

## بررسی تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن مطالعه موردی: شهر تهران<sup>۱</sup>

نادر مهرگان<sup>۲</sup>، بهرام سحابی<sup>۳</sup> و محسن تارتار<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۲۵

### چکیده

بخش مسکن به دلیل ارتباط پیشین قوی با بخش‌های دیگر اقتصادی، نقش اساسی در رشد اقتصادی دارد. به رغم این، در دو دهه گذشته بخش مسکن با نوسانات شدید قیمت در مناطق شهری کشور رو به رو بوده است. توسعه اقتصادی، هدف اصلی هر کشور در جهت بهبود استاندارد زندگی می‌باشد و توسعه شهرها به عنوان مجموعه‌ای که یک کشور را تشکیل می‌دهند، از منابع مهم توسعه محسوب می‌شوند. شهرداری به طور مستقیم و غیرمستقیم به واسطه ارتباط با ساخت و ساز شهری، دارای ارتباط زیادی با مسکن می‌باشد. عوامل متعددی بر قیمت مسکن تأثیرگذار هستند که مطالعه حاضر به بررسی اثرات وضع عوارض بر بخش مسکن در شهر تهران می‌پردازد. در این مقاله، با

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2016.2527

۲. استاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان، دانشکده اقتصاد و مدیریت؛ mehregannader@yahoo.com

۳. استادیار دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده اقتصاد و مدیریت؛ sahabi\_b@modares.ac.ir

۴. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده اقتصاد و مدیریت (نویسنده مسئول)؛

mohsentartar@yahoo.com

استفاده از روش خودتوضیح برداری، به بررسی تأثیر انواع عوارض بر قیمت مسکن پرداخته و برای تخمین مدل، از داده‌های فصلی مربوط به دوره سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ استفاده شده است. بر اساس نتایج تحقیق، وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین قیمت مسکن و عوارض نوسازی تأیید می‌شود؛ به گونه‌ای که قیمت مسکن، علت عوارض نوسازی می‌باشد ولی عوارض نوسازی، علت قیمت مسکن نمی‌باشد. همچنین وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین قیمت مسکن و عوارض کل مسکن، تأیید می‌شود؛ به طوری که قیمت مسکن، علت عوارض کل مسکن می‌باشد ولی عوارض کل مسکن علت قیمت مسکن نمی‌باشد. از دیگر نتایج مقاله، تأیید وجود رابطه علی یک‌طرفه بین عوارض بر نوسازی و کل عوارض مسکن می‌باشد؛ به گونه‌ای که عوارض نوسازی، علت عوارض کل بخش مسکن می‌باشد ولی عوارض کل بخش مسکن، علت عوارض نوسازی نمی‌باشد.

**واژگان کلیدی:** قیمت مسکن، عوارض شهرداری، مدل خودتوضیح برداری.

طبقه‌بندی JEL: C01, C13, R21.

## ۱. مقدمه

بخش مسکن به دلیل ارتباط پیشین قوی با بخش‌های دیگر اقتصادی، نقش اساسی در رشد اقتصادی دارد. این بخش، به دلیل نیاز بالایی که به داده‌های بخش‌های دیگر اقتصاد دارد، می‌تواند به عنوان موتور رشد و قطب توسعه در اقتصاد کشور عمل کند. به رغم این، در دو دهه گذشته، بخش مسکن با نوسانات شدید قیمت در مناطق شهری کشور رو به رو بوده (نصرالهی و آزادغلامی، ۱۳۹۲) و این نوسانات شدید باعث شده است زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکننده مسکن و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی و نظام بانکی وارد شود و می‌توان گفت در این دو دهه، نوسانات قیمت مسکن، یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد کشور بوده است.

توسعه اقتصادی، هدف اصلی هر کشور در جهت بهبود استاندارد زندگی می‌باشد و توسعه شهرها به عنوان مجموعه‌ای که یک کشور را تشکیل می‌دهند، از منابع مهم توسعه محسوب می‌شوند. شهرداری، یکی از نهادهای مردمی است که وظیفه

خدمت‌رسانی به شهرنشینان برای تأمین خواسته‌های اولیه زندگی شهرنشینان و پس از آن، تلاش برای رسیدن به شهری توسعه‌یافته را بر عهده دارد. در واقع، امروزه شهرداری‌ها در اکثر کشورهای توسعه‌یافته به عنوان یکی از انواع دولت‌های محلی، در اداره شهرها و عرضه کالاها و خدمات عمومی محلی، نقش مهم و برجسته‌ای به عهده دارند (صمیمی و میرهاشمی، ۱۳۹۰).

طی چند دهه اخیر، با توسعه سریع شهرها و رشد بی‌رویه جمعیت و بزرگ شدن محدوده شهری، ابعاد و حجم وظایف شهرداری‌ها چندین برابر شده است؛ تا جایی که منابع درآمدی فعلی، پاسخگوی هزینه‌های فزاینده شهرداری‌ها در سال‌های آتی نخواهد بود.

در ایران، درآمدهای ساختمانی، بیش از ۷۰ درصد از کل درآمدهای شهرداری کلان شهرها را شامل می‌شوند (اکبری و توسلی، ۱۳۸۷) و هرگونه نوسان در این درآمدها می‌تواند کل درآمد شهرداری کلان شهرها را با مشکل ناپایداری مواجه سازد.

در شرایط موجود، درآمد شهرداری‌ها با نوسان‌های خاصی همراه است و بخش قابل ملاحظه‌ای از منبع درآمدی شهرداری‌های کشور برای تأمین هزینه‌های شهری، متکی بر عوارض و تراکم‌های ساختمانی و اراضی است. اتکای بیش از حد بسیاری از شهرداری‌های کشور، بویژه در شهرهای بزرگ، به عواید ناشی از بخش مسکن و همچنین وجود نرخ‌های نامتناسب تراکم و عوارض شهرداری در بخش مسکن، باعث تشدید قیمت‌ها و تسری آن به قیمت سایر کالاها می‌شود و تقاضای ساخت و ساز و خرید و فروش را با رکود مواجه می‌سازد. رونق یا رکود در فعالیت‌های بخش مسکن نیز شهرداری‌ها را در مقاطع زمانی مختلف با مشکلات و بحران‌های مالی قطعی مواجه می‌سازد. رکود در فعالیت‌های ساختمانی و خرید و فروش مسکن، شهرداری‌ها را که بخش عمده درآمد آنها فقط از این نوع عوارض تأمین می‌شود، با مشکلات مالی فراوان روبه‌رو می‌کند، تا جایی که امکان تأمین درآمد یا جبران کاهش درآمد از سایر منابع در کوتاه مدت امکان‌پذیر نیست (محمودی و همکاران، ۱۳۹۰).

شهرداری نهادی است که به طور مستقیم و غیرمستقیم به واسطه ارتباط با ساخت و ساز شهری، دارای ارتباط زیادی با زمین و مسکن است. از این‌رو، هرگونه تحول در بخش زمین و مسکن این بخش را متاثر می‌کند. البته این ارتباط دو طرفه بوده و شهرداری نیز بر اقتصاد زمین و مسکن تأثیرگذار است.

مساله تراکم‌های ساختمانی و وابستگی زیاد شهرداری‌ها به عوارض ساخت و ساز و عواید ناشی از بخش مسکن و زمین به گونه‌ای است که بخصوص در دهه اخیر، بویژه در شهرهای بزرگ کشور، عوارض بخش مسکن به عنوان یک عامل مؤثر بر قیمت مسکن قلمداد می‌شود و برخی از سیاستمداران، علت افزایش قیمت مسکن در سنوات اخیر را به بالا بودن عوارض شهرداری‌ها نسبت می‌دهند و لذا در این مقاله تلاش شده است تا وجود رابطه علی بین نرخ رشد قیمت مسکن و نرخ رشد عوارض مربوط به بخش مسکن تهران مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور با جمع‌آوری سری زمانی نرخ رشد عوارض نوسازی، نرخ رشد کل عوارض بخش مسکن و نرخ رشد قیمت مسکن شهر تهران و با استفاده از روش خود رگرسیون برداری، رابطه علی بین این متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

## ۲. پیشینه تحقیق

سید محمدرضا سید نورانی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای، سفته بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران را مورد بررسی قرار داده و بدین منظور از داده‌های فصلی ۱۳۸۹-۱۳۷۵ و از روش GMM برای تبیین عوامل تعیین کننده قیمت مسکن استفاده کرده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد قیمت مسکن در دوره قبل، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه (پروانه‌های ساختمانی صادر شده) اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. از دیگر نتایج این تحقیق، می‌توان به سهم ۶٫۸ برابری تقاضای سفته بازی نسبت به تقاضای مصرفی در توضیح شاخص قیمت مسکن در ایران اشاره کرد.

مهرگان و تارتار (۱۳۹۳) در مقاله‌ای، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت هزینه‌ها بر قیمت مسکن شهر تهران را به روش ARDL مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج این تحقیق، در بلندمدت متغیرهای قیمت زمین و شاخص قیمت مصالح ساختمانی از مهمترین عوامل تأثیرگذار بر هزینه تمام شده مسکن بوده، درحالی‌که در کوتاه‌مدت، متغیرهای قیمت مسکن در سال قبل، قیمت زمین و شاخص قیمت مصالح ساختمانی، از مهمترین عوامل تعیین کننده رفتار هزینه بر قیمت مسکن در شهر تهران هستند.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای، عوامل پولی حباب بازار مسکن در ایران را مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور، از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۹ و از

مدل ARDL استفاده کردند. آنها در این مقاله، آثار کوتاه‌مدت، پویا و بلندمدت متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا، شاخص کل سهام، نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و درآمدهای نفتی بر حباب قیمت مسکن را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق حاکی از ارتباط معنادار تمامی متغیرهای مستقل تحقیق با متغیرهای وابسته در کلیه ادوار اقتصادی بوده است. همچنین ضریب تعدیل در رابطه پویا، برابر ۰,۵۸- برآورد شد که بدان معنی است که آثار کوتاه‌مدتی که موجب عدم تعادل می‌شوند، پس از دو دوره از بین خواهد رفت و تعادل بلندمدت مجدداً پس از دو سال حاصل می‌گردد.

رهنما و قلی‌زاده سرابی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای، نقش عوارض شهرداری بر قیمت مسکن در شهر مشهد را مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از اطلاعات منطقه ۱۱ شهر مشهد و نمونه‌گیری (۲۵۰ نمونه) برای بررسی میزان سهم عوارض شهرداری در هزینه‌های تولید واحدهای جدید مسکونی استفاده کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که واگذاری تراکم مازاد در شکل کنونی، میانگین سهم عوارض شهرداری را در هزینه واحدهای جدید مسکونی به میزان ۱۰ درصد افزایش می‌دهد و فرضیه مورد آزمون یعنی وجود رابطه مستقیم و معنی‌دار بین قیمت مسکن و عوارض شهرداری، در شرایط واگذاری امتیاز تراکم مازاد، تأیید می‌شود.

اکبری و توسلی (۱۳۸۷)، در مقاله‌ای، به بررسی تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن شهر اصفهان پرداختند. آنها در این مقاله، از اطلاعات آماری دوره ۸۵-۱۳۷۷ و از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده کردند. بر اساس نتایج تحقیق، قیمت زمین‌های تجاری و عوارض بر پروانه‌های ساختمانی و عوارض بر مازاد تراکم، از نظر آماری، تأثیر معنی‌داری بر قیمت زمین‌های مسکونی داشته، همچنین، قیمت زمین‌های تجاری، بیشترین تأثیر را بر قیمت زمین‌های مسکونی داشته است.

دو و ژانگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) در مقاله‌ای محدودیت‌های خرید خانه، مالیات بر دارایی و قیمت مسکن در چین را مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از روش تعدیل شده هشیائو، چینگ و وان<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) برای انتخاب بهینه شهرهای کنترل شده استفاده کردند. شبیه‌سازی مونت کارلو نشان داد که این روش عملکرد بهتری دارد. نتایج این تحقیق در ارتباط با شهرهای انتخابی، بیانگر این بود که محدودیت خرید خانه، نرخ رشد سالانه قیمت مسکن در شهر پکن را ۷,۶۹ درصد کاهش می‌دهد. از دیگر نتایج این تحقیق آن

1. Du & Zhang

2. Hsiao, Ching and Wan

است که مالیات بر دارایی در چانگینگ، نرخ رشد سالانه قیمت مسکن را ۲٫۵۲ درصد کاهش می‌دهد و مالیات بر دارایی در شانگهای، اثر معنی‌داری بر روی قیمت مسکن ندارد. تسای<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) در مقاله‌ای، تأثیر نوسانات قیمت مسکن و حجم معاملات در بازار مسکن بریتانیا را مورد بررسی قرار داد. او در این مطالعه از اطلاعات مربوط به قیمت مسکن و حجم معاملات در بازار مسکن به طور کلی بریتانیا و ده منطقه اصلی (بزرگ) در انگلستان استفاده کرد. این مطالعه، مقایسه با سایر مطالعات انجام شده در این زمینه، متغیر حجم معاملات را نیز برای اندازه‌گیری اثرات نوسانات قیمت مسکن در بریتانیا در نظر گرفته است. با استفاده از مدل‌های نظری، این مطالعه برای اولین بار نشان داد که بازار منطقه‌ای مسکن به سمت بازارهای کلی مسکن از طریق قیمت خانه و حجم معاملات، اصلاح یا تعدیل می‌شود. همچنین نتایج آزمون ریشه واحد پانل نشان داد که قیمت مسکن و حجم معاملات در بازارهای منطقه‌ای، ارتباط معنی‌داری با بازار ملی دارند.

کاتراکلیدیس و تراچناس<sup>۲</sup> (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای، علل پویایی‌های قیمت در مسکن یونان را مورد بررسی قرار داد و شواهد جدیدی از مدل NARDL به دست آورد و تلاش کردند تا با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی، عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن را تعیین کنند. نتایج این تحقیق نشان داد تغییرات مثبت و منفی متغیرهای توضیحی، بر قیمت مسکن چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت، تأثیر زیادی می‌گذارند. لندر<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل هدانیک، به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در سنگاپور می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد مدل، بیانگر این است که متغیرهای مساحت هر یک از طبقات، دسترسی به خدمات شهری و نوع مالکیت دارای تأثیر مثبت و سایر متغیرهای توضیحی نظیر عمر بنا، فاصله از مرکز شهر، فاصله از نزدیک‌ترین ایستگاه حمل و نقل عمومی، فاصله از مرکز خرید و مراکز آموزشی و همچنین فصل انجام معاملات، تأثیر منفی بر قیمت مسکن داشته‌اند.

ایگرت و میهلجک<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای، به بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ۸ اقتصاد در حال تحول اروپای مرکزی و شرقی (CEE) و ۱۹ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶ پرداختند. مهمترین موضوعی که در این تحقیق مورد

---

1. Tsai

2. Katrakilidis & Trachanas

3. Lehner

4. Egert & Mihaljek,

بررسی قرار گرفت، آن است که آیا تعیین‌کننده‌های بنیادی متعارف قیمت مسکن، مانند GDP سرانه، نرخ‌های بهره حقیقی، اعتبارات اختصاص داده شده به بخش مسکن و عوامل مربوط به آمارگیری نفوس، موجب انحراف قیمت‌های مسکن در منطقه CEE شده است؟ آنها نشان دادند که قیمت‌های مسکن در منطقه CEE به علت عوامل بنیادی ذکر شده و عوامل مربوط به وضعیت تحول اقتصادی در این مناطق، بویژه پیشرفت نهادی بازارهای مسکن و مالیه مسکن و اثرات کیفی تولید مسکن، نوسان داشته‌اند.

