فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۲۹، بهار ۱۳۹۸
صفحات: ۴۱-۷۱
DOI: 10.22084/aes.2019.17744.2761

تحلیل عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر نقش دولت

حجت ایزدخواستی[1*]
عباس عرب مازار[2]
خلیل احمدی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۰۴

چکیده

از دیدگاه اقتصاد خرد مسکن کالایی با کاربرد مصرفی و سرمایه‌ای است و به‌عنوان یک کالای ویژه دارای خواصی نظیر ناهمگن بودن، غیرقابل جانشینی و تحرک‌ناپذیری است. مسکن به‌عنوان کالاهای مصرفی بیشترین سهم را در سبد هزینه خانوار دارد. از سوی دیگر، مسکن به‌عنوان کالای سرمایه‌ای می‌تواند بخش عمده‌ای از سرمایه‌ها و نقدینگی‌های جامعه را جذب نموده و منجر به افزایش تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن شود. شکل‌گیری تقاضای سرمایه‌ای مسکن باانگیزه سوداگری و محدود بودن منابع زمین، منجر به افزایش قیمت زمین و مسکن و کاهش شاخص توان‌پذیری خانوار در مناطق شهری می‌شود؛ بنابراین، اعمال مالیات بر تقاضای سوداگری مسکن می‌تواند باعث کاهش تقاضای سوداگری مسکن و در نتیجه کاهش قیمت مسکن شود. این امر در نهایت، باعث افزایش قدرت مالی خانوار به‌منظور خرید مسکن باانگیزه‌های مصرفی خواهد شد. در این راستا، هدف این تحقیق بررسی عوامل کلان اقتصادی اثرگذار بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری، با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۵)، است. نتایج حاصل‌شده بیانگر این است که تسهیلات پرداختی به‌منظور خرید مسکن منجر به کاهش شاخص توان‌پذیری و افزایش دسترسی خانوارها به مسکن شده است. همچنین، سیاست مالیاتی اعمال‌شده در بخش مسکن از طریق کنترل تقاضای سوداگری مسکن دسترسی خانوارها به مسکن را افزایش داده است. به‌علاوه، اهرم زمین، قیمت دارایی‌های جایگزینی مسکن، نرخ تورم، نرخ اشتغال و نرخ ازدواج سایر عوامل اثرگذار بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار بوده‌اند.

کلیدواژه‌ها: تلاطم بازار مسکن، سیاست‌های پولی و مالی، شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار، داده‌های تابلویی پویا.

طبقه‌بندی JEL: E62, C22, R38, R30.

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی(*نویسنده مسئول) **Email:** h_izadkhasti@sbu.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی **Email:** ab_arabmazar@sbu.ac.ir
۳. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی **Email:** khalilahmadi1371@gmail.com

۱. مقدمه

مسکن یکی از اساسی‌ترین نیازهای خانوار استو در عین حال گران‌ترین کالایی است که خانوارها ناچار به تأمین آن بوده و سهم قابل توجهی از هزینه خانوار را به خود اختصاص می‌دهد (قلی‌زاده و خاکسار، ۱۳۹۶). ابر این اساس، با گسترش شهرها و افزایش شهرنشینی، مسکن تبدیل به اصلی‌ترین دغدغه ساکنین شهرهای بزرگ شده است. از طرف دیگر، افزایش فزاینده مهاجرت و شهرنشینی در نتیجه صنعتی شدن و کاهش تراکم خانوار در واحد مسکونی موجب تقاضای روزافزون مسکن شهری شده است. بر این اساس، از دیدگاه خرد مسکن کالایی با کاربرد مصرفی و سرمایه‌ای است. مسکن به‌عنوان کالاهای مصرفی بیشترین سهم را در سبد هزینه خانوار دارد و سهم آن در سبد هزینه‌های مصرفی خانوارها متناسب با دهک‌های مختلف جامعه، متفاوت است. براساس آمار سرشماری سال ۱۳۹۵، به‌طور متوسط ۳۵/۵ درصد هزینه مصرفی خانوارها را به خود اختصاص داده است. از سوی دیگر، مسکن به‌عنوان کالای سرمایه‌ای می‌تواند بخش عمده‌ای از سرمایه‌ها و نقدینگی‌های جامعه را جذب نموده و منجر به افزایش تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن شود؛ بنابراین، اعمال مالیات بر تقاضای سوداگری مسکن می‌تواند باعث کاهش تقاضای سوداگری مسکن و در نتیجه کاهش قیمت مسکن شود. این امر در نهایت، باعث افزایش قدرت مالی خانوار به‌منظور خرید مسکن باانگیزه‌های مصرفی خواهد شد.

از دید کلان، نیز مسکن در بین تمامی بخش‌های اقتصادی و در تمام جوامع توسعه‌یافته، بزرگ‌ترین سهم سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است. سرمایه‌گذاری در بخش مسکن معمولاً ۲ الی ۸ درصد تولید ناخالص ملی و ۱۰ الی ۳۰ درصد کل تشکیل سرمایه ثابت جهانی را شامل می‌شود (قادری و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۸). به‌علاوه، بخش مسکن در ایجاد اشتغال مستقیم بعد از بخش‌های خدمات عمومی، دولتی، کشاورزی و ساختمان‌های غیردولتی دارای رتبه چهارم و از لحاظ ایجاد اشتغال غیرمستقیم، بعد از بخش ساختمان‌های غیرمسکونی در رتبه دوم قرار دارد. در حال حاضر به ازای هر ۵۷ مترمربع زیربنایی مسکونی یک نفر اشتغال مستقیم و به‌تبع آن ۰/۲۴ نفر اشتغال غیرمستقیم ایجاد می‌شود. سهم بخش مسکن از اشتغال کشور در سال‌های اخیر همواره بین ۱۱ الی ۱۳ درصد بوده است (مروت و بهرامی، ۱۳۹۲)؛ بنابراین، بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در سطح اقتصاد کلان می‌تواند شاخص‌های بخش مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین، تحولات بخش مسکن نیز متقابلاً اثرات مهمی بر اقتصاد خواهد داشت. شاخص توان‌پذیری (دسترسی) مسکن خانوار از نسبت ارزش خرید یک واحد مسکونی ۷۵ مترمربعی به‌کل درآمد متوسط خانوارهای شهری محاسبه می‌شود و مفهوم عدد به‌دست‌آمده، قدرت مالی خانوارها در برابر قیمت مسکن برای صاحب‌خانه شدن را نشان می‌دهد. هر چقدر قیمت مسکن تحت تأثیر جهش‌های دوره‌ای افزایش پیدا کند و قدرت خرید خانوارها متناسب با آن افزایش پیدا نکند، شاخص دسترسی به مسکن افزایش پیدا می‌کند. با توجه به میزان پس‌انداز خانوار برای صاحب‌خانه شدن در همه کشورها معادل ۳۰ درصد کل درآمد خانوارهاست؛ بنابراین، برای محاسبه

طول طبیعی دوره انتظار برای خرید مسکن باید شاخص دسترسی به مسکن سه برابر شود. بر این اساس در حال حاضر در ایران مدت‌زمان طبیعی دسترسی به مسکن به‌طور میانگین برای خانوارهای شهری برابر با ۱۸ سال است.

هدف این پژوهش، تحلیل عوامل کلان تأثیرگذار بر شاخص توان‌پذیری خانوار در مناطق شهری با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا (GMM) در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۵) است. نوآوری تحقیق، به‌کارگیری شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار شهری و تصریح مدل اقتصادسنجی مربوطه به‌منظور بررسی عوامل کلان اقتصادی تأثیرگذار بر آن در استان‌های ایران با تأکید بر نقش دولت است.

در ادامه در بخش دوم، به بیان مبانی نظری و ادبیات موضوع تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم، حقایق آشکارشده مربوط به بخش مسکن در اقتصاد ایران مطرح می‌شود. در بخش چهارم، طرح الگوی پژوهش صورت می‌گیرد. در بخش پنجم، به برآورد و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود. در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی صورت می‌گیرد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. انتخاب خانوار بین دارایی مالی و دارایی مسکن

یکی از موضوعات مهم در سرمایه‌گذاری افراد چگونگی تخصیص منابع بین دارایی‌های مختلف است. براساس نظریه سبد دارایی، بهتر است افراد سرمایه‌گذاری خود را در دارایی‌های مختلف اختصاص دهند تا ریسک و بازدهی سرمایه‌گذاری خود را در وضعیت مناسبی قرار دهند. در انتخاب سبد دارایی، وضعیت جاری مالی افراد، اهداف سرمایه‌گذاری، خصوصیات شخصی فرد از قبیل ریسک‌پذیری، آشنایی با دوره‌های رونق و رکود دارایی‌های مختلف و ارتباط آن‌ها با یکدیگر مورد توجه قرار می‌گیرد (قلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲۲). تقاضای مسکن به دو دسته تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود که در ادامه به تشریح آن پرداخته می‌شود.

۲-۲. اقتصاد زمین و مسکن شهری

زمین و مسکن شهری به‌عنوان یک کالای ویژه با خواصی نظیر ناهمگن بودن، غیرقابل جانشینی و تحرک‌ناپذیر بودن، به همراه فقدان جریان کامل اطلاعات در این بازار، تأثیرات برونی و متقابل این بازار با بازارهای موازی و محدود بودن منابع زمین و مانند آن، منجر به این شده است که این بازار همواره به‌شدت تحت تأثیر تقاضاهای سوداگرانه باشد و باعث افزایش قیمت زمین و به‌تبع آن مسکن شود. به‌علاوه، متأثر از محیط پیرامون آن و شرایط جغرافیایی نظیر دسترسی‌ها و سایر عوامل است. بنابراین، از منظر اقتصاد کلان، بخش زمین و مسکن با توجه به ارتباط پیشین و پسین با سایر بخش‌های اقتصادی، یکی از موتورهای محرک اقتصاد محسوب می‌شود که در صورت رونق در این بخش باعث

ایجاد اشتغال به همراه رشد اقتصادی می‌شود. در نتیجه، شناخت اقتصادی زمین و مسکن و وجود مشکلات مربوط به آن، نقش دولت را در کمک به حل آن مشخص خواهد کرد.

*** نظریه تقاضای مسکن**

تقاضای مسکن به دو دسته تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود. تقاضای مصرفی خانوارها به‌منظور تأمین سرپناه مناسب و اجتناب‌ناپذیر است. کشش قیمتی این نوع تقاضا بسیار پایین است. تحقق تقاضای مصرفی مسکن صرفاً با خرید مسکن صورت نمی‌گیرد، بلکه استفاده از خدمات مسکن در قالب مسکن اجاره‌ای به همراه استفاده از همان خدمات مسکن در قالب مسکن ملکی است. تقاضای سرمایه‌ای مسکن به میزانی بیش از سرپناه مورد نیاز خانوارها است. چنانچه خانوارها به میزان (H) مسکن خریداری نمایند و بخشی از آن معادل (h_C) را به‌منظور سرپناه استفاده کنند، مازاد آن یعنی $(H-h_C)$، تقاضای سرمایه‌ای مسکن (H_A) نامیده می‌شود. تقاضای سرمایه‌ای افراد باانگیزه‌های سوداگری، اجاره‌داری، نگهداری واحد مسکونی به‌صورت خالی و سکونت در واحدهای مسکونی بزرگ‌تر از حد نیاز اقدام به تقاضای دارایی مسکن صورت می‌گیرد. نئوکلاسیک‌ها اقتصاد مسکن را در قالب جنبه‌های بازاری مسکن و بر مبنای ترجیحات مسکن موردبررسی قرار داده‌اند. از نظر اقتصاددانان نئوکلاسیک در هر واحد زمانی مشخص، یک واحد همگن از ذخیره مسکن، معادل یک واحد خدمات مسکن است. شکل کلی تابع تقاضای مسکن در دیدگاه نئوکلاسیک به‌صورت زیر است (اصلانی، ۱۳۹۳)؛

$$Q^D = Q\left(Y, P_h, P_0, T\right) \qquad (۱)$$

که در آن، Q^D تقاضای مسکن، Y درآمد خانوار، P_h قیمت مسکن، P_0 برداری از قیمت کالا و خدمات غیر از مسکن و T نیز برداری از ترجیحات مصرف‌کنندگان است؛ بنابراین، در این نظریه تقاضای مسکن تابع درآمد خانوار، قیمت مسکن، بردار قیمت‌های سایر کالاها و خدمات و برداری از عوامل سلیقه‌ای است. در ادبیات نظری، به‌دلیل مشکل بودن محاسبه ترجیحات و سلایق افراد از مشخصات جمعیت‌شناختی مانند سن، طبقه اجتماعی، ازدواج و ساختار خانوار به‌عنوان جایگزین استفاده شده است.

*** نظریه عرضه مسکن**

علیرغم وجود ادبیات نظری نسبتاً گسترده در خصوص تقاضای مسکن، به عرضه مسکن کمتر پرداخته است. عرضه مسکن از عرضه واحدهای مسکونی نوساز به‌علاوه نوسازی و بهسازی واحدهای مسکونی فرسوده موجود و ذخیره مسکن موجود تشکیل می‌شود. ذخیره مسکن در هر سال معین (H_t)، از مجموع ذخیره خالص مسکن در سال قبل (δH_{t-1}) و افزایش ساخت‌وساز مسکن حاصل می‌شود:

$$H_t = \delta H_{t-1} + \Delta H_t \qquad (۲)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک در موجودی مسکن و ΔH_t نشان‌دهنده تغییر در ذخیره مسکن یا تولید واحدهای مسکونی جدید است. چنانچه ΔH_t مثبت باشد، در این صورت ذخیره مسکن افزایش می‌یابد و برعکس. عرضه مسکن در کوتاه‌مدت ثابت و بی‌کشش است و به شوک‌های مثبت تقاضا واکنش کمی نشان می‌دهد، زیرا ساختن یک واحد مسکونی عمدتاً زمان‌بر است. همچنین، تعدیل رو به پایین عرضه مسکن نیز به‌کندی صورت می‌گیرد، زیرا ساختمان‌ها به آهستگی و طی زمان مستهلک می‌شوند. منحنی عرضه مسکن در بلندمدت شیب مثبت دارد و این به علت افزایشی بودن ارزش زمین طی زمان است (عسگری و چگنی، ۱۳۸۶).

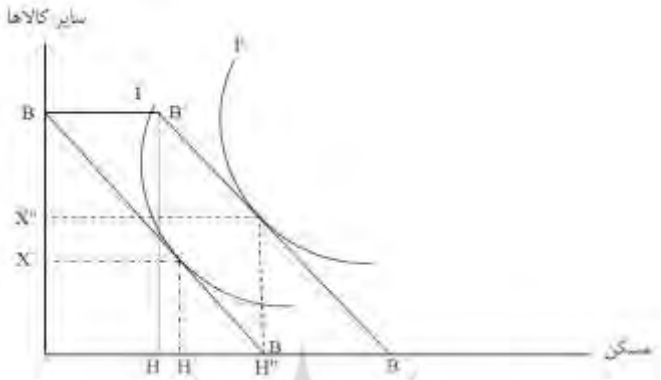
پوتربا[1] (۱۹۸۴)، رویکرد یک بازار دارایی را برای مدل‌سازی بازار مسکن در نظر گرفته است. مدل تجربی مطرح شده، سرمایه‌گذاری خالص در واحدهای مسکونی را به‌عنوان تابعی از قیمت حقیقی مسکن، قیمت تولید کالاهای جانشین (قیمت ساختمان‌های غیرمسکونی)، هزینه‌های ساخت (که با دستمزدهای حقیقی ساخت اندازه‌گیری می‌شود)، خالص جریان سپرده‌ها به سمت پس‌انداز و نهاده‌های وام‌دهی به‌عنوان معیاری برای دسترسی به اعتبارات بانکی، در نظر می‌گیرد. در نظریه عرضه مسکن بر پایه فضای شهری، قیمت زمین به‌عنوان یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید در عرضه مسکن نقش دارد که دارای تفاوت بنیادی با سایر نهاده‌ها است. با افزایش قیمت مسکن، سطح فعالیت‌های ساخت‌وساز به‌طور موقتی در کوتاه‌مدت بیش از سطح نرمال آن قرار می‌گیرد؛ اما همراه با رشد ذخیره مسکن، قیمت زمین افزایش یافته و بازدهی ساخت مسکن کاهش یافته و به سطح اولیه خود برمی‌گردد. نظریه فضای شهری مدل‌های تعادلی را ارائه می‌نماید که براساس آن ذخیره مسکن همواره برابر جمعیت شهری (و یا کوچک‌تر از آن) خواهد بود. در این نظریه، ساخت مسکن نوساز تابعی از قیمت‌های جاری مسکن، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت واقعی به‌عنوان هزینه سرمایه برای سازندگان، اهرم زمین، هزینه‌های ساخت که به‌وسیله میانگین وزنی از هزینه‌های نیروی کار و مصالح ساختمانی اندازه‌گیری می‌شود و موجودی مسکن در دوره قبل است (مایر و ساموِیل[2]، ۱۹۹۶).

*** مدل قیمت‌گذاری چهار بخشی مسکن**

قیمت مسکن تحت تأثیر عوامل طرف تقاضای و عرضه مسکن تعیین می‌گردد. دیپاسکال و ویتون[3] (۱۹۹۲) برای توضیح تعیین قیمت در بلندمدت یک مدل چهار وجهی را ارائه کرده‌اند. پایه نظری این مدل، براساس مطلوبیت و قید بودجه خانوار است. سبد مصرفی خانوار از دو کالای مسکن و ترکیبی از سایر کالاهای مصرفی دیگر است. خانوارها به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود از مسکن و سایر

1. Poterba
2. Mayer & Somerville
3. Dipaquale & wheton

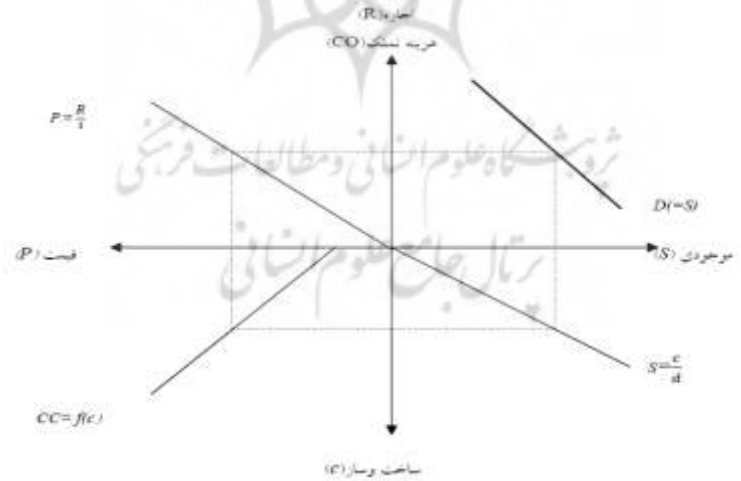
کالاها با توجه به قید بودجه BB هستند. منحنی بی‌تفاوتی خانوار به‌صورت منحنی I در نمودار (۱) نشان داده شده است. با انتقال خط بودجه خانوار به $B'B'$، خانوارها برای حداکثر کردن مطلوبیت خود روی منحنی I' قرار می‌گیرند و H' را برای مسکن و X' را برای سایر کالاها انتخاب می‌کنند:



نمودار ۱: نمودار منحنی بی‌تفاوتی و قید بودجه خانوار

منبع: محتوی (۱۳۸۷)

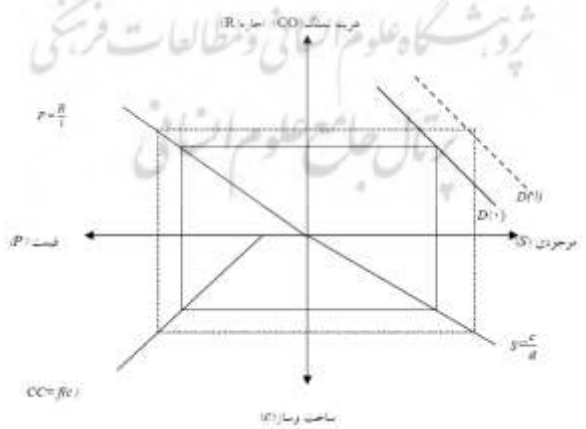
در مدل چهار وجهی بازار مسکن ترکیبی از دو بازار دارایی و بازار مستغلات است. در بازار مستغلات، ساختمان برای سکونت خریداری و یا اجاره می‌شود؛ اما در بازار دارایی، ساختمان با هدف سرمایه‌گذاری خریداری و یا اجاره می‌شود (عابدین درکوش و رحیمیان، ۱۳۸۸). در نمودار (۲)، مدل چهار بخشی بازار مسکن بیان شده است.



نمودار ۲: مدل چهار بخشی

منبع: درودیان (۱۳۸۷)

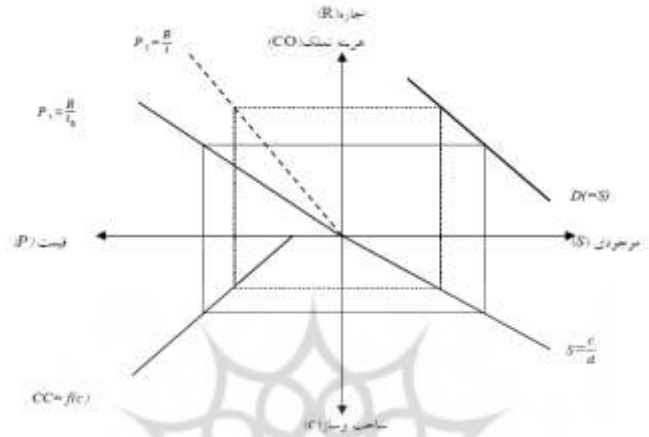
در نمودار (۲)، محور عمودی، سطح اجاره به ازای هر مترمربع (R) و محور افقی موجودی مسکن را نشان می‌دهد، تعادل در نقطه‌ای است که عرضه (S) و تقاضای مسکن (D) مساوی هستند. ربع اول نمودار چهار وجهی، نشان‌دهنده منحنی تقاضای مسکن اجاره‌ای است که در تعادل برابر موجودی واحدهای مسکونی است. بر این اساس، منحنی تقاضای نزولی حاکی از آن است که تقاضای مسکن با سطح اجاره رابطه معکوس دارد؛ به‌این‌ترتیب که هر قدر سطح اجاره مسکن افزایش یابد، از میزان تقاضای آن کاسته می‌شود؛ بنابراین، عواملی مانند درآمد خانوار و جمعیت بر تقاضای مسکن اجاره‌ای تأثیرگذار هستند. در ربع دوم، رابطه بین قیمت و اجاره نشان داده شده است $(P = R/i)$.بنابراین، با افزایش سطح اجاره در ربع دوم، قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد. مالیات بر بازدهی سرمایه مسکونی باعث تغییر در نرخ سرمایه‌گذاری و تغییر در قیمت مسکن می‌شود و شیب این منحنی را تغییر می‌دهد. ربع سوم نمودار (۱)، عرضه مسکن جدید را نشان می‌دهد و بیانگر وابستگی میزان ساخت‌وساز مسکن به نهاده‌های تولید است و اگر عرضه نهاده‌های تولیدی بی‌کشش باشد، $F(c)$ افقی‌تر خواهد بود و افزایش هزینه‌های تولید نیز موجب انتقال این منحنی به سمت چپ و بیرون می‌شود. در ربع چهارم تعادل موجودی مسکن در بلندمدت را نشان می‌دهد. بر این اساس، موجودی مسکن به سطح ساخت‌وساز جدید و نرخ استهلاک سرمایه مسکونی d بستگی دارد. بر این اساس، در ربع اول تعادل در بازار مسکن به‌عنوان تعیین می‌شود. با تعیین اجاره مسکن و با فرض ثبات سایر شرایط، قیمت مسکن تعیین می‌شود. تعیین قیمت مسکن در نیز میزان ساخت‌وساز مسکن جدید را تعیین می‌کند و باعث افزایش موجودی مسکن و در نهایت، کاهش اجاره مسکن می‌شود. افزایش تقاضای مسکن در نتیجه افزایش درآمد خانوار یا جمعیت باعث انتقال منحنی تقاضا به سمت بالا و راست می‌شود و اجاره‌بهای مسکن افزایش می‌یابد و باعث افزایش قیمت مسکن و حجم ساخت‌وساز می‌شود. در نهایت، موجودی مسکن را افزایش داده و بازار مجدداً در تعادل بلندمدت قرار می‌گیرد.



نمودار ۳: اثر تغییر تقاضا بر قیمت مسکن در بازار مسکن

منبع: درودیان (۱۳۸۷)

براساس نمودار (۴)، با افزایش نرخ بهره شیب منحنی قیمت مسکن در ربع دوم افزایش می‌یابد و عمودی‌تر خواهد شد؛ زیرا با توجه به افزایش هزینه فرصت تملک مسکن، تقاضا و قیمت آن کاهش می‌یابد. کاهش قیمت مسکن باعث کاهش فعالیت‌های ساختمانی و به‌تبع آن کاهش عرضه مسکن جدید و کاهش موجودی ساختمان می‌شود. در نتیجه، سطح اجاره‌بها افزایش می‌یابد.



نمودار ٤: اثر تغییر نرخ بهره بر قیمت مسکن در بازار مسکن

منبع: درودیان (۱۳۸۷)

۲-۳. نقش مالیات بر دارایی در تعادل بخشی بازار مسکن

در بعد نظری، مالیات بر عایدی سرمایه به‌منظور تأمین درآمد پایدار دولت‌های ملی و محلی و کاهش سوداگری به‌منظور هدایت سرمایه به سمت تولید و سرمایه‌گذاری مولد مدنظر است. عایدی سرمایه نیز به دو بخش عایدی سرمایه مالی و عایدی سرمایه املاک و مسکن تقسیم می‌شود. ایده اولیه مالیات بر مبادلات مالی به‌منظور کاهش تغییرات قیمت دارایی ابتدا به‌وسیله کینز[1] (۱۹۳۶) در بازار سرمایه و سپس توسط توبین[2] (۱۹۷۸) در بازار پول مطرح شده است (آرگر[3] و همکاران، ۲۰۱۳).

مالیات بر عایدی سرمایه املاک و مسکن یکی دیگر از اجزای مالیات بر عایدی سرمایه است که اغلب کشورهای توسعه‌یافته آن را به بخش از مالیات بر درآمد پذیرفته‌اند و اجرا می‌کنند و نزدیک صد سال سابقه دارد. این مالیات بر رشد قیمت مسکن یا تفاضل قیمت خریدوفروش ان وضع می‌شود. بر این اساس، بخشی از عایدی سرمایه ناشی از تملک آن از صاحب آن اخذ می‌شود. با توجه به اینکه عواید حاصل از تملک مسکن در ایران و به‌ویژه کلان‌شهرها از میانگین عایدی سرمایه در بسیاری از فعالیت‌های تولیدی بیشتر است، این مسئله باعث می‌شود که سرمایه‌ها از بخش‌های تولیدی به سمت

1. Keynes
2. Tobin
3. Aregger

فعالیت‌های سوداگری در بخش مسکن سوق پیدا کند و منجر به نوسان در بخش مسکن و شکل‌گیری حباب قیمت در آن شود. نتیجه نوسانات در بخش مسکن در نتیجه شکل‌گیری فعالیت‌های سوداگری، افزایش سهم هزینه مسکن در سبد خانوار، کاهش قدرت خرید مسکن خانوار و افزایش طول دوره انتظار خانوار برای صاحب مسکن شدن خواهد شد؛ بنابراین، دولت با هدف کنترل تلاطم‌های قیمت مسکن، می‌تواند نقش مهمی در جلوگیری از انحراف و هجوم سرمایه به بخش مسکن با هدف فعالیت‌های سوداگری ایفا کند. در این راستا، در دو دهه اخیر مالیات بر دارایی‌های منقول و غیرمنقول به‌عنوان یکی از مهم‌ترین محورهای برنامه اصلاح مالیاتی در اغلب کشورهای جهان شناخته شده است.

۲-٤. تجربه کشورها در وضع مالیات بر عایدی سرمایه مسکن در جهان

بررسی تطبیقی کشورها حاکی از آن است که مالیات بر عایدی سرمایه[1] (CGT)، مالیات بر ارزش زمین[2] (LVT)، مالیات بر واحدهای مسکونی خالی[3] (VHT) و مالیات بر نقل‌وانتقال املاک و مسکن مهم‌ترین مالیات‌های اعمال‌شده در بخش املاک و مسکن بوده‌اند (قلی‌زاده و امیری، ۱۳۹۲: ۸-۹۵).

در مالیات بر عایدی سرمایه، اولین ملک فرد که تقاضای مصرفی است، از این مالیات معاف است. همچنین تولیدکنندگانی که در بازه‌ی زمانی معین اقدام به تولید و عرضه‌ی واحدهای مسکونی می‌کنند، از پرداخت این مالیات معاف هستند (مور و سیلویا[4]، ۱۹۹۵)؛ بنابراین، مالیات بر عایدی سرمایه تنها تقاضای سوداگرانه را هدف قرار می‌دهد و هزینه‌ی این تقاضاها را در بازار زمین و مسکن شهری افزایش می‌دهد. ازاین‌رو، تأثیری بر هزینه‌ی تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای مولد ندارد (دفتر مطالعات اقتصادی، ۱۳۸۷: ۱۱). همچنین اخذ این مالیات می‌تواند منجر به کسب درآمد شده و به‌وسیله آن بسیاری از پروژه‌های ملی را تأمین مالی کرد. روش‌های اخذ این مالیات در کشورهای مختلف تفاوت‌هایی دارد و اصول کلی حاکم بر این نوع مالیات عبارتند از:

۱. اخذ مالیات بر پایه منفعت حاصل از خریدوفروش املاک؛

۲. معافیت سرپناه و انگیزه مصرفی مسلط بر خرید مسکن از پرداخت مالیات؛

۳. تمایز بین انگیزه‌های سوداگری و مصرفی مسکن در تعیین نرخ و پایه مالیات بر منفعت سرمایه در یک بازه زمانی معین (مثلاً ۳ سال).

سهم مالیات بر پایه دارایی املاک و مستغلات از کل درآمدهای مالیاتی در فرانسه ۱۶ درصد، آمریکا ۱۴ درصد، کانادا و سوئیس ۱۲ درصد، اسپانیا ۱۰ درصد، ترکیه، کره‌جنوبی و مالزی ۳ درصد و در ایران ۱/۷ درصد بوده است (دفتر تحقیقات و سیاست‌های بخش تولیدی معاونت امور اقتصادی، ۱۳۹۱: ۶-۵)؛ درحالی‌که سهم ارزش‌افزوده بخش مسکن در تولید ناخالص داخلی در ایران بیش از ۱۰ برابر سهم

1. Capital Gain Tax
2. Land Value Tax
3. Vacant Home Tax
4.Moore & Silvia

مالیات بر مسکن به‌کل درآمدهای مالیاتی است. در جدول (۱)، برخی ویژگی‌های مالیات بر عایدی سرمایه املاک و مستغلات در کشورهای منتخب گزارش شده است.

جدول ۱: برخی ویژگی‌های مالیات بر عایدی سرمایه املاک و مستغلات در کشورهای منتخب

کشور	توضیحات		
	آیا مالیات بر عایدی سرمایه منزل شخصی وضع می‌شود؟	آیا مالیات بر عایدی حاصل از املاک و مستغلات وضع می‌شود؟	مدت‌زمان نگهداری دارایی جهت معافیت و یا کاهش نرخ مالیاتی
جمهوری چک	خیر	بله در درآمد کلی فرد محاسبه می‌شود، اما املاک و مستغلاتی که به‌عنوان منزل شخصی فرد باسد که حداقل ۲ سال در آن ساکن باشد، یا مالکیت فرد بر خانه بیش از ۵ سال باشد، معافیت وجود دارد.	
دانمارک	خیر	بله همانند جداول مالیاتی، مالیات اخذ می‌شود و برای خانه شخصی فرد معافیت وجود دارد.	–
استونی	خیر	بله در درآمد کلی فرد محاسبه می‌شود.	–
فنلاند	خیر	بله در درآمد حاصل از سرمایه محاسبه می‌شود، اما یک کاهش ۲۰ درصدی در قیمت فروش دارایی در محاسبه مالیات بر عایدی سرمایه در نظر گرفته می‌شود. اگر دارایی حداقل برای ۱۰ سال نگهداری شود، یک کاهش ۴۰ درصدی در قیمت فروش دارایی در نظر گرفته می‌شود.	۱۰ سال
فرانسه	خیر	بله نرخ مالیات ۱۹ درصدی به همراه برخی معافیت‌ها وجود دارد. همچنین، مالیات بر عایدی سرمایه به‌صورت جداگانه از سایر درآمدهای مشمول مالیات محاسبه می‌شود.	۳۰ سال
آلمان	خیر	بله در مالیات‌ستانی عمومی قرار دارد.	۱۰ سال
یونان	بله	بله نرخ مالیات ۱۵ درصد است.	–
مجارستان	بله	بله نرخ مالیات ۱۶ درصد است.	۱۵ سال
ایرلند	خیر	بله مالیات بر عایدی سرمایه به‌صورت جداگانه از سایر درآمدهای مشمول مالیات محاسبه می‌شود.	–
ایتالیا	خیر	بله نرخ مالیات ۲۰ درصد است. اگر دارایی بیش از ۵ سال نگهداری شود معاف از مالیات بر عایدی سرمایه است.	۵ سال
لیتوانی	خیر	بله نرخ مالیات ۱۵ درصد است، اما منزل شخصی باشد به‌طورکلی معاف از مالیات است.	–
لهستان	خیر	بله در مالیات ستانی عمومی قرار دارد. اگر دارایی بیش از ۵ سال نگهداری شود، معافیت مالیاتی وجود دارد.	۵ سال
پرتغال	خیر	بله ۵۰ درصد دارایی مشمول مالیات می‌شود. زمانی‌که دارایی بیش از ۲ سال نگهداری می‌شود، عایدی آن براساس نرخ تورم تعدیل می‌شود.	–
اسلوونی	خیر	بله براساس مدت‌زمان نگهداری دارایی با نرخ صفر تا ۲۵ درصد اعمال می‌شود.	–
انگلستان	بله	بله وقتی‌که خالص عایدی سرمایه پایین‌تر از درآمد مالیاتی پایه باشد، نرخ مالیات ۱۸ درصد است، اما بیش از آن با نرخ ۲۸ درصد مالیات وضع می‌شود. مالیات بر عایدی سرمایه	–

		به‌صورت جداگانه از سایر درآمدهای مشمول مالیات محاسبه می‌شود.	
آمریکا	بله	بله اگر دارایی کمتر از یک سال نگهداری شود، براساس نرخ مالیات بر درامد محاسبه می‌شود. همچنین، منزل شخصی فرد که برای بیش از دو سال نگهداری شود، معافیت‌های مالیاتی در نظر گرفته می‌شود.	۱ سال
ژاپن	بله	بله بعد از ۵ سال نرخ مالیات بر عایدی سرمایه کاهش می‌یابد. مالیات بر عایدی سرمایه به‌صورت جداگانه از سایر درآمدها مشمول عملیات می‌شود.	۵ سال
کره جنوبی	بله	بله بعد از ۱۰ سال نرخ مالیات بر عایدی سرمایه کاهش می‌یابد.	۱۰ سال
ترکیه	بله	بله اگر ملک بیش از ۵ سال نگهداری شود، معاف از مالیات می‌شود.	۵ سال

منبع: Harding (2013)

۲-۵. پیشینه تحقیق

پیشینه خارجی

تاپنایت[1] و همکاران (۲۰۱۷)، در پژوهشی عوامل تأثیرگذار بر نوسانات بازار مسکن را با استفاده از روش روند سلسله‌مراتب تحلیلی[2] (AHP) طی دوره زمانی (۲۰۱۵-۲۰۰۵)، در لیتوانی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آن نشان داده است که سهم قابل‌توجهی از نوسانات بازار مسکن متأثر از نرخ بهره و وام‌های اعطایی به بخش مسکن بوده است.

یاکی[3] (۲۰۱۷)، در پژوهشی تأثیر قیمت نفت بر قیمت املاک را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و داده‌های فصلی دوره (۲۰۱۷-۱۹۹۲) در نروژ و مناطق مختلف آن را موردبررسی قرار داده است. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که بخش زیادی از تغییرات قیمت مسکن توسط متغیرهای درآمد قابل‌تصرف، جمعیت، نرخ بهره، نرخ بیکاری، هزینه‌های ساخت‌وساز و قیمت نفت توضیح داده شده است. در این پژوهش، قیمت نفت تأثیر مستقیم و مثبتی بر قیمت مسکن داشته است.

