

اهرم زمین و نوسان قیمت مسکن در ایران

علی اکبر قلی‌زاده^{۱*}

بهاره عقیقی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۲/۲۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۵/۰۲

چکیده

برخی مطالعات، مسکن را به‌عنوان کالای واحد تعریف می‌کنند حال آن‌که مجموعه‌ای متشکل از دو جزء زمین و بناست که میزان تأثیر هر جزء در تعیین قیمت و خدماتی که از آن حاصل می‌گردد و تغییرات آن در طول زمان و مکان، متفاوت است. اهرم زمین به‌عنوان نسبت ارزش زمین به ارزش کل مسکن به‌منظور روشن ساختن نقش کلیدی زمین و مکان در بین برداری از ویژگی‌های مسکن حائز اهمیت است. بر اساس فرضیه اهرم زمین، افزایش قیمت مسکن و نوسانات آن به‌طور مستقیم با اهرم زمین مرتبط است. در این مطالعه با استفاده از فرضیه اهرم زمین، الگوی نوسان قیمت مسکن با به‌کارگیری روش ARDL و استفاده از داده‌های فصلی نقاط شهری ایران طی دوره ۱۳۷۱-۱۳۹۲ برآورد می‌گردد. ویژگی اصلی این مطالعه، مشخص‌نمایی مدل بر اساس مفهوم «اهرم زمین» است. نتایج تخمین‌ها، اهمیت و لزوم لحاظ اهرم زمین همراه با عوامل بنیادی در معادله‌ی قیمت مسکن نشان می‌دهد. همچنین بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، اهرم زمین ارتباط منفی با متغیر هزینه واقعی ساخت دارد و تغییرات اهرم زمین، متأثر از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، جمعیت، هزینه واقعی ساخت و نرخ بهره است.

کلیدواژه: نوسان قیمت مسکن، اهرم زمین، روش ARDL

طبقه‌بندی JEL: R30, R31, E30

Email: z_aliak@yahoo.com

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا (*نویسنده مسئول)

Email: ba.aghighi@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا

۱. مقدمه

نوسان قیمت مسکن و اثرات آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به یکی از مسائل کلیدی برای سیاست‌گذاران اقتصادی تبدیل شده است. ادبیات اقتصاد مسکن در قرن ۲۰ و ۲۱ بر نقش قابل ملاحظه‌ی بخش مسکن بر عملکرد اقتصاد ملی تأکید می‌نماید. مسکن، بخش عمده‌ای از ثروت خالص بخش خصوصی را تشکیل می‌دهد. همچنین مخارج تأمین مسکن مثل اجاره و یا اقساط وام مسکن، مهم‌ترین بخش هزینه‌های خانوار را تشکیل می‌دهد، از این نظر به دلایل مختلف، نوسانات قیمت و سرمایه‌گذاری مسکن مورد توجه اقتصاددانان، سیاست‌گذاران و بخش خصوصی است. افزایش شدید قیمت مسکن و بروز شوک‌های ادواری قیمت مسکن در کشورهای مختلف و به‌ویژه در ایران، پدیده‌ای بسیار گسترده و پیچیده و فراتر از موضوعی صرفاً محدود و درون بخشی است. اثرات اقتصادی و تبعات اجتماعی افزایش شدید قیمت مسکن و یا نوسان شدید آن دارای ابعاد بسیار گسترده‌ای است (قلی‌زاده، ۱۳۸۷). طی دو دهه اخیر، بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکننده مسکن و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی بجا گذاشته است (قلی‌زاده، بختیاری پور، ۱۳۹۱)؛ بنابراین به‌دست آوردن درک صحیحی از پویایی قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده‌ی نوسان قیمت مسکن ضروری است.

در نظر گرفتن مسکن به‌عنوان یک کالای مرکب از دو جزء زمین و بنا، می‌تواند کمک زیادی به درک نوسانات قیمت مسکن نماید و درک پویایی قیمت مسکن را بسیار ساده‌تر می‌سازد (بوستیک و همکاران، ۲۰۰۷ و دیویس و هیتکوت، ۲۰۰۷)، به این دلیل که حتی اگر بنا و قطعه زمین همراه آن را به‌عنوان یک مجموعه‌ی واحد در بازار مسکن در نظر بگیریم، اما در واقع بنا و زمین کالاهای کاملاً متفاوتی هستند که قیم آن‌ها باید پاسخ‌های متفاوتی به شوک‌ها نشان دهند و این اجزا از ساختار و بازارهای متفاوتی تبعیت نموده و از مدل‌های قیمت‌گذاری مختلفی تبعیت می‌کنند. در طرف تقاضا، بنای فیزیکی به‌عنوان یک داده سرمایه‌ای در تولید مسکن ارزش‌گذاری می‌شود در حالی که زمین به‌وسیله‌ی ارزش‌بازاری مؤلفه‌هایی مانند؛ کمیت و کیفیت مدارس، فاصله، ایاب و ذهاب از مراکز اشتغال، میزان آلودگی آب‌وهوا، آلودگی صوتی، امنیت و عوامل فرهنگی، تبدیل به سرمایه می‌شود. در طرف عرضه، تمایز بنا- زمین مهم‌تر به نظر می‌رسد؛ بنا به‌راحتی بازسازی می‌شوند در حالی که زمین این‌طور نیست. این عدم تقارن سمت عرضه بین بنا و زمین به این معنی است که افزایش تقاضا برای مسکن، تأثیر بسیار متفاوتی بر قیمت این دو جزء خواهد داشت، حتی اگر هیچ تغییری در سلیقه انتخاب ساختمان در مقایسه با زمین وجود نداشته باشد. به‌ویژه هزینه ساخت بنای جدید به‌وسیله بهره‌وری صنعت ساخت‌وساز نسبت به بخش‌های دیگر اقتصاد و هزینه برخی از مواد اولیه تعیین می‌شود؛ بنابراین نباید انتظار داشت تغییرات عوامل طرف تقاضا مانند جمعیت یا نرخ بهره، تأثیر زیادی بر

