فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۹(۴(پیاپی ۳۶))، ۱۱۱-۹۵
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

تأثیر تحولات بازارها بر بازار مسکن شهری در ایران: با تأکید بر نااطمینانی‌های قیمت بازار طلا

مهدی صادقی شاهدانی استاد گروه اقتصاد، دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران
محمدرضا سزاوار* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شید بهشتی، تهران، ایران
علیرضا خزایی دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شید بهشتی، تهران، ایران
مجتبی اسلامیان دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
دریافت: ۹۹/۱۱/۲۶ **پذیرش:** ۹۹/۱۲/۲۷

چکیده: بخش مسکن، یکی از بخش‌های عمده اقتصادی است که رابطه وسیعی با سایر بخش‌های اقتصادی به لحاظ ارتباطات پسین و پیشین خود دارد و از تحولات سایر بخش‌ها تأثیر پذیرفته و خود بر آنها اثر می‌گذارد. در این بین بازار طلا یکی از بخش‌های مهم اقتصادی است که همواره بر روند حرکتی متغیرهای بخش مسکن تأثیرگذار بوده و است. در این تحقیق درخصوص اثرگذاری بازار طلا بر بخش مسکن، به بررسی تأثیرپذیری بخش مسکن از نااطمینانی‌های بازار طلا و نیز روند حرکتی بلندمدت آن به عنوان جانشینی برای بخش مسکن شهری پرداخته شده است. بدین منظور بازارهای پول، ارز، سهام و طلا به عنوان بازارهای موازی و بازار نفت نیز به عنوان بازار مؤثر بر اقتصاد ایران در نظر گرفته شده و با استفاده از داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY نشان داد که سری‌های زمانی مطالعه حاضر دارای ریشه واحد فصلی می‌باشند. همچنین نااطمینانی بازار طلا با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته نامتقارن که نسبت به خانواده مدل‌های خودبازگشتی واریانس ناهمسانی شرطی برای مدل‌سازی داده‌های سری زمانی منعطف‌تر است، استخراج شده است. با توجه به مقادیر کشش متغیرهای الگو مهمترین عامل اثرگذار بر شاخص مسکن به ترتیب متغیرهای نوسان در بازار طلا و تولید ناخالص داخلی بوده است. در این میان نقش اساسی دو متغیر نرخ ارز و نقدینگی نیز حائزاهمیت است.

واژگان کلیدی: بازار مسکن، بازار ارز، بازار پول، بازار سهام، قیمت نفت، نااطمینانی بازار طلا
طبقه‌بندی JEL: C13, R21, G18, G11

* نویسنده مسئول: mr.sezavar@yahoo.com

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

۱- مقدمه

امروزه با رشد روزافزون بازارهای مالی، تغییرات این بازارها توانسته است تأثیرات شگرفی بر اقتصاد کشورها بگذارد. ازاین‌رو دستیابی به رشد مداوم اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح اقتصاد ملی بوده و تحقق این مهم، بدون کمک بازارهای مالی به سهولت امکان‌پذیر نخواهد بود؛ زیرا رکود و رونق بازارهای مالی نه تنها اقتصاد ملی بلکه اقتصاد جهانی را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر نه تنها دستیابی به رشد اقتصادی مستلزم گسترش بازارهای مالی بوده بلکه رشد اقتصادی نیز پیش‌نیاز توسعه این بازارها است. در این میان بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه‌ای- مالی است که تحولات آن نقش اساسی بر اقتصاد ملی و جهانی دارد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲). به بیان دیگر، بخش مسکن شهری از بخش‌های پیشرو در هر اقتصادی است که توجه به آن علاوه‌بر تأثیرات ژرف اجتماعی- فرهنگی، به لحاظ اقتصادی نیز حائزاهمیت بوده و همچون موتور رشد و توسعه عمل می‌نماید؛ از این رو کشورها در شرایط بحران اقتصادی و جدی شدن معضل بیکاری از این بخش به‌عنوان موتور رشد و مولد اشتغال کمک می‌گیرند. در عین حال هرگونه بی‌ثباتی در اقتصاد کلان می‌تواند سیستم کارای مسکن (و هر بخش اقتصادی دیگری) را غیرکارآمد کرده و اهداف تعیین شده در بخش مسکن را دور از دسترس سازد، پس شرط اولیه در تمهید بخش مسکن کارآمد، ایجاد محیط باثبات اقتصادی است (احمدی، ۱۳۸۴). همچنین طی دهه‌های اخیر با افزایش جمعیت و رشد صنعتی کشور، مهاجرت به سوی شهرها، افزایش جمعیت شهری و کاهش بعد خانوار، تأمین مسکن مناسب برای خانوارها با مشکلات عدیده‌ای مواجه شده است. دوره‌های رکود و رکود تورمی و افزایش بی‌رویه قیمت مسکن و زمین و متعاقب آن اجاره‌بها و تبدیل تقاضای مؤثر به تقاضای غیرمؤثر، گواه این مطلب است. نمی‌توان دلیل افزایش قیمت مسکن را تنها به افزایش قیمت تمام شده آن مرتبط ساخت، بلکه عوامل مهم دیگری نیز در افزایش قیمت مسکن نقش‌آفرین هستند (کمالی دهکردی، ۱۳۹۹).

هرچند در کشور، مطالعات گسترده‌ای در ارتباط با تبیین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن انجام شده است، اما آنچه که در اینجا بااهمیت می‌نماید، تأثیرپذیری این بازار از بازارهای جایگزینی مانند بازار طلا است که خود بر اهمیت ثبات در بازارها و انتقال هرگونه بی‌ثباتی آنها بر یکدیگر صحه می‌گذارد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آنها در یک فضای جدا از هم صورت نمی‌گیرد (سزاوار و همکاران، ۱۳۹۸).

هدف اصلی این تحقیق آن است که میزان اثرگذاری بازار طلا و نااطمینانی‌های قیمتی ناشی از نوسانات آن را با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی اعم از واریانس ناهمسانی شرطی و هم‌انباشتگی بر بخش مسکن کشور ارزیابی شود. به عبارت دیگر، در این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال برآمده‌ایم که بازار مسکن شهری چه میزان از سایر بازارها تحول می‌پذیرد و این مهم با تأکیدی بر نااطمینانی‌های قیمت بازار طلا انجام پذیرفته است.

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

تریپاتی[1] (۲۰۱۹) با استفاده از تجزیه‌وتحلیل مدل‌های تصادفی[2] نشان می‌دهد که اجاره، نسبت قیمت به درآمد، نسبت قیمت به اجاره، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم، سهم جمعیت ۱۵ تا ۶۴ ساله، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، حجم پول و نرخ واقعی ارز، از نظر آماری تأثیر قابل‌توجه مثبتی بر قیمت واقعی مسکن دارد. در مقابل، درصد سهم اشتغال در خدمات بر قیمت واقعی مسکن تأثیر منفی می‌گذارد.

1- Tripathi
2- Random-Effect Models

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

نان گنگ[1] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان «تعیین‌کننده‌های اساسی قیمت خانه در اقتصادهای پیشرفته» براساس تجزیه‌وتحلیل پانل متقابل[2] کشور از قیمت خانه در ۲۰ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)[3] به بررسی عواملی که انتظار می‌رود روند بلندمدت قیمت خانه‌ها را تعیین کنند، از جمله عوامل نهادی و ساختاری پرداخته است. براساس نتایج به‌دست آمده تأثیر شوک بر قیمت‌های بلندمدت خانه بسته به سیاست‌ها و عوامل ساختاری متفاوت است. به طور خاص، کاهش مالیات سخاوتمندانه، کنترل سختگیرانه‌تر رانت و پاسخگویی به عرضه در بلندمدت برای کنترل افزایش قیمت خانه موردتوجه قرار گرفته است. اصلاحات ساختاری می‌توانند با گذشت زمان، قیمت مسکن را تثبیت کنند و از این طریق موجب کاهش انباشت بدهی و افزایش ثبات مالی گردند.

گابریلی[4] و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان «تخمین دینامیک حباب در بازار املاک و مستغلات چین»، به بررسی وجود حباب در بازار املاک و مستغلات چین پرداخته‌اند. این مدل متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان و املاک و مستغلات را به عنوان ورودی در نظر می‌گیرد و از فیلتر کالمن[5] استفاده می‌کند تا با استفاده از تقاضا و عرضه املاک و مستغلات چین، قیمت اساسی تخمینی را به‌دست آورد. بر اساس نتایج، شواهدی از وجود حباب به ویژه پس از سال ۲۰۱۰ مشاهده می‌شود که نقش اساسی ناکارآمدی سیاست‌های نرخ بهره در آن وجود دارد.

جلیندرو[6] و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای تحت عنوان «تعیین‌کننده‌های قیمت مسکن در نُه اقتصاد آسیایی و منطقه اقیانوس آرام»، به بررسی دو دسته از عوامل اقتصادی عرضه و تقاضای قیمت مسکن در ۳۲ شهر بزرگ از جمله پکن، شانگهای، کوالالامپور، بانکوک و سئول پرداختند. در این تحقیق متغیرهایی همچون تولید ناخالص داخلی، جمعیت، نرخ رهن، نسبت اعتبارات رهنی به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر واقعی بلندمدت و روند بلندمدت شاخص قیمت سهام به عنوان عوامل تعیین‌کننده جانب تقاضای قیمت مسکن لحاظ شده است. در حالی که برای جانب عرضه از متغیرهایی همچون شاخص هزینه ساخت و شاخص عرضه زمین در کنار چهار جزء اصلی از متغیرهای نهادی اقتصاد اعم از شاخص آزادی مالی، شاخص فساد اداری، شاخص آزادی تجاری و در نهایت شاخص حقوق مالکیت استفاده شده است. در این مقاله برای نشان دادن روند بلندمدت بازار سهام از روش هودریک- پرسکات[7] استفاده شده است. سپس با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۶ و به‌کارگیری تکنیک داده‌های تابلویی، به برآورد الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت قیمت مسکن مبادرت شد. نتایج نشان دادند که تأثیر تولید ناخالص داخلی به عنوان عامل بیان‌کننده سطوح درآمدی تقاضاکنندگان و سهم اعتبارات از تولید ناخالص داخلی که نشان‌دهنده میزان وام‌گیری برای تأمین هزینه‌های خرید مسکن است، بر روند حرکتی شاخص قیمت مسکن در بلندمدت تأثیری مثبت و معادل ضریب درآمدی دارد.

تساتسارونیس و زو[8] (۲۰۰۴) به منظور بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در بین هفده کشور صنعتی پیشرفته از متغیرهایی همچون نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم برگرفته از شاخص قیمتی مصرف‌کننده، نرخ بهره کوتاه‌مدت، حاشیه بهره اوراق‌قرضه به عنوان ملاکی از بازدهی بازار مالی و در نهایت نرخ رشد اعتبارات بانکی به عنوان متغیرهای توضیح‌دهنده روند حرکتی قیمت مسکن استفاده کردند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به

1- Geng
2- Cross-Country Panel Analysis
3- Organisation for Economic Co-operation and Development
4- Gabrieli
5- Kalman Filter
6- Glindro
7- Hodrick-Prescott
8- Tsatsaronis & Zhu

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۳ و به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری، به تجزیه‌وتحلیل هر یک از متغیرهای مذکور بر شاخص قیمت پرداخته شد. در این تحقیق پیشنهاد شد که دولت و مقامات پولی با کنترل حجم پول و تورم می‌توانند به طور قابل‌توجهی به ثبات‌بخشی در حوزه مسکن کمک کنند. همچنین با ثبات‌بخشی در بخش مالی و جلوگیری از رشد حجم اعتبارات در کنار کنترل حاشیه بهره می‌توان از روند افزایش قیمت مسکن کاست.

لاورنس[1] (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های فصلی قیمت طلای لندن از ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر ۲۰۰۱ و بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری دریافت که وابستگی معناداری بین بازده‌های قیمت طلا و تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مثل تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره وجود دارد. وی نتیجه گرفت که بازده قیمتی طلا به شاخص‌های بازده سهام و اوراق قرضه کمتر از بازده سایر کالاها وابسته است.

ب) پژوهش‌های داخلی

احمدی و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران»، به منظور بررسی رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، از آزمون همگرایی گرنجر و برای تبیین اثر شوک‌های مورد بحث بر شاخص مذکور، از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده کردند. مطابق نتایج این پژوهش، نوسانات شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از عدم‌تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به‌طوری که به واسطه فاصله گرفتن بیش از پیش درآمد خانوار و قیمت مسکن شهری از یکدیگر، همگرایی این دو متغیر تأیید نشد. مطابق نتایج مدل SVAR، بیشترین تأثیرپذیری شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، از شوک وارد شده به خود شاخص است.

هزارجریبی و امامی غفاری (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تحولات سیاست‌گذاری رفاهی مسکن در ایران»، به مطالعه سیاست مسکن در ایران پرداختند. پرسش این پژوهش این است که تأثیر عملکرد دولت‌ها بر سیاست مسکن اقشار کم‌درآمد در ایران چگونه بوده است؟ برای پاسخ به این پرسش، سیاست مسکن در طول سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ با استفاده از داده‌های کیفی موردمطالعه قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد سیاست‌های دولت‌های یادشده در حوزه مسکن خصوصاً از دولت سازندگی تاکنون، نتوانستند از چنان سنجیدگی و کارایی لازم برخوردار باشند که کم‌درآمدها را به حق خود در زمینه تأمین مسکن مناسب برسانند، در نتیجه اسکان غیررسمی افزایش یافته و بر میزان بی‌مسکنی و بدمسکنی در طول سال‌های اخیر افزوده شده است. از طرف دیگر با فاصله گرفتن از دهه اول انقلاب تاکنون، سیاست‌گذاری مسکن به‌گونه‌ای بوده که انباشت سرمایه را برای سوداگران فراهم کرده و از سوی دیگر منجر به شهروندزدایی از اکثریت جامعه شده و این امر منجر به کالایی شدن زمین و مسکن و رشد ارزش مبادلاتی آن شده است.

قادری و ایزدی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران»، اثر متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۹۱-۱۳۵۰ در ایران را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت

1- Lawrence

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

است و در نهایت سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

عسگری و الماسی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵)»، نوسان قیمت مسکن طی ۱۵ سال در کل کشور و در سطح استان‌ها را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مقاله عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن (بلندمدت) و نوسان‌های آن (کوتاه‌مدت) در بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ با به‌کارگیری روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان دادند که در کوتاه‌مدت شاخص قیمت بازار اوراق بهادار (بورس)، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مخارج خانوار، نرخ سود وام‌های بانکی، مهم‌ترین عوامل در تعیین نوسانات قیمت مسکن به شمار می‌روند. در بلندمدت نیز قیمت‌های مسکن در دوره‌های قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق‌بهادار (بورس)، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین و نظیر اینها عوامل تعیین‌کننده سطح قیمت مسکن هستند. یافته دیگر اینکه در تعیین قیمت مسکن و نوسانات آن به‌ترتیب قیمت زمین، سطح عمومی قیمت‌های دوره قبل، نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت نفت بیشترین تأثیر را داشته‌اند.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن طی چهار دوره ۷۴-۱۳۷۱، ۷۷-۱۳۷۴، ۸۲-۱۳۷۸ و ۸۶- ۱۳۸۳ با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج تجزیه واریانس حاکی از آن است که در تمامی دوره‌های موردبررسی، شوک قیمت مسکن و در نتیجه نوسانات حباب شکل قیمت مسکن را می‌توان ناشی از اجرای سیاست‌های پولی از قبیل افزایش نقدنیگی به خصوص در فاصله زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۴ و کاهش نرخ بهره واقعی و همچنین نقل و انتقالات بازار سرمایه و دارایی‌ها و تغییرات طرف عرضه مسکن از قبیل افزایش هزینه ساخت مسکن به خصوص در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۷۴ دانست.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران»، به بررسی اثر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداختند. آنها با بهره‌گیری از مدل اقتصاد کلان با پایه‌های اقتصاد خردی که در آن از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم، به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده شده و با به‌کارگیری داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۳ اقتصاد ایران و استفاده از مدل خودتوضیحی رگرسیون با وقفه‌های گسترده توزیع‌شده به برآورد مدل پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق مذکور حاکی از آن است که سطح درآمد افراد در ایران فقط ۲۰ درصد از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. به عبارت دیگر عمده منابع خرید مسکن در ایران وابسته به فرایند وام‌گیری و استقراض از بانک‌ها است. در ضمن روند تغییر قیمت بخش مسکن به‌طور مستقیمی از نرخ تورم و حجم پول در بلندمدت نشأت می‌گیرد.

به‌طور خلاصه می‌توان اذعان داشت که اکثر مطالعات وابستگی مثبت بین قیمت بازارهای موازی از جمله سهام و طلا و مسکن را مورد توجه قرار داده‌اند که این امر حاکی از وجود رابطه جانشینی بین این بازارها برای سرمایه‌گذاران می‌باشد.

۳- مبانی نظری

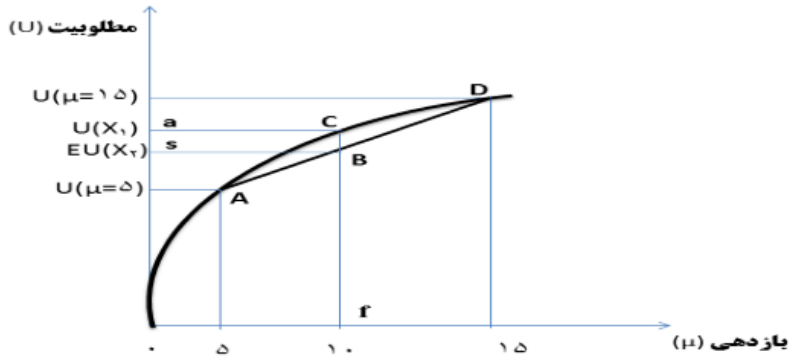
نظریه‌های تعیین قیمت مسکن

نظریه سبد دارایی خانوار

بر اساس این نظریه، مسکن یکی از اجزاء دارایی‌ها در سبد دارایی خانوارها بوده و بر مبنای ریسک و بازدهی

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

سهم آن از کل دارایی‌ها تعیین می‌شود. در برخی از تحلیل‌ها مسکن به عنوان دارایی که قدرت نقدشوندگی کمتری دارد و دارای هزینه نقل و انتقال زیادی است مورد توجه قرار گرفته است. در این روش چارچوب مطلوبیت انتظاری برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای مثال اگر چنانچه سرمایه‌گذار با دو موقعیت X_1 و X_2 مواجه باشد که موقعیت X_1 سرمایه‌گذاری در پروژه قطعی مثل خرید اوراق مشارکت دولت که نرخ بازدهی قطعی ۱۰ درصد را به‌دنبال دارد و موقعیت X_2 معرف پروژه تصادفی مثل خرید دارایی‌های توأم با ریسک نظیر مسکن و سهام است که دارای تابع توزیع خاصی است فرض می‌شود. موقعیت X_2 به احتمال ۵۰ درصد بازدهی ۱۵ درصد را ایجاد می‌کند (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).



نمودار ۱- مطلوبیت ناشی از انتخاب پروژه‌های قطعی و تصادفی

تابع مطلوبیت کل سرمایه‌گذار برای فرد ریسک‌گریز به صورت ذیل است:

$$U = f(\mu) \qquad (۱$$

رابطه یک بیان می‌کند مطلوبیت انتخاب هر گزینه به بازدهی آن بستگی دارد. مبنای انتخاب مقایسه مطلوبیت پروژه قطعی X_1 و مطلوبیت انتظاری موقعیت تصادفی X_2 خواهد بود. در نمودار ۱، برمبنای سطح مطلوبیت پروژه برتر انتخاب می‌شود. fC سطح مطلوبیت ناشی از انتخاب پروژه قطعی است و fB میانگین وزنی و سطح مطلوبیت انتظاری پروژه تصادفی یا موقعیت دوم را نشان می‌دهد. موقعیت اول سطح مطلوبیت بیشتری را ایجاد می‌کند و به‌عبارت دیگر:

$$U(X_1) > EU(X_2) \quad \text{و یا} \quad oa > os \qquad (۲$$

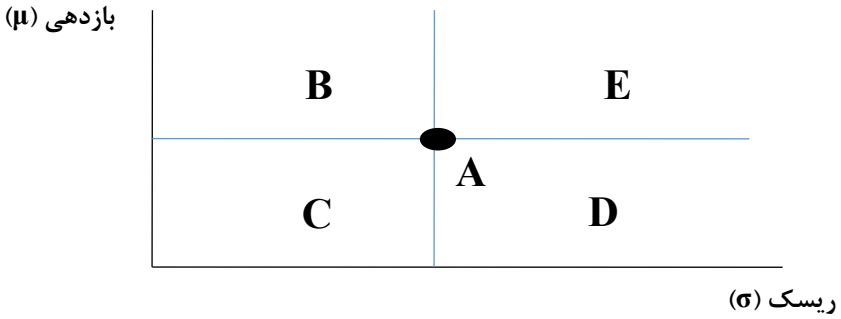
سرمایه‌گذار ریسک‌گریز بر مبنای مقایسه مطلوبیت دو موقعیت، موقعیت قطعی X_1 را ترجیح می‌دهد. این تصمیم‌گیری با فرض ثابت بودن ریسک دو پروژه بوده است. چنانچه ریسک و بازدهی پروژه‌ها متفاوت باشد انتخاب پروژه بهینه بر اساس منحنی‌های مطلوبیت یکسان صورت می‌گیرد و این منحنی مکان هندسی ترکیب‌هایی از ریسک و بازدهی است که مطلوبیت مشابهی را به‌وجود می‌آورد. ارزیابی سرمایه‌گذاری براساس تابع مطلوبیت صورت می‌گیرد که خود تابعی از ریسک و بازدهی پروژه‌ها بوده و چنانچه یک یا بیش از یک پروژه تصادفی وجود داشته و بازدهی آن به طورقطعی قابل تعیین نباشد، مطلوبیت انتظار پروژه‌ها مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد:

$$E(U) = E(f(\mu,\sigma)) \qquad (۳$$

مطلوبیت انتظاری ارتباط مثبتی با بازدهی و ارتباط منفی با ریسک دارد. چنانچه پروژه‌ای مثل A در نظر گرفته شود، در فضای ریسک و بازدهی وضعیت مقایسه‌ای آن با سایر پروژه‌ها در نمودار ۲ نشان داده شده است. کلیه نقاطی که در فضای D قرار دارند نشانگر

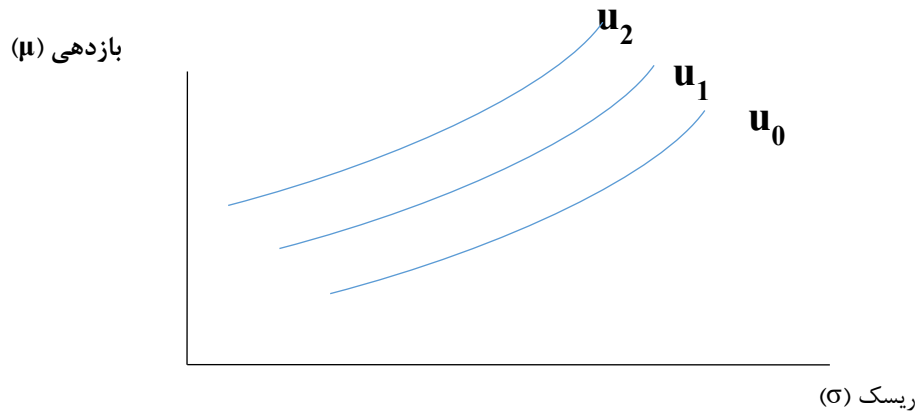
[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

ریسک بیشتر و بازدهی کمتر بوده لذا دارای سطح مطلوبیت کمتری در مقایسه با نقطه A می‌باشد. نقاط واقع در فضای C معرف پروژه‌های با ریسک و بازدهی کمتر بوده و لذا سطح مطلوبیت آنها قابل مقایسه با نقطه A نبوده لذا دارای وضعیت مبهم می‌باشند. نقاط واقع بر فضای B دارای ریسک کمتر و بازدهی بیشتر بوده پس نسبت به نقطه A مرجع هستند. در فضای E پروژه‌هایی قرار دارند که دارای ریسک و بازدهی بیشتر بوده لذا در مقایسه با نقطه A دارای وضعیت مبهم می‌باشند (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۹۰).



نمودار ۲- مقایسه تطبیقی پروژه‌ها بر اساس ریسک و بازدهی

با استفاده از منحنی‌های بی‌تفاوتی وقتی بر روی منحنی خاص حرکت به سمت محور افقی ادامه می‌یابد، ریسک افزایش و بازدهی کاهش می‌یابد و سطح رفاه ثابت باقی می‌ماند. بدیهی است منحنی‌هایی که در سطح بالاتری قرار می‌گیرند سطح رفاه اجتماعی بالاتری را نشان می‌دهند.



نمودار ۳- منحنی‌های بی‌تفاوتی سرمایه‌گذاران بر اساس ریسک و بازدهی

مقایسه سطح رفاه دو پروژه واقع بر دو منحنی بی‌تفاوتی دشوار است؛ زیرا ترکیب ریسک و بازدهی هر نقطه واقع بر منحنی بی‌تفاوتی با نقطه دیگر متفاوت است. در این موارد استفاده از شاخص ضریب تغییرات توصیه می‌شود که حاصل نسبت ریسک به بازدهی است. چنانچه شعاعی از مبدأ مختصات به منحنی‌های مطلوبیت یکسان عبور داده شود، در این صورت عکس شیب شعاع ضریب تغییرات را نشان خواهد داد. هرچند ضریب تغییرات کمتر باشد سطح مطلوبیت بیشتر خواهد بود. فرمول محاسبه این شاخص عبارت است از:

$$v = \frac{\sigma}{\mu} \qquad (۴$$

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

تصمیم‌گیری فرد ریسک‌گریز برای انتخاب پروژه بهینه به صورت ذیل است:

- از میان دو موقعیت که بازدهی یکسان هستند پروژه‌ای انتخاب می‌شود که دارای ریسک کمتری باشد.

- از میان دو موقعیت که دارای ریسک یکسانی هستند پروژه‌ای که بازدهی بیشتری دارد انتخاب می‌شود.

- از میان دو موقعیت که دارای بازدهی و ریسک متفاوتی هستند براساس شاخص ضریب پراکندگی پروژه بهینه انتخاب می‌شود و آن پروژه‌ای است که دارای ضریب پراکندگی کمتری می‌باشد.

تلفیق مقایسه ریسک و بازدهی (سطح مطلوبیت پروژه‌ها) و به‌کارگیری شاخص ضریب تغییرات نتایج ذیل را به‌دنبال دارد:

الف) در صورت ثابت بودن سطح مطلوبیت پروژه‌ها (قرار داشتن پروژه‌ها بر روی منحنی بی‌تفاوتی خاص)، پروژه‌ای که دارای ضریب تغییرات کوچکتری است انتخاب می‌شود.

ب) چنانچه ضریب تغییرات یکسان باشد پروژه‌ای انتخاب می‌شود که بر روی منحنی بی‌تفاوتی بالاتری قرار گیرد.

ج) اگر دو پروژه دارای ضریب تغییرات متفاوت و سطح مطلوبیت متفاوت باشند پروژه دارای ضریب تغییرات کمتر و سطح مطلوبیت بالاتر انتخاب می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

نظریه بورس‌بازی قیمت مسکن

بورس‌بازی حرفه‌ای دارایی عبارت است از شخصی که انگیزه اصلی حاکم بر خرید او کسب سود است که از طریق فروش دارایی در آینده نه چندان دور به دست می‌آورد به ویژه زمانی که منفعت سرمایه به اندازه کافی باشد. به عبارت دیگر بورس‌باز، شخصی است که به انتظار وقوع حادثه یا حوادثی که ارزش دارایی را افزایش دهد اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کند. برای مثال اگر ارزش واحد مسکونی ویلایی طی سال‌های اخیر به شدت کاهش یافته باشد بورس‌باز چندین واحد مسکونی مشابه را خریداری می‌کند زیرا انتظار افزایش قیمت آنها را دارد. دیدگاهی که در ذهن بورس‌باز قرار دارد آن است که با خرید ارزان، نگهداری دارایی و فروش با قیمت بالاتر منفعت سرمایه مطمئن به دست می‌آرود. باید توجه داشت بورس‌بازی نتیجه رفتار فردی نیست بلکه حاصل مجموعه‌ای از پدیده‌های پیچیده است. بورس‌بازی نه تنها از سوی خریداران بلکه توسط سازندگان حرفه‌ای که با هدف فروش تولید می‌کنند و همچنین سرمایه‌گذاران و مؤسسات پولی و اعتباری سرمایه‌گذار در بازار املاک تشویق و تشدید می‌شوند. سازندگان و مؤسسات تأمین مالی با هدف بورس‌بازی وارد بازار دارایی غیرمنقول و مسکن می‌شوند. این پدیده در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و یا درحال‌توسعه در بازار مسکن مصداق دارد (خداداد کاشی و رزبان، ۱۳۹۳).

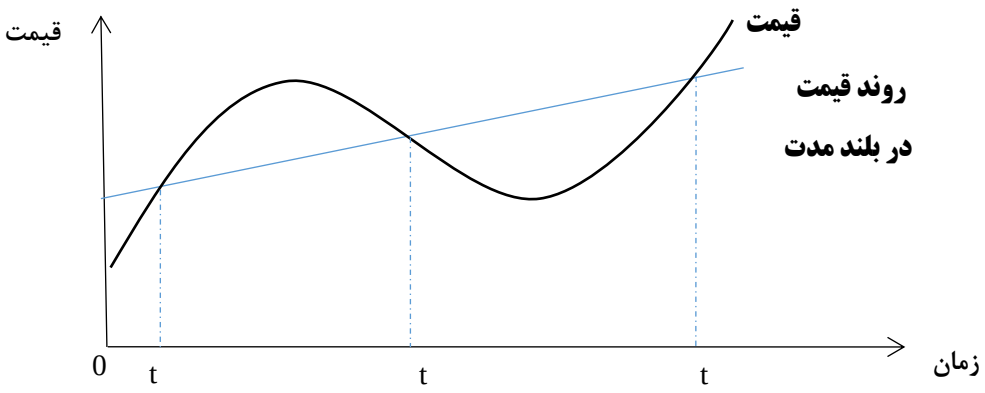
به طور کلی برای نظریه بورس‌بازی مسکن دو حالت متفاوت قابل ارائه است که عبارتند از:

الف) روند قیمت بلندمدت مسکن افزایشی و خطی باشد؛ یعنی قیمت مسکن با نرخ ثابت در طول زمان افزایش یابد.

ب) روند قیمت بلندمدت مسکن ثابت باشد، یعنی قیمت مسکن در طول زمان ثابت بماند.

حالت اول در نمودار چهار نشان داده شده که در آن متوسط قیمت بلندمدت معادل p است، در دوره رونق یعنی از زمان صفر تا t_1 خرید مسکن به منظور فروش آن سودآور می‌باشد. با استفاده از نمودار چهار زمان مناسب خرید و فروش مسکن توضیح داده شده است.

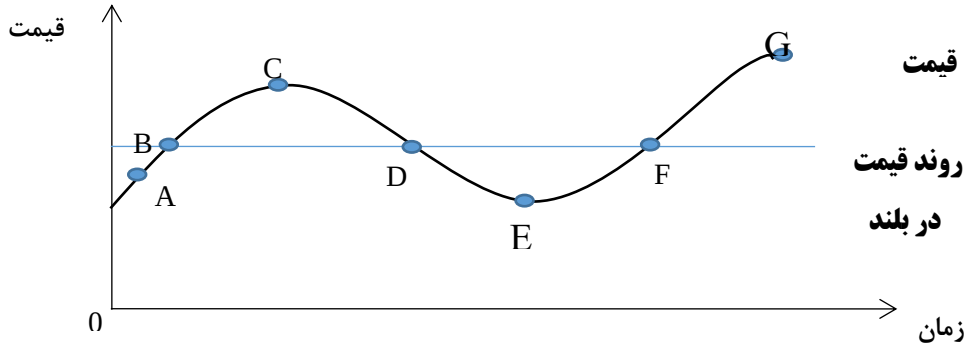
[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]



نمودار ۴- روند بلندمدت و قیمت جاری مسکن

چنانچه قیمت رایج در بازار از قیمت انتظاری بلندمدت آن فاصله بگیرد انتظار بر آن است که مجدداً به سطح بلندمدت خود برگردد. برای مثال اگر قیمت رایج در بازار مسکن کمتر از روند بلندمدت قیمت مسکن باشد، انتظار بر آن است که قیمت افزایش یافته و به سمت روند بلندمدت قیمت مسکن حرکت کند و لذا خرید مسکن سود آور خواهد بود. برعکس چنانچه قیمت از روند بلندمدت آن بیشتر باشد انتظار آن است که قیمت مسکن کاهش پیدا کند و لذا زمان مناسب برای فروش مسکن خواهد بود؛ زیرا نگهداری مسکن زیان سرمایه ایجاد می‌کند. بورس‌باز حرفه‌ای می‌تواند دوران موجود در بازار مسکن را پیش‌بینی نماید و در فرصت مناسب اقدام به خرید، نگهداری یا فروش آن کند. از آنجا که افراد دارای انتظارات مختلف نسبت به آینده می‌باشند، لذا زمان مناسب خرید و فروش یا نگهداری مسکن متفاوت خواهد بود. ویژگی مشخص این نوع تقاضای دارایی مسکن آن است که این گروه افراد در زمان طولانی اقدام به نگهداری مسکن نمی‌کنند و تلاش می‌نمایند طی دوره کوتاه از طریق خرید و فروش مسکن سود بیشتری کسب کنند؛ زیرا بر اساس نظریه حباب شکل بودن، قیمت مسکن در میان‌مدت، ثابت و در کوتاه‌مدت، نوسان خواهد داشت. سیکل تجاری فاصله زمانی بین دو نقطه اوج یا دو نقطه حضیض است و در این فاصله قیمت مسکن از نوسان شدید برخوردار خواهد بود. این روش رفتار سیکلی بازار املاک و مسکن را تأیید نموده و علل و چگونگی شکل‌گیری بورس‌بازی را توضیح می‌دهد که می‌تواند در طول سیکل تجاری چندین بار بورس‌بازی اتفاق بیفتد.

نمودار پنج سازوکار سیکل تجاری را در حالت دوم توضیح می‌دهد که در آن خط روند ثابت بوده و دارای شیب صفر است.



نمودار ۵- ادوار بورس بازی مسکن

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

اولین مرحله شروع دوره رونق است و به دلیل افزایش تقاضا مازاد عرضه از بین می‌رود. به دلیل افزایش قیمت اعتماد به بازار مسکن تقویت می‌شود؛ برای مثال حرکت از A به B یا از E به F. افزایش قیمت مسکن به چهار دلیل می‌تواند اتفاق بیفتد:

۱- رونق بازار بعد از اتمام دوره رکود

۲- بهبود امور زیربنایی و خدماتی در منطقه خاص و تمایل خانوارها برای خرید مسکن در منطقه مورد نظر

۳- بهبود شرایط اقتصادی و تقویت استطاعت مردم و ایجاد فرصت‌های جدید برای مردم

۴- وجود دارایی‌ها و املاک با قیت جذاب برای خرید و کسب سود قابل‌توجه.

این موارد تقاضا برای املاک را تقویت می‌کند و افزایش قابل‌توجه در سطح بازدهی مسکن در منطقه یا بازار خاص به وجود می‌آورد. مرحله دوم شکل‌گیری حباب قیمت مسکن است؛ مثل حرکت از نقطه B به C یا F به G. در این مرحله قیمت به شدت افزایش می‌یابد و به سطحی بالاتر از نرمال می‌رسد که ناشی از افزایش بعدی تقاضا خواهد بود (قلی‌زاده، ۱۳۸۷).

افراد زیادی وجود دارند که به منظور دریافت سود کوتاه‌مدت در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت می‌کنند. در مراحل بعدی قیمت‌ها به آرامی افزایش می‌یابد و نهایتاً به نطقه اوج خود در سیکل نزدیک می‌شوند. در این شرایط معمولاً دولت‌ها برای مهار بورس‌بازی مسکن اقدام به تدوین قوانین و مقررات ویژه‌ای می‌نمایند. در سومین مرحله به دلیل افزایش بیش از حد تولید، قیمت‌ها شروع به افزایش می‌کند و بازار مسکن از نقطه C به نقطه D حرکت می‌کند. حتی در این مرحله نیز عده‌ای به امید افزایش بعدی قیمت بورس‌بازی انجام می‌دهند. تولید بیش از حد و به‌وجود آمدن واحدهای مسکونی خالی و واحدهای مسکونی زیاد برای فروش شرایط جدیدی را در بازار مسکن ایجاد می‌کند. در مرحله چهارم و مرحله نهایی رکود و کاهش شدید قیمت مسکن اتفاق می‌افتد و قیمت به سطح پایین‌تر از نرمال سقوط می‌کند و خریداران و سازندگان از ورود به بازار صرف‌نظر می‌کنند که در نمودار نقطه D تا E این وضعیت را نشان می‌دهد؛ یعنی بازار با سقوط روبه‌رو می‌شود. در این وضعیت سازندگان حرفه‌ای هم برای تولید و هم برای فروش با مشکلات زیادی مواجه می‌شوند. مؤسسات اعتباری تمایلی برای اعطای وام بابت تولید یا فروش نخواهند داشت. به ویژه در صورتی که مشتریان قبلی اقساط وام خود را تسویه نکرده باشند.

بعد از پشت سر گذاشتن دوره رکود، بازار به تدریج با رونق مجدد مواجه می‌شود. به دلیل وقوع یکی از حالت‌های چهارگانه بیان شده دوباره رونق به‌وجود می‌آید. به‌عبارت دیگر سیکل دیگری برای بورس‌بازی آغاز می‌شود.

۴- روش تحقیق

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر تحولات بازارها بر بازار مسکن شهری در ایران با تأکید بر نااطمینانی‌های قیمت بازار طلا است. از این رو از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ روش اقتصادسنجی می‌باشد. بازه زمانی تحقیق نیز سال‌های ۱۳۷۱ الی ۱۳۹۷ می‌باشد که در آن از داده‌های فصلی متغیرهای مدنظر استفاده شده است.

در این بخش با توجه به مطالعات چن و پاتل[1] (۱۹۹۸)، شن[2] (۲۰۰۵) و کیس و واداس[3] (۲۰۰۵) که براساس نظریه سبد دارایی پرداخته‌اند و با در نظر گرفتن بازارهای موجود در اقتصاد ایران شامل بازار مسکن، پول، سرمایه، طلا و ارز و با توجه به تأثیر بازار نفت بر اقتصاد ایران، رابطه تعادلی به صورت زیر ارائه می‌شود:

رابطه تعادلی قیمت مسکن:

$$PH=f(GDP,PS,EX,M2,COIN,OIL,COIN_UNCER)$$

از طرفی نوسانات بازار طلا به معنی بالا رفتن نااطمینانی در این بازار می‌باشد و چون سرمایه‌گذاران

1- Chen and Patel
2- Shen
3- Kiss and Vadas

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

معمولاً افراد ریسک‌گریزی هستند؛ لذا سعی می‌کنند اثرات این نااطمینانی را از سبد دارایی خود حذف کنند و به سوی بازارهای جایگزین مطمئن همچون مسکن حرکت کرده و سرمایه‌گذاری می‌کنند.

با توجه به روابط ارائه شده، متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق شامل PH: شاخص قیمت مسکن، PS: شاخص قیمت بورس، GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، COIN_UNCER: نااطمینانی ناشی از نوسانات قیمتی در بازار طلا، EX: نرخ غیررسمی ارز، M2: حجم نقدینگی و OIL: قیمت نفت می‌باشد.

داده‌های مربوط به شاخص قیمت مسکن، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، قیمت طلا و حجم نقدینگی از حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شاخص قیمت بورس از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، جمع‌آوری شده‌اند. قیمت نفت نیز از آمار اوپک استخراج شده است.

