نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۵

سال بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۳۰۵ - ۲۷۱

بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران

سید وحید احمدی[۱]

دانشجوی دکتری،گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.

ahmady_va@yahoo.com

ابراهیم عباسی

استادیار،گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. (نویسنده مسئول)

abbassiebrahim@yahoo.com

رضا محسنی

استادیار،گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.

re_mohseni@sbu.ac.ir

هدف این مقاله، بررسی رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور طی سال‌های۹۶-۱۳۷۱ و تبیین اثر شوک سیاست پولی و عملکرد بازار دارایی‌ها بر این شاخص طی دوره مورد نظر است. به منظور بررسی رفتار شاخص مذکور، از «آزمون همگرایی گرنجر» و برای تبیین اثر شوک‌های مورد بحث بر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، از «الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری» استفاده شده است. مطابق نتایج این پژوهش، نوسانات شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به طوری 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. به علاوه، اثر شوک‌های نقدینگی واقعی و نرخ بهره واقعی بر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، بیش از اثر شوک رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن بر شاخص مذکور است.

طبقه‌بندی JEL: R۳۲, R۳۸, C۵۲

واژگان کلیدی: ایران، توان‌پذیری قیمت مسکن، سیاست پولی، بازار دارایی‌ها، روش خود رگرسیون برداری ساختاری

تاریخ دریافت: ۱۲ / ۳/ ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۵ / ۷/ ۱۳۹۹

۱ - این مقاله از رساله دکتری سید وحید احمدی به راهنمایی دکتر ابراهیم عباسی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه استخراج شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۱. مقدمه

جهان به سرعت در حال شهری شدن است. مطابق گزارش سازمان ملل متحد، ترکیب جمعیت شهری در جهان، از ۳۰ درصد در سال ۱۹۵۰، به ۵۵ درصد در سال ۲۰۱۸ رسیده است و انتظار می رود تا سال ۲۰۵۰ به ۶۸ درصد بالغ گردد (سازمان ملل متحد،۲۰۱۸:۱۰). بررسی‌ها نشان می‌دهد، در مسیر تحولات جمعیتی، توجه به ملاحظات توان‌پذیری قیمت مسکن و پایبندی به قواعد توسعه پایدار از الزامات توسعه شهری محسوب می‌شود و پیامد بی‌توجهی به این اصول، رشد بی‌ضابطه شهرها، گسترش حاشیه‌نشینی و بدمسکنی خواهد بود. از این رو، در چند دهه اخیر، با هدف حفظ توان‌پذیری قیمت مسکن، الزامی به نام مسکن در استطاعت وارد ادبیات اقتصاد مسکن شده و چاره‌اندیشی برای مهار حاشیه‌نشینی و بدمسکنی، بر دقت نظر دولت‌ها نسبت به حفظ تناسب قیمت مسکن با متوسط درآمد خانوار افزوده است (مولینر و ملینه، ۲۰۱۵).[۱]

اگرچه، به جهت ویژگی‌های کالای مسکن و همچنین پیچیدگی‌های اقتصادی-اجتماعی کشورها، تاکنون معیار و استاندارد جهانی مشخصی، که بتواند در حوزه مسکن توان‌پذیر مورد توجه سیاستگذاران عرصه مسکن قرار گیرد، ارائه نشده است، اما بررسی دقیق شاخص‌های کاربردی توان‌پذیری مسکن نشان می‌دهد، هم اکنون، این شاخص در دو قالب «سهم هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار» و «شاخص دسترسی به مسکن» -که دو روی یک سکه‌اند-، در بسیاری از کشورها مبنای ارزیابی توان‌پذیری قرار گرفته است. بر اساس رهیافت «سهم هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار»، مسکنی توان‌پذیر محسوب می‌شود که هزینه اجاره آن از درصدی از درآمد خانوار بیشتر نباشد (این نسبت در کشورهای مختلف غالباً در دامنه ۲۵ تا ۳۰ درصد تعیین شده است). رهیافت دیگر؛ «شاخص دسترسی به مسکن» است که از نسبت میانگین قیمت مسکن به

۱. Mulliner- Maliene

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

میانگین درآمد سالانه خانوار به دست می آید و نشان می‌دهد، یک خانوار با فرض پس‌انداز کل درآمد سال خود، طی چند سال، می‌تواند صاحب‌خانه شود. آستانه‌های شاخص دسترسی به مسکن به شرح جدول ۱ است:

جدول ۱. آستانه‌های توان‌پذیری قیمت مسکن

دامنه	وضعیت توان‌پذیری
۳ سال و کمتر	در دسترس
بیش از ۳، تا ۴ سال	نسبتاً دور از دسترس
بیش از ۴، تا ۵ سال	به طور جدی دور از دسترس
بیش از ۵ سال	شدیداً دور از دسترس

مأخذ: نشریه بررسی بین‌المللی توان‌پذیری مسکن (۲۰۱۸)[۱]

بررسی‌ها نشان می‌دهد، شاخص دسترسی به مسکن شهری در ایران، از سال ۱۳۸۱ در محدوده شدیداً دور از دسترس واقع شده و در سال ۱۳۹۵ به عدد ۱۱رسیده است (دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن وزارت راه و شهرسازی، ۱۳۹۷). متوسط سهم هزینه اجاره مسکن از سبد هزینه خانوار شهری، در سال ۱۳۹۶، ۳۳/۰ درصد و این میزان، در گروه‌های کم‌درآمد بیش از ۵۰ درصد است (پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران، زمان دسترسی شهریورماه ۱۳۹۸). سیاست‌گذاری‌های نامناسب در حوزه‌های مسکن و اقتصاد، در کنار رشد سریع شهرنشینی، باعث شده است تا ۱۹ میلیون نفر از جمعیت ۵۹ میلیون نفری جامعه شهری، در بافت‌های فرسوده شهری و حاشیه شهرها اسکان یابند، آماری که به عنوان آینه تمام نمای مشکل توان‌پذیری قیمت مسکن در مناطق شهری، بر لزوم توجه کامل به روند تحولات توان‌پذیری مسکن صحه می‌گذارد (توکلی نیا و ضرغامی،۱۳۹۷:۵۰).

هرچند در کشور، مطالعات گسترده‌ای در ارتباط با تبیین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن انجام شده است، اما با وجود حاد بودن شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری و اهمیت تحلیل وضعیت استطاعت مالی خانوارها در تهیه مسکن، در خصوص روند تحولات توان‌پذیری

۱. International Housing Affordability Survey,۲۰۱۸.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

قیمت مسکن شهری و تبیین عوامل مختلف تأثیرگذار بر آن، با وجود بررسی گسترده مطالعه‌ای مشاهده نشد. بنابراین، در این مقاله در نظر است به دو سؤال اساسی پاسخ داده شود. اول: با توجه به اینکه شاخص دسترسی به مسکن شهری در کشور از حدود استاندارد آن فاصله گرفته است، آیا این عدم تعادل، کوتاه‌مدت و ناشی از رفتارهای سیکلی بخش مسکن است و یا نمایانگر چالشی بلندمدت است؟ دوم: آیا شوک سیاست پولی و همچنین رفتار بازار دارائی‌های رقیب مسکن بر شاخص مذکور تأثیرگذار بوده است؟

با این توضیح، این مقاله در چارچوب ذیل تنظیم و ارائه شده است. در ادامه، مبانی نظری و ادبیات تجربی رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن و سازوکار تأثیر سیاست پولی و رفتار بازار دارائی‌ها بر این شاخص ارائه می‌شود. سپس، به منظور بررسی رفتار بلندمدت قیمت مسکن و درآمد خانوار در ایران، ضمن ارائه تحلیل آماری از وضعیت توان‌پذیری مسکن شهری در کشور، به کمک مدل‌های اقتصادسنجی، وضعیت همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری تبیین می‌شود. بررسی تأثیر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن در قالب مدل SVAR در بخش دیگر مقاله مورد تحلیل و ارزیابی قرار می‌گیرد و نهایتاً جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و ادبیات تجربی

این بخش، در دو قسمت ارائه می‌شود. بخش نخست، به تبیین مبانی نظری و ادبیات تجربی توان‌پذیری قیمت مسکن (میزان تطابق تحولات قیمت مسکن با درآمد خانوار) اختصاص دارد. در بخش دوم نیز، مبانی نظری و ادبیات تجربی تأثیرپذیری توان‌پذیری قیمت مسکن از سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن ارائه می‌شود.

۲-۱. رفتار قیمت مسکن و درآمد خانوار

مطابق ادبیات حباب‌های قیمتی مسکن، افزایش قیمت مسکن در مواقعی به حدی است که این افزایش با برخی از پارامترهای اقتصادی مرتبط با بخش مسکن، همخوانی ندارد و منطق این افزایش، توسط این متغیرها تأیید نمی‌شود. در این مواقع، این رفتار قیمتی مسکن، رفتاری حبابی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

قلمداد می‌شود. اجاره‌بهای مسکن و درآمد خانوار، دو متغیر از میان متغیرهای مختلفی است که برای تشخیص رفتار حبابی قیمت مسکن، مبنای شناسایی حباب قرار می‌گیرند. با این تفاوت که، مطابق معادله (۱) -که در آن Rent,priceو i به ترتیب قیمت مسکن، اجاره مسکن و نرخ بهره است- قیمت مسکن و اجاره‌بهای آن، از هم‌حرکتی مناسبی برخوردارند، به طوری که مطابق شرایط بازار، نسبت «اجاره‌بها به قیمت مسکن» غالباً در دامنه مشخصی در نوسان است (چانگرو و کی هو[۱]، ۲۲۳:۲۰۱۸). بنابراین، چنانچه، تحت‌تأثیر نرخ‌های بهره پایین و یا دیگر عوامل، قیمت مسکن با افزایش حبابی روبرو، و نسبت «اجاره‌بها به قیمت مسکن» از دامنه مورد نظرخارج شود، انتظار می‌رود با ترکیدن حباب و یا توقف و یا کاهش سرعت رشد قیمت مسکن، و تعدیل متناسب اجاره‌بهای مسکن، نسبت مذکور مجدداً در دامنه مشاهده شده قرار گیرد و به این ترتیب حباب تخلیه شود (تریسی و همکاران[۲]، ۲۰۱۹).

$$\Pr ice_t = \mathrm{Re}\, nt_t + \frac{\mathrm{Re}\, nt_{t+1}}{(1+i)} + \frac{\mathrm{Re}\, nt_{t+2}}{(1+i)^2} + \ldots \qquad (۱)$$

اما برای نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار، صدق این قاعده رفتاری، به وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن بستگی دارد و در بازاری که در آن توان‌پذیری قیمت مسکن با چالش مواجه است، این نسبت، مبنای مناسبی برای تشخیص حباب قیمتی محسوب نمی‌شود. به بیان دیگر، از آنجائی که قیمت مسکن، الزاماً از درآمد خانوار تأثیر نمی‌پذیرد و عوامل متعددی هستند که قیمت مسکن را تعیین می‌کنند، شواهد متعددی وجود دارد که به اقتضای شرایط بازار، رفتار این دو متغیر از یک رفتار هم‌حرکت و همگرا خارج شده است و نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار از دامنه قبلی عدول کرده و وارد دامنه‌ای جدید شده است (گالین[۳]، ۴۱۷:۲۰۰۶). به عبارت روشن‌تر، مخدوش شدن توان‌پذیری مسکن و خارج شدن آن از حدود استاندارد، ناشی از تداوم رفتار غیرهمگرای درآمد خانوار و قیمت مسکن است و وجود چنین رفتاری، زمینه‌ساز طرح

