

## تعیین کننده‌های قوی قیمت مسکن در ایران: رویکرد متوسط گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)

غلامرضا نعمتی<sup>۱</sup>

محمد علیزاده<sup>۲\*</sup>

محمدحسن فطرس<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۲

### چکیده

این مطالعه، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ را در شرایط عدم اطمینانی مدل و با رهیافت BACE، مورد شناسایی و تخمین قرار می‌دهد. به این منظور از اطلاعات و داده‌های آماری ۱۸ متغیر شامل ۱۵ متغیر بیرونی (اقتصادی و اجتماعی) و ۳ متغیر درونی (بخش مسکن) که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بر قیمت مسکن مؤثرند، استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رشد جمعیت شهری، درآمد خانوارها، نرخ بیکاری، متوسط هزینه یک مترمربع بنا، تورم انتظاری، نابرابری درآمد، رشد درآمدهای نفتی، نقدینگی و نرخ ارز مؤثرترین متغیرها در الگوی قیمت مسکن ایران هستند. برای احتمال شمول «سایر متغیرها» شواهد قوی برای مؤثر بودن آن‌ها بر قیمت مسکن طی دوره نمونه وجود ندارد. نتایج می‌تواند برای ساختن الگوهای مناسب جهت تبیین مسائل مربوط به قیمت مسکن و نیز مدیریت بهتر سیاست‌های بخش مسکن، مورد استفاده قرار گیرد.

**کلیدواژه‌ها:** قیمت مسکن، رویکرد متوسط گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)، نااطمینانی.

طبقه‌بندی JEL: R31, H5, C11.

Email: grezanemati@gmail.com

Email: Alizadeh\_176@yahoo.com

Email: fotros@basu.ac.ir

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه لرستان (\*نویسنده مسئول)

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا

## ۱. مقدمه

اگرچه مسکن قبل از بحران مالی جهانی در ادبیات اقتصاد کلان حضور داشته است، اما به‌عنوان جزئی فرعی از اقتصاد دیده می‌شد که به‌طور شایسته و خاص مورد توجه قرار نگرفت (پیاززی و اشنایدر<sup>۱</sup>، ۲۰۱۶). دلیل چنین موضوعی به این برمی‌گردد که تصور می‌شد تحلیل سرمایه‌گذاری، سطح قیمت و سطح تولید بخش مسکن متفاوت از سرمایه‌گذاری، سطح قیمت و تولید کل کالاها و خدمات نیست تا نیاز به توجه ویژه داشته باشد. با این حال، از زمان بحران بزرگ مالی، موضوع مسکن در ادبیات اقتصاد کلان توجه بیشتری را به خود جلب کرده است، زیرا مشخص شد که مسکن بسیار مهم‌تر از آنچه قبلاً تشخیص داده شده است. ویژگی بارز مسکن این است که نه تنها دارای (در قالب زمین و واحد مسکونی) بلکه کالای مصرفی (به شکل خدمات مسکن) است. به‌عنوان یک کالای مصرفی، خدمات مسکن بیشترین وزن را در سید مصرفی خانوار معمولی دارند و برای اکثر خانوارها، خانه آن‌ها مهم‌ترین دارایی آن‌هاست به همین ترتیب، شوک‌هایی که بر هزینه مصرف مسکن یا قیمت مسکن تأثیر می‌گذارد، احتمالاً اثرات مرتبه اولی را در رفاه اکثر خانوارها به وجود می‌آوردند (دپاس<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۹). آنچه اهمیت بخش مسکن را بیشتر بیان می‌کند پیام مهم بیانیه مسکن بانک جهانی است که بیان می‌کند «مسکن نقش کلیدی اجتماعی - اقتصادی را ایفا می‌کند و نشان‌دهنده ثروت اصلی فقرا در بیشتر کشورهای در حال توسعه است» (بانک جهانی، ۲۰۱۷). قیمت به‌عنوان اساسی‌ترین متغیر بخش مسکن که وظایف تخصیص منابع اقتصادی، اطلاع‌رسانی و ارائه علامت‌های لازم به سرمایه‌گذاران را به عهده دارد در صورتی وظایف خود را به‌طور صحیح انجام می‌دهد که رفتار انحرافات متعدد نشود (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۹۰). اقتصاد کلان و بازار مسکن به هم مرتبط هستند به‌عبارت دیگر قیمت مسکن تحت تأثیر عواملی چون تغییرات درآمد و هزینه ساخت و نرخ بهره ... قرار می‌گیرد (هرو و هاتنرو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۶). بازار مسکن نقش مهمی در هدایت توسعه صنایع مرتبط ایفا می‌کند، ثبات بخش مالی را حفظ می‌کند، و تحرک (یا رکود) اقتصاد را به دنبال دارد (سو<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۶).

در مطالعات تجربی و نظری، طیفی از متغیرها به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده قیمت بخش مسکن معرفی شده‌اند. اما در روش‌های اقتصادسنجی متعارف و کلاسیک نمی‌توان تمامی این متغیرها را در الگو لحاظ کرد. بنابراین بخش حیاتی هر تحلیل آماری مسئله انتخاب مدل و متغیرهای حاضر در مدل هست. انتخاب روش مناسب در تحلیل داده‌های آماری یکی از مهم‌ترین مراحل این امر است. به‌طوری‌که متخصصان اقتصادسنجی برای داشتن یک مدل مناسب با ناطمینانی در انتخاب متغیر و ناطمینانی در انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها) مواجه بوده‌اند. مدل میانگین‌گیری بیزین

1. Piazzesi & Shneider
2. Dias
3. Herr & Hottenrott
4. su

جایگزینی مناسب برای دیگر روش‌ها و رویکردهای انتخاب متغیر است، این روش یک استراتژی ساخت مدل است که نااطمینانی مدل در نتایج مربوط به پارامترهای برآورد شده را در نظر می‌گیرد و ابزاری کارآمد برای کشف محتمل‌ترین مدل‌ها است، این روش با به‌کارگیری قوانین احتمال در الگوسازی به آزمون مدل‌های مختلف پرداخته و از میان انبوهی از متغیرهای توضیحی، مهم‌ترین و مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته را مشخص می‌کند. با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی مقاله حاضر تعیین‌کننده‌های قوی قیمت مسکن در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)، است. در این راستا مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به روش تحقیق و معرفی متغیرها اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. مبانی نظری

به‌طور کلی عوامل مؤثر بر بازار مسکن یا از بیرون بازار مسکن یا از نیروهای درونی بازار مسکن نشأت می‌گیرند. در ادامه بر اساس طبقه‌بندی صورت گرفته، به مهم‌ترین متغیرها تأثیرگذار بر قیمت مسکن پرداخته می‌شود.

### ۱. متغیرهای بیرونی

#### ۱-۱-۱. متغیرهای کلان اقتصادی

۱-۱-۱-۱. **ضریب جینی:** در بازار مسکن، نابرابری بیشتر درآمد و کاهش قدرت خرید کم‌درآمدها و میان‌درآمدها باعث می‌شود واحدهای مسکونی بیشتری توسط افراد پردرآمد خریداری شده و در نتیجه نرخ واحدهای مسکونی خالی افزایش می‌یابد. در این میان، افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند قیمت تعادلی مسکن را بالاتر می‌برد چراکه قیمت در بازار املاک و دارایی مسکن تعیین می‌شود و در نتیجه، نسبت قیمت مسکن به درآمد با افزایش نابرابری درآمد، بالا می‌رود همچنین افزایش نابرابری درآمد یا به دلیل افزایش درآمد دهک‌های بالای درآمدی است و یا اینکه به دلیل کاهش درآمد دهک‌های پایین درآمدی است، به‌طور نظری افزایش درآمد دهک‌های بالای درآمدی منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود (متالک و ویگدور، ۲۰۰۸). افزایش نابرابری درآمد، قیمت کالاهای مصرف‌شده توسط فقرا را افزایش می‌دهد و عملکرد ثروتمندان در بازار مسکن بر روی تقاضای مسکن افراد کم‌درآمد تأثیر دارد (قلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸). کویگلی و رافل (۲۰۰۴)

1. Matlack & Vigdor

2. Quigley & Raphael

در مطالعه‌ای برای کشور آمریکا نشان می‌دهند که نابرابری درآمد باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. زنگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) نشان داد که افزایش انگیزه ثروتمندان برای سرمایه‌گذاری در مسکن باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، در واقع بیان می‌کنند که اثر نابرابری درآمد بر قیمت مسکن معنی‌داری است. چندین مقاله دیگر وجود دارند که قیمت‌های مسکن را با نابرابری مرتبط می‌دانند، برای مثال (ماتانن<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۴؛ لاندوویت<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۵).

**۱-۱-۲. درآمدهای نفتی:** تحولات بازارهای جهانی نفت جزو عوامل برون‌زایی است که بازار مسکن کشورهای صادرکننده نفت را متأثر می‌کنند. بر اساس نظریه بیماری هلندی، با افزایش درآمدهای نفتی به علت تزریق پول نفت به اقتصاد، بازار مسکن با افزایش تقاضای افراد مواجه شده و دولت نیز با واردات نمی‌تواند از آثار تورمی آن جلوگیری کند. در این حالت که اطمینان سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها اقتصاد پایین است، خرید و احداث مسکن نوعی سرمایه‌گذاری مطمئن به حساب می‌آید و مسکن از یک کالای مصرفی به یک کالای سرمایه‌ای پربازده تبدیل خواهد شد و انتقال منابع از سایر بخش‌ها به این بخش موجب گسترش این بخش می‌شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۷). یکی از ویژگی‌های بازار مسکن در کشورهای صادرکننده نفت، تأثیر درآمدهای نفتی بر بخش مسکن مبتنی بر فرضیه بیماری هلندی است و قیمت نفت تأثیر مستقیم و مثبتی بر قیمت مسکن داشته است (ییکی<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷). بازار مسکن به‌عنوان ارائه‌دهنده کالای سرمایه‌ای غیر مبادله می‌تواند به‌صورت مستقیم از سمت عرضه و تقاضا تحت تأثیر ادوار درآمدهای نفتی قرار گیرد (مایر و گریس<sup>۵</sup>، ۲۰۱۳).

**۱-۱-۳. تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن:** خرید مسکن بزرگ‌ترین معامله در طول عمر خانواده‌ها است. این خریدها معمولاً از طریق وام‌های مسکن تأمین می‌شوند. رابطه بین کل اعتبارات و قیمت مسکن در بسیاری از کشورها به‌طور معناداری مثبت و اقتصادی است، برخی مطالعات همچون مین و صوفی<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) در مورد فروپاشی بازار املاک در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ نشان می‌دهد که توسعه وام‌های به افراد با اعتبار ضعیف (وام‌های درجه دو - که به متقاضیان درجه‌دو از حیث اعتبار و درآمد داده می‌شود-) مسئول ترکیب حساب بوده است. سهم قابل توجهی از نوسانات بازار مسکن متأثر از نرخ بهره و وام‌های اعطایی به بخش مسکن بوده است (تاپنایت<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۱۷)؛ بنابراین به‌طور معمول پرداخت وام، قدرت مالی افراد را افزایش می‌دهد و میزان وام و یا نرخ بهره آن به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضا مسکن محسوب می‌شود. قلی‌زاده و احمدزاده (۱۳۸۶) نشان دادند که وام بانک مسکن اثر مثبت و

1. Zhang
2. Maattanen
3. Landvoigt
4. Yiqi
5. Mayer & Gareis
6. Mian & Sufi
7. Tupenaite

معنادار بر قیمت مسکن دارد. رابطه مثبت و معنی داری بین تسهیلات اعطایی بانکها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت وجود دارد (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱).