قیمت نسبی بنا داشته باشد. در مقابل به دلیل این که زمین مرغوب تا حد زیادی غیرقابل تجدید است، تغییر تقاضای مسکن، احتمالاً تأثیر زیادی بر قیمت زمین خواهد داشت (دیویس و هیتکوت، ۲۰۰۷). بنابراین ارزش زمین با تغییرات شرایط بازار سرمایه و دارایی‌ها و قوانین و مقررات ارتباط پیدا می‌کند درحالی که می‌توان فرض کرد، ارزش بنا قبل از هر چیزی با شاخص هزینه ساخت مرتبط است. به دلیل این که هزینه ساخت معمولاً در بازار مسکن، یکسان و یکنواخت است (با فرض نیروی کار و مصالح متحرک)، بنابراین در بازار مسکن که قیمت مسکن سریع‌تر از هزینه‌های ساخت و ساز افزایش یافته است، باید ارزش زمین سریع‌تر افزایش یابد. به عبارت دیگر، افزایش تکانه‌ای ارزش مسکن در بازار، عمدتاً ناشی از تکانه‌های ارزش زمین خواهد بود. این مسأله، مورد توجه اقتصاددانان شهری بوده اما اصطلاح اهرم زمین^۱، اخیراً در مطالعات تجربی مانند؛ بوستیک و همکاران (۲۰۰۷)، دیویس و هیتکوت (۲۰۰۷)، بوراسا و همکاران (۲۰۱۱) استفاده شده است که به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. بر اساس فرضیه‌ی اهرم زمین، افزایش قیمت مسکن و نوسان آن، ارتباط مستقیم با اهرم زمین دارد و تغییر قیمت کل مسکن، متوسط وزنی تغییر ارزش زمین و بنا تعریف می‌شود. درک درست از تأثیر اهرم زمین دارای پیامدهای مهمی در درک عملکرد بازار مسکن است. اهرم زمین می‌تواند تأثیر مشابهی همانند اهرم مالی داشته باشد که در آن، نسبت‌های اهرم بالاتر در هردوی افزایش و کاهش قیمت مسکن نقش دارند. با توجه به اهمیت موضوع، این تحقیق به تخمین این مدل از طریق داده‌های نقاط شهری ایران می‌پردازد.

۲. مبانی نظری

همان‌طور که بیان شد ارزش مسکن، به‌طور ساده برابر با مجموع ارزش زمین و ارزش بنا است، بنای فیزیکی مسکن می‌تواند به‌عنوان نهاده‌ی سرمایه‌ای در تولید کالاها و خدمات مسکن تعریف شود. در ادبیات «تولید مسکن» معمولاً ساختمان‌های مسکونی دارای عرضه با کشش هستند؛ بنابراین مقدار بناها به‌راحتی می‌تواند به تغییر در تقاضا برای کالاها و خدمات تولید مسکن پاسخ دهد، درحالی که قیمت بناها با هزینه‌های ساخت و ساز پیوند خورده است. در مقابل، جزء مکان مسکن و یا «زمین» به امکانات همراه با یک قطعه‌ی خاص، از جمله توپولوژی، آب‌وهوا، فاصله از مرکز شهر، کیفیت مدارس محلی و مانند آن اشاره دارد. زمین دارای عرضه نسبتاً بی کشش است، به‌طوری که در تعادل، عوامل سمت تقاضا نقش مهمی در تعیین قیمت ایفا می‌کنند؛ بنابراین، زمانی که زمین و بنا باهم یک مجموعه با عنوان مسکن را تشکیل می‌دهند، کشش عرضه‌ی مسکن و پاسخ قیمت مسکن به تغییر

1. land leverage

در تقاضا ارتباط بسیار نزدیکی با سهم بنا و سهم زمین (و مکان) از ارزش مسکن خواهد داشت. در کوتاه مدت که ارزش زمین، سهم بیشتری از ارزش مسکن را تشکیل می‌دهد، مسلماً مسکن جدید به‌طور نسبی، دارای عرضه بدون کشش است و به احتمال زیاد، قیمت مسکن (اما نه مقدار) به تغییرات تقاضا واکنش نشان می‌دهد؛ و در مناطق و دوره‌هایی که بیشترین ارزش مسکن، از هزینه جایگزینی بنا تشکیل شده است، به احتمال زیاد، تغییرات تقاضا بر مقدار بناها تأثیر می‌گذارد، اما بر قیمت مسکن تأثیری ندارد (بوستیک و همکاران، ۲۰۰۷).

بر اساس مطالعه‌ی بوستیک و همکاران (۲۰۰۷) چارچوب فرضیه‌ی اهرم زمین می‌تواند از طریق یک مدل ساده به صورت زیر به استخراج شود:

ارزش کل مسکن، V را می‌توان به ارزش زمین، L و ارزش ساختمان، B ، تقسیم کرد:

$$V = L + B \quad (۱)$$

g_L ، g_B و g_V به ترتیب نشان‌دهنده درصد تغییر قیمت زمین، بنا و کل مسکن است. با این نرخ‌های افزایش قیمت، ارزش مسکن در زمان $t+1$ به دو صورت ذیل بیان می‌شود:

$$V_{t+1} = V_t(1 + g_V) \quad (۲)$$

$$V_{t+1} = L_t(1 + g_L) + B_t(1 + g_B) \quad (۳)$$

با ترکیب این دو عبارت و مرتب کردن آن‌ها، نرخ کل افزایش قیمت مسکن، می‌تواند به صورت ذیل نوشته شود:

$$g_V = g_B + (g_L - g_B)\lambda_t \quad (۴)$$

که در آن $\lambda_t = L_t/V_t$ است و برابر است با؛ نسبت ارزش زمین به کل ارزش مسکن یا اهرم زمین در زمان t . معادله‌ی ۴ اتحاد است و به‌طور مستقیم بیان می‌کند در بازار، واحدهای مسکونی دارای سهم بیشتری از ارزش زمین (اهرم زمین بیشتر) باید افزایش قیمت بیشتری را تجربه کنند. همچنین دیدگاه مشابهی در مورد نوسان به وجود می‌آید؛ اگر نوسانات قیمت زمین متفاوت از نوسانات قیمت بنا باشد، میزان اهرم زمین رابطه‌ی مستقیم با نوسانات قیمت مسکن خواهد داشت. اگر نوسانات قیمت زمین، بیش از (کمتر از) نوسانات قیمت بنا باشد، اهرم زمین ارتباط مثبت (منفی) با نوسانات قیمت مسکن خواهد داشت (بوستیک و همکاران، ۲۰۰۷).

می‌توان معادله‌ی ۴ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$g_V = g_B(1 - \lambda) + g_L\lambda \quad (۵)$$

این معادله نشان می‌دهد که نرخ رشد قیمت کل مسکن می‌تواند به‌عنوان متوسط وزنی نرخ رشد بنا و زمین تجزیه شود که وزن‌ها اهرم زمین هستند؛ بنابراین تغییرات قیمت مسکن، متوسط وزنی تغییرات قیمت زمین و بنا است، وزن تغییرات قیمت زمین، اهرم زمین است و وزن تغییرات قیمت بنا، یک منهای اهرم زمین خواهد بود. بر این اساس با توجه به این که به‌طور معمول قیمت زمین و بنا با نرخ‌های مشابه رشد نمی‌کنند، نوسان قیمت مسکن به اهرم زمین هم‌بستگی دارد. در مدل‌سازی سری زمانی قیمت مسکن، متغیرهای مؤثر بر قیمت زمین هم توسط اهرم زمین، لحاظ می‌شوند.