۱. Changro and Keyho

۲. Tracy et al.

۳. Galin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

ادبیات توان‌پذیری قیمت مسکن بوده است. لیانگ و تانگ[۱](۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «توان‌پذیری، در دسترس بودن و نوسانات قیمتی مسکن» به بررسی بازار در هنگ کنگ می‌پردازند و با استناد به مطالعه مالپزی (۱۹۹۹)، ارتباط میان درآمد خانوار و قیمت مسکن و نحوه تأثیرگذاری رفتار شاخص توان‌پذیری بر تحولات قیمت مسکن را تابع فرمول (۲)،که در آن p قیمت واقعی مسکن در زمان t، y_t درآمد واقعی در زمان t، k نسبت قیمت به درآمد در بلندمدت، X برداری از متغیرهای کنترل و ε_t جزء اخلال است، می‌دانند.

$$dp_t = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{p_{t-1}}{y_{t-1}} - k\right) + \ldots + \beta n\left(\frac{p_{t-n}}{y_{t-n}} - k\right) + \lambda_1\left(\frac{p_{t-1}}{y_{t-1}} - k\right)^3 + \ldots + \lambda_1\left(\frac{p_{t-n}}{y_{t-n}} - k\right)^3 + x\alpha + \varepsilon t \qquad (۲)$$

مطابق رابطه فوق، تغییرات قیمت مسکن، علاوه بر تأثیرپذیری از متغیرهای کنترل، از، مابه‌التفاوتِ «نسبتِ توان‌پذیری قیمت مسکن در مقاطع قبل» از «نسبتِ بلندمدت قیمت به درآمد خانوار» نیز تأثیر می‌پذیرد و در حالی که نوسانات توان‌پذیری قیمت مسکن و فاصله گرفتن نسبت مذکور از روند بلندمدت آن، عامل و دلیلی بر بازگشت مجدد این نسبت به تعادل قبلی محسوب نمی‌شود، سطح توان‌پذیری مسکن در مقاطع قبل، مبنایی بر تغییرات فعلی قیمت مسکن تلقی می‌شود و مطابق رابطه مذکور، با خروج برخی افراد از دامنه توان‌پذیری قیمت مسکن، تأثیرگذاری آنها بر قیمت‌ها منتفی شده و عملاً از بازار حذف می‌شوند.

لی و لیو[۲] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با عنوان «ثروت، درآمد نیروی کار و قیمت مسکن»، با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۸ ایالات متحده، ضمن تأیید مطالعه انجام شده توسط گالین (۲۰۰۶)، که قیمت مسکن و درآمد خانوار را الزاماً دارای رفتاری همگرا نمی‌داند، ثروت مالی را عاملی مؤثر بر نوسانات قیمتی مسکن و بروز این واگرایی معرفی می‌کنند. تسای و پنگ[۳](۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل پانل دیتای توان‌پذیری مسکن در تایوان»، به بررسی رابطه تعادلی درآمد خانوار و قیمت مسکن در چهار شهر تایوان برای دوره زمانی

۱. Leung and Tang.

۲. Li - Liu

۳. Tsai-Peng

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۲۰۰۷-۱۹۸۰پرداخته‌اند. در این مطالعه، وجود همگرایی بین دو شاخص قیمت مسکن و درآمد خانوار، از الزامات توان‌پذیری قیمت مسکن معرفی شده و این‌گونه استنتاج شده است که: چنانچه فرض همگرایی این دو متغیر تأیید نشود، توان‌پذیری مسکن نه تنها در کوتاه‌مدت، بلکه در بلندمدت نیز مخدوش و روبه وخامت است. تحت این شرایط، تصحیح خطا به سمت روند بلندمدت به صورت کامل صورت نمی‌گیرد و نمی‌توان ادعا کرد که با فاصله گرفتن قیمت مسکن از درآمد خانوار، الزاماً قیمت‌ها متوقف می‌شوند تا روابط قبلی میان قیمت مسکن و درآمد خانوار مجددا حاکم شود.

با توجه به مطالب فوق، همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، درآمد خانوار و قیمت مسکن، برخلاف انتظار، الزاماً رفتاری همگرا ندارند و همگرایی این دو متغیر، امری قطعی و بدیهی نیست و نیازمند آزمون است. بر این اساس، هدف نخست این پژوهش، بررسی همگرایی این دو متغیر در مناطق شهری ایران تعیین شده است.

۲-۲. نحوه اثرپذیری توان‌پذیری مسکن از متغیرهای اقتصادی

مطابق مبانی اقتصاد خرد، در تابع تقاضا، درآمد خانوار از عوامل اصلی تأثیرگذار بر قیمت هر کالایی، از جمله کالای مسکن محسوب می‌شود. بنابراین، چنانچه قیمت مسکن را تابعی از درآمد خانوار، سیاست پولی، رفتار بازارهای دارائی‌های رقیب و سایر عوامل و به شکل معادله (۳) در نظر بگیریم.

$$PH = \alpha + \beta * Monetarypolicy + \delta * Assetmarkets + \gamma * HouseholdIncome + ... \quad (۳)$$

با نمایش لگاریتم‌گیری دو طرف معادله و انتقال لگاریتم درآمد خانوار به سمت چپ برابری، نظر به اینکه سمت چپ، همان نسبت (شاخص) توان‌پذیری قیمت مسکن است، بنابراین عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن به شرح معادله (۴) خواهد بود.

$$\log(PH / HouseholdIncome) = f(\log(MonetaryPolicy), \log(Assetmarkets), ...) \quad (۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

با این توضیح، به منظور تبیین مبانی نظری تأثیر سیاست پولی، بازار دارایی‌ها و سایر عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن کافی است، مبانی نظری عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن تبیین شود، بنابراین، ذیلاً به اختصار به مبانی مذکور اشاره می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۱-۲-۲. مبانی اثرگذاری سیاست پولی بر قیمت مسکن

مطابق ادبیات اقتصادی، سیاست پولی از چند کانال بر قیمت دارائی‌ها (و از جمله قیمت دارائی مسکن) تأثیرگذار است. یک کانال، کانال نرخ بهره است. افزایش نرخ بهره از طریق افزایش هزینه اخذ تسهیلات، در ارتباط با تسهیلات ساخت به صورت افزایش هزینه ساخت و مآلاً کاهش سرمایه‌گذاری و عرضه مسکن و درخصوص تسهیلات خرید مسکن به صورت کاهش تقاضا، بر بازار تأثیرگذار است (هدلوند و همکاران،[۱] ۱:۲۰۱۶). کانال دیگر اثرگذاری سیاست پولی کانال اعتباری است. مطابق این کانال اثرگذاری، با اجرای سیاست انقباضی، ذخایر بانکی و سپرده‌های بانکی کاهش می یابد. با فرض اینکه، وام‌ها و اوراق بهادار در سمت دارائی‌های ترازنامه بانک‌ها جانشین ناقص یکدیگر باشند، بانک‌ها، تمایل به جذب کامل زیان‌های سپرده، از طریق کاهش اوراق بهادار را نخواهند داشت، در نتیجه، انقباض پولی باعث کاهش عرضه وام‌های بانکی می‌شود. البته، قدرت این کانال به دسترسی بانک‌ها به جانشین‌های نزدیک سپرده بانکی و استقلال بانک‌ها از بانک مرکزی نیز بستگی دارد (راعی و همکاران،۱۳۹۷:۳۳).

مسیر دیگر تأثیر سیاست پولی بر قیمت مسکن، از مجرای نقدینگی است. در این کانال اثرگذاری، واکنش قیمت دارایی‌ها به تغییر در عرضه پول، هماهنگ با نظریه مقداری پول است. به نحوی که مطابق نظریه مذکور، سطح قیمت، رابطه‌ای متناسب با موجودی پول دارد. بر این اساس، در نظریه کلاسیک‌ها، پول خنثی است و تغییرات در موجودی پول فقط به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد. البته مکتب پولیون در تفسیر خود از نظریه مقداری پول، پول را در کوتاه‌مدت منشأ اثر بر متغیرهای حقیقی و غیرخنثی می‌داند، لکن در بلندمدت نظریه کلاسیک‌ها را مبنی بر خنثی بودن پول می‌پذیرد (حنطه و همکاران، ۱۳۹۷:۵۲-۴۸). با این توصیف، سیاست پولی انبساطی که در کوتاه‌مدت نقدینگی موجود در بازار را افزایش می‌دهد، در بخش‌هایی با کشش عرضه بالا (بازار کالاهای مصرفی قابل تجارت) واکنش ملایم قیمتی و در بخش‌هایی با کشش قیمتی عرضه پایین (بازار مسکن) واکنش سریع قیمتی ایجاد می‌کند.

---

۱. Hedlund et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

اما درارتباط با پیشینه مطالعات انجام شده در خصوص بررسی عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن، لازم به ذکر است با وجود حاد بودن وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن شهری و کنکاش گسترده در میان مطالعات داخلی، مطالعه‌ای که در آن، «وضعیت عمومی توان‌پذیری قیمت مسکن» و یا «عوامل تأثیرگذار برتوان‌پذیری مسکن در ایران» بررسی شده باشد، مشاهده نشد. البته از آنجایی‌که، صرف‌نظر از تفاوت‌های جزئی میان ادبیات «توان‌پذیری قیمت مسکن» و «حباب قیمتی مسکن»،[1] قرابت زیادی میان این دو ادبیات از منظر شاخص‌های مورد استفاده[2] و همچنین عوامل تأثیرگذار بر آنها برقرار است (چارالامبوس[3]،۲۰۱۴). تشریح مطالعات انجام شده در خصوص عوامل تأثیرگذار بر «قیمت» یا «حباب قیمتی مسکن» در ایران، به فهم عوامل مؤثر بر «توان‌پذیری قیمت مسکن» و تشخیص ساختار مدل اقتصادسنجی مربوط به عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور کمک می‌کند. بنابراین، در ادامه، به برخی از مطالعات داخلی در این خصوص، اشاره می‌شود.

ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با عنوان «اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی»، با اشاره به اینکه قیمت به عنوان اساسی‌ترین متغیر بخش مسکن، وظیفه تخصیص بهینه منابع اقتصادی

۱. تفاوت اصلی این دو ادبیات در این است که در ادبیات توان‌پذیری، «قیمت مسکن» و «اجاره‌بهای مسکن» هر دو دور از دسترس می‌شوند، اما در ادبیات حباب قیمتی، نسبت «اجاره به قیمت مسکن» از نسبت‌های مبتنی بر اصول بازار فاصله می‌گیرد (کلکو، ۲۰۱۷). به علاوه در حباب قیمتی، بازار، ماهیت خود اصلاحی داشته و با ترکیدن حباب و یا فاصله گرفتن قیمت از مبانی بازار، قیمت مجدداً به روند بلندمدت خود باز می‌گردد؛ اما در مقوله توان‌پذیری، از آنجایی که مطابق اصول بازار، با عدم اقبال طرف تقاضا به قیمت‌های جدید، قیمت‌ها به نقطه‌ای باز می‌گردد که غالب بازار را تشکیل می‌دهد، در این بازگشت به روند، در صورتی که تناسب قبلی قیمت مسکن و درآمد خانوارهای کم درآمد برقرار نشود، توان‌پذیری کاهش یافته و در این معادله، گروهی از افراد با درآمد کمتر، از مجموعه تقاضای مؤثر و بازار حذف می‌شوند.

۲. مطابق ادبیات توان‌پذیری، از نسبت «قیمت مسکن» به «درآمد خانوار» تحت عنوان شاخص توان‌پذیری یاد می‌شود و دقیقاً از همین نسبت و یا نسبت «قیمت مسکن» به «اجاره مسکن» نیز برای بررسی وجود حباب قیمتی استفاده می‌شود.

۳. Charalambos

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

را بر عهده دارد و با امعان نظر به اینکه در طول دوره زمان (۹۰-۱۳۷۰)چهار دوره جهش در قیمت مسکن اتفاق افتاده است، با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی به تحلیل تأثیر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر نوسانات بازار مسکن پرداخته‌اند. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی نشان داده است که افزایش نرخ رشد حجم پول باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن شده است. به علاوه بروز یک تکانه نفتی باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن می‌شود. با این تفاوت که اثر تورمی این شوک بیشتر از تولید می‌باشد.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران»، با استفاده از متغیرهای «نرخ ارز»، «قیمت سکه طلا»، «شاخص کل بورس اوراق بهادار»، «نقدینگی»، «نرخ سود بانکی»، «نرخ تورم» و «درآمدهای نفتی» برای بازه زمانی ۹۰-۱۳۶۹ به کمک مدل الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، به بررسی حباب قیمتی مسکن در ایران می‌پردازند. در این بررسی، آثارکوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مذکور بر حباب قیمت مسکن تخمین زده شده است. از آنجایی‌که ضریب تعدیل در رابطه پویا، برابر مقدار عددی ۰/۵۸- بوده، این‌گونه استنتاج شده است که آثار تکانه‌های کوتاه‌مدتی که موجب عدم تعادل می‌شوند، پس از دو دوره، از بین خواهد رفت و تعادل بلندمدت مجدداً پس از دو سال حاصل می‌گردد.

مهرآرا و شهاب لواسانی (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای با عنوان «آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن»، ضمن معرفی و تبیین نحوه اثرگذاری بیماری هلندی بر اقتصاد کشورهای دارای نفت، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری به بررسی تعامل میان شش متغیر چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی، درآمدهای واقعی نفت، عرضه پول، نرخ بهره و تولید ناخالص داخلی واقعی پرداخته‌اند. بررسی نشان می‌دهد قیمت مسکن به دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت با افزایش همراه است.

ضمناً، در ارتباط با پیشینه مطالعات خارجی انجام شده در خصوص توان‌پذیری قیمت مسکن و عوامل تأثیرگذار برآن نیز، ذیلاً به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

ساتون و همکاران [۱](۲۰۱۷)، در مقاله‌ای با عنوان « نرخ بهره و قیمت مسکن در ایالات متحده و جهان» به بررسی اثرپذیری قیمت مسکن ۴۷ اقتصاد پیشرفته و نوظهور از تغییرات نرخ بهره در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته‌اند. ایشان به عنوان عامل محرک قیمت مسکن، به ویژه در خارج از ایالات متحده، نقش مهمی را برای نرخ بهره کوتاه‌مدت در نظرگرفته‌اند. این امر، مبین اهمیت کانال وام بانکی سیاست پولی در نوسانات قیمت مسکن، به ویژه در کشورهایی است که اوراق بهادار تسهیلات مسکن کمتر رایج است. ایشان با اشاره به اینکه بی تحرکی قابل توجهی در قیمت مسکن مشاهده می‌شود و تغییر در عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن، به تدریج بر قیمت مسکن تأثیر می‌گذارند،کاهش نرخ بهره را نیز به مانند دیگر عوامل دارای اثری تدریجی بر بازار مسکن می‌دانند و نتیجه‌گیری می‌کنند تحولات قیمت مسکن علاوه بر نرخ بهره در کشورهای مورد نظر، از تحولات نرخ بهره در آمریکا نیز تأثیر پذیرفته شده است.

وورثینگتن و هیگز [۲](۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی عوامل کلان تأثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور استرالیا» و به کمک رهیافت ARDL و استفاده از متغیرهای مستقل شامل مالیات بر عایدی سرمایه، عملکرد بازار سرمایه، عملکرد بخش خصوصی در عرضه مسکن، رشد تولید ناخالص ملی، رشد جمعیت و دسترسی به تسهیلات ارزان قیمت خرید و تولید مسکن، در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۵، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مذکور بر توان‌پذیری مسکن را بررسی کرده‌اند. مطابق نتایج مدل، مشکل توان‌پذیری مسکن در این کشور صرفاً ناشی از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت ارزیابی شده است.

مینگ و همکاران [۳](۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «تایوان: توان‌پذیری و حباب‌های قیمتی مسکن»، با اشاره به مشکل توان‌پذیری مسکن در تایوان، سیاست پولی را، از جمله عوامل اصلی تحولات قیمت مسکن در این کشور و تأثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن عنوان کرده‌اند. عاملی که

۱. Sutton et al.

۲. Worthington-Higgs

۳. Ming et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

موجبات رشد شتابان قیمت مسکن و سبقت گرفتن آن از درآمد خانوار را فراهم آورده است. ایشان با اشاره به وجود مشکل توان‌پذیری در کشور تایوان، هشدار می‌دهند، چنانچه مشکل توان‌پذیری حاد شود، دولت موظف است در بازار دخالت و در جهت اصلاح نسبت «قیمت مسکن به درآمد خانوار» و بازگشت آن به حدود استاندارد اقدام کند. سان تین و شنگ هووا[1](۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای با عنوان «توان‌پذیری، سفته‌بازی و قیمت مسکن»، فاصله گرفتن قیمت مسکن از مبانی بنیادین بازار را عاملی در جهت کاهش توان‌پذیری مسکن و بروز اجزای حبابی معرفی می‌کنند. ایشان قیمت توان‌پذیر را تابعی از درآمد قابل تصرف(Y)، نرخ بهره تسهیلات رهنی(i)، دوره بازپرداخت اقساط تسهیلات(n) و نسبت تسهیلات به قیمت مسکن(L/P) می‌دانند.

$$AP = f\ (\alpha, Y, i, n, L/P) \qquad (۵)$$

$$\text{with } f'\alpha > ۰,\ f'Y > ۰,\ f'n > ۰,\ f'i > ۰,\ f'(L/P) < ۰$$

در این مطالعه، با قلمداد شدن توان‌پذیری مسکن به عنوان رکن بازار، فاصله گرفتن قیمت‌ها از مبانی بازار، حباب تلقی شده و به شرح معادله ذیل با g نمایش داده می‌شود.

$$ph_t = ap_t + g_t \quad , t = 1, 2, ..., \cdots, T \qquad (۶)$$

$$ph_t = \delta_1 ap_t + \delta_2 g_t + \eta_t \quad , t = 1, 2, ..., \cdots, T \qquad (۷)$$

بر این اساس g_t حاوی اطلاعاتی در خصوص قیمت در دوره‌های گذشته و میزان فاصله آن‌ها از اصول قیمت است.

$$g_t = \sum_{j=1}^{m} \left[\beta_j ph_{t-j} + r_j (ph^*_{t-j} - ph_{t-j})\right] + v_t \quad , t = 1, 2, ..., \cdots, T \qquad (۸)$$

$$ph_t = \theta_0 ap_t + \sum_{j=1}^{m} \theta_j ph_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \theta_{m+i} \left(ph^*_{t-i} - ph_{t-i}\right) + \varepsilon_t \quad , t = 1, 2, ..., \cdots, T \qquad (۹)$$

در این بررسی، با ارائه نتایج مدلی که با روش OLS برآورد شده است این‌گونه نتیجه‌گیری شده که وقفه متغیرهای $\ln \widetilde{HP}_t$ و $\Delta \ln \widetilde{HP}_t$ پارامترهای مناسبی برای نشان دادن میزان حباب قیمت

۱. Sun-Tien , Shyang-Hwa

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

مسکن است و از آنجایی‌که وجود تقاضای سفته‌بازی، نشانگر بار اضافی تقاضا در بازار مسکن است، تقاضای مذکور، ضمن متورم کردن قیمت مسکن ناشی از تقاضای مصرفی صرف، از یک سو موجب ارائه علائم غلط به بازار در فرآیند سرمایه‌گذاری می‌شود و از سوی دیگر باعث حذف اقشار با درآمد کم و متوسط از خیل تقاضای مؤثر می‌شود، بنابراین لازم است این‌گونه رفتارها در بازار به دقت رصد و مدیریت شود.

۲-۲-۲. مبانی اثرگذاری رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن بر قیمت مسکن

مطابق نظریه پرتفوی، صاحبان دارایی‌ها تلاش می‌کنند تا ترکیب دارایی‌های مالی خود را، به گونه‌ای انتخاب کنند تا ضمن تقلیل مخاطرات سرمایه‌گذاری، عایدی سرمایه‌گذاری حداکثر شود (کامبئو و چیکازا[۱]،۲۰۱۶:۲۶۲). اگرچه مطابق این نظریه، افزایش عایدی یک دارایی، می‌تواند به تقلیل تقاضا برای دارائی‌های رقیب بیانجامد و به این ترتیب، رابطه میان عایدی هر دارایی با دارایی‌های رقیب معکوس ارزیابی می‌شود، اما برمبنای همین نظریه، از آنجایی‌که بازدهی و ریسک انواع دارایی‌ها متفاوت است، لذا به جهت پوشش متقابل[۲] مخاطرات و انگیزه‌های سوداگری متقابل[۳] افراد ترجیح می‌دهند، ترکیبی از دارایی‌ها را در پورتفوی خود نگهداری کنند. بنابراین، در مواقعی و به ویژه در مواردی که عامل افزایش تقاضا برای دارایی‌های مختلف، یکسان باشد،[۴] به جای رابطه معکوس بین بازار دارائی‌ها، نوعی هم‌حرکتی و همبستگی مثبت میان دارایی‌ها مشاهده می‌شود. بنابراین، رفتار بازار دارایی‌ها در مقابل یکدیگر از پیش تعیین شده نیست و افزایش تقاضا برای یک دارایی، الزاماً به مفهوم کاهش تقاضا برای دارایی‌های رقیب نخواهد بود

۱. Kambeu and Chikaza

۲. Cross-hedging

۳. Cross-speculation

۴. برای نمونه، هنگامی که عامل تشدید تقاضا برای دارائی‌های مختلف، پوشش مخاطرات ناشی از انتظارات تورمی در آینده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

(بارونیک و همکاران[۱]،۲۰۱۶:۱۸۹) و اصولاً نوع رفتار دارایی‌ها در برابر یکدیگر نیازمند بررسی تجربی است.

مواگار و همکاران[۲] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «هم‌حرکتی نرخ ارز و بازار سهام درکشورهای اروپای مرکزی و شرقی»، به بررسی ارتباط بین نرخ ارز و بازار سهام، در چهارکشور جمهوری چک، مجارستان، لهستان و رومانی طی دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۶پرداخته‌اند. ایشان، با اشاره به اینکه، رابطه بازار ارز و بازار سرمایه در برخی مطالعات، مثبت و در برخی منفی گزارش شده است، هدف مطالعه خود را، از یک سو، تبیین ارتباط همزمان بازارهای ارز و بازار سرمایه در هر یک از کشورهای صدرالاشاره و از سوی دیگر، تبیین ارتباط مذکور میان بازار یک کشور با بازار کشور مقابل عنوان می‌کنند. نتایج این بررسی نشان می‌دهد، ارتباط بین بازده نرخ ارز و بورس اوراق بهادار در طول «بحران بدهی اتحادیه اروپا» و «بحران مالی جهانی» با افزایش مواجه شده و این افزایش به هنگام وقوع «بحران بدهی اتحادیه اروپا» بیشتر بوده است. ایشان، با اشاره به سرایت بحران‌ها از بازاری به بازار دیگر، تنوع پائین پرتفوهای سرمایه‌گذاری را عامل تشدید این ارتباط معرفی و توصیه می‌کنند، به منظور مدیریت ریسک و همچنین در فرآیندهای ادغام مالی، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران، به این ارتباطات توجه ویژه داشته باشند.

منگلینگ و همکاران[۳](۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با عنوان «هم‌حرکتی سهام-اوراق قرضه و تبادل در بازار متقابل»، با استفاده از داده‌های ماهانه بازار سهام و اوراق قرضه آمریکا، به طراحی مدل قیمت‌گذاری دارائی برای بازه زمانی ژانویه ۱۹۹۰- ژوئن ۲۰۱۴ پرداخته‌اند. مطابق این مدل، کارگزاران غیرهمگن، سرمایه را به گونه‌ای میان دو بازار اوراق قرضه و بازار سرمایه توزیع می‌کنند که پورتفوی مربوطه بهینه باشد. بر این اساس، مادامی‌که بازارهای مالی صرفاً از جریانات

۱. Barunik et al.

۲. Moagăr et al.

۳. Mengling et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

نقدینگی تأثیر می‌پذیرند، هر دو بازار سرمایه و اوراق قرضه، با ورود سرمایه مواجه‌اند، اما چنانچه بازار با هراس مالی مواجه شود، سرمایه به سمت بازارهای با ریسک کمتر حرکت می‌کند.

مرادی و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «هم‌حرکتی و علیت میان بازار دارایی‌ها (بازار مسکن و دارایی‌های مالی) در اقتصاد ایران: رویکرد آنالیز موجک»، به بررسی نحوه اثرپذیری بازار دارایی‌ها از یکدیگر پرداخته‌اند. در این تحلیل، با بهره‌گیری از داده‌های سالانه بازه زمانی ۹۵-۱۳۷۰، نرخ بازدهی دارایی‌های مسکن، سهام، ارز و طلا و نرخ سود سپرده‌های بانکی، به کمک روش تبدیل موجک پیوسته، بررسی، و سرایت میان بازارهای دارایی‌های مذکور و نیز حوزه بانکی در اقتصاد ایران، در قالب هم‌حرکتی یا همبستگی و علیت تحلیل شده است. نتایج حاصل از هم‌حرکتی و اختلاف فاز موجک نشان می‌دهد، بازدهی بازار مسکن با بازدهی نرخ ارز در کوتاه‌مدت دارای هم‌حرکتی معنی‌دار و هم‌فازی است. در کوتاه‌مدت امکان برقراری رابطه مثبت بین بازدهی مسکن و بازدهی سهام در مقاطع زمانی محدود وجود دارد. همچنین بخش مسکن و بازار طلا در دوره مورد بررسی در مقیاس بلندمدت و در مقاطع زمانی محدود، دارای هم‌حرکتی معنی‌دار هم‌فاز هستند. هم‌حرکتی بازدهی بازار سهام به صورت هم‌فاز با بازدهی بازار ارز در مقیاس‌های کوتاه و بلندمدت، از دیگر نتایج حاصله است. رابطه بازدهی بازار سهام با بازدهی طلا در بلندمدت به طورکلی مانند رابطه آن با بازار ارز است. در نهایت نتیجه‌گیری شده است، از آنجایی که از بین متغیرهای به کار گرفته شده، نرخ ارز، همبستگی قوی‌تری به صورت هم‌فاز و در کوتاه‌مدت با قیمت مسکن دارد، سیاست‌گذاران برای کنترل قیمت مسکن، به کنترل نرخ ارز در کوتاه‌مدت توجه بیشتری نمایند.

۳. روش تحقیق

روش تحقیق حاضر، از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر ماهیت، تحلیلی است. فرضیه‌های تحقیق، که به شرح ذیل می‌باشند، با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی آزمون می‌شوند.

۱. رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت ناشی از رفتارهای سیکلی فراتر رفته و به چالشی بلندمدت مبدل شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۲. شوک نقدینگی واقعی و نرخ بهره واقعی و همچنین رفتار بازار دارائی‌ها بر تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن تأثیرگذار بوده است.

به منظور آزمون فرضیه نخست، از آزمون انگل-گرنجر جهت تحلیل همگرایی درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن، استفاده می‌شود. همگرایی بلندمدت، در یک تفسیر اقتصادی نشان می‌دهد که سری‌های زمانی هرچند ناپایا باشند، اما در صورتی که تفاضل بین آنها پایا باشد، به این مفهوم است که در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند و در بلندمدت همگرا هستند.

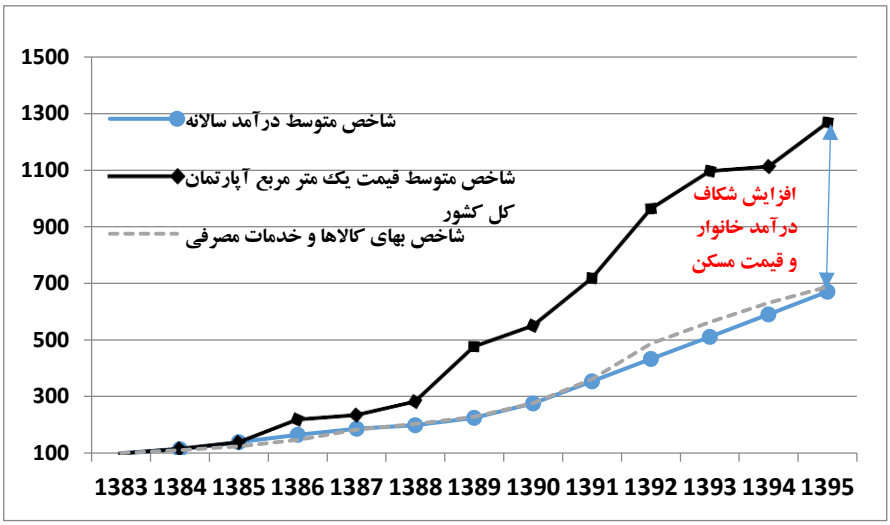
جهت آزمون فرضیه دوم، الف) با الهام از مطالعات کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) و مهرآرا و شهاب لواسانی (۱۳۹۱)، که به تبیین عوامل تأثیرگذار بر قیمت و حباب قیمتی مسکن در ایران پرداخته‌اند. ب) با توجه به مطالعه چارالامبوس(۲۰۱۴)، که به تبیین شباهت‌های ادبیات حباب‌های قیمتی با توان‌پذیری قیمت مسکن می‌پردازد و ج) با عنایت به مطالعه وورثینگتن و هیگز (۲۰۱۳)، که به بررسی عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور استرالیا پرداخته است، عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن در ایران شناسایی و متعاقباً با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، اثر شوک حجم واقعی نقدینگی، نرخ سود واقعی تسهیلات و عملکرد بازار دارائی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

٤. تحلیل آماری و الگوسازی

بررسی‌های آماری نشان می‌دهد از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵، قیمت مسکن به طور متوسط، سالانه ۲۳/۶ درصد و درآمد خانوار شهری و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، به ترتیب سالانه ۱۷/۴ و ۱۷/۲ درصد رشد داشته‌اند و به تعبیری تحولات قیمت مسکن، به ضرر خانوارهای فاقد مسکن رخ داده است. نمودار ۱ به وضوح شکاف به وجود آمده بین «شاخص درآمد خانوار» و «شاخص قیمت مسکن» و تشدید آن طی زمان را به نمایش می‌گذارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]



نمودار ۱. روند تحولات شاخص CPI، شاخص قیمت یک متر مربع آپارتمان و شاخص متوسط درآمد خانوار (۱۳۸۳=۱۰۰)

مأخذ: پایگاه‌های اینترنتی بانک مرکزی ج.ا.ایران، مرکزآمار ایران و وزارت راه و شهرسازی

به این ترتیب، ما به ازای این رفتار قیمتی مسکن در مناطق شهری کشور، شاخص دسترسی به مسکن از عدد ۳/۹ در سال ۱۳۷۹، به ۱۰/۴ در سال ۱۳۹۵ رسیده است.

جدول۲. نسبت توان‌پذیری مسکن در مناطق شهری

سال	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸
نسبت توان‌پذیری	۷/۹	۶/۱	۵/۱	۴/۷	۴/۹	۵/۳	۴/۹	۴/۵	۴/۲
سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
نسبت توان‌پذیری	۳/۹	۴/۳	۵/۰	۵/۸	۵/۵	۵/۷	۵/۵	۷/۳	۶/۹
سال	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
نسبت توان‌پذیری	۷/۸	۱۱/۷	۱۱/۰	۱۲/۱	۱۲/۲	۱۱/۸	۱۰/۳	۱۰/۴	NA

مأخذ: پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی، زمان دسترسی خردادماه ۱۳۹۷

اگرچه مطابق جدول ۲، نسبت توان‌پذیری مسکن از سال ۱۳۸۱، در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار گرفته است؛ اما با توجه به ماهیت چرخه‌ای بخش مسکن و اینکه چرخه‌های تجاری جزو ماهیت هر بازاری است و هر گونه افزایش نسبت توان‌پذیری قیمت مسکن و یا احیاناً خروج شاخص از استانداردهای تعیین شده، را نمی‌توان بحرانی تشدید شونده قلمداد کرد و چه بسا این

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

نسبت به‌واسطه رفتارهای سیکلی از حد استاندار خارج شده و مجدداً به محدوده استاندارد بازگردد. برای مثال، همان‌گونه که از جدول ۱ نیز مشاهده می‌شود، نسبت مذکور که در سال ۱۳۷۰ به عدد ۷/۹ رسیده بود، تحت‌تأثیر رفتارهای سیکلی مسکن، در سال ۱۳۷۹ مجددا به ۳/۹ تنزل یافت. بنابراین، آنچه نگران‌کننده است آنکه؛ با در نظر گرفتن رفتارهای سیکلی بخش مسکن و به واسطه رشد سریع‌تر قیمت مسکن از درآمد خانوار، نسبت توان‌پذیری به گونه‌ای با افزایش همراه شود، که روند همگرایی «قیمت مسکن» و «درآمد خانوار» دچار اختلال شده و همگرایی دو متغیر تأیید نشود. در ادامه، به کمک مدل‌های اقتصادسنجی، ابتدا وضعیت همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری بررسی می‌شود، سپس با استفاده از روش SVAR تأثیر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن بر توان‌پذیری قیمت مسکن در بازه زمانی (۹۶-۱۳۷۱) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.[۱]

۱-٤. بررسی همگرایی درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن

به منظور بررسی همگرایی دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن شهری، بازه زمانی سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۹۶ و با تواتر فصلی مبنا قرار گرفته است. از آنجایی که سری زمانی متوسط قیمت یک متر مربع آپارتمان در کل مناطق شهری کشور وجود ندارد، با توجه به وجود آمار قیمت زمین شهری و با عنایت به هم حرکتی قیمت زمین و مسکن و سهم بالای قیمت زمین در

۱. در خصوص علت انتخاب بازه زمانی۹۶-۱۳۷۱، لازم به توضیح است: بر خلاف بسیاری از آمارکه سال شروع جمع‌آوری و انتشار آنها، به قبل از انقلاب و بعضاً به سال ۱۳۳۸ بازمی‌گردد، انتشار آمار قیمت مسکن فاقد سابقه طولانی است؛ به طوری که طرح آمارگیری از قیمت مسکن از سال ۱۳۷۰در شهر تهران و از سال۱۳۷۱ تا سال۱۳۸۲در شهر تهران وتعدادی از شهرهای کشور توسط مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنام ریزی وقت استان ها اجرا و نتایج آن منتشر شده است. تهیه و اجرای این طرح از سال ۱۳۸۷ باردیگر در دستور کار مرکز آمار ایران قرار گرفته است (مأخذ: مرکز آمار ایران، نشریه خلاصه نتایج طرح آمارگیری از قیمت و اجاره مسکن در نقاط شهری کشور، نیمه اول سال۱۳۸۷). بنابراین، به جهت بازه نسبتاً محدود انتشارآماروضرورت پوشش مناسب رفتار قیمت مسکن در چرخه‌های تجاری مسکن، ابتدای شروع انتشار آمار قیمت مسکن شهری (سال۱۳۷۱) به عنوان سال آغاز بررسی، مبنا قرار گرفته است، ضمناً با توجه به اینکه، آخرین آمار منتشر شده مورد استفاده در مدل، مربوط به فصل چهارم سال ۱۳۹۶ بوده است، بنابراین، بازه پایانی ۱۳۹۶ درنظر گرفته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

بهای تمام شده مسکن، بهترین متغیر جایگزین، آمار قیمت یک متر مربع زمین ساختمان‌های تکمیل شده در مناطق شهری کشور است که توسط اداره آمار بانک مرکزی به صورت فصلی منتشر می‌شود (قلی زاده، ۱۳۹۶:۱۶۸). قبل از بررسی همگرایی دو متغیر، لازم است مانایی دو متغیر مورد بررسی قرار گیرد. بررسی آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای داده‌های تعدیل فصلی شده که در جدول ۳ پیوست نتایج آن گزارش شده است، نشان می‌دهد هر دو متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ در سطح نامانا هستند و تفاضل مرتبه اول آنها مانا است.

همان‌گونه که از جدول ۴ پیوست، ملاحظه می‌شود، نتایج بررسی همگرایی این دو متغیر بر اساس آزمون انگل-گرنجر، حتی در سطح اطمینان ۹۰ درصد نیز تأیید نمی‌شود و همان‌گونه که از جدول ۵ پیوست درخصوص آزمون ریشه واحد روی نسبت «قیمت مسکن به درآمد»، نیز قابل مشاهده است، نسبت (شاخص) توان‌پذیری قیمت مسکن دارای ریشه واحد است. بنابراین، از جداول ۴ و ۵ پیوست، این‌گونه استنباط می‌شود که رفتار دو متغیر درآمد خانوار و قیمت مسکن فاقد همگرایی است و معضل توان‌پذیری قیمت مسکن در مناطق شهری کشور از یک عدم تعادل صرفاً کوتاه‌مدت ناشی از رفتارهای سیکلی فراتر رفته و فاصله گرفتن نسبت توان‌پذیری از روند آن به یک رفتار ممتد[۱] مبدل شده است. با این توصیف و در شرایطی که از سال ۱۳۸۱، شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از آستانه‌های مجاز فراتر رفته و شکاف میان درآمد خانوار و قیمت مسکن در حال افزایش است، انتظار می رود، متغیرهای کلانی که می‌توانند بر تشدید این شکاف و کاهش توان‌پذیری تأثیرگذار باشند، در کانون توجه و رصد سیاستگذاران اقتصادی قرارگیرند. با این رویکرد، در ادامه اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن، در قالب آزمون دومین فرضیه، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱. Protracted

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۲-٤. بررسی تأثیر رفتار بازار دارایی‌ها و شوک سیاست پولی بر توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران

در یک بررسی کلی، ارتباط تغییرات نقدینگی، نرخ بهره واقعی و رفتار بازار دارایی‌ها بر قیمت مسکن مشهود است، اما، اینکه در مسیر این تغییرات، تا چه میزان توان‌پذیری قیمت مسکن تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد، موضوعی است که در این بخش به کمک روش SVAR به آن پرداخته می‌شود.

۱-۲-٤. تصریح مدل

معرفی متغیرهای مستقل مدل و سازوکار اثرگذاری آنها بر توان‌پذیری قیمت مسکن:

نقدینگی واقعی: نقدینگی با انگیزه‌های متفاوتی وارد بازار مسکن می‌شود. تأمین نیاز مصرفی، کسب عایدی سرمایه در بلندمدت، سفته‌بازی و انتفاع از منافع کوتاه‌مدت جوانب مختلف ورود نقدینگی به بخش مسکن است. افزایش نقدینگی تأثیر مثبت بر قیمت مسکن دارد (نادمی و خوچیانی،۱۳۹۷).

نرخ بهره واقعی: کاهش نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی انبساطی می‌تواند نیروی مهمی در رونق افراطی قیمت دارائی مسکن باشد. بر عکس، سیاست پولی انقباضی در واکنش به فعالیت سفته‌بازی افراطی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد (قلی زاده،۱۵۱:۱۳۹۰).

دارایی‌های رقیب: مطابق نظریه پرتفوی، رفتار بازار دارایی‌ها در مقابل یکدیگر از پیش تعیین شده نیست و نوع رفتار آنها در برابر یکدیگر موکول به بررسی تجربی است (باربریزو همکاران[۱]،۲۰۰۵).

درآمد واقعی نفت: اثر شوک مثبت نفتی بر قیمت مسکن مطابق تئوری بیماری هلندی مثبت است (کوردن و نیری[۲]،۱۹۸۲:۸۴۱).

اثر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن بر خود متغیر: از آنجا که در ایران، ابزارهای مالیاتی به منظور مهار سفته‌بازی در بخش مسکن وجود ندارد و فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی

۱. Barberis et al.

۲. Corden-Neary

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

سود نیستند، با بروز شوک قیمتی مسکن، تا زمانی که اضافه عرضه در بخش مسکن و یا رفتار بازار دیگر دارائی‌ها انتظارات را نسبت به سودآوری در این بخش تغییر ندهد، انتظارات سود در بخش مسکن باقی می ماند. بنابراین قیمت مسکن در مقطع قبل، قادر است به عنوان عامل کلیدی و تعیین‌کننده قیمت مسکن در مقاطع بعدی ایفای نقش نماید (قلی‌زاده،۱۵۷:۱۳۹۰).

با تبیین روابط مورد انتظار متغیرها بر توان‌پذیری قیمت مسکن و قبل از ورود به تصریح مدل و برآورد الگو، لازم است متغیرها از حیث ریشه واحد مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به فصلی بودن، متغیرها تعدیل فصلی شده‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد، متغیرهای مدل به جز درآمد واقعی نفت که در سطح مانا است، مابقی متغیرها در سطح معناداری ۹۵ درصد در سطح دارای ریشه واحد هستند، اما در تفاضل مرتبه اول مانا هستند.

فرم تعدیل یافته VAR به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$X_t = C + D(L)X_t + U_t \qquad (۱۰)$$

Xt = (LROil,LPIR,LRM۲,RIR,LRGOP,LRTE,LREXR)، که در آن LRoil لگاریتم درآمد واقعی نفتی، LPIR، لگاریتم توان‌پذیری قیمت مسکن، LRM۲ لگاریتم نقدینگی واقعی، RIR نرخ بهره واقعی، LRTE لگاریتم عملکرد واقعی بازار سرمایه، LRGOP لگاریتم قیمت واقعی سکه و LREXR نرخ واقعی دلار است. C بردار مقادیر ثابت، D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه خو توضیح و بردار u_t که به صورت ذیل است اجزاء اخلال فرم تعدیل یافته می‌باشد.

$$\boldsymbol{U_t} = (\mathbf{U_t^{LRM2}}.\mathbf{U_t^{RIR}}.\mathbf{U_t^{LRGOP}}.\mathbf{U_t^{LPIR}}.\mathbf{U_t^{LROIl}}.\mathbf{U_t^{LREXR}}.\mathbf{U_t^{LRTE}}) \qquad (۱۱)$$

به منظور رعایت اصل قلت، با استفاده از روش«تحلیل مؤلفه‌های اصلی»،[۱] به جای تک تک دارائی‌ها، از متغیر اجزای اصلی به عنوان نماد عملکرد بازار دارائی‌ها استفاده می کنیم. بنابراین مدل نهایی خودرگرسیون برداری ساختاری به صورت زیر خواهد بود.

$$\boldsymbol{U_t} = (\mathbf{U_t^{LROIl}}.\mathbf{U_t^{RIR}}.\mathbf{U_t^{LRM2}}.\mathbf{U_t^{LRASSETMKT}}.\mathbf{U_t^{LPIR}}) \qquad (۱۲)$$

۱. Principal Component Analysis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

در ادامه، تأثیر شوک‌های "نقدینگی"و"نرخ بهره واقعی"به عنوان نمادهای سیاست پولی، شوک توان‌پذیری قیمت مسکن، درآمد واقعی نفت و قیمت بازار دارائی‌ها بر میزان توان‌پذیری قیمت مسکن برآورد می‌شود.

۲-۲-٤. اعمال قیود و شناسایی مدل

چنانچه ماتریس ضرائب در مدل مورد نظر به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$\begin{matrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & U_t^{LROil} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} & U_t^{RIR} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} & *U_t^{LRM2} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} & U_t^{LRAssetMKT} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & U_t^{LPIR} \end{matrix} = \begin{matrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & \varepsilon_t^{LROil} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & \varepsilon_t^{RIR} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & * \varepsilon_t^{LRM2} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & \varepsilon_t^{LRAssetMKT} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & \varepsilon_t^{LPIR} \end{matrix} \quad (۱۳)$$

برای شناسایی شوک‌های ساختاری غیرقابل مشاهده لازم است برخی قیود شناسایی بر الگوی VAR تقلیل یافته غیرمقید تحمیل شود. در الگوی VAR پنج متغیره این مقاله، ماتریس مربوطه دارای ۲۵ عنصر می‌باشد که برای دقیقاً مشخص شدن آن می‌بایست به تعداد ۱۰ قید ($\frac{n^2-n}{2}$)به الگو تحمیل شود. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل از بررسی علیت گرنجری متغیرهای مورد استفاده در مدل و همچنین تئوری‌های اقتصادی ناظر بر رفتار سیاست پولی، عملکرد بازار نفت و بازار دارائی‌ها در اقتصاد باز کوچک، قیود اعمال شده در ماتریس ضرائب به شرح ذیل خواهد بود.

قیود حاکم بر سطر اول ماتریس ضرائب، ناشی از فرض اقتصاد کوچک باز و به این معنی است که عملکرد اقتصاد ایران تأثیر آنی بر متغیر خارجی(درآمد واقعی نفت ایران) ندارد، بنابراین خطای فرم تعدیل یافته صرفاً تابعی از شوک‌های مربوط به درآمد نفتی است.

$$\varepsilon_t^{lROIl} = b_{21} U_t^{lROIl} \quad (۱۴)$$

فروض سطر دوم: نرخ بهره به شوک‌های ساختاری خود متغیر و همچنین درآمدهای نفتی عکس‌العمل نشان می‌دهد. در ارتباط با تأثیرگذاری درآمد نفتی بر رویکرد بانک مرکزی بر تحولات نرخ بهره حقیقی به مطالعات حیدری و ملابهرامی(۱۳۹۲)، افشاری و همکاران(۱۳۹۳) و زینیوند و همکاران (۱۳۹۷) مراجعه شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

$$\varepsilon_t^{RIR} = b_{21} * U_t^{lROIl} + b_{22} * U_t^{RIR} \quad (۱۵)$$

سطر سوم: حجم نقدینگی پول در کوتاه‌مدت به شوک‌های نرخ بهره بر اساس نظریه کینز و تغییرات حجم نقدینگی پول عکس‌العمل نشان می‌دهد، به علاوه با توجه به نتایج مطالعات حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۲)، افشاری و همکاران (۱۳۹۳)و زینیوند و همکاران (۱۳۹۷) درخصوص ارتباط سیاست پولی و تحولات قیمت نفت، سیاست پولی از تحولات درآمد نفتی تأثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lRM2} = b_{31} * U_t^{lROIl} + b_{32} * U_t^{RIR} + b_{33} * U_t^{lRM2} \quad (۱۶)$$

سطر چهارم: بازار دارائی‌ها از بازار سایر دارائی‌ها، نرخ بهره، حجم پول و تحولات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lRASSETMKT} = b_{41} * U_t^{lROIl} + b_{42} * U_t^{RIR} + b_{43} * U_t^{lRM2} + b_{44} * U_t^{lRASSETMKT} \quad (۱۷)$$

سطر پنجم: توان‌پذیری مسکن از شوک‌های مربوط قیمت دارائی‌های رقیب، شوک نقدینگی، نرخ بهره واقعی و قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lPIR} = b_{51} * U_t^{lROIl} + b_{52} * U_t^{RIR} + b_{53} * U_t^{lRM2} + b_{54} * U_t^{lRASSETMKT} + b_{55} * U_t^{lPIR} \quad (۱۸)$$

با اعمال قیود فوق و لحاظ این نکته که عناصر قطری ماتریس A، یک است و کوواریانس شوک‌های ساختاری نیز صفر می‌باشد، معادله نهایی به صورت ذیل است.

$$\begin{matrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{matrix} * \begin{matrix} U_t^{LROil} \\ U_t^{RIR} \\ U_t^{LM2} \\ U_t^{LRAssetMKT} \\ U_t^{LPIR} \end{matrix} = \begin{matrix} \varepsilon_t^{LROil} \\ \varepsilon_t^{RIR} \\ \varepsilon_t^{LM2} \\ \varepsilon_t^{LRAssetMKT} \\ \varepsilon_t^{LPIR} \end{matrix} \quad (۱۹)$$

۳-۲-٤. برآورد مدل SVAR و تحلیل نتایج

در تخمین الگوهای خود توضیح برداری، شرط لازم و کافی برای آنکه الگو باثبات باشد، آن است که ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد باشد. به علاوه، شرط لازم برای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

آنکه بتوان از روش تخمین معادلات مدل VARبهره جست، عدم همبستگی جملات اخلال است. از آنجا که، در رویکرد کاه – بلانچارد، باید تمامی متغیرها به صورت مانا استفاده شوند و برخی متغیرها نامانا از مرتبه اول هستند، متغیرهای مذکور به صورت تفاضل مرتبه اول در الگو لحاظ می‌شوند. بررسی نشان می‌دهد، ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد هستند. با توجه به فصلی بودن داده‌ها، حداکثر وقفه ۸ در نظر گرفته شده، که وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی شوارز برابر ۱ است؛ بواسطه خودهمبستگی اجزای اخلال در این وقفه و وقفه بهینه بعد(وقفه دوم)، نهایتاً وقفه بهینه بعدی که ۴ می‌باشد، انتخاب شد. در این وقفه، اجزای اخلال مدل فاقد خودهمبستگی است. در این بخش به برآورد دستگاه خود توضیح برداری ساختاری مبتنی بر روش‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) پرداخته می‌شود. ضرایب ماتریس‌های A و B به شرح جدول ۶ پیوست است.

٤-۲-٤. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی(FEVDs)

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، نشان می‌دهد چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله خود متغیر و چند درصد توسط متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود و اهمیت نسبی هر یک از متغیرها در تغییر متغیرهای دیگر به چه میزان است. ستون‌های دوم به بعد، میزان درصد واریانس ناشی از تکانه را مشخص می کند که از شوک اول تا پنجم به ترتیب عبارتند از شوکِ: تغییر درآمد نفتی واقعی، نرخ بهره واقعی، تغییرات نقدینگی واقعی، تغییرات قیمت واقعی دارایی‌های رقیب و تغییرات توان‌پذیری قیمت مسکن. مطابق جدول ۷ پیوست، نوسانات توان‌پذیری قیمت مسکن توسط متغیرهای مدل به شرح ذیل توضیح داده می‌شود: در دوره اول، تغییر توان‌پذیری قیمت مسکن۹۳/۶درصد تغییرات را خود متغیر توضیح می‌دهد، لکن اثر مذکور با گذر زمان و در وقفه ۱۰، به ۸۴/۱ درصد کاهش می یابد.

با توجه به فقدان ابزارهای مالیاتی محدودکننده سفته‌بازی در بازار مسکن ایران، از جمله مالیات بر نقل و انتقال مکرر مسکن، مالیات بر عایدی سرمایه و همچنین مالیات بر خانه‌های خالی، سهم قابل ملاحظه توضیح رفتار شاخص توان‌پذیری مسکن توسط خود متغیر، دور از انتظار نیست.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

تغییر حجم واقعی نقدینگی (عرضه پول) در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱/۳ و ۶/۴ درصد و نرخ بهره واقعی نیز سهم‌های ۴/۲ و ۴/۵ درصدی از نوسانات در توان‌پذیری قیمت مسکن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت توضیح می‌دهند. ضمناً شوک بازار دارائی‌های رقیب در فصل اول ۰/۷ درصد از تغییر در توان‌پذیری قیمت مسکن و در بلندمدت ۱/۷ درصد از نوسانات توان‌پذیری قیمت مسکن را توضیح می‌دهد.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، بیشترین اثرپذیری شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، ناشی از شوک وارد شده به خود متغیر است. همان‌گونه که در معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل نیز عنوان شد، از آنجایی که سری زمانی متوسط قیمت یک متر مربع آپارتمان در کل مناطق شهری کشور وجود ندارد، با توجه به هم‌حرکتی قیمت زمین و مسکن و سهم بالای قیمت زمین در بهای تمام شده مسکن، از متغیر جایگزین آمار قیمت یک متر مربع زمین ساختمان‌های تکمیل شده در مناطق شهری کشور به جای قیمت مسکن استفاده شده است. در تأیید نتایج مدل، لازم به توضیح است، زمین به عنوان مهمترین نهاده تولید مسکن شهری از بهره‌وری پایینی برخوردار است و در حالی که سهم زمین در قیمت تمام شده مسکن در کشورهای موفق در بخش مسکن در دامنه ۸ تا ۲۳ درصد است (میشک و همکاران[۱]،۲۰۱۴:۶). سهم مذکور در قیمت تمام شده مسکن شهری (بر اساس آمار اداره آمار بانک مرکزی ج.ا.ایران)، طی دو دهه اخیر با یک روند افزایشی همراه بوده و از حدود ۵۰ درصد در سال ۱۳۷۵، به ۶۸/۳ درصد در سال ۱۳۹۶ رسیده است. بر این اساس و همان‌گونه که از نمودار ۲ قابل مشاهده است، هرچند قیمت زمین و دیگر هزینه‌های تولید مسکن[۲] طی ده سال اخیر روند صعودی داشته، لکن از سال ۱۳۹۰ به بعد، قیمت زمین با شیب

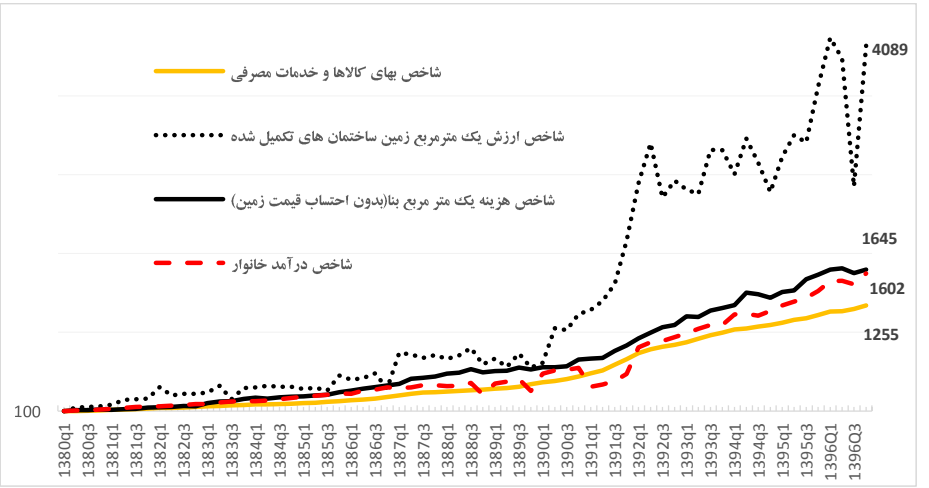
۱. Mischke et al.

۲. متوسط هزینه احداث یک متر مربع بنا در ساختمانهای تکمیل شده درمناطق شهری کشور (بدون احتساب قیمت زمین) می باشد. هزینه ساختمان شامل هزینه‌های نقشه ساختمان، نظارت مهندس، پروانه ساختمان، مصالح ساختمان، وسایل و ابزار کار، مزد کارگر، حق‌الزحمه معمار، هزینه تأسیسات مرکزی (حرارتی - برودتی)، گاز، برق، آب و فاضلاب و غیره می‌باشد.(مأخذ: اداره کل آمارهای اقتصادی بانک مرکزی)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

تندتری رشد کرده و این امر فاصله هزینه زمین از دیگر نهاده‌های تولید مسکن و فاصله قابل ملاحظه آن از درآمد خانوار را در پی داشته است.



نمودار۲- مقایسه روند تحولات شاخص قیمت مصرف‌کننده با تحولات شاخص‌های عوامل تولید مسکن و درآمد خانوار (۱۰۰=۱۳۸۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از آمار اداره آمار بانک مرکزی

با این توضیح، عدم وجود سازوکارهای لازم به منظور کنترل بازار زمین و مدیریت سهم آن در قیمت تمام شده مسکن، از عوامل کلیدی و تأثیرگذار بر رشد سریع قیمت مسکن و تضعیف شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن محسوب می‌شود. بر این اساس و در راستای بهبود شاخص‌های توان‌پذیری مسکن، توصیه می‌شود، به کاهش هزینه تمام شده مسکن، که رویکردی مغفول در اقتصاد مسکن شهری است، توجهی ویژه شود. برای مواجهه با این چالش ضروری است علاوه بر تقویت طرف عرضه مسکن، نسبت به اصلاح سیاست‌های عرضه زمین شهری و ضوابط فروش تراکم ساختمانی با هدف کاهش سهم زمین در بهای تمام شده ساختمان اقدام عاجل صورت پذیرد تا به این ترتیب، چالش توان‌پذیری مسکن شهری به سرعت مدیریت و از سرعت زیاد گسترش حاشیه‌نشینی کاسته شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

بررسی‌ها نشان می‌دهد در دو دهه اخیر، علائمی روشن از چالش توان‌پذیری قیمت مسکن در مناطق شهری کشور آشکار شده است، اما اقدام مناسبی از سوی دولت برای تغییر مسیر حاکم بر بازار مشاهده نمی‌شود. چنانچه «خروج شاخص‌های توان‌پذیری قیمت و اجاره مسکن از استانداردهای پذیرفته شده جهانی»، «افزایش تعداد خانه‌های خالی در بطن شهرها» و «رشد حاشیه‌نشینی» را به عنوان مصادیقی از چالش عدم تناسب قیمت مسکن شهری با متوسط درآمد خانوار قلمداد کنیم، تمامی مصادیق آن در بازار مسکن شهری ایران وجود دارد. به طوری که با وجود ۵/۵ میلیون واحد مسکونی خالی و شبه خالی (مسکن دوم و سوم، ویلایی و ییلاقی) در کشور، که دائماً و یا در غالب اوقات سال، خالی از سکنه‌اند (قلی زاده، ۱۳۹۶:۳)، به‌واسطه رشد سریع شهرنشینی و ضعف شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، حاشیه‌نشینی طی دو دهه منتهی به سال ۱۳۹۶، رشدی ۳۰ برابری داشته[1] و بد مسکنی به شدت در حال گسترش است. به طوری‌که در سال ۱۳۹۵، ۱۹میلیون نفر از جمعیت ۵۹ میلیون نفری جامعه شهری کشور در بافت‌های فرسوده شهری و حاشیه شهرها، ساکن بوده‌اند (توکلی نیا و ضرغامی،۱۳۹۷:۵۰).

به علاوه، مطابق گزارش نتایج آمار هزینه و درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار ایران، نسبت مالکیت مسکن توسط خانوارهای شهری از ۷۱/۵ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۶۴/۷ درصد در سال۱۳۹۶ کاهش یافته است. بنابراین، تردیدی نیست که تحت شرایط مذکور و به واسطه تشدید چالش توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، عده‌ای از بازار خرید حذف شده و بالاجبار به بازار اجاره و یا حاشیه شهرها سوق داده شده‌اند. البته، با توجه به سهم ۳۳/۰ درصدی اجاره‌بهای مسکن در بودجه خانوار شهری در سال ۱۳۹۶، که ۸/۰ واحد درصد از سقف ۲۵ درصدی اجاره مسکن در بودجه خانوار شهری، که در بسیاری از کشورها به عنوان ملاک توان‌پذیری اجاره‌بهای مسکن مبنا قرار گرفته است، بیشتر است، مستأجرین ساکن در شهرها نیز، تحت فشار هزینه اجاره مسکن، با پذیرش کاهش سهم دیگر اقلام مصرفی موجود در سبد خانوار (قبول رفاه کمتر)، ترجیح داده‌اند،

۱. مأخذ: پایگاه اینترنتی معاونت امور زنان و خانواه نهاد ریاست جمهوری، دیماه ۱۳۹۶

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

همچنان در شهر اقامت گزینند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، شاخص‌های توان‌پذیری مسکن شهری در وضعیت مناسبی نیست. موضوع وقتی جدی تر می‌شود که با در نظر گرفتن رفتارهای سیکلی بخش مسکن و به واسطه رشد سریع‌تر قیمت مسکن از درآمد خانوار، نسبت توان‌پذیری به گونه‌ای با افزایش همراه شود، که روند همگرایی«قیمت مسکن» و «درآمد خانوار» دچار اختلال شده و همگرایی دو متغیر تأیید نشود.

نتایج آزمون همگرایی گرنجر نشان داد، رفتار دو متغیر درآمد خانوار و قیمت مسکن فاقد همگرایی است. به بیان دیگر، معضل توان‌پذیری قیمت مسکن در مناطق شهری کشور از یک عدم تعادل صرفاً کوتاه‌مدت ناشی از رفتارهای سیکلی فراتر رفته و فاصله گرفتن نسبت توان‌پذیری از روند آن به یک رفتار ممتد مبدل شده است. ضمناً، نتایج بررسی اثر شوک سیاست پولی و رفتار بازار دارایی‌ها بر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، که با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری ساختاری انجام شد، نشان داد، تأثیر شوک نقدینگی واقعی و نرخ بهره واقعی (به عنوان نمادهای سیاست پولی) بر توان‌پذیری قیمت مسکن بیشتر از اثر رفتار بازار دارایی‌های رقیب مسکن بر این شاخص است. البته سهم عمده تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن، ناشی از شوک وارد شده به خود متغیر است.

در تبیین این رفتار، لازم به توضیح است، در حالی که در بسیاری از کشورها، استفاده از ابزارهای مالیاتی محدودکننده رفتارهای سفته‌بازی،که سهم قابل ملاحظه‌ای از درآمد مالیاتی این دولت‌ها را نیز تشکیل می‌دهد، به ابزاری متداول در هدایت بخش مسکن در مسیر مورد انتظار مبدل شده است، در ایران، متوسط سهم مالیات بر پایه دارایی و املاک از کل بودجه عمومی‌دولت طی سال‌های ۹۶-۱۳۹۴ کمتر از ۰/۵ درصد و سهم مالیات مذکور از کل درآمدهای مالیاتی در بودجه عمومی در دوره مورد نظر، به طور متوسط ۱/۳درصد بوده است و کشور، همچنان از هرگونه نظام مالیاتی مناسب در حذف انگیزه‌های سفته بازانه در بازار زمین و مسکن بی‌بهره است. بنابراین، همان‌گونه که از نتایج جدول ۶ پیوست نیز مشخص است، ضعف نظام مالیاتی در مهار سفته‌بازی، باعث شده است شوک شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن، ضمن ایجاد امکان بروز سفته‌بازی در بازار مسکن، به عنوان مهمترین عامل در ایجاد تغییرات در توان‌پذیری و رشد شتابان قیمت مسکن در مقاطع بعد محسوب شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

سفته‌بازی، علاوه بر تحمیل تقاضای جدید به بازار و اضافه شدن آن به تقاضای مصرفی موجود، که موجب فشار قیمتی و تضعیف توان‌پذیری می‌شود، با ارائه علائم غلط به سرمایه‌گذاران، بعضاً تولید و عرضه مسکن را به گونه‌ای رقم می زند که با خروج این تقاضا از بازار، برای خانه‌هایی که در این سازوکار ساخته شده‌اند، متقاضی‌ای نیست و در عمل این خانه‌ها، که تعداد آنها بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران در مناطق شهری کشور بالغ بر ۲میلیون واحد مسکونی بوده است، خالی بماند. بی‌شک وضع مالیات‌های محدودکننده انگیزه‌های سفته‌بازی در بخش مسکن، به اصلاح این ساختار و ایجاد ثبات در بازار مسکن کمک می‌کند. با توجه به وضعیت نامناسب شاخص‌های توان‌پذیری قیمت و اجاره مسکن شهری و هزینه‌های ملموس آن بر بازار مسکن، که به صورت رشد حاشیه‌نشینی و عدم تناسب ساختار عرضه و تقاضای مسکن نمایان شده است، دولت باید به کمک ابزارهای در اختیار، نسبت به هدایت بازار در مسیر مورد انتظار همت گمارد.

در خاتمه، از آنجا که، توان‌پذیری مسکن منحصر به توان‌پذیری قیمت نیست و علاوه بر قیمت، توان‌پذیری اجاره مسکن، توان‌پذیری نرخ بهره تسهیلات خرید مسکن، تناسب اقساط تسهیلات مسکن با درآمد خانوار و همچنین سطح پوشش مناسب تسهیلات خرید از قیمت مسکن نیز از دیگر جوانب توان‌پذیری مسکن محسوب می‌شود و عرصه مطالعات داخلی در تمامی ابعاد مذکور نیز فاقد سابقه (و با نگاهی خوشبینانه دارای پیشینه مطالعاتی بسیار محدود) است، و با عنایت به اینکه، تبیین زوایای مختلف چالش توان‌پذیری مسکن بر دقت نظر متولیان امر در اقدام عاجل به منظور رفع مشکل مذکور خواهد افزود. ذیلاً، به اختصار، به عناوین برخی از موضوعات پژوهشی، که توسط دیگر پژوهشگران و در قالب پژوهش‌های آتی، قابل انجام است، اشاره می‌شود:

«بررسی تأثیر متقابل توان‌پذیری قیمت مسکن و نابرابری درآمد»، «بررسی نقش عوامل تأثیرگذار بر توان‌پذیری اجاره‌بهای مسکن شهری»، «بررسی عوامل مؤثر بر توان‌پذیری تسهیلات مسکن»، «توان‌پذیری قیمت مسکن، حباب‌های قیمتی و سفته‌بازی در بازار مسکن»، «محاسبه استرس مالی ناشی از ضعف توان‌پذیری مسکن»، «نقش ساختار مالی شهرداری‌ها و تأثیر ضوابط فروش تراکم ساختمانی بر تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن»، «تأثیر سیاست‌های زمین شهری بر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن»، «تبیین استانداردهای توان‌پذیری قیمت و اجاره مسکن برای کلان شهرها و دیگر نقاط شهری کشور» و «معرفی ابزارهای نوین حمایتی دولت‌های مرکزی و محلی در ساماندهی بازار مسکن توان‌پذیر».

منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی،ایلناز؛ پورکاظمی،محمدحسین و ابراهیم بهرامی‌نیا (۱۳۹۵). "اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد توسعه اقتصادی*، شماره۲۵، صص۱۱۳-۱۳۲.

افشاری، زهرا؛ فرجی، مریم و ایلناز ابراهیمی (۱۳۹۳). "تکانه‌های قیمت نفت و سیاست پولی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی*،شماره۲۲، صص ۵۶۸-۵۳۳.

توکلی‌نیا، جمیله و سعید ضرغامی (۱۳۹۷). "آسیب‌شناسی برنامه‌های ملی پنجم و ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور در زمینه تأمین مسکن گروه‌های کم‌درآمد شهری"، *فصلنامه مطالعات ساختار و کارکرد شهری*، شماره۱۶، صص ۸۲-۴۷.

حنطه، مهدی؛ عسگری، منوچهر و محمود خطایی (۱۳۹۷). "بررسی پدیده خنثایی پول در اقتصاد ایران"، *فصلنامه اقتصاد مالی*، شماره ۴۲، صص۷۴-۴۷.

حیدری، حسن و احمد ملابهرامی (۱۳۹۲)، "شوک‌های نفتی و سیاست پولی در ایران: شواهدی بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، *فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی*، شماره۱۹، صص۶۷-۵۱.

راعی، رضا؛ ایروانی، محمدجواد و تیرداد احمدی (۱۳۹۷). "شوک‌های سیاست پولی و کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران، با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره۳۱، صص۴۴-۲۹.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

شایان زینیوند، عبدالله؛ محمدی، غفران؛ غبیشاوی، عبدالخالق و فرشته عبدالهی (۱۳۹۷). "بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی‌ها بر حباب قیمت سهام در ایران(۹۳-۱۳۷۰)"، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۵۶، صص۲۶-۱.

قلی‌زاده، علی اکبر و رؤیا پورمحمدی (۱۳۹۶).گزارش پژوهشی "پیشنهاد اصلاح مالیات بر املاک (با تأکید بر عایدی سرمایه)"، *معاونت امور اقتصادی- وزارت امور اقتصادی و دارایی*، صص ۱۵۹-۱.

قلی‌زاده، علی اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن (مطالعه موردی ایران)"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره۵۸ ، صص۱۷۴-۱۴۳.

قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۹۶).گزارش پژوهشی "حباب قیمتی مسکن"، *پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی*، زمان دسترسی خرداد ماه ۱۳۹۷.

کمیجانی، اکبر؛ گندلی علیخانی، نادیا و اسماعیل نادری (۱۳۹۲)."تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران"، *مجله علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی*،شماره۷ ، صص۳۹-۷.

مرادی، مهوش؛ آهنگری، عبدالمجید و سید عزیز آرمن (۱۳۹۷)."هم‌حرکتی و علیت میان بازار دارایی‌ها (بازار مسکن و دارایی‌های مالی) در اقتصاد ایران: رویکرد آنالیز موجک"، *مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، شماره۲۸، صص ۱۸۱-۱۶۳.

مهرآرا، محسن و کیوان شهاب لواسانی (۱۳۹۱)."آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن"، *مجله تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۷، صص ۲۶-۱.

نادمی، یونس و رامین خوچیانی (۱۳۹۷). "بررسی رابطه بخش مسکن و برخی متغیرهای اقتصاد کلان ایران: رویکرد همدوسی موجک"، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، شماره ۷ صص۱۰۶-۸۵.

نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری (۱۳۹۵)، پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران، زمان دسترسی مهرماه ۱۳۹۷.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

۱٤th Annual Demographia International Housing Affordability Survey: ۲۰۱۸, http://www.demographia.com/dhi.pdf

Barberis N., Andrei Sh. and J. Wurgler (۲۰۰۵). "Comovement".*Journal of Financial Economics*, Elsevier, No.۷۵, pp.۲۸۳-۳۱۷.

Barunik J., Kočenda E. and L. Vácha (۲۰۱٦). "Gold, oil, and stocks: Dynamic correlation", *International Review of Economics and Finance*, No.٤۲, pp.۱۸٦-۲۰۱.

Changro L. and P. Keyho (۲۰۱۸). "Analysing the Rent to Price Ratio for the Housing Market at the Micro Spatial Scale", *International Journal of Strategic Property Management*, No.۲۲, pp ۲۲۳-۲۳۳.

Charalambos P. (۲۰۱٤). "UK housing bubble case Study Analysis: The Behaviour of UK housing bubbles and the affordability parameter", University of Salford UK. ۲۱st Annual European Real Estate Society Conference in Bucharest, Romania.

Corden W. and J. Neary (۱۹۸۲). "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy". *The Economic journal*. No.۳٦۸,pp.۸۲٥-۸٤۸.

Galin J. (۲۰۰٦). "The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets". *Real Estate Economics*,Elsevier No.۳٤, pp.٤۱۷-٤۳۸.

Hedlund A., Ozkan S., Karahan F. and M. Kurt (۲۰۱٦). "Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel".Discussant: Vincent Sterk (University College London), No.۲, pp.۱-٤٤.

Kambeu E. and Z. Chikaza (۲۰۱٦). "Comovement of Asset Returns Between Single and Dual Listed Firms Within a Single Stock Exchange", *Journal of Finance and Accounting*, No.٥, pp.۲٦۲-۲۷۰.

Kolko J. (۲۰۱۷). "Affordability Crisis, Bubble, or Both?".Center for Housing Innovation UC Berkeley. http://www.spur.org/sites/default/files/blog_post_pdfs/TruliaSPUR.pdf

Leung CH. and C. Tang (۲۰۱٥). "Availability, Affordability and Volatility: The Case of the Hong Kong Housing Market", *Department of Economics and Finance*, City University of Hong Kong , INTERNATIONAL REAL ESTATE REVIEW, No.۱۸, pp.۳۸۳-٤۲۸.

Li Y. and L. Liu (۲۰۱۴). "Wealth, Labor Income and House Prices," *International Real Estate Review*, Asian Real Estate Society, No.۱۷,pp.۳۹۴-۴۱۳.

Malpezzi S. (۱۹۹۹). "A Simple Error Correction Model of House Prices", *Journal of Housing Economics*, No.۸, pp.۲۷-٦۲.

Mengling L., Huanhuan Z., Terence T. and Z. Yang (۲۰۱۶). "The Stock-Bond Comovements and Cross-Market Trading" J*ournal of Economic Dynamics and Control* .No.۷۳. pp. ۴۱۷-۴۳۸.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

Ming Ch., Chun T. and O. Chang (۲۰۰۷). "House Prices and Household Income: Do they Move Apart? Evidence from Taiwan", *Elsevier, Habitat International*. No.۳۱, pp.۲۴۳-۲۵۶.

Mischke j. et al. (۲۰۱٤). "A blueprint for addressing the global affordable housing challenge", *McKinsey Global Institute*. pp.٦-۱۱.

Moagăr S., Clichici D. and C.V. Stanciu (۲۰۱۹). "The Comovement of Exchange Rates and Stock Markets in Central and Eastern Europe," *Sustainability*, MDPI, Open Access Journal,No.۱۴, pp.۱-۲۲.

Mulliner E. and V. Maliene (۲۰۱۵). "An Analysis of Professional Perceptions of Criteria Contributing to Sustainable Housing Affordability, Sustainability" No.۷, pp.۲۴۸-۲۷۰.

Sun-Tien Wu and W. Shyang-Hwa (۲۰۰٤). "Affordability, Speculation and House Price in Taipei", *Journal of housing studies*, No.۱۳, pp.۱-۲۲.

Sutton G., Mihaljek D. and A. Subelytė (۲۰۱۷). "Interest rates and house prices in the United States and around the world," *BIS Working Papers* ٦٦٥, Bank for International Settlements.

Tracy J., Gilbukh S. and A. Haughwou (۲۰۱۹). "The Price to Rent Ratio: A Macroprudential Application", *Wisconsin Real Estate Research Conference*.

Tsai I. and Ch. Peng (۲۰۱۲). "A panel data analysis for housing affordability in Taiwan", *Journal of Economics & Finance*. No.۳٦, pp.۳۳٥-۳٥۰.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (۲۰۱۸). Revision of World Urbanization Prospects.
https://www.un.org/development/desa/publications/۲۰۱۸-revision-of-world-urbanization-prospects.html

Worthington. A. and H. Higgs (۲۰۱۳). "Macro Drivers of Australian housing Affordability, ۱۹۸٥-۲۰۱۰: An autoregressive distributed lag approach". Studies in Economics and Finance. *Emerald journal* No.۳۰, pp.۳٤۷-۳٦۹.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

پیوست

جدول۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نتیجه آزمون	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		متغیر
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	
نامانا	ADF(۰)=-۰/۴۲	ADF(۰)= -۲/۱۵	Log(Rhprsa)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ٪۹۵
مانا	ADF(۰)=-۴/۸	ADF(۰)= -۴/۷	Dlog(hprsa)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ٪۹۵
نامانا	ADF(۰)= -۰/۸۶	ADF(۰)=-۲/۱	Log(Rincsa)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ٪۹۵
مانا	ADF(۰)=-۴/۷	ADF(۰)=-۴/۶	Dlog(Rincsa)
	-۲/۸۹	-۳/۴۵	سطح اطمینان ٪۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون انگل-گرنجر

		t-Statistic	Prob.*
آماره دیکی فولر تعمیم یافته		-۲/۵۷	۰/۲۹
مقادیر بحرانی	۱٪ level	-۴/۰۵	
	۵٪ level	-۳/۴۵	
	۱۰٪ level	-۳/۱۵	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. آزمون ریشه واحد نسبت (شاخص)توان‌پذیری قیمت مسکن شهری

		t-Statistic	Prob.
آماره دیکی فولر		-۳/۰۴	۰/۱۲
سطح اطمینان	٪۹۹	-۴/۰۵	
	٪۹۵	-۳/۴	
	٪۹۰	-۳/۱	

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]

جدول۶. ضرایب برآوردی ماتریس های A و B

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1/36 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0/005 & -0/006 & 1 & 0 & 0 \\ -0/001 & -0/01 & -0/09 & 1 & 0 \\ -/006 & 0/021 & -0/78 & -0/16 & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} 0/6 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2/6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0/03 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0/1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0/2 \end{bmatrix}$$

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول۷. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

فصل	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵
۱	۰/۱۸	۰/۱	۴/۲	۱/۳	۰/۷	۹۳/۶
۲	۰/۲۰	۰/۹	۳/۸	۱/۰	۱/۳	۹۲/۹
۳	۰/۲۱	۱/۰	۴/۶	۲/۴	۱/۳	۹۰/۶
۴	۰/۲۱	۱/۱	۴/۴	۵/۷	۱/۴	۸۷/۳
۸	۰/۲۲	۳/۷	۴/۴	۵/۸	۱/۶	۸۴/۴
۹	۰/۲۲	۳/۸	۴/۴	۵/۸	۱/۶	۸۴/۳
۱۰	۰/۲۲	۳/۸	۴/۴	۵/۹	۱/۶	۸۴/۱
۲۳	۰/۲۲	۳/۹	۴/۵	۶/۴	۱/۷	۸۳/۵
۲۴	۰/۲۲	۳/۹	۴/۵	۶/۴	۱/۷	۸۳/۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-05-27]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.271]