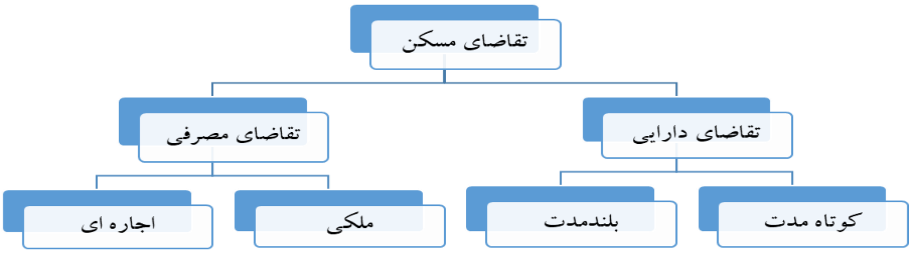
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

می کنند. از جمله این مطالعات، می توان به پژوهش های قلی زاده و عاشری (۱۳۸۸)، قلی زاده و نوروزی نژاد (۱۳۹۸)، خدادادکاشی و رزبان (۱۳۹۳)، سید نورانی (۱۳۹۳)، بیابانی و خسروی (۱۳۹۰)، قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۹)، مروت و بهرامی (۱۳۹۲)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲)، نصر اصفهانی و همکاران (۱۳۹۶)، ژِنگ و اُسمر (Zheng & Osmer, 2019)، یانگ و همکاران (Yang *et al.*, 2017)، ریدل (Riddel, 1999)، مالپزی و مکلنان (Malpezzi & Maclennan, 2001)، واچر و مالپزی (Wachter & Malpezzi, 2002)، هانگ و لی (Hong & Li, 2019)، لیان (Lian, 2013)، دنگ و همکاران (Deng *et al.*, 2009)، دی سی و وسترهوف (Dieci & Westerhoff, 2009)، نم و اوه (Nam & Oh, 2020) و محققان دیگر (Pornchokchai & Perera, 2005) اشاره کرد.

۱-۲. انواع تقاضای مسکن

در یک تقسیم بندی کلی، می توان سمت تقاضای مسکن را به دو تقاضای مصرفی و دارایی تقسیم کرد که تقاضا برای خرید مسکن با هدف سفته بازی، همان تقاضای دارایی کوتاه مدت است که در شکل زیر، این تقسیم بندی ملاحظه می شود.

شکل ۱. تقسیم بندی تقاضای مسکن



منبع: قلی زاده و نوروزی نژاد، ۱۳۹۸

هدف اولیه خانوارها، تأمین نیاز مصرفی و سرپناه است که در هر جامعه ای، جزء نیازهای اساسی و اجتماعی تلقی می‌شود. مازاد نیاز مصرفی مسکن، تقاضای دارایی نامیده می‌شود و برابر با کل سرمایه گذاری در مسکن، منهای مصرف مسکن بوده، و نکته مهم و اساسی، متمایز بودن تقاضای دارایی و سفته بازی مسکن است و در حقیقت تقاضای سفته بازی مسکن، جزئی از تقاضای دارایی مسکن را تشکیل می دهد. این موضوع، اشاره به آن دارد که تقاضای سفته بازی و سایر اجزاء تقاضای دارایی مسکن از نظر انگیزه، اثرات بر بازار مسکن، و مبانی سیاستگذاری، کاملاً متفاوت می باشند. در ادامه، بهینه یابی تقاضای دارایی مسکن آورده شده است، (Quigley, 1985):

$$Max\ U\left(X\ ,\ h_c f\ \left(u\right)\right)+V\ \left(w\ \right)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

$$st\begin{cases} W = Y_2 + S(1+r) - T(u)h_c - (H-hc)(\mathrm{T(u)} - \tau(u)) + [P(1+\theta) - L(1+r)]H \\ Y_1 = X + S + (P-L)H - R(H-hc) \\ H - hc \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

که در آن، X مصرف سایر کالاها، hc مصرف مسکن، U مطلوبیت مستقیم، V مطلوبیت ناشی از ثروت، W ثروت، S پس انداز، Y_2 درآمد دوره دوم، r نرخ بهره، P قیمت مسکن، T(u) هزینه های تعمیر و نگهداری پرداختی توسط مالک، H ذخیره مسکن، Y_1 درآمد دوره اول، L وام، $\tau(u)$ هزینه های تعمیر و نگهداری پرداختی توسط مستاجر θ رشد قیمت مسکن و f(u) میزان بهره برداری از مسکن را نشان می دهد.

زمانی تابع مطلوبیت و قیود ذکرشده معتبر است که قید ثروت $H - hc \geq 0$ باشد. با تشکیل تابع لاگرانژ و گرفتن مشتق های جزئی، رابطهٔ نهایی، به صورت زیر به دست می آید (Quigley, 1985):

$$\frac{U_2 f(u)}{U_1} = \frac{T(u)}{1+r} - \frac{P\theta - Lr}{1+r} \quad (2)$$

عبارت سمت چپ شرط تعادل شماره (۲)، نرخ نهایی جانشینی بین مصرف مسکن و مصرف کالای مرکب را نشان داده و عبارت سمت راست شرط تعادل، برابر هزینه استفاده از مسکن است. هزینه استفاده از مسکن، برابر با هزینه های تعمیرات و نگهداری به علاوه هزینه تأمین مالی، منهای منفعت سرمایه مسکن می باشد.

۲-۲. عوامل برونزای اثرگذار بر سفته بازی در بازار مسکن

حفظ ارزش دارایی ها و کسب سود از طریق به کار بردن دارایی ها در بازارهای مختلف در طول زمان، یکی از دغدغه های اصلی افراد و سرمایه گذاران در هر اقتصادی است. در اقتصادهایی با افزایش مداوم سطح عمومی قیمت ها، افراد و سرمایه گذاران، سعی در حفظ قدرت خرید خود دارند و گاه از کالاهای مختلف به عنوان سپر تورمی استفاده می کنند. عموماً در چنین اقتصادی، زمین و مسکن، می تواند موقعیت منحصر به فردی را برای سرمایه گذاری ایجاد کند (ملکی، ۱۳۹۵؛ قلی زاده و نوروزی نژاد، ۱۳۹۸).

یکی از نکات کلیدی در تحلیل بازار مسکن، توجه به ماهیت آن به عنوان کالایی مصرفی-سرمایه ای می باشد؛ چراکه نحوه تخصیص ثروت میان دارایی های مختلف، بستگی به نرخ بازدهی نسبی آنان دارد. بر این اساس، برای شناخت و پیش بینی بازار مسکن، نیاز است تا بازار دارایی های موازی بررسی شوند، (Chen & Wang, 2021).

در بسیاری اوقات، رونق بازار رقیب می تواند به رکود بازار دیگر منجر شود. بسته به شرایط، حتی رکود می تواند در بازارهای رقیب به صورت همزمان رخ دهد. زیربخش های اصلی بازار دارایی ها در اقتصاد ایران را می توان شامل مواردی چون زمین و مسکن، کالاهای بادوام، طلا، ارز، بورس و

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

سپرده گذاری در بانک دانست. از میان بازارهای مذکور، سپرده گذاری بانکی تا حدود زیادی تحت تسلط دولت و بانک مرکزی قرار دارد و نرخ های سود دستوری در این بخش، فضای رقابت را محدود ساخته است. ضمن اینکه دولت و بانک مرکزی، با در اختیار داشتن منابع ارز و طلا، تا حدودی توان مهار و کنترل بازار ارز و طلا را دارند. البته در بعضی مقاطع دو بازار مذکور، مورد هجوم سرمایه گذاران قرار می گیرد. بازار سرمایه و مسکن را می توان در مراتب بعدی نظارت های دولت دانست.

هر یک از این بازارها، استراتژی سرمایه‌گذاری و جامعه مخاطب خاص خود را دارند. سرمایه گذاری در بازارهایی چون طلا و ارز، عموماً ماهیت کوتاه مدت دارند. سرمایه گذاری در بورس، اکثراً به وسیله سرمایه گذاران حرفه ای صورت می گیرد. مسکن به صورت سنتی، توسط بخش بزرگی از جامعه، گزینه اصلی سرمایه گذاری بلندمدت در ایران شناخته شده است (قلی زاده و نوروزی نژاد، ۱۳۹۸؛ ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۴؛ ملکی، ۱۳۹۵).

افرادی که مسکن را به‌عنوان یک دارایی در سبد مالی خود نگهداری می کنند، با استفاده از اطلاعات و انتظارات نسبت به پیش بینی بازار مسکن در آینده، اقدام نموده و براساس پیش بینی قیمت و شرایط بازار در آینده، به خریدوفروش مسکن مبادرت می ورزد. خرید در دوره ماقبل رونق و فروش مسکن قبل از شروع رکود، به کسب سود می انجامد. مهمترین عوامل برونزایی که در شکل گیری سفته بازی در بازار مسکن اثر زیادی دارند، عبارتند از: سیاست های مالی، سیاست های پولی، بازدهی بازار سرمایه، بازدهی بازار ارز، بازدهی بازار طلا (ملکی، ۱۳۹۵).

مهمترین تئوری در مورد رابطهٔ مثبت بین نقدینگی، سفته بازی و قیمت های دارایی و بویژه حباب های قیمت دارایی، تئوری پول گرایان می باشد، (Adalid & Detken, 2007). در ابتدا منابع عظیم مالی، بنا به دلایل مختلفی که به طور عمده ناشی از رشد نقدینگی در سطح کلان است، به صورت سفته بازانه به سوی بخش مسکن سوق می یابند. نرخ بهره، یکی از عوامل نهایی تعیین کننده قیمت مسکن است. کاهش نرخ بهره، به افزایش قیمت مسکن منجر می شود.

اجماع نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین کننده افزایش قیمت های مسکن در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش نرخ های بهره در رکود اقتصادی اخیر است. در بسیاری از مطالعات خارجی، مهمترین متغیر مؤثر بر حباب و سفته بازی، نرخ بهره است؛ زیرا نرخ بهره، مهمترین عامل شکل گیری یا فروپاشی حباب بوده است. در مطالعاتی همچون سچتّی و همکاران (Cechetti *et al.*, 2000)، فیلاردو (Filardo, 2001)، هندرشات و آبراهام (Abraham, 1994 & Hendershott) و لوین و رایت (Levin & Wright, 1997) بحث شده است که اگر حباب شناسایی شود، افزایش نرخ های بهره، نتایج بهتری ایجاد خواهد کرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

افزایش قیمت یکی از دارایی ها (ارز، طلا، سکه و سهام)، می تواند تقاضا برای دیگر دارایی ها را به علت استراتژی تخصیص پرتفولیو بالا ببرد؛ یعنی بسیاری از سرمایه گذاران می خواهند نسبت معینی از یک دارایی را در سبد دارایی مالی خود نگهداری کنند. اگر قیمت یک دارایی نسبت به دیگر دارایی ها به طور معنی داری افزایش یابد، سرمایه گذاران باید پورتفولیوی خود را دوباره تخصیص دهند؛ یعنی سرمایه گذاران باید دارایی ای را که قیمت آن نسبت به دارایی های دیگر افزایش یافته است، را بفروشند و دارایی های دیگر بخرند. از این رو، افزایش قیمت در بازار یک دارایی، می تواند به توسعه بازار دارایی های دیگر منجر شود.

