فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال سوم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۵/ صفحات ۱۱۴-۸۹

بررسی ارتباط بین قیمت زمین و قیمت مسکن در ایران

پرویز محمدزاده*

دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir

حسین پناهی

دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، panahi@tabrizu.ac.ir

سیدعلی آل‌عمران

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۴/۹/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱/۲۰

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی ارتباط متقابل بین قیمت زمین و قیمت مسکن در ایران بر اساس دیدگاه علیت متقابل است. از این رو بر اساس الگوی هایژن و آلن (۲۰۱۳) و با استفاده از سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای، به بررسی این موضوع در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ پرداخته شده است. نتایج حاصل از آزمون علیت تودا و یاماموتو و آزمون هاسمن حاکی از وجود رابطه علی دوطرفه بین قیمت زمین و قیمت مسکن بوده و نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای نشان داده است که افزایش قیمت زمین باعث افزایش قیمت مسکن شده و افزایش قیمت مسکن نیز باعث افزایش قیمت زمین می‌شود. بنابراین با توجه به وجود علیت دوطرفه بین قیمت زمین و قیمت مسکن، پیشنهاد می‌شود که به خاطر خاص بودن ویژگی‌های زمین مثل (مستهلک نشدن و پایین بودن هزینه نگهداری آن) با استفاده از سیاست‌های مالیاتی- ممانعتی و تشویقی خاص، سعی در کاهش ذخیره‌سازی زمین داشته و با کاهش بیکاری و افزایش درآمد و تقاضا باعث انتقالاتی متناسب، هم در سمت عرضه و هم تقاضای زمین داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: قیمت زمین، قیمت مسکن، علیت تودا و یاماموتو، معادلات همزمان.

طبقه‌بندی JEL: C30، G12، P25، R31.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

از حدود دهه ۱۹۵۰ میلادی، رشد فوق‌العاده شهرها و افزایش جمعیت شهری، باعث تحول الگو و نظام سکونتگاه‌ها و اسکان بشر شده است. این تحول در کشورهای جهان، آهنگ و کیفیت متفاوتی دارد. دسترسی به زمین مناسب، کافی و ارزان قیمت به عنوان اولین گام مورد نیاز رشد و توسعه شهری، دغدغه مشترک همه کشورها بویژه کشورهای جهان سوم است. زمین عنصر اساسی در شکل‌گیری توسعه و گسترش شهرها است. محدودیت عرضه زمین از یکسو و تقاضای روز افزون برای آن از طرف دیگر سبب شده است تا مسئله زمین به یکی از ضروریات برنامه‌ریزی در شهرها تبدیل گردد. این محدودیت عرضه، در مقابل تقاضای روز افزون جمعیت شهری باعث می‌شود که قیمت آن به سرعت افزایش یابد و تهیه آن برای سکونت و نیز اجرای طرح‌های شهری با مشکل مواجه شود. قیمت به عنوان اساسی‌ترین متغیر بخش زمین و مسکن است که وظایف تخصیص منابع اقتصادی، اطلاع‌رسانی و ارائه علامت‌های لازم به سرمایه‌گذاران را به عهده دارد (خاکپور و صمدی، ۱۳۹۳). اکثر مطالعاتی که در زمینه قیمت مسکن و قیمت زمین انجام گرفته‌اند، به قیمت مسکن یا قیمت زمین شهری به صورت جداگانه نگریسته‌اند. به‌طوری‌که پژوهشگرانی که بر قیمت مسکن متمرکز شده‌اند، اغلب قیمت زمین را به عنوان متغیر برون‌زا در نظر گرفته و پژوهشگرانی که بر قیمت زمین متمرکز شده‌اند، قیمت مسکن را به عنوان یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته‌اند. بر این اساس با توجه به این‌که در حیطه بررسی پژوهشگران، تحقیقات قبلی انجام شده در داخل، اغلب به عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق خاص یا تحلیل توزیع فضایی زمین پرداخته‌اند، از اینرو پژوهش حاضر، ماهیت درون‌زایی قیمت مسکن و قیمت زمین را مورد مطالعه قرار داده و به دنبال بررسی ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین شهری در ایران در قالب معادلات همزمان، با استفاده از روش 2SLS و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ است. سوالی که در راستای هدف پژوهش مطرح می‌شود به این صورت است که آیا ارتباط دوطرفه بین قیمت مسکن و قیمت زمین وجود دارد؟ برای رسیدن به پاسخ سوال پژوهش نیز فرضیه مطرح شده به این صورت است که ارتباط دوطرفه بین قیمت مسکن و قیمت زمین وجود دارد.

سازماندهی مقاله به این صورت است که در قسمت دوم، دیدگاه‌های نظری در زمینه ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین مطرح شده و پیشینه پژوهش ارائه شده است. در

قسمت سوم نیز به معرفی الگوی اقتصاد سنجی، پایگاه داده‌ها و روش تخمین پرداخته شده و در قسمت چهارم یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج آورده شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز قسمت پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

۲- دیدگاه‌های نظری در زمینه ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین

در خصوص رابطه بین قیمت مسکن و قیمت زمین می‌توان به سه دیدگاه زیر اشاره نمود:

الف) دیدگاه هزینه[۱]: بر اساس این دیدگاه قیمت مسکن شامل هزینه خرید زمین، هزینه توسعه، هزینه بازاریابی و سود توسعه می‌باشد. از اینرو قیمت زمین به عنوان جزئی از هزینه‌های مسکن، بر قیمت مسکن تاثیر می‌گذارد. یانگ[۲] (۲۰۰۳) و باوو[۳] (۲۰۰۴) مدعی بوده‌اند که افزایش قیمت مسکن به دلیل کمبود عرضه زمین بوده و افزایش قیمت زمین باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود که این نظر در برخی از مطالعات انجام شده نیز حمایت شده است. بر اساس مطالعه اوانس[۴] (۱۹۸۷) در انگلستان، برنامه‌ریزی دولت در استفاده از زمین، عرضه زمین را محدود کرده و در نتیجه باعث افزایش قیمت زمین و به دنبال آن باعث افزایش قیمت مسکن شده است. همچنین پنگ و ویتون[۵] (۱۹۹۴) و هویی[۶] (۲۰۰۴) نشان داده‌اند که محدویت عرضه زمین منجر به قیمت‌های بالاتر مسکن در هنگ‌کنگ شده است. گلیسر[۷] و همکاران (۲۰۰۵) نیز به این نتیجه رسیده‌اند که دلیل اصلی بالا بودن قیمت مسکن در شهرهای ایالات متحده، محدودیت زمین بوده است.

ب) دیدگاه تقاضای مشتق شده[۸]: ماس[۹] (۱۹۷۱)، ویت[۱۰] (۱۹۷۵) و مانینق[۱۱] (۱۹۸۸)، مدل تئوری تقاضای مشتق شده بازار زمین را مطرح کرده‌اند که نشان می‌دهد، زمین تقاضای مشتق شده از خدمات مسکن بوده و قیمت زمین بوسیله قیمت مسکن

---

[۱] The Cost-Driven Perspective
[۲] Yang
[۳] Bao
[۴] Evans
[۵] Peng & Wheaton
[۶] Hui
[۷] Glaeser
[۸] The Derived Demand Perspective
[۹] Muth
[۱۰] Witte
[۱۱] Manning

تعیین می‌شود. زو و دونق[۱] (۲۰۰۵) و لیو و جیانق[۲] (۲۰۰۵) نیز از تاییدکنندگان این نظر بوده و بیان می‌کنند که تقاضای واقعی و سوداگرانه مسکن، از طریق ساز و کار بازار، قیمت مسکن را تعیین کرده ولی تقاضای زمین از مسکن مشتق می‌شود. به‌طوری‌که افزایش تقاضا در بازار دارایی‌های واقعی چین، باعث می‌شود که تقاضای مسکن بیش از عرضه بازار افزایش یافته و منجر به افزایش قیمت مسکن شود که آن هم به نوبه خود قیمت زمین را افزایش می‌دهد. از منظر فضای اقتصاد شهری، آلونسو[۳] (۱۹۶۴) و ماس (۱۹۶۰) نیز به تعیین تابع قیمت پیشنهادی پرداخته‌اند که نشان می‌دهد قیمت‌های بالاتر مسکن باعث قیمت‌های بالاتر زمین می‌شود.