۳. مروری بر مطالعات انجام‌شده

مطالعات راجع به اهرم زمین و مربوط به ارتباط بازار زمین و نوسانات قیمت مسکن در دو بخش مطالعات خارجی و داخلی موردبررسی قرار می‌گیرد.

۳-۱. مطالعات خارجی

بوستیک و همکاران^۱ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان «اهرم زمین: پویایی‌های قیمت مسکن تجزیه‌شده» اصطلاح اهرم زمین را بر اساس نسبت ارزش زمین به ارزش کل مسکن، معرفی کردند و چارچوب تجربی برای تجزیه و تحلیل تأثیر اهرم زمین با استفاده از داده‌های خرد برای ویچیتا و کانزاس ۱۹۹۰-۲۰۰۴، معرفی کردند. آن‌ها این فرضیه را مطرح می‌کنند که اهرم زمین، همبستگی مثبت با تغییر (ونوسان) قیمت مسکن دارد و شواهد قانع‌کننده تجربی را برای حمایت از این فرضیه ارائه می‌کنند.

دیویس و هیتکوت^۲ (۲۰۰۷) در مقاله‌ی «قیمت و مقدار زمین مسکونی در ایالات متحده»، اگرچه از اصطلاح اهرم زمین استفاده نکردند، اما نسبت قیمت زمین به قیمت مسکن (اهرم زمین) را موردتوجه قرار دادند. در این مطالعه رابطه‌ی بین پویایی‌های قیمت مسکن و هزینه‌های بنا و قیمت زمین بسط داده می‌شود. بر طبق نتایج به‌دست‌آمده، در طی این دوره، قیمت واقعی زمین مسکونی نزدیک به چهار برابر شده درحالی‌که قیمت بنا، تنها یک‌سوم رشد داشته است همچنین در سال ۲۰۰۶، اهرم زمین، ۴۶ درصد و در سال ۱۹۷۵، این نسبت ۳۵ درصد است و در طول دوره‌ی موردبررسی، سهم ارزش زمین، روند روبه افزایش داشته است.

دیویس و پالامبو^۳ (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با عنوان «قیمت زمین مسکونی در شهرهای بزرگ ایالات متحده»، بر ۴۶ منطقه‌ی بزرگ شهری در ایالات متحده از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۴ تمرکز می‌کنند

1. Bostic *et al*

2. Davis and Heathcote

3. Davis and Palumbo

و نشان می‌دهند که؛ در این مناطق، اهرم زمین در مسکن ملکی ویلایی، به‌طور متوسط از ۳۲٪ در سال ۱۹۸۴ به ۵۱٪ در سال ۲۰۰۴ افزایش یافته است.

بوراسا و همکاران^۱ (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های قیمت مسکن در سوئیس در طول دوره ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۸ و با استفاده از مدل هدانیک، سری زمانی قیمت زمین، قیمت مسکن و اهرم زمین را ایجاد می‌کنند و سپس مدل تصحیح خطا برای هر دو قیمت مسکن و اهرم زمین را برآورد می‌کنند و با استفاده از این سری‌ها، پویایی قیمت مسکن را با مدل تصحیح خطا تجزیه و تحلیل می‌کنند.

۲-۳. مطالعات داخلی

بنفشه نجفی (۱۳۸۵) با استفاده از روش ARDL، عوامل مؤثر بر عرضه‌ی مسکن در مناطق شهری کشور طی دوره ۸۱-۱۳۷۰ را ارزیابی کرده و نتایج حاکی از آن است که نقش قیمت زمین بر بازار مسکن و تولید آن بسیار حائز اهمیت است.

حشمت‌الله عسگری و اسحاق الماسی (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن (بلندمدت) و نوسان‌های آن (کوتاه‌مدت) در بین استان‌های کشور را طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. برای این منظور از روش داده‌های ترکیبی^۲ استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین، قیمت زمین عامل مؤثری در قیمت مسکن و نوسانات آن است. واکنش قیمت مسکن نسبت به قیمت زمین در کوتاه‌مدت ۰/۷۲ و در بلندمدت ۰/۶۳ است. نکته‌ی اصلی این است که در تعیین قیمت مسکن و نوسانات آن در بین عوامل مورد بررسی، به ترتیب قیمت زمین، سطح عمومی قیمت‌های دوره قبل، نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت نفت بیشترین اثر را داشته‌اند.

۴. تصریح مدل و داده‌های آماری مورد استفاده

همان‌طور که گفته شد بر اساس فرضیه اهرم زمین، هنگام مدل‌سازی سری زمانی قیمت مسکن، متغیرهای مؤثر بر قیمت زمین باید توسط اهرم زمین، وزن داده شوند درحالی‌که متغیر مؤثر بر قیمت بنا باید توسط یک منهای اهرم زمین، وزن داده شود. بر این اساس با به‌کارگیری الگوی بوراسا و همکاران (۲۰۱۱) مدل مورد استفاده برای نوسان قیمت مسکن به‌صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\text{StdHP}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CC}_t(1 - \text{LL}_t) + \alpha_2 \text{GDP}_t \text{LL}_t + \alpha_3 \text{R}_t \text{LL}_t + \alpha_4 \text{POP}_t \text{LL}_t + \varepsilon_{\text{HP}} \quad (۶)$$

HP_t شاخص قیمت واقعی مسکن (هزار ریال)، StdHP_t نوسان قیمت واقعی مسکن، CC_t

شاخص هزینه واقعی ساخت‌وساز (هزار ریال)، GDP_t تولید ناخالص داخلی واقعی (میلیارد ریال) و R_t

1. Bourassa *et al*

2. panel data

نرخ بهره واقعی (درصد)، POP_t جمعیت شهری (هزار نفر) است و LL_t اهرم زمین است که از تقسیم ارزش زمین (LP_t) به ارزش کل مسکن در هر دوره به دست آمده است. نوسان قیمت واقعی مسکن انحراف معیار میانگین متحرک شاخص قیمت واقعی مسکن تعریف شده است و برای محاسبه نرخ - بهره‌ی واقعی از رابطه $R = i - inf$ استفاده شده است که i نرخ بهره اسمی و inf نرخ تورم است. متغیرهای شاخص قیمت واقعی مسکن، شاخص هزینه واقعی ساخت و ساز و قیمت واقعی زمین بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده^۱ بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ تعدیل شده‌اند.