در شرایط رشد سریع عرضه پول، خانوارها به علت کاهش ارزش پول، مایل به نگهداری پول نقد نخواهند بود و یکی از راه های تبدیل پول نقد به دارایی، سرمایه گذاری در بخش مسکن است. خانوارها در تصمیم گیری برای سرمایه گذاری، به نرخ بازدهی نسبی سرمایه در بازارهای مختلف دارایی توجه می کنند. یکی از این بازارهای جانشین که سرمایه گذاری در آن می تواند برای خانوارها جذاب باشد، بازار سهام است که می تواند خانوارها را از اثرات منفی کاهش ارزش پول مصون بدارد. با این توضیحات، به نظر می رسد که شاخص قیمت سهام، به عنوان نماینده وضعیت بازار سهام، می تواند عامل توضیح دهنده نوسانات قیمت مسکن باشد، (Chen & Patel, 1998).

بین نرخ واقعی ارز و قیمت واقعی مسکن نیز در بلند مدت، رابطه منفی وجود دارد. افزایش ارزش واقعی ریال در مقابل دلار، باعث حرکت سرمایه ها از بخش تجاری به غیرتجاری و درنتیجه، باعث کاهش قیمت مسکن در اقتصاد می شود (نصر اصفهانی و همکاران، ۱۳۹۶؛ کمیاب و قلی زاده، ۱۳۸۷).

در ادبیات اقتصادی، اعتقاد بر این است که نوسانات و شوک های ادواری بخش مسکن، عموماً تحت تأثیر شوک های تقاضا و سفته بازی در این بازار قرار دارد. مهمترین ابزاری که برای مدیریت و کنترل شوک های تقاضا و سفته بازی در بخش مسکن در اختیار دولت قرار دارد، مالیات است. اخذ مالیات بر املاک و مسکن با هدف کسب درآمد، تخصیص بهینه منابع و به حداقل رساندن اختلال در مکانیزم قیمت ها، کنترل سفته بازی و نوسان شدید در بازار مسکن، صورت می گیرد. یکی از ابزارهای بسیار مؤثر مالیاتی که می تواند مانع از فعالیت های سفته بازی و ورود و خروج شدید سرمایه های سرگردان به این بخش شود و روند سرمایه گذاری در این بخش را در مسیر باثبات قرار دهد، مالیات بر منفعت سرمایه است که سابقه به کارگیری آن در کشورهای دیگر، حتی قبل از مالیات بر ارزش افزوده است.

روش های اخذ مالیات بر عایدی سرمایه در کشورهای مختلف، تفاوت هایی دارد و اصول حاکم بر این نوع مالیات، اخذ مالیات بر پایه عایدی حاصل از خرید و فروش املاک، معافیت سرپناه و خرید

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

مسکن مصرفی از پرداخت مالیات، تمایز بین انگیزه های سفته بازی در تعیین نرخ و پایه مالیات بر عایدی سرمایه در دوره زمانی معین، استوار است (قلی زاده، ۱۳۹۶؛ ایزدخواستی، ۱۳۹۸).

۳-۲. مطالعات داخلی

رزبان و خدادادکاشی (۱۳۹۳)، در مقاله ای، نقش سفته بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران را مورد بررسی قرار دادند. این مقاله، طی دوره ۱۷ ساله (۱۳۸۷-۱۳۷۰) با استفاده از معادله تعادلی قیمت و تکنیک شبیه سازی انجام شده است. در این بررسی برای تخمین ضرایب معادلات از تکنیک ژنتیک الگوریتم استفاده شده و نتایج با برنامه نویسی در نرم افزار متلب (Matlab) شبیه سازی شده، و نتایج، نشان می دهد که انگیزه سفته بازی، نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره های گذشته توسط سرمایه گذاران بوده که به صورت تقاضای سفته بازانه در بازار نمود یافته، و تقاضای سفته بازی، تأثیر قابل ملاحظه ای در ایجاد نوسان های قیمتی در بازار مسکن دارد و موجب بروز دوره های رونق و رکود قیمتی در این بازار شده است.

سید نورانی (۱۳۹۳)، در مقاله ای، به بررسی سفته بازی و حباب قیمتی در بازار مسکن مناطق شهری ایران پرداخته، و برای این منظور، ابتدا مدل مناسب برای تبیین عوامل تعیین کننده قیمت مسکن، طراحی و سپس به روش GMM برای دوره ۱۳۷۵: ۱ تا ۱۳۸۹: ۴ برآورد شده است. نتایج، نشان می دهد که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه های ساختمانی صادر شده)، اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. در این بین، اثر تغییر درآمد (تولید ناخالص داخلی) بر شاخص قیمت مسکن، معنادار نیست.

قلی زاده و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه ای، استراتژی تخصیص بهینه دارایی ها با حضور بازار مسکن را تجزیه و تحلیل کرده و با استفاده از ترکیب مدل های ناهمسانی واریانس شرطی و معادلات دیفرانسیل تصادفی با مدل مارکویتز، به برآورد پرتفوی بهینه سرمایه گذار در حضور بازار مسکن پرداخته اند. برای این منظور، از دارایی های قیمت سهام، قیمت مسکن، قیمت سکه و اوراق مشارکت طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۸ با داده های ماهانه استفاده شده، و نتایج، نشان می دهد که در دوره رونق بخش املاک، مسکن به عنوان دارایی مسلط در بین دارایی های ریسکی بوده، و طی دوره های اخیر که دوره رکود بخش مسکن تلقی می شود، مسکن از سبد بهینه سرمایه گذاری خارج شده و به جای آن، سهام و سکه، دارایی مسلطی در سبد سرمایه گذار تلقی شده است.

عباسیان و همکاران (۱۳۹۷)، در مقاله ای، به تحلیل اثر شوک بازار مسکن بر تنگنای اعتباری در ایران پرداخته اند. در این پژوهش، دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۹ بوده و از الگوی تعادل عمومی پویای

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

تصادفی، برپایه آموزه های مکتب کینزین های جدید استفاده شده است. یافته های پژوهش، نشان می دهد که شوک منفی تقاضای مسکن با کاهش قیمت املاک در بازار مسکن، سبب کاهش کیفیت ترازنامه بانک ها، در نتیجه کاهش عرضه اعتبارات بانک و ایجاد تنگنای اعتباری بوده، و شوک مثبت تقاضای مسکن، از یک سو، سبب افزایش اعتباردهی بانک ها شده اما از سوی دیگر، تقاضا برای مصرف، تولید، سرمایه گذاری و اشتغال در بخش غیرمسکن را کاهش داده، که متعاقباً سبب کاهش تولید ناخالص ملی شده و با توجه به افزایش قیمت مسکن، سطح عمومی قیمت ها نیز افزایش یافته، و درنتیجه، رونق از سمت تقاضا در بازار مسکن، نه تنها اثر مثبت در اقتصاد ندارد بلکه، عاملی در پیدایش تورم رکودی در اقتصاد شده است.

قلی زاده و نوروزی نژاد (۱۳۹۸)، در مقاله ای، به پویایی های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] پرداختند. در این مقاله، از داده های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰ استفاده شده و برای بررسی این پویایی، از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به کار رفته و شواهد آماری، نشان دهنده هم حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه گذاری های تجاری تحت تأثیر پویایی های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. همچنین نتایج، نشان می دهند که لحاظ کردن قیمت مسکن به عنوان یک دارایی وثیقه ای، می تواند به عنوان عاملی برای افزایش ارزش دارایی بنگاه ها و به تبع آن، استقراض و سرمایه گذاری های آتی شود که به هم حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه گذاری و نوسانات اقتصادی در کشور، منجر شده است.

۲-۴. مطالعات خارجی

روهنر (Roehner, 1999)، در مطالعه ای، تحت عنوان «تحلیل فضایی حباب سفته بازانه قیمت مستغلات در پاریس طی دوره ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۳»، حباب دارایی های غیرمنقول و مسکن پاریس را از نظر ساختار فضایی شکل گیری حباب و عوامل مؤثر بر آن، تجزیه و تحلیل نمود. در این مطالعه، برآورد الگو با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی (NLS)[2]، انجام شده و ضریب سفته بازی به دست آمده، و براساس نتایج پژوهش، مسیرهای قیمتی مختلف در چهارچوب الگوی تعادل عمومی، به خوبی شرح داده شده، و مدل آن، طبقه بندی مناسبی از مناطق مختلف را به لحاظ شدت تجارت سفته بازانه در مقابل عرضه بی کشش، ارائه کرده است.

مالپزی و واچر (Malpezzi & Wachter, 2002)، در مطالعه خود، بر نقش سفته بازی در ایجاد نوسان های بازار مسکن تمرکز نموده اند. آنها برای بررسی سفته بازی در بازار مسکن، به تشریح یک

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium
2. Nonlinear Least Square

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

مدل دینامیکی ساده برای قیمت تعادلی بر پایه مدل های تعدیل موجودی پرداخته اند. نتایج، نشان می دهد که سفته بازی در بازار املاک و مستغلات، عامل ایجاد نوسان در این بازار است، همچنین سفته بازی، به شرایط عرضه بستگی دارد. شرایط عمومی تقاضا بویژه تقاضای سفته بازی، می تواند موجب یک انفجار یا یک انفجار چرخه ای در بازار مستغلات گردد که این اثر، به وسیله کشش قیمتی در عرضه، قابل کنترل است.

دی سی و وسترهوف (Dieci & Westerhoff, 2012)، مدل ساده ای را برای بازار سفته بازی مسکن ارائه نموده اند. در این مدل، تقاضا برای مسکن، تابع انتظارات خریداران از قیمت های آتی مسکن می باشد. آنها نشان دادند که تغییر نسبی سهم تقاضاکنندگان با انتظارات مختلف در طی زمان، باعث ایجاد رونق و رکود در بازار مسکن شده است.

ایراد (Eyraud, 2014)، در مقاله ای، به این نتیجه می رسد که اخذ مالیات بر عایدی سرمایه حاصل از فعالیت های سفته بازی در بازار مسکن، می تواند به تعدیل انتظار کسب سود به وسیله سفته بازان در مقایسه با سایر فرصت های سرمایه گذاری منجر شود و ورود سرمایه گذاران با انگیزه سفته بازی در بازار املاک و مسکن را کاهش دهد.