ج) دیدگاه علیت متقابل[۴]: بر اساس این دیدگاه یک ارتباط علی دوطرفه بین قیمت مسکن و قیمت زمین وجود دارد. به‌طوری‌که از دیدگاه تقاضا، افزایش قیمت مسکن منجر به افزایش قیمت زمین شده و از دیدگاه عرضه نیز قیمت زمین عامل افزایش قیمت مسکن می‌باشد. به اینصورت که در دیدگاه تقاضا چون تقاضای زمین، مشتق شده از تقاضای مسکن است بنابراین با افزایش تقاضا و قیمت مسکن، تقاضا و قیمت زمین هم افزایش می‌یابد و در دیدگاه عرضه چون زمین عامل تولیدی مورد استفاده در مسکن می‌باشد، با افزایش قیمت نهاده تولیدی (زمین) و افزایش هزینه تولید، قیمت مسکن افزایش خواهد یافت. هوانگ[۵] (۲۰۰۵) و کو[۶] (۲۰۰۵) نشان داده‌اند که قیمت مسکن تنها عامل تعیین‌کننده قیمت زمین و قیمت زمین تنها عامل تعیین‌کننده قیمت مسکن نبوده، بلکه قیمت مسکن و قیمت زمین یک ارتباط علی دوطرفه دارند. لیو و لیو[۷] (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که باید ارتباط علی بین قیمت مسکن و قیمت زمین بر اساس دوره‌های مختلف، سیاست‌های مختلف عرضه زمین و حالت‌های مختلف توسعه دارایی‌های واقعی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. پوتپان[۸] (۱۹۹۶) نیز نشان داده است که در ایالات متحده، اجاره مسکن و قیمت زمین به‌طور معنی‌داری تحت تاثیر قیمت مسکن قرار گرفته و قیمت

---

[۱] Zhu & Dong
[۲] Liu & Jiang
[۳] Alonso
[۴] The Mutual Causation Perspective
[۵] Huang
[۶] Qu
[۷] Liu & Liu
[۸] Potepan

مسکن نیز تحت تاثیر قیمت زمین و اجاره مسکن قرار می‌گیرد ولی ارتباط بین اجاره مسکن و قیمت زمین معنی‌دار نبوده است.[۱]

در مناطق شهری، قیمت مسکن توسط اصول بنیادین اقتصادی تعیین می‌شود. به‌طوری‌که مبانی نظری نیز از عرضه و تقاضا شروع کرده و با استفاده از متغیرهای برون‌زای اقتصاد کلان نظیر درآمد، جمعیت و هزینه ساخت و ساز به توضیح قیمت مسکن می‌پردازند. این عوامل به عرضه و تقاضای بازار مسکن مربوط بوده و بر این اساس تاثیر آنها بر قیمت مسکن اغلب قابل برآورد می‌باشد. از اینرو، این متغیرهای بنیادی اقتصاد شهری[۲] از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و می‌توانند تفاوت قیمت مسکن بین شهرها را تفسیر کنند[۳]. منکیو و ویل[۴] (۱۹۸۹) به بررسی تاثیر تغییرات عمده جمعیتی در قیمت مسکن در ایالات متحده پرداخته و فورتورا و کوشنر[۵] (۱۹۸۶) نیز به این نتیجه رسیده‌اند که یک ارتباط مثبت و قوی بین درآمد متوسط و قیمت مسکن وجود دارد. مانینق[۶] (۱۹۸۶) با استفاده از یک مدل تعادلی تک معادله‌ای به بررسی تنوع قیمت مسکن در بین شهرها پرداخته است. در این مطالعه، مدل تجربی به کار برده شده شامل ۱۶ متغیر مستقل از تقاضا و عرضه مسکن بوده که ۶۸/۸ درصد از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. شن و لیو[۷] (۲۰۰۴) با استفاده از روش پنل‌دیتا به بررسی ارتباط بین قیمت مسکن و عوامل اقتصادی در ۱۴ شهر از کشور چین در فاصله زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۲ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مدل لگاریتمی به کاربرده شده در این پژوهش نشان داده است که چهار متغیر خانوارهای شهری از قبیل درآمد قابل تصرف سرانه، جمعیت، نرخ بیکاری و میزان فرصت‌های شغلی

---

[۱] لازم به ذکر است که در خصوص قیمت‌گذاری دارایی و عوامل موثر بر آن یک سری مدل‌های دیگر مانند مدل‌های CAPM و آربیتراژ نیز وجود دارند. با توجه به اینکه در این مطالعه، هدف پژوهش، بررسی درون‌زایی قیمت مسکن و قیمت زمین است، از اینرو از پرداختن به این مدل‌ها اجتناب شده است.

[۲] Urban Economic Fundamental Variables

[۳] متغیرهای بنیادی اقتصاد، به عوامل موثر بر طرف عرضه و تقاضا گفته می‌شود. به عنوان مثال، در طرف عرضه، متغیرهایی مانند تکنولوژی، قیمت نهاده‌ها مانند دستمزد، قیمت مواد اولیه و انرژی و در طرف تقاضا نیز متغیرهایی مانند قیمت کالا، درآمد مصرف‌کننده، قیمت کالاهای جانشین و مکمل، از متغیرهای بنیادی اقتصاد محسوب می‌شوند.

[۴] Mankiw & Weil

[۵] Fortura & Kushner

[۶] Manning

[۷] Shen & Liu

تاثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته و حدود ۶۰ درصد از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. کوگلی[۱] (۱۹۹۹) با استفاده از مدلی مشتمل بر متغیرهای درآمد سرانه، اشتغال، تعداد خانوارها، میزان فرصت‌های شغلی و مجوز ساخت و ساز، به این نتیجه رسیده است که این عوامل ۱۰ الی ۴۰ درصد از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. همچنین یافته‌های دیگر این مطالعه نشان داده است که استفاده از وقفه قیمت مسکن در مدل منجربه بهبود قدرت پیش‌بینی مدل و خوبی برازش و بیشتر شدن ضرایب معادله رگرسیونی از ۰/۹۵ شده و از اینرو نتیجه‌گیری شده است که علاوه بر شرایط اقتصادی، وقفه قیمت مسکن نیز از پیش‌بینی‌کننده‌های مهم قیمت مسکن می‌باشد. پوتربا[۲] (۱۹۹۱) نیز با استفاده از داده‌های دوره زمانی سال ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۵ و سال ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۰ به بررسی تاثیر قیمت زمین بر قیمت مسکن در ۲۹ شهر از ایالات متحده پرداخته است. نتایج نشان داده است که تنها بخش کوچکی از تغییرات قیمت مسکن به وسیله تغییرات قیمت زمین توضیح داده می‌شود.

در مقایسه با مطالعات انجام گرفته در زمینه قیمت مسکن، هرچند مطالعات کمتری بر عوامل تعیین‌کننده قیمت زمین‌های شهری در شهرها متمرکز شده‌اند. اما در مجموع، چارچوب تحلیلی مشابهی داشته‌اند. مانینق (۱۹۸۸) با به‌کارگیری داده‌های قیمت زمین ۹۴ کلان شهر ایالات متحده و در سال ۱۹۸۰ به بررسی عوامل موثر بر قیمت زمین‌های شهری پرداخته است. نتایج مطالعه حکایت از آن داشته است که هزینه ساخت و ساز، رشد جمعیت، تراکم جمعیت و شرایط آب و هوایی شهری و درآمد خانوارها از گروه‌های درآمدی بالا، تاثیر معنی‌داری بر قیمت زمین شهری دارند. هاردیه[۳] و همکاران (۲۰۰۰) بر اساس دو مدل اجاره زمین‌های سنتی، به تجزیه و تحلیل کاربری زمین در ۱۴۵۹ شهر در جنوب ایالات متحده پرداخته‌اند. به‌طوری‌که نتایج پژوهش نشان داده است که قیمت زمین‌های کشاورزی، با سهم زمین، جمعیت، درآمد خانوارها، قیمت دارایی‌های واقعی، هزینه و شهرنشینی در ارتباط می‌باشد. داویس و پولومبو[۴] (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که ارزش زمین‌های مسکونی در شهرها بیشتر از ارزش زمین در اواسط دهه ۱۹۸۰ بوده و در پایان سال ۲۰۰۴ نیز ارزش زمین‌های مسکونی ۵۰ درصد از ارزش کل بازار مسکن را به خود

