

## بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران

سیدمحمد رضا سیدنورانی\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۴/۱۱

### چکیده

این مقاله به بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی در بازار مسکن مناطق شهری ایران می‌پردازد. برای این منظور ابتدا مدل مناسب برای تبیین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن طراحی و سپس، به روش GMM برای دوره ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:۴ برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه‌های 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. اگر قیمت دوره قبل مسکن را شاخص تقاضای سفته‌بازی و تغییرات جمعیت، تغییرات تولید ناخالص داخلی و بازدهی سایر بازارها را شاخص تقاضای مصرفی مسکن در نظر بگیریم، سهم تقاضای سفته‌بازی در توضیح تغییرات شاخص قیمت مسکن  $6/8$  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 به‌عنوان اختلاف قیمت واقعی مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن، نتایج نشان می‌دهد که در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۹۱ به ترتیب حدود  $17/8$ ،  $26/3$  و  $56/6$  درصد از رشد فصلی شاخص قیمت را می‌توان به عوامل مقطعی و روانی بازار یا به حباب قیمت مسکن منسوب کرد.

طبقه‌بندی JEL: E31, D84, R31

کلیدواژه‌ها: قیمت مسکن، سفته‌بازی، حباب قیمت، مناطق شهری.

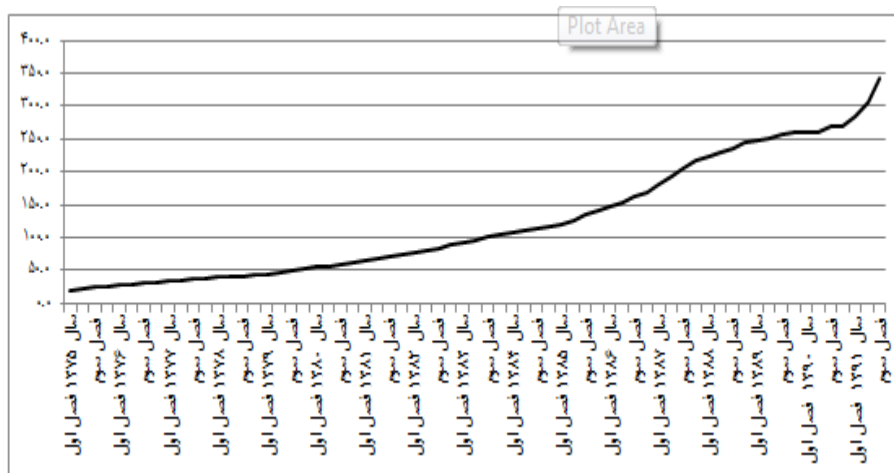
---

\* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی: seyednourani@atu.ac.ir

### ۱- مقدمه

مسئله تأمین مسکن همواره یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی ایران در کنار مسایلی مانند کاهش نرخ تورم و بیکاری و افزایش رشد اقتصادی بوده است. در موضوع مسکن نیز به‌طور معمول مهم‌ترین چالش موجود کنترل قیمت مسکن بوده است. رشد شتابان قیمت مسکن، به‌خصوص در برخی دوره‌های زمانی، چشم‌انداز تأمین مسکن را برای طبقات متوسط درآمدی و پایین‌تر مبهم کرده است. اگرچه با وجود رشد جمعیت در چند دهه گذشته و ورود بخش قابل توجهی از جمعیت به سن ازدواج، رشد مثبت شاخص قیمت مسکن در اقتصاد ایران طبیعی به نظر می‌رسد، شتاب رشد این شاخص، به‌خصوص در برخی دوره‌های زمانی، به نحوی بوده است که به نظر نمی‌رسد تنها ناشی از افزایش تقاضای مصرفی برای مسکن باشد. کمتر تحلیلگر بازار مسکنی را در ایران می‌توان یافت که به وجود تقاضای سفته‌بازی در این بازار اذعان نداشته باشد. نمودار شماره ۱، شاخص قیمت مسکن و نمودار شماره ۲، درصد تغییرات آن را در ایران (به صورت فصلی) نشان می‌دهد.

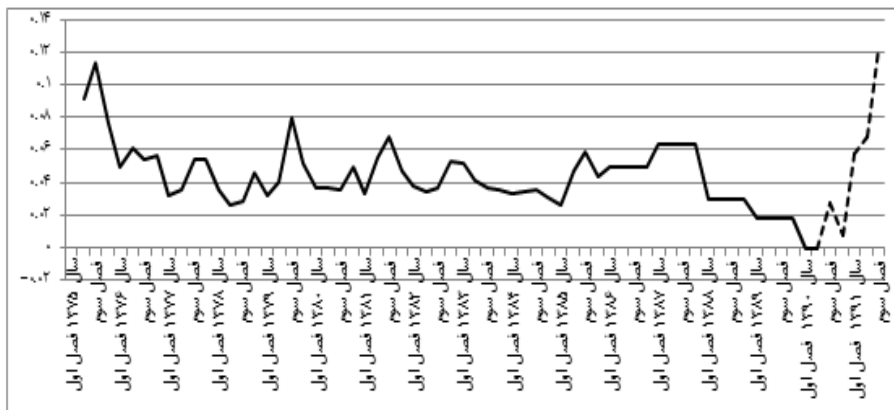
نمودار ۱- روند شاخص قیمت مسکن در ایران



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۵۱

نمودار ۲- تغییرات شاخص قیمت مسکن در ایران (درصد)



مأخذ: همان.

در دوره مورد بررسی (۱۳۹۱:۳-۱۳۷۵:۱) رشد مثبت قیمت مسکن همواره وجود داشته، اما در برخی دوره‌ها این رشد دارای شتاب بیشتری بوده است. به نظر می‌رسد تقاضای سفته‌بازی مسکن در این دوره‌ها بیشترین سهم را در افزایش قیمت آن داشته و در نتیجه، احتمال وجود حباب قیمت در این دوره‌ها بیش از دوره‌های دیگر است. همان‌طور که نمودار شماره ۲، نشان می‌دهد، آخرین مورد رشد پرشتاب قیمت مسکن از اواسط سال ۱۳۹۰ آغاز شده و تا پایان فصل سوم ۱۳۹۱ (که داده‌های شاخص قیمت مسکن در دسترس بوده است) ادامه داشته است که احتمال وجود حباب را در بازار مسکن تداعی می‌کند.

