فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۱۲(۲(۴۶))، ۴۷-۲۵
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran،
Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

پویایی‌های سفته‌بازی در بازار مسکن ایران

صلاح الدین منوچهری — دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
علی اکبر قلی زاده* — دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران،
داود جعفری سرشت — استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.

چکیده:

بررسی رفتار سفته‌بازان در توضیح پدیده‌های بازار مسکن ایران بسیار با اهمیت است. بسیاری از پدیده‌های نامطلوبی که در این بازار رخ می‌دهد نیز حاصل فعالیت سفته‌بازی در بازار مسکن است. در این پژوهش، به بررسی پویایی‌های رفتار سفته‌بازی در بازار مسکن ایران برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداخته شده است. در ابتدا، شاخص سفته‌بازی در بازار مسکن برآورد شده است. سپس با استفاده از یک الگوی تعادلی، فرآیند تولید چرخه‌ها و لگاریتم قیمت واقعی مسکن با وجود سفته‌بازی در بازار مسکن بر اساس سناریوهای مختلف شبیه‌سازی گردید. بر اساس نتایج شبیه‌سازی الگوی تعادلی، پارامتر dدر تمام سناریوها برابر ۰/۵ و مقدار کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن در ایران برابر ۰/۵ تعیین شد. کشش قیمتی عرضه مسکن برابر ۰/۲ تعیین شد. مقادیر کشش قیمتی تقاضای برگشت به میانگین و تقاضای برون‌یابانه به ترتیب برابر ۰/۱ و ۱ تعیین گردید. مقدار پارامتر h در بهترین حالت برابر ۱ انتخاب گردید. بر اساس پارامترh، مشخص گردید که بیشتر از ۵۸ درصد تقاضای سفته‌بازی از نوع تقاضای برون‌یابانه و بی‌ثبات‌کننده بوده است.

واژگان کلیدی: بازار مسکن، سفته‌بازی، الگوی تعادلی، ایران
طبقه‌بندی JEL: C61 ،R31 ،R21

*مسئول مکاتبات: a.gholizadeh@basu.ac.ir

۱- مقدمه

مسکن از دید کلان و خرد برای سیاست‌گذاران و خانوارها اهمیت زیادی دارد. بخش مسکن از دید کلان اهمیت فراوانی برای سیاست‌گذاران دارد؛ زیرا از یک سو این بخش سهم عمده‌ای در ارزش افزوده ایجاد شده در اقتصاد کشورها داشته و بنابراین مستقیما در ایجاد اشتغال، رشد و توسعه اقتصادی موثر است. از سوی دیگر، این بخش روابط پیشین و پسین فراوانی با سایر بخش‌های اقتصادی دارد به گونه ای که رونق و رکود در این بخش نقش مهمی در رونق و رکود سایر بخش‌های اقتصادی داشته و در نتیجه به صورت غیر مستقیم نیز سهم عمده ای در رونق و رشد کل اقتصاد و اشتغال کشورها دارد. همچنین برای خانوارها و سرمایه‌گذارها دارای اهمیت است. با توجه به این‌که مسکن یک نوع دارایی است، بخش زیادی از نقدینگی جامعه را به خود جذب می‌کند و علاوه بر نقش آن در ایجاد اشتغال می‌تواند در ثبات قیمت‌ها نقش مهمی را ایفا نماید (مروت و همکاران، ۱۳۹۲؛ قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

سفته‌بازی در بازار مسکن عامل اصلی نوسانات و شوک‌های بازار مسکن است که اثرات زیان‌باری بر اقتصاد ملی و متغیرهای اقتصادکلان و اقتصاد خانوار دارد که به مورد قبول اقتصاددان‌های بخش مسکن بوده و سوداگری آثار مهمی بر دارایی‌های خانوارها، بنگاه‌ها و تمامی بازیگران اقتصادی دارد که با توجه به بهبود منفع شخصی همانند یک دارایی با ریک کم و دارای بازدهی زیاد، مخرب‌ترین و زیان آورترین اثرات اقتصادی را در ابعاد اقتصاد ملی و اقتصاد خانوار بدنبال دارد (قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد، ۱۳۹۸).

نوسانات قیمت مسکن در ایران طی دو دهه اخیر یکی از چالش‌های اساسی بازار مسکن و اقتصاد کشور بوده است، به طوری که در یک دوره افزایش قابل ملاحظه در قیمت مسکن بوجود آمده و در دوره دیگر کاهش و یا ثبات نسبتاً زیاد و فراگیر بر قیمت مسکن حاکم شده است که با توجه به آن، اثرات زیادی در بخش مسکن و در کل اقتصاد پدیدار آورده است. بنابراین، ضروری است که پویایی‌های سفته‌بازی در بازار مسکن ایران بررسی شود. پرسش‌هایی که مطرح می‌باشد این است که خانوارهای ایرانی چگونه از نوسانات قیمتی ناشی از سفته‌بازی در بازار مسکن اثر می‌پذیرند؟ مهم‌ترین سیاست و ابزار دولت برای کنترل سفته‌بازی در بازار مسکن چیست؟ و بسیاری از پرسش‌های دیگر. بنابراین این پژوهش، پویایی‌های سوداگری در بخش مسمن در ایران را ارزیابی می‌کند و با توجه به نتایجی که از این مطالعه استخراج می‌گردد، پیشنهادهای کاربردی و با قابلیت اجرایی جهت جلوگیری از آثار مخرب سوداگریدر بخش مسکن، ارائه می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱. مطالعات داخلی

رزبان و خدادادکاشی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران را مورد بررسی قرار دادند. بخش مسکن طی چند دهه اخیر با دوره‌های رونق و رکود تورمی و افزایش بی رویه و جهش وار قیمت همراه بوده است. بروز نوسان‌های ادواری در این بخش باعث ایجاد معضلات ساختاری و بعضا اجتماعی گردیده و به این دلیل تحلیل نوسان‌های بازار همواره مورد توجه سیاستگذاران قرار گرفته است. این مطالعه در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ معادله قیمت مسکن به صورت تعادلی را شبیه‌سازی کرده است. برای برآورد ضرایب از الگوریتم ژنتیک با نرم‌افزار متلب استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که انگیزه سوداگری نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته توسط سرمایه-گذاران بوده که به صورت تقاضای سفته‌بازانه در بازار نمود می‌یابد. تقاضای سفته‌بازی تأثیر قابل ملاحظه‌ای در ایجاد نوسان‌های قیمتی در بازار مسکن دارد و موجب بروز دوره های رونق و رکود قیمتی در این بازار می‌گردد، همچنین با بررسی کشش قیمتی عرضه می‌توان نتیجه گرفت که افزایش سرعت تولید و تقویت سمت عرضه می‌تواند فاکتور

اساسی در کنترل نوسان‌های بازار با پاسخگویی به تقاضای سفته بازی باشد.

سید نورانی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای سوداگری و حباب قیمت مسکن را در شهرهای ایران بررسی کرده است. در این مطالعه، ابتدا تعیین‌کننده‌های قیمت بخش مسکن شناسایی شده و برای برآورد مدل از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ به صورت فصلی استفاده کرده است. بر اساس نتایج مشخص است که عواملی مانند قیمت مسکن در دوره قبل، بازدهی سایر بازارها، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. در این راستا، اثر تغییر درآمد بر شاخص قیمت مسکن معنادار نیست. اگر قیمت مسکن در دوره قبل را شاخص تقاضای سوداگری و تغییرات جمعیت، تغییرات تولید ناخالص داخلی و بازدهی سایر بازارها را شاخص تقاضای مصرفی مسکن در نظر بگیریم، سهم تقاضای سوداگری در توضیح تغییرات شاخص قیمت مسکن ۶/۸ برابر سهم تقاضای مصرفی در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی است. همچنین با تعمیم ضرایب برآوردی مدل برای سال ۱۳۹۱ و تعریف حباب قیمت مسکن به عنوان اختلاف قیمت واقعی مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن، نتایج نشان می‌دهد که در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۹۱ به ترتیب حدود ۱۷/۸، ۲۶/۳ و ۵۶/۶ درصد از رشد فصلی شاخص قیمت را می‌توان به عوامل مقطعی و روانی بازار یا به حباب قیمت مسکن منسوب کرد.

قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸) در مقاله‌ای به پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] پرداختند. مسکن کالایی است که هم به صورت مصرفی و هم به صورت دارایی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین می‌تواند نقش زیادی را در هزینه‌های مربوط به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی داشته و بعنوان مولد سایر بخش‌های اقتصاد یک کشور عمل کند. در این مطالعه، از مسکن بعنوان یک نوع دارایی با ماهیت وثیقه‌ای در توضیح ارتباط بین قیمت مسکن و ادوار تجاری بهره گرفته شده است. دارایی مسکن در این الگو بعنوان شوک و یک محدودیت اعتباری وارد شده است. در این مقاله، از داده‌های فصلی متغیرهای بخش مسکن و سایر بخش‌های مورد استفاده برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ بهره گرفته شده است. از مدل DSGE برای تحلیل پویایی‌ها و اثرگذاری سرمایه‌گذاری بخش مسکن و نوسانات اقتصاد ایران بر قیمت مسکن استفاده شده است. آمارها نشان می‌دهد که یک هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها وجود دارد. بر اساس نتایج مشخص است که استفاده از قیمت مسکن بعنوان یک دارایی با ماهیت وثیقه‌ای، باعث افزایش ارزش دارایی بنگاه‌ها و همچنین قرض گرفتن و سرمایه‌گذاری در آینده شود.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای، الگوسازی سوداگری در بازار مسکن تهران را مورد بررسی قرار دادند. سوداگری عامل مهمی در ایجاد نوسانات و شوک‌های متغیرهای بخش مسکن بوده اثرات زیانباری بر متغیرهای اقتصادی یک کشور دارد. داشتن انگیزه سوداگری و اثرگذاری نوسانات بخش‌های اقتصادی تحرک اضافه نقدینگی در بخش‌های مختلف اقتصاد بر قیمت مسکن، باعث ایجاد تلاطم در قیمت مسکن شده و اثرات ساختاری زیانباری بر بخش مسکن و به تبع آن بر اقتصاد کشور دارد. در این مقاله، سوداگری با توجه به امکان فضایی بودن آن در مناطق ۲۲ شهر تهران در بخش مسکن مدلسازی شده است. در این مطالعه، از داده‌های سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ استفاده شده و برای تخمین مدل از برآوردگر حداقل مربعات غیرخطی بهره گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که انگیزه سوداگری با توجه به قیمت‌هاب انتظاری و تفسیر روند تاخیری قیمت بوده که به صورت تقاضای سوداگری در بازار مسکن، باعث تلاطم زیادی شده است. همچنین با توجه به بی‌کشش بودن