---

[۱] Quigley
[۲] Poterba
[۳] Hardie
[۴] Davis & Palumbo

اختصاص داده که بیشتر از ۳۲ درصد در دهه ۱۹۸۴ بوده است. *کلپ*[۱] و همکاران (۲۰۰۱) با استفاده از متغیرهای ارزش زمین، تغییر تراکم جمعیت و درصد کار در خانه به عنوان متغیرهای وابسته در قالب معادلات همزمان و با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای به این نتیجه رسیده است که وقفه‌های متغیر وابسته در هر معادله، الگوی اتو رگرسیو قوی‌تری از خود نشان داده و در نتیجه توجه بر تغییرات پویا ضروری است، حتی اگر تمرکز اصلی پژوهش، روابط مقطعی باشد. در ادبیات مربوط به ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین، معمولا از دو روش استفاده می‌شود. اولین روش استفاده از آزمون همجمعی و علیت گرنجری است. اوی و لی[۲] (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های فصلی (شاخص قیمت) کشور سنگاپور، به مطالعه بازار مسکن و زمین در فاصله زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر و جوهانسن نشان داده است که قیمت مسکن و قیمت زمین در بلندمدت همجمع بوده و نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری نشان داده است که قیمت مسکن علت گرنجری قیمت زمین بوده ولی علیت معکوس از قیمت زمین به قیمت مسکن تایید نشده است. روش دوم استفاده از مدل‌های معادلات همزمان برای آزمون وجود ماهیت درون‌زایی بین قیمت مسکن و قیمت زمین می‌باشد. پوتپان (۱۹۹۶) نشان داده است که بازارهای مسکن، زمین و اجاره هرسه با یکدیگر در ارتباط بوده و متغیرهای قیمت مسکن، قیمت زمین و اجاره مسکن، متغیرهای درون‌زا هستند که با یکدیگر در تعامل قرار دارند. به‌طوری‌که با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و در قالب مدل معادلات همزمان به این نتیجه رسیده‌اند که قیمت مسکن، قیمت زمین و اجاره مسکن از عوامل برون‌زا و درون‌زا تعیین می‌شوند. همچنین به‌طور مشابه، وانگ و کوگلی[۳] (۲۰۰۶) نیز یک مدل معادلات همزمان بین قیمت مسکن، عرضه مسکن و میزان فرصت‌های شغلی ایجاد کرده و اوزانه و تیبودی[۴] (۱۹۸۳) با اندازه-گیری تنوع قیمت در ۵۴ ناحیه کلان شهر در ایالات متحده و تقسیم بازار دارایی‌های واقعی به بازار مسکن و اجاره، وجود ارتباط بین قیمت مسکن و اجاره را مورد تایید قرار داده‌اند.

---

[۱] Clapp
[۲] Ooi & Lee
[۳] Hwang & Quigley
[۴] Ozanne & Thibodeau

برخی از مطالعات نیز بر وجود ارتباط یک‌طرفه بین قیمت مسکن و قیمت زمین رسیده‌اند. زو[۱] (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های فصلی سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۴ نشان داده است که قیمت مسکن تاثیر معنی‌داری بر قیمت زمین داشته ولی قیمت زمین تاثیر بی‌معنی بر قیمت مسکن دارد. همچنین به‌طور مشابه، لی[۲] (۲۰۰۵) و فنق و لیو[۳] (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه سال ۲۰۰۲ تا آوریل سال ۲۰۰۵ و داده‌های فصل اول سال ۱۹۸۸ تا فصل دوم سال ۲۰۰۵ به ترتیب به این نتیجه رسیده‌اند که قیمت مسکن علت گرنجری قیمت زمین بوده ولی قیمت زمین علت گرنجری قیمت مسکن نیست. به این صورت که تغییرات قیمت مسکن بر تغییرات قیمت زمین تاثیرگذار بوده ولی تغییرات قیمت زمین تاثیری بر قیمت مسکن ندارد. گاوو و ماوو[۴] (۲۰۰۳) اگرچه با استفاده از نمونه فصلی از شاخص قیمت زمین و قیمت دارایی‌های واقعی از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۲ با به کارگیری آزمون علیت گرنجری و برآورد مدل به این نتیجه رسیده‌اند که علیت گرنجری از وقفه دوم قیمت مسکن به قیمت زمین و از وقفه دوم قیمت زمین به قیمت مسکن وجود دارد ولی بر اساس وقفه چهارم، نتایج حاکی از وجود تاثیر معنی‌دار قیمت مسکن بر قیمت زمین و عدم تاثیر قیمت زمین بر قیمت مسکن بوده است. همچنین، کوانگ[۵] (۲۰۰۵) نیز به‌طور مشابه با استفاده از داده‌های فصل اول سال ۱۹۹۹ تا فصل دوم سال ۲۰۰۵ از همان منبع مربوط به مطالعه گاوو و ماوو (۲۰۰۳)، به این نتیجه رسیده‌اند که در بلندمدت قیمت مسکن بر قیمت زمین تاثیر داشته ولی در کوتاه‌مدت هم قیمت مسکن بر قیمت زمین تاثیر داشته و هم قیمت زمین بر قیمت مسکن تاثیر داشته است.

هایژن و آلن[۶] (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای، به بررسی ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین در قالب مدل معادلات همزمان در فاصله زمانی سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. در این پژوهش، از دو متغیر قیمت مسکن و قیمت زمین به عنوان متغیرهای درون‌زا و پنج متغیر برون‌زا برای قیمت زمین و هفت متغیر برون‌زا برای قیمت مسکن استفاده شده است. بر اساس نتایج پژوهش قیمت مسکن و

---

[۱] Zou
[۲] Li
[۳] Feng & Liu
[۴] Gao & Mao
[۵] Kuang
[۶] Haizhen & Allen

قیمت زمین دارای ارتباط درون‌زا بوده و در حالت کلی، قیمت مسکن تاثیر قوی‌تری بر قیمت زمین داشته است. همچنین درآمد قابل تصرف سرانه، نه‌تنها به عنوان یک عامل مهم تاثیرگذار بر قیمت زمین بوده است بلکه دارای تاثیر مستقیم بر قیمت مسکن نیز بوده است. همچنین یافته‌های دیگر مطالعه حاکی از آن است که قیمت مسکن دوره قبل درجه تاثیر بیشتری بر قیمت مسکن داشته و نشان می‌دهد که افزایش قیمت مسکن، قیمت انتظاری مسکن را نیز افزایش می‌دهد.

هونگیان[۱] و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پنل‌دیتای پویا، به بررسی ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین در بازار دارایی‌های واقعی در شهرهای پکن، شانگهای، تیانجین و چونگ‌کینگ در فاصله زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین مسکن شهری و بازار زمین بوده است. همچنین نتایج دیگر مطالعه نشان داده است که قیمت زمین علت گرنجری قیمت مسکن بوده ولی عکس آن صادق نبوده است.

آلتوزارا و استبان[۲] (۲۰۱۱) در پژوهشی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به بررسی علیت گرنجری بین قیمت زمین و قیمت مسکن در اسپانیا در فاصله زمانی فصل اول سال ۲۰۰۵ تا فصل دوم سال ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از وجود ارتباط دوطرفه بین هردو بازار بوده است، به‌طوری‌که علیت از بازار مسکن به بازار زمین آشکار بوده، در حالی‌که علیت در جهت مخالف، هرچند از نظر آماری معنی‌دار بوده ولی بسیار ضعیف می‌باشد.

بوراسا[۳] و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با استفاده مدل تصحیح خطای برداری و در فاصله زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۸ به این نتیجه رسیده‌اند که در ارزیابی عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن، نسبت اهرمی زمین (نسبت زمین به ارزش دارایی) از اهمیت خاصی برخوردار بوده، به‌طوری‌که تغییرات قیمت واقعی مسکن تحت تاثیر تغییرات در اهرم زمین، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و رشد جمعیت سنی ۳۰ تا ۴۰ سال قرار گرفته و تغییرات نسبت اهرمی زمین نیز تابعی از تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه و هزینه واقعی ساخت و ساز می‌باشد.

