



Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0)

مجله جغرافیا و توسعه فضای شهری، سال دوازدهم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، شماره پیاپی ۲۹

بررسی تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن در ایران (با تأکید بر فرضیه چرخه زندگی)

رویا آل عمران (گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران، نویسنده مسئول)

Email: Aleemran@iaut.ac.ir

سیدعلی آل عمران (استادیار اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)

Email: s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

تاریخ تصویب: ۱۴۰۴/۰۲/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۳

صص ۱۶۱-۱۴۹

چکیده

افزایش طول عمر یکی از دلایل سالخوردگی جمعیت در سراسر جهان است، از این رو نیاز است تا اثرات اقتصادی آن مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن در ایران با تأکید بر فرضیه چرخه زندگی (LCH) در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۰ با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس است. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که طول عمر تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن داشته و هم‌چنین فرضیه چرخه زندگی (LCH) مورد تأیید قرار می‌گیرد. از این رو با توجه به تأثیر مثبت طول عمر بر قیمت مسکن پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی در کنار افزایش رفاه اقتصادی و بالا رفتن طول عمر، سیاست‌های سمت عرضه مسکن را چنان تنظیم نمایند که مانع افزایش قیمت مسکن در بازار شوند.

کلیدواژه‌ها: طول عمر، فرضیه چرخه زندگی (LCH)، قیمت مسکن.

۱. مقدمه

در طول نیم قرن گذشته، امید به زندگی در سراسر جهان افزایش یافته است. طوری که داده‌های بانک جهانی نشان می‌دهد که در سال ۱۹۶۰ متوسط امید به زندگی در سراسر جهان، ۵۲ سال بود که این مقدار با یک جهش روبرو شده و در سال ۲۰۱۶ به ۷۲ سال رسیده است. افزایش طول عمر یکی از دلایل سالخوردگی جمعیت در سراسر جهان است، از این رو نیاز است تا اثرات اقتصادی آن مورد بررسی قرار گیرد (سان^۱ و همکاران، ۲۰۱۹، ص. ۳). از لحاظ اقتصادی، مسکن در ثبات و بهزیستی خانواده نقش اساسی دارد و مالکیت آن از جمله اهداف و خواسته‌های اصلی خانوارهاست. مسکن کالایی بادوام است که در طی زمان مورد استفاده قرار می‌گیرد و علاوه بر ارزش مصرفی، از جنبه‌ی سرمایه‌ای نیز دارای اهمیت بوده و به عنوان پس‌انداز خانوار تلقی می‌شود (قلیچ‌خانی و همکاران، ۱۳۹۸، ص. ۴۶). مشکل تأمین مسکن و سیاست‌ها و برنامه‌های مربوط به مسکن در همه‌جای جهان وجود دارد اما در کشورهای در حال توسعه به دلیل رشد سریع جمعیت و شهرنشینی، مهاجرت‌های داخلی، فقدان منابع کافی، مشکلات مربوط به عرضه‌ی زمین، تأمین مصالح ساختمانی و کمبود نیروی انسانی متخصص و مهم‌تر از همه، نبودن خط مشی و سیاست‌گذاری مناسب در خصوص زمین و مسکن، این مشکل حادث‌تر و بحرانی‌تر است (پورمحمدی، ۱۳۹۴ به نقل از هزارجریبی و امامی غفاری، ۱۳۹۸، ص. ۸۶). علاوه بر اثر نوسانات قیمت مسکن بر متغیرهای کلان اقتصادی، با توجه به سهم بالای هزینه‌ی مسکن در بودجه‌ی خانوار، رفاه آن‌ها را نیز متأثر می‌سازد. هم‌چنین با توجه به این‌که کنترل نوسانات قیمت مسکن مستلزم شناخت عوامل موثر بر آن می‌باشد، بنابراین ضرورت دارد که مهم‌ترین عوامل موثر در قیمت مسکن مورد بررسی قرار گیرند (عسگری و الماسی، ۱۳۹۰، ص. ۲۰۲).

بر این اساس با توجه به اهمیت قیمت مسکن از یک طرف و هم‌چنین انجام مطالعات گسترده در زمینه تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن، پژوهش حاضر درصدد بررسی تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس^۲ در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۰ است. از آنجایی که تأمین مسکن برای خانوارها یکی از مهم‌ترین وظایف دولت‌ها در هر کشوری محسوب می‌شود، برای رسیدن به این استاندارد هر خانوار یک مسکن، در نظر گرفتن عواملی مانند ساختار سنی جمعیت و تفکیک آن در گروه شاغلین و بازنشستگان بر قیمت مسکن می‌تواند اهمیت موضوع مورد بررسی را به لحاظ ارائه‌ی راهکارهای سیاستی مناسب از کانال عرضه و تقاضای مسکن بیش از پیش نمایان کند.

^۱. Sun

^۲. Johansen- Juselius

مطالعات انجام شده در زمینه‌ی تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن، نتایج متفاوتی را ارائه می‌دهند؛ به‌طوری‌که نتایج برخی از آن‌ها مانند مطالعات منکیو و ویل^۱ (۱۹۸۹)، تاکاتس^۲ (۲۰۱۲) و اسافی و سایمون^۳ (۲۰۱۵) حاکی از تأثیر معنی‌دار طول عمر بر قیمت مسکن بوده و برخی دیگر مانند مطالعات انگل‌هارت و پوتربا^۴ (۱۹۹۱) و آیش‌هولچ و لیندنتال^۵ (۲۰۱۴) نیز حکایت از تأثیر بی‌معنی طول عمر بر قیمت مسکن داشته‌اند. علاوه‌براین نتایج مطالعات انجام شده از نظر نوع تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن نیز متفاوت هستند. برخی مطالعات نشان داده‌اند که طول عمر تأثیر مثبت بر قیمت مسکن دارد و برخی نیز گواه از آن داشته‌اند که طول عمر تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارد. برای تحلیل نتایج متفاوت یاد شده، از فرضیه‌ی چرخه‌ی زندگی^۶ مطرح شده توسط مادیگلیانی و برومبرگ^۷ (۱۹۵۴) و اندو و مادیگلیانی^۸ (۱۹۶۳) استفاده می‌شود. بر اساس این فرضیه، با افزایش طول عمر، بازنشستگان نیاز به بودجه‌ی اضافی برای مصرف دارند در حالی‌که کارگران، دارای انگیزه‌ی پس‌انداز بیشتر به‌منظور زندگی طولانی‌تر هستند. از طرفی چون مسکن به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای، می‌تواند پس‌انداز مناسبی برای آینده باشد، بنابراین تقاضای مسکن توسط کارگران افزایش می‌یابد که پیامد آن افزایش قیمت مسکن خواهد بود، در حالی‌که بازنشستگان از طریق نقد کردن دارایی مسکن، باعث افزایش عرضه‌ی مسکن می‌شوند که پیامد آن کاهش قیمت مسکن خواهد بود. در نتیجه، مثبت یا منفی بودن تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن بستگی به این دارد که کدامیک از این دو اثر قوی‌تر است (سان و همکاران، ۲۰۱۹: ۳).

سوالی که در راستای هدف پژوهش مطرح می‌گردد به این صورت است که تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن در ایران چگونه است؟ در پاسخ به سوال پژوهش، فرضیه‌ی مطرح شده نیز به این صورت است که طول عمر تأثیر مثبت بر قیمت مسکن در ایران دارد.

۲. روش شناسی

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی-تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری داده‌ها از نوع کتابخانه‌ای و آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و شاخص‌های توسعه‌ی جهان استخراج شده است. هم‌چنین

1. Mankiw & Weil

2. Takats

3. Essafi & Simon

4. Engelhardt & Poterba

5. Eichholtz & Lindenthal

6. Life Cycle Hypothesis

7. Modigliani & Brumberg

8. Ando & Modigliani

ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم افزار Eviews10 بوده و قلمرو زمانی پژوهش، فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۰ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. در این پژوهش با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن در ایران پرداخته شده و جهت تحلیل موضوع از فرضیه‌ی چرخه‌ی زندگی (LCH) استفاده شده است. مدل‌های به کار رفته در پژوهش برگرفته از مطالعه‌ی سان و همکاران (۲۰۱۹) بوده و مطابق روابط ۱ و ۲ است که در آن‌ها LHPI: لگاریتم شاخص قیمت مسکن بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۰، LLIFE: لگاریتم امید به زندگی، LWORKERS: لگاریتم جمعیت فعال شاغل، LRETIREES: لگاریتم تعداد بازنشستگان، LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۰، $(LLIFE \times LWORKERS)$: اثر تقاطعی لگاریتم امید به زندگی و لگاریتم جمعیت فعال شاغل، $(LLIFE \times LRETIREES)$: اثر تقاطعی لگاریتم امید به زندگی و لگاریتم تعداد بازنشستگان، U و V: جملات پسماند مدل‌ها و اندیس t متغیرها نشان‌گر زمان است.

$$LHPI_t = \alpha_1 + \alpha_2 LLIFE_t + \alpha_3 LWORKERS_t + \alpha_4 LRETIREES_t + \alpha_5 LGDP_t + U_t \quad (1)$$

$$LHPI_t = \beta_1 + \beta_2 (LLIFE \times LWORKERS)_t + \beta_3 (LLIFE \times LRETIREES)_t + \beta_4 LGDP_t + V_t \quad (2)$$

فرض کنید مجموعه‌ای از g متغیر $(g \geq 2)$ داریم که حداکثر I(1) هستند و احتمال می‌رود هم‌انباشته باشند.

یک سیستم VAR با k وقفه شامل متغیرهایی است که به صورت زیر باشد:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad (3)$$

$$g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times 1$$

به منظور استفاده از آزمون جوهانسن، لازم است که سیستم VAR فوق به شکل مدل تصحیح خطای

برداري^۱ زیر درآید:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (4)$$

که در آن:

$$\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g, \quad \Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$$

VAR شامل g متغیر اولین تفاضل در سمت چپ و k-1 وقفه از تفاضلات متغیر وابسته در سمت راست

است که به هر کدام ماتریس Γ ضمیمه شده است. از آن‌جا که آزمون جوهانسن می‌تواند از طول وقفه‌ی به کار

رفته در VECM تأثیر بپذیرد، تعیین طول وقفه‌ی بهینه در این حالت امری ضروری است. آزمون جوهانسن،

روی بررسی ماتریس Π تمرکز یافته است. Π می‌تواند به عنوان ماتریس ضرایب بلندمدت تعبیر شود، زیرا

در حالت تعادل، تمام Δy_{t-i} ها برابر صفر خواهند بود و با جایگذاری ارزش مورد انتظار جملات خطای $\hat{u}_t$

¹. Vector Error Correction Model (VECM)

(یعنی صفر) در معادله، خواهیم داشت $\Pi y_{t-k} = 0$. آزمون هم‌انباشتگی بین y ها، با بررسی رتبه‌ی ماتریس Π در مقابل مقادیر ویژه‌ی آن محاسبه می‌شود. رتبه‌ی یک ماتریس برابر تعداد ریشه‌های غیر صفر معادله‌ی مشخصه (مقادیر ویژه) آن است. مقادیر ویژه که با λ_i نشان داده می‌شوند ریشه‌های معادله‌ی مشخصه هستند و به ترتیب $\lambda_g > \dots > \lambda_2 > \lambda_1$ مرتب می‌شوند. مقدار ویژه‌ی λ_1 بزرگ‌ترین (یعنی نزدیک به یک) و λ_g کوچک‌ترین (یعنی نزدیک به صفر) است. اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، رتبه‌ی ماتریس Π به‌طور معناداری از صفر فاصله نخواهد داشت (بنابراین برای هر i ، $\lambda_i \cong 0$). آماره‌ی آزمون، λ_i نیست بلکه $Ln(1 - \lambda_i)$ است ولی باز هم نتایج یکسان خواهد بود زیرا اگر $\lambda_i = 0$ باشد، $Ln(1 - \lambda_i) = 0$ خواهد بود. حال فرض کنید رتبه‌ی Π برابر یک باشد، آن‌گاه مقدار $Ln(1 - \lambda_i)$ منفی خواهد بود و برای هر $i > 1$ $Ln(1 - \lambda_i) = 0$ می‌شود. اگر مقدار ویژه‌ی i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i > 1$ $Ln(1 - \lambda_i) < 0$ می‌شود. یعنی برای این‌که رتبه‌ی ماتریس Π برابر یک باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به صورت معناداری از صفر فاصله داشته باشد، در حالی‌که سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به صورت معناداری از صفر اختلاف داشته باشند. در رویکرد جوهانسن، دو آماره‌ی آزمون وجود دارد که عبارتند از:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g Ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -TLn(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

که r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تحت فرضیه‌ی صفر و $\hat{\lambda}_i$ مقدار برآورد شده‌ی i امین مقدار ویژه (مرتب شده) از ماتریس Π است. در واقع هر چه $\hat{\lambda}_i$ بزرگ‌تر باشد، $Ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ منفی‌تر و بنابراین آماره‌ی آزمون منفی‌تر خواهد شد. هر مقدار ویژه به یک بردار هم‌انباشتگی^۱ متناسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به صورت معناداری از صفر اختلاف دارد، بیان‌گر یک بردار هم‌انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه‌ی صفر بیان‌گر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه‌ی مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. این آزمون با مقدار ویژه‌ی p شروع می‌کند و سپس پی در پی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود. وقتی برای تمام $i = 1, 2, \dots, g$ ، $\lambda_i = 0$ باشد، داریم $\lambda_{trace} = 0$.

λ_{max} آزمون جداگانه‌ای برای هر مقدار ویژه انجام می‌دهد. فرضیه‌ی صفر این آزمون برابری تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با r است و فرضیه‌ی مقابل این است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی $r+1$ است.

^۱. Cointegration Vector

جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) برای دو آماره‌ی مذکور، مقادیر بحرانی محاسبه نموده‌اند. توزیع آماره‌ی آزمون غیر استاندارد است و اندازه‌ی مقادیر بحرانی به مولفه‌های $g-r$ ، تعداد اجزای غیر پایا و این که آیا در هریک از معادلات جمله‌ی ثابت وجود دارد یا نه، بستگی دارد. عرض از مبداها می‌توانند در بردارهای هم‌انباشتگی حضور داشته باشند و یا به‌عنوان جمله‌ی اضافی در VAR لحاظ شوند. وجود جمله‌ی ثابت در VAR، معادل وجود یک روند در فرآیند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است. / اوستروالد و لنوم^۱ (۱۹۹۲) مجموعه‌ی کامل‌تری از مقادیر ویژه را برای آزمون جوهانسن فراهم آورده‌اند.

اگر آماره‌ی آزمون از مقادیر بحرانی جداول جوهانسن بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود تعداد r بردار هم‌انباشتگی را به نفع فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود $r+1$ بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{trace}) یا بیشتر از r بردار هم‌انباشتگی (برای λ_{max})، رد می‌کنیم. تحت فرضیه‌ی صفر، آزمون به صورت پی در پی برای $r = 0, 1, \dots, g-1$ انجام می‌شود به‌طوری‌که برای λ_{max} داریم:

$$H_0 : r = 0 \quad H_1 : 0 < r \leq g$$

$$H_0 : r = 1 \quad H_1 : 1 < r \leq g$$

$$H_0 : r = 2 \quad H_1 : 2 < r \leq g$$

$$\vdots$$

$$\vdots$$

$$H_0 : r = g-1 \quad H_1 : r = g$$

در اولین مرحله‌ی آزمون، فرضیه‌ی صفر بیان‌گر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است (به این معنی که رتبه‌ی ماتریس Π صفر است). اگر این فرضیه‌ی صفر رد نشود، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌گونه بردار هم‌انباشتگی نداریم و آزمون به اتمام می‌رسد، در حالی که اگر فرضیه‌ی صفر $H_0 : r = 0$ رد شود، فرضیه‌ی صفر جدید $H_0 : r = 1$ در برابر فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی خواهد شد و به همین ترتیب ادامه خواهد یافت تا این که فرضیه‌ی صفر رد نشود. بنابراین، مقدار r به صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی که فرضیه‌ی صفر دیگر رد نشود (افلاطونی، ۱۳۹۶: ۲۱۳-۲۱۰).

۳. یافته‌ها

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته^۲ استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود. جدول ۱ نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. بر

^۱. Osterwald & Lenum

^۲. Augmented Dickey-Fuller Test

اساس جدول، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مسکن، لگاریتم امید به زندگی، لگاریتم جمعیت فعال شاغل، لگاریتم تعداد بازنشستگان و لگاریتم تولید ناخالص داخلی، قدرمطلق آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تأیید قرار گرفته و متغیرهای مذکور، ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول این متغیرها، قدرمطلق آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مذکور پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول و یا به عبارتی دیگر، $I(1)$ می‌باشند. هم‌چنین با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده در پژوهش، فصلی می‌باشند، از این‌رو از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی^۱ نیز برای آزمون پایایی متغیرها استفاده شده است. نتایج مربوط به این آزمون که در جدول ۲ آورده شده است، حاکی از وجود ریشه‌ی واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه‌ی واحد غیرفصلی در متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مسکن، لگاریتم امید به زندگی، لگاریتم جمعیت فعال شاغل، لگاریتم تعداد بازنشستگان و لگاریتم تولید ناخالص داخلی بوده است.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
	آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	آماره‌ی دیکی - فولر تعمیم‌یافته	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪
LHPI	-۲/۹۸	-۳/۴۷	-۳/۰۶	-۲/۹۰
LLIFE	-۲/۵۲	-۲/۹۰	-۵/۵۵	-۳/۴۸
LWORKERS	-۲/۵۱	-۳/۴۷	-۲/۷۸	-۱/۹۴
LRETIRES	-۲/۶۱	-۳/۴۷	-۳/۴۷	-۲/۹۰
LGDP	-۲/۱۷	-۳/۴۸	-۲/۸۸	-۱/۹۴

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی

نام متغیر	فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی محاسباتی	سطح احتمال
LHPI	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۲/۷۴	۰/۲۱۶
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۶۴	۰/۰۰۷
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۳۷/۴۵	۰/۰۰۰

^۱. HEGY Seasonal Unit Root Test

LLIFE	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۲/۵۲	۰/۱۳۸
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۳/۲۶	۰/۰۰۷
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۷/۲۱	۰/۰۰۰
LWORKERS	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۲/۴۴	۰/۳۶۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۱۰/۷۵	۰/۰۰۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۱۰۶/۰۲	۰/۰۰۰
LRETIRES	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۱/۷۰	۰/۷۰۱
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۵۲	۰/۰۰۷
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۳۶/۹۶	۰/۰۰۰
LGDP	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۲/۱۰	۰/۵۲۲
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۶/۹۰	۰/۰۰۵
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۴۱/۹۲	۰/۰۰۰

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری^۱ است که در این بین به دست آوردن طول وقفه‌ی بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید^۲ و در نتیجه ایستا یا $I(0)$ هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹: ۱۱۶). بر اساس نتایج حاصل از تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود توضیح برداری برای روابط ۱ و ۲، وقفه‌ی پنج به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری برای روابط ۱ و ۲ انتخاب شده است. باتوجه به این که متغیرهای روابط ۱ و ۲، دارای مرتبه‌ی هم-انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشند؛ می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی پنج؛ به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری برای روابط ۱ و ۲، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر^۳ و حداکثر مقادیر ویژه^۴، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای روابط ۱ و ۲ پرداخته شده است. جدول ۳ نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را برای رابطه‌ی ۱ و جدول ۴ نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را برای رابطه‌ی ۲ نشان می‌دهد. همان‌طور که در جداول ۳ و ۴ ملاحظه می‌شود، نتایج آماره‌ی آزمون ماتریس اثر و آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه، حاکی

1. Vector Autoregressive Model

2. White noise

3. Trace Matrix

4. Maximum Eigen Value

از وجود چهار بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای رابطه‌ی ۱ و دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای رابطه‌ی ۲ بوده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
$r = 0^*$	$r \geq 1$	۱۲۱/۶۷	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰۰
$r \leq 1^*$	$r \geq 2$	۷۵/۳۵	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰۰
$r \leq 2^*$	$r \geq 3$	۴۴/۰۹	۲۹/۷۹	۰/۰۰۰۶
$r \leq 3^*$	$r \geq 4$	۱۸/۶۲	۱۵/۴۹	۰/۰۱۶۳
$r \leq 4$	$r \geq 5$	۰/۰۹	۳/۸۴	۰/۷۶۱۷
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
$r = 0^*$	$r = 1$	۴۶/۳۱	۳۳/۸۷	۰/۰۰۱۰
$r \leq 1^*$	$r = 2$	۳۱/۲۵	۲۷/۵۸	۰/۰۱۶۱
$r \leq 2^*$	$r = 3$	۲۵/۴۷	۲۱/۱۳	۰/۰۱۱۵
$r \leq 3^*$	$r = 4$	۱۸/۵۳	۱۴/۲۶	۰/۰۱۰۰
$r \leq 4$	$r = 5$	۰/۰۹	۳/۸۴	۰/۷۶۱۷

جدول ۴. نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
$r = 0^*$	$r \geq 1$	۶۶/۶۸	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰۳
$r \leq 1^*$	$r \geq 2$	۳۴/۲۶	۲۹/۷۹	۰/۰۱۴۳
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱۲/۹۹	۱۵/۴۹	۰/۱۱۵۰
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱/۴۵	۳/۸۴	۰/۲۲۸۰
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r = 1$	۳۲/۴۲	۲۷/۵۸	۰/۰۱۱۰
$r \leq 1^*$	$r = 2$	۲۱/۲۶	۲۱/۱۳	۰/۰۴۷۸
$r \leq 2$	$r = 3$	۱۱/۵۴	۱۴/۲۶	۰/۱۲۹۰
$r \leq 3$	$r = 4$	۱/۴۵	۳/۸۴	۰/۲۲۸۰

در ادامه، مطابق روابط ۷ و ۸ به برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخته و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) در هر دو مدل انتخاب شده‌است. این بردارها بایستی از نظر علامت ضرایب، متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردارهای بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرها در هر دو مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند. به‌طوری‌که بر اساس رابطه‌ی ۷ در بلندمدت یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای امید به زندگی، جمعیت فعال شاغل و تولید ناخالص داخلی به ترتیب باعث افزایش ۱۴/۲۸ درصد، ۲/۹۳ درصد و ۱/۶۷ درصد در قیمت مسکن شده و یک درصد افزایش در متغیر تعداد بازنشستگان باعث کاهش ۲/۴۱ درصد در قیمت مسکن می‌شود. همچنین بر اساس رابطه‌ی ۸ در بلندمدت یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای اثر تقاطعی (امید به زندگی و جمعیت فعال شاغل) و تولید ناخالص داخلی به ترتیب باعث افزایش ۰/۶۷ درصد و ۳/۴۴ درصد در قیمت مسکن شده و یک درصد افزایش در اثر تقاطعی (امید به زندگی و تعداد بازنشستگان) باعث کاهش ۰/۴۴ درصد در قیمت مسکن می‌شود.

$$LHPI = 14.21 + 14.28LLIFE + 2.93LWORKERS - 2.41LRETIREES + 1.67LGDP \quad (7)$$

$t=3.97 \quad t=3.72 \quad t=-6.59 \quad t=8.13$

$$LHPI = 16.76 + 0.67(LLIFE \times LWORKERS) - 0.44(LLIFE \times LRETIREES) + 3.44LGDP \quad (8)$$

$t=6.60 \quad t=-9.54 \quad t=10.10$

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برای هریک از روابط ۷ و ۸ برآورد شده و نتایج مربوط به آنها در جدول ۵ نشان داده شده‌است. با توجه به جدول مذکور ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا $\{ECM\}$ ؛ برای هر دو رابطه‌ی ۷ و ۸ معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و به ترتیب برابر رقم ۰/۱۴- و ۰/۱۲- به دست آمده‌است. این اعداد بیان‌گر این مطلب است که در رابطه‌ی ۷ در هر دوره ۰/۱۴ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل شده و در رابطه‌ی ۸ در هر دوره ۰/۱۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی ۷			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
$\Delta(LHPI)$	-	-	-
ECM	-۰/۱۴۵۴۷۶	۰/۰۷۲۷۸	-۱/۹۹۸۷۶
الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی ۸			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
$\Delta(LHPI)$	-	-	-
ECM	-۰/۱۲۱۵۵۹	۰/۰۳۵۵۹	-۳/۴۱۵۳۸

۴. بحث

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۰ است. جهت تحلیل تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن، از فرضیه‌ی چرخه‌ی زندگی (LCH) استفاده شده است. با توجه به این که تقاضای مسکن در دوران کودکی پایین و با ورود به بازار کار افزایش می‌یابد (اثر اندازه یا جمعیت) و با شروع خانواده و حفظ آن، این تقاضا به اوج رسیده و مجدد در دوران بازنشستگی کاهش می‌یابد (اثر سن)، طبق نظریه‌ی چرخه‌ی زندگی، افراد در دوران کاری خود (شاغل بودن) در دارایی‌های متعدد سرمایه‌گذاری می‌کنند که بعدها بتوانند آن‌ها را به درآمد بازنشستگی تبدیل کنند. بنابراین معمولاً ابتدا خریدار و سپس فروشنده‌اند. مطابق این نظریه اگر جمعیت شاغل به بازنشستگان ثابت بماند، عرضه و تقاضا ثابت اما اگر تغییر کند قیمت مسکن نیز تغییر می‌کند. طوری که با افزایش طول عمر، بازنشستگان نیاز به بودجه‌ی اضافی برای مصرف دارند در حالی که کارگران، دارای انگیزه‌ی پس‌انداز بیشتر به منظور زندگی طولانی‌تر هستند. از طرفی چون مسکن به عنوان یک کالای سرمایه‌ای، می‌تواند پس‌انداز مناسبی برای آینده باشد، بنابراین تقاضای مسکن توسط کارگران افزایش می‌یابد که پیامد آن افزایش قیمت مسکن خواهد بود، در حالی که بازنشستگان از طریق نقد کردن دارایی مسکن، باعث افزایش عرضه‌ی مسکن می‌شوند که پیامد آن کاهش قیمت مسکن خواهد بود. در نتیجه، مثبت یا منفی بودن تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن بستگی به این دارد که کدامیک از این دو اثر قوی‌تر است. از این رو با توجه به این که تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن هم می‌تواند مثبت باشد و هم می‌تواند منفی باشد، جهت دستیابی به تأثیر نهایی در این پژوهش، دو مدل مورد بررسی قرار گرفت، به طوری که در مدل ۱ تأثیر امید به زندگی بر قیمت مسکن مورد بررسی قرار گرفت که نتایج حکایت از تأثیر مثبت و معنی‌دار طول عمر بر قیمت

مسکن داشت که این نتیجه دلالت بر قوی تر بودن تأثیر جمعیت فعال شاغل نسبت به تأثیر بازنشستگان، بر قیمت مسکن در طول عمرشان دارد. اما جهت بررسی این که آیا فرضیه‌ی چرخه‌ی زندگی (LCH) که دلالت بر نتایج متفاوت تأثیر طول عمر بر قیمت مسکن دارد، در پژوهش حاضر نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد یا نه، در مدل ۲ اثرات تقاطعی جمعیت فعال شاغل از کانال امید به زندگی و هم‌چنین تعداد بازنشستگان از کانال امید به زندگی بر قیمت مسکن به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفت که نتایج به دست آمده حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار اثر تقاطعی امید به زندگی و جمعیت فعال شاغل بر قیمت مسکن و تأثیر منفی و معنی‌دار اثر تقاطعی امید به زندگی و تعداد بازنشستگان بر قیمت مسکن بوده و دلالت بر تأیید فرضیه‌ی چرخه‌ی زندگی (LCH) داشت که این نتایج در مطالعات سان و همکاران (۲۰۱۹)، هئو^۱ (۲۰۱۸)، هیلر و لربس^۲ (۲۰۱۶) و گرین و هندرشات^۳ (۱۹۹۶) نیز به تأیید رسیده است.

۵. نتیجه‌گیری

با توجه به تأثیر مثبت طول عمر بر قیمت مسکن پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با در نظر گرفتن روندهای مرگ‌ومیر و باروری در دهه‌های آینده و کنونی که طی آن‌ها شاهد کاهش رشد جمعیت و سهم جمعیت در سن کار هستیم، در برنامه‌ها و سیاست‌های اتخاذی خود در حوزه‌ی مسکن، مسائل مربوط به سن و اشتغال و بازنشستگی را در نظر گرفته و سیاست‌های خود در حوزه‌ی نیاز به مسکن در سال‌های آینده را بر اساس آن تنظیم کنند زیرا ارزیابی اثرات طول عمر و اشتغال و بازنشستگی از طریق رفتارهای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و تصمیم‌های مربوط به بازار کار می‌تواند باعث پیش‌بینی دولت از رفتار گروه‌های سنی مختلف و اثرگذاری دو مؤلفه‌ی مورد بررسی در پژوهش در عرضه و تقاضای مسکن باشد. هم‌چنین پیشنهاد می‌گردد:

- ✓ مجلس و دولت با ایجاد تحول در حوزه‌ی سیاست‌های خود برای مسکن، مسائل جمعیتی و اقتصادی را با هم لحاظ کنند.

- ✓ علاوه بر سرمایه‌گذاری‌های دولتی در ساخت و ارائه‌ی واحدهای مسکونی به افراد در گروه‌های سنی مختلف و ارائه‌ی تسهیلات با شرایط مناسب گروه‌های سنی، بخش خصوصی نیز در ساخت و عرضه‌ی پروژه‌های مسکن تشویق و حمایت شوند تا به رفع نیازهای مسکن در آینده برای شاغلین فاقد مسکن کمک شود.

¹. Heo

². Hiller & Lerbs

³. Green & Hendershott

کتاب نامه

۱. افلاطونی، ع. (۱۳۹۶). تجزیه و تحلیل آماری با *Eviews* در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی. چاپ سوم، تهران: انتشارات ترمه.
۲. پورمحمدی، م.ر. (۱۳۹۴). برنامه ریزی مسکن. تهران: انتشارات سمت، ویراست دوم.
۳. عسگری، ح.ا. و الماسی، ا. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵). پژوهشنامه‌ی اقتصادی، ۱۱(۲)، ۲۰۱-۲۲۴.
۴. قلیچ‌خانی، ن.، یزدانفر، س.ع.، حسینی، س.ب. و نوروزیان ملکی، س. (۱۳۹۸). روابط مولفه‌های اثرگذار بر قیمت مسکن و مولفه‌های کیفیت فضایی مسکن. مدیریت شهری و روستایی، ۱۸(۵۴)، ۶۲-۴۵.
۵. هزارجریبی، ج. و امامی غفاری، ز. (۱۳۹۸). بررسی تحولات سیاست‌گذاری رفاهی مسکن در ایران (۱۳۵۸-۱۳۹۲). برنامه‌ریزی رفاه و توسعه‌ی اجتماعی، ۱۰(۳۸)، ۷۵-۱۱۹.
۶. هوشمند، م. و فهیمی دوآب، ر. (۱۳۸۹). تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا. اقتصاد پولی، مالی، ۱۷(۳۰)، ۹۸-۱۳۴.
7. Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
8. Eichholtz, P., & Lindenthal, T. (2014). Demographics, human capital, and the demand for housing. *Journal of Housing Economics*, 26, 19-32.
9. Engelhardt, G.V., & Poterba, J.M. (1991). House prices and demographic change: Canadian evidence. *Regional Science and Urban Economics*, 21(4), 539-546.
10. Essafi, Y., & Simon, A. (2015). Housing market and demography, evidence from French panel data. *European Real Estate Society*, 107-133.
11. Green, R., & Hendershott, P.H. (1996). Age, housing demand, and real house prices. *Regional Science and Urban Economics*, 26(5), 465-480.
12. Heo, Y.J. (2018). Population aging and housing prices: who are we calling old?. *NBP Working Paper No. 288*. Narodowy Bank Polski, Economic Research Department, 1-51.
13. Hiller, N., & Lerbs, O.W. (2016). Aging and urban house prices. *Regional Science and Urban Economics*, 60, 276-291.
14. 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.
15. Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). *Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data*. In: Kurihara, K.K. (Ed.), *Post-Keynesian Economics*. Rutgers University Press, New Brunswick, 388-436.
16. Sun, T., Chand, S., & Sharpe, K. (2019). Effect of an increase in longevity on housing prices: evidence from a panel data. *MPRA*, 92629. 1-10.
17. Takats, E. (2012). Aging and house prices. *Journal of Housing Economics*, 21(2), 131-141.