یانگ و همکاران (Yang *et al.*, 2017)، مقاله ای تحت عنوان «اندازه گیری درجه سفته بازی در بازار مسکن چین» را با کاربرد مدل فضایی ارزیابی کرده اند. در این مقاله، از مدل اقتصادسنجی فضایی خودرگرسیونی با ترکیب ماتریس وزنی فضایی استفاده شده است. نتایج، نشان می دهد که در بازار مسکن چین، قیمت ها دارای تعامل مشخصی در بین شهرهای منتخب هستند و همچنین رفتار سفته بازی مسکن در مناطق فضایی مختلف بر یکدیگر تأثیر می گذارند. اگرچه فعالیت های سفته بازی در چین وجود دارد ، از منظر جهانی، میزان سفته بازی، که از منطقه ای به منطقه دیگر تفاوت دارد ، هنوز در حد قابل قبول بین المللی بوده، اگرچه در برخی از مناطق، سفته بازی مسکن زیاد است، ولی سفته بازی، هنوز در سراسر چین وجود ندارد.

ژنگ و اُسمر (Zheng & Osmer, 2019)، به مطالعهٔ «پویایی قیمت مسکن: تمایل به بازار سهام و اثرات سرریزی آن بر بازار مسکن» پرداخته اند. دوره زمانی مطالعه، سال های ۲۰۱۴-۱۹۹۱ بوده است. آنها با استفاده از یک مدل میانگین VAR-GARCH[1]، به این نتیجه رسیدند که بازده ها، پاسخ متفاوتی به شوک های مثبت و منفی دارند. علاوه بر این، براساس چهارچوب VAR توسعه یافته، نشانه هایی از یک اثر سرریز شدید بازده را یافتند که عمدتاً مستقل از بازار مسکن است. سرانجام، با استفاده از یک مدل DCC، نتیجه گرفتند که همبستگی بین احساسات کل بازار سهام و بازده مسکن، با تغییر در زمان و در طول رکودهای اقتصادی، روبرو بوده است.

1. Vector Autoregression Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

گائو و همکاران (Gao *et al.*, 2020)، در پژوهشی، سازگاری اقتصادی و سفته بازی در بازار مسکن را تجزیه و تحلیل کرده اند. بر اساس نتایج، سفته بازی مربوط به مسکن، تا حدی برمبنای برآورد تغییرات قیمت مسکن در گذشته، علاوه بر افزایش بیشتر قیمت و ساخت و ساز مسکن در دوره رونق مربوط به سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۶، به رکود اقتصادی شدیدتر در دوره پس از آن در ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ منجر شده، و تجزیه و تحلیل آنها، مازاد عرضه و تقاضای محلی خانوار را به عنوان دو کانال اصلی برای انتقال این اثرات معکوس، مشخص کرده است.

در زمینه سفته بازی در بازار مسکن، مطالعات نسبتاً محدودی (هم داخلی و هم خارجی) انجام شده، که در بیشتر این مطالعات، اثرگذاری سفته بازی بر متغیرهای بخش مسکن ازجمله نوسانات قیمت مسکن مدنظر بوده، ولی در هیچیک از این پژوهش ها، به نقش شوک های اثرگذار عوامل بیرون بخشی بر شکل گیری سفته بازی در بازار مسکن ایران پرداخته نشده است. در مطالعات قبلی انجام شده، برای اندازه گیری شاخص سفته بازی مسکن، اختلاف قیمت مسکن دوره جاری و دوره گذشته (ΔP_t) را در نظر گرفته اند که این تغییر قیمت، نمی تواند شاخص خوبی برای اندازه گیری سفته بازی باشد، لذا در این پژوهش، برای اولین بار با بسط «مدل روهنر» و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با پارامتر متغیر زمانی (TVP-OLS)[۱] برای هر سال، میزان سفته بازی اندازه گیری شده است.

از تفاوت های دیگر این پژوهش با پژوهش های قبلی، بررسی و تحلیل اثرات شوک های مختلف بر سفته بازی در بازار مسکن ایران بوده که از روش مارکف - سوئیچینگ خودرگرسیونی (Markov Switching-VAR)[۲] استفاده شده که در هیچیک از مطالعات قبلی، این روش به کار نرفته است.

۳. روش شناسی پژوهش

۳-۱. اندازه گیری شاخص سفته بازی

با پیروی از مطالعه روهنر (Roehner, 1999)، فرض می کنیم که فعالان بازار مسکن به دو گروه زیر تقسیم شوند:

۱- گروهی که برای استفاده شخصی اقدام به خرید و فروش می کنند.

۲- گروهی که با هدف سفته بازی و کسب سود، اقدام به خرید و فروش می کنند.

بنابراین، می توانیم مازاد عرضه را برای هر یک از فعالان بازار مسکن به صورت زیر تعریف کنیم:
وقتی که خرید و فروش برای استفاده شخصی باشد، مازاد عرضه، تابعی از قیمت جاری مسکن بوده

1. Time Varying Paremeter-Ordinary Least Squares
2. Markov Switching-Vector Autoregressive

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

و زمانی که خرید و فروش مسکن با هدف سفته بازی باشد، مازاد عرضه مسکن علاوه بر قیمت جاری مسکن، تابعی از تغییرات قیمت دوره های گذشته نیز خواهد بود.

$$s_t^{(1)} = S_t^{(1)} - D_t^{(1)} = -c_1 + \gamma_1 p_t \quad (۳)$$

$$s_t^{(2)} = S_t^{(2)} - D_t^{(2)} = -c_2 + \gamma_2 p_t - g_2\left(p_{t-1} - p_{t-2}\right) \quad g, \gamma_2 \succ 0 \quad (۴)$$

که در آن، p_t قیمت مسکن می باشد.

در شرایط تعادل، مازاد عرضه برابر صفر می باشد که بر اساس هر کدام از گروه های مختلف، تعادل بازار مسکن، به صورت زیر قابل تعریف است: k نسبت گروه سفته بازان به فعالان بازار مسکن را نشان می دهد.

$$s_t = (1-k)s_t^{(1)} + ks_t^2 = 0 \quad 0 \prec k \prec 1 \quad (۵)$$

با جایگذاری روابط (۳) و (۴) در رابطهٔ (۵)، به رابطه زیر می رسیم:

$$p_t - a(k)\left(p_{t-1} - p_{t-2}\right) = d(k) \quad (۶)$$

$$a(k) = \frac{a}{1+\gamma\left(1-k\right)/k} \ , \ \gamma = \frac{\gamma_1}{\gamma_2} \ , \ a = \frac{g_2}{\gamma_2} \ , \ d(k) = \frac{\left(c_2/\gamma_2\right) + \left[\left(1-k\right)/k\right]\left(c_1/\gamma_2\right)}{1+\gamma\left[\left(1-k\right)/k\right]} \quad (۷)$$

با توجه به مطالعه پریستلی (Priestley, 1981)، وقتی معادله (۶) که از حل تعادل به دست آمده، دارای شرایط باثبات است که a(k)<1 باشد. اگر a(k) به سمت ۱ میل کند، ثبات مدل کاهش می یابد. وقتی که a(k) بین ۰ و a باشد، نسبت k بین ۰ و مقدار ۱، قرار دارد.

معادله (۶) از یک معادله همگن (سمت چپ) و یک مقدار ثابت (سمت راست) تشکیل شده است. تا زمانی که فعالان بازار مسکن به رفتارهای سفته بازانه (روند کوتاه مدت) نسبت به روند بلندمدت علاقه مند باشند، مقدار ثابت d(k)، نقش آنچنانی نخواهد داشت. همگرایی عوامل ثابت بالا، نشان می دهد که شروع سفته بازی از اول دوره ای که سوددهی شروع شود، به وجود خواهد آمد. ضریب a(k)، میزان سفته بازی را نشان می دهد که برای برآورد آن، از معادله شماره (۶) با استفاده از روش پارامتر متغیر زمانی حداقل مربعات معمولی (TVP-OLS)[1]، استفاده شده است.

۲-۳. الگوی خودرگرسیونی برداری مارکف - سویچینگ (MSVAR)

اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان، توام با تغییرات در رژیم است، در آن صورت، فرض ثابت بودن پارامترها در مدل VAR موجه نبوده و از مدل های MSVAR می توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش، آن است که پارامترهای

1. Time Varying Parameter - Ordinary Least Squares

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

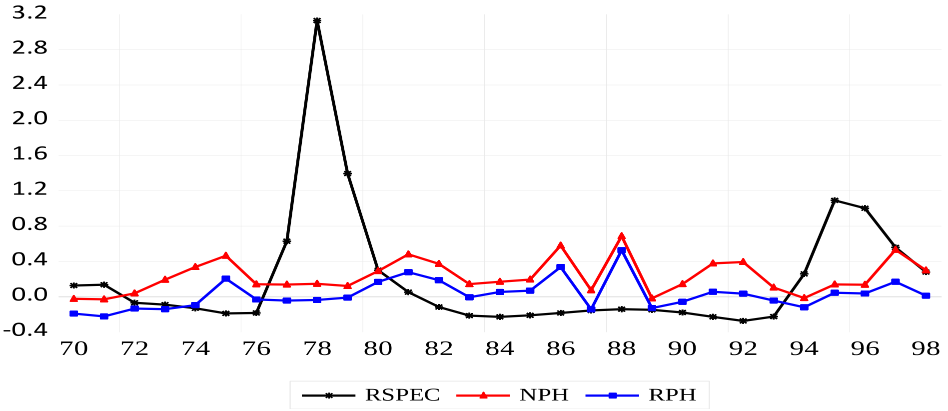
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

مدل VAR به متغیر رژیم (s_t) بستگی دارند، در عین حال، s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در ادامه، الگوی تجربی پژوهش معرفی شده با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری مارکف - سویچینگ (MSVAR) برآورد می گردد:

$$RSPEC = f\ (R, RE, RG, RS, RT) \qquad (۸)$$

که در آن، RSPEC شاخص سفته بازی در بازار مسکن (محاسبه شده بر اساس قیمت واقعی مسکن)، R نرخ بهره، RE نرخ ارز غیررسمی، RG قیمت طلا، RS شاخص بازار سهام و RT کل مالیات بر مسکن است که در برآورد الگو، از مقدار واقعی متغیرها استفاده به عمل آمده، و در آن، داده های سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ به کار رفته، که این داده ها از مرکز آمار و بانک مرکزی استخراج، و برای برآورد الگو، از نرم افزار ایویوز ۱۱ (Eviews11)، استفاده شده است.

نمودار ۱. روند نرخ رشد قیمت اسمی (NPH) و واقعی (RPH) مسکن و شاخص سفته بازی (RSPEC)



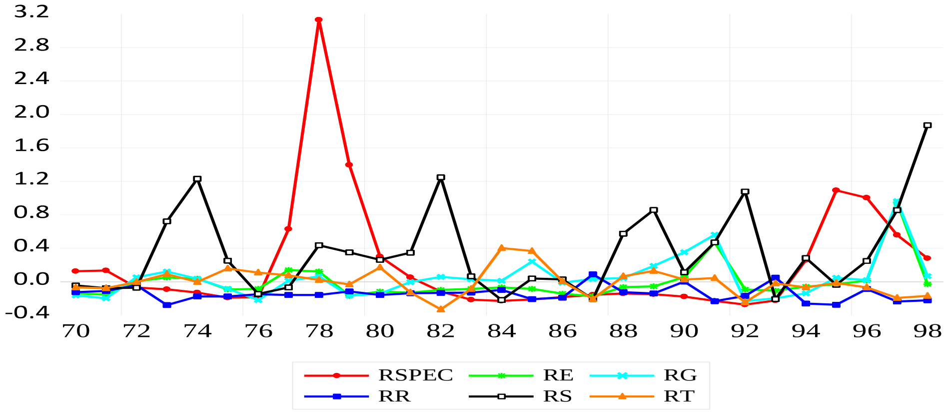
منبع: آمار سری زمانی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

با توجه به نمودار ۱، مشخص است که در طول دوره مورد بررسی (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸)، شاهد سه تغییر اساسی در نرخ رشد قیمت های اسمی و واقعی مسکن بوده ایم: تغییر اول، مربوط به سال های ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۶ می باشد که رشد قیمت اسمی مسکن (NPH) در سال ۱۳۷۵ به ۴۶ درصد و رشد قیمت واقعی مسکن (RPH) به حدود ۲۰ درصد رسیده است. از آنجا که برای شاخص سفته بازی در بازار مسکن (RSPEC)، از وقفه دو دوره ای استفاده شده، رشد قیمت مسکن در سال ۱۳۷۴ با یک وقفه دو ساله باعث افزایش سفته بازی در سال ۱۳۷۶ شده و در سال ۱۳۷۸ شدت سفته بازی به بیشترین مقدار خود رسیده و برابر ۳/۲ شده و بعد از آن کاهش پیدا کرده، تغییر دوم، مربوط به

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ بوده که نرخ رشد قیمت اسمی و واقعی مسکن در سال ۱۳۸۶، به ترتیب، برابر ۵۷ و ۳۳ درصد و در سال ۱۳۸۸ به ترتیب برابر ۶۸ و ۵۲ درصد بوده که میزان شدت سفته بازی در این دوره کم بوده، و تغییر سوم، بعد از سال ۱۳۹۰ اتفاق افتاده که قیمت اسمی و واقعی مسکن در سال ۱۳۹۲ به میزان ۳۹ و ۳ درصد بوده و در سال ۱۳۹۷ به ۵۳ و ۱۶ درصد رسیده، و میزان افزایش سفته بازی از سال ۱۳۹۳ شروع شده و در سال ۱۳۹۵ به بیشترین مقدار خود رسیده که مقدار آن ۱/۰۹ بوده و بعد از آن کاهش داشته است.

نمودار۲. روند نرخ رشد واقعی متغیرهای مدل



منبع: آمار سری زمانی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

با توجه به نمودار ۲، مشخص است که بازدهی بازار سهام (RS) در طول دوره مورد بررسی، به صورت نوسانی بوده و بیشترین مقدار آن، مربوط به سال ۱۳۹۸ بوده که ۱۸۷ درصد بازدهی داشته و بعد از آن در سال های ۱۳۷۴، ۱۳۸۲ و ۱۳۹۲، بازدهی به ترتیب، ۱۲۳، ۱۲۴ و ۱۰۷ درصد را تجربه کرده و کمترین بازدهی آن، به ترتیب، مربوط به سال های ۱۳۹۳ و ۱۳۸۴ با ۲۸- و ۲۱- درصد بوده است. بازدهی بازار ارز غیررسمی (RE) در طول دوره مورد بررسی، تقریباً بین ۰/۲- و ۰/۲+ نوسان داشته و بیشترین مقدار آن، در سال های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۱ رقم خورده که به ترتیب، برابر ۹۴ و ۴۷ درصد بوده است.

از آنجا که نرخ ارز در محاسبه قیمت طلا نقش اساسی دارد، روند تغییرات بازدهی بازار طلا (RG) همانند روند تغییرات بازدهی بازار ارز بوده و در سال های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۱، بیشترین بازدهی را داشته و مقدار آن، به ترتیب، برابر ۹۶ و ۵۶ درصد می باشد. با توجه به اینکه براساس رابطه فیشر، نرخ بهره واقعی (RR) از تفاوت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم به دست می آید و در طول دوره مورد مطالعه،

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

تورم بالاتر از نرخ بهره اسمی بوده، نرخ بهره واقعی منفی ثبت شده، و تنها در سال های ۱۳۸۷، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۳، این مقدار مثبت بوده است.

از دیگر متغیرهای مورد بررسی، نرخ رشد واقعی مالیات بر مسکن (RT) بوده و همان طور که نمودار نشان می دهد، بجز سال های ۱۳۸۲، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵، میزان رشد مالیات بر مسکن، بین ۰/۱۵- و ۰/۱۵+ را نشان داده، که مقدار آن برای سال های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ به ترتیب، برابر ۴۰ و ۳۶ درصد و کمترین مقدار آن در سال ۱۳۸۲ برابر با ۳۳- درصد بوده است. در نمودار، ملاحظه می شود که در اکثر سال هایی که متغیرهای بازدهی بازار ارز، بازدهی بازار طلا، بازدهی بازار سهام، نرخ رشد مالیات بر مسکن و نرخ بهره، رشد داشته، میزان سفته بازی در بازار مسکن، کاهش یافته، که نشان از این واقعیت دارد که با رشد سایر بازارها، سرمایه از بازار مسکن خارج شده و به بازارهای دیگر تزریق شده، و از شدت سفته بازی در بازار مسکن، کاسته است.

۳-۳. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شاخص سفته بازی در بازار مسکن براساس داده های واقعی قیمت مسکن در ایران به دست آمده و متغیرهای پژوهش هم، به صورت واقعی هستند؛ یعنی بر شاخص قیمت مصرف کننده، تقسیم شده اند و تحلیل آمار توصیفی براساس داده های واقعی صورت می گیرد. در جدول شماره (۱)، آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، آورده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	شاخص سفته بازی (بدون واحد)	نرخ ارز واقعی غیررسمی (ریال)	قیمت واقعی هر گرم طلا (ریال)	نرخ بهره واقعی (درصد)	شاخص بازار سهام (واحد)	کل مالیات بر مسکن واقعی (میلیارد ریال)
میانگین	۱/۸۳	۶۸۷/۴۴	۱۴۷۳۳/۵۴	-۵/۴۸	۴۳۷۹۷/۷۳	۸۵/۸
ماکزیمم	۵/۴۵	۱۱۸۳/۵۰	۳۴۳۰۱/۲۳	۷/۴۸	۵۱۲۹۰۱	۱۱۶
مینیمم	۰/۲۴	۳۱۹/۳۰	۸۰۱۸/۵۴	-۳۴	۴۰۳/۵۰	۴۸/۸
انحراف معیار	۱/۶۵	۲۹۱/۹۸	۶۸۷۶/۱۳	۹/۸۷	۹۹۰۴۷/۸۹	۱۹
چولگی	۰/۹۲	۰/۲۳	۰/۶۲	۰/۳۷	۰/۹۳	۰/۰۰۶
کشیدگی	۲/۴۹	۱/۵۶	۳/۹۰	۲/۰۳	۳/۰۷	۱/۹۸
آماره جارک برا	۴/۴۱	۲/۷۸	۴/۱۳	۳/۸۹	۱/۴۲	۱/۲۳
احتمال	۰/۱۰	۰/۲۴	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۴۸	۰/۵۳

منبع: یافته های پژوهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش، نشان می دهد که همه متغیرهای مورد نظر براساس نتایج چولگی، کشیدگی و آزمون جارک –برا، دارای توزیع نرمال بوده زیرا فرضیه صفر آزمون جارک- برا که نرمالیتی را نشان می دهد، در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته شده و فرضیه عدم نرمالیتی، رد شده است. بر اساس آمار آورده شده، شاخص سفته بازی در بازار مسکن ایران در طول دوره مورد بررسی در بازه ۰/۲۴ و ۵/۴۵ بوده و اگر این شاخص، بیشتر از یک باشد، شدت سفته بازی بیشتر را نشان می دهد و اگر کمتر از یک باشد، یعنی شدت سفته بازی در بازار مسکن کم بوده است. به طور متوسط، سفته بازی در بازار مسکن ایران، برابر ۱/۸۳ رقم خورده، که شدت سفته بازی بالا را بیان می کند و با واقعیات بازار مسکن در کشور سازگای دارد. پراکندگی از میانگین شاخص سفته بازی در بازار مسکن برابر ۱/۶۵ بوده است.

همچنین کمترین مقدار نرخ ارز واقعی در دوره موردنظر برابر ۳۱۹/۳۰، و بیشترین مقدار آن، برابر ۱۱۸۳/۵۰ ریال است. به طور متوسط، نرخ ارز واقعی برابر ۶۸۷/۴۴، و پراکندگی آن، حول میانگین ۲۹۱/۹۸ ریال بوده است. کمترین قیمت واقعی هر گرم طلا در دوره مورد بررسی، برابر ۸۰۱۸/۵۴، و بیشترین مقدار آن برابر ۳۴۳۰۱/۲۳ ریال می باشد. در طی این دوره، به طور متوسط، قیمت واقعی هر گرم طلا برابر ۱۴۷۳۳/۵۴ و میزان پراکندگی آن حول میانگین ۶۸۷۶/۱۳ ریال ثبت شده است.

نرخ بهره واقعی در بازه ۳۴- تا ۷/۴۸ درصد در تغییر بوده و در طی سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸، به طور متوسط مقدار آن ۵/۴۸- درصد بوده که نشان می دهد در اکثر سال های موردنظر، مقدار آن منفی بوده، و از آنجایی که نرخ بهره واقعی، از تفاوت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم به دست می آید، و در اکثر سال ها نرخ تورم، بیشتر از نرخ بهره اسمی بوده، بنابراین منفی بودن میانگین آن قابل توجیه است. پراکندگی از میانگین نرخ بهره واقعی، برابر ۹/۸۷ درصد می باشد.

شاخص بازار سهام در محدوده ۴۰۳/۵ و ۵۱۲۹۰۱ واحد متغیر بوده و به طور متوسط، مقدار آن برابر ۴۳۷۹۷/۷۳ و پراکندگی آن حول میانگین، ۹۹۰۴۷/۸۹ واحد بوده است. کمترین و بیشترین مقدار مالیات بر مسکن واقعی در دوره موردنظر، به ترتیب، برابر ۴۸/۸ و ۱۱۶ میلیارد ریال، و به طور متوسط، مقدار واقعی مالیات بر مسکن ۸۵/۸ میلیارد ریال و پراکندگی آن حول میانگین ۱۹ میلیارد ریال بوده است.

۴. تحلیل نتایج

۴-۱. آزمون مانایی متغیرها

در این پژوهش، برای آزمون مانایی متغیر ها از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده، که براساس آن، فرض می شود که سری زمانی مورد نظر، دارای یک فرایند خود توضیح مرتبه اول است و سپس فرضیه صفر آن که وجود ریشه واحد را نشان می دهد، مورد آزمون قرار می گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، در جدول (۲) آورده شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی متغیر ها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	فرایند آزمون	آماره دیکی-فولر تعمیم یافته	مقادیر بحرانی دیکی- فولر			مانایی
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
RR	سطح	-۳/۷۰	-۴/۴۴	-۳/۶۳	-۳/۲۵	مانا
RE	سطح	-۴/۴۹	-۴/۳۲	-۳/۵۸	-۳/۲۲	مانا
RG	سطح	-۴/۲۹	-۳/۶۸	-۲/۹۷	-۲/۶۲	مانا
RS	سطح	-۳/۲۰	-۳/۶۸	-۲/۹۷	-۲/۶۲	مانا
RSPEC	سطح	-۳/۵۰	-۳/۷۱	-۲/۹۸	-۲/۶۲	مانا
RT	سطح	-۵/۵۳	-۳/۶۸	-۲/۹۷	-۲/۶۲	مانا

مأخذ: یافته های پژوهش

نتیجه آزمون مانایی متغیر ها، نشان می دهد که همه متغیرها در سطح اهمیت ۵ درصد مانا بوده، لذا از الگوی خودرگرسیونی برداری مارکف-سویچینگ (MSVAR) برای تخمین ضرایب مدل و توابع واکنش آنی، استفاده می شود.

۲-۴. تعیین وقفه بهینه

بعد از تشخیص مانایی متغیرهای مدل، اولین مسأله در مدل های خودرگرسیونی برداری، تعیین طول وقفه بهینه بوده، و برای تعیین طول وقفه، از معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز بیزین (SC)، حنان کوین (HQ) و خطای پیش بینی نهایی (FPE) استفاده شده که در جدول زیر، نتایج مربوط به این معیارها آورده شده است. با توجه به نتایج، وقفه بهینه براساس معیارهای مورد نظر، برابر ۲ می باشد.

جدول ۳. وقفه بهینه الگو

وقفه	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۰/۰۰۰۰۰۰۰۳۵۲	-۰/۱۳	۰/۱۵	-۰/۰۵
۱	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۴۶۳	-۲/۲۳	-۰/۲۲	-۱/۶۳
۲	*۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱۳۶	*-۶/۲۰	*-۲/۴۶	*-۵/۰۹

مأخذ: یافته های پژوهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

۳-۴. آزمون علیت گرنجر

نتایج آزمون علیت گرنجر، در جدول (۴) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون، عدم علیت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را نشان می دهد و درنتیجه، اگر فرضیه صفر تأیید شود، به این معنی می باشد که متغیر مستقل مربوط، علت متغیر وابسته نیست. براساس آزمون علیت گرنجر، تمامی متغیرهای پژوهش بجز متغیر مالیات بر مسکن، علت سفته بازی در بازار مسکن بوده اند.

جدول ۴. نتایج آزمون علیت گرنجر

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	آماره F	احتمال	نتیجه فرض صفر
RSPEC	RE	۲/۲۰	۰/۰۴۱	رد
	RR	۳/۰۶	۰/۰۰۳	رد
	RG	۲/۵۵	۰/۰۳۵	رد
	RS	۱/۹۹	۰/۰۴۴	رد
	RT	۱/۷۳	۰/۰۶۵	تأیید

مأخذ: یافته های پژوهش

۴-۴. آزمون ثبات مدل

در تحلیل مدل های خودرگرسیونی برداری، بررسی شرایط ثبات مدل قبل از تحلیل توابع واکنش آنی ضروری می باشد. شرط ثبات مدل، آن است که معکوس ریشه مشخصه چندجمله ای وقفه برآوردی، درون دایره، واحد یا کوچکتر از یک باشد. در جدول زیر، نتایج آزمون ثبات مدل آورده شده که معکوس تمامی ریشه های مشخصه، کوچکتر از یک بوده، لذا ثبات مدل تأمین شده و ضرایب مدل برآوردی، از اطمینان بالایی برخوردار هستند.

جدول ۵. آزمون ثبات مدل

آماره	۰/۹۵۳	۰/۹۵۳	۰/۹۰۶	۰/۹۰۶	۰/۸۶۲	۰/۸۶۲	۰/۷۵۹	۰/۷۰۱	۰/۷۰۱	۰/۷۰۰	۰/۷۰۰	۰/۵۹۰

مأخذ: یافته های پژوهش

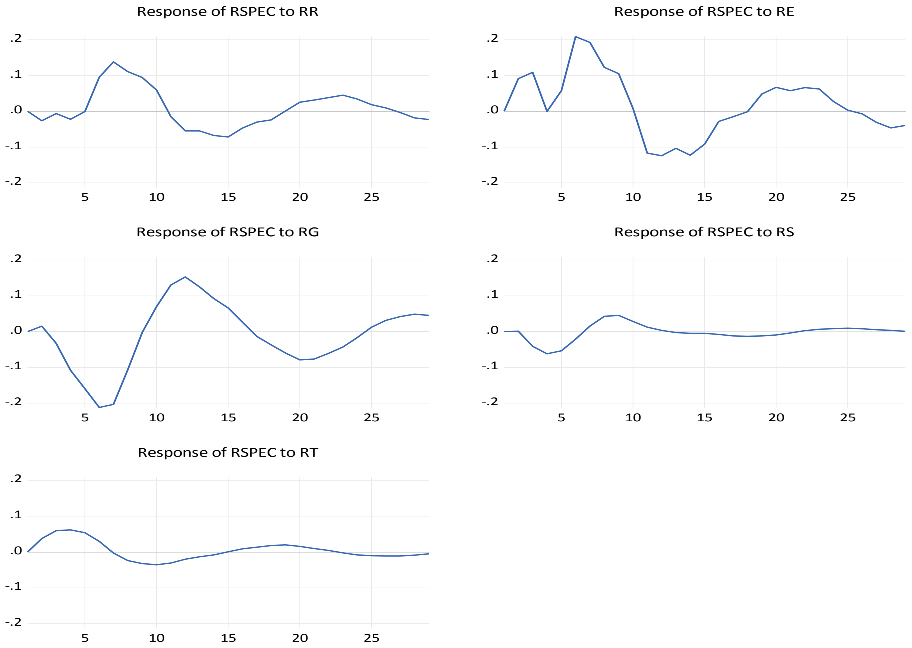
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

۵-۴. توابع واکنش آنی

معمولا وقتی یک الگوی خودرگرسیونی برداری برآورد می شود، انتظار نمی رود که کلیه ضرایب برآوردی مربوط به وقفه های متغیرها از لحاظ آماری معنی دار باشند، اما ممکن است که مجموع ضرایب براساس آماره F معنی دار باشند. علاوه بر این، امکان دارد که علامت ضرایب وقفه های مختلف یکسان نباشد، و در این صورت، معمولاً از واکنش متغیرها برای درک رفتار دو متغیر نسبت به هم استفاده می شود. در ادامه، توابع واکنش آنی الگوی خودرگرسیونی برداری مارکف-سوئیچینگ ارائه شده است.

نمودار ۳. توابع واکنش آنی



مأخذ: یافته های پژوهش

نتایج برآوردی توابع واکنش آنی در نمودار (۳)، نشان می دهد که سفته بازی در بازار مسکن، بیشترین واکنش را نسبت به بازار ارز، بازار طلا و بازار پولی (نرخ بهره) داشته و کمترین واکنش سفته بازی در بازار مسکن، نسبت به بازار سهام و مالیات بر مسکن بوده که قابل پیش بینی می باشد؛ زیرا بازار سهام در طی سال های مورد بررسی پژوهش (۱۳۹۸-۱۳۷۰)، بازار نسبتاً کوچک و با عمق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

کمی بوده و از استقبال زیادی از جانب سرمایه گذاران برخوردار نبوده و بنابراین، نتوانسته سرمایه های زیادی را به خود جذب کند.

تا دوره هفتم، اثر شوک بازار سهام بر سفته بازی در بازار مسکن، منفی بوده و بعد از آن، تا دوره دوازدهم، اثر شوک مثبت شده و بعد از آن، از بین رفته است. اثر شوک وارده مالیات بر مسکن در ابتدای دوره تا دوره هفتم، بر سفته بازی در بازار مسکن مثبت بوده و بعد از آن، منفی شده و از دوره پانزدهم به بعد، اثر شوک، خیلی ضعیف بوده و از بین رفته است.

از طرفی، مالیات بر مسکن هم طی دوره مورد بررسی، به طور میانگین، سهمی کمتر از ۳ درصد درآمدهای دولت را داشته و عدد بسیار کمی می باشد و بنابراین، دولت ها در کنترل سفته بازی در بازار مسکن به وسیله اهرم مالیات بر مسکن، موفق عمل نکرده اند و عدم واکنش زیاد سفته بازی در بازار مسکن نسبت به نرخ رشد مالیات بر مسکن، قابل توجیه است. طی سال های اخیر، اقدامات مؤثری جهت اصلاح نظام مالیاتی بخش مسکن اتخاذ گردیده و این تفکر که نظام مالیاتی بخش مسکن در صورت اصلاح و بازبینی، می تواند زمینه افزایش درآمدهای مالیاتی را فراهم آورد و با به کارگیری ابزارهای مناسب مالیاتی در جهت کارکردهای دیگر نظام مالیاتی، گام های مؤثری در جهت تحقق اهداف تأمین مسکن و برقراری ثبات بازار مسکن بردارد، در نظام تصمیم گیری کشور مطرح شده است.

از سال ۱۳۸۷، تحول نظام مالیاتی کشور و افزایش کارآیی آن در هر یک از کارکردهای سه گانه اش، به عنوان یکی از محورهای هفت گانه طرح تحولات اقتصادی، مدنظر قرار گرفت. در این راستا، در پیش نویس لایحه تحول نظام مالیاتی کشور که در وزارت امور اقتصادی و دارایی نهایی گردید، تلاش شد تا با ایجاد بسترهای قانونی مناسب برای کاهش معاملات سفته بازانه مسکن و همچنین تشویق فعالان اقتصادی در جهت توسعه املاک استیجاری، تمهیداتی اندیشیده شود. گرچه رویکرد پیش نویس لایحه تحول نظام مالیاتی به موضوع سفته بازی، نوعی پیشرفت نظری در نظام مالیاتی کشور تلقی می شود، با این حال، مواد پیشنهادی، سفته بازی مسکن را محدود و کنترل نمی کند، بلکه شکل و نحوه انجام آن را تغییر می دهد. لوایح و طرح های مذکور، تا به حال نتوانسته از سفته بازی در بازار مسکن جلوگیری کند.