---

[۱] Hongyan

[۲] Altuzarra & Esteban

[۳] Bourassa

لی (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی تغییرات قیمت زمین در پکن در فاصله زمانی سال ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۵ پرداخته است. نتایج مطالعه بر اساس انواع مختلف رگرسیون که در آنها متغیر وابسته برابر متوسط قیمت سالانه انواع زمین و متغیرهای توضیحی برابر جمعیت، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت، اشتغال، متوسط دستمزد، سرمایه-گذاری در مسکن و درآمد محلی بوده است، حاکی از آن است که افزایش قیمت زمین (در انواع مختلف زمین) به دلیل افزایش تقاضا برای مسکن بوده است.

کیم[۱] و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با استفاده از مشاهدات فصلی برای ۲۷ کلان‌شهر از ایالات متحده در فاصله زمانی سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۴ به بررسی ارتباط علی بین ارزش زمین مسکونی و قیمت مسکن پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حکایت از وجود رابطه علی دوطرفه بین ارزش زمین مسکونی و قیمت مسکن داشته، به‌طوری‌که افزایش اولیه در قیمت مسکن باعث خواهد شد تا سازندگان مسکن اقدام به ساخت و ساز تعداد زیادی مسکن نمایند که آن نیز سازندگان مسکن را وادار به تقاضای بیشتری از زمین خواهد نمود که حتی حاضر به پرداخت قیمت بالاتر نیز خواهند شد. همچنین در این مطالعه، وجود علیت از قیمت زمین به قیمت مسکن نیز به وسیله کشش‌ناپذیری عرضه زمین و وجود قوانین بسیار سختگیرانه و دقیق دولتی حاکم بر سیستم‌های استفاده از زمین توضیح داده شده است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان داشت؛ مطالعات خارجی که در زمینه ارتباط بین قیمت مسکن و قیمت زمین انجام گرفته‌اند، به سه دسته تقسیم می‌شوند. یک گروه از مطالعات به نتیجه وجود ارتباط از قیمت مسکن به قیمت زمین رسیده‌اند که می‌توان به مطالعات آلونسو (۱۹۶۴)، ماس (۱۹۷۱)، ویت (۱۹۷۵)، مانینق (۱۹۸۸)، گاوو و ماوو (۲۰۰۳)، زو و دونق (۲۰۰۵)، زو (۲۰۰۵)، لی (۲۰۰۵)، لیو و جیانق (۲۰۰۵) و فنق و لیو (۲۰۰۶) اشاره نمود. گروه دوم به نتیجه وجود ارتباط از قیمت زمین به قیمت مسکن رسیده‌اند که می‌توان به مطالعات اوانس (۱۹۸۷)، پنگ و ویتون (۱۹۹۴)، یانگ (۲۰۰۳)، باوو (۲۰۰۴)، هویی (۲۰۰۴)، گلیسر و همکاران (۲۰۰۵) و هونگیان و همکاران (۲۰۱۱) اشاره نمود. گروه سوم نیز به نتیجه وجود ارتباط دوطرفه و یا همزمان بین قیمت مسکن و قیمت زمین رسیده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعات پوتپان (۱۹۹۶)، وانگ و کوگلی (۲۰۰۶)، کیم و همکاران (۲۰۰۸)، آلتوزارا و استبان (۲۰۱۱) و هایژن و آلن

---

[۱] Kim

(۲۰۱۳) اشاره نمود. بر اساس بررسی نویسندگان، مطالعه‌ای در رابطه با ارتباط همزمان بین قیمت مسکن و قیمت زمین در داخل انجام نگرفته است، اگرچه مطالعاتی نزدیک با موضوع پژوهش کار شده که به چند مورد از آنها اشاره می‌شود:

رهنما و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با به‌کارگیری مدل رگرسیونی وزنی جغرافیایی (GWR) و استفاده از اطلاعات بنگاه‌های املاک در سطح مناطق شهر مشهد در سال ۱۳۹۰، به بررسی و تحلیل توزیع فضایی قیمت زمین و عوامل موثر بر توزیع آن در شهر مشهد پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که میانگین قیمت زمین در شهر مشهد در سال ۱۳۹۰ برابر با ۱۱۱۲۰۰۰ ریال می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از تحلیل فضایی قیمت زمین نشان داده است که در قسمت‌های مرکزی و غربی و جنوب غربی شهر مشهد قیمت زمین بالاتر از دیگر بخش‌ها می‌باشد.

زیاری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به نقد و بررسی تاثیر عامل قیمت زمین بر روند ساخت و ساز در ناحیه ۵ منطقه یک تهران و همچنین تفاوت قیمت ناشی از شرایط توپوگرافی، شکل زمین، بافت و تراکم ساختمانی با استفاده از مدل اقتصادسنجی چند متغیره پرداخته است. بر اساس نتایج مطالعه، آهنگ تغییرات قیمت زمین در منطقه یک طی این سال‌ها یکنواخت نبوده و از نوساناتی برخوردار بوده است. این تغییرات به جز سال ۱۳۷۷، همواره روندی افزایشی داشته و بر قیمت زمین در این ناحیه افزوده شده است، میانگین رشد سالانه آن ۲۱/۹ درصد محاسبه شده که گویای تفاوت نسبی در آهنگ تغییرات قیمت ۶ درصد و برای شهر تهران است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی با استفاده از اطلاعات جمع‌آوری شده از ۷۵۷ خانوار نمونه ساکن در شهر تبریز در سال ۱۳۸۹ به شناسایی عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر تبریز با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که فرضیه وجود وابستگی فضایی در متغیر قیمت واحدهای مسکونی در مدل تایید شده و متغیرهای دسترسی واحد مسکونی به خیابان، مجهز بودن به سیستم‌های گرمایشی و سرمایشی و وضعیت امنیت منطقه اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت واحدهای مسکونی در شهر تبریز داشته و همچنین قیمت واحدهای مسکونی دارای مصالح و اسکلت‌بندی بتونی و فلزی نسبت به واحدهای مسکونی با مصالح خشتی یا چوبی، دارای قیمت بالاتری بوده و ساختمان‌های مسکونی با نمای سنگ مرمر نسبت به واحدهای مسکونی با نمای غیر استاندارد یا بدون نما قیمت بالاتری دارند.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و الگوی تصحیح خطای برداری در فاصله زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیده‌اند که در بلندمدت، مخارج مصرفی، اعتبارت بانکی و قیمت زمین آثار مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی بر قیمت حقیقی مسکن داشته است. همچنین در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی بوده است.

عسگری و الماسی (۱۳۹۰) در پژوهشی با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی عوامل موثر بر سطح قیمت مسکن (بلندمدت) و نوسان‌های آن (کوتاه‌مدت) در بین استان‌های کشور در فاصله زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، شاخص قیمت بازار اوراق بهادار (بورس)، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مخارج خانوار و نرخ سود وام‌های بانکی مهمترین عوامل در تعیین نوسانات قیمت مسکن به شمار می‌روند. در بلندمدت نیز قیمت مسکن در دوره‌های قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق بهادار (بورس)، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین و نظیر اینها، عوامل تعیین‌کننده سطح قیمت مسکن هستند. همچنین یافته‌های دیگر مطالعه نشان داده است که در تعیین قیمت مسکن و نوسانات آن، به ترتیب قیمت زمین، سطح عمومی قیمت‌های دوره قبل، نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت نفت بیشترین اثر را داشته‌اند.

عابدین درکوش و رحیمیان (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثر متغیرهای اقتصادی بر قیمت مسکن در گروه‌های شهری مختلف متفاوت است. برای مثال در تهران متغیرهایی مانند حجم نقدینگی و درآمد خانوار تاثیر بیشتری بر قیمت مسکن نسبت به شهرهای دیگر دارند و در مقابل با مقایسه کشش متغیرها ملاحظه شده است که احتمالا متغیر هزینه ساخت نقش بیشتری بر قیمت مسکن در نقاط شهری کوچک و بزرگ نسبت به تهران ایفا می‌کند. همچنین اثر قیمت زمین بر قیمت مسکن در تمامی گروه‌های شهری مثبت بوده و نقش آن در تمامی گروه‌ها تقریبا یکسان بوده است.

لازم به ذکر است که در حیطه بررسی پژوهشگران، تحقیقات قبلی انجام شده در داخل؛ اغلب به عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق خاص یا تحلیل توزیع فضایی زمین پرداخته‌اند ولی پژوهش حاضر به دنبال بررسی رابطه علی دوطرفه بین قیمت مسکن و قیمت زمین در قالب سیستم معادلات همزمان می‌باشد.