1 Dynamic Stochastic General Equilibrium

عرضه مسکن، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش سرعت تولید و تقویت سمت عرضه، می‌تواند یک عامل اصلی در کنترل نوسانات بازار در پاسخگویی به تقاضای سفته‌بازی باشد. با توجه به نتایج بدست آمده، مشخص است که مناطق ۱، ۲، ۳، ۵ و ۲۲ شهر تهران شدن سوداگری در بخس مسکن بیشتر از سایر مناطق بوده و هر چه از شمال تهران به سمت جنوب تهران حرکت کنیم، شدت استفاده از سوداگری کمتر خواهد شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که سوداگری در منطقه ۱ شهر تهران قبل از سال ۱۳۸۰ شروع شده و از سال ۱۳۸۰ به بعد، سوداگری سایر مناطق شروع شده است.

۲-۲. مطالعات خارجی

مالپزی و واچر۱ (۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای، اثرات سوداگری در ایجاد تلاطم‌های بازار مسکن را بررسی کرده‌اند. محققان برای تحلیل سوداگری در بازار مسکن به تشریح یک مدل دینامیکی ساده برای قیمت تعادلی بر پایه مدل های تعدیل موجودی پرداخته‌اند. در مطالعه آن-ها انتظارات قیمتی مهم‌ترین دلیل بروز رفتار سفته‌بازی در بازار مسکن است، از این رو در محاسبه قیمت تعادلی جزء مربوط به انتظارات قیمتی (ضریب تغییرات قیمت مسکن در دو دوره متوالی) که نشان‌دهنده سفته‌بازی در بازار مسکن است گنجانده شده و شبیه سازی بر کشش قیمتی عرضه و ضریب مربوط به تغییرات قیمت مسکن صورت پذیرفته است. نتایج حاکی از آن است که سفته-بازی در بازار املاک و مستغلات عامل ایجاد نوسان در این بازار است، همچنین سفته‌بازی به شرایط عرضه بستگی دارد. شرایط عمومی تقاضا به ویژه تقاضای سفته‌بازی می‌تواند موجب یک انفجار یا یک انفجار چرخه‌ای در بازار مستغلات گردد که این اثر به وسیله کشش قیمتی در عرضه قابل کنترل است.

دیسی و وسترهوف۲ (۲۰۱۲)، مدل ساده ای را برای بررسی سفته‌بازی مسکن ارایه نموده‌اند. آن‌ها تلاش کردند تا ناهمگنی رفتارهای سوداگرانه در ایجاد تلاطم‌های بازار مسکن بالاخص قیمت مسکن را تحلیل کنند. رویکرد روش‌شناسی که محققان استفاده کردند، رویکرد مبتنی بر عامل در اقتصاد مالی بالاخص مالیه رفتاری بوده است (هومس۳، ۲۰۰۶ و لی‌بارون۴، ۲۰۰۶). در این الگوها، ماهیت پویای بازارهای مالی، با توجه به انتظارات قیمتی و الگوهای رفتاری عوامل مبتنی بر عقلانیت محدود که با یکدیگر ارتباط دارند، همبسته است. ماهیت این الگو به این شکل است که اساس ایجاد قیمت مسکن را وابسته به مازاد تقاضای مسکن می‌داند و آن را تعیین می‌کند. بنابراین قیمت با توجه به مازاد تقاضا طی زمان تغییر می-کند. در این مطالعه، تقاضای کل برای واحدهای مسکونی از دو جزء تقاضای حقیقی (مصرفی) مسکن و تقاضای دارایی (سفته‌بازی) مسکن تشکیل می‌گردد. دیسی و وسترهوف (۲۰۱۲) در این مطالعه سهم نمودارگراها را از تقاضای سفته‌بازانه، تابع زنگوله‌ای شکل از شکاف قیمت مسکن (بازاری) نسبت به قیمت بنیادی (ذاتی) آن در نظر گرفته‌اند. آن‌ها نشان دادند تغییر نسبی سهم متقاضیان با توجه به شکل‌گیری انتظارهای متفاوت در طول زمان‌های گوناگون، باعث ایجاد تلاطم در بازار مسکن می‌شود.

شنگ۵ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای پویایی‌های رفتار سفته‌بازی و حباب وام‌های رهنی در بازار مسکن چین را بررسی کرده است. در این مطالعه توضیح داده شده است که چگونه رفتارهای سفته‌بازانه ناشی از سیاست‌های مسکن که توسط دولت چین برای بازار املاک و مستغلات ابلاغ شده است، سیستمی است. بازار پر از رفتارهای سفته‌بازانه است و از ابتدای سال ۲۰۰۰ رونق گرفته است، اگرچه بازار سابقه بسیار کوتاهی دارد، نحوه سنجش منطقی رفتارهای سفته‌بازانه همچنان در عمل مانده است. این مقاله بر اساس سطح قیمت مسکن، مدل‌های پویا

1 Malpezzi and Wachter
2 Dieci & Westerhoff
3 Hommes
4 Lebaron
5 Sheng

ابتکاری را ایجاد می‌کند، مفهومی از سود سفته‌بازی ناشی از وام‌های رهنی را برای بررسی رفتارهای سفته‌بازانه و حباب‌های وام رهنی مسکن پیشنهاد می‌کند و در نهایت نتایجی را به‌دست می‌آورد: شرط لازم رفتارهای سفته‌بازانه، این است که نرخ رشد قیمت مسکن باید حداقل مرز مثبت داشته باشد و متعاقباً، نسبت خالص وام رهنی به سود خالص سفته‌بازانه وجود داشته باشد که تقریباً خطرات بالقوه‌ای را که بانک‌ها با آن مواجه خواهند شد را نشان می‌دهد. علاوه بر این، رفتارهای سرمایه‌گذار ممکن است از طریق تغییر انتظار یا واریانس بازده مسکن در فروش مجدد، بر روند قیمت مسکن تأثیر بگذارد. آخرین یافته نشان می‌دهد که چگونه رفتارهای سرمایه‌گذار رفتارهای بازار را تغییر می دهد، که به وضوح نشان می‌دهد که فرضیه بازار کارا نامعتبر خواهد بود.

ژنگ و همکاران۱ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای، رفتارهای سفته‌بازی در بازار مسکن چین را با شرایط رونق و رکود بررسی کردند. آن‌ها یک بازار مسکن با خریداران خانگی، سرمایه‌گذاران سفته‌بازانه و توسعه‌دهندگان مسکن در یک سناریوی والراسی را مطالعه کردند. آن‌ها نشان دادند که علاوه بر عواملی که بر تقاضای واقعی خریداران خانگی و هزینه توسعه‌دهندگان مسکن تأثیر می‌گذارد، رفتار سفته‌بازی سرمایه‌گذاران عامل مهمی در توضیح تحول و پویایی قیمت مسکن است. به ویژه، انتظارات برون‌یابانه سرمایه‌گذاران ممکن است قیمت مسکن را به انحراف مداوم از ارزش واقعی خود سوق دهد. در مقابل، استراتژی بازگشت به میانگین سرمایه‌گذاران می‌تواند موقعیت برون‌یابانه روند را متعادل کند، که ممکن است بازار مسکن را تثبیت کند. علاوه بر این، روند تکاملی قیمت مسکن که توسط رفتار سفته‌بازی سرمایه‌گذاران هدایت می‌شود، وابسته به مسیر است به این معنا که شرایط اولیه متفاوت بازار ممکن است منجر به مسیرهای قیمتی متفاوتی شود، که مطابق با محلی‌سازی دارایی است که به طور تجربی در بازار واقعی مسکن مستند شده است. علاوه بر این، از طریق تحلیل محدودیت و اثربخشی تعدیل سیاست‌ها از طریق پیش‌پرداخت و هزینه توسعه، برخی پیامدهای سیاست‌گذاری ارائه شده و آن‌ها متوجه شدند که کاهش هزینه توسعه معیار بهتری برای تعدیل بازار مسکن در هنگام رونق یا رکود است.

گائو و همکاران۲ (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای، اثرات سوداگری در بخش مسکن را بر کل اقتصاد مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که سوداگری در بازار مسکن با توجه به تغییرات گذشته قیمت مسکن، در دوره رونق در طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۶، باعث افزایش قیمت مسکن و ساخت وساز شده است و از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ باعث افزایش شدید رکود در اقتصاد گردیده است. آن‌ها بر اساس نتایج برآوردی حاصل از پژوهش نشان دادند که مازاد عرضه و تقاضای خانوارها باعث اثرات افزایشی در قیمت مسکن و ساخت و ساز در دوره رونق و رکود اقتصادی در دوره رکود شده است.

نام و اوه۳ (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به قانون رهن غیر استردادی۴ و سفته‌بازی مسکن پرداخته‌اند. وام گیرندگان در ایالت های دارای قانون رهن غیر استردادی۵ با مسئولیت محدود وام‌های رهنی خود روبرو هستند. آن‌ها نشان دادند که وقتی بازارهای مسکن در چرخه رونق هستند، با تشویق به سرمایه‌گذاری‌های سوداگرانه، قانون غیر استردادی به بازار باعث نوسانات بیشتر قیمت مسکن می‌شود. قیمت‌گذاری وام مسکن به طور کامل ریسک بالاتر در ایالات بدون رجوع را منعکس نمی‌کند زیرا ضرورت مدل مبدا برای توزیع در بازار مسکن در مناطق مختلف، وام دهندگان را قادر می‌سازد تا به طور موثری ریسک را به سایر سرمایه‌گذاران منتقل کنند. این نتایج در مورد ناپیوستگی قیمت‌ها در مرزهای ایالتی و همچنین

1 Zheng and et al
2 Gao and et al
3 Nam and Oh
4 Non-Recourse Mortgage Law

۵. قانون غیر استردادی به وام دهنده‌ها اجازه می‌دهد در صورت عدم پرداخت وام، فقط خانه وثیقه‌دار را تصرف کنند.

استفاده از تغییرات در قانون ضد درنده[1] دولت به عنوان شوک برونزا به وام دهی، زیاد است.

۳- مبانی نظری

۳-۱. مدل‌سازی پویایی‌های سفته‌بازی در بازار مسکن

در این پژوهش، سعی می‌شود نقش عوامل و تقاضاهای ناهمگن در شکل‌گیری قیمت دارایی‌ها (دیسی و وسترهف[2]،۲۰۱۲) بررسی شده و تلاش می‌شود تا نقش ناهمگنی رفتار تقاضای سفته‌بازی در نوسانات قیمت مسکن و رونق و رکود در بازار مسکن تحلیل گردد. مدل به صورت زیر تصریح می‌شود:

فرض بر این است که قیمت مسکن با توجه به مازاد تقاضا شکل می‌گیرد. لذا قیمت مسکن در طول زمان بر اساس تقاضا تغییر خواهد کرد. با توجه به اینکه عرضه مسکن در کوتاه‌مدت تغییر زیادی نداشته و تقریبا ثابت است، لذا قیمت مسکن در دوره آتی به صورت زیر مدلسازی می‌گردد:

$$P_{t+1} = P_t + \alpha\left(D_t - S_t\right) \quad (۱)$$

که بر اساس رابطه (۱) ضریب تعدیل قیمت (α) مثبت می‌باشد و D و S به ترتیب تقاضا و عرضه کل بخش مسکن را تشکیل می‌دهند. مشخص است که اگر مازاد تقاضا افزایش یابد، قیمت واحدهای افزایش می‌یابد و برعکس. برای سادگی فرض می‌شود که $\alpha = 1$ باشد.

۳-۱-۱. مدل بدون تقاضای سفته‌بازی

تقاضای کل واحدهای مسکونی از دو جزء تقاضای حقیقی(مصرفی) مسکن (D_t^R) و تقاضای دارایی (سفته-بازی) مسکن (D_t^S) تشکیل شده است:

$$D_t = D_t^R + D_t^S \quad (۲)$$

فرض می‌شود که تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن (D_t^S) وجود ندارد. بنابراین:

$$D_t = D_t^R \ , \ D_t^R = b - cP_t \ , \ b,c \succ 0 \quad (۳)$$

تابع عرضه مسکن به صورت زیر است:

$$S_t = S_{t-1} - \left(1-d\right)S_{t-1} + eP_t \ , \ 0 \prec 1-d \prec 1 \quad (۴)$$

(1-d) نرخ استهلاک مسکن می‌باشد. در این حالت که تقاضای سفته‌بازی مسکن وجود ندارد، تقاضای حقیقی یا مصرفی مسکن تعیین کننده قیمت مسکن خواهد بود.

۳-۱-۲. سیستم‌های پویا، نقطه تعادل و تحلیل پایداری تعادل

اگر فرض شود که $Z_{t+1} = S_t$ باشد و تقاضای سفته‌بازی وجود نداشته باشد، با فرض $\alpha = 1$ و با ترکیب معادلات (۱) تا (۴) داریم:

$$\begin{cases} P_{t+1} = (1-c-e)P_t - dZ_t + b \\ Z_{t+1} = eP_t + dZ_t \end{cases} \quad (۵)$$

1 Anti-predatory

2 Dieci and Westerhoff

با فرض، $P_{t+1} = P_t = \overline{P}$ و $Z_{t+1} = Z_t = \overline{Z}$، نقطه تعادلی بلندمدت به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\overline{Z} = \frac{e}{1-d}\overline{P} \ , \ \overline{P} = \frac{(1-d)b}{e + c(1-d)} \qquad (۶)$$

معادله (۶) مقدار تعادلی بلندمدت قیمت مسکن و عرضه مسکن را در نبود تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن نشان می‌دهد که مقدار تعادلی بلندمدت قیمت مسکن برابر با ارزش بنیادی مسکن خواهد بود و نشان‌دهنده این واقعیت است که قیمت بازار با قیمت بنیادی مسکن برابر بوده و تنها منعکس کننده اثرات عوامل بنیادی در مسکن می‌باشد. بر اساس معادله (۵) می‌توان ماتریس پارامترها را به صورت زیر نوشت:

$$J = \begin{pmatrix} 1-c-e & -d \\ e & d \end{pmatrix} \qquad (۷)$$

دترمینان و اثر ماتریس J برابر است با: trace = 1-c-e+d و det = d(1-c)؛ بر اساس مدیو و لاین[1] (۲۰۰۱) و گندلفو[2] (۲۰۰۵)، زمانی معادله (۵) پایدار خواهد بود که شرایط زیر برقرار باشد:

$$\begin{aligned} &i) 1 + trace + \det \succ 0 \Rightarrow 2 - \frac{e}{1+d} - c \succ 0 \\ &ii) 1 - trace + \det \succ 0 \Rightarrow c(1-d) + e \succ 0 \\ &iii) 1 - \det \succ 0 \Rightarrow 1 - d + cd \succ 0 \end{aligned} \qquad (۸)$$

روابط ii و iii در معادلات (۸) همیشه برقرار هستند و رابطه i نقطه تعادلی را نشان می‌دهد که باید مثبت باشد تا تعادل برقرار شود. در صورتی که پارامتر c و e افزایش یابد و پارامتر d کاهش یابد، رابطه i منفی شده و از حالت تعادل خارج می‌شود که این امر باعث می‌گردد تا پایداری تعادل رابطه i از بین برود.

۳-۱-۳. مدل با وجود تقاضای سفته‌بازی

تقاضای سوداگری در بازار مسکن به دو جزء تقسیم می‌شود که شامل تقاضای برون‌گرایانه[3] (تقاضای تکنیکالیست‌ها[4]) و تقاضای برگشت به میانگین[5] (تقاضای بنیادگراها[6]) می‌باشد. رابطه جزء تقاضای برون‌گرایانه از تقاضای سفته‌بازی به شکل زیر است:

$$D_t^E = f\left(P_t - \overline{P}\right) \quad , \quad f \geq 0 \qquad (۹)$$

زمانی که قیمت کنونی مسکن از قیمت بنیادی آن بیشتر شود، بر اساس معادله (۹)، تقاضاکنندگان مسکن که به صورت بنیادی به خرید و فروش مسکن می‌پردازند، افزایش قیمت مسکن در دوره آتی را پیش‌بینی پردازند و بر عکس.

1 Medio and Lines
2 Gandolfo
3 Extrapolative
۴ این نوع تقاضاکنندگان، بر اساس تحلیل روند جاری قیمت مسکن، در بازار مسکن خرید و فروش خواهند کرد و با هدف کوتاه‌مدت معامله می‌کنند.

5 Mean- Reverting
۶ این نوع تقاضاکنندگان، بر اساس ارزش ذاتی یا قیمت ذاتی مسکن، در بازار مسکن خرید و فروش کرده و بیشتر با هدف بلندمدت معامله می‌کنند.

معادله بخش تقاضای برگشت به میانگین از تقاضای سفته‌بازی به شکل زیر می‌باشد:

$$D_t^{MR} = g\left(\overline{P} - P_t\right) \ , \ g \geq 0 \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، g کشش یا حساسیت تقاضای بنیادی نسبت به تفاوت قیمت‌های کنونی و بنیادی می‌باشد. با توجه به معادله‌های تصریح شده بالا، تقاضای کل سوداگری در بخش مسکن به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} &D_t^S = W_t D_t^E + (1-W_t) D_t^{MR} \Rightarrow \\ &D_t^S = W_t f\left(P_t - \overline{P}\right) + (1-W_t) g\left(\overline{P} - P_t\right) \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، W_t و $(1-W_t)$ به ترتیب نشان‌دهنده وزن‌های مربوط به تقاضای تکنیالی و بنیادی است. برای تعیین سهم و وزن هر یک از انواع تقاضای سوداگری، دیسی و وسترهف (۲۰۱۲)، سهم تقاضای برون‌یابانه از تقاضای سفته‌بازی را تابع زنگوله‌ای شکل از شکاف قیمت مسکن نسبت به قیمت ذاتی (بنیادی) آن تعریف کرده‌اند:

$$W_t = \frac{1}{1 + h\left(P_t - \overline{P}\right)^2} \qquad (۱۲)$$

بر اساس رابطه (۱۲)، h پارامتر مثبت بوده و حساسیت یا شدت عکس‌العمل سهم گروه‌های مختلف را به تغییرات قیمت مسکن نشان می‌دهد. هر چه مقدار این پارامتر کوچک‌تر باشد، سهم تقاضای برون‌یابانه (تکنیکالیست‌ها) از کل تقاضای سفته‌بازی بیشتر خواهد شد و بر عکس. در نتیجه این پارامتر نقش مهمی در تحلیل رونق و رکود در این مدل بازی می‌کند. با توجه به رابطه (۱۲)، هر چه اختلاف بین قیمت کنونی مسکن و قیمت ذانی آن زیادتر شود، سهم تقاضای تکنیکالیست‌ها از تقاضای سوداگری کم شده و سهم تقاضای معامله‌گران بنیادی بیشتر می‌شود. چون هر چه اختلاف قیمت کنونی و ذاتی افزایش می‌یابد، معامله‌گران تکنیکال نتیجه می‌گیرند که حباب قیمتی مسکن می‌ترکد و اختلاف بین قیمت کنونی و قیمت ذاتی مسکن کمتر می‌شود. لذا سهم تقاضای برون‌یابانه (تکنیکالیست‌ها) کاهش خواهد یافت. کاهش در سهم تقاضای معامله‌گران تکنیکالی، باعث کاهش قیمت‌ها می‌شود. کاهش قیمت‌های کنونی، اختلاف قیمتی را کم کرده، بنابراین سهم معامله‌گران تکنیکالی بیشتر می‌شود. لذا می‌تواند باعث افزایش بیشتر قیمت‌های مسکن شود. بنابراین افزایش یا کاهش قیمت مسکن در این مدل بستگی به سهم معامله‌گران از کل تقاضا دارد.

۳-۱-۲. سیستم‌های پویا، نقطه تعادل و تحلیل پایداری تعادل

فرض کنیم که، $\pi_t = P_t - \overline{P}$ و $\zeta_t = Z_t - \overline{Z}$ باشد. با ترکیب معادلات (۱۲)، (۱۱)، (۱) و (۵) یک سیستم پویای غیر خطی زمان گسسته به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\begin{cases} \pi_{t+1} = (1-c-e)\pi_t + \dfrac{f\pi_t - gh\pi_t^3}{1+h\pi_t^2} - d\zeta_t \\ \zeta_{t+1} = e\pi_t + d\zeta_t \end{cases} \qquad (۱۳)$$

رابطه (۱۳)، نحوه پویایی جزء چرخه‌ای اختلاف بین قیمت کنونی و قیمت ذاتی بخش مسکن را نشان می‌دهد. با توجه به این‌که رابط (۱۳) یک معادله تفاضلی با رتبه یک و درجه ۳ است، لذا دارای سه ریشه (سه قیمت چرخه‌ای تعادلی بلندمدت) خواهد بود. با فرض، $\pi_{t+1}=\pi_t=\overline{\pi}$ و $\zeta_{t+1}=\zeta_t=\overline{\zeta}$، داریم:

$$\overline{\pi}_1=0\ ,\ \overline{\pi}_{2,3}=\pm\sqrt{\frac{(1-d)(f-c)-e}{h\left(e+(1-d)(c+g)\right)}}$$
$$\overline{\zeta}_{1,2,3}=\frac{e}{1-d}\overline{\pi}_{1,2,3}\ ,\ \overline{\zeta}_1=0 \qquad (۱۴)$$

می‌توان ماتریس ژاکوبین معادلات رابطه (۱۳) را به صورت زیر نوشت:

$$J=\begin{pmatrix}1-c-e+f & -d\\ e & d\end{pmatrix} \qquad (۱۵)$$

دترمینان و اثر ماتریس J برابر است با: trace = 1-c-e+f+d و det = d(1-c+f)؛ بر اساس مدیو و لاین (۲۰۰۱) و گندلفو (۲۰۰۵)، زمانی سیستم معادلات رابطه (۲-۱۳) پایدار خواهد بود که شرایط زیر برقرار باشد:

$$i)1+trace+\det\succ 0\Rightarrow f\succ c+\frac{e}{1+d}-2$$
$$ii)1-trace+\det\succ 0\Rightarrow f\prec c+\frac{e}{1-d}$$
$$iii)1-\det\succ 0\Rightarrow f\prec c+\frac{1}{d}-1 \qquad (۱۶)$$

سیستم معادلات رابطه (۱۶) مستقل از پارامترهای b و h هستند.

۴- روش پژوهش

۴-۱. اندازه‌گیری سفته‌بازی در بازار مسکن

مهم‌ترین کانال ارتباطی بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی از طریق اثر نوسان‌های قمیت مسکن می‌باشد که به عنوان منبع اصلی نوسان ثروت مسکن تلقی می‌شود. تغییر قمیت مسکن به دلیل تغییر عوامل موثر بر عرضه یا تقاضای مسکن صورت می‌گیرد. قیمت مسکن از چند جهت بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد، نخست این‌که نوسان قیمت مسکن بر ساخت و ساز واحدهای مسکونی اثرگذار است. افزایش قیمت مسکن و پیشی گرفتن آن بر هزینه‌های ساخت و ساز موجب می‌شود تا سازندگان و سرمایه‌گذاران به تولید بیشتر روی آورده و تغییراتی در برنامه خود اعمال نمایند. از منظر دوم، تغییر قیمت مسکن موجب افزایش ارزش دارایی و در نتیجه افزایش ثروت مسکن می‌گردد. افزایش قیمت مسکن نه تنها ارزش بازاری ثروت مالکان مسکن را افزایش می‌دهد بلکه هزینه خدمات مسکن و اجاره را برای مالکان و مستأجران افزایش می‌دهد. افزایش ثروت موجب کاهش پس‌انداز و افزایش مصرف کالاهای غیر مسکن شده و از سوی دیگر افزایش قیمت مسکن به دلیل ایجاد انتظارات قیمتی موجب افزایش تقاضا برای مسکن و در نتیجه کاهش مصرف کالاهایی غیر مسکن می‌گردد بنابراین رفتار همه خانوارها از الگوی یکسانی تبعیت نمی‌کند. در ادامه با استفاده از عرضه و تقاضای مسکن، سفته‌بازی در بازار مسکن ایران مدل‌سازی و محاسبه شده است.

فرض می‌کنیم که فعالان بازار مسکن به دو دسته مختلف زیر تفکیک می‌شوند (روهنر[1]، ۱۹۹۹):

دسته اول از افراد که با هدف مصرفی به معامله در بازار مسکن می‌پردازند و دسته دوم که با هدف سوداگری و کسب بازدهی از نوسانات قیمت مسکن به خرید و فروش در بازار مسکن می‌پردازند.

$$s_t^{(1)} = S_t^{(1)} - D_t^{(1)} = -c_1 + \gamma_1 p_t \quad (۱۷)$$

$$s_t^{(2)} = S_t^{(2)} - D_t^{(2)} = -c_2 + \gamma_2 p_t - g_2\left(p_{t-1} - p_{t-2}\right)$$

$$g, \gamma_2 \succ 0 \quad (۱۸)$$

که p_t قیمت مسکن می‌باشد.

وقتی که بازار مسکن در تعادل باشد، مازاد عرضه بخش مسکن صفر می‌شود که رابطه (۱۹)، رابطه تعادلی

$$s_t = (1-k)s_t^{(1)} + k s_t^2 = 0 \quad 0 \prec k \prec 1 \quad (۱۹)$$

با جایگذاری روابط (۱۷) و (۱۸) در (۱۹)، رابطه (۲۰) به دست می‌آید. در رابطه (۲۱) مقادیر ثابت معادله شماره (۲۰) آورده شده است:

$$p_t - a(k)\left(p_{t-1} - p_{t-2}\right) = d(k) \quad (۲۰)$$

$$a(k) = \frac{a}{1+\gamma(1-k)/k} \;;\; \gamma = \frac{\gamma_1}{\gamma_2} \;;\; a = \frac{g_2}{\gamma_2}$$

$$d(k) = \frac{(c_2/\gamma_2) + \left[(1-k)/k\right](c_1/\gamma_2)}{1+\gamma\left[(1-k)/k\right]} \quad (۲۱)$$

پریستلی[2] (۱۹۸۱) نشان می‌دهد که یکی از ویژگی‌های اصلی معادله تعادلی بالا (رابطه ۲۰) باثبات بودن آن است که این مهم زمانی محقق خواهد شد که ضریب a(k) کوچکتر از یک باشد در غیر این صورت ثبات مدل کم شده و تعادل از بین می‌رود.

طرف چپ رابطه ۲۰ همگن بوده و طرف راست آن ثابت است. تا جایی‌که بازیگران بخش مسکن به انگیزه‌های سوداگرانه علاقه‌مند باشند، طرف راست و ثلبت معادله نقش زیادی ندارد. با توجه به همجمع بودن عوامل

با توجه به تقسیم‌بندی که صورت گرفت، می‌توان مازاد عرضه در بخش مسکن را بر اساس معادلات زیر مدلسازی کرد (منوچهری و قلی‌زاده، ۱۴۰۱ و مالپزی و مکلنان، ۲۰۰۱).

است. k نسبت گروه سوداگران به کل بازیگران بخش مسکن است.

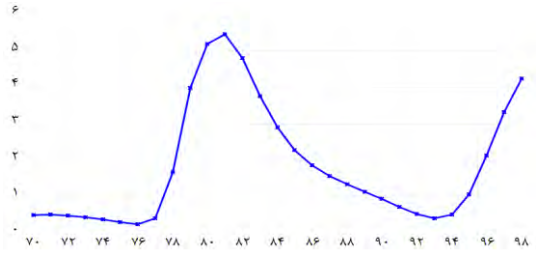
ثابت معادله بالا، زمان برای ورود سوداگران به بخش مسکن از زمان شروع کسب بازدهی در بازار مسکن خواهد بود.

از آن‌جایی‌که سفته‌بازان با نگاه به قیمت دوره-های قبلی و در نظر داشتن تغییرات قیمت، اقدام به خرید و فروش واحدهای مسکونی می‌کنند، بنابراین، ضریب a(k)در معادله (۲۰) که واکنش قیمت مسکن در دوره جاری نسبت به تغییرات قیمت در دوره گذشته بوده، وجود سفته‌بازی در بازار مسکن ایران را نشان می‌دهد که

1 Roehner

2 Priestley

برای محاسبه آن، معادله شماره (۲۰)، با استفاده از روش پارامتر متغیر زمانی حداقل مربعات معمولی (TVP-OLS)[1] برآورد شده است. در این روش، پارامتر a(k) در طول زمان متغیر می‌باشد و برای هر سال یک مقدار بدست آمده است. در ادامه، در نمودار (۱) روند تغییرات سفته-بازی در بازار مسکن ایران آورده و توضیح داده شده است.



نمودار ۱: روند تغییرات سفته‌بازی در بازار مسکن ایران

منبع: محاسبات محققان

جدول ۱: نتایج برآورد الگوی سفته‌بازی

سال	ضریب a(k)	آماره t	احتمال
۱۳۷۰	۰/۵۰	۱۱/۷۲	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۱	۰/۵۱	۱۱/۹۵	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۲	۰/۴۷	۱۱/۱۰	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۳	۰/۴۳	۱۰/۰۸	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۴	۰/۳۷	۸/۷۶	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۵	۰/۳۰	۷/۰۹	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۶	۰/۲۴	۵/۷۷	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۷	۰/۴۰	۹/۴۰	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۸	۱/۶۶	۳۸/۸۴	۰/۰۰۰۰
۱۳۷۹	۳/۹۹	۹۳/۰۳	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۰	۵/۱۹	۱۲۰/۸۹	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۱	۵/۴۵	۱۲۷/۰۵	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۲	۴/۸۰	۱۱۲/۰۱	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۳	۳/۷۷	۸۷/۸۱	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۴	۲/۸۹	۶۷/۵۲	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۵	۲/۲۸	۵۳/۱۵	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۶	۱/۸۶	۴۳/۳۲	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۷	۱/۵۶	۳۶/۵۰	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۸	۱/۳۴	۳۱/۳۰	۰/۰۰۰۰
۱۳۸۹	۱/۱۴	۲۶/۶۰	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۰	۰/۹۳	۲۱/۸۲	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۱	۰/۷۲	۱۶/۸۰	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۲	۰/۵۲	۱۲/۱۷	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۳	۰/۴۰	۹/۴۱	۰/۰۰۰۰

1 Time Varying Parameter - Ordinary Least Squares

۱۳۹۴	۰/۵۰	۱۱/۸۴	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۵	۱/۰۶	۲۴/۷۷	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۶	۲/۱۳	۴۹/۶۲	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۷	۳/۳۱	۷۷/۲۷	۰/۰۰۰۰
۱۳۹۸	۴/۲۴	۹۸/۸۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مقاله، سفته‌بازی در بازار مسکن ایران بر اساس متوسط قیمت واقعی هر متر مربع مسکن در ایران محاسبه شده است. نتایج برآوردی در جدول (۱) نشان می‌دهد که ضریب سفته‌بازی در بازار مسکن ایران در تمامی سال‌های مورد بررسی در سطح خطای ۵ درصد معنادار می‌باشد. هر چه مقدار سفته‌بازی به عدد صفر نزدیکتر باشد، نشان‌دهنده این است که شدت سفته‌بازی کم می‌باشد. از طرفی هر چه مقدار عددی سفته‌بازی به یک نزدیکتر بوده و یا بیشتر از یک باشد، یعنی شدت سفته‌بازی بالا می‌باشد. بر اساس جدول (۱) و نمودار (۱)، مقدار عددی سفته‌بازی در بازار مسکن ایران نشان می‌دهد که سفته‌بازی در بازار مسکن ایران چهار دوره مهم را داشته است. دوره اول، سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۷۷ بوده که مقدار سفته‌بازی کمتر از ۱ بوده و نشان از شدت کم سفته‌بازی در این دوره بوده است. دوره دوم، از سال ۱۳۷۸ تا سال ۱۳۸۹ می‌باشد که در این دوره سفته‌بازی در بازار مسکن ایران زیاد بوده و در سال ۱۳۸۱ شدت سفته‌بازی به بیشترین مقدار خود رسیده است. دوره سوم، از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ بوده که در این دوره شدت سفته‌بازی کم شده و در سال ۱۳۹۳ به کمترین مقدار خود در دوره سوم رسیده است. دوره چهارم هم از سال ۱۳۹۵ به بعد می‌باشد که نشان‌دهنده افزایش سفته‌بازی در بازار مسکن ایران بوده است.

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱. شبیه‌سازی فرآیند تولید چرخه‌ها و لگاریتم قیمت واقعی مسکن بر اساس الگوی تعادلی با وجود سفته-بازی در بازار مسکن

در این قسمت، اثرات سفته‌بازی بر تغییرات قیمت واقعی مسکن شبیه‌سازی شده و قیمت تعادلی مسکن بدست آمده است. فرآیند تولید قیمت واقعی مسکن وابستگی زیادی به مقادیر پارامترهای مدل‌ها خواهد داشت. مقادیر پارامترهای مدل از طریق کالیبراسیون استخراج شده است. پارامترها به گونه‌ای تعیین می‌شوند که ضریب نابرابری تایل۱ که معیاری برای اندازه‌گیری دقت پیش‌بینی یا شبیه‌سازی یک مدل است، حداقل گردد. معیار نابرابری تایل به صورت رابطه (۲۲) محاسبه می‌گردد:

$$Thiel-U=\frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h}\left(y_t-y_t\right)^2/h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h}\left(y_t\right)^2/h}+\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h}\left(y_t\right)^2/h}} \quad (۲۲)$$

(۲۳)

$$\begin{cases}\pi_{t+1}=(1-c-e)\pi_t+\dfrac{f\pi_t-gh\pi_t^3}{1+h\pi_t^2}-d\zeta_t\\ \zeta_{t+1}=e\pi_t+d\zeta_t\end{cases}$$

(۲۴)

$$LPE=\overline{P}=\frac{(1-d)b}{e+c(1-d)}$$

۵-۱-۱. تعیین پارامترهای مدل

1 Theil Inequality Coefficient

مدل (۲۳)، شش پارامتر دارد که عبارتند از: c، e، f، g، h و d. در این پژوهش از لگاریتم قیمت واقعی مسکن برای تعیین پارامترها استفاده شده است. بنابراین، c واکنش قیمت مسکن به تقاضای مصرفی، e واکنش قیمت مسکن به عرضه مسکن، f واکنش قیمت مسکن به تقاضای تکنیکالیست‌ها، g واکنش قیمت مسکن به تقاضای بنیادگراها، h واکنش سهم تکنیکالیست‌ها و بنیادگراها نسبت به تغییرات قیمت مسکن و d سهمی از عرضه مسکن بوده که مستهلک نشده باشد. از آن‌جایی‌که مطالعه‌ای در داخل به شبیه‌سازی سفته‌بازی در بازار مسکن و اثرات آن بر قیمت واقعی مسکن نپرداخته و مطالعاتی هم که در این زمینه وجود دارند، خیلی معتبر و قابل استناد نیستند، بنابراین برای تعیین مقادیر اولیه پارامترهای مدل از مطالعه دیسی و وسترهوف (۲۰۱۲) و برآوردهای محقق استفاده شده و در ادامه مقادیر منطقی آن بدست آمده است. در این پژوهش، در ابتدا یکی از پارامترها متغیر و بقیه ثابت در نظر گرفته شد و بهترین مدل انتخاب گردید و برای همه پارامترها انجام شد و در پایان در بین مدل‌های بهینه، بهترین مدل انتخاب گردید.

۵-۱-۱-۱. وقتی f متغیر باشد.

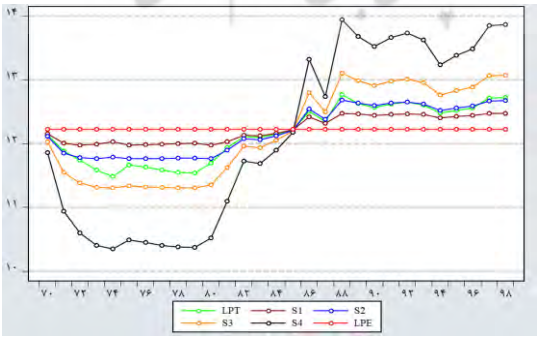
در این حالت، چهار سناریو و چهار مقدار برای پارامتر f در نظر گرفته شده و در نهایت بر اساس معیار تایل، بهترین مدل انتخاب گردیده و سناریو دوم که کمترین معیار تایل را دارد به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

جدول ۲: تعیین مقادیر پارامترها برای f متغیر

پارامتر							تایل
سناریو ۱		۰/	۰/	۰/	۰/		۰/۰۱۰۱
سناریو ۲		۰/	۰/	۰/			۰/۰۰۴۲
سناریو ۳		۰/	۰/	۰/			۰/۰۱۱۸
سناریو ۴		۰/	۰/	۰/			۰/۰۳۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: قیمت‌های شبیه‌سازی شده بر اساس سناریوهای مختلف جدول (۲)



منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۴)، قیمت واقعی مسکن بر اساس چهار سناریو که در آن فقط کشش قیمتی تقاضای برون‌یابانه (تقاضای نمودارگراها) متغیر است، آورده شده و با روند تغییرات قیمت واقعی مسکن (LPT) و قیمت واقعی تعادلی مسکن (LPE) مقایسه شده است. همانطور که نمودار (۴) نشان می‌دهد، هر چه واکنش تقاضای برون-یابانه یا نمودارگراها نسبت به قیمت افزایش می‌یابد، قیمت واقعی مسکن نوسانی‌تر بوده و از مقدار اولیه خودش فاصله بیشتری پیدا می‌کند. از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵، قیمت واقعی مسکن از قیمت تعادلی آن کمتر بوده و از سال ۱۳۸۵ به بعد بیشتر بوده است. بر اساس مبانی تئوریک الگوی تعادلی پویایی‌های، هر چه قیمت واقعی مسکن از قیمت تعادلی آن بیشتر بوده و فاصله زیادی داشته باشد، نقش نمودارگراها در تقاضای مسکن بیشتر بوده و وقتی که قیمت واقعی مسکن از قیمت تعادلی آن کمتر باشد و هر چه فاصله بیشتر شود، نقش بنیادگراها در تقاضای مسکن بیشتر خواهد بود. بنابراین، نمودار (۴) نشان می-دهد که قبل از سال ۱۳۸۵، بیشتر تقاضای سفته‌بازی مسکن از نوع تقاضای بنیادگراها بوده و بعد از سال ۱۳۸۵، بیشتر از نوع تقاضای کوتاه‌مدت یا نمودارگراها بوده است.

بر اساس معیار تایل، سناریو دوم به عنوان مدل بهینه انتخاب گردید که مقادیر پارامترهای h، d، e، c، f، و g به ترتیب برابر ۱، ۰/۵، ۰/۲، ۰/۵، ۱ و ۱ می‌باشد. مقدار کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن ایران (c) برابر ۰/۵ در نظر گرفته شد. لذا وقتی‌که قیمت حقیقی مسکن در ایران یک درصد افزایش یابد، تقاضای مصرفی مسکن به اندازه ۰/۵ درصد کاهش می‌یابد. مقادیر کشش تقاضای بنیادی و تکنیکالی به ترتیب برابر ۱ و ۱ در نظر گرفته شده است. در نتیجه، در این حالت، شدت واکنش نمودارگراها و بنیادگراها به تغییرات قیمت چرخه‌ای برابر است. زیرا تقریباً واکنش بنیادگراها و نمودارگراها به تغییرات قیمت چرخه‌ای در دوره مورد بررسی، نصف بوده است. هنگامی که قیمت واقعی مسکن از قیمت تعادلی یا بنیادی فاصله می‌گیرد (از سال ۱۳۸۵ به بعد)، احتمال افزایش این اختلاف به دلیل واکنش نمودارگراها در مقایسه با بنیادگراها بیشتر می‌شود و برعکس، هنگامی که قیمت تعادلی یا بنیادی از قیمت واقعی مسکن فاصله می-گیرد (از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵)، احتمال کاهش این اختلاف به دلیل واکنش بنیادگراها در مقایسه با نمودارگراها افزایش می‌یابد. کشش قیمتی عرضه مسکن پایین بوده و برابر ۰/۲ انتخاب گردید و مقدار نرخ استهلاک مسکن در این سناریو برابر ۰/۵ تعیین شد.

ضریب h که واکنش سهم تکنیکالیست‌ها و بنیادگراها نسبت به تغییرات قیمت مسکن را نشان می-دهد، در بهینه‌ترین سناریو (۲) برابر ۱ در نظر گرفته شده است. با کوچکتر شدن مقدار این ضریب، سهم تکنیکالیست‌ها از تقاضای سوداگرانه مسکن افزایش یافته و سهم بنیادگراها کم می‌شود. لذا، نتایج نشان می‌دهد که بازیگران اصلی در بازار مسکن ایران دارای تقاضای سوداگرانه از نوع تکنیکالی هستند. بر اساس دیسی و وسترهوف (۲۰۱۲)، سهم نمودارگراها از تقاضای سفته-بازی در بازار مسکن (W) به صورت رابطه زیر است:

$$W_t = \frac{1}{1+h\left(P_t-\overline{P}\right)^2} \qquad (۲۵)$$

نمودار ۵: سهم نمودارگراها در تقاضای مسکن ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

برای شفاف‌تر نمودن این موضوع، سهم نمودارگراها با مقدار h برابر ۱ در دوره مورد مطالعه در نمودار (۵) ارائه شده است. همانطور که نمودار مذکور نشان می‌دهد، در طی دوره مورد مطالعه بیش از ۵۸ درصد تقاضای سوداگری بر اساس تقاضای تکنیکالی شکل گرفته است. که می‌تواند ناشی از تلاطم زیاد قیمت مسکن در ایران باشد.

۵-۱-۱-۲. وقتی g متغیر باشد.

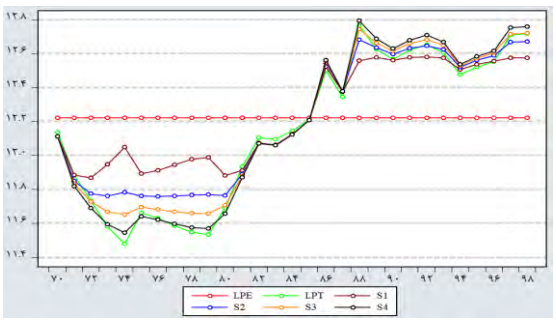
در این حالت، چهار سناریو و چهار مقدار برای پارامتر g در نظر گرفته شده و در نهایت بر اساس معیار تایل، بهترین مدل انتخاب گردیده و سناریو چهارم که کمترین معیار تایل را دارد به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

جدول ۳: تعیین مقادیر پارامترها برای g متغیر

پارامتر	h	d	e	c	f	g	تایل
سناریو ۱	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۲	۰/۰۰۸۵
سناریو ۲	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۱	۰/۰۰۴۲
سناریو ۳	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۰/۵	۰/۰۰۲۴
سناریو ۴	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۰/۱	۰/۰۰۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶: قیمت‌های شبیه‌سازی شده بر اساس سناریوهای مختلف جدول (۳)



منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۶)، قیمت واقعی مسکن بر اساس چهار سناریو که در آن فقط کشش قیمتی تقاضای برگشت به میانگین (تقاضای بنیادگراها) متغیر است، آورده شده و با روند تغییرات قیمت واقعی مسکن (LPT) و قیمت واقعی تعادلی مسکن (LPE) مقایسه شده است. همانطور که نمودار (۶) نشان می‌دهد، هر چه واکنش تقاضای برگشت به میانگین یا تقاضای بنیادگراها نسبت به قیمت افزایش می‌یابد، قیمت واقعی مسکن نوسانی‌تر بوده و از مقدار اولیه خودش فاصله بیشتری پیدا می‌کند. افزایش نوسانات قیمت واقعی مسکن و فاصله آن با قیمت واقعی تعادلی مسکن از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ که بیشتر تقاضای سفته-بازی از نوع تقاضای برگشت به میانگین یا تقاضای بنیادگراها بوده، بیشتر شده و بعد از سال ۱۳۸۵ که قسمت عمده تقاضای سفته‌بازی از نوع نمودارگراها بوده، کمتر است.

بر اساس معیار تایل، سناریو چهارم به عنوان مدل بهینه انتخاب گردید که مقادیر پارامترهای h، d، e، c، f، و g به ترتیب برابر ۱، ۰/۵، ۰/۲، ۰/۵، ۱ و ۰/۱ می‌باشد. مقدار کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن ایران (c) برابر ۰/۵ در نظر گرفته شد. مقادیر کشش تقاضای بنیادی و تکنیکالی به ترتیب برابر ۰/۱ و ۱ انتخاب شد. در نتیجه، شدت واکنش تکنیکالیست‌ها به تغییرات قیمت کنونی و ذاتی مسکن، بیشتر از واکنش بنیادگراها است. به عبارت دیگر، اگر اختلاف قیمت کنونی و ذاتی مسکن یک درصد بیشتر شود، تقاضای بنیادگراها ۰/۱ درصد کم شده و تقاضای تکنیکالیست‌ها ۱ درصد بیشتر می‌شود. کشش قیمتی عرضه مسکن پایین بوده و برابر ۰/۲ انتخاب گردید و مقدار نرخ استهلاک مسکن در این سناریو برابر ۰/۵ تعیین شد. مقدار پارامتر h در بهترین حالت (سناریو ۴) برابر ۱ تعیین گردید.

۵-۱-۱-۳. بررسی نقش پارامترهای f و g در شکل‌گیری سفته‌بازی

با افزایش مقدار پارامتر f را که در مدل بهینه برابر ۱ بود، معیار تایل افزایش پیدا کرد که نشان از دقت کم مدل‌های جدید در تولید چرخه‌های قیمت واقعی مسکن است. از طرفی با بیشتر کردن مقدار پارامتر g از حالت بهینه آن (یعنی ۰/۱)، معیار تایل افزایش یافت که نشان از کم شدن دقت مدل‌های جدید در تولید چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در ایران بود. همانطور که نمودارهای (۴) و (۵) نشان می‌دهند، با افزایش پارامترهای f و g، دامنه نوسانات قیمت واقعی مسکن بیشتر شده است.

۵-۱-۱-۴. وقتی پارامترهای f و g هر دو متغیر باشند.

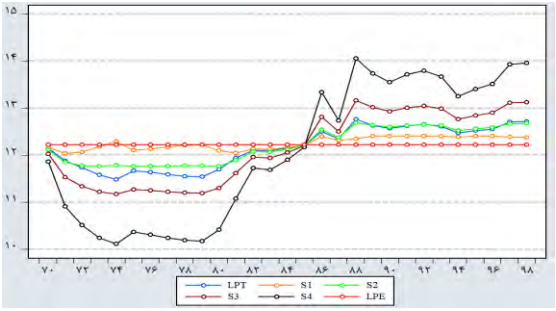
در این حالت، چهار سناریو و چهار مقدار برای پارامترهای f و g در نظر گرفته شده و در نهایت بر اساس معیار تایل، بهترین مدل انتخاب گردیده و سناریو دوم که کمترین معیار تایل را دارد به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

جدول ۴: تعیین مقادیر پارامترها برای f و g متغیر

پارامتر	h	d	e	c	f	g	تایل
سناریو ۱	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۰/۵	۲	۰/۰۱۴۶
سناریو ۲	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۱	۰/۰۰۴۲
سناریو ۳	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۲	۰/۵	۰/۰۱۳۵
سناریو ۴	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۴	۰/۱	۰/۰۴۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار۷: قیمت‌های شبیه‌سازی شده بر اساس سناریوهای مختلف جدول (۴)



منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۷)، قیمت واقعی مسکن بر اساس چهار سناریو که در آن کشش قیمتی تقاضای برگشت به میانگین (تقاضای بنیادگراها) و کشش قیمتی تقاضای برون‌یابانه (تقاضای نمودارگراها) تغییر می‌کند. همانطور که نمودار (۷) نشان می‌دهد، هر چه واکنش تقاضای برگشت به میانگین یا تقاضای بنیادگراها و کشش قیمتی تقاضای برون‌یابانه (تقاضای نمودارگراها) نسبت به قیمت افزایش می‌یابد، قیمت واقعی مسکن از مقدار اولیه خودش فاصله بیشتری پیدا می‌کند. در این حالت که هم پارامتر f و هم پارامتر g متغیر است، نوسانات در قیمت واقعی مسکن بیشتر شده و زمانی که f بیشترین و g کمترین مقدار باشد (سناریو ۴)، قیمت شبیه‌سازی شده بیشترین اختلاف را با قیمت واقعی مسکن داشته است. در این حالت، بهترین مدل، سناریو ۲ با کمترین مقدار تایل می‌باشد که کمترین اختلاف را با قیمت واقعی مسکن داشته است. بر اساس معیار تایل، سناریو دوم به عنوان مدل بهینه انتخاب گردید که مقادیر پارامترهای h، d، e، c، f، و g به ترتیب برابر ۱، ۰/۵، ۰/۲، ۰/۵، ۱ و ۱ می‌باشد.

۵-۱-۱-۵- وقتی پارامترهای c و e متغیر باشند.

در این حالت، چهار سناریو و چهار مقدار برای پارامترهای c و e در نظر گرفته شده و در نهایت بر اساس معیار تایل، بهترین مدل انتخاب گردیده و نتایج آن‌ها در جداول زیر آورده شده است.

جدول ۵: تعیین مقادیر پارامترها برای c متغیر

پارامتر	h	d	e	c	f	g	تایل
سناریو ۱	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۱	۱	۱	۰/۳۴۱۴
سناریو ۲	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۱	۰/۰۰۴۲
سناریو ۳	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۷	۱	۱	۰/۱۶۴۷
سناریو ۴	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۹	۱	۱	۰/۴۲۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶: تعیین مقادیر پارامترها برای e متغیر

پارامتر	h	d	e	c	f	g	تایل
سناریو ۱	۱	۰/۵	۰/۵	۰/۵	۱	۱	۰/۶۱۵۱
سناریو ۲	۱	۰/۵	۰/۳	۰/۵	۱	۱	۰/۱۵۲۶
سناریو ۳	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۱	۰/۰۰۴۲
سناریو ۴	۱	۰/۵	۰/۱	۰/۵	۱	۱	۰/۱۷۶۸

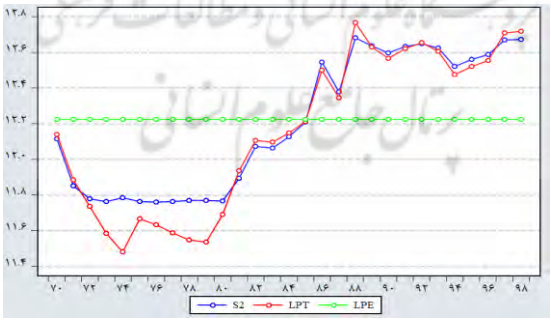
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶: تعیین مقادیر پارامترها برای c و e متغیر

پارامتر	h	d	e	c	f	g	تایل
سناریو ۱	۱	۰/۵	۰/۵	۰/۱	۱	۱	۰/۱۲۹۳
سناریو ۲	۱	۰/۵	۰/۳	۰/۵	۱	۱	۰/۱۵۲۶
سناریو ۳	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۶	۱	۱	۰/۱۶۴۷
سناریو ۴	۱	۰/۵	۰/۱	۰/۷	۱	۱	۰/۱۱۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۸: قیمت شبیه‌سازی شده بر اساس سناریو۲ جدول (۵) و سناریو۳ جدول (۶)



منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۸)، قیمت واقعی مسکن بر اساس مدل بهینه (سناریو۲ جدول (۵) و سناریو۳ جدول (۶)) که در آن کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن (c) و کشش قیمتی عرضه مسکن (e) به صورت جداگانه تغییر می‌کنند، آورده شده است. همانطور که نمودار (۸) نشان می‌دهد، در فاصله سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۰، قیمت واقعی مسکن با قیمت واقعی شبیه‌سازی شده بیشترین اختلاف

را داشته و در طول سال‌های دیگر، اختلاف زیادی وجود ندارد. این امر بیان می‌کند که دقت پیش‌بینی مدل بهینه بالا بوده و یا با کمترین خطا همراه بوده است. بر اساس معیار تایل، سناریو دوم در جدول (۵) و سناریو سوم در جدول (۶) به عنوان مدل بهینه انتخاب گردیدند که مقادیر پارامترهای h، d، e، c، f، و g به ترتیب برابر ۱، ۰/۵، ۰/۲، ۰/۵، ۱ و ۱ می‌باشد. کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن و کشش قیمتی عرضه مسکن در مدل بهینه به ترتیب برابر ۰/۵ و ۰/۲ تعیین شده است که با واقعیات بازار مسکن ایران سازگار بوده، یعنی هر یک درصد افزایش در قیمت واقعی مسکن، تقاضای مصرفی مسکن ۰/۵ درصد کاهش و عرضه مسکن ۰/۲ افزایش پیدا می‌کند. در کوتاه‌مدت عرضه مسکن کشش‌ناپذیر بوده و در انتخاب مدل بهینه که کشش قیمتی عرضه مسکن برابر ۰/۲ شده، کشش-ناپذیری عرضه مسکن تایید گردیده است.

نمودار ۹: قیمت شبیه‌سازی شده بر اساس سناریو۴ جدول (۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۹)، قیمت واقعی مسکن بر اساس مدل بهینه (سناریو۴) جدول (۷) که در آن تغییرات کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن (c) و کشش قیمتی عرضه مسکن (e) به طور همزمان در نظر گرفته شده است. بر اساس نمودار (۹) مشخص است که در فاصله سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰، قیمت واقعی مسکن با قیمت واقعی شبیه‌سازی شده بیشترین اختلاف را داشته و بعد از آن در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹ و ۱۳۹۷ به بعد اختلاف قیمت واقعی مسکن با قیمت واقعی شبیه‌سازی شده بیشتر بوده است. بر اساس معیار تایل، سناریو چهارم در جدول (۷) به عنوان مدل بهینه تعیین شد که مقادیر پارامترهای h، d، e، c، f، و g به ترتیب برابر ۱، ۰/۵، ۰/۱، ۰/۷، ۱ و ۱ می‌باشد. کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن و کشش قیمتی عرضه مسکن در مدل بهینه به ترتیب برابر ۰/۷ و ۰/۱ تعیین شده است، یعنی هر یک درصد افزایش در قیمت واقعی مسکن، تقاضای مصرفی مسکن ۰/۷ درصد کاهش و عرضه مسکن ۰/۱ افزایش پیدا می‌کند.

۵-۱-۱-۶. مدل پایه

در نهایت، در بین تمام سناریوهای مختلف بهینه، بهینه‌ترین سناریو بر اساس معیار تایل انتخاب گردید و به عنوان مدل پایه و اصلی انتخاب شد. این مدل بهترین مدلی است که می‌تواند تغییرات قیمت واقعی مسکن را توضیح دهد. پارامترهای این مدل در جدول (۸) آورده شده است.

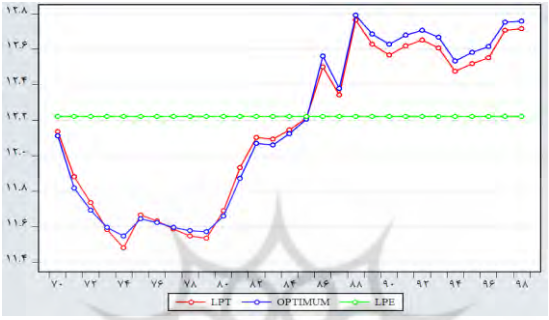
جدول (۸): تعیین مقادیر پارامترها برای مدل پایه

پارامتر	h	d	e	c	f	g	تایل
مدل پایه	۱	۰/۵	۰/۲	۰/۵	۱	۰/۱	۰/۰۰۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۸) نشان داده شده است، در بهترین حالت، مقادیر پارامترهای c، f، g، h، d و e به ترتیب برابر ۰/۵، ۱، ۰/۱، ۱، ۰/۵ و ۰/۲ می‌باشد. نمودار (۹)، قیمت واقعی شبیه‌سازی شده مسکن در ایران با استفاده از مدل پایه را در مقایسه با قیمت واقعی مسکن در ایران را نشان می‌دهد.

نمودار (۱۰): قیمت شبیه‌سازی شده بر اساس مدل پایه جدول (۸)



منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که نمودار (۱۰) نشان می‌دهد، مدل پایه در بین تمامی سناریوهای مختلف، تغییرات قیمت واقعی مسکن در ایران را به بهترین نحو ممکن توضیح داده است و قیمت واقعی شبیه‌سازی شده مسکن در ایران اختلاف کمی با قیمت واقعی مسکن دارد. مقدار کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن در ایران برابر ۰/۵ تعیین شد. بنابراین، ۱ درصد افزایش قیمت مسکن، منجر به ۰/۵ کاهش تقاضای واقعی و مصرفی مسکن ایران خواهد شد. کشش قیمتی عرضه مسکن برابر ۰/۲ تعیین شد که هر یک ۱ درصد افزایش در قیمت واقعی مسکن، عرضه مسکن فقط ۰/۲ افزایش خواهد یافت. مقادیر کشش قیمتی تقاضای بنیادی و تکنیکالی به ترتیب برابر ۰/۱ و ۱ انتخاب شد. بنابراین، وقتی‌که در نتیجه، هنگامی که اختلاف قیمت حقیقی مسکن از قیمت ذاتی آن بیشتر شود، با توجه به واکنش بالای تکنیکالیست‌ها نسبت به بنیادگراها، قیمت واقعی مسکن افزایش می‌یابد. مقدار پارامتر h در بهترین حالت برابر ۱ انتخاب شد.