به منظور اندازه‌گیری نااطمینانی و نااطمینانی‌های بازار بورس مطالعات زیادی در عرصه اقتصادسنجی انجام شده است. این مطالعات عمدتاً از الگوی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH)[1] بهره می‌گیرند که برای اولین بار توسط انگل[2] (۱۹۸۲) ارائه شد و سپس توسط بولرسلو[3] (۱۹۸۶) و بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲)، به مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH)[4] توسعه یافت.

ثابت بودن واریانس جزء اخلال در مدل کلاسیک رگرسیون خطی یکی از فرضیات بسیار مهم و کلیدی است که به عنوان واریانس همسانی شناخته می‌شود. اگر جملات اخلال واریانس ناهمسان باشند هرچند ضرایب برآورد شده بدون تورش خواهند بود اما واریانس آنها کمتر از مقدار واقعی برآورد خواهد شد. این امر ممکن است محقق را به استنباط‌های غلطی بکشاند. از این رو سعی می‌شد به گونه‌ای واریانس ناهمسانی را در معادله برآورد شده از بین برد. یافته انگل (۱۹۸۲) مبنی بر اینکه هر چند ممکن است بین جملات اخلال معادله رگرسیون همبستگی وجود نداشته باشد اما این احتمال وجود دارد که توان‌های دوم این جملات با یکدیگر همبسته باشند نه تنها به بهبود روش برآورد معادلات واریانس ناهمسان کمک کرد بلکه الگویی برای توضیح واریانس که می‌تواند به منزله ریسک تلقی شود را به عرصه اقتصاد معرفی نمود. این الگو به نام الگوی ARCH شهرت یافته است. بر اساس الگوی ARCH، اگر ε_t جمله اخلال معادله رگرسیونی باشد آنگاه واریانس شرطی آن که به صورت σ_t^2 بیان می‌شود به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\sigma_t^2 = var(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E\left[(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2 \middle| \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\right] \quad (۵$$

به طور معمول فرض می‌شود که $E(\varepsilon_t) = 0$ بنابراین:

$$\sigma_t^2 = var(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E[(\varepsilon_t)^2|\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] \quad (۶$$

معادله بالا بیان می‌کند که واریانس شرطی یک توزیع نرمال با میانگین صفر برابر ارزش انتظاری توان دوم آن متغیر است.

به طور خلاصه در این مدل همراه با برآورد میانگین شرطی متغیر سری زمانی، معادله واریانس شرطی نیز تخمین زده می‌شود؛ بدین ترتیب که معمولاً یک مدل AR به‌عنوان معادله میانگین تخمین زده می‌شود و سپس جزء خطای معادله AR برای مدل ARCH مورد استفاده قرار می‌گیرد. معادله AR به‌صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = c + \rho_1 y_{t-1} + \dots + \rho_m y_{t-m} + \varepsilon_t \quad (۷$$

که در آن y_t یک متغیر سری زمانی و $\rho_1, \dots, \rho_m$ و c پارامترهای مدل و ε_t جمله اخلال می‌باشد. همچنین اگر متغیر سری زمانی و وقفه‌های آن دارای میانگین صفر و فاقد خودهمبستگی باشند، در این

1- Autoregressive Conditional Heteroskedastity
2- Engel
3- Bollerslev
4- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastity

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

صورت معادله میانگین شرطی به صورت زیر تعیین خواهد شد:

$$y_t = \varepsilon_t$$

انگل همچنین ε_t را به صورت $\varepsilon_t = \sqrt{h_t z_t}$ تعریف می‌نماید که در آن z_t یک فرایند تصادفی است که به طور مستقل و یکسان توزیع شده است به‌طوری که:

$$var(z_t) = 1, E(z_t) = 0$$

می‌باشد. طبق تعریف ε_t به‌صورت سریالی ناهمبسته بوده و میانگین آن برابر با صفر است، اما واریانس شرطی آن σ_t^2 می‌باشد که طی زمان می‌تواند تغییر نماید.

علاوه بر این واریانس شرطی σ_t^2 به ارزش گذشته مربع جمله اخلال نیز بستگی دارد. به عبارت دیگر در این حالت σ_t^2 به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۸$$

رابطه بالا توصیف می‌کند چطور متغیر واریانس شرطی در طول زمان تغییر می‌کند. همچنین از آنجایی که σ_t^2 واریانس شرطی است بنابراین ارزش آن همواره مثبت است.

بولرسلو (۱۹۸۶) و بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲) در الگوی ARCH واریانس را به وقفه‌های خود نیز وابسته می‌دانند و این مدل را به صورت زیر ارائه می‌دهند:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۸$$

که در آن $w > 0$، $\alpha_1 \geq 0$ و $\beta_1 \geq 0$ می‌باشند.

بولرسلو (۱۹۸۶) بیان می‌دارد که این مدل از برآورد معادله واریانس با وقفه‌های زیاد اجتناب می‌کند. در نتیجه یک روش کارا محسوب می‌شود. علاوه‌براین پیش‌بینی روزانه بازار بورس را بر اساس مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته به صورت زیر ارائه می‌دهند:

$$\sigma_{t+1}^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 \quad (۹$$

همچنانکه پیشتر نیز اشاره شد، می‌توان از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی برای الگوسازی نااطمینانی‌های موجود در بخش‌های مختلف اقتصادی همچون بازار سهام استفاده کرد. در گام اول به تبعیت از انگل (۱۹۸۲)، بولرسلو (۱۹۸۶) و بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲) به تصریح و برآورد شاخص قیمت سهام براساس یک الگوی خود رگرسیونی می‌پردازیم؛ زیرا رفتار یک متغیر اقتصادی می‌تواند متوسطی از رفتار دوره‌های قبل آن باشد (Andersen et al., 2004). مدل انتخابی برای به‌دست آوردن نااطمینانی بازار بورس به صورت زیر است:

$$COIN_t = a_0 + a_1 COIN_{t-1} + \ldots + a_n COIN_{t-n} + \varepsilon$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}$$

که h_t همان واریانس شرطی است. با توجه به اینکه در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک شوک مثبت (هم اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی‌ثباتی می‌گردد (Brooks, 2008)؛ از این رو برای استخراج بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش نامتقارن استفاده گردد که یکی از روش‌های نامتقارن EGARCH[1] است که چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه در مدل EGARCH حتی اگر پارامترها منفی باشند σ^2 مثبت خواهد بود؛ زیرا σ^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در مدل فوق امکان لحاظ عدم‌تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد. با توجه به فصلی بودن داده‌های مورد بررسی ابتدا الگوی خودرگرسیون با چهار وقفه برآورد شد، سپس با توجه به معنی‌داری ضرایب رگرسیون مذکور، تعداد وقفه‌های بهینه یک تعیین گردید. بر اساس نتایج الگوی برآورد شده شاخص قیمت سهام با نرم‌افزار Eviews11 معادله میانگین و واریانس شاخص قیمت سهام به صورت زیر ارائه شده است:

$$\underbrace{LCOIN}_{T} = \underbrace{0.088}_{1.76} + \underbrace{0.92}_{12.2} LCOIN(-1)$$

R^2=.99 DW=1.56

$$\ln(\sigma^2) = -0.25 - 0.22 \left| \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right) \right| + 0.41 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right) + 0.88 \log \sigma_{t-1}^2$$

1- Exponential Garch

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

در معادله فوق نشانگر مدل EGARCH(1,1) است و در نتیجه جایگزینی برای نااطمینانی بازار طلا است که آن را COIN_UNCER می‌نامیم و در بررسی تأثیرگذاری نوسانات بازار طلا بر بخش مسکن مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

۵- یافته‌های تحقیق

برآورد مدل

آزمون پایایی[1] از الزامات مهم در برآوردهای معادلات اقتصادی با داده‌های سری زمانی محسوب می‌شود. یک متغیر سری زمانی هنگامی پایاست که میانگین، واریانس، کواریانس و ضرایب همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند.

هیلبرگ[2] و همکاران (۱۹۹۰) برای اولین بار به‌طور رسمی اقدام به آزمون خصوصیات یک‌سری زمانی فصلی شامل روند تصادفی و فصلی تصادفی کردند. این آزمون می‌تواند ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند. در این مطالعه از فرضیه وجود ریشه واحد فصلی و غیرمتناوب استفاده شده است و بر مبنای آن متغیرهای موجود در تابع قیمت مسکن در سطح اطمینان ۹۵ درصد ناپایا هستند و تفاضل مرتبه اول هر کدام از متغیرهای فوق، پایا می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

متغیر	آزمون	F محاسباتی	F بحرانی
LM2	$F_{1,2,3,4}$	۳.۲	۶.۶
DLM2	$F_{1,2,3,4}$	۱۴.۵	۵.۹۹
LEX	$F_{1,2,3,4}$	۱.۳	۶.۴۷
DLEX	$F_{1,2,3,4}$	۹.۵	۶.۶
LPH	$F_{1,2,3,4}$	۲.۵	۵.۸
DLPH	$F_{1,2,3,4}$	۱۲.۹	۶.۲
LGDP	$F_{1,2,3,4}$	۰.۸	۴.۸
DLGDP	$F_{1,2,3,4}$	۷.۴	۵.۲
LPS	$F_{1,2,3,4}$	۳.۴	۶.۶
DLPS	$F_{1,2,3,4}$	۱۵.۸	۶.۷
LCOIN	$F_{1,2,3,4}$	۲.۹	۵.۸
DLCOIN	$F_{1,2,3,4}$	۱۱.۶	۵.۹۵
LOIL	$F_{1,2,3,4}$	۲.۶	۶.۵
DLOIL	$F_{1,2,3,4}$	۱۰.۳	۶.۸

بنابراین با درنظر گرفتن ویژگی‌های آماری هر یک از متغیرهای مذکور، برآورد الگو به روش هم‌انباشتگی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود.

برآورد ضرایب تابع تعادلی بلندمدت تابع قیمت مسکن

اکنون که مرتبه جمعی بودن متغیرهای تابع قیمت مسکن با توجه به آزمون‌های صورت گرفته تعیین شد، به برآورد رابطه ارتباط‌دهنده بین بازار طلا و بازار مسکن می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد ضرایب به روش OLS و با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۷ به صورت زیر است:

PH=-14.0+0.17LM2+0.14LPS+0.15LOIL
+0.86LGDP+0.25LEX+0.06LCOIN+10.3LC
OIN-UN

t (-8.3) (3.0) (3.1) (3.08)
(5.45) (3.07) (0.68) (3.6)

R^2=0.98

DW=0.83

1- Stationary

2- Hyllberg

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

از آنجا که متغیر مربوط به طلا بی‌معنی است، لذا آن را حذف و تنها با در نظر گرفتن نوسانات بازار طلا، رابطه فوق مجدد تخمین زده می‌شود.

PH=-14.17+0.19LM2+0.15LPS+0.16LOIL
+0.86LGDP+0.28LEX+8.85LCOIN-UN
t (-8.6) (4.19) (3.4) (3.3)
(5.4) (4.0) (4.8)
R^2=0.98
DW=0.89

نتایج حاصل از برآورد تابع قیمت مسکن حاکی از آن است که الگو از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً خوبی برخوردار است. کلیه ضرایب متغیرها از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آنها موافق انتظار است. به منظور اطمینان از اینکه رگرسیون ارتباط‌دهنده بخش مسکن و بازار طلا یک رگرسیون کاذب نیست، آزمون همجمعی بین متغیرهای تابع قیمت مسکن در بلندمدت به روش انگل و گرینجر براساس دیکی فولر تعمیم‌یافته ADF بر روی جمله پسماند رگرسیون که به عنوان جمله خطای تعادلی (EET) در بلندمدت نیز می‌باشد انجام شد که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲- آزمون انگل- گرینجر

آزمون	نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵٪	نتیجه آزمون
ADF	EET	0 , 0	-۲/۹۲	-۲/۸۹	EET ~I(0)

بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت مسکن و متغیرهای توضیح‌دهنده آن از جمله شاخص قیمت بازار طلا و نااطمینانی‌های ناشی از آن به گونه‌ای که در الگو تصریح شده است برقرار است.

برآورد ضرایب تابع پویای کوتاه‌مدت قیمت مسکن

نتایج به دست آمده از برآورد تابع کوتاه‌مدت الگو به صورت ذیل ارائه می‌گردد:

D(LPH)=0.026-
0.035D(LCOIN)+0.38D(LPH(-1))-
0.041ECM(-1)
t (5.7) (-1.5) (4.23) (-2.42)
R^2=0.23
DW=2.066

نتایج حاصل از برآورد تابع حاکی از آن است که ضریب برآورد شده مربوط به سرعت تعدیل در بلندمدت از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آن موافق انتظار است و با توجه به ضریب خطای بلندمدت با وقفه، خطای عدم‌تعادل در هر فصل به اندازه ۴ درصد و در هر سال به اندازه ۱۶ درصد تعدیل می‌شود.

در نهایت به منظور بررسی صحت و اعتبار برآورد ضرایب تابع پویایی‌های کوتاه‌مدت بخش مسکن کشور و نیز حصول اطمینان از وجود فروض کلاسیک، آزمون همبستگی جملات خطا (آزمون ضرایب لانگرانژ)، آزمون واریانس ناهمسانی بروش، پاگان و گادفری، آزمون واریانس ناهمسانی شرطی (آزمون آرچ) و آزمون تصریح درست تابع (آزمون رمزی) انجام شد. نتایج آزمون‌های مذکور و مقادیر احتمال این آماره‌ها به صورت زیر می‌باشد.

جدول ۳- آزمون‌های تأیید اعتبار مدل پویایی‌های کوتاه‌مدت تابع قیمت مسکن

نام آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه آزمون
آزمون همبستگی پیاپی جملات خطا (آزمون ضرایب لانگرانژ)	۰/۲۸	۰/۵۹	همبستگی پیاپی جملات خطا در مدل وجود ندارد.
آزمون واریانس ناهمسانی بروش، پاگان و گادفری	۰/۷۵	۰/۶۵	واریانس ناهمسانی در مدل وجود ندارد.
آزمون واریانس ناهمسانی شرطی (آزمون آرچ)	۰/۰۲	۰/۸۷	واریانس ناهمسانی شرطی در مدل وجود ندارد.
آزمون تصریح درست تابع(آزمون رمزی)	۲/۳۶	۰/۱۰	مدل درست، تصریح‌شده و هیچ متغیر حذف شده‌ای در مدل وجود ندارد

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

همانطور که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، فرضیات صفر برای تمامی آزمون‌های به کار گرفته شده در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود، در نتیجه ضرایب برآورد شده تابع پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو از اعتبار لازم برخوردار است.

نتایج حاصل از برآورد الگو نیز حاکی از آن است که اثر واریانس شرطی قیمت بازار طلا به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی قیمتی در بازار طلا بر بخش مسکن مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش نوسانات قیمتی در بازار طلا، سرمایه‌گذاران این بخش از اقتصاد با نااطمینانی‌های بیشتر مواجه شده و لذا افراد سرمایه‌های خود را به سایر بخش‌های اقتصاد سوق می‌دهند. به بیان دیگر از آنجا که حجم پول‌های سرگردان در اقتصاد ایران زیاد است به محض تلاطم در یک بازار، بازارهای دیگر نیز دچار نوسان می‌شوند و از این جهت اقتصاد دچار بی‌ثباتی خواهد گردید. وقتی نقدینگی جدید وارد اقتصاد می‌شود در حالی‌که هنوز سطح قیمت‌ها افزایش متناسب پیدا نکرده است، این میزان نقدینگی جدید به شکل افزایش قدرت خرید جدید ظاهر می‌شود. این قدرت خرید می‌تواند در مبادلات کالا و خدمات یا در فعالیت‌های سوداگرانه به‌کار گرفته شود. اگر اقتصاد در شرایط رکودی مانند شرایط سال‌های اخیر اقتصاد ما باشد، حجم نقدینگی جدید، برای دستیابی به بازده بیشتر، در بازار دارایی فعال می‌شود. این دارایی‌ها می‌توانند سهام، ارز، طلا، مسکن و کالاهای بادوام مانند خودرو و لوازم خانگی باشند. در واقع بازار دارایی با هجوم نقدینگی مواجه می‌شود و جهش‌ها در این بازار شکل می‌گیرد. با افزایش بیشتر قیمت انواع دارایی، پس‌اندازهای پولی کوچک هم به این سمت سرازیر می‌شوند. ضریب متغیر توضیح‌دهنده تولید ناخالص داخلی بر قیمت بخش مسکن به عنوان عامل بیان‌کننده وضعیت درآمدی افراد جامعه و نیز سطح فعالیت‌های اقتصادی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری می‌باشد. همچنین ضرایب سایر متغیرهای توضیح‌دهنده مؤثر بر بخش مسکن دارای اثرات مثبت و معنی‌داری می‌باشند. به عبارت دیگر با افزایش آنها (قیمت دارایی در بازارهای موازی) قیمت مسکن افزایش می‌یابد و لذا شاخص مسکن رشد می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