از آن‌جاکه به احتمال زیاد، اهرم زمین در مدل قیمت مسکن درون‌زا است، چراکه عوامل مؤثر بر قیمت مسکن، ارزش زمین و بنا می‌باشد و در نتیجه اهرم زمین را نیز متأثر می‌سازد، بنابراین به جای اهرم زمین در این مطالعه از IV پیشنهاد شده توسط دورین^۲ (۱۹۵۴) استفاده می‌شود که به سادگی به عنوان ترتیب رتبه‌ای متغیر اصلی تعریف شده است به این ترتیب که به کوچک‌ترین مقدار اهرم زمین، ارزش ۱، تخصیص داده شده، به مقدار بعدی، ارزش ۲ و به همین ترتیب الی آخر. این روش توسط کندی^۳ (۲۰۰۳) مورد بحث قرار گرفته و نمونه‌هایی از کاربرد این روش را می‌توان در مطالعات فینگلتون^۴ (۲۰۰۰) و هیکلمن^۵ (۲۰۰۰) یافت. با جایگذاری $LLIV_t$ به جای LL_t و $(n+1-LLIV_t)$ برای $1-LL_t$ در معادله ۶ که در آن، n تعداد مشاهدات است، معادله ذیل حاصل می‌شود:

$$\text{StdHP}_t = \alpha_0 + \alpha_1 CC_t(n+1-LLIV_t) + \alpha_2 GDP_t LLIV_t + \alpha_3 R_t LLIV_t + \alpha_4 POP_t LLIV_t + \varepsilon_{HP} \quad (7)$$

همچنین به منظور تخمین عوامل مؤثر بر اهرم زمین، مدل بلندمدت زیر که در آن اهرم زمین به عنوان متغیر وابسته مشخص می‌شود، تدوین می‌شود:

$$LL_t = \gamma_0 + \gamma_1 CC_t + \gamma_2 GDP_t + \gamma_3 R_t + \gamma_4 POP_t + \varepsilon_{LL} \quad (8)$$

لازم به ذکر است که روش تجزیه و تحلیل داده‌ها در این مطالعه، مدل اقتصادسنجی $ARDL$ است. انتخاب این روش به این دلیل صورت گرفته که روش مذکور بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل $I(0)$ یا $I(1)$ است، قابل کاربرد است. همچنین با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت ارائه نمود و استفاده از آن در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل لحاظ پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها از کارایی بالاتری برخوردار است. همچنین دوره‌ی

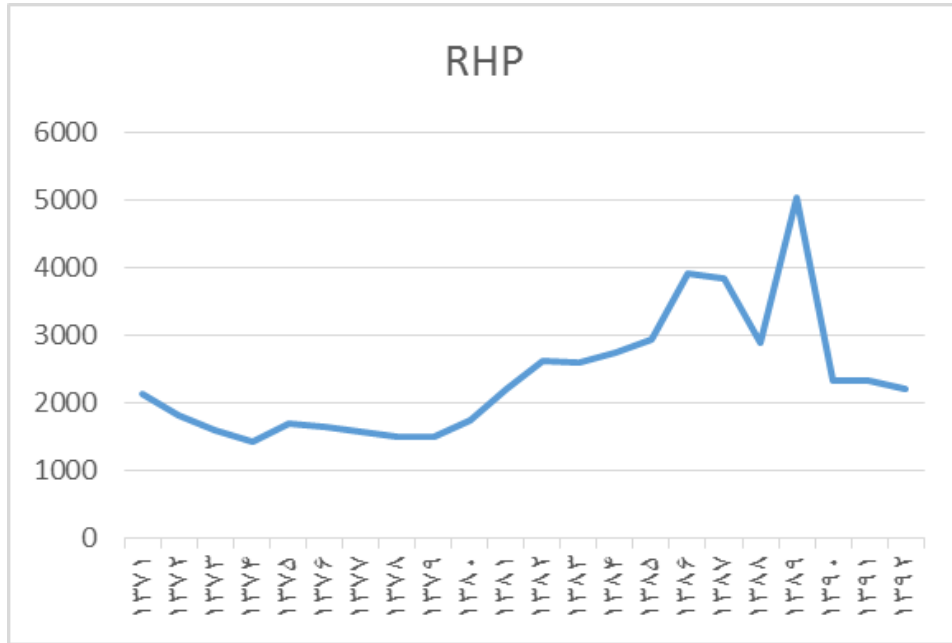
1. CPI
2. Durbin
3. Kennedy
4. Fingleton
5. Heckelman

موردبررسی در این مطالعه ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ و به صورت فصلی است. منابع داده‌های مربوط به قیمت یک مترمربع واحد مسکونی و جمعیت شهری، مرکز آمار ایران است. آمار مربوط به بقیه‌ی متغیرها از بانک مرکزی ایران جمع‌آوری شده است.