۱-۱-۴. تورم: تورم بر همه نقش‌آفرینان و بازیگران بازار مسکن تأثیر می‌گذارد. اهمیت رابطه بین قیمت مسکن و تورم، در همه کشورها برجسته است و املاک مسکونی دارایی مهمی هستند که در اغلب سبدهای بخش خصوصی نگهداری می‌شود (هنگ<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۳). ثبات قیمت نقش مهمی در اقتصاد بازی می‌کند، چراکه سطح قیمت بر فعالیتهای اقتصادی، بخش مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد (چانگ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۶). تورم از طریق افزایش قیمت نهادهای تولید مربوط به بخش مسکن از جمله مصالح ساختمانی و نیروی کار و سایر هزینه‌های مربوطه، موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. در «شرایط تورمی» که ارزش پول به شدت کاهش می‌یابد، افراد برای حفظ قدرت خرید خود سعی می‌کنند پول خود را سرمایه‌گذاری کنند. با توجه به منفی بودن سود واقعی پرداختی بانکها به سپرده‌گذاران و نبود بازار مالی توسعه‌یافته، افراد ترجیح می‌دهند پول‌های خود را در سایر بازارها از جمله زمین و مسکن سرمایه‌گذاری کنند؛ بنابراین حجم زیادی از نقدینگی کشور وارد این بازار می‌شود. افزایش تقاضا، تورم را به بازار مسکن منتقل می‌کند و موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود. می‌توان گفت رابطه بین تورم و قیمت مسکن یک رابطه دوطرفه است.

۱-۱-۵. سیاست مالی: انتظار بر این است که قیمت مسکن با مخارج دولت رابطه مثبت و با درآمدهای مالیاتی رابطه منفی داشته باشد زیرا با افزایش مخارج (کاهش مالیات) دولت تقاضای کل افزایش یافته در نتیجه تقاضا برای مسکن نیز به‌عنوان یک کالای نرمال افزایش می‌یابد، با افزایش تقاضا برای مسکن قیمت آن نیز افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش مخارج دولت نرخ بهره افزایش یافته و در نتیجه سرمایه‌گذاری و به دنبال آن تعداد خانه‌های شروع به ساخت کاهش می‌یابد و قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد. در ایران عمده‌ترین مسیر اثرگذاری سیاست مالی از طریق نوسان‌های درآمدهای نفتی روی می‌دهد. به عبارت روشن‌تر، با ایجاد شوک نفتی و ورود این درآمدها در بودجه عمومی، تقاضای کل و درآمد حقیقی افزایش می‌یابد. به این ترتیب، شوک نفتی مثبت از طریق اثر درآمدی و در کنار آن فشار در جهت افزایش قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای می‌تواند باعث افزایش قیمت مسکن شود (خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۱). افانسو و سوزا<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) نتیجه می‌گیرند که یک شوک در هزینه‌های دولت بر قیمت‌های مسکن تأثیر مثبت و دائمی دارد و کانال‌های مختلفی وجود دارند که در آن سیاست مالی می‌تواند بر بازارهای سهام و مسکن تأثیر بگذارد. سیاست مالی می‌تواند بر بازارهای مسکن به‌طور مستقیم از طریق مالیات و یارانه‌های مختلف و نیز غیرمستقیم از طریق اثرات روی متغیرهای کلان

1. Hong  
2. Chang  
3. Afonso & Sousa

اقتصادی که بر بازار مسکن تأثیر می‌گذارند، تأثیر بگذارد. بنابراین، ما نباید نقش سیاست مالی در توضیح تحولات بازار مسکن را نادیده بگیریم (آی<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۴). واکنش هزینه‌های خصوصی به سیاست مالی به مناطق، گروه‌های درآمدی، و ویژگی‌های اقتصادی کشورها مانند آزادی تجارت بین‌المللی، اندازه کشور و سطح توسعه اقتصادی وابسته است (آگنلو<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۳). در مطالعه حاضر، مخارج عمرانی دولت و کل درآمدهای مالیاتی دولت به‌عنوان متغیرهای سیاست مالی در نظر گرفته شده است.

**۱-۱-۶. سیاست پولی:** با توجه به تئوری‌های اقتصادی، سیاست پولی با افزایش یا کاهش نرخ بهره به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم از طریق شش کانال، بازار مسکن و بنابراین کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، از طریق تأثیر مستقیم نرخ بهره بر روی: (۱) هزینه استفاده از سرمایه، (۲) انتظارات تغییر قیمت مسکن در آینده، (۳) عرضه مسکن. همچنین به‌صورت غیرمستقیم از طریق: (۴) اثرات ثروت ناشی از تغییر قیمت مسکن، (۵) تأثیر وام‌های مسکن روی مخارج مصرف‌کننده و (۶) تأثیر وام‌های مسکن روی تقاضای مسکن (مشکین<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷). از یک سو، سیاست‌های انبساطی پولی به‌طور معمول با افزایش قدرت وام‌دهی بانک‌ها همراه است و این موضوع به مفهوم کاهش محدودیت‌های اعتباری است. بخشی از این کاهش محدودیت‌ها متوجه بازار مسکن می‌شود و زمینه افزایش قیمت را فراهم می‌سازد. از سوی دیگر، چنانچه سیاست پولی انبساطی با کاهش نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی همراه باشد به‌دلیل اینکه نرخ سپرده‌های بانکی بخشی از هزینه مالکیت مسکن را تشکیل می‌دهد، بنابراین این سیاست می‌تواند با کاهش هزینه مالکیت در جهت افزایش قیمت مسکن عمل نماید (خلیلی‌عراقی و همکاران، ۱۳۹۱). نمونه‌هایی از مطالعات که تأثیرات سیاست پولی (حجم نقدینگی) بر روی قیمت مسکن مثبت نشان می‌دهند (دل نگر و اورنگ<sup>۴</sup>، ۲۰۰۷؛ لین<sup>۵</sup>، ۲۰۱۴؛ ون<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳؛ گودهارت و هافمن، ۲۰۰۸). به‌طور کلی اکثر مطالعات نشان می‌دهند که در کشورهای توسعه‌یافته، پیوند بین نقدینگی و قیمت مسکن واضح است (جین و زنگ<sup>۷</sup>، ۲۰۰۴؛ گودهارت و هافمن، ۲۰۰۸). در کشورهای در حال توسعه، نتیجه‌گیری یکپارچه‌ای درباره روابط بین این دو متغیر وجود ندارد (گوپتا<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۰۹؛ پیلایان<sup>۹</sup>، ۲۰۱۵). در ایران نرخ رشد نقدینگی به‌صورت مستقیم تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد، چراکه نقش اساسی در انتقال درآمدهای نفتی یا در جبران کسری بودجه دولت در اقتصاد کشور دارد.

1. Aye
2. Agnello
3. Mishkin
4. Del Negro & Otkrok
5. lin
6. won
7. Jin & Zeng
8. Gupta
9. Pillaiyan

سیاست پولی از کانال‌های مختلف می‌تواند بازار مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. کانال نرخ بهره (سود بانکی) با تغییر در نرخ بهره یکی از عواملی است که می‌تواند بازار مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. برخلاف سایر کانال‌ها، کانال نرخ بهره بازار مسکن را به صورت مستقیم متأثر می‌سازد. به عنوان مثال، کاهش در نرخ بهره، هزینه سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و سبب افزایش تقاضا در بازار مسکن می‌شود. به بیان بهتر، چون در کوتاه مدت، سطح عمومی قیمت‌ها ثابت است تغییر در نرخ بهره اسمی، سبب تغییر در نرخ بهره حقیقی می‌شود. تغییر در نرخ بهره حقیقی نیز، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و سبب تغییر تقاضای آن‌ها برای مسکن می‌شود (برنانکه<sup>۱</sup>)، (۱۹۹۵). در نتیجه با افزایش نرخ بهره، تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد که موجب کاهش قیمت مسکن می‌گردد و از طرف دیگر با افزایش نرخ بهره، عرضه مسکن کاهش می‌یابد که موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. لذا اثر نهایی تغییرات نرخ بهره بر قیمت مسکن مبهم هست. انتظار می‌رود بین نرخ بهره و متغیرهای بازار مسکن رابطه منفی (در این مطالعه از دید تقاضا) و بین عرضه پول و متغیرهای بازار مسکن رابطه مثبت برقرار باشد. در این پژوهش متغیرهای سیاست پولی شامل (نرخ سود بانکی) به عنوان نماینده نرخ بهره و حجم نقدینگی ( $M_2$ ) به عنوان نماینده عرضه پول است. ۱-۱-۷. نرخ بیکاری: افزایش اشتغال باعث افزایش درآمد خانوار می‌شود و در نتیجه تقاضا برای مسکن و به دنبال آن قیمت مسکن افزایش می‌یابد (آبراهام و هندرشوت<sup>۲</sup>، ۱۹۹۶). با وجود خطر بیکاری، تمایل خانوارها به دریافت وام مسکن کاهش می‌یابد و در نتیجه، قیمت مسکن کاهش می‌یابد، (ریلی و وایت<sup>۳</sup>، ۱۹۹۴). همچنین خطر بیکار شدن، نااطمینانی درآمدی را افزایش می‌دهد و بنابراین، قیمت مسکن را کاهش خواهد داد (سرونا - دیاز<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵).

زیو<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) دریافت که قیمت مسکن به بیکاری در منطقه ثروتمند حساس تر است تا مناطق ضعیف تر، چون زمانی که درآمد کاهش می‌یابد، تمایل به خرید خانه کاهش یافته و منجر به کاهش قیمت مسکن می‌شود، جرولف و گرجبین<sup>۶</sup> (۲۰۱۴) نیز دریافتند که رابطه معکوسی بین قیمت مسکن و نرخ بیکاری وجود دارد. زو و تانگ<sup>۷</sup> (۲۰۱۴) بیان کرد که نتایج اندازه‌گیری به دست آمده از بردار همجمعی در بازار مسکن بریتانیا همچنان قابل توجه است، زیرا بین بیکاری و قیمت مسکن رابطه مشخصی وجود

1. Bernanke
2. Abraham & Hendershott
3. Reilly & Witt
4. Serrano-Diaz
5. zhu
6. Geerolf & Grjebine
7. Xu & Tang

ندارد. چندین مقاله دیگر وجود دارند که رابطه قیمت‌های مسکن را با بیکاری مثبت می‌دانند، برای مثال (بارکسینوس<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳؛ قادری و همکاران، ۱۳۹۵).

**۱-۱-۸. تولید ناخالص داخلی سرانه (بدون نفت):** GDP یک ابزار سنتی است که برای ارزیابی روند اقتصادی استفاده می‌شود. هر تغییر در هر یک اجزا GDP تأثیر غیرمستقیم در قیمت‌های مسکن دارد. توسعه اقتصاد، زندگی استاندارد را ایجاد کرده و همچنین افزایش سطح درآمد را به همراه می‌آورد و موجب می‌شود سازندگان خانه‌های بیشتری را در کشور ساخته تا سود بیشتری از این موقعیت ببرند. آدامز و فوس<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) بیان می‌کند که افزایش در فعالیت‌های اقتصادی، تقاضای مسکن را به وجود آورده و بنابراین قیمت‌های مسکن را در طولانی‌مدت افزایش می‌دهد. با این حال، زمانی که کشور با رکود مواجه بوده، شهروندان نیز با درآمد کم دست‌وپنجه نرم کرده و با موقعیت بیکاری مواجه شده و بنابراین موجب می‌شود شهروندان نتوانند وام‌ها دریافت کرده و تقاضای مسکن کاهش می‌یابد. نظرات لیونگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) بیانگر این مطلب است که نرخ رشد تولید ناخالص ملی بر قیمت مسکن تأثیرگذار است.