### ۳. مبانی نظری

طبق ماده ۷۳ قانون شهرداری‌ها، شهرداری، مؤسسه‌ای عمومی و غیردولتی است و باتوجه به ماهیت عمومی آن، عملکرد غیرانتفاعی دارد و کلیه درآمدهای شهرداری منحصرأ باید به مصرف همان شهر برسد (دانش جعفری و همکاران، ۱۳۹۳).

در تمام شهرداری‌های جهان، ایجاد منابع درآمدی جهت تأمین هزینه خدمات شهری، یکی از مسائل مهم شهرداری‌ها می‌باشد. تجربه اکثر کشورهای جهان، نشان می‌دهد که پذیرفته‌ترین شیوه درآمد مستمر و پایدار برای شهرداری‌ها، عوارض محلی است که بر اساس قانون از ملک، اموال، کالا، خدمات و درآمد افراد حقیقی یا حقوقی به طور مستقیم یا غیرمستقیم در مدتی محدود یا نامحدود اخذ می‌شود (کامیار، ۱۳۸۹).

### اقتصاد مالیات محلی

مالیات محلی که در ایران عوارض شهرداری نام گرفته، برای تأمین مالی یارانه‌هایی به کار می‌رود که شهرداری‌ها در موارد زیر می‌پردازند:

- در مواردی که عرضه خدمات شهرداری با آثار خارجی مثبت درخور توجه همراه است.
- در مواردی که خدمات عرضه شده توسط شهرداری اصطلاحاً به صورت کالای ارزشمند است ولی شهروندان به دلیل کوتاه بینی، آن را کمتر از واقع ارزشگذاری می‌کنند.
- در مواردی که خدمات شهرداری به صورت کالای عمومی است که دریافت بهای آن از شهروندان امکان‌پذیر نیست.

## تعریف مالیات محلی

مالیات محلی، مالیاتی است که دارای دو ویژگی زیر باشد:

- مقام محلی نرخ و پایه آن را مشخص می‌سازد؛
- عواید حاصل از آن را برای مقاصد خاص خود نگهداری می‌کند.

مالیات محلی لزوماً توسط مقام محلی جمع‌آوری نمی‌شود. شهرداری‌ها به دلیل در اختیار داشتن اطلاعات ممیزی املاک، بهتر از دولت مرکزی می‌توانند مالیات املاک را گردآوری کنند و این کار با صرفه اقتصادی توأم است. اما مالیات بر درآمد و فروش، معمولاً توسط مقامات بالاتر (دولت منطقه‌ای یا ملی) جمع‌آوری می‌شود و سهم شهرداری‌ها از آن پرداخت می‌شود. در این گونه موارد، مقامات دولت مرکزی و محلی هر یک سهمی از مالیات بر درآمد و فروش را به خود اختصاص می‌دهند (محمدی و همکاران، ۱۳۹۲). به طور کلی، هشت اصل استاندارد برای وضع مالیات وجود دارد که هنگام مالیات‌بندی باید به آنها توجه شود. از جمله اصول مالیات‌بندی، می‌توان به اصل عدالت، اصل کارایی و اصل قابلیت مشاهده اشاره کرد.

از این هشت اصل می‌توان در ارزیابی انواع مالیات‌های محلی استفاده کرد؛<sup>۱</sup> که در این پژوهش مالیات بر املاک و تأثیر آن بر قیمت مسکن شهر تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

## مالیات‌ها و عوارض مربوط به مستغلات و اراضی شهری

زمین و ساختمان و به طور کلی مستغلات تقریباً در همه جا مشمول مالیات محلی قرار می‌گیرند و این مالیات‌ها معمولاً به عنوان مالیات املاک نامیده می‌شوند (یانگمن و مالم<sup>۲</sup>، ۱۹۹۴).

یکی از متداول‌ترین و قدیمی‌ترین انواع مالیات بر دارایی، مالیات بر اراضی است. مالیات بر اراضی در طول تاریخ به علت تحول در وضع اقتصادی جامعه، یعنی تحول از اقتصاد کشاورزی به اقتصاد صنعتی و تجاری، تغییر و تحول زیادی پیدا کرده است. در اثر تحول وضع اقتصادی جامعه از کشاورزی به صنعت و تجارت، فعالیت‌های اقتصادی و

---

۱. مالیات محلی را می‌توان بر درآمد، سود، ثروت، فروش، مستغلات و... وضع و از طریق هشت اصل استاندارد مالیاتی ارزیابی کرد. برای توضیحات بیشتر در مورد هشت اصل استاندارد مالیاتی به کتاب اقتصاد بخش عمومی دکتر جمشید پژوهان مراجعه شود.



صنعت، بیشتر در شهرها متمرکز گردیده و موجب افزایش سریع قیمت اراضی شهری شده و درآمد زیادی را عاید مالکین اراضی شهری بخصوص شهرهای صنعتی کرده است. علاوه بر آن، غالباً ایجاد تأسیسات صنعتی و عام‌المنفعه، ساختمان، راه‌آهن و مانند آنها که از وجوه عمومی انجام می‌شود، باعث افزایش قیمت اراضی می‌گردد. هدف عمده از مالیات بر اراضی، وصول قسمتی از این اضافه ارزش به صورت مالیات است. عوارضی که از طرف دولت و شهرداری‌ها بر مستغلات و اراضی شهری وضع می‌گردد، دارای هدف‌های گوناگون است. مهمترین هدف‌ها ایجاد درآمد برای دولت و شهرداری‌ها، مبارزه با بورس بازی زمین و تشویق مردم به سرمایه‌گذاری در مسکن و تأسیسات شهری و توزیع عادلانه‌تر ثروت و درآمد است (اکبری و توسلی، ۱۳۸۷).

مالیات زمین و مستغلات، هشت اصل استاندارد مالیاتی را به خوبی تأمین می‌کند. چون اصابت مالیاتی را نمی‌توان به سادگی به خارج از حوزه عمل مقام محلی انتقال داد، این نوع مالیات، اصل کارایی را برآورده می‌سازد و چون برخلاف مالیات فروش که در قیمت فروش مستتر است، کاملاً شفاف بوده و با اصل مشهود بودن سازگار است. در واقع در بسیاری از کشورها، مالکان زمین و صاحبان مسکن، صورت حسابی برای پرداخت مالیات املاک دریافت می‌دارند. این امر قابلیت حسابدهی ارائه‌کنندگان خدمات را در مقابل رای دهندگان افزایش می‌دهد. چون برخلاف مالیات بر درآمد و سود، دولت محلی در مالیات بر املاک با دولت مرکزی شریک نیست، این نوع مالیات موجب افزایش استقلال مقامات محلی می‌شود. چون جمع‌آوری آن به دلیل سهولت تشخیص، تعریف و اندازه‌گیری در مقایسه با مالیات بر درآمد و سود، هزینه کمتری دارد و با اصل صرفه جویی همخوانی دارد. هرچند در فاصله ارزیابی‌های مجدد، پایه مالیاتی آن غیر قابل انعطاف است، اما به دلیل سهولت تغییر نرخ مالیات، می‌توان از این طریق درآمد کافی برای دولت محلی تأمین کرد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۲).

در بین عوارض مختلف، عوارض بر زمین یا املاک از اهمیت زیادی برخوردار است. این عوارض می‌تواند پایه‌های مختلفی داشته باشد. میزان اجاره و ارزش زمین، پایه‌های مناسبی برای این منظور هستند. به‌طورکلی، انواع مالیات که بر اراضی شهری و مستغلات شهری وضع می‌شود به چهار گروه مالیات بر درآمد املاک، مالیات بر اراضی بایر، مالیات بر ارزش افزوده اراضی شهری و عوارض نوسازی قابل تقسیم است (هادی زنوز، ۱۳۵۸).

## عوارض سالانه نوسازی

نوسازی یکی از قدیمی‌ترین و اصیل‌ترین انواع عوارض شهری است که در خصوص تمامی اراضی، ساختمان‌ها و مستحدثات واقع در محدوده قانونی شهر وضع شده است. این گونه درآمدها به دلیل پایداری و استمرار در وصول، از درآمدهای باارزش تلقی می‌شوند. در قانون عمران و نوسازی سعی شده است سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های شهری تشویق و نگهداری زمین‌ها به صورت بایر، به نحوی مجازات گردند. قطع وابستگی به عوارض ساخت و ساز و روی آوردن به عوارض نوسازی، شهرداری‌ها را به یک منبع مستمر درآمدی مرتبط می‌کند (اکبری و توسلی، ۱۳۸۷).

درآمدهای شهرداری‌ها را می‌توان به دو دسته درآمدهای پایدار و درآمدهای ناپایدار تقسیم‌بندی نمود.

منابع درآمدی پایدار، درآمدهایی است که تأثیرپذیری آن از عوامل بیرونی همچون بحران‌های اقتصادی، تحولات سیاسی و مشکلات اجتماعی حداقل ممکن است و پیش‌بینی آنها برای چندین سال آینده به صورت مشخص و مستمر امکان‌پذیر است (زنگنه شهرکی و حسینی، ۱۳۹۲). به عبارتی دیگر، درآمد پایدار به درآمدهایی گفته می‌شود که مداوم، سالم و مطلوب باشند. مداوم بودن به این معنا است که نوسانات اقتصادی و اجتماعی، تأثیری در دریافت و میزان آن نداشته باشد. سالم بودن از این جهت است که سلامت شهری را تضمین کند و آثار زیست محیطی منفی نداشته باشد. مطلوب بودن به این معناست که آثار اجتماعی مثبت داشته باشد، عدالت اقتصادی و اجتماعی را رعایت کند، سهل‌الوصول باشد و توسعه پایدار شهری را تضمین نماید؛ که از مهمترین منابع درآمدی پایدار شهرداری‌ها، درآمدهای حاصل از عوارض نوسازی، عوارض پسماند، عوارض سطح شهر، عوارض کسب و پیشه و مالیات بر ارزش زمین است (حسن‌زاده و خسرو شاهی، ۱۳۸۸).

درآمدهای ناپایدار، درآمدهایی هستند که به طور مقطعی و بر اساس فعالیت‌های خاص، نصیب شهرداری‌ها می‌شود که با حذف آن فعالیت، این درآمد مکتسبه نیز حذف خواهد شد. حتی ممکن است عواید حاصل از این درآمد، بسیار بالا باشد. درآمد ناشی از عوارض مازاد تراکم و درآمد ناشی از تخلفات ساختمانی، عوارض اسناد رسمی، عوارض بر پروانه‌های ساختمانی، عوارض بر زمین‌های بایر و عوارض فروش کارخانه‌ها، نمونه‌هایی از درآمدهای غیرمستمر یا ناپایدار هستند (مهندسان مشاور هامونپاد،

(۱۳۸۱). با گسترش شهرنشینی در سطح جهان، نیازهای مالی شهرداری‌ها افزایش پیدا کرد. برای مثال، نسبت جمعیت شهرنشین ایران طی سی سال گذشته از ۳۰ درصد به بیش از ۷۰ درصد افزایش یافته (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰) و به همین میزان، مخارج شهرداری‌ها، رشد صعودی داشته است.

نیازهای مالی، بسیاری از شهرداری‌ها را به سمت استفاده از منابع مالی ناپایدار ولی پربازده سوق داده است (اکبری و یارمحمدیان، ۱۳۹۱). یکی از مهمترین اقلام درآمدی ناپایدار شهرداری تهران، درآمدهای برآمده بر ساخت و ساز است. این منبع نقش مهمی در تأمین درآمد دارد که شامل عوارض بر ساختمان و اراضی، پروانه‌های ساختمانی، فروش تراکم و تفکیک زمین، حذف پارکینگ و عوارض بر بالکن و پیش آمدگی است (زنگنه شهرکی و حسینی، ۱۳۹۲).

### بررسی منابع درآمدی شهرداری تهران

رشد و توسعه شهر تهران و احداث پروژه‌های بزرگ، همیشه مورد توجه مسئولان شهرداری تهران بوده است. اجرا و احداث پروژه‌های بزرگ مستلزم استفاده از منابع مالی گسترده‌ای است که بیش از توان بودجه‌ای شهرداری تهران برای پوشش تمام هزینه‌ها در نظر گرفته شده است. منابع درآمدی شهرداری به ۹ کد درآمدی طبقه‌بندی می‌شوند. این ۹ کد عبارت‌اند از سهمیه شهرداری از پرداخت‌های وزارت کشور، عوارض توام با مالیات وصولی در محل، عوارض بر ساختمان‌ها و اراضی، عوارض بر ارتباطات و حمل و نقل، عوارض بر پروانه‌های کسب، فروش و تفریحات، درآمدهای حاصل از فروش شهرداری و وصول در مقابل خدمات، درآمد تأسیسات شهرداری و جرایم و تخلفات، درآمد حاصل از وجوه و اموال شهرداری و کمک‌های بلاعوض، هدایا و وام.

در بین انواع منابع درآمدی شهرداری، عوارض بر ساختمان‌ها و اراضی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا بیشترین میزان درآمد کسب‌شده شهرداری در تمام دوره‌ها از این منبع بوده است. عوارض بر ساختمان‌ها و اراضی در سال ۱۳۸۰ نزدیک به ۹۰ درصد منابع درآمدی شهرداری تهران را تأمین می‌نمود که هرچند این مقدار در طول زمان روند کاهشی داشته است ولی باز هم بخش عمده درآمد شهرداری تهران در تمام ادوار، مربوط به این بخش می‌باشد؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۸۹ حدود ۷۰ درصد از منابع درآمدی شهرداری، از بخش مسکن تأمین شده است.

بخش اعظم درآمدهای شهرداری تهران توسط عوارض بر تراکم و عوارض بر پروانه‌های ساختمانی تأمین می‌شود که این دو منبع درآمدی شهرداری، جزء منابع درآمدی ناپایدار به شمار می‌روند. وابستگی زیاد درآمد شهرداری به بخش مسکن باعث شده است که نوسانات و رکود در بخش مسکن، شهرداری را در تأمین منابع مالی با مشکل مواجه سازد. بخصوص با توجه به وضعیت بخش مسکن در کشورمان که همواره دچار نوسان است، وابستگی به درآمدهای ناپایدار این بخش، شهرداری را در تأمین منابع مالی و انجام تعهداتش با مشکلات جدی مواجه می‌سازد و لازم است شهرداری تهران وابستگی خود را به این‌گونه درآمدها که ناپایدار هستند، کاهش دهد و درآمدهای پایدار مانند عوارض نوسازی را جایگزین نماید.

در پایان سال ۱۳۹۲، میزان پروانه‌های ساختمانی صادر شده در تهران ۱۷ درصد کاهش داشته و در دیگر شهرهای بزرگ کشور نیز با ۵,۷ درصد با کاهش مواجه بوده و در کل مناطق شهری ایران، میزان پروانه‌های ساختمانی صادر شده ۷,۶ درصد کاهش را تجربه کرده است. این آمارها نشان می‌دهد صنعت ساختمان در سال ۱۳۹۲ با رشد منفی مواجه بوده است (جدول ۱).

جدول ۱. آمار پروانه های صادر شده در شهر تهران

سال	آمار پروانه های ساختمانی در شهر تهران (فقره)	نرخ رشد
۱۳۹۰	۳۳۲۱۷	-
۱۳۹۱	۲۵۶۵۵	کاهش تقریباً ۲۳ درصدی نسبت به سال ۱۳۹۰
۱۳۹۲	۲۱۱۹۵	کاهش ۱۷ درصدی نسبت به سال ۱۳۹۱ و کاهش ۳۶ درصدی نسبت به سال ۱۳۹۰

منبع: بر اساس داده‌های وزارت مسکن

همیشه یکی از مشکلاتی که در شرایط رکود به وجود می‌آید، کاهش تولید است و علت این موضوع که صدور پروانه‌های ساختمان‌سازی در سال ۱۳۹۲ با کاهش ۱۷ درصدی رو به رو شده را می‌توان به رکود سنگینی که بر اقتصاد کشور حاکم است، نسبت داد و با توجه به وابستگی شدید درآمد شهرداری به درآمدهای ناپایدار بخش مسکن، شهرداری را در تأمین مالی با مشکل جدی مواجه ساخته است.

بنابراین شهرداری‌ها باید به دنبال منابع درآمدی پایدار باشند تا نوسانات و رکود و رونق در ساخت و ساز، برنامه‌ها و بودجه شهرداری‌ها را متاثر نسازد و همچنین حقوق نسل‌های آینده تضییع نگردد.<sup>۱</sup>

### سه‌م عوارض شهرداری‌ها در قیمت مسکن

مطابق با نظریه قیمت‌گذاری بر اساس هزینه نهایی، هزینه تولید هر متر مربع بنای مسکونی، به صورت حاصل جمع قیمت زمین، مصالح ساختمانی، نیروی انسانی، عوارض شهرداری و غیره در مترمربع می‌باشد (رهنما و قلی‌زاده سرابی، ۱۳۹۱).

قیمت تمام شده مسکن = قیمت زمین + قیمت مصالح ساختمانی + شاخص دستمزد نیروی انسانی + عوارض شهرداری + سایر هزینه‌ها  
در معادله بالا، مشخص است که عوارض شهرداری به عنوان یکی از اجزای هزینه در قیمت مسکن تأثیرگذار است.

### ۴. روش‌شناسی

در این مقاله، برای بررسی رابطه علی بین عوارض شهرداری و قیمت مسکن در شهر تهران از الگوی خودرگرسیون برداری<sup>۲</sup> (VAR) استفاده می‌شود. در مدل VAR متغیر سمت چپ، برداری از متغیرهای سری زمانی است که هر یک از آنها بر حسب وقفه‌های خود و وقفه‌های سایر متغیرهای الگو تعریف شده‌اند. مدل خود رگرسیون برداری در حالت کلی به شکل زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

در رابطه بالا، ماتریس‌های  $A_1$  تا  $A_p$  ماتریس‌های ضرایب،  $Y_t$  بردار متغیرها،  $p$  تعداد وقفه و  $\varepsilon_t$  بردار جملات اخلال است. سیمز<sup>۳</sup> (۱۹۸۰) پس از انتقاد از سیستم معادلات همزمان، مدل خودتوضیح برداری را معرفی کرد. در برآورد سیستم معادلات همزمان، متغیرهای الگو به دو دسته درونزا و برونزا طبقه‌بندی می‌شوند. وی منتقد دسته‌بندی

---

۱. زیرا در صورت نبود سیستم درآمدهای پایدار، با وقوع تغییرات غیرمنتظره در مالیات‌ها، شهرداری‌ها نمی‌توانند به تعهدات حال و آینده خود برای ارائه خدمات عمل کنند. به عبارتی، نسل‌های آینده با کاهش عظیم خدمات یا افزایش غیر معقول نرخ مالیات مواجه می‌شوند.

2. Vector Auto Regressive Model (VAR)

3. Sims

متغیرها به برونزا و درونزا بود و اظهار کرد تا در سیستم معادلات همزمان، همه متغیرها به‌طور همزمان تعیین نمی‌شوند و قضاوت در زمینه برونزا یا درونزا بودن آنها صحیح نیست (سهیلی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳). طرفداران مدل VAR بر ویژگی‌هایی از این روش تأکید دارند و آنها عبارتند از:

۱. این روش ساده است، نیازی به نگرانی درباره تعیین درونزا و برونزا بودن متغیرها نیست، تمامی متغیرها در مدل VAR درونزا هستند.
۲. تخمین مدل ساده و آسان می‌باشد، یعنی از روش متعارف OLS برای هر یک از معادلات به صورت جداگانه می‌توان استفاده کرد.
۳. پیش‌بینی‌هایی که از این روش بدست می‌آید در بسیاری از موارد بهتر از نتایج مدل‌های پیچیده معادلات همزمان است (گجراتی، ۱۳۹۲).

#### ۴-۱. مفهوم علیت در مطالعات اقتصادی

علیت یک مفهوم کلیدی در مطالعه پدیده‌های اقتصادی است. با این وجود، تعریفی که مورد توافق همه باشد، برای علیت وجود ندارد. اما تعریفی که قابل دفاع‌تر از بقیه است و به طور وسیعی مورد استفاده قرار می‌گیرد، تعریفی است که توسط گرنجر (۱۹۶۹) ارائه شد. تعریف گرنجر از علیت بر پایه طبیعت تصادفی متغیرها پایه‌گذاری شده و بر اساس این پیش فرض است که آینده نمی‌تواند علت گذشته باشد. تعریف گرنجر از علیت که در این تحقیق از آن مفهوم استفاده می‌شود، به شرح زیر است:

فرض کنید:

$$X^t = (X_s : s \leq t) \quad \bar{X}^t = (X_s : s \leq t)$$

$$Y^t = (Y_s : s \leq t) \quad \bar{Y}^t = (Y_s : s \leq t)$$

و فرض کنید  $A_t$  مجموعه اطلاعات داده شده باشد که حداقل شامل  $\{X_t, Y_t\}$  است و:

$$A^t = (A_s : s \leq t)$$

$$\bar{A}^t = (A_s : s \leq t)$$

$\sigma^2(Y_t | A^t)$ : میانگین مربعات خطای مربوط به حداقل میانگین مربعات خطای

پیش‌بینی  $Y_t$  با وجود اطلاعات  $A^t$  می‌باشد.

$A^t - X_t$ : مجموعه اطلاعات  $A^t$  بدون اطلاعات از  $X_t$  است.

الف)  $X$  علت  $Y$  است ( $X \rightarrow Y$ ) اگر:

$$\sigma^2(Y_t|A^t) < \sigma^2(Y_t|A^t - X^t)$$

ب) علیت دو طرفه وجود دارد، اگر:

$$\sigma^2(X_t|A^t) < \sigma^2(X_t|A^t - X^t)$$

$$\sigma^2(X_t|A^t) < \sigma^2(X_t|A^t - Y^t)$$

ج)  $X$  به طور آنی علت  $Y$  است، اگر:

$$\sigma^2(Y_t|A^t, \bar{X}^t) < \sigma^2(Y_t|A^t)$$

(ارل و یو<sup>۱</sup>، ۱۹۸۷: ۷۶)

به طور ساده، اگر در نظر گرفتن مقادیر گذشته  $X$  بتواند میانگین خطای پیش‌بینی  $Y$  را کاهش دهد،  $X$  علت گرنجری  $Y$  نامیده می‌شود. لذا علیت می‌تواند یک سویه یا دو سویه باشد.

$X \leftrightarrow Y$	علیت دو سویه	$X \rightarrow Y$	علیت یک سویه
		$Y \rightarrow X$	

## ۲-۴. آزمون علیت با استفاده از مدل‌های خود رگرسیونی

ابتدا گرنجر<sup>۲</sup> (۱۹۸۱) و سپس انگل و گرنجر<sup>۳</sup> (۱۹۸۷) با ارائه روش همجمعی و مدل تصحیح خطا به رابطه بلندمدت بین دو سری زمانی دست یافتند و توانستند رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت دو سری را به دست آورده و وجود رابطه علیت و معلولی موجود میان آنها را آزمون کنند.

بر اساس اینکه درجه همجمعی متغیرها چگونه باشد، به سه حالت علیت می‌تواند مورد آزمون قرار گیرد.

حالت اول، وقتی است که متغیرها  $I(0)$  باشند. اگر بخواهیم علیت بین دو سری  $X$  و  $Y$  را آزمون کنیم و  $X$  و  $Y$  هر دو  $I(0)$  باشند، می‌توانیم مدل زیر را تخمین

بزنیم:

---

1. Erol and Yu  
2. Granger  
3. Engle & Granger

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^l \varphi_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \psi + \sum_{i=1}^r \chi_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^s \gamma_j X_{t-j} + V_t$$

با استفاده از آزمون والد، فرضیهٔ صفر بودن همزمان همهٔ  $\varphi_j$  ها را تست می‌کنیم.

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_l = 0$$

اگر این فرض رد شود، به این معنی است که مقادیر گذشتهٔ  $Y$  تخمین  $X$  را بهتر کرده است و این یعنی  $Y$  علت گرنجری  $X$  می‌باشد.

همین آزمون را می‌توانیم برای  $\gamma_j$  ها نیز انجام دهیم که اگر فرضیهٔ صفر رد شود، بدان معنی است که  $X$  علت گرنجری  $Y$  می‌باشد.

اینکه میزان وقفه‌های زمانی چقدر باشد، می‌تواند در نتایج مدل مؤثر باشد. لذا مقدار وقفه‌های زمانی را با استفاده از یکی از معیارها مانند  $AIC^1$  و  $SBC^2$  باید مشخص شود. در حالت دوم، اگر سری‌های  $X$  و  $Y$  هر دو  $I(1)$  و دارای خاصیت همجمعی هم باشند، آنگاه بین آنها رابطهٔ بلندمدت وجود دارد و می‌توان مدل قبلی را که یک مدل VAR بود، به یک مدل  $VECM^3$  تبدیل کرد که دینامیک کوتاه‌مدت و رابطه بلندمدت متغیرها را نشان می‌دهد.

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^l \varphi_j \Delta Y_{t-j} + \xi ERR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \psi + \sum_{i=1}^r \chi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^s \gamma_j \Delta X_{t-j} + \phi ERR_{t-1} + V_t$$

که در آن،  $ERR_{t-1}$  همان عبارت تصحیح خطاست.

در حالت سوم، وقتی که متغیرها  $I(1)$  باشند، اما همجمع نباشند، در این حالت دیگر ارتباط بلندمدتی بین آنها وجود ندارد و برای آزمون علیت بین آنها کافی است از آنها تفاضل مرتبه اول بگیریم تا  $I(0)$  شوند و بعد، همانند حالت اول از مدل VAR برای بررسی علیت استفاده کنیم.

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^l \varphi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \psi + \sum_{i=1}^r \chi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^s \gamma_j \Delta X_{t-j} + V_t$$

1. Akaike,s Information Criterion
2. Shuartz Baisian Criterion
3. Vector Error Correction Model



پس برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها با استفاده از روش انگل و گرنجر، قبل از هر چیز باید درجه مانایی آنها را مشخص کنیم، یعنی تشخیص دهیم که آیا متغیرهای ما  $I(0)$  یا  $I(1)$  هستند، سپس باید با استفاده از آزمون‌های انتخاب وقفه بهینه نظیر AIC و SBC به بررسی و انتخاب وقفه بهینه پردازیم. با استفاده از روش یوهانسون و یوسیلیوس، وجود ارتباط همجمعی بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد و بر اساس آن، یکی از مدل‌های VAR یا VECM جهت بررسی ارتباط بین متغیرها به کار خواهد رفت.

## ۵. برآورد مدل و نتایج آن

متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق نرخ رشد قیمت مسکن، نرخ رشد عوارض نوسازی و نرخ رشد کل عوارض بخش مسکن<sup>۱</sup> و داده‌ها به صورت فصلی بوده و بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از وزارت مسکن، بانک مرکزی و شهرداری تهران تهیه شده و به علت در دسترس نبودن داده‌های عوارض بخش مسکن، تحقیقات کمی در زمینه تأثیر عوارض بر قیمت مسکن انجام شده که عمدتاً به صورت پرسشنامه‌ای بوده است. در این تحقیق، از داده‌های واقعی استفاده شده ولی به علت کوتاه بودن دوره مورد بررسی، داده‌های عوارض به وسیله روش‌های متداول اقتصاد سنجی، فصلی شده‌اند.

### ۵-۱. آزمون ریشه واحد

قبل از برآورد مدل‌های VAR، باید ویژگی متغیرهای مورد بررسی از نظر مانایی یا نامانایی بررسی شود. اگر متغیرهای مورد استفاده در مدل VAR نامانا باشند، در این صورت، مدل شرط ثبات را تأمین نمی‌کند و لذا توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آن نیز از اعتبار کافی برخوردار نخواهند بود. برای بررسی فرضیه وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی، در حال حاضر آزمون‌های مختلفی معرفی شده‌اند که مهم‌ترین آنها آزمون ریشه واحد ADF، آزمون فیلیپس و پرون، آزمون  $DF - GLS$ ، و آزمون KPSS است (سوری و همکاران، ۱۳۹۱). با توجه به اینکه در این مقاله از داده‌های فصلی استفاده شده است و این موضوع که در این نوع داده‌ها علاوه بر ریشه واحد معمولی

۱. منظور از کل عوارض بخش مسکن، مجموع عوارض نوسازی و عوارض بر پروانه‌های ساختمانی است

(غیرفصلی) ممکن است دارای ریشه واحد فصلی نیز باشند، در این مقاله، وجود ریشه واحد فصلی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای بررسی مانایی داده‌های فصلی روش‌های مختلفی وجود دارد که در میان آنها تکنیک هگی<sup>۱</sup> ( هلی برگ، انگل، گرینجر، و یو) بهترین نتایج را به دست می‌دهد. نتایج آزمون مانایی به روش هگی در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون هگی

متغیر	$t_{\pi_1}$	$t_{\pi_2}$	$F_{\pi_3 \cap \pi_4}$
نرخ رشد قیمت مسکن	-۲/۴۳	-۲/۰۰	۲/۷۱
نرخ رشد عوارض نوسازی	-۱/۸۱	-۲/۶۸	۶/۵۶
نرخ رشد عوارض کل	-۱/۵۴	-۱/۷۹	۰/۱۲
نرخ رشد درآمد نفتی	-۲/۸۸	-۲/۸۴	۵/۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

در سطح ۰/۰۱ و با وجود روند و عرض از مبدا و متغیرهای مجازی فصلی با  $n = 36$   
 مقدار بحرانی آزمون  $t$  فرض صفر  $\pi_1 = 0$  برابر است با: -۴/۴۶  
 مقدار بحرانی آزمون  $t$  فرض صفر  $\pi_2 = 0$  برابر است با: -۳/۸۰  
 مقدار بحرانی آزمون  $F$  فرض صفر  $\pi_3 = \pi_4 = 0$  برابر است با: ۹/۲۷

همان‌گونه که در جدول نیز نشان داده شده است، کلیه متغیرها در سطح بلندمدت خود و همچنین در سطح فراوانی‌های سه ماهه و شش ماهه مانا می‌باشند و به عبارت دیگر، همه متغیرهای موجود در سطح بلندمدت، فراوانی‌های سه ماهه و شش ماهه همگی  $I(0)$  می‌باشند. به همین دلیل برای بررسی علیت بین متغیرها می‌توان از روش VAR استفاده نمود.

## ۲-۵. تعیین وقفه بهینه مدل

برای بررسی رابطه علی بین متغیرها، از سه مدل مختلف و از متغیر درآمد نفتی نیز به عنوان متغیر کنترل در مدل استفاده شده است.

برای تعیین میزان وقفه بهینه P، می‌توان از معیارهای تعیین وقفه مختلف نظیر معیار آکاییک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، حنان کویین (HQ)، آزمون حداکثر درست نمایی<sup>۱</sup> (LR) و معیار خطای پیش‌بینی<sup>۲</sup> استفاده کرد که نتایج به شرح زیر است.

### تعیین وقفه بهینه مدل اول: بررسی رابطه علی بین قیمت مسکن و عوارض نوسازی

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۲۳/۱۶	NA	۴/۵۱e-۰۵	-۱/۴۹	-۱/۳۴	-۱/۴۵
۱	۴۸/۰۱	۴۲/۳۲	۱/۴۰e-۰۵	-۲/۶۶	-۲/۰۹	-۲/۴۹
۲	۶۳/۵۲	۲۲/۹۸*	۸/۹۲e-۰۶*	-۳/۱۴*	-۲/۱۴*	-۲/۸۵*
۳	۶۸/۴۲	۶/۱۶	۱/۳۰e-۰۵	-۲/۸۴	-۱/۴۰	-۲/۴۱
۴	۷۵/۲۵	۷/۰۸	۱/۷۸e-۰۵	-۲/۶۸	-۰/۸۱	-۲/۱۲

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، همه روش‌های تعیین وقفه، تعداد دو وقفه را پیشنهاد می‌کنند و بنابراین، در این مدل دو وقفه به عنوان وقفه بهینه تعیین می‌شود.

### تعیین وقفه بهینه مدل دوم: بررسی رابطه علی بین قیمت مسکن و عوارض کل بخش مسکن

جدول ۴. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه

lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۹/۰۰	NA	۶/۱۳e-۰۵	-۱/۱۸	-۱/۰۴	-۱/۱۴
۱	۵۲/۸۵	۵۷/۶۵	۹/۸۰e-۰۶	-۳/۰۲	-۲/۴۵	-۲/۸۵
۲	۸۱/۱۷	۴۱/۹۵*	۲/۴۱e-۰۶	-۴/۴۵	-۳/۴۴*	-۴/۱۵
۳	۹۳/۳۰	۱۵/۲۷	۲/۰۶e-۰۶*	-۴/۶۸	-۳/۲۴	-۴/۲۶*
۴	۱۰۲/۸۹	۹/۹۴	۲/۲۹e-۰۶	-۴/۷۳*	-۲/۸۶	-۴/۱۷

منبع: نتایج تحقیق

1. Likelihood Ratio Tests  
2. Finite Prediction Error (FPE)

همان‌طور که مشاهده می‌شود، روش‌های مختلف تعداد مختلفی وقفه را پیشنهاد می‌کنند اما در این تحقیق، برای تعیین میزان وقفه بهینه با توجه به کم بودن تعداد نمونه از روش شوارتز-بیزین (SC) استفاده شده است. بر اساس این معیار، تعداد دو وقفه، به عنوان وقفه بهینه تعیین می‌شود. روش نسبت درست‌نمایی (LR) نیز این نتیجه را تأیید می‌کند.

### تعیین وقفه بهینه مدل سوم:

### بررسی رابطه علی بین عوارض نوسازی و عوارض کل بخش مسکن

جدول ۵. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۲۲/۰۴	NA	۴/۹۰e-۰۵	-۱/۴۱	-۱/۲۶	-۱/۳۶
۱	۶۳/۰۱	۶۹/۸۰	۴/۶۲e-۰۶	-۳/۷۷	-۳/۲۰	-۳/۶۰
۲	۱۰۶/۵۳	۶۴/۴۶*	۳/۶۹e-۰۷*	-۶/۳۳*	-۵/۳۲*	-۶/۰۳*
۳	۱۱۲/۴۹	۷/۵۰	۴/۹۸e-۰۷	-۶/۱۱	-۴/۶۷	-۵/۶۸
۴	۱۲۳/۷۶	۱۱/۶۸	۴/۸۹e-۰۷	-۶/۲۷	-۴/۴۰	-۵/۷۲

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، همه روش‌های تعیین وقفه تعداد دو وقفه را پیشنهاد می‌کنند و بنابراین، در این مدل دو وقفه به عنوان وقفه بهینه تعیین می‌شود. بعد از تعیین تعداد وقفه بهینه، چندین آزمون کنترلی انجام می‌شود تا مشخص شود که آیا مدل مورد بررسی به طور کلی ویژگی مناسبی دارد یا خیر. بدین منظور، از آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی خودهمبستگی در پسماندها استفاده می‌شود. همچنین نرمال بودن پسماندها و آزمون واریانس ناهمسانی در پسماندها نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج تحقیق برای هر سه مدل بالا نشان داد که خودهمبستگی در اجزای پسماند وجود ندارد، نرمال بودن پسماندها نیز تأیید شد و همچنین همسان بودن واریانس‌ها مورد تأیید قرار گرفت.<sup>۱</sup> بنابراین، مدل مورد بررسی به طور کلی ویژگی‌های مناسبی دارد.

۱. نتایج به دلیل صرفه‌جویی ارائه نشده است.

### ۳-۵. نتایج آزمون علیت

جدول ۶. نتایج آزمون علیت گرنجر

نتیجه گیری	p-value	آماره والد	نام متغیر مستقل	نام متغیر وابسته
عوارض کل بخش مسکن علت قیمت مسکن نیست	۰/۱۹	۳/۳۱	عوارض کل مسکن	قیمت مسکن
عوارض نوسازی علت قیمت مسکن نیست	۰/۷۳	۰/۶۲	عوارض نوسازی	قیمت مسکن
قیمت مسکن علت عوارض کل مسکن است	۰/۰۳	۶/۹۶	قیمت مسکن	عوارض کل مسکن
عوارض نوسازی علت عوارض کل مسکن است	۰/۰۰	۱۰/۳۸	عوارض نوسازی	عوارض کل مسکن
قیمت مسکن علت عوارض نوسازی است	۰/۰۳	۶/۴۴	قیمت مسکن	عوارض نوسازی
عوارض کل مسکن علت عوارض نوسازی نیست	۰/۶۸	۰/۷۴	عوارض کل مسکن	عوارض نوسازی

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۶ نتایج آزمون علیت به روش گرنجر را نشان می‌دهد بر اساس نتایج این جدول، وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین قیمت مسکن و عوارض نوسازی تأیید شد؛ به گونه‌ای که قیمت مسکن علت عوارض نوسازی است ولی عوارض نوسازی علت قیمت مسکن نمی‌باشد.

همچنین بر اساس نتایج این مقاله وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین قیمت مسکن و عوارض کل مسکن تأیید می‌شود به طوری که در سطح ۵ درصد، قیمت مسکن علت عوارض کل مسکن می‌باشد ولی عوارض کل مسکن علت قیمت مسکن نمی‌باشد. از دیگر نتایج این مقاله وجود رابطه علی یک‌طرفه بین عوارض بر نوسازی و کل عوارض مسکن در سطح ۵ درصد می‌باشد. به گونه‌ای که عوارض نوسازی علت عوارض کل بخش مسکن می‌باشد ولی عوارض کل بخش مسکن علت عوارض نوسازی نمی‌باشد.

## ۶. خلاصه و نتیجه‌گیری

شهرداری‌ها به عنوان حکومت‌های محلی برای انجام وظایف خود در مدیریت بخش عمومی، نیاز ویژه‌ای به منابع مالی دارند. پایداری منابع درآمدی برای شهرداری‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا آنها باید برآورد دقیقی از میزان و زمان تحقق درآمدهای خود داشته باشند تا بتوانند برنامه‌ریزی دقیقی جهت انجام وظایف خود داشته باشند.

در این مقاله تلاش شده است تا رابطه علی بین متغیرهای نرخ رشد عوارض نوسازی، نرخ رشد کل عوارض بخش مسکن و نرخ رشد قیمت مسکن در شهر تهران مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور با جمع‌آوری داده‌های فصلی بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ و با استفاده از روش علیت گرنجر به کمک نرم‌افزار 8 eviews به تخمین مدل و تفسیر نتایج پرداخته شده است.

بر اساس نتایج این مقاله وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین قیمت مسکن و عوارض نوسازی تأیید شد به گونه‌ای که قیمت مسکن علت عوارض نوسازی است ولی عوارض نوسازی علت قیمت مسکن نمی‌باشد.

همچنین بر اساس نتایج این مقاله وجود یک رابطه علی یک‌طرفه بین قیمت مسکن و عوارض کل مسکن تأیید می‌شود به طوری که در سطح ۵ درصد قیمت مسکن علت عوارض کل مسکن می‌باشد ولی عوارض کل مسکن علت قیمت مسکن نمی‌باشد.

از دیگر نتایج تحقیق وجود رابطه علی یک‌طرفه بین عوارض بر نوسازی و کل عوارض بخش مسکن در سطح ۵ درصد می‌باشد. به گونه‌ای که عوارض نوسازی علت عوارض کل بخش مسکن می‌باشد ولی عوارض کل بخش مسکن علت عوارض نوسازی نمی‌باشد.

## پیشنهادات با توجه به نتایج تحقیق

پیشنهاد می‌شود عوارض به صورت انعطاف‌پذیر وضع شود؛ یعنی در زمان رکود، عوارض بر پروانه کاهش یابد و عوارض نوسازی افزایش یابد و در زمان رونق، عوارض پروانه افزایش و عوارض نوسازی کاهش یابد تا میزان درآمد شهرداری تغییر نکند و فقط ترکیب درآمدی تغییر کند.

در زمان رکود مسکن برای خارج شدن از رکود، عوارض کل بخش مسکن کاهش و در زمان رونق، افزایش یابد.

از دیگر مواردی که می‌توان اشاره کرد:

نظام درآمدی شهرداری اصلاح شود و برپایه منابع درآمدی پایدار قرار گیرد و سهم عوارض بر تولید مسکن کاهش و به سمت عوارض بر مصرف مسکن روی آورده شود.

به جای عوارض بر مسکن، عوارض بر زمین وضع شود که هزینه نگهداری زمین را افزایش داده و باعث رونق ساخت و ساز شود.

یکی از بزرگترین فاکتورهای درآمدی پایدار که در اکثر کشورهای اروپایی و تعدادی از کشورهای آسیایی برای شهرداری‌ها وجود دارد، اختصاص درصدی از مالیات اخذ شده (۱۵ تا ۳۰ درصد) همان شهر به شهرداری می‌باشد که در ایران این موضوع چندان اجرایی نمی‌شود. با توجه به پایداری این نوع درآمد، جهت حل مشکل ناپایداری درآمدهای شهرداری می‌توان از آن استفاده کرد.

## منابع

- اکبری، نعمت‌الله و توسلی، ناهید. (۱۳۸۷). تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱: ۶۴-۴۷.
- اکبری، نعمت‌الله و یارمحمدیان، ناصر. (۱۳۹۱). محاسبه میزان پایداری درآمد شهرداری در صورت تقسیم عوارض ساختمانی (مورد مطالعه: شهرداری اصفهان). *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، شماره ۱: ۱۱۵-۱۰۳.
- حسن‌زاده، علی و خسروشاهی، پرویز. (۱۳۸۸). الگوی تأمین مالی کارآمد برای شهرداری‌های کلان شهرها (مطالعه موردی شهرداری تهران). پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، همایش مالی شهرداری.
- دانش‌جعفری، داود و باباجانی، جعفر و کریمی اسبویی، سمانه. (۱۳۹۳). ارزیابی پایداری منابع مالی و درآمدی شهرداری تهران. *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، شماره ۷: ۳۴-۱۵.

- رضایی، عباسعلی. (۱۳۹۳). آزمون علیت تودا-یاماموتو میان کارآفرینی و نرخ بیکاری در بخش صنعت: مطالعه موردی استان سیستان و بلوچستان. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷: ۱۸۱-۱۵۷.
- رهنما، محمدرحیم و قلی‌زاده سرابی، شهرزاد. (۱۳۹۱). نقش عوارض شهرداری بر قیمت مسکن در شهر مشهد. *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات شهری*، شماره ۳: ۴۹-۴۴.
- زنگنه شهرکی، سعید و حسینی، سیدعلی. (۱۳۹۲). مدیریت اقتصادی شهر با تأکید بر مالیات محلی و متغیرهای مؤثر بر آن (مطالعه موردی شهر تهران). *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، سال اول، شماره ۲: ۸۷-۱۰۶.
- سوری، امیررضا و حیدری، حسن و افضل‌ی، حسین. (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه مؤثر بر بخش مسکن بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دوازدهم، شماره اول: ۱۱۳-۱۴۰.
- سیدنورانی، سیدمحمدرضا. (۱۳۹۳). بررسی سفته بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۴، شماره ۱: ۶۸-۴۹.
- صمیمی، سپیده و میرهاشمی، سید محمد. (۱۳۹۰). اثر درآمدهای نفتی بر تأمین درآمد شهرداری‌های کلان شهرهای ایران. اولین کنفرانس اقتصاد شهری ایران، مشهد: دانشگاه فردوسی مشهد.
- کامیار، غلامرضا. (۱۳۸۹). حقوق شهری و شهرسازی. تهران: انتشارات مجد.
- کمیجانی، اکبر؛ گندلی علیخانی، نادیا و نادری، اسماعیل. (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی، پژوهشی راهبرد اقتصادی*، سال ۲، شماره ۷: ۳۹-۷.
- گجراتی، دموار. (۱۳۹۲). مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، چاپ نهم، ج دوم.
- محمدی، تیمور؛ امامی، رسول و رسولی آستانی، ابراهیم. (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: در سطح مناطق ۲۲گانه شهر تهران با تأکید بر منطقه ۵. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد گرایش برنامه‌ریزی و



تحلیل سیستم‌های اقتصادی (M.A)، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران.

- محمودی، محمود؛ زمردیان، غلامرضا و آقایی، مرتضی. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مربوط به درآمدهای پایدار شهرداری تهران و اولویت بندی آنها. مشهد: کنفرانس اقتصاد شهر.
- مهرگان، نادر و تارتار، محسن. (۱۳۹۳). بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت هزینه‌ها بر قیمت مسکن تهران. *فصلنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره ۵۰: ۶۸-۴۵.
- مهندسان مشاور هامونپاد. (۱۳۸۱). شیوه افزایش درآمد و کاهش هزینه شهرداری. دفتر برنامه‌ریزی عمرانی وزارت کشور، مرکز مطالعات برنامه‌ریزی شهری، تهران: انتشارات سازمان شهرداری‌های کشور.
- نصرالهی، خدیجه و آزادغلامی، اعظم. (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران. *فصلنامه روند*، سال بیستم، شماره‌های ۶۳ و ۶۴: ۳۸ - ۱۵.
- هادی زنوز، بهروز. (۱۳۵۸). بازار اراضی و مستغلات شهری، نحوه استفاده از قیمت، برنامه‌ریزی. تهران: نشر مؤسسه توسعه و تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران.
- Du, Z., & Zhang, L. (2015). Home-purchase restriction, property tax and housing price in China: A counterfactual analysis. *Journal of Econometrics*, 188(2), 558-568.
- Egert, B., & Mihaljek, D. (2007). Determinants of house prices in central and eastern Europe. *Comparative economic studies*, 49(3), 367-388.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Erol, U., & Eden, S. H. (1987). Time series analysis of the causal relationships between US energy and employment. *Resources and Energy*, 9(1), 75-89.

- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130.
- Hsiao, C., Ching, H., & Wan, S. (2012). A panel data approach for program evaluation: measuring the benefits of political and economic integration of Hong Kong with mainland China. *Journal of Applied Econometrics*, 27(5), 705-740.
- Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29(4), 1064-1069.
- Lehner, M. (2011). Modelling housing prices in Singapore applying spatial hedonic regression. *Master of Science Thesis*. Institute for Transport Planning and Systems
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Soheili, K. (2003). Comparative effects of energy demand models. *Research Magazine of Imam Sadegh University*, (15), 111-139.
- Tsai, I. C. (2014). Ripple effect in house prices and trading volume in the UK housing market: New viewpoint and evidence. *Economic Modelling*, 40, 68-75.
- Youngman, J. M., & Malme, J. H. (1994). *An international survey of taxes on land and buildings*. Kluwer Law International.