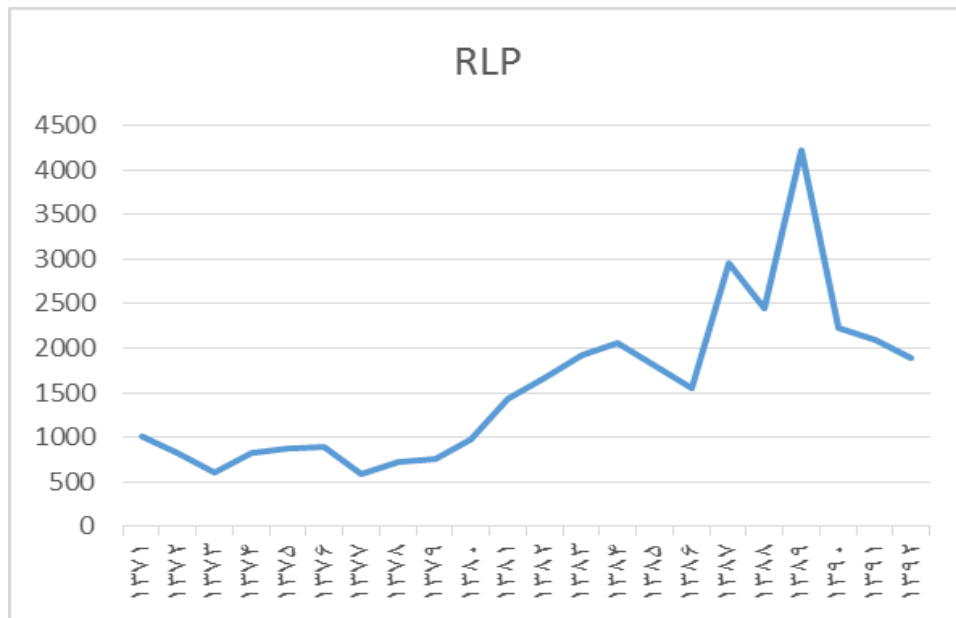
۵. بررسی روند تحولات متغیرها

متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در سال‌های ابتدایی دوره موردبررسی منفی بوده و رکود قیمت‌ها در بازار مسکن وجود دارد. این روند تنزل قیمت مسکن در طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۷۹ و ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ نیز مشاهده می‌شود. در سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ نرخ رشد قیمت مسکن به شدت افزایش پیدا کرده که دلیل این افزایش را می‌توان رونق بازار مسکن و افزایش تعداد معاملات مسکن دانست. همچنین در سال ۱۳۸۰ نرخ رشد قیمت مسکن دوباره شروع به افزایش می‌کند و در سال ۱۳۸۱ به اوج خود می‌رسد. به طور متوسط بیشترین نرخ رشد قیمت مسکن مربوط به سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ است، در صورتی که بیشترین قیمت مسکن در سال ۱۳۸۷ بوده است.

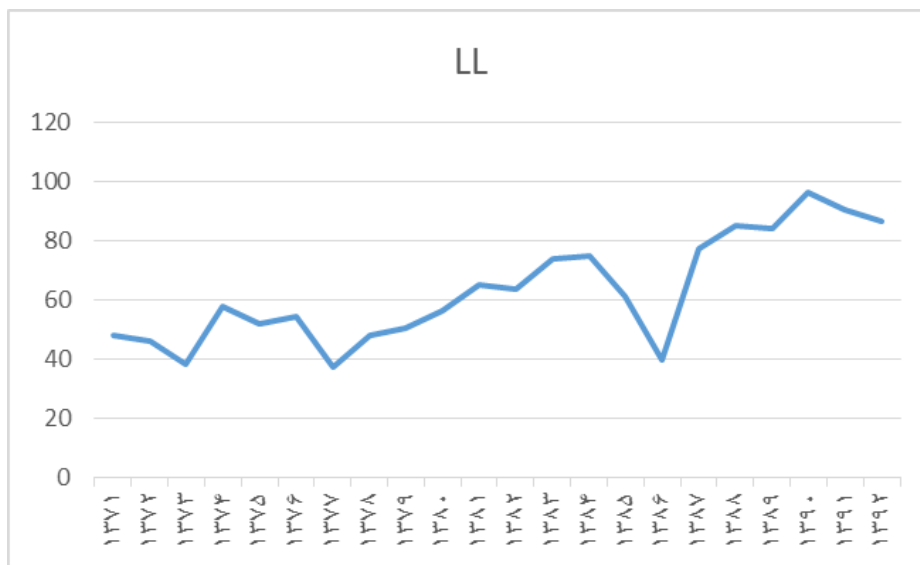
در دوره‌ی موردبررسی (۱۳۷۱-۱۳۹۲) قیمت زمین در شهرهای کشور همراه با نوسانات شدید و دوره‌های رونق و رکود بوده است. زمین به‌عنوان مهم‌ترین نهاده تولید مسکن، در شهرهای بزرگ، به‌ویژه شهر تهران سهم بالایی از قیمت تمام‌شده مسکن را به خود اختصاص می‌دهد. رشد این شاخص ناشی از عواملی مانند سیاست‌گذاری نامناسب بخش زمین شهری، افزایش ساخت‌وسازهای جدید، کمبود زمین شهری و عدم تخصیص بهینه‌ی آن و به‌ویژه افزایش ارزش سرمایه‌ای و سفته‌بازی گسترده آن در مناطق شهری است. بررسی روند تغییرات اهرم زمین نیز نشان می‌دهد که سهم زمین از ارزش مسکن در نقاط شهری کشور طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ و ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸ افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته است.



نمودار ۱: روند نوسان قیمت واقعی مسکن در نقاط شهری ایران



نمودار ۲: قیمت واقعی یک مترمربع زمین در نقاط شهری ایران



نمودار ۳: اهرم زمین در نقاط شهری ایران

۶. برآورد مدل و تحلیل نتایج

۶-۱. آزمون مانایی

با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در این بررسی، اطلاعات سری زمانی فصلی است و مطابق با نظریه‌ی هم انباشتگی، بایستی ابتدا وضعیت مانایی و مرتبه‌ی انباشتگی سری‌های زمانی مشخص گردد؛ لذا در ادامه از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته که توسط نرم‌افزار ایویوز انجام شده است، در جدول ۱ خلاصه شده است. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته با توجه به مقدار بحرانی مکینون در سطح ۵٪ (۲/۹۰) نشان می‌دهد که؛ به غیر از متغیر LLIVR، سایر متغیرها در سطح مانا نیستند؛ بنابراین به منظور مانا کردن متغیرها از تفاضل مرتبه اول آن‌ها استفاده شده است. با تفاضل گیری، کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا شده‌اند به عبارت دیگر LLIVR از نوع $I(0)$ و بقیه متغیرها از نوع $I(1)$ می‌باشند.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	روند	عرض از مبدأ	آماره ADF
StdRHP	ندارد	c	-۲/۷۱
GDP	ندارد	c	-۱/۰۳
R	ندارد	c	-۲/۸۵
CC	ندارد	c	-۱/۵۸
POP	ندارد	c	-۱/۱۹
LL	ندارد	c	-۰/۹۸
LLIVGDP	ندارد	c	-۲/۲۰
LLIVR	ندارد	c	-۳/۲۹
(N+1-LLIV)CC	ندارد	c	-۱/۸۴
LLIVPOP	ندارد	c	-۱/۸۹

منبع: محاسبات تحقیق

۲-۶. برآورد معادلات

پس از مشخص شدن مرتبه‌ی انباشتگی متغیرها، نوبت به تخمین مدل می‌رسد. از آنجاکه مدل مورد استفاده در این تحقیق، ARDL است، نیازی به هم‌مرتبه بودن متغیرها نیست و می‌توان مدل را در صورتی که متغیرها دارای مرتبه‌های انباشتگی مختلفی هستند، تخمین زد. در ابتدا مدل قیمت مسکن بدون تأثیر اهرم زمین برآورد می‌شود، سپس مدل با تأثیر اهرم زمین، برآورد و نتایج مقایسه می‌گردد و در نهایت نتایج برآورد مدل اهرم زمین ارائه می‌گردد.