۳- معرفی الگو، پایگاه داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، بر اساس الگوی اقتصادسنجی به کاربرده شده در مطالعه هایژن و آلن (۲۰۱۳) ابتدا با استفاده از روش علیت تودا و یاماموتو به بررسی رابطه علی بین دو شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت زمین پرداخته و در صورت وجود رابطه علی دوطرفه بین دو شاخص قیمت مسکن و قیمت زمین، به برآورد رابطه همزمان بین این دو شاخص در قالب رابطه (۱) اقدام می‌شود.

در رابطه با تبیین متغیرهای الگوی پژوهش، قابل ذکر است که علاوه بر ارتباط بین قیمت زمین و قیمت مسکن که در بخش مبانی نظری پژوهش مرور گردید، با توجه به اینکه تقاضا برای هرکالا با تولد جامعه بشری ایجاد شده و با افزایش آن جمعیت تشدید می‌گردد، تقاضای مسکن نیز با افزایش طبیعی جمعیت افزایش یافته و نیاز به مسکن برای خانوارهای تازه تشکیل شده، شکل می‌گیرد (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸). از اینرو انتظار بر این است که جمعیت شهری بر قیمت زمین و قیمت مسکن تاثیر مثبت داشته باشد.

تسهیلات پرداختی بانک مسکن می‌تواند با افزایش توان خرید و تقاضای بازار، قیمت‌ها را متاثر کند و انتظار می‌رود تاثیر آن بر قیمت مسکن، مثبت باشد (مهرگان و تارتار، ۱۳۹۳) و از آنجاکه با افزایش مخارج عمرانی دولت و سرمایه‌گذاری دولت در بخش‌های مربوط به تولید مسکن، میزان عرضه مسکن افزایش می‌یابد، در نتیجه انتظار بر تاثیر منفی آن بر قیمت مسکن و قیمت زمین است (نایلور[۱]، ۱۹۶۷).

با افزایش درآمد قابل تصرف نیز با توجه به اینکه قدرت خرید خانوارها افزایش می‌یابد، بنابراین انتظار بر تاثیر مثبت آن بر قیمت زمین و قیمت مسکن می‌باشد (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۳) و با افزایش بیکاری، با توجه به اینکه میزان درآمد مردم کاهش می‌یابد، از اینرو انتظار بر آن است که با کاهش درآمد مردم، تقاضای مسکن و به دنبال آن قیمت مسکن کاهش یابد (قادری و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین، با افزایش میزان زمین‌های قابل کشت، میزان عرضه زمین جهت ساخت و ساز کاهش یافته و بر این اساس انتظار بر آن

---

[۱] Naylor

است که تاثیر آن بر قیمت زمین مثبت بوده و نیز با توجه به اینکه با افزایش واحدهای مسکونی تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری نیز عرضه زمین کاهش می‌یابد، انتظار بر تاثیر مثبت این متغیر بر قیمت زمین و قیمت مسکن است (هایژن و آلن، ۲۰۱۳). با افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید نیز عرضه مسکن افزایش می‌یابد، در نتیجه انتظار بر تاثیر منفی آن بر قیمت مسکن می‌باشد (هایژن و آلن، پیشین).

$$\begin{cases} LLAND = \alpha_1 + \alpha_2\, LHOUSE + \alpha_3\, LAL + \alpha_4\, LGE + \\ \qquad \alpha_5\, LDI + \alpha_6\, LUP + \alpha_7\, U_1 \\ LHOUSE = \beta_1 + \beta_2\, LLAND + \beta_3\, LPI + \beta_4\, LCC + \\ \qquad \beta_5\, LHL + \beta_6\, LUP + \beta_7\, LUU + \beta_8\, LDI + \beta_9\, U_2 \end{cases} \quad (۱)$$

به‌طوری‌که:

LAND: شاخص قیمت زمین بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳.

HOUSE: شاخص قیمت مسکن بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳.

AL: زمین‌های قابل کشت.

GE: مخارج عمرانی دولت.

DI: درآمد قابل تصرف.

UP: جمعیت شهری.

PI: سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کل مناطق شهری).

CC: واحدهای مسکونی تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (سطح کل زیربنای طبقات).

HL: تسهیلات پرداختی بانک مسکن.

UU: بیکاری شهری.

U_1: جملات پسماند معادله اول.

U_2: جملات پسماند معادله دوم.

L: نشان دهنده استفاده از لگاریتم متغیرها است و آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به‌کار رفته در پژوهش به صورت سری زمانی فصلی (۱۳۷۷:۱ تا ۱۳۹۱:۴) از مرکز آمار و بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی ایران و لوح فشرده شاخص‌های توسعه جهان[۱]

[۱] World Development Index (WDI)

(۲۰۱۳) استخراج شده‌اند. آمار توصیفی مربوط به دو متغیر لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم شاخص قیمت زمین، در جدول ۱. آورده شده است.

جدول (۱): آمار توصیفی مربوط به متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم شاخص قیمت زمین

	LHOUSE	LLAND
میانگین	۴/۷۲۲۶۲۹	۴/۶۷۹۲۲۹
میانه	۴/۷۱۴۸۳۱	۴/۷۱۵۷۷۷
ماکزیمم	۵/۹۶۵۴۸۰	۶/۲۱۸۵۶۰
مینیمم	۳/۵۰۸۵۵۶	۳/۲۰۲۷۴۶
انحراف معیار	۰/۷۰۶۲۰۳	۰/۸۹۶۸۰۶
چولگی	-۰/۰۰۲۹۶۷	-۰/۱۹۲۹۶۶
کشیدگی	۱/۸۵۰۱۳۱	۱/۷۶۶۵۹۳
جارکو- برا	۳/۳۰۵۵۸۵	۴/۱۷۵۵۹۴
احتمال	۰/۱۹۱۵۱۴	۰/۱۲۳۹۶۰
مجموع	۲۸۳/۳۵۷۷	۲۸۰/۷۵۳۷
مجموع مربعات انحراف‌ها	۲۹/۴۲۴۶۸	۴۷/۴۵۱۴۳
مشاهدات	۶۰	۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل یافته برای بررسی رابطه علّیت گرنجری پیشنهاد داده‌اند. آن‌ها استدلال کرده‌اند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها (K)ی بهینه مدل VAR و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدل VAR با تعداد وقفه‌های ($K+d_{max}$) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $K \geq d_{max}$ باشد. پس اگر الگوی دو متغیره زیر در نظر گرفته شده و فرض شود که $K+d_{max}=2$، رابطه (۲) به صورت زیر دست خواهد آمد:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (۲)$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع نوفه سفید[۱] است.

[۱] White noise

در این مدل برای آزمون این فرضیه که X_2 علت گرنجر X_1 نیست، لازم است محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ آزمون شود. آماره آزمون مورد استفاده، آماره والد[۱] است که توزیع χ^2 مجانبی[۲] با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر دارد. آماره آزمون مورد استفاده جدای از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} انباشته[۳] از هر درجه‌ای، غیر هم انباشته یا هم انباشته از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود. زاپاتا و رامبالدی[۴] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه مدل خودتوضیح برداری و درجه پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند (آرمن و زارع، ۱۳۸۸).

۴- یافته‌های تجربی

در این بخش ابتدا به آزمون پایایی متغیرها پرداخته شده و سپس با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو به بررسی رابطه علی بین دو شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت زمین پرداخته می‌شود. در نهایت، در صورت وجود رابطه علی دوطرفه بین دو شاخص قیمت مسکن و قیمت زمین، به برآورد رابطه همزمان بین این دو شاخص پرداخته می‌شود.

۴-۱- آزمون پایایی متغیرهای الگو

قبل از برآورد الگو ابتدا به آزمون پایایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[۵] پرداخته می‌شود. جدول ۲. نتایج آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کاررفته در الگو، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده و بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد مورد تایید قرار گرفته و تمامی متغیرهای الگو ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرهای به‌کاررفته در الگو، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده و از اینرو فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیرهای الگو پایا در تفاضل مرتبه اول و یا به عبارتی دیگر I(1) می‌باشند.

---

[۱] Wald

[۲] Asymptotic

[۳] Integrated

[۴] Zapata & Rambaldi

[۵] Augmented Dickey-Fuller Test

جدول (۲): بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
LHOUSE	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۶۰	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۵۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LLAND	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۴۰	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۷۲
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LAL	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۰۸	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۳۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲
LGE	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۲۱	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱۶/۱۸
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LDI	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	۲/۶۷	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۵/۶۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۹
LUP	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/۱۳	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۸/۷۸
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LPI	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۷۷	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۹۶
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۵۰	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LCC	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۳۳	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۷/۴۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LHL	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۶۸	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۹۶
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۱
LUU	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۶۵	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۴۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۹۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲- آزمون علیت تودا و یاماموتو

در روش علیت تودا و یاماموتو به اطلاعاتی در مورد درجه پایایی متغیرها و وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری نیاز است. از اینرو در ادامه به تعیین وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری پرداخته شده است. جدول ۳. نتایج مربوط به تعیین وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری را نشان می‌دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود، هریک از معیارهای تعیین وقفه حنان- کویین[۱]، شوارتز[۲]، آکاییک[۳] و خطای پیش بینی نهایی[۴] دلالت بر بهینه بودن وقفه سه داشته و معیار ضریب لاگرانژ[۵] نیز دلالت بر بهینه بودن وقفه پنج دارد. از اینرو با توجه به کم‌تر بودن حجم محدود مشاهدات، به نتایج مربوط به معیار شوارتز استناد کرده و وقفه سه به عنوان وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری انتخاب می‌شود.

---

[۱] HQ: Hannan-Quinn information criterion

[۲] SC: Schwarz information criterion

[۳] AIC: Akaike information criterion

[۴] FPE: Final prediction error

[۵] LR: Sequential modified LR test

جدول (۳): تعیین مقدار وقفه بهینه مدل VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۲/۵۹۰۸۸۲	NA	۰/۰۰۳۳۴۳	-۰/۰۲۵۱۴۴	۰/۰۵۳۵۸۶	۰/۰۰۴۴۸۳
۱	۲۰۸/۲۱۲۳	۳۸۴/۹۹۳۳	۶/۲۸e-۰۷	-۸/۶۰۴۷۷۹	-۸/۳۶۸۵۸۹	-۸/۵۱۵۸۹۹
۲	۲۲۱/۷۲۰۰	۲۴/۱۴۱۳۵	۴/۲۰e-۰۷	-۹/۰۰۹۳۶۰	-۸/۶۱۵۷۱۱	-۸/۸۶۱۲۲۷
۳	۲۳۴/۵۰۱۳	۲۱/۷۵۵۴۱	۲/۹۰e-۰۷ *	-۹/۳۸۳۰۳۲ *	-۸/۸۳۱۹۲۵ *	-۹/۱۷۵۶۴۷ *
۴	۲۳۵/۳۲۲۰	۱/۳۲۷۱۰۰	۳/۳۳e-۰۷	-۹/۲۴۷۷۴۳	-۸/۵۳۹۱۷۶	-۸/۹۸۱۱۰۵
۵	۲۴۱/۵۱۵۶	۹/۴۸۸۰۸۸ *	۳/۰۶e-۰۷	-۹/۳۴۱۰۸۹	-۸/۴۷۵۰۶۲	-۹/۰۱۵۱۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین دو متغیر لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم شاخص قیمت زمین، از یک مدل خود توضیح برداری با تعداد چهار وقفه مطابق روابط ۳. و ۴. استفاده شده است. تعداد چهار وقفه از جمع درجه پایایی ماکزیمم و وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری به دست آمده است.

$$LHOUSE_t = C_1 + \sum_{i=1}^{4} \alpha_{1i} LHOUSE_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \beta_{1i} LLAND_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (۳)$$

$$LLAND_t = C_2 + \sum_{i=1}^{4} \alpha_{2i} LHOUSE_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \beta_{2i} LLAND_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (۴)$$

جدول ۴. نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرهای به کاررفته در روابط ۳. و ۴. را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، وجود رابطه علیت گرنجری دوطرفه بین شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت زمین مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول (۴): نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی‌داری ضرایب

متغیر وابسته	متغیر تاثیرگذار	فرضیه H_0	آماره آزمون والد (χ^2)	P-Value	نتیجه‌گیری
LHOUSE	LLAND	$\beta_{1i} = 0$ & (i=1,…,4)	۲۲/۸۶۰	۰/۰۰۰۱	LLAND → LHOUSE
LLAND	LHOUSE	$\alpha_{2i} = 0$ & (i=1,…,4)	۱۴/۵۶۴	۰/۰۰۵۷	LHOUSE → LLAND

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳- برآورد الگوی پژوهش

با توجه به اینکه نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته حاکی از پایا بودن تمامی متغیرهای به‌کار رفته در الگو، در تفاضل مرتبه اول بوده و با تفاضل‌گیری از متغیرها اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست داده می‌شود، از اینرو از آزمون انگل- گرنجر[۱] استفاده شده است. در روش انگل- گرنجر ابتدا الگو با استفاده از روش

[۱] Engle-Granger Test

حداقل مربعات معمولی برآورد شده و جملات خطای آن استخراج می‌گردد. سپس به آزمون پایایی جملات خطا پرداخته می‌شود. اگر جملات خطا پایا باشند، نتیجه می‌شود که متغیرهای الگو هم‌جمع هستند. جدول ۵. نتایج مربوط به آزمون دیکی- فولر تعمیم-یافته بر جملات پسماند دو الگو را نشان می‌دهد، همان‌طورکه در جدول مشاهده می‌شود، نتایج آزمون پایایی حاکی از پایا بودن جملات خطا در سطح بوده و نشان‌دهنده همگرایی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش می‌باشد.

جدول (۵): بررسی پایایی جملات خطا با آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح	
Resid01	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۷۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴
Resid02	آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۰۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۱/۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، قبل از برآورد سیستم معادلات همزمان، ابتدا به آزمون درون‌زایی قیمت مسکن و قیمت زمین با استفاده از آزمون دوربین- وو- هاسمن[۱] پرداخته می‌شود. برای آزمون درون‌زایی قیمت مسکن در معادله قیمت زمین به این صورت عمل می‌شود که ابتدا قیمت مسکن را با استفاده از تمامی متغیرهای برون‌زای سیستم برآورد کرده و مقادیر باقیمانده ناشی از تخمین به صورت یک متغیر جداگانه با نام (R1) در نظر گرفته می‌شود. در مرحله بعد، معادله قیمت زمین با استفاده از همه متغیرهای سابق به‌علاوه‌ی متغیر R1 (به عنوان متغیر توضیحی جدید) برآورد می‌شود. اگر ضریب متغیر جدید (R1) معنی‌دار باشد، به این معنا است که قیمت مسکن در معادله قیمت زمین درون‌زا می‌باشد. همچنین آزمون درون‌زایی قیمت زمین در معادله قیمت مسکن نیز انجام گرفته و نتایج هردو آزمون درون‌زایی در جدول ۶. آورده شده است. همانطور که جدول مذکور نشان می‌دهد، درون-زایی قیمت زمین در معادله قیمت مسکن و درون‌زایی قیمت مسکن در معادله قیمت زمین هردو مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول (۶): آزمون درون‌زایی متغیرهای قیمت مسکن و قیمت زمین

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
R1 (درون‌زایی قیمت مسکن)	۰/۸۰۹۳	۰/۱۴۵۶	۵/۵۵۶۶	۰/۰۰۰۰
R2 (درون‌زایی قیمت زمین)	۰/۴۹۶۲	۰/۰۸۹۳	۵/۵۵۶۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[۱] Durbin-Wu-Hausman Test

همچنین برای انتخاب روش مورد استفاده برای تخمین الگو، همبستگی بین جملات پسماند مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، در صورت وجود همبستگی بین جملات پسماند معادلات مختلف، روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای از کارایی بیشتر برخوردار است. ولی چنانچه این همبستگی وجود نداشته باشد، مزیت روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای از بین رفته و بهتر است از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای استفاده شود (صدرایی جواهری و ذبیحی‌دان، ۱۳۹۱). جدول ۷. نتایج مربوط به همبستگی جملات پسماند را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود، همبستگی شدید بین جملات پسماند وجود نداشته، از اینرو برای تخمین الگو، از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای استفاده می‌شود.

جدول (۷): بررسی همبستگی بین جملات پسماند

	U_1	U_2
U_1	۱	-۰/۳۴
U_2	-۰/۳۴	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد الگو به صورت زیر است.

LLAND= -۱۰/۹۱ +۱/۵۰LHOUSE +۱/۱۵LAL -۰/۱۲LGE +۰/۷۴LDI +۲/۱۱LUP
t: -۲/۶۳ ۱۶/۴۶ ۲/۹۸ -۲/۴۸ ۸/۲۵ ۳/۶۹

LHOUSE= -۹/۹۵ +۱/۱۳LLAND -۰/۳۴LPI +۰/۲۱LCC +۰/۱۳LHL +۱/۵۲LUP -۰/۶۲LUU+۰/۲۵LDI
t: -۳/۰۰ ۶/۳۳ -۳/۵۰ ۲/۶۹ ۴/۱۶ ۳/۸۰ -۲/۶۶ ۳/۴۸

همان طور که مشاهده می‌شود، اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند. به‌طوری‌که، یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای قیمت مسکن، زمین‌های قابل کشت، درآمد قابل تصرف و جمعیت شهری به ترتیب باعث افزایش ۱/۵۰، ۱/۱۵، ۰/۷۴ و ۲/۱۱ درصد در قیمت زمین شده و یک درصد افزایش در متغیر مخارج عمرانی دولت باعث کاهش ۰/۱۲ درصد در قیمت زمین می‌شود. همچنین، یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای قیمت زمین، واحدهای مسکونی تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (سطح کل زیربنای طبقات)، تسهیلات پرداختی بانک مسکن، جمعیت شهری و درآمد قابل تصرف به ترتیب باعث افزایش ۱/۱۳، ۰/۲۱، ۰/۱۳، ۱/۵۲ و ۰/۲۵ درصد در قیمت مسکن شده و یک درصد افزایش در متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کل مناطق شهری) و بیکاری شهری به ترتیب باعث کاهش ۰/۳۴ و ۰/۶۲ درصد در قیمت مسکن می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر، بررسی ارتباط متقابل بین قیمت زمین و قیمت مسکن در ایران و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ است. بر اساس نتایج به دست آمده، قیمت زمین با قیمت مسکن، زمین‌های قابل کشت، درآمد قابل تصرف و جمعیت شهری رابطه مثبت و با مخارج عمرانی دولت رابطه منفی دارد. در راستای ارتباط مستقیم قیمت مسکن و قیمت زمین، بر اساس دیدگاه تقاضای مشتق شده می‌توان بیان داشت که چون تقاضا برای زمین به عنوان نهاده، از تقاضای مسکن مشتق می‌شود، از اینرو با افزایش قیمت مسکن به دنبال افزایش تقاضای آن، قیمت زمین نیز افزایش می‌یابد. همچنین از آنجاکه عرضه زمین محدود است، هرچه میزان زمین‌های قابل کشت افزایش یابد، میزان عرضه زمین جهت ساخت و ساز کاهش یافته و در نتیجه قیمت زمین افزایش می‌یابد. با افزایش درآمد قابل تصرف در جامعه، با توجه به این‌که تقاضای زمین از هردو کانال جنبه مصرفی و جنبه سرمایه‌ای افزایش می‌یابد، بنابراین قیمت زمین نیز افزایش می‌یابد. با افزایش جمعیت شهری نیز چون میزان تقاضای زمین افزایش می‌یابد، از اینرو قیمت زمین نیز افزایش می‌یابد. در ارتباط با تاثیر منفی مخارج عمرانی دولت بر قیمت زمین نیز می‌توان بیان کرد که هرچه میزان هزینه‌های عمرانی دولت و سرمایه‌گذاری دولت علی‌الخصوص در بخش‌های مربوط به تولید مسکن نظیر مسکن مهر افزایش می‌یابد، از آنجاکه میزان عرضه افزایش می‌یابد بنابراین قیمت مسکن کاهش یافته و در نتیجه قیمت زمین نیز کاهش خواهد یافت. همچنین قیمت مسکن با متغیرهای قیمت زمین، واحدهای مسکونی تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (سطح کل زیربنای طبقات)، تسهیلات پرداختی بانک مسکن، جمعیت شهری و درآمد قابل تصرف رابطه مثبت و با متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کل مناطق شهری) و بیکاری شهری رابطه منفی دارد. در ارتباط با تاثیر مثبت قیمت زمین بر قیمت مسکن می‌توان به دیدگاه نئوکلاسیک‌ها استناد کرد که چون معتقدند قیمت محصول به وسیله هزینه‌های آن تعیین می‌شود بنابراین با افزایش قیمت زمین به عنوان نهاده تولیدی استفاده شده در تولید مسکن، قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد. با افزایش واحدهای مسکونی تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (سطح کل زیربنای طبقات)، چون عرضه زمین کاهش می‌یابد در نتیجه قیمت زمین افزایش یافته و به دنبال آن قیمت مسکن نیز افزایش خواهد یافت. با افزایش تسهیلات

پرداختی بانک مسکن، جمعیت شهری و درآمد قابل تصرف نیز چون میزان تقاضا برای مسکن افزایش می‌یابد قطعا قیمت مسکن نیز افزایش خواهد یافت. در رابطه با تاثیر منفی متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کل مناطق شهری) و بیکاری شهری بر قیمت مسکن نیز می‌توان بیان کرد که با افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، میزان عرضه مسکن افزایش یافته و در نتیجه قیمت مسکن کاهش می‌یابد. با افزایش بیکاری شهری نیز چون میزان درآمد مردم کاهش می‌یابد بنابراین تقاضا برای مسکن کاهش یافته و قیمت مسکن نیز کاهش خواهد یافت. از اینرو در راستای نتایج پژوهش، با توجه به ویژگی‌های خاصی که برای زمین می‌توان برشمرد از جمله اینکه زمین به لحاظ فیزیکی مستهلک نمی‌شود، قابل جابجایی نیست، ریسک نگهداری و هزینه نگهداری آن کم است و میزان آن در یک منطقه خاص ثابت است، بنابراین خارج نگه داشتن زمین از مسیر تولید و مسیر بازار حتی بدون استفاده از آن برای دارنده آن سود آور بوده و افزایش قیمت زمین، مثل قانون عرضه و تقاضای همیشگی در بازار کالاها و خدمات منجر به افزایش عرضه زمین نمی‌شود، چه بسا یک عده به امید افزایش قیمت‌های آتی از عرضه و فروش آن امتناع کنند. بنابراین درست است که سیاست‌های پیشنهادی بایستی هم از دید تقاضا و هم از دید عرضه در بخش زمین و مسکن صورت گیرد ولی تجربه نشان داده است که تا زمانی‌که عرضه مسکن و زمین افزایش پیدا نکرده، حتی با افزایش قدرت خرید مردم جهت تحریک تقاضا در بخش مسکن سیاست‌ها چندان موفق نبوده‌اند. از اینرو با توجه به خاص بودن ویژگی‌های زمین بهتر است از جانب عرضه زمین به پیشنهادهای زیر توجه گردد: الف. رفع موانع اجازه ورود بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری در مسکن، علی‌الخصوص در بافت‌های فرسوده و سکونتگاه‌های غیر رسمی و مقاوم ب. تامین موجبات اینکه به مقدار کافی از اراضی موات و بایر متعلقه دولت چه در داخل و چه در خارج در حریم شهرها و روستاها تفکیک و طبقه بندی و آماده‌سازی شده و با شرایط سهل و آسان به متقاضیان فاقد مسکن یا برای توسعه صنایع و خدمات عمومی و اجاره‌ای تخصیص داده شود. ج. استفاده از سیاست‌های مالیاتی، ممانعتی و تشویقی: که ضمن محترم شمردن مالکیت خصوصی اراضی سعی در محدود کردن بعضی از اثرات سوء آن نظیر افزایش قیمت زمین داشته باشند. بدین منظور دولت از سیاست‌هایی نظیر جریمه و مالیات بر دارایی و زمین به منظور کاهش نگهداری و ذخیره‌سازی زمین بدون اجرای عملیات ساختمانی در آن استفاده کند.

فهرست منابع

۱. آرمن، سیدعزیز، و زارع، روح الله (۱۳۸۸). مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۲۱، ۹۲-۶۷.

