فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۳، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۵۰-۳۳

بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی

سیدمنصور خلیلی‌عراقی
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
khalili@ut.ac.ir

محسن مهرآرا
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
mmehrara@ut.ac.ir

سیدرضا عظیمی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تهران
rezaazimi@ut.ac.ir

در این تحقیق تلاش شده است تا عوامل سمت عرضه و تقاضای مسکن با استفاده از اصول اقتصاد خرد مدلسازی شود و اثر متغیرهای مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوارها، هزینه استفاده (هزینه مالکیت مسکن)، تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت بر قیمت مسکن مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به مزیت‌های داده‌های ترکیبی (پنل)، در این مطالعه از اطلاعات آماری نامتوازن دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان کشور استفاده شده است. همچنین، به‌منظور تفکیک اثرگذاری متغیرها در افق زمانی با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) معادلات به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و برآورد شدند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین آثار مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی بر قیمت حقیقی مسکن داشته‌اند. در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی بوده است.

طبقه‌بندی JEL: *C3, G12*.
واژه‌های کلیدی: *قیمت مسکن، عرضه مسکن، تقاضای مسکن، داده‌های ترکیبی، مدل تصحیح خطا.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۵/۲** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۷/۲۹**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

۱. مقدمه

مطالعه بازار مسکن هم از جهت اینکه یک دارایی است و هم از لحاظ خدماتی که به‌عنوان سرپناه ارائه می‌دهد حائز اهمیت است. چنانچه از جنبه دارایی‌بودن به مسکن توجه کنیم موضوع حائز اهمیت این است که یکی از تصمیمات اصلی عوامل اقتصادی (به‌ویژه خانوارها) انتخاب ترکیب مناسبی از دارایی‌ها یا به‌عبارتی پورتفولیوی بهینه به‌منظور حداکثرسازی مطلوبیت در بلندمدت است. چنانچه کل اقتصاد را مدنظر قرار دهیم مسکن اصلی‌ترین دارایی در سبد پورتفولیوی خانوارها است. تغییراتی که در قیمت مسکن ایجاد می‌شود از یک سو باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و به تبع آن مطلوبیت ناشی از مصرف می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به متفاوت بودن ترکیب دارایی برای افراد مختلف، تغییر در قیمت مسکن باعث خواهد شد ثروت افراد مختلف در مقایسه با یکدیگر تغییر کند. از سوی دیگر، چنانچه از جنبه سرپناه به مسکن نگاه کنیم، اهمیت نوسان‌های قیمت آن برای دولت حتی می‌تواند بیشتر باشد، زیرا نوسان‌های قیمت مسکن و به‌ویژه افزایش‌های سریع آن از جمله تهدیدهایی است که هدف تضمین دسترسی آحاد مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند.

نگاهی به عملکرد بازار مسکن در ایران حاکی از وجود نوسان‌های نسبتاً مستمر و گاهی شدید در قیمت مسکن است. مطالعات مختلف از برخی جنبه‌ها به منشأ بروز این نوسان‌ها پرداخته‌اند. در این مقاله، با توجه به مزیت‌های استفاده از داده‌های ترکیبی از این رویکرد استفاده شده است و دوره مطالعه (۱۳۸۹-۱۳۷۰) می‌باشد.

در ادامه مقاله حاضر، در قسمت دوم مروری بر مطالعات صورت‌گرفته درخصوص قیمت مسکن در ایران ارائه می‌شود. قسمت سوم به مبانی‌نظری و مدل مطالعه می‌پردازد. در قسمت چهارم با شرحی بر داده‌های آماری، مدل ارائه‌شده در قسمت سوم تصریح و برآورد می‌شود. در نهایت، در قسمت پنجم نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

۲. مروری بر مطالعات صورت‌گرفته در ایران

مطالعاتی که در ایران برای بررسی منشأ نوسان‌های قیمت مسکن پرداخته‌اند برخی از جوانب موضوع را مورد تحلیل قرار داده‌اند. در ادامه این قسمت برخی از این مطالعات ارائه می‌شوند:

خلیلی‌عراقی (۱۳۸۰) با استفاده روش علیت گرانجری به این نتیجه رسیده است که انحرافات سیکلی نقدینگی، اعتبارات سیستم بانکی و هزینه‌های دولت عامل ایجاد انحرافات سیکلی شاخص بهای مسکن می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

خیابانی (۱۳۸۲) با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه دست یافته است که در بلندمدت حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ واقعی ارز و قیمت سهام از عوامل تعیین‌کننده رفتار قیمت واقعی مسکن می‌باشد.

زارعپور (۱۳۸۵) ضمن استفاده از برابری عرضه و تقاضا برای استخراج معادله قیمت به این نتیجه رسیده است که نرخ شهرنشینی، اجاره‌بها مسکن، درآمد سرانه، اعتبارات بانکی، مالیات بر مسکن، شاخص قیمت مصالح، نرخ بیکاری و متغیر مجازی کاهش ارزش‌افزوده بخش نفت تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد. همچنین، تولید ناخالص ملی، هزینه‌های دولت در فصل تأمین مسکن و پروانه‌های ساختمانی صادرشده رابطه منفی با قیمت مسکن دارد.

در مطالعه‌ای که هادی‌زاده (۱۳۸۵) بر اساس مدل چن پاتل[1] انجام داده است نتایج زیر حاصل شده است: درآمد، هزینه خدمات ساختمانی، نرخ تورم و حجم پول اثر مثبت و شاخص قیمت سهام و موجودی مسکن اثر منفی بر قیمت مسکن داشته‌اند. صمیمی و دیگران (۱۳۸۶) نیز بر اساس مدل مشابه به نتایج مشابهی از لحاظ علامت متغیرهای مزبور دست یافته‌اند.

عسگری و چگنی (۱۳۸۶) و عسگری و الماسی (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های ترکیبی به این نتیجه رسیدند که قیمت مسکن در کوتاه‌مدت تابع شاخص قیمت بازار بورس، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کل مخارج خانوار و نرخ سود وام‌های بانکی است. همچنین، در بلندمدت قیمت مسکن در دوره قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار بورس، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین تعیین‌کننده سطح قیمت‌های جاری مسکن هستند.

رحیمیان (۱۳۸۸) در بررسی عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن شهری در ایران نشان داده است میزان اثرگذاری متغیرها در تهران، شهرهای بزرگ و کوچک متفاوت است.

متوسلی و دیگران (۱۳۸۹) با استفاده از اقتصادسنجی فضایی عامل فضا (انتشار قیمت بین مناطق مختلف) را در بررسی قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران مؤثر دانسته‌اند.

علاوه بر مطالعات فوق می‌توان به مطالعات مشابه دیگری نظیر عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸)، نظری و سوری (۱۳۸۸)، قلی‌زاده (۱۳۸۹) و حیدری و سوری (۱۳۸۹) اشاره داشت. همان‌گونه که مشخص است نوسان‌های قیمت مسکن در ایران از جنبه‌های مختلفی مورد مطالعه قرار گرفته است، اما علیرغم مزیت‌های استفاده از داده‌های ترکیبی به‌طور اعم و ویژگی‌های آن در مطالعات مسکن به‌طور اخص که از منطقه‌ای بودن بازار آن نشأت می‌گیرد، این رویکرد در کشور به‌صورت محدود مورد استفاده

1. Chen Patel

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

قرار گرفته است که از مجموعه مطالعات برشمرده تنها می‌توان به مطالعه عسگری و چگنی (۱۳۸۶) اشاره نمود. در این مطالعه تلاش می‌شود علاوه بر استفاده از مزیت داده‌های ترکیبی از یک چارچوب نظری قوی با استفاده از الگوی پاتربا (۱۹۸۴) و مین (۱۹۹۰ ، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) به‌عنوان رویکردی برای تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن استفاده شود.در کنار آن، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا[1] ضمن توجه به پویایی‌های عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن رویکرد جدیدی را در مطالعه این بازار مورد توجه قرار داده است.

۳. مبانی‌نظری و ارائه مدل

در این بخش، ابتدا به ارائه دیدگاه‌های نظری درخصوص تعیین قیمت مسکن پرداخته می‌شود، سپس مدل نظری برای برآورد ارائه می‌شود.

۳-۱. دیدگاه‌های نظری در خصوص عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن

مروری تاریخی به مطالعات مسکن آن‌گونه که دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۴) اشاره نمودند نشان می‌دهد در طول زمان از بررسی سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی جدید در دهه ۱۹۶۰ به‌تدریج به سمت بررسی مسکن خود ملکی[2] و آثار قیمت مسکن و نقش مؤسسات مالی و بازار اعتبار بر آن معطوف شده است. از اوایل دهه ۱۹۸۰ مطالعات جدیدی بر اساس تعریف صریح‌تر هزینه مالکیت مسکن با استفاده از نظریه دوران زندگی انجام شد که برای نمونه می‌توان به مطالعات پاتربا (۱۹۸۴) و منکیو و ویل (۱۹۸۹) اشاره نمود. در دهه ۱۹۹۰ بیشتر توجهات به نقش بازار مالی بر بازار مسکن معطوف شد. از این دوره به بعد شاهد گرایش به مطالعات منطقه‌ای مسکن و بررسی حباب قیمت مسکن بودیم.

یک رویکرد اصلی در بررسی قیمت مسکن، مطالعه عوامل مؤثر بر رفتار تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان است. هدف اصلی در رابطه با تقاضای مسکن این است که تقاضا برای مسکن به‌عنوان یک دارایی مدنظر قرار گیرد. در این رویکرد هدف این است که میزان اثرگذاری متغیرهای اقتصادی و جمعیتی نظیر قیمت مسکن، درآمد، نرخ بهره، اجاره، جمعیت کشور و ساختار آن و ... بر انتخاب مصرف‌کنندگان بررسی شود یا در معکوس تابع تقاضا بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن مورد توجه قرار می‌گیرد. این رویکرد در مطالعات مختلفی از جمله پاتربا (۱۹۸۴)، ویتون (۱۹۸۵)، تاپل و روزن (۱۹۸۸)، منکیو و ویل (۱۹۸۹)، دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۴)، سالو (۱۹۹۴)، کنی (۱۹۹۹)، بورش- سوپان و دیگران (۲۰۰۱)،

1. Dynamic OLS
2. Owner Occupied Housing

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

مین (۲۰۰۲ و ۲۰۰۳)، کامرون، مولبائر و مورفی (۲۰۰۶)، گالین (۲۰۰۶)، گودمن و تیبودیو (۲۰۰۸) و باجاری و دیگران (۲۰۱۰) مورد تأکید قرار گرفته است. دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۲) نیز تقاضا برای مسکن اجاری را مورد مطالعه قرار داده‌اند.

الف) مدل‌های تقاضای مسکن

با ملاحظه روند تاریخی مدل‌های تقاضای مسکن می‌توان چهار نوع مختلف از این مدل‌ها را از یکدیگر تفکیک نمود. در تعداد زیادی از مطالعات بازار مسکن از چارچوب ساده مدل‌های عمومی تقاضا که به تابع تقاضای مارشالی معروف است، استفاده شده است. می‌توان گفت که در این مطالعات به‌طور ضمنی مسکن کالایی مانند سایر کالاها در نظر گرفته شده است. در این رابطه، علاوه بر مطالعات روزن و کیرل می‌توان به رویکرد اول مطالعه منکیو و ویل (۱۹۸۹)، دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۴) و گودمن و تیبودیو (۲۰۰۸) اشاره نمود.

نوع دوم از مدل‌های تقاضا که متأثر از کار اولیه پاتربا (۱۹۸۴) است و توسط تاپل و روزن (۱۹۸۸) و سایرین گسترش یافته است و در مطالعات دیگری نظیر میخد و زمچیک (۲۰۰۹) و بورجو بولوت (۲۰۰۹) نیز مورد استفاده قرار گرفته است، تقاضا برای مسکن به‌عنوان تقاضا برای یک کالای سرمایه‌ای مدنظر است. مدل بازار مسکن پاتربا از دو قسمت تشکیل شده است که یک قسمت به تقاضای مسکن موجود می‌پردازد و دیگری به نحوه تعیین مسکن نوساز اختصاص دارد.

در خصوص نوع سوم یا روش جایگزینی اجاره ضمنی می‌توان به مطالعاتی که توسط مین (۱۹۹۰، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) و کامرون، مولبائر و مورفی (۲۰۰۶) انجام گرفته است، اشاره نمود. در این مطالعات، رابطه تقاضای مسکن از جایگزینی عوامل مؤثر بر اجاره ضمنی به‌جای آن در مدل به‌دست آمده است. در این راستا، مدل اولیه را که از حداکثرسازی مطلوبیت با لحاظ قید بودجه به‌دست آمده بر اساس مین (۲۰۰۳) می‌توانیم برابر رابطه زیر در نظر بگیریم: $P_t = \frac{R_t}{[(1-\theta)r_t - \pi + \delta - \frac{P^e}{P_t}]}$ که در آن، p قیمت خرید حقیقی مسکن، R اجاره ضمنی حقیقی، θ نرخ نهایی مالیات خانوار، r نرخ بهره بازار، π نرخ تورم، δ نرخ استهلاک مسکن و $\frac{P^e}{P_t}$ عایدی انتظاری سرمایه می‌باشند. در سمت راست معادله، مخرج کسر برابر هزینه استفاده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

در عمل به‌دلیل مشکلات مربوط به محاسبه مستقیم اجاره ضمنی، مدل جایگزین زیر که در آن به‌جای R از متغیرهای توضیح‌دهنده آن مانند درآمد و ثروت استفاده شده بکار گرفته شده است:

$$\ln(p) = f(\ln(RY),\ \ln(W),\ \ln(HH),\ \ln(H),\ \ln((1-\theta)r_t - \pi + \delta - \frac{P^e}{P_t})) \qquad (۱)$$

که اجاره ضمنی معمولاً از رابطه زیر استخراج می‌شود:

$$R = h\ (RY, W, HH, H) \qquad (۲)$$

که در آن، متغیرهای داخل پرانتز به‌ترتیب عبارتند از درآمد قابل تصرف شخصی حقیقی، ثروت حقیقی، تعداد خانوارها و موجودی مسکن.

در خصوص مدل چهارم می‌توان به مدل دو دوره‌ای سالو (۲۰۰۴) اشاره نمود که تقاضای کل برای مسکن خود ملکی از دو جزء به‌دست می‌آید. نخست تقاضا از جانب افرادی به‌دست می‌آید که از قبل مسکن ملکی داشته‌اند اما متقاضی مسکن بیشترند (تقاضای اضافی) و دوم، تقاضا از جانب افرادی که در بدو امر مسکن اجاری داشته‌اند اما تصمیم خود را از اجاره به خرید تغییر داده‌اند (اثر انتقال).

ب) عرضه مسکن

آن دسته از مطالعات قیمت مسکن که عرضه را نادیده می‌گیرند یک بخش پایه‌ای بازار مسکن را کنار می‌گذارند، اما به‌رغم این موضوع مطالعات مربوط به عرضه مسکن نسبت به مطالعات تقاضای آن از لحاظ تعدادی بسیار کمترند. دی‌پاسکال (۱۹۹۹) دو مورد از مشکلات عرضه مسکن را نبود واحد استانداردی برای اندازه‌گیری خدمات مسکن و مشکل نبود اطلاعات از عرضه واحدهای موجود مسکن عنوان نموده است. ادامه این قسمت به معرفی تعدادی از مطالعات و مدل‌های عرضه مسکن می‌پردازد:

پاتربا (۱۹۸۴)، عرضه سرمایه‌گذاری ناخالص برای مسکن را بر اساس نظریه q توبین در بلندمدت تابع مثبت قیمت حقیقی مسکن درنظرگرفته است. در معادله تجربی، وی قیمت مسکن را با وقفه زمانی وارد مدل کرده و هزینه دستمزد بخش ساختمان، قیمت سایر پروژه‌های ساختمانی و حجم اعتبارات (به‌دلیل ناکارایی‌های بازار سرمایه) را نیز به متغیر توضیحی مدل اضافه کرده است.

تاپل و روزن (۱۹۸۸) بر اساس تابع هزینه تولیدکننده نسبت به استخراج تابع عرضه مسکن جدید اقدام نمودند. در مطالعه آنها با درنظرگرفتن تابع هزینه برای تولید کالای سرمایه‌ای به‌صورت $C = C(I,\ \dot{I},\ y)$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

که در آن هزینه به‌ترتیب تابعی از میزان سرمایه‌گذاری و نرخ رشد آن و عوامل انتقال‌دهنده هزینه مانند قیمت عوامل و رابطه سرمایه‌گذاری ناخالص به‌صورت $I = K + \delta K$ می‌توان با تشکیل معادله سود تولیدکننده به رابطه عرضه $(I + r\beta_1 D - \beta_1 D^2)\, I(t) = \beta_0 + \beta_2 P(t) + y(t)$ دست یابد که درآن P قیمت موجودی سرمایه (مسکن) و D بیانگر تغییرات درطول زمان است. شکل خطی و قابل برآورد رابطه فوق به‌صورت $I(t) = \beta_0 + \beta_2 P(t) + \beta_3 y(t)$ ارائه شده است.

دی‌پاسکال و ویتون (۱۹۹۴) از مدل عرضه بلندمدتی برای ساخت مسکن استفاده نمودند که در آن عرضه تابع قیمت مسکن، ساختار مالی، قیمت زمین، هزینه ساخت و موجودی باوقفه مسکن می‌باشد.

سالو (۱۹۹۴) معادله عرضه مسکن را از فرایند حداکثرسازی سود تولیدکننده و با ملاحظه اثر نااطمینانی از زمان فروش بر افزایش هزینه‌ها و همچنین با لحاظ‌کردن قید محدودیت زمین به‌دست آورده است. در نهایت، سالو معادله قابل برآورد را به‌گونه‌ای پیشنهاد داده است که در آن عرضه مسکن تابع قیمت مسکن، شاخص قیمت ساخت، قیمت زمین و موجودی باوقفه مسکن است.

در مطالعه کنی (۱۹۹۹) معادله عرضه منبعث از کار پاتربا (۱۹۸۴) و بر اساس نظریه q توبین به‌صورت $\Delta H_Q = \alpha\,(P_H - W)$ ارائه شده است که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، α بزرگتر از صفر و W برداری از متغیرهای هزینه مانند نیروی‌کار، زمین، مواد، نرخ بهره و غیره می‌باشد.

مین (۲۰۰۲) عرضه مسکن را در تداوم کار پاتربا (۱۹۸۴) تابعی از قیمت حقیقی مسکن، هزینه حقیقی ساخت و عرضه باوقفه درنظرگرفته است. به‌طور مشابه در مطالعه گالین (۲۰۰۶)، قیمت مسکن، هزینه ساخت و سایر انتقال‌دهنده‌های عرضه به‌عنوان متغیرهای توضیحی در تابع عرضه می‌باشند.