واکنش سفته بازی در بازار مسکن نسبت به شوک های وارده از جانب نرخ ارز، نرخ طلا و نرخ بهره، به صورت نامتقارن بوده که در بعضی از دوره ها، این واکنش مثبت و در بعضی دوره های دیگر، واکنش منفی بوده است. واکنش سفته بازی در بازار مسکن در دوره های اولیه و دوره یازدهم تا هجدهم نسبت به نرخ بهره، منفی و از دوره پنجم تا دوره یازدهم و دوره هجدهم تا دوره بیست و هفتم، مثبت بوده و بعد از آن، منفی شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

نرخ بهره به عنوان عامل مالی در بنیادهای اقتصادی، نقش کلیدی دارد. نرخ بهره، یکی از عوامل تعیین کننده قیمت مسکن بوده و شواهد تجربی نیز این عامل را تأیید می کند. کاهش نرخ بهره، به افزایش قیمت مسکن منجر می شود. اجماع نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین کننده افزایش قیمت مسکن در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش در نرخ بهره در رکود اقتصادی اخیر است (قلی زاده، ۱۳۸۶؛ فیلاردو، ۲۰۰۴). کاهش نرخ بهره، موجب افزایش سفته بازی در بازار مسکن می شود و با افزایش نرخ بهره، می توان از سفته بازی در بازار مسکن جلوگیری کرد. نرخ بهره، یکی از اجزای هزینه استفاده مسکن است، لذا در صورت افزایش نرخ بهره، هزینه استفاده مسکن و همچنین هزینه وام مسکن، زیاد می شود که کاهش تقاضا و قیمت را به دنبال دارد. این موضوع، مورد تأکید کیس و شیلر (Case & Shiller, 2003) بوده که تقاضای مسکن از طریق اجرای سیاست پولی انقباضی، کاهش و آهنگ رشد قیمت ملایم می شود.

نرخ بهره، موجب افزایش هزینه تأمین مالی ساخت و ساز می گردد و می تواند عرضه مسکن نوساز را کاهش دهد. در دوره های اولیه تا دوره دهم، نرخ ارز واقعی، شوک مثبتی بر سفته بازی در بازار مسکن داشته و از دوره دهم تا دوره هجدهم، اثر شوک نرخ ارز واقعی منفی شده و بعد از آن، مثبت بوده و از دوره بیست و پنجم، مجدداً اثر شوک، منفی شده است. به طور کلی می توان گفت، تأثیر نوسانات نرخ ارز در بازار مسکن، به دو دسته کوتاه مدت و بلند مدت تقسیم می شود. در کوتاه مدت، اثر این نوسانات نرخ ارز با افزایش قیمت مسکن، رابطه معکوس و در بلند مدت، با افزایش قیمت مسکن، رابطه مستقیم خواهد داشت. به این ترتیب که در کوتاه مدت با افزایش نرخ ارز، رونق بازار مسکن کاهش یافته و این رکود، زمینه را برای مساعد شدن این بازار به نفع مستأجران یا همان متقاضیان رهن و اجاره، تغییر خواهد داد؛ به این دلیل که مردم بیشتر تمایل دارند که سرمایه خود را به خرید ارز اختصاص دهند و از سودهای کوتاه مدت، بهره ببرند؛ اما در بلند مدت، نتیجه کاملاً برعکس خواهد بود؛ چراکه با افزایش نرخ ارز، کلیه کالاها و تجهیزات مرتبط با ساختمان، متأثر از افزایش نرخ ارز، افزایش قیمت خواهند داشت و درنتیجه، نرخ تمام شده هر واحد آپارتمان برای سازندگان، افزایش یافته و با بهای بیشتری به متقاضیان عرضه خواهد شد.

نرخ رشد قیمت طلا هم اثرات نوسانی بر سفته بازی در بازار مسکن داشته که در دوره های اولیه تا دوره نهم، اثر شوک بازار طلا، منفی بوده و از دوره نهم تا هفدهم، اثر شوک مثبت و بعد از آن، دوباره منفی شده و از دوره بیست و پنجم هم، اثر شوک وارده بازار طلا بر سفته بازی در بازار مسکن، مثبت ولی به صورت ضعیف بوده است. طلا به عنوان یک دارایی تقریباً مطمئن، از دیرباز مورد توجه بسیاری از سرمایه گذاران بوده است. علاوه بر تقاضا برای نگهداری این نوع دارایی برای حفظ ارزش دارایی های افراد، انگیزه سفته بازی در بازار طلا نیز یکی از دلایلی است که شدت سفته بازی در بازار

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

مسکن را تحت تأثیر می دهد و افزایش بازدهی بازار طلا، می تواند انگیزه سرمایه گذاران را به سرمایه گذاری در بازار طلا افزایش داده و این امر، باعث خروج سرمایه از بازار مسکن به سمت بازار طلا می شود و انگیزه ها و شدت سفته بازی، کاهش می یابد و برعکس.

۶-۴. تجزیه واریانس

در روش تجزیه واریانس، سهم تکانه های واردشده به متغیرهای مختلف الگو، در واریانس خطای پیش بینی مشخص می شود. به طور مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود، به طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش بینی، به سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه های وارد شده به متغیرهای الگو، تقسیم می شود؛ و بدین ترتیب، قادر خواهیم بود تا سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم. پس از وارد شدن یک شوک مشخص به سیستم، تمامی متغیرها، روند متفاوتی نسبت به پیش بینی های سیستم طی می کنند. اگر فاصله به وجود آمده را خطای پیش بینی بنامیم، اینکه چه درصدی از واریانس خطای به وجود آمده، به دلیل شوک را بررسی می کند. نتایج تجزیه واریانس، در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۶. نتایج تجزیه واریانس

دوره	میزان خطا	RSPEC	RR	RE	RG	RS	RT
۱	۰/۲۹	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۶۱	۹۸/۴۶	۰/۰۶	۱/۱۰	۰/۲۱	۰/۰۴	۰/۱۱
۳	۰/۸۷	۹۶/۶۶	۰/۰۳	۲/۶۳	۰/۱۴	۰/۳۹	۰/۱۳
۴	۱/۰۶	۹۴/۸۹	۰/۱۱	۲/۷۴	۱/۴۵	۰/۶۱	۰/۱۶
۵	۱/۱۷	۹۲/۰۴	۰/۱۶	۳/۴۰	۳/۳۲	۰/۸۸	۰/۱۷
۶	۱/۲۴	۸۷/۴۴	۰/۲۰	۶/۶۴	۴/۵۴	۰/۹۸	۰/۱۷
۷	۱/۲۸	۸۳/۳۳	۰/۵۲	۱۰/۱۱	۴/۹۲	۰/۹۳	۰/۱۷
۸	۱/۲۹	۸۱/۹۹	۰/۹۰	۱۱/۰۵	۴/۸۷	۰/۹۹	۰/۱۶
۹	۱/۳۲	۸۲/۰۵	۱/۳۰	۱۰/۶۶	۴/۷۶	۱/۰۴	۰/۱۷
۱۰	۱/۳۶	۸۲/۲۶	۱/۵۸	۱۰/۱۷	۴/۷۸	۱/۰۰	۰/۱۹
۱۱	۱/۴۲	۸۱/۷۶	۱/۵۶	۱۰/۶۳	۴/۹۱	۰/۹۲	۰/۲۰
۱۲	۱/۴۸	۸۰/۸۶	۱/۴۴	۱۱/۵۰	۵/۱۱	۰/۸۶	۰/۲۰
۱۳	۱/۵۲	۸۰/۲۷	۱/۳۸	۱۱/۹۷	۵/۳۲	۰/۸۲	۰/۲۰

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

دوره	میزان خطا	RSPEC	RR	RE	RG	RS	RT
۱۴	۱/۵۳	۷۹/۸۰	۱/۳۶	۱۲/۳۴	۵/۴۵	۰/۸۲	۰/۲۰
۱۵	۱/۵۴	۷۹/۳۸	۱/۴۰	۱۲/۶۶	۵/۵۱	۰/۸۱	۰/۲۰
۱۶	۱/۵۴	۷۹/۲۶	۱/۴۶	۱۲/۷۳	۵/۵۰	۰/۸۱	۰/۲۰
۱۷	۱/۵۵	۷۹/۴۳	۱/۵۱	۱۲/۵۷	۵/۴۴	۰/۸۱	۰/۲۰
۱۸	۱/۵۷	۷۹/۶۵	۱/۵۵	۱۲/۳۵	۵/۴۰	۰/۸۱	۰/۲۰
۱۹	۱/۵۹	۷۹/۷۲	۱/۵۴	۱۲/۲۶	۵/۴۳	۰/۸۰	۰/۲۱
۲۰	۱/۶۱	۷۹/۵۳	۱/۵۱	۱۲/۴۲	۵/۵۱	۰/۷۹	۰/۲۱
۲۱	۱/۶۲	۷۹/۲۳	۱/۴۹	۱۲/۶۷	۵/۵۹	۰/۷۹	۰/۲۱
۲۲	۱/۶۲	۷۸/۹۸	۱/۴۹	۱۲/۸۷	۵/۶۳	۰/۷۸	۰/۲۱
۲۳	۱/۶۳	۷۸/۸۴	۱/۵۱	۱۲/۹۸	۵/۶۵	۰/۷۸	۰/۲۱
۲۴	۱/۶۳	۷۸/۸۲	۱/۵۴	۱۲/۹۸	۵/۶۴	۰/۷۸	۰/۲۱
۲۵	۱/۶۳	۷۸/۸۹	۱/۵۶	۱۲/۹۲	۵/۶۲	۰/۷۸	۰/۲۱
۲۶	۱/۶۴	۷۸/۹۵	۱/۵۷	۱۲/۸۶	۵/۶۱	۰/۷۷	۰/۲۱
۲۷	۱/۶۵	۷۸/۹۷	۱/۵۶	۱۲/۸۵	۵/۶۲	۰/۷۷	۰/۲۱
۲۸	۱/۶۵	۷۸/۹۱	۱/۵۵	۱۲/۸۹	۵/۶۴	۰/۷۷	۰/۲۱
۲۹	۱/۶۶	۷۹/۸۲	۱/۵۴	۱۲/۹۷	۵/۶۷	۰/۷۷	۰/۲۱

مأخذ: یافته های پژوهش

در جدول ۶، نتایج تجزیه واریانس حاصل از الگوی خودرگرسیونی برداری مارکف -سوئیچینگ آورده شده که توضیح دهندگی میزان واریانس خطای پیش بینی متغیر سفته بازی در بازار مسکن (RSPEC) را به وسیله متغیرهای مستقل الگو نشان می دهد. با توجه به نتایج، مقدار واریانس خطای پیش بینی متغیر سفته بازی در بازار مسکن در طول ۲۹ دوره، روند افزایشی داشته و از مقدار ۰/۲۹ در اول دوره، به مقدار ۱/۶۶ در انتهای دوره رسیده است. براساس نتایج، در کل دوره، بیشترین توضیح دهندگی واریانس خطای پیش بینی سفته بازی در بازار مسکن، مربوط به خود متغیر سفته بازی در بازار مسکن بوده که از ۱۰۰ درصد در دوره اول، به میزان ۷۹ درصد در دوره بیست و نهم رسیده که با واقعیات بازار مسکن ایران قابل توجیه بوده که در ادامه، توضیح داده می شود.