این مقاله می‌کوشد، ضمن بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران، سهم تقاضای سفته‌بازی از کل تقاضای این بازار را مشخص کند. علاوه بر این، بررسی وجود حباب قیمت در دوره‌های مختلف، هدف دیگری است که در این مقاله پی‌گیری می‌شود، به‌خصوص وجود حباب قیمت مسکن و میزان آن از سال ۱۳۹۰ هدفی است که در این مقاله به صورت ویژه مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس این، در ادامه مقاله، ابتدا عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و سهم تقاضای سفته‌بازی در تعیین قیمت مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس، با ارائه مدلی، وجود حباب در بازار مسکن ایران، بررسی می‌شود. در نهایت، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- قیمت مسکن و سهم تقاضای سفته‌بازی

### ۱-۲- بررسی ادبیات موضوع

سه روش کلی برای برآورد قیمت مسکن وجود دارد: رویکرد قیمت هدانیک<sup>۱</sup>، رویکرد مدل‌سازی پیش‌بینی قیمت حقیقی مسکن<sup>۲</sup> و رویکرد متعارف تحلیل رگرسیونی<sup>۳</sup>. مدل‌های قیمت هدانیک بیشتر متوجه اندازه‌گیری ارزش هر یک از ویژگی‌های خاص واحدهای مسکونی از منظر بازار است. این رویکرد، مسکن را به‌عنوان بسته‌ای از ویژگی‌های متفاوت در نظر می‌گیرد که در مجموع یک واحد مسکونی را شکل می‌دهند.

تابع قیمت هدانیک از طریق رگرس کردن اجاره یا قیمت مسکن روی ویژگی‌های مختلف مسکن به‌عنوان متغیرهای مستقل برآورد می‌شود. مشتق‌های جزئی این توابع نسبت به هر یک از ویژگی‌های مسکن همان قیمت‌های هدانیک هستند. در ایران مطالعاتی مانند وارثی و موسوی (۱۳۸۹)، اکبری و همکاران (۱۳۸۳) و عسگری و قادری (۱۳۸۱) با استفاده از این رویکرد، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن را مورد بررسی قرار داده‌اند.

رویکرد دوم از مدل‌های پیش‌بینی سری زمانی مانند خودرگرسیون برداری (VAR)، خودرگرسیون انباشته میانگین متحرک (ARIMA) یا خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده می‌کند. فرض اصلی در این مدل‌ها آن است که تغییرات آتی قیمت مسکن به رفتار گذشته قیمت بستگی دارد.

متغیر وابسته در مدل‌های ARIMA قیمت کنونی مسکن و متغیرهای توضیحی قیمت دوره‌های قبلی هستند. مزیت استفاده از مدل‌های اخیر آن است که برآوردهای کوتاه‌مدت دقیق‌تری از قیمت‌های آتی ارائه می‌دهند و ایراد مهم آنها در این است که نمی‌توان در این مدل‌ها هیچ متغیر توضیحی دیگری به‌جز وقفه‌های قیمت مسکن به مدل اضافه کرد. بنابراین، این مدل‌ها تنها برای تحلیل رفتاری قیمت مسکن و سیاست‌گذاری مفید هستند. با توجه به این محدودیت و وابستگی قیمت مسکن به عوامل متعدد، در کمتر مطالعه‌ای در ایران از این روش برای برآورد قیمت مسکن استفاده شده است.

---

1- The Hedonic Price Approach

2- The Real Estate Forecasting Modeling Approach

3- The Traditional Regression Analysis Approach

### بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۵۳

مدل خودرگرسیون برداری (VAR) روش مناسبی برای رفع نقیصه یادشده از طریق ترکیب مدل‌های ARIMA با مدل‌های معادلات ساختاری متداول است. از این‌رو، در مدل‌های VAR فرض بر آن است که همه متغیرها درون‌زا هستند و تغییرات هر یک از متغیرها نه تنها تابعی از وقفه‌های آن متغیر، بلکه تابعی از تغییرات سایر متغیرها نیز هست. بنابراین، با توجه به تعداد بیشتر وقفه‌های زمانی متغیرها، در این مدل‌ها درجه‌های آزادی بیشتری از دست می‌رود و نیازمند داده‌های آماری در یک دوره بلندتر است. در صورت محدودیت داده‌ها، اعتبار این نوع مدل‌ها با تردید مواجه می‌شود.

نکته مهم دیگر آن است که در این مدل‌ها فرض بر آن بوده که همه متغیرها ایستا هستند. در صورتی که بعضی از متغیرها این شرایط را نداشته باشند، باید از طریق فرآیند تفاضل‌گیری ایستا شوند. این فرآیند خود، سبب از دست رفتن اطلاعات ارزشمندی می‌شود. عیب دیگر مدل‌های VAR آن است که نمی‌توان در هر بار برآورد، متغیرهای زیادی را در آن وارد کرد. از این‌رو، ممکن است مدل‌های VAR بهترین ابزار برای مطالعه رفتار بازار مسکن و در نتیجه، آثار سیاست‌گذاری‌ها بر این بازار نباشند. با این حال، مطالعات مختلفی در ایران از این مدل‌ها برای تحلیل بازار مسکن استفاده کرده‌اند (شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱)، قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۰)، حیدری و سوری (۱۳۸۹)). این مطالعات رابطه ساختاری بین قیمت حقیقی مسکن و متغیرهای کلان اقتصادی مانند نقدینگی، تسهیلات بانکی، نرخ سود بانکی، درآمد نفتی و هزینه‌های ساخت‌وساز را در قالب یک مدل VAR مورد بررسی قرار داده‌اند.

مدل‌های سری زمانی ARDL از جمله مدل‌هایی هستند که بارها در مطالعات مربوط به قیمت مسکن در اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گرفته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به: اصلانی و خسروی (۱۳۹۱)، آرام و همکاران (۱۳۹۰)، صباغ کرمانی و همکاران (۱۳۸۹)، قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۸) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) اشاره کرد. دلیل استفاده بیشتر از این مدل‌ها در اقتصاد ایران به مزیت ویژه آن که با برخی ویژگی‌های اقتصاد ایران سازگاری دارد، برمی‌گردد. مدل‌های ARDL این ویژگی را دارند که در شرایط خاصی اگر متغیرهای مدل همگی هم‌انباشته از یک درجه نباشند (مسئله‌ای که بارها در داده‌های اقتصاد ایران مشاهده می‌شود)، می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرها را با استفاده از این مدل بدون توجه به ناهمسانی درجه هم‌انباشتگی متغیرها بررسی کرد. با این حال، مطالعه محمدی (۱۳۹۰)، نشان می‌دهد که برداشت صحیحی از کاربرد

مدل‌های ARDL در ایران وجود ندارد و در بیشتر موارد به اشتباه از این مدل در اقتصاد ایران استفاده شده است.