گلیزر و دیگران (۲۰۰۸) در بررسی حباب قیمت مسکن تأکید بسیاری بر عرضه مسکن داشته‌اند. برای این منظور، در مطالعه آنها عرضه مسکن از دو بخش تشکیل شده است. یک بخش از عرضه مسکن نوساز و بخش دیگر از عرضه بخشی از خانه‌های قدیمی‌تر تشکیل می‌شود. هزینه نهایی مسکن نوساز برابر $c_0 + c_1 I(t)$ درنظرگرفته شده است که I بیانگر سرمایه‌گذاری در مسکن نوساز است. گلیزر و دیگران (۲۰۰۸) ضمن تأکید بر اهمیت مدلسازی عرضه مسکن موجود (واحدهای قدیمی‌تر)، اما برای سادگی فرض کردند صاحبان این واحدها شوک‌هایی با توزیع پواسن و احتمال λ دریافت می‌کنند که مسکن خود را فروخته و منطقه را ترک کنند و برای زمان پس از آن مطلوبیت آنها به صفر برسد. به این ترتیب، اگرچه فروش مسکن توسط هر یک افراد فرایندی تصادفی خواهد بود، اما با توجه به تعدد افراد در هر زمان تعداد λ درصد از مسکن موجود برای فروش عرضه خواهد شد. در نهایت، شرط تعادل در بازار مسکن، برابری قیمت مسکن با هزینه نهایی ساخت درنظرگرفته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

۳-۲. ارائه مدل نظری تعیین قیمت مسکن

ادامه این بخش به ارائه مدل تحقیق اختصاص دارد. در درجه اول لازم به تأکید است که توجه کامل به بازار مسکن مستلزم توجه همزمان به نیروهای تقاضا و عرضه است. در این مقاله، مدل نظری تقاضا از مطالعات پاتربا (۱۹۸۴) و مین (۱۹۹۰ ، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) و مدل عرضه از فرایند حداکثرسازی سود تولیدکننده (مشابه با مطالعه سالو، ۱۹۹۴) استخراج شده است، اما تحلیل اصلی بر اساس هزینه مالکیت صورت می‌گیرد. به این ترتیب، معادله تقاضا به‌صورت زیر است:

$$Ln\,(P_{it}) = f\,(lnRY_{it},\ lnHH_{it},\ lnW_{it},\ lnH_{it},\ lnCR_{t},\ lnrh_{it}) \qquad (۳)$$

رابطه فوق، معکوس تابع تقاضا برای مسکن را نشان می‌دهد که در آن P قیمت حقیقی مسکن، RY درآمد حقیقی، HH تعداد خانوارها، W ثروت حقیقی، H عرضه مسکن نوساز و CR متغیر مربوط به محدودیت اعتباری است. همچنین، rh هزینه استفاده (هزینه مالکیت سالانه مسکن) است و از رابطه $r_t - \pi + \delta - \frac{p^e}{P_t}$ به‌دست می‌آید که از سمت چپ به‌ترتیب از نرخ سود سپرده‌های بانکی، نرخ تورم (یا میزان انتظاری آن)، نرخ استهلاک مسکن و نرخ انتظاری افزایش قیمت مسکن تشکیل شده است. علاوه بر این، در رابطه (۴) و معادلات بعدی i بیانگر مقاطع و t بیانگر زمان می‌باشد. از سوی دیگر، معادله عرضه مسکن جدید برابر رابطه زیر است:

$$Ln\,(H_{it}) = g\,(lnP_{it},\ lnPL_{it},\ lnCost_{it}) \qquad (۴)$$

که در آن، H عرضه مسکن جدید یا نوساز، P قیمت حقیقی مسکن، P_L قیمت حقیقی زمین، Cost هزینه حقیقی ساخت یک مترمربع مسکن می‌باشد. البته برآورد مستقیم رابطه (۵) به دلیل رابطه احتمالاً نزدیک قیمت حقیقی مسکن با هزینه‌های تولید می‌تواند مشکل‌زا باشد، اما در این مقاله از شکل خلاصه‌شده توابع استفاده شده است. با توجه به روابط سمت عرضه و تقاضا با جایگذاری مقدار H از رابطه عرضه در رابطه تقاضا و مرتب‌کردن رابطه برحسب قیمت مسکن به رابطه تعادلی و خلاصه‌شده[1] زیر دست یافت:

$$Ln\,(P_{it}) = f\,(lnRY_{it},\ lnHH_{it},\ lnW_{it},\ lnCR_{t},\ lnrh_{it},\ lnPL_{it},\ lnCost_{it}) \qquad (۵)$$

1. Reduced Form

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

بدیهی است با توجه به اجزای تشکیل‌دهنده هزینه مالکیت که در جزء "الف" قسمت (۳-۱) ارائه شد، چنانچه در طول دوره برخی مقادیر آن منفی باشد می‌بایست به‌جای لگاریتم از مقدار مطلق آن استفاده شود. با توجه به نحوه تهیه اطلاعات آماری در کشور مدل فوق با تعدیلاتی مبنای بررسی‌های تجربی در قسمت چهارم می‌باشد.

۳-۳. نقش سیاست‌های پولی و مالی بر قیمت مسکن

مدل فوق از این جهت که نقش کلیه عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن را مورد بررسی قرار می‌دهد می‌توان یک مدل عمومی تلقی نمود، اما در خصوص بررسی نقش عوامل مختلف بر قیمت مسکن می‌توان چهار دسته از عوامل را که شامل سیاست‌های مالی، پولی، عوامل جمعیتی و عوامل سمت عرضه هستند به‌صورت جداگانه مورد بررسی قرار داد. آثار سیاست‌های مالی بر قیمت مسکن عمدتاً از طریق اثرگذاری آن بر درآمد حقیقی قابل‌تحلیل است. در ایران عمده‌ترین مسیر اثرگذاری سیاست مالی از طریق نوسان‌های درآمدهای نفتی روی می‌دهد. به عبارت روشن‌تر، با ایجاد شوک نفتی و ورود این درآمدها در بودجه عمومی، تقاضای کل و درآمد حقیقی افزایش می‌یابد. به این ترتیب، شوک نفتی مثبت از طریق اثر درآمدی و در کنار آن فشار در جهت افزایش قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای می‌تواند باعث افزایش قیمت مسکن شود.

سیاست پولی و اعتباری می‌تواند از دو مسیر باعث تغییر قیمت مسکن شود. از یک سو، سیاست‌های انبساطی پولی به‌طور معمول با افزایش قدرت وام‌دهی بانک‌ها همراه است و این موضوع به مفهوم کاهش محدودیت‌های اعتباری است. بخشی از این کاهش محدودیت‌ها متوجه بازار مسکن می‌شود و زمینه افزایش قیمت را فراهم می‌سازد. از سوی دیگر، چنانچه سیاست پولی انبساطی با کاهش نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی همراه باشد به‌دلیل اینکه نرخ سپرده‌های بانکی بخشی از هزینه مالکیت مسکن را تشکیل می‌دهد، بنابراین این سیاست می‌تواند با کاهش هزینه مالکیت در جهت افزایش قیمت مسکن عمل نماید.

عوامل جمعیتی علیرغم آثاری که می‌توانند بر قیمت مسکن داشته باشند، اما انتظار این است تغییرات جمعیتی و آثار آن در بلندمدت ظاهر شود. در ارتباط با عوامل سمت عرضه نیز در مدل مورد اشاره به نقش هزینه ساخت و قیمت مسکن تأکید شده است که معناداری و اندازه آنها مانند سایر متغیرها در بررسی تجربی مشخص خواهد شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

٤. نتایج تجربی

٤-١.شرحی بر داده‌های آماری

با توجه به مدل ارائه شده در رابطه (۵) برای میزان تسهیلات بانکی از داده‌های ملی سالانه و برای سایر متغیرها از داده‌های آماری سالانه مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان کشور استفاده شده است. البته با تلفیق داده‌های استان‌های خراسان شمالی و جنوبی در استان خراسان رضوی در عمل تعداد مقاطع به ۲۸ کاهش یافت. دوره زمانی مطالعه (۱۳۸۹-۱۳۷۰) درنظرگرفته شد، اما با توجه در دسترس نبودن اطلاعات آماری برای تعدادی از استان‌ها، داده‌ها به‌صورت نامتوازن بکار گرفته شد. اطلاعات زمانی و مکانی داده‌های آماری در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول ۱. اطلاعات زمانی و مکانی داده‌های آماری

نام استان‌ها	دوره زمانی داده‌ها
آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، کرمان، کرمانشاه، گیلان، مرکزی، همدان و یزد	(۱۳۸۹-۱۳۷۰)
اردبیل، ایلام، بوشهر، چهار محال و بختیاری، سمنان، قزوین، قم، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، لرستان، مازندران و هرمزگان	(۱۳۸۹-۱۳۸۰)
خراسان جنوبی و خراسان رضوی	(۱۳۸۹-۱۳۸۴)

مأخذ: نتایج تحقیق.

همچنین، با توجه به نبود اطلاعات آماری برای متغیر ثروت در استان‌ها از متوسط مخارج خانوار به‌عنوان جایگزینی برای درآمد و ثروت استفاده شده است. داده‌های آماری قیمت مسکن از وزارت راه و شهرسازی، هزینه خانوار و تعداد خانوارها از داده‌های مرکز آمار ایران، داده‌های تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت از اطلاعات بانک مرکزی استفاده شده و هزینه مالکیت با توجه به عوامل تشکیل‌دهنده آن محاسبه شده است.

٤-٢. تصریح و برآورد مدل

برای برآورد مدل ابتدا با توجه به ادبیات همجمعی[1] و مدل تصحیح خطا[2] دو تصریح بلندمدت و کوتاه‌مدت ازمدل (۵) ارائه می‌شود:

مدل بلندمدت:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln REX_{it} + \alpha_2 \ln HH_{it} + \alpha_3 \ln CR_t + \alpha_4 rh_{it} + \alpha_5 \ln PL_{it} + \alpha_6 \ln Cost_{it} + u_{it} \quad (۶)$$

1. Co-Integration
2. Error Correction Model (ECM)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

مدل کوتاه‌مدت:

$$\Delta \ln (P_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln REX_{it} + \beta_2 \Delta \ln HH_{it} + \beta_3 \Delta \ln CR_t + \beta_4 \Delta rh_{it} + \beta_5 \Delta \ln PL_{it} + \beta_6 \Delta \ln Cost_{it} + \beta_6 \Delta \ln REX_{it} - 1 + \beta_7 \Delta \ln HH_{it-1} + \beta_8 \Delta \ln CR_{t-1} + \beta_9 \Delta rhi_{t-1} + \beta_{10} \Delta \ln PL_{it-1} + \beta_{11} \Delta \ln Cost_{it-1} + \beta_{12} \Delta \ln (P_{it-1}) + \beta_{13} \hat{u}_{it-1} \quad (۷)$$

که در معادله (۷)، $\hat{u}_{it-1}$ جمله تصحیح خطا[1] بوده و از برآورد جمله خطای معادله بلندمدت با یک وقفه زمانی به‌دست می‌آید. برای برآورد معادلات (۶) و (۷) با توجه به همخطی شدید تعداد خانوارها (HH) با سایر متغیرهای مستقل، معادلات در نهایت بدون لحاظ این متغیر برآورد شده‌اند. همچنین، تمام برآوردها و آزمون‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eveiws6 صورت گرفته است.

به منظور بررسی مانایی[2] متغیرها نتایج آزمون‌های ریشه واحد،[3] لوین- لین- چو[4]، ایم-پسران- شین،[5] ADF و PP فیشر[6] در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج به‌دست آمده در مجموع بیانگر این است که برای تعدادی از متغیرها فرضیه وجود ریشه واحد رد نمی‌شود که به مفهوم نامانایی متغیرهای مزبور است. به این منظور، برای اجتناب از رگرسیون کاذب نیاز به آزمون همجمعی وجود دارد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	آماره t* لوین- لین- چو	آماره W ایم-پسران- شین	آزمون ADF فیشر	آزمون PP فیشر
lnP	-۱/۶۰ *	-۰/۹۸	۵۸/۵	۵۷/۹
lnREX	-۱/۴۸ *	۰/۴۱	۵۰/۵	۴۵/۵
lnCR	۰/۹۱	۱/۶۱	۰/۰۹	۰/۰۵
rh	-۱۶/۱***	-۱۰/۶۹ ***	۲۳۵ ***	۱۴۹ ***
lnPL	-۳/۷۴ ***	-۰/۷۹	۶۵/۵	۸۸/۳ ***
lnCost	-۰/۷۷	۲/۱۹	۳۱/۲	۴۵/۱

* رد فرضیه ریشه واحد در سطح معنادار ۱۰ درصد.

** رد فرضیه ریشه واحد در سطح معنادار ۵ درصد.

*** رد فرضیه ریشه واحد در سطح معنادار ۱ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Error Correction Term
2. Stationary
3. Unit Root Ttest
4. Levin, Lin & Chu
5. IM, Pesaran& Shin
6. Fisher

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

برای بررسی وجود رابطه همجمعی بین متغیرها در بلندمدت از آزمون همجمعی ترکیبی کائو[1] استفاده شد. مقدار آماره ADF کائو معادل۶/۲۲- به‌دست می‌آید که بیانگر رد فرضیه عدم وجود همجمعی است و این موضوع به مفهوم آن است که بر اساس این آزمون روابط بلندمدت متغیرها کاذب نبوده و قابل اتکا هستند.

برای برآورد معادله بلندمدت با توجه به ادبیات همجمعی ترکیبی از روش حداقل مربعات معمولی پویا[2] بر اساس مدل اثرات ثابت استفاده شد (بالتاجی ۲۰۰۵) و سپس با استخراج جملات خطای معادله بلندمدت، رابطه کوتاه‌مدت برآورد گردید. به این ترتیب، نتایج برآورد معادلات (۶) و (۷) در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد عوامل مؤثر بر قیمت حقیقی مسکن با استفاده از داده‌های ترکیبی

مدل کوتاه مدت: متغیر وابسته $\Delta\log(P)$			مدل بلند مدت: متغیر وابسته $\log(P)$		
متغیر	مقدار ضریب	آماره t	متغیر	مقدار ضریب	آماره t
$\Delta lnREX_{it}$	۰/۴۰۲	۷/۰۳***	$lnREX_{it}$	۰/۱۹۱	۲/۵۰ **
$\Delta lnCR_t$	۰/۱۳۶	۲/۰۳ **	$lnCR_t$	۰/۲۹۷	۶/۷۵ ***
Δrhi_{it}	-۰/۱۳۵	-۷/۵۲***	rhi_{it}	-۰/۲۷۰	-۶/۸۲***
$\Delta lnPL_{it}$	۰/۱۱۰	۴/۰۳***	$lnPL_{it}$	۰/۱۵۱	۴/۰۷***
$\Delta lnCost_{it}$	۰/۳۸۴	۷/۰۵***	$lnCost_{it}$	۰/۰۹	۱/۳۲
$\Delta lnREX_{it-1}$	-۰/۲۳۲	-۳/۲۶***			
$\Delta lnCR_{t-1}$	۰/۳۱۰	۴/۴۸ ***			
Δrhi_{it-1}	-۰/۰۴۳	-۳/۶۷ ***			
$\Delta lnCost_{it-1}$	-۰/۳۸۴	-۶/۰ ***			
$\Delta ln(P_{it-1})$	-۰/۲۵۲	-۴/۷۰ ***			
$\hat{u}_{it-1}$	-۰/۷۸۸	-۱۱/۵۷ ***			
عرض از مبدأ (پارامتر)	-۰/۰۴۵	-۴/۳۷ ***	عرض از مبدأ (پارامتر)	-۳/۸۱	-۵/۳۳***
R-Squared ۰/۷۳۱			R-Squared ۰/۹۱۹		
F- statistic۲۱/۳۵			F- statistic ۸۷/۴		
D-W statistic۲/۱۷			D-W statistic۱/۴۴		

** معنادار در سطح ۵ درصد.

*** معنادار در سطح ۱ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Panel Cointegration Kao
2. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

نتایج برآورد نشان می‌دهد با توجه به R^2 مدل کوتاه‌مدت ۷۳ درصد و بلندمدت ۹۲ درصد نوسان‌های قیمت حقیقی مسکن را در دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) بین ۳۰ استان کشور توضیح داده‌اند.

در نهایت، با توجه به آزمون ریشه واحد متغیرها که نشان می‌دهد می‌توان برخی متغیرها را مانا نیز درنظرگرفت (مانند هزینه مالکیت و قیمت زمین) از روش ARDL داده‌های ترکیبی[1] یا میانگین گروهی داده‌های ادغام‌شده[2] برای بررسی حساسیت و پایداری[3] نتایج استفاده شد. نتایج به‌دست آمده به‌ویژه درخصوص مدل کوتاه‌مدت از لحاظ کیفی متناسب با نتایج روش DOLS می‌باشد (نتایج در پیوست ارائه شده است).

با توجه به اطلاعات به‌دست آمده از اثر عوامل تقاضا بر قیمت حقیقی مسکن، مخارج حقیقی خانوار وتسهیلات بانکی اثر مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی داشته و ضرایب هر سهم هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت معنادارند. ضریب مخارج حقیقی خانوار در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت بوده و بیانگر این است که واکنش متقاضیان مسکن در برابر افزایش مخارج که طبق فرض در نتیجه افزایش درآمد حقیقی یا ثروت حقیقی خانوارها می‌باشد در کوتاه‌مدت بیشتر است. همچنین، واکنش قیمت مسکن به هزینه استفاده (هزینه مالکیت) در بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است. ضریب این متغیر نشان می‌دهد در بلندمدت هر ۰/۱ یا ۱۰ درصد افزایش در هزینه مالکیت مثلاً به‌دلیل افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی یا کاهش تورم انتظاری منجر به کاهش ۲/۷ درصدی در قیمت حقیقی مسکن خواهد شد.

از سوی دیگر، اثر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنادار بوده و اندازه اثر در بلندمدت بیشتر است. این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که در کوتاه‌مدت آثار باوقفه زمانی اثر دوره جاری را تقویت می‌کند.

درخصوص متغیرهای طرف عرضه همان‌گونه‌که مشاهده می‌شود قیمت حقیقی زمین در بلندمدت آثار مثبتی بر قیمت مسکن دارد، اما اثر هزینه حقیقی ساخت به رغم مثبت بودن معنادار نیست. نحوه اثرگذاری دو متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز متفاوت است (افزایش قیمت زمین در کوتاه‌مدت کمتراز کوتاه‌مدت است)، اما افزایش هزینه ساخت در دوره جاری افزایش نسبتاً زیادی بر قیمت مسکن داشته اما این اثر در دوره بعد در جهت معکوس خنثی می‌شود.

1. Panel ARDL
2. Pooled Mean-Group
3. Robustness

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

همچنین، معادله کوتاه‌مدت بیانگر این است که افزایش قیمت مسکن در دوره جاری باعث کاهش آن در دوره بعد می‌شود. در نهایت، ضریب جمله تصحیح خطا در معادله کوتاه‌مدت بیانگر این است درصورت انحراف قیمت مسکن از روند بلندمدت آن در هر دوره ۷۹ درصد انحراف تصحیح می‌شود.

چنانچه بخواهیم با استفاده از نتایج فوق و مقتضیات اقتصاد ایران دلایل نوسان‌های قیمت مسکن را تحلیل کنیم می‌توانیم جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و مالی را با دقت بیشتری مدنظر قرار دهیم. با توجه به اتکای اقتصاد ایران به صادرات نفت، تحولات بازار جهانی نفت به‌عنوان یکی از دلایل اصلی نوسان‌های اقتصادی در کشور بوده است که آثار خود را از طریق بخش مالی برجای می‌گذارد. می‌توان بیان کرد که در دوره‌های افزایش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام و انتقال آن به اقتصاد که از طریق بخش مالی به‌صورت مستقیم منجر به افزایش درآمد در کوتاه‌مدت می‌شود، نتیجه آن فشاری را برای افزایش قیمت حقیقی مسکن ایجاد خواهد نمود.

از سوی دیگر، هرگونه انبساط پولی از طریق گسترش تسهیلات بانکی به‌طور مستقیم باعث افزایش تقاضا برای مسکن شده و در جهت افزایش قیمت مسکن عمل خواهد نمود. بر اساس مدل بلندمدت برآورد شده هر ۱۰ درصد افزایش در تسهیلات بانکی می‌تواند منجر به افزایش ۳ درصدی در قیمت مسکن شود. علاوه بر این، چنانچه انبساط پولی با کاهش همزمان نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی همراه باشد یک مسیر دیگر برای افزایش قیمت مسکن از طریق کاهش هزینه استفاده ایجاد خواهد شد؛ زیرا کاهش نرخ سپرده‌های بانکی هزینه فرصت خرید مسکن را نیز کاهش می‌دهد.

با توجه به ابهاماتی که در برخی مطالعات قبلی در خصوص اثرگذاری نرخ تورم و اثر درآمدی[1] بر قیمت مسکن در ایران وجود داشت، در این مطالعه اثرگذاری این دو متغیر بر قیمت مسکن تأیید شد (اثر نرخ تورم از طریق هزینه استفاده تبیین گردید). معرفی هزینه مالکیت و بررسی آثار آن بر قیمت مسکن در ایران را می‌توان ویژگی متمایز این مطالعه در مقایسه با مطالعات مشابه عنوان نمود. نتایج به‌دست آمده بیانگر این است که این متغیر آثار منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارد که تاکنون کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این جنبه، گرایش بالای خانوارهای ایرانی به خرید مسکن را می‌توان به منفی بودن هزینه مالکیت مسکن و به عبارت دیگر عایدی خالص ناشی از خرید مسکن در مقایسه با هزینه‌های آن نسبت داد.

۱. درمورد اثر درآمدی نیاز به مطالعات تکمیلی وجود دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله تلاش شد اثر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن به تفکیک متغیرهای سمت عرضه و سمت تقاضا با استفاده از اصول اقتصاد خرد مدلسازی شده و از لحاظ تجربی مورد بررسی قرار گیرد. علیرغم مزیت‌های استفاده از داده‌های ترکیبی به‌طور اعم و ویژگی‌های آن در مطالعات مسکن به‌طور اخص که از منطقه‌ای بودن بازار مسکن نشأت می‌گیرد، این رویکرد در کشور به‌صورت محدود مورد استفاده قرار گرفته است. در این راستا، در این مطالعه از اطلاعات آماری نامتوازن دوره (۱۳۸۹-۱۳۷۰) مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان کشور استفاده شد. همچنین، به‌منظور تفکیک اثرگذاری متغیرها در افق زمانی با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) معادلات به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و برآورد شدند. نتایج مطالعه حاضر را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه نمود:

- بررسی صورت‌گرفته نشان می‌دهد مدل عمومی تعیین قیمت مسکن با استفاده از عوامل تقاضا و عرضه می‌تواند به نحو قابل‌قبولی تغییرات قیمت حقیقی مسکن را در طول زمان و تفاوت آن بین مناطق شهری استان‌های مختلف کشور توضیح دهد.

- با توجه به اینکه مخارج مصرفی خانوارها به‌عنوان جایگزینی برای درآمد حقیقی و ثروت حقیقی بکار گرفته شد، نتایج به‌دست آمده آثار مثبت این متغیرها بر قیمت مسکن را تأیید می‌کنند. به‌ویژه این موضوع در بررسی دلایل تفاوت قیمت مسکن در استان‌های مختلف می‌تواند مورد ملاحظه قرار گیرد.

- آثار منفی هزینه استفاده بر قیمت مسکن می‌تواند نکات مفیدی را در حوزه سیاستگذاری ارائه نماید. به‌عنوان نخستین عامل تشکیل‌دهنده هزینه، استفاده افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی یا بازدهی سایر دارایی‌ها (با جذب نقدینگی) و افزایش هزینه استفاده می‌تواند منجر به کاهش قیمت مسکن شود. علاوه بر آن، ارقام بالاتر تورم و نرخ انتظاری افزایش قیمت مسکن با کاهش هزینه استفاده، آثار افزایشی بر قیمت مسکن دارند. این نتایج در سیاستگذاری طرف تقاضای مسکن قابل استفاده است.

- آثار مثبت قیمت زمین بیانگر این موضوع است که هرگونه سیاستگذاری برای مدیریت قیمت مسکن بدون توجه به عوامل طرف عرضه ناقص خواهد بود. به‌ویژه در این زمینه دولت می‌تواند از طریق واگذاری زمین یا مقررات‌گذاری نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا نماید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

منابع

جعفری‌صمیمی، احمد، علمی، زهرا و آرش هادی‌زاده (۱۳۸۶)، "عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۲، صص ۵۳-۳۱.

حیدری، حسن و امیررضا سوری (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، صص ۹۲-۶۵.

خلیلی‌عراقی، سیدمنصور (۱۳۸۰)، "بررسی و تحلیل سیکل‌های بازار مسکن"، طرح تحقیقاتی انجام‌شده در سازمان ملی زمین و مسکن.

خیابانی، ناصر (۱۳۸۲)، "عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۳۸.

رحیمیان، سارا (۱۳۸۸)، *تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۰) با تأکید بر گروه‌بندی شهری*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

زارعپور، علی (۱۳۸۵)، *بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن مورد ایران (۱۳۸۲-۱۳۴۹)*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شیراز.

عباسی‌نژاد، حسین و حمید یاری (۱۳۸۸)، "تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۹*، شماره اول، صص ۷۷-۵۹.

عسگری، حشمت‌اله و اسحاق الماسی (۱۳۹۰)، "تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (۱۳۸۵ - ۱۳۷۰)"، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۱۱، شماره دوم، صص ۲۲۲-۲۰۱.

عسگری، حشمت‌اله و علی چگنی (۱۳۸۶)، "تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (۱۳۸۵ - ۱۳۷۰)"، *فصلنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره ۴۰، صص ۳۶-۱۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۹)، "حباب قیمت و مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی بر قیمت مسکن در نقاط شهری ایران"، طرح تحقیقاتی وزارت مسکن و شهرسازی (سابق).

متوسلی، محمود، محمدی، شاپور و حسین درودیان (۱۳۸۹)، "تحلیل تسری نوسان‌های قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۰، شماره اول.

نظری، عظیم و داود سوری (۱۳۸۸)، "بررسی حباب قیمتی در بازار مسکن ایران"، *فصلنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره‌های ۴۳ و ۴۴، صص ۹۱-۶۴.

هادی‌زاده، آرش (۱۳۸۵)، *عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه مازندران.

Bajari, P., Chan, P., Krueger D. & D. Miller (2010), "A Dynamic Model of Housing Demand Estimation and Policy Implications", NBER Working Paper Series, No. 15955

Baltagi, B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data,* John Wiley and Sons Ltd, Third Edition.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

Bernanke, B. & M. Gertler (2000), "Monetary Policy and Asset Price Volatility", NBER Working Paper, W 7559.

Borsch-Supan, A., Heiss, F. & M. Seko (2001), "Housing Demand in Germany and Japan", *Journal of Housing Economics,* Vol. 10, PP. 229–252.

BurcuBulut, Z. (2009), "Demand and Supply of Real Estate Market in Turkey A Cointegration Analysis", A Master Thesis, Bilkent University of Ankara, Turkey (www.thesis.bilkent.edu.tr/0003768.pdf)

Cameron, G., Muellbauer J. & A. Murphy (2006), "Was There A British House Bubble? Evidence From A Regional Panel", Discussion Paper Series of Department of Economics, University of Oxford, No. 276.

DiPasquale, D. (1999), "Why Don't we Know More About Housing Supply?", *Journal of Real Estate Finance and Economics,* Vol.18, No.1, PP. 9-23

DiPasquale, D. & W. Wheaton (1992), "The Cost of Capital Tax Reform and the Future of the Rental Housing Market", *Journal of Urban Economics,* Vol. 31, No. 3, PP. 337-359.

DiPasquale, D. & W. Wheaton (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", Journal of Urban Economics, Vol. 35, PP. 1-27.

Glaeser, E., Gyourko, J. & A. Saiz (2008), "Housing Supply and Housing Bubbles", Journal of Urban Economics, Vol. 64, PP. 198–217**.**

Gallin, J. (2006), "The Long-Run Relationship Between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets", *Real State Economics,* Vol. 34, No. 3, PP. 417-438.

Goodman, A. & T. Thibodeau (2008), "Where Are the Speculative Bubbles in US Housing Market?", *Journal of Housing Economics,* Vol 17, PP. 117-137**.**

Kenny, G. (1999), "Modelling the Demand and Supply Sides of the Housing Market: Evidence From Ireland, Economic Modelling, Vol. 16, PP. 389-409

Mankiw, G. (1982), "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods", *Journal of Monetary Economics,* Vol. 10, PP. 417-425.

Mankiw, G. & D. Weil (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", Regional Science and Urban Economics, Vol. 19, PP. 235–258.

Meen, G. (1990), "The Removal of Mortgage Market Constraints and the Implications for Econometric Modelling of UK House Prices", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* Vol. 52, No. 1, PP. 1-23.

Meen, G. (2002), "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?", *Journal of Housing Economics,* Vol. 11, PP. 1-23.

Meen, G. (2003), *Housing Random Walks Complexity and the Macroeconomy,* in Housing Economics and Public Policy edited by T. O'Sullivan and K. Gibb, Blackwell Publishing, PP. 90-109.

Mikhed, V. & P. Zemcik (2009), "Do House Prices Reflect Fundamentals? Aggregate and Panel Evidence", *Journal of Housing Economics,* Vol. 18, PP. 140-149.

Poterba, J. (1984), "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 99, No. 4, PP. 729-752.

Salo, S. (1994), "Modelling the Finnish Housing Market", *Economic Modelling,* Vol. 11, No. 2, PP. 250-265.

Thygesen, N. (2002), *Asset and Property Prices and Monetary Policy a Reassesment,* A Note for Committee of Economic and Monetary Affairs of the European Parlament, 3rd Quarter.

Topel, R. & S Rosen (1988), Housing Investment in the United States, The Journal of Political Economy, Vol. 96, No. 4, PP. 718-740**.**

Wheaton, W. (1985), "Life Cycle Theory Inflation and the Demand for Housing, *Journal of Urban Economics,* Vol. 18, PP. 161-179.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]

پیوست

جدول ۱. نتایج برآورد معادلات مسکن از روش ARDL داده‌های ترکیبی

مدل کوتاه مدت: متغیر وابسته $\Delta\log(P)$			مدل بلند مدت: متغیر وابسته $\log(P)$		
متغیر	مقدار ضریب	آماره z	متغیر	مقدار ضریب	آماره z
$\Delta lnREX_{it}$	۰/۳۷۲	۶/۲۴***	$lnREX_{it}$	۰/۰۷۶	۰/۷۹
$\Delta lnCR_t$	۰/۲۴۸	۳/۷۶ ***	$lnCR_t$	۰/۳۷۸	۷/۱۲ ***
Δrhi_{it}	−۰/۱۷۰	−۸/۱۷***	rhi_{it}	−۰/۳۸۶	−۷/۳۵ ***
$\Delta lnPL_{it}$	۰/۱۰۵	۳/۴۱***	$lnPL_{it}$	۰/۰۷۲	۱/۳۱
$\Delta lnCost_{it}$	۰/۴۵۵	۷/۶۳***	$lnCost_{it}$	−۰/۰۱۶	−۰/۱۵
$\Delta ln(P_{it-1})$	۰/۱۱۰	۲/۴۷ **			
$\hat{u}_{it-1}$	−۰/۶۳۵	−۱۰/۸۳***			
عرض از مبدأ (پارامتر)	−۱/۰	−۱/۵۹			

* معناداری در سطح ۵ درصد.

* معناداری در سطح ۱ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-09]