۲. خاکپور، براتعلی، و صمدی، رضا (۱۳۹۳). تحلیل و ارزیابی عوامل موثر بر قیمت زمین و مسکن در منطقه سه شهر مشهد. *جغرافیا و آمایش شهری- منطقه‌ای*، ۱۳، ۳۸-۲۱.

۳. خلیلی عراقی، سیدمنصور، مهرآرا، محسن، و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۳، ۵۰-۳۳.

۴. رهنما، محمدرحیم، اسدی، امیر، و روستا، مجتبی (۱۳۹۲). تحلیل توزیع فضایی قیمت زمین در شهر مشهد. *فصلنامه جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری چشم‌انداز زاگرس*، ۱۸، ۱۰۶-۸۷.

۵. زیاری، یوسفعلی (۱۳۹۲). بررسی تاثیر قیمت زمین بر سازمان فضایی شهر (مطالعه موردی: ناحیه ۵ منطقه یک تهران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۴). *هویت شهر*، ۱۴، ۶۰-۴۹.

۶. سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام، و اویسی، بهمن (۱۳۹۳). بررسی عوامل موثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه. *پژوهشهای اقتصادی*، ۲، ۶۷-۴۱.

۷. صدرایی جواهری، احمد، و ذبیحی‌دان، محمدسعید (۱۳۹۱). بررسی تاثیر تحقیق و توسعه بر عملکرد بنگاه‌ها در صنایع کارخانه‌ای ایران (بر اساس رویکرد ساختار- رفتار- عملکرد). *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۳، ۱۱۸-۹۳.

۸. عابدین درکوش، سعید، و رحیمیان، سارا (۱۳۸۸). تحلیل عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۷۰-۱۳۸۵): با تاکید بر گروه‌بندی شهری. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، ۴۶، ۳۷-۱۱.

۹. عباسی‌نژاد، حسین، و یاری، حمید (۱۳۸۸). تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *پژوهشهای اقتصادی*، ۱، ۷۷-۵۹.

۱۰. عسگری، حشمت‌اله، و الماسی، اسحاق (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲، ۲۲۴-۲۰۱.

۱۱. قادری، جعفر، اسلاملوئیان، کریم، و اوجی‌مهر، سکینه (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران. *پژوهشهای اقتصادی*، ۳، ۷۰-۴۷.

۱۲. محمدزاده، پرویز، منصوری، مسعود، و کوهی لیلان، بابک (۱۳۹۱). تخمین قیمت هدانیک ساختمان‌های مسکونی در شهر تبریز: با رویکرد اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۲، ۳۸-۲۱.

۱۳. مهرگان، نادر، و تارتار، محسن (۱۳۹۳). اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت هزینه‌ها بر قیمت مسکن شهر تهران. *اقتصاد مسکن*، ۵۰، ۶۸-۴۵.

14. Alonso W. (1964). *Location and land use*. Cambridge: Harvard University Press.
15. Altuzarra A., and Esteban M. (2011). Land prices and housing prices: the case of Spain. *Journal of Housing and Built Environment*, 4, 397-409.
16. Bao Z. H. (2004). How to look on housing price in our country. *China Real Estate*, 1, 18-19.
17. Bourassa S.C., and Hoesli M., and Scognamiglio D.F. and Zhang S. (2010). Land leverage and house prices. *Social Science Research Network, Swiss Finance Institute Research Paper*. No. 10-48.
18. Clapp J. M., and Rodriguez M., and Pace R. K. (2001). Residential land values and the decentralization of jobs. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1, 43-61.
19. Davis M. A., and Palumbo M. G. (2008). The price of residential land in large US cities. Journal of Urban Economics, 1, 352-384.
20. Evans A. (1987). Housing prices and land prices in the south east - A review. London: The House Builders Federation.
21. Feng B. Y., and Liu M. (2006). An empirical research on the relationship between housing price and land price in China. *Statistics and Decision*, 2, 72-74.
22. Fortura P., and Kushner J. (1986). Canadian inter-city house price differentials. *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 4, 525-536.
23. Gao B., and Mao F. F. (2003). A test for relationship between estate price and land price: 1999-2002. *Industrial Economics Research*, 3, 19-24.
24. Glaeser E. L., and Gyourko J., and Saks R. E. (2005). Why have housing prices gone up?. *American Economic Review*, 2, 329-333.
25. Haizhen W., and Allen C. G. (2013). Relationship between urban land price and housing price: evidence from 21 provincial capitals in China. *Habitat International*, 40, 9-17.
26. Hardie I., and Parks P., and Gottleib P., and Wear D. (2000). Responsiveness of rural and urban land uses to land rent determinants in the U.S. South. *Land Economics*, 4, 659-673.
27. Hongyan D., and Yongkai M., and Yunbi A. (2011). The impact of land policy on the relation between housing and land prices: evidence from china. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1, 19-27.
28. Huang X. J. (2005). Housing price and land price: analysis on the relation chain. *Chinese Times*, 9-10, 42-44.

29. Hui E. C. (2004). An empirical study of the effects of land supply and lease conditions on the housing market: a case of Hong Kong. *Property Management*, 2, 127-154.
30. Hwang M., and Quigley J. M. (2006). Economic fundamentals in local housing markets: evidence from U.S. metropolitan regions. *Journal of Regional Science*, 3, 425-453.
31. Kim K. H., and Park Y. J., and Shilling J. D., and Cho H. (2008). Do higher land values cause higher house prices, or vice versa?. Social *Science Research Network, KAIST Business School, Working paper series*, No. 015.
32. Kuang W. D. (2005). A study on the relationship between housing price and land price: basic model and evidence from China. *Finance and Trade Economics*, 11, 56-63.
33. Li L. (2009). Land price changes in the evolving land market in Beijing. *Property Management*, 2, 91-106.
34. Li Z. G. (2005). House price and land price: disputation, comment and empirical research. *China Land*, 8, 28-29.
35. Liu R. Q., and Jiang Y. M. (2005). Study on housing price determining land price and passingly discuss current macro policy on real estate industry. *Social Science Research*, 6, 44-48.
36. Liu L., and Liu H. Y. (2003). Economic analysis of the relations between land price and house price. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 7, 27-30.
37. Mankiw N. G., and Weil D. N. (1989). The baby boom, the baby bust and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 2, 235-258.
38. Manning C. A. (1986). Intercity differences in home price appreciation. *Journal of Real Estate Research*, 1, 45-66.
39. Manning C. A. (1988). The determinants of intercity home building site price differences. *Land Economics*, 3, 1-14.
40. Muth R. F. (1971). The derived demand for urban residential land. *Urban Studies*, 3, 243-254.
41. Naylor H.T. (1967). The Impact of Fiscal and Monetary Policy on the Housing Market. *Law and Contemporary Problems*, 3, 384-396.
42. Ooi J. T. L., and Lee S. (2006). Price discovery between residential land & housing markets. *Journal of Housing Research*, 2, 95-112.
43. Ozanne L., and Thibodeau T. (1983). Explaining metropolitan housing price differences. *Journal of Urban Economics*, 1, 51-66.
44. Peng R., and Wheaton W. C. (1994). Effects of restrictive land supply on housing in Hong Kong and econometric analysis. Journal of Housing Research, 2, 262-291.
45. Potepan M. J. (1996). Explaining intermetropolitan variation in housing prices, rents and land prices. *Real Estate Economics*, 2, 219-245.
46. Poterba J. M. (1991). House price dynamics: the role of tax policy and demography. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 143-183.

47. Qu, B. (2005). House price, land price and land accommodate. *China Land*, 5, 7-9.
48. Quigley J. M. (1999). Real estate prices and economic cycles. *International Real Estate Review*, 1, 1-20.
49. Shen Y., and Liu H. Y. (2004). Housing price and economic fundamentals: a cross city analysis of China for 1995-2002. *Journal of Economics Research*, 6, 78-86.
50. Witte A. D. (1975). The determination of inter-urban residential site prices differences: a derived demand model with empirical testing. *Journal of Regional Science*, 3, 351-364.
51. Yang S. (2003). Objectively look on the problem of rising housing price. *China Real Estate Information*, 2, 4-5.
52. Zhu D. L., and Dong M. L. (2005). Economic analysis of the land price and house price. *China Land*, 7, 20-21.
53. Zou J. K. (2005). Reconsideration on the relationship between real estate price, land price and rent. *Reform*, 8, 23-27.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی