



Designing the Model of Factors Affecting the Income of Districts of Tehran Municipality Using Panel Data Models (FGLS & PCSE)

Hojjatollah mirzaei^{1*}, Ali jafari shahrestani², Saeed khezr³

¹ Assistant Professor, economics faculty Allameh Tabatabaiee university

² PhD student, economics faculty Allameh Tabatabaiee university

³ PhD student, economics faculty Allameh Tabatabaiee university

Abstract: Collection resources by the municipalities of Tehran's urban areas constitute a significant share (45%) of the total collection resources of this institution. The main purpose of this study is to identify and determine the effective factors on the collection resources of the 22 districts of Tehran, design the model, and estimate the effect coefficients using FGLS and PCSE econometric methods using seasonal data from 2015 to 2019. Based on the findings, the collection resources of the municipalities of the regions are mainly dependent on the boom in the construction sector (the number of housing transactions, the number of building permits issued, and the price of land) with significant intensity and the state of the population living in the region (population density). According that the share of the cost of issuing a building permit of the total cost of housing production in the northern regions compared to the same share in the southern regions is very small (due to the significant difference in land prices in the northern and southern regions of the city) and also the significant deviation in the regional real estate price (the reference book for determining the price of tolls) from the corresponding index based on the market price, it is suggested that the policy of increasing the price of building permits should be considered, especially in periods of prosperity to increase the revenues of Tehran Municipality and also Redistribution of wealth and investment in the housing sector among different urban areas.

Key Words: panel data, building sector, population density, municipality, urban taxes.

طراحی مدل عوامل مؤثر بر درآمد مناطق شهرداری تهران با استفاده از روش داده‌های تابلویی (FGLS و PCSE)

حجت‌الله میرزائی^{۱*}، علی جعفری شهرستانی^۲، سعید خضر^۳

۱- استادیار، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

۲- دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

۳- دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۰۶

چکیده

منابع وصولی توسط شهرداری‌های مناطق شهری تهران، حدود نیمی از کل منابع وصولی این نهاد را تشکیل می‌دهد. در این مطالعه، به شناسایی و تعیین عوامل مؤثر بر منابع وصولی شهرداری‌های مناطق ۲۲ گانه تهران، طراحی مدل و تخمین ضرایب اثرگذاری با استفاده از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات تعمیم یافته امکان پذیر و تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی برای داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۵ پرداخته شده است. براساس یافته‌های این مطالعه، منابع وصولی شهرداری‌های مناطق، عمدتاً وابسته به رونق بخش ساختمان (تعداد معاملات مسکن، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره و قیمت زمین) با شدت قابل توجه و وضعیت جمعیت ساکن در منطقه (تراکم جمعیت) است؛ بنابراین، با توجه به اینکه سهم هزینه صدور پروانه ساختمانی در مناطق شمالی از کل هزینه‌های تولید مسکن در مقایسه با همین سهم در مناطق جنوبی، بسیار کوچک است (به علت اختلاف قابل توجه قیمت زمین در مناطق شمالی و جنوبی شهر) و همچنین، وجود انحراف معنی‌دار در قیمت منطقه‌ای املاک (دفترچه مرجع تعیین قیمت عوارض) از شاخص متناظر مبتنی بر قیمت بازار، پیشنهاد می‌شود به سیاست افزایش قیمت پروانه‌های ساختمانی، به ویژه در دوره‌های رونق با هدف افزایش درآمدهای شهرداری تهران و همچنین، باز توزیع ثروت و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن میان مناطق مختلف شهری توجه شود.

واژه‌های کلیدی: داده‌های تابلویی، بخش ساختمان، تراکم جمعیت، شهرداری، عوارض شهری.

* Corresponding Author: Hojjatollah mirzaei

E-mail address: ho.mirzaei@gmail.com, a.j.shahrestani@gmail.com, 1saeedkhezr@gmail.com



2588-4867 © University of Isfahan

This is an open access article under the CC BY-NC-ND/4.0/ License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>)

مقدمه

شهرداری‌ها سازمان‌های عمومی غیردولتی هستند که وظیفه اداره شهرها را در حدود ضوابط قانونی بر عهده دارند. در برنامه یک‌ساله اداره شهر، در چارچوب سند بودجه مشخص می‌شود که در چارچوب آن، اولویت‌های عملیاتی و توسعه‌ای برای سال مالی، تعریف و شیوه تأمین سرمایه برنامه‌ها تشریح می‌شود. ساختار بودجه از دو بخش منابع و مصارف تشکیل شده است که بنا بر ماهیت تراز حسابداری در بودجه مصوب با هم برابرند. بخش منابع درآمدی شهرداری از سه بخش زیر تشکیل می‌شود:

الف) درآمدها: دریافت‌هایی که شهرداری براساس قوانین، مقررات و مصوبات شورای اسلامی شهر تهران، با عنوان عوارض، بهای خدمات، سود سپرده، سود سرمایه‌گذاری و ... وصول می‌کند.

ب) واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شامل: درآمد ناشی از فروش اموال سرمایه‌ای و دارایی‌های ثابت و شامل مواردی از قبیل درآمد حاصل از عوارض بر مازاد تراکم (در حد مجاز)، درآمد حاصل از تغییر کاربری‌ها و فروش اموال شهرداری شامل فروش ساختمان‌ها و تأسیسات، فروش و واگذاری اراضی، فروش و واگذاری ماشین‌آلات و تجهیزات و فروش و واگذاری اموال منقول و غیرمنقول و اسقاطی.

ج) واگذاری دارایی‌های مالی: بیشتر از جنس پول و اعتبار بوده است و شامل استقراض از سیستم بانکی، فروش اوراق مشارکت، استفاده از تسهیلات خارجی، مازاد درآمد بر هزینه دوره‌های قبل و وصول مطالبات می‌شود.

بخش مصارف نیز از سه جزء: الف) هزینه‌ها؛ ب) تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (بودجه عمرانی)؛ ج) تملک دارایی‌های مالی (بازپرداخت استقراض) تشکیل شده است. موارد مندرج در ردیف‌های بودجه‌ای در هر جزء در جدول شماره (۱) آورده شده است.

هر سازمانی تلاش می‌کند سالانه در چارچوب بودجه مصوب خود و متناسب با منابع وصولی هزینه کند؛ بنابراین، عدم تحقق منابع درآمدی، منجر به کاهش توان اجرای برنامه‌های مصوب خواهد شد. با توجه به اینکه بخش هزینه‌های بودجه عمدتاً شامل دستمزدها و حقوق است و از انعطاف کافی برخوردار نیست، کاهش در منابع درآمدی، عمدتاً از محل کاهش بخش تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و مالی جبران می‌شود که نتیجه آن به تعویق افتادن اجرای پروژه‌های زیرساختی و افزایش بدهی شهرداری‌ها است؛ بنابراین، برنامه‌ریزی صحیح برای کسب منابع از اهمیتی فوق‌العاده برخوردار است.

منابع شهرداری‌ها به هشت طبقه اصلی (شش طبقه درآمدی و

دو طبقه واگذاری دارایی‌های مالی و سرمایه‌ای) و چهارده گروه فرعی تقسیم شده است که هر گروه دربرگیرنده منابع درآمدی مختلف ولی همگون است. هشت طبقه یادشده عبارت‌اند از درآمد ناشی از عوارض عمومی، درآمد ناشی از عوارض اختصاصی، بهای خدمات و درآمدهای مؤسسات انتفاعی، درآمد حاصل از وجوه و اموال شهرداری، کمک‌های اعطایی دولت و سازمان‌های دولتی، اعانات و هدایا، واگذاری دارایی‌های مالی و واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای. در ساختار فعلی، حدود ۷۵ درصد درآمدهای شهرداری تهران وابسته به بخش ساختمان است و عمدتاً از محل عوارض ناپایدار صدور پروانه ساختمانی (حدود ۲۰ درصد)، عوارض مازاد بر تراکم (حدود ۴۰ درصد) و تغییر کاربری (حدود ۲۰ درصد) به دست می‌آید.

منابع شهرداری‌ها به سه شیوه جمع‌آوری می‌شوند: بخشی از منابع شهرداری‌ها توسط سایر نهادها و مؤسسات اخذ و سپس به حساب شهرداری‌ها واریز می‌شود؛ از جمله درآمد حاصل از مالیات بر ارزش افزوده، عوارض اسناد رسمی، عوارض بلیط هواپیمایی، عوارض ناشی از جرائم رانندگی و غیره. دسته دیگری از درآمد شهرداری‌ها توسط ستاد و به‌صورت متمرکز تحصیل می‌شود؛ از جمله عوارض حاصل از تغییر کاربری اراضی شهری (کمسیون ماده ۵)، منابع حاصل از استقراض، کمک‌های دولتی، فروش اموال و سود دارایی‌های ثابت و غیره. بخش دیگری از منابع شهرداری‌ها نیز به‌صورت غیرمتمرکز و توسط شهرداری‌های مناطق شهری اخذ می‌شود که عمده آن مربوط به عوارض مدیریت پسماند، عوارض نوسازی و عموم عوارض شهرسازی از جمله صدور پروانه، حذف پارکینگ، بالکن و پیش‌آمدگی و ... است.

سهم هر یک از این منابع در بودجه شهرداری تهران براساس گزارش تفریغ بودجه ۱۳۹۹ از این قرار بوده است: منابع وصولی توسط مناطق شهری ۴۵ درصد، منابع وصولی توسط ستاد شهرداری ۳۳ درصد و منابع وصولی توسط سایر نهادها ۲۲ درصد.

تمرکز این پژوهش بر دسته اول از این منابع است.

در چارچوب نظام فعلی بودجه‌ریزی، سهم هر منطقه از منابع مصوب، در ابتدای دوره اجرای بودجه مشخص می‌شود و شهرداری منطقه، موظف به تحصیل درآمد یادشده تا انتهای دوره بودجه‌ریزی است. روش کار نیز عموماً بدین صورت است که متناسب با نرخ افزایش سرجمع منابع و با توجه به منابع وصولی هر منطقه در سال پیش، جدول وصول منابع تعیین و پس از مذاکره و چانه‌زنی با شهرداری منطقه، تصویب و ابلاغ می‌شود. این شیوه کار متکی به عملکرد گذشته و مبتنی بر ملاحظات سیاسی افزایش سقف بودجه است و در آن به عوامل مؤثر بر کسب درآمد و تأثیر

بر امکان‌سنجی منابع درآمدی جدید و یا تشخیص و شناسایی منابع درآمدی پایدار بوده است؛ اما برخی از مطالعات صورت گرفته در حوزه منابع مالی شهرداری‌ها بنا به فراخور موضوع بهره‌برداری می‌شوند:

خمر و جوادیان (۱۳۹۴) در پژوهشی با استفاده از مدل شبکه عصبی از نوع پیش‌خورⁱⁱⁱ با الگوریتم پس انتشار خطا^{iv} به پیش‌بینی میزان درآمد حاصل از دریافت عوارض شهری شهرداری زابل پرداخته‌اند. بر مبنای یافته‌های این مطالعه، ترغیب شهروندان به پرداخت عوارض شهری، اثری شایان توجه در پیش‌بینی‌پذیری درآمدهای شهرداری‌ها دارد.

دانش جعفری و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به روش کمی و پیمایشی مقطعی بودجه با هدف، شناسایی منابع مالی و درآمدی پایدار شهرداری‌ها، نشان داده‌اند پایدارترین درآمد قابل استفاده در تهران، مالیات انتقالی از دولت به شهرداری، چه در قالب مالیات بر ارزش افزوده و چه به صورت انتقال درصدی از مالیات ملی است. دریافت بهای خدمات و انواع عوارض محلی نیز سایر منابع درآمدی پایدار قابل استفاده به‌شمار می‌روند.

حسن زاده و خسروشاهی (۱۳۸۷) در مقاله «الگوی تأمین مالی کارآمد برای شهرداری‌های کلان‌شهرها» الگویی را برای تأمین مالی شهرداری‌ها پیشنهاد کردند که شامل مالیات محلی بر زمین‌ها و مستغلات (عوارض نوسازی، عوارض سطح شهر، عوارض بر پروانه‌های ساختمانی، عوارض مازاد تراکم، عوارض بر جداسازی زمین‌ها و ساختمان‌ها، عوارض بر زمین‌ها و املاک رهاشده شهر و ...)، بهای کالاها و خدمات، کمک‌های بلاعوض دولت، وام و استقراض، اعانات و کمک‌های اشخاص حقیقی و حقوقی و درآمدهای اتفاقی است. همچنین، نتایج این مقاله نشان می‌دهند شهرداری برای اصلاح نظام تأمین مالی خود باید با توجه به پایداری نسبتاً کامل عوارض نوسازی و کارآمدی آن، این عوارض را به‌عنوان اصلی‌ترین مالیات محلی برای تأمین هزینه‌های شهرداری در نظر بگیرد و به تدریج و در بازه زمانی میان‌مدت، آن را با عوارض بر پروانه‌های ساختمانی و مازاد تراکم که ناپایدارند، جایگزین کند.

شرزه‌ای و همکاران (۱۳۸۵) در پژوهشی مشابه با عنوان «اصلاح و تأمین منابع درآمدی شهرداری‌های کشور» نشان داده‌اند در شهرداری‌های سایر کشورها استفاده از منابعی همچون دریافت عوارض و مالیات‌های محلی، در صدر قرار دارد. همچنین، منابعی مانند فروش خدمات و استقراض، استفاده از صندوق‌ها یا کمک‌های تخصصی و دریافت کمک‌های بلاعوض دولتی، از عمده‌ترین منابع درآمدی شهرداری‌های جهان هستند.

تغییرات آن بر ظرفیت وصول منابع توجهی نمی‌شود؛ از این‌رو، ضروری است عوامل یادشده شناسایی و میزان اثرگذاری هر یک بر وصول منابع مشخص شود.

بنابراین، در این مقاله با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر منابع وصولی شهرداری‌های مناطق ۲۲گانه تهران، متغیرهای اثرگذار بر وصول منابع شناسایی و پس از طراحی مدل، با استفاده از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیرⁱ و تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلوییⁱⁱ ضرایب اثرگذاری برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۵ تخمین زده شده‌اند.

در بخش نخست مقاله، پیشینه تحقیق مرور شده است. در قسمت دوم، مدل اقتصادسنجی، طراحی و برآورد و در بخش پایانی یافته‌ها و نتایج ارائه شده‌اند.

جدول ۱- منابع و مصارف بودجه شهرداری‌ها

منابع	مصارف
درآمدها شامل: - انواع درآمدها: درآمدهای ناشی از عوارض عمومی، درآمدهای ناشی از عوارض اختصاصی، بهای خدمات و درآمدهای مؤسسه‌های انتفاعی شهرداری، درآمد حاصل از جوه و اموال شهرداری، اعانات، هدایا و دارایی‌ها، عوارض و درآمدهای وصولی در حریم استحفاظی شهرها - منابع حاصل از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شامل: فروش اموال شهرداری و عوارض پروانه‌های ساختمانی که خود مشتمل بر: عوارض بر مازاد تراکم، عوارض بر تفکیک اراضی و ساختمان، عوارض بر بالکن و پیش‌آمدگی، عوارض افزایش ارزش طرح توسعه شهری و عمرانی، عوارض حذف پارکینگ، عوارض ایمنی ساختمان‌ها و درآمد حاصل از تغییر کاربری - منابع حاصل از واگذاری دارایی‌های مالی شامل وام‌های دریافتی، وصول مطالبات و مازاد درآمد بر هزینه‌های دوره قبل	هزینه‌ها شامل: - بودجه هزینه‌ای به‌منظور انجام مأموریت‌های اجتماعی، حمل‌ونقل و ترافیک، خدمات شهری، ایمنی و مدیریت بحران، شهرسازی و معماری و توسعه مدیریت و هوشمندسازی شهری - تملک دارایی‌های سرمایه‌ای - تملک دارایی‌های سرمایه‌ای به‌منظور انجام مأموریت‌های بند قبل - تملک دارایی‌های مالی - تملک دارایی‌های مالی برای دو مأموریت حمل‌ونقل و ترافیک و توسعه مدیریت و هوشمندسازی شهری و پرداخت دیون و تعهدات سال‌های قبل
جمع دریافت‌ها	جمع پرداخت‌ها

منبع: بودجه مصوب شهرداری تهران

پیشینه تحقیق

عمده پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه مالی شهرداری‌ها، متمرکز

مالیات‌ها بر سایر منابع درآمدی نیز تأثیر بگذارد. این مطالعه چنین نتیجه گرفته است که تحرکات در بازارهای مسکن فلوریدا با مالیات بر دارایی و درآمد سرانه شهری ارتباط ضعیفی دارد و از این استدلال پشتیبانی نمی‌کند که تغییرات قیمت مسکن به شدت بر بودجه محلی تأثیر می‌گذاردند (Doerner & Ihlanfeldt, 2011).

روش تحقیق

براساس گزارش اداره کل برنامه و بودجه شهرداری تهران، در دهه اخیر حدود ۴۵ درصد منابع این نهاد، منابع وصول شده از شهرداری‌های مناطق ۲۲ گانه شهری بوده است. سهم ردیف‌های عمده از این منابع وصولی و عوامل اثرگذار بر آن در جدول ذیل نمایش داده شده است.

جدول ۲- سهم ردیف‌های بودجه‌ای از منابع وصولی شهرداری‌های مناطق ۲۲ گانه تهران و عوامل مؤثر بر آن

عوارض دریافتی	سهم از کل	عوامل اثرگذار
عوارض بر مازاد تراکم (در حد مجاز)	۳۱٫۱٪	رونق ساخت‌وساز
ارزش افزوده ناشی از اجرای طرح‌های عمرانی و توسعه شهری	۳۰٫۶٪	رونق ساخت‌وساز و جمعیت
عوارض نوسازی	۸٫۱٪	جمعیت
عوارض بر پروانه‌های ساختمانی (پذیره)	۷٫۸٪	رونق ساخت‌وساز
عوارض تأمین پارکینگ	۷٫۴٪	رونق ساخت‌وساز
عوارض بر پروانه‌های ساختمانی (زیربنا)	۲٫۷٪	رونق ساخت‌وساز
عوارض بر پروانه کسب و پیشه و حق صدور پروانه	۲٫۴٪	جمعیت
بهای خدمات، مدیریت پسماند (مسکونی)	۱٫۷٪	جمعیت
حق آسفالت و لکه‌گیری و ترمیم حفاری (درآمد حفاری طولی)	۱٫۵٪	جمعیت
درآمدهای حاصل از تابلوهای معرف کاربری تبلیغاتی	۱٫۳٪	جمعیت
بهای خدمات مدیریت پسماند (تجاری و اداری) کسب و پیشه	۱٫۲٪	جمعیت
تمدید پروانه‌های ساختمان‌های نیمه‌کاره	۱٫۱٪	رونق ساخت‌وساز
سایر	۳٪	-
مجموع	۱۰۰٪	-

منبع: گزارش تفریغ بودجه، ۱۳۹۹ و یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که مشخص است این منابع وصولی عمدتاً وابسته به رونق بخش ساختمان (تعداد معاملات مسکن، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره و قیمت زمین) و وضعیت جمعیت ساکن در منطقه (تراکم جمعیت) است.

در این مطالعه برای بررسی اثرات قیمت زمین، تعداد پروانه

در حوزه مطالعات خارجی نیز عمده مطالعات صورت گرفته مرتبط، به موضوع آثار قیمت مسکن بر درآمد دولت‌های محلی متمرکز بوده است. ذکر این موضوع ضروری است که در بسیاری از نقاط جهان، شهرداری‌ها غالباً دولت‌های محلی با کارکرد خدمات یکپارچه و فراگیر هستند که ساختار درآمدی متفاوتی از شهرداری‌های ایران دارند. در ادامه، چارچوب و نتایج برخی از این مطالعات بازخوانی شده‌اند:

الم و لگیوزامون در مقاله‌ای به بررسی آثار بحران مسکن بر درآمدهای مالیاتی محلی در ایالات متحده پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این مطالعه که با استفاده از فرم خلاصه شده تخمین انجام شده است^۵، بحران مسکن که با «رکود بزرگ» آغاز شد، از کانال افزایش چشمگیر سلب مالکیت خانه بر درآمدهای مالیاتی دولت محلی اثر گذاشته و تأثیر مستقیم، منفی، اما اندکی بر کل درآمدهای مالیاتی در سطح محلی و از طریق کاهش بودجه دولت ایالتی، تأثیر غیرمستقیم و منفی بر دولت‌های محلی داشته است (Alma & Leguizamon, 2018).

لوتز و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی اثر بحران مسکن بر درآمد مالیاتی دولت‌های ایالتی و محلی در ایالات متحده پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این مطالعه، بحران مسکن از چهار کانال بر درآمدهای مالیاتی ایالتی و محلی تأثیر می‌گذارد: (۱) درآمدهای مالیات بر دارایی؛ (۲) درآمدهای مالیاتی انتقال دارایی؛ (۳) درآمدهای مالیات بر فروش (شامل تأثیر مستقیم از طریق مصالح ساختمانی و تأثیر غیرمستقیم از طریق پیوند بین ثروت مسکن و مصرف) و (۴) درآمدهای مالیات بر درآمد شخصی. بررسی‌های این مطالعه نشان می‌دهند درآمدهای مالیات بر دارایی به دنبال کاهش قیمت مسکن به دلیل انعطاف‌پذیری دریافت‌های مالیات بر دارایی به واسطه وقفه‌های قابل توجه بین ارزش‌های بازار و ارزش‌های ارزیابی شده مسکن و تمایل سیاست‌گذاران برای جبران کاهش پایه مالیاتی با نرخ‌های مالیاتی بالاتر، تمایلی به کاهش ندارد. کانال‌های دیگر نیز تأثیر نسبتاً کمی بر درآمدهای مالیاتی دولت ایالتی و محلی داشته‌اند و کاهش در درآمدهای مالیاتی ایالتی و محلی عمدتاً ناشی از رکود اقتصادی عمومی بوده است نه رکود بازار مسکن (Lutz et al., 2011).

دورنر و ایلانفلت در مطالعه‌ای به بررسی اثر قیمت مسکن بر درآمدهای دولت محلی با استفاده از داده‌های شهرهای ایالت فلوریدا به روش پنل دیتا پرداخته‌اند. براساس یافته‌های این مقاله برای شهرها با اندازه متوسط، درحالی‌که افزایش قیمت مسکن باعث افزایش درآمد می‌شود (تأثیر اندک)، کاهش قیمت تأثیری بر درآمدها ندارد. همچنین، تغییر در قیمت مسکن می‌تواند علاوه بر

برآورد خطاهای استاندارد نسبت به حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر، تخمین مناسب‌تری را ارائه می‌کند. علاوه بر این، اشاره کرده‌اند در مدل‌هایی که تعداد مقاطع به تعداد دوره‌های زمانی بررسی شده نزدیک است، تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی، روش کارآمد برای تخمین ضرایب و تخمین خطای استاندارد فراهم می‌کند. در این پژوهش، تابع تخمین با استفاده از هر دو روش گزارش می‌شود (Reed & Webb, 2010).

با توجه به دستاورد پترسون و همکاران (۱۹۹۷)^{xi} در مطالعات تجربی، در نظر گرفتن مدل‌های ساده‌تر می‌تواند به نتایج واقعی‌تری می‌انجامد (Peterson et al., 1997). برای همین منظور، مدل زیر نزدیک‌ترین مدلی است که بتواند اثر این متغیرها را بر درآمد شهرداری تهران در مناطق ۲۲ گانه شهر منعکس سازد:

$$dms_{it} = f(moa_{it}, pv_{it}, trj_{it}, pz_{it}) \quad (1)$$

$$dms_{it} = \alpha_0 \times moa_{it}^{\alpha_1} \times pv_{it}^{\alpha_2} \times trj_{it}^{\alpha_3} \times pz_{it}^{\alpha_4} \quad (2)$$

تصریح مدل (۱) برای تخمین با استفاده از روش پانل دیتا به صورت زیر خواهد شد:

$$\ln(dms_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(moa_{it}) + \beta_2 \cdot \ln(pv_{it}) + \beta_3 \cdot \ln(trj_{it}) + \beta_4 \cdot \ln(pz_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن به ترتیب، dms درآمد مناطق ۲۲ گانه شهر تهران به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ به عنوان متغیر وابسته، moa تعداد معاملات انجام شده در مناطق ۲۲ گانه، pv تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره، trj تراکم جمعیت در مناطق ۲۲ گانه شهرد تهران، pz قیمت زمین در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ به عنوان متغیر مستقل را نشان می‌دهد.

برای بررسی ایستایی متغیرها و به منظور جلوگیری از رخ دادن رگرسیون کاذب در مدل معرفی شده می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد مربوط به داده‌های تابلویی در حالت ریشه واحد مشترک، آزمون لوین-لین-چو (Levin et al., 2002) استفاده کرد. نتایج حاصل از آزمون در جدول ذیل نشان‌دهنده ایستایی لگاریتم طبیعی متغیرهای درآمد حقیقی مناطق ۲۲ گانه شهر تهران، تعداد معاملات مسکن و تراکم جمعیت تعداد در سطح و تعداد پروانه‌های صادره و قیمت زمین با یک بار تفاضل‌گیری است.

دومین آزمونی که نتایج آن مانع از برآورد رگرسیون کاذب و اطمینان از برآورد یک رگرسیون صحیح می‌شود، آزمون هم‌انباشتگی (هم‌جمععی) بین متغیرها، قبل از برآورد مدل است؛ به ویژه زمانی که مثل حالت فوق بعضی از متغیرها در سطح نایستا هستند، این آزمون با حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت میان

ساخت صادره، تعداد معاملات مسکن و تراکم جمعیت مناطق ۲۲ گانه شهر تهران بر درآمد مناطق ۲۲ گانه شهر تهران از روش پانل ایستا استفاده خواهد شد. روش داده‌های تابلویی علاوه بر قابلیت بالا در تشخیص و اندازه‌گیری اثراتی که به راحتی در مطالعات مقطعی و سری زمانی خاص پیش‌بینی‌پذیر نیستند، نسبت به آن مدل‌ها، انعطاف‌پذیری بیشتر، همخطی کمتر، درجه آزادی بیشتر و کارایی بالاتری نیز دارند.

برای انجام این تحقیق از اطلاعات مربوط به قیمت زمین، تعداد پروانه ساخت صادره، تعداد معاملات مسکن و تراکم جمعیت مناطق ۲۲ گانه شهر تهران (مرکز آمار ایران) و درآمد مناطق ۲۲ گانه شهر تهران برای دوره زمانی ۹۹-۱۳۹۵ به صورت فصلی و تکنیک اقتصادسنجی تابلویی به شیوه رویکرد عملی حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر^{vi} و تخمین زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی^{vii} استفاده شده است. دلیل استفاده از این دو روش به جای کاربرد روش داده‌های تابلویی معمولی آن است که داده‌های تابلویی، ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی است و احتمال نقض فروض رگرسیون خطی کلاسیک شامل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در تخمین الگو با این روش وجود دارد. خودهمبستگی مشکل مربوط به داده‌های سری زمانی و ناهمسانی واریانس مشکل خاص داده‌های مقطعی است که این مشکلات در داده‌های تلفیقی پیچیده‌تر می‌شوند. زمانی که اجزای خطای رگرسیون پنل، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی دارند، روش حداقل مربعات معمولی^{viii} دیگر بهترین تخمین زن خطی بدون تورش^x نیست. در این صورت می‌توان الگو را با استفاده از تخمین زن حداقل مربعات تعمیم‌یافته^x برآورد کرد که تخمین زنی خطی بدون تورش است و انحراف معیارهای معتبر ارائه می‌کند؛ اما مشکل این روش این است که فرض می‌کند ماتریس واریانس-کوواریانس معلوم است؛ درحالی‌که در عمل این‌گونه نیست. پژوهشگران اقتصادسنجی، دو روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و تخمین زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی را از بهترین روش‌های آزمون شده برای غلبه بر این مشکل می‌دانند؛

پارکس روش مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و بک و کاتز روش تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی را به جای مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر به دلیل خطاهای استاندارد کوچک پیشنهاد کرده‌اند (Parks, 1967; Beck & Katz, 1995). رید و وب با بررسی ویژگی‌های تخمین زن‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی نتیجه گرفتند که روش تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی در

متغیرها مقدمه‌ای برای تخمین الگوی مدنظر است.

زمانی است. درواقع آنها از آماره‌های دیکی-فولر برای آزمون هم‌انباشتگی استفاده کردند.

جدول ۳- آزمون ایستایی لوین و لین و چو

	Ic	
	سطح	تفاضل مرتبه اول
ldms	۷,۷۶۷- (۰,۰۰۰)	
lmoa	۵۹۰.۴- (۰,۰۰۰)	
lpv	۱,۱۷۶- (۰,۱۱۹)	-۹,۰۴۶ (۰,۰۰۰)
ltrj	-۳,۵۹۶ (۰,۰۰۰۲)	
lpz	۵,۴۵۹ (۱,۰۰۰)	-۷,۹۹۴ (۰,۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- خروجی آزمون هم‌جمعی کائو

	Statistics	p-value
H0: No cointegration Ha: All panels are cointegrated		=22 =18
Cointegrating vector: Same Panel means: Included Time trend: Not included AR parameter: Same	Number of panels Number of panels	Kernel: Bartlett Lags: 1.86 (Newey-West) Augmented lags: 1
Modified Dickey-Fuller t		
Dickey-Fuller t	-7.3219	0.0000
Augmented Dickey-Fuller t	-11.2299	0.0000
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-23.4481	0.0000
Unadjusted Dickey-Fuller t	-16.2871	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهش

رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل (نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها) در سطح اطمینان ۹۹ درصد است. بر این اساس و با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در خروجی بالا، براساس پنج آماره محاسباتی آزمون کائو شامل دیکی فولر اصلاح‌شده، دیکی فولر، دیکی فولر تقویت‌شده، دیکی فولر اصلاح‌شده تعدیل‌نشده، دیکی فولر تعدیل‌نشده، فرضیه صفر رد و بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مدل یک رابطه بلندمدت وجود دارد؛ ازاین رو، با اطمینان از صحت رگرسیون مدل و تحلیل نتایج آن تخمین زده می‌شود.

آزمون لیمر و هاسمن: در ادامه برای مشخص کردن روش تخمین از دو آزمون لیمر و هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون لیمر نشان می‌دهند مدل استفاده‌شده، تجمیعی^{xi i} است یا پانل^{xi ii} و آزمون هاسمن برای تعیین اینکه مدل پانل با اثرات ثابت برآورد شود یا پانل با اثرات تصادفی، استفاده می‌شود.

با توجه به نتایج حاصل شده از آزمون لیمر و هاسمن در جدول ۶ مشاهده می‌شود با رد فرض صفر در آزمون F لیمر می‌باید مدل پانل را در مقابل روش تلفیق داده‌ها پذیرفت و همچنین، براساس نتایج آزمون هاسمن و رد شدن فرض صفر، پیشنهاد می‌شود مدل با اثرات ثابت برآورد شود.

آزمون هم‌انباشتگی: مفهوم اقتصادی هم‌انباشتگی آن است که وقتی دو یا چندمتغیر سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادل بلندمدت را شکل دهند. هرچند ممکن است این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی باشند (نایستا باشند)، درطول زمان همدیگر را به‌خوبی دنبال می‌کنند؛ به‌گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات باشد (ایستا)؛ بنابراین، مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص. ۷۶).

با توجه به اینکه داده‌های پانلی نیز ممکن است نایستا باشند، هم‌انباشتگی و آزمون آن در این نوع داده‌ها نیز از اهمیت فراوانی برخوردار است. همانند آزمون‌های ایستایی، آزمون‌های هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی نیز از آزمون‌های هم‌انباشتگی برای واحدهای مقطعی به‌صورت جداگانه قوی‌تر هستند؛ زیرا این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی، کوتاه‌مدت و اندازه نمونه کوچک است نیز قابلیت استفاده دارند (Baltagi, 2005, p. 252). در این راستا در این بخش از تحقیق آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی مطالعه اجرا می‌شود.

آزمون هم‌انباشتگی این امکان را می‌دهد تا بتوان رگرسیونی را بدون هراس از کاذب بودن آن برآورد کرد. آزمون‌های متعددی برای آزمودن هم‌جمعی ارائه شده‌اند که از آن جمله می‌توان به آزمون‌های پدرونی و کائو اشاره کرد (Pedroni, 2004; Kao, 1999). آزمون کائو و پدرونی براساس آزمون باقیمانده‌های رگرسیون بوده و مشابه اجرای آزمون هم‌جمعی انگل - گرنجر در داده‌های سری

جدول ۵- خروجی آزمون لیمر و هاسمن

معنی داری	آماره	آزمون
۰,۰۰۰۰	۲۳,۱۱	F لیمر
۰,۰۰۰۰	۹۹,۹۳	هاسمن

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون خودهمبستگی و ولدیریج: به منظور بررسی و تعیین وجود داشتن یا نداشتن مشکل خودهمبستگی جملات خطا در داده‌های مورد استفاده پانل، از آزمون ولدیریج استفاده شده است. این آزمون با استفاده از باقی مانده‌های رگرسیون مرتبه اول به آزمون خودهمبستگی می‌پردازد؛ به طوری که فرض صفر حاکی از نبود خودهمبستگی است. با توجه به خروجی حاصل از آزمون ولدیریج در پایین آماره F و احتمال مربوطه که بالای ۰,۰۵ برآورد شده است، فرضیه صفر، قبول و مدل بررسی شده با مشکل خودهمبستگی مواجه نیست.

جدول ۷- خروجی آزمون خودهمبستگی و ولدیریج

H0: no first-order autocorrelation
F (1, 21)= 0.05
Prob>F=0.9425

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون‌های صورت پذیرفته، به دلایلی وجود مشکل واریانس ناهمسانی نتایج تخمین الگو با روش داده‌های تابلویی معمولی، اعتبار کافی ندارند؛ در نتیجه، برای رفع این مشکل از دو روش حداقل مربعات تعمیم یافته امکان پذیر و تخمین زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی استفاده شد و نتایج در جدول مقایسه‌ای گزارش شدند.

بررسی خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در مدل: درباره مشکلات مربوط به وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در مدل‌های پانلی، ذکر این نکته ضروریست که خودهمبستگی مشکل مربوط به داده‌های سری زمانی و ناهمسانی واریانس مربوط به داده‌های مقطعی است؛ بنابراین، در ادامه برای اطمینان از معنی داری برآورد هر دو آزمون مربوط به خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی اجرا می‌شود.

آزمون واریانس ناهمسانی والد اصلاح شده یکی از روش‌های تشخیص دادن ناهمسانی واریانس در داده‌های مورد استفاده پانل، بهره‌گیری از آزمون والد اصلاح شده است؛ به طوری که فرض صفر دربرگیرنده این گزاره است که واریانس‌ها همسان‌اند؛ در نتیجه، رد فرض صفر به معنی وجود مشکل ناهمسانی واریانس در مدل تخمینی است. با توجه به خروجی آزمون والد اصلاح شده که در زیر مشخص است، آماره کای دو با احتمال زیر ۰,۰۵ گواهی به رد فرض صفر و وجود مشکل واریانس ناهمسانی در مدل دارد.

جدول ۶- خروجی آزمون واریانس ناهمسانی والد اصلاح شده

H0: sigma (i)^2 for all i
Chi2 (22)= 6754.71
Prob>chi2= 0.0000

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- نتایج نهایی مدل با استفاده از روش PCSE و FGLS

متغیر	روش FGLS				روش PCSE			
	ضرایب	انحراف معیار	توزیع Z	احتمال	ضرایب	انحراف معیار	توزیع Z	احتمال
Lmoa	۰,۲۲۵	۰,۰۳۱	۷,۱۱	۰,۰۰۰	۰,۲۱۳	۰,۰۴۲	۵,۰۷	۰,۰۰۰
Lpv	۰,۳۸۸	۰,۰۵۸	۶,۶۳	۰,۰۰۰	۰,۴۵۴	۰,۰۷۷	۵,۸۹	۰,۰۰۰
Ltrj	-۰,۵۷۵	۰,۰۴۷	۱۲,۰۷-	۰,۰۰۰	۰,۵۶۷	۰,۰۵۷	-۹,۹۰	۰,۰۰۰
Lpz	۰,۸۶۸	۰,۰۴۳	۱۹,۷۳	۰,۰۰۰	۰,۹۲۵	۰,۰۵۶	۱۶,۴۸	۰,۰۰۰
c	-۱,۲۵۸	۰,۶۷۳	-۱,۸۷	۰,۰۶۲	-۲,۲۴۰	۰,۸۳۱	-۲,۶۹	۰,۰۰۷
chi2 آماره والد	۷۹۵,۲۵				۴۸۶,۱۵			
R-squared	-				۰,۵۱			
Prob>chi2	۰,۰۰۰۰				۰,۰۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

نشان از معناداری تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۹٪ به جز عرض از مبدأ در روش حداقل مربعات تعمیم یافته امکان پذیر که در سطح ۹۰٪ معنادار شده است، دارد؛ بدین شرح که در الگوی

یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته امکان پذیر و تخمین زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی

نتیجه گیری

یافته‌های مدل طراحی و آزمون شده حاکی از شدت بالای وابستگی منابع وصولی شهرداری‌های مناطق به رکود و رونق بخش ساختمان هستند. این امر در بلندمدت تبعات جبران‌ناپذیری بر اقتصاد سیاسی شهری خواهد گذاشت؛ از یک سو، با افزایش عرضه سوداگران مسکن، منابع و ظرفیت‌های زیستی شهری را با فشاری مضاعف مواجه خواهد کرد و از سوی دیگر، شهرداری را با چالش تأمین مالی توسعه زیرساخت‌های شهری متناسب با توسعه کالبدی شهر، آن هم در شرایط کاهش ظرفیت‌های درآمدی به دلیل فروش ظرفیت‌های کالبدی شهر در گذشته مواجه خواهد کرد. با وجود نقش قابل توجه شهرداری در کنترل توسعه کالبدی شهر از طریق طرح جامع و طرح‌های تفصیلی و صدور مجوز ساخت متناسب با ضوابط، این نهاد نقش ایجابی درخور توجهی در سیاست‌گذاری بخش مسکن ندارد. با توجه به تفاوت معنی‌دار قیمت تمام‌شده ساخت مسکن در مناطق شمالی و جنوبی شهر تهران که مهم‌ترین علت آن اختلاف قیمت بین ارزش زمین در شمال و جنوب است، سهم هزینه صدور پروانه ساختمانی در مناطق شمالی از کل هزینه‌های تولید مسکن در مقایسه با همین سهم در مناطق جنوبی، بسیار کوچک است و به‌ویژه در دوره‌های رونق انتظار می‌رود اثری بر عرضه مسکن در مناطق شمالی نگذارد. همچنین، با توجه به قیمت‌های نسبی دفترچه ارزش معاملاتی املاک شهر تهران در مناطق شمالی و جنوبی و وجود انحراف معنی‌دار این شاخص از شاخص متناظر مبتنی بر قیمت بازار می‌توان نتیجه گرفت شهرداری تهران توانایی قیمت‌گذاری بر پروانه‌های ساختمانی، متناسب با ارزش زمین، مدیریت دوره‌های رکود و رونق و سیاست‌های نوسازی بافت فرسوده را ندارد که حاصل آن عدم ایفای نقش مؤثر در سیاست‌گذاری بخش مسکن و نیز حداکثرسازی درآمدهای ناشی از توسعه شهر تهران در حوزه مسکن و ساخت‌وساز است.

با توجه به سطوح بالای قیمت نسبی مسکن در مناطق شمالی و موارد بیان شده در بند بالا، می‌توان نتیجه گرفت پایین بودن سهم هزینه پروانه‌های ساختمانی (از قیمت فروش مسکن) در مناطق شمالی نسبت به مناطق جنوبی نشان‌دهنده کشش کم قیمت تقاضای پروانه‌های ساختمانی در این مناطق است؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود سیاست افزایش قیمت تصاعدی پروانه‌های ساختمانی، به‌ویژه در دوره‌های رونق با هدف افزایش درآمدهای شهرداری تهران و همچنین، توسعه متوازن شهر با بازتوزیع ثروت و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن میان مناطق مختلف شهری شایان توجه قرار گیرد.

مطابق یافته‌های پژوهش حاضر، قیمت زمین بالاترین همبستگی مثبت را با درآمد مناطق شهرداری تهران داشته است

بررسی شده، سه متغیر قیمت زمین، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره و تعداد معاملات مسکن با درآمد حقیقی مناطق ۲۲گانه شهرداری تهران مطالعه شده در این پژوهش رابطه مستقیم دارند؛ به نحوی که طبق نتایج حاصل از تخمین مدل با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر با یک درصد افزایش در قیمت زمین و تعداد صدور پروانه ساختمانی، درآمد حقیقی مناطق به ترتیب ۰٫۸۷ درصد و ۰٫۳۹ درصد و همچنین، طبق نتایج حاصل از تخمین مدل با روش تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی به ترتیب ۰٫۹۲ و ۰٫۴۵ درصد افزایش می‌یابد. این امر به واسطه افزایش سهم درآمدهای با منشأ شهرسازی در مناطق شهرداری تهران صورت می‌پذیرد. همچنین، نتایج حاصل از مدل تخمینی به روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی درباره تغییر تعداد معاملات نیز حاکی از رابطه مستقیم و معنی‌دار دارد؛ به طوری که نتایج حاصل از برآورد به روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی نشان از افزایش به ترتیب ۰٫۲۲ و ۰٫۲۱ درصدی در درآمد حقیقی مناطق در ازای یک درصد افزایش در تعداد معاملات دارد. منشأ افزایش درآمدهای حقیقی مناطق از محل افزایش تعداد معاملات نیز از محل افزایش درآمدهای شهرسازی است. مکانیزم اثر عکس تراکم جمعیت بر درآمد حقیقی مناطق ۲۲گانه شهرداری تهران بدین صورت است که: با فرض وجود هم‌پیوندی معکوس میان تراکم جمعیت و وضعیت اقتصادی ساکنین در مناطق ۲۲گانه شهرداری تهران افزایش تراکم جمعیت در مناطق شهری تهران نشان از کاهش قدرت مالی شهروندان در آن مناطق داشته و از طریق دو کانال یک: دشواری در وصول عوارض شهرداری و دو: رکود اقتصادی و نتایج منفی در بخش مسکن مناطق مورد اشاره، بر درآمد حقیقی مناطق ۲۲گانه شهرداری تهران در جهت کاهش مؤثر است؛ به طوری که در هر دو روش تخمینی، رابطه میان تراکم جمعیت و درآمد حقیقی مناطق منفی و معنی‌دار حاصل شده است. در روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر با یک درصد رشد در تراکم جمعیت، شاهد کاهش ۰٫۵۷ درصدی و در روش تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی با یک درصد رشد در تراکم جمعیت، شاهد کاهش ۰٫۵۶ درصد درآمد حقیقی مناطق خواهیم بود. مقدار R^2 در روش تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی حدود ۵۱٪ گزارش شده است که نشان از توضیح‌دهندگی ۵۱ درصدی متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل دارد.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و همکاران (۱۴۰۰). «الگوسازی سفته‌بازی مسکن شهر تهران»، *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۱۲، شماره ۴، ص ۱۳۷-۱۷۹. 10.29252/jem.2022.226027.1723

متوسلی، محمود و همکاران (۱۳۸۹). «تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خودرگرسیون فضایی تلفیقی و الگوی تصحیح خطای برداری»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۱، ص ۱۱۳-۱۳۱. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4934-fa.html>

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران: رسا.

- Alma, J. & Leguizamon, J. S. (2018). The housing crisis, foreclosures, and local tax revenues. *Regional Science and Urban Economics*, 70, 300-311. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.09.006>
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiley.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3ed ed.). John Wiley & Sons Inc.
- Beck, N. & Katz, J. N. (1995). What to do (And Not to Do) With Time Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, 89(3), 634-647. 10.2307/2082979
- Danesh Jafari D., Babajani, J. & Karimi Osbuei, S. (2014). Stability Analysis of Financial Resources and Income of Tehran Municipality. *Journal of Urban Economics and Management*, 2(7), 15-34. <http://iueam.ir/article-1-75-en.html> [In Persian].
- Doerner, M. & Ihlanfeldt, R. (2011). House prices and city revenues. *Regional Science and Urban Economics*, 41(4), 332-342. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.02.004>
- Gholizadeh, A. A., Manochehri, S., & Fatemi Zardan, Y. (2022). Modeling of Speculation in the Housing Market of Tehran. *Journal of Economics and Modelling*, 12(4), 137-179. 10.29252/jem.2022.226027.1723 [In Persian].
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis*. Pearson.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Khamar, Gh., & Javadian, M. (2015). Prediction of the amount of the revenue from the complications of the municipality of using model neural network (case study: the city of Zabul). *Journal of Research and Urban Planning*, 6(23), 21-34. https://jupm.marvdasht.iau.ir/article_1761.html?lang=en. [In Persian].
- Motavasseli, M., Mohammadi, S., & Doroudeyan, H. (2010). Diffusion of House Price Dynamics in Tehran: Using Spatial Autoregressive and Vector Error-Correction Models. *QJER*, 10(1), 113-131. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4934-en.html> [In Persian].
- Levin, A. Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit Root

(۸۷٪) در روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر و ۹۲٪ در روش تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد داده‌های تابلویی) که نشان از وجود منافع درآمدی برای شهرداری مناطق از افزایش قیمت زمین دارد. همچنین، با توجه به پیشگامی و پیشرانی قیمت در مناطق شمالی شهر و تأثیر با وقفه آن بر قیمت سایر مناطق (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹) و کاهش شدت سفته‌بازی در حرکت از شمال به سمت جنوب شهر تهران (قلی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰) می‌توان نتیجه گرفت منافع مشترک سفته‌بازان و شهرداری تهران از رشد قیمت زمین (مسکن) سبب همسویی راهبردی میان این دو بازیگر عمده بخش مسکن شهر تهران داشته و بر تولید و تحولات روند عرضه مسکن تأثیر جدی گذاشته است. با توجه به کم‌کشش بودن عرضه مسکن و نقش آن در کنترل نوسانات و شوک‌های بازار مسکن، صرفه‌های ناشی از سیاست‌گذاری‌های حمایتی دولت در تضعیف همبستگی یادشده میان قیمت زمین (مسکن) با درآمد شهرداری تهران بر کنترل نوسانات و شوک‌های بازار مسکن درخور تأمل و مطالعه بیشتر است.

منابع

- حسن‌زاده، علی و خسروشاهی، پرویز (۱۳۸۷). *الگوی تأمین مالی کارآمد برای شهرداری‌های کلان‌شهرها (مطالعه موردی شهرداری تهران)*، اولین همایش مالیه شهرداری، مشکلات و راهکارها.
- خمر، غلامعلی و جوادیان، معصومه (۱۳۹۴). «پیش‌بینی میزان درآمد حاصل از دریافت عوارض شهری شهرداری‌ها با استفاده از مدل شبکه عصبی (مطالعه موردی: شهر زابل)»، *نشریه پژوهش و برنامه‌ریزی شهری*، دوره ۶، شماره ۲۳، ص ۲۱-۳۴. https://jupm.marvdasht.iau.ir/article_1761.html
- دانش‌جعفری، داوود و همکاران (۱۳۹۳). «ارزیابی پایداری منابع مالی و درآمدی شهرداری تهران»، *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، دوره ۲، شماره ۷، ص ۱۵-۳۴. <http://iueam.ir/article-1-75-fa.html>
- رضایی، فرزین و حقیق، هادی (۱۳۹۱). «شاخص تمرکز بازار صنعت و بازده سهام شرکت‌های تولیدی»، *مجله مطالعات مدیریت صنعتی*، دوره ۹، شماره ۲۵، ص ۱۳۳-۱۵۹. https://jims.atu.ac.ir/article_2012.html
- شرزه‌ای، غلامعلی و مجتهد، احمد (۱۳۸۵). *پروژه اصلاح و تأمین منابع درآمدی شهرداری‌های کشور*. پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، به پیشنهاد سازمان شهرداری‌های کشور.

- B. J. (1997). Exploring the Implications of the Internet for Consumer Marketing. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 25, 329-346. <https://doi.org/10.1177/0092070397254005>
- Reed, W. R., & Webb, R. (2010). The PCSE Estimator is Good-Just Not as Good as You Think. *Journal of Time Series Econometrics*, 2(1), 1928-1941. <https://doi.org/10.2202/1941-1928.1032>
- Rezaei, F., & Haqiq, H. (2012). Industry Concentration and Manufacturing Industries Stock Returns. *Industrial Management Studies*, 9(25), 133-159. https://jims.atu.ac.ir/article_2012.html?lang=en [In Persian].
- Sharzei, Gh., & Mojtahed, A. (2006). *The project of reforming and providing the revenue sources of the country's municipalities*. Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, at the suggestion of the Organization of Municipalities of the country. [In Persian].
- Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lutz, B., & Molloy, R. S. (2011). The housing crisis and state and local government tax revenue: Five channels. *Regional Science and Urban Economics*, 41(4), 306-319. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.03.009>
- Parks, R. W. (1967). Efficient Estimation of A system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 500-509. <https://doi.org/10.1080/01621459.1967.10482923>
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), 597-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Peterson, R. A., Balasubramanian, S., & Bronnenberg,

ⁱ FGLS

ⁱⁱ PCSE

ⁱⁱⁱ MFNN

^{iv} BP

^v Reduced form estimation

^{vi} FGLS

^{vii} PCSE

^{viii} OLS

^{ix} BLUE

^x GLS

^{xi} Peterson et al.

^{xii} Pooled

^{xiii} Panel