فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۱۲(۱(پیاپی ۴۵))، ۱۰۶-۸۷
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags،
Magiran، Ensani، RICeST، Civilica
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

فصلنامه علمی
اقتصاد و مدیریت شهری

تحلیل اثرپذیری سرمایه‌گذاری مسکن از مخارج عمومی محلی (نمونه موردی کلان‌شهرهای منتخب ایران)

ناصر یارمحمدیان* استادیار گروه اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران.
سعیده جعفری یقین کارشناس ارشد اقتصاد شهری، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران
آمنه شهیدی دکترای اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، ایران

چکیده

با توجه به ویژگی چسبندگی فضایی مسکن، یکی از عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن موقعیت قرارگیری و دسترسی به امکانات و خدمات محیط اطراف است. همین امر پایه‌ای برای دفاع از اثرگذاری مخارج عمومی محلی بر ارزش مسکن و در نتیجه سرمایه‌گذاری در مسکن را ایجاد می‌کند. در این مقاله با الهام از الگوی درآمد مخارج محلی و برآورد ضریب فزاینده محلی کینز تأثیر مخارج عمومی محلی بر سرمایه‌گذاری مسکن تحلیل شده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ترکیبی از ۶ کلان‌شهر ایران برای دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۹ کشش سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به مخارج شهرداری‌ها با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد مخارج شهرداری کلان‌شهرها در ایران تأثیر مثبت و معنادار اما اندک بر سرمایه‌گذاری محلی مسکن دارد.

واژگان کلیدی: مخارج عمومی محلی، سرمایه‌گذاری مسکن، ضریب فزاینده کینزی، کلان‌شهرها

طبقه‌بندی JEL: R31، R38، H72

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*نویسنده مسئول: n.yarmohamadian@aui.ac.ir

مقدمه

مسکن یک کالای غیرمنقول با دوام و پرهزینه است و می‌توان گفت سهم بالایی از سبد مصرفی هر خانوار را شامل می‌شود و به دلیل دوام‌پذیری بخش عمده‌ای از پورتفولیوی سرمایه‌ای افراد را نیز پوشش می‌دهد. علاوه بر اهمیتی که مسکن در سطح خرد و در رابطه با زندگی اشخاص دارد در سطح کلان نیز بخش مسکن به عنوان یک بخش پیشرو در اقتصاد شناخته می‌شود و سهم بالایی از تشکیل سرمایه‌گذاری ناخالص و ارزش افزوده هر اقتصادی به این بخش تعلق دارد. از این حیث، همواره رونق بخش مسکن که توام با ورود سرمایه‌ها به این بخش است، از اهمیت بالایی برخوردار بوده و دوره‌های رکود و رونق آن مورد توجه محققین قرار می‌گیرد. بدیهی است درک صحیح از وضعیت رونق و رکود این بخش، نیازمند شناخت عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن است. بر این اساس، مطالعه حاضر بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن تأکید دارد و در میان عوامل مؤثر، به‌طور خاص، مخارج عمومی محلی را مورد توجه قرار داده است. هرچند در ایران به دلیل ویژگی‌های نظام مالی شهرداری‌ها، دوره‌های رونق و رکود بخش مسکن بر درآمد و مخارج شهرداری‌ها مؤثر است اما اثرگذاری مخارج شهرداری‌ها بر سرمایه‌گذاری و رونق بخش مسکن موضوعی است که با وجود حمایت‌های نظری و تئوریک کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

در رابطه با نحوه اثرگذاری مخارج دولت محلی بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن باید اشاره کرد که بازار مسکن یک بازار سرمایه‌گذاری است که براساس انتظارات بازار هدایت می‌شود، مکانیزمی که بر انتظارات بازار مبادلات تجاری تأثیر می‌گذارد از مقایسه بین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری مسکن و بازده مورد انتظار سایر ابزار سرمایه‌گذاری نشأت می‌گیرد. اگر بازدهی سرمایه‌گذاری مسکن بالا باشد، انتظار افزایش سرمایه‌گذاری مسکن شدید خواهد بود که می‌تواند افزایش سریع سرمایه‌گذاری مسکن را ترویج کند. بازگشت سرمایه‌گذاری مسکن خود به‌طور عمده شامل دو بخش است: درآمد اجاره مسکن و افزایش ارزش مسکن که بازده سرمایه‌گذاری مسکن بیشتر وابسته به افزایش ارزش مسکن است؛ افزایش ارزش مسکن نیز از رشد خدمات عمومی محیط اطراف ناشی می‌شود (لی[1]، ۲۰۱۸). البته در ایران بهبود خدمات عمومی محیط به تنهایی منجر به افزایش ارزش مسکن نمی‌شود بلکه می‌توان گفت یکی از عوامل افزایش ارزش مسکن بهبود خدمات عمومی محیط اطراف است. در ایران، غالب این خدمات عمومی توسط شهرداری‌ها عرضه می‌شود که جانشینی برای دولت‌های محلی می‌باشند.

از طرف دیگر شهرداری‌ها که در ایران جانشینی برای دولت‌های محلی محسوب می شوند و وظیفه ارائه خدمات عمومی محلی را برعهده دارند، تنها نهاد عمومی شهری می‌باشند که نتیجه عملکرد آن مستقیماً با زندگی روزانه مردم ارتباط می‌یابد. بنابراین با توجه به جنس فعالیت شهرداری‌ها و تأمین مالی آن‌ها از طریق مالیات محلی، می‌توان گفت مخارج عمومی شهرداری‌ها، تأثیر بسزایی بر بخش واقعی اقتصاد شهر نیز دارد و می‌توان این اثر را با ضریب فزاینده محلی کینزی شناسایی کرد به نحوی که هر ریال مخارج عمومی محلی به اندازه ضریب فزاینده که بیش از واحد است، موجب تحرک تولید می‌شود. از آنجا که مسکن سهم بزرگی از هر اقتصادی را دربردارد و این سهم در اقتصاد شهری به مراتب بیشتر است، تأثیرگذاری مخارج شهرداری‌ها از طریق ضریب فزاینده کینزی بر بخش مسکن متنابه است. این پژوهش به دنبال ارزیابی اثر مخارج شهرداری‌ها بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن است و برای این منظور ۶ کلان‌شهر کشور مدنظر قرارگرفته است.

[2]. Shihao Li

پیشینه تحقیق

مطالعات داخلی

پیری و همکاران (۱۴۰۱) با هدف بررسی دلائل وجود افتراق فضایی در سرمایه‌گذاری مسکن مسکن در سطح مناطق شهری شهر اهواز، به تحلیل فضایی گستردگی و تراکم متغیرهای دسترسی به خدمات شهری، ناامنی، فقر، تراکم جمعیت و نرخ بیکاری، در سطح مناطق شهری اهواز پرداختند. آن‌ها نتیجه گرفتند افتراق مکانی و فضایی گسترده‌ای در بین محلات شهری اهواز وجود دارد و الگوی موجود در سرمایه‌گذاری مسکن متناسب با رشد و توسعه شهر اهواز چه در مقیاس فضایی و چه در مقیاس جمعیتی نمی‌باشد و نظام سیاسی و مدیریت شهری حاکم بر شهر اهواز در واقع نتوانسته است به تقاضاهای گروه‌های مختلف جامعه متناسب با توان مالی آنها پاسخ دهد.

کی فرخی و فرهمند (۱۳۹۵) در تحقیق خود تلاش کرده‌اند اثر متغیرهای شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، درآمد سرانه‌ی خانوار، قیمت زمین، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده و نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن بر قیمت مسکن در کلان شهر اصفهان را مورد بررسی قرار دهند. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از تأثیرپذیری زیاد قیمت مسکن از قیمت زمین و شاخص خدمات ساختمانی است. همچنین به منظور سرعت تعدیل الگو به سمت الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز محاسبه شده است که مقدار این ضریب نشان می‌دهد که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت کند می‌باشد.

رحمانیان و مهدوی (۱۳۹۵) در پژوهش خود به مطالعه مقایسه‌ای سیاست‌ها و برنامه‌های تأمین مسکن شهری اقشار آسیب‌پذیر جامعه (افراد کم‌درآمد) کشور ایران با کشور ژاپن پرداخته‌اند. این تحقیق از حیث هدف، کاربردی است و به روش توصیفی-تحلیلی به مرور اسناد سیاست‌های مذکور پرداخته و از نظر کارآمدی آن را در دو کشور مقایسه می‌کند تا از این طریق راهکارهای عملی برای حل مسئله مسکن شهری اقشار کم درآمد ایران که طبق آخرین آمار ۱۵ درصد از جمعیت شهرنشین را به خود اختصاص می‌دهد، ارائه کند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست‌های عمده تأمین مسکن شهری اقشار کم درآمد، از جمله اعطای زمین رایگان شهری به پروژه‌های انبوه‌سازی مسکن برای کاهش هزینه تمام شده و نیز پرداخت وام‌های بلندمدت ساخت مسکن، در هر دو کشور تا حد زیادی مثل هم بوده‌اند اما در طرح اجرایی آن، به ویژه متولی‌گری امر مسکن شهری، تفاوت‌های زیادی وجود دارد. در نتیجه با توجه به سیاست‌های موفق کشور ژاپن در حل مشکل کمبود مسکن شهری و حتی دستیابی به مازاد عرضه کنونی، پیشنهادهایی برای رفع تقاضا و بهبود وضعیت مسکن اقشار کم درآمد شهرنشین در ایران ارائه شده است.

شاه‌آبادی و گنجی (۱۳۹۲)، در مقاله خود عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان ایران، طی دوره زمانی ۱۳۸۹- ۱۳۶۸ را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که علاوه بر بهبود میزان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان طی برنامه‌های توسعه اقتصادی مانند مقطعی بودن سیاست‌گذاری‌ها توسط متولیان بخش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان متناسب با نیاز جامعه نبوده و هنوز شکاف زیادی میان عرضه و تقاضای مسکن و ساختمان در کشور وجود دارد. تحلیل این پژوهش به صورت توصیفی می‌باشد.

عظیمی، مهرآرا و خلیلی عراقی (۱۳۹۱) در پژوهش خود به تأثیرگذاری عوامل مؤثر در سمت عرضه و تقاضای مسکن با استفاده از مدل‌سازی اصول اقتصاد خرد پرداخته‌اند و اثر متغیرهای مختلف بر سرمایه‌گذاری مسکن از جمله مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوارها، هزینه استفاده (هزینه مالکیت مسکن)، تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری زمین و هزینه ساخت را مورد مطالعه قرارداده‌اند. با توجه به مزیت‌های داده‌های ترکیبی پنل، در این مطالعه اطلاعات دوره زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۹

مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان کشور به‌کار گرفته شده است. همچنین، اطلاعات آماری نامتوازن برای تفکیک اثر متغیرها در افق زمانی با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی پویا معادلات به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شدند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که در بلندمدت (DOLS[1]) مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و سرمایه‌گذاری زمین اثر مثبت و هزینه مالکیت دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری حقیقی مسکن است. در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، سرمایه‌گذاری زمین، هزینه ساخت و سرمایه‌گذاری با وقفه مسکن بر سرمایه‌گذاری حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی می‌باشد.

اکبری، عمادزاده و رضوی (۱۳۸۳) در مطالعه خود برای تعیین عوامل مؤثر بر مکان گزینی خانوارهای ساکن مشهد از روش قیمت هدانیک استفاده کرده و برای تبیین این عوامل، چهار ویژگی برای مسکن معرفی کردند که عبارتند از: ویژگی‌های فیزیکی یا ساختاری، محیطی، دسترسی و فضایی. با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی و برای مقید ساختن متغیر مربوط به ویژگی فضایی از تابع قیمت به مکان استفاده شده است؛ به این ترتیب "وابستگی فضایی" به بررسی نحوه توزیع آنها در قالب پدیده ای به نام قیمت هر مسکن از ویژگی‌های مکانی و ساختاری مسکن‌های مجاور نیز تأثیرپذیر می‌باشد. از این پژوهش این طور نتیجه‌گیری می‌شود که وجود یا عدم وجود وابستگی فضایی در مدل هدانیک با توجه به نوع واحد مسکونی و وسعت زیربازارهای مشخص شده برای آن متفاوت می‌باشد. همچنین مدل اقتصادسنجی فضایی [2]درمقایسه با مدل اقتصادسنجی [3]مرسوم دارای قابلیت تشخیص بالاتری می‌باشد.

عسگری و چگنی (۱۳۸۶)، در مقاله خود با عنوان تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری به روش داده‌های تابلویی، عوامل مؤثر بر سطح قیمت مسکن (بلندمدت) و نوسان‌های آن (کوتاه‌مدت) را در بین استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد از نظر تقویت، تکامل و گسترش بازارهای مالی و و سهولت در شرایط اعطای وام‌های ساخت و ساز، دولت می‌تواند نقش مهمی در تنظیم بازار و کنترل قیمت مسکن داشته باشد.

عراقی، مهرآرا و عظیمی (۱۳۹۱) به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی پرداخته‌اند و تلاش می‌کنند که عوامل سمت عرضه و تقاضای مسکن را با استفاده از مدل‌های اقتصاد خرد تحلیل کنند. در این مقاله از اطلاعات آماری نامتوازن طی دوره ۱۳۸۹- ۱۳۷۰ که به مناطق شهری ۳۰ استان کشور مربوط می‌شود، استفاده شده است. از جمله نتایج بدست آمده در این مطالعه این است که دولت می‌تواند نقش مهمی را از نظر واگذاری زمین و یا قانون‌گذاری ایفا کند. همچنین افزایش نرخ تورم و نرخ انتظاری افزایش قیمت مسکن، باعث روند صعودی قیمت مسکن می‌شود.

مطهری‌راد (۱۳۹۰)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر لیزینگ زمین و مسکن در توسعه پایدار شهری به عنوان یکی از زیرساخت‌های اصلی سرمایه‌گذاری پرداخته است. آنچه که در این مطالعه بیان شده حاکی از این است که فروش زمین و تبدیل عواید مربوط به آن بر اساس سیاست‌های از قبل تعیین شده به وسیله شهرداری مناطق مختلف، امکان سرمایه‌گذاری در جهت توسعه شهری پایدار را دارد.

احمدی(۱۳۸۴)، در پژوهش خود به بررسی نقش و جایگاه دولت در تأمین مسکن پرداخته است که آن نتیجه‌ای که از این انگاره برداشت می‌شود نشان‌دهنده این است که نوسانات غیر عادی که همه کشورها به وفور آن را تجربه کرده‌اند، باعث می‌شود که قشر با درآمد متوسط و ضعیف جامعه از بخش تقاضای مؤثر جامعه حذف شود

[1] Deprivation of Liberty Safeguards
[2]SAR
[3]OLS

و گاهی اوقات دسترسی به یک مسکن مناسب را برای آن‌ها به یک امر دست نیافتنی تبدیل می‌کند.

مهرگان (۱۳۹۴)، در پژوهش خود با عنوان طول دوره زمانی بازده سرمایه‌گذاری مسکن در مناطق شهری و روستایی، به دنبال اندازه‌گیری بازدهی سرمایه‌گذاری در مسکن شهری و روستایی است. این مطالعه نشان می‌دهد که مسکن در شهرها نسبت به مناطق روستایی زودبازده و پربازده‌تر است. بازدهی به‌دست آمده در سال‌های نخستین، صعودی و سپس نزولی می‌باشد. در نتیجه این مقاله در صورتی که روند بازپرداخت تسهیلات مسکن به جای نرخ ثابت بر پایه بازدهی مسکن باشد پیش‌بینی می‌شود که مطالبات معوق کاهش پیدا کند و نتایجی که از تخمین مدل این تحقیق به دست می‌آید بیان می‌کند که در بخش مسکن بازدهی مسکن به شکل آنی نیست و تا سال‌ها سرمایه‌گذاری بر ارزش افزوده اثر معناداری می‌تواند داشته باشد. کریمی و ثباتی (۲۰۱۹) با انجام یک مطالعه پیمایشی تحلیلی با استفاده از پرسشنامه تکمیل شده توسط انبوه‌سازان حقیقی و حقوقی استان مازندران و با استفاده از مدل تحلیل اهمیت-عملکرد (IPA) به این نتیجه رسید که از بین ۱۰ شاخص فضای کسب و کار، ۳ شاخص دریافت اعتبار از بانک، حمایت از سرمایه‌گذاران و شرایط اخذ مجوز از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن هستند. همچنین شاخص دسترسی به خدمات زیرساختی بالاترین عملکرد را در این زمینه دارد.

مطالعات خارجی

مک دونالد [1](۲۰۱۶)، در پژوهش خود با عنوان تأثیر سیاست‌های دولت محلی بر تامین مسکن بررسی می‌کند. هدف این مطالعه کمک به سیاست‌گذاران در درک اندازه نسبی این تأثیرات است. این پروژه بر تولید مسکن محلی متمرکز شده است و بر روی خرده‌فروشی، اداری، تجاری، صنعتی و یا سایر بخش‌های املاک و مستغلات تمرکز نمی‌کند. بنابراین، این پروژه تنها تغییرات سیاسی را در کنترل دولت‌های محلی در نظر می‌گیرد. این پروژه با استفاده از رویکرد مدل توسعه عمومی از یک رویکرد ارزش زمین باقی مانده (RLV[2])، برای به دست آوردن حداکثر ارزش یک توسعه دهنده استفاده می‌کند. طبق نتایج به دست آمده، شهرهایی که در این مقاله ارائه شده‌اند، طیف وسیعی از واحدها، درآمدها و واحدهای مقرون به صرفه را محاسبه می‌کند که ممکن است در کوتاه مدت از سرمایه کافی برخوردار باشد اما همه توسعه‌های بالقوه عملی نخواهد شد، زیرا ممکن است سرمایه‌گذاران تجربه کافی یا سرمایه نداشته باشند تا تمام پروژه های قابل اجرا را کار کنند.

جوما[3] (۲۰۱۴) در مقاله خود با عنوان تأثیر متغیرهای اقتصادی بر رشد در سرمایه‌گذاری املاک در کنیا بیان می‌کند که صنعت املاک و مستغلات به طور فزاینده توجه سرمایه‌گذاران در گذشته را جلب کرده است. با افزایش چنین پیش بینی انتظار می‌رود که صنعت به طور قابل توجهی رشد کند و در نتیجه نقش خود را در تأمین بازده واقعی و همچنین نیاز اساسی مسکن در کنیا به انجام رساند. این مطالعه به دنبال تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات در کنیا بوده است، زیرا آنها در رشد صنعت نقش مهمی دارند. مطالعه به روش توصیفی انجام شده است. این مطالعه از اطلاعات ثانویه در مورد رشد سالانه سرمایه‌گذاری‌های املاک استفاده کرده است. مجموعه داده‌ها دوره بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ را پوشش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که سیاست در نزدیک و در دوران انتخابات، تأثیر منفی بر اکثر متغیرهای اقتصاد کلان دارد که به نوبه خود بر رشد سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات در کشور تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این مطالعه، رابطه مثبت قوی بین متغیرهای کلان اقتصادی انتخاب شده را نشان داد.

[1] Graham MacDonald
[2] Reusable launch vehicle
[3] MERCYLYNEI. JUMA

نجی و همکاران [1](۲۰۱۳)، در پژوهش خود نوسانات قیمت مسکن و عکس‌العمل آن را نسبت به تغییرات اقتصادی کلان در آمریکا بررسی کرده‌اند. آن ها در پژوهش خود از مدل مارکوف سوئیچینگ [2]استفاده کرده و نوسانات قیت مسکن را در دوره رکود، رونق و ثبات اقتصادی طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بازار مسکن نسبت به نوسانات اقتصادی کلان در دوره‌های مختلف رونق، رکود و ثبات اقتصادی متفاوت می‌باشد. طبق آنچه که به‌دست آمده کم شدن نرخ بهره ابزار مناسبی برای خروج سریع بازار مسکن از وضعیت رکودی به‌حساب می‌آید.

شارلوت، پاتی و ویسالی [3](۲۰۱۲)، در مقاله خود با عنوان "ارزیابی تأثیر مالیات محلی بر قیمت ملک و مشارکت سازگاری فضایی" با هدف ارائه شواهد تجربی، بر تأثیر مالیات‌های محلی بر قیمت ملک با استفاده از روش مرزی جغرافیایی تمرکز می‌کنند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ مالیات بر دارایی محلی اثرات مورد انتظار را در سطوح قیمت ملک ندارد.

داویدف [4] (۲۰۰۵)، در بررسی خود قیمت مسکن را وابسته به متغیرهایی مانند شاخص قیمت زمین، شاخص قیمت سهام و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌داند و تأثیر این متغیرها را بر قیمت مسکن مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. نتایج تخمین مدل او حاکی از این است که قیمت مسکن نسبت به شوک‌های متغیرهای کلان در اقتصاد حساس است. همین‌طور در مدل مورد نظر کشش قیمت مسکن نسبت به دستمزدها تقریبا دارای عدد بزرگی است اما مقدار آن نسبت به نرخ‌های بهره واقعی کوچک و منفی است و هم‌چنین نسبت به ارزش سهام سرمایه کشش قیمتی منفی و معنی‌دار می‌باشد.

توپل و روزن [5](۱۹۸۸)، در مطالعه خود مدل سرمایه‌گذاری مسکن را توسط داده‌های فصلی ۸۳-۱۹۶۳ در آمریکا تخمین زده‌اند. تخمین مطالعات به طور هم زمان و به وسیله متغیرهای ابزاری برآورد شده‌اند. در الگوی این تحقیق، متغیر نرخ بهره به عنوان هزینه فرصت سرمایه مورد استفاده قرار گرفته که از جهت آماری معنادار است. هزینه عوامل تولید هم طبق آمار معنادار نبوده و علامت ضرایب هم طبق انتظار نبوده است.

کیث [6] (۱۹۸۴)، در مطالعه خود مالیات بر املاک و تقاضای مسکن را مورد بررسی قرار داده است، او در تحلیل اقتصادی خود به این نتیجه رسید که گرفتن مالیات بر املاک باعث می‌شود که مصرف مسکن مالکان در مرکز شهر کاهش پیدا کند و موجب رکود عوامل مورد استفاده در تولید مسکن می‌شود.

بروکنر [7](۱۹۷۸)، رابطه بین ارزش املاک و هزینه عمومی محلی و بازده اقتصادی را مطالعه کرده است و از دو روش OLS [8] و TSLS [9] برای تخمین استفاده می‌کند. این مدل، یک مدل نظری برای تعیین ارزش اموال است که یک معادله تخمین زده می‌شود که می‌تواند نشان دهد که آیا کالاهای عمومی، حتی در جوامع ناهمگن به طور مؤثر ارائه می‌شوند. نتایج رگرسیون بر مبنای نمونه اصلی برای ارزیابی کارایی خوب عمومی استفاده می‌شود. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که در حالی‌که بهره‌وری منجر به حداکثر رساندن ارزش کل ملک می‌شود، ارزش هر یک از واحدها را حداکثر نمی‌کند. به‌طور کامل، نتیجه ما این است، با توجه به در ساختارهای مسکونی و تجاری که موجود هستند، جوامع در نمونه مورد نظر، کالاهای عمومی را در سطحی بالاتر از سطح کارآمد قرار دادند و کاهش میزان خروجی‌های عمومی، ارزش املاک در این جوامع را افزایش می‌دهد.

اویتس [10] (۱۹۶۸) اقتصاددان آمریکایی رابطه بین هزینه خدمات دولتی، مالیات بر ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری مسکن بر اساس مدل تیبری را بررسی

[1] Nneji and Others
[2] Markov Switching Model
[3] Sylvie Charlot, Sonia Paty, Michel Visalli
[4] Davidoff
[5] Topel and Rosen
[6] Keith
[7] Jan K. BRUECKNER
[8] ordinary least squares
[9] two stage least squares
[10] Wallace Oates

می‌کند و نتیجه‌گیری می‌کند که هزینه‌های خدمات عمومی با سرمایه‌گذاری مسکن رابطه مثبت دارد، در حالی‌که مالیات بر دارایی با سرمایه‌گذاری مسکن دارای رابطه منفی است.

آلونسو[1] (۱۹۶۴) اولین مطالعه در مورد تأثیر عرضه کالاهای عمومی در سرمایه‌گذاری مسکن را ارائه کرده که اثر ارتباط فاصله سرمایه‌گذاری مسکن با ایجاد مدل "بازار زمین" را تجزیه و تحلیل کرده است. با توجه به این مدل، دورتر از مرکز شهری، هزینه‌های ترافیکی بالاتر خواهد بود، بنابراین فاصله بین مسکن و مرکز شهری به طور معکوس متناسب با سرمایه‌گذاری زمین است.

تایبوت[2] (۱۹۵۶) اولین تحلیل تئوریک در مورد تأثیر هزینه‌های خدمات عمومی بر سرمایه‌گذاری مسکن را ارائه کرد و تئوری "رأی‌گیری" توسط این اقتصاددان آمریکایی ارائه شد. بر اساس جریان آزاد مردم، مردم می‌توانند با استفاده از اندازه‌گیری خدمات عمومی و سیاست‌های مالیاتی در مناطق مختلف، مناسب‌ترین محله را انتخاب کنند. سهم مهم این نظریه این است که اشاره به این واقعیت داشته باشد که در جریان کامل جمعیت و رقابت دولت‌های محلی، محل اقلیمی ممکن است اجازه دهد دولت هزینه‌های دولت عمومی و مالیات را در سرمایه‌گذاری مسکن سرمایه‌گذاری کند، در نتیجه کالاهای عمومی را می‌توان از طریق بازار مسکن به‌طور مؤثر اختصاص داد.

۱- مبانی نظری

۳-۱- نظریه رشد مسکن در اقتصاد شهری

زمینه اقتصاد شهری دارای سابقه طولانی در تحقیقات مدل‌سازی و تحلیل سیاست در بخش مسکن دارد، که هدف آن شناخت بهتر از شرایط رقابتی شهری، ظهور، پایداری و کاهش تنوع اقتصادی و اجتماعی فضایی است. تئوری رشد شهری و تحلیل سیاست‌های شهری به دو تئوری رشد شهری مسکن (پایه) و نظریه‌های رشد مدرن تقسیم می‌شود، توسعه شهری به معنی انسجام اجتماعی و توزیع ثروت به‌صورت عادلانه است. از آنجا که یک شهر یک واحد فضایی متوسط یا ترکیبی از دولت و شهروندانش را تشکیل می‌دهد، نظریه رشد اقتصادی شهری از عناصر سیاست‌های رشد اقتصاد کلان و نظریه رفاه فردی استفاده می‌کند (نیجکامپ [3]، ۲۰۱۲).

سؤال این است که آیا یک شهر به‌طور ذاتی قادر به رشد، در نتیجه نیروهای درونی است یا نه. خوشه‌های صنعتی، سرمایه‌گذاری زیرساختی، موقعیت مرکزی، یا صرفه‌های تجمیع، در عرصه علمی به عنوان نیروهای محرک توسعه اقتصاد محلی تأکید شده است. به عبارت دیگر، توسعه پایدار شهری از دیدگاه درونی، نتیجه انتخاب‌های عمدی و اقدامات ذینفعان محلی و شهری از جمله سازمان‌های سیاست‌گذاری عمومی است (نیجکامپ ، ۲۰۱۲).

سه روشی که با استفاده از آن می‌توان اقدام به تحلیل صادرات مناطق یا تعیین میزان درآمد و هزینه‌های مناطق در اقتصاد نمود عبارتند از الگوی تحلیل پایه‌ای اقتصاد، تحلیل داده- ستانده و الگوی ضرایب تکاثری کینزین. از بین این سه روش یکی از متعارف‌ترین روش‌ها، الگوی تحلیل بخش پایه ای اقتصاد (مسکن به عنوان بخش پایه) است که می‌تواند به کمک آن میزان توزیع نیروی کار و هزینه‌های مربوط به آن را برآورد کند. الگوی بخش پایه‌ای مسکن یک روش تحلیل متمرکز و پیوسته در سطح محلی - شهری است (نیجکامپ ، ۲۰۱۲). مدل اقتصاد مسکن را می‌توان به عنوان قدیمی‌ترین و اولین تئوری رشد اقتصاد شهری عنوان کرد. فعالیت‌های اقتصادی شهری در این روش شامل دو بخش مسکن و غیر مسکن است. در این روش عامل تحریک‌کننده اقتصاد شهری، درآمد بدست آمده حاصل از بخش مسکن است. از آنجایی که تقاضای شهرنشینی با توجه به ضریب تکاثری اقتصاد مسکن، باعث ایجاد تقاضا در بخش مسکن و به دنبال آن

[1] William Alonso
[2] CHARLES M. TIEBOUT
[3] Peter Nijkamp

باعث تزریق درآمد در اقتصاد شهر شده، رشد و شکوفایی بخش‌های اقتصادی شهر را به دنبال خواهد داشت. فعالیت‌های غیر مسکن شهر هم به فعالیت‌هایی گفته می‌شود که به نیازها و تقاضای خانواده‌ها و بنگاه‌ها در داخل منطقه مربوط می‌شود (صباغ کرمانی، ۱۳۸۰: ۱۴۸). مفهوم اقتصاد مسکن به صورت زیر نشان داده می‌شود.

اگر اشتغال در بخش غیر مسکن سایر کالاها (X) و اشتغال در بخش مسکن(D) باشد و کل اشتغال منطقه را با (T) نشان داده شود:

$$T = X +$$ (1)

فرض می‌شود که بخش غیر مسکن (محلی) تحت تأثیر بخش مسکن در منطقه است و بین اشتغال این دو بخش رابطه‌ای وجود دارد که از این قرار است:

$$X = \alpha D$$ (2)

که در این رابطه α یک متغیّر ثابت و مثبت است. اگر رابطه (۲) در رابطه (۱) قرار داده شود، به دست می‌آید:

$$T = \alpha D + D$$ (3)

یا

$$T = D\,(1 + \alpha)$$

این رابطه نشان می‌دهد که هر چقدر که بخش محلی مسکن رشد داشته باشد سایر کالاها در صنایع دیگر هم رشد می‌کند. اگر متغیرها در دو بازه زمانی سنجیده شود و تغییرات (Δ) آنها برای دست آوردن اولین تفاضل محاسبه شود، رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\Delta T = (1 + \alpha)\Delta D$$ (5)

آنگاه این رابطه را بر ΔD تقسیم می‌کنیم:

$$\Delta T/\Delta D = 1 + \alpha$$ (6)

رابطه (۶) بیان می‌کند ایجاد یک شغل اضافی در مسکن باعث افزایش کل اشتغال در کل اقتصاد منطقه به اندازه $1 + \alpha$ می‌شود. عبارت $1 + \alpha$ همان ضریب اشتغال پایه در بخش مسکن است.

می‌توان از این مدل برای تعیین درآمد مناطق هم استفاده کرد. در این صورت درآمد منطقه از دو قسمت مسکن و بخش غیر مسکن تشکیل شده است. اگر درآمد شهر (I)، درآمد بخش مسکن (M) و درآمد بخش صنایع غیر مسکن(S) باشد، درآمد کل منطقه برابر است با:

$$I = S + M$$ (7)

در صورتی که افزایش درآمد کل منطقه باعث افزایش تقاضای کالاها و خدمات تولید شده در منطقه باشد، رابطه بین درآمد کل و درآمد بخش صنایع غیر مسکن به این صورت است:

$$S = sI$$ (8)

در صورت جایگزاری رابطه (8) در رابطه (7) عملیات ریاضی مربوط به بخش اشتغال تکرار می شود، در این صورت:

$$I = sI + M$$ (9)

$$(1 - s)I = M$$ (10)

$$(1 - s)\,\Delta I = \Delta M$$

$$\frac{\Delta I}{\Delta M} = \frac{1}{1-s} \quad (11)$$

ضریب درآمدی بخش مسکن $\frac{1}{1-s}$ است یا به بیان دیگر اگر یک واحد درآمد بخش مسکن افزایش یابد میزان درآمد کل اقتصاد شهر به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\text{افزایش در درآمدکل اقتصاد شهر} = (\text{افزایش در درآمد بخش مسکن}) \cdot \frac{1}{1-\frac{\text{درآمد بخش غیر مسکن}}{\text{درآمدکل}}} \quad (12)$$

(صباغ کرمانی، ۱۳۸۰: ۱۴۸)

حال می‌توان الگوی دوبخشی بالا را برای دیدن تاثیرات رفتار بخش عمومی بر اقتصاد به سه بخشی تبدیل کرد. با توجه به مطالب ارائه شده می‌توان بخش شهرداری را به الگو به عنوان بخش سوم (بخش عمومی) به عنوان بخشی از درآمد کل یا تقاضای کل اضافه کرد. بنابراین می‌توان رابطه مخارج شهرداری و کل اقتصاد را بدین صورت به دست آورد:

$$I = M + S + G \quad (13)$$

در رابطه بالا I برابر با درآمد، M درآمد حوزه مسکن، S درآمد بخش غیر مسکن و G مخارج دولت می‌باشند.

$$M = mI \quad (14)$$

از آن‌جایی که M با نسبتی مانند m با I رابطه دارد یعنی اگر درآمد افزایش پیدا کرد مسکن هم با نسبت افزایش می‌یابد.

I

$$= mI + S + G \quad (15)$$

$$I = \frac{S + G}{1 - m} \quad (16)$$

و در نهایت ضریب فزاینده مخارج دولت بر درآمد اقتصاد به دست می‌آید که به صورت زیر است:

$$\frac{\Delta I}{\Delta G} = \frac{1}{1 - m} \quad (17)$$

حال می‌توان ضریب فزاینده مخارج دولت بر درآمد بخش مسکن را به‌صورت زیر به‌دست آورد که به شکل زیر است:

$$\frac{\Delta M}{\Delta G} = \frac{\Delta M}{\Delta I} \times \frac{\Delta I}{\Delta G} = \frac{m}{1 - m} \quad (18)$$

رابطه بالا در واقع ارتباط میان مخارج عمومی شهرداری و درآمد در بخش مسکن را نشان می‌دهد. با توجه به ضریب بدست آمده، یک واحد افزایش در مخارج شهرداری می‌تواند به اندازه $\frac{m}{1-m}$ درآمد در بخش مسکن را افزایش دهد. در نسبت مذکور، m برابر ضریب درآمدی مسکن است. در صورتی که رابطه بین اقتصاد و مسکن قوی باشد، بنابراین مخارج شهرداری نیز تأثیر فزاینده‌ای بر بخش مسکن ایجاد می‌کند. در صورتی که ضریب

درآمدی مسکن یا ضریب بخش مسکن نسبت به درآمد اقتصاد محلی ضعیف باشد، ضریب $\frac{m}{1-m}$ نیز ضعیف خواهد بود. می‌توان یک حد آستانه ای برای ضریب m به دست آورد. در صورتی‌که $m > 0/5$ باشد در آن صورت ضریب اثرگذاری مخارج دولت بر بخش مسکن بیش از واحد خواهد بود، در غیر این‌صورت ضریب اثرگذاری واحد یا کمتر از واحد خواهد بود. هرچقدر m بزرگ‌تر باشد نشان دهنده اثرگذاری بیشتر مخارج عمومی دولت محلی بر سرمایه‌گذاری مسکن است.

۳-۲- نقش مخارج عمومی بر سرمایه‌گذاری در ساختمان

چارچوب نظری دیگری که تأثیر مخارج عمومی محلی بر سرمایه‌گذاری مسکن را توضیح می‌دهد تأثیر خدمات عمومی محلی بر بازدهی سرمایه‌گذاری در مسکن در مناطق شهری است. اگر بودجه دولت به‌طور صحیح و منظمی تدوین شده باشد، مخارج عمومی در موقعیت‌های بنیادی و استراتژیک باعث بروز اثرات حمایتی می‌شود، یعنی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صورتی افزایش می‌یابد که مخارج دولت همچون مکمل و زیرساخت عمل کند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۷). از طرفی افزایش کسری بودجه دولت باعث کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش‌های مختلف از جمله در ساختمان می‌شود که نقش ضعیف دولت در این بخش را نشان می‌دهد (شاه‌آبادی و گنجی، ۱۳۹۲). از آنجا که بازار مسکن یک بازار محلی است برای بررسی تأثیرگذاری مخارج عمومی، باید مخارج عمومی محلی مورد توجه قرار گیرد. به همین خاطر بودجه شهرداری‌ها همان اثر مخارج عمومی بر سرمایه‌گذاری مسکن را بر عهده دارد.

لازم به ذکر است با توجه به ساختار مالی شهرداری‌ها در ایران، رابطه بین مخارج یا بودجه شهرداری‌ها با سرمایه‌گذاری مسکن یک رابطه تعاملی است که در این مطالعه تأثیر مخارج شهرداری بر سرمایه‌گذاری مسکن مورد توجه است نه بالعکس. در حالی‌که به همان شکلی که فرض می‌شود مخارج شهرداری‌ها در شهر به عنوان مخارج عمومی بر تولید و به همین ترتیب بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن اثرگذار است، میزان سرمایه‌گذاری و تولید مسکن بر درآمد شهرداری‌ها نیز اثرگذار است.

در سال‌های اخیر با رشد و توسعه شهرها و رشد بی‌قائده جمعیت و گسترش محدوده‌های شهری، ظرفیت وظایف شهرداری‌ها چند برابر شده است. در حدی که منابع درآمدی فعلی در سال‌های آینده جوابگوی هزینه‌های فزاینده شهرداری‌ها نخواهد بود. در حال حاضر، درآمد شهرداری‌ها دارای نوسانات خاصی است و بخش قابل توجهی از منبع درآمدی شهرداری‌های کشور جهت تأمین هزینه‌های شهری که بر پایه عوارض و تراکم‌های ساختمانی و اراضی هستند، به دست می‌آیند. شهرداری‌های کشور خصوصا در کلان شهرها بیش از اندازه به درآمد ناشی از بخش مسکن و هم چنین وجود نرخ‌های نامتناسب که برای عوارض شهرداری در بخش مسکن تعبیه شده است، وابسته هستند که می‌تواند باعث افزایش قیمت مسکن و منتقل شدن آن در قیمت سایر کالاها شود. با توجه به وابستگی شهرداری‌ها به عوارض و تراکم‌های ساختمانی، در دوره‌های زمانی مختلف رونق و رکود بخش مسکن، شهرداری‌ها با نوسانات مالی و بحران مالی قطعی رو به رو می‌شوند (اکبری و توسلی، ۱۳۸۷: ۴۸).

۳-۳- سایر عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن

عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن به دو گروه تقسیم می‌شوند: دسته اول متغیرهای اقتصادی مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد که شامل حجم نقدینگی، شاخص قیمت مسکن، درآمد خانوار و هزینه ساخت و ساز می‌باشد اما دسته دوم، دارایی‌های رقیب مسکن هستند که مشتمل بر سهام، ارز و سکه طلا و سپرده‌های بانکی

هستند. در ادامه برخی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن آورده می‌شود:

۳-۳- ۱-سرمایه‌گذاری در مسکن برای پوشش تورم

یکی از انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در مسکن که بیشتر در قالب خرید دارایی مسکن خود را نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری برای جبران کاهش ارزش پول یا پوشش تورم است. این خاصیت به دو دلیل است اولاً این‌که مسکن به عنوان یک کالای بادوام شناخته می‌شود که چون به‌طور همزمان خدمات مسکونی نیز ارائه می‌دهد برای آن تقاضای مصرفی وجود دارد و همین وجود تقاضای مصرفی مستمر برای مسکن موجب افزایش ارزش دارایی مسکن می‌شود. دوم این‌که مسکن به دلیل ویژگی چسبندگی فضایی[1] که دارد به عنوان یک کالای غیرقابل تجارت شناخته می‌شود لذا در شرایط تورمی نمی‌توان از طریق افزایش واردات نسبت به افزایش عرضه و کنترل قیمت آن اقدام کرد و معمولاً افزایش ارزش آن بیش از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است. شواهد تجربی نیز مؤید این موضوع است برای مثال رابنس، باند و وب [2](۱۹۸۹) دریافتند زمین مسکونی در مقابل شوک‌های طولانی دارای پوشش کامل است. هم‌چنین اسناد خزانه کوتاه‌مدت هرچند تا اندازه‌ای می‌توانند تورم را پوشش دهند اما در مقابل سایر دارایی‌های مالی و زمین توانایی معناداری کمتری دارند. علاوه بر این سوری و قاسمی (۱۳۹۲) دریافتند که اگر زمین مسکونی به سبد دارائی اضافه شود، باعث کاهش ریسک هر واحد بازدهی می‌شود و قابلیت پوشش در مقابل تورم بهبود می‌یابد.

۳-۳ -۲- تأثیر چرخه‌های تجاری بر سرمایه‌گذاری مسکن

سرمایه‌گذاری در بخش مسکن مانند سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی تحت تأثیر سیاست‌های پولی و مالی و متغیرهای اثرگذار بر سودآوری سرمایه هستند و دچار نوسان می‌شوند. برخی از این متغیرها عبارتند از قیمت مسکن، نرخ ارز، هزینه ساخت، نرخ بهره، قدرت خرید خانوارها وغیره. سرمایه‌گذاری در بخش مسکن همیشه دارای دوره‌های رکود و رونق است و از آنجایی که ارتباط گسترده ای با سایر بخش‌های اقتصادی دارد، این نوسانات به سایر بخش‌های اقتصادی منتقل و باعث بروز دوره‌های رونق و رکود در بخش واقعی اقتصاد می شود. ضریب همبستگی متقابل رابطه بین ادوار تجاری و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در بلندمدت را نشان می‌دهد، شواهد تجربی نشان می‌دهد ضریب همبستگی متقابل دارای کمیت بالایی است که نشان‌دهنده همبستگی بالا بین این دو روند است، به عبارت دیگر دوره‌های رونق و رکود در اقتصاد و بخش مسکن هم جهت هستند (قائدی، ۱۳۹۳). نکته مهم دیگری که وجود دارد این است که متغیر سرمایه‌گذاری در مسکن با وقفه یک تا دو ساله، عمل می‌کند به عبارتی تغییر وضعیت این متغیر در نقاط چرخه‌ای یک تا دو سال قبل از متغیر مرجع ادوار تجاری انجام می‌شود. یعنی بعد از این‌که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن دچار رکود یا رونق شد با یک تا دو سال وقفه، اقتصاد ملی هم با رکود یا رونق روبه‌رو می‌شود (قائدی، ۱۳۹۳).

از جمله دلایل دیگری که موجب تقارن چرخه‌های تجاری اقتصاد و بخش مسکن می‌شود این است که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن مدت‌دار است به گونه‌ای که اگر در شرایط رونق اقتصادی که تقاضا برای مسکن بالا است، سرمایه‌گذاری در مسکن افزایش یابد، احتمالاً منجر به افزایش عرضه مسکن در دوره رکود می‌شود که تقاضا برای مسکن پایین است و همین امر موجب کاهش ارزش دارایی مسکن و کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری بیشتر و ورود به دوره رکود مسکن می‌شود. در چنین شرایطی تکمیل پروژه‌های

[1] Spatial Fixity
[2] Ruben, J., M. Bond and J. R. Webb

نیمه تمامی که از مرحله رونق وجود داشته بهتر از ایجاد پروژه‌های جدید است (اکبری و یارمحمدیان، ۱۳۹۱).

البته باید اشاره کرد که در ادبیات، متغیر تولید و سرمایه‌گذاری مسکن دارای یک رابطه دو طرفه هستند و به همان شکلی که چرخه‌های تجاری تولید بر چرخه‌های رونق و رکود مسکن اثرگذار است، رونق و رکود مسکن نیز بر چرخه‌های تجاری تولید اثر دارند. قائدی (۱۳۹۳) با استفاده از آزمون علیت گرنجری نشان داد که رونق و رکود سرمایه گذاری در بخش ساخت و ساز مسکن و ساختمان توسط هر دو بخش دولتی و خصوصی می‌تواند باعث ایجاد رونق و رکود در تولید ناخالص داخلی شود. علت آن این است که بخش مسکن و ساختمان ارتباط نزدیکی با سایر بخش‌های اقتصادی دارد به‌طوری که با افزایش ساخت و ساز سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان، دیگر بخش‌های اقتصادی هم با رونق مواجه می‌شوند و همین باعث افزایش تولید ناخالص داخلی می‌گردد.

۳-۳-۳- رابطه سرمایه‌گذاری بخش مسکن و جمعیت

یکی از عواملی که بر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان اثرگذار است، میزان جمعیت کل و جمعیت شهری است که دائماً در حال افزایش بوده است و لذا نیاز به مسکن را افزایش می‌دهد.

۴-۳-۳- رابطه نرخ ارز و سرمایه‌گذاری بخش مسکن

نوسانات نرخ ارز در نتیجه فعالیت‌های اقتصادی نقش مهمی دارد. در صورتی که ارزش پول کشور کاهش یابد، قیمت کالای خارجی نسبت به کالای داخلی بالاتر است و باعث بهبود رقابت بین‌المللی می‌شود و در نتیجه باعث بهبود فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. در مقاله کمیجانی و همکاران (۱۳۹۴) این نتایج حاصل شده است که اثر نوسانات نرخ ارز در ساختمان‌های جدید شهرها بر میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منفی است. در این مورد دو استدلال کلی وجود دارد. اول اینکه، در زمان‌هایی که نوسان نرخ ارز افزایش پیدا می‌کند، سرمایه‌گذاران بخش مسکن، خرید ارز را اولویت قرار می‌دهند که همین امر می‌تواند باعث رکود در بازار مسکن و بازدهی بیشتر در بازار ارز شود. دوم این‌که، از آن‌جایی که نوسانات نرخ ارز تاثیر بالقوه‌ای بر اقتصاد می‌گذارد، چنین تغییراتی باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود و در نتیجه زمان‌هایی که نوسان نرخ ارز بیشتر باشد سرمایه‌گذاران منابع مالی کمتری را در بخش مسکن استفاده می‌کنند (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲۳).

اثر دیگری که نرخ ارز در مطالعه سرمایه‌گذاری بخش مسکن می‌تواند داشته باشد به عنوان یک دارایی جایگزین است. از آنجا که دلار دارای مصرف سرمایه‌ای است و بازدهی دارد و به همین ترتیب مسکن هم این ویژگی را دارد، می‌تواند اثر جانشینی در سرمایه‌گذاری را نشان دهد. با افزایش قیمت دلار، بازدهی سرمایه‌گذاری در دلار افزایش می‌یابد و سرمایه‌گذاری از مسکن به بازار دارایی دلار چرخش می‌کند.

۳-۳- تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و اثر آن بر سرمایه‌گذاری

همواره یکی از سیاست‌هایی که برای خارج شدن از دوران رکود در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد، تحریک بازار از سمت تقاضا و تخصیص و افزایش سقف وام‌های خرید مسکن می‌باشد. این روش در کشورهای درحال توسعه از اهمیت دوچندان برخورداری است چرا که در این کشورها و خصوصا در کشور ایران به خاطر کنترل شدید اعتبارات توسط دولت به سازو کار قیمت اجازه نمی‌دهد نقش خود را در تخصیص منابع انجام دهد لذا با بوجود آمدن پدیده سرکوب نرخ بهره و بالا بودن تورم، دسترسی به اعتبارات بانکی ارزشمند می‌شود و نوعی جیره‌بندی در توزیع اعتبارات بانکی رخ می‌دهد و چون سرمایه‌گذاری در مسکن با اتکا به پس‌انداز به تنهایی امکان‌پذیر نیست و اهرم بانکی برای آن ضروری است، هر چه انبساط اعتباری بیشتر باشد سرمایه‌گذاری در بخش مسکن چه در خرید و چه در تولید افزایش می‌یابد. همچنین اختلاف بین نرخ

بهره و نرخ تورم عامل مهم دیگری در تقاضا برای اعتبارات بانکی است. هرچه این اختلاف منفی و بیشر باشد بازدهی ناشی از سرمایه‌گذاری در مسکن بیشتر می‌شود و هرچه اختلاف کمتر باشد بازدهی کاهش می‌یابد. البته لازم به ذکر است که منابع بانک‌ها به تنهایی پاسخگوی نیاز بخش مسکن نیست و برای پاسخ به نیازهای این بخش باید زمینه لازم برای استفاده از ابزارهای تامین مالی جدیدی مهیا شود، مانند بازار رهن ثانویه، ایجاد شرکت‌های تهیه سرمایه در حیطه مسکن و غیره. شواهد نیز نشان می‌دهد در ایران بین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ارزش افزوده بخش ساختمان و تسهیلات اعطایی رابطه مستقیمی وجود دارد (شاه آبادی و گنجی، ۱۳۹۲).

۳-۳- رابطه بین قیمت ساختمان و سرمایه‌گذاری بخش مسکن

هنگامی که تقاضای مسکن در یک منطقه خاص افزایش می‌یابد، قیمت‌ها را برای زمین و مسکن در منطقه افزایش می‌دهد. توسعه زمین‌های جدید می‌تواند مدت زیادی طول بکشد، زیرا این امر مستلزم تقسیم‌بندی شهری و اغلب توسعه زیرساخت‌ها است. در کوتاه مدت و میان مدت عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن نیز به شدّت به پیشرفت قیمت زمین کمک می‌کنند. تحلیل تجربی از قیمت خانه نشان داده است که نرخ‌های بهره، درآمد، بیکاری و انتظارات خانوارها با توجه به وضعیت مالی خودشان و اقتصاد کشورها عامل مهمی برای تقاضای مسکن هستند. به‌ویژه رشد درآمد خانوار یک نیروی مرکزی و بلند مدت است که تحولات در تقاضای مسکن و قیمت مسکن را هدایت می‌کند و احتمالاً تأثیر آن بر قیمت زمین نیز همین‌طور است. اگر درآمد واقعی در طول زمان افزایش یابد، ارزش افزوده اوقات فراغت کارکنان و کارکنان خودکار نیز افزایش می‌یابد لذا هزینه‌های صرفه جویی شده افزایش خواهد یافت. این منجر به افزایش قیمت زمین در مناطق مرکزی و افزایش مهاجرت می‌شود (جاکوبسن، جاکوبسن و هوگ لند[1]، ۲۰۰۷: ۳۶).

مطابق با فروض تئوریک در علم اقتصاد، توسعه‌دهندگان مسکن برای کسب سود اقدام به سرمایه‌گذاری مسکن می‌کنند. سود برابر است با اختلاف درآمد و هزینه؛ درآمد توسعه‌دهندگان مسکن از ضرب قیمت فضای مسکونی (p) در مقدار فضای مسکونی ایجاد شده (q) به دست می‌آید. در مسأله حداکثرسازی سود بنگاه فرض می‌شود تولید کننده مسکن گیرنده قیمت است یعنی قیمت‌ها برونزا هستند و در بازار تعیین می‌شوند. بنابراین انتخاب بهینه بر روی مقدار فضای مسکونی به دست می‌آید (بروکنر، ۱۳۹۷). با این حال یکی از عوامل مؤثر بر بازدهی و بنابراین سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان، قیمت می‌باشد.

۳-۴- تأثیر با وقفه سرمایه‌گذاری در ساختمان

طبق نظر کلارک که نظریه شتاب ساده را در سال ۱۹۱۷ بیان کرد، سرمایه‌گذاری جایگزینی به موجودی سرمایه دوره‌های قبل و سرمایه‌گذاری خالص، به میزان تغییرات تقاضا/ تغییرات درآمد متکی است (رحمانی، ۱۳۸۵: ۱۸۹- ۱۹۲). اصرار نظریه شتاب بر این مهم است که پارامتر تعیین کننده سرمایه‌گذاری، سرعت رشد تولید جامعه است. برای تولید میزان مشخصی از محصول میزان معینی از عوامل تولید مورد نیاز می‌باشد و اگر قرار باشد سطح تولید افزایش پیدا کند، عوامل مورد نیاز برای تولید آن هم باید افزایش یابد، که افزایش در عوامل تولید همان سرمایه‌گذاری است. در این صورت وقتی تولید زیاد شود، موجودی سرمایه مورد نیاز هم زیاد می‌شود. بنابراین نظریه شتاب ساده بیان می‌کند که در یک دوره جهت تولید یک واحد محصول، چند واحد سرمایه مورد نیاز است (بختیاری، ۱۳۸۴: ۱۸۶).

[1] Jacobsen, D.H. Johansen, K.S & Haugland

روش تحقیق

در این مطالعه اثر مخارج عمومی محلی در کنار تعدادی دیگر از متغیرهای کنترلی بر سرمایه‌گذاری مسکن برای شش کلان‌شهر کشور طی دوره ۸۹ الی ۹۵ با بکارگیری مدل رگرسیونی، مورد آزمون قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه داده‌های پژوهش ترکیبی از داده‌های مقطعی (۶ کلان شهر) و سری زمانی (۷ سال) می‌باشد از الگوی رگرسیونی داده های پانل برای برآورد مدل موردنظر استفاده می‌گردد که به صورت رابطه زیر نمایش داده می‌شود:

$$\ln(I_{1it}) = \alpha_c + \alpha_1 \ln(P_{4it}) + \alpha_2 \ln(N_{it}) + \alpha_3 \ln(Y_{it}) + \alpha_4 \ln(G_{it}) + \alpha_5 \ln(M_{it}) + \alpha_6 ln(E_{it}) + \omega_t + \varepsilon_{it}$$

به منظور اجتناب از نوسانات داده‌ها، عملیات لگاریتم طبیعی بر روی تمامی متغیرها انجام می‌شود؛ یک مزیت جانبی دیگر در مدل لگاریتمی، تفسیر ضرایب به صورت کشش است.

همان‌طور که در بالا نیز توضیح داده شد اگر مصرف‌کنندگان، انتظارات تطبیقی در افزایش سرمایه‌گذاری مسکن داشته باشند، تقاضای خرید مسکن تحت تأثیر تغییرات سرمایه‌گذاری مسکن قرار خواهد گرفت. انتظارات تطبیقی مصرف‌کننده در سرمایه‌گذاری مسکن تا حد زیادی می‌تواند تقاضای خرید مسکن را در دوره‌های بعد افزایش دهد. بر اساس ادبیات نظری متغیر سرمایه‌گذاری روی دوره بعد از خود تأثیر می‌گذارد یعنی افزایش آن در یک دوره باعث افزایش آن در دوره بعد می‌شود؛ بنابراین مدل می‌تواند به صورت رابطه (۵-۳) تنظیم شود:

در رابطه بالا، α_C ضریب ثابت و در واقع عرض از مبدا مدل است در حالی که α_1، α_2، α_3، α_4، α_5 و α_6 ضرایب لگاریتم طبیعی متغیرهای توضیحی هستند و ارزش یک مترمربع زمین ساختمان‌ها (P4)، جمعیّت (I1)، درآمد (Y)، مخارج عمومی دولت محلی (G)، وام مسکن (کل تسهیلات) (M) و نرخ ارز (E) می‌باشد؛ i به واحدهای انفرادی یا مقاطع که در اینجا کلان‌شهرها هستند اشاره دارد و t نیز نشان‌دهنده دوره زمانی می‌باشد؛ ω اثر ثابت سالانه و ε نشان‌دهنده میزان خطا است.

$$\ln(I_{1it}) = \alpha_c + \alpha_0 \ln(I_{1it-1}) + \alpha_1 \ln(P_{4it}) + \alpha_2 \ln(N_{it}) + \alpha_3 \ln(Y_{it}) + \alpha_4 \ln(G_{it}) + \alpha_5 \ln(M_{it}) + \alpha_6 ln(E_{it}) + \omega_t + \varepsilon_{it}$$

در رابطه فوق، $\ln(I_{1it-1})$ لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری مسکن در دوره یا سال قبل می‌باشد که به عنوان متغیر پروکسی انتظارات مصرف کننده در اینجا استفاده می‌شود و α_0 ضریب متغیر سرمایه‌گذاری مسکن در سال قبل می‌باشد. سایر متغیرهای توضیحی همانند معادله قبلی هستند.

این معادله با استفاده از روش حداقل مربعات داده‌های ترکیبی و با استفاده از نرم‌افزار ایویوز تخمین زده می‌شود. برای این منظور ابتدا آزمون F لیمر بر روی مدل انجام می‌شود تا مشخص گردد مدل از نوع داده‌های تلفیقی است یا پانل؛ چنانچه مدل از نوع داده‌های پانل باشد مجدداً با استفاده از آزمون هاسمن، مشخص می‌گردد که مدل باید از طریق اثرات ثابت برآورد شود یا اثرات تصادفی. با توجه به استفاده از روش داده‌های ترکیبی در این مطالعه، در ادامه سعی می‌شود به صورت مختصر به این روش و نیز آزمون‌های فوق الذکر، پرداخته شود.

به مجموعه‌ای از داده‌ها، که بر اساس آن مشاهدات از روی تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی(N) که بیشتر به

صورت تصادفی انتخاب شده‌اند، در طول دوره زمانی مشخص (T) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند، داده‌های ترکیبی [1]گفته می‌شود. از این رو دو نوع بعد وجود دارد: بعد زمان و بعد مقاطع که اگر N در T ضرب شود حاصل آن داده‌های ترکیبی یا داده‌های مقطعی- سری زمانی [2]می‌شود. به بیان دیگر، اگر داده‌های مقطعی برای بیش از دو سال مورد استفاده قرار گیرند در این صورت به مشاهدات، مجموعه داده‌های ترکیبی یا طولی گفته می‌شود. از آن‌جایی که داده‌های ترکیبی شامل هر دو جنبه داده‌های مقطعی و داده‌های سری زمانی است، آن دسته از مدل‌های توضیح دهنده آماری که ویژگی‌های این متغیرها را بیان می‌کند نسبت به مدل‌هایی که در داده‌های مقطعی یا سری زمانی استفاده شده‌اند، پیچیده‌تر است. روش کار تجزیه و تحلیل داده‌های ترکیبی به این صورت است که ابتدا باید یک مقطع خاص (مثلاً استان؛ منطقه یا کشور) درنظر گرفته شود و ویژگی‌های متغیرهای مورد نظر، برای N مقطع و دوره زمانی T مورد ارزیابی قرار بگیرد. در این روش مهم نیست که تعداد داده‌ها در هر مقطع برابر باشند و همین طور استفاده از متغیرهایی که در یک مقطع برای دوره زمانی ثابت هستند امکان‌پذیر است (نرلاو، ۲۰۰۰).[3] به طور کلی شکل مدل ترکیبی که به مدل اجزاء خط معروف است به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^{k} \beta_j X_{jit} + \sum_{p=1}^{s} \gamma_p Z_{pi} + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

در رابطه بالا، Y همان متغیر وابسته، X متغیر توضیحی مشاهده شده و Z هم متغیرهای توضیحی غیرقابل مشاهده هستند که بر متغیر وابسته برای هر مقطع تأثیر می‌گذارند و برای توضیح بهتر، این متغیرها از مقادیر اجزاء خطا جدا شده‌اند. نماد i نشانه مقطع‌ها یا واحدهای مشاهده شده، t نشانه دوره زمانی و p و j هم نشان دهنده تفاوت موجود بین متغیرهای مشاهده شده و مشاهده نشده در مدل است. در آخرعبارت ε_{it} نشان دهنده خطای برآورد داده‌های ترکیبی است که همه شرایط فرضیات گوس- مارکوف [4]که مربوط به جملات خطا است را دارا می‌باشد (یافی[5]، ۲۰۰۳، ۷۱).

۵- یافته‌های تحقیق

با توجه به آزمون‌های انجام شده، جهت تعیین نحوه اثرگذاری مخارج شهرداری‌ها بر سرمایه‌گذاری مسکن که از روش داده‌های تلفیقی (POOL) و نرم افزار ایویوز ۷ استفاده شده است نتیجه حاصله در جدول (۳-۴) نشان داده شده است.

قبل از ارائه نتایج لازم به توضیح است که برای انتخاب روش تخمین روش Pool و روش اثرات ثابت از آزمون F لیمر استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون لیمر، تخمین مقید یا تخمین به روش داده‌های ترکیبی (Pool) و فرضیه مقابل تخمین غیر مقید یا همان تخمین اثرات ثابت است.

$H_{0=}$ روش ترکیبی

$H_1 =$ روش اثرات ثابت

در حقیقت باید یکی از دو مدل مقید و غیرمقید انتخاب شود. از این‌رو باید آماره F را طبق فرمول (۳-۱۵) به دست می‌آوریم.

جدول (۱) نتایج آزمون لیمر را نشان می‌دهد که بین دو روش pool غیر وزنی و اثرات ثابت یکی انتخاب می‌شود. در جدول مقادیر R^2 برای هر دو روش pool

[1] Pooled Data
[2] Time Series -Cross Section Data
[3] Marc Nerlove
[4] Gauss–Markov theorem
[5] Robert Alan Yaffee

غیروزنی و اثرات ثابت ارائه شده است. با استفاده از رابطه (۴-۱۴) مقدار آماره آزمون محاسبه شده ۰/۶۱ می‌باشد و مقدار بحرانی به‌دست آمده از جدول در سطح اطمینان ۹۹ درصد برابر با ۳/۷ می‌باشد. در سطح اطمینان۹۹ درصد به دلیل اینکه آماره F کمتر از مقدار بحرانی است فرض صفر مبنی بر استفاده از روش pool تأیید می شود و در نتیجه استفاده از روش اثرات ثابت رد می‌شود.

جدول (۱) یافته های تخمین و جداول آماری ضمیمه کتاب اقتصاد سنجی

	pool	Fixed effects
R2	۰/۹۱۵۲۴۱	۰/۹۲۲۲۴۴
F	۰/۶۱	
مقدار جدول در سطح اطمینان ۹۹٪	۳/۷	

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون F لیمر نشان می دهد که بهتر است از روش ترکیبی برای تخمین مدل استفاده کرد. نتایج تخمین در جدول زیر ارائه شده است. ستون اول مربوط به متغیرها، ستون دوم ضرایب برآورد شده، ستون سوم آماره t و ستون چهارم ارزش احتمال می‌باشد.

جدول شماره (۲) نتیجه حاصل از تخمین مدل به روش داده‌های تلفیقی (pool)

متغیر	ضریب	اماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدا (C)	۷/۶۵	1/52	۰/۱۳
جمعیت شهر (LOGn)	-۰/۱۱	-0/71	۰/۴۸
وقفه سرمایه‌گذاری مسکن (LOG(I1(-1)))	۰/۷۹	۵/۴۹	۰/۰۰
درآمد واقعی شهر (LOGy)	-۰/۰۶	-2/24	۰/۰۳۳
بودجه مصوب واقعی (LOGg)	۰/۱۷	6/04	۰/۰۰
نرخ ارز واقعی (LOGe)	-۰/۳۹	-0/93	۰/۳۵
ارزش واقعی یک متر مربع زمین ساختمان‌ها در مناطق شهری استان‌ها (LOGp4)	-۰/۴۳	-۲/۴۴	۰/۰۲
وام مسکن واقعی(کل تسهیلات) (LOGm)	۰/۲۳	۳/۵۲	۰/۰۰۱
F-statistic ۴۳/۱۹۲۴۰	ProbF-statistic ۰/۰۰۰	R-squared ۰/۹۱۵۲۴	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به احتمال آماره t در جدول فوق می‌توان گفت متغیرهای وام مسکن واقعی(کل تسهیلات)، ارزش واقعی یک مترمربع زمین ساختمان‌ها در مناطق شهری استان‌ها، بودجه مصوب واقعی، درآمد واقعی شهر و متغیر با وقفه سرمایه‌گذاری در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیرهای معناداری هستند، اما بقیه متغیّرها معنادار نیستند. همچنین با توجه به مقادیر ضرایب برآورد شده برای متغیرها می‌توان گفت در ازای افزایش یک درصدی در متغیر جمعیت شهر ، متغیر وابسته سرمایه‌گذاری مسکن به اندازه ۰/۱۱ درصد کاهش می‌یابد. عامل بعدی متغیر درآمد واقعی شهر است که دارای ضریب ۰/۰۶- است که این‌گونه بیان می‌کند که در صورتی که متغیّر درآمد واقعی شهر یک درصد افزایش پیدا کند متغیر وابسته به اندازه ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. متغیر بعدی

بودجه مصوب واقعی است که دارای ضریبی به اندازه ۰/۱۷ است که نشان می‌دهد در صورتی‌که این متغیّر یک درصد افزایش یابد متغیر وابسته به اندازه ۰/۱۷ درصد افزایش پیدا می‌کند. متغیّر بعدی نرخ ارز واقعی است که ضریب آن ۰/۳۹- است که بیان می‌کند که اگر این متغیّر یک درصد افزایش پیدا کند متغیر وابسته به اندازه ۰/۳۹ درصد کاهش می‌یابد. متغیّر دیگر ارزش واقعی یک مترمربع زمین ساختمان‌ها در مناطق شهری استان‌ها است که ضریب آن ۰/۴۳- است که نشان می‌دهد در صورتی که این متغیر یک درصد زیاد شود متغیر وابسته به اندازه ۰/۴۳ درصد کاهش می‌یابد. ضریب متغیّر وام مسکن واقعی (کل تسهیلات) برابر ۰/۲۳ است که اگر این متغیر به اندازه یک درصد افزایش یابد متغیّر وابسته به اندازه ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب تعیین (R-squared) که قدرت توضیح‌دهندگی مدل را نشان می‌دهد برابر ۰/۹۱۵۲۴می‌باشد، که نتیجه گرفته می‌شود که ۹۱/۵ درصد از تغییرات در متغیر وابسته i_1 توسط مدل بالا (متغیرهای i_1-1 ,m ,y ,p_4 ,g ,e ,n) توضیح داده شده است و لذا مدل رگرسیون برازش شده، مدل خوبی است. همچنین آزمون معناداری کلی معادله رگرسیون که با آماره F نشان داده می‌شود بیانگر این واقعیت است که معادله مذکور به طور کلی معنادار است. به عبارتی ضرایب متغیرهای درآمد واقعی شهر، وام مسکن واقعی(کل تسهیلات)، بودجه مصوب واقعی وارزش واقعی یک مترمربع زمین ساختمان‌ها در مناطق شهری استان‌ها از آن‌جا که مقدار prob آماره F کمتر از ۵ درصد می‌باشد بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشند و این نشان می‌دهد که کل رگرسیون دارای اعتبار آماری می‌باشد.

تخمین با استفاده از نرم افزار Eviews 7 ارائه شده است. به وسیله داده‌های پنل، پارامترها تخمین زده شده‌اند. در ابتدا با استفاده از دو روش ترکیبی غیر وزنی و اثرات ثابت داده‌ها تخمین زده شده‌اند و در نهایت به وسیله آزمون لیمر، بهترین روش انتخاب شده است.

نتایج و پیشنهادات

از آنجا که مسکن یک کالای محلی است و دارای ویژگی چسبندگی فضایی است، نظریه‌های مکان‌یابی به تأثیر خدمات عمومی و تأسیسات شهرداری‌ها بر قیمت مسکن اشاره دارد. در این پژوهش با استفاده از نظریه مخارج عمومی محلی کینز سعی بر این بود که تأثیر مخارج عمومی شهرداری‌ها بر قیمت دارای مسکن اندازه‌گیری شود و ضریب تکاثر کینزی برآورد شود. از آنجا که ضریب متغیر g که همان مخارج عمومی محلی است مثبت ۱۷ درصد با ارزش احتمال صفر برآورد شده است می‌توان گفت یک درصد افزایش در مخارج عمومی محلی (بودجه شهرداری‌ها) باعث افزایش به اندازه ۰/۱۷ درصد در سرمایه‌گذاری بخش مسکن در آن محل می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت مخارج شهرداری‌ها در شهرها از طریق سازو کارهای معرفی شده از جمله افزایش تقاضای کل می‌تواند تحرک در بخش مسکن ایجاد کند هرچند مقدار این تحرک کم است اما تأثیر آن مثبت و معنادار است. اما از آنجا که ضریب مخارج عمومی یا همان ضریب $\frac{m}{1-m}$ کمتر از واحد است، بنابراین نمی‌توان گفت m در رابطه (۱۸) کمتر از یک دوم است.

با توجه به این‌که افزایش مخارج شهرداری‌ها می‌تواند موجب تحریک سرمایه‌گذاری در بخش مسکن شود، پیشنهاد می‌شود در دوران رکودی چرخه‌های مسکن، بودجه شهرداری‌ها به صورت انبساطی بسته شود. در حال حاضر وضعیت بودجه شهرداری‌ها دقیقاً برعکس چنین وضعیتی است به این‌صورت که در زمان رکود مسکن دوران رکود درآمدی شهرداری‌ها شروع می‌شود و در دوران رونق‌بخشی مسکن، رونق درآمدهای شهرداری موجب انبساط مالی شهرداری‌ها می‌شود. علت آن اتکای زیاد بودجه شهرداری‌ها به عوارض ساختمانی است. در صورتی سهم عوارض ساختمانی در بودجه شهرداری‌ها

کاهش یابد، بودجه‌ریزی شهرداری‌ها می‌تواند به‌صورت نامتقارن با چرخه‌های مسکن تنظیم شود و در نتیجه موجب ثبات بیشتر اقتصاد مسکن در شهرها می‌شود. بنابراین پیشنهاد می‌شود برای ثبات‌سازی در بخش مسکن، شهرداری‌ها سهم عوارض ساختمانی خود را در بودجه کاهش دهند و در شرایط رکود مسکن شهرداری مخارج خود را از طریق وضع مالیات محلی (یا همان عوارض) افزایش دهد. از آنجا که عوارض ساختمانی شهرداری به عنوان جزئی از هزینه‌های ساخت و ساز توسط سرمایه‌گذاران در نظر گرفته می‌شود، تأمین مالی شهرداری باید از پایه‌های مالیاتی غیر از عوارض ساختمانی بر تولید مسکن باشد.

به عبارتی شهرداری‌ها باید به‌گونه‌ای عمل کنند که در زمان رکود مسکن، عوارض ساختمانی کاهش و عوارض غیرساختمانی افزایش یابد و در زمان رونق مسکن برعکس عمل کنند. همچنین در صورتی که دولت از طریق سیاست‌های پولی و مالی قصد تحرک بازار مسکن را در دوران رکود دارد، این سیاست را از طریق شهرداری‌ها که دارای نرخ اثرگذاری بیشتری بر بازار مسکن هستند انجام دهد. البته این پژوهش هم مانند بسیاری از پژوهش‌ها با محدودیت‌هایی روبه‌رو بوده است. محدودیت اول این است که با توجه به در دسترس نبودن اطلاعات و آمار و مشکلاتی که برای کسب آمار و داده‌های مورد نظر در شهرداری‌ها و سازمان‌های دولتی وجود دارد مانع از وارد کردن بسیاری از متغیرها در تخمین شد که در صورت وجود داده‌های مورد نیاز و متغیرهای بیشترتخمین بهتر و کاراتری به دست می‌آمد. از طرفی محدودیت دیگر این است که به علت نبود آمار و اطلاعات و داده‌های مورد نیاز برای سایر کلان‌شهرها و به علت ارائه نشدن آمارنامه سالانه شهرداری‌های کلان‌شهرها در این پژوهش امکان محاسبه برای کلان‌شهرهای دیگر وجود نداشت.

فهرست منابع

سوری، علی، قاسمی، نسرین(۱۳۹۲). سرمایه گذاری در مسکن برای پوشش تورم. فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۹.

قائدی، علی(۱۳۹۳). ارزیابی رابطه سرمایه گذاری ر بخش مسکن و تولید ناخالص داخلی. فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۹.

اکبری، نعمت الله و یارمحمدیان، ناصر (۱۳۹۱). تحلیل د ور ه های رونق و رکود سرمایه گذاری خصوصی مسکن (روش الگوی خود توضیح برد اری تناوبی مارکوف). دوفصلنامه مدیریت شهری. شماره ۳۰ پاییز و زمستان ۹۱.

اکبر، کمیجانی، حسین، عباسی نژاد و ناصر ، بخشی زاده(۱۳۹۴). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه گذاری بخش مسکن در ایران. پایگاه مجلات تخصصی نور. سال چهارم - شماره ۱۲ علمی-پژوهشی (وزارت علوم)/ISC. ۱۲۳-۱۲۷.

پیری، فاطمه، مشکینی ابوالفضل، امانپور سعید (۱۴۰۱)، تحلیل الگوی فضایی سرمایه‌گذاری مسکن از منظر اقتصاد سیاسی فضا مطالعه موردی: کلان شهر اهواز، آمایش جغرافیایی فضا، دوره ۱۲، شماره ۲، صفحات ۱۵-۳۴

سامتی ، مرتضی، صامتی، مجید، و شیرانی فخر، زهره (۱۳۸۷). بررسی اثر کسری بودجهٔ دولتی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در ماشین آلات و ساختمان با استفاده از سیستم معادلات همزمان . فصلنامهٔ بررسی های اقتصادی، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱. ۱۵۸-۱۳۵.

شاه آبادی، ابوالفضل و گنجی، مهسا (۱۳۹۲). تحلیل عوامل موثر بر سرمایه گذاری در بخش مسکن و ساختمان ایران. پایگاه مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی. دوره ۳. شماره ۱. ۱-۲۱.

اکبری، نعمت الله و توسلی، ناهید (۱۳۸۷). تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن :مطالعهی موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی).

فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱، بهار ۱۳۸۷. ۴۷ - ۶۴.

بروکنر، جان (۱۳۹۷). درس‌هایی در اقتصاد شهری. ترجمه ناصر یارمحمدیان. انتشارات دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۵). اقتصاد کلان. انتشارات برادران. تهران. چاپ هشتم، جلد دوم. ۱۸۹- ۱۹۲.

بختیاری، صادق (۱۳۸۴). اقتصاد کلان. انتشارات دانشگاه اصفهان. اصفهان. ۱۸۶.

صباغ کرمانی، مجید (۱۳۸۰). اقتصاد منطقه‌ای (تئوری و مدل‌ها). سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

کی فرخی، ایمان، فرهمند، شکوفه. (۱۳۹۵). تحلیل تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر اصفهان). فصلنامه اقتصاد شهری سال اول، شماره دوم، تابستان ۱۳۳۱. ۱۱۷-۱۳۰.

رحمانیان، مجید، مهدوی، زهرا السادات. (۱۳۹۵). بررسی مقایسه‌ای سیاست‌های تأمین مسکن شهری اقشار کم درآمد ایران و ژاپن. اولین همایش بین‌المللی اقتصاد شهری (با رویکرد اقتصاد مقاومتی، اقدام و عمل).

خلیلی عراقی، سید منصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال بیستم، شماره ۶۳ ، پاییز ۱۳۹۱، ۳۳-۵۰.

اکبری، نعمت‌الله، عمادزاده، مصطفی و رضوی، علی. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد، رهیافت اقتصادسنجی فضایی در روش هدانیک. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی شماره ۱۱ و ۱۲ بهار و تابستان ۱۳۸۳.

عسگری، حشمت‌اله و علی چگنی (۱۳۸۶)، "تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (۱۳۷۰-۱۳۸۵) فصلنامه علمی اقتصاد مسکن. شماره ۴۰. ۳۶-۱۹.

مطهری راد، ریحانه (۱۳۹۰). تاثیر لیزینگ زمین و مسکن در توسعه پایدار شهری به عنوان یکی از زیرساخت‌های اصلی سرمایه‌گذاری. همایش ملی عمران، معماری، شهرسازی و مدیریت انرژی. دانشگاه آزاد اسلامی واحد اردستان.

احمدی، سید وحید (۱۳۸۴). بررسی نقش و جایگاه دولت در تأمین مسکن. پایگاه مجلات تخصصی نور. شماره ۴۶، ۶۶-۴۱.

مهرگان، علی (۱۳۹۴). طول دوره زمانی بازده سرمایه‌گذاری مسکن در مناطق شهری و روستایی. فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره ۵۳

Li, Sh. (2018). Study on the Impact of Local Public Expenditure on Housing Price—An Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data. DOI: 10.4236/me.2018.92016 .

Church, A.M. (1981). The Effects of Local Government Expenditure and Property Taxes on Investment. https://doi.org/10.1111/1540-6229.00238 .

Ruben, J., M. Bond and J. R. Webb (۱۹۸۹), The Inflation-Hedging Effectiveness of Real Estate, Journal of Real Estate Research, ٤, ٤٥–٥.

Jacobsen, D.H. Johansen, K.S & Haugland, K. (2007). Housing investment and house prices. Norges Bank.

Nijkamp, P. & Capello, R. (2011). REGIONAL GROWTH AND DEVELOPMENT THEORIES REVISITED. http://dx.doi.org/10.1080/10511482.1991.9521061

MacDonald, G. (2016). The Effect of Local Government Policies on Housing Supply. http://www2.oaklandnet.com/oakca1/

BRUECKNER, J. (1978). PROPERTY VALUES, LOCAL PUBLIC EXPENDITURE AND ECONOMIC EFFICIENCY. Journal of Public Economics I I (1979) 223-245.

Oates, W.E. (1968). "The Theory of Public Finance in a Federal System," Canadian Journal of Economics (February 1968), pp. 37-54.

ALONSO. W. (1964). Location and Land Use. Harvard University Press. NATURAL RESOURCES JOURNAL. Vol 6

Tiebout, C.M. (1956). A pure theory of local expenditures. Journal of Political Economy . 64:416-424

Nerlove, M. (2002). Essays in Panel Data Econometris.

Yaffee, R.A. (2003). A Primer for Panel Data Analysis. Connect Information Technology at NYU, Fall. Edition, pp 1–11.

Nerlove, M.,(2000), Growth rate convergence, fact or artifact? An essay on panel data econometrics, Chapter 1 in J. Krishnakumar and E. Ronchetti, eds., Panel Data Econometrics: Future Directions (North-Holland, Amsterdam), 3–33.

groups/ceda/documents/report/oak057387.pdf on 5/1/16.

Juma, M. (2014). The Effect of Macro-Economic Variables on Growth in Real Estate Investment in Kenya.34 Previous editions: 2012, 2006, 2001, 1996.

Nneji, O. , Brooks, C. and W.R. Ward, C. (۲۰۱۳). House price dynamics and their raction to macroeconomic changes. ELSEVIER, Economic Modeling, Vol. ۳۲, ۱۷۲-۱۷۸.

Davidoff, T. (2005). Income sorting: Measurement and Decomposition. Journal of Urban Economics, 58(2), 289-303.

Topel, R & Rosen, Sh. (1988) Housing Investment in the United States, Journal of political Economy, Vol. 96, No. 4, pp. 718-740.

KARIMI MOGHARI, ZAHRA, & Sobati, Ali. (2019). Evaluating the Indicators of Improving Business Environment in Housing Investment. JOURNAL OF THE MARCO AND STRATEGIC POLICIES, 7(2 (26)), 248-266

Keith, R.I. (1984). Property taxation and the demand for housing: An econometric analysis. Journal of Urban Economics, 16: 208-224.