مسکن از دو دیدگاه حائز اهمیت است: اول، تأمین کننده یکی از اساسی ترین نیازهای اجتماعی انسان است و دوم، به عنوان کالایی است که با سایر بازارها و بخش های اقتصادی ارتباط دارد و عامل ذخیره ثروت و درآمد است. مسکن سهم بسیار زیادی از کل سبد دارایی خانوارها و سرمایه گذاران و

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

همچنین کل ذخیره سرمایه کشور را به خود اختصاص می دهد. با توجه به ریسک قابل توجه سرمایه گذاری در بازارهای مالی و فعالیت های اقتصادی، بنگاه های اقتصادی و سرمایه گذاران نیز به منظور تعدیل ریسک، بخشی از سرمایه خود را به صورت مستغلات و مسکن نگهداری می کنند. بازار املاک و مستغلات، به دلیل جذابیت های املاک و مستغلات از نظر سرمایه گذاران، این دارایی از دهه ۷۰ به عنوان طبقه دارایی مورد قبول سرمایه گذاران قرار گرفته است (قلی زاده و کمیاب، ۱۳۹۴).

به دلیل توسعه نیافتگی و عدم کارآمدی بازارهای مالی و سرمایه، بازار مسکن نقش اصلی را در جذب دارایی های افراد بر عهده داشته و لذا می توان آن را به عنوان نماینده بازار دارایی قلمداد کرد که روابط پسین و پیشین قابل توجهی با سایر بخش های اقتصادی دارد؛ به طوری که املاک مسکونی و تجاری، به طور متوسط، بیش از ۸۰ درصد خالص ثروت در ایران را تشکیل می دهند (کوزه چی، ۱۳۹۳). از طرفی، دارایی مسکن، جزو دارایی های مطمئن می باشد که نسبت به سایر بازارهای مالی، نوسانات قیمتی کمتری داشته و اثرپذیری کمی از شوک های مختلف دارد و چون بازار مسکن، دارای چسبندگی قیمتی بوده یا به عبارتی، قیمت ها در بازار مسکن، خیلی کاهش نمی یابد، توجه سرمایه گذاران را به خود جلب کرده و درصد بالایی از سرمایه را به خود اختصاص می دهد. بنابراین، با توجه به دلایلی که از نظر گذشت، توضیح دهندگی واریانس خطای پیش بینی سفته بازی در بازار مسکن ایران توسط خودش که حدود ۸۰ درصد می باشد، قابل توجیه می باشد.

بعد از سفته بازی در بازار مسکن، بیشترین توضیح دهندگی واریانس خطای پیش بینی متغیر سفته بازی در بازار مسکن، به ترتیب، مربوط به متغیرهای نرخ ارز غیررسمی (RE)، نرخ رشد قیمت طلا (RG) و نرخ بهره (RR) بوده است. میزان توضیح دهندگی واریانس خطای پیش بینی متغیر سفته بازی در بازار مسکن، متغیرهای نرخ ارز و نرخ رشد قیمت طلا در دوره های اول، به ترتیب، حدود ۱ درصد و ۰/۲۱ درصد بوده که در انتهای دوره، به ترتیب، به حدود ۱۳ و ۶ درصد افزایش یافته و این میزان برای نرخ بهره در ابتدای دوره، حدود ۰/۰۶ درصد و در انتهای دوره، حدود ۱/۵ درصد می باشد؛ به طوری که میزان توضیح دهندگی خطای پیش بینی سفته بازی در بازار مسکن برای متغیرهای نرخ ارز و نرخ رشد قیمت طلا، روند افزایشی داشته ولی برای نرخ بهره، متغیر بوده که در بعضی از دوره ها، افزایشی و در بعضی از دوره ها، کاهشی بوده است.

متغیرهای نرخ رشد بازار سهام (RS) و نرخ رشد کل مالیات بر مسکن (RT)، اثر زیادی در توضیح واریانس خطای پیش بینی متغیر سفته بازی در بازار مسکن نداشته و برای کل دوره (بجز دوره ۹ و ۱۰ برای شاخص سهام)، این میزان برای هر دو متغیر، زیر ۱ درصد بوده که در ابتدای دوره، این مقدار برای نرخ رشد بازار سهام و نرخ رشد مالیات بر مسکن، به ترتیب، ۰/۰۴ و ۰/۱۱ درصد بوده و در انتهای دوره، به ترتیب، به ۰/۷۷ و ۰/۲۱ درصد رسیده است. میزان توضیح دهندگی واریانس

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

خطای پیش بینی سفته بازی در بازار مسکن به وسیله نرخ رشد بازار سهام تا دوره ۱۰، افزایشی بوده و از دوره دهم، این روند کاهشی شده ولی برای نرخ رشد مالیات بر مسکن، در طول دوره، روند توضیح دهندگی واریانس خطای پیش بینی سفته بازی در بازار مسکن، افزایشی بوده است.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات سیاستی

سفته بازی در بازار مسکن، یکی از عوامل اصلی نوسانات و شوک های ایجاد شده در بازار مسکن بوده که با ایجاد نوسانات در قیمت مسکن، اثرات زیانباری بر متغیرهای و شاخص های کلیدی کلان اقتصادی و اقتصاد خانوار دارد که این موضوع، مورد توجه اقتصاددانان مسکن بوده است. تقاضای سفته‌بازی، نه تنها از سوی خانوارها، بلکه در سبد دارایی سرمایه‌گذاران و بنگاه ها، نهادهای عمومی و دولتی، نهادهای غیرانتفاعی، مؤسسات پولی و مالی و سازندگان مسکن، نقش و جایگاه مهمی دارد که ضمن تأمین منافع فردی به عنوان دارایی کم ریسک و پر بازده، اثرات مخربی بر اقتصاد کشور و اقتصاد خانوارها به دنبال دارد.

در این پژوهش، با پیروی از «الگوی روهنر» و تقسیم تقاضای مسکن به دو نوع تقاضای مصرف شخصی و تقاضای سفته بازی، شاخص سفته بازی در بازار مسکن ایران با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با پارامتر متغیر زمانی (TVP-OLS) برآورد گردید. در ضمن، اثر شوک های بازارهای سهام، نرخ ارز، طلا، نرخ بهره و مالیات بر مسکن، بر سفته بازی در بازار مسکن با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری مارکف–سوئیچینگ، تجزیه و تحلیل گردید.

با توجه به نتایج توابع واکنش آنی، سفته بازی در بازار مسکن، بیشترین واکنش را نسبت به بازار ارز غیر رسمی، بازار طلا و بازار پولی (نرخ بهره) داشته و کمترین واکنش سفته بازی در بازار مسکن، نسبت به بازار سهام و مالیات بر مسکن بوده است. آمارها نشان می دهد که بازار سهام ایران در طول دوره موردنظر، بازار نسبتاً کوچک و کم عمق بوده و مورد استقبال سرمایه گذاران قرار نگرفته است. از طرفی، مالیات بر مسکن در طی دوره مورد بررسی، به طور میانگین، سهمی کمتر از ۳ درصد درآمدهای دولت را داشته و عدد بسیار کمی می باشد و بنابراین، مالیات بر مسکن، به‌عنوان اهرم دولت ها جهت کنترل سفته بازی در بازار مسکن، نتوانسته موجب کاهش سفته بازی در بازار مسکن شود.

نرخ بهره، یکی از عوامل تعیین کننده قیمت مسکن بوده و شواهد تجربی نیز این عامل را تأیید می کند. کاهش نرخ بهره، به افزایش قیمت مسکن منجر می شود. اجماع نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین کننده افزایش قیمت مسکن در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش نرخ بهره در رکود اقتصادی اخیر است (قلی زاده، ۱۳۸۶؛ فیلاردو، ۲۰۰۴). با کاهش نرخ بهره، بخش زیادی از سرمایه های مردم از بانک ها خارج شده و از آنجایی که مسکن، یک دارایی مطمئن می باشد،

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

این سرمایه روانه بخش مسکن شده و با افزایش تقاضا در بازار مسکن، موجبات افزایش سفته بازی در بازار مسکن را فراهم نموده و برعکس.

طلا به عنوان یک دارایی تقریباً مطمئن، از دیرباز مورد توجه بسیاری از سرمایه گذاران بوده است. علاوه بر تقاضا برای نگهداری این نوع دارایی برای حفظ ارزش دارایی های افراد، انگیزه سفته بازی در بازار طلا نیز یکی از دلایلی است که شدت سفته بازی در بازار مسکن را تحت تأثیر می دهد و افزایش بازدهی بازار طلا، می تواند انگیزه سرمایه گذاران را به سرمایه گذاری در بازار طلا افزایش داده و این امر، باعث خروج سرمایه از بازار مسکن به سمت بازار طلا می شود و انگیزه ها و شدت سفته بازی، کاهش می یابد و برعکس.

تأثیر نوسانات نرخ ارز در بازار مسکن، به دو دسته کوتاه مدت و بلند مدت تقسیم می شود. در کوتاه مدت با افزایش نرخ ارز، رونق بازار مسکن کاهش یافته و زمینه را برای مساعد شدن بازار مسکن به نفع مستأجران یا همان متقاضیان رهن و اجاره تغییر خواهد داد؛ به این دلیل که مردم بیشتر تمایل دارند سرمایه خود را به خرید ارز اختصاص داده و از سودهای کوتاه مدت بهره ببرند؛ اما در بلند مدت، نتیجه کاملاً برعکس خواهد بود؛ چراکه با افزایش نرخ ارز، کلیه کالاها و تجهیزات مرتبط با ساختمان متأثر از افزایش نرخ ارز، افزایش قیمت خواهند داشت.

ابزارهای مالیاتی، مهم ترین و مؤثرترین ابزار سیاستگذاری در بخش مسکن و کنترل نوسانات این بخش بوده که عملکرد مؤثر و موفقیت آمیزی در کشورهای مختلف جهان داشته است. از آنجایی که که نتایج پژوهش، اثرگذاری کم مالیات بر مسکن در کنترل سفته بازی در این بازار را نشان می دهد، لذا وضع مالیات بر منفعت سرمایه مسکن (مالیات بر تفاوت قیمت خرید و فروش مسکن)، مالیات بر خانه های خالی و مشوق های مالیاتی برای تدوین اجاره بلندمدت، می تواند تا حدودی نقش سفته بازی در بازار مسکن را کاهش دهد.

یکی از مهمترین ابزار برای سیاستگذاران بخش مسکن جهت کنترل سفته بازی در بازار مسکن، تقویت و بهبود عرضه مسکن از طریق تدوین و مشوق های مختلف بوده که می توان به اعطای تسهیلات کم بهره با مدت سررسید بلندمدت، معافیت های مالیاتی، تسهیل اعطای مجوز ساخت، در اختیار قرار دادن زمین ارزان قیمت برای ساخت مسکن و ... اشاره کرد.

کنترل قیمت مسکن از جانب دولت و سیاستگذاران، می تواند سفته بازی در بازار مسکن را کاهش دهد. ازجمله این سیاست ها، حذف بهای زمین از قیمت تمام شده مسکن است. از مسائل مهم عرضه مسکن در کنترل سفته بازی در بازار مسکن، می توان به عدم امکان تأمین مالی اشاره کرد؛ چراکه سیستم بانکی به تنهایی نمی تواند جوابگوی تأمین مالی مسکن باشد، لذا تقویت و گسترش بازارهای مالی از جمله بازار بورس، اوراق رهن ثانویه و ایجاد صندوق های ملی و محلی مسکن، می تواند نقش اساسی در کنترل قیمت مسکن و سفته بازی در بازار مسکن داشته باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

منابع و مآخذ

ایزدخواستی، حجت (۱۳۹۸). تحلیل اثرات مالیات در بخش املاک و مسکن و برآورد ظرفیت بالقوه آن در ایران: با تأکید بر راهبردها و چالش ها. *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۴۱.

بیابانی، جهانگیر و خسروی، تقوا (۱۳۹۰). شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سال های (۱۳۸۷-۱۳۷۱) با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین. *فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره پنجم.

خدادکاشی، فرهاد و رزبان، نرگس (۱۳۹۳). نقش سفته بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، سال بیست و دوم، شماره ۷۱: ۲۸-۵.

سید نورانی، سید محمدرضا (۱۳۹۳). بررسی سفته بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال چهاردهم، شماره ۵۲: ۶۸-۴۹.

عباسیان، عزت اله؛ نصیرالاسلامی، ابراهیم و روشنی، کلثوم (۱۳۹۷). تحلیل اثر شوک بازار مسکن بر تنگنای اعتباری در ایران. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، شماره ۸۷، سال ۲۶: ۷۵-۴۷.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹). رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل های مارکوف - سوییچینگ. *مطالعات انرژی*، دوره ۷، شماره ۲۶: ۱۵۲-۱۳۱.

قلی زاده، علی اکبر و عاشری، مصطفی (۱۳۸۸). بررسی و تبیین حباب قیمت مسکن در تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد در رشته اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا همدان به راهنمایی علی اکبر قلی زاده.

قلی زاده، علی اکبر (۱۳۸۷). *نظریه قیمت مسکن در ایران به زبان ساده*. همدان: انتشارات نور علم.

قلی زاده، علی اکبر (۱۳۷۹). انتخاب مسکن در تهران. رساله دکتری دانشگاه تهران.

قلی زاده، علی اکبر (۱۳۷۶). تقاضای دارایی مسکن، مبانی نظری و کاربردهای سیاستی. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۴۲: ۸۰-۵۷.

قلی زاده، علی اکبر (۱۳۹۶). پیشنهاد اصلاح مالیات بر املاک (با تأکید بر عایدی سرمایه)، طرح پژوهشی، تحلیل اثرات مالیات در بخش املاک و مسکن و برآورد ظرفیت بالقوه آن در ایران. کارفرما: معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.

قلی زاده، علی اکبر؛ ابراهیمی، محسن و کمیاب، بهناز (۱۳۹۴). استراتژی تخصیص بهینه دارایی ها در حضور بازار مسکن. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۲۱.

قلی زاده، علی اکبر (۱۳۸۸). حباب قیمت مسکن و مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی بر بخش مسکن در نقاط شهری ایران. دفتر برنامه ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

قلی زاده، علی اکبر و بختیاری پور، سمیرا (۱۳۹۱). اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران*، سال اول، شماره ۳: ۱۸۰-۱۶۱.

قلی زاده، علی اکبر و نوروزی نژاد، مریم (۱۳۹۸). پویایی های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۳۶.

کمیجانی، اکبر؛ گندلی علیخانی، نادیا و نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال دوم، شماره هفتم.

کوزه چی، هادی (۱۳۹۳). *استراتژی سرمایه گذاری در بازار مسکن ایران*. انتشارات دنیای اقتصاد.

مروت، حبیب و بهرامی، جاوید (۱۳۹۲). یک مدل ساده برای حباب سوداگرانه بازار مسکن تهران. *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۱: ۶۸-۵۱.

ملکی، بهروز (۱۳۹۵). *تحلیل بازار مسکن ایران*. تهران: انتشارات سازمان مدیریت صنعتی.

نصراصفهانی، رضا؛ صفاری، بابک و لطیفی، محمدرضا (۱۳۹۶). تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی شهر تهران). *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۱: ۱۸۶-۱۶۳.

Abraham, J. M., & Hendershott, P. H. (1994). Bubbles in metropolitan housing markets (No. w4774). National Bureau of Economic Research. doi:10.3386/w4774.

Adalid, R., & Detken, C. (2007). Liquidity shocks and asset price boom/bust cycles. https://www.ecb.europa.eu//pub/pdf/scpwps/ecbwp732.pdf

Buttimer Jr, R. J.; Kau, J. B., & Slawson Jr, V. C. (1997). A model for pricing securities dependent upon a real estate index. *Journal of Housing Economics*, 6(1), 16-30. doi:10.1006/jhec.1997.0202.

Case, Karl; E. Robert, & J. Shiller (2003). Is There a Bubble in the Housing Market?. Brookings Papers on Economic Activity 2: 299-342.

Cechetti, S. G.; Genberg, H.; Lipsky, J., & Wadhwani, S. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy, Geneva Reports on the World Economy. International Center for Monetary and Banking Studies and Centre for Economic Policy Research, London.

Chen, M. C., & Patel, K. (1998). House price dynamics and Granger causality: An analysis of Taipei new dwelling market. *Journal of the Asian Real Estate Society*, *1*(1): 101-126.

Chen, Z., & Wang, C. (2021). Effects of intervention policies on speculation in housing market: Evidence from China. *Journal of Management Science and Engineering*. 101-126.

Deng, C.; Ma, Y., & Chiang, Y. M. (2009). The dynamic behavior of Chinese housing prices. *International Real Estate Review*, *12*(2): 121-134. Handle: RePEc: ire: issued: v:12: n: 02:2009

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

De Greef, I. J. M., & de Haas, R. T. A. (2000, October). Housing prices, banking lending, and monetary policy. In Financial Structure, and Behaviour and Monetary Policy in the EMU conference, Groningen, October. Handle: RePEc: wpa: wuwpma:0209010.

Dieci, R., & Westerhoff, F. (2012). A simple model of a speculative housing market. *Journal of Evolutionary Economics*, *22*(2): 303-329. https://www.econstor.eu/bitstream/10419/38760/1/593476174.pdf.

Eichenbaum, M.; Rebelo, S., & Burnside, C. (2011). Understanding Booms and Busts in Housing Markets. cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=8232.

Eyraud, L. (2014). Reforming capital taxation in Italy. International Monetary Fund. WP/14/16. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Reforming-Capital-Taxation-in-Italy-41258.

Filardo, A. J. (2004). Monetary policy and asset price bubbles: Calibrating the monetary policy trade-offs. https://www.bis.org/publ/work155.pdf.

Filardo, A. J. (2001). Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results. Some Experimental Results (July 2001). FRB of Kansas City Working Paper, (01-04). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=285413.

Fisher, I. (1930). *Theory of Interest: As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest it*. Augustusm Kelly Publishers, Clifton. https://www.jstor.org/stable/854?seq=1.

Gao, Z.; Sockin, M., & Xiong, W. (2020). Economic consequences of housing speculation. *The Review of Financial Studies*, *33*(11): 5248-87. https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa030.

Gerlach, S., & Peng, W. (2005). Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking & Finance*, *29*(2): 461-481. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.05.015.

Hong, Y., & Li, Y. (2019). Housing prices and investor sentiment dynamics: Evidence from China using a wavelet approach. *Finance Research Letters*, *35*, 101300. https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.09.015.

Kim, K. H., & Suh, S. H. (1993). Speculation and price bubbles in the Korean and Japanese real estate markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *6*(1): 73-87. https://link.springer.com/article/10.1007/BF01098429.

Levin, E. J., & Wright, R. E. (1997). Speculation in the housing market?. *Urban Studies*, *34*(9): 1419-37.

Lian, W. (2019). Fundamental and Speculative Demands for Housing. International Monetary Fund. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2019/03/19/Fundamental-and-Speculative-Demands-for-Housing-46659.

Lian, W. (2013). Essays on Housing Dynamics. A Dissertation Degree of Doctor of Philosophy, Princeton University.

Malpezzi, S., & Maclennan, D. (2001). The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]

Journal of housing economics, *10*(3): 278-306. https://doi.org/10.1006/jhec.2001.0288.

Malpezzi, S., & Wachter, S. (2005). The role of speculation in real estate cycles. *Journal of Real Estate Literature*, *13*(2): 141-164. https://www.jstor.org/stable/44103516.

Malpezzi, S, & M. Wachter, S. (2002). *The Role of Speculation in Real Estate Cycles*. The Center for Urban Land Economics Research, University of Wisconsin. http://realestate.wharton.upenn.edu/wp content/uploads/2017/03/401.pdf.

Nam, T. Y., & Oh, S. (2020). Non-recourse mortgage law and housing speculation. Available at SSRN 2316539. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2316539.

Norregaard, M. J. (2013). Taxing immovable property revenue potential and implementation challenges (No. 13-129). International Monetary Fund. https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp13129.pdf.

Pornchokchai, S., & Perera, R. (2005). Housing speculation in Bangkok: lessons for emerging economies. *Habitat International*, *29*(3): 439-452. https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2004.01.002.

Priestley, M.B. (1981). *Spectral Analysis and Time Series*. Academic Press, New York.

Quigley, John M. (1985). Consumer choice of dwelling, neighborhood and public services. *Regional Science and Urban Economics 15*, No. 1: 41-63.

Riddel, M. (1999). Fundamentals, feedback trading, and housing market speculation: Evidence from California. *Journal of Housing Economics*, *8*(4), 272-284. https://doi.org/10.1006/jhec.1999.0251.

Roehner, B. M. (1999). Spatial analysis of real estate price bubbles: Paris, 1984-1993. *Regional Science and Urban Economics*, *29*(1): 73-88. https://doi.org/10.1016/S0166-0462(98)00012-X.

Wang, S. (2012). Dynamic speculative behaviors and mortgage bubbles in the real estate market of mainland China. *Journal of Finance and Investment Analysis*, *1*(1): 1-54. https://www.econstor.eu/handle/10419/58001.

Yang, X.; Wu, Y.; Shen, Q., & Dang, H. (2017). Measuring the degree of speculation in the residential housing market: A spatial econometric model and its application in China. *Habitat International*, *67*: 96-104 https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2017.06.005.

Zheng, Y., & Osmer, E. (2019). Housing price dynamics: The impact of stock market sentiment and the spillover effect. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.02.006.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7]