۶- نتیجه‌گیری

نوسانات قیمت مسکن و اثرات آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به مسائل کلیدی برای سیاست-گذاران اقتصادی و قرار دادن اقتصاد در روند رشد با ثبات بلندمدت تبدیل شده است. مسکن به عنوان یکی از نیازهای اساسی بشر، نقش مهمی در کیفیت زندگی و شاخص‌های رفاهی جامعه دارد. تامین مسکن مناسب جزء اهداف و دغدغه‌های اصلی خانوارها بوده و همواره بخش قابل توجهی از تلاش های خانوارها و دولت‌ها برای دستیابی به مسکن مناسب معطوف می‌گردد.

در این پژوهش، به بررسی پویایی‌های رفتار سفته-بازی در بازار مسکن ایران برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداخته شده است. در ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات چرخه‌های لگاریتم قیمت واقعی مسکن استخراج گردید و نتایج نشان داد که سه رکود و سه رونق ناشی از تغییرات انتظارات عوامل (سه چرخه) وجود دارد. در ادامه با استفاده از یک الگوی تعادلی که در فصل دوم به طور

کامل توضیح داده شد، فرآیند تولید چرخه‌ها و لگاریتم قیمت واقعی مسکن با وجود سفته‌بازی در بازار مسکن بر اساس سناریوهای مختلف شبیه‌سازی گردید و سپس بر اساس معیار تایل بهترین سناریو انتخاب شد. الگوی تعادلی (۱-۴) شش پارامتر دارد که عبارتند از: c کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن، e کشش قیمتی عرضه مسکن، f کشش قیمتی تقاضای برون‌یابانه (تقاضای نمودارگراها)، g کشش قیمتی تقاضای برگشت به میانگین (تقاضای بنیادگراها)، h حساسیت سهم نمودارگراها و بنیادگراها نسبت به تغییرات قیمت و d سهمی از عرضه مسکن بوده که مستهلک نشده باشد. برای تعیین مقادیر اولیه پارامترهای مدل از مطالعه دیسی و وسترهوف (۲۰۱۲) و برآوردهای محقق استفاده شده است. در بین سناریوهای مورد بررسی، سناریو بهینه بر اساس معیار تایل انتخاب گردید و در بین سناریوهای بهینه، بهترین سناریو که همان مدل پایه می‌باشد، انتخاب شده است. مدل پایه در بین تمامی سناریوهای مختلف، تغییرات قیمت واقعی مسکن در ایران را به بهترین نحو ممکن توضیح داده است و قیمت واقعی شبیه‌سازی شده مسکن در ایران اختلاف کمی با قیمت واقعی مسکن دارد. بر اساس مدل پایه، پارامتر d در تمام سناریوها برابر ۰/۵ و مقدار کشش قیمتی تقاضای مصرفی مسکن در ایران برابر ۰/۵ تعیین شد. کشش قیمتی عرضه مسکن برابر ۰/۲ تعیین شد. مقادیر کشش قیمتی تقاضای برگشت به میانگین و تقاضای برون‌یابانه به ترتیب برابر ۰/۱ و ۱ تعیین گردید. مقدار ضریب h در حالت بهینه برابر ۱ در نر گرفته شده است. که هر چه مقدار این ضریب کمتر شود، سهم تکنیکالیست‌ها بیشتر شده و سهم بنیادگراها کم می‌شود. بر اساس پارامتر h، مشخص گردید که بیشتر از ۵۸ درصد تقاضای سفته‌بازی از نوع تقاضای برون‌یابانه و بی‌ثبات‌کننده بوده است.

بر اساس مطالعه رزبان و خدادادکاشی (۱۳۹۳)، تقاضای سفته‌بازی تأثیر قابل ملاحظه‌ای در ایجاد نوسان‌های قیمتی در بازار مسکن دارد و موجب بروز دوره های رونق و رکود قیمتی در این بازار می‌گردد که این نتیجه موافق با نتایج این پژوهش می‌باشد. قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸) در مقاله‌ای پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) را بررسی کردند که نتایج مطالعه آن‌ها تقریباً موافق نتایج این پژوهش بود که یک هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی وجود دارد. مالپزی و واچر (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای بر نقش سفته‌بازی در ایجاد نوسان های بازار مسکن تمرکز نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که سفته‌بازی در بازار املاک و مستغلات عامل ایجاد نوسان در این بازار است که موافق با نتایج برآوردی این پژوهش می‌باشد. دیسی و وسترهف (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به نتیجه‌ای مشابه با نتایج این پژوهش رسیدند که تغییر نسبی سهم متقاضیان با انتظارهای متفاوت در طول زمان، باعث ایجاد سیکل‌های ادواری در بازار مسکن ایران شده است. وانگ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای پویایی‌های رفتار سفته‌بازی و حباب وام‌های رهنی در بازار مسکن چین را بررسی کرده است که نتایج آن موافق با نتایج این پژوهش می‌باشد. ژنگ و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به نتیجه‌ای موافق با نتایج این پژوهش دست یافتند که رفتار سفته‌بازی سرمایه‌گذاران عامل مهمی در توضیح تحول و پویایی قیمت مسکن است. گائو و همکاران (۲۰۲۰) سازگاری اقتصادی و سفته‌بازی در بازار مسکن را بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که سوداگری در بخش مسکن، بیشتر بر اساس تغییرات قیمت مسکن در دوره گذشته شکل گرفته و نه تنها باعث افزایش قیمت مسکن و افزایش ساخت و ساز مسکن در دوره رونق مسکن شده، از طرفی باعث شدیدتر شدن رکود در بخش مسکن گردیده است که موافق با نتایج این پژوهش نمی‌باشد.

۱-۶- پیشنهادهای سیاستی

- ورود تقاضای سفته‌بازی یا به عبارتی خرید با انگیزه کسب سود در کوتاه‌مدت، مهم‌ترین عامل ایجاد نوسان در بازار مسکن است که علاوه بر بهم ریختگی بازار، می‌تواند خسارات جبران‌ناپذیر و آثار سوء اجتماعی به

دنبال داشته باشد. مثلاً، بالا رفتن بیش از اندازه قیمت مسکن می‌تواند گروه‌های کم درآمد و متقاضیان واقعی مسکن را که در جستجوی تامین سرپناه برای خانواده خود می‌باشند، از بازار خارج کند. هم‌چنین سازندگان مسکن را ترغیب می‌کند تا واحدهای احداثی را مطابق میل سفته-بازان به طوری که بیشترین سودآوری را داشته باشد، بسازند که این خود موجب عدم تطابق الگوی عرضه با تقاضای مسکن شده و در نتیجه بیرون راندگی گروه‌های کم درآمد از بازار را به دنبال دارد. افزایش ورود تقاضای سفته‌بازانه به بازار، سودآوری بازار را افزایش داده و در نتیجه سرمایه را از سایر بازارها به سوی بخش مسکن سرازیر می‌کند؛ به ویژه این امر در شرایط نبود بازارهای مطمئن برای سرمایه‌گذاری تشدید می‌شود و موجبات سفته‌بازی در بازار مسکن و بالا رفتن قیمت مسکن را فراهم می‌کند. تغییرات قیمت مسکن زیان‌های اجتماعی بر خانوارها وارد می‌سازد و سبب کاهش و یا تاخیر در تقاضای موثر مسکن می‌شود که لازم است سیاست‌گذاری مناسبی در این زمینه انجام گیرد.

۷- منابع

خدادکاشی، فرهاد و رزبان، نرگس. (۱۳۹۳). نقش سفته-بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال بیست و دوم، شماره ۷۱، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۲۸-۵.

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

عباسیان، عزت‌اله. نصیرالاسلامی، ابراهیم و روشنی، کلثوم. (۱۳۹۷). تحلیل اثر شوک بازار مسکن بر تنگنای اعتباری در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۸۷، سال ۲۶، ص ۷۵-۴۷.

منوچهری صلاح الدین، قلی زاده علی اکبر. واکنش سفته بازی در بازار مسکن به شوک های برونزا در ایران. پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). ۱۴۰۱; ۲۲ (۲) :۱۸۵-۲۱۶.

قلی‌زاده، علی اکبر. منوچهری، صلاح الدین و فاطمی زردان، یعقوب. (۱۴۰۰). الگوسازی سفته‌بازی در بازار مسکن شهر تهران، دوره ۱۲، شماره ۴، صفحه ۱۳۷-۱۷۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر، (۱۳۸۸). حباب قیمت مسکن و مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی بر بخش مسکن در نقاط شهری ایران. دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی.

قلی‌زاده، علی اکبر و عسگری، مهدی. (۱۳۹۸). نابرابری درآمد و استطاعت خرید مسکن در ایران. رساله دکتری دانشگاه بوعلی سینا.

قلی‌زاده، علی اکبر و نوروزی‌نژاد، مریم. (۱۳۹۸). پویایی-های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۳۶.

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

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.

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

Dieci, R., & Westerhoff, F. (2012). A simple model of a speculative housing market. Journal of Evolutionary Economics, 22(2), 303-329.

Gao, Z., Sockin, M., & Xiong, W. (2020). Economic consequences of housing

Roehner, B. M. (1999). Spatial analysis of real estate price bubbles: Paris, 1984–1993. Regional science and urban economics, 29(1), 73-88.

Zheng, M., Wang, H., Wang, C., & Wang, S. (2017). Speculative behavior in a housing market: Boom and bust. Economic Modelling, 61, 50-64.

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.

Wang, S. (2013). Dynamic speculative behaviors and mortgage bubbles in the real estate market of mainland China. Journal of Finance and Investment Analysis, 1(1), 1-54.

speculation. The Review of Financial Studies, 33(11), 5248-5287.

Malpezzi, S., & Wachter, S. (2005). The role of speculation in real estate cycles. Journal of Real Estate Literature, 13(2), 141-164.

Malpezzi, S, & M. Wachter, S. (2002). The Role of Speculation in Real Estate Cycles. The Center for Urban Land Economics Research, University of Wisconsin.

Nam, T. Y., & Oh, S. (2020). Non-recourse mortgage law and housing speculation. Available at SSRN 2316539.

Priestley, M.B., 1981. Spectral Analysis and Time series. Academic Press, New York.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی