فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیستم، شماره ۶۳، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۱۰۴ - ۸۳

بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی

علی‌اکبر قلی‌زاده
استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا
a.ghoizadeh@basu.ac.ir

طاهره ملاولی
کارشناس‌ارشد اقتصاد
t.mollavali@gmail.com

در سال‌های اخیر بازار مسکن همواره با نوسان‌های سوداگرانه مواجه بوده است. یکی از عوامل اصلی رشد جهشی قیمت مسکن، تقاضای دارایی و بورس‌بازی مسکن است که ریشه در مشکلات ساختاری اقتصاد کلان از جمله رشد شتابان نقدینگی و عدم ظرفیت‌پذیری سایر بخش‌های اقتصادی و بازار سرمایه برای جذب این نقدینگی دارد. در این مطالعه اثر نقدینگی بر نوسان قیمت بازار مسکن در ایران و ۲۰ کشور OECD که نوسان‌های قیمت مسکن در دهه‌های اخیر در آنها بیش از سایر کشورها به چشم می‌خورد بررسی شده است. برآوردها با استفاده از مدل پانل دیتا و با داده‌های فصلی (۲۰۰۹-۱۹۸۰) انجام شده است. ابتدا مدل پایه برای تمام کشورهای منتخب برآورد می‌شود. سپس کشورها به دو گروه کشورهای دارای درآمد نفتی و کشورهای فاقد درآمد نفتی تقسیم و نتایج حاصل از رگرسیون با هم مقایسه می‌شوند. نتایج تخمین‌ها حاکی از آن است که در مدل‌های مورد مطالعه نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد و ضریب یاد شده در گروه اول به مراتب بیشتر است و سهم قابل توجهی از نوسان‌های قیمت مسکن از طریق نقدینگی موجود در این بخش توضیح داده می‌شود. متغیر درآمد نفت در کشورهای گروه اول اثر مثبت و کاملاً معناداری بر نوسان قیمت مسکن دارد و شدت آن بر نوسان قیمت مسکن به‌طور مستقیم و غیرمستقیم (از طریق نقدینگی) ۳۶ درصد بیشتر از کشورهای فاقد درآمد نفت می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: *C23, G12*.
واژه‌های کلیدی: *شاخص قیمت مسکن، نقدینگی، درآمدهای نفتی، پانل دیتا.*

* **تاریخ دریافت:** ۱۳۹۰/۶/۳۰ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۱/۷/۳۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۱. مقدمه

اهمیت روزافزون بازار دارایی‌ها، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌سازد. نوسان‌های متغیرهای اقتصادی در بخش‌های مختلف به‌ویژه نوسان بازار دارایی‌ها پدیده متداول در اغلب کشورها به‌شمار می‌رود، به‌طوری‌که اقتصاد گاهی به اوج و زمانی به نقطه حضیض می‌رسد. یکی از اجزای مهم بازار دارایی‌ها و سرمایه، بازار مسکن است. در سال‌های اخیر بازار مسکن همواره با نوسان‌های سوداگرانه‌ای مواجه بوده است، به‌طوری‌که در یک دوره افزایش قابل‌ملاحظه در قیمت مسکن به‌وجود آمد و در دوره دیگر کاهش یا ثبات نسبتاً گسترده و فراگیر بر قیمت مسکن حاکم شد که به‌تبع آن تحولات قابل‌ملاحظه‌ای در بخش مسکن و کل اقتصاد پدیدار گردید. هم اکنون در ایران نیز مسکن یکی از مشکلات حاد جامعه چه از لحاظ اقتصادی و چه از لحاظ اجتماعی است و در چند سال گذشته یکی از پرنوسان‌ترین بخش‌های اقتصادی بوده است.

در سال‌های ابتدایی هزاره جدید در اغلب کشورهای صنعتی و نیز در کشورهای در حال توسعه تغییر و تحولات قابل‌ملاحظه‌ای رخ داده است، به‌طوری‌که رشد قابل‌ملاحظه نقدینگی یکی از نشانه‌های آن می‌باشد. در افق زمانی مشابه بسیاری از کشورها افزایش‌های متوالی در قیمت مسکن را تجربه نموده‌اند. به‌عنوان مثال، رشد قیمت اسمی مسکن در سال‌های ابتدایی دهه ۲۰۰۰ در آمریکا (۷ درصد)، انگلستان (۱۳ درصد)، ایرلند (۱۲/۵ درصد)، کانادا (۷درصد)، اسپانیا (۱۴/۴درصد)، هلند (۸/۷ درصد)، فرانسه (۱۰ درصد)، استرالیا (۱۲ درصد) بود (جرارد، کندی، نرد و اندره، ۲۰۰۶). علاوه بر این، دیگر کشورهای OECD افزایش شدید قیمت مسکن را تجربه نموده‌اند. قیمت مسکن نقش مؤثری در متغیرهای اقتصاد کلان ایفا می‌کند. آیا قیمت‌های مسکن به تقویت فرایند انتقالی پولی از مازاد نقدینگی به متغیرهای کلان کمک می‌کند؟ و به‌طور خاص آیا نقدینگی جهانی به قیمت‌های مسکن سرازیر می‌شود (بلک، ارس و ستزر، ۲۰۰۸). حال سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا رشد نقدینگی می‌تواند عامل افزایش نوسان قیمت مسکن باشد؟

مقاله حاضر برای بررسی اثر نقدینگی بر شاخص قیمت مسکن در پنج بخش سازماندهی شده است. بخش اول به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش دوم، مبانی نظری و تحلیل روند متغیرها ارائه می‌شود. در بخش سوم تصریح مدل و توضیح داده‌های آماری معرفی می‌گردد. بخش چهارم به برآورد مدل و ارائه نتایج اختصاص دارد. در نهایت، مقاله با ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادات خاتمه می‌یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۲. پیشینه تحقیق

مطالعاتی که در زمینه موضوع یا مرتبط با آن صورت گرفته است. در دو بخش مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. درخصوص مطالعات خارجی می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

بلک و ارس (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مازاد نقدینگی و قیمت دارایی در مقیاس جهانی طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۸۴) پرداخته و مدل GVAR[1] را برای اقتصاد جهانی با استفاده از داده‌های فصلی گردآوری شده از ۱۰ کشور OECD و منطقه یورو تخمین می‌زنند. در این مطالعه از متغیرهای GDP واقعی، شاخص تعدیل‌کننده GDP، نرخ بهره کوتاه‌مدت، عرضه پول، شاخص قیمت محصول، قیمت نفت و شاخص قیمت مسکن استفاده شده است. واکنش‌های پولی نشان می‌دهند نقدینگی با کاهش نرخ بهره کاهش می‌یابد و تغییر محصول واکنش مثبت پول را در پی دارد. نتایج تحلیل‌ها تأیید می‌کنند که نقدینگی و نرخ بهره تعیین‌کنندگان مهم قیمت در بخش املاک و مستغلات هستند.

گیس و توکسن (۲۰۰۷) اثر نقدینگی جهانی را نتیجه اثر سیاست پولی بی‌قاعده بر قیمت دارایی و افزایش تورم اعلام نمودند و با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۸۲) برای شش کشور فرانسه، آلمان، ژاپن، ایتالیا، انگلستان و ایالات‌متحده مدل قیمت دارایی‌ها را تخمین و بررسی می‌کنند. برای شناسایی روابط بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت از مدل CVAR استفاده شده است. نتایج تخمین نشان می‌دهند شوک نقدینگی منجر به افزایش قیمت مسکن شده و تورم و نرخ بهره به‌طور مثبت تعدیل شدند، در حالی‌که اثر نقدینگی بر قیمت سهام بسیار ناچیز است و مازاد نقدینگی جهانی با وقفه‌های طولانی‌تر به فشار تورمی منجر می‌شود.

کستاس و هایبین (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای بر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن از جمله تورم، تولید و درآمد ملی و میزان اعتبارات بانکی تأکید دارند. در این مطالعه از مدل VAR جهت تحلیل رفتار قیمت مسکن استفاده گردیده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند بین تورم و نرخ‌های بهره اسمی از یک سو و قیمت مسکن از سوی دیگر پیوندی قوی و بلندمدت وجود دارد.

اسنمچر، سچه و جرلاچ (۲۰۰۸) در مقاله‌ای واکنش‌های قیمت املاک، تورم و فعالیت اقتصادی را به شوک‌های سیاست پولی در ۱۷ کشور طی سال‌های (۲۰۰۶-۱۹۸۶) بررسی نموده‌اند. از مدل PVAR[2] و VAR برای بررسی تمایز بین این گروه کشورها بر اساس خصوصیات سیستم مالی آنها استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند تفاوت ساختارهای مالی در خصوص اثرگذاری سیاست پولی بر قیمت املاک مسکونی و همچنین اقتصاد اهمیت کمی دارد. این تحلیل‌ها به توانایی سیاست پولی در

1. Global VAR
2. Panel Var

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

واکنش به رونق قیمت املاک مسکونی و قیمت اکویتی اشاره دارد. همچنین، سیاست پولی می‌تواند به‌طور بالقوه به آرام‌کردن افزایش قیمت املاک کمک کند.

نگرو و اوتروک (۲۰۰۷) قیمت مسکن در آمریکا را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مقاله مدل عامل پویا با استفاده از روش بیزین[1] برای تفکیک اهمیت نسبی عامل مشترک تغییرات قیمت مسکن در سطح ملی و مناطق با استفاده از داده‌های فصلی (۲۰۰۴ - ۱۹۸۴) تخمین زده شده است. نتایج تخمین مدل VAR بیانگر آن است که سیاست مالی انبساطی عامل مشترک افزایش قیمت مسکن در سطح ملی به‌شمار می‌رود. البته اثر سیاست پولی انبساطی بر افزایش قیمت مسکن بسیار کوچک و ناچیز است. در ادامه، برخی از مطالعات مهم داخلی در زمینه ارتباط نقدینگی و قیمت مسکن ارائه می‌گردد:

وطن‌پور (۱۳۸۶) به بررسی تأثیر شوک نقدینگی بر نوسان‌های قیمت مسکن با استفاده از آمارهای سری زمانی دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۵) در استان تهران می‌پردازد و برای تبیین آماری آن از مدل VAR استفاده نموده است. در مدل مورد استفاده این مطالعه، قیمت مسکن تابع نقدینگی و هزینه ساختمان‌های آغاز شده می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد زمانی‌که رشد نقدینگی فراتر از رشد تورم باشد، نوسان‌های قیمت مسکن شدید می‌شوند. افزایش انتقال نقدینگی به‌عنوان عامل اولیه و تشدیدکننده تورم در بخش مسکن است، اما این عامل نمی‌تواند تبیین‌کننده کل افزایش قیمت مسکن باشد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای اثر سیاست پولی را بر حباب قیمت مسکن با روش داده‌های ترکیبی (پانل) طی سال‌های (۲۰۰۴ - ۱۹۹۱) برای ۱۸ کشور (از جمله ایران) مورد مطالعه قرار داده‌اند. در این بررسی نسبت قیمت به اجاره به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن بکار رفته است. نتایج نشان می‌دهند متغیرهای سیاست پولی و متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها از عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن می‌باشند و سیاست پولی سهم قابل‌توجهی از نوسان‌های قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را در ایران و کشورهایی که دارای نسبت قیمت به اجاره بالاتری هستند به خود اختصاص داده است.

زارعی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی آثار نقدینگی بر رفتار حباب شکل قیمت مسکن در نقاط شهری ایران طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۷۰) پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد نقدینگی در کل دوره تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر حباب دارد. این تأثیر در دوره رکود بیشتر از دوره رونق است و با توجه به اینکه شکل‌گیری حباب از دوره رکود آغاز می‌گردد این امر قابل توجیه است.

1. Bayesian

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۳. مبانی نظری

در حال حاضر بازار مسکن در شرایط بحرانی قرار دارد. اخیراً مطالعه‌ای توسط صندوق بین‌المللی پول (۲۰۰۴) صورت گرفته است و به تحلیل رونق اخیر قیمت مسکن با یک دید جهانی پرداخته است. برآورد شده است که ۴۰ درصد افزایش قیمت مسکن ملی می‌تواند از طریق عوامل جهانی توضیح داده شود. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که روابط بین‌المللی قوی بین عواملی که قیمت مسکن را تحلیل می‌کنند وجود دارد و افزایش قیمت مسکن اخیر پدیده‌ای کاملاً جهانی است. حداقل دو تفسیر برای یافته‌ها وجود دارد. نخست اینکه برهانی عملی برای وجود سیکل تجاری جهانی وجود دارد و از آنجا که قیمت مسکن تا درجه زیادی به‌صورت ادواری حرکت می‌کند این امر می‌تواند به‌عنوان نیروی عمده تعیین‌کننده قیمت‌های مسکن در سراسر دنیا معرفی گردد. دیگر اینکه اگر روابط آربیتراژ بین قیمت مسکن و اوراق بهاداری که به‌صورت جهانی تجارت می‌شوند (مانند سهام) وجود داشته باشد متغیرهای جهانی که بر اوراق بهادار تأثیر می‌گذارند بر قیمت مسکن نیز اثرگذارند.

در کوتاه‌مدت سیاست پولی انبساطی که نقدینگی موجود در بازار را افزایش می‌دهد در بخش‌هایی با کشش قیمتی عرضه پایین (بازار مسکن) واکنش سریع قیمتی و در بخش‌هایی با کشش عرضه بالا (بازار کالاهای مصرفی قابل تجارت) واکنش ملایم قیمتی ایجاد می‌کند.

امکان تعدیل‌های متفاوت کالاهای باکشش و بدون کشش به شوک پولی می‌تواند تفسیری برای افزایش اخیر قیمت‌های نسبی بین دارایی‌ها و کالاهای مصرفی فراهم سازد. این فرض با توسعه سطح تجارت بین‌المللی تقویت می‌شود. به دلیل رقابت شدید بازارهای بین‌المللی کالا و عرضه وسیع نیروی‌کار ارزان در بازارهای نوظهور دنیا که سهم بسیاری در هزینه کالاهای تولیدی دارد در کوتاه‌مدت قیمت کالاها بدون تغییر باقی می‌ماند. تنها در بلندمدت افزایش ظرفیت بهره‌برداری به دستمزدهای بالاتر منجر می‌شود و فشار رو به بالایی را بر قیمت‌ها وارد می‌سازد.

در مقابل دارایی‌هایی مانند مسکن که عموماً فرض می‌شود دارای محدودیت عرضه هستند. زمین نمی‌تواند به سادگی توسعه یابد (ژاپن) یا معاملات املاک مستغلات مستلزم هزینه‌های بالا است (قاره اروپا). عرضه مسکن حداقل در طول یک وقفه خاص قیمتی بی‌کشش است، بنابراین افزایش تقاضای مسکن بلافاصله در افزایش قیمت مسکن منعکس می‌شود.

به این ترتیب، مجموعه‌ای از محدودیت‌ها در بازار کالا مانند محدودیت عرضه از تعدیل مقدار نسبت به حساسیت قیمتی کوتاه‌مدت جلوگیری می‌کند. به هر حال همانطور که توسط برون و کرونین (۲۰۰۷)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

بحث شد فرایند تعدیل قیمت در بازار کالا نسبتاً سریع است و افراد به تغییر در شرایط پولی سریعاً واکنش نشان می‌دهند (بلک، ارس و ستزر، ۲۰۰۸).

در ادبیات اقتصاد مسکن، قیمت مسکن از دو جزء تشکیل شده است. جزء بنیادی که مبتنی بر متغیرهای بنیادی و درون‌زای بخش مسکن و برابر با روند بلندمدت قیمت مسکن است و جزء غیربنیادی یا حباب که متأثر از متغیرهای برون‌بخشی و نقل و انتقالات بازار سرمایه و دارایی‌ها و عموماً موضوعی کوتاه‌مدت است.

مدل کاربردی این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت بنیادی مسکن اختصاص دارد و برگرفته از مطالعات گیس و توکسن (۲۰۰۷) و مالپزی و مکلنان (۲۰۰۱) می‌باشد.

میزان تقاضای مسکن (Q_D) تابعی از قیمت مسکن (p_h) و X_D بردار متغیرهای مؤثر بر تقاضای مسکن می‌باشد.

$$Q_D = Q(p_h, X_D) \qquad (۱)$$

میزان عرضه مسکن (Q_S) تابعی از قیمت مسکن (p_h) و X_S بردار متغیرهای مؤثر بر عرضه مسکن می‌باشد.

$$Q_S = Q(p_h, X_S) \qquad (۲)$$

بر اساس روابطی که از نظر گذشت، میزان تقاضای مسکن (Q_D) تابعی از p_h: قیمت مسکن، m: حجم پول، p: شاخص تورم، I_l: نرخ بهره بلندمدت، ps: شاخص قیمت سهام و pop: جمعیت قرار می‌دهیم.

$$Q_D = \alpha_0 + \alpha_1 p_h + \alpha_2 m + \alpha_3 p + \alpha_4 I_l + \alpha_5 ps + \alpha_6 pop \qquad (۳)$$

میزان عرضه مسکن (Q_S) تابعی از p_h: قیمت مسکن، y: تولید ناخالص داخلی، I_s: نرخ بهره کوتاه‌مدت نوشته می‌شود.

$$Q_S = \beta_0 + \beta_1 p_h + \beta_2 y + \beta_3 I_s \qquad (۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

با مساوی قراردادن عرضه و تقاضا قیمت تعادلی به‌دست می‌آید:

$$Q_D = Q_S \quad (۵)$$

$$p_h = \frac{\alpha_0 - \beta_0}{\beta_1 - \alpha_1} + \frac{\alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1} m + \frac{\alpha_3}{\beta_1 - \alpha_1} p + \frac{\alpha_4}{\beta_1 - \alpha_1} I_l + \frac{\alpha_5}{\beta_1 - \alpha_1} ps + \frac{\alpha_6}{\beta_1 - \alpha_1} pop \quad (۶)$$

$$- \frac{\beta_2}{\beta_1 - \alpha_1} y - \frac{\beta_3}{\beta_1 - \alpha_1} I_s$$

$$p_h = \delta_0 + \delta_1 m + \delta_2 p + \delta_3 I_l + \delta_4 ps + \delta_5 pop + \delta_6 y + \delta_7 I_s \quad (۷)$$

به این ترتیب، در این مدل قیمت مسکن تابعی از نقدینگی، تورم، نرخ بهره بلندمدت، شاخص سهام، جمعیت، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره کوتاه‌مدت قرار گرفته است.

۴. تحلیل روند و تحولات متغیرها

جدول (۱) تحولات متغیرها را طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۸۰) نشان می‌دهد. با توجه به ساختار اقتصادی کشورهای نفت‌خیز و اتکاء این کشورها بر درآمدهای نفتی بخش ساختمان و مسکن نیز مانند سایر بخش‌های اقتصادی نسبت به نوسان‌های این بخش و درآمدهای مربوط به آن تأثیر می‌پذیرد. به همین دلیل کشورها به دو گروه کشورهای دارای درآمدهای نفتی[۱] و کشورهای فاقد درآمد نفتی[۲] تقسیم شده‌اند.

ارقام مندرج در جدول نشان می‌دهند در کشورهای گروه اول میانگین و نوسان رشد شاخص قیمت واقعی مسکن مطابق انتظار بالاتر از گروه دوم است که این میانگین و نوسان در ایران (۲۱/۷، ۱۷/۸) و بعد یونان (۵/۲، ۸/۳) نیز بالاتر می‌باشد. پایین‌ترین نرخ رشد مربوط به کره‌جنوبی (۱، ۷/۲-) و آلمان (۰/۸، ۲/۱-) نرخ رشد قیمت مسکن در ایران، اسپانیا، انگلستان، ایرلند، نروژ، یونان، هلند و استرالیا بالاتر و در کشورهای دانمارک، فنلاند، سوئد، ایتالیا، کره‌جنوبی، نیوزیلند، بلژیک، کانادا، فرانسه، آمریکا، سوییس، ژاپن و آلمان پایین‌تر از متوسط کل است.

۱. استرالیا، انگلستان، نروژ، آمریکا و ایران

۲. بلژیک، کانادا، سویس، آلمان، دانمارک، اسپانیا، فنلاند، فرانسه، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، کره‌جنوبی، هلند، نیوزیلند و سوئد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

جدول ۱. تحلیل شاخص‌ها در دو گروه کشورها

(درصد)

طبقه‌بندی کشورها	گروه اول (شامل ایران)		گروه دوم		ایران		کل	
شاخص‌های پراکندگی								
رشد شاخص قیمت مسکن	۷/۱	۸/۷	۲/۶	۶/۴	۱۷/۸	۲۱/۷	۳/۷	۶/۹
رشد نقدینگی	۱۱/۶	۵/۰۵	۷/۹	۶/۰۱	۲۴/۷	۸/۵	۸/۸	۵/۷
رشد تولید ناخالص داخلی	۳/۸	۴/۳	۲/۸	۱/۹	۷/۱	۱۴/۹	۳/۰۶	۲/۵
نرخ بهره بلندمدت	۹/۳۳	۳/۳۸	۶/۷۲	۲/۷۸	۱۴/۶	۴	۷/۳۴	۲/۹
نرخ بهره کوتاه‌مدت	۷/۴۴	۳/۱۵	۶/۰۶	۳/۴۹	۷/۱	۰/۷۸	۶/۳۹	۳/۴
تورم	۷/۳	۴/۴	۳/۹	۳/۱	۲۰/۸	۱۰/۹	۴/۷	۳/۴
رشد شاخص قیمت سهام	۱۳/۵	۲۲/۵	۱۱/۲	۲۶/۳	۳۰/۳	۴۳/۱	۱۱/۷	۲۵/۴
رشد جمعیت	۱/۱	۰/۴	۰/۷۳	۰/۷	۲/۲	۰/۹	۰/۸۴	۰/۶۴
رشد شاخص قیمت نفت	۸/۱	۲۴/۶	–	–	۷/۵	۲۵/۱	۸/۱	۲۴/۶

- گروه اول شامل کشورهایی که دارای درآمدهای نفتی هستند.
- گروه دوم شامل کشورهایی که فاقد درآمدهای نفتی هستند.
- دوره مورد بررسی (۲۰۰۹-۱۹۸۰) می‌باشد.
- μ: میانگین، σ: انحراف معیار

مأخذ: نتایج تحقیق.

نرخ رشد نقدینگی نیز مانند قیمت مسکن در گروه اول بالاتر از گروه دوم است. کشورهای ایران، کره‌جنوبی، یونان، هلند، نیوزیلند، ایرلند، انگلستان و استرالیا نرخ رشد نقدینگی بالاتر از متوسط و کشورهای فنلاند، نروژ، بلژیک، اسپانیا، سوییس، کانادا، سوئد، ایتالیا، آمریکا، فرانسه، ژاپن، دانمارک و آلمان نرخ رشد نقدینگی پایین‌تر از متوسط دارند. ایران با (۲۴/۷، ۸/۵) و کره‌جنوبی (۱۷/۸) بالاترین نرخ رشد و آلمان (۲/۳، ۳/۲)، دانمارک (۵/۱، ۳/۳) پایین‌ترین نرخ رشد و انحراف معیار نقدینگی را میان کشورهای منتخب دارند.

با توجه به تحلیل آماری انجام شده این مفهوم استنباط می‌شود که در کشورهای ایران، ایرلند، یونان، استرالیا، انگلستان، هلند، بلژیک، کانادا، سوییس، آلمان، دانمارک، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، آمریکا، سوئد و فنلاند افزایش رشد حجم پول با افزایش رشد قیمت واقعی مسکن و کاهش آن با کاهش این نسبت همراه بوده است. همچنین، از میان کشورهای مورد بررسی در ۸ کشور رشد قیمت واقعی مسکن بیش از کشورهای مورد بررسی است و در ۷ کشور شامل ایران، هلند، استرالیا، انگلستان، ایرلند و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

نیوزیلند رشد حجم نقدینگی بیش از متوسط کل کشورها بوده است، بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که رشد نقدینگی اثر شدید و تعیین‌کننده‌ای بر رشد قیمت مسکن خواهد داشت. همچنین، در ۱۳ کشور رشد قیمت واقعی مسکن کمتر از کشورهای مورد بررسی است و در ۱۱ کشور مذکور رشد حجم پول پایین‌تر از متوسط کل کشورهاست. در نتیجه، رشد عرضه پول می‌تواند یکی از منابع مهم رشد قیمت مسکن باشد.

همچنین، رشد تولید ناخالص داخلی در گروه اول بالاتر از گروه دوم است که بالاترین آن در کره‌جنوبی (۷/۳)، ایران (۷/۱)، ایرلند (۵/۳) و پایین‌ترین آن در سوییس (۱/۶) و ایتالیا (۱/۷) می‌باشد. اگرچه رشد تولید ناخالص داخلی در ایران پس از کره‌جنوبی در ردیف دوم قرار دارد، اما نوسان رشد GDP ایران حدود ۶ برابر بزرگتر از متوسط کشورهای مورد بررسی است. پایین‌ترین نرخ بهره کوتاه‌مدت در ژاپن با میانگین و نوسان (۰/۳۹، ۰/۳۲) و بالاترین آن در نیوزیلند با (۵/۲، ۱۰/۱) می‌باشد. پایین‌ترین نرخ بهره بلندمدت نیز در ژاپن با (۲/۸، ۱/۸) و بالاترین آن در ایران با (۱۴/۶، ۴) است. متوسط نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت کشورهای گروه اول بالاتر از گروه دوم است. همچنین، در بین کشورهای گروه اول بجز آمریکا میانگین و انحراف معیار نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتر از متوسط کل کشورهاست. حال آنکه نوسان نرخ بهره بلندمدت بیش از میزان متوسط آن در کشورهای مورد بررسی می‌باشد.

بالاترین نرخ تورم در ایران با متوسط ۲۰/۸، یونان با متوسط ۱۱، ایتالیا و اسپانیا با متوسط ۵/۷ و پایین‌ترین نرخ تورم در ژاپن با متوسط ۰/۲۴، آلمان با متوسط ۰/۱۸، سوییس و هلند با متوسط ۰/۲۱ می‌باشد. کمترین نوسان تورم مربوط به ژاپن با ۰/۱۴ و بیشترین نوسان تورم در ایران با ۱۰/۹ اتفاق افتاده است. میانگین و نوسان نرخ تورم در کشورهای گروه اول بجز ایران کمتر از متوسط کل می‌باشد، اما به دلیل نرخ تورم بسیار بالا در ایران میانگین و نوسان تورم گروه اول بیشتر از متوسط کل و گروه دوم است. بالا بودن نرخ تورم در ایران و شدید بودن نوسان آن یکی از عوامل مهم جذابیت بخش مسکن به‌منظور حفظ قدرت خرید و دارایی‌های خانوارها تلقی می‌شود.

بالاترین میانگین رشد شاخص سهام در ایران با ۳۰/۳، یونان با ۲۷/۹ و فنلاند با ۱۷/۵ و بیشترین نوسان رشد شاخص سهام در یونان با ۶۳/۱ و ایران با ۴۳/۱ است. کمترین میانگین رشد شاخص قیمت سهام در ژاپن با ۴ و بلژیک با ۶/۳ است. در کشورهای نروژ، ایران، اسپانیا و یونان رشد شاخص قیمت واقعی مسکن و شاخص سهام بالاتر و در کشورهای آمریکا، نیوزیلند، ژاپن، فرانسه، دانمارک، آلمان، سوییس، کانادا و بلژیک پایین‌تر از متوسط کل کشورهای منتخب می‌باشد. مشاهده می‌شود که در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۱۳ کشور از نمونه ۲۱ کشوری رشد شاخص قیمت مسکن با رشد شاخص سهام هماهنگ بوده است. اگر رشد قیمت سهام پس از کسر تورم مدنظر قرار گیرد ملاحظه می‌شود رشد قیمت واقعی سهام ایران کمتر از متوسط آن در کشورهای مورد بررسی است. حال آنکه ریسک و نوسان رشد شاخص سهام ایران به میزان ۷۰ درصد بیش از میانگین کشورهای مورد بررسی است و این موضوع جذابیت دارایی مسکن را در سبد دارایی خانوارها افزایش می‌دهد.

بالاترین میانگین نرخ رشد جمعیت در ایران با ۲/۲ و بعد استرالیا با ۱/۵ بوده و ژاپن با ۰/۱۵ و ایتالیا با ۰/۲ کمترین نرخ رشد جمعیت را دارند. بالاترین میانگین رشد قیمت نفت در استرالیا (۱۰/۹) و پایین‌ترین آن در انگلستان (۷/۳) می‌باشد.

شایان ذکر است متوسط رشد قیمت مسکن در ایران ۱۷/۸ و انحراف معیار این شاخص به‌عنوان معیاری برای نوسان این شاخص ۲۱/۷ بوده است که این شاخص‌های پراکندگی در ایران با اختلاف زیادی بزرگتر از شاخص‌های پراکندگی در کشورهای مورد مطالعه است. میانگین و انحراف‌معیار دیگر متغیرهای مندرج در جدول نیز در مورد اغلب متغیرها در ایران به مراتب بزرگتر از میانگین و انحراف‌معیار کشورهای مورد مطالعه است. همچنین، بالاتر بودن میانگین رشد قیمت واقعی مسکن، رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص سهام در کشورهای گروه اول (شامل ایران) نشان‌دهنده این است که اجرای سیاست پولی انبساطی در کشورهای گروه اول با افزایش تولید ناخالص داخلی، شاخص سهام و رشد بالای قیمت واقعی مسکن نسبت به گروه دوم همراه بوده است.

۵. تصریح مدل و توضیح داده‌های آماری

در ادامه متغیرهای موجود در مدل و ارتباط آنها با شاخص قیمت مسکن به شرح ذیل بررسی شده است. منابع داده‌های قیمت مسکن استفاده شده در این مطالعه در جدول پیوست (۱) درج شده است. همچنین، منابع داده‌های سایر متغیرهای مورد استفاده در تخمین در جدول پیوست (۲) گزارش شده است.

– نوسان قیمت مسکن: برای اندازه‌گیری نوسان قیمت مسکن انحراف معیار شاخص قیمت مورد استفاد قرار گرفته است. نخستین و مهم‌ترین کانال ارتباطی بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی از طریق اثر نوسان‌های قیمت مسکن می‌باشد که به‌عنوان منبع اصلی نوسان ثروت مسکن تلقی می‌شود. نوسان قیمت مسکن به دلیل تغییر عوامل مؤثر بر عرضه یا تقاضای مسکن صورت می‌گیرد.

– نقدینگی: مهم‌ترین متغیر پولی در اقتصاد کلان است که از طریق روابط حاکم بر تولید ناخالص ملی، سرعت گردش پول و نوسان‌های سطح عمومی قیمت‌ها بر اساس تئوری مقداری پول تعیین می‌شود. اجزای تشکیل‌دهنده نقدینگی (m_2) پول و شبه پول است. شبه پول و سپرده‌های مدت‌دار که

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

حاصل رشد گسترده پول مبتنی بر شوک‌های نقدینگی (مازاد پول یا اعتبار که سازگار با ثبات قیمت در بلندمدت نباشد را شوک نقدینگی می‌گویند) یکی از عوامل تحریک‌کننده قیمت مسکن است که به نوسان قیمت مسکن و بی‌ثباتی مالی منجر می‌شود. در این زمینه به جریان انداختن حجم پول متناسب با نیاز واقعی جامعه و برقراری حجم نقدینگی در سطح مطلوب از اهمیت خاصی برخوردار است.

– تولید ناخالص داخلی: در میان شاخص‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا نه تنها به‌عنوان مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، بلکه بسیاری از دیگر اقلام اقتصاد در محاسبه و برآورد آن محسوب می‌گردند. شکوفایی مسکن همراه با دوره رشد بالای GDP و کاهش قیمت آن با رکود همراه است.

– نرخ تورم: به‌طور کلی در کشورهایی که قیمت مسکن در آنها بسیار بالاست بانک مرکزی با چالش‌های فشار تورم مواجهند و همزمان به‌دنبال حداقل رساندن این افزایش هستند. در ایران تورم نسبتاً بالا موجب می‌شود خانوارها به‌منظور حفظ قدرت خرید در بخش مسکن سرمایه‌گذاری نمایند، زیرا این بخش از ریسک و بازدهی مناسب بلندمدت در مقایسه با سایر دارایی‌ها برخوردار است.

– نرخ بهره بلندمدت: نرخ بهره یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن است و شواهد تجربی نیز این ارتباط را تأیید می‌کند. مطابق تئوری نرخ بهره واقعی پایین‌تر قیمت مسکن را افزایش می‌دهد که این رابطه در چارچوب دارایی‌های مرتبط (جانشین و مکمل) قابل تبیین است. از نرخ بهره اوراق‌قرضه دولتی به‌عنوان شاخص نرخ بهره بلندمدت استفاده شده است.

– نرخ بهره کوتاه‌مدت: نرخ بهره سپرده شش ماهه به‌عنوان شاخصی برای نرخ بهره کوتاه‌مدت در نظر گرفته شده است.

– شاخص کل قیمت سهام: بازار اوراق‌بهادار به‌عنوان بازاری جایگزین جهت جذب سپرده‌های بانک‌ها به‌عنوان منبعی مهم در جهت تجهیز اعتبارات بانکی مطرح می‌باشد و هرگونه رکود و رونق در این بازار به‌شدت با چند دوره وقفه، بازار مسکن و اعتبارات مسکن را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. از این‌رو، آگاهی از دوره‌های رونق و رکود بازار سهام می‌تواند تصمیم‌گیری در حوزه تقاضای مسکن و اعتبارات مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد.

– جمعیت: تقاضا برای سرپناه و هر کالای دیگر با تولد جامعه بشری ایجاد شده و همراه با افزایش جمعیت تشدید می‌گردد. تفکیک خانوارهای دسته‌جمعی، تغییرات تقاضای مسکن ناشی از تغییر بعد خانوار، نیاز به استفاده از مسکن با کیفیت بهتر، جابجایی جمعیت و مهاجرت خانوارها و نیاز به مسکن

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

برای خانوارهای تازه تشکیل شده منابع مهم ایجاد تقاضای مسکن بوده است. جمعیت ۶۴-۱۵ به‌عنوان معیار جمعیت استفاده شده است.

الگوی انتخابی این مطالعه تلفیقی از الگوهایی است که توسط گیس و توکسن (۲۰۰۷) و مالپزی و مکلنان (۲۰۰۱) جهت تبیین اثر نقدینگی بر قیمت مسکن و دارایی‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

نوسان قیمت مسکن ارتباط نزدیکی با نقدینگی (m) دارد و یکی از اهداف این مطالعه تعیین جهت و میزان این وابستگی است. متغیرها به شکل لگاریتمی تخمین زده می‌شوند. بر اساس این نوع مشخص‌نمایی می‌توان ضرایب را به‌عنوان کشش تفسیر نمود. با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی ذکر شده مدل تجربی در چارچوب یاد شده بر اساس معادله زیر طراحی شده است:

$$\log(\mathrm{hpi})_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \log(\mathrm{y})_{it} + \gamma_2 \log(\mathrm{m})_{it} + \gamma_3 \log(\mathrm{p})_{it} + \gamma_4 \log(\mathrm{I_l})_{it} + \gamma_5 \log(\mathrm{I_s})_{it} + \gamma_6 \log(\mathrm{ps})_{it} + \gamma_7 \log(\mathrm{pop})_{it} + \gamma_8 \mathrm{t} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

که در آن، Log (hpi): لگاریتم شاخص قیمت واقعی مسکن، Log (y): لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به میلیارد دلار، Log (m): لگاریتم نقدینگی واقعی به میلیارد دلار، Log (p): لگاریتم شاخص تورم به درصد، Log (I_l): لگاریتم نرخ بهره بلندمدت به درصد، Log (I_s): لگاریتم نرخ بهره کوتاه‌مدت به درصد، Log (ps): لگاریتم شاخص قیمت سهام، Log (pop): لگاریتم جمعیت به میلیون نفر و: $\gamma_8 t$ متغیر روند زمانی است که به‌عنوان جانشین[1] تکنولوژی در بخش مسکن استفاده شده است. در مدل مورد بررسی i نشان‌دهنده مقاطع (کشورها) و t نمایانگر زمان می‌باشد.

در بخش دوم کشورهای مورد مطالعه را به دو گروه تقسیم کرده‌ایم. گروه اول کشورهایی که فاقد درآمدهای نفتی می‌باشند و گروه دوم کشورهایی که دارای درآمدهای نفتی می‌باشند و تحت این شرایط به بررسی اثر درآمدهای نفتی بر قیمت مسکن و تأثیری که بر ضریب نقدینگی می‌گذارد پرداخته‌ایم. از این رو، در گروه کشورهای نفت‌خیز متغیر قیمت نفت نیز وارد مدل شده است.

بر اساس مبانی نظری مطرح شده انتظار می‌رود نقدینگی و تورم و جمعیت اثر مثبت، نرخ بهره بلندمدت اثر منفی، تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره کوتاه‌مدت و شاخص قیمت سهام می‌توانند اثر مثبت یا منفی داشته باشند.

1. Proxy

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۶. نمونه آماری و دوره زمانی مطالعه

نمونه آماری مورد بررسی متشکل از ایران و۲۰ کشور عضو OECD می‌باشد که آمار و اطلاعات آنها موجود است. کشورهای مورد مطالعه عبارتند از استرالیا، انگلستان، نروژ، آمریکا، بلژیک، کانادا، سوییس، آلمان، دانمارک، اسپانیا، فنلاند، فرانسه، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، کره‌جنوبی، هلند، نیوزیلند، سوئد و ایران می‌باشد. نوسان‌های قیمت مسکن طی دهه‌های اخیر در این کشورها بیشتر از سایر کشورها به چشم می‌خورد. بنابراین، در این مطالعه به بررسی آثار نقدینگی بر نوسان قیمت در بازار مسکن در دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۸۰) می‌پردازیم.

۷. معرفی مدل

با توجه به ویژگی داده‌های بکار گرفته شده که شامل اطلاعات سری زمانی و داده‌های مقطعی است الگوی مزبور را نمی‌توان به روش معمولی (روش سری زمانی و داده‌های مقطعی) برآورد نمود، بنابراین برای برآورد از تکنیک‌های مناسب برای داده‌های تابلویی استفاده شده است. اگرچه تفاوت‌های زیادی در شرایط اقتصادی و اجتماعی و بازار مسکن در کشورهای مورد بررسی وجود دارد، اما یکی از مزیت‌های مهم مدل داده‌های پانل آن است که ناهمگنی در کشورهای مورد بررسی شرایط مناسبی را برای تخمین ضرایب مدل فراهم می‌آورد و همچنین ناهمگنی در کشورها در ضرایب تخمینی مدل انعکاس می‌یابد. هشیائو (۲۰۰۳) مهم‌ترین مزیت استفاده از داده‌های پانل را کنترل خواص مقاطع ناهمگن (در اینجا کشورها) و در نظرگرفتن تمام افراد، شرکت‌ها، ایالات و کشورها بیان می‌کند. درحالی‌که مطالعات مقطعی و سری زمانی این ناهمگنی را کنترل نکرده و با تخمین الگو با آن روش بیم اریب در نتایج می‌رود. در واقع، با استفاده از داده‌های پانل، شناسایی و اندازه‌گیری آثاری فراهم می‌گردد که به سادگی در داده‌های مقطعی و سری زمانی قابل شناسایی نیست (هیسائو، ۲۰۰۳). از این رو، ناهمگنی کشورها در این مطالعه مشکلی در تخمین و کارایی ضرایب ایجاد نمی‌کند. این روش به‌صورت غیروزنی، وزنی مقطعی و رگرسیون‌های به ظاهر غیرمرتبط در حالات با و بدون عرض از مبدأ و در قالب مدل‌های با اثرات ثابت و با تصادفی قابل بکارگیری است.

تخمین‌ها به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)[1] انجام شده است، به این دلیل که اولاً می‌بایست برای لحاظ ناهمگنی مقطعی از وزن‌های متفاوت برای هر مقطع استفاده شود. ثانیاً از آنجا که ممکن است جملات خطا بین مقاطع در طول زمان مشکل همبستگی داشته باشند ممکن است استفاده از روش OLS[2] به برآورد ضرایب تورش‌دار و ناکارا منجر شود. بنابراین، استفاده از یک برآوردکننده حداقل مربعات تعمیم‌یافته این مشکل را مرتفع می‌کند (گجراتی، ۱۳۸۳). همچنین، به دلیل محدودیت آماری در تمام برآوردهای این مطالعه از پانل نامتوازن استفاده شده است.

1. Generalized Least Squars
2. Ordinary Least Squars

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۸. آزمون ریشه واحد

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این بررسی اطلاعات سری زمانی فصلی می‌باشند و مطابق نظریه همجمعی می‌بایست ابتدا وضعیت ایستایی و درجه همجمعی سری‌های زمانی مشخص گردد. چنانچه متغیرهای سری زمانی نامانا باشند در اینصورت ممکن است مشکل رگرسیون کاذب[1] بروز یابد. در این موارد در عین حال که ممکن است هیچ رابطه معناداری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین (R^2) به‌دست آمده ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود که محقق به استنباط اشتباه در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانده شود. بالتاجی (۲۰۰۱) شرح کاملی از روش‌های آزمون مانا در مدل‌های پانل دیتا ارائه نموده است. آزمون‌هایی همچون لوین و لین، ایم، پسران و شین و آزمون‌های فیشر از جمله آزمون‌های تست مانایی در مدل‌های پانل دیتا هستند، بنابراین آزمون مانایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی فیشر– دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد بر روی لگاریتم متغیرها

متغیرها به‌صورت لگاریتمی	آماره Fisher - ADF محاسبه‌شده	سطح احتمال
Log(hpi)	۲۴/۷	۰/۹
D(Log(hpi))	۲۴۲/۲	۰
Log(m)	۴۶/۵	۰/۲۲
D(Log(m))	۱۶۴	۰
Log(y)	۱۷/۳	۰/۹
D(Log(y))	۱۲۶/۲	۰
Log(p)	۵۵/۵	۰/۷
D(Log(p))	۱۳۷/۳	۰
Log(ps)	۵۳/۲	۰/۰۶
D(Log(ps))	۲۹۲/۳	۰
$Log(I_L)$	۲۲/۱	۰/۹
$D(Log(I_L))$	۱۹۷/۴	۰
$Log(I_S)$	۳/۳	۰/۹
$D(Log(I_S))$	۶۵/۶	۰/۰۱
Log(pop)	۲۲/۱	۰/۹
D(Log(pop))	۷۰/۱	۰/۰۰۴
Log(oil)	۰/۷۷	۰/۹
D(Log(oil))	۲۴/۰۲	۰/۰۰۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Recursive Regression
2. Fisher – ADF

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

همانطورکه مشاهده می‌گردد تفاضل مرتبه اول تمام متغیرها در سطح خطای ۵ درصد (سطح اطمینان ۹۵ درصد) مانا است.

۹. آزمون هاسمن

از پیش نمی‌توان بطور قاطع در مورد انتخاب مدل اثر تصادفی یا ثابت قضاوت نمود. برای تشخیص و شناسایی درست مدل که اثر ثابت باشد یا تصادفی از آزمون هاسمن[1] استفاده شده است. فرض صفر آزمون عبارت است از:

$$H_0 : E(U_{it}|X_{it}) = 0 \qquad (۹)$$

U_{it} (μ_iها) مستقل از X_{it} است (یعنی مدل اثر تصادفی را فرض می‌کند). اگر مدل اثر تصادفی نباشد در اینصورت:

$$H_1 : E(U_{it}|X_{it}) \neq 0 \qquad (۱۰)$$

در صورت رد فرضیه H_0 روش اثرات ثابت سازگار و روش اثرات تصادفی ناسازگار است می‌بایست از روش اثرات ثابت استفاده شود.

اگر احتمال کوچکتر از $\frac{۱}{۱۰}$ باشد مدل اثر ثابت در سطح یک درصد به بالا پذیرفته می‌شود، اما اگر احتمال بزرگتر از $\frac{۱}{۱۰}$ باشد در اینصورت مدل اثر تصادفی پذیرفته می‌شود (اشرف‌زاده و مهرگان، ۱۳۸۷). پس از انجام این آزمون نتایج زیر حاصل شد:

$$X_2=180.42$$
$$\text{Prob}= 0.0000 \qquad (۱۱)$$

با توجه به احتمال و مقایسه آماره آزمون با آماره جدول، مدل اثرات ثابت را در نمونه مورد بررسی می‌پذیریم.

1. Hausman Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۱۰. برآورد مدل و تحلیل نتایج

مدل (۸) برای نمونه مورد بررسی و در دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۸۰) بر اساس روش اثرات ثابت تخمین زده شده و نتایج تخمین در جدول (۳) ارائه شده است.

همانگونه که ملاحظه می‌شود ضریب به‌دست آمده برای تولید ناخالص داخلی (y) منفی است و از معناداری بالایی برخوردار می‌باشد. تولید ناخالص داخلی در بسیاری از مطالعات انجام‌شده خارجی به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم و مؤثر بر قیمت واقعی دارایی به‌ویژه قیمت مسکن می‌باشد (درگر و ولترز، ۲۰۰۹، درماری و مارکیوس، ۲۰۰۹ و اسنمچر، ۲۰۰۸). اثر منفی تولید ناخالص داخلی و معناداری آن می‌تواند دلالت بر این نکته داشته باشد که رشد مثبت GDP به معنای بهبود محیط کسب و کار و رونق فعالیت‌های صنعتی، خدماتی و سایر بخش‌های اقتصادی است که انتظار بر آن است فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری در سایر بازارها از جمله بازار سهام فراهم باشد، بنابراین گزینه‌های بدیل بازار مسکن از شرایط مناسبی برخوردار هستند و زمینه رشد قیمت مسکن محدود خواهد شد.

جدول ۳. نتایج تخمین به تفکیک گروه کشورها

متغیر وابسته	کل نمونه		کشورهای نفت خیز		کشورهای فاقد درآمد نفتی	
hpi	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
C	-۲۲/۵	-۳۲/۸۷	-۱۹/۷۱	-۱۰/۸۸	-۲۷/۲۵	-۲۷/۵۳
Log(y)	-۰/۰۱	-۲/۹	-۰/۰۰۱	-۰/۲۵	-۰/۰۱۱	-۳/۴۲
Log(m)	۰/۵۸	۲۶/۳۱	۰/۶۱	۱۵/۲۵	۰/۵۶	۱۶/۳۳
Log(p)	۰/۳۱	۱۰/۲۹	۰/۲۴	۴/۸۶	۰/۳۹	۴/۷۹
Log(IL)	-۰/۰۴	-۲/۱۴	-۰/۰۸	-۱/۵۳	-۰/۰۹۴	-۶/۰۶
Log(IS)	۰/۰۵	۶/۱۳	۰/۰۲۳	۱/۷۷	۰/۰۶۶	۶/۵۲
Log(pop)	۱/۱۱	۲/۶۲	۰/۷۹	۴/۵	۱/۹۸	۱۳/۵۸
Log(ps)	-۰/۰۲	-۲/۶۷	-	-	-	-
Log(oil)	-	-	۰/۱۵	۱۲/۰۲	-	-
@trend	-۰/۰۰۶	-۲۲/۲	-۰/۰۰۸	-۱۰/۶۱	-۰/۰۰۵	-۱۱/۸۹
R-squared	۰/۹۶		۰/۹۶		۰/۹۷	
F-statistics	۱۰۸۳/۸		۱۱۲۳/۰۶		۱۱۶۱/۴۹	

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

نقدینگی (m) که مهم‌ترین متغیر مطالعه حاضر است انتظار مثبت و معنادار دارد. کشش نقدینگی بعد از جمعیت بالاترین اثر را میان متغیرها به خود اختصاص می‌دهد. به عبارت دیگر، جمعیت مهم‌ترین متغیر درون‌بخشی و نقدینگی مهم‌ترین متغیر برون‌بخشی اثرگذار بر نوسان قیمت مسکن تلقی می‌شود. همانطور که ملاحظه می‌شود اثر نهایی نقدینگی نیز در کشورهایی که درآمد نفتی دارند نسبت به کشورهایی که فاقد درآمدهای نفتی هستند بزرگتر است. تئوری‌ها نیز حاکی از رابطه مثبت حجم پول با قیمت مسکن می‌باشد. این نتیجه با مطالعات تجربی درگر و ولترز (۲۰۰۹)، آدلید و دتکن (۲۰۰۷)، بلک و ارس (۲۰۰۷)، گیس و توکسن (۲۰۰۷) مطابقت دارد. با افزایش درآمدهای ناشی از نفت و افزایش نقدینگی در اقتصاد، درآمدهای انباشته شده به سوی سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های سودآور جذب می‌شوند. زمانی‌که فعالیت‌های صنعتی کم بازده و پردردسرند فعالیت‌های تجاری با موانعی همچون محدودیت‌های ارزی یا مقررات محدودکننده واردات مواجه هستند و قیمت ارز، طلا، سکه و کالاهای بادوام ثابت بوده و انتظار تغییر عمده‌ای در آنها نمی‌رود سرمایه‌ها جذب بازار مسکن می‌شوند.

همانطور که نتایج آزمون نشان می‌دهد متغیر تورم (p) اثر مثبتی بر قیمت مسکن دارد و از معناداری بالایی برخوردار است. به‌طور کلی، در کشورهایی که قیمت مسکن در آنها بسیار بالاست بانک‌های مرکزی با چالش‌های فشار تورم مواجهند و همزمان به‌دنبال به حداقل رساندن این افزایش هستند.

ضریب مربوط به کشش شاخص قیمت نسبت به نرخ بهره بلندمدت (I_L) بر شاخص قیمت مسکن منفی و معنادار می‌باشد و نشان می‌دهد سپرده بلندمدت یکی از دارایی‌های جانشین مسکن در سبد دارایی‌های خانوار است. این نتیجه منطبق بر بسیاری از مطالب بیان شده در متون نظری و یافته‌های تجربی است، یعنی کاهش نرخ بهره در کشورهای منتخب موجب افزایش بی‌رویه قیمت مسکن شده است. بنابراین، می‌توان با افزایش نرخ بهره از رشد بی‌رویه قیمت مسکن جلوگیری نمود.

همچنین، پارامتر مربوط به حساسیت شاخص قیمت نسبت به نرخ بهره کوتاه‌مدت (I_S) نیز کاملاً معنادار است و نیز مثبت بودن ضریب مربوطه نشان‌دهنده آن است که سپرده کوتاه‌مدت مکمل دارایی مسکن می‌باشد. نرخ بهره به‌عنوان عامل مالی در بنیادهای اقتصادی نقش کلیدی دارد. نرخ بهره موجب افزایش هزینه تأمین مالی ساخت می‌شود و می‌تواند سبب کاهش عرضه مسکن نوساز شود. مطالعات بلک و ارس (۲۰۰۷)، لی و یانگ (۲۰۰۵) نیز این نتیجه را تأیید می‌کند.

کشش متغیر جمعیت (pop) نیز مطابق انتظار مثبت بوده و از معناداری بالایی برخوردار است که این نشان‌دهنده تأثیرگذاری بالای این متغیر است. تغییر در جمعیت منجر به افزایش تقاضا برای مسکن و به تبع آن موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

شاخص سهام (ps) مطابق انتظار کشش منفی و معناداری دارد. مطالعات چن و پاتل (۱۹۹۸) و شن (۲۰۰۵) نیز این نتیجه را تأیید می‌کند. سهام جانشین قوی مسکن است و به‌ویژه برای افراد میان‌ریسک و ریسک‌پذیر جانشین خوبی برای مسکن به‌شمار می‌رود، بنابراین افزایش قیمت سهام می‌تواند کاهش قیمت مسکن را به‌دنبال داشته باشد. شاخص سهام به دلیل معناداری پایین از برآورد کشورهای نفت‌خیز و کشورهای فاقد درآمد نفتی حذف شده است.

متغیر نفت نیز حساسیت مثبت و کاملاً معناداری بر قیمت مسکن کشورهای نفت‌خیز دارد. درآمد اضافی حاصل از بخش نفت موجب افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله می‌شود. در نتیجه، افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله (مانند مسکن) قیمت این نوع کالاها به‌شدت افزایش می‌یابد، در حالی‌که قیمت کالاهای قابل مبادله به‌طور بین‌المللی تعیین می‌شود و لزوماً تغییر نمی‌کند. کشش متغیر نفت در این مدل ۰/۱۵ و اثر نهایی آن ۰/۳۲ است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در قیمت نفت سبب افزایش ۰/۱۵ درصد شاخص قیمت مسکن یا با یک دلار افزایش در قیمت نفت شاخص قیمت مسکن ۰/۳۲ واحد افزایش می‌یابد.

متغیر روند اثر منفی و به شدت معنادار بر قیمت مسکن دارد. این مسأله نشان می‌دهد پیشرفت تکنولوژی سبب کاهش قیمت مسکن طی زمان شده است. همچنین، در الگوی مزبور R^2 و برابر ۰/۹۶ است که نشان می‌دهد ۰/۹۶ درصد از تغییرات شاخص قیمت حقیقی مسکن توسط متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده شده است. با مقایسه ستون‌های جدول (۳) می‌توان به چند نکته پی برد از جمله اینکه:

- کشش قیمت مسکن نسبت به نقدینگی در کشورهایی که درآمد نفتی دارند نسبت به کشورهایی که فاقد درآمدهای نفتی هستند بزرگتر است. همچنین، اثر نهایی نقدینگی نسبت به شاخص قیمت نیز در کشورهای دارای درآمد نفتی بزرگتر از دو گروه دیگر است.
- پارامترهای مربوط به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره بلندمدت و کوتاه‌مدت، تورم و جمعیت در کشورهایی که فاقد درآمدهای نفتی هستند بزرگتر است.
- ضریب متغیر نفت به‌طور مستقیم و متغیر نقدینگی به‌طور غیرمستقیم و از طریق پایه پولی اثر نفت بر قیمت مسکن را در کشورهای نفت‌خیز نشان می‌دهد. در هر دو گروه نقدینگی مهم‌ترین و معنادارترین متغیر مؤثر بر قیمت مسکن است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

۱۱. نتیجه‌گیری

بخش مسکن در کنار ناکارامدی‌های درون‌بخشی خود همواره با یک معضل تأثیرپذیری شدید از متغیرهای برون‌زا مواجه است و آن آثار ناشی از افزایش حجم نقدینگی (که می‌تواند ناشی از آثار متفاوتی همچون افزایش درآمد نفتی، کسری بودجه و ... باشد) و در نتیجه سرازیر شدن نقدینگی بخش خصوصی به سمت این بخش و ایجاد آثار تورمی بر آن است و در اقتصادهای نفتی اثرگذاری این متغیر به شکل خاصی میزان اثرگذاری را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و بررسی جهت و میزان اثرگذاری یکی از اهداف این مطالعه را تشکیل می‌دهد.

برخی کارشناسان ورود نقدینگی به بازار مسکن را پدیده‌ای مثبت تلقی می‌کنند. باید توجه داشت این امر ممکن است دربردارنده آثار زیان‌باری نیز باشد، زیرا تقاضای مؤثر در بازار مسکن متشکل از دو عنصر تقاضای سوداگرانه و تقاضای مصرفی است. انگیزه اصلی حاکم بر تقاضای سوداگرانه استفاده از نوسان‌های موجود در بازار و افزایش ارزش دارایی است. در چنین شرایطی اعمال هرگونه سیاست در بخش مسکن بدون توجه به نوسان‌های ادواری این بخش با شکست مواجه می‌شود و لزوم کنترل تقاضای سوداگرانه به‌وسیله تجهیز بازارهای سرمایه به‌ویژه در ایران بیش از همیشه ضرورت یافته است. برخی از نتایج مهم مطالعه و توصیه‌ها به شرح ذیل است:

- ورود نقدینگی به بخش مسکن هم به لحاظ افزایش شدید قیمت و کاهش تقاضای مؤثر و هم به لحاظ ایجاد نوسان‌های شدید تولید مسکن آثار بسیار مخربی را باقی می‌گذارد. کاهش تقاضای مؤثر خانوارها به‌ویژه برای گروه‌های کم‌درآمد و متوسط جامعه از زیان‌بارترین آثار تورم محسوب می‌شود. تحت این شرایط دخالت و کمک دولت برای کاهش تورم به‌عنوان هزینه مشکلات ساختاری اقتصاد ضروری است.
- در برخی کشورها از جمله آلمان رشد بسیار پایین قیمت واقعی مسکن به دلیل شرایط مناسب بازار سرمایه و وجود بدیل‌های نسبتاً نزدیک و قوی در بازار دارایی صورت می‌پذیرد. بنابراین، در ایران نیز برای کاهش رشد قیمت مسکن سایر بخش‌های تولیدی باید تقویت شود تا بخش مسکن کمتر به‌عنوان دلالی و سودآوری مورد هجوم قرار گیرد. رشد محیط کسب و کار و فعالیت اقتصادی بیش از هر چیز زمینه کنترل بخش مسکن را فراهم می‌سازد.
- با ورود حجم نقدینگی به بازار مسکن نهادهای سیاستگذار بخش می‌توانند با سیاست‌های تنظیم معاملات یا سیاست‌های مناسب پولی و مالی نوسان‌های بازار مسکن را کنترل نمایند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

- قیمت دارایی‌ها از جمله شاخص سهام ارتباط نسبتاً قوی با قیمت مسکن دارند و می‌تواند در مواقع ضروری به کنترل بازار مسکن کمک کنند. بنابراین، کنترل بازار مسکن مستلزم تقویت بازارهای جانشین و مکمل اعم از بازار سپرده بانکی و بازار بورس می‌باشد.

منابع

اشرف زاده، حمیدرضا و نادر مهرگان (۱۳۸۷)، *اقتصادسنجی پانل دیتا*، تهران: مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، *حساب‌های ملی ایران*، سال‌های مختلف.

زارعی، جواد (۱۳۸۹)، *بررسی تأثیر نقدینگی بر حباب قیمتی مسکن در نقاط شهری ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد فیروزکوه.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۹)، "بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، پاییز.

گجراتی، دامودار (۱۳۸۳)، *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه حمید ابریشمی، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه.

مرکز آمار ایران، *نشریه قیمت و اجاره بهای مسکن در شهرهای منتخب (۱۳۸۸-۱۳۷۱)*.

ملاولی، طاهره (۱۳۸۹)، *بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت در بازار مسکن: مطالعه بین کشوری*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

وطن‌پور، مهسا (۱۳۸۶)، *بررسی تأثیر شوک‌های نقدینگی بر نوسان‌های قیمت در بازار مسکن (مطالعه موردی استان تهران)*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

Adalid, Ramon & Detken Carsten (2007), "Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Boost Cycles", Working Paper Series, No. 732.

Ahearne, Alan G., Ammer, John, Doyle, Brian M., Kole, Linda S. & F. Robert Martin (2005), "House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study", International Finance Discussion Papers 841, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.

Assenmacher-Wesche, Katrin & Stefan Gerlach (2008), "Ensuring Financial Stability: Financial Structure and the Impact of Monetary Policy on Asset Prices", Working Paper, No. 361, ISSN 1424-0459.

Baltagi, B. H. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data,* John Wiley & Sons Publication, Second Edition.

Belke, Ansgar, Orth, Walter & Ralph Setzer (2008), "Liquidity and the Dynamic Pattern of Price Adjustment: A Global View", Discussion PaperSeries 1: Economic Studies, No. 25.

Belke, Ansgar & Walter Orth (2007), "Global Excess Liquidity and House Prices–A VAR Analysis for OECD Countries", Ruhr Economic Papers, Vol. 37.

Browne, F. & D. Cronin. (2007), "Commodity Prices, Money and Inflation", ECB Working Paper, No. 738.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

Chen, Ming-Chi & Kanak Patel (1998), "House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Markets", *Journal of the Asian Real Estate Society,* No. 1, PP. 101 – 126.

Demary, Markus (2009), "The Link between Output, Inflation, Monetary Policy and Housing Price Dynamics", MPRA Paper No. 15978, Posted 30, June.

Dreger, Christian & Jurge Wolters (2009), "Liquidity and Asset Prices, How Strong are the Linkages?", ISSN Print Edition 1433-0210 Discussion Papers, 860.

Giese, Julia V. & Christin K. Tuxen (2007), "Global Liquidity and Asset Prices in a Cointegrated VAR", Nuffield College, University of Oxford and Department of Economics, Copenhagen University.

Girouard, Nathalie, Mike, Kennedy, Van, Paul, Den, Noord & Andre Christophe (2006), "Recent House Price Developments", OECD Economics Department, ECO/WKP (2006), Working Papers, No. 475.

Hesiao, C. (2003), "Autoregressive Modeling and Money-Incom Causality Detection", *Journal of Monetary Economics,* Vol. 7, No. 1, PP. 85-106.

International Monetary Fund (2004), "The Global House Price Boom, in: World Economic Outlook", The Global Demographic Transition, Chapter II, PP. 71-89, September.

Kostas, Tsatsaronis & Zhu Haibin (2004), "What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence", *BIS Quarterly Review,* March.

Li, Y. J. & Y. Yang (2005), "The Effect of Interest Rate and Money Supply Impose on Real Estate Investment in China: An Empirical Analysis", *Journal of Xi'an Institute of Finance and Economics,* Vol. 18, No. 47-51.

Malpezzi, Stephen & Duncan Maclennan (2001), "The Long-Run Price Elasticity of Supply of New Residential Construction in the United States and the United Kingdom", *Journal of Housing Economics,* Vol 10, PP. 278- 306.

Negro, Del M. & C. Otrok (2007), "99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across US States", *Journal of Monetary Economics,* Vol. 54, PP. 1962-1985.

OECD, Stat Extracts, Available Under http://stats.oecd.org/Index.aspx.

OPEC Bulletin, "Annual Statistical Bulletin", Organization of the Petroleum Exporting Countries, ISSN 0475-0608, Available under http://www.opec.org/.

Shen, Yue (2005), "Housing Price Bubbles In Beijing and Shanghai", *Management Decision,* Vol. 43, No. 4, PP. 611-627.

World Bank (2009), World Development Indicator, Available under www.worldbank.org/data.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]

پیوست: منابع آماری داده‌های مورد استفاده

جدول ۱. منابع آماری داده‌های قیمت مسکن

ردیف	کشور	منبع آماری
۱	استرالیا	Central bank
۲	بلژیک	سایر منابع آماری*
۳	کانادا	سایر منابع آماری*
۴	دانمارک	Statistics Denmark
۵	فرانسه	سایر منابع آماری*
۶	فنلاند	Central Bank
۷	آلمان	Bundes Bank
۸	یونان	Bank of Greece
۹	ایرلند	Department of Environment
۱۰	ایران	مرکز آمار ایران
۱۱	ایتالیا	Central bank
۱۲	ژاپن	سایر منابع آماری*
۱۳	هلند	سایر منابع آماری*
۱۴	نیوزیلند	Reserve Bank of New Zealand
۱۵	نروژ	Statistics Norway
۱۶	اسپانیا	سایر منابع آماری*
۱۷	کره جنوبی	سایر منابع آماری*
۱۸	سوئد	سایر منابع آماری*
۱۹	سوییس	Swiss National Bank
۲۰	انگلستان	Nationwide
۲۱	ایالات متحده آمریکا	OFHEO

* این داده‌ها از پژوهشگران کشورهای مذکور اخذ شده است.

جدول ۲. منابع آماری سایر داده‌ها

تولید ناخالص داخلی	گزارش‌های آماری OECD، بانک مرکزی ایران
نقدینگی	گزارش‌های آماری OECD، بانک مرکزی ایران
نرخ تورم	گزارش‌های آماری OECD، بانک مرکزی ایران
نرخ بهره بلندمدت	گزارش‌های آماری OECD، بانک مرکزی ایران
نرخ بهره کوتاه‌مدت	گزارش‌های آماری OECD، UNDATA، بانک مرکزی ایران
شاخص کل قیمت سهام	گزارش‌های آماری OECD، بانک مرکزی ایران
جمعیت	گزارش‌های آماری OECD، WDI
قیمت نفت	OPEC Bulletin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-18]