Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری
فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۸(۱(پیاپی ۲۹))، ۱۰۹-۸۷
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

شناسایی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن با تأکید بر سیاست‌های مالی و پولی: رویکرد بیزین

غلامرضا نعمتی دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
محمد علیزاده* دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
محمدحسن فطرس استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
دریافت: ۹۷/۱۱/۲۵ پذیرش: ۹۸/۰۳/۰۶

چکیده: مقاله حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ در شرایط نااطمینانی مدل، با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری مدل بیزینی و متوسط وزنی حداقل مربعات، در ایران پرداخته است. به این منظور از اطلاعات و داده‌های آماری ۲۰ متغیر؛ شامل ۱۱ متغیر بیرونی (اقتصادی و اجتماعی) و ۹ متغیر (درونی بخش مسکن) که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بر سرمایه‌گذاری مسکن مؤثرند، استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بین متغیرهای بیرونی، نرخ شهرنشینی، نرخ بهره حقیقی، نرخ رشد واقعی نقدینگی، نرخ تورم انتظاری، وقفه رشد درآمدهای نفتی، نرخ رشد واقعی قیمت سکه، نرخ رشد تسهیلات بانکی بخش مسکن، وقفه رشد نرخ ارز واقعی، و درجه باز بودن اقتصاد و در بین متغیرهای درونی، نرخ رشد قیمت زمین، وقفه نرخ رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی، نرخ رشد واقعی شاخص بهای مصالح ساختمانی، وقفه نرخ رشد واقعی قیمت مسکن، نرخ رشد تعداد ساختمان‌های شروع‌شده و نرخ رشد واحدهای تکمیل‌شده دوره قبل، مؤثرترین متغیرها در الگوی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن ایران هستند. احتمال شمول سایر متغیرها در الگو کمتر از ۵۰ درصد بوده و شواهد قوی (غیرشکننده) برای مؤثر بودن آن‌ها بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی دوره نمونه وجود ندارد. یافته‌های این مقاله بازگوکننده این واقعیت است که اثرگذاری سیاست‌های پولی (حجم نقدینگی و نرخ بهره) بر سرمایه‌گذاری مسکونی قوی‌تر از سیاست‌های مالی (مخارج دولت در بخش ساختمان) می‌باشند.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری بخش مسکن، سیاست‌های مالی و پولی، میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)، متوسط وزنی حداقل مربعات (WALS)

طبقه‌بندی JEL: O16, O23, G21, C68

* نویسنده مسئول: Alizadeh.m@Lu.ac.ir

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

۱- مقدمه

ساختمان‌های مسکونی و کل حوزه مسکن تأثیر اساسی بر استانداردهای زندگی شهروندان، قدرت اقتصادی و توسعه کشور دارند. در بسیاری از کشورها، مسکن بزرگ‌ترین جزء ثروت و همچنین جزء مهم سرمایه‌گذاری است. شناخت رفتار سرمایه‌گذاری به‌طور عام و سرمایه‌گذاری مسکن به‌طور خاص موردتوجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. همچنین از دیدگاه اقتصاد کلان، بخش مسکن پرتحرک‌ترین و پویاترین بخش اقتصاد ایران در چند دهه اخیر بوده است. از دیرباز نظریه‌پردازان اقتصادی درصدد تهیه تدوین الگویی بوده‌اند تا بتوانند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر آن را شناسایی کنند (قلی‌زاده و سجادی، ۱۳۸۹).

عوامل گوناگونی و طیف وسیعی از متغیرها، سرمایه‌گذاری بخش مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در روش‌های اقتصادسنجی متعارف و کلاسیک نمی‌توان تمامی این متغیرها را در الگو لحاظ نمود. با پیشرفت اقتصادسنجی، مسئله روشن نبودن مدل درست، موسوم به نااطمینانی مدل در چارچوب روش بیزین[1] قابل‌بررسی است. فرض نااطمینان مدل به این معنی است که محقق از ابتدا مدلی را برای توضیح سرمایه‌گذاری بخش مسکن معرفی نمی‌کند و با این فرض همه مدل‌های ممکن را مدنظر قرار داده و از اطلاعات همه مدل‌ها استفاده می‌نماید و با توجه به یک سری معیار، حساسیت اثرگذاری هر متغیر نسبت به حضور و عدم حضور بقیه متغیرها بررسی می‌شود. 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. در روش میانگین‌گیری بیزی تمامی مدل‌های ممکن در نظر گرفته می‌شود و با توجه به معیارهایی که در ادامه ارائه خواهد شد، شدت تأثیر هر متغیر بر سرمایه‌گذاری نسبت به حضور و عدم‌حضور بقیه متغیرها بررسی می‌شود.

با توجه به توضیحات ارائه شده، هدف اصلی مقاله حاضر، تعیین عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران تحت نااطمینانی مدل با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزین و متوسط وزنی حداقل مربعات (به دلیل ویژگی‌های مناسب و در نظر گرفتن فرض نااطمینان مدل) است.

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

مایر و گریس[2] (۲۰۱۳)، به بررسی نوسانات قیمت مسکن در اقتصاد ایرلند در طول سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۸ در چارچوب یک مدل DSGE نئوکینزی پرداختند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که شوک تقاضای مسکن و شوک فناوری در بخش مسکن، اصلی‌ترین عامل نوسانات قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری مسکونی هستند. علاوه بر این، دریافتند که اضافه کردن وثیقه مسکن، برازش مدل به داده‌ها را بهبود نمی‌بخشد.

کالزا[3] و همکارانش (۲۰۱۳)، به بررسی اینکه چگونه ساختار تأمین مالی مسکن بر مکانیسم انتقال شوک‌های سیاست پولی تأثیر می‌گذارد در اقتصاد کشورهای منطقه یورو با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی نئوکینزی پرداختند. آنها به این نتیجه دست یافتند که اولاً ویژگی‌های بازارهای رهن و وام مسکونی به‌طور محسوس در میان کشورهای صنعتی متفاوت است. دوم تأثیر و عکس‌العمل مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری مسکونی به شوک‌های سیاست پولی در اقتصادهای با بازار رهن، انعطاف‌پذیر و توسعه‌یافته بیشتر است.

1- Bayesian

2.- Mayer and Gareis

3- Calza

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

تکلاکیس[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تغییر سیاست مالی احتیاطی بر فعالیت اقتصادی در یونان در دوره زمانی ۲۰۱۱ - ۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان دادند افزایش مصرف دولتی بیش‌ترین تأثیر مثبت را بر رشد تولید، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری غیرمسکونی دارد در حالی که سرمایه‌گذاری مسکونی را کاهش می‌دهد. افزایش مالیات مستقیم و غیرمستقیم، باعث کاهش مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد تولید می‌شوند.

راهال[2] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سه‌ماهه و ماهانه بازار مسکن برای هشت کشور OECD و مدل پنل PVAR به این نتیجه دست یافت که قیمت مسکن در فاصله زمانی بین یک و دو سال از شوک پولی تبعیت می‌کند و به نقطه اوج خود می‌رسد. ازاین‌رو واکنش سرمایه‌گذاری مسکونی به‌شدت از افزایش قیمت مسکن بیشتر می‌شود، ولی دیرتر به نقطه اوج می‌رسد که این امر با روند ساخت‌وساز مسکونی سازگار است.

مونت[3] و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با عنوان چرخه جمعیتی، مهاجرت و سرمایه گذاری در مسکن با یک آزمون علیت پنلی در ۲۰ کشور عضو OECD از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ ارتباط سرمایه‌گذاری در مسکن با پویایی رشد جمعیت ۴۹-۲۰ ساله را با یک روش جدید برای کشف اثر علّیت رشد گروه سنی ۴۹-۲۰ سال بررسی نمودند و با استفاده از داده‌های جمعیتی گذشته به عنوان ابزاری برای جلوگیری از درون‌زایی بالقوه بین مهاجرت و چرخه مسکن دریافتند که افزایش ۱ درصدی جمعیت ۴۹-۲۰ ساله، سرمایه‌گذاری مسکونی را به میزان ۱/۳ افزایش می‌دهد و تغییرات جمعیتی نسبت به هر متغیر کلان اقتصادی یا مالی مورد بررسی، پیش‌بینی کننده بهتری برای نرخ سرمایه‌گذاری هستند.

دنگ و چن[4] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان توسعه بازار، مداخله دولت و پویایی سرمایه گذاری مسکن جدید در چین با استفاده از داده‌های ۳۵ شهر از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳، با بررسی این‌که چگونه تولید مسکن به تغییرات قیمت مسکن پاسخ داده است، دریافتند که کشش‌پذیری قیمت از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸، حدود ۵ بوده است. این نشان می‌دهد که چین در ایجاد یک سیستم عرضه مسکن مبتنی بر بازار، موفق بوده است. کشش‌پذیری قیمت، از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۱ منفی بوده که حاکی از سیستم عرضه مسکن مبتنی بر دولت است؛ زیرا دولت چین اقدامات بی‌سابقه‌ای را برای تحریک اقتصاد در واکنش به بحران مالی جهانی انجام داد. کشش در سال ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳، منفی اما در مقیاسی کاهش باقی ماند. در عین‌حال، سرمایه‌گذاری مسکن، پس از سال ۲۰۰۸ نسبت به قبل بیشتر و بزرگ‌تر شد.

ب) پژوهش‌های داخلی

قلی‌زاده و براتی (۱۳۹۰)، به بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله متغیرهای سیاست پولی و مالی بر سرمایه‌گذاری مسکونی در دو اقتصاد باز و اقتصاد بسته پرداختند. برای بررسی این آثار از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۰ استفاده شده است. توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته (GIRFS) نشان می‌دهند که مصرف و نقدینگی نسبت به مخارج سرمایه‌گذاری دولت اثر بیشتری بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارند. مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان به‌عنوان یک متغیر سیاست مالی تأثیر کم اما مثبتی بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد؛ به‌طوری‌که در اقتصاد باز نسبت به اقتصاد بسته اثر سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان بر سرمایه‌گذاری مسکونی کاهش‌یافته است. این نتایج بر اهمیت سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری مسکونی در مقایسه با سیاست مالی تأکید دارد.

1- Tagkalakis
2- Rahal
3- Monnet
4- Deng and Chen

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ به‌صورت فصلی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک درآمدهای نفتی بر انواع سرمایه‌گذاری‌ها در بخش مسکن و غیرمسکن مؤید بروز بیماری هلندی در دوره مورد بررسی در کشور است. سرمایه‌گذاری مسکونی به‌واسطه شوک مثبت درآمدهای نفتی، افزایش آنی یافته و سپس کاهش می‌یابد.

قادری و همکاران (۱۳۹۰)، در تحقیقی به بررسی تأثیر برخی از عوامل بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران با استفاده از مدل ARDL پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، ضرایب متغیرهای شاخص قیمت مسکن، حجم نقدینگی، درآمد خانوار، هزینه ساخت‌وساز، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز، معنادار و مطابق انتظار بوده است این در حالی است که معنادار نبودن ضرایب متغیرهای قیمت سکه و نرخ سود سپرده بانکی، بیانگر آن است که این دارایی‌ها نتوانسته‌اند به‌عنوان رقیب مسکن، نقش مؤثری بر میزان سرمایه‌گذاری مسکن داشته باشند.

بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۵)، در تحقیقی به بررسی اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی در دوره زمانی ۹۰-۱۳۷۰پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نرخ رشد حجم پول باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن شده است و بروز یک تکانه نفتی باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن می‌شود با این تفاوت که اثر تورمی این شوک بیشتر از تولید است.

وصاف (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۳ با استفاده از داده‌های فصلی و مدل ARDL پرداختند. نتایج نشان می‌دهند متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نااطمینانی نرخ ارز واقعی و وقفه‌های متغیر وابسته اثر مثبت و معناداری بر متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش مسکن دارند. همچنین سایر متغیرها؛ ازجمله سرمایه‌گذاری دولت در بخش مسکن و نرخ ارز واقعی نیز اثر منفی و معناداری بر متغیر وابسته دارند. تأثیر نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت نیز با وقفه یک دوره‌ای همراه است.

اسدی و صفی‌خانی گلبوس (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۲ و به‌صورت فصلی پرداختند. تخمین مدل VAR و نتایج تخمین نشان می‌دهد تأثیر متغیر قیمت مسکن بر سرمایه‌گذاری در این بخش مثبت بوده و رابطه منفی بین متغیرهای هزینه ساخت‌وساز، نرخ ارز، بازار و شاخص قیمت بورس اوراق‌بهادار با سرمایه‌گذاری بخش مسکن وجود دارد.

پناهی و همکاران (۱۳۹۷)، در تحقیقی، به بررسی آثار تکانه‌های سیاست پولی بر قیمت و مقدار عرضه در بخش مسکن در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به‌صورت فصلی و در بازه زمانی ۱۳۹۵ – ۱۳۶۸ پرداختند. به‌منظور برآورد پارامترهای الگو از روش بیزین استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد در اثر افزایش نرخ بهره، میزان عرضه مسکن و شاخص قیمت مسکن به‌ترتیب ۳ درصد و ۲ درصد کاهش خواهند یافت. همچنین در نتیجه این واکنش، بخش مسکن، متغیرهای مصرف کالا و خدمات، تولید و تورم، نرخ ارز و تراز حقیقی پول کاهش می‌یابند.

۳- مبانی نظری

مسکن ارزشمندترین دارایی و بخش اساسی از سبد دارایی خانوارها است و عوامل متنوعی چون ساختار عرضه و تقاضا، بازار پول و سرمایه، ارز و طلا، درآمد نفتی، قیمت حامل‌های انرژی، درآمد خانوار، عوامل جمعیتی، نقدینگی و تورم، تسهیلات خرید مسکن، بازار

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

نهاده‌های تولید مسکن، سیاست‌های دولتی، قوانین شهرسازی و ... تأثیرات انکارناپذیری بر بازار مسکن برجا می‌گذارند.

قیمت مسکن و به‌طورکلی بازار مسکن به دلیل ویژگی‌های خاص آن از عوامل متعددی تأثیر می‌پذیرد. برخی از آنها که به عوامل درون‌بخشی مشهور است باعث تغییر در حجم و چگونگی عرضه و تقاضای مسکن می‌شود و هزینه نهایی ساخت واحدهای مسکونی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. دسته دوم، عوامل برون‌بخشی نامیده می‌شود که شامل عوامل تعیین‌شده در خارج از بازار مسکن می‌باشد و عمدتاً با تأثیر بر جذابیت بازار و قدرت خرید متقاضیان، تقاضای مسکن و درنتیجه قیمت آن را متأثر می‌سازد (سوری، ۱۳۹۶).

مطالعات و تحقیقات نشان می‌دهند که عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن کشور را می‌توان به دو دسته عوامل درونی و عوامل بیرونی تقسیم کرد. میزان جمعیت و تعداد خانوار و رشد آنها از مهم‌ترین عوامل درونی تعیین‌کننده تقاضای مسکن در میان‌مدت می‌باشند. درآمد خانوار، دسترسی به وام مسکن و قیمت مسکن، از دیگر عواملی هستند که بر تقاضای مسکن اثرگذارند. در مقابل، عوامل مؤثر بر عرضه به‌طور عمده شامل بازده سرمایه، قیمت زمین و هزینه ساخت است (کریمی و زاهدی‌کیوان، ۱۳۹۰). عوامل درونی بازار مسکن را می‌توان به دو دسته عوامل مؤثر بر عرضه و عوامل مؤثر بر تقاضا تقسیم کرد. متغیرهای بیرونی بازار نیز که نقش مهمی در تحولات بازار مسکن ایفا می‌کنند، به دو بخش متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای فرهنگی-اجتماعی، تقسیم می‌شوند.

به اعتقاد فضلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۵)، نیروهای عرضه و تقاضای موجود در بازار مسکن، نیروهای داخلی (درونی) را تشکیل می‌دهند. نیروهای خارجی (بیرونی) بازار مسکن با توجه به ابعاد گسترده آن، تحت تأثیر بسیاری از متغیرهای اقتصادی و غیراقتصادی قرار دارد و هم‌زمان که از آنها تأثیر می‌پذیرد بر آنها نیز اثرگذار است. ازجمله این متغیرها می‌توان به نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ دستمزد، نرخ پس‌انداز جامعه، نرخ رشد جمعیت، درآمد سرانه جامعه، حجم نقدینگی جامعه، حجم سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی، بازدهی و ضریب توسعه سایر بازارهای دارایی، نرخ استهلاک سرمایه و ... اشاره کرد. به‌طورکلی این عوامل یا از نیروهای درونی بازار مسکن نشأت می‌گیرند یا از خارج بازار بر متغیرهای مسکن اثرگذار خواهند بود. در ادامه بر اساس طبقه‌بندی صورت گرفته، به مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری مسکن پرداخته می‌شود.

الف) متغیرهای بیرونی

متغیرهای کلان اقتصادی

سیاست مالی: سیاست‌های مالی انبساطی یا انقباضی می‌توانند با تأثیر بر سطح عمومی قیمت‌ها، موجب تغییر متغیرهای بازار مسکن گردند. اثر منفی قیمت به‌صورت کاهش قدرت خرید مردم ظاهر می‌شود و اثر مثبت آن بدین ترتیب است که خانوارها به هنگام مشاهده جریان رشد قیمت‌ها به‌منظور حفظ و تثبیت ارزش دارایی‌های خود، در صورتی که میزان ریسک و نرخ بازگشت سرمایه در سایر فعالیت‌های اقتصادی در حد مطلوب نباشد، به سمت احداث و خرید واحدهای مسکونی حرکت می‌کنند، اما تأثیر این افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها بر قیمت مسکن بستگی به نوع تورم در سال‌های مختلف دارد. بدین‌صورت که افزایش یک‌باره در سطح عمومی قیمت‌ها با افزایش در هزینه تولید مسکن باعث کاهش سرمایه‌گذاری در مسکن و افزایش قیمت مسکن می‌شود، اما یک تورم مزمن و طولانی‌مدت باعث می‌گردد این اثر کمتر و بی‌اثرتر گردد (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). مخارج دولت اعم از جاری و عمرانی آثار مختلفی را بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی داشته است. انواع مخارج دولت می‌توانند اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته باشند، اگر رابطه آن‌ها به‌صورت مکملی باشد و بالعکس می‌توانند اثر منفی

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

داشته باشند اگر رابطه مذکور جایگزینی باشد. در مورد مالیات‌ها می‌توان گفت که افزایش مالیات‌ها به‌عنوان یک سیاست مالی انقباضی می‌تواند با کاهش نرخ بهره موجب افزایش سرمایه‌گذاری شود و از سوی دیگر، با افزایش هزینه‌های تولید و کاهش بازدهی، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را کاهش دهد (عباسیان، ۱۳۹۱). 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 اقتصادی که بر بازار مسکن تأثیر می‌گذارند، تأثیر بگذارد. بنابراین، نباید نقش سیاست مالی در توضیح تحولات بازار مسکن را نادیده بگیریم (Aye et al., 2014).

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 (Agnello et al., 2013). از طرفی مطالعاتی به بررسی تأثیر تأمین خدمات عمومی بر بازار مسکن در دو بعد مخارج عمومی از طرف حکومت‌های محلی و دسترسی فضایی به تسهیلات و خدمات عمومی پرداخته‌اند. ارائه خدمات عمومی، مانند کیفیت مدارس، مجاورت و دسترسی به امکانات حمل‌ونقل، نرخ جرم و جنایت و عوامل زیست‌محیطی، ویژگی‌های مهمی برای بازار مسکن و ارزش آن هستند (Gibbons et al., 2013)؛ لذا مخارج دولت در بخش عمومی آثار مختلفی را بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی داشته است. در مطالعه حاضر، مخارج دولت در بخش ساختمان به‌عنوان متغیر سیاست مالی در نظر گرفته‌شده است.

سیاست پولی: با توجه به تئوری‌های اقتصادی، سیاست پولی با افزایش یا کاهش نرخ بهره به‌طور مستقیم 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 هزینه استفاده از سرمایه، انتظارات تغییر قیمت مسکن در آینده و عرضه مسکن و همچنین به‌صورت غیرمستقیم از طریق اثرات ثروت ناشی از تغییر قیمت مسکن، تأثیر وام‌های مسکن روی مخارج مصرف‌کننده و تأثیر وام‌های مسکن روی تقاضای مسکن (شهبازی و کلانتری، ۱۳۹۱). آثار ناشی از افزایش حجم نقدینگی به‌عنوان یک معضل برونزا برای بازار مسکن، از یک‌سو تقاضای مسکن را بالاتر برده و از سوی دیگر، موجب تورم و افزایش هزینه‌های ساخت می‌شود و لذا قیمت مسکن را تحریک می‌کند. ازآنجاکه معمولاً قیمت مسکن رشد بیشتری نسبت به هزینه‌های تولید دارد، این امر موجب جذابیت بیشتر بازار مسکن برای سرمایه‌گذاران و ورود بیشتر سرمایه به این بازار می‌شود (Kondybayeva & Ishuova, 2013).رشد عرضه پول می‌تواند باعث تغییر در مقادیر پارامترهای کلیدی اقتصاد کلان، تأثیرگذاری بر تصمیم سرمایه‌گذاران در بازار املاک شود. 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. برای مثال، 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 (Bernanke, 1995). 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

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. لذا اثر نهایی تغییرات نرخ بهره بر قیمت مسکن مبهم می‌باشد. 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. نقدینگی مازاد، به دلیل افزایش عرضه پول، سرمایه‌گذاری در بازار مسکن را افزایش می‌دهد که منجر به شکوفایی مسکن می‌شود (Xiong, 2007). انتظار می‌رود بین نرخ بهره و متغیرهای بازار مسکن، رابطه منفی و بین عرضه پول و متغیرهای بازار مسکن، رابطه مثبت برقرار باشد؛ زیرا با افزایش نرخ بهره هزینه تهیه وام خرید مسکن و هزینه سرمایه‌گذاری در این بخش افزایش‌یافته و درنتیجه تقاضای مسکن و سرمایه‌گذاری در این بخش کاهش می‌یابد. با افزایش عرضه پول نیز تقاضای مسکن افزایش‌یافته و درنتیجه قیمت مسکن افزایش می‌یابد. از طریق کاهش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و به دنبال آن تعداد خانه‌های شروع به ساخت و سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. تحقیقاتی از قبیل لوسیانو[1] و همکاران (۲۰۱۵) و کالزا و همکاران (۲۰۱۳) تأثیرات سیاست پولی بر روی بازار مسکن را نشان می‌دهند. برخی از تحقیقات، ازجمله پژوهش ان جی[2] (۲۰۱۵)، بر میزان اهمیت سیاست پولی متمرکز شده و نشان داده‌اند که حداقل یک‌سوم نوسان‌های بخش مسکن ناشی از سیاست پولی بوده است. در مطالعات خارجی، یافته‌ها نشان می‌دهد نوسان بخش مسکن در نهایت منجر به ایجاد ادوار تجاری شده است؛ برای مثال هی[3] و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهند سیاست‌های اعتباری اتخاذشده در قالب سیاست پولی ابتدا بخش مسکن را متأثر می‌کند. این امر شوک‌های مختلف اقتصادی را به همراه دارد و درنهایت باعث ایجاد نوسان در تولید و قیمت‌ها و پدید آمدن ادوار تجاری می‌شود (پناهی و همکاران، ۱۳۹۷). در این پژوهش متغیرهای سیاست پولی شامل نرخ بهره حقیقی و حجم نقدینگی (M2) به‌عنوان نماینده عرضه پول می‌باشد.

تورم: در شرایط تورمی، هزینه ساخت مسکن برای سازندگان افزایش می‌یابد. تورم به‌عنوان بی‌ثباتی در اقتصاد، آثار پیامدهی قیمت‌های نسبی را از کار می‌اندازد. تورم موجب انتقال منابع مالی به سمت بخش غیرمولد مانند زمین، مسکن، ارز و فلزات قیمتی می‌شود و منابع سایر بخش‌ها را محدود می‌کند، بنابراین، تورم موجب رکود اقتصادی می‌شود و تغییرات قیمت نیز سبب تغییر در سرمایه‌گذاری مسکونی می‌شود (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۵).

رشد تولید ناخالص داخلی: صنعت ساخت‌وساز نقش مهمی در اقتصاد بازی می‌کند. بااین‌حال، رابطه بین سرمایه‌گذاری ساخت‌وساز و رشد اقتصادی به دلیل واریانس منطقه‌ای یا ملی، روش‌های تحلیلی متفاوت یا محدودیت‌های داده، بی‌نتیجه بوده است. از سوی دیگر اغلب مطالعات انجام‌شده از قبیل لیمر[4] (۲۰۰۷) سرمایه‌گذاری در مسکن را عاملی برای تقویت رشد اقتصادی دانسته و جهت رابطه را از سرمایه‌گذاری روی مسکن بر رشد اقتصادی می‌دانند، در مقابل کیم[5] (۲۰۰۷) جهت رابطه را از تولید ناخالص داخلی به سمت سرمایه‌گذاری در مسکن ترسیم می‌نماید. در نهایت، کسانی همچون کیم[6] (۲۰۰۴) معتقدند که برخی از جوانب ساخت‌وساز محرک رشد اقتصادی و برخی از جوانب آن ماحصل فرایند رشد اقتصادی هستند و لذا رابطه علیت دوطرفه‌ای بین این دو وجود دارد (امیری، ۱۳۹۰).

میزان تسهیلات و اعتبار بانکی: میزان تسهیلات و اعتبارات بانکی در بخش مسکن و دسترسی به آن اثری مثبت بر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن دارد. افزایش نرخ واقعی بهره، ساخت مسکن را کاهش خواهد

1- Luciani
2- Ng
3- He
4- Lemer
5- Migraine
6- Kim

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

داد. به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت که افزایش نرخ بهره اعتبارات پرداختی به تولیدکننده با کاهش خالص سود، عرضه مسکن را کاهش می‌دهد (قادری و ایزدی، ۱۳۹۵). مطالعات انجام‌شده و نظریه‌های اقتصاد مسکن بر نقش انکارناپذیر تأمین مالی مسکن و اثرات گسترده آن بر رشد ارزش‌افزوده بخش مسکن و فعالیت‌های مرتبط با آن دارند و تسهیلات اعطایی به بخش مسکن یکی از ابزار مهم این بخش بوده است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). بانک‌ها نقش مهمی در بازار املاک ایفا می‌کنند چون تقریباً هیچ تعاملی در بازار مسکن بدون حمایت مستقیم بانک‌ها وجود ندارد (Wang, 2012). در این تحقیق رشد متغیر تسهیلات اعطایی به بخش مسکن در نظر گرفته‌شده است.

درآمدهای نفتی: درآمدهای نفتی، از یک‌سو منابع مالی لازم را برای سرمایه‌گذاری فراهم می‌کنند و از سوی دیگر، منجر به افزایش تقاضا در کل اقتصاد می‌شود. لذا با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌داری که این متغیر بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن دارد می‌توان نتیجه گرفت که افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش مسکن از کانال افزایش تقاضای این کالا می‌شود. همچنین بر اساس نظریه بیماری هلندی، با افزایش درآمدها نفتی و تزریق پول نفت به جامعه، بازار مسکن با تقاضا مردم مواجه شده و دولت نیز با واردات نمی‌تواند از عیان شدن 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، ۱۳۸۸). یکی از ویژگی‌های بازار مسکن در کشورهای صادرکننده نفت، تأثیر درآمدهای نفتی بر بخش مسکن مبتنی بر فرضیه بیماری هلندی می‌باشد (Yiqi, 2017). بازار مسکن به‌عنوان ارائه‌دهنده کالای سرمایه‌ای غیرمبادله می‌تواند به‌صورت مستقیم از سمت عرضه و تقاضا تحت‌تأثیر ادوار درآمدهای نفتی قرارگیرد (Mayer & Gareis, 2013).

دارایی‌های رقیب مسکن: حفظ ارزش دارایی از طریق سرمایه‌گذاری در بازارهای مختلف و کسب بالاترین عایدی از طریق انتخاب بهترین سبد دارایی اصلی‌ترین هدف سرمایه‌گذار است. دارایی‌های رقیب مسکن در این تحقیق، رشد شاخص قیمت سهام، نرخ ارز و قیمت سکه طلا در نظر گرفته‌شده است که بنا به فرض، افزایش قیمت آن‌ها منجر به کاهش سرمایه‌گذاری مسکن خواهد شد؛ بنابراین از نظر اقتصادی، این گزینه‌های سرمایه‌گذاری باید مکمل باشند و لذا این رابطه باید منفی باشد. تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش مسکن را می‌توان از دو جنبه موردتوجه قرارداد. نخست اینکه ناپایداری در بازار ارز باعث می‌شود که منابع سرمایه‌گذاری شده در این بخش به‌سوی سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها، ازجمله مسکن هدایت شود که در نهایت ممکن است قیمت مسکن را بالا ببرد. دوم، تغییرات نرخ ارز ممکن است به‌طور بالقوه قیمت نهاده‌های تولید مسکن را تغییر دهد که این امر بر میزان فعالیت در این بخش و همچنین قیمت آن تأثیرگذار خواهد بود (یزدان نقدی و همکاران، ۱۳۹۴). بسیاری از صاحب‌نظران معتقدند که نوسانات نرخ ارز منجر به نوسانات قیمت می‌شود. نوسانات قیمت مسکن نیز می‌تواند بر سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت یا منفی داشته باشد؛ زیرا افزایش قیمت از یک سو می‌تواند منجر به کاهش تقاضا و از سوی دیگر، به افزایش عرضه منجر گردد و لذا اثر آن بر بازار مبهم و به برتری یک بخش بر بخش دیگر بستگی دارد (کریمی و زاهدی‌کیوان،۱۳۹۰). همچنین مسکن مهم‌ترین کالای مبادله‌نشدنی و ارز مهم‌ترین کالای مبادله‌شدنی است. در شرایط تورمی در صورتی‌که بازار مبادله ارز آزاد باشد، بخش مسکن با رکود مواجه خواهد شد؛ ازاین‌رو می‌توان گفت

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

سیاست‌های ارزی کشور تأثیر زیادی بر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن خواهد داشت.

درجه باز بودن اقتصاد: با توجه به نقش تغییرات قیمت نفت و بیماری هلندی در اقتصاد ایران و اثر آن بر کالاهای غیرقابل‌مبادله مانند مسکن، برای در نظر گرفتن اقتصاد باز همانند فورلانتو[1] (۲۰۰۶)، گیلیودوری و بتسما[2] (۲۰۰۴) و قلی‌زاده و براتی (۱۳۹۰)، از متغیر واردات کالا و خدمات که مستقیماً تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت قرار می‌گیرد استفاده می‌شود. انتظار می‌رود که واردات اثری مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکونی داشته باشد که می‌تواند به دلیل بیماری هلندی در بخش ساختمان و مسکن باشد. نوسان‌های بازارهای جهانی و تجارت خارجی به‌ویژه از طریق منابع تجدید ناپذیر و آثار آن بر میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری مسکونی و غیرمسکونی بر اقتصاد ملی از کانال تجارت خارجی موضوع مهمی است (قلی‌زاده و براتی،۱۳۹۰).

متغیرهای اجتماعی

نرخ شهرنشینی و جمعیت: می‌توان عوامل جمعیتی را مهم‌ترین عامل پیش‌بینی کننده بلندمدت قیمت مسکن در یک اقتصاد دانست. بدیهی است که با افزایش جمعیت، تقاضای بالقوه برای مسکن افزایش می‌یابد. جمعیت چه به لحاظ اندازه، چه به دلیل ترکیب سنی و جابه‌جایی آن در مناطق مختلف، بر تقاضای مسکن تأثیر فراوان دارد. به‌عبارت‌دیگر افزایش جمعیت به‌صورت کلی تقاضای مسکن را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر افزایش جمعیت جوان و افزایش نرخ ازدواج و تراکم جمعیت منطقه خاص، تقاضای مسکن را افزایش خواهد داد (قادری و ایزدی، ۱۳۹۵). البته باید در نظر داشت ازآنجایی‌که تراکم جمعیتی ایران در دهک‌های متوسط و پایین درآمدی است که نیازمند مسکن هستند اما سرمایه کافی ندارند می‌تواند با سرمایه‌گذاری در مسکن ایران رابطه معکوس داشته باشد؛ زیرا با رشد جمعیت و ازدیاد افراد جامعه و توجه آن‌ها به یکی از اصلی‌ترین نیازهایشان یعنی مسکن و افزایش تقاضای مسکن، قیمت مسکن نیز افزایش پیدا کرده اما میزان سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در بخش مسکن به‌واسطه افزایش قیمت زمین و مصالح و هزینه‌های تمام‌شده، کاهش می‌یابد (سلیمانی‌فرد و خوشنویس،۱۳۹۴). زویی[3] (۲۰۱۴) به‌طور تجربی رابطه شهرنشینی و املاک و مستغلات چین را تحلیل کرد و دریافت که بهبود سطح شهرنشینی، انگیزه‌ای برای توسعه املاک و مستغلات چین است. شهرنشینی می‌تواند با افزایش تقاضا برای مسکن به‌عنوان نتیجه تراکم جمعیت، سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات را بهبود بخشد. در این تحقیق، از متغیر نرخ شهرنشینی استفاده شده است.

ب) متغیرهای درونی

مصالح ساختمانی، دستمزدها و هزینه ساخت یک مترمربع بنا: مصالح ساختمانی، از دیگر نهاده‌های اصلی تولید مسکن هستند که تغییرات قیمتی آن‌ها بر روی هزینه‌های ساخت‌وساز مسکن اثر قابل‌ملاحظه‌ای دارد. همچنین، مصالح ساختمانی بیشترین سهم را در ارزبری بخش مسکن دارند. افزایش قیمت نهاده‌های ساختمانی نظیر دستمزد کارگران و مصالح ساختمانی، با افزایش هزینه تولید ساختمان تأثیر منفی بر تولید دارند؛ البته اگر افزایش دستمزدها و قیمت مصالح از افزایش قیمت مسکن کمتر باشد، نمی‌توان انتظار کاهش تولید را داشت (قادری و ایزدی، ۱۳۹۵). به اعتقاد بورووییکی[4] (۲۰۰۹) انتظار می‌رود هزینه ساخت‌وساز رابطه منفی و طولانی‌مدت با ساخت‌وسازهای مسکونی داشته باشد. در مطالعه حاضر از نرخ رشد واقعی شاخص بهای مصالح ساختمانی استفاده‌شده است.

قیمت زمین: زمین به‌عنوان یکی از عوامل اصلی در تولید مسکن، سهم بالایی از کل هزینه‌های مسکن را به خود اختصاص می‌دهد. ویژگی‌های محلی مانند

1- Furlanetto
2- Giuliodori & Beetsma
3- Xue
4- Borowiecki

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

محدودیت زمین قابل ساخت‌وساز، برساخت واحدهای مسکونی جدید اثرگذار است (قادری و ایزدی، ۱۳۹۵). افزایش مهاجرت به کلان‌شهرها منجر به افزایش تراکم جمعیت در این نقاط می‌شود که مسئله تنگنای زمین شهری و عرضه مسکن را تشدید می‌نماید. از دیدگاه هزینه، هزینه زمین مهم‌ترین عامل در هزینه‌های مسکن است. بیسچف[1] (۲۰۱۲) قیمت زمین را یک فاکتور کلیدی مؤثر بر عرضه مسکن و قیمت مسکن می‌داند. در این مطالعه از نرخ رشد واقعی قیمت یک مترمربع زمین مسکونی استفاده‌شده است.

قیمت مسکن: چنانچه از دیدگاه تولیدی به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نگاه شود، افزایش قیمت مسکن، به دلیل افزایش سودآوری در این بخش، موجب افزایش سرمایه‌گذاری در ساخت‌وساز مسکن خواهد شد. از دیگر سو، اگر از دیدگاه تقاضا به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن برای استفاده از خدمات آن نگاه کنیم، قیمت مسکن اثر منفی بر سرمایه‌گذاری در آن دارد (کریمی و زاهدی‌کیوان،۱۳۹۰). قیمت مورد انتظار مسکن برای تصمیمات سرمایه‌گذاری اهمیت دارد. به اعتقاد هی[2] و همکارانش (۲۰۱۷) و فریدونی[3] (۲۰۱۰) رابطه مثبتی بین قیمت مسکن و میزان سرمایه‌گذاری مسکونی وجود دارد. در این تحقیق از متوسط فروش قیمت یک متر واحد مسکونی برای شاخص قیمت مسکن استفاده‌شده است. لیربس[4] (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که نسبت قیمت‌های موجود مسکن به هزینه‌های ساخت‌وساز مسکن و نرخ مجوزها گذشته (دوره قبل) به‌عنوان محرک‌های مهم سرمایه‌گذاری جدید مسکن شهرستان‌ها عمل می‌کند. سطوح بالاتر هزینه‌های توسعه به کاهش فعالیت ساختمانی منجر می‌شود.

پروانه‌های ساختمانی، واحدها و ساختمان‌های شروع‌شده: تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده یا مجوزهای ساخت واحد مسکونی از تمایل سرمایه‌گذاران به ساخت‌وساز و خوش‌بینی یا بدبینی آن‌ها به آینده بازار مسکن حکایت دارد. همچنین میزان صدور سالانه پروانه‌ها ساختمانی نیز از جمله متغیرهایی است که می‌تواند نشان‌دهنده رکود یا رونق در بخش مسکن باشد؛ به‌طوری‌که با افزایش صدور پروانه ساختمانی، سرمایه‌گذار و به‌تبع آن ارزش‌افزوده بخش مسکن نیز با افزایش و رونق و در صورت کاهش صدور پروانه ساختمانی، سرمایه‌گذار و ارزش‌افزوده بخش مسکن با رکود مواجه می‌گردد. استراس[5] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای نشان داد که مجوزهای ساختمانی، یک شاخص پیشرو مؤثر از چرخه‌های کسب‌وکار در سطح ایالتی امریکا هستند.

اجاره‌بها: می‌توان اجاره‌بها را در حقیقت معادلی برای بازدهی یک دارایی یعنی مسکن دانست. در اقتصاد ایران عموماً اجاره‌بها به همراه نرخ تورم حرکت می‌کند. ازآنجایی‌که حدود یک‌سوم هزینه خانوارهای مستأجر صرف اجاره‌بهای مسکن می‌شود، افزایش اجاره‌بها می‌تواند باعث افزایش انگیزه مستأجران برای احداث و تملک واحدهای مسکونی شود. این روند تأثیرات دوسویه دارد، علاوه بر افزایش تقاضای مؤثر و غیر مؤثر در بازار که عموماً باعث تشدید دوران رونق می‌شود، اقدام به سرمایه‌گذاری برای احداث واحدهای مسکونی را نیز افزایش خواهد داد. به‌طورکلی، مطالعات بیان می‌کنند که اجاره بالا منجر به افزایش تقاضا برای مسکن شخصی و به شکل مشخص‌تری برای سرمایه‌گذاری می‌شود (Mikhed & Zemčík, 2009; Ayuso & Restoy, 2006). در این تحقیق از نرخ رشد واقعی شاخص اجاره‌بها استفاده‌شده است.

درآمد خانوار: از دیدگاه نظری و در صورت برقراری ثبات در سایر شرایط، با افزایش درآمد خانوار به دلیل آنکه مسکن کالایی عادی نرمال است، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت (Ahuja et al., 2010; Glindro et al., 2009). این موضوع از دو منظر

1- Bischoff
2- He
3- Fereidouni
4- Lerbs
5- Strauss

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

قابل‌بررسی است: اول آنکه با افزایش درآمد، گرایش خانوارها به سمت تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی به‌خصوص در کلان‌شهرها سوق پیدا خواهد کرد. این موضوع منجر به افزایش تقاضا برای مسکن می‌شود. این بخش از تقاضا برای مسکن مربوط به تقاضای مصرفی مسکن است. از سویی دیگر، با افزایش درآمد، تقاضا برای مسکن به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای افزایش خواهد یافت. با افزایش درآمد، میل نهایی به پس‌انداز افزایش می‌یابد و لذا می‌توان انتظار داشت که با افزایش پس‌انداز، خانوارها تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری خواهند داشت. لذا در این مطالعه به پیروی از تحقیق قادری و همکاران (۱۳۹۰)، از متغیر درآمد خانوار استفاده می‌شود.

۴- روش تحقیق

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. روش BMA عبارت است از: میانگین‌گیری از تمام مدل‌های خطی ممکن، زمانی که تعداد زیادی متغیر مستقل بالقوه و در نتیجه مدل‌های بی‌شماری وجود دارد. میانگین‌گیری مدل بیزین بهترین مدل را انتخاب نمی‌کند، اما همان‌طور که اسمش نشان می‌دهد، میانگین تمامی مدل‌های رگرسیون احتمالی را به دست می‌آورد و اهمیت و وزن بیشتری به مدل‌های بهتر می‌دهد. این وزن‌ها، احتمالات پسین بیزین مدل‌های انفرادی هستند. با استفاده از این روش، نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر و نااطمینانی در تصریح مدل برطرف می‌گردد. هم‌خطی چندگانه انتخاب متغیرهای مستقلی را که باید در مدل وارد شوند، بسیار مشکل می‌کند. روش‌های رایج مانند انتخاب متغیر به روش گام‌به‌گام، هرکدام سعی در برطرف نمودن این مشکل کرده‌اند. بااین‌حال روش BMA این مسئله را بسیار ساده‌تر برطرف و حل می‌کند. در روش میانگین‌گیری بیزی به این سه سؤال پاسخ داده می‌شود که اگر همه متغیرهایی که بر اساس نظریات مختلف بر قیمت مسکن اثر گذارند در کنار هم در نظر گرفته شوند، کدام متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند (متغیرهای قوی یا غیرشکننده) و کدام متغیرها در حضور یا عدم‌حضور سایر متغیرها اثر خود را از دست خواهند داد (متغیرهای شکننده).

برای انجام یک استنباط بیزینی درباره پارامترهای نامعلوم θ، پس‌ازآنکه تابع درست‌نمایی مناسب مسئله معرفی گردید، آنگاه باید تابع توزیع پیشین برای تمام پارامترها مشخص گردد تا با استفاده از این تابع، تابع درست‌نمایی موزون به دست آید. این تابع درست‌نمایی موزون همان توزیع پسین پارامتر θ است. $p(\theta|Y)$، توزیع شرطی پارامترها پس از مشاهده داده‌ها است. ازاین‌رو به آن، تابع توزیع پسین گفته می‌شود. بعد از استخراج تابع پسین می‌توان میانگین تابع چگالی پسین را به‌عنوان تخمین نقطه‌ای برای ضرایب متغیر مستقل در نظر گرفت. درصورتی‌که θ شامل k عنصر باشد، میانگین هر عنصر آن را به‌صورت زیر می‌توان محاسبه کرد:

$$E(\theta_i|Y) = \int \theta_i \, p(\theta|Y) d\theta \qquad (۱)$$

از میانگین وزنی به‌منظور تخمین ضریب هر متغیر مستقل استفاده می‌شود. همچنین برای به دست آوردن نااطمینانی این تخمین نقطه‌ای، می‌توان از واریانس تابع پسین استفاده کرد. بنابراین داریم:

$$var(\theta_i|Y) = E((\theta_i^2|Y) - (E(\theta_i))^2 \qquad (۲)$$

$$E(\theta_i^2) = \int \theta_i^2 \, p(\theta|Y) d\theta \qquad (۳)$$

مگنس[1] و همکارانش (۲۰۱۰) با تعمیم چارچوب آماری در تخمین BMA استاندارد و با تمایز قائل شدن بین رگرسورهای اصلی و کمکی تخمین‌زن‌های

1- Magnus

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

میانگین‌گیری مدل بیزینی را توسعه دادند. مشابه با سایر تخمین‌زن‌های بیزینی این تخمین‌زن نیز اطلاعات پیشین محقق در مورد پارامترهای مجهول الگو را با اطلاعات به‌دست‌آمده از داده‌ها ترکیب می‌کند. مدل رگرسیون خطی زیر را در نظر بگیرید:

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u \qquad (۴)$$

که در آن y بردار متغیر وابسته است و X_j $(j = 1,2)$ ماتریس‌های مشاهدات مربوط به متغیرهای مستقل است و رگرسورهای غیرتصادفی در زیرمجموعه‌های X_1 و X_2 جای می‌گیرند. u نیز بردار تصادفی از اجزای اخلال است که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال است. دلیل تمایز قائل شدن بین X_1 و X_2 آن است که X_1 شامل متغیرهای توضیحی است که به لحاظ نظری یا هر دلیل دیگری، محقق حضور آن را در مدل قطعی در نظر می‌گیرد. در حالی‌که X_2 در بردارنده متغیرهای توضیحی است که نسبت به حضور آن‌ها در الگو، اطمینان کمتری داریم. نااطمینانی مدل به این دلیل است که برای بهبود ویژگی‌های آماری تخمین رگرسورهای اصلی مانع ورود زیرمجموعه‌هایی از رگرسورهای فرعی می‌گردد (Danilov & Magnus, 2004).

ماتریس X_1 رگرسورهای اصلی و ماتریس X_2، رگرسورهای کمکی[1] نامیده می‌شوند. ازآنجایی‌که نااطمینانی الگو به k_2 متغیر از X_2 محدود می‌شود، تعداد الگوهای ممکن که موردبررسی قرار می‌گیرد، برابر با 2^{k_2} است. M_i نشانگر امین مدل از فضای مدل است که به‌وسیله یک زیرمجموعه k_{2i} از رگرسورهای فرعی به دست می‌آید. مدل M_i به‌صورت رابطه زیر نمایش داده می‌شود:

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon_i \quad i = 1,2 \qquad (۵)$$

ضریب هرکدام از متغیرهای توضیحی برابر با میانگین وزنی ضرایب به‌دست‌آمده از الگوهای موجود است که وزن‌ها برابر با احتمال وقوع هر الگو است. تخمین هر ضریب پس از متوسط‌گیری از آن ضریب در تمامی الگوهای ممکن به‌صورت زیر به دست می‌آید (Magnus et al., 2010):

$$\tilde{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{I} \lambda_i \hat{\beta}_{1i} \qquad (۶)$$

که در آن λ_i وزن‌های غیرمنفی تصادفی هستند که مجموع آن برابر یک و β_{1i} تخمینی از β_1 به شرطی که مدل M_i به‌دست‌آمده باشد. اگر فرض کنیم که الگوی M_i صحیح باشد، تابع درستنمایی نمونه به‌کار رفته را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد.

$$p(y|\beta_1, \beta_{2i}, \sigma^2, M_i) \propto (\sigma^2)^{-n/2} exp\left(-\frac{\varepsilon_i^T \varepsilon_i}{2\sigma^2}\right) \qquad (۷)$$

اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل M_i با در نظر گرفتن یک تابع پیشین ناآگاهی‌بخش در مورد پارامترهای β_1 و واریانس خطا δ^2، بعلاوه یک تابع آگاهی‌بخش برای پارامترهای کمکی β_{2i} منجر به توزیع پیشین توأم شرطی به‌صورت زیر است:

$$p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|M_i) \propto (\sigma^2)^{(k_{2i}+2)/2} exp\left(-\frac{\beta_{2i}^T V_{0i}^{-1} \beta_{2i}}{2\sigma^2}\right) \qquad (۸)$$

که در آن V_{0i}^{-1} ماتریس واریانس- کوواریانس توزیع پیشین β_{2i} است. فرم استاندارد پیشنهادشده برای آن توسط فرناندز[2] و همکاران (۲۰۰۱) و زلنر[3] (۱۹۸۶) به‌صورت زیر ارائه شده است:

$$V_{0i}^{-1} = gX_{2i}^T M_1 X_{2i}, \quad g = \frac{1}{max(n, k_2)} \qquad (۹)$$

g یک ضریب ثابت برای هر الگو است. در استنباط بیزینی تابع درستنمایی با توزیع پیشین شرطی ترکیب‌شده تا توزیع پسین شرطی $p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|M_i)p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|M_i)$ به دست آید. پس از محاسبه کردن توزیع پسین شرطی، تخمین‌های شرطی برای β_{1i} و β_{2i} برای مدل M_i به‌صورت زیر است (Magnus et al., 2010):

$$\hat{\beta}_{1i} = E(\beta_1|y, M_i) = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T (y - X_{2i}\hat{\beta}_{2i}) \qquad (۱۰)$$

$$\hat{\beta}_{2i} = E(\beta_{2i}|y, M_i) \qquad (۱۱)$$

1- Auxiliary

2- Fernandez

3- Zellner

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

$$= (1+g)^{-1}\left(X_{2i}^{T}M_1X_{2i}\right)^{-1}X_{2i}^{T}M_1y$$

به شرطی که $n > k_{2+2}$

اطلاعات و باورهای اولیه محقق در مورد فضای مدل به‌وسیله این فرض ارائه می‌ش ود که هر الگو بر اساس احتمال پسین خود به‌صورت زیر وزن داده می‌شود:

$$\lambda_i = p(M_i|y) = \frac{p(M_i)p(y|M_i)}{\sum_{j=1}^{I} P(M_j)p\left(y\middle|M_j\right)} \qquad (۱۲)$$

$p(M_i)$ احتمال پیشین برای مدل M_i و $p(y|M_i)$ تابع درستنمایی حاشیه‌ای y برای الگوی داده شده M_i است. با اختصاص دادن احتمال پیشین یکسان برای هر الگو و به کار بردن فروض بالا برای توزیع پیشین، می‌توان نشان داد:

$$\lambda_i = p(y|M_i) = \left(\frac{g}{1+g}\right)^{k_{2i}/2}(y^{T}M_1A_iM_1y)^{-(n-k_1)/2} \qquad (۱۳)$$

پس‌ازآنکه تخمین‌های شرطی β_{1i} و β_{2i} و برای پارامترهای رگرسیون الگوی M_i و وزن‌های الگو را به دست آوردیم، تخمین‌های غیرشرطی BMA برای β_1 و β_2 به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\beta}_1 = E(\beta_1|y) = \int_{i=1}^{I} \lambda_i\hat{\beta}_{1i} \qquad (۱۴)$$

$$\hat{\beta}_2 = E(\beta_2|y) = \int_{i=1}^{I} \lambda_i T_i\hat{\beta}_{2i} \qquad (۱۵)$$

$T_i^T = (I_{k2i}, 0)$ که به‌وسیله $k_2 \times k_{21}$ ماتریس T تعریف‌شده است.

متوسط وزنی حداقل مربعات (WALS)

روش میانگین‌گیری مدل بیزینی در کنار مزایای بسیار، دارای محدودیت‌هایی نیز است. ازجمله محدودیت‌های روش BMA، طولانی بودن محاسبه‌های مربوط به آن است؛ به‌گونه‌ای که برای انجام محاسبه‌های آن به روش‌ها یا الگوریتم‌های شبیه‌سازی و تقریب ساز نیاز است. مگنس و همکاران (۲۰۱۰) تمام این مشکلات را با ارائه روش میانگین‌گیری حداقل مربعات و همچنین ارائه تابع توزیع پیشین لاپلاس به‌جای توزیع‌های پیشین نرمال در روش (BMA) رفع کرده‌اند. روش WALS برخلاف روش BMA، بر پایه متعامدسازی اولیه رگرسورهای کمکی و پارامترهای آن‌ها بنا شده است؛ بنابراین، حجم محاسبه‌ها توسط این تخمین‌زن به‌شدت کاهش می‌یابد. همچنین، امکان به‌کارگیری توزیع پیشین مطابق با مفهوم صریحتری از نااطمینانی در مورد نقش متغیرهای کمکی را می‌دهد. به منظور تفسیر معناداری آماری ضرایب نیز به پیروی از کاس و رفتری[1] (۱۹۹۵) با توجه به مقدار احتمال وقوع (شمول) پسین (PIP) اگر PIP<۰/۵ باشد، اثرگذاری متغیر موردبررسی بی‌اهمیت است.

معرفی متغیرهای مورداستفاده در مدل

دوره زمانی موردبررسی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ می‌باشد و داده‌ها به‌صورت سالیانه و از بانک مرکزی و مرکز آمار، جمع‌آوری شده‌اند. ازآنجا که نمونه‌های مربوط به ل ین متغیرها از حجم کم ی برخوردارند، استنباط آماری مرتبط با آنها از خطای بالایی برخوردار است. بنابراین، رویکردی که استفاده از روش‌هایی که تکی ه 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 نمونه را کاهش دهد. نسبت اطلاعات پیشین می‌توانند از چارچوب نظری و مفهومی به‌دست آید و با به‌کارگیری همه اطلاعات توزیع پسین برای پارامترهای مدل نسبت به رویکرد کلاسیک جامع‌تر و انعطاف‌پذیرتر است. به دلیل استفاده از توزیع پسین، در مراحل برآورد و پیش‌بینی، دقت بالایی دارد 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 می‌شود (پیش‌بهار و پاکروح، ۱۳۹۵). بر همین اساس، در مطالعه حاضر از

1- Kass and Raftery

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

یک مدل بیزین استفاده‌شده است. سرمایه‌گذاری مسکونی با استفاده از ترکیب وزنی شاخص بهای مصالح ساختمانی و شاخص دستمزد، واقعی شده است. بقیه متغیرها با استفاده از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (سال پایه ۱۳۹۰) تورم‌زدایی و تعدیل‌شده‌اند. متغیرهای به کار گرفته‌شده در این تحقیق شامل ۲۱ متغیر (۲۰ متغیر مستقل و یک متغیر وابسته) می‌باشد (جدول ۱). متغیرها برحسب نرخ رشد در نظر گرفته‌شده‌اند، همچنین براساس مطالعات گذشته متغیرهای تعداد پروانه‌های ساختمانی، درآمدهای نفتی، نرخ ارز و قیمت مسکن که با تغییر آنها در دوره بعد سرمایه‌گذاری تغییر می‌یابد وقفه در نظر گرفته شده است. برای تحلیل و برآورد الگوها به روش بیزین از نرم‌افزار STATA استفاده شده است. ابتدا به معرفی متغیرهای مطرح‌شده با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی، ساختار اقتصاد ایران و در دسترس بودن و کیفیت آن‌ها و نمادهای آن می‌پردازیم. سپس به تخمین الگوهای موردنظر پرداخته و نتایج آن را تفسیر می‌نماییم. با در نظر گرفتن این متغیرها در کنار هم، این امکان حاصل می‌شود که بتوان نتایج متفاوت کارهای تجربی را باهم مقایسه و درنهایت متغیرهایی که با حضور همه متغیرهای دیگر بر سرمایه‌گذاری در ایران مؤثر می‌باشند را شناسایی نمود.

جدول ۱- متغیرهای مورداستفاده در مدل و علامت انتظاری

	علامت اختصاری	متغیر	منبع داده	علامت انتظاری
متغیر وابسته	DLI	نرخ رشد واقعی سرمایه‌گذاری مسکونی	بانک مرکزی ج.ا.ا	وابسته
متغیرهای بیرونی (اقتصاد کلان)	DLM2	نرخ رشد واقعی نقدینگی	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	INF	نرخ تورم انتظاری	بانک مرکزی ج.ا.ا	نامعلوم
	DLF	نرخ رشد تسهیلات بانکی بخش مسکن	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	GG	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی ج.ا.ا	نامعلوم
	DLOIL	وقفه نرخ رشد درآمدهای نفتی	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	DEX	وقفه رشد نرخ ارز واقعی	بانک مرکزی ج.ا.ا	نامعلوم
	LRR	نرخ بهره (سود تسهیلات)حقیقی	بانک مرکزی ج.ا.ا	-
	DCO	نرخ رشد واقعی قیمت سکه	بانک مرکزی ج.ا.ا	نامعلوم
	DLOP	درجه باز بودن اقتصاد	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	DLG	نرخ رشد واقعی مخارج دولت در بخش ساختمان	بانک مرکزی ج.ا.ا	نامعلوم
	DSTO	نرخ رشد واقعی شاخص سهام	بانک مرکزی ج.ا.ا	-
متغیرهای اجتماعی	URB	نرخ شهرنشینی	مرکز آمار ایران	+
متغیرهای درونی بخش مسکن	DLHO	نرخ رشد درآمد واقعی خانوار	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	DLRIS	نرخ رشد واحدهای تکمیل‌شده دوره قبل	بانک مرکزی ج.ا.ا	-
	DLLA	نرخ رشد واقعی قیمت یک مترمربع زمین	بانک مرکزی ج.ا.ا	-
	DLSTA	نرخ رشد تعداد ساختمان‌های شروع‌شده	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	DLMA	نرخ رشد واقعی شاخص بهای مصالح ساختمانی	بانک مرکزی ج.ا.ا	-
	DLPH	وقفه نرخ رشد واقعی شاخص قیمت مسکن	مرکز آمار ایران	+
	DLRN	نرخ رشد واقعی شاخص اجاره‌بها	بانک مرکزی ج.ا.ا	+
	DLC	وقفه نرخ رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی	بانک مرکزی ج.ا.ا	+

۵- یافته‌های تحقیق

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

نتایج حاصل از تخمین BMA در جدول ۲ با 2^{20} الگو با تمام ترکیبات مختلف از متغیرهای توضیحی آورده شده است. توجه اینکه ضرایب بر اساس یک الگوی منفرد نیست بلکه بر اساس میانگین وزنی ضرایب تخمین زده‌شده هریک از متغیرها در 2^{20} تکرار ۱۰۴۸۵۷۶ الگو با نمونه‌گیری مؤثر از مدل به دست می‌آید.

جدول ۲- نتایج تخمین روش BMA

تعریف متغیر	تخمین اول		تخمین دوم		تخمین سوم	
DLI(وابسته)	ضریب	احتمال حضور مدل(pip)	ضریب	احتمال حضور مدل (pip)	ضریب	احتمال حضور در مدل(pip)
جمله ضریب ثابت	-۴۵/۹۱	۱/۰۰	-۲۳/۸۳	۱/۰۰	-۲۹/۰۹	۱/۰۰
DLC	۰/۵۵۹	۰/۹۹	۰/۵۹۱	۰/۹۹	۰/۵۸۱	۰/۹۹
DLF	۰/۳۲۳	۰/۹۸	۰/۳۰۳	۰/۹۸	۰/۲۹۹	۰/۹۶
LRR	-۲/۰۵	۰/۹۳	-۱/۷۳	۰/۸۹	-۱/۸۶	۰/۸۹
DSTA	۰/۲۱۹	۰/۹۲	۰/۱۹۵	۰/۹۳	۰/۱۸۵	۰/۸۹
DCO	-۰/۸۰۹	۰/۸۹	-۰/۸۶۶	۰/۸۹	-۰/۸۱۱	۰/۸۹
INF	-۰/۴۸۱	۰/۷۹	-۰/۶۶۹	۰/۸۷	-۰/۵۳۱	۰/۹۵
DLOP	۰/۵۷۵	۰/۷۹	۰/۴۶۲	۰/۶۵	۰/۵۲۶	۰/۷۴
DLMA	-۰/۹۳۷	۰/۷۷	-۰/۷۱۳	۰/۶۱	-۰/۸۲۷	۰/۷۱
DLRIS	-۰/۲۴۲	۰/۷۷	-۰/۱۸۷	۰/۶۱	-۰/۲۰۹	۰/۷۲
DLLA	-۰/۵۲۵	۰/۷۶	-۰/۳۷۱	۰/۶۰	۰-/۴۱۳	۰/۷۲
DLOIL	۰/۳۳۴	۰/۷۶	۰/۲۳۳	۰/۶۶	۰/۲۵۳	۰/۷۵
DLM2	۰/۴۳۴	۰/۷۵	۰/۳۷۳	۰/۶۱	۰/۴۲۸	۰/۷۲
DEX	-۰/۳۸۱	۰/۷۳	-۰/۲۶۲	۰/۶۱	-۰/۲۹۱	۰/۷۱
DLPH	۰/۳۳۱	۰/۷۳	۰/۲۰۱	۰/۶۳	۰/۲۲۸	۰/۷۶
URB	۰/۶۴۱	۰/۷۲	۰/۴۱۵	۰/۶۰	۰/۴۳۹	۰/۷۱
DLHO	۰/۰۰۸	۰/۴۸	۰/۰۸۶	۰/۴۶	--	--
DLSTO	-۰/۰۲۱	۰/۴۴	-۰/۰۲۵	۰/۵۵	-۰/۰۳۴	۰/۷۰
DLRN	۰/۹۶۰	۰/۴۱	--	--	--	--
DLG	-۰/۰۵۲	۰/۴۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۷	-۰/۰۰۱	۰/۰۷
GG	-۰/۰۲۸	۰/۱۵	-۰/۰۱	۰/۱۴	-۰/۰۰۵	/۰۷

در این بررسی رگرسورهای اصلی شامل متغیر جمله ثابت است (حضور آن در تمامی الگوها قطعی است)، درحالی‌که سایر متغیرهای توضیحی در الگوهای مختلف تغییر می‌کنند و در زمره رگرسورهای مشکوک یا کمکی قرار گرفته‌اند.

وقفه رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی با احتمال حضور در مدل ۹۹ درصد و ضریب ۰/۵۶ درصد قوی‌ترین رگرسور کمکی مؤثر در نوسانات سرمایه‌گذاری مسکونی به‌حساب می‌آید. افزایش تعداد پروانه‌ها و جواز ساخت‌وساز اساس نظریه انتظارات عقلایی تفسیر می‌شود؛ به این معنا که عوامل اقتصادی با پیش‌بینی آینده که مبتنی بر اطلاعات موجود است تصمیمات خود را برنامه‌ریزی می‌کنند؛ زیرا در بخش مسکن مدت تکمیل ساخت حدوداً بین یک تا دو سال زمان می‌برد؛ بنابراین مجوزهای ساختمانی یک شاخص پیشرو است که هم‌راستا با مطالعه استراس (۲۰۱۳) است.

تسهیلات اعطایی به بخش مسکن با احتمال حضور در مدل ۹۸ درصد و با میانگین وزنی ضریب ۰/۳۲

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

درصد، افزایش آن مطابق انتظار باعث افزایش سرمایه‌گذاری شده است. باید در نظر داشت دولت با ارائه تسهیلات در قالب مسکن مهر از سال ۱۳۸۶ به میزان قابل‌توجهی حجم تسهیلات اعطایی به بخش مسکونی را بالا برد که همین امر بر میزان رشد سرمایه‌گذاری اثر قابل‌توجهی داشته است. این نتیجه با نتایج مطالعه هی و همکاران (۲۰۱۷) همراستا ولی مغایر با نتایج مطالعه فریدونی (۲۰۱۰) است.

نرخ بهره با احتمال حضور در الگو ۹۳ درصد و با میانگین وزنی ضریب ۲/۰۵- درصد یک عامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکونی بخش خصوصی محسوب می‌شود. به‌طورکلی کاهش نرخ سود بانکی از یک‌سو با کاهش هزینه‌های تولید، قیمت تمام‌شده مسکن را تحت تأثیر قرار خواهد داد (اثر تولیدی) و از دیگر سو، مسکن به‌عنوان یک دارایی سودآور و حافظ ارزش پول به‌عنوان یک بازار رقیب جدی برای منابع سپرده‌گذاران مطرح می‌شود (اثر سفته‌بازی) و مطابق با مطالعات پناهی و همکاران (۱۳۹۷) و بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۵) است.

بازارهای رقیب شامل متغیرهای قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام است و احتمال حضور این متغیرها در الگو به ترتیب ۸۹ درصد، ۷۳ درصد و ۴۴ درصد است و میانگین وزنی ضریب متغیرهای مذکور به ترتیب برابر با ۰/۸۱، ۰/۳۸- و ۰/۰۲- است. تأثیر متغیرهای قیمت طلا و نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری مسکونی، منفی و مطابق انتظار است که نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، افزایش آن‌ها باعث کاهش قیمت مسکن می‌شود که این بیانگر جانشین بودن بازارهای طلا و ارز با بازار مسکن است. خاصیت سرمایه‌ای بودن مسکن در کنار خاصیت مصرفی آن، سبب می‌شود بازارهایی نظیر بازار طلا، سهام و ارز جهت سرمایه‌گذاری در کنار این بازار قرار گیرد.

فریدونی (۲۰۱۰) بیان می‌کند برخی از محققان استدلال می‌کنند که وقتی بازده بازار طلا سقوط می‌کند، مشوق‌های بیشتری برای سرمایه‌گذاری خانوارها و سرمایه‌گذاران در بخش مسکن وجود دارد. از طرف دیگر، برخی معتقدند وقتی بازده بازار طلا افزایش می‌یابد، ثروت برخی از خانوارها را برای شروع ساخت خانه‌های جدید ترغیب می‌کند. نتایج برای بازار طلا مغایر با نتایج مطالعه فریدونی (۲۰۱۰) و برای بازار ارز سازگار با نتایج اسدی و خانی گلبوس (۱۳۹۶) و وصاف (۱۳۹۵) است.

رشد تعداد ساختمان‌های شروع‌شده در بین رگرسورهای کمکی، با احتمال حضور در مدل ۹۲ درصد اثر قوی بر سرمایه‌گذاری مسکونی ایران داشته است. این متغیر با میانگین وزنی ضریب ۰/۲۲ درصد سرمایه‌گذاری مسکونی ایران را افزایش می‌دهد که منطبق با مبانی نظری و مطابق انتظار است. یک شاخص مهم از توان اقتصادی محسوب می‌شود ازاین‌رو هرگونه محدودیت بر روی ساخت‌وساز، اثر تحدیدکننده‌ایی بر سرمایه‌گذاری مسکونی بخش خصوصی بر جای می‌گذارد.

وقفه رشد درآمدهای نفتی در بین رگرسورهای کمکی، با احتمال حضور در مدل ۷۶ درصد است که با میانگین وزنی ضریب ۰/۳۳ درصد تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد. افزایش درآمد نفت در یک دوره زمانی لزوماً به معنای تزریق آن به اقتصاد در همان دوره و به همان میزان نبوده بلکه با تأخیر تأثیرگذار است، همچنین درآمد اضافی حاصل از بخش نفت موجب افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل‌مبادله می‌شود. در نتیجه، افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل‌مبادله (مانند مسکن) قیمت این نوع کالاها به‌شدت افزایش می‌یابد و سازگار با مطالعات بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۵)، بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰) و یوگی[1] (۲۰۱۷) است.

متغیرهای تورم (انتظاری) و واردات (پراکسی برای درجه باز بودن اقتصاد) نیز از دیگر متغیرهای مؤثر بر الگوی سرمایه‌گذاری شاخص مسکن در ایران هستند. متغیرهای مذکور با احتمال حضور ۷۹ درصد در الگو و

1- Yiqi

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

میانگین وزنی ضریب آن‌ها به ترتیب برابر با ۰/۴۸- و ۰/۵۸ درصد است. ازآنجایی‌که انتظارات نقش بسیار مهمی در تصمیم به سرمایه‌گذاری دارند، هرگونه عدم‌ثبات سیاسی و اقتصادی می‌تواند اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داشته باشد که مطابق با نتایج مطالعه بارو[1] (۲۰۱۳) است. واردات اثری مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد که می‌تواند به دلیل بیماری هلندی در بخش ساختمان و مسکن باشد و نتیجه مطابق با مطالعه قلی‌زاده و براتی (۱۳۹۰) است.

متغیرهای رشد شاخص بهای مصالح ساختمانی و رشد واحدهای تکمیل‌شده دوره قبل (پراکسی برای عرضه مسکن) نیز از دیگر رگرسورهای کمکی مؤثر بر الگوی سرمایه‌گذاری مسکن در ایران هستند. متغیرهای مذکور با احتمال حضور ۷۷ درصد در الگو و میانگین وزنی ضریب آن‌ها به ترتیب برابر با ۰/۹۴- و ۰/۲۴- درصد است. مصالح ساختمانی یکی از کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز و قیمت حامل‌های انرژی روی بازار مسکن به‌حساب می‌آید. افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینه تولید و حمل‌ونقل مصالح ساختمانی را افزایش می‌دهد و باعث افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز در بخش مسکن می‌گردد. مطابق با مطالعه فریدونی (۲۰۱۱) و بورورویکی (۲۰۰۹) است.

متغیر قیمت زمین با احتمال حضور ۷۶ درصد در الگو و میانگین وزنی ضریب آن برابر ۰/۵۳- است در جهت منفی و موافق با تئوری در دوره موردبررسی بر سرمایه‌گذاری مسکونی تأثیر دارد. در طی سال‌های اخیر دولت تلاش نموده تا در قالب پروژه مسکن مهر و حذف قیمت زمین از واحدهای مسکونی، سرمایه‌گذاری در این بخش را تشدید نماید و مطابق با دیدگاه بیسچف (۲۰۱۲) است.

نرخ رشد نقدینگی در بین رگرسورهای کمکی، با احتمال حضور در مدل ۷۶ درصد است که با میانگین وزنی ضریب ۰/۴۳ درصد تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد. بررسی عوامل بیرونی نشان می‌دهد که در ایران معمولاً فعالیت‌های صنعتی کم بازده و پردردسرند و فعالیت‌های تجاری با موانعی چون محدودیت‌های ارزی با موانعی چون محدودیت‌های ارزی یا مقررات دست و پاگیر واردات روبه‌رو هستند، بنابراین، سرمایه‌ها و نقدینگی جذب بازار زمین و مسکن خواهد شد. این نتیجه سازگار با مطالعه قادری و همکاران (۱۳۹۰)، بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۵) و پناهی و همکاران (۱۳۹۷) است.

قیمت واقعی مسکن از متغیرهای عمده تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برای شروع به ساخت مسکن است. علامت مثبت ضریب نشان می‌دهد که با افزایش قیمت مسکن و پیشی گرفتن آن بر نرخ تورم، سود نسبی و انتظاری در این بخش نسبت به سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد و انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری در این بخش را فراهم می‌کند. متغیر مذکور با احتمال حضور ۷۳ درصد در الگو و میانگین وزنی ضریب برابر با ۰/۳۳ درصد است که تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد. این نتیجه مطابق با مطالعات فریدونی (۲۰۱۰) و رونگ[2] و همکاران (۲۰۱۶) استدلال می‌کند افزایش قیمت می‌تواند سرمایه‌گذاری مسکن را افزایش دهد.

نرخ شهرنشینی در بین رگرسورهای کمکی، با احتمال حضور در مدل ۷۲ درصد است که با میانگین وزنی ضریب ۰/۶۴ درصد تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکونی دارد. شهرنشینی، یکی از نیروهای اصلی است که رشد بازار مسکن در دهه اخیر را هدایت می‌کند، زیرا هدف اصلی سیاست ساخت‌وساز در هر کشور، تهیه سرپناهی برای زندگی هر شهروند در کشور است. این نتیجه سازگار با مطالعه زویی (۲۰۱۵) استدلال می‌کند که افزایش نرخ شهرنشینی می‌تواند سرمایه‌گذاری مسکن را افزایش دهد.

احتمال شمول سایر متغیرها در الگو کمتر از ۵۰ درصد بوده و شواهد قوی برای مؤثر بودن و حضور آن‌ها

1- Barro

2- Rong

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی دوره مذکور وجود ندارد.

به‌منظور تحلیل استحکام نتایج مدل سرمایه‌گذاری مسکونی را با روش متوسط گیری وزنی WALS در جدول ۳ با 2^{20} الگو با تمام ترکیبات مختلف از متغیرهای توضیحی آورده شده است. برآورد مدل سرمایه‌گذاری مسکونی به دو روش BMA و WALS حساسیت نتایج مدل سرمایه‌گذاری را به توزیع پیشین ضرایب نشان می‌دهد.

چنانچه کیفیت نتایج در روش WALS مشابه نتایج میانگین‌گیری مدل بیزین باشد، استحکام نتایج و عدم‌حساسیت آن به روش توزیع پیشین ضرایب تأیید می‌گردد. در این روش مبنای ارزیابی اهمیت متغیرهای توضیحی در تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری مسکن (متغیر وابسته) آماره t است. همان‌طوری‌که ملاحظه می‌شود نتایج به لحاظ کیفی مشابه نتایج روش مي انگین‌گیری مدل بیزین است.

جدول ۳- نتایج تخمین روش (WALS)

تعریف متغیر	تخمین اول		تخمین دوم		تخمین سوم	
DLI (وابسته)	ضریب	آماره آزمون t	ضریب	آماره آزمون t	ضریب	آماره آزمون t
جمله ضریب ثابت	-۸۰/۸۷	-۲/۹۴	-۲۳/۸۳	۱/۰۰	-۲۹/۰۹	۱/۰۰
DLC	۰/۴۹۷	۵/۱	۰/۵۷۱	۱۳/۲۹	۰/۵۳۳	۱۰/۲
DLF	۰/۳۴۰	۹/۷۴	۰/۳۲۳	۱۰/۶۸	۰/۳۰۲	۱۱/۵۴
LRR	-۲/۴۵	-۱۱/۵	-۲/۴۴	-۱۰/۲۳	-۲/۲۷	-۱۱/۱۷
DSTA	۰/۲۴۷	۲/۳۸	۰/۱۷۴	۴/۳۴	۰/۱۶۶	۳/۹
DCO	-۰/۶۹۵	-۷/۶	-۰/۷۲۴	-۸/۹۳	-۰/۷۱۱	-۷/۱۹
INF	-۰/۱۴۴	-۱/۰۶	-۰/۱۵۷	-۱/۰۲	-۰/۳۶۷	-۲/۵۲
DLOP	۰/۷۳۱	۵/۵۸	۰/۸۰۴	۹/۶۶	۰/۷۴۶	۸/۴۸
DLMA	-۱/۲۱	-۹/۶۲	-۱/۲۵	-۹/۰۳	-۱/۲۵	-۶/۶۰
DLRIS	-۰/۳۱۳	-۵/۸۹	-۰/۳۲۸	-۵/۹۹	-۰/۲۸۹	-۵/۵۳
DLLA	-۰/۷۵۶	-۵/۵۶	-۰/۶۷۱	-۷/۹۶	۰-/۵۴۱	-۷/۴۶
DLOIL	۰/۴۹۱	۳/۴۶	۰/۳۸۸	۶/۷۲	۰/۳۱۹	۶/۳۴
DLM2	۰/۵۰۲	۱/۹۳	۰/۷۰۲	۷/۷۱	۰/۶۱۱	۵/۴۳
DEX	-۰/۵۴۴	-۳/۸۷	-۰/۴۵۳	۶/۰۱	-۰/۳۸۲	-۵/۲۱
DLPH	۰/۵۱۴	۲/۸۶	۰/۴۰۹	۴/۱۱	۰/۳۲۶	۲/۶۳
URB	۱/۰۱	۲/۷۶	۰/۷۲۹	۴/۳۱	۰/۵۴۵	۳/۵۲
DLHO	۰/۱۹۱	۱/۴۱	۰/۱۷۶	۱/۱۳	--	--
DLSTO	-۰/۰۰۷	-۰/۱۹۰	-۰/۰۴۱	-۲/۷۹	-۰/۰۴۶	-۲/۹۳
DLRN	۰/۲۶۲	۰/۷۶	--	--	--	--
DLG	-۰/۱۲۵	-۰/۹۳	-۰/۰۲۴	-۰/۵۱	-۰/۰۲۵	-۰/۴۳
GG	-۰/۰۰۷	-۰/۵۰	-۰/۲۱۱	-۱/۳۹	-۰/۱۹۴	-۱/۱۹

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

سرمایه‌گذاری مسکن جزء مهمی از ثروت خانوارها محسوب می‌شود و عوامل بسیاری وجود دارند که بر تقاضا و عرضه سرمایه‌گذاری مسکن تأثیر می‌گذارند. مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی و به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) و متوسط وزنی حداقل مربعات (WALS)، به بررسی تعیین‌کننده‌های قوی سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران و طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۷۵ پرداخته است. در این تحقیق از اطلاعات و داده‌های آماری ۲۰ متغیر؛ شامل ۱۱ متغیر بیرونی (اقتصادی و اجتماعی) و ۹ متغیر درونی بخش مسکن، استفاده‌شده است.

نتایج نشان می‌دهد که در بین متغیرهای بیرونی نرخ‌های شهرنشینی، بهره حقیقی، رشد واقعی نقدینگی، تورم انتظاری، وقفه رشد درآمدهای نفتی، رشد واقعی قیمت سکه، رشد تسهیلات بانکی بخش مسکن، وقفه رشد نرخ ارز واقعی و درجه باز بودن اقتصاد و در بین متغیرهای درونی نرخ‌های رشد قیمت زمین، رشد واقعی شاخص بهای مصالح ساختمانی، وقفه نرخ رشد واقعی قیمت مسکن، وقفه نرخ رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی، رشد تعداد ساختمان‌های شروع‌شده و رشد واحدهای تکمیل‌شده دوره قبل، مؤثرترین متغیرها (غیرشکننده) در الگوی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن ایران هستند. احتمال شمول سایر متغیرها در الگو کمتر از ۵۰ درصد بوده و شواهد قوی برای مؤثر بودن آن‌ها بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی دوره نمونه وجود ندارد؛ یعنی شکننده هستند. شکننده بودن چنین متغیرهایی نه به معنی بی‌اهمیت بودن آن است بلکه شکننده بودن نشان از حمایت کم داده‌ها از این متغیرها می‌باشد. یافته‌های این مقاله بازگوکننده این واقعیت است که اثرگذاری بر سرمایه‌گذاری مسکونی قوی‌تر از سیاست‌های مالی می‌باشند.

نتایج به‌دست‌آمده از روش WALS به لحاظ کیفی تفاوتی با روش BMA ندارد که دلالت بر اعتبار و استحکام نتایج و حساسیت کم آن به فروض تخمین دارد.

نتایج این مطالعه می‌تواند برای ساختن الگوهای مناسب جهت تبیین مسائل مربوط به سرمایه‌گذاری مسکونی و نیز مدیریت بهتر فرایند سرمایه‌گذاری مسکونی، اصلاح سیاست‌های کلان مؤثر بر بازار مسکن و مستغلات، مورداستفاده قرار گیرد.

با توجه به نقش تسهیلات مسکن در مدل و اینکه دولت به‌صورت مستقیم آن را در اختیار دارد با تخصیص دادن پس‌اندازهای نظام بانکی به بهترین پروژه‌های سرمایه‌گذاری ازجمله پروژه‌های بخش مسکن اما نه به‌یکباره بلکه تدریجی و حسابگرانه و با نظارت دقیق می‌تواند سیاست‌هایی در جهت تأمین مالی بخش مسکن باشد و ازآنجا که بانک‌های بزرگ ایران همگی بانک‌های دولتی هستند، تسهیلات و اعتبار بانکی در واقع بخشی از سیاست‌های پولی است. با توجه به نقش انتظارات تورمی و میزان حجم نقدینگی در مدل (که نه‌تنها بر مسکن بلکه بر همه بخش‌های اقتصادی مؤثر هستند) باید سیاست‌گذاری شامل اعمال سیاست پولی کنترل‌شده، رصد مداوم بازارهای دارایی و کنترل و مهار ضریب فزاینده پولی بانک‌ها از سوی دولت و بانک مرکزی انجام و مهمتر اینکه سیاست‌های تثبیت در نرخ رشد حجم پول (متناسب با رشد اقتصادی) جایگزین سیاست‌های صلاحدیدی شود، زیرا سیاست‌های صلاحدیدی با توجه به وضعیت نامناسب اقتصاد و بدهی بالای دولت همواره در راستای رشد حجم نقدینگی عمل می‌نماید.

اثرات قیمت مسکن و مصالح ساختمانی بر سرمایه‌گذاری مسکن، گویای این موضوع است که هرگونه سیاست‌گذاری و مدیریت سرمایه‌گذاری مسکن بدون توجه به عوامل متغیرهای درونی مسکن ناقص خواهد بود. بدیهی است که با کنترل نرخ تورم و ارز و اعمال سیاست‌های پولی مناسب می‌توان تا حدی از

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

افزایش قیمت خدمات و مصالح ساختمانی جلوگیری کرد. به هنگام کاهش درآمدهای نفتی (در نتیجه یک شوک منفی نفتی یا تحریم نفتی)، دولت باید از جبران کسری بودجه با استقراض دولت از بانک مرکزی یا همان چاپ پول، اجتناب کند.

تغییرات حجم و ساختار جمعیت باید مدنظر سیاست‌گذاران و مدیران در حوزه اقتصاد مسکن و جمعیت (به‌خصوص از ناحیه مهاجرت جمعیت که معمولاً یک رفتار کوتاه‌مدت است و عرضه مسکن شهری در کوتاه‌مدت ثابت است) قرار بگیرد. بنابراین، زمانی که خانوارها وارد یک شهر خاص می‌شوند، مقیاس جمعیتی و تقاضای مسکن افزایش خواهد یافت. از آنجا که گاهی بهتر است به جای اینکه جلوی چیزی را بگیری، آن را منحرف کنی باید تجربه توسعه شهرهای توسعه‌یافته در جهان را به عنوان یک مرجع در نظربگیریم.

در مورد عرضه، دولت باید ساخت مسکن مقرون‌به‌صرفه و مسکن اجاری را ترویج کند تا عرضه مسکن را افزایش دهد و باید دولت سیاست مدون و روشنی برای تأمین مسکن گروه‌های کم‌درآمد جامعه داشته باشد.

با توجه به تأثیر قیمت زمین و عدم‌تعادل در تأمین زمین ساخت‌وساز، باید یک سیستم بی‌نقص برای پیوند طرح‌های کاربری زمین به جمعیت ایجاد شود. برنامه سالانه کاربری زمین کشور باید به صورت پویا مطابق با جمعیت هر شهر تنظیم شود. در مورد تقاضا، مالیات بر دارایی باید برای جلوگیری از تقاضای اضافی تنظیم شود. از یک سو، مالیات بر دارایی می‌تواند هزینه مسکن را برای دلالان افزایش دهد و آنها را مجبور به ترک بازار املاک و مستغلات کند و در نتیجه، تقاضای بیش از حد را محدود کند. از سوی دیگر، می‌تواند به دولت‌های محلی درآمد پایدار بلندمدت ارائه کند و رفتار کوتاه‌مدت دولت را معکوس کند و به دولت‌های محلی در ارائه خدمات عمومی مناسب کمک کند.

به‌جز تقاضای مصرفی، تقاضای سرمایه‌گذاری (خرید) عظیمی در بازار مسکن نیز وجود دارد، از این رو دولت باید معیارهایی را برای محدود کردن رفتارهای سرمایه‌گذاری‌های سوداگرانه مسکن مانند محدود کردن تعداد خانه‌های افراد اتخاذ کند.

با توجه به اینکه متغیرهای مرتبط با جمعیت و سیاست پولی و سیاست ارزی بر این بازار تأثیر معناداری دارند، در نتیجه در ارائه راهکارهای سیاستی جهت کاهش معضلات مسکن، از بسته‌های سیاستی که ناهماهنگی‌های زمانی و اجرایی در آنها لحاظ شده است، مدنظر قرار بگیرد.

۷- منابع

اسدی، مرتضی؛ صفی‌خانی گلبوس، پرستو. (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۶۱.

امیری، نعمت‌الله. (۱۳۹۰). نگاهی به رابطه بین سرمایه‌گذاری‌های مسکن و رشد اقتصادی. *مجله اقتصادی*، *۱۱* (۵ و ۶)، ۸۴-۷۹.

بهرامی، جاوید؛ اصلانی، پروانه. (۱۳۹۰). بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، *۱* (۴)، ۸۲-۵۷.

بهرامی‌نیا، ابراهیم؛ پورکاظمی، محمدحسین؛ ابراهیمی، ایلناز؛ ابوالحسنی، اصغر. (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، *۷* (۲۵)، ۱۳۲-۱۱۳.

پناهی، حسین؛ بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین؛ کشتکاران، نجمه. (۱۳۹۷). بررسی آثار تکانه‌های سیاست پولی بر بخش مسکن در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه اقتصاد شهری*، *۳* (۲(پیاپی ۵))، ۱۸-۱.

پیش‌بهار، شهرام؛ پاکروح، پریسا. (۱۳۹۵). شناسایی و تحلیل روابط علی بین متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر رشد

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

اقتصادی ایران با روش نقشه علی بیزین (BCM). *پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۱*(۲۲)، ۶۳-۳۹.

سلیمانی‌فرد، سعید؛ خوشنویس، مریم. (۱۳۹۴). بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در مسکن با متغیرهای کلان اقتصادی در ایران (طی سال‌های ۱۳۵۸ الی ۱۳۹۲). *کنفرانس بین‌المللی مدیریت و علوم اجتماعی.*

سوری، علی. (۱۳۹۶). *شناسایی ادوار تجاری بخش مسکن در اقتصاد ایران*. معاونت امور اقتصادی. وزارت امور اقتصادی و دارایی.

شهبازی، کیومرث؛ کلانتری، زهرا. (۱۳۹۱). اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۱، ۱۰۴-۷۷.

عباسیان، عزت‌اله؛ فردوسی، مهدی؛ محمودی، وحید. (۱۳۹۱). آزمون اثرات جایگزینی و مکملی مخارج دولت در بخش ساختمان از منظر تأمین مالی. *نشریه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰*(۶۲)، ۳۸-۲۳.

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

فضلی‌زاده، حسین؛ روانشادنیا، مهدی؛ کاشانی، حامد. (۱۳۹۵). ارائه مدلی به‌منظور پیش‌بینی چرخه‌های تجاری بازار سرمایه‌گذاری مسکن به کمک متغیرهای اقتصادی پیش‌رو با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و الگوریتم ژنتیک. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۵۹.

قادری، جعفر؛ ایزدی، بهنام. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد شهری، ۱*(۱)، ۷۵-۵۵.

قادری، جعفر؛ اسلاملوئیان، کریم؛ اوجی مهر، سکینه. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۱*(۳)، ۷۰-۴۷.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ بختیاری‌پور، سمیرا. (۱۳۹۱). اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران. *نشریه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱*(۳)، ۱۸۰-۱۶۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ براتی. جواد. (۱۳۹۰). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد باز. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹*(۵۸)، ۵۰-۳۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ سجادی، حسن. (۱۳۸۹). تخمین تابع سرمایه‌گذاری مسکن در نقاط شهری ایران با رویکرد توبین- Q. *مجله سیاست‌گذاری اقتصادی، ۲*(۳)، ۱۲۵-۷۱.

کریمی، فرزاد؛ زاهدی کیوان، مهدی. (۱۳۹۰). امکان‌سنجی و تعیین اولویت سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان: در شرایط ریسک و عدم‌قطعیت. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹*(۵۷)، ۵۶ -۳۱.

محمدزاده، یوسف؛ حکمتی فرید، صمد؛ میرعلی اشرفی، کبری. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر توسعه کارآفرینی در کشورهای منتخب. *نشریه توسعه کارآفرینی، ۹*(۲)، ۳۷۶-۳۵۷.

مکیان، سید نظام‌الدین؛ رستمی، مجتبی؛ رمضانی، هانیه. (۱۳۹۷). تحلیل رابطه بین سرقت و نابرابری درآمدی رویکرد بیزین (مطالعه موردی ایران). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۸*(۳)، ۱۶۵-۱۴۵.

مهرآرا، محسن؛ رضایی برگشادی، صادق (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر رویکرد متوسط‌گیری بیزینی (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS). *فصلنامه پژوهشی‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶*(۲۳)، ۱۱۷-۸۹.

وصاف، ابراهیم. (۱۳۹۵). *بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش مسکن*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان.

Agnello, L., Furceri, D., & Sousa, R. M. (2013). How best to measure discretionary fiscal policy? Assessing its impact on private spending. *Economic Modelling*, *34*, 15-24.

Ahuja, A., Cheung, L., Han, G., Porter, N., & Zhang, W. (2010). Are house prices rising too fast in China?. *IMF working papers*, 1-31.

Aye, G. C., Balcilar, M., Gupta, R., Jooste, C., Miller, S. M., & Ozdemir, Z. A. (2014). Fiscal policy shocks and the dynamics of asset prices: The South

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

discontinuities. *Journal of Urban Economics*, *75*, 15-28.

Giuliodori, M., & Beetsma, R. (2005). What are the trade spill-overs from fiscal shocks in Europe? An empirical analysis. *De economist*, *153*(2),167-197.

Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2009). Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies.

He, Q., Liu, F., Qian, Z., & Chong, T. T. L. (2017). Housing prices and business cycle in China: A DSGE analysis. *International Review of Economics & Finance*, *52*, 246-256.

Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the american statistical association*, *90*(430),773-795.

Kondybayeva, S. K., & Ishuov, Z. S. (2013). The effect of monetary policy on real house price growth in the Republic of Kazakhstan: a vector autoregression analysis. *World Applied Sciences Journal*, *22*(10), 1384-1394.

Lerbs, O. W. (2014). House prices, housing development costs, and the supply of new single-family housing in German counties and cities. *Journal of Property Research*, *31*(3), 183-210.

Luciani, M. (2015). Monetary policy and the housing market: A structural factor analysis. *Journal of applied econometrics*, *30*(2), 199-218.

Magnus, J. R., Powell, O., & Prüfer, P. (2010). A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics. *Journal of econometrics*, *154*(2), 139-153.

Mayer, E., & Gareis, J. (2013). What drives Ireland's housing market? A Bayesian DSGE approach. *Open Economies Review*, *24*(5), 919-961.

Mikhed, V., & Zemčík, P. (2009). Do house prices reflect fundamentals? Aggregate and panel data evidence. *Journal of Housing Economics*, *18*(2), 140-149.

Monnet, E., & Wolf, C. (2016). Demographic cycle,migration and housing investment: a causal examination. *Migration and* African experience. *Public Finance Review*, *42*(4), 511-531.

Ayuso, J., & Restoy, F. (2006). House prices and rents: An equilibrium asset pricing approach. *Journal of Empirical Finance*, *13*(3), 371-388.

Barro, R. J. (2013). Health and economic growth. *Annals of economics and finance*, *14*(2), 329-366.

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.

Bischoff, O. (2012). Explaining regional variation in equilibrium real estate prices and income. *Journal of Housing Economics*, *21*(1), 1-15.

Borowiecki, K. J. (2009). The determinants of house prices and construction: an empirical investigation of the Swiss housing economy. *International Real Estate Review*, *12*(3), 193-220.

Calza, A., Monacelli, T., & Stracca, L. (2013). Housing finance and monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, *11*(suppl_1), 101-122.

Danilov, D., & Magnus, J. R. (2004). On the harm that ignoring pretesting can cause. *Journal of Econometrics*, *122*(1), 27-46.

Deng, L., & Chen, J. (2019). Market development, state intervention, and the dynamics of new housing investment in China. *Journal of Urban Affairs*, *41*(2), 223-247.

Fereidouni, H. G. (2010). Performance and diversification benefits of housing investment in Iran. *International Journal of Economics and Finance*, *2*(4).

Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). Model uncertainty in cross-country growth regressions. *Journal of applied Econometrics*, *16*(5), 563-576.

Furlanetto, F. (2006). Fiscal shocks in a small open economy. *University of Lausanne, DEEP Working Paper*.

Gibbons, S., Machin, S., & Silva, O. (2013). Valuing school quality using boundary

Downloaded from iueam.ir at 10:00 +0430 on Tuesday April 7th 2020

Housing Investment:A Causal Examination (April 2016).

Ng, E. C. (2015). Housing market dynamics in China: Findings from an estimated DSGE model. *Journal of Housing Economics*, *29*, 26-40.

Rahal, C. (2016). Housing markets and unconventional monetary policy. *Journal of Housing Economics*, *32*, 67-80.

Rong, Z., Wang, W., & Gong, *Q. (2016). Housing price appreciation, investment opportunity, and firm innovation: Evidence from China. Journal of Housing Economics, 33, 34-58.*

Strauss, J. (2013). Does housing drive state-level job growth? Building permits and consumer expectations forecast a state's economic activity. *Journal of Urban Economics*, *73*(1), 77-93.

Tagkalakis, A. O. (2014). Discretionary fiscal policy and economic activity in Greece. *Empirica*, *41*(4), 687-712.

Wang, S. (2012). Dynamic speculative behaviors and mortgage bubbles in the real estate market of mainland China. *Journal of Finance and Investment Analysis*, *1*(1), 1-54.

Xiong, W. (2007). The analysis and suggestions on liquidity excessive factor for constant housing price increase. *Productivity Research (shengchanliyanjiu)*, (19), 87-88.

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

Zellner, A. (1986). On assessing prior distributions and Bayesian regression analysis with g-prior distributions. *Bayesian inference and decision techniques*.