چن[4] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای تأثیر مالیات بر نقل‌وانتقال املاک و مستغلات را بر تلاطم قیمت مسکن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و داده‌های فصلی در دوره زمانی (۲۰۱۲-۱۹۷۵) در ۱۴ ایالات مختلف ایالات‌متحده بررسی کرده است. نتایج حاصل از آزمون‌های پارامتری ($t-test$) و غیر پارامتری[5] نشان داده است که در ایالات‌هایی که مالیات بر انتقال دارایی اعمال‌شده است، تلاطم کمتری در قیمت مسکن صورت گرفته و قیمت مسکن دارای روند باثبات‌تری است.

1. Tupenaite
2. Analytic Hierarchy Process
3. Yiqi
4. Chen
5. Parametric & Nonparametric Tests

تو و زو[1] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر تلاطم قیمت مسکن با استفاده از مدل‌های $GARCH$و VAR و داده‌های فصلی در دوره زمانی (۲۰۱۴-۱۹۸۰) در ۱۱ شهر کانادا پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که تلاطم قیمت مسکن به‌طور قابل‌توجهی متأثر از ارزش قیمت مسکن، نرخ رشد فروش مسکن، نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بوده است. همچنین، تغییرات مثبت قیمت مسکن نوسانات بیشتر و بزرگ‌تری نسبت به تغییرات منفی قیمت مسکن دارد.

پاناجیودیس و پرینتیس[2] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای عوامل تعیین‌کننده بازار مسکن را با استفاده از روش ($VCEM$)[3] در داده‌های ماهیانه طی دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۹۸)، در یونان بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که در بلندمدت جهت علیّت از نرخ وام مسکن و شاخص تجاری خرده‌فروشی به شاخص قیمت مسکن بوده است. همچنین، در کوتاه‌مدت جهت علیت از متغیرهای وام مسکن، شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص تجاری خرده‌فروشی بوده است. به‌علاوه، شاخص تجاری خرده‌فروشی و وام مسکن به ترتیب از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر شاخص قیمت مسکن بوده‌اند.

زو و چن[4] (۲۰۱۲)، در پژوهشی تأثیر سیاست‌های پولی را بر رشد قیمت املاک و مستغلات با استفاده از مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و به‌کارگیری داده‌های فصلی دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۹۸) و داده‌های ماهیانه دوره زمانی (۲۰۱۰-۲۰۰۵) در شهرهای مختلف چین را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج بیانگر این است که کاهش نرخ بهره، رشد نقدینگی و کاهش میزان بازپرداختی وام‌های مسکن باعث افزایش رشد قیمت مسکن در دوره‌های بعدی شده است.

آدامس و فوس[5] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای عوامل کلان اقتصادی تعیین‌کننده بازارهای بین‌المللی مسکن را با استفاده از مدل داده‌های تابلویی و داده‌های فصلی ۱۵ کشور در طی دوره ۳۰ سال قبل را موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که در بلندمدت یک درصد افزایش در عوامل اقتصادی باعث افزایش ۶۱/. درصد قیمت مسکن، یک درصد افزایش در هزینه‌ها باعث افزایش ۶۴/. درصد قیمت مسکن و نیز یک درصد افزایش در نرخ بهره منجر به کاهش ۲۷/. درصد قیمت مسکن شده است.

پیشینه داخلی

اکبرنژاد و عیوضی (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای به بررسی و شناخت روابط حاکم بین قیمت مسکن و روند تغییرات قیمت در دیگر بازارها ازجمله بازار بورس، سکه، ارز و غیره با استفاده از روش الگوی خودتوضیحی برداری (VRA) و داده‌های ماهیانه طی دوره زمانی (۱۳۹۴-۱۳۸۸) پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آنست که در کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت تولید ناخالص داخلی، شاخص کل بورس و شاخص

1. Tu & Zhou
2. Panagiotidis & Printzis
3. Vector Error Correction Model
4. Xu & Chen
5. Adams & Fuss

انبوه‌سازی املاک و مستغلات تأثیر منفی و شوک‌های قیمت سکه طلا طرح جدید و نرخ تورم تأثیر مثبت بر شاخص قیمت مسکن دارد. در بلندمدت نیز شوک‌های مثبت تولید ناخالص داخلی و شاخص کل بورس تأثیر منفی و شوک‌های قیمت ارز، سکه طلای طرح جدید، نرخ تورم و شاخص انبوه‌سازی املاک و مستغلات تأثیر مثبت بر شاخص قیمت مسکن دارد.

رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی با عنوان تأثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران با استفاده مدل بیزین و داده‌های سری زمانی طی بازده (۱۳۹۲-۱۳۷۰) به بررسی عوامل تأثیرگذار بخش عرضه و تقاضای مسکن بر قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که درآمد سرانه مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن است؛ که با افزایش درآمد سرانه، مردم تقاضای بیشتری برای مسکن و ترک اجاره‌نشینی خواهند داشت و تقاضایشان برای مسکن به‌عنوان دارایی افزایش خواهند داد.

سهیلی و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای با عنوان عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه با استفاده از تکنیک خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های فصلی در طی دوره (۱۳۸۷-۱۳۷۰) به بررسی تأثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیر قیمت زمین و هزینه ساخت بنا در توضیح رفتار قیمت مسکن بسیار تأثیرگذار هستند به‌طوری‌که یک واحد افزایش در قیمت زمین و هزینه ساخت بنا به ترتیب باعث افزایش ۶۳٪ و ۴۷٪ واحدی در قیمت مسکن در شهر کرمانشاه می‌شود و نیز عواملی چون حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، درآمد سالانه خانوار، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز تأثیر معناداری بر رفتار قیمت مسکن دارند.

نصرالهی و آزاد غلامی (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران» با استفاده از مدل پنل و داده‌های سری زمانی ۱۰ ساله شهرهای تهران، اصفهان، کرج، شیراز، مشهد، تبریز، اهواز و رشت در طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۷) به بررسی میزان اثرگذاری تسهیلات بانکی در مقایسه با سایر عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن پرداخته‌اند. نتایج این بیانگر آن است که عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن به‌ترتیب اولویت عبارتند از: تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای، وام مسکن، اجاره‌بهای مسکن، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به لحاظ آماری معنادار و با مبانی نظری هماهنگ است.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی و داده‌های سالیانه در طی دوره زمانی (۱۳۸۹-۱۳۷۰) برای مناطق شهری ۳۰ استان کشور پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین اثر مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی بر قیمت حقیقی مسکن داشته است. در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی بوده است.

قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای به بررسی تأثیر تسهیلات اعتباری بانکی بر قیمت مسکن با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و بر مبنای داده‌های فصلی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۰) اقدام نموده‌اند. نتایج بیانگر آن است که رابطه مثبت و معنی‌داری بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت وجود دارد. از طرفی یک رابطه علّی یک‌طرفه از طرف تسهیلات به قیمت مسکن برقرارمی‌باشد و نیز اینکه اثرگذاری متغیرها در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت متفاوت است و اینکه افزایش تقاضا از طریق رشد جمعیت اثر شدیدتری بر افزایش قیمت مسکن دارد و در طرف مقابل تسهیلات اعتباری مؤثرترین سیاست بر ایجاد رکود بخش مسکن است.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸)، در مقاله‌ای به مطالعه و تحقیق در مورد تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل ARDL و داده‌های سالیانه طی دوره (۱۳۸۴-۱۳۵۲) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت متغیرهای نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر نرخ رشد قیمت مسکن دارد و در مقابل نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن تأثیر معنادار منفی بر قیمت مسکن دارد. از طرف دیگر شوک‌های مثبت و منفی نفتی در بلندمدت به‌ترتیب باعث افزایش و کاهش در نرخ رشد قیمت مسکن گردیده است و اثر شوک‌های مثبت و منفی نفتی بر متغیر قیمت مسکن نامتقارن بوده است.

۳. حقایق آشکار شده

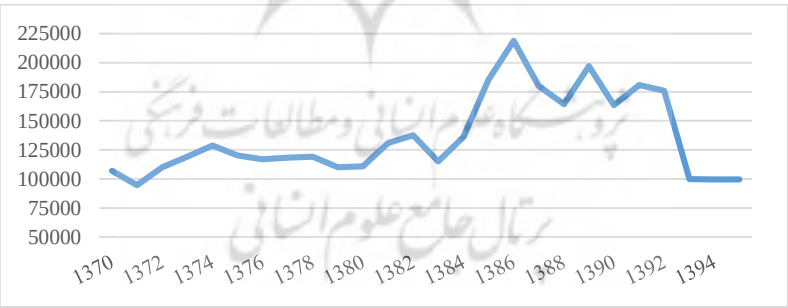
تقاضای مسکن را می‌توان ناشی از افزایش نرخ رشد جمعیت، تشکیل خانوارهای جدید و تقاضای سوداگری ذکر کرد. در طی سال‌های اخیر موضوع تقاضای سوداگری در بخش مسکن منجر به عرضه نشدن و ایجاد واحدهای مسکونی خالی بدون سکونت شده است. براساس آمار سرشماری سال ۱۳۹۵ تعداد خانه‌های خالی بیش از ۲/۵ میلیون در کل کشور بوده است که از این تعداد، شهر تهران با تعداد ۳۹۰ هزار واحد (۱۸/۹ درصد) و ایلام با تعداد ۱۳ هزار و ۲۰۰ واحد (۰/۵درصد) به‌ترتیب بیشترین و کمترین درصد خانه‌های خالی کشور را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، در طی سال‌های اخیر درصد اجاره‌نشین شدن خانوارها در حال افزایش است؛ به‌طوری‌که از ۱۲ درصد در سال ۱۳۶۵ به ۳۰/۷ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. می‌توان بیانگر کاهش قدرت خرید خانوارها در جهت دسترسی به واحدهای مسکونی باشد. این سهم در شهرها تفاوت زیادی با روستاها دارد، به‌نحوی‌که براساس سرشماری سال ۱۳۹۵، سهم اجاره‌نشینان در شهرها ۳۶/۷ درصد و در روستاها تنها ۱۲/۳ درصد بوده است. در جدول (۲)، تعداد کل واحدهای مسکونی، تعداد خانوارها و تعداد خانوارهای دارای مسکن ملکی و اجاره‌ای در سرشماره‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵ گزارش شده است:

جدول ۲: تعداد کل واحدهای مسکونی، تعداد خانوارها و تعداد خانوارهای دارای مسکن ملکی و اجاره‌ای

سال سرشماری	کل واحد مسکونی (میلیون)	تعداد کل خانوارها (میلیون)	تعداد خانوارهای دارای مسکن ملکی (میلیون)	خانوارهای دارای مسکن ملکی (درصد)	خانوارهای دارای مسکن اجاره‌ای (میلیون)	خانوارهای دارای مسکن اجاره‌ای (درصد)	خانوارهای دارای مسکن رایگان و سایر (میلیون)	خانوارهای دارای مسکن رایگان و سایر (درصد)
۱۳۵۵	۵/۳	۶/۷	۵/۱	۷۶/۱	۱	۱۴/۹۲	۰/۶	۸/۹
۱۳۶۵	۸/۲	۹/۶	۷/۴	۷۷	۱/۲	۱۲/۵۰	۱	۱۰/۴۱
۱۳۷۵	۱۰/۸	۱۲/۳	۸/۹	۷۲/۳	۱/۹	۱۵/۴۴	۱/۵	۱۲/۱۹
۱۳۸۵	۱۵/۸	۱۷/۳	۱۱/۸	۶۸/۲	۴	۲۳/۱۲	۱/۵	۸/۶۷
۱۳۹۰	۲۰	۲۱/۲	۱۳/۱	۶۱/۷	۵/۶	۲۶/۴	۲/۵	۱۱/۷۹
۱۳۹۵	۲۳/۳	۲۴/۲	۱۴/۶	۶۰/۵	۷/۴	۳۰/۷	۲/۱	۸/۸

منبع: داده‌های مرکز آمار ایران و محاسبات تحقیق

ساخت‌وساز مسکن به‌منظور کاهش قیمت مسکن و کاهش دوره انتظار خرید مسکن خانوار، نیازمند سرمایه‌گذاری قابل‌توجهی است. تعداد پروانه‌های صادره در مناطق شهری ایران بیانگر این است که عرضه مسکن در طی سال‌های اخیر معمولاً روند ملایمی همراه بوده است؛ اما این روند ملایم در اواخر دهه ۸۰ با رشد صعودی قابل‌توجهی همراه بوده است که می‌تواند به دلیل سیاست‌های دولت در حوزه مسکن (از قبیل مسکن مهر) در جهت پاسخگویی به افزایش تعداد ازدواج‌ها و تشکیل خانوارهای جدید در این سال‌ها باشد. در نمودار (۵)، تعداد پروانه‌های ساختمانی در مناطق شهری در دوره زمانی (۱۳۹۴-۱۳۷۰)، گزارش شده است:



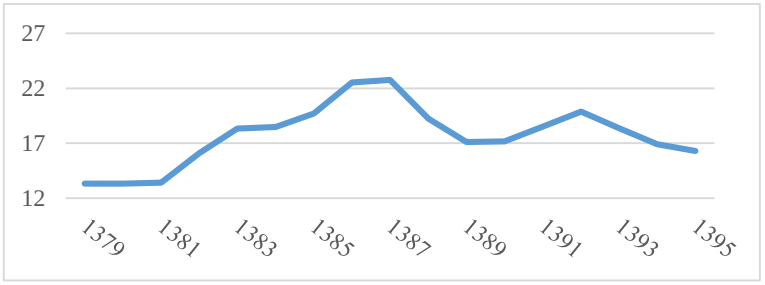
نمودار ۵: تعداد پروانه‌های ساختمانی در مناطق شهری در دوره زمانی (۱۳۹٤-۱۳۷۰)

منبع: یافته‌های پژوهش براساس داده‌های گزارش شده مرکز آمار

شاخص حباب مسکن به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر افزایش دوره انتظار خرید مسکن خانوار، از نسبت قیمت هر مترمربع واحد مسکونی به اجاره هر مترمربع واحد حاصل می‌شود. برونن میر و اومک[1]

1. Brunnermeier & Oehmke

(۲۰۱۳)، بیان می‌کند که اگر نسبت قیمت مسکن (که ارزش بنیادی و غیر بنیادی مسکن را نشان می‌دهد) به اجاره‌بهای مسکن (که تنها ارزش بنیادی را نشان می‌دهد)، از مقدار متوسط بلندمدت آن بیشتر باشد، بیانگر بروز حباب و تلاطم در بازار مسکن است. در نمودار (۶)، شاخص حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۷۹)، نشان داده شده است.



نمودار ٦: شاخص حباب قیمت مسکن (قیمت هر مترمربع واحد مسکونی به اجاره)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس داده‌های گزارش شده مرکز آمار

٤. الگوی تحقیق

٤-١. مدل ریاضی

ابتدا براساس مبانی نظری بیان شده توسط دیپاسکال و ویتون (۱۹۹۲) و در چارچوب مدل تورنوسکی و اکویاما[1] (۱۹۹۴) و اندو و مین[2] (۱۹۹۸)، به تحلیل مدل ریاضی پرداخته می‌شود. فرض می‌شود که مطلوبیت خانوار نماینده تابعی از خدمات مسکن و سایر کالاهای مصرفی (C) است؛ بنابراین، تابع رفاه اجتماعی به‌صورت رابطه (۱) در نظر گرفته می‌شود:

$$W = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U\left(C(t), H(t)\right) dt \qquad (۳)$$

که در آن، (H) موجودی مسکن، (C) سایر کالاهای مصرفی و ρ نرخ ترجحان زمانی است. قید بودجه خانوار نیز به‌صورت روابط (۴) تا (۶) تعریف شده‌اند:

$$P_h(t).H(t)+S(t)+P_C(t).C(t)=(1-\theta).\omega(t)+(1-\theta).i(t).A(t) \qquad (۴)$$

$$\dot{H}(t)=X(t)-\delta H(t) \qquad (۵)$$

$$\dot{A}(t)=S(t)-\pi A(t) \qquad (۶)$$

1. Turnovsky & Okuyama
2. Andrew & Meen

که در آن، $H(t)$ موجودی مسکن، $P_h(t)$ قیمت مسکن، $C(t)$ سایر کالاهای مصرفی، $P_c(t)$ قیمت سایر کالاهای مصرفی، $S(t)$ پس‌انداز، $X(t)$ مسکن جدید خریداری‌شده، $\omega(t)$ نرخ دستمزد واقعی، $i(t)$ نرخ بهره واقعی، $A(t)$ ارزش دارایی‌های غیر از ساختمان، π نرخ تورم، δ نرخ استهلاک مسکن و θ نرخ مالیات است. سمت چپ معادله (۴)، مخارجی را نشان می‌دهد که صرف کالاهای مصرفی، مسکن و یا پس‌انداز می‌شود. در سمت راست، نیز درآمد کل حاصل جمع دستمزد واقعی و سود حاصل از دارایی‌های مالی پس از کسر مالیات است. با حداکثر کردن مطلوبیت خانوار نماینده در رابطه (۳)، نسبت به قیود (۴) تا (۶) و با توجه به شرایط مرتبه اول (FOC) و شرایط مرتبه دوم (SOC)، نسبت مطلوبیت نهایی مسکن نسبت به کالاهای مصرفی برابر قیمت نسبی آن‌ها حاصل می‌شود:

$$\mu_h/\mu_c = P(t)\left[(1-\theta)i(t)-\pi+\delta-\dot{P}/P(t)\right] \quad (۷)$$

براساس رابطه (۷)، در نقطه تعادل خط بودجه بر منحنی بی‌تفاوتی مماس می‌شود؛ بنابراین، ارزش عینی واحدهای مسکن (H) بر حسب واحدهای سایر کالاهای مصرفی (C)، باارزش ذهنی واحدهای مسکن بر حسب واحدهای سایر کالاها برابر است:

$$\frac{\mu_h}{\mu_c}=\frac{R_h(t)}{R_c(t)} \quad (۸)$$

با جایگذاری رابطه (۸) در رابطه (۷) و با فرض $R_c=1$، معادله قیمت مسکن به‌صورت رابطه (۹)، حاصل می‌شود:

$$P(t)=R_h(t)/\left[(1-\theta)i(t)-\pi+\delta-\dot{P}/P(t)\right] \quad (۹)$$

که در آن، $R_h(t)$ اجاره ضمنی حقیقی مسکن و $\dot{P}/P(t)$ عایدی انتظاری سرمایه مسکن است.

٤-۲. تصریح الگوی اقتصادسنجی

در این پژوهش، در تصریح الگوی اقتصادسنجی به تحلیل تأثیر عوامل اقتصادی، جمعیتی و سیاستی بر شاخص توان‌پذیری مسکن پرداخته شده است. عوامل اقتصادی شامل درآمد سرانه واقعی خانوارهای شهری، نرخ تورم (ارز غیررسمی)، قیمت زمین به‌عنوان نهاده تولید و بازار سرمایه و طلا به‌عنوان بازارهای جایگزین بازار مسکن در نظر گرفته شده است. همچنین، تعداد ازدواج‌های صورت گرفته به‌عنوان عامل جمعیتی تأثیرگذار بر قیمت مسکن و شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در نظر گرفته

شده است. دولت نیز از طریق فراهم کردن شرایط اعطای تسهیلات خرید مسکن و وضع مالیات بر تقاضای سوداگری مسکن می‌تواند دسترسی خانوارها به مسکن ملکی را فراهم کند.

شاخص توان‌پذیری (دسترسی) مسکن خانوارها: این شاخص به‌عنوان متغیر وابسته از میانگین نسبت قیمت واحد مسکونی ۷۵ متری به میانگین درآمد سالانه خانوار حاصل می‌شود (ملکی، ۱۳۹۵: ۳۳). چنانچه یک سوم از درآمد خانوار، برای خرید مسکن پس‌انداز شود، طول دوره انتظار خرید مسکن، سه برابر شاخص دسترسی به مسکن خواهد بود. این شاخص دارای دو بعد مهم است: نخست درآمد سالانه خانوار و دوم ارزش واحد مسکونی. درآمد سالانه خانوار تحت تأثیر عملکرد اقتصادی کشور و سطح توسعه‌یافتگی هر کشور است. به‌علاوه، شرایط اجتماعی و فرهنگی و تعداد افراد شاغل خانوار نیز بر این شاخص اثرگذار است. از سوی دیگر، ارزش واحد مسکونی تحت تأثیر شرایط اقتصاد مسکن، هزینه‌های ساخت‌وساز، بازار سرمایه و متغیرهای جمعیت‌شناختی است (قلی‌زاده، ۱۳۸۷: ۳۶). توسعه‌یافتگی نظام تأمین مالی می‌تواند بخشی از شکاف بین قیمت مسکن و درآمد خانوار را جبران کند. بر این اساس، تسهیلات اعطایی بانک مسکن به خانوارها به‌منظور تأمین هزینه مالی خرید مسکن به‌عنوان یک سیاست پولی به خانوارها کمک می‌کند تا به‌جای اتکا به پس‌اندازهای گذشته برای خرید مسکن، به پس‌اندازهای آینده متکی کند و تأخیر زیاد در خرید مسکن را کاهش دهد. بر این اساس، هر چقدر که نظام تأمین مالی در کشوری پیشرفته‌تر باشد و امکان اعطایی تسهیلات و اعتبارات بیشتری به خانوارها برای تأمین مسکن وجود داشته باشد؛ باعث کاهش شاخص دسترسی به مسکن و کاهش تعداد سال‌های انتظار خانوارها برای تملک مسکن می‌شود. در ایران با توجه به پایین بودن سطح درآمد خانوارها، تقاضای سوداگری و سیستم تأمین مالی و مالیاتی ناکارآمد در حوزه مسکن باعث شده تا شاخص دسترسی مسکن خانوار و طول دوره انتظار خرید مسکن در سه دهد گذشته افزایش یابد. در جدول (۳)، شاخص دسترسی مسکن خانوارها در دوره زمانی (۱۳۹۴-۱۳۷۱)، گزارش شده است:

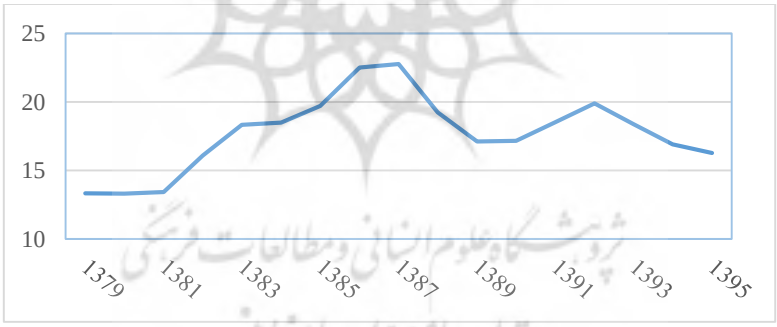
جدول ۳: شاخص توان‌پذیری مسکن خانوارهای شهری در دوره زمانی (۱۳۹٤-۱۳۷۱) در مناطق شهری ایران

سال	درآمد خانوار (هزار ریال)	قیمت مسکن (هزار ریال)	شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار (سال)	طول دوره انتظار (سال)
۱۳۷۱	۳۵۴۱	۲۱۷۰۰	۶/۱	۱۸
۱۳۷۲	۴۴۲۶	۲۲۵۰۰	۵/۱	۱۵
۱۳۷۳	۵۷۳۰	۲۶۸۰۰	۴/۷	۱۴
۱۳۷۴	۷۳۶۸	۳۵۸۰۰	۴/۹	۱۵
۱۳۷۵	۹۸۷۹	۵۲۴۰۰	۵/۳	۱۶
۱۳۷۶	۱۲۱۱۶	۵۹۷۰۰	۴/۹	۱۵
۱۳۷۷	۱۵۱۵۲	۶۷۸۰۰	۴/۵	۱۳
۱۳۷۸	۱۸۵۶۵	۷۷۷۰۰	۴/۲	۱۳

۱۳۷۹	۲۲۳۸۸	۸۷۰۰۰	۳/۹	۱۲
۱۳۸۰	۲۵۸۳۲	۱۱۲۲۰۰	۳/۴	۱۳
۱۳۸۱	۳۳۱۰۵	۱۶۶۰۰۰	۵/۰	۱۵
۱۳۸۲	۳۹۲۰۲	۲۲۷۵۰۰	۵/۸	۱۷
۱۳۸۳	۴۷۲۶۸	۲۵۹۶۰۰	۵/۵	۱۶
۱۳۸۴	۵۳۶۷۹	۳۰۳۳۰۰	۵/۷	۱۷
۱۳۸۵	۶۵۵۰۹	۳۶۱۸۰۰	۵/۵	۱۷
۱۳۸۶	۷۷۹۹۴	۵۷۱۵۰۰	۷/۳	۲۲
۱۳۸۷	۸۸۲۱۹	۶۱۲۷۰۰	۶/۹	۲۱
۱۳۸۸	۹۳۶۰۳	۷۳۲۵۰۰	۷/۸	۲۳
۱۳۸۹	۱۰۶۱۵۶	۱۲۳۷۸۰۰	۱۱/۷	۳۵
۱۳۹۰	۱۳۰۳۰۱	۱۴۴۳۹۰۰	۱۱/۱	۳۳
۱۳۹۱	۱۵۸۹۶۷	۱۹۲۰۰۰۰	۱۲/۱	۳۶
۱۳۹۲	۲۰۴۵۴۹	۲۴۹۹۴۰۰	۱۲/۲	۳۷
۱۳۹۳	۲۴۱۳۱۸	۲۸۴۱۵۰۰	۱۱/۸	۳۵
۱۳۹۴	۲۷۸۸۷۲	۲۸۷۳۴۷۰	۱۰/۳	۳۱

منبع: داده‌های گزارش شده مرکز آمار ایران و گزارش‌های آماری دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن

در نمودار (۷)، شاخص دسترسی مسکن خانوار ترسیم شده است:



نمودار ۷: شاخص دسترسی مسکن خانوار

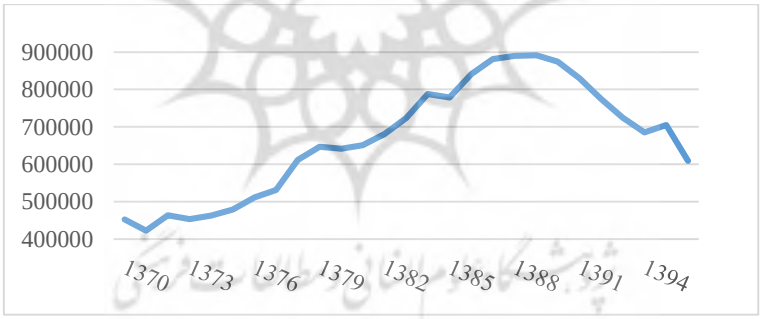
منبع: یافته‌های پژوهش براساس داده‌های آماری دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن

درآمد سرانه واقعی خانوارها یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی است بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار اثرگذار است. ازیک‌طرف، با افزایش درآمد سرانه خانوارها تقاضای مسکن و به دنبال آن قیمت مسکن افزایش می‌یابد (زو[1]، ۲۰۱۷). از طرف دیگر، با افزایش درآمد خانوارها، تمایل خانوارها به تملک مسکن به‌عنوان کالای مصرفی و سرمایه‌ای افزایش می‌یابد. گان و هیل[2] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای

1. Xu
2. Gan & Hill

به وجود رابطه مستقیم و پایدار بین قیمت مسکن و درآمد سرانه خانوارها رسیده‌اند. در نتیجه، افزایش درآمد واقعی سرانه خانوار بر شاخص توان‌پذیری و طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار اثرگذار خواهد بود. با توجه به اینکه در محاسبه شاخص توان‌پذیری خانوار درآمد خانوار وارد می‌شود، نرخ اشتغال خانوار شهری به‌عنوان متغیر توضیح‌دهنده در تصریح مدل اقتصادسنجی وارد می‌شود و انتظار بر این است افزایش نرخ اشتغال، باعث افزایش توانایی تملک مسکن به‌عنوان کالای مصرفی به‌وسیله خانوارها و کاهش دوره انتظار خرید مسکن خانوار شود. در نهایت نیز باعث کاهش شاخص توان‌پذیری مسکن خواهد شد.

ازدواج و تشکیل خانوارهای جدید: تغییرات عوامل طرف تقاضای مسکن بر قیمت مسکن و شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار اثرگذار است. بر این اساس، با افزایش تعداد ازدواج‌ها، خانواده‌های جدید نیازمند واحد مسکونی برای سکونت هستند و تقاضای مصرفی مسکن افزایش می‌یابد و منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود. بررسی ارتباط بین ویژگی‌های جمعیت شناختی و بازار مسکن برای اولین توسط منکیو و ویل[1] (۱۹۸۹) صورت گرفته است و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش در تعداد متولدین و نوزادان تأثیر ناچیزی بر بازار مسکن در کوتاه‌مدت دارد، اما با گذشت تقریباً بیست سال تقاضای خانه‌های جدید افزایش می‌یابد. تعداد ازدواج‌های صورت گرفته در دوره زمانی (۱۳۹۴-۱۳۷۰)، در نمودار (۸)، نشان داده شده است:



نمودار ۸: تعداد ازدواج‌های صورت گرفته در دوره زمانی (۱۳۹٤-۱۳۷۰)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس داده‌های سازمان ثبت‌احوال کشور

اهرم زمین[2]: بوستیک و همکاران[3] (۲۰۰۷)، اصطلاح اهرم زمین[4] را براساس نسبت ارزش یک مترمربع زمین به ارزش یک مترمربع مسکن معرفی کرده‌اند؛ بنابراین، افزایش قیمت زمین به‌عنوان مهم‌ترین نهاده ساخت‌وساز مسکن، بیشترین سهم را در هزینه ساخت مسکن دارد و باعث افزایش قیمت واحد

1. Mankiw & Weil
2. Land Leverage
3. Bostic
4. land leverage

مسکونی و افزایش دوره انتظار خرید مسکن خانوار می‌شود. وین و گودمن[1] (۲۰۱۳)، در بررسی رابطه بین قیمت مسکن و قیمت زمین در ۲۱ استان چین، به این نتیجه رسیده‌اند که بین قیمت زمین و قیمت مسکن یک رابطه درونی مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، در تصریح مدل اقتصادسنجی از متغیر نرخ رشد قیمت زمین نیز می‌توان به‌عنوان متغیر جایگزین اهرم زمین وارد مدل کرد.

نرخ تورم: یکی از متغیرهای اثرگذار بر شاخص توان‌پذیری خانوار، نرخ تورم است. با افزایش نرخ تورم، مردم برای حفظ قدرت خرید پول و دارایی خود اقدام به خرید کالاهای بادوام نظیر مسکن می‌کنند، در نتیجه تقاضای مسکن افزایش می‌یابد و منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود (رحمانی و اصفهانی، ۱۳۹۵). افزایش قیمت مسکن باعث کاهش توانایی تملک مسکن به‌عنوان تقاضای مصرفی و افزایش دوره انتظار خرید مسکن خانوار خواهد شد.

تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن: وام‌دهی بانک مسکن به خانوارها در جهت تأمین خرید واحدهای مسکونی باعث افزایش تقاضای مسکن و افزایش قیمت آن می‌شود. قلی‌زاده و احمدزاده (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافته‌اند که وام بانک مسکن اثر مثبت و معنادار بر قیمت مسکن دارد؛ اما میزان اثرگذاری خیلی کوچک بوده است.

بازارهای جایگزین: بازارهای جایگزین ازجمله بازار سهام و بازار طلا به‌عنوان بازارهای جایگزین بازار مسکن تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. موسوی و درودیان (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیده‌اند که بازدهی سهام و طلا تأثیر منفی بر قیمت مسکن داشته است. بر این اساس، با کاهش قیمت مسکن طول دوره انتظار خانوار به‌منظور خرید مسکن کاهش می‌یابد.

مالیات بر نقل‌وانتقال املاک: مالیات بر نقل‌وانتقال املاک از طریق محدودکردن تقاضای سوداگری مسکن، تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارد. به‌علاوه، ممکن است اخذ مالیات بر نقل‌وانتقال مسکن باعث قفل شدن دارایی و کاهش عرضه مسکن و در نهایت افزایش قیمت مسکن شود. فیو[2] و همکاران (۲۰۱۳)، به این نتیجه دست یافته‌اند که افزایش مالیات بر نقل‌وانتقال املاک منجر به کاهش معنی‌دار در حجم مبادلات مسکن شده است.

در معادلاتی که در تخمین آن‌ها اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر مقطع و وجود وقفه متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است، از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته که مبتنی بر الگوهای پویای پانلی است، استفاده می‌شود (بارو و لی[3]، ۱۹۹۶). در نهایت، بر اساس تجزیه‌وتحلیل صورت گرفته، الگوی تصریح‌شده شاخص توان‌پذیری مسکن خانوارها به‌صورت رابطه زیر است:

$$Pe_{it} = \alpha + \beta_1 Pe_{it-1} + \beta_2 Employment_{it} + \beta_3 Rwedding_{it} + \beta_4 Rland_{it} + \beta_5 Inflation_{it} + \beta_6 Rlicenses_{it-2} + \beta_7 Rcredit_{it} + \beta_8 Rgold_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

1. Wen & Goodman
2. Fu
3. Barro & Lee

که در آن، pe_{it} شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار شهری (میانگین نسبت قیمت واحد مسکونی ۷۵ متری به میانگین درآمد سالانه خانوار)، $employment_{it}$ نرخ اشتغال، $rwedding_{it}$ نرخ رشد ازدواج، $rland_{it}$ نرخ رشد قیمت واقعی زمین مسکونی، $inflation_{it}$ نرخ تورم، $Rlicenses$ نرخ رشد پروانه‌های ساختی صادر شده، $rcredit$ نرخ رشد تسهیلات واقعی بانک مسکن، $rgold_{it}$ نرخ رشد قیمت سکه طرح قدیم در استان i ام در زمان t است. در مدل دوم در مقایسه با مدل اول، شاخص اهرم زمین ($Landleverage$)، جایگزین نرخ رشد قیمت زمین و نرخ رشد شاخص سهام (RIndex) به‌عنوان دارایی جایگزین مسکن در سبد دارایی خانوار به‌جای نرخ رشد قیمت سکه طرح قدیم ($rgold_{it}$) وارد مدل شده است:

$$Pe_{it} = \alpha + \beta_1 Pe_{it-1} + \beta_2 Employment_{it} + \beta_3 Rwedding_{it} + \beta_4 Landleverage_{it} + \beta_5 Inflation_{it} + \beta_6 Rlicenses_{it-2} + \beta_7 Rcredit_{it} + \beta_8 RIndex_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

که در آن، $Landleverage$، شاخص اهرم زمین (نسبت قیمت یک مترمربع زمین به یک مترمربع مسکن) و RIndex، نرخ رشد شاخص سهام است. در مدل سوم در مقایسه با مدل اول، نرخ رشد ارز غیررسمی (Rexchange)، جایگزین نرخ تورم شده است و رشد درآمد مالیات بر نقل‌وانتقال املاک و مستغلات (rtax)، در مدل تصریح‌شده نیز وارد شده است:

$$Pe_{it} = \alpha + \beta_1 Pe_{it-1} + \beta_2 Employment_{it} + \beta_3 Rwedding_{it} + \beta_4 Rland_{it} + \beta_5 \text{Rexchange}_{it} + \beta_6 Rcredit_{it} + \beta_7 Rgold_{it} + \beta_8 Rtax + \varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

در مدل چهارم در مقایسه با مدل اول، شاخص اهرم زمین ($Landleverage$)، جایگزین نرخ رشد قیمت زمین شده و نرخ رشد ارز غیررسمی (Rexchange)، جایگزین نرخ تورم شده است. همچنین، نرخ رشد درآمد مالیات بر نقل‌وانتقال املاک و مستغلات (rtax) در مدل تصریح‌شده نیز وارد شده است:

$$Pe_{it} = \alpha + \beta_1 Pe_{it-1} + \beta_2 Employment_{it} + \beta_3 Rwedding_{it} + \beta_4 Landleverage_{it} + \beta_5 Inflation_{it} + \beta_6 Rlicenses_{it-2} + \beta_7 Rcredit_{it} + \beta_8 RIndex_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

۵. برآورد الگو و تحلیل نتایج

در معادلاتی که در تخمین آن‌ها از اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر مقطع و وجود وقفه وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است، از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته که مبتنی بر الگوهای پویای داده‌های ترکیبی است، استفاده می‌شود (بارو و لی[1]، ۱۹۹۶). روش GMM هنگامی به‌کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از دوره زمانی (T) باشد. به‌طورکلی، روش GMM نسبت به روش‌های دیگر دارای مزیت‌های مهمی است. اول اینکه مشکل درون‌زا بودن متغیرهای توضیحی

1. Barro & Lee

وجود ندارد و تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارند، می‌توانند به‌طور بالقوه متغیر ابزاری باشند. دوم، استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار موجب از بین رفتن هم‌خطی در الگو می‌شود. سوم، کاربرد این روش موجب حذف بسیاری از متغیرها همانند فرهنگ، قومیت، مذهب و اقلیم می‌شود (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸).

سازگاری تخمین زننده GMM، به‌وسیله آزمون معتبر بودن متغیرهای ابزاری و عدم خودهمبستگی سریالی موردبررسی قرار می‌گیرد؛ بنابراین، باید خودهمبستگی سریالی با وقفه نخست تأیید (رد فرضیه صفر) و در وقفه دوم رد شود (تأیید فرضیه صفر). به‌علاوه، با استفاده از آزمون سارگان می‌توان صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری را تأیید کرد. عدم رد فرضیه صفر در آزمون سارگان بیانگر معتبر بودن متغیرهای ابزاری (ناهمبستگی متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال) است. همچنین، قبل از برآورد الگو، باید آزمون پایایی متغیرها به‌منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب به یکی از روش‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس و پرون و ایم- پسران- شین، انجام شود. اگر تعداد سال‌های دوره زمانی محدود باشد، نیازی به انجام این آزمون نیست (بالتاجی، ۲۰۰۸). بر این اساس، با توجه به کم بودن دوره زمانی مورد مطالعه در این پژوهش، ضرورتی به انجام آزمون ریشه واحد پانل و آزمون هم جمعی پانلی نیست؛ بنابراین، برآورد مدل‌های اقتصادسنجی تصریح‌شده با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) صورت گرفته است. داده‌های مورد استفاده سالانه و در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۵)، در مناطق شهری ایران است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از سالنامه‌های آماری مرکز آمار و بانک اطلاعاتی وزارت امور اقتصاد و دارایی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های (۱۰) تا (۱۲) در جدول (۴)، گزارش شده است:

جدول ٤: نتایج حاصل از برآورد شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار شهری در دوره (۱۳۹۵-۱۳۸۵)

متغیرها	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم
Pe (-1)	۰/۹۴۰۹ (۳۲/۸۵)**	۰/۸۶۴۸ (۴۱/۸۸)**	۰/۶۹۱۱ (۲۴/۹۵)**	۰/۶۴۰۹ (۲۴/۳۳)**
Rwedding	۰/۰۲۵۹ (۱۰/۹۶)**	۰/۰۱۵۳ (۱۲/۹۱)**	۰/۰۰۹۹ (۴/۴۷)**	۰/۰۱۳۵ (۶/۴۵)**
Employment	-۰/۱۱۹۶ (-۴/۸۷)**	-۰/۰۵۱۴ (-۴/۰۲)**	-۰/۰۴۰۲ (-۳/۱۷)**	-۰/۰۲۶۳ (-۳/۳۸)**
Rland	۰/۰۲۲۴ (۸/۵۳)**	-	۰/۰۲۷۱ (۹/۲۱)**	-
Landleverage	-	۱/۵۲۹۶ (۴/۷۲)**	-	۱/۴۷۷۵ (۸/۷۴)**
Inflation	۰/۰۰۰۴ (۴/۶۳)**	۰/۰۰۰۳ (۴/۶۲)**	-	-

1. Baltagi

Rexchange	-	-	۰/۰۰۳۳ (۳/۸۵)**	۰/۰۰۰۶ (۹/۳۷)**
Rcredit	−۰/۰۰۱۷ (−۳/۱۹)**	−۰/۰۰۳۰ (−۷/۶۱)**	۰/۰۰۱۰ (−۱/۹۵)*	−۰/۰۰۱۲ (−۲/۱۲)**
Rlicenses(-2)	۰/۰۰۲۶ (۴/۳۳)**	۰/۰۰۱۸ (۳/۰۳)**	-	-
Rindex	-	−۰/۰۰۱۱ (−۱/۸۲)*	-	-
Rgold	−۰/۰۰۹۰ (−۸/۸۴)**	-	−۰/۰۰۷۶ (−۱۱/۶۸)**	−۰/۰۰۸۰ (−۱۱/۵۷)**
Rtax	-	-	−۰/۰۰۱۶ (−۲/۹۰)**	−۰/۰۰۱۹ (−۴/۸۴)**

** معناداری در سطح ۹۵ درصد، * معناداری در سطح ۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵: نتایج آزمون‌های سازگاری تخمین‌زننده GMM در مدل‌های برآورد شده

مدل (۱)					
آزمون آرنولا- باند AR(1)		آزمون آرنولا- باند AR(2)		آزمون سارگان	
Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون
۰/۰۰۰۲	-۳/۶۹۰۹	۰/۷۸۳۷	۰/۲۷۴۵	۰/۹۹۹۸	۲۳/۴۹۴۰
مدل (۲)					
آزمون آرنولا- باند AR(1)		آزمون آرنولا- باند AR(2)		آزمون سارگان	
Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون
۰/۰۰۰۲	-۳/۶۹۲۳	۰/۲۰۶۴	۱/۲۶۳۶	۰/۹۹۹۰	۲۶/۰۸۳۰
مدل (۳)					
آزمون آرنولا- باند AR(1)		آزمون آرنولا- باند AR(2)		آزمون سارگان	
Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون
۰/۰۰۱۵	-۳/۱۶۸۹	۰/۲۶۰۲	۱/۱۲۶	۰/۴۳۳۶	۲۵/۵۱۸۹
مدل (٤)					
آزمون آرنولا- باند AR(1)		آزمون آرنولا- باند AR(2)		آزمون سارگان	
Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون	Prob	آماره آزمون
۰/۰۰۱۴	-۳/۱۸۷۴	۰/۳۶۳۳	۰/۹۰۹۰	۰/۵۵۷۲	۲۳/۳۸۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۵)، هر چهار آزمون انجام شده دال بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری و عدم خودهمبستگی سریالی در مدل‌هـای برآوردی است، در نتیجه سازگاری تخمین‌زننده GMM تأیید

می‌شود. نتایج حاصل از الگوی‌های برآوردی بیانگر این که است که سهم قابل‌توجهی از شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار شهری در زمان حال متأثر از مقدار آن در دوره قبل بوده است. ضریب برآوردی این متغیر در تمام الگوهای برآوردی منطبق با مبانی نظری است و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است.

ضریب برآوردی نرخ رشد قیمت زمین و شاخص اهرم زمین نیز در مدل‌های برآوردی مثبت و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است. بر این اساس، افزایش قیمت زمین به‌عنوان مهم‌ترین نهاده ساخت‌وساز مسکن، بیشترین سهم را در هزینه ساخت مسکن دارد و باعث افزایش قیمت واحد مسکن، کاهش قدرت تملک مسکن و افزایش طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار شهری شده است. این نتیجه منطبق با نتایج وین و گودمن (۲۰۱۳) است.

ضریب برآوردی نرخ رشد ازدواج در مدل‌های برآوردی نیز یکی دیگر از متغیرهایی است که اثر مثبتی بر شاخص توان‌پذیری خانوار داشته است و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است؛ بنابراین، افزایش نرخ رشد ازدواج خانوار شهری قدرت تملیک مسکن خانوار شهری را کاهش داده است و باعث افزایش شاخص توان‌پذیری مسکن و افزایش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری شده است. این نتیجه منطبق با نتایج منکیو و ویل[1] (۱۹۸۹) و واتووا و جانسون (۲۰۰۷)، است.

نرخ اشتغال در مناطق شهری یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر شاخص توان‌پذیری خانوار شهری بوده است. ضریب برآوردی این متغیر در همه مدل‌های برآوردی منفی و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است؛ بنابراین، افزایش نرخ اشتغال خانوارهای شهری باعث افزایش قدرت تملیک مسکن خانوار شهری و کاهش شاخص توان‌پذیری مسکن و کاهش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری شده است.

ضریب برآوردی نرخ تورم و نرخ ارز غیررسمی در مدل‌های برآوردی مثبت و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است. در نتیجه، افزایش نرخ تورم و نرخ ارز غیررسمی از کانال کاهش قدرت خرید خانوار شهری، قدرت تملیک خانوار شهری را کاهش داده است و باعث افزایش شاخص توان‌پذیری خانوار و کاهش طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار شهری شده است. این نتیجه منطبق با نتایج (رحمانی و اصفهانی، ۱۳۹۵) است.

ضریب برآوردی نرخ رشد تسهیلات بانک مسکن در مدل‌های برآوردی منفی و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است. بر این اساس، تسهیلات پرداختی بانک مسکن به خانوارهای فاقد مسکن ملکی، از طریق افزایش سطح پس‌انداز خانوار در زمان حال باعث افزایش قدرت تملکی خانوار شهری و کاهش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری شده است.

1. Mankiw & Weil

ضرایب برآوردی نرخ رشد قیمت سکه طلا طرح قدیم و نرخ رشد قیمت سهام به‌عنوان دارایی‌های جایگزین مسکن در سبد دارایی خانوار در مدل‌های برآوردی منفی و به ترتیب در سطح ۹۵ و ۹۰ درصد معنادار بوده است. به‌عبارت‌دیگر، تقاضای دارایی‌های جایگزین مسکن شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار شهری و طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار را کاهش داده است. این نتیجه منطبق با مبانی نظری است و تقاضای دارایی‌های جایگزین مسکن از طریق کاهش تقاضا و قیمت مسکن باعث افزایش قدرت تملک مسکن خانوارهای شهری شده است.

ضریب برآوردی نرخ رشد مالیات بر نقل‌وانتقال املاک و مستغلات منفی و در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است؛ بنابراین، مالیات بر نقل‌وانتقال املاک از طریق کاهش تقاضای سوداگری مسکن و کاهش قیمت مسکن باعث افزایش قدرت تملیک مسکن خانوارهای شهری شده است. در نتیجه، شاخص توان‌پذیری و طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری کاهش یافته است. این نتیجه منطبق با نتایج فیو و همکاران (۲۰۱۳) است.

نتیجه‌گیری

زمین و مسکن کالای ناهمگن، غیرقابل جانشینی و غیرقابل‌انتقال است. همچنین، فقدان جریان کامل اطلاعات در این بازار به همراه تأثیرات برونی و متقابل این بازار با بازارهای جایگزین مسکن و محدود بودن منابع زمین باعث شکل‌گیری تقاضاهای سوداگری در آن شده است. در نتیجه، باعث تلاطم در قیمت زمین و به‌تبع آن مسکن می‌شود. این امر باعث کاهش قدرت تملیک مسکن و افزایش طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار شهری می‌شود؛ بنابراین، تحلیل عوامل اثرگذار بر تلاطم بازار مسکن علاوه بر اینکه می‌تواند به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در حوزه اقتصاد شهری کمک کند، باعث بر قدرت تملک خانوارها و کاهش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوارها شود؛ بنابراین، در این پژوهش به بررسی عوامل اقتصادی، جمعیتی و سیاستی تأثیرگذار بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا (GMM)، در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۸۵)، پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآوردهای صورت گرفته بیانگر این است که سهم قابل‌توجهی از کاهش قدرت تملیک مسکن خانوار شهری در زمان حال متأثر از مقدار آن در دوره قبل بوده است. همچنین، نرخ رشد ازدواج خانوار شهری به‌عنوان عامل جمعیتی، قدرت تملیک مسکن خانوار شهری را کاهش داده است و باعث افزایش شاخص توان‌پذیری مسکن و افزایش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری شده است. افزایش نرخ تورم و نرخ ارز غیررسمی نیز از کانال کاهش قدرت خرید خانوار شهری، قدرت تملیک خانوار شهری را کاهش داده است و باعث افزایش شاخص توان‌پذیری خانوار و کاهش طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار شهری شده است. به‌علاوه، افزایش نرخ اشتغال خانوارهای شهری باعث افزایش قدرت تملیک مسکن خانوار شهری و کاهش شاخص توان‌پذیری

مسکن و کاهش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری شده است؛ بنابراین، دولت می‌تواند با فراهم کردن شرایط اشتغال خانوارها و جوانان، به‌صورت غیرمستقیم قدرت خرید مسکن خانوار شهری را افزایش دهد.

همچنین، نتایج حاصل‌شده بیانگر این است که افزایش قیمت زمین به‌عنوان مهم‌ترین نهاده ساخت‌وساز مسکن، بیشترین سهم را در هزینه ساخت مسکن دارد و باعث افزایش قیمت واحد مسکن، کاهش قدرت تملک مسکن و افزایش طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار شهری شده است. در نتیجه، ضروری است تا دولت برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت و بلندمدت در زمینه کاهش هزینه زمین در قیمت تمام‌شده مسکن و فراهم کردن شرایط صاحب مسکن شدن جوانان و گروه‌های اجاره‌نشین داشته باشد. بازارهای طلا و سهام به‌عنوان دارایی‌های جایگزین مسکن در سبد دارایی خانوار می‌تواند سوداگری در بازار مسکن را کاهش دهد. بر این اساس، نرخ رشد قیمت سکه طلا طرح قدیم و نرخ رشد قیمت سهام باعث کاهش شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار شهری و طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شده است.

تسهیلات پرداختی بانک مسکن به‌عنوان یک سیاست پولی اعمال‌شده به‌وسیله دولت به خانوارهای فاقد مسکن ملکی، نیز به‌عنوان یک سیاست پولی از طریق افزایش سطح پس‌انداز خانوار در زمان حال می‌تواند در صاحب مسکن شدن خانوارها نقش داشته باشد. نتایج حاصل‌شده بیانگر این است که این امر باعث افزایش قدرت تملکی خانوار شهری و کاهش طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری شده است. مالیات بر نقل‌وانتقال املاک به‌عنوان یک سیاست مالی، از طریق کاهش تقاضای سوداگری مسکن و کاهش قیمت مسکن باعث افزایش قدرت تملیک مسکن خانوارهای شهری شده است. در نتیجه، شاخص توان‌پذیری و طول دوره انتظار صاحب مسکن شدن خانوار شهری کاهش یافته است.

بنابراین، با توجه به اهمیت و سهم بالای مسکن در پرتفوی دارایی و هزینه خانوارها، در راستای توانمندسازی متقاضیان مسکن پیشنهاد می‌شود که:

- دولت در راستای ایجاد ثبات در اقتصاد از طریق کاهش نرخ تورم و نرخ ارز و بهبود شرایط تولید، از کانال افزایش قدرت خرید خانوار شهری، قدرت تملیک خانوار شهری را افزایش دهد و باعث کاهش طول دوره انتظار خرید مسکن خانوار شهری شود.
- در راستای کاهش هزینه زمین در راستای کاهش قیمت تمام‌شده هر متر واحد مسکونی، برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته باشد.
- از طریق مالیات بر تقاضای سوداگری مسکن در راستای جلوگیری از افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش قدرت تملیک مسکن خانوارهای شهری شود.
- با پرداخت تسهیلات بلندمدت خرید مسکن به خانوارهای فاقد مسکن ملکی، در صاحب مسکن شدن خانوارها ایفای نقش کند.

منابع

اکبرنژاد، زکیه و عیوضی، حمید (۱۳۹۵). «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی بازارهای رقیب بازار مسکن بر متغیر قیمت مسکن»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۵۷، ۱۰۰-۷۷.

اصلانی، پروانه (۱۳۹۳). «آثار شوک‌های نفتی بر نوسانات بخش مسکن ایران: یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)»، *فصلنامه نظریه‌های نوین اقتصادی*، سال اول، شماره ۱، ۳۸-۱۱.

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

خلیلی عراقی، منصور و حسنی، احمد (۱۳۹۴). *درآمدی بر اقتصاد مسکن*، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم.

درودیان، حسین (۱۳۸۷). *تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

دفتر مطالعات اقتصادی، مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۸۷). «بررسی تطبیقی سیاست‌های مالیاتی زمین و مسکن در کشورها و ملاحظات بکارگیری آن‌ها در ایران». کد موضوعی ۲۲۰.

رحمانی، تیمور و اصفهانی، پوریا (۱۳۹۵). «تحلیلی از تأثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۵۵، ۳۰-۱۱.

سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام و اویسی، بهمن (۱۳۹۳). «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴(۲)، ۶۷-۴۱.

عابدین درکوش، سعید و رحیمیان، سارا (۱۳۸۸). «تحلیل عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۰): با تاکید بر گروه بندی شهری»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۴۶، ۳۷-۱۱.

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

عسگری، حشمت اله و چگینی، علی (۱۳۸۶). «تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (۱۳۸۵-۱۳۷۰)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱(۲)، ۲۲۲-۲۰۱.

قادری، جعفر، اسلاملوئیان، کریم و اوجی مهر، سکینه (۱۳۹۰). «بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران». *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۱(۳)، ۴۷-۷۰.

قلی‌زاده، علی اکبرو خاکسار، مطهره (۱۳۹۶). اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه‌ی تصرف مسکن در مناطق شهری ایران، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران، ۶(۲۲)، ۲۳۰-۲۱۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و احمدزاده، ابراهیم (۱۳۸۶). «بررسی تأثیرگذاری اعتبارات اعطایی بانک مسکن بر قیمت مسکن، بانک مسکن»، مرکز پژوهش و توسعه.

قلی‌زاده، علی‌اکبر، ابراهیمی، محسن و کمیاب، بهناز (۱۳۹۴). «استراتژی تخصیص بهینه دارایی‌ها در حضور بازار مسکن»، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲۱، ۱۵۱-۱۱۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۷). *نظریه قیمت مسکن در ایران (به زبان ساده)*، انتشارات نور علم، چاپ اول.

قلی‌زاده، اکبر و امیری، نعمت‌اله (۱۳۹۲). «نگاهی به نظام مالیاتی بخش مسکن در جهان و چارچوبی برای اصلاح ساختار مالیات‌ها در بخش مسکن ایران»، *مجله اقتصادی*، شماره ۱۱و ۱۲، ۱۱۰-۹۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بختیاری‌پور، سمیرا (۱۳۹۱). «اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران، مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران»، *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۳)، ۱۷۹-۱۵۹.

محتوی، لادن (۱۳۹۰). *تجزیه‌وتحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهر تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

مروت، حبیب، بهرامی، جاوید (۱۳۹۲). «یک مدل ساده برای حباب سوداگرانه بازار مسکن تهران»، *فصلنامه علمی- پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، ۷(۱)، ۶۸-۵۱.

ملکی، بهروز (۱۳۹۵). *تحلیل بازار مسکن در ایران*، چاپ چهارم، انتشارات سازمان مدیریت صنعتی.

موسوی، میرحسین و درودیان، حسین (۱۳۹۴). «تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال نهم، ۱۲۷-۱۰۳.

نصرالهی، خدیجه. آزاد غلامی، اعظم (۱۳۹۲). «تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران»، *فصلنامه روند*، سال بیستم، شماره‌های ۶۴-۶۳، ۳۸-۱۵.

Adams, Z., Füss, R. (2010). "Macroeconomic determinants of international housing markets". *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38-50.

Andrew, M., Meen, G. (1998). *Modelling regional house prices: a review of the literature*. Report Prepared for the Department of the Environment, Transport and the Regions, Centre for Spatial and Real Estate Economics, University of Reading.

Aregger, N., Brown, M., Rossi, E. (2013). *Transaction taxes, capital gains taxes and house prices*, *Working Papers*, No.02, Swiss National Bank.

Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. 5th EDITION, John Wiley & Sons Publication.

Barro, R. J., Lee, J. W. (1996). "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality". *American Economic Review*, 86, 218-23.

Bostic, R, Longhofer, S. and Redfearn, C. (2007). "Land leverage: decomposing home price dynamics", *Real Estate Economics*, 35, 183-208.

Brunnermeier, M. K., Oehmke, M. (2013). "Bubbles, financial crises, and systemic risk". *In Handbook of the Economics of Finance*, 2, 1221-1288.

Chen, H. (2017). "Real Estate Transfer Taxes and Housing Price Volatility in the United States". *International Real Estate Review*, 20(2), 207-219.

DiPasquale, D., Wheaton, W. C. (1992). "The markets for real estate assets and space: a conceptual framework". *Real Estate Economics*, 20(2), 181-198.

Fu, Y., Qian, W., Yeung, B. (2013). *Speculative Investors and Tobin's Tax in the Housing Market (No. w19400)*. National Bureau of Economic Research.

Gan, Q., Hill, R. J. (2008). *A new perspective on the relationship between house prices and income*. School of Economics University of New South Wales.

Mankiw, N. G., Weil, D. N. (1989). "The baby boom, the baby bust, and the housing market". *Regional Science and Urban Economics*, 19(2): 235-258.

Mayer, C. J., Somerville, C. T. (1996). "Regional housing supply and credit constraints". *New England Economic Review*, 39-51.

Moore, S., and Silvia, J. (1995). *The ABCs of the Capital Gains Tax, CATO Institute*, October 4, Policy Analysis no. 242.

Panagiotidis, T., Printzis, P. (2016). "On the macroeconomic determinants of the housing market in Greece: A VECM approach". *International Economics and Economic Policy*, 13(3), 387-409.

Poterba, J. M. (1984). "Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach". *The quarterly journal of economics*, 99(4), 729-752.

Tu, Y., Zhou, C. (2015). *Exploring House Price Volatility in Major*. Canadian Cities.

Tupenaite, L., Kanapeckiene, L., Naimaviciene, J. (2017). "Determinants of Housing Market Fluctuations: Case Study of Lithuania". *Procedia Engineering*, 172, 1169-1175.

Turnovsky, S. J., Okuyama, T. (1994). "Taxes, housing, and capital accumulation in a two-sector growing economy*". Journal of Public Economics*, 53(2), 245-267.

Wen, H., Goodman, A. C. (2013). "Relationship between urban land price and housing price: Evidence from 21 provincial capitals in China". *Habitat International*, 40, 9-17.

Xu, T. (2017). "The Relationship between Interest Rates, Income, GDP Growth and House Prices", *Research in Economics and Management*, 2(1), 30-37.

Xu, X. E., Chen, T. (2012). "The effect of monetary policy on real estate price growth in China". *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(1), 62-77.

Yiqi, Y. (2017). *The effect of oil prices on housing prices in the Norwegian market* (Master's thesis).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 71

Volume 7, Number 29, Spring 2019

Analysis the Effects of Macroeconomic Factors on the Housing Accessibility Index in Urban Areas of Iran: Emphasizing the Role of Government

Izadkhasti, H.[1*], Arabmazar, A.[2], Ahmadi, Kh.[3]

Abstract

From the microeconomic perspective, housing is a commodity with consumption and capital use and is a special commodity with properties such as heterogeneity, non-substitution and immobility and as consumer goods has the largest share in the household's basket. On the other hand, housing as a commodity, can absorb a large part of the capital and liquidity of the society and lead to an increase in demand for speculation in the housing market. Formation of demand for housing capital with incentive for speculation, the interactions of this market with alternative markets and limited land resources has led to higher land prices and housing and a decline in household accessibility index. Therefore, imposing a tax on demand for housing can reduce the demand for housing and, consequently, the decline in housing prices. Ultimately, this will increase the financial strength of the household to buy housing with incentives to consume. In this regard, the purpose of this study is to investigate the effects of macroeconomic factors on the housing accessibility index in urban areas, using the dynamic panel data model over a period (2006-2016). The results indicate that the facility to purchase housing has led to a reduction in household accessibility index and increasing household access to house. Also, the tax policy applied in the housing sector has increased household accessibility index through controlling speculative demand for housing. In addition, land leverage, the price of housing replacement assets, inflation rate, employment rate, and marriage rate have been other factors affecting on household accessibility index.

Keywords: Housing market volatility, Monetary and fiscal policies, Household accessibility index, Dynamic panel data

JEL Classification: R30, R38, C22, E62

1. Assistant Professor of Economics Shahid Beheshti University **Email:** h_izadkhasti@sbu.ac.ir

2. Associate Professor of Economics, Shahid Beheshti University **Email:** ab_arabmazar@sbu.ac.ir

3. MA student, Shahid Beheshti University **Email:** khalilahmadi1371@gmail.com