۲-۶-۱. برآورد الگوی نوسان قیمت مسکن بدون تأثیر اهرم زمین

نتایج تخمین مدل بر اساس مدل پویای کوتاه‌مدت در جدول ۲ ارائه شده است. مرتبه وقفه‌های هر متغیر در الگو برحسب معیار شوارتز به صورت $ARDL(1,0,0,0,0)$ شناسایی شده است.

جدول ۲: نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت نوسان قیمت مسکن بدون تأثیر اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
StdHP (-1)	۰/۹۱	۱۷/۱۴	۰/۰۰۰
GDP	-۰/۲۹	-۰/۸۵	۰/۳۹۵
CC	۰/۱۸	۲/۸۲	۰/۰۰۶
POP	۰/۸۱	۵/۱۲	۰/۰۰۰
R	-۰/۶۱	-۲/۳۳	۰/۰۲۲
C	۱۱۶۴/۵	۲/۸۲	۰/۰۰۶
R ²	۰/۶۸	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی در سطح، اثر منفی بر میزان نوسان قیمت واقعی مسکن خواهد داشت. مقدار ضریب این متغیر $-۰/۲۹$ است ولی معنی‌داری نیست؛ اما با عنایت به صحت انتخاب فرم تبعی مناسب مدل (با توجه به آماره‌های تشخیصی به‌دست‌آمده از نتایج تخمین) وجود این متغیر در مدل قابل دفاع است. متغیر هزینه ساخت در سطح تأثیری مثبت بر نوسان قیمت مسکن دارد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد یک هزار ریال افزایش در هزینه ساخت بنا موجب می‌گردد نوسان قیمت مسکن به میزان $۰/۱۸$ واحد افزایش پیدا کند. هزینه ساخت مسکن به‌عنوان متغیری بنیادی تلقی می‌شود، از این رو اثر مستقیم آن بر نوسان قیمت مسکن امری قابل‌انتظار است. ضریب متغیر جمعیت (POP) نیز مطابق انتظار مثبت بوده و معنی‌داری است و کمیت مربوطه برابر با $۰/۸۱$ است. تغییر جمعیت، تقاضای بالقوه و بالفعل مسکن را افزایش می‌دهد و به‌تبع آن موجب افزایش نوسان قیمت مسکن می‌شود. همچنین متغیر جمعیت با یک وقفه نیز تأثیر مثبت بر نوسان قیمت مسکن دارد. متغیر نرخ بهره تأثیری منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. ضریب نرخ بهره $-۰/۶۱$ است، تفسیر اقتصادی این ضریب آن است که؛ یک درصد افزایش نرخ بهره موجب کاهش نوسان قیمت مسکن به میزان $۰/۶۱$ واحد می‌گردد. ضریب منفی مربوط به اثر نرخ بهره واقعی نشان می‌دهد که سپرده بلندمدت یکی از دارایی‌های جانشین مسکن در سبد دارایی‌های خانوار است. این نتیجه منطبق بسیاری از مطالب بیان‌شده در متون نظری و یافته‌های تجربی است؛ بنابراین کاهش نرخ بهره موجب افزایش نوسان قیمت مسکن می‌گردد.

با توجه به آماره t که توسط بنرجی^۱، دولادو^۲ و مستر^۳ مطرح شد وجود رابطه بلندمدت برای معادله قیمت مسکن آزمون می‌شود. (تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۵۸). فروض آزمون هم جمعی بین متغیرهای الگو به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \\ H_1 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0 \end{cases} \quad (9)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p S\alpha_i} = -1.53 \quad (10)$$

با انجام این آزمون، t محاسباتی برابر با مقدار $-۱/۵۳$ به دست آمده است که چون از نظر قدر مطلق از t متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر کمتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود؛ بنابراین رابطه هم انباشتگی در معادله برآورد شده تأیید نمی‌شود و رابطه بلندمدت و الگوی تصحیح خطا برای نوسان قیمت مسکن قابل تفسیر نخواهد بود.

۲-۲-۶. برآورد الگوی نوسان قیمت مسکن با تأثیر اهرم زمین

با استفاده از الگوی ARDL پارامترهای معادله نوسان قیمت مسکن با در نظر گرفتن اثر اهرم زمین برآورد می‌شود. مرتبه وقفه‌های هر متغیر در الگو برحسب معیار شوارتز به صورت $ARDL(1,0,0,0,0)$ شناسایی شده است.

1. Banerjee
2. Dolado
3. Mastre

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت نوسانات قیمت مسکن با در نظر گرفتن اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
StdHP (-1)	۰/۶۷	۱۰/۲۵	۰/۰۰۰
LLIVGDP	-۰/۲۵	-۳/۴۹	۰/۰۰۱
CCt(n+1-LLIVt)	۰/۰۱	۴/۷۰	۰/۰۰۰
LLIVPOP	۰/۰۰۱	۳/۷۸	۰/۰۰۰
LLIVR	-۰/۰۶	-۲/۲۵	۰/۰۲۷
C	-۹۶۰/۱۴	-۴/۴۰	۰/۰۰۰
R ²	۰/۸۶	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

ضریب تعیین R^2 برابر با ۰/۸۶ است که نسبت به مدل بدون در نظر گرفتن تأثیر اهرم زمین افزایش یافته است و اهمیت و لزوم در نظر گرفتن اهرم زمین در معادله قیمت مسکن را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج برآورد، متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی در سطح، اثر منفی بر میزان نوسان قیمت واقعی مسکن خواهد داشت. بر اساس نتایج به دست آمده ضریب مربوط به GDP واقعی نشان‌دهنده آن است که یک میلیارد ریال افزایش در GDP منجر به کاهش ۰/۲۵ واحد در نوسان قیمت مسکن در بلندمدت خواهد شد. افزایش GDP به معنای رونق تولید و انتقال سرمایه‌ها به سمت تولید کالا و خدمات است و در این شرایط امکان پیدایش شوک بازار مسکن فراهم نیست. اثر منفی تولید ناخالص داخلی بر نوسان قیمت مسکن 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 بازار سهام نیز از وضعیت مناسبی برخوردار باشد؛ لذا گزینه‌های بدیل بازار مسکن از شرایط مناسبی برخوردار هستند و زمینه رشد قیمت مسکن محدود خواهد شد. متغیر هزینه ساخت در سطح تأثیری مثبت بر نوسان قیمت مسکن دارد. ضریب متغیر هزینه ساخت نشان می‌دهد یک هزار ریال افزایش در هزینه ساخت بنا موجب می‌گردد نوسان قیمت مسکن به میزان ۰/۰۱ واحد افزایش پیدا کند. ضریب متغیر جمعیت (POP) نیز مثبت و از معنی‌داری لازم برخوردار است و کمیت مربوطه برابر با ۰/۰۰۱ است. متغیر نرخ بهره تأثیری منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. ضریب نرخ بهره بیان‌گر آن است که یک درصد افزایش در نرخ بهره موجب کاهش نوسان قیمت مسکن به میزان ۰/۰۶ واحد می‌گردد.

با توجه به آماره‌ی t بنرجی، دولا دو و مستر، وجود رابطه بلندمدت آزمون می‌شود. کمیت آماره t موردنیاز برای انجام آزمون فوق برابر ۵/۰۲- به دست آمد؛ بنابراین از آنجاکه آماره محاسبه شده مبتنی بر ضرایب برآورد شده مدل از t متناظر با جدول بنرجی، دولا دو و مستر بیشتر است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود. تخمین ضرایب بلندمدت برای مدل

مذکور با استفاده از روش ARDL در جدول ۴ خلاصه شده است. با توجه به نتایج برآورد رابطه بلندمدت در جدول ۴، مطابق انتظار کمیت تمامی متغیرها در بلندمدت افزایش می‌یابد. ضریب مربوط به تولید ناخالص داخلی واقعی نشان دهنده آن است که یک میلیارد ریال افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی منجر به کاهش $0/785$ واحد در نوسان قیمت مسکن در بلندمدت خواهد شد. ضریب مربوط به هزینه ساخت $0/032$ به دست آمده است و نشان دهنده آن است که یک هزار ریال افزایش در هزینه ساخت، منجر به افزایش نوسان قیمت مسکن به میزان $0/032$ واحد در بلندمدت خواهد شد. ضریب مربوط به جمعیت $0/003$ بوده و نشان می‌دهد افزایش جمعیت به میزان یک هزار نفر، افزایش $0/003$ واحدی نوسان قیمت مسکن را در بلندمدت نتیجه خواهد داد.

جدول ۴: نتایج برآورد الگوی بلندمدت نوسان قیمت مسکن با در نظر گرفتن اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LLIVGDP	-0/785	-3/84	0/000
CCt(n+1-LLIVt)	0/032	5/98	0/000
LLIVPOP	-0/003	4/21	0/000
LLIVR	-0/19	-1/81	0/73
C	-3919/9	-5/129	0/000

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین ضرایب تصحیح خطا برای مدل نوسان قیمت مسکن با تأثیر اهرم زمین در جدول ۵ خلاصه شده است. با توجه به جدول ملاحظه می‌شود که ضریب جمله خطا (ecm) منفی، از نظر آماری معنی‌دار و معادل $-0/32$ است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس جمله تصحیح خطا در هر دوره ۳۲ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، این ضریب نشان می‌دهد که هر عدم تعادل ایجادشده در رابطه بلندمدت با سرعت ۳۲ درصد توسط تغییر در نوسان قیمت یک مترمربع مسکن تعدیل می‌شود.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای نوسان قیمت مسکن با در نظر گرفتن اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
dLLIVGDP	-0/25	-3/49	0/01
dCCt(n+1-LLIVt)	0/010	4/70	0/000
dLLIVPOP	0/001	3/78	0/000
dLLIVR	-0/06	-1/77	0/08
dC	-71/26	-2/35	0/02
ecm(-1)	-0/32	-5/02	0/000
R ²	0/46	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۲-۶. برآورد معادله اهرم زمین

در این بخش با استفاده از الگوی ARDL پارامترهای معادله اهرم زمین، برآورد می‌گردد. مرتبه‌ی وقفه‌های هر متغیر در الگو برحسب معیار شوارتز به صورت $ARDL(1,0,1,1,1)$ شناسایی شده است.

جدول ۶: الگوی کوتاه‌مدت اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LL (-1)	۰/۸۹	۲۹/۷۹	۰/۰۰۰
GDP	۰/۶۵	-۲/۲۷	۰/۰۲۶
CC	-۰/۲۲	-۲/۸۱	۰/۰۰۶
CC(-1)	-۰/۷۶	-۲/۷۰	۰/۰۰۸
POP	۰/۴۰	۲/۰۸	۰/۰۴۰
POP(-1)	-۰/۴۳	-۲/۱۸	۰/۰۳۲
R	-۰/۰۲	-۴/۷۹	۰/۰۰۰
R(-1)	-۰/۰۰۳	-۶/۱۷	۰/۰۰۰
C	۰/۱۹	۴/۵۲	۰/۰۰۰
R ²	۰/۹۷	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که نتایج تخمین نشان می‌دهد، مطابق انتظار، اهرم زمین ارتباط منفی با متغیر هزینه واقعی ساخت دارد. بر طبق نتایج ارائه‌شده، متغیرهای نرخ بهره و هزینه واقعی ساخت از بالاترین معنی‌داری در معادله اهرم زمین برخوردارند. همان‌طور که بیان شد به دلیل غیرقابل‌تجدید بودن زمین مسکونی مرغوب، عوامل طرف تقاضای مسکن مانند نرخ بهره، تأثیر زیادی بر ارزش زمین و نیز اهرم زمین خواهند داشت. متغیرهای جمعیت و تولید ناخالص داخلی واقعی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر اهرم زمین دارند. همان‌طور که نظریه استاندارد اقتصاد شهری بیان می‌کند؛ ارزش زمین در مناطق شهری باید با رشد جمعیت و رشد اقتصادی، به خاطر افزایش رقابت برای هر قطعه زمین شهری افزایش یابد.

تخمین ضرایب بلندمدت به‌دست‌آمده برای معادله اهرم زمین در جدول شماره ۷ خلاصه‌شده است. بر اساس معادله بلندمدت تعیین قیمت مسکن، ضرایب تمامی متغیرها در سطح ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و هر یک از متغیرهای توضیحی معادله از توان نسبی قابل‌توجهی در تعیین رفتار اهرم زمین برخوردار می‌باشند. علامت تمامی متغیرها مطابق انتظار است.

جدول ۷. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی بلندمدت اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
GDP	-۰/۶۲	-۱/۹۰	۰/۰۶۰
CC	-۰/۹۴	-۳/۲۱	۰/۰۰۲
POP	-۰/۲۸	۲/۰۴	۰/۰۴۵
R	-۰/۰۰۶	-۲/۴۶	۰/۰۱۶
C	۱/۹۰	۴/۸۹	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول شماره ۸ ملاحظه می شود که ضریب جمله خطا (ecm) منفی، از نظر آماری معنی دار و معادل $-۰/۱۰$ است که می توان نتیجه گرفت بر اساس جمله تصحیح خطا در هر دوره ۱۰ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود.

جدول ۸: تخمین الگوی تصحیح خطا (ECM) برای اهرم زمین

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
dGDP	۰/۶۵	۲/۲۷	۰/۰۲۶
dCC	-۰/۲۲	-۰/۷۹	۰/۴۲۷
dPOP	۰/۴۰	۲/۰۸	۰/۰۴۰
dR	-۰/۰۰۲	-۴/۷۹	۰/۰۰۰
ecm(-1)	-۰/۱۰	-۳/۴۹	۰/۰۰۰
R ²	۰/۴۴	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

نتیجه گیری

در این مطالعه، مدل نوسان قیمت مسکن بدون تأثیر اهرم زمین و سپس مدل با تأثیر اهرم زمین برآورد گردید. نتایج تخمین ها با توجه به افزایش قابل توجه آماره R^2 در مدل با تأثیر اهرم زمین، اهمیت و لزوم در نظر گرفتن اهرم زمین در معادله قیمت مسکن را نشان می دهد. بر اساس نتایج برآورد و با لحاظ نقش و تأثیر اهرم زمین در مدل، متغیر هزینه ساخت در سطح تأثیری مثبت بر نوسان قیمت مسکن دارد. ضریب متغیر جمعیت (POP) نیز مثبت و از معنی داری لازم برخوردار است. متغیر نرخ بهره تأثیری منفی و معنی دار بر قیمت مسکن دارد. نتایج برآوردها بیانگر این است که اهرم زمین ارتباط منفی با متغیر هزینه واقعی ساخت دارد و تغییرات اهرم زمین، متأثر از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، جمعیت، هزینه واقعی ساخت و نرخ بهره است.

با توجه به این نتایج، می توان پیشنهادی زیر را برای سیاست گذاری در بخش مسکن ارائه داد:

۱. با توجه به تأثیر مثبت قیمت و اهرم زمین بر نوسان قیمت مسکن و نیز با توجه به روند افزایشی قیمت و اهرم زمین در مناطق شهری کشور، می‌توان نتیجه گرفت که عوامل سمت تقاضا که بر سطح قیمت زمین مؤثرند نقش مهمی در روند تحولات بازار مسکن در آینده بازی خواهند کرد، از این رو لزوم توجه به عوامل طرف تقاضا در کنترل بازار مسکن مشخص می‌شود.
۲. با توجه به نقش اهرم زمین در نوسانات قیمت مسکن می‌توان به این مسئله اشاره داشت که پویایی قیمت زمین، نقش کلیدی در دارایی بودن مسکن و سهم آن از پورتفولیو بازی می‌کند. برای مثال همچنان که اهرم زمین در طول زمان افزایش می‌یابد، به نظر می‌رسد مسکن به‌عنوان یک نوع دارایی با توجه به تأثیر افزایش اهرم زمین با پیامدهای حاصل برای بازار سرمایه و پورتفولیو خانوارها به یک دارایی مالی ناپایدارتر و دارایی با ریسک بالاتر تبدیل می‌شود؛ بنابراین با توجه به نقش اهرم زمین در این مورد، می‌توان به کنترل بازار مسکن کمک کرد.
۳. سازگار با سایر تحقیقات (بوراسا و همکاران ۲۰۱۱، بوستیک و همکاران ۲۰۰۷، دیویس و هیتکوت ۲۰۰۷، دیویس و پالامبو ۲۰۰۸)، نتایج به‌دست‌آمده، اهمیت توجه به اهرم زمین را در بازار مسکن نشان می‌دهد. همچنین توجه به اهرم زمین می‌تواند برای دستیابی به درک بهتری از بسیاری از پدیده‌های بازار املاک و مستغلات و انجام ارزیابی‌های مفیدتر از سیاست‌های بخش مسکن مهم باشد.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره‌ی حساب‌های اقتصادی، حساب‌های ملی ایران، سال‌های مختلف.
- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی ایران <http://tsd.cbi.ir>
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)؛ اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، چاپ اول، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.
- عسگری، حشمت‌اله و الماسی، اسحاق (۱۳۹۰)؛ "بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵"، پژوهش‌نامه اقتصادی، شماره ۴۱: ۲۰۱-۲۲۴.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر، (۱۳۸۷)؛ نظریه قیمت مسکن در ایران، همدان، انتشارات نور علم.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و بختیاری پور، سمیرا (۱۳۹۱)؛ "اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران"، مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، دوره ۱، شماره ۳: ۱۵۹-۱۷۹.
- مرکز آمار ایران، نشریه قیمت و اجاره‌بهای مسکن در شهرهای منتخب، ۱۳۹۲-۱۳۷۱.
- نجفی، بنفشه (۱۳۸۵)؛ "سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه‌ی مسکن در مناطق شهری کشور"، فصل‌نامه علمی اقتصاد مسکن، شماره‌ی ۳۷-۳۹: ۴۲-۵۹.
- Bostic, R; Longhofer, S. and Redfearn, C. (2007); "Land leverage: decomposing home price dynamics", *Real Estate Economics* 35: 183-208.
- Bourassa, S; Haurin, D; Haurin, J; Hoesli, M and Sun, J, (2009); "House price changes and idiosyncratic risk: the impact of property characteristics", *Real Estate Economics* 37: 259-278.
- Bourassa, S; Hoesli, M; Scognamiglio, D and Zhang, S. (2011); "Land leverage and house prices", *Regional Science and Urban Economics* 41: 134-144.
- Davis, M. and Heathcote, J, (2007); "The price and quantity of residential land in the United States", *Journal of Monetary Economics* 54: 2595-2620.
- Davis, M and Palumbo, M, (2008); "The price of residential land in large U.S. cities", *Journal of Urban Economics* 63: 352-384.
- Durbin, J. (1954); "Errors in variables", *Revue de l'Institut International de Statistique* 22: 23-32.
- Fingleton, B. (2000); "Spatial econometrics, economic geography, dynamics and equilibrium: a third way", *Environment and Planning A* 32: 1481-1498.
- Heckelman, J. (2000); "Consistent estimates of the impact of special interest groups on economic growth", *Public Choice* 104: 219-327.
- Kennedy, P. (2007); "A Guide to Econometrics", 5th ed. Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge, MA.