فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۹(۳(پیاپی ۳۵))، ۶۱-۳۷
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۸۷۰-۲۳۴۵

فصلنامه علمی
اقتصاد و مدیریت شهری

تأثیر عوامل جمعیتی و ساختار سنی جمعیت بر قیمت مسکن ایران با تأکید بر سالخوردگی جمعیت: رویکرد بیزی

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 اجتماعی و اقتصاد دانشگاه بوعلی همدان، همدان، ایران

نوع مقاله: پژوهشی
دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۰۸ **پذیرش:** ۱۳۹۹/۱۱/۰۴

چکیده: تغییرات جمعیتی یکی از معضلات ذهنی عمده دست‌اندرکاران امور اجرایی کشورها است. اهمیت کمی و کیفی ساختار سنی و جنسی و مطالعه آن، یکی از روش‌های ارزیابی درجه توسعه‌یافتگی مناطق است. از طرفی نوسانات قیمتی بخش مسکن از مهم‌ترین چالش‌های اقتصادی است. تحقیق حاضر به بررسی تأثیر ساختار سنی و متغیرهای جمعیتی بر قیمت مسکن در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ و با استفاده از رگرسیون بیزی پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که قیمت مسکن به‌طور معنادار و مثبتی تحت تأثیر هزینه واقعی یک متر بنا، رشد جمعیت شهری، وقفه نقدینگی واقعی، وقفه تورم، درآمد واقعی خانوارها و نسبت سرمایه‌گذاری مسکونی قرار می‌گیرد و تأثیر نسبت وابستگی (کل، سالمندی و کودکان) منفی و معنی‌دار است اما تأثیر شاخص اجاره مسکن و نسبت سرانه ساختمان‌های مسکونی معنادار نبودند. برای بررسی عمیق‌تر، متغیرهای مختلف جمعیتی به‌جای نسبت وابستگی سالمندی، در مدل جایگزین شد و نتایج نشان داد که جمعیت غیرفعال، تأثیر منفی و معنادار و نسبت میانسالی به سالمندی، تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد. همچنین در بررسی گروه‌های مختلف سنی، افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ۵۴ سال، موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد و بیشترین تأثیر توسط گروه میانسال ۴۴-۳۵ سال صورت می‌گیرد. این نتایج نیاز به توجه و تعامل بین پویایی جمعیت و متغیرهای کلان اقتصادی در تصمیمات سیاست کلان بخش مسکن را برجسته می‌کند.

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، متغیرهای جمعیتی، رویکرد بیزی، ساختار سنی، سالخوردگی
طبقه‌بندی JEL: R21, R31, J14, J11

* نویسنده مسئول: Alizadeh_176@yahoo.com

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

۱- مقدمه

با توجه به روندهای مرگ‌ومیر و باروری، دهه‌های آینده و کنونی، نقاط عطفی در زمینه ساختارهای جمعیتی به‌شمار می‌آیند که طی آنها شاهد کاهش قابل‌توجهی در رشد و سهم جمعیت در سن کار و افزایش سریع در نسبت وابستگی می‌باشیم. تغییرات جمعیتی در حال حاضر منجر به تغییر اساسی در اندازه و ساختار سنی جمعیت شده است که تأثیر قابل‌توجهی بر اقتصاد دارند. بااین‌وجود تغییرات جمعیتی معمولاً در بسیاری از مباحث اقتصاد کلان کمتر موردتوجه قرارمی‌گیرند. برای مثال، در بسیاری از مدل‌های رشد فرض بر آن است که رشد جمعیت به نسبتی ثابت رخ می‌دهد- برخی اوقات به دلیل سادگی نرخ صفر در نظر گرفته می‌شود- و بسیاری از مدل‌های چرخه کسب‌وکار برای تحلیل کردن تقاضای کل، اندازه جمعیت را ثابت نگاه می‌دارند درحالی‌که تغییرات جمعیتی، یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده چشم‌انداز اقتصادی و اجتماعی آینده جوامع است.

به اعتقاد پاریس و فری[1] (۲۰۱۸) تجزیه‌وتحلیل‌های جمعیتی می‌تواند مبنایی مناسبی برای ارزیابی تقاضای مسکن در کوتاه‌مدت باشد. کانال‌هایی که تغییرات جمعیتی از طریق آنها بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد اغلب شامل رفتارهای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، تصمیم‌هایی مربوط به بازار کار و واکنش‌های تقاضای کل و عرضه می‌باشد. در میان‌مدت تا بلندمدت، هم تغییرات در عرضه نیروی کار و هم تغییرات در بهره‌وری- چه به‌صورت تغییر برون‌زا یا زاییده تغییرات جمعیتی در نظر گرفته شود - می‌تواند تحولات چشمگیری را در عرضه کل اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی به وجود بیاورد؛ زیرا تغییرات جمعیتی، بر میزان و ترکیب عوامل جمعیتی مورداستفاده، تأثیرگذار است (Yoon et al., 2018). جهان وارد دوره‌ای از گذار جمعیتی شده است. رشد جمعیت در اقتصادهای توسعه‌یافته، کندتر می‌شود. میانگین طول عمر، در حال افزایش است و سهم جمعیت مسن در حال افزایش است. تغییرات جمعیتی با امواج جدید نوآوری و ماشینی شدن تولید (اتوماسیون) دو نیروی اصلی هستند که انتظار دارند شرایط بازار اقتصاد کلان و نیروی کار دهه‌های آتی را شکل دهند (Basso & Jimeno, 2021).

گذار جمعیتی با جنبه‌های مختلف فعالیت اقتصادی مرتبط است. پیشرفت تکنولوژیکی و تحول هنجارهای اجتماعی، ساختار جمعیتی را تغییر داده است. در فرایند توسعه پایدار شهری، برنامه‌ریزی فضایی شهری و برنامه‌ریزی قیمت املاک به‌تدریج به کانون توجه دولت‌ها، مصرف‌کنندگان، سرمایه‌گذاران و پژوهشگران دانشگاهی تبدیل شده است. انتخاب عوامل مؤثر و مدل‌های مختلف قیمت املاک، یکی از راه‌های مؤثر در تخمین قیمت املاک و مسکن است (Xue et al., 2020).

به اعتقاد پاپاپترو و تسالاپورتا[2] (۲۰۲۰) در سال‌های آینده، جمعیت بر اقتصاد جهانی تسلط پیدا خواهد کرد. سازمان ملل در گزارش «پیر شدن جمعیت جهان» در سال ۲۰۱۵ تصویری از دنیای رو به پیری ارائه داد که تمامی کشورهای جهان شاهد رشد تعداد و سهم افراد سالمند در جمعیت هستند. سالمندی جمعیت، یکی از مهم‌ترین تحولات اجتماعی قرن بیست‌ویکم است که تقریباً برای تمامی بخش‌های جامعه ازجمله بازارهای کاری و مالی، تقاضا برای کالا و خدمات (نظیر مسکن، حمل‌ونقل و تأمین اجتماعی) و نیز ساختار خانواده و روابط بین نسلی، پیامدها و معضلات بسیاری دارد و تأکید می‌کند برای حصول اطمینان از تداوم توسعه و به‌ویژه دستیابی به اهداف توسعه پایدار آمادگی برای تغییرات اجتماعی و اقتصادی متناسب با سالمند شدن جهان اهمیت زیادی دارد. یافته‌های این گزارش نشان می‌دهد: در سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۳۰، تعداد افراد بالای ۶۰ سالی جهان به ۱/۴ میلیارد نفر خواهد رسید و تا سال ۲۰۵۰ جمعیت سالمندان جهان

1- Paris & Frey

2- Papapetrou & Tsalaporta

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

از مرز دو میلیارد نفر خواهد گذشت. ساختارهای جمعیتی می‌تواند فرصت‌ها و معضلات را پیش‌روی برنامه‌ریزان کشور قرار دهد. تحلیل تغییرات ساختار سنی، مهم است؛ زیرا فازهای متمایز گذار ساختار سنی، امکان بررسی و تحلیل تأثیرات ساختار سنی در توسعه اقتصادی و اجتماعی را ممکن می‌سازد. با مطالعه گذار ساختار سنی جمعیت می‌توان فرصت‌ها و معضلات حال و آینده جمعیت را تشخیص داد. انتظار بر این است که میانه سنی در سال‌های آتی افزایش یابد و بیشترین جمعیت کشور را افراد میانسال و سالخورده تشکیل دهند.

امروزه ایران گذار جمعیتی قابل‌توجهی را تجربه کرده است. نرخ باروری با سیاست کنترل زادوولد کاهش یافته، درحالی‌که تعداد سالمندان افزایش یافته است. علاوه بر سالخوردگی جمعیت، دو جنبه تحرک جمعیت به تحول ایران کمک کرده است: ۱- مهاجرت روستایی-شهری و ۲- مهاجرت بین منطقه‌ای؛ بنابراین، لازم است بررسی شود که چگونه تغییرات جمعیت‌شناختی بر قیمت مسکن در ایران تأثیر می‌گذارد. بر اساس هرم جمعیتی و ساختار سنی جمعیت ایران و برآمدگی هرم جمعیتی کشور (سنین ۲۰ تا ۳۴ساله) به تفکیک گروه سنی می‌توان گفت ساختار ناموزون جمعیتی کشور حاصل انفجار جمعیتی[1] است که در دهه‌های ۵۰ و ۶۰ شمسی رخ داده است بطوری که سه گروه پنج‌ساله سنی، یعنی گروه‌های پنج‌ساله ۲۰ تا ۲۴، ۲۵ تا ۲۹ و ۳۰ تا ۳۴ ساله، مربوط به سرشماری عمومی نفوس و مسکن بیشترین حجم جمعیت را به خود اختصاص داده‌اند (مرکزآمار ایران، سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۹۰و ۱۳۹۵).

بیشتر مطالعات صورت گرفته در مورد تأثیر عوامل جمعیتی بر مسکن، مسئله را از چهار جنبه قیمت مسکن، نحوه تصرف مسکن، تقاضای خدمات مسکن و تقاضای سرمایه‌گذاری مسکن مورد توجه قرار داده‌اند. علی‌رغم اهمیت و نقش متغیرهای اجتماعی و ساختار سنی بر قیمت مسکن، تاکنون در مطالعات داخلی گذشته این متغیرها کمتر موردتوجه قرارگرفته‌اند. با بررسی تأثیر شاخص‌های جمعیتی بر قیمت مسکن، اولاً این کار می‌تواند بینش جدیدی در تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن ایجاد کند. دوم، یافته‌های این مطالعه می‌تواند برای سیاست‌گذاران مسکن و حوزه‌های مرتبط با آن مفید و آموزنده باشد و حمایت عمیق‌تری برای سیاست‌های دولت ارائه دهد. نتایج تجربی ما به‌طور بالقوه شواهدی در مورد نقش جمعیت در چرخه قیمت مسکن ارائه می‌کند. در واقع این مقاله، یک گام اولیه برای گسترش تحقیقات موجود در زمینه عوامل تعیین‌کننده قیمت‌های مسکن (با تأکید بر عوامل ساختار سنی جمعیتی) برداشته است. تلاش ما بر آن است که تأثیر تغییرات جمعیتی را بر روی قیمت مسکن شناسایی کنیم، به این منظور هم از دو نوع شاخص اندازه کلی و ترکیب جمعیت استفاده می‌شود. تغییراتی که در اندازه کلی جمعیت رخ می‌دهد را با میزان نرخ رشد آن بیان می‌کنیم. همچنین درخصوص ترکیب جمعیت نیز مقیاس‌های چندگانه‌ای برای منعکس‌سازی درجه سالمندی جمعیت پیشنهادشده است همانند سهم سن کار و جمعیت مسن، نسبت‌های وابستگی و گروه‌های سنی. ما به پیروی از مطالعات تجربی قبلی که در همین زمینه انجام‌شده است کار را برمبنای شاخص‌های یادشده به‌تناسب پی گرفته و به‌طور خاص توجه خود را بر تأثیری که رفتار قیمت مسکن از تغییرات جمعیتی می‌پذیرد متمرکز کرده‌ایم. با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی مقاله حاضر، تأثیر متغیرهای جمعیتی و ساختار سنی جمعیت بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد بیزین است.

1- Baby boomer

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

۲- پیشینه تحقیق

الف) پژوهش‌های خارجی

زنگ[1] و همکاران (۲۰۱۹)، نحوه تأثیر ساختار جمعیت و پس‌انداز خانوار بر قیمت مسکن در چین در سطح ملی و در ۳۵ شهر بزرگ و متوسط، براساس داده‌های سرشماری را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که اولاً با توجه به فرضیه چرخه زندگی و مدل‌های نسل همپوشانی، قیمت دارایی‌ها با نسبت وابستگی جمعیت، رابطه منفی و با پس‌انداز خانوار، همبستگی مثبت دارند. دوم با کمک مدل رگرسیون تلفیقی و حداقل مربعات دومرحله‌ای، مشخص شد که نسبت وابستگی به کودکان، تأثیر منفی معناداری بر قیمت مسکن دارد و نسبت وابستگی سالمندان، نسبت سرمایه‌گذاری مسکن و مسکن اجاری تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد. رابطه مثبت بین پس‌انداز خانوار و قیمت مسکن بسیار چشمگیر است. سرانجام، تجزیه‌وتحلیل تعاملی نشان می‌دهد که تأثیر پیری جمعیت بر قیمت مسکن تحت سطوح مختلف پس‌انداز خانوار متفاوت است.

سینک[2] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات جمعیتی بر قیمت دارایی در کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از داده پنل برای ۲۵ کشور پرداختند. شواهدی از تأثیر مثبت معنی‌دار جمعیت در سن کار بر قیمت واقعی مسکن و قیمت سهام دلالت می‌کند و نظریه چرخه زندگی را پشتیبانی می‌کند.

وانگ[3] و همکاران (۲۰۱۸)، با بررسی چگونگی تأثیر سالمندی و تحرک جمعیت بر قیمت مسکن در سطح شهر، با استفاده از مجموعه‌ای از داده‌های پنلی در ۲۹۴ شهر چین نشان دادند که افزایش میزان وابستگی سالمندان به میزان ۱ درصد منجر به افزایش قیمت مسکن به میزان ۰/۳۶۸ درصد می‌شود. افزایش سطح شهری‌سازی به میزان ۱ درصد باعث افزایش قیمت مسکن در حدود ۰/۱۳۹ درصد و افزایش نسبت مهاجرت بین‌منطقه‌ای به میزان ۱ درصد باعث افزایش قیمت مسکن در حدود ۱/۰۳۸ درصد خواهد شد. همچنین درآمد خانوارها، تولید سرانه ناخالص داخلی و عرضه مسکن منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود و نسبت وابستگی کودکان تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارد.

وانگ و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان «پیری جمعیت، شهرنشینی و تقاضای مسکن» با استفاده از مدل نسل‌های هم‌پوشان دریافتند که پیر شدن جمعیت، تقاضای مسکن را مهار می‌کند. آن‌ها از داده‌های پنل ۳۱ استان چین طی سال‌های ۲۰۰۲ و ۲۰۱۳ استفاده کردند و نشان دادند که نسبت وابستگی سالمندان و نرخ بیکاری تأثیر منفی و متغیرهای درآمد قابل‌تصرف، نرخ شهرنشینی، هزینه مسکن، قیمت زمین و سرمایه‌گذاری زمین، تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد.

عصافی و سیمن[4] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های پنلی در فرانسه طی دوره ۲۰۱۳ - ۲۰۰۰ به‌صورت تجربی به بررسی این‌که چگونه املاک و مستغلات فرانسه تحت تأثیر عوامل اقتصادی و جمعیتی قرار می‌گیرد، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت املاک و مستغلات به‌طور معنی‌دار و مثبتی تحت‌تأثیر تعداد کل جمعیت و تولید ناخالص داخلی کل قرار دارند و از نسبت وابستگی سالمندی به‌طور معنی‌داری و منفی تأثیر می‌پذیرند. ضریب مربوط به جمعیت غیرشاغل معنادار و منفی است و هرچه نسبت M/O (میانسالی به سالمندی) افزایش یابد؛ یعنی افزایش سهم جمعیت ۴۰-۴۹ ساله یا کاهش سهم جمعیت ۶۹-۶۰ ساله - قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

ب) پژوهش‌های داخلی

سیدنورانی (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای به بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی در بازار مسکن مناطق شهری ایران به روش GMM برای دوره ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:۴ پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص

1- Zeng
2- Singh
3- Wang
4- Essafi & Simon

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

قیمت مصرف‌کننده تعدیل‌شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه‌های ساختمانی صادر شده) تأثیر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. در این بین، تأثیر تغییر درآمد (تولید ناخالص داخلی) بر شاخص قیمت مسکن معنادار نیست.

رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان «تحلیلی از تأثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران» طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ با کمک مدل بیزین نشان دادند که متغیرهای رشد تسهیلات بانکی به بخش مسکن، لگاریتم درآمد سرانه، نرخ بهره بلندمدت، شاخص بازده نقدی بازار بورس و رشد حجم پول بر قیمت مسکن تأثیرگذارند.

موسوی و درودیان (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در تهران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۸ به‌صورت فصلی پرداختند. نتایج نشان‌دهنده معنادار بودن تأثیر منفی نرخ بهره حقیقی، بازدهی دارایی‌های جایگزین (طلا، ارز، سهام)، سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل‌شده و تأثیر مثبت هزینه ساخت در کنار اثرگذاری ناچیز و غیرمعنادار رشد نقدینگی است. ارتباط قوی قیمت زمین و مسکن نیز بیشتر به هم‌زمانی حرکات این دو متغیر مربوط است تا اثرگذاری علّی.

قادری و ایزدی (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعیبا استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۰ در ایران پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری و شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن، تأثیر مثبتی داشته و اثر تغییرات تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن، معکوس برآورد گردیده است. قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت‌تأثیر هزینه ساخت است و در نهایت سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

۳- مبانی نظری

افزایش شهرنشینی و پیر شدن جمعیت، دو عامل مهم هستند که در حال حاضر بر جامعه جهانی تأثیر می‌گذارند. براساس داده‌های چشم‌انداز شهرنشینی سازمان ملل در سال ۲۰۱۸ که توسط بخش اقتصادی و امور اجتماعی تهیه شده است سهم جمعیت شهری در جهان از حدود ۳۰ درصد تا ۵۴ درصد بین سال‌های ۱۹۵۱ تا ۲۰۱۵ افزایش یافته است و پیش‌بینی می‌شود در سال ۲۰۵۰ به حدود ۶۸ درصد افزایش یابد. به‌طور مشابه بر اساس این گزارش، سهم جمعیت بالای ۶۵ سال از ۵ درصد به ۸ درصد افزایش یافت و پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۵۰ به ۱۶ درصد افزایش یابد. این روندهای جهانی، مفاهیم و پیامدهای مهمی برای بازارهای مسکن دربردارند. شهرنشینی دلالت بر رشد جمعیت دارد و در نتیجه تقاضای مسکن در شهرها را به‌دنبال دارد که این موضوع منجر به افزایش اجاره‌بها و قیمت مسکن می‌شود، درصورتی‌که عرضه مسکن، بی‌کشش باشد (Gyourko & Glaeser, 2018). علاوه‌براین، شهرنشینی و سالخوردگی جمعیت، ساختار جمعیت را تغییر می‌دهند و به‌عنوان تقاضای مسکن در هر دو سو، هزینه‌های مسکن را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند (Francke & Korevaar, 2020). گروهی از نظریات و مطالعات تجربی اقتصادی نیز علل تغییرات قیمت مسکن را در متغیرهای جمعیتی (مانند ساختار سنی، جمعیت کل، درجه شهرنشینی، بار تکفل، تراکم جمعیت و نرخ رشد جمعیت) جستجو کرده‌اند.

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 افزایش می‌یابد و نیاز به مسکن شکل می‌گیرد. ازاین‌رو انتظار بر

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

این است که جمعیت شهری بر قیمت زمین و قیمت مسکن، تأثیر مثبتی داشته باشد. 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. لئو[1] (۲۰۱۱) بیان می‌کند که روند شهرنشینی انتظار افزایش قیمت مسکن را تشکیل می‌دهد و بدین ترتیب تقاضای مسکن را حتی بیشتر می‌کند. می‌کند.

ارتباط بین بازار املاک و مستغلات و جمعیت گروه سنی نیز برقرار شده است. بر اساس بررسی میزان تملک مسکن، نویسندگانی چون شیمیزو و واتانابه[2] (۲۰۱۰) تأثیر گروه سنی بر بازار مسکن را در ژاپن و آمریکا نشان دادند و نتیجه گرفتند که نیروی محرکه تقاضای مسکن، جمعیت ۳۵ تا ۴۴ سال در ژاپن و جمعیت بالای ۲۵ سال در ایالات‌متحده است.

به اعتقاد ارمیش و ورشبورک[3] (۲۰۱۲) تأثیرات جمعیت‌شناختی بر قیمت مسکن در اغلب مطالعات تأیید شده است نه‌تنها جمعیت کل نقش مهمی را ایفا می‌کند بلکه تغییرات ساختاری جمعیتی نیز با بازار مسکن مرتبط هستند. بسیاری از مطالعات گذشته، رابطه بین سالخوردگی و پیری جمعیت و قیمت دارایی را مطالعه کرده‌اند. بیشتر محققان معتقدند که پیری جمعیت، رابطه منفی با قیمت‌های دارایی دارند (Abel, 2001; Mankiw & Weil, 1989)

مطالعات دیگر همچون سیمو کنجن[4] (۲۰۱۹) و لوین[5] و همکاران (۲۰۰۹) از این دیدگاه پشتیبانی می‌کنند که پیری جمعیت می‌تواند منجر به کاهش قیمت مسکن شود. بااین‌حال برخی از محققان مانند انگلهارت و پوتربا[6] (۱۹۹۱) و گرین و لی[7] (۲۰۱۶) معتقدند که پیری جمعیت منجر به کاهش قیمت دارایی نخواهد شد

برخی از مطالعات از این مفهوم حمایت می‌کنند که پیری جمعیت، منجر به کاهش قیمت مسکن نمی‌شود (Hort, 1998; Chen et al., 2012). همچنین مطالعاتی وجود دارد که نشان می‌دهد پیری جمعیت منجر به کاهش قیمت دارایی‌ها در کوتاه‌مدت نخواهد شد اما اثر آن در طولانی‌مدت با تشدید پیری معکوس خواهد شد تا درنهایت یک رابطه معکوس U شکل را نشان دهد (Li & Shen, 2013; Farkas, 2013).

هیلر و لبرس[8] (۲۰۱۶) اظهار داشتند که تأثیر جمعیت بر قیمت مسکن از طریق سه کانال مجزا حاصل می‌شود؛ اندازه جمعیت (اثر اندازه)، ترکیب سنی جمعیت (اثر سن) و اثر تقاضای سرمایه‌گذاری. با توجه به کانال نخست (اثر اندازه جمعیت)، کل جمعیت ساکن در هر منطقه، تقاضای کل برای مسکن را تعیین می‌کند که به‌نوبه خود قیمت مسکن را ضمن تعامل با عرضه مسکن تعیین می‌کند. با توجه به کشش محدود عرضه مسکن، اثر اندازه نشان می‌دهد که اگر کل جمعیت در هر منطقه کاهش یابد، قیمت مسکن نیز کاهش می‌یابد. درعین‌حال، هرچند کل جمعیت یکسان می‌ماند، اگر اندازه خانوار کوچک شود و ازاین‌رو تعداد خانوارها افزایش یابد، تقاضای مسکن و قیمت مسکن افزایش خواهد یافت. علاوه بر اثر اندازه، تقاضای برای خدمات مسکن زیربنای چرخه زندگی است.

تقاضا برای مسکن در دوران کودکی نسبتاً پایین می‌ماند، با ورود به بازار کار افزایش می‌یابد، با شروع و حفظ یک خانواده به اوج می‌رسد و مجدد در بازنشستگی کاهش می‌یابد. این را می‌توان به‌عنوان اثر سن یا کانال دوم نسبت داد. اثر سن نشان می‌دهد که قیمت مسکن در صورتی کاهش می‌یابد که جمعیت بازنشستگی و سن

1- Luo
2- Shimizu & Watanabe
3- Ermisch & Washbrook
4- Simo-Kengne
5- Levin
6- Engelhardt & Poterba
7- Green & Lee
8- Hiller & Lerbs

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

کودکی نسبت به سن کار در یک منطقه معین افزایش یابد. از سوی دیگر کانال سوم به تقاضای سرمایه‌گذاری برای مسکن تحت اشغال مالک به‌عنوان یک دارایی بادوام اشاره دارد. خانوارهای جوان خانه‌ها را به‌عنوان یک مجرای پس‌انداز و تأمین بازنشستگی می‌خرند و آنها را می‌فروشند تا در هنگام بازنشستگی خانه‌های کوچک‌تری را مجدداً بخرند یا اجاره کنند.

تعدادی از مطالعات به‌جای در نظر گرفتن جمعیت به‌عنوان یک کل، بر گروه‌های سنی خاص در یک جمعیت متمرکز شده‌اند. ارمیش[1] (۱۹۹۶) دریافت که توزیع سن تأثیرات مهمی بر کل تقاضای مسکن در انگلیس دارد. فورتین و لیکلرس[2] (۲۰۰۲) دریافتند که نرخ رشد سالانه گروه سنی ۵۴-۲۵ سال تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن واقعی کانادا دارد و یک مطالعه جدیدتر نشان داده است که نسبت‌های وابستگی سالخورده بر قیمت املاک فرانسه تأثیر منفی می‌گذارد. به‌طور خاص، در میان عوامل جمعیتی، اندازه جمعیت، ساختار سنی، ساختار آموزشی، و اندازه خانواده اثر معنی‌داری بر مصرف مسکن دارند (Zhang et al., 2020).

نظریه چرخه زندگی

نظریه چرخه زندگی درواقع یک رابطه بین جمعیت و قیمت دارایی‌ها ایجاد می‌کند. ایده اصلی شامل این فرض است که افراد در دوران کار خود در دارایی‌های متعدد سرمایه‌گذاری می‌کنند و بعداً آنها را به درآمد بازنشستگی تبدیل می‌کنند. آن‌ها ابتدا خریدار و سپس فروشنده هستند. اگر نسبت بین جمعیت شاغل و بازنشستگان در طول دوره ثابت بماند، عرضه و تقاضای دارایی بدون تغییر خواهد بود و نباید قیمت آنها تحت تأثیر قرار گیرد. بااین‌وجود، اگر ساختار جمعیت تغییر کند، تغییرات مهم قیمت مورد انتظار خواهد بود. نظریه چرخه زندگی نشان‌دهنده رابطه بین ساختار و قیمت دارایی است. فرضیه چرخه حیات به یک مصرف‌کننده منطقی معمولی اشاره دارد که به دنبال حداکثر رساندن سود است. باکشی و چان[3] (۱۹۹۴) دو فرضیه در مورد چرخه زندگی مطرح می‌کنند: فرضیه نخست، فرضیه سرمایه‌گذاری چرخه زندگی است که با توجه به آن، سرمایه‌گذار انواع مختلفی از دارایی‌ها را در مراحل مختلف چرخه زندگی نگه می‌دارد. زمانی که افراد سنین ۴۰-۲۰ در دوره تشکیل خانواده هستند و مسکن، تمرکز سرمایه‌گذاری او است، قیمت مسکن افزایش می‌یابد. با افزایش سن، تقاضا برای مسکن تمایل به تثبیت یا حتی کاهش دارد. تقاضا برای دارایی‌های مالی به‌طور متناظر افزایش می‌یابد. پیری جمعیت، کاهش تقاضای کل برای مسکن را تحریک می‌کند که منجر به کاهش قیمت مسکن می‌شود. فرضیه دوم، فرضیه گریز از ریسک چرخه زندگی است که ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران با سن افزایش می‌یابد. با بزرگ‌تر شدن سرمایه‌گذاران، آن‌ها مایل به ریسک‌پذیری با درآمد کاری خود دارند و الزام ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران به‌طور فزاینده‌ای تحت امید به زندگی طولانی‌مدت افزایش می‌دهند. ویژگی‌های چرخه زندگی تخصیص دارایی ناشی از تغییرات جمعیت‌شناختی بر عرضه و تقاضای دارایی‌ها اثر می‌گذارد.

در سال‌های اخیر، مدل نسل‌های هم‌پوشان به‌طور گسترده برای تحلیل مسائل در حوزه‌های مختلف به‌کاربرده شده است. وانگ و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از مدل‌های نسل همپوشان بیان می‌کنند رابطه متغیر وابستگی جمعیت سالمندان (DER) و قیمت مسکن (p) به‌صورت $\frac{\partial p}{\partial DER} < 0$ است و روند شهرنشینی سریع بسیاری از جمعیت روستایی را به سمت شهرها سوق می‌دهد. تقاضای مسکن از انتقال جمعیت روستایی به شهرها، تا حدوی تأثیر منفی پیر شدن جمعیت را جبران خواهد کرد. همچنین آنها نشان دادند که شهرنشینی ($Urbn$) و افزایش جمعیت ساکن در شهرها احتمالاً تقاضای مسکن را افزایش خواهد داد؛ یعنی انتظار داریم

1- Ermisch
2- Fortin & Leclerc
3- Bakshi & Chen

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

رابطه مثبتی بین شهرنشینی و قیمت مسکن برقرار باشد $\frac{\partial p}{\partial Urbn} > 0$.

۴- روش تحقیق

مدل بیزین با پیشین جفریز

در رویکرد بیزی، θ را کمیتی در نظر می‌گیریم که خود یک متغیر تصادفی است و تغییرات آن توسط یک توزیع احتمال که آن را توزیع پیشین[1] می‌نامیم بیان می‌شود. این توزیع پیشین، بر اساس باورها، اعتقادات و تجربیات قبلی محقق و قبل از مشاهده داده‌ها تعیین می‌گردد. به‌منظور اجرای رویکرد بیزی ابتدا باید توزیع پیشین را مشخص کرد. این توزیع اطلاعات موجود و در دسترس را قبل از این‌که داده‌ها برای آنالیز آماری در اختیار محقق قرار گیرد، در اختیار وی قرار می‌دهد. در بیانی دقیق‌تر، تجزیه‌وتحلیل بیزی از یک قانون ساده احتمال به نام قاعده یا قانون بیز پیروی می‌کند که در آن هدف تهیه ساختاری برای ترکیب اطلاعات پیشین و اطلاعات موجود است. این قاعده، چارچوبی برای ترکیب اطلاعات پیشین و شواهد موجود داده‌های در دسترس برای رسیدن به توزیع پسین پارامترها را فراهم می‌آورد و توزیع پیشین با اطلاعات نمونه ترکیب‌شده و توزیع جدیدی تحت عنوان توزیع پسین ایجاد می‌شود. به‌بیان‌دیگر، با به‌کارگیری داده‌ها و توزیع پیشین توسط قانون بیز، اطلاعات پیشین به‌روزرسانی شده و توزیع پسین $f(\theta|y)$ به‌صورت زیر پس از خلاصه‌سازی نشان داده شده است:

$$postrior \propto prior * likelihood \quad (۱)$$

به‌طورکلی دو منبع غنی از اطلاعات در استنباط بیز توزیع پیشین و پسین هستند. انعطاف‌پذیری انتخاب آزادانه توزیع پیشین، یکی از موضوعات بحث‌برانگیز وابسته به تحلیل بیزین است و به این دلیل است که برخی به این توزیع به‌عنوان امری ذهنی نگاه می‌کنند. در دوره‌های اخیر استفاده از تابع توزیع پیشین جفری گسترش یافته است. این توزیع به‌تمامی حالت‌های ممکن در فضای پارامتر، احتمال برابری را نسبت می‌دهد. براین‌اساس در این مطالعه به سبب آنکه نتایج مدل تحت تأثیر تابع توزیع پیشین قرار نگیرند از توزیع نیرومند جفری استفاده شده است که به‌صورت زیر بیان می‌شود: فرض کنید که X یک متغیر تصادفی با توزیع $f(x|\theta)$ باشد. جفریز رده‌ای از چگالی‌های پیشین را پیشنهاد کرد که به‌صورت $\pi(\theta) = |I(\theta)|^{\frac{1}{2}}$ تعریف می‌شوند در این عبارت منظور از $I(\theta)$ امید ریاضی اطلاع فیشر است که عبارت است از :

$$I(\theta) = E_{x|\theta}[\frac{\partial}{\partial\theta} logf(x|\theta)]^2 = -E_{x|\theta}[\frac{\partial^2}{\partial\theta^2} logf(x|\theta)]^2 \quad (۲)$$

با در نظر گرفتن یک مدل رگرسیون که معمولاً به دنبال برآورد پارامترهای آن هستیم اگر بردار یا ماتریس مشاهدات را با y و ماتریس پارامترهای مدل را با θ نشان دهیم آنگاه مدل رگرسیون را به‌صورت ماتریسی به شکل زیر می‌توان نوشت:

$$y = X\beta + \varepsilon\varepsilon_{\sim}^{iid} N(0_N, h^{-1}I_N) \quad (۳)$$

با توجه به $h = \frac{1}{\delta^2}$ فرم کلی تابع راست نمایی y به‌صورت زیر است:

$$p(y|\beta,h) = \frac{h^{\frac{n}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}}\{\exp[\frac{-h}{2}(y - X\beta)'(y - X\beta)]\} \quad (۴)$$

در رابطه فوق، چگالی پیشین $g(\beta,\delta^2) \sim \frac{1}{\delta^2}$ با فرض استقلال δ^2 و β_k که $k = 1, \dots 7$ می‌باشد. چگالی‌های حاشیه‌ای ضرایب به‌صورت $g(\beta) \propto constnt$ و چگالی حاشیه‌ای واریانس

1- توزیع پیشین، توزیع احتمالی است که اطلاعات موجود درباره پارامتر را قبل از حصول اطلاعات نمونه‌ای بیان می‌کند. به‌طورمعمول تمرکز اصلی بر مشخص کردن میانگین و واریانس توزیع پیشین است. میانگین پیشین، یک برآورد نقطه‌ای پیشین برای پارامتر مطلوب فراهم می‌کند درحالی‌که واریانس میزان عدم‌حتمیت این برآورد را بیان می‌کند. اگر اطلاع پیشین در دسترس باشد باید به نحو مناسبی در قالب چگالی پیشین آورده شود، به این رویه استخراج، دانش پیشین گفته می‌شود.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

$g(\beta,\delta^2)\sim\frac{1}{\delta^2}$ به‌دست می‌آیند. بر این اساس، تابع راست نمایی قیمت مسکن به‌صورت زیر مشخص می‌شود:

$$l(\beta,h)=(2\pi)^{\frac{-n}{2}}\sigma^{-n/2}exp\{-\frac{1}{2\sigma^2}[(LpH-X\beta)'(LpH-X\beta)]\} \quad (۵)$$

این تابع ترکیبی از چگالی‌های حاشیه‌ای پسین پارامترها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$(\beta,\sigma|LpH)\propto g(\beta|\sigma,LpH).g(\sigma|LpH) \quad (۶)$$

و چگالی حاشیه‌ای پسین واریانس بافرم گامای معکوس[1] با پارامترهای ۱ و $\hat{\sigma}^2$ می‌باشد:

$$g(\beta|\sigma,LpH)=\frac{2}{\Gamma(\frac{1}{2})}\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{2}\right)^{\frac{1}{2}}\frac{1}{\sigma^2}exp\left(-\frac{\hat{\sigma}^2}{2\sigma^2}\right) \quad (۷)$$

معادله (۷) نشان می‌دهد که تابع چگالی پسین شرطی β به‌شرط σ نرمال چندمتغیره با بردار میانگین $\hat{\beta}$ و کوواریانس $\sigma^2(XX')^{-1}$ می‌باشد. با توجه به نتایج فوق، تابع چگالی پسین مشترک $g(\beta,\sigma^2|LpH)$ از نوع نرمال –گاما[2] خواهد بود. محاسبه گشتاور مرتبه اول (امید ریاضی) چگالی پسین پارامترها (به‌عنوان خروجی نهایی مدل) که دارای فرم کلی زیر می‌باشند:

$$E(g(\theta))=\int g(\theta)p(\theta|LPH)d\theta\ ;\ \theta=(\beta,\delta) \quad (۸)$$

در استنباط بیزی معمولاً بعد از مشخص‌سازی توزیع پسین تعدادی از این توزیع و خلاصه‌های آماری آن با محاسبه برخی انتگرال‌ها و برآورد پارامترها به‌دست می‌آید اما نکته قابل‌توجه آن است که محاسبه این انتگرال‌ها در برخی موارد به‌راحتی انجام‌پذیر نیست. بنابراین برای محاسبه انتگرال (۸) باید از روش‌های شبیه‌سازی، استفاده کرد. برای این منظور می‌توان از روش مونت‌کارلو برای تقریب زدن انتگرال (۸) استفاده کرد. با توجه به مطالعات قبلی انجام‌شده راجع به قیمت مسکن، ضرورت استفاده از روش‌ها و رویکردهای جدید آماری که علاوه بر داده‌ها از اطلاعات و دانش پیشین فراهم آمده در این حوزه استفاده می‌کند، اجتناب‌ناپذیر است. ازآنجاکه نمونه‌های مربوط به این متغیرها از حجم کمی برخوردارند، استنباط آماری مرتبط با آنها از خطای بالایی 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). بر همین اساس، در مطالعه حاضر رابطه بین و قیمت مسکن و ساختار سنی جمعیت با استفاده از یک مدل بیزین با تابع پیشین نیرومند جفری[3] چند متغیره موردبررسی قرار گرفته است.

معرفی متغیرهای مورداستفاده در مدل

دوره زمانی موردبررسی از سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ است که از داده‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و سازمان برنامه‌وبودجه، جمع‌آوری شده‌اند. متغیرها با استفاده از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (سال پایه ۱۳۹۰)، تورم‌زدایی و تعدیل شده‌اند.

لگاریتم وقفه[4] نقدینگی حقیقی (lm2): یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار در نوسانات قیمت مسکن، نرخ رشد نقدینگی است. این نرخ رشد به‌صورت مستقیم تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ زیرا نقش اساسی در انتقال درآمدهای نفتی یا در جبران کسری بودجه دولت در اقتصاد کشور دارد. در اکثر کشورهای پیشرفته، افزایش نقدینگی همراه با بزرگ شدن اقتصاد است اما در ایران این تناسب وجود ندارد و از همین رو تورم ایجاد می‌شود. ازآنجایی‌که افزایش عرضه مسکن در کوتاه‌مدت در بازار مسکن امکان‌پذیر نیست؛ لذا با رشد بالای میزان نقدینگی، بازار با مازاد تقاضا روبه‌رو می‌شود که در نهایت حباب قیمتی تشکیل می‌شود. هرگاه تفاوت نرخ رشد نقدینگی در سال‌هایی با فاصله زیادی از نرخ رشد قیمت مسکن پیش می‌افتد، جهش قیمت مسکن در سال‌های آتی محتمل است. برای مثال این امر منجر به بروز جهش‌های قیمتی در سال ۱۳۸۶،۱۳۸۱ و ۱۳۹۱ شد. از سوی دیگر، نوسانات نقدینگی به‌خصوص افزایش

1- Inverted-Gamma
2- Normal-Gamma

3-Robust Jeffry Prior

۴- دلیل این تأخیر زمان بر بودن ساخت و عرضه مسکن است زیرا با افزایش نقدینگی و شروع دوران افزایش قیمت‌ها در اقتصاد، بخش مسکن هم رونق می‌گیرد. اما عرضه مسکن تقریباً به‌طور متوسط دو سال زمان می‌برد.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

آن به افزایش تورم داخلی در اقتصاد ایران کمک می‌کند. در چنین شرایطی دولت عمدتاً اقدام به واردات کالاهای قابل‌مبادله (قابل صادرات - واردات) می‌کند و درنتیجه مسکن که یک کالای غیرقابل‌مبادله است با یک تأخیر، دچار افزایش و جهش قیمت می‌شود. فرایند اثرگذاری نقدینگی بر قیمت مسکن در سال‌های اخیر زودتر و سریع‌تر ظاهر می‌شود.

لگاریتم درآمد واقعی خانوارها (LIncome): متغیر مهم و تأثیرگذار دیگر در بخش مسکن، درآمد خانوار است. برخی از مطالعات همچون وانگ و ژانگ[1] (۲۰۱۴) و یو[2] (۲۰۱۵) نتیجه گرفته‌اند که درآمد روی قیمت‌های مسکن تأثیر مثبتی دارد. با افزایش درآمد خانوار میزان تقاضای آنها برای مسکن افزایش می‌یابد. از طرفی دیگر با افزایش درآمد، خانوارها توان پس‌انداز مبلغ بیشتری را دارند و این خود به افزایش تقاضای مسکن و قیمت آن کمک می‌کند.

نسبت سرمایه‌گذاری مسکونی (LInvest): نسبت سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات برای کنترل اثر سمت عرضه به‌کار برده می‌شود و جریان سرمایه اجتماعی را در صنعت املاک را منعکس می‌کند (Zeng et al., 2019) و از تقسیم سرمایه‌گذاری مسکونی بر سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت به‌دست می‌آید. براساس مطالعه ژانگ و وانگ (۲۰۱۶) سرمایه‌گذاری برای توسعه مسکن از نظر آماری تأثیر مثبتی دارد و قیمت را کاهش می‌دهد و به همین دلیل به‌عنوان متغیر کنترل در مدل گنجانده شده است.

رشد جمعیت شهری ($Rpop$): میزان تأثیر جمعیت بر قیمت مسکن را نشان می‌دهد. تأثیر موردانتظار افزایش اندازه کل جمعیت افزایش سطح قیمت مسکن است. در حقیقت، به دلیل افزایش تقاضا که توسط جمعیت در حال رشد افزایش می‌یابد، قیمت‌ها افزایشی می‌شوند. وابستگی عمومی بازار مسکن به رشد کل جمعیت به‌طور گسترده به رسمیت شناخته شده است؛ زیرا اصولاً تقاضا برای مسکن از جمعیت حاصل می‌شود.

اندازه گروه‌های سنی مختلف: تأثیر ساختار جمعیت بر قیمت مسکن را نشان می‌دهند. در این مطالعه، بر تأثیر اندازه مقایسه‌ای گروه‌های سنی خاص نسبت به سایر افراد می‌پردازیم.

نسبت وابستگی به سالمندی (Depeold): براساس اطلاعات، رابطه بین جمعیت شاغل (جمعیت بین ۲۰ تا ۵۹ سال) و جمعیت فراتر از سن بازنشستگی (جمعیت بالای ۶۰ سال) را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج برخی از مطالعات، تأثیر موردانتظار افزایش این متغیر، فشار رو به پایین بر قیمت مسکن است (Saita et al., 2013; Takáts, 2012).

لگاریتم هزینه واقعی یک متر بنا ($lHzin$): به‌طور معمول، هزینه ساخت و قیمت زمین، عاملی مهم است که تأثیر مثبتی بر قیمت‌های مسکن دارد. از منظر تقاضا، افزایش قیمت مسکن، منجر به افزایش قیمت زمین می‌شود اما از منظر عرضه، قیمت زمین، عاملی برای افزایش قیمت مسکن است. گرین[3] و همکاران (۲۰۱۶) بیان کردند از دیدگاه عرضه مسکن، کمبود عرضه زمین، عرضه مسکن را کاهش می‌دهد. ون و وودمن[4] (۲۰۱۳) نیز از دیدگاه هزینه، هزینه زمین را مهم‌ترین عامل در هزینه‌های مسکن می‌دانند.

وقفه تورم (Inf): ثبات قیمت نقش مهمی در اقتصاد بازی می‌کند؛ زیرا سطح قیمت بر فعالیت‌های اقتصادی، بخش مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. به‌طور خلاصه، تأثیر تورم بر قیمت مسکن هم منفی و هم مثبت خواهد بود (Zhang et al., 2016). 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. رابطه بین تورم و بازار مسکن از ویژگی کالای

1- Wang & Zhang
2-Yu
3- Green
4- Wen & Goodman

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

سرمایه‌ای بودن و قابلیت حفظ ارزش آن ناشی می‌شود. افزایش تورم درواقع کاهش ارزش پول و قدرت خرید افراد را به دنبال دارد و ویژگی کالای سرمایه‌ای بودن مسکن، علت افزایش تقاضا برای مسکن در شرایط تورمی است.

توصیف و بررسی متغیر وابسته: ازآنجاکه روش به‌کاررفته شده در این تحقیق، فرض می‌کند تابع راست‌نمایی مدل توزیع نرمال دارد و این فرض بر نرمال بودن متغیر وابسته یعنی قیمت واقعی مسکن استوار (PH) است، با استفاده از روش تبدیل پارامتریک باکس- کاکس (۱۹۶۴) بررسی می‌شود که برای برقراری این فرض، نیازی به تغییر داده‌های متغیر وابسته به‌صورت زیر می‌باشد یا خیر؟ این خانواده از تبدیلات توانی برای متغیر مثبت Y به صورت زیر تعریف می شود:

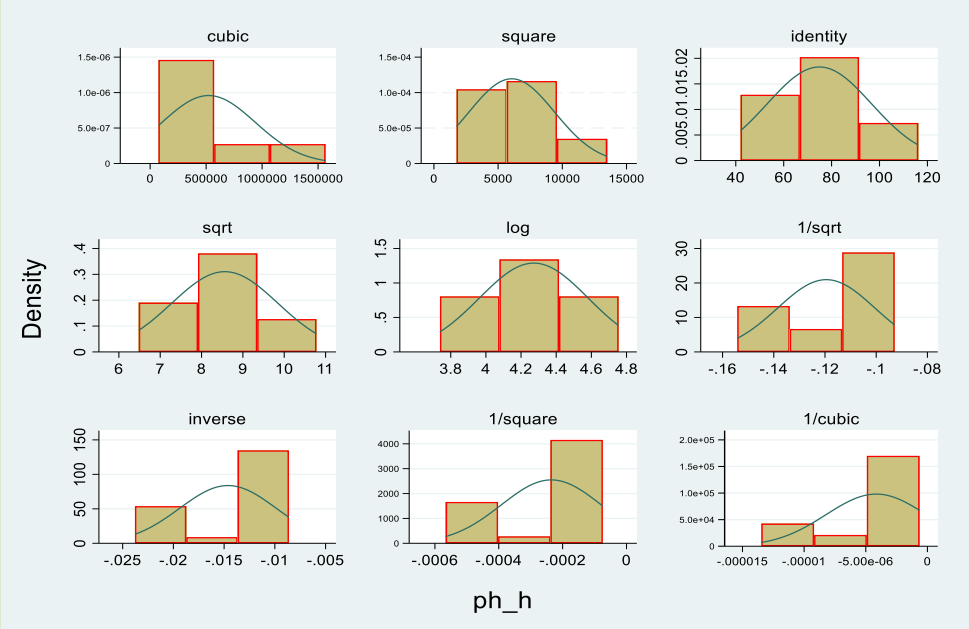
$$Y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{(Y_i^{\lambda}-1)}{\lambda}, & if\ \lambda \neq 0 \\ \log(Y_i), & if\ \ \lambda = 0 \end{cases} \quad (۹)$$

نتایج تخمین λ در جدول ۱ مشاهده می‌شود:

جدول ۱- تخمین و آزمون فرضیه پارامتر باکس-کاکس

Transform	L	[95% Conf. Interval]	Skewness
(pH^L-1)/L)	۰/۱۷۱۱۲۳	-۰/۶۹۸۲۴ ۱/۰۷۰۲۵	۰/۰۰۰۰۱۵۲

براساس جدول۱، فرضیه $0 \leq \lambda < 1$ برای تبدیل لگاریتمی داده‌ها و برای حالت استفاده از داده‌های اصلی، رد نمی‌شود. ازآنجاکه بیشتر متغیرهای اقتصادی مثبت هستند بهتر است مشخص شود کدام‌یک از دو شکل خطی و لگاریتمی مناسب‌تر است. رسم هیستوگرام تجربی برای مقادیر ممکن λ در نمودار (۱) و همچنین براساس نتایج نمودار (۱)، استفاده از فرم لگاریتمی داده‌های قیمت مسکن با عنوان (log) در شکل مشخص گردیده است، در تابع راست‌نمایی با فرض نرمال بودن، این تابع سازگار است.



نمودار ۱- اشکال مختلف تغییر داده‌های متغیر وابسته قیمت مسکن

مدل پایه

به‌عنوان نقطه شروعی برای شناخت تأثیرات تغییرات بر روی قیمت مسکن، می‌توانیم رابطه مابین متغیرهای جمعیتی (نسبت وابستگی سالمندان و رشد کل جمعیت) و متغیرهای کلان اقتصادی (همانند نقدینگی، درآمد واقعی خانوارها، تورم و نسبت

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

سرمایه‌گذاری مسکونی به سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت) و مجموع دو متغیر درونی بخش مسکن (قیمت یک‌متر زمین و هزینه یک متر بنا ساخت) را در نظر بگیریم. دو عنصر مهم در توضیح سالخوردگی نقش دارند: امید به زندگی طولانی‌تر که تعداد کل افراد بیش از ۶۵ سال را افزایش می‌دهد و میزان زادوولد پایین که باعث کاهش جمعیت جوان و کارگر می‌شود. شواهد تجربی نشان می‌دهند که رشد جمعیت عامل مهمی در هدایت قیمت املاک در چین است، بنابراین نرخ رشد جمعیت به‌عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته می‌شود.

درحالی‌که تغییرات در باروری یا نرخ مرگ‌ومیر از عوامل پیشران تغییرات جمعیتی هستند اما شاید شاخص‌های مناسبی برای تحلیل اثر اقتصاد کلانی تغییرات جمعیتی نباشد، به‌خصوص با در نظر گرفتن تأخیر طولانی‌مدتی که تغییرات بر ساختار جمعیت و درنتیجه بر اقتصاد می‌گذارد. به همین دلیل، شاخص‌های جمعیتی، همانند سهم جمعیتی که در سن کار قرار دادند یا نسبت‌های وابستگی که منعکس‌کننده ساختار سن هست، غالباً برای بررسی تأثیرشان بر اقتصاد کلان مورد بهره‌برداری قرارگرفته‌اند. ما در مقاله کنونی این راهبرد را دنبال کرده و از سهم مربوط به جمعیت در سن کار و جمعیت مسن، به‌عنوان متغیرهای مناسبی برای فهم پویایی‌های جمعیتی استفاده کردیم، درحالی‌که در رگرسیون‌های برای استحکام و اعتبار مدل از متغیرهای بخش‌های مالی، مسکن و جمعیتی استفاده می‌کنیم.

نسبت‌های وابستگی متغیرهای کلیدی در پیوند متغیر قیمت املاک و مستغلات با تغییرات عوامل جمعیتی هستند؛ به‌طوری‌که نسبت‌های وابستگی با نوسانات قیمت املاک و مستغلات رابطه معکوس دارند. ازآنجاکه با جمعیت سالخوردگان و تأثیر آن بر قیمت مسکن سروکار داریم، تحلیل خود را بر بیشتر روی میزان وابستگی به سالمندی متمرکز خواهیم کرد. به‌منظور ترسیم نمای کلی از تغییرات جمعیتی، روی تأثیر گروه‌های سنی در جمعیت تمرکز می‌کنیم. برای این کار، جمعیت زیر ۲۰ سال، جمعیت بین ۲۰ تا ۵۹ سال و جمعیت بالای ۶۰ سال را در نظر می‌گیریم. به‌عنوان نقطه شروع برای مطالعه، معادله رگرسیون پایه را به پیروی از مدل تاکاتس [1] و با اندکی تغییرات به شرح زیر در نظر گرفته شده است:

$$lph = \alpha + \beta_1 lHzin + \beta_2 Lm2 + \beta_3 Lincome + \beta_4 \text{Depeold} + \beta_5 \text{Linvest} + \beta_6 Rpop + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

دو عامل جمعیتی، رشد جمعیت شهری $Rpop$ و نسبت وابستگی به سالمندی Depeold در معادله برای نشان دادن اندازه و اثر ساختار جمعیت گنجانده شده است. LM2 لگاریتم وقفه نقدینگی حقیقی، Inf وقفه تورم، Lincome درآمد حقیقی خانوارها، LInvest نسبت سرمایه‌گذاری مسکونی به‌کل سرمایه ثابت و LHzin هزینه واقعی یک متر بنا که از مجموع دو عامل مهم و تأثیرگذار از بخش درونی مسکن یعنی قیمت واقعی یک مترمربع زمین و هزینه یک متر بنا به مدل اضافه‌شده است به‌طور شهودی و براساس این مدل، تأثیر مثبت نقدینگی، تورم، رشد جمعیت شهری، درآمد خانوارها و تأثیر منفی نسبت وابستگی به سالخوردگی بر قیمت املاک و مستغلات را انتظار داریم.

۵- یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل

الف) نتایج رگرسیون پایه

پس از معرفی ابزارهای لازم جهت برآورد سازگار و کارآیی میان روابط متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته قیمت مسکن، به تخمین و تفسیر نتایج عددی پارامترهای مدل (۱۰) پرداخته می‌شود. به‌منظور انجام استنباط آماری با استفاده از الگوریتم متروپلیس-هیستینگز به ازای ۱۷۴۰۰ تکرار (تعداد تکرار به‌وسیله شبیه‌ساز (MCMC) به ازای نمونه‌هایی به‌اندازه ۱۳۸۰۰

1- Takáts

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

هزار و نرخ پذیرش[1] ۰/۲۹۶۹، نتایج به‌دست‌آمده است.

جدول ۲ این نتایج را نشان می‌دهد.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]

[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

[1]- در روش شبیه‌سازی متروپلیس نرخ پذیرش یا به عبارتی، نرخ قبولی کارکرد الگوریتم باید کمتر از ۰/۵ باشد.

جدول ۲- نتایج معادله (۱۰)

97.5% card Interval]	Equal tailed2.5%	Median	MCSE	Std.Sdv.	Mean	
۰/۳۱۲۳	۰/۰۰۹۳	۰/۱۴۲۵	۰/۰۰۲۹	۰/۰۷۹۳	۰/۱۴۵۱	LM_2
۰/۶۸۱۲	۰/۰۷۹۵	۰/۳۸۹۸	۰/۰۰۵۹۹	۰/۱۴۶۶	۰/۳۸۴۸	LHzin
۱/۴۲۸	۱/۰۳۲۵	۱/۲۲۷۲	۰/۰۰۴۵۹	۰/۰۹۷۹	۱/۲۲۷۷	LIncome
۰/۰۴۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۲۴۲	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۱۷	۰/۰۲۴۱	LInvest
-۰/۰۱۸۳	-۰/۱۳۲۷	-۰/۰۷۳۳	۰/۰۰۲۱	۰/۰۲۸۷	-۰/۰۷۴۴	Depeold
۰/۰۱۱۳	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۷۲	Inf
۰/۱۷۸۲	۰/۰۰۹۲	۰/۰۸۶۰	۰/۰۰۱۹	۰/۰۴۲۶	۰/۰۸۸۱	Rpop
-۱۸/۵۷۲۹	-۱۹/۱۲۱۰	-۱۸/۸۶۴۱	۰/۰۰۶۱	۰/۱۳۸۵	-۱۸/۸۶۰۹	_cons
۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۳۴	var

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۲، براساس میانگین پسین ضرایب متغیرهای توضیحی مشخص است که اثر هزینه یک‌متربنا هم‌راستا با مطالعات قادری و همکاران (۱۳۹۵) و سیدنورانی (۱۳۹۳) است و نتایج تأثیر درآمد خانوار با مطالعه وانگ و همکاران (۲۰۱۸) که نتیجه گرفته‌اند با افزایش درآمد خانوار میزان تقاضای آنها برای مسکن افزایش می‌یابد همخوانی دارد.

نقدینگی از طریق افزایش تقاضای کالاها و خدمات به‌ویژه تقاضای مسکن و زمین، موجب افزایش سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات به‌خصوص بخش مسکن می‌شود و این نتایج هم‌راستا با مطالعه رحمانی و همکاران (۱۳۹۴) و جلیلی کامجو و نادمی (۱۳۹۷) است. نکته مهم اینکه اثر مثبت متغیر نسبت سرمایه‌گذاری مسکن بر قیمت بیانگر این موضوع است که تقاضا در بازار املاک و مستغلات ایران بسیار بیشتر از عرضه است و دلیل ساختاری اینکه بخش مسکن باوجود سرمایه‌گذاری زیاد همچنان سودآور است به بحث بیماری هلندی اقتصاد ایران بازمی‌گردد که می‌تواند بیش از هر عاملی به تقویت بازدهی این بخش منجر شود. این نتیجه هم‌راستا با مطالعه مطالعه جلیلی کامجو و نادمی (۱۳۹۷) و ژانگ و وانگ (۲۰۱۸) است.

نسبت وابستگی سالمندی (۰/۰۷۴۴-) رابطه عکس با قیمت مسکن دارد که مطابق با مطالعه وانگ و همکاران (۲۰۱۵) و مغایر با پژوهش وانگ و همکاران (۲۰۱۸) است.

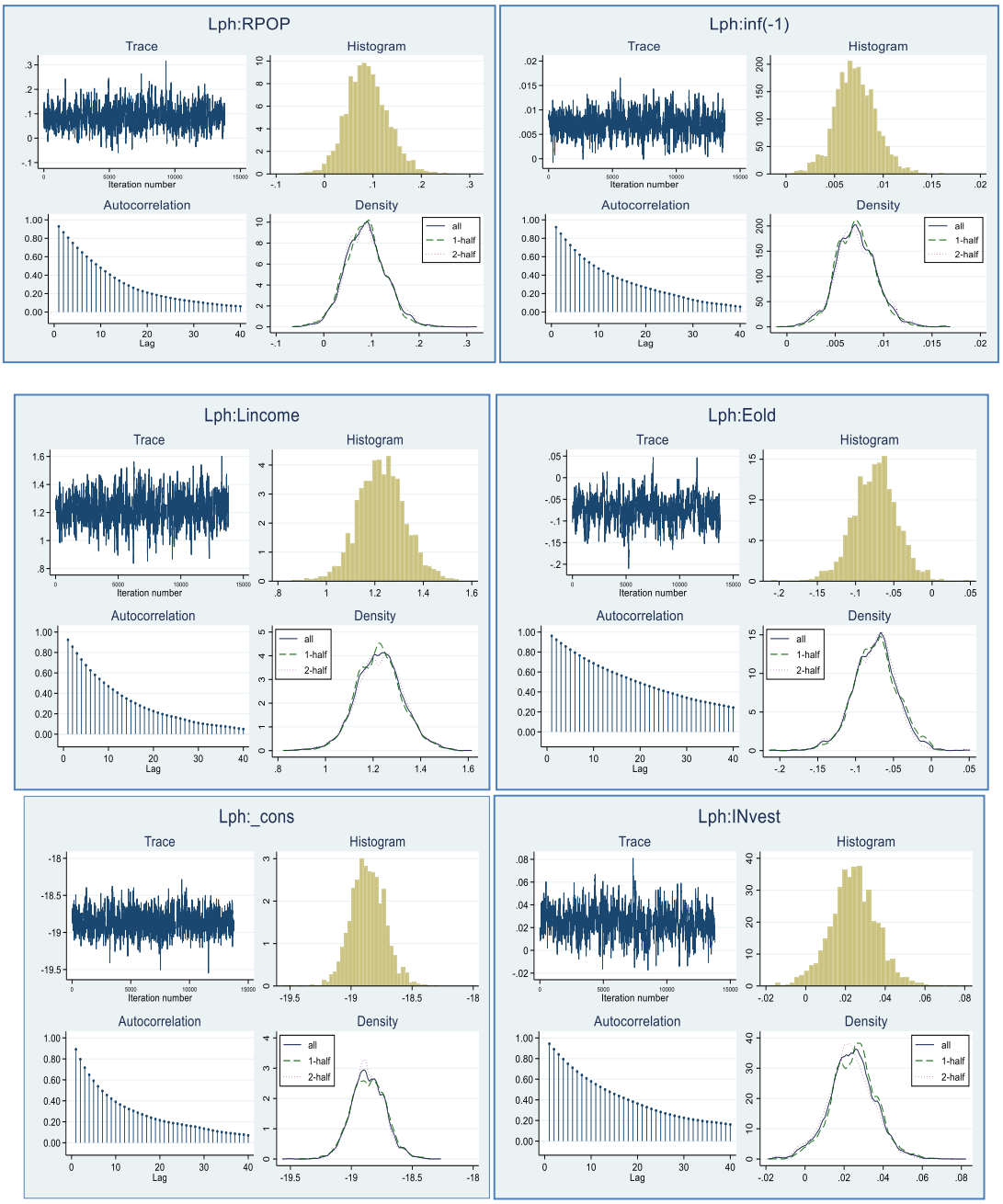
اثر مثبت رشد جمعیت بر قیمت مسکن نشان می‌دهد که افزایش تعداد افراد، نیاز به خرید خریداران را در سن مربوطه و تحریک به سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران را افزایش خواهد داد و ازاین‌رو افزایش قیمت مسکن را تحریک خواهد کرد و این نتایج هم‌راستا با مطالعات سید نورانی (۱۳۹۳) و ارستیس[1] و همکاران (۲۰۱۷) است.

دو ستون آخر جدول فاصله معتبر بیزی ۹۵ درصدی برای میانگین پسین برآورد شده هر پارامتر را نشان می‌دهند. ازآنجایی‌که این دو ستون برای متغیرهای ذکرشده شامل صفر نمی‌باشند، بدین معنا است که قیمت مسکن رابطه معنی‌داری با این متغیرها دارد. میانگین پسین تخمینی و میانه‌ها بسیار نزدیک هستند و نشان می‌دهد که توزیع پسین ممکن است متقارن باشد درواقع، توزیع پسین میانگین در این مدل، به‌صورت توزیع نرمال شناخته‌شده است. به‌منظور ارائه استنباط‌های بیزین معتبر براساس نمونه حاصل از شبیه‌سازی MCMC، همگرایی زنجیره‌های مارکف الگوریتم موردبررسی قرارگرفته است. معیارهای تشخیص همگرایی در واقع آزمون‌هایی هستند که مواردی را که همگرایی به توزیع ایستا منجر نشده است، مشخص می‌کنند.

1- Arestis

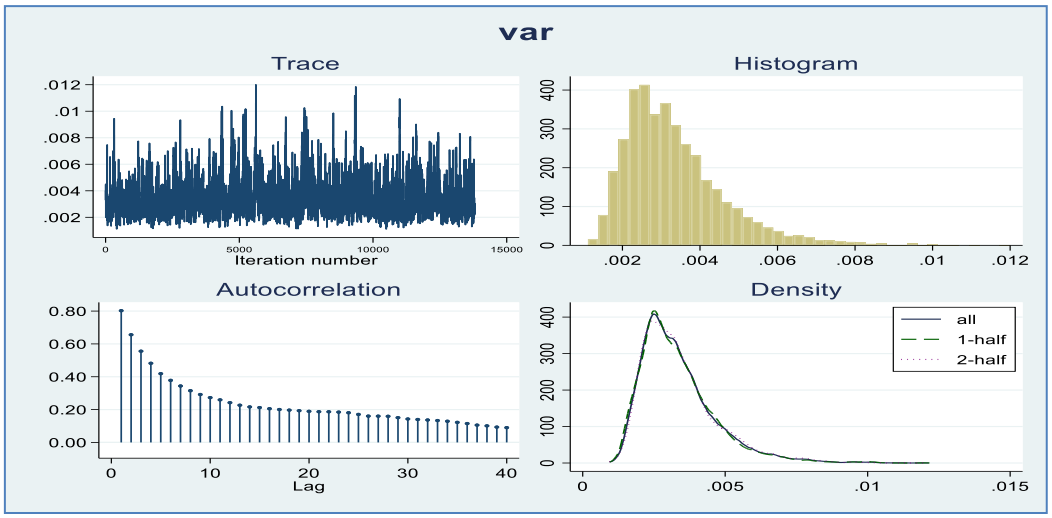
[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

هدف، تولید نمونه‌هایی از توزیع‌های حاشیه‌ای پارامترها برای استنباط درباره پارامترهاست. این هدف وقتی محقق می‌شود که زنجیر مارکوف تولیدشده به توزیع حدی‌اش گراییده باشد. در نمودارهای زیر، نمودار اثر و خودهمبستگی چگالی پسین متغیرهای مورداستفاده در مدل، نشان‌دهنده همگرایی MCMC تحقیق است. شایان ذکر است که نمودارهای مربوط به پارامترهای همه متغیر مستقل، حاکی از همگرایی الگوریتم در شبیه‌سازی پارامترها است (نمودارهای ۲ و ۳).



نمودار ۲- نمودار چندگانه چگالی پسین شبیه‌سازی‌شده با MCMC برای متغیرهای مستقل

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]



نمودار ۳- نمودار چندگانه چگالی پسین شبیه‌سازی‌شده با MCMC واریانس مدل

معیار بااهمیت دیگری که پیش از استنباط بیزین باید بررسی شود اندازه نمونه مؤثر است که با ESS[1] نشان داده شده است. میزان ESS به‌دست‌آمده از شبیه‌سازی MCMC در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳- Ess متغیرهای معادله (۱۰)

	Ess	Corr.time	Efficiency
LM_2	۷۵۲/۴	۱۸/۳۴	۰/۰۵۴۵
LHzin	۶۱۶/۱۹	۲۲/۴	۰/۰۴۴۷
LIncome	۴۶۹/۲۵	۲۹/۴۱	۰/۰۳۴
LInvest	۳۲۴/۵۳	۴۲/۵۲	۰/۰۲۳۵
Depeold	۱۹۱/۲۷	۷۲/۱۵	۰/۰۱۳۹
Inf	۴۰۴/۵۴	۳۴/۱۱	۰/۰۲۹۳
Rpop	۵۱۵/۷۵	۲۶/۷۶	۰/۰۳۷۴
_cons	۵۱۵/۴	۲۶/۷۸	۰/۰۳۷۳
var	۵۷۶/۸۷	۲۳/۹۲	۰/۰۴۱۸

جدول ۳ نشان می‌دهد که میزان کارایی نمونه برای تخمین میانگین چگالی پسین تمامی پارامترهای معادله ۱۰ کمتر از یک درصد نیست؛ برای مثال، میزان کارایی اندازه نمونه برای متغیر LM_2 حدود ۵ درصد است (ستون Effeciency) که با توجه به اندازه نمونه ۱۳۸۰۰تایی به‌دست‌آمده از شبیه‌سازی MCMC بدین معنا خواهد بود که حدود (۱۳۸۰۰*۰/۰۵۴۵) ۷۵۲ مشاهده مستقل برای تقریب کرنل انتقالی در دست است؛ بنابراین، براساس این کمیت، در میان متغیرهای فوق چگالی پسین پارامتر مربوط به متغیرهایی که کارایی بیشتر دارند، نسبتاً دقیق‌تری خواهند داشت؛ زیرا تعداد مشاهدات مستقل بیشتری برای این تخمین در دست است.

ب) بررسی استحکام و اعتبار مدل: دلایلی وجود دارد که برآوردهای جدول ۳ ممکن است به‌طور دقیق تأثیر عوامل جمعیتی بر قیمت مسکن را نشان ندهد. درواقع، نتایج قبلی می‌توانند از متغیر حذف‌شده یا مشکلات درون‌زا آسیب ببینند. برای رفع این نگرانی‌ها، با طیفی از متغیرهای جایگزین، این سوگیری‌ها را به حداقل می‌رسانیم.

1- Effective Sample Size

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

عوامـــل جمعیتـــی: ابتـــدا، عوامـــل جمعیتـــی را بـا $Dpeold_{t-1}$ جـایگزین مـی‌کنیم (مـدل M2). ایـن روش از این مزیت برخوردار است که می‌تواند بـا مشـکل احتمالی درون‌زایی بین عوامل جمعیتی و قیمت مسـکن مقابله کند. نتایج در جدول ۴ ارائه شده است کـه نشـان می‌دهد این متغیر توضیحی هنوز هـم معنـی‌دار اسـت و همانند مدل پایه و معیار هستند. ضریب مربوط به نسبت وابستگی به پیری بزرگ‌تر شده است.

لگاریتم وقفــه درآمــدهای نفتــی ($lOIL$) : در اقتصادهای نفتی عموماً افزایش درآمـدهای نفتـی باعـث ایجاد دوران رونق در مسکن و کاهش این درآمدها باعـث کاهش رشد قیمت مسکن می‌شود. اجـرای سیاسـت‌های انقباضی می‌تواند تأثیرات این شوک‌ها را خنثی کنـد امـا در ایران و در بیشتر کشورهای نفتی عمـلاً سیاسـت‌های ضدادواری و عقیم‌کننده پولی اجـرا نمی‌شـوند و افـزایش قیمت نفت به‌صورت افزایش پایه پـولی و سـرازیر شـدن پول به جامعه و درنتیجه افـزایش یـا جهـش قیمت‌هـای مسکن بروز پیدا می‌کند. در ایران، بودجـه کانـال انتقـال درآمدهای نفتی به بخش‌های مختلف اقتصادی است، بـه همین دلیل دلارهای نفتی با یک تأخیر نسبت بـه زمـان ثبت آنها وارد اقتصاد ایران می‌شود. با توجه به گستردگی و بزرگی دولت در ایران، عملاً نقدینگی در ایـران معـادل درآمدهای نفتی است؛ بنابراین این متغیر جانشین متغیر نقدینگی در مدل پایه شده است و نتـایج نشـان می‌دهـد همه ضـرایب مـدل (M1) از نظـر آمـاری معنـادار بـاقی مانده‌اند که مطابق با مطالعه ییکی[1] (۲۰۱۷) است.

لگاریتم شاخص مسکن اجاره‌ای (lrent): افزایش تعداد اجاره‌کننده‌ها، تقاضا برای خرید مسـکن را کـاهش می‌دهد بنابراین انتظارمی‌رود اثر منفی بر قیمـت مسـکن داشته باشد. از طرفی اجاره بالا منجر بـه افـزایش تقاضـا بـرای مسـکن در "اسـتفاده مسـتقیم" و بـه شـکل مشخص‌تری برای سرمایه‌گذاری می‌شـود کـه منجـر بـه افزایش قیمت می‌شود. بااین‌حال، اثر مثبت شاخص اجاره مسکن بر قیمـت مسـکن، نشـان‌دهنده نـواقص در بـازار اجاره مسکن ایران است؛ به‌طوری‌که بجای کاهش قیمت مسکن، بـازار اجـاره بـه افـزایش قیمـت مسـکن کمـک می‌کند. بـه‌طورکلی ایـن امـر نشـان‌دهنده ارزش‌گـذاری بیش‌ازحد قیمت مسکن در ایران است. ایـن متغیـر را در رگرسیون پایه در مدل (M6) اضـافه مـی‌کنیم. شـاخص اجاره مسکن هرچند تأثیر مثبت دارد ولی معنادار نیست.

نسبت وابستگی کـل جمعیـت[2] و کودکـان[3] (**Deppop** و **DePcild**): به رگرسیون پایه در مدل (M3 و M4) اضافه می‌کنیم، عوامل جمعیتی و همچنین اقتصـادی در این حالت همان اهمیت آمـاری را دارنـد و علامت‌هـا تغییر نکرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه منفـی بـین این متغیرها و سیر تحول قیمت مسـکن تأییـد می‌شـود. نتایج با مطالعه زنگ و همکاران (۲۰۱۸) هم‌راستاست.

نرخ شهرنشینی (URBN): شهرها به‌عنوان محور اقتصاد منطقه‌ای، سیاست، فرهنگ و حمل‌ونقل، به دلیل فرصـت‌های شـغلی، زیرسـاخت‌های مناسـب و محـیط آموزشی مناسب، افراد مناطق اطراف را بـه خـود جـذب می‌کنند. این مزایای باعـث شـده اسـت کـه جمعیـت از مناطق روستایی به شهرها بیشتر شود و این باعث تقاضـا برای مسکن و در نتیجه، افزایش قیمت مسکن می‌شـود. نـرخ شهرنشـینی را در رگرسـیون پایـه در مـدل (M5) اضافه مـی‌کنیم و نتیجـه بـا مطالعـه قـادری و همکـاران (۱۳۹۵) سازگار است.

عرضه جدید مسکن (Lpmrid): ما از نسبت سرانه سـاختمان‌های مسـکونی[4] بـه‌عنوان شاخصـی از عرضـه جدیـد مسـکن مطـابق بـا مطالعـه موسـوی و درودیـان (۱۳۹۴) استفاده کردیم. این متغیر بسته به چارچوبی که در آن قرار داریم، می‌تواند مثبت (مدل جریان ذخیره) یا

1- Yiqi

۲- نسبت وابستگی جمعیت= (جمعیت سنین ۱۴-۰ سال + جمعیت سنین بیش از ۶۴ سال) تقسیم بر (جمعیت سنین ۶۴-۱۵ سال)

۳- نسـبت وابسـتگی کـودک= (جمعیـت سـنین ۱۴-۰ سـال) تقسـیم بـر (جمعیت سنین ۶۴-۱۵ سال)

۴- از تقسیم تعداد ساختمان‌های مسکونی جدید به تعداد ازدواج سالانه

[Downloaded from ieuam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/ieuam.9.35.37]

منفی (عرضه بالاتر منجر به کاهش قیمت می‌شود) باشد. استفاده از این متغیر به‌عنوان متغیر توضیحی، خطر درون‌زایی بالقوه بین متغیر وابسته (قیمت مسکن) را دارد. پیرو نتیجه‌گیری دی پاسکاله و واترون[1] (۱۹۹۴) عرضه مسکن جدید (M7) را اضافه کنیم. نتایج نشان می‌دهد که عوامل جمعیتی و اقتصادی نیز از این لحاظ قوی هستند. ضریب عرضه جدید مسکن مثبت و اما معنادار نیست که مغایر با مطالعه موسوی و درودیان (۱۳۹۴) است. علامت مثبت با مفهوم مدل‌های انباره - روانه یا موجودی جریان[2] و منطق استدلال‌کنندگان که در آن عمدتاً هنگامی‌که بازار معاملات مسکن در مرحله صعودی خود است، عرضه جدید مسکن انجام می‌شود، سازگار است.

جدول ۴- نتایج مدل‌های مختلف قیمت مسکن برای بررسی استحکام مدل

model	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	M_6	M_7
LM_2	-	۰/۲۰۵۶	۰/۱۱۳۲	۰/۰۹۴۷	۰/۰۸۶۲	۰/۱۲۶۸	۰/۱۷۴۱
LHzin	۰/۵۷۱۱	۰/۳۸۰۷	۰/۳۱۲۳	۰/۳۵۳۶	۰/۲۸۳۷	۰/۴۲۰۷	۰/۳۶۳۸
LIncome	۱/۰۶۲۴	۰/۹۰۲۵	۱/۲۵۳۶	۱/۱۴۴۲	۱/۳۷۳۷	۱/۱۳۰۶	۱/۱۸۸۷
LInvest	۰/۰۱۸۹	۰/۰۲۸۳	۰/۰۴۵۰	۰/۰۴۵۵	۰/۰۳۶۲	۰/۰۲۳۱	۰/۰۲۴۶
Depeold	-۰/۰۶۹۹	-	-	-	-۰/۰۷۴۹	-۰/۰۶۷۹	-۰/۰۶۶۱
Inf	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۶۵
Rpop	۰/۰۶۹۴	۰/۰۰۳۱	۰/۰۶۸۰	۰/۰۶۳۹	-	۰/۰۸۲۹	۰/۰۸۳۵
$Dpeold_{t-1}$	-	-۰/۹۰۹۰	-	-	-	-	-
LOil	۰/۰۱۷۳	-	-	-	-	-	-
DePcild	-	-	-۰/۶۷۹۱	-	-	-	-
Deppop	-	-	-	-۰/۷۶۲۲	-	-	-
Lpmrid	-	-	-	-	-	-	۰/۲۴۲۳*
Lrent	-	-	-	-	-	۰/۰۵۰۴*	-
urbn	-	-	-	-	۰/۰۱۳۵	-	-
_cons	-۱۷/۲۵۵	-۱۷/۰۴۸	-۱۸/۳۹۵	-۱۶/۹۸۹	-۱۹/۹۴۸	-۱۷/۷۲۴	-۱۸/۴۶۱
var	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۹

*- معنی‌دار نیست.

تحلیل جایگزین عوامل جمعیت‌شناختی

تا اینجا برای ارزیابی تأثیر تغییرات جمعیتی بر قیمت مسکن از دو متغیر جمعیتی استفاده کردیم که میزان تأثیر اندازه جمعیت (کل جمعیت) و اثر ساختار جمعیت (ضریب تأثیر پیری: وابستگی سالمندان) را نشان می‌دهند. در ادامه، با معرفی متغیرهای مختلف جمعیتی بر اساس ساختار سنی جمعیت، تحلیل تأثیر ساختار جمعیت بر قیمت مسکن را بررسی می‌کنیم. فرض چنین تقسیم‌بندی این است که برخی از زیرگروه‌های جمعیتی مجموعه مشترکی از نیازها و محدودیت‌ها رادارند که بر رفتار آنها در رابطه با معاملات در بازار املاک و مستغلات تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین، به‌جای اینکه صرفاً تأثیر اندازه جمعیت را به‌طورکلی بررسی کنیم، جمعیت را با توجه به سن آن‌ها تقسیم‌بندی می‌کنیم. با مطالعه جمعیت به‌صورت جداگانه، می‌توان فهمید که چه تأثیری هر گروه سنی بر قیمت مسکن دارد.

الف) جمعیت فعال و جمعیت غیرفعال (lkhfall)

هدف اولین تقسیم‌بندی ما تحلیل تأثیر جمعیت غیرشاغل بر قیمت مسکن است؛ بنابراین، در رگرسیون پایه و معیار خود متغیر وابستگی سالمندان را با اندازه نسبی جمعیت غیرفعال اقتصادی، یعنی جمع جمعیت زیر ۲۰ سال و جمعیت بالای ۶۰ سال، تقسیم بر کل جمعیت جایگزین می‌کنیم. تأثیر مورد انتظار عدم‌تعادل

1- DiPasquale & Wheaton

۲- این مدل فرض می‌کند که قیمت مسکن در یک دوره به‌وسیله ارزش جاری سایر متغیرهای مدل تعیین می‌شود.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

بالقوه بین جمعیت شاغل و غیرشاغل به دلیل افزایش سهم گروه دوم فشار رو به پایین بر قیمت مسکن است. در واقع، رشد جمعیت غیرشاغل، اگر سایر شرایط باهم برابر باشد، به معنای کوچک شدن جمعیت شاغل است که با توجه به وضعیت مالی و تمایل شخصی آنها به خرید خانه، محرک اصلی تقاضای مسکن است. نتایج گزارش‌شده در جدول ۵ نشان می‌دهد که ضریب مربوط به جمعیت غیرشاغل معنادار و منفی است. نتایج با مطالعه عصافی و سیمن (۲۰۱۵)، هم‌خوانی دارد.

ب) جمعیت زیر ۲۰ سال (Lpop<20) و جمعیت بالای ۶۰ سال (Lpop>60)

در گام بعدی جمعیت غیرشاغل به دو گروه تقسیم می‌شود: جمعیت کمتر از ۲۰ سال و سالمندان (جمعیت بالای ۶۰ سال). ازآنجاکه جمعیت کمتر از ۲۰ سال مستقیماً موردتوجه بازار املاک و مستغلات نیستند انتظار می‌رود تنها درصد کمی از جمعیت زیر ۲۰ سال صاحب‌خانه هستند (نسبت وابستگی کودکان و جوانان رابطه عکسی با قیمت مسکن دارد) و انتظار داریم سالمندان تأثیر بالاتر و قابل‌توجهی داشته باشند؛ زیرا طبق تئوری چرخه زندگی، آن‌ها به احتمال زیاد دارایی خود را پس از بازنشستگی برای تأمین نیازهای خود نقد می‌کنند. این امر منجر به افزایش عرضه مسکن به بازار می‌شود. بااین‌حال، ترکیبی از جمعیت شاغل کوچک‌تر (خریداران) و سهم بالاتری از بازنشستگان (فروشنده)، فشار نزولی قابل‌توجهی را بر قیمت مسکن وارد می‌کند. نتایج در جدول ۵ برداشت ما را تأیید می‌کند.

ج) تأثیر نسبت میانسالی به سالمندی بر قیمت مسکن (M/O)

در حقیقت، برخی از گروه‌های سنی عامل محرکه تقاضای مسکن هستند که منجر به فشار صعودی قیمت مسکن می‌شود، درحالی‌که برخی دیگر از گروه‌های سنی فروشنده خالص هستند و تأثیر منفی بر آنها می‌گذارند. برای بررسی درک خود از تأثیر جمعیت در بازار املاک و مستغلات، همانند مطالعه لئو و اشپیگل[1] (۲۰۱۱)، تأثیرگذارترین گروه‌های سنی یعنی جمعیت ۴۹-۴۰ ساله و جمعیت ۶۹-۶۰ ساله و نسبت میانسالی به سالمندی (نسبت M/O) را در نظر می‌گیریم. نسبت M/O برای مطالعه ما مهم است؛ زیرا عدم‌تعادل بین گروه خریدار و گروه فروشنده را نشان می‌دهد؛ بنابراین قدرت چانه‌زنی و پیامدهای آنها بر تغییرات قیمت‌ها را نشان می‌دهد. نتایج در جدول ۵ و مدل (M_3) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهند که هرچه نسبت M/O افزایش یابد، یعنی افزایش سهم جمعیت ۴۹-۴۰ ساله یا کاهش سهم جمعیت ۶۹-۶۰ ساله قیمت مسکن افزایش می‌یابد که با مطالعات لئو و اشپیگل (۲۰۱۱) و عصافی و سیمن (۲۰۱۵) هم‌راستاست. تمام ضرایب دیگر برای عوامل اقتصادی و جمعیتی نسبت به جایگزینی نسبت وابستگی به پیری با نسبت میانسالی به سالمندی باثبات می‌ماند.

جدول ۵- تحلیل جایگزین عوامل جمعیت‌شناختی

model	M_1	M_2	M_3
LM_2	۰/۰۳۶۷	۰/۱۶۳۷	۰/۳۲۴۱
LHzin	۰/۲۳۱۶	۰/۳۴۱۷	۰/۴۰۹۱
LIncome	۱/۴۳۳۵	۱/۰۰۵۴	۰/۸۹۵۸
LInvest	۰/۰۴۶۵	۰/۰۴۱۳	۰/۰۱۳۹
Inf	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۵۸
lkhfall	-۱/۷۰۰۶	-	-
Lpop<20	-	-	-۰/۸۴۳۴
Lpop>60	-	-	-۱/۰۶۵۸
lmo	-	۰/۵۶۵۸	-
_cons	-۱۸/۶۲۰۳	-۱۶/۶۳۷	۱/۲۷۱۶
var	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۳۰

1- Liu & Spiegel

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

د) جمعیت گروه‌های سنی پنج ساله

گمان می‌رود پاسخ به تأثیر جمعیت بر قیمت مسکن در بررسی دقیق جمعیت به شکلی جزئی‌تر نهفته باشد؛ بنابراین، کل جمعیت در گروه‌های سنی پنج‌ساله از ۲۴-۲۰ تا ۶۴-۶۰ و ۶۵ بالاتر تقسیم می‌شود، اما ازآنجاکه واردکردن این تعداد متغیر در معادله، درجه آزادی را به‌شدت کاهش می‌دهد، باید به‌گونه‌ای تعداد متغیرهای توضیح‌دهنده را کاهش داد؛ بنابراین با استفاده از روشی که فیر و دومینگوئز[1] (۱۹۹۱) ارائه دادند با در نظر گرفتن این فرض که افراد صاحب درآمد در گروه‌های سنی ۲۰ ساله و بیشتر هستند؛ بنابراین نسبت جمعیت در رده گروه سنی ۲۰ تا ۲۴ و ۲۵ تا ۲۹ و ... و ۶۵ سال و بیشتر برای لحاظ کردن تغییرات ساختار سنی جمعیت در نظر گرفته شده و الگوی قیمت مسکن به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$Lph = X_t\beta + \alpha_1 p_{1t} + \alpha_2 p_{2t} + \cdots \alpha_j p_{jt} + u_t = X_t\beta + \sum_{j=1}^{n} \alpha_j p_{jt} + u_t \quad (۱۱)$$

$$t = 1.2.\ldots.T, \mathrm{j} = 1.2.\ldots.n$$

که در آن Lph لگاریتم قیمت مسکن، X_t بردار لگاریتم متغیرهای توضیحی و β بردار ضرایب مربوط به این متغیرها است و $p_{jt} = \frac{Njt}{Nt}$ نسبت جمعیت گروه سنی j به کل جمعیت فعال در زمان t و α_j ضرایب نسبتی جمعیتی و u_t جمله خطا است. وجود گروه‌ها و متغیر جمعیتی در معادله قیمت مسکن به هنگام برآورد ضرایب ممکن است ضرایب از اعتبار لازم برخوردار نباشند ازاین‌رو لازم است به‌گونه‌ای تعداد متغیرهای جمعیت ایران در الگو را به حد قابل‌قبولی کاهش داد. برای این منظور فرض‌هایی را برای مقادیر α_j قائل می‌شویم؛ چنانچه این اعتقاد وجود داشته باشد قیمت مسکن به‌تدریج با افزایش سن افزایش می‌یابد و به ماکسیمم خود می‌رسد و سپس نزولی می‌شود می‌توان برای مقادیر α_j تابع درجه دومی به‌صورت زیر را نوشت:

$$\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2 \quad (۱۲)$$

درعین‌حال اگر نسبت جمعیت گروه‌های سنی مختلف همواره ثابت باقی بماند اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر مسکن صفر خواهد بود پس می‌توان نوشت:

$$\sum_{j=1}^{n} \alpha_j = 0$$

با در اختیار داشتن ضرایب γ_0، γ_1 و γ_1 در تابع درجه دوم فوق این امکان را فراهم می‌کند که بتوان مقادیر ضرایب α_j را محاسبه کرد و اثر تغییر نسبت جمعیت سنی ده‌گانه را بر قیمت مسکن مشخص نمود. با جای‌گذاری قید چندجمله‌ای درجه دوم در قیدی که مجموع ضرایب α_j را صفر می‌کند می‌توان مقدار ضرایب را به‌صورت زیر به‌دست آورد:

$$\gamma_0 = -\gamma_1 \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{j=1}^{n} j - \gamma_2 \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{j=1}^{n} j^2 \quad (۱۳)$$

اکنون اگر در رابطه $\sum_{j=1}^{n} \alpha_j = 0$ عبارت‌های α_j و γ_0 جای‌گذاری شوند عبارت زیر حاصل می‌شود:

$$\sum_{j=1}^{n} \alpha_j p_j = \gamma_1 (\sum_{j=1}^{n} j\, p_j \frac{1}{n} \sum j \sum_{j=1}^{n} p_j) + \gamma_2 (\sum_{j=1}^{n} j^2 p_j - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} j^2 \sum_{j=1}^{n} p_j \quad (۱۴)$$

اگر عبارت داخل پرانتز را به ترتیب z_{1t} و z_{2t} بنامیم، خواهیم داشت:

$$\sum_{j=1}^{n} \alpha_j p_j = \gamma_1 z_t^1 + \gamma_2 z_t^2$$

بنابراین معادله مسکن به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$Lph = X_t\beta + \gamma_1 z_t^1 + \gamma_2 z_t^2 + u_t \quad (۱۵)$$

که از برآورد رابطه فوق، ضرایب γ_1 و γ_2 به دست می‌آیند و با کمک معادلات قبل می‌توان γ_0 را نیز محاسبه کرد و با توجه به قید تابع درجه دوم ضرایب هر گروه سنی محاسبه می‌شود.

1- Fair & Dominguez

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

جدول ۶- نتایج تخمین معادله (۱۵)

	Mean	Std.Dev.	MCSE	Median	Equal tailed2.5%	97.5% card Interval]
LM_2	۰/۲۴۰۸	۰/۱۲۱۳	۰/۰۰۹۸	۰/۲۳۹۳	۰/۰۰۹۱	۰/۴۸۸۵
LHzin	۰/۳۳۱۳	۰/۱۲۳۶	۰/۰۰۶۹	۰/۳۳۵۶	۰/۰۸۶۹	۰/۵۷۸۷
LIncome	۱/۰۶۶۵	۰/۱۴۰۸	۰/۰۱۳۲	۱/۰۶۱۹	۰/۷۸۸۸	۱/۳۵۶۴
LInvest	۰/۰۳۶۰	۰/۰۱۲۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۵۸	۰/۰۱۲۳	۰/۰۵۹۶
Inf	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۰۹
Z1	۱/۳۴۳۸	۰/۳۲۲۱	۰/۰۵۹۱	۱/۳۳۴	۰/۷۱۰۵	۲/۰۱۴۰
Z2	-۰/۱۰۶۲	۰/۰۴۰۵	۰/۰۰۷۸	-۰/۱۰۵۸	-۰/۲۴۹۳	-۰/۰۸۸۹
_cons	-۱۶/۷۶۰۳	۰/۶۵۵۹	۰/۱۵۱۷	-۱۶/۷۰۰۶	-۱۸/۲۴۰۲	-۱۵/۶۴۷۱
var	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲۴۹۹۶	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۵۷

با توجه به جدول ۷ نتایج موردانتظار برای گروه‌های سنی به شرح زیر است: جمعیت زیر ۲۰ سال تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند؛ زیرا آنها کمتر دغدغه خریدن ملک را دارند و بیشتر به دنبال تحصیل و شغل هستند. درواقع، بالاترین میزان تحرک به دلیل نیازهای حرفه‌ای و شغلی در جمعیت ۲۹-۲۰ سال مشاهده می‌شود. این مرحله خاص در آغاز زندگی کاری، علاوه بر درآمد نسبتاً کم، باعث می‌شود خرید خانه بی‌فایده باشد؛ بنابراین، سهم بیشتری از این جمعیت تأثیر مهمی برافزایش تقاضا برای مسکن و لذا افزایش قیمت نخواهد داشت.

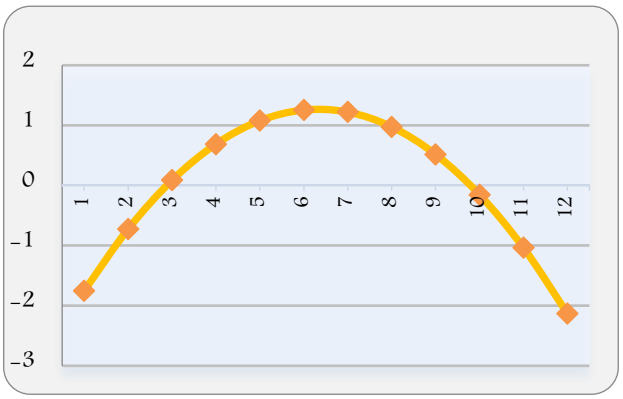
درواقع، جمعیت ۲۹-۲۰ ساله بر قیمت خانه‌ها تأثیر قابل‌توجهی نمی‌گذارد. این مسئله را می‌توان با فقر فزاینده و بیکاری افراد و به‌ویژه جوانان توضیح داد؛ همچنین آسیب‌پذیری آنها طی این دهه گذشته افزایش‌یافته است که آنها را ملزم می‌کند پروژه خرید خانه را به تعویق بیندازند و برای مدت طولانی در بازار اجاره بمانند. فرض می‌شود جمعیت ۵۵-۳۰ ساله در سطح حرفه‌ای و شخصی باثبات‌تری از زندگی است و از منابع مالی بالاتری برخوردار است. این امر باعث افزایش تمایل آنها به خرید خانه می‌شود؛ بنابراین، هرچه وزن آنها بیشتر شود، قیمت مسکن نیز بیشتر می‌شود. در بین این گروه سنی از جمعیت، می‌توان از جمعیت ۵۵-۴۰ سال تأثیر مثبت بیشتری بر قیمت خانه‌ها انتظار داشت، زیرا آنها با توجه به وضعیت حرفه‌ای خود، باارزش‌ترین وام‌گیرندگان به‌واسطه توانایی بازپرداخت و درآمدشان محسوب می‌شوند. جمعیت بالای ۶۰ سال انتظار می‌رود روی قیمت خانه‌ها تأثیر منفی بگذارند زیرا عمدتاً فروشنده خالص هستند و با افزایش اندازه آنها، دارایی بیشتری برای فروش گذاشته می‌شود و منجر به افزایش عرضه می‌شود که نسل جوان قادر به جذب آن نیستند. بااین اوصاف، می‌توانیم از افزایش سهم جمعیت پیر نسبت به جمعیت ۶۵ ساله تأثیر منفی بالاتری را انتظار داشته باشیم، زیرا فرایند فروش به‌صورت تدریجی از دوران بازنشستگی تا مرگ اتفاق می‌افتد. نتایج ارائه شده در جدول ۷ کمابیش با انتظارات ما سازگار است و با مطالعه شیمیزو و واتانبه (۲۰۱۰) که استدلال می‌کنند نیروی محرکه تقاضای مسکن جمعیت ۳۵ تا ۴۴ سال در ژاپن و در ایالات‌متحده جمعیت بالای ۲۵ سال است، همخوانی دارد.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

جدول ۷- ضرایب مربوط به هر گروه سنی

گروه سنی	ضریب
۱۴-۰	-۱/۷۵
۱۹-۱۵	-۰/۷۲
۲۴-۲۰	۰/۰۸۶۴
۲۹-۲۵	۰/۶۸۸
۳۴-۳۰	۱/۰۷۸
۳۹-۳۵	۱/۲۵۵
۴۴-۴۰	۱/۲۲۱
۴۹-۴۵	۰/۹۷۴
۵۴-۵۰	۰/۵۱۶
۵۹-۵۵	-۰/۱۵۵
۶۴-۶۰	-۱/۰۳۷
+۶۵	-۲/۱۳۲

چنانچه مقادیر به‌دست‌آمده برای ضرایب بالا را در یک صفحه و توسط نمودار به یکدیگر متصل کنیم، نمودار ۴ به‌دست خواهد آمد. همان‌طور که مشخص است بیشترین این ضریب مربوط به گروه‌های سنی واقع در ۳۵ تا ۴۴ سال است. به‌عبارت‌دیگر این سه گروه سنی در مقایسه با بقیه گروه‌ها اثر بزرگ‌تری بر تقاضای قیمت مسکن می‌گذارد. گروه‌های سنی کمتر از ۲۰ سال و بالای ۵۵ سال ضریب منفی دارد و افزایش جمعیت در این گروه‌ها نسبت به گروه‌های دیگر به‌طور نسبی کاهش در قیمت مسکن را دربردارد.



نمودار ۴- ضرایب گروه‌های سنی

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

تغییرات جمعیتی یکی از معضلات ذهنی عمده دست‌اندرکاران امور اجرایی کشورها است. اهمیت کمی و کیفی ساختار سنی و جنسی و مطالعه آن، یکی از روش‌های ارزیابی درجه توسعه‌یافتگی مناطق است. از طرفی نوسانات قیمتی بخش مسکن از مهم‌ترین چالش‌های اقتصادی است. تحقیق حاضر به بررسی تأثیر ساختار سنی و متغیرهای جمعیتی بر قیمت مسکن در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ و با استفاده از رگرسیون بیزی پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت مسکن به‌طور معنادار و مثبتی تحت تأثیر هزینه یک متر بنا، رشد جمعیت شهری، نرخ شهرنشینی، وقفه نقدینگی، درآمدهای نفتی و تورم قرار می‌گیرد، درحالی‌که به‌طور معنی‌دار و منفی تحت تأثیر نسبت وابستگی به (کل جمعیت، سالمندی و کودکان) قرار می‌گیرد. همه مدل‌های ارائه‌شده نشان می‌دهد ساختار سنی جمعیت، در شکل‌گیری میزان قیمت مسکن عاملی تأثیرگذار است. با معرفی متغیرهای مختلف جمعیتی

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

براساس ساختار سنی جمعیت، نتایج نشان دادند که جمعیت غیرفعال، تأثیر منفی و معناداری و نسبت میانسالی به سالمندی تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد؛ همچنین در بررسی گروه‌های مختلف سنی، افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ۵۴ سال، موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. بیشترین تأثیر توسط گروه میانسال ۴۴-۳۵ سال صورت می‌گیرد. از سوی دیگر، افزایش جمعیت نسبت افراد در گروه‌های سنی کمتر از ۲۰ و ۵۵ سال و بیشتر، قیمت مسکن را کاهش می‌دهد.

- براساس نتایج این مطالعه تحرک جمعیت و توسعه شهرنشینی و افزایش جمعیت موجب تقاضای بیشتر برای بخش مسکن شهری است، بنابراین 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. حل مسئله مسکن را نباید جدا از جمعیت (به علت ارتباط مستقیم) در نظر گرفت. همچنین رویکرد صرف اقتصادی و توجه نکردن به بخش‌های دیگر مانند جمعیت منجر به شکست برنامه‌ریزی مسکن می‌شود. در نتیجه، اتخاذ رویکردی جامع و دستیابی به موفقیت مستلزم مشارکت متخصصان در علوم مختلف شهری است.

- براساس نتایج این مطالعه در میان عوامل جمعیتی، ساختار سنی مهم‌ترین عاملی است که تعامل بین جمعیت و رفتار مسکن را تعیین می‌کند. تقاضا برای مسکن با سن، هم در شرایط کیفی و هم کمی تغییر می‌کند. این تغییرات میزان تقاضا برای واحدهای مسکونی در آینده را تعیین می‌کند. به‌طوری‌که برآوردهای این مقاله نشان داد که گروه‌های سنی میان‌سال از بیشترین مقدار تقاضا برای سرمایه‌گذاری مسکن برخوردارند. همچنین اگر در نظر بگیریم که افزایش گروه‌های سنی کمتر از ۳۰ سال و بیشتر از ۶۰ سال کاهش نسبی بیشتری در تقاضا در بازار مسکن را در پی دارد؛ بنابراین انتظار می‌رود در سال‌های (۱۴۰۵ تا ۱۴۱۰) که متولدین دهه ۱۳۶۰ به محدوده سنی ۴۰ تا ۴۵ سالگی می‌رسند تقاضا برای مسکن به اوج خود برسد و ازآن‌پس به‌تدریج باگذشت زمان کاهش یابد. بنابراین تغییرات حجم و ساختار جمعیت بایستی مدنظر سیاست‌گذاران و مدیران در حوزه اقتصاد و جمعیت قرار بگیرد و با تکیه بر ملاحظات جمعیتی، سیاست‌های خود را در حوزه نیاز به مسکن در سال‌های آینده تنظیم کنند.

- ازجمله دلالت‌های سیاستی نتایج آن است که کنترل نوسانات بازار مسکن باید متمرکز بر کنترل اثرات درون‌بخشی یعنی قیمت زمین و هزینه ساخت بنا و معضل فرابخشی ناشی از افزایش حجم نقدینگی که بخش عمده آن به‌صورت تقاضای سرمایه‌ای وارد بازار مسکن می‌شود و آثار تورمی ایجاد می‌کند. دولت باید موتور خلق نقدینگی و تورم را مهار و نظام بودجه‌ریزی را اصلاح کند تا بازارها به تعادل برسند. همچنین بانک‌ها به شرکت‌هایِ انبوه‌سازِ متعلق به خودشان تسهیلات داده‌اند تا خانه‌سازی کنند و با این عمل نه تنها توانایی بانک‌ها برای اعطای تسهیلات به شهروندان کاهش یافته است بلکه بحران مسکن به بحران بانکی وصل شده است که دولت برای رفع مشکل باید نظارتی سخت‌گیرانه‌ای را اعمال کند.

- پیک هرم سنی جمعیت سال ۹۵ یعنی متولدین سال‌های ۶۱ تا ۶۵ در سال ۱۳۹۵ به سنین ۳۰ تا ۳۴ سالگی رسیده‌اند که حدود ۹ میلیون نفر از جمعیت ایران را شامل می‌شوند به همراه طبقه‌های سنی ۲۰ تا ۲۴ سال و بعضاً ۳۵ تا ۳۹ سال، حدود ۲۶ میلیون نفر را شامل می‌شوند که در حال حاضر جمعیت بیکاری و ازدواج و در دهه‌های آتی جمعیت سالمندی را تشکیل می‌دهند؛ بنابراین توجه به آنچه که در ساختار جمعیتی ایران رخ داده است؛ ازجمله کندتر شدن میزان رشد جمعیت، افزایش متوسط طول عمر، تغییر در ترکیب سنی جمعیت، کاهش زاد و ولد و افت نرخ باروری و در عین حال افزایش سرعت رشد جمعیت سالمند و کاهش سهم ترکیب سنی جوان، روند تغییرات قیمت مسکن و انواع تقاضای مسکن در میان‌مدت و بلندمدت را تحت

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

تأثیر قرار می‌دهد و با ورود جامعه به سالمندی انگیزه سرمایه‌گذاری، ریسک‌پذیری و ...، تقاضای سرمایه‌ای در بخش مسکن کاهش می‌یابد.

- همه پروژه‌های ساختمانی جدید باید نیازها و خواسته‌های جمعیت سالخوردگان را مدنظر قرار دهند؛ علاوه‌بر سرمایه‌گذاری‌های دولتی، پروژه‌های مسکن بخش خصوصی باید تشویق و حمایت شوند تا تنوع در ساخت مسکن ایجاد شود و به رفع نیازهای مسکن در آینده برای گروه‌های سنی کمک شود. اکنون که مجلس و دولت قصد دارند از طرحی برای ایجاد تحول در حوزه مسکن رونمایی کند، پیشنهاد می‌شود ابتدا در مقیاس کوچک و آزمایشی و حسابگرانه و با در نظر گرفتن مسائل جمعیتی (گروه‌های سنی) و اقتصادی، در مدت معین اجرا شود و بعد از بازخورد نتایج و دیدن نقاط ضعف و قوت به صورت کلان و در کل کشور اجرا شود.

- محور اصلی تولید مسکن کشور بخش خصوصی است؛ لذا باید ساختار جمعیت و روند رشد جمعیت را به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تقاضا مدنظر قرار دهد. در کلان‌شهرها با توجه به عدم‌تطابق الگوی عرضه و تقاضا، بخش خصوصی با بررسی دقیق عوامل مؤثر بر تقاضا و از طریق ایجاد انطباق الگوی عرضه و تقاضا می‌تواند منفعت اقتصادی خود را حداکثر کند و به رفع کمبود مسکن کمک کند.

- ساختار جمعیت‌شناختی و قیمت مسکن هر دو برای توسعه پایدار یک شهر بسیار مهم هستند. بنابراین پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی، به تأثیر ساختار سنی جمعیت بر مدل‌های بازار مسکن و قیمت مسکن در دهک‌های مختلف و استان‌ها، پرداخته شود.

۷- منابع

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

جلیلی کامجو، پرویز؛ نادمی یونس. (۱۳۹۷). شوک‌های قیمت نفت و ادوار تجاری مسکن در ایران: رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ. *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، ۷(۲۵)، ۹۸-۸۱.

رحمانی، تیمور؛ پوریا، اصفهانی. (۱۳۹۴). تحلیلی از تأثیر عوامل بخش عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره (۵۵)، ۳۰-۱۱.

سیدنورانی، سیدمحمدرضا. (۱۳۹۳). بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۲)، ۶۸-۴۹.

قادری، جعفر؛ ایزدی، بهنام. (۱۳۹۵). بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰). *فصلنامه اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۹۳-۷۳.

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)، ۱۴۵-۱۶۵.

مرکز آمار ایران، نتایج سرشماری ۱۳۹۵ و ۱۳۹۰ به نشانی: www.amar.org.ir.

موسوی، میرحسین، درودیان، حسین. (۱۳۹۴). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۱)، ۱۰۳-۱۲۷.

Abel, A. B. (2001). Will bequests attenuate the predicted meltdown in stock prices when baby boomers retire?. Review of Economics and Statistics, 83(4), 589-595.

Arestis, P., & Gonzalez-Martinez, A. R. (2017). Importance of Demographics for Housing in the OECD Economies. *Bulletin of Economic Research*, *69*(1), 1-22.

Bakshi, G. S., & Chen, Z. (1994). Baby boom, population aging, and capital markets. *Journal of business*, 165-202.

Basso, H. S., & Jimeno, J. F. (2021). From secular stagnation to robocalypse? Implications of demographic and technological changes. *Journal of Monetary Economics*, *117*, 833-847.

Chen, Y., Gibb, K., Leishman, C., & Wright, R. (2012). The Impact of Population Ageing on House Prices: A Micro-

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]

[Downloaded from ieam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/ieam.9.35.37]

simulation Approach. *Scottish Journal of Political Economy*, *59*(5), 523-542.

DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of urban economics*, *35*(1), 1-27.

Engelhardt, G. V., & Poterba, J. M. (1991). House prices and demographic change: Canadian evidence. *Regional Science and Urban Economics*, *21*(4), 539-546.

Ermisch, J. (1996). The demand for housing in Britain and population ageing: microeconometric evidence. *Economica*, 383-404.

Ermisch, J., & Washbrook, E. (2012). Residential mobility: Wealth, demographic and housing market effects. *Scottish Journal of Political Economy*, *59*(5), 483-499.

Essafi, Y., & Simon, A. (2015). Housing market and demography, evidence from French panel data. *European Real Estate Society*, *2015*, 107-133.

Fair, R. C., & Dominguez, K. M. (1991). Effects of the changing US age distribution on macroeconomic equations. *The American Economic Review*, 1276-1294.

Farkas, M. (2011). Housing Demand and Demographic Trends: Evidence from Hungary (Doctoral dissertation, Central European University).

Fortin, M., & Leclerc, A. (2002). Déterminants du prix réel des logements au Canada. *L'Actualité économique*, *78*(3), 293-320.

Francke, M., & Korevaar, M. (2020). Baby booms and asset booms: Demographic change and the housing market. *Available at SSRN 3368036*.

Glaeser, E., & Gyourko, J. (2018). The economic implications of housing supply. *Journal of Economic Perspectives*, *32*(1), 3-30.

Green, K. P., Filipowicz, J., Lafleur, S., & Herzog, I. (2016). *The impact of land-use regulation on housing supply in Canada*. Vancouver, Canada: Fraser Institute.

Green, R. K., & Lee, H. (2016). Age, demographics, and the demand for housing, revisited. *Regional Science and Urban Economics*, *61*, 86-98.

Hiller, N., & Lerbs, O. W. (2016). Aging and urban house prices. *Regional Science and Urban Economics*, *60*, 276-291.

Horioka, Ch. Y. (1991). The determinants of Japan's saving rate: the impact of the age structure of the population and other factors, The Economic Studies Quarterly 42(3): 237–253.

Hort, K. (1998). The determinants of urban house price fluctuations in Sweden 1968–1994. *Journal of housing Economics*, *7*(2), 93-120.

Jiang, Y., Zhao, D., Sanderford, A., & Du, J. (2018). Effects of bank lending on urban housing prices for sustainable development: a panel analysis of Chinese cities. *Sustainability*, *10*(3), 642.

Levin, E., Montagnoli, A., & Wright, R. E. (2009). Demographic change and the housing market: evidence from a comparison of Scotland and England. *Urban Studies*, *46*(1), 27-43.

Li, M., & Shen, K. (2013). Population aging and housing consumption: A nonlinear relationship in China. *China & World Economy*, *21*(5), 60-77.

Lindh, Th. & Malmberg, B. (1998). Age structure and inflation: A Wicksellian interpretation of the OECD data, Journal of Economic Behavior and Organization 36(1): 19–37.

Liu, Z., & Spiegel, M. M. (2011). Boomer retirement: headwinds for US equity markets?. *FRBSF Economic Letter*, *2011*, 26.

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.

Mankiw, N. G., & Weil, D. N. (1989). The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional science and urban economics*, *19*(2), 235-258.

Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. (2013). “House price dynamics and their

reaction to macroeconomic changes". Economic Modelling, 32, 172-178.

Papapetrou, E., & Tsalaporta, P. (2020). The impact of population aging in rich countries: What's the future?. *Journal of Policy Modeling*, *42*(1), 77-95.

Paris, C., & Frey, J. (2018). Demographic trends and changing housing systems in Northern Ireland. *Housing Studies*, *33*(8), 1264-1285.

Shimizu, C., & Watanabe, T. (2010). Housing bubble in Japan and the United States. *Public Policy Review*, *6*(3), 431-472.

Simo-Kengne, B. D. (2019). Population aging, unemployment and house prices in South Africa. *Journal of Housing and the built environment*, *34*(1), 153-174.

Singh, B. (2019). Demographic transition and asset prices: Evidence from developing countries. *International finance*, *22*(1), 53-69.

Takáts, E. (2012). Aging and house prices. *Journal of housing economics*, *21*(2), 131-141.

United Nations (2017). World population prospects: the 2017 revision: key findings and advance tables.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2015). World Population Ageing 2015 (ST/ESA/SER.A/390). https://doi.org/10.17016/IFDP.2019.1248.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2017). World Population Prospects: The 2017 Revision.

United Nations, World Urbanization Prospects: The 2018 Revision (ST/ESA/SER.A/420). New York: United Nations.

Wang, X., Hui, E. C. M., & Sun, J. (2018). Population aging, mobility, and real estate price: Evidence from cities in china. *Sustainability*, *10*(9), 3140.

Wang, Z., & Zhang, Q. (2014). Fundamental factors in the housing markets of China. *Journal of housing economics*, *25*, 53-61.

Wang, Z., Wang, C., & Zhang, Q. (2015). Population ageing, urbanization and housing demand. *Journal of Service Science and Management*, *8*(04), 516.

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.

Xue, C., Ju, Y., Li, S., & Zhou, Q. (2020). Research on the sustainable development of urban housing price based on transport accessibility: A case study of Xi'an, China. *Sustainability*, *12*(4), 1497.

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

Yoon, J. W., Kim, J., & Lee, J. (2018). Impact of demographic changes on inflation and the macroeconomy. *KDI Journal of Economic Policy*, *40*(1), 1-30.

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.

Zeng, S., Zhang, X., Wang, X., & Zeng, G. (2019). Population Aging, household savings and asset prices: A study based on urban commercial housing prices. *Sustainability*, *11*(11), 3194.

Zhang, H., & Wang, X. (2016). Effectiveness of macro-regulation policies on housing prices: a spatial quantile regression approach. *Housing, Theory and Society*, *33*(1), 23-40.

Zhang, H., & Wang, X. (2018). The impact of structural adjustment on housing prices in China. *Asian-Pacific Economic Literature*, *32*(1), 108-119.

Zhang, H., Li, L., Hui, E. C. M., & Li, V. (2016). Comparisons of the relations between housing prices and the macroeconomy in China's first-, second-and third-tier cities. *Habitat International*, *57*, 24-42.

Zhang, Y., Jin, H., Xiao, Y., & Gao, Y. (2020). What are the Effects of Demographic Structures on Housing Consumption?: Evidence from 31 Provinces in China. *Mathematical Problems in Engineering*, *2020*.

[Downloaded from iueam.ir on 2026-11-14]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1400.9.35.3.3]
[DOI: 10.52547/iueam.9.35.37]