بخش مسکن به عنوان یکی از بخش‌های عمده اقتصادی کشور است که رابطه تنگاتنگ و وسیعی با سایر بخش‌های اقتصادی به لحاظ ارتباطات پسین و پیشین خود دارد و لذا از تحولات سایر بخش‌ها تأثیر پذیرفته و خود بر آنها اثر می‌گذارد. بنابراین تحولات بازار مسکن متأثر از مجموعه‌ای از عوامل است و تنها با یک یا تعداد محدودی از عوامل نمی‌توان جهت این بازار را تغییر داده یا بر آن اثر تعیین‌کننده بر جای گذاشت. در این بین یکی از بخش‌های مهم اقتصادی که همواره بر روند حرکتی متغیرهای بخش مسکن تأثیرگذار بوده و است، بازار طلای کشور می‌باشد. به‌طوری که با افزایش یا کاهش در شاخص قیمت طلا به عنوان عملکرد این بازار منجر به تأثیرپذیری بخش مسکن می‌شود. در واقع، از آنجا که در اقتصاد ایران، بی‌ثباتی در یک بازار می‌تواند به سرعت به سایر بازارها نیز انتقال یابد، بازار طلا به عنوان بازاری که در ورود پس‌انداز مردم نقش مهمی ایفا می‌نماید، به عنوان نمادی از بازارهای جانشین مسکن انتخاب و مورد بررسی قرار گرفت. لذا در این تحقیق در خصوص اثرگذاری بازار طلا بر بخش مسکن به بررسی تأثیرپذیری بخش مسکن از نااطمینانی‌های بازار طلا و نیز روند حرکتی بلندمدت آن به عنوان جانشینی برای بخش مسکن پرداخته شده است.

در این میان بر اساس نتایج برآورد مدل، دو متغیر نرخ ارز و نقدینگی نیز نقش به‌سزایی در آشفتگی بازارها در اقتصاد کشور ایفا می‌نمایند. نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی نقش کلیدی در کنترل سطح قیمت‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی دارد. به‌طور ویژه در کشورهایی نظیر ایران به دلیل نبود بازار عمیق رقابتی و

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

کمبود درآمدهای ارز و سوءمدیریت در این خصوص، افزایش نرخ ارز به واسطه تحت تأثیر قرار دادن بخش خارجی و داخلی اقتصاد، می‌تواند عملکرد کلی اقتصاد کشور را در بازارهای دارایی و بازار واقعی کالا و خدمات تحت‌تأثیر قرار دهد. نقش نقدینگی در اختلالات ایجاد شده در بازارها نیز حائزاهمیت است. به عبارت دیگر از آنجا که حجم عظیم نقدینگی در اقتصاد ایران، عاملی مهم برای ایجاد تلاطمات شدید در بازار دارایی‌ها است و از آنجا که سیستم بانکی سهم زیادی در تولید نقدینگی دارد؛ لذا برای جلوگیری از هجوم نقدینگی سرگردان به بازارهایی مانند مسکن، ارز، طلا و سهام، لازم و ضروری است بانک مرکزی با نظارت دقیق و کافی، این امکان را از آنها سلب نماید. این در حالی است که در مطالعه موسوی و درودیان (۱۳۹۴) رابطه معناداری میان نقدینگی و قیمت مسکن در شهر تهران یافت نشده است.

با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌شود به منظور تثبیت بازار مسکن و جلوگیری از افزایش بی‌رویه قیمت در این بخش به کنترل نوسانات متغیرهای نرخ ارز و نقدینگی و همچنین بازارهای جانشین بخش مسکن پرداخته شود که البته این موضوع با توجه به ارتباطات پسین و پیشین بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی سبب ثبات‌بخشی به کل اقتصاد نیز خواهد شد. همچنین با توجه به تغییرات بازار زمین و مسکن در آینده، جمعیت غیربومی بیشتری وارد این محدوده اجتماعی خواهد شد و در نتیجه بافت اجتماعی چندگانه‌ای را به‌وجود می‌آورد که پیامد آن شکل‌گیری تعارضات اجتماعی در سطح شهری خواهد بود؛ بنابراین در راستای سناریوی عدالت اجتماعی باید توجه بیشتری به بخش مسکن شهری داشت.

۷- منابع

احمدی، سید وحید. (۱۳۸۴). بررسی نقش و جایگاه دولت در تأمین مسکن. *نشریه روند*، شماره ۴۶، ۴۱-۶۶.

احمدی، سید وحید؛ عباسی، ابراهیم؛ محسنی، رضا. (۱۳۹۹). بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران. *نشریه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۸ (۹۵)، ۲۷۱-۳۰۵.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا (میلا)؛ هادی‌زاده، آرش. (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹ (۳۲)، ۵۳-۳۱.

خداداد کاشی، فرهاد؛ رزبان، نرگس. (۱۳۹۳). نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۷). *نشریه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳ (۷۱)، ۲۸-۵.

سزاوار، محمدرضا، خزائی، علیرضا؛ اسلامیان، مجتبی. (۱۳۹۸). بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۶۰-۳۷

عسگری، حشمت‌الله؛ الماسی، اسحاق. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵). *نشریه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱ (۲)، ۲۰۱-۲۲۴.

قادری، جعفر؛ ایزدی، بهنام. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد شهری*، ۱ (۱)، ۵۵ – ۷۵.

قلی‌زاده، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). *نظریه قیمت مسکن در ایران (به زبان ساده)*. تهران نور علم.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ کمیاب، بهناز. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۸، ۱۴۳-۱۷۴.

کمالی دهکردی، پروانه. (۱۳۹۹). تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم‌های اقتصادی و قیمت نفت بر بازار مسکن (با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری SVAR). *نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصادی*، ۷ (۴)، ۲۷-۵۶.

کمیجانی، اکبر؛ گندلی علیخانی، نادیا؛ نادری، اسماعیل. (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. *نشریه راهبرد اقتصادی*، ۲ (۷)، ۷-۳۹.

موسوی، میرحسین؛ درودیان، حسین. (۱۳۹۴). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۹ (۳۱)، ۱۰۳-۱۲۷

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

هزارجریبی، جعفـر؛ امـامی غفـاری، زینـب. (۱۳۹۸). بررسـی تحولات سیاست‌گذاری رفاهی مسکن در ایران. *فصلنامه برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی*، شماره ۳۸، ۷۵-۱۱۹.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Meddahi, N. (2004). Analytical evaluation of volatility forecasts. *International Economic Review*, *45*(4), 1079-1110.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*(3), 307-327.

Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, *52*(1-2), 5-59.

Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, *4*, 2959-3038.

Brooks, C. (2008). RATS Handbook to accompany introductory econometrics for finance. *Cambridge Books*.

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.

Gabrieli, T., Pilbeam, K., & Wang, T. (2018). Estimation of bubble dynamics in the Chinese real estate market: a State space model. *International Economics and Economic Policy*, *15*(2), 483-499.

Geng, M. N. (2018). *Fundamental drivers of house prices in advanced economies*. International Monetary Fund.

Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2018). Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. *26th issue (September 2011) of the International Journal of Central Banking*.

Lawrence, C. (2003). Why is gold different from other assets? An empirical investigation. *London, UK: The World Gold Council*.

Shen, Y., Hui, E. C. M., & Liu, H. (2005). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai. *Management Decision*.

Tripathi, S. (2019). Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis.

Tsatsaronis, K., & Zhu, H. (2004). What drives housing price dynamics: cross-country evidence. BIS Quarterly Review, March.

Vadas, G., & Kiss, G. (2005). *The Role of the Housing Market in Monetary Transmission* (No. 0512010). University Library of Munich, Germany.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-25]