در نهایت، تعداد زیادی از مطالعات وجود دارند که به بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در قالب مدل‌های رگرسیونی متعارف پرداخته‌اند. این مطالعات به‌طور عموم دو هدف را دنبال کرده‌اند؛ هدف اول به‌طور معمول آزمون برخی فرضیات مرتبط با رفتار بازار مسکن یا رفتار تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی بوده است؛ برای مثال، تابع تقاضایی برای آزمون این فرضیه که کشش قیمتی تقاضای مسکن یک است یا خیر، برآورد می‌شود. در این مثال ساده، یک مدل رگرسیونی با یک معادله یا تعداد محدودی از معادلات هم‌زمان برآورد می‌شوند. هدف دیگر آن است که عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن از طریق برآورد پارامترهای مرتبط مشخص و از آنها به‌منظور تحلیل آثار سیاستی و پیش‌بینی قیمت و تقاضای مسکن استفاده شود. اندازه مدل در مطالعات مختلف، متفاوت است. بسته به هدف تحقیق، مدل می‌تواند تک‌معادله‌ای یا مشتمل بر تعداد زیادی از معادلات هم‌زمان باشد. در ایران مطالعاتی مانند مطالعه خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱)، عباسی نژاد و یاری (۱۳۸۸)، اکبری و توسلی (۱۳۸۷) و درکوش و رحیمیان (۱۳۸۹) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی متعارف نشان داده‌اند که در اقتصاد ایران عواملی مانند مخارج مصرفی بخش خصوصی، موجودی مسکن، قیمت زمین، هزینه ساخت، اعتبارات بانکی، نقدینگی، درآمدهای نفتی و درآمد خانوارها بر قیمت مسکن تأثیر دارند.

## ۲-۲- مدلی برای سفته‌بازی مسکن

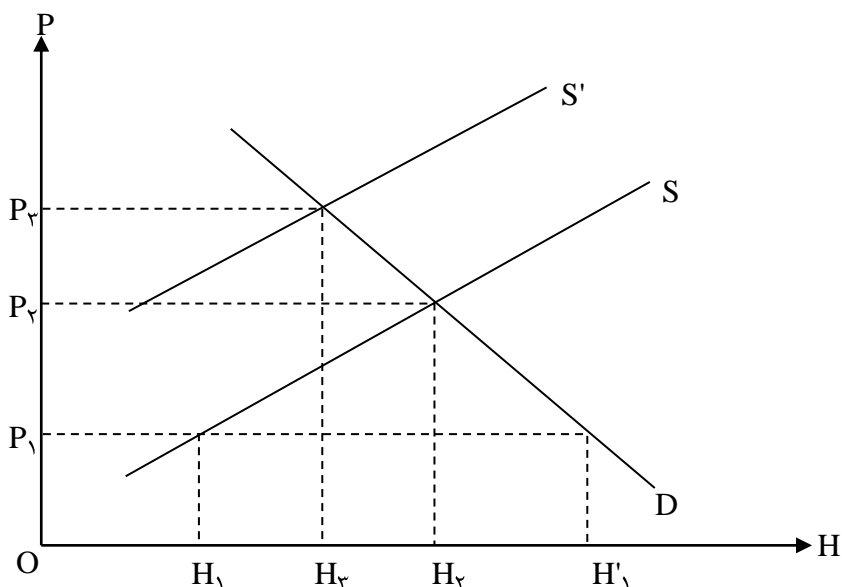
در این مطالعه بنابه چند دلیل از یک مدل رگرسیونی متعارف استفاده می‌شود؛ نخست اینکه از نادیده گرفتن برخی اطلاعات ارزشمند که به‌طور معمول در مدل‌های ARIMA، VAR و ARDL صورت می‌گیرد، جلوگیری شود. دوم آنکه، نمی‌توان در مدل‌های ARIMA، VAR و ARDL تعداد زیادی از متغیرهای سیاستی و بازاری را که توضیح دهنده قیمت‌های مسکن هستند، مورد استفاده قرار داد.

مدل این تحقیق مبتنی بر نظریات فشار هزینه و مازاد تقاضا در بازار مسکن است و به تبعیت از چونگ و وون<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) مورد استفاده قرار می‌گیرد. نمودار شماره ۳، این نکته را نشان می‌دهد. فرض کنید  $P_1$  قیمت مسکن در زمان  $t$  است و در این سطح قیمت، مقدار تقاضای مسکن  $OH_2$  و

بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۵۵

مقدار عرضه  $OH_1$  باشد. بنابراین، مازاد تقاضا به صورت  $OH_1 - OH_1 = H_1 H'_1$  خواهد بود. اگر بازار به صورت نرمال (طبیعی) رفتار کند، قیمت به صورت پیوسته افزایش خواهد یافت تا به قیمت تعادلی  $P_2$  در زمان  $t+1$  برسد. همچنین فرض کنید هزینه مسکن در نتیجه افزایش هزینه مصالح ساختمانی (به‌عنوان یک نهاده ساخت مسکن) افزایش یابد. این مسأله منحنی عرضه مسکن را از  $S$  به  $S'$  به سمت بالا جابه‌جا خواهد کرد، به نحوی که تعادل در قیمت  $P_3$  برقرار شود. در نتیجه، قیمت مسکن از  $P_1$  به  $P_3$  افزایش می‌یابد و اختلاف بین  $P_2$  و  $P_3$  منبث از مازاد تقاضا و اختلاف  $P_3$  و  $P_2$  ناشی از فشار هزینه خواهد بود. از این‌رو، فرض بر آن است که صعود قیمت مسکن ناشی از فشار هم‌زمان دو دسته عوامل طرف تقاضا و طرف هزینه باشد.

نمودار ۳- سازوکار افزایش قیمت مسکن



مأخذ: چونگ و وون، ۲۰۰۹.

