Archive of SID

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۳۲، زمستان ۱۳۹۸
صفحات: ۴۹-۷۹
DOI: 10.22084/aes.2019.20254.2949

تعیین‌کننده‌های قوی قیمت مسکن در ایران: رویکرد متوسط گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)

غلامرضا نعمتی[۱]
محمد علیزاده[۲*]
محمدحسن فطرس[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۱

چکیده

این مطالعه، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ را در شـرایط 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، استفاده‌شده 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، مورداستفاده قرار گیرد.

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

طبقه‌بندی JEL: C11, H5, R31.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان **Email:** grezanemati@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه لرستان (*نویسنده مسئول) **Email:** Alizadeh_176@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا **Email:** fotros@basu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

اگرچه مسکن قبل از بحران مالی جهانی در ادبیات اقتصاد کلان حضورداشته است، اما به‌عنوان جزئی فرعی از اقتصاد دیده می‌شد که به‌طور شایسته و خاص موردتوجه قرار نگرفت (پیاززی و اشنایدر[1]، 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. بااین‌حال، 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 ازآنچه قبلاً تشخیص داده‌شده است. ویژگی بارز مسکن این است که نه‌تنها دارایی (در قالب زمین و واحد مسکونی) بلکه کالای مصرفی (به شکل خدمات مسکن) است. به‌عنوان یک کالای مصرفی، خدمات مسکن بیشترین وزن را در سبد 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 می‌آورند(دیاس[2] 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 درحال‌توسعه 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 گرفتار انحرافات متعدد نشود (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۹۰). اقتصاد کلان و بازار مسکن به هم مرتبط هستند به‌عبارت‌دیگر قیمت مسکن تحت تأثیر عواملی چون تغییرات درآمد و هزینه ساخت و نرخ بهره ... قرار می‌گیرد (هرو و هاتنرو[3]، ۲۰۱۶). بازار مسکن نقش مهمی در هدایت توسعه صنایع مرتبط ایفا می‌کند، ثبات‌بخش مالی را حفظ می‌کند، و تحرک (یا رکود) اقتصاد را به دنبال دارد (سو[4] و همکاران، ۲۰۱۶).

در مطالعات تجربی و نظری، طیفی از متغیرها به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده قیمت بخش مسکن معرفی‌شده‌اند. 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 نااطمینانی در انتخاب متغیر و نااطمینانی در انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها) مواجه بوده‌اند. مدل میانگین‌گیری بیزین

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

www.SID.ir

Archive of SID

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 متوسط گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)، است. در این راستا مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم‌شده 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 پرداخته‌شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

به‌طورکلی 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. متغیرهای کلان اقتصادی

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 درنتیجه 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 درنتیجه ، 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[1]، 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[2](۲۰۰۴)

1. Matlack & Vigdor
2. Quigley & Raphal

www.SID.ir

Archive of SID

در مطالعه‌ای برای کشور آمریکا نشان می‌دهند که نابرابری درآمد باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. زنگ[1](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[2] و همکاران، ۲۰۱۴؛ لاندوویت[3] 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 به‌حساب 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[4]، 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 وگریس[5]، 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[6](۲۰۰۹) در مورد فروپاشی بازار املاک در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ نشان می‌دهد که توسعه وام‌های به افراد بااعتبار ضعیف (وام های درجه دو -که به متقاضیان درجه‌دو از حیث اعتبار و درآمد داده می‌شود-) مسئول ترکیدن حباب بوده است. سهم قابل‌توجهی از نوسانات بازار مسکن متأثر از نرخ بهره و وام‌های اعطایی به بخش مسکن بوده است (تاپنایت[7] و همکاران، ۲۰۱۷)؛ بنابراین به‌طورمعمول 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 وبختیاری‌پور، ۱۳۹۱).

۱-۱-٤. 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[1] 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[2]، ۲۰۱۶). تورم از طریق افزایش قیمت نهاده‌های تولید مربوط به بخش مسکن ازجمله مصالح ساختمانی و نیروی کار و سایر هزینه‌های مربوطه، موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. در «شرایط تورمی» که ارزش پول به‌شدت 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 ازجمله 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 افزایش‌یافته درنتیجه 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 افزایش‌یافته و درنتیجه 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. به‌این‌ترتیب، 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[3] (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

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی که بر بازار مسکن تأثیر می‌گذارند، تأثیر بگذارد. بنابراین، ما نباید نقش سیاست مالی در توضیح تحولات بازار مسکن را نادیده بگیریم (آی[1] 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[2] و همکاران، ۲۰۱۳). در مطالعه حاضر، مخارج عمرانی دولت و کل درآمدهای مالیاتی دولت به‌عنوان متغیرهای سیاست مالی در نظر گرفته شده است.

۱-۱-٦. 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[3]، ۲۰۰۷). از یک‌سو، سیاست‌های انبساطی پولی به‌طورمعمول 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 نگرو و اورتگا[4]، ۲۰۰۷؛ لین[5]، ۲۰۱۴؛ ون[6]، ۲۰۱۳؛ گودهارت و هافمن، ۲۰۰۸). به‌طورکلی اکثر مطالعات نشان می‌دهند که در کشورهای توسعه‌یافته، پیوند بین نقدینگی و قیمت مسکن واضح است (جین و زنگ[7]، ۲۰۰۴؛ گودهارت و هافمن، ۲۰۰۸). در کشورهای درحال‌توسعه، نتیجه‌گیری یکپارچه‌ای درباره روابط بین این دو متغیر وجود ندارد (گوپتا[8] و همکاران، ۲۰۰۹؛ پیلاییان[9]، 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 & Otrok
5. lin
6. won
7. Jin & Zeng
8. Gupta
9. Pillaiyan

www.SID.ir

Archive of SID

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 به‌صورت مستقیم متأثر می‌سازد. به‌عنوان‌مثال، کاهش در نرخ بهره، هزینه سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و سبب افزایش تقاضا در بازار مسکن می‌شود. به بیان بهتر، چون در کوتاه‌مدت، 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[1]، ۱۹۹۵). درنتیجه 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) به‌عنوان نماینده نرخ بهره و حجم نقدینگی (M_2) به‌عنوان نماینده عرضه پول است.

۱-۱-۷. نرخ بیکاری: افزایش اشتغال باعث افزایش درآمد خانوار می‌شود و درنتیجه تقاضا برای مسکن و به دنبال آن قیمت مسکن افزایش می‌یابد (آبراهام و هندرشوت[2]، ۱۹۹۶). باوجود خطر بیکاری، تمایل خانوارها به دریافت وام مسکن کاهش می‌یابد و درنتیجه، قیمت مسکن کاهش می‌یابد، (ریلی و وایت[3]، ۱۹۹۴). همچنین خطر بیکارشدن، نااطمینانی درآمدی را افزایش می‌دهد و بنابراین، قیمت مسکن را کاهش خواهد داد (سرونا – دیاز[4]، ۲۰۰۵).

زیو[5](۲۰۱۰) دریافت که قیمت مسکن به بیکاری در منطقه ثروتمند حساس‌تر است تا مناطق ضعیف‌تر، چون زمانی که درآمد کاهش می‌یابد، تمایل به خرید خانه کاهش‌یافته و منجر به کاهش قیمت مسکن می‌شود، جرولف و گرجبین[6](۲۰۱۴) نیز دریافتند که رابطه معکوسی بین قیمت مسکن و نرخ بیکاری وجود دارد. زو و تانگ[7] (۲۰۱۴) بیان کرد که نتایج اندازه‌گیری به‌دست‌آمده از بردار همجمعی در بازار مسکن بریتانیا همچنان قابل‌توجه 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

www.SID.ir

Archive of SID

ندارد. چندین مقاله دیگر وجود دارند که رابطه قیمت‌های مسکن را با بیکاری مثبت می‌دانند، برای مثال (بارکسینوس[1]، 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 هریک اجزا GDP تأثیر غیرمستقیم در قیمت‌های مسکن دارد. توسعه اقتصاد، زندگی استاندارد را ایجاد کرده و همچنین افزایش سطح درامد را به همراه می‌آورد و موجب می‌شود سازندگان خانه‌های بیشتری را در کشور ساخته تا سود بیشتری از این موقعیت ببرند. آدامز و فوس[2](۲۰۰۸) بیان می‌کند که افزایش در فعالیت‌های اقتصادی، تقاضای مسکن را به وجود آورده و بنابراین قیمت‌های مسکن را در طولانی‌مدت افزایش می‌دهد. بااین‌حال، 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[3](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 قابل‌توجه است. هرقدر بازدهی سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب بیشتر باشد انتظار می‌رود از میزان تقاضای مسکن کاسته شود. ازآنجاکه 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، به‌عنوان متغیرهایی با احتمالاً تأثیر منفی بر قیمت مسکن می‌توان نام برد.

نتایج مطالعه انجام‌شده توسط ماهالیک و مالیک[4] (۲۰۱۱) و آبلسون[5] و همکاران (۲۰۰۵) نیز نشان می‌دهد که قیمت مسکن رابطه منفی با نرخ ارز دارد. بااین‌حال، 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 [6] (۲۰۱۲)، لیو و ژانگ[7] (۲۰۱۳) و گلیندرو[8] و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد. در اقتصاد ایران، نرخ ارز حقیقی به‌عنوان یک جانشین برای بازدهی مسکن عمل می‌کند. یعنی با افزایش عایدی نرخ ارز و بازار ارز، مردم به دادوستد 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

www.SID.ir

Archive of SID

خواهد یافت درنتیجه ، قیمت مسکن کاهش خواهد یافت. از طرفی دیگر نرخ ارز می‌تواند بر هزینه کالاها و خدمات موردنیاز ساخت م سکن نیز تأثیرگذار با شد. بدین ترتیب با افزایش نرخ ارز، هزینه ساخت مسکن افزایش خواهد یافت. درنهایت این افزایش هزینه، باعث افزایش قیمت مسکن خواهد شد (رحمانی، ۱۳۹۴).

خاصیت سرمایه‌ای بودن مسکن در کنار خاصیت مصرفی آن، سبب می شود 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 قابل‌توجهی 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 افزایش‌یافته و نیاز به مسکن شکل می‌گیرد. ازاین‌رو 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[1] و همکاران، ۲۱۰۵).

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 درنتیجه 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[2](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

۲-۱. هزینه یک متر بنا: بلکلی[3](۱۹۹۹) و سمرویل[4](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

www.SID.ir

Archive of SID

انرژی روی بازار مسکن به‌حساب می‌آید. جاد و وینکلر[1](۲۰۰۲) دریافتند که افزایش قیمت مسکن به‌شدت تحت تأثیر جمعیت، درآمد، هزینه‌های ساخت‌وساز و نرخ بهره است. جاکوبسین و ناوگ[2](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[3](۲۰۰۴) و گلسر و همکاران[4] (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[5](۲۰۰۵) و لئو و ژیانگ[6](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[7]، 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[8]و همکاران (۲۰۱۶) بیان کردند از دیدگاه عرضه مسکن، کمبود عرضه زمین، عرضه مسکن را کاهش می‌دهد. ون وگودمن[9](۲۰۱۳) نیز از دیدگاه هزینه، هزینه زمین را مهم‌ترین عامل در هزینه‌های مسکن می‌داند.

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[10] و همکاران(۲۰۱۱)، ننجی[11] و همکاران(۲۰۱۳)، وانگ و زانگ[12](۲۰۱۴) و یو[13](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

www.SID.ir

Archive of SID

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.

۲-٤. پیشینه پژوهش

در این قســـمت از مقاله به ترتیب به بررســـی منتخبی از مطالعات خارجی و اهم مطالعات داخلی در زمینه‌ی موضوع تحقیق پرداخته‌شده است.

جدول ۱: مطالعات صورت گرفته درزمینه قیمت مسکن

نویسنده	مکان و دوره مطالعات	روش مورداستفاده	نتایج
چن و پاتل (۱۹۹۸)	تایوان (۱۹۷۳-۱۹۹۴)	فصلی، علیت گرنجر (VECM)	درآمد خانوار (+)، نرخ بهره کوتاه‌مدت (-)، شاخص قیمت سهام (-)، هزینه ساخت (+)، ساختمان تکمیل‌شده (-) وجود رابطه علی با سهام
جود و وینکلر (۲۰۰۲)	آمریکا (۱۹۸۴-۱۹۹۸)	ماهانه، PanelData	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.
جوهانستون و واتوا (۲۰۰۷)[1]	۱۸ کلان‌شهر کانادا (۱۹۸۰-۲۰۰۵)	Panel Data، GMM	درآمد خانوار (+)، جمعیت (+)، تغییر در موجودی مسکن (-)، بیکاری (-) بی‌معنا بودن ضریب نرخ بهره
زو چینگیو (۲۰۱۰)	انگلستان (۱۹۹۷-۲۰۱۱)	Panel Data، پنل انباشته و OLS	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 (۲SLS)	ارتباط متقابل درونزا بین قیمت زمین و مسکن (+)، درآمد سرانه (+)
مینگ ژن گوا و چینگ وو[2] (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

www.SID.ir

Archive of SID

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

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. روش تحقیق

بخش حیاتی هر تحلیل آماری مسئله انتخاب مـدل 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. متوسـط گیری 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 سالا- 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. متوسط گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)[1] در اصل شکل بسـط یافتـه BMA است که در آن برآوردهای تمام مدل‌ها را که درواقع برگرفتـه از مفهـوم بیـز اسـت، بـا یـک مجموعه از برآوردهای کلاسیکی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) که با توجه به فروض پیشین متفاوت حاصل می‌شوند، ترکیب می‌نماید. در رویکرد BACE درعین‌حال که متوسط‌گیری از مدل‌ها بر پایه قاعده بیزی صورت می‌گیرد، ایـن روش از اطلاعـات پیشین استفاده می‌نماید و یک روش از خانواده اقتصادسـنجی کلاسـیک را مورداستفاده قـرار می‌دهد.

در روش BACE، برآوردها تنهـا از طریـق روش OLS به‌صورت تکـراری حاصـل می‌شوند و تفسیر آن‌ها ساده است (سالائی مارتین، دپلهفر و میلر، ۲۰۰۴). اگر Y یک بردار یا ماتریسی از داده‌ها باشد و B نیز بردار یـا ماتریسی از متغیرهای توضیح‌دهنده‌های بالقوه برای Y تلقی می‌شوند؛ محقق علاقه‌منداست درباره B مبتنی بر داده‌های Y اطلاعاتی داشته باشد. حال فرض می‌کنیم M مدل مختلـف داریـم که همگی می‌توانند برای توضیح Y به‌کار گرفته شوند و از قبل نمی‌دانیم کـدام مـدل صـحیح است. اگر هر مدل را با M_j برای $(j = 1,2,.,M)$ نشان دهیم، بر اساس قاعـده احتمـال، احتمـال پسین مدل j ام می‌تواند به‌صورت رابطه زیر نوشته شود:

$$P(M_j|Y) = \frac{P(Y|M_j)P(M_j)}{p(Y)} \qquad (۱)$$

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

1. Bayesian Averaging of Classical Estimation

www.SID.ir

Archive of SID

$$g(B|Y) = \sum_{J=1}^{2^k} P(M_j|Y).\, g(B|Y, M_j) \qquad (۲)$$

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 j ام 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)[1] برای دو مدل رگرسیون به‌صورت زیر به دست می‌آید:

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

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[2] است؛ بنابراین خواهیم داشت:

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

که $p(M_i)$ و$p(M_i|y)$ به ترتیب احتمالات پیشین و پسین برای مدل M_i هستند.X_0 وX_1 ماتریس‌هایی با مشاهداتی از متغیرهای مستقل برای مدل‌هایM_0و 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 $g \to 0$ و $X^TX \to \infty$، درنهایت نسبت احتمالات پسین زیر به دست می‌آید:

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

کهk_i تعداد پارامترها در مدلM_i است. احتمال پسین $p(M_j|y)$ با فرمول زیر محاسبه می‌شود.

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

1. posterior odds ratio
2. Bayes factor

www.SID.ir

Archive of SID

که 2^k کل تعداد ترکیبات بالقوه متغیرهای مستقل K است. به‌طور خلاصه احتمال پسین مدل j ام را به شکل زیر می‌نویسیم:

$$P(M_j|Y) = P(M_j).W_j \quad (۷)$$

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

$$w(j) = \frac{T^{\frac{-K_j}{2}}.SSE_j^{-\frac{T}{2}}}{\sum_{i=1}^{2^k} P(M_i).T^{\frac{-K_j}{2}}.SSE_j^{-\frac{T}{2}}} \quad (۸)$$

SSE_j مجموع مجذور پسماندها در مدل j، T تعداد مشاهدات و K_j اندازه (تعداد متغیرهای توضیحی) در مدل jام 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 محاسبه‌احتمال پیشین مدل‌ها یک توزیع پیشین یکنواخت به‌صورت زیر در نظر قرار می‌گیریم:

$$\mathrm{P}(M_i) = \prod_{j=1}^{k} \pi^{\gamma_{ij}} (1-\pi_j)^{1-\gamma_{ij}} \quad (۹)$$

که در آن γ_{ij} صفر (یک) است اگر متغیر j در مدل M_i نباشد (باشد). اگرچه این رویکرد برای برخی کاربردها معقول است اما سالا- مارتین و همکارانش احتمالات را از پیش با این فرض که هر متغیر دارای احتمال اولیه $\frac{\bar{k}}{k}$ برای وارد شدن به معادله رگرسیونی است، مشخص می‌کنند که $\bar{\mathrm{k}}$ 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[1](۲۰۱۸) 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 $\Xi \in (0, \mathrm{K}]$ است، تعیین شود. که Ξ نشان‌دهنده اندازه مدل است در حالت پیشین دوجمله‌ای داریم:

1. Błazejowski and Kwiatkowski

www.SID.ir

Archive of SID

$$P(M_i) = \theta^{k_r}(1-\theta)^{k-k_r} \; r = 1, \dots\dots, 2^k \qquad (۱۰)$$

در این حالت $E(\Xi) = K\theta$ و انتخاب خودکار $E(\Xi)$، مقداری را برای احتمال وجود پیشین θ 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.

$$E(B|Y) = \sum_{j=1}^{2^k} \left(P(M_j|Y).\widehat{B_j}\right) \qquad (۱۱)$$

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

$$V(B|Y) = \sum_{j=1}^{2k} P(M_j|y).V(B_j|Y, M_j) + \sum_{J=1}^{2K} P(M_j|y).\left(\widehat{B_j} - E(B|Y)\right)^2 \qquad (۱۲)$$

در واقع BACE مدل‌ها را برمبنای خوبی برازش تعیین می‌کند و نه برمبنای 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[1]، 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 این‌که 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.

۳-۲. معرفی متغیرهای مورداستفاده در مدل

دوره زمانی موردبررسی 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

1. Moral Benito

www.SID.ir

Archive of SID

معرفی‌شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و در دسترس بودن، انتخاب شده است. درحالتی‌که 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 واردکردن اطلاعات پیشین می‌تواند اثر منفی "اندازه کم[1] نمونه" را کاهش دهد. با بکارگیری همه اطلاعات توزیع پسین برای پارامترهای مدل نسبت به رویکرد کلاسیک جامع تر و انعطاف پذیرتر 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 روش های دیگر بسیار ساده‌تر به دست می‌آیند. در حجم دادهای کم و محدود، تئوری مجانبی چندان معتبر نیست، اما حتی در نمونه های کوچک هم استنباط بیزینی از دقت بالایی بر خوردار است. این روش ها منجر به افزایش قدرت پیش بینی خواهند شد. برای تصمیم گیری درباره انتخاب روش مناسب، سرعت نسبی هر دو روش دارای اهمیت می باشد. افزایش قدرت محاسباتی، رویکرد بیزین را روشی عملیاتی نموده است (ادلن بوش[2]، ۲۰۱۴). بر همین اساس، در مطالعه حاضر از یک مدل بیزین استفاده‌شده است. در این روش همان‌طور که در توضیح روش میانگین‌گیری بیزی بیان شد، با یک مدل منحصربه‌فرد مواجه نیستیم بلکه با تعداد زیادی مدل با متغیرهای مستقل متفاوت مواجه هستیم و باهدف 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 به‌دست می‌آیند، متغیرهای غیرشکننده مشخص می‌شوند.

---

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

2. Edelenbosch

www.SID.ir

Archive of SID

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

شرح	-	متغیرهای بیرونی															متغیرهای درونی		
		متغیرهای کلان اقتصادی												اجتماعی		طرف عرضه		طرف تقاضا
علامت اختصاری	L_PH	L_CO	L_STO	RR	L_M_2	INF(-۱)	L_GOV	OIL	Gini	L-UN	L-TAX	L_FS	L-GDP	EX(-۱)	URB	POP	L_LA	L_Hzin	L_Inocm
متغیر	لگاریتم قیمت حقیقی مسکن	لگاریتم قیمت واقعی سکه	لگاریتم شاخص واقعی سهام	نرخ بهره (سود بانکی) واقعی	لگاریتم واقعی نقدینگی	وقفه نرخ تورم(انتظاری)	لگاریتم مخارج عمرانی دولت	رشد درآمدهای نفتی	ضریب جینی	لگاریتم نرخ بیکاری	لگاریتم درآمدهای مالیاتی دولت	لگاریتم تسهیلات بانکی بخش مسکن	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه(بدون نفت)	وقفه رشد نرخ ارز واقعی	رشد جمعیت شهری	رشد کل جمعیت	لگاریتم قیمت حقیقی یکمتر مربع زمین	لگاریتم هزینه حقیقی یکمتر مربع بنا	لگاریتم درآمد واقعی خانوار
منبع دادها	مرکز آمار ایران	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	مرکز آمار ایران	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	مرکز آمار ایران	مرکز آمار ایران	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا	بانک مرکزی ج.ا.ا
علامت انتظاری	وابسته	منفی	منفی	منفی	مثبت	مثبت	نامعلوم	مثبت	مثبت	نامعلوم	منفی	مثبت	نامعلوم	نامعلوم	مثبت	مثبت	مثبت	مثبت	مثبت

www.SID.ir

Archive of SID

٤. 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 موردبررسی، تعداد مدل‌های موجود (براساس حضور یا عدم حضور هر متغیر) در فضای 2^{18} مدل است که متضمن بیش از ۲۶۲ هزار مدل رگرسیونی است. به‌عبارت دیگر فضای مدل شامل 2^{18} مدل است که با توجه به فرض نااطمینانی مدل یعنی به‌دوراز اعمال‌نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست همه مدل‌ها بررسی‌شده و از اطلاعات همه مدل‌ها برای حصول نتیجه استفاده‌شود.

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 پسـین متغیرها بیان‌شده 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	-۱۰/۲۳۵	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_m_2	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

www.SID.ir

Archive of SID

برای اطمینان از همگرایی این میانگین‌ها با مقادیر واقعی آن‌ها و حذف اثر انتخاب مدل آغازین تعداد و تکرار اولیه را برای متوسط گیری در نظر نمی‌گیریم (کوپ[1]، ۲۰۰۳).

تعداد تکرارها کافی است چون ضریب همبستگی بین احتمالات مدل عددی و تحلیلی بالای ۰/۹۹ است (کوپ، ۲۰۰۳) و (فرناندز[2] 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 به‌کار گرفته می‌شوند خلاصه می‌کند. به‌خصوص، این جدول احتمال حضور پسین، میانگین پسین و انحراف معیار پسین این توزیع‌ها را گزارش می‌کند به‌طوری‌که 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 قابل‌تشخیص 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 قابل‌تشخیص نیست.

با توجه بـه نتـایج جـدول (۲) کاملاً مشهود است که در خصوص اثر بقیه متغیرها که از نظر ترتیب احتمال پسین در رتبه‌های ۱۰ تـا ۱۹ قـرار دارنـد، شواهد قوی برای مؤثر بودن آن‌ها بر قیمت مسکن طی دوره موردمطالعه وجود ندارد. رویکرد BACE اجازه می‌دهد تا مدل‌ها طبق احتمالات پسین خود رتبه‌بندی شوند. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است.

ملاحظه می شود که محتمل‌ترین مدل M_1 با احتمال پ سین ۰/۰۶۲ ا ست. دومین مدل احتمالی M_2، با احتمال ۰/۰۴۹ ا ست. با توجه به جدول (۳) ملاحظه می شود که مدل M_1 داده‌ها را نسبت به M_2 بهتر برازش می‌ک ند به‌طوری که: $\bar{R}^2_{M_1} > \bar{R}^2_{M_1}$ و $\hat{\delta}_{M_1} < \hat{\delta}_{M_2}$ و مع یار شـــوارتز بیزین $Sc_{M_1} < Sc_{M_2}$ که نشـان می‌دهد مدل M_1 از مدل M_2 برتر اسـت. اسـتنباط مبتنی بر یک مدل

1. Koop
2. Fernandez

www.SID.ir

Archive of SID

مطلوب نیست چون اطلاعات بیشتری در فضای کلی مدل حذف خواهد شد بنابراین این نتایج، الزام استفاده از شیوه BAM یا BACE را به‌جای 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
$P(M_j)$	۰/۰۶۲	۰/۰۴۹	۰/۰۳۸	۰/۰۳۶	۰/۰۳۰
متغیر	$\widehat{\beta}(M_1)$	$\widehat{\beta}(M_2)$	$\widehat{\beta}(M_3)$	$\widehat{\beta}(M_4)$	$\widehat{\beta}(M_5)$
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^2	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 به‌دست‌آمده جدول (۲) به‌طور جزیی‌تر 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 جمعت 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 تبدیل‌شده‌اند و یا شهرهای جدید تأسیس شده است و این‌ها نشانه‌هایی از افزایش جمعیت شهرنشینی و تقاضای بیشتر برای بخش مسکن شهری است، زمانی‌که جمعیت به شهر هجوم می‌برد، مسکن اساسی‌ترین تقاضای آن‌ها است.

www.SID.ir

Archive of SID

- 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 بخ شی تولید م سکن به شمار می‌رود احتمال ح ضور این متغیر ۹۸ در صد ا ست. افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه تولید و حمل‌ونقل م صالح ساختمانی را افزایش می‌دهد و باعث افزایش هزینه‌های ساخت‌و ساز در بخش م سکن می‌گردد. براساس آمار قیمت یک متر زمین و مسکن رشد بیشتری نسبت به شاخص قیمت م صرف‌کننده دا شته ا ست. این مو ضوع بدان معنی ا ست که بازده سرمایه‌گذاری واقعی در بخش م سکن ب سیار بالا بوده ا ست که خود شاهدی بر چرایی جذابیت قابل‌توجه 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، به‌دلیل محیط تورمی، نرخ بهره پایین واقعی، سیستم‌های مالی و مالیاتی توسعه‌نیافته و همچنین تحریم‌های اقتصادی بویژه از سال ۱۳۸۶ به بعد نه‌تنها سرمایه‌گذاران بلکه خانوارها نیز با مشاهده جریان رشد قیمت‌ها و تورم و اینکه بازار مسکن همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده است، به‌منظور 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[1]، 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

1. Barot

www.SID.ir

Archive of SID

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 به‌خصوص افزایش آن به افزایش تورم داخلی در اقتصاد ایران کمک می‌کند. در چنین شرایطی دولت عمدتاً اقدام به واردات کالاهای قابل‌مبادله می‌کند و درنتیجه مسکن که یک کالای غیرقابل‌مبادله است، دچار افزایش یا جهش قیمت می‌شود. به‌طور 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 به‌صورت 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. چون‌که 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 ازاین‌رو تأثیرات به‌مراتب 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 ارزبر بازار مسکن است.

با افزایش نرخ ارز، قیمت نهادهای 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

www.SID.ir

Archive of SID

نقدینگی توسط بازار ارز و کاهش تقاضا در سایر بازارها ازجمله 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 قابل‌اتکا 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 ازاین‌رو 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 به‌طورکلی 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 به‌دلیل "تقاضای سرمایه‌گذاری در مسکن" بخصوص در شهرهای بزرگ و دهک‌های مختلف، پرداخته شود.

www.SID.ir

Archive of SID

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*، (۳۲)۹، ۳۱-۵۳.

خیابانی، ناصر. (۱۳۸۲). «عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران. دفتر برنامه‌ریزی و اقتصادی مسکن»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، (۳۴)،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*، (۱)۱۲، 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؛ جعفری‌سرشت، داود و عسگری، مهدی. (۱۳۹۸). «نابرابری درآمدی استطاعت خرید مسکن در کلانشهرهای ایران با رویکرد شپه 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 اقتصادیِ کاربردی در ایران*. سال اوّل، شماره ۳، ۱۷۹-۱۵۹.

مکیان، سید نظام الدین؛ رستمی، مجتبی و رمضانی، 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 .

www.SID.ir

Archive of SID

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)*. Universita'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.

www.SID.ir

Archive of SID

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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.

www.SID.ir

Archive of SID

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 79

Volume 8, Number 32, Wintre 2020

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

Nemati, Gh.[1], Mohammad Alizadeh, M.[2*], Fotros, M.H[3]

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, Lorestan University **Email:** grezanemati@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Lorestan University **Email:** Alizadeh_176@yahoo.com
3. Professor, Department of Economics, Bu Ali Sina University **Email:** fotros@basu.ac.ir

www.SID.ir