**۱-۱-۹. بازارهای رقیب (نرخ ارز و شاخص قیمت سهام و قیمت سکه):** در بین عوامل برون بخشی بیش از هر چیز نقش بازارهای جایگزین دارایی با توجه به وسعت تقاضای سرمایه‌ای مسکن قابل توجه است. هر قدر بازدهی سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب بیشتر باشد انتظار می‌رود از میزان تقاضای مسکن کاسته شود. از آنجاکه مسکن علاوه بر مصرف جهت سرمایه‌گذاری هم تقاضا می‌شود قیمت سایر دارایی‌ها بر تقاضای آن مؤثر است بر این اساس از قیمت سکه، شاخص سهام و بازدهی نرخ ارز، به عنوان متغیرهایی با احتمالاً تأثیر منفی بر قیمت مسکن می‌توان نام برد.

نتایج مطالعه انجام شده توسط ماهالیک و مالیک<sup>۴</sup> (۲۰۱۱) و آبلسون<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۰۵) نیز نشان می‌دهد که قیمت مسکن رابطه منفی با نرخ ارز دارد. با این حال، تعداد از محققان نشان داده‌اند که افزایش نرخ ارز، تقاضای مسکن را افزایش خواهد داد و منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد. برای مثال لیو و هو<sup>۶</sup> (۲۰۱۲)، لیو و ژانگ<sup>۷</sup> (۲۰۱۳) و گلیندرو<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد. در اقتصاد ایران، نرخ ارز حقیقی به عنوان یک جانشین برای بازدهی مسکن عمل می‌کند. یعنی با افزایش عایدی نرخ ارز و بازار ارز، مردم به داد و ستد ارز روی خواهند آورد. بنابراین با افزایش بازدهی ارز، تقاضا برای مسکن کاهش

1. Barksenius
2. Adams & Füß
3. leung
4. Mahalik & Mallick
5. Abelson
6. Liu & Hu
7. Liu & Zhang
8. Glindro



خواهد یافت در نتیجه، قیمت مسکن کاهش خواهد یافت. از طرفی دیگر نرخ ارز می‌تواند بر هزینه کالاها و خدمات مورد نیاز ساخت مسکن نیز تأثیرگذار باشد. بدین ترتیب با افزایش نرخ ارز، هزینه ساخت مسکن افزایش خواهد یافت. در نهایت این افزایش هزینه، باعث افزایش قیمت مسکن خواهد شد (رحمانی، ۱۳۹۴).

خاصیت سرمایه‌ای بودن مسکن در کنار خاصیت مصرفی آن، سبب می‌شود بازارهایی نظیر بازار طلا، بازار سهام و بازار ارز جهت سرمایه‌گذاری در کنار این بازار قرار گیرد. مطالعات (چن و پاتل، ۱۹۹۸) نیز جانشینی شاخص سهام برای مسکن را تأیید می‌کند.

## ۱-۲. متغیرهای اجتماعی

**رشد جمعیت و نرخ شهرنشینی:** تحولات جمعیتی تأثیرات قابل توجهی بر بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی مانند مصرف، پس‌انداز، تأمین نیروی کار و همچنین بازار املاک و مستغلات دارد. تقاضای مسکن نیز با افزایش طبیعی جمعیت افزایش یافته و نیاز به مسکن شکل می‌گیرد. از این رو انتظار بر این است که جمعیت شهری بر قیمت زمین و قیمت مسکن تأثیر مثبت داشته باشد. فرآیند شهرنشینی سریع منجر به افزایش جمعیت در همه شهرها در سراسر ایران شد و این منجر به افزایش تقاضا برای مسکن شد. از دیدگاه عرضه و تقاضا در بازار مسکونی املاک و مستغلات، ورود جمعیت روستایی به افزایش تقاضای مسکن با افزایش کل جمعیت و تغییر ساختار سنی جمعیت، افزایش تقاضا برای مسکن شهری، همچنین افزایش تقاضا برای مسکن شهری مسئله‌ای جدی است (لیو<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۵).

توسعه سریع شهرنشینی نیاز بیشتری به ساخت‌وساز شهری و زیرساخت‌های شهری را ایجاد می‌کند و گسترش حوزه ساخت‌وساز شهری، تأمین مسکن را افزایش خواهد داد و در نتیجه قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار خواهد داد. بهبود بیشتر ساخت زیرساخت‌ها محیط زندگی بهتری را فراهم خواهد کرد و همچنین ممکن است افزایش قیمت املاک را تا حد معینی ارتقا دهد. لو<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) بیان می‌کند که روند شهرنشینی انتظار افزایش قیمت مسکن را تشکیل می‌دهد و بدین ترتیب تقاضای مسکن را حتی بیشتر می‌کند.

## ۲. متغیرهای درونی

۱-۲. **هزینه یک متر بنا:** بلکلی<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) و سمرویل<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که افزایش قیمت نهاده‌های ساختمانی نظیر دستمزد کارگران و مصالح ساختمانی، با افزایش هزینه تولید ساختمان تأثیر منفی بر تولید دارند. قیمت مصالح ساختمانی یکی از کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز و قیمت حامل‌های

1. liu  
2. Luo  
3. Blackley  
4. Somerville

انرژی روی بازار مسکن به حساب می‌آید. جاد و وینکلر<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) دریافتند که افزایش قیمت مسکن به شدت تحت تأثیر جمعیت، درآمد، هزینه‌های ساخت‌وساز و نرخ بهره است. جاکوبسین و ناوگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) نشان دادند که هزینه‌های ساخت شامل قیمت مواد ساخت و هزینه نیروی کار است. هزینه‌های مالی بالاتر ساخت، میزان مسکن و ساخت را کاهش خواهد داد، به‌طورمعمول، هزینه ساخت یک عامل مهم است، که تأثیر مثبت روی قیمت‌های مسکن دارد.

**۲-۲. قیمت زمین:** می‌توان به سه دیدگاه در رابطه بین قیمت مسکن و قیمت زمین اشاره نمود: دیدگاه رویکرد هزینه محور بیان می‌کند قیمت زمین به‌عنوان مؤلفه‌ای از هزینه‌های مسکن الزاماً بر آن تأثیر می‌گذارد. این نظریه در برخی مطالعات انجام‌شده همچون هوی<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) و گلسر و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۵) در مناطق مختلف پشتیبانی شده است. رویکرد تقاضای مشتقه شده بازار مسکن بیان می‌کند که زمین، محرک تقاضا برای خدمات مسکن است و قیمت زمین از طریق قیمت مسکن تعیین می‌شود. کسانی همچون ژو و دانگ<sup>۵</sup> (۲۰۰۵) و لئو و ژیانگ<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) چنین نظر و دیدگاهی داشتند. رویکرد علیت متقابل بیان می‌کند که بین قیمت مسکن و قیمت زمین یک رابطه علی متقابل وجود دارد (کیو<sup>۷</sup>، ۲۰۰۵). از منظر تقاضا، افزایش «قیمت مسکن» منجر به افزایش قیمت زمین می‌شود اما از منظر عرضه، قیمت زمین، عاملی برای افزایش «قیمت مسکن» است. همچنین می‌توان به مطالعات دیگری اشاره کرد. گرین<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۶) بیان کردند از دیدگاه عرضه مسکن، کمبود عرضه زمین، عرضه مسکن را کاهش می‌دهد. ون و گودمن<sup>۹</sup> (۲۰۱۳) نیز از دیدگاه هزینه، هزینه زمین را مهم‌ترین عامل در هزینه‌های مسکن می‌دانند.

**۲-۳. درآمد خانوار:** متغیر مهم و تأثیرگذار دیگر در بخش مسکن، درآمد خانوار است. برخی از مطالعات موجود همچون جاد و وینکلر (۲۰۰۲)، وانگ<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۱۱)، ننجی<sup>۱۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳)، وانگ و زانگ<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۴) و یو<sup>۱۳</sup> (۲۰۱۵) نتیجه گرفته‌اند که درآمد روی قیمت‌های مسکن تأثیر بسیار مثبتی دارد. تفاوت در انگیزه‌های افراد (تقاضای سرمایه‌گذاری یا مصرفی) برای خرید مسکن می‌تواند

1. Jud & Winkler
2. Jacobsen & Naug
3. Hui
4. Glaeser
5. Zhu & Dong
6. Liu & Jiang
7. Qu
8. Green & Filipowicz & Lafleur
9. Wen. & Goodman
10. Wang
11. Nneji
12. Wang & Zhang
13. Yu

منجر به تأثیر متفاوت درآمد روی قیمت‌های مسکن در مناطق شود. همان‌طور که در اکثر مدل‌های اقتصادی برای کالاها تأثیر درآمد افراد بر تقاضا را در نظر می‌گیرند ما نیز این عامل را بر تقاضای مسکن در نظر گرفته‌ایم. این تأثیر به این‌گونه است که با افزایش درآمد خانوار میزان تقاضای آن‌ها برای مسکن افزایش می‌یابد. از طرفی دیگر با افزایش درآمد، خانوارها توان پس‌انداز مبلغ بیشتری را می‌توانند انجام دهند و این خود به افزایش تقاضای مسکن و قیمت آن کمک می‌کند.

## ۲-۴. پیشینه پژوهش

در این قسمت از مقاله به ترتیب به بررسی منتخبی از مطالعات خارجی و اهم مطالعات داخلی در زمینه‌ی موضوع تحقیق پرداخته شده است.

جدول ۱: مطالعات صورت گرفته در زمینه قیمت مسکن

نویسنده	مکان و دوره مطالعات	روش مورد استفاده	نتایج
چن و پاتل (۱۹۹۸)	تایوان (۱۹۷۳-۱۹۹۴)	فصلی، علیت گرنجر (VECM)	درآمد خانوار (+)، نرخ بهره کوتاه‌مدت (-)، شاخص قیمت سهام (-)، هزینه ساخت (+)، ساختمان تکمیل شده (-) وجود رابطه علی با سهام
جود و وینکلر (۲۰۰۲)	آمریکا (۱۹۸۴-۱۹۹۸)	ماهانه، Panel Data	رشد جمعیت (+)، تغییرات درآمد خانوار (+)، هزینه ساخت (+)، نرخ بهره (-)
جاکوبسن و ناگ (۲۰۰۵)	نروژ (۲۰۰۴-۱۹۹۰)	فصلی، حداقل مربعات (OLS)	نرخ بهره، ساخت مسکن، بیکاری و درآمد خانوار مهم‌ترین عوامل توضیحی در قیمت مسکن هستند.
جووانستون و واتوا (۲۰۰۷) <sup>۱</sup>	۱۸ کلان‌شهر کانادا (۱۹۸۰-۲۰۰۵)	Panel Data GMM	درآمد خانوار (+)، جمعیت (+)، تغییر در موجودی مسکن (-)، بیکاری (-) بی‌معنا بودن ضریب نرخ بهره
زو چینگو (۲۰۱۰)	انگلستان (۲۰۱۱-۱۹۹۷)	Panel Data، پنل OLS و انباشته	کاهش بیکاری (+) منطقه غنی‌تر دارای قیمت‌های مسکنی است که به بیکاری در مقایسه با مناطق ضعیف‌تر حساس است.
ون و گودمن (۲۰۱۳)	۲۱ شهر چین (۲۰۰۵-۲۰۰۰)	حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS)	ارتباط متقابل درونزا بین قیمت زمین و مسکن (+)، درآمد سرانه (+)
مینگ زن گوا و چینگ وو <sup>۲</sup> (۲۰۱۳)	چین (۲۰۱۱-۲۰۰۰)	رگرسیون خطی گام‌به‌گام	نرخ بهره وام (-)، و رابطه با GDP (+).
ماتانن و همکاران (۲۰۱۴)	آمریکا (۲۰۰۷-۱۱۹۸)	بر اساس یک مدل تخصیص	تأثیر نابرابری بر قیمت مسکن در اصل مبهم ولی تأثیر منفی و تنها در میان دهک‌های بالا (+)

1. Johnstone & Watuwa

2. Guo, M., & Wu, Q

شوک‌های هزینه‌های مالی بیشتر از قیمت‌های خانه‌بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. تنها شوک‌های درآمدی بر قیمت مسکن تأثیر می‌گذارد.	فصلی، مدل‌های اتورگرسیو برداری بیزین (BVAR)	آفریقای جنوبی (۲۰۱۱-۱۹۹۶)	آی و همکاران (۲۰۱۴)
قیمت نفت، نیروی کار و تورم، عوامل پیشروی و اثرگذار بر حرکات قیمت مسکن مالزی در بلندمدت هستند.	SVAR و علیت تودا-یاماموتا	مالزی (۲۰۱۴-۱۹۹۹)	لی (۲۰۱۵)
نقدینگی (+)، نرخ ارز (-)، تولید ناخالص (-)، قیمت سهام (-) مثبت بودن اثر GDP در کوتاه‌مدت	فصلی، حقیقی - ARDL, ECM	ایران (۱۳۷۱-۱۳۸۱)	خیابانی (۱۳۸۲)
درآمدهای نفتی (+)، تولید ناخالص (+) و نرخ سود تسهیلات بانکی (-)	ARDL	ایران (۱۳۸۳-۱۳۵۰)	نصراللهی و همکاران (۱۳۸۴)
درآمد (+)، نقدینگی (+)، هزینه ساخت (+)، تورم (+)، قیمت سهام (-)، ساختمان تکمیل‌شده (-)	فصلی، ARDL	ایران (۱۳۷۳-۱۳۸۴)	هادیزاده، صمیمی (۱۳۸۶)
درآمد سرانه (+)، رشد نقدینگی (+)، مجوزهای صادره (+)، نرخ سود بانکی (-) تأثیرگذاری با وقفهٔ نقدینگی بر قیمت مسکن	فصلی، VAR	ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۶)	سوری، حیدری و افضلی (۱۳۹۰)
شاخص بورس (-)، قیمت زمین (+)، نرخ بهره (+)، قیمت طلا (+)، مخارج خانوار (+)، تورم دوره قبل به نمایندگی از انتظارات تورمی (+)	Panel Data	ایران (۱۳۷۱-۱۳۸۵)	عسگری، چگنی (۱۳۹۰)
بلندمدت: مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین (+) و هزینه مالکیت (-) کوتاه‌مدت: مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن (+)، هزینه مالکیت (-)	Panel Data نامتوازن	ایران (۱۳۸۹-۱۳۷۰)	خلیلی عراقی، مهرآرا و عظیمی (۱۳۹۱)
نرخ شهرنشینی (+)، نرخ اجاره‌بها (+)، درآمد سرانه (+)، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن (+)، مالیات بر مسکن (+)، نرخ بیکاری (+)، شاخص قیمت مصالح ساختمانی (+) تغییرات تولید ناخالص ملی (-)، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن (-) تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده (-)	روش برآورد حداقل مربعات معمولی	ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۰)	جعفر قادری، بهنام ایزدی (۱۳۹۵)

منبع: یافته‌های تحقیق

### ۳. روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱. روش تحقیق

بخش حیاتی هر تحلیل آماری مسئله انتخاب مدل و متغیرهای حاضر در مدل هست. متخصصان اقتصادسنجی برای داشتن یک مدل مناسب با نااطمینانی در انتخاب متغیر و نااطمینانی در انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها) مواجه بوده‌اند. متوسط‌گیری مدل بی‌زین (BMA) یک استراتژی ساخت مدل است که نااطمینانی مدل در نتایج مربوط به پارامترهای برآورد شده را در نظر می‌گیرد.

این مدل ابزاری کارآمد برای کشف محتمل‌ترین مدل‌ها و به‌دست آوردن تخمین‌های از ویژگی‌های پسین آن‌ها است. مقاله خاویر ساللا-مارتین و گرنوت دوپلهوفر و رونالد میلر (۲۰۰۴) به تکنیکی برای میانگین‌گیری برآوردهای پارامتر- میانگین‌گیری بی‌زین برآورد کلاسیک اشاره می‌کند که می‌تواند اهمیت متغیرهای توضیح‌دهنده بالقوه خاصی را اندازه‌گیری کند. این رویکرد جایگزینی برای تکنیک میانگین‌گیری مدل بی‌زین (BMA) است. متوسط‌گیری بی‌زین برآوردهای کلاسیکی (BACE) در اصل شکل بسط یافته BMA است که در آن برآوردهای تمام مدل‌ها را که در واقع برگرفته از مفهوم بی‌زین است، با یک مجموعه از برآوردهای کلاسیکی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) که با توجه به فروض پیشین متفاوت حاصل می‌شوند، ترکیب می‌نماید. در رویکرد BACE درعین حال که متوسط‌گیری از مدل‌ها بر پایه قاعده بی‌زین صورت می‌گیرد، این روش از اطلاعات پیشین استفاده می‌نماید و یک روش از خانواده اقتصادسنجی کلاسیک را مورد استفاده قرار می‌دهد.

در روش BACE، برآوردها تنها از طریق روش OLS به صورت تکراری حاصل می‌شوند و تفسیر آن‌ها ساده است (سالائی مارتین، دپلهوفر و میلر، ۲۰۰۴). اگر  $Y$  یک بردار یا ماتریسی از داده‌ها باشد و  $B$  نیز بردار یا ماتریسی از متغیرهای توضیح‌دهنده‌های بالقوه برای  $Y$  تلقی می‌شوند؛ محقق علاقه‌مند است درباره  $B$  مبتنی بر داده‌های  $Y$  اطلاعاتی داشته باشد. حال فرض می‌کنیم  $M$  مدل مختلف داریم که همگی می‌توانند برای توضیح  $Y$  به کار گرفته شوند و از قبل نمی‌دانیم کدام مدل صحیح است. اگر هر مدل را با  $M_j$  برای  $(j = 1, 2, \dots, M)$  نشان دهیم، بر اساس قاعده احتمال، احتمال پسین مدل  $j$  ام می‌تواند به صورت رابطه زیر نوشته شود:

$$P(M_j|Y) = \frac{P(Y|M_j)P(M_j)}{p(Y)} \quad (1)$$

اگر  $M_j$  یک مدل رشد تجربی با یک مجموعه از متغیرهای توضیحی باشد، بر اساس قاعده بی‌زین و نظریه پایه احتمال، توزیع پسین پارامترها را می‌توان به صورت میانگین وزنی چگالی احتمال پسین شرطی با وزن‌های معین برای احتمال‌های پسین هر یک از مدل‌ها به دست آورد:

$$g(B|Y) = \sum_{j=1}^{2^k} P(M_j|Y) \cdot g(B|Y, M_j) \quad (۲)$$

که در آن،  $g(B|Y)$  توزیع پسین  $B$  (مشروط به مجموعه داده‌ها و اطلاعات) است.  $g(B|Y, M_j)$  توزیع  $B$  مشروط به اطلاعات و مدل  $M_j$  و  $P(M_j|Y)$  احتمال پسین مدل  $M_j$  مشروط به مجموعه اطلاعات و داده‌ها است. در رویکرد بیزین برای مقایسه مدل‌ها، استفاده از احتمالات برای نشان دادن درجه باور مربوط به مدل‌های جایگزین مفید تلقی می‌شود. با استفاده از مقدمات بیان‌شده و نظریه بیز، نسبت وقوع احتمالات پسین (POR)<sup>۱</sup> برای دو مدل رگرسیون به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{p(M_0|y)}{p(M_1|y)} = \frac{p(M_0) p(y|M_0)}{p(M_1) p(y|M_1)} \quad (۳)$$

که در آن  $\frac{p(M_0)}{p(M_1)}$  وقوع احتمالات پیشین و  $\frac{p(y|M_0)}{p(y|M_1)}$  فاکتور بیز<sup>۲</sup> است؛ بنابراین خواهیم داشت:

$$\frac{p(M_0|y)}{p(M_1|y)} \approx \frac{p(M_0)}{p(M_1)} \left( \frac{|A_0|/|A_0 + X_0'X_0|}{|A_1|/|A_1 + X_1'X_1|} \right)^{-\frac{1}{2}} \left( \frac{SSE_0 + Q_0}{SSE_1 + Q_1} \right)^{-T/2} \quad (۴)$$

که  $p(M_i|y)$  و  $p(M_i)$  به ترتیب احتمالات پیشین و پسین برای مدل  $M_i$  هستند.  $X_0$  و  $X_1$  ماتریس‌هایی با مشاهداتی از متغیرهای مستقل برای مدل‌های  $M_0$  و  $M_1$  هستند؛  $SSE_i$  مجموع مجذور پسماندها در مدل  $i$  ام است  $T$  اندازه نمونه است  $A_0$  و  $A_1$  ماتریس‌های کوواریانس هستند و  $Q_i$  شکل درجه دوم پارامترهای تخمینی است. اگر از  $g$ -پیشین زلنر برای  $A_0 = gX_0'X_0$  و  $A_1 = gX_1'X_1$  استفاده شود و فرض شود که  $g \rightarrow 0$  و  $X^T X \rightarrow \infty$ ، در نهایت نسبت احتمالات پسین زیر به دست می‌آید:

$$\frac{p(M_0|y)}{p(M_1|y)} \approx \frac{p(M_0)}{p(M_1)} T^{k_1 - k_0/2} \left( \frac{SSE_0}{SSE_1} \right)^{-T/2} \quad (۵)$$

که  $k_i$  تعداد پارامترها در مدل  $M_i$  است. احتمال پسین  $p(M_j|y)$  با فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$(M_j|y) = \frac{p(M_0) T^{-k_j/2} SSE_j^{-T/2}}{\sum_{i=1}^{2^k} p(M_i) T^{-k_i/2} SSE_i^{-T/2}} \quad (۶)$$

1. posterior odds ratio  
2. Bayes factor

که  $2^k$  کل تعداد ترکیبات بالقوه متغیرهای مستقل  $K$  است. به طور خلاصه احتمال پسین مدل  $Z$  را به شکل زیر می‌نویسیم:

$$P(M_j|Y) = P(M_j) \cdot W_j \quad (7)$$

که در آن  $P(M_j)$  احتمال پیشین مدل  $Z$  و  $w(j)$  وزن مربوط به آن است.

$$w(j) = \frac{T^{-\frac{K_j}{2}} \cdot SSE_j^{-\frac{T}{2}}}{\sum_{i=1}^{2^k} P(M_i) \cdot T^{-\frac{K_i}{2}} \cdot SSE_i^{-\frac{T}{2}}} \quad (8)$$

$SSE_j$  مجموع مجذور پسماندها در مدل  $Z$ ،  $T$  تعداد مشاهدات و  $K_j$  اندازه (تعداد متغیرهای توضیحی) در مدل  $Z$  است. حال قبل از مشاهده آمار و داده‌ها، چه احتمالی را برای  $2^k$  مدل مشخص می‌کنیم؟ رویکرد عمومی به این مسئله در نوشته‌های آماری، در نظر گرفتن احتمال برابر برای هر الگو است. این راهی برای اعتراف به ناآگاهی است: قبل از تحلیل داده‌ها، نمی‌دانیم احتمال درست بودن مدل چه مقدار است؛ بنابراین، برای محاسبه احتمال پیشین مدل‌ها یک توزیع پیشین یکنواخت به صورت زیر در نظر قرار می‌گیریم:

$$P(M_i) = \prod_{j=1}^k \pi_j^{\gamma_{ij}} (1 - \pi_j)^{1 - \gamma_{ij}} \quad (9)$$

که در آن  $\gamma_{ij}$  صفر (یک) است اگر متغیر  $Z$  در مدل  $M_i$  نباشد (باشد). اگرچه این رویکرد برای برخی کاربردها معقول است اما سال‌ها-مارتین و همکارانش احتمالات را از پیش با این فرض که هر متغیر دارای احتمال اولیه  $\frac{1}{k}$  برای وارد شدن به معادله رگرسیونی است، مشخص می‌کنند که  $\bar{K}$  اندازه میانگین الگو و  $K$  کل تعداد متغیرهای توضیحی بالقوه و مستقل است.

یکی از نقاط جالب این رویکرد این است که تنها پارامتری که محقق لازم است از پیش مشخص کند، اندازه مورد انتظار الگو  $\bar{K}$  است و چون تنها باید یک پارامتر را مشخص کند، آزمون‌های قدرت مدل با تغییر یک پارامتر بسیار ساده می‌گردد. مارسین بلازیوفسکی و کویاتکوفسکی<sup>(۲۰۱۸)</sup> در مقاله خود از سه پیشین مشهور دوجمله‌ای و حالت خاص آن یعنی پیشین یکنواخت و بتای دوجمله‌ای استفاده کردند و اشاره می‌کنند که تنها لازم است اندازه مدل مورد انتظار پیشین که در بازه و محدوده  $(0, K]$   $(\Xi) \in$  است، تعیین شود. که  $\Xi$  نشان‌دهنده اندازه مدل است در حالت پیشین دوجمله‌ای داریم:

$$P(M_i) = \theta^{k_r} (1 - \theta)^{k - k_r} \quad r = 1, \dots, 2^k \quad (10)$$

در این حالت  $E(\Xi) = K\theta$  و انتخاب خودکار  $E(\Xi)$ ، مقداری را برای احتمال وجود پیشین  $\theta$  به‌عنوان ابر پارامتر فراهم می‌کند. معادلات (۶)، (۷) و (۸) توزیع پسین  $B$  را توصیف می‌کنند. با تعیین این توزیع‌ها، می‌توانیم میانگین، واریانس و سایر مشخصه‌های آن‌ها را به‌دست آوریم.

$$E(B|Y) = \sum_{j=1}^{2^k} (P(M_j|Y) \cdot \hat{B}_j) \quad (11)$$

که در آن  $\hat{B}_j = E(B|Y, M_j)$  تخمین OLS ضریب موردنظر در مدل  $z$  است که در احتمال پسین آن مدل ضرب شده است. بر اساس نظریه بیزی،  $\hat{B}_j$  میانگین پسین شرطی در الگوی  $z$  است؛ یعنی متوسط وزنی تمام برآوردهای ضریب موردنظر در تمامی مدل‌ها است. واریانس  $B$  با معادله زیر مشخص می‌گردد:

$$V(B|Y) = \sum_{j=1}^{2^k} P(M_j|y) \cdot V(B_j|Y, M_j) + \sum_{j=1}^{2^k} P(M_j|y) \cdot (\hat{B}_j - E(B|Y))^2 \quad (12)$$

در واقع BACE مدل‌ها را بر مبنای خوبی برازش تعیین می‌کند و نه بر مبنای اهمیت متغیر موردنظر. برای تعیین جهت رابطه متغیرهای مستقل با متغیر وابسته در اقتصادسنجی بیزی از انحراف معیار پسین پارامترها استفاده می‌شود؛ بدین ترتیب که اگر انحراف معیار پسین یک پارامتر، بزرگ‌تر از میانگین پسین پارامتر باشد، جهت رابطه نامشخص تلقی می‌شود (مورال بنیتو، ۲۰۱۰). متغیرهایی با احتمال حضور پسین بیشتر، به‌عنوان مهم‌ترین و قوی‌ترین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن مدنظر قرار می‌گیرند. این احتمال پسین حضور متغیر موردنظر به‌صورت مجموع احتمالات پسین مدل برای همه مدل‌هایی که آن متغیر را در خوددارند، تعریف می‌شود. احتمال اینکه متغیر  $r$  در مدل صحیح حضور داشته باشد، مساوی است با احتمال این که ضریب متغیر  $r$  مشروط به داده‌های موجود، صفر نباشد؛ یعنی مجموع احتمالات پسین همه مدل‌هایی که متغیر موردنظر در آن‌ها، ضریب غیر صفر داشته باشد.

### ۲-۳. معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

دوره زمانی مورد بررسی از سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۵ است. متغیرهای به کار گرفته‌شده در این تحقیق شامل ۱۹ متغیر (۱۸ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته) و به شرح جدول (۱) می‌باشند. متغیرهای



معرفی شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و در دسترس بودن، انتخاب شده است. درحالی که نمونه‌های مربوط به متغیرها از حجم کم برخوردارند، استنباط آماری مرتبط با آنها از خطا برخوردار است. بنابراین، رویکردی که استفاده از روش‌هایی که "تکیه صرف بر حجم نمونه ندارند" و دانش محققان را در مورد روابط میان متغیرها را لحاظ می‌کند، نیاز است (مکیان و همکاران، ۱۳۹۷). در تحلیل بیزی می‌توانیم از اطلاعات قبلی که ممکن است بر اساس شواهد آزمایشی یا باور شخصی به دست می‌آیند استفاده کنیم تا نتایج دقیق‌تری به دست آوریم برای مثال وارد کردن اطلاعات پیشین می‌تواند اثر منفی "اندازه کم" نمونه را کاهش دهد. با بکارگیری همه اطلاعات توزیع پسین برای پارامترهای مدل نسبت به رویکرد کلاسیک جامع‌تر و انعطاف‌پذیرتر است. استنباط بیزی به دلیل استفاده از توزیع پسین در مراحل برآورد و پیش‌بینی، دقت بالایی دارد که توزیع پسین یا به روش تحلیلی یا به روش عددی محاسبه می‌شود این در حالی است که در بسیاری از روش‌های برآورد کلاسیک برای مثال حداکثر درست‌نمایی بر اساس فرض نرمال بودن مجانبی استنباط انجام می‌گیرد (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۵).

از مزیت‌های دیگر روش‌های بیزین این است که دو خصوصیت سازگاری و کارایی نسبت به روش‌های دیگر بسیار ساده‌تر به دست می‌آیند. در حجم داده‌های کم و محدود، تئوری مجانبی چندان معتبر نیست، اما حتی در نمونه‌های کوچک هم استنباط بیزینی از دقت بالایی برخوردار است. این روش‌ها منجر به افزایش قدرت پیش‌بینی خواهند شد. برای تصمیم‌گیری درباره انتخاب روش مناسب، سرعت نسبی هر دو روش دارای اهمیت می‌باشد. افزایش قدرت محاسباتی، رویکرد بیزین را روشی عملیاتی نموده است (ادلن بوش<sup>۲</sup>، ۲۰۱۴). بر همین اساس، در مطالعه حاضر از یک مدل بیزین استفاده شده است. در این روش همان‌طور که در توضیح روش میانگین‌گیری بیزی بیان شد، با یک مدل منحصر به فرد مواجه نیستیم بلکه با تعداد زیادی مدل با متغیرهای مستقل متفاوت مواجه هستیم و با هدف یافتن متغیرهایی که در حضور همه متغیرها اثر خود را بر متغیر وابسته حفظ می‌کنند، محاسبات انجام می‌شود. در حقیقت با در نظر گرفتن وزن‌های مشخصی برای هر مدل که بر اساس رویکرد بیزی به دست می‌آیند، متغیرهای غیرشکننده مشخص می‌شوند.

۱. به help نرم‌افزار استتا ۱۶ و قسمت بیزین رجوع کنید.

جدول ۱: متغیرهای مورد استفاده در مدل، منبع جمع‌آوری و علامت انتظاری

علامت انتظاری	شرح	متغیرهای بیرونی		متغیرهای درونی
		اجتماعی	متغیرهای کلان اقتصادی	
مثبت	علامت اختصاری	L_Inocm	طرف تقاضا	L_Inocm
مثبت		L_Hzin	طرف عرضه	L_Hzin
مثبت		L_LA		L_LA
مثبت		POP		رشد کل جمعیت
مثبت		URB		رشد جمعیت شهری
نامعلوم		EX(-۱)		وقفه رشد نرخ ارز واقعی
نامعلوم		L_GDP		لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (بدون نفت)
مثبت		L_FS		لگاریتم تسهیلات بانکی بخش مسکن
منفی		L-TAX		لگاریتم درآمدهای مالیاتی دولت
نامعلوم		L-UN		لگاریتم نرخ بیکاری
مثبت		Gini		ضریب جینی
مثبت		OIL		رشد درآمدهای نفتی
نامعلوم		L_GOV		لگاریتم مخارج عمرانی دولت
مثبت		INF(-۱)		وقفه نرخ تورم (انتظاری)
مثبت		L_M2		لگاریتم واقعی نقدینگی
منفی		RR		نرخ بهره (سود بانکی) واقعی
منفی		L_STO		لگاریتم شاخص واقعی سهام
منفی		L_CO		لگاریتم قیمت واقعی سکه
وابسته		L_PH		لگاریتم قیمت حقیقی مسکن
علامت انتظاری	منبع دادها	مرکز آمار ایران	منبع	منبع

#### ۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج

برای دستیابی به نتیجه لازم است محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای مورد بررسی، تعداد مدل‌های موجود (براساس حضور یا عدم حضور هر متغیر) در فضای مدل است که متضمن بیش از ۲۶۲ هزار مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل ۲۱۸ مدل است که با توجه به فرض ناطمینانی مدل یعنی به‌دوراز اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست همه مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همه مدل‌ها برای حصول نتیجه استفاده شود. به پیروی از بلازیوفسکی و کویاتکوفسکی (۲۰۱۸) با استفاده از نرم‌افزار گرتل (*gretl*) و بسته *BACE* در انتخاب مدل پیشین و اندازه مدل موردانتظار پیشین فرضیات پیشین زیر را مشخص کرده‌ایم: پیشین یونیفرم (یکنواخت) روی فضای مدل (اندازه مدل میانگین پیشین ۹ است)، برای به‌دست آوردن نتایج، ما ۱۸۰۰۰۰ شبیه‌سازی مونت‌کارلو را با ۱۰ درصد دورریز جهت حذف تأثیر مقادیر اولیه اجرا کردیم به ترتیب در ستون‌های چهارم و پنجم جدول (۲)، امید ریاضی ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است.

جدول ۲: نتایج و محاسبات شامل ۱۸۰ هزار تکرار مونت‌کارلو

ردیف	متغیر	احتمال پسین	امید ریاضی پسین ضرایب	انحراف معیار پسین
۱	const	۱/۰۰	-۱۰/۳۳۵	۲/۱۳۵
۲	Urbn	۰/۹۹	۰/۱۴۰	۰/۰۴۴
۳	L_Inocm	۰/۹۸	۰/۵۸۹	۰/۲۱۶
۴	L_Hzin	۰/۹۸	۰/۴۲۶	۰/۲۰۹
۵	INF(-1)	۰/۹۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲
۶	L_UN	۰/۹۶	-۰/۳۳۴	۰/۱۷۵
۷	Gini	۰/۹۴	۰/۰۳۱	۰/۰۱۴
۸	Oil	۰/۹۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳
۹	L_m2	۰/۸۷	۰/۳۴۳	۰/۳۲۳
۱۰	EX(-1)	۰/۸۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
۱۱	RR	۰/۷۶	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۶
۱۲	L_Coin	۰/۷۱	-۰/۲۷۲	۰/۲۸۴
۱۳	L_Gov	۰/۴۹	-۰/۰۳۵	۰/۰۶۳
۱۴	L_FS	۰/۴۸	۰/۰۱۹	۰/۰۳۴
۱۵	POP	۰/۳۵	۰/۰۳۲	۰/۱۱۷
۱۶	L_TAx	۰/۳۵	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۳
۱۷	L-GDP	۰/۳۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴
۱۸	L_LA	۰/۲۶	۰/۰۰۸	۰/۰۴۰
۱۹	L_Stock	۰/۲۲	۰/۰۰۱	۰/۰۳۳

منبع: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از همگرایی این میانگین‌ها با مقادیر واقعی آن‌ها و حذف اثر انتخاب مدل آغازین تعداد و تکرار اولیه را برای متوسط‌گیری در نظر نمی‌گیریم (کوپ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳).

تعداد تکرارها کافی است چون ضریب همبستگی بین احتمالات مدل عددی و تحلیلی بالای ۰/۹۹ است (کوپ، ۲۰۰۳) و (فرناندز<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۱). فرض می‌کنیم احتمال پیشین برای همه عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن برابر است یعنی اینکه به هیچ متغیر مرتبط به قیمت مسکن اولویت داده نشده است و رویکرد BACE به ما کمک می‌کند تا محتمل‌ترین مورد را بیابیم.

جدول (۲) نتایج مربوط به توزیع‌های پسین پارامترهای مربوط به نوزده متغیر از مجموعه داده‌ها را وقتی رهیافت BACE به کار گرفته می‌شوند خلاصه می‌کند. به‌خصوص، این جدول احتمال حضور پسین، میانگین پسین و انحراف معیار پسین این توزیع‌ها را گزارش می‌کند به طوری که محتمل‌ترین متغیرها به‌عنوان متغیرهایی با بالاترین احتمال ورود پسین (PIP) تعریف شده‌اند، متغیرهایی که دارای احتمال پسین حضور بالاتر از ۰/۵ هستند به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر متغیر وابسته انتخاب شده‌اند.

براساس مطالعه مورال بنیتو (۲۰۱۰) متغیرهایی که انحراف معیار پسین آن‌ها کمتر از میانگین پسین آن‌ها است، دارای اثر مشخص بر متغیر وابسته هستند. بر این اساس همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ۹ متغیر رشد جمعیت شهری، نرخ ارز، نرخ بیکاری، درآمد خانوارها، نابرابری درآمد، هزینه یک مترمربع بنا، تورم انتظاری درآمدهای نفتی و نقدینگی دارای احتمال پسین حضور بالاتر از ۰/۵ بوده و با داشتن انحراف معیار پسین کوچک‌تر از میانگین پسین، اثر مثبت یا منفی آن‌ها بر رشد اقتصادی قابل تشخیص است.

دو متغیر "نرخ بهره و قیمت سکه" علی‌رغم داشتن احتمال پسین حضور بالا، به خاطر داشتن انحراف معیار پسین بزرگ‌تر از میانگین پسین، اثر مثبت یا منفی آن‌ها بر قیمت مسکن قابل تشخیص نیست. با توجه به نتایج جدول (۲) کاملاً مشهود است که در خصوص اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه‌های ۱۰ تا ۱۹ قرار دارند، شواهد قوی برای مؤثر بودن آن‌ها بر قیمت مسکن طی دوره مورد مطالعه وجود ندارد. رویکرد BACE اجازه می‌دهد تا مدل‌ها طبق احتمالات پسین خود رتبه‌بندی شوند. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است.

ملاحظه می‌شود که محتمل‌ترین مدل  $M_1$  با احتمال پسین ۰/۰۶۲ است. دومین مدل احتمالی  $M_2$  با احتمال ۰/۰۴۹ است. با توجه به جدول (۳) ملاحظه می‌شود که مدل  $M_1$  داده‌ها را نسبت به  $M_2$  بهتر برازش می‌کند به طوری که:  $\bar{R}_{M_1}^2 > \bar{R}_{M_2}^2$  و  $\hat{\delta}_{M_1} < \hat{\delta}_{M_2}$  و معیار شوارتز بیزین  $SC_{M_1} < SC_{M_2}$  که نشان می‌دهد مدل  $M_1$  از مدل  $M_2$  برتر است. استنباط مبتنی بر یک مدل

1. Koop  
2. Fernandez

مطلوب نیست چون اطلاعات بیشتری در فضای کلی مدل حذف خواهد شد بنابراین این نتایج، الزام استفاده از شیوه BAM یا BACE را به جای استنباط کلاسیک توجیه می‌کند.

جدول ۳: برآورد ضرایب برای ۵ مدل برتر طبق احتمالات پسین

مدل: زام	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$	$M_5$
متغیر	$\hat{\beta}(M_1)$	$\hat{\beta}(M_2)$	$\hat{\beta}(M_3)$	$\hat{\beta}(M_4)$	$\hat{\beta}(M_5)$
$P(M_j)$	۰/۰۶۲	۰/۰۴۹	۰/۰۳۸	۰/۰۳۶	۰/۰۳۰
inf(-1)	۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۶۰
L_UN	-۰/۳۰۷۰	-۰/۲۳۴۹	-۰/۳۷۵۴	-۰/۳۳۲۰	-۰/۳۱۳۴
Ex(-1)	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۳
L_Inocm	۰/۶۳۲۸	۰/۴۹۵۴	۰/۶۲۱۱	۰/۶۱۴۹	۰/۴۹۰۲
Gini	۰/۰۳۵۰	۰/۰۳۲۹	۰/۰۳۷۱	۰/۰۳۶۸	۰/۰۳۵۳
L_Hzin	۰/۳۵۸۸	۰/۳۲۲۴	۰/۴۱۲۷	۰/۲۷۷۳	۰/۳۵۳۶
Urbn	۰/۱۵۱۴	۰/۱۳۶۳	۰/۱۶۶۷	۰/۱۶۳۷	۰/۱۵۳۸
L_Gov	-۰/۰۶۸۲	-	-۰/۰۶۴۸	-۰/۰۹۷۶	-
L_m2	۰/۴۸۹۰	۰/۴۶۷۲	۰/۴۳۸۹	۰/۵۴۸۳	۰/۴۱۳۸
RR	-۰/۰۰۸۲	-۰/۰۰۸۵	-۰/۰۰۷۲	-۰/۰۰۸۸	-۰/۰۰۷۴
L_Coin	-۰/۳۷۸۱	-۰/۳۷۴۶	-۰/۴۰۳۷	-۰/۴۸۱۲	-۰/۴۰۲۷
Oil	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
R <sup>2</sup>	۰/۹۹۰۶	۰/۹۸۹۰	۰/۹۹۱۵	۰/۹۹۱۴	۰/۹۹۰۱
$\bar{R}^2$	۰/۹۷۸۱	۰/۹۷۷۰	۰/۹۷۶۷	۰/۹۷۷۵	۰/۹۷۶۱
$\hat{\delta}$	۰/۰۱۹۸	۰/۰۲۰۱	۰/۰۲۰۱	۰/۰۲۰۲	۰/۰۲۰۴
Sc	-۸۹/۴۷	-۸۹/۰۶	-۸۸/۴۶	-۸۸/۳۵	-۸۸/۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

اینکه کدام متغیر توضیحی دارای ارتباط مستحکم یا قوی با قیمت مسکن است، براساس احتمال حضور در مدل (احتمال پسین) ارزیابی می‌گردد. در ادامه به تحلیل اهم نتایج به دست آمده جدول (۲) به طور جزئی تر می‌پردازیم.

● متغیر رشد جمعیت شهری با احتمال حضور ۹۹ درصد تأثیری مثبت و حتمی بر قیمت مسکن داشته است. جمعیت ایران از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۹۵ حدود ۳۵ درصد رشد داشته و جمعیت شهری طی این زمان حدود ۶۳ درصد رشد داشته و جمعیت روستایی کاهش داشته است و تعداد شهرهای کشور دو برابر شده است و بسیاری از روستاها به شهر تبدیل شده‌اند و یا شهرهای جدید تأسیس شده است و این‌ها نشانه‌هایی از افزایش جمعیت شهرنشینی و تقاضای بیشتر برای بخش مسکن شهری است، زمانی که جمعیت به شهر هجوم می‌برد، مسکن اساسی‌ترین تقاضای آن‌ها است.

- درآمد خانوارها متغیری است که مطالعات متعددی به بررسی اثر آن بر قیمت مسکن پرداخته‌اند. این متغیر با احتمال حضور ۹۸ درصد تأثیری مثبت و معنادار بر قیمت مسکن داشته است. در بسیاری از مطالعات قبلی نانجی و همکاران (۲۰۱۳)، وانگ و همکاران (۲۰۱۴) و یو (۲۰۱۵)، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی مختلفی "درآمد خانوارها" نتیجه گرفته‌اند که درآمد روی قیمت‌های مسکن تأثیر بسیار مثبتی دارد.
- هزینه ساخت از مهم‌ترین عوامل درون بخشی تولید مسکن به شمار می‌رود احتمال حضور این متغیر ۹۸ درصد است. افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه تولید و حمل‌ونقل مصالح ساختمانی را افزایش می‌دهد و باعث افزایش هزینه‌های ساخت و ساز در بخش مسکن می‌گردد. براساس آمار قیمت یک متر زمین و مسکن رشد بیشتری نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است. این موضوع بدان معنی است که بازده سرمایه‌گذاری واقعی در بخش مسکن بسیار بالا بوده است که خود شاهدهی بر چرایی جذابیت قابل توجه این بخش برای فعالان خصوصی بوده است.
- متغیر وقفه تورم (تورم انتظاری) با احتمال حضور ۹۷ درصدی تأثیری مثبت و موافق تئوری بر قیمت مسکن دارد. سرمایه‌گذاری در بازار مسکن برای سرمایه‌گذاران و خانوارها بسیار مهم و سودمند بوده است، به دلیل محیط تورمی، نرخ بهره پایین واقعی، سیستم‌های مالی و مالیاتی توسعه‌نیافته و همچنین تحریم‌های اقتصادی بویژه از سال ۱۳۸۶ به بعد نه تنها سرمایه‌گذاران بلکه خانوارها نیز با مشاهده جریان رشد قیمت‌ها و تورم و اینکه بازار مسکن همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده است، به منظور حفظ و تثبیت دارایی‌های خود به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن روی می‌آورند که نتیجه این امر، افزایش تقاضا برای مسکن و افزایش قیمت آن خواهد بود.
- متغیر «نرخ بیکاری» نیز یکی از متغیرهای مهم در مدل‌سازی قیمت مسکن است، و می‌توان از آن به‌عنوان نماینده وضعیت و بی‌ثبات اقتصاد کلان در کشور استفاده نمود. نرخ بیکاری نشان‌دهنده عدم اطمینان در اقتصاد است (باروت، ۱۹۹۵). این متغیر با احتمال حضور ۹۶ درصدی در مدل تأثیری منفی و معنادار بر قیمت مسکن داشته است این نتیجه با جاکوبسن و ناوگ (۲۰۰۵)، آبلسون و همکاران (۲۰۰۵) و (قلی‌زاده، ۱۳۹۲) همسو است و مغایر با نتایج مطالعه (قادری، ۱۳۹۵) است.
- نابرابری درآمد در بین متغیرهای توضیحی، با احتمال حضور در مدل ۹۴ درصد، قیمت مسکن ایران را افزایش می‌دهد که منطبق با مبانی نظری و مطابق انتظار هست. در اقتصاد ایران بازارهای مبتنی بر رانت نقش غالبی را در اقتصاد دارند، لذا مبادلات در چنین بازارهایی باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود، و بسیاری از افراد که دارای سطح بالایی از ثروت می‌باشند، به خریدوفروش مسکن روی

آورده‌اند و باعث افزایش قیمت می‌شوند. این نتیجه با مطالعات (بارنف، ۲۰۱۶) و (زنگ، ۲۰۱۶) همسو است.

- درآمدهای نفتی با احتمال حضور در مدل ۹۲ درصد، تأثیر مثبت بر قیمت مسکن داشته است، درآمدهای نفتی از طریق کانال بودجه به بخش‌های مختلف اقتصادی منتقل می‌شود، از سوی دیگر، نوسانات نقدینگی به خصوص افزایش آن به افزایش تورم داخلی در اقتصاد ایران کمک می‌کند. در چنین شرایطی دولت عمده‌تأ اقدام به واردات کالاهای قابل مبادله می‌کند و در نتیجه مسکن که یک کالای غیرقابل مبادله است، دچار افزایش یا جهش قیمت می‌شود. به طور خلاصه می‌توان گفت که شوک‌های نفتی (مثبت یا منفی) می‌تواند در تعیین مسیر قیمت مسکن مؤثر باشد. در اقتصادهای نفتی عموماً افزایش درآمدهای نفتی باعث ایجاد دوران رونق در مسکن و کاهش این درآمدها باعث کاهش رشد قیمت مسکن می‌شود. اجرای سیاست‌های انقباضی می‌تواند تأثیرات این شوک‌ها را خنثی کند اما در ایران و در غالب کشورهای نفتی عملاً سیاست‌های ضد ادواری و عقیم‌کننده پولی اجرا نمی‌شوند و افزایش قیمت نفت به صورت افزایش پایه پولی و سرازیر شدن پول به جامعه و در نتیجه افزایش یا جهش قیمت‌های مسکن بروز پیدا می‌کند.

- نرخ رشد نقدینگی در بین متغیرهای توضیحی، با احتمال حضور در مدل ۸۷ درصد تأثیر مثبت بر قیمت مسکن دارد. از مهم‌ترین کانال‌های تغییر حجم نقدینگی می‌توان به وابستگی بودجه عمومی به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، افزایش بدهی دولت‌ها به بانک مرکزی، سیاست‌های پولی و عملکرد بانک مرکزی اشاره کرد. دولت به‌عنوان فروشنده نفت، درآمد ارزی حاصل از فروش نفت را از طریق فروش ارز به بانک مرکزی به ریال تبدیل کرده و این امر موجب افزایش پایه پولی و حجم نقدینگی در کشور می‌شود.

به نظر می‌رسد ورود یک حجم نقدینگی مشخص به بازار مسکن مثلاً باعث بروز افزایش قیمت تعادلی مسکن شود اما ورود همان حجم نقدینگی به بازار ارز، می‌تواند جهشی بالاتر در بازار ارز ایجاد کند. چون که بروز تلاطم قیمتی شدید ناشی از ورود حجم بالای نقدینگی به بازار ارز، بر روی بسیاری از کالاهای مصرفی و نیز بسیاری از سرمایه‌گذاری‌ها تأثیرگذار بوده و از این رو تأثیرات به مراتب مخرب‌تری در مقایسه با بروز تلاطم قیمتی در بازار مسکن خواهد داشت.

- نرخ ارز در بین متغیرهای بیرونی بخش مسکن با احتمال حضور ۸۴ درصد تأثیری مثبت بر قیمت مسکن داشته است. اثرات هزینه‌ای (تغییر قیمت نهاده‌های تولید مسکن)، انتظارات تورمی (نتیجه انتظار مردم از تغییرات قیمت‌ها در آینده بر متغیر تورم) و اثرات تغییر تقاضا (تغییر جهت حرکت نقدینگی) کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز بر بازار مسکن است.

با افزایش نرخ ارز، قیمت نهاده‌های تولید مسکن و همچنین انتظارات تورمی افزایش می‌یابد که این مسئله زمینه افزایش قیمت مسکن را مهیا می‌نماید، از سوی دیگر، افزایش نرخ ارز منجر به جذب

نقدینگی توسط بازار ارز و کاهش تقاضا در سایر بازارها از جمله بازار مسکن می‌گردد. حالت برعکس موارد فوق در زمان کاهش نرخ ارز روی می‌دهد. براساس تجارب بازار مسکن ایران غالب بودن اثرات هزینه‌ای و انتظارات تورمی افزایش نرخ ارز بر اثرات تغییر تقاضا بر بازار مسکن است. نمونه آن شوک‌های ارزی در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۳ و ۱۳۹۱-۱۳۹۰ است که منجر به جهش قیمت مسکن در این بازار شده است.

### ۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

تحقیق حاضر به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران، با در نظر گرفتن فرض عدم اطمینان مدل، طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE) پرداخته است. به این منظور با تعداد کل مدل‌های ممکن و تنظیم پارامترهای برای الگوریتم  $MC^3$  با تعداد کل ۱۸۰۰۰۰ تکرار مونت‌کارلو و ۱۰ درصد دورریز با مدل توزیع پیشین دوجمله‌ای با اندازه مدل میانگین برابر با ۹ و با انجام محاسبات و بررسی اثر داده‌های آماری ۱۸ متغیر شامل ۱۵ متغیر بیرونی (اقتصادی و اجتماعی) و ۳ متغیر (درونی بخش مسکن) که براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بر قیمت مسکن مؤثرند، مشخص شد که اثر ۹ متغیر (رشد جمعیت شهری، درآمد خانوارها، نرخ بیکاری، متوسط هزینه یک مترمربع بنا، تورم انتظاری، نابرابری درآمد، رشد درآمدهای نفتی، نقدینگی و نرخ ارز) بامعنی بوده و این متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را حفظ کرده و به عبارتی غیرشکننده می‌باشند. اثر تمامی این متغیرها بر قیمت مسکن، مطابق و سازگار با تئوری به‌دست آمده است و ضرایب پسین آن‌ها، بامعنی بوده و قابل اتکا می‌باشند.

براساس نتایج اصلی این تحقیق آگاهی از پیامدهای تغییرات جمعیتی از بعد اندازه و نرخ شهرنشینی با توجه به بالا بودن قیمت مسکن در اقتصاد ایران، برای برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های آتی می‌تواند اثربخش و مفید باشد. به‌منظور کنترل قیمت مسکن در اقتصاد ایران، سیاست‌های تعدیل جمعیت شامل تغییرات حجم و ساختار جمعیت بایستی مدنظر سیاست‌گذاران و مدیران در حوزه اقتصاد و جمعیت قرار بگیرد. با توجه به تأثیر درآمد خانوارها و به‌جز تقاضای مصرفی، تقاضای سرمایه‌گذاری عظیمی در بازار مسکن نیز وجود دارد، دولت باید معیارهایی را برای محدودکردن رفتارهای سرمایه‌گذاری‌های مسکن مانند محدود کردن تعداد خانه‌های افراد اتخاذ کند.

توسعه اقتصادی ایران در مناطق مختلف متعادل نیست. جمعیت زیادی به شهرهای توسعه‌یافته مهاجرت کرده‌اند که منجر به رشد سریع قیمت‌های مسکن و مسائل شهری شده است. دولت باید توسعه اقتصادی همه مناطق را متعادل کرده و مشکل استخدام، خدمات پزشکی و بهداشتی و تحصیلات و آموزش را در شهرهای کمتر توسعه‌یافته حل کند تا از مهاجرت جمعیت به برخی شهرها جلوگیری



کند. رونق فعالیت اقتصادی در هر منطقه‌ای منجر به افزایش جمعیت و تراکم جمعیت می‌شود، بنابراین توزیع متناسب فعالیت اقتصادی باعث توزیع متناسب جمعیت می‌شود و از این رو اثر نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن کاهش می‌یابد و تا حدی ثبات را به این بازار برگردانده و سطح کارایی آن را افزایش دهد.

نقدینگی نشانگر تأثیر ضریب فزاینده پولی و عملکرد بانک‌ها و به‌طور کلی نظام اعتباری نیز هست. با توجه به برونزا بودن این متغیر نسبت به بخش مسکن و اینکه خارج از این بخش و عمدتاً توسط سیاست‌گذاران تعیین می‌شوند بنابراین کنترل ضریب فزاینده پولی توسط بانک‌ها ضروری است. پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی، تأثیر تحرک جمعیت بر قیمت‌های مسکن و همچنین به تأثیر درآمد به دلیل "تقاضای سرمایه‌گذاری در مسکن" بخصوص در شهرهای بزرگ و دهک‌های مختلف، پرداخته شود.



## منابع

- پیش‌بهار، شهرام و پاکروح، پریسا. (۱۳۹۵). «شناسایی و تحلیل روابط علی بین متغیرهای کلان اقتصادی موثر بر رشد اقتصادی ایران با روش نقشه علی بیزین (BCM)»، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، سال یازدهم، شماره ۲۲، ۶۳-۳۹.
- جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و هادی‌زاده، آرش. (۱۳۸۶). «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۲)، ۳۱-۵۳.
- خیابانی، ناصر. (۱۳۸۲). «عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران. دفتر برنامه‌ریزی و اقتصادی مسکن»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، ۳۴(۳)، ۴۶-۵.
- خلیلی عراقی، سید منصور؛ مهرآرا، محسن و عظیمی، سید رضا. (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳)، ۵۵-۳۰.
- سوری، امیررضا؛ حیدری، حسن و افضل‌ی، حسین. (۱۳۹۱). «بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه مؤثر بر بخش مسکن بر قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۲(۱)، ۱۱۳-۱۴۰.
- عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید. (۱۳۸۷). «تأثیرهای شوک نفتی بر قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه اقتصادی پژوهش‌های*، ۹(۱)، ۷۷-۵۹.
- عسگری، حشمت‌اله و چگنی، علی. (۱۳۸۶). «تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (۱۳۸۵-۱۳۷۰)»، *فصلنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره ۴۰، ۳۶-۱۹.
- قادری، جعفر و ایزدی، بهنام. (۱۳۹۵). «بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰)»، *فصلنامه اقتصاد شهری سال اول*، شماره اول، ۹۳-۷۳.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ جعفری سرشت، داود و عسگری، مهدی. (۱۳۹۸). «نابرابری درآمدی استطاعت خرید مسکن در کلانشهرهای ایران با رویکرد شیبه پنلی»، *نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۹۰ سال بیست و هفتم، ۱۳۶-۱۰۳.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز. (۱۳۸۹). «بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن (مطالعه موردی ایران)»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۸، ۱۴۳-۱۷۴.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و احمدزاده، ابراهیم. (۱۳۸۶). *بررسی تأثیرگذاری اعتبارات اعطایی بانک مسکن بر قیمت مسکن، بانک مسکن. مرکز پژوهش و توسعه*.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و بختیاری‌پور، سمیرا. (۱۳۸۶). «اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه علمی - پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*. سال اول، شماره ۳، ۱۷۹-۱۵۹.
- مکیان، سید نظام‌الدین؛ رستمی، مجتبی و رضانی، هانیه. (۱۳۹۷). «تحلیل رابطه بین سرقت و نابرابری درآمدی رویکرد بیزین (مطالعه موردی ایران)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال هجدهم، شماره سوم، ۱۶۵-۱۴۵.
- نصراللهی، خدیجه؛ طیبی، سید کمیل؛ شجری، هوشنگ و فروتن، محمد. (۱۳۸۴). «بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)»، *فصلنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره ۴۷، ۲۹-۵۰.

- Abelson, P., Chung, D., Joyeux, R., & Milunovich, G. (2005). *House Prices in Australia: 1970 to 2003; Facts and Explanations*.
- Abraham, J. M. and Hendershott, P. H. (1996). "Bubbles in Metropolitan Housing Markets", *Journal of Housing Research*, 7(2), 191-208.
- Adams, Z., Füß, R. (2010). "Macroeconomic determinants of international housing markets". *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38-50.
- Afonso, A., and Sousa, R. M. (2012). "The macroeconomic effects of fiscal policy". *Applied Economics*, 44(34), 4439-4454.
- Agnello, L., Furceri, D., and Sousa, R. M. (2013). "How best to measure discretionary fiscal policy? Assessing its impact on private spending". *Economic Modelling*, 34, 15-24.
- Aye, Goodenss. C., Balcilar, Mehmet, Gupta, Rangan. Jooste, Charl. Miller, Stephen .M. & Ozdemir, Zeynel .Abidin. (2014). "Fiscal policy shocks and the dynamics of asset prices: The South African experience". *Public Finance Review*, 42(4), 511-531.
- Barksenius, A., & Rundell, E. (2013). *House Prices for Real-The Determinants of Swedish Nominal Real Estate Prices*.
- Baranoff, O. (2016). *Housing Affordability and Income Inequality: The Impact of Demographic Characteristics on Housing Prices in San Francisco*. Senior Honours Thesis in Economics, John Hopkins University, 10.
- Barot, B. (1995). *Estimating the Effects of Wealth, Interest Rates and Unemployment on Private Consumption in Sweden*. Konjunkturinstitutet.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission". *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27-48.
- Blackley, D. (1999). "The Long-run Elasticity of New Housing Supply in The United States". *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 25-42.
- Blazejowski, M., and Kwiatkowski, J. (2018). *Bayesian averaging of classical estimates (BACE) for gretl (No. 6)*. Università Politecnica delle Marche (I), Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali.
- Chang, K. L. (2017). "Does REIT index hedge inflation risk? New evidence from the tail quantile dependences of the Markov-switching GRG copula". *The North American Journal of Economics and Finance*, 39, 56-67.
- Chen, M.-Ch. and Patel, K. (1998). "House Price Dynamics and Granger Causality, an Analysis of Taipei New Dwelling Market", *Journal of Asian Real Estate Society*, 1(1), 121-137.
- Chi-man Hui, E. (2004). "An empirical study of the effects of land supply and lease conditions on the housing market: A case of Hong Kong". *Property Management*, 22(2), 127-154
- Del Negro, M., and Otrok, C. (2007). "99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across US states". *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1962-1985.
- Dias, D. A., and Duarte, J. B. (2019). "Monetary policy, housing rents, and inflation dynamics", *Journal of Applied Econometrics*, 34(5), 621-864
- Diaz-Serrano, L. (2005). "On the negative relationship between labor income uncertainty and homeownership: Risk-aversion vs. credit constraints". *Journal of Housing Economics*, 14(2), 109-126.

- Edelenbosch, C. N. (2014). *Visualization of choice options on actual choice*. Ms.c thesis. Department of Econometrics, Erasmus University, Rotterdam.
- Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). "Benchmark priors for Bayesian model averaging". *Journal of Econometrics*, 100(2), 381-427.
- Geerolf, F., & Grjebine, T. (2014). *Assessing house price effects on unemployment dynamics* (No. 2014-25).
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., and Saks, R. E. (2005). "Why have housing prices gone up?" *American Economic Review*, 95(2), 329-333.
- Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2011). "Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies". *International Journal of Central Banking*, 7(3), 163-204.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008). "House prices, money, credit, and the macroeconomy". *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180-205.
- Green, K. P., Filipowicz, J., Lafleur, S., and Herzog, I. (2016). *The impact of land-use regulation on housing supply in Canada*. Vancouver, Canada: Fraser Institute.
- Guo, M., & Wu, Q. (2013). "The empirical analysis of affecting factors of Shanghai housing prices". *International Journal of Business and Social Science*, 4(14), 2018-223.
- Gupta, R., Jurgilas, M., & Kabundi, A. (2009). "The effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach". *General Information*, 27(1), 315-323.
- Hui, E. C. (2004). "An empirical study of the effects of land supply and lease conditions on the housing market: a case of Hong Kong". *Property Management*, 2, 127-154.
- Herr, A., and Hottenrott, H. (2016). "Higher prices, higher quality? Evidence from German nursing homes". *Health policy*, 120(2), 179-189.
- Hong, G., Khil, J., and Lee, B. S. (2013). "Stock returns, housing returns and inflation: is there an inflation illusion?". *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 42(4), 511-562.
- Huang, X. J. (2005). "Housing price and land price: analysis on the relation chain". *Chinese Times*, 9e10, 42-44.
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2005). "What drives house prices?" *Economic Bullentin*, 29-41
- Jin, Y., & Zeng, Z. (2004). "Residential investment and house prices in a multi-sector monetary business cycle model". *Journal of Housing Economics*, 13(4), 268-286.
- Johnstone, H. and Watuwa, R. (2007). "House Price in Canada: An Empirical Investigation". *Journal of Urban Economics*, 35(1), 1-27.
- Jud, G. D., & Winkler, D. T. (2002). "The dynamics of metropolitan housing prices". *The journal of real estate research*, 23(1/2), 29-46.
- Landvoigt, T., Piazzesi, M., & Schneider, M. (2015). "The housing market (s) of San Diego". *American Economic Review*, 105(4), 1371-1407.
- Le, T. H. (2015). Do soaring global oil prices heat up the housing market? Evidence from Malaysia. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 9(2015-27), 1-30.

- Leung, C. (2004). "Macroeconomics and Housing: A Review of the Literature". *Journal of Housing Economics*, 13(4), 249-267
- Lin, X. H. (2014). *The relationship between incremental change of M2 and real estate price volatility: Theory and empirical analysis*. Working paper, East China Normal University.
- Liu, R. Q., and Jiang, Y. M. (2005). "Study on housing price determining land price and passingly discuss current macro policy on real estate industry". *Social Science Research*, 6, 44-48.
- Liu, T., Liu, H., & Qi, Y. (2015). "Construction land expansion and cultivated land protection in urbanizing China: Insights from national land surveys, 1996-2006". *Habitat International*, 46, 13-22.
- Liu, Y. & Zhang, S. (2013). *Econometric analysis on the relationship between RMB exchange rate and real estate price by VAR model*. 2nd International Conference on Science and Social Research. 428-430.
- Luo, Y. M. (2011). "The effect of urbanization on house prices: Linear or Non-linear? Empirical study based on four panel data regression models". *Journal of Finance and Economics* 4, 135-144.
- Liu, Y., & Hu, Z. (2012). *On correlation between RMB exchange rate and real estate price based on financial engineering*. SciVerse ScienceDirect, 146-152
- Määttänen, N., & Terviö, M. (2014). "Income distribution and housing prices: An assignment model approach". *Journal of Economic Theory*, 151, 381-410.
- Mahalik, M. K., & Mallick, H. (2011). "What causes asset price bubble in an emerging economy? Some empirical evidence in the housing sector of India". *International Economic Journal*, 25(2), 215-237.
- Matlack, J. L., & Vigdor, J. L. (2008). "Do rising tides lift all prices? Income inequality and housing affordability". *Journal of Housing Economics*, 17(3), 212-224.
- Mayer, E., & Gareis, J. (2013). "What drives Ireland's housing market? A Bayesian DSGE approach". *Open Economies Review*, 24(5), 919-961.
- Mian, A., and Sufi, A. (2009). "The consequences of mortgage credit expansion: Evidence from the US mortgage default crisis". *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1449-1496.
- Mishkin, S. F. (2007). *Housing and the Monetary Transmission Mechanism*, Prepared for Federal Reserve Bank of City's.
- Moral-Benito, E. (2010). *Panel growth regressions with general predetermined variables: likelihood-based estimation and Bayesian averaging*. CEMFI WP No, 1006.
- Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. (2013). "House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes". *Economic Modelling*, 32, 172-178.
- Piazzesi, M., and Schneider, M. (2016). "Housing and macroeconomics". *In Handbook of macroeconomics*, (Vol. 2, pp. 1547-1640). Elsevier.
- Pillaiyan, S. (2015). "Macroeconomic drivers of house prices in Malaysia". *Canadian Social Science*, 11(9), 119-130.
- Qu, B. (2005). "House price, land price and land accommodate". *China Land*, 5, 7-9.

- Quigley, J. M., and Raphael, S. (2004). "Is housing unaffordable? Why isn't it more affordable?" *Journal of Economic Perspectives*, 18(1), 191-214.
- Reilly, B., & Witt, R. (1994). "Regional house prices and possessions in England and Wales: an empirical analysis". *Journal of the Regional Studies Association*, 28(5), 475-482.
- Somerville, C. T. (1999). "Residential construction costs and the supply of new housing: endogeneity and bias in construction cost indexes". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 43-62.
- Sala-i-Martin, X., G. Doppelhofer & R. Miller. (2004). "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", *The American economic review*, 94, 813-835.
- Su, C. W., Yao, Z. L. and Chang, H. L. (2016). "The Relationship between Output and Asset Prices: A Time- And Frequency-Varying Approach", *Theoretical and Applied Economics*, 23(1), 57-76.
- Tupenaite, L., Kanapeckiene, L., and Naimaviciene, J. (2017). "Determinants of housing market fluctuations: Case study of Lithuania". *Procedia Engineering*, 172, 1169-1175.
- Wang, S., Yang, Z., & Liu, H. (2011). "Impact of urban economic openness on real estate prices: Evidence from thirty-five cities in China". *China Economic Review*, 22(1), 42-54.
- Wang, Z., and Zhang, Q. (2014). "Fundamental Factors in the Housing Markets of China". *Journal of Housing Economics*, 25, 53-61.
- Wen, C. J. (2013). Study on the effect of money supply on real estate price in China.
- Wen, H., and Goodman, A. C. (2013). "Relationship between urban land price and housing price: Evidence from 21 provincial capitals in China". *Habitat International*, 40, 9-17.
- World Bank (2017). World Development Indicator (WDI), available at: <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=World-Development-Indicators>.
- Xu, L., & Tang, B. (2014). "On the determinants of UK house prices". *International Journal of Economics and Research*, 5(2), 57-64.
- Yiqi, Y. (2017). "The Effect of Oil Prices on Housing Prices in the Norwegian Market" (Master's thesis).
- Yu, H. (2015). "The Spillovers and Heterogeneous Responses of Housing Prices: A GVAR Analysis of China's 35 Major Cities", *Journal of the Asia Pacific Economy*, 20(4), 535-558.
- Zhu, D. L., and Dong, M. L. (2005). "Economic analysis of the land price and house price". *China Land*, 7, 20-21.
- Zhang, F (2016). *Inequality and House Price, Job Market Paper*, University of Michigan.
- Zhu, Q. (2010). "Regional Unemployment and House Price". *Munich Personal RePEc Archive*, 1-20.

### Robust Determinants of Housing prices in Iran: Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE)

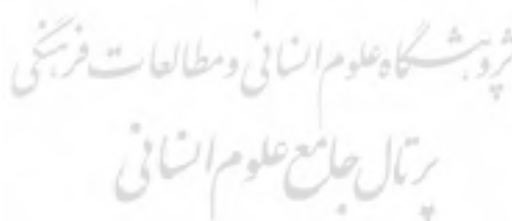
Nemati, Gh.<sup>1</sup>, Mohammad Alizadeh, M.<sup>2\*</sup>, Fotros, M.H<sup>3</sup>

#### Abstract

This study identifies and estimates the effective factors on housing prices over the years 1996 to 2017 in terms of model uncertainty and with BACE approach. The statistical data of 18 variables including 15 external variables (socioeconomic variables) and 3 internal variables (housing sector variables) affecting housing price according to the theoretical foundations and experimental studies have been used for this research. The results suggest that the growth of urban population, household income, the unemployment rate, the average cost of 1-square-meter building, expected inflation, income inequality, oil revenues growth, liquidity, and exchange rate are the most effective variables in housing price pattern in Iran. There is no strong evidence of effectiveness of other variables on housing price over the period of this research. The results can be used for creating appropriate patterns for explaining the issues related to housing price and better management of housing sector policies.

**Keywords:** housing price, Classical Estimates Approach Estimation Approach (BACE), uncertainty

**Jel Classification:** R31.C11.H5



- 
1. Ph.D. student in Public Sector Economics, **Email:** grezanemati@gmail.com  
Lorestan University
  2. Associate Professor, Department of Economics, **Email:** Alizadeh\_176@yahoo.com  
Lorestan University
  3. Professor, Department of Economics, Bu Ali Sina **Email:** fotros@basu.ac.ir  
University