این مدل را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$p = f(D_N, D_S, C, S) \quad (1)$$

که در آن،  $p$  قیمت مسکن بوده که تابعی از تقاضای مصرفی ( $D_N$ )، تقاضای سفته‌بازی ( $D_S$ )، هزینه ساخت مسکن ( $C$ ) و میزان عرضه مسکن ( $S$ ) است. در مدل استفاده شده، فرض بر این است که متقاضیان مسکن شامل دو گروه مصرف‌کنندگان و سفته‌بازها هستند. همچنین فرض شده است تقاضای مصرفی به درآمد جاری خانوارها (تغییرات تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری، GDP)، تغییرات جمعیت (POP) و بازده سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده، (INF))<sup>۱</sup> بستگی دارد. مادامی که درآمد خانوارها و جمعیت افزایش و بازده سایر بازارها کاهش می‌یابد، مصرف‌کنندگان مسکن، درآمد افزایش یافته و منابع حاصل از فروش دارایی‌های خود در سایر بازارها را صرف خرید مسکن برای زندگی در آن خواهند کرد. از سوی دیگر، متقاضیان سفته‌بازی مسکن زمانی اقدام به خرید مسکن می‌کند که انتظار افزایش قیمت مسکن را داشته باشند، بنابراین از قیمت دوره قبل ( $p(-1)$ ) به‌عنوان شاخصی برای تخمین تقاضای سفته‌بازی استفاده می‌شود.<sup>۲</sup>

برای وارد کردن عوامل طرف عرضه از تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده در هر دوره (PSH) و هزینه ساخت هر مترمربع ساخت ساختمان (CC) استفاده شده است. پس از بررسی پایایی متغیرها و استخراج وقفه بهینه با استفاده از شاخص‌های آکایکه و شوارتز، در این مقاله مدل زیر برای ارزیابی عوامل ساختاری مؤثر بر قیمت مسکن استفاده شد.

$$P_t = c_0 P_{t-1} + c_1 CC_{t-1} + c_3 INF_{t-1} + c_4 D(GDPCUR)_t + c_5 D(POP)_t + c_6 PSH_{t-1} \quad (2)$$

۱- با توجه به شرایط رفتاری عوامل اقتصادی در ایران که طی آن سوق نقدینگی به بازارهایی مانند طلا یا کالاهای سرمایه‌ای به‌منظور کسب سود مرسوم بوده و اندازه بازارهای مالی رسمی مانند بورس و اوراق مشارکت بسیار محدود است، استفاده از تورم به‌عنوان شاخصی برای بازده بازار توجیه‌پذیر است. با این حال، با توجه به احتمال وجود هم‌خطی بین تورم و قیمت مسکن دوره قبل (به سبب آنکه شاخص بهای مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوخت‌ها جزئی از شاخص قیمت مصرف‌کننده است)، در اینجا از رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده منهای شاخص بهای مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوخت‌ها که آن را رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده می‌نامیم (به‌جای تورم) استفاده شده است.

۲- مسأله حباب مسکن به‌طور ویژه یکی از موضوع‌های مورد توجه کشورهای شرق آسیا از جمله کره جنوبی، هنگ‌کنگ، چین و ژاپن است. از جمله مطالعات خارجی که برای محاسبه حباب قیمتی از این روش استفاده کرده‌اند، می‌توان به مطالعات بلانچارد و ویستون (۱۹۸۳)، شن، هوی و لیو (۲۰۰۶)، هوی و یویی (۲۰۰۶) و چونگ و وون (۲۰۰۹) اشاره کرد.



## بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۵۷

مدل تحقیق از طریق روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)<sup>۱</sup> برای مناطق شهری ایران برآورد می‌شود.

### ۲-۳- داده‌ها، روش برآورد و نتایج برآورد

مدل مورد استفاده در این مقاله با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۹۱:۳ به برآورد شاخص قیمت مسکن می‌پردازد. برای استخراج داده‌های فصلی شاخص قیمت مسکن و رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده از آمار و اطلاعات شاخص‌های قیمت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و برای داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری از آمار و اطلاعات نماگرهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و برای فصول انتهایی آن (فصل ۴ سال ۱۳۹۰ و سه فصل اول سال ۱۳۹۱) از آمار سالیانه صندوق بین‌المللی پول و تبدیل آن به داده‌های فصلی استفاده شده است. برای استخراج داده‌های فصلی جمعیت از داده‌های مرکز آمار ایران و تبدیل آن به آمارهای فصلی و برای تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده از بانک اطلاعات سری زمانی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی استفاده شده است.

به سبب درون‌زایی<sup>۲</sup> احتمالی (برای مثال، وابستگی تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده با قیمت مسکن) از یک سو و وجود متغیر وابسته با وقفه (قیمت دوره قبل مسکن) از سوی دیگر، ناگزیر از استفاده از متغیرهای ابزاری هستیم. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) از جمله روش‌هایی است که با استفاده از متغیرهای ابزاری درون‌زایی بین متغیرهای توضیحی و وابسته را برطرف (سامرویل، ۱۹۹۹) و مشکل اریب تخمین‌زن OLS را در شرایط وجود متغیر وابسته با وقفه<sup>۳</sup> در مدل ندارد. در این روش، استفاده از متغیرهای ابزاری اهمیت دارد. متغیرهای ابزاری برای تغییر قیمت‌های مسکن آنهایی هستند که عرضه و تقاضا را برای مسکن تحت تأثیر قرار می‌دهند (سامرویل، ۱۹۹۹). در اینجا از متغیرهای درآمد سرانه، جمعیت، شاخص اجاره مسکن و شاخص قیمت خدمات ساختمانی به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است.<sup>۴</sup>

---

1- General Method of Moments

2- Endogeneity

۳- برای مطالعه بیشتر، ر.ک به: Grubb and Symons, 1986

۴- همه آمارها از بانک اطلاعات سری زمانی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی اخذ شده است.

در روش GMM آماره J درستی انتخاب متغیرهای ابزاری را می‌آزماید. آماره J ضرب در تعداد مشاهدات، دارای یک توزیع کای دو با درجه آزادی برابر اختلاف تعداد متغیرهای ابزاری و تعداد ضرایب تخمینی است (نیووی و وست، ۱۹۸۷). در مدل تخمینی تعداد ضرایب برآورد شده ۷ و تعداد متغیرهای ابزاری ۴ است، از این رو، درجه آزادی توزیع کای دو مدل برابر ۴ است<sup>۱</sup>. جدول شماره ۱، فرضیه صفر مبنی بر مناسب نبودن متغیرهای ابزاری را در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌کند. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که متغیرهای ابزاری درست انتخاب شده‌اند.

جدول ۱- آزمون مناسب بودن متغیرهای ابزاری انتخابی (آزمون J-Statistic)

J-Statistic	p-value
۱۱/۱	۰/۰۲۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

بعد از انجام آزمون LM<sup>۲</sup> که برای بررسی خودهمبستگی بین اجزای اخلاص استفاده می‌شود، وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلاص تأیید و با استفاده از خودرگرسیون مرتبه اول<sup>۳</sup> AR(1) این مشکل برطرف شد. همچنین یادآوری می‌شود که ضریب تعیین ارایه شده در نرم‌افزار، برای روش‌هایی مانند TSLS و GMM قابل اتکا نیست. در حقیقت،  $R^2$  ارایه شده در این روش‌ها همان  $R^2$  حداقل مربعات معمولی (OLS) بدون لحاظ متغیرهای ابزاری است و نمی‌توان آن را در روش تخمین GMM تفسیر و به‌عنوان معیار خوبی برازش به آن اتکا کرد. آماره دوربین واتسون ۱/۹۶ است که خوبی برازش مدل را رد نمی‌کند. تخمین مدل بعد از انجام آزمون‌های یادشده نتایج درخور تأملی را در پی داشته است که در ادامه به تفسیر آنها می‌پردازیم.

۱- برای محاسبه آماره کای دو از آماره J در نرم‌افزار Eviews از عبارت زیر استفاده می‌کنیم:

```
scalar overid=eq_gmm.@regobs*eq_gmm.@jstat
scalar overid_p=1-@cchisq(overid,1)
```

عبارت اول، آماره کای دو را محاسبه می‌کند که با عنوان overid نام‌گذاری شده است و عبارت دوم، مقدار p-value را محاسبه می‌کند که همان overid\_p است. eq\_gmm در عبارت‌های بالا نام معادله تخمینی در نرم‌افزار Eviews است.

- 2- Serial Correlation LM Test
- 3- First - Order Autoregressive

جدول ۲- نتایج برآورد مدل

متغیر توضیحی	ضریب برآوردی	انحراف معیار
شاخص قیمت مسکن دوره قبل	۰/۶۶	۰/۰۲۱
هزینه ساخت یک مترمربع واحد مسکونی دوره قبل -	۰/۰۱	۰/۰۰۳
رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده دوره قبل	۰/۵۶	۰/۲۴۶
تغییرات تولید ناخالص داخلی	۲/۲E-۰۴	۵/۳۶E-۰۵
تغییرات جمعیت	۰/۱۰۶	۰/۰۲۱
تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده دوره قبل	-۲/۳۸E-۰۵	۸/۱E-۰۶

\* معناداری همه در سطح ۵ درصد تأیید شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

ملاحظه می‌شود که تمام ضرایب برآوردی مدل معنادار هستند. همان‌طور که برحسب تئوری (نظریه) و مطالعات تجربی انتظار می‌رفت، ضریب شاخص قیمت مسکن دوره قبل به‌عنوان شاخص تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن مثبت و تغییرات جمعیت، تغییرات تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از تقاضای مصرفی به ترتیب مثبت و ضریب متغیر رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده منفی هستند.

ضریب هزینه ساخت یک مترمربع واحد مسکونی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده نیز که شاخصی برای بررسی عوامل مؤثر در طرف عرضه مسکن هستند، بنابر انتظار به ترتیب مثبت و منفی و هر دو معنادار هستند.

#### ۲-۴- تجزیه سهم اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر قیمت مسکن

می‌توان سهم هر یک از متغیرهای توضیحی در اثرگذاری بر متغیر وابسته در یک دوره زمانی را با استفاده از رابطه زیر برآورد کرد:

$$W_i = \frac{\sum_{t=1}^T c_i X_{it}}{\sum_{t=1}^T Y_t} \quad (3)$$

که در آن،  $W_i$  سهم هر یک از متغیرهای توضیحی در اثرگذاری بر متغیر وابسته،  $\sum_{t=1}^T c_i X_{it}$  مجموع ضرب هر یک از ضرایب تخمین‌زده شده در هر متغیر توضیحی طی زمان است که در واقع، تغییرات اثر یک متغیر مستقل مشخص بر متغیر وابسته را در طول زمان نشان می‌دهد.

۶۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۲، بهار ۱۳۹۳

دهد و  $\sum_{t=1}^T p_t$  مجموع شاخص قیمت مسکن تخمین زده شده توسط مدل طی زمان است. نتایج حاصل از این برآورد در جدول شماره ۳ آورده شده است.

جدول ۳- سهم متغیرهای توضیحی در برآورد شاخص قیمت مسکن

شاخص قیمت مسکن دوره قبل	هزینه ساخت یک مترمربع واحد مسکونی دوره قبل	رشد شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شده دوره قبل	تغییرات تولید ناخالص داخلی	تغییرات جمعیت	تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده دوره قبل	متغیر
۶۱/۲	۱۱/۳۶	-۱/۸۴	۷/۰۴	۲۳/۷۶	-۲/۳۶	سهم از تغییرات شاخص قیمت مسکن (درصد)

مأخذ: محاسبات محقق.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، تقاضای سفته‌بازی مسکن بالاترین سهم (۶۱/۲ درصد) را در توضیح رفتار شاخص قیمت مسکن دارد. بعد از آن، تغییرات جمعیت، هزینه‌های ساخت و تغییرات تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت مسکن دارند. تعداد پروانه‌های صادر شده و رشد شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شده به ترتیب بیشترین اثر منفی را در شاخص قیمت مسکن دارند. سهم تقاضای سفته‌بازی (قیمت دوره قبل) در تغییرات قیمت مسکن به تنهایی حدود ۶/۸ برابر مجموع سهم سه متغیر معرف تقاضای مصرفی مسکن (تغییرات تولید ناخالص داخلی، تغییرات جمعیت و رشد شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شده) است.

بیان این نکته در اینجا ضروری است که ۶/۸ برابر بودن تقاضای سفته‌بازی نسبت به تقاضای مصرفی مسکن به آن معنا نیست که بیشتر متقاضیان مسکن تنها به خرید و فروش آن مشغول هستند و از آن به‌عنوان محل اقامت استفاده مصرفی نمی‌کنند. واقعیت این است که بخش مهمی از تقاضایی هم که در ایران به استفاده مصرفی از مسکن خریداری شده منجر می‌شود، با انگیزه‌های سفته‌بازی صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر، اگر انتظار افزایش قیمت مسکن نبود، بخش مهمی از متقاضیان مسکن در ایران همواره بی‌تاب خرید آن نبودند.

### ۳- بررسی حباب قیمت در بازار مسکن مناطق شهری ایران

همان‌طور که در مقدمه (نمودار شماره ۲) آورده شد، به نظر می‌رسد روند رشد شاخص قیمت مسکن در اواسط سال ۱۳۹۰ دچار شکست ساختاری شده است و از آن پس تا فصل سوم سال

## بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۶۱

۱۳۹۱ (آخرین آمار موجود در دسترس)، روند صعودی مداوم این متغیر را شاهدیم. در برآورد مدل آورده شده در این مقاله، به علت مشاهده این شکست از داده‌های مربوط به سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، استفاده نشد، زیرا مدل‌های مرسوم اقتصادسنجی در صورت وجود شکست ساختاری قدرت توضیح‌دهندگی اندکی دارند<sup>۱</sup>.

یکی از اهداف اصلی مقاله حاضر بررسی وجود یا نبود حباب قیمت در بازار مسکن مناطق شهری در دوران اخیر است. در اینجا منظور از حباب انحراف قیمت مسکن از مقدار تعادل بلندمدت آن است (گاربر<sup>۲</sup>، ۱۹۹۰، کیم، هانگ و یونگ جون<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳). برای تعیین مقادیر تعادل بلندمدت شاخص قیمت مسکن که در آن عوامل مقطعی و روانی بازار نقشی ندارند، کافی است تا جزء روند زمانی متغیرهای توضیحی را تفکیک و مقادیر ایستای آنها را در مدل برآورد شده، جایگزین کنیم. در مرحله بعد، برای به دست آوردن میزان انحراف شاخص قیمت مسکن از مقدار تعادل بلندمدت آن، کافی است انحراف مقادیر داده‌های واقعی شاخص قیمت مسکن را از میزان شاخص قیمت تعادلی به دست آمده از مدل، محاسبه کنیم. برای به دست آوردن روند ایستای متغیرها از فیلتر هودریک - پرسکات<sup>۴</sup> استفاده شده است<sup>۵</sup>.

نتایج بررسی‌های یادشده در قالب نمودار شماره ۴، آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سال ۱۳۹۱، شاهد حباب قیمت در بازار مسکن هستیم، به نحوی که شکاف قابل

---

۱- برای برآورد مدل‌هایی که دچار شکست ساختاری شده‌اند می‌توان از روش تخمین درون‌زا یا برون‌زای نقطه شکست ساختاری بهره برد و سپس، به برآورد مدل پرداخت (برای مطالعه بیشتر ن. ک به: مشیری و باقری پرمهر، ۱۳۹۱)، اما از آنجا که در این مقاله هدف برآورد میزان حباب و نه اثبات شکست ساختاری است، از این مدل‌ها استفاده نشد.

2- Garber

3- Kim, Hang and Young Joon

4- Hodrik-Prescott Filter

۵- اگر داده‌های واقعی شاخص قیمت مسکن را  $P_t$  و مقادیر تعادلی شاخص قیمت مسکن را  $\bar{P}_t$  در نظر بگیریم، مقادیر  $P_t$  از آمارهای بانک مرکزی استخراج و  $\bar{P}_t$  از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$\bar{P}_t = 0.93\bar{P}_{t-1} + 0.004\bar{CC}_{t-1} - 0.07\bar{INF}_{t-1} - 3.12E - 07D(\bar{GDPCUR})_t + 0.04D(\bar{POP})_t - 1.37E - 05\bar{PSH}_{t-1}$$

که در واقع، همان رابطه (۳) است با این تفاوت که جزء سیکلی متغیرها با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات از مقادیر روند زمانی آنها حذف شده و تنها جزء ایستا (علامت بار به معنای جزء ایستای متغیر است) در معادله جایگزین شده است. ضرایب معادله نیز با توجه به نتایج برآورد مدل از جدول شماره ۲، جایگزین شده است.

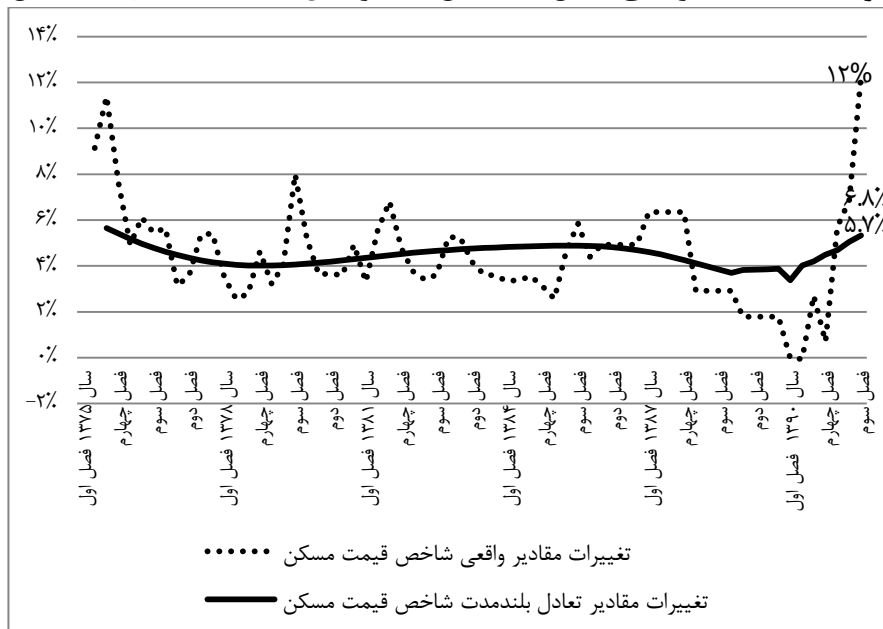
توجهی بین رشد شاخص قیمت مسکن و میزان رشد شاخص قیمت مسکن ساختاری وجود دارد. در جدول شماره ۴، میزان حباب رشد شاخص قیمت مسکن آمده است. در این جدول، میزان حباب رشد قیمت مسکن از اختلاف رشد واقعی شاخص قیمت مسکن و رشد مقادیر تعادل بلندمدت آن محاسبه شده است. به رغم اینکه حباب قیمت مسکن در دوره‌های دیگری مانند ۱۳۸۶:۱ تا ۱۳۸۷:۴ نیز وجود داشته است، با توجه به تمرکز مقاله بر حباب قیمت مسکن در مناطق شهری در سال ۱۳۹۱، میزان حباب رشد قیمت مسکن در این سال در جدول شماره ۴ محاسبه و ارائه شده است. بیان این نکته نیز ضرورت دارد، همان‌طور که قبلاً اشاره شد، با توجه به احتمال وجود شکست ساختاری در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، برآورد مدل و تخمین ضرایب متغیرها با استفاده از داده‌های ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:۴ صورت گرفته است. به منظور محاسبه سهم حباب قیمتی در رشد قیمت مسکن سال ۱۳۹۱، ضرایب برآوردی مدل به این سال تعمیم یافته و مقادیر تعادلی شاخص قیمت مسکن در سه فصل اول سال ۱۳۹۱ محاسبه شده است. اختلاف رشد مقادیر واقعی شاخص قیمت مسکن با رشد مقادیر تعادلی شاخص قیمت محاسبه شده در فصل‌های سال ۱۳۹۱ به عنوان رشد حبابی قیمت مسکن در این دوره در نظر گرفته شده است.<sup>۱</sup>

---

۱- رشد شاخص قیمت تعادلی مسکن - رشد شاخص قیمت واقعی مسکن = رشد حبابی قیمت مسکن.

بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۶۳

نمودار ۴- اختلاف مقادیر واقعی شاخص قیمت مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن (حباب قیمت مسکن)



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق.

جدول ۴- محاسبه میزان حباب رشد قیمت مسکن

سال	رشد شاخص قیمت مسکن	رشد شاخص قیمت تعادلی مسکن	رشد حبابی قیمت مسکن (۱ منهای ۲)	سهیم حباب از رشد قیمت مسکن (۳ تقسیم بر ۱)
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
فصل اول سال ۱۳۹۱	۵/۷۱٪	۴/۶۹٪	۱/۰۲٪	۱۷/۸٪
فصل دوم سال ۱۳۹۱	۶/۸۶٪	۵/۰۵٪	۱/۸۰٪	۲۶/۳٪
فصل سوم سال ۱۳۹۱	۱۲/۲۷٪	۵/۳۳٪	۶/۹۴٪	۵۶/۶٪

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که مشاهده می‌شود 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 منسوب کرد.

بروز حباب مسکن در دوره مورد اشاره می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد، اما دلیل اصلی آن را می‌توان به بی‌ثباتی فضای کلی اقتصاد کلان در ایران در این دوره (به‌طور عمده به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی علیه ایران از فصل سوم سال ۱۳۹۰) نسبت داد. همان‌طور که رشد حبابی قیمت مسکن در دوره ۱۳۸۶:۱ تا ۱۳۸۷:۱ به کاهش قابل توجه رشد شاخص قیمت مسکن طی دوره ۱۳۸۸:۱ تا ۱۳۹۰:۳ منجر شد (به نمودار شماره ۳ توجه کنید)، انتظار می‌رود رشد حبابی قیمت مسکن در دوره‌های اخیر نیز کاهش رشد آن را در دوره‌های بعدی به دنبال داشته باشد. با این حال، پیش‌بینی آنکه روند رشد قیمت مسکن تجربه شده تا فصل سوم ۱۳۹۲ تا چه زمانی ادامه خواهد داشت، به وضعیت کلی ثبات اقتصاد کلان و عوامل دیگری که موضوع این مقاله نیست، بستگی خواهد داشت.

بیان این نکته قبل از پایان تحلیل نتایج نیز ضروری است که مسأله مسکن و قیمت آن در ایران بسیار پیچیده بوده و تحلیل دقیق و بدون ابهام آن در عمل بسیار دشوار است. از جمله مشکلات موجود در تحلیل این بازار نیز تعریف حباب در آن بوده که خود بحث‌های زیاد و بعضاً متناقضی را موجب شده است. به هر حال، ادعای این مقاله در حد تعریف ارائه شده برای محاسبه کمی حباب قیمت مسکن با ذکر منبع<sup>۱</sup> و در یک دوره زمانی مشخص بوده که در همان راستا نیز برآوردها صورت گرفته و تحلیل انجام شده است.

#### ۴- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مسأله قیمت مسکن و تغییرات آن همواره یکی از مسایل اصلی اقتصاد ایران و از موضوع‌های کلیدی سطوح سیاست‌گذاری است. این مقاله با هدف بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت در بازار مسکن مناطق شهری ایران و سهم آن از تغییرات شاخص قیمت مسکن تهیه شده است. در ارتباط با حباب قیمت مسکن، بیشتر تمرکز بر فصل‌های اول تا سوم سال ۱۳۹۱ بوده که در آن رشد قابل توجه شاخص قیمت مسکن تجربه شده است. برای این منظور ابتدا مدلی برای بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن تبیین و برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده)، تغییرات جمعیت،

---

۱- در این مقاله منظور از حباب انحراف قیمت مسکن از مقدار تعادل بلندمدت آن است

(Garber, 1990 and Kim, Hang and Young Joon, 2003).



## بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۶۵

هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه‌های ساختمانی صادر شده) اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. در این بین، اثر تغییر درآمد بر شاخص قیمت مسکن معنادار نیست. بی‌معنا بودن ضریب تغییرات تولید ناخالص داخلی می‌تواند گواهی بر آن باشد که در بازار مسکن ایران، درآمد خانوارها و قدرت درآمدی اثر چندانی بر شاخص قیمت ندارد که با توجه به همبستگی ۱۹ درصدی آنها در طول دوره مورد بررسی قابل تأیید است. برای برآورد مدل از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده و متغیرهای ابزاری مورد استفاده شامل درآمد سرانه، جمعیت، شاخص اجاره مسکن و شاخص خدمات ساختمانی بوده است.

اگر قیمت دوره قبل را شاخص تقاضای سفته‌بازی و تغییرات جمعیت، تغییرات تولید ناخالص داخلی و بازدهی سایر بازارها را شاخص تقاضای مصرفی مسکن در نظر بگیریم سهم تقاضای سفته‌بازی در توضیح تغییرات شاخص قیمت مسکن  $\frac{6}{8}$  برابر سهم تقاضای مصرفی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:۴ است. به‌منظور بررسی وجود حباب در قیمت مسکن، اختلاف قیمت واقعی مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن به‌عنوان حباب در نظر گرفته شد. برای تعیین مقادیر تعادل بلندمدت شاخص قیمت مسکن نیز که در آن عوامل مقطعی و روانی بازار نقشی ندارند، جزء روند زمانی متغیرهای توضیحی تفکیک شده و میزان مقادیر ایستای آنها در مدل برآورد شده، جایگزین شده است. برای به‌دست آوردن روند ایستای متغیرها از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است. به‌منظور محاسبه سهم حباب قیمتی در رشد قیمت مسکن سال ۱۳۹۱، ضرایب برآوردی مدل به این سال تعمیم یافته و مقادیر تعادلی شاخص قیمت مسکن در سه فصل اول سال ۱۳۹۱ محاسبه شده است. اختلاف رشد مقادیر واقعی شاخص قیمت مسکن با رشد مقادیر تعادلی شاخص قیمت محاسبه شده در فصل‌های سال ۱۳۹۱ به‌عنوان رشد حبابی قیمت مسکن در این دوره در نظر گرفته شده است.

نتایج نشان می‌دهد که در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۹۱ به ترتیب حدود  $\frac{17}{8}$ ،  $\frac{26}{3}$  و  $\frac{56}{6}$  درصد از رشد فصلی شاخص قیمت را می‌توان به عوامل مقطعی و روانی بازار منسوب کرد. بروز حباب مسکن در دوره مورد اشاره می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد، اما دلیل اصلی آن را می‌توان به بی‌ثباتی فضای کلی اقتصاد کلان در ایران در این دوره (به‌طور عمده به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی علیه ایران از فصل سوم سال ۱۳۹۰) نسبت داد.

## منابع

### الف- فارسی

- اصلانی، پروانه و تقوا خسروی (۱۳۹۱)، تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم.
- اکبری، نعمت‌الله، مصطفی عمادزاده و سیدعلی رضوی (۱۳۸۳)، بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد (رهیافت اقتصادسنجی فضایی در روش هادانیک)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۱ و ۱۲.
- اکبری، نعمت‌الله و ناهید توسلی (۱۳۸۷)، تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره پنجم، شماره ۱.
- جعفری صمیمی، احمد، زهرا (میلا) علمی و آرش هادی‌زاده (۱۳۸۶)، عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۲.
- حیدری، حسن و امیررضا سوری (۱۳۸۹)، بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران، تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره ۹۲.
- خلیلی عراقی، سیدمنصور، محسن مهرآرا و سیدرضا عظیمی (۱۳۹۱)، بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، شماره ۶۳.
- شهبازی، کیومرث و زهرا کلانتری (۱۳۹۱)، اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم.
- صباغ کرمانی، مجید، خالد احمدزاده و سیدهادی موسوی‌نیک (۱۳۸۹)، عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن با رویکرد روابط علیتی در مدل تصحیح خطای برداری: مطالعه موردی تهران، سال دهم، شماره دوم.
- عابدین درکوش، سعید و سارا رحیمیان (۱۳۸۹)، تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۰)، فصلنامه اقتصاد مسکن.
- عباسی‌نژاد، حسین و حمید یاری (۱۳۸۸)، تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران، پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱.

## بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی مسکن در مناطق شهری ایران ۶۷

عسگری، علی و جعفر قادری (۱۳۸۱)، مدل همدانیک تعیین قیمت مسکن در مناطق شهری ایران، جغرافیا و برنامه‌ریزی (علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز).

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۷)، بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران، اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، شماره ۱۸.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۹۰)، بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن، مطالعه موردی ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۸.

مشیری، سعید و شعله باقری پرمهر (۱۳۹۱)، آیا بخش مالی همچنان بر رشد اقتصادی مؤثر است؟، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی.

وارثی، حمیدرضا و میرنجف موسوی (۱۳۸۹)، بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن با استفاده از مدل همدانیک قیمت (مطالعه موردی: منطقه ۳ شهر یزد)، فصلنامه جغرافیا و مطالعات محیطی، سال اول، شماره ۳.

### ب- لاتین

- Blanchard, Oliver J. and Mark W. Watson (1982), *Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets*, In Wachtel, Paul, ed., *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington : D. C. Heath and Co.
- Capozza, D. R. and Helsley, R. W. (1990), *The Stochastic City*, Journal of Urban Economics, 28.
- Chung, Hee Soo (Joseph), Kwon, Hyuk Il (2009), *Housing speculation and housing price bubbles in Korea*, International journal of property sciences – Volume 1.
- Garber, Peter M (1990, Spring), *Famous First Bubble*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 4, Issue 2.
- Grubb, David and Symons, James (1987), *Bias in Regressions With a Lagged Dependent Variable*, Econometric Theory, 3.
- Hui, S Yue (2006), *Housing price bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: a Comparative Study*, The Journal of Real Estate Finance and Economics, Springer.
- Kim, Kyung Hwan, Lee Hang S. and Park, Young Joon (2003), *Real Estate Price Dynamics in Korea*, Paper Presenter at the Weimer School of Advanced Studies in Real Estate and Land Economics, May 17.

- Mayer, C. and Somerville, C. T (1996), *Regional Housing Supply and Credit Constraints*, New England Economic Review, November/December.
- Muth, R. F (1960), *The Demand for Non-farm Housing, in The Demand for Non-Durable Goods* (A. C. Harberger, Ed.), Univ. Chicago Press, Chicago.
- Newey, Whitney and Kenneth, West (1987), *Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation*, International Economic Review, 28.
- Newey, Whitney and Kenneth, West (1987), *Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation*, International Economic Review, 28.
- Poterba, J. M (1984), *Tax Subsidies to Owner Occupied Housing: An Asset Market Approach*, Quarterly Journal of Economics, 99.
- Stiglitz Joseph E (1990), *Symposium on Bubbles*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 4, Issue 2.
- Stover, M. E (1986), *The Price Elasticity of the Supply of Single-family Detached Urban Housing*, Journal of Urban Economics, 20.
- Y Shen, EC Hui, H Liu (2005), *Housing Price Bubbles in Beijing and Shanghai*, *Management Decision*, emeraldinsight.com.