مجله اقتصادی
شماره‌های ۷ و ۸، مهر و آبان ۱۳۹۳، صفحات ۳۴-۱۷

تحلیل بیمه عمر با تأکید بر متغیرهای کلان اقتصادی و جمعیت‌شناختی

شهریار زروکی
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران
sh.zaroki@umz.ac.ir.com

مانی مؤتمنی
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران
m.motameni@umz.ac.ir

بر اساس تقسیم‌بندی بانک جهانی کشورها بر حسب درآمد به ۴ گروه تقسیم می‌گردند که ایران در گروه درآمد متوسط رو به بالا (UMI) قرار دارد. در این مطالعه کوشش شده است تا اثر متغیرهای کلان اقتصادی و جمعیت‌شناختی بر بیمه عمر در کشورهای UMI برآورد شود. همچنین به‌منظور کنترل ضرایب نتایج با برآورد مشابه کشورهای OECD مقایسه شده است. روش اقتصادسنجی تحقیق داده‌های تابلویی است. داده‌های مورد استفاده مربوط به ۴۸ کشور در فاصله زمانی (۲۰۱۱-۲۰۰۲) می‌باشد. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که درآمد سرانه، امید به زندگی و توسعه مالی در هر دو گروه از کشورها اثر مثبت بر خرید بیمه عمر دارد. بار تکفل جوانان نیز مطابق با انتظار در هر دو گروه منفی بوده است، اما رابطه تورم و بار تکفل پیران با تقاضای بیمه عمر بین کشورهای UMI و OECD متفاوت می‌باشد. مطابق با انتظارات نظری در کشورهای OECD، تورم و بار تکفل به‌ترتیب اثر منفی و مثبت (و البته معنادار) بر تقاضای بیمه عمر داشته در حالی‌که اثر این ۲ متغیر در کشورهای UMI معنادار نمی‌باشد.

واژه‌های کلیدی: بیمه عمر، بار تکفل، توسعه مالی، داده‌های تابلویی.

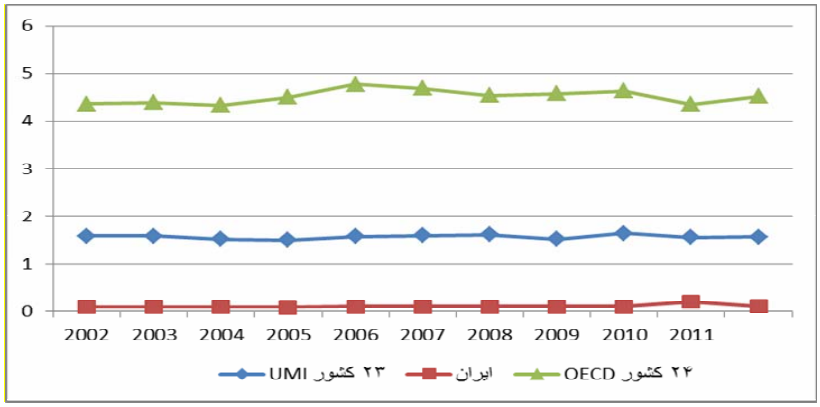
۱. مقدمه

توسعه بیمه عمر از ۲ جهت مهم است. نخست بیمه عمر موجب کاهش شکاف طبقاتی می‌گردد؛ چراکه بیمه عمر علاوه بر کاهش خسارات ناشی از فوت در فقدان سرپرست خانواده به تأمین آتیه بازماندگان کمک می‌کند. دوم، بیمه عمر می‌تواند نقش برجسته‌ای در تجهیز منابع سرمایه‌ای داشته باشد؛ نقشی که بیمه عمر در عموم کشورهای توسعه‌یافته با هدایت پس‌اندازهای کوچک به سمت بازارهای سرمایه ایفا می‌نماید. پس‌انداز حاصل از بیمه عمر برخلاف سایر بیمه‌های بازرگانی در دوره‌های کوتاه برداشت نمی‌شود و نیاز به احتیاط نقدینگی در آن کمتر است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

در سایر بیمه‌های بازرگانی که در قالب قراردادهای یکساله تنظیم می‌گردد شرکت بیمه ناچار به سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت ذخایر فنی است. این نکته موجب می‌شود که بیمه‌گر اهمیت ویژه‌ای برای بیمه عمر قائل باشد، چراکه می‌تواند پس‌اندازهای مربوطه را در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و پربازده استفاده نماید، به این ترتیب بیمه عمر علاوه بر منافعی که برای بیمه‌گذاران و بیمه‌گران دارد در توسعه اقتصادی کشور نیز مؤثر خواهد بود؛ زیرا اغلب سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت موجب شکل‌گیری زیربناهای رشد و توسعه اقتصادی می‌شود.

با وجود اهمیت و نقش برجسته‌ای که بیمه عمر در اقتصاد دارد این ابزار مالی در ایران همچنان ناشناخته باقیمانده است. ضریب نفوذ بیمه عمر (نسبت بیمه عمر به تولید ناخالص داخلی) در ایران ناچیز است. این نکته را می‌توان در نمودار (۱) مشاهده نمود.



مأخذ: محاسبات بر اساس داده‌های دریافتی از سامانه اطلاعاتی سیگما.

نمودار ۱. مقایسه میانگین ضریب نفوذ بیمه عمر طی سال‌های (۲۰۱۱-۲۰۰۲) (درصد)

با توجه به کاستی‌های اقتصاد ایران در زمینه بیمه عمر ضرورت پژوهش در زمینه عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر و موانع توسعه آن توجیه می‌شود. تحقیق پیش رو نیز در این راستا شکل گرفته است. در این مطالعه کوشش شده تا عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر ایران در کنار ۲۳ کشور که از نظر درآمدی با ایران در یک گروه قرار می‌گیرند بررسی شود. بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی ایران در گروه کشورهای با درآمد متوسط رو به بالا (UMI)[1] قرار دارد. در ادامه به‌منظور مقایسه و پایش تخمین بررسی مشابهی نیز در بین کشورهای OECD صورت گرفته است.

تحقیق حاضر در ۶ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه مبانی نظری و ادبیات تجربی تحقیق مرور می‌شود. در بخش سوم، الگوی تحقیق بر پایه ۲ سناریو تصریح می‌گردد. بخش چهارم به توصیف داده‌ها

1. Upper Middle Income Countries

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

اختصاص یافته است و در بخش پنجم الگوی تحقیق برای کشورهای UMI و OECD برآورد شده است. در فصل ششم نیز یافته‌های تحقیق خلاصه شده است.

۲. پیشینه تحقیق

پژوهش در زمینه عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر مورد توجه رشته‌های مختلف علوم انسانی قرار گرفته است، به این دلیل یافته‌های تحقیقات پیشین در زمینه تقاضای بیمه عمر متنوع و فراوان است. در این بین مطالعات اقتصادی انجام شده را می‌توان به ۲ حوزه خرد و کلان تقسیم نمود. مطالعه یاری (۱۹۶۵) تحت‌عنوان "نااطمینانی دوران زندگی، بیمه عمر و نظریه مصرف‌کننده" یکی از الگوهای مرجع در حوزه اقتصاد خرد است که توسط لوئیس (۱۹۸۹) بسط یافته است. در این الگو سرپرست خانواده متقاضی بیمه عمر است. تقاضای وی به تعداد افراد خانواده و ترجیحات دیگر افراد خانواده وابسته است. افراد تحت‌تکفل درآمد نامطمئنی دارند و سعی می‌کنند تا با خرید بیمه‌نامه عمر مطلوبیت انتظاری خود را حداکثر کنند. به‌عبارتی بیمه عمر به‌منظور حداکثرکردن مطلوبیت انتظاری وارثین تقاضا می‌شود.

$$E\left[U\left(T\right)\right] = \int_0^T \alpha\left(t\right) g\left[c\left(t\right)\right]dt - \beta\left(t\right)\psi\left[s\left(t\right)\right] \qquad (۱)$$

در الگوی یاری (۱۹۶۵) فرض می‌شود T طول عمر مصرف‌کننده می‌باشد که متغیری تصادفی است. $\psi(s(t))$ عبارت از مطلوبیت آنی ارثیه‌های شخص، $g[c(t)]$ مطلوبیت آنی از مصرف بوده و $\alpha(t)$ و $\beta(t)$ نیز عوامل تخفیف (تعدیل) هستند. با ازدواج و تولد فرزندان $\beta(t)$ به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد، بنابراین این اتفاقات تغییر در مالکیت (خرید) بیمه عمر را بیشتر توضیح می‌دهد. طبق معادله فوق تغییر در مالکیت بیمه عمر بیشتر به جابه‌جایی برون‌زای تابع مطلوبیت مصرف‌کننده بستگی دارد. لوئیس (۱۹۸۹) تابع مطلوبیت افراد خانواده را تفکیک‌پذیر در نظر گرفت. این فرض موجب شد تا بهینه‌سازی از بیمه‌گذار به وارثین انتقال یابد. فرزندان تا سن a در خانواده می‌مانند تا آن زمان پرداخت‌های انتقالی نامعین در هر سال دریافت می‌کنند. در صورتی‌که پدر فوت کند آنها بجز سهم معینی از ارث پرداخت انتقالی دیگری دریافت نمی‌کنند. در سن i هر فرزند مطلوبیت مورد انتظار را با توجه به هزینه‌هایش در ارتباط با حق بیمه عمر(d_i) به حداکثر می‌رساند. اگر پدر زنده بماند، فرزندان به میزان $t_i - d_i$ مصرف می‌کنند که در آن t_i درآمد حاصل از پرداخت‌های انتقالی است. اگر پدر فوت کند، فرزندان معادل $f_i + b_i - d_i$ دریافت می‌کنند که در آن f_i سرمایه بیمه عمر و b_i سهم دریافتی از ارث است. مسئله را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$MaxEU_i = \left(1 - p_i\right)\left[u_i\left(t_i - d_i\right) + EU_{i+1}\right] + p_i\left[u_i\left(f_i + b_i - d_i\right)\right] \qquad (۲)$$

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

در این رابطه EU_k مطلوبیت انتظاری از k سالگی تا a سالگی، P_k احتمال فوت پدر در سن k سالگی فرزند، $u_k(0)$ مطلوبیت آتی در سن k، $U_k(0)$ مطلوبیت از سن k تا a سالگی با فرض یک الگوی مصرف بهینه می‌باشند. رابطه بین قیمت بیمه‌نامه و حق بیمه عمر (درصدی از سرمایه بیمه) به شرح زیر است:

$$f_i = \frac{d_i}{Lp_i} \qquad (۳)$$

که در آن L عامل یا هزینه سربار است. با تأکید بر فروض فوق شرایط بهینه زیر شکل می‌گیرد:

$$u_i'\left(t_i - d_i^*\right) = \frac{1 - Lp_i}{l\left(1 - p_i\right)}.u_i'\left(f_i^* + b_i - d_i^*\right) \qquad (۴)$$

در معادله بالا عوامل ستاره‌دار ارزش بهینه را نشان می‌دهند. برای اینکه تجزیه و تحلیل ساده باشد، از روابط زیر استفاده می‌شود که در صورت پایین‌بودن نرخ مرگ‌ومیر پدر تقریباً درست است.

$$u_i'\left(t_i - d_i^*\right) = u_j'(T_i - D_i^*) \qquad (۵)$$

که در آن T_k و D_k به‌ترتیب ارزش فعلی پرداخت‌های انتقالی و حق بیمه عمر از سن K تا a در صورت زنده بودن پدر را نشان می‌دهند. با جایگزینی معادله (۴) در معادله (۵) و با فرض وجود یک تابع مطلوبیت باکشش ثابت خواهیم داشت:

$$f_i^* + b_i - d_i^* = \left[\frac{\left(1 - Lp_i\right)}{L\left(1 - p_i\right)}\right]^{1/\alpha}\left(T_i - D_i^*\right) \qquad (۶)$$

که در آن، α (منفی) کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف بوده و بیانگر ریسک‌گریزی نسبی آرو پرات[1] است. سرانجام با جایگزینی معادله (۳) در معادله (۶) و محدودکردن فرزندان به دارایی‌های بیمه عمر غیرمنفی[2] معادله (۷) شکل می‌گیرد:

$$\left(1 - Lp_i\right)f_i^* = Max\left[\left(\frac{1 - Lp_i}{L\left(1 - p_i\right)}\right)^{\frac{1}{\alpha}} C_i^* - b_i\right] \qquad (۷)$$

1. Arrow Pratt

۲. یعنی ارزش حال (فعلی) مبلغی که از بیمه عمر دریافت می‌شود از آنچه که بابت آن در طول عمر پرداخت شده کمتر نباشد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

که در آن $C_k^* = \left(T_i - D_i^*\right)$ ارزش حال جریان مصرف از سن k تا a در صورت زنده بودن پدر است. این معادله تفسیر ساده‌ای دارد. فرض کنید که به فرزند ارث نمی‌رسد (یعنی $b_i = 0$)، بنابراین اگر احتمال فوت (p_i) کوچک باشد، آنگاه:

$$f_i^* = \left(\frac{1}{L}\right)^{\frac{1}{\alpha}} C_i^* \qquad (۸)$$

در این حالت با فرض اینکه پدر تا سن α زنده می‌ماند ارزش بیمه‌نامه عمر در مورد فوق به سادگی نسبتی از ارزش حال مصرف فرزند است. این نسبت به‌طور معکوس با عامل سربار (L) و به‌طور مستقیم با درجه ریسک‌گریزی فرزند (α) رابطه دارد. مسئله همسر مانند فرزندان است. فرض می‌شود که همسر با قطعیت تا سن T (که در آن سن ملزم به ترک سهم ارث B است) زنده بماند. با پیروی از همان روند به‌کار گرفته شده برای تقاضای بیمه عمر برای فرزند تقاضای همسر به‌صورت زیر است:

$$\left(1 - Lp_i\right) f_i^* = \max\left[\left(\frac{1 - Lp_i}{L\left(1 - p_i\right)}\right)^{\frac{1}{\alpha}} C_i^* - K_i + \frac{\beta}{(1+r)^{T-i}}\right] \qquad (۹)$$

که در آن C_k^* ارزش جریان مصرف همسر از سنین k تا T در صورت زنده ماندن شوهر تا زمان T می‌باشد. مجموع بیمه‌های صادره بر اساس بیمه عمر شوهر برابر با جمع خریدها توسط همسر و هر یک از فرزندان است، با این فرض که تمام اعضای خانواده ریسک‌گریزی نسبی همسان دارند. با توجه به اینکه عامل محدودکننده غیرمنفی در دارایی‌های بیمه عمر به همه اعضای خانواده مربوط باشد و یا اینکه به هیچ‌کدام مربوط نباشد، می‌توان معادلات بالا را با هم ترکیب نمود تا جمع دارایی‌های بیمه عمر خانواده به‌دست آید:

$$\left(1 - Lp_i\right) F = \max\left[\left(\frac{1 - Lp_i}{L\left(1 - p_i\right)}\right)^{\frac{1}{\alpha}} TC - W\right] \qquad (۱۰)$$

F ارزش اسمی تمام بیمه‌نامه‌های صادره در ارتباط با عمر پدر خانواده و W ثروت خانوار بدون احتساب سهم ارث همسر می‌باشند. همچنین، TC ارزش حال مصرف بوده که برای هر یک از فرزندان از دوره جاری تا سن a و در مورد همسر از دوره جاری تا سن k می‌باشد. معادله (۱۰) یک تقاضای ذهنی است که

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

ترجیحات خانوارها را برای خرید بیمه‌نامه عمر تشریح می‌کند، بنابراین می‌توان نتیجه بحث را از معادله (۱۰) اینگونه بیان نمود که تقاضا برای بیمه عمر با احتمال مرگ‌ومیر سرپرست خانواده، ارزش حال مصرف خانواده و همچنین ریسک‌گریزی خانواده رابطه مثبت و با ثروت خانواده و هزینه سربار رابطه منفی دارد.

در حوزه اقتصاد کلان نیز مطالعات تجربی فراوانی انجام شده است. بین مطالعات گذشته می‌توان به پژوهش هاموند، هاستون و ملندر (۱۹۶۷) اشاره نمود. آنها با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۵۲ و ۱۹۶۱ آمریکا ارتباط بین حق‌بیمه عمر به‌عنوان متغیر وابسته را با متغیرهای درآمد، ثروت، تورم، سن سرپرست خانوار، تحصیلات و شغل سرپرست خانوار به‌عنوان متغیرهای توضیحی مورد بررسی قرار دادند. رابطه رگرسیونی تخمین‌زده شده نشان می‌دهد که درآمد خانوار و بار تکفل بر تقاضای بیمه عمر مؤثر است. دیاکن (۱۹۸۰) نیز تقاضای بیمه عمر را در انگلستان برای دوره (۱۹۶۸-۱۹۴۶) مورد بررسی قرار داد. متغیرهای توضیحی این مطالعه تورم، درآمد دائمی واقعی، ثروت، تعداد کودکان، وضعیت تأهل، نرخ مالیات بر درآمد، نرخ بیکاری و تغییر در نرخ بیکاری می‌باشند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای بیمه پس‌انداز محور ۳/۵ و این کشش برای تقاضای احتیاط‌محور ۲/۵ است. نرخ مالیات بر درآمد اثر معنادار مثبت بر تقاضای بیمه عمر دارد. نرخ بیکاری اثر مثبت معنادار با کشش ۰/۲۵ در مدل پس‌انداز محور دارد. نرخ تورم اثر منفی معنادار بر هر دو نوع تقاضای بیمه عمر دارد.

براون و کیم (۱۹۹۳) عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر را بین ۴۵ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار دادند. نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که درآمد، سطح تحصیلات و بار تکفل بر تقاضای بیمه عمر اثر مثبت و تورم انتظاری اثر منفی دارد. همچنین کشش درآمدی تقاضا کوچکتر از واحد است. اوترویل (۱۹۹۶) تقاضای بیمه عمر را بین ۴۸ کشور در حال توسعه بررسی نمود. در این مطالعه شاخص امید به زندگی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر شناخته شده است، به نحوی‌که بهبود شاخص امید به زندگی موجب افزایش تقاضای بیمه عمر می‌گردد. کشش درآمدی تقاضا نیز بزرگتر از واحد به‌دست آمده و تورم اثر منفی بر تقاضا دارد. لیم و هابرمن (۲۰۰۳) نیز در بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه عمر در کشور مالزی مانند سایر مطالعات بر اثر منفی تورم در تقاضای بیمه عمر تأکید دارند.

کاپفر (۲۰۰۷) ویژگی‌های طبقاتی و جمعیت‌شناختی را در تقاضای بیمه عمر مورد بررسی قرار داده است. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه حاکی است که احتمال خرید بیمه عمر از سوی افراد بیکار، زنان خانه‌دار، افراد در حال آموزش و آنهایی که درآمد پایین‌تری دارند کمتر است.

جوسوسکی (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی نقش متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین متغیرهای جمعیت‌شناختی در تقاضای بیمه عمر پرداخته است. قلمروی مکانی و زمانی این تحقیق ۱۴ کشور

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

اروپایی مرکزی و جنوب شرقی (CSEE)[1] طی دوره (۲۰۱۰-۱۹۹۸) می‌باشد. وی از ۲ معیار ضریب نفوذ و سرانه بیمه عمر به‌عنوان متغیر وابسته استفاده نموده است. نتایج نشان می‌دهد که درآمد سرانه، تورم، مخارج بهداشتی، سطح آموزش و حاکمیت قانون اثری مؤثر و معنادار بر بیمه عمر داشته در حالی‌که نرخ بهره واقعی، نسبت شبه‌پول، بار تکفل جوانان و پیران، کنترل فساد و اثربخشی دولت از چنین اثری برخوردار نمی‌باشد. اسلیوینسکی و دیگران (۲۰۱۳) عوامل تعیین‌کننده تقاضای بیمه عمر را در کشور لهستان بررسی و آن را با شرایط ۱۰ اقتصاد نوظهور مقایسه نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه عمر لهستان مشابه کشورهای دیگر و مطابق با مطالعاتی است که در بالا تشریح شد، اما برخلاف یافته‌های قبلی سطح آموزش اثر قابل‌توجهی در تحریک تقاضای بیمه عمر نداشته است.

بین مطالعات داخلی کاردگر (۱۳۷۶) تورم را یکی از عوامل مؤثر و منفی بر تقاضای بیمه زندگی برمی‌شمرد. عزیززاده نیاری (۱۳۷۸) عوامل تأثیرگذار بر تقاضای بیمه عمر را با توجه به داده‌های (۱۳۷۵-۱۳۴۵) مورد بررسی قرار داده است. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که درآمد سرانه و نرخ باسوادی اثر معنادار و بار تکفل و تورم اثر بی‌معنا بر تقاضای بیمه عمر در ایران دارد. پژویان و پورپرتوی (۱۳۸۲) با استفاده از داده‌های آماری سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۴۵) تقاضای بیمه ایران را برای سال ۱۳۸۳ تخمین زده‌اند. هدف آنها بررسی تأثیر درآمد، تورم انتظاری، بار تکفل و میزان تحصیلات بر تقاضای بیمه‌های عمر بوده است. آنها نشان می‌دهند که تقاضای بیمه عمر نسبت به تورم کم‌کشش است. ضریب بار تکفل ۱/۸۵ برآورد شده است. ضریب نرخ باسوادی از تمام ضرایب بالاتر است؛ به این صورت که اگر درصد باسوادی یک درصد تغییر نماید تقاضای بیمه‌های عمر به مقدار قابل‌توجهی و به میزان ۴/۷ درصد تغییر می‌کند. در مطالعه دیگری، عزیزی (۱۳۸۵) رابطه تقاضای بیمه عمر با متغیرهای کلان اقتصادی را با توجه به داده‌های (۱۳۸۰-۱۳۶۹) مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که نرخ سپرده‌های بلندمدت، قیمت بیمه، درآمد، بازده سهام و امید به زندگی از جمله مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران می‌باشند.

مهرآرا و رجبیان (۱۳۸۵) تابع تقاضای بیمه عمر را با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران طی دوره (۱۳۸۲-۱۳۴۵) مبتنی بر مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و همچنین داده‌های تابلویی برای کشورهای صادرکننده نفت با درآمد متوسط برای دوره (۲۰۰۲-۱۹۹۸) برآورد و نتایج به‌دست آمده را با یکدیگر مقایسه می‌کنند. طبق این نتایج عمده‌ترین عوامل تعیین‌کننده تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران درآمد، میزان تحصیلات و بار تکفلند. همچنین درآمد، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تحصیلات از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های عمر در کشورهای نفت‌خیز با درآمد متوسط می‌باشند. کشش‌های درآمدی تابع تقاضای بیمه عمر نشان می‌دهند که این محصول در کشورهای نفت‌خیز با درآمد متوسط،

1. Central and South-Eastern Europe

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

لوکس و در ایران ضروری است. در واقع، افزایش درآمد نقش اساسی‌تری در گسترش و تحولات بیمه‌های عمر در سایر کشورهای صادرکننده نفت نسبت به ایران داشته است.

عباسی و درخشنده (۱۳۹۱) نیز در مطالعه خود با توجه به داده‌های (۱۳۸۸-۱۳۵۸) نشان می‌دهند که تقاضای بیمه عمر در ایران تابعی از درآمد سرانه واقعی، نرخ پس‌انداز، نرخ تورم و نرخ باسوادی است. برای برآورد مدل از روش اقتصادسنجی مدل خودبازگشت برداری استفاده شده است و بر اساس نتایج به‌دست آمده اثر درآمد سرانه و نرخ پس‌انداز بر تقاضای بیمه عمر، مثبت و معنادار و اثر تورم منفی و معنادار است، اما اثر نرخ باسوادی بر تقاضای بیمه عمر معنادار نمی‌باشد.

در مطالعه وصالیان و دیگران (۱۳۹۱) بر نقش عمده تورم در عدم توسعه بیمه عمر در ایران توجه شده است. نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که در ایران تورم اثری منفی و معنادار و درآمد سرانه، نرخ باسوادی و جمعیت اثری مثبت و معنادار دارد. با توجه به نتایج تجزیه واریانس، درآمد سرانه و نرخ تورم و درصد باسوادی دارای اثر باثبات‌تری نسبت به سایر متغیرها هستند. تحلیل میدانی تحقیق نشان می‌دهد که حدود ۵۵ درصد از جامعه آماری ترجیح می‌دهند که پس‌اندازشان را به‌جای بیمه عمر تبدیل به منزل مسکونی نمایند.

۳. تصریح الگوی تحقیق

با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی پیشین عوامل اثرگذار بر تقاضای بیمه عمر به‌عنوان متغیرهای توضیحی در ۲ سناریو انتخاب شده اند. این عوامل به ۲ دسته متغیرهای اقتصادی (درآمد سرانه، نرخ تورم، شاخص توسعه مالی) و متغیرهای جمعیت‌شناختی (بار تکفل،[1] بار تکفل پیران،[2] بار تکفل جوانان[3] و امید به زندگی[4]) تقسیم‌بندی می‌شوند. در سناریوی نخست، تقاضا برای بیمه عمر تابعی از درآمد سرانه، نرخ تورم، بار تکفل، شاخص توسعه مالی و امید به زندگی در نظر گرفته شده است. سپس با جایگزینی ۲ متغیر بار تکفل پیران و جوانان با متغیر مجموع بار تکفل، سناریوی دوم شکل می‌گیرد. بر این اساس تصریح ۲ سناریو به شرح زیر است:

- سناریوی نخست

$$LnRInsurPC_{it} = a_i + \gamma_1 LnRGDPPC_{it} + \gamma_2 Inf_{it} + \gamma_3 LnDR_{it} + \gamma_4 LnFD_{it} + \gamma_5 LnLEB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

- سناریوی دوم

$$LnRInsurPC_{it} = \alpha_i + \gamma_1 LnRGDPPC_{it} + \gamma_2 Inf_{it} + \gamma_3 LnOldDR_{it} + \gamma_4 LnYongDR_{it} + \gamma_5 LnFD_{it} + \gamma_7 LnLEB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

1. Dependency Ratio
2. Old-Age Dependency Ratio
3. Young-Age Dependency Ratio
4. Life Expectancy at Birth

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

در هر یک از روابط فوق i نماد مقاطع یا کشورها (۲۴ کشور هر یک از گروه‌های OECD و UMI) و t بیانگر دوره زمانی تحقیق (۲۰۱۱-۲۰۰۲) می‌باشند. در معادلات رگرسیونی فوق، RInsurPC سرانه تقاضای بیمه عمر به قیمت ثابت، RGDPPC سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (درآمد سرانه)، Inf نرخ تورم، DR بار تکفل، OldDR بار تکفل پیران، YoungDR بار تکفل جوانان، FD شاخص توسعه مالی و LEB شاخص امید به زندگی می‌باشند که در ادامه تشریح می‌شوند. لازم به ذکر است که کلیه متغیرها بجز نرخ تورم به‌صورت لگاریتمی می‌باشند. الگو برای ۲۴ کشور عضو OECD و ۲۴ کشور UMI با روش داده‌های تابلویی برآورد می‌شود. متغیرهای توضیحی تحقیق به شرح زیر معرفی می‌شوند.

۳-۱. درآمد سرانه

مطابق با مطالعات تجربی سطح درآمد به‌طور قوی بر تقاضای بیمه عمر اثر می‌گذارد. هرچه درآمد سرانه بیشتر می‌شود حق بیمه عمر هم بیشتر قابل پرداخت است. نکته دیگر آنکه هرچه دستمزد پدر خانواده بالاتر باشد بیمه عمر هم ضروری‌تر است تا بتواند خانواده را در مقابل مشکلات مرگ پدر خانواده و عدم وجود درآمد گذشته حفظ کند. بر این اساس، انتظار بر آن است که اثر درآمد سرانه بر تقاضای بیمه عمر مثبت باشد.

۳-۲. نرخ تورم

نرخ تورم در اقتصاد اصولاً ارزش بیمه عمر را کم کرده و آن را به خدمتی کم‌اهمیت تبدیل می‌کند. بیمه‌گر مکلف به پرداخت مبلغ قرارداد است، اما در اثر تورم ممکن است که مبلغ قراردادی ارزش خود را برای بیمه‌گذار از دست داده باشد. در برخی کشورها برای برون‌رفت از چنین مشکلی بیمه عمر تعدیل‌شده ایجاد شده است تا مبلغ قرارداد و حق‌بیمه هر سال بر اساس تورم به روز رسانی شود، اما به‌طورکلی و مطابق با یافته‌های مطالعات پیشین انتظار می‌رود که تورم اثری منفی بر تقاضای بیمه عمر داشته باشد.

۳-۳. شاخص توسعه مالی

همانطورکه در بخش قبل اشاره شد، اوترویل (۱۹۹۶) معتقد است که سطح توسعه‌یافتگی مالی به‌طور مستقیم بر خرید بیمه عمر اثر می‌گذارد. در این تحقیق از نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص توسعه مالی استفاده می‌شود. انتظار بر آن است که اثر این شاخص بر تقاضای بیمه عمر مثبت باشد.

۳-٤. بار تکفل، بار تکفل پیران و جوانان

از جمله متغیرهای جمعیت‌شناختی لحاظ شده در الگوها بار تکفل است که طبق تعریف سازمان ملل عبارت است از نسبت افراد زیر ۱۵ سال به افراد بین ۶۴-۱۵ سال. به عبارتی این شاخص نسبت جمعیت

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

شاغل و غیرشاغل را با حذف بازنشستگان محاسبه می‌کند. برای نمونه بار تکفل ۴۰ درصد به این معنا است که به‌ازای هر ۱۰ نفر شاغل ۴ نفر وابسته به درآمد آنها هستند. بیمه عمر می‌تواند به وابسته‌ها در مقابل سختی‌های حاصل از مرگ زودرس سرپرست خانواده کمک کند. وقتی تعداد وابسته‌ها زیادتر می‌شود اثر مرگ سرپرست خانواده بیشتر می‌گردد و همین انگیزه بیشتری برای خرید بیمه ایجاد می‌کند، بنابراین انتظار بر آن است که بار تکفل اثر مثبت بر تقاضای بیمه عمر داشته باشد. در تعریف دیگری بانک جهانی برای محاسبه بار تکفل افراد بالای ۶۴ سال را هم در نظر می‌گیرد و بار تکفل را به ۲ گروه بار تکفل جوانان و پیران تفکیک می‌کند. بر اساس سابیر (۲۰۰۸) بار تکفل پیران مانند شاخص کلی بار تکفل اثری مثبت بر تقاضای بیمه عمر دارد، در حالی‌که بار تکفل جوانان می‌بایست اثری منفی داشته باشد. با توجه به اهمیتی که متغیر بار تکفل در مطالعه حاضر داشته، به‌منظور بررسی دقیق‌تر از هر دو شاخص تفکیکی بار تکفل نیز استفاده شده است.

۳-۵. امید به زندگی

بر اساس تحقیقات پیشین که در بخش قبل توضیح داده شده است این متغیر بر تقاضای بیمه عمر اثر مثبت دارد. این اثر مثبت به این معناست که جمعیتی که طول زندگی در آن بیشتر و احتمال یا نرخ مرگ و میر در آنان کمتر است، تقاضای بیشتری برای خرید بیمه‌نامه عمر دارند. بنابراین انتظار می‌رود که ضریب مربوط به شاخص امید به زندگی مثبت باشد.

٤. توصیف داده‌های تحقیق

در توصیف داده‌ها، میانگین تمام متغیرها برای هر یک از ۲۴ کشور UMI و OECD طی دوره (۲۰۱۱-۲۰۰۲) محاسبه و به‌ترتیب در جداول (۱) و (۲) ارائه شده است. براساس جدول (۱) میانگین سرانه بیمه عمر به قیمت ثابت در کشورهای UMI، ۷۰/۳ دلار بوده است. کشورهای برزیل، مجارستان، مالزی، موریس، نامیبیا، آفریقای‌جنوبی و تایلند در سطحی بالاتر از میانگین قرار دارند، همچنین در این مورد کشورهای آفریقای جنوبی و الجزایر با دارا بودن رقم ۵۵۲/۸ و ۱/۳ دلار به‌ترتیب در بالاترین و پایین‌ترین رتبه جای دارند.

در مورد درآمد سرانه به قیمت ثابت،کشورهای مجارستان و چین به ترتیب در بالاترین (۱۰۸۱۸ دلار) و پایین‌ترین (۲۱۱۸ دلار) جایگاه قرار دارند. میانگین این متغیر برای ۲۴ کشور UMI برابر با ۴۵۱۸ دلار است. با توجه به میانگین ۶۳/۱ درصدی در شاخص توسعه مالی، کشورهای چین و اکوادور با دارا بودن رقم ۱۶۱ و ۲۳/۷ درصد به‌ترتیب رتبه‌های اول و آخر را به خود اختصاص داده‌اند. تورم که از عوامل نامطلوب در

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

خرید بیمه عمر محسوب می‌شود دارای میانگین ۶/۶ درصد بوده است که در این خصوص ایران بالاترین نرخ تورم (۱۵/۸) و مالزی کمترین نرخ (۲/۴) را به خود اختصاص داده است.

کشور آفریقای‌جنوبی علیرغم برخورداری از بالاترین رقم سرانه بیمه عمر در مورد شاخص امید به زندگی (برخلاف انتظار) در پایین‌ترین رتبه (۵۱/۷ سال) و کاستاریکا در بالاترین رتبه (۷۸/۷ سال) قرار دارد. میانگین این شاخص جمعیت‌شناختی برای ۲۴ کشور UMI برابر با ۷۱/۷ سال می‌باشد. بار تکفل، بار تکفل پیران و بار تکفل جوانان به‌ترتیب برابر با ۵۱/۹، ۱۱/۱و ۴۰/۸ درصد است که کشور نامیبیا در بار تکفل جوانان و بلغارستان در بار تکفل پیران بالاترین رتبه را دارا هستند، همچنین کشورهای چین، اردن و بلغارستان به‌ترتیب در مورد بار تکفل، بار تکفل پیران و بار تکفل جوانان، پایین‌ترین رتبه را به خود اختصاص داده‌اند.

همانطورکه در این جدول مشاهده می‌شود جایگاه ایران از لحاظ امید به زندگی و نرخ تورم بالاتر از میانگین ۲۴ کشور UMI است، اما بین سایر متغیرها شاخص‌های مربوط به ایران کمتر از میانگین است.

محاسبات جدول (۲) به ۲۴ کشور OECD مرتبط است. همانطورکه از این جدول مشخص است، میانگین سرانه بیمه عمر به قیمت ثابت طی دوره ۱۶۷۳ دلار بوده و کشورهای بلژیک، دانمارک، فنلاند، فرانسه، ایرلند، ژاپن، لوکزامبورگ، هلند، سوئد، اتریش و انگلستان در سطحی بالاتر از میانگین و سایر کشورها در سطحی پایین‌تر از میانگین قرار دارند، همچنین انگلستان با دارا بودن میانگین برابر با ۳۶۲۶ دلار در رتبه نخست قرار داشته و ایرلند با داشتن میانگین ۱۴۵ دلار در پایین‌ترین رتبه قرار دارد. کشورهای لوکزامبورگ و لهستان با دارا بودن میانگین ۸۱۰۰۷ و ۸۷۰۰ دلاری در درآمد سرانه به‌ترتیب در بالاترین و پایین‌ترین رتبه قرار دارند. همچنین این ترتیب و جایگاه برای این ۲ کشور در مورد شاخص توسعه مالی نیز برقرار است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

جدول۱. میانگین متغیرهای تحقیق طی دوره (۲۰۱۱-۲۰۰۲) در ۲٤ کشور UMI

کشور	سرانه بیمه‌عمر به قیمت ثابت (دلار)	درآمد سرانه به قیمت ثابت (دلار)	شاخص توسعه‌مالی (درصد)	نرخ تورم (درصد)	امید به زندگی (سال)	بار تکفل (درصد)	بار تکفل پیران (درصد)	بار تکفل جوانان (درصد)
الجزایر	۱/۳	۲۹۹۷	۵۹/۱	۳/۶	۷۲	۴۹/۵	۶/۷	۴۲/۸
برزیل	۸۴/۸	۵۰۲۴	۵۹/۶	۶/۷	۷۲	۵۰	۹/۶	۴۰/۴
بلغارستان	۱۲/۳	۳۹۶۶	۶۱	۵/۷	۷۲/۸	۴۵/۷	۲۵/۸	۱۹/۹
چین	۴۹/۴	۲۱۱۸	۱۶۱	۲/۶	۷۲/۵	۳۸/۷	۱۰/۹	۲۷/۸
کلمبیا	۲۲/۹	۳۶۰۳	۳۳	۵/۱	۷۲/۶	۵۴/۹	۸/۱	۴۶/۸
کاستاریکا	۸/۱	۴۹۱۱	۵۱/۲	۹/۷	۷۸/۷	۴۹/۶	۹/۱	۴۰/۵
دومنیکن	۷	۴۰۶۹	۳۶/۱	۱۲/۹	۷۲/۴	۶۲	۹/۳	۵۲/۶
اکوادور	۷/۳	۳۰۷۲	۲۳/۷	۵/۲	۷۴/۹	۶۱/۲	۹/۳	۵۱/۹
مجارستان	۱۶۲/۲	۱۰۸۱۸	۵۶	۵/۱	۷۳/۳	۴۵/۶	۲۳/۴	۲۲/۲
ایران	۲/۴	۲۸۹۰	۳۳/۳	۱۵/۸	۷۱/۷	۴۴/۳	۷/۱	۳۷/۱
اردن	۵/۹	۲۴۹۰	۱۳۰	۴/۶	۷۲/۸	۶۷/۳	۵/۴	۶۱/۹
قزاقستان	۲/۲	۴۰۶۹	۳۲/۷	۸/۶	۶۶/۹	۴۷/۴	۱۰/۶	۳۶/۹
مالزی	۱۹۴/۷	۵۷۷۴	۱۳۰/۸	۲/۴	۷۳/۳	۵۱/۶	۶/۸	۴۴/۸
موریس	۱۶۴	۵۴۷۷	۹۸	۵/۹	۷۲/۵	۴۳/۲	۱۰	۳۳/۲
مکزیک	۵۸	۷۷۴۱	۲۸/۴	۴/۴	۷۵/۹	۵۹/۱	۸/۸	۵۰/۳
نامیبیا	۱۶۶/۹	۳۷۳۱	۴۵/۹	۶/۲	۵۹/۸	۷۳/۷	۵/۹	۶۷/۹
پاناما	۵۰/۷	۵۲۳۶	۸۴/۵	۳/۲	۷۵/۴	۵۷/۷	۹/۹	۴۷/۸
پرو	۲۰/۶	۳۲۱۰	۳۱/۴	۲/۵	۷۲/۸	۵۸/۷	۸/۸	۴۹/۹
رومانی	۱۷/۱	۴۸۵۹	۳۴	۹/۵	۷۲/۴	۴۳/۴	۲۱	۲۲/۳
صربستان	۶/۹	۳۵۰۲	۳۴	۱۱/۲	۷۳/۲	۴۶/۲	۲۰/۲	۲۶/۱
آفریقای‌جنوبی	۵۵۲/۸	۵۴۳۵	۷۳/۸	۶	۵۱/۷	۵۴/۲	۷/۱	۴۷/۱
تایلند	۷۰/۷	۲۸۰۹	۱۱۴/۴	۲/۸	۷۳/۴	۴۱/۶	۱۱/۴	۳۰/۲
تونس	۶/۱	۳۳۹۴	۵۷/۱	۳/۵	۷۳/۹	۴۷	۹/۹	۳۷/۱
ترکیه	۱۱/۸	۷۲۴۷	۴۵	۱۴/۲	۷۲/۵	۵۳/۱	۱۰/۳	۴۲/۹
میانگین در UMI	۷۰/۳	۴۵۱۸	۶۳/۱	۶/۶	۷۱/۷	۵۱/۹	۱۱/۱	۴۰/۸

مأخذ: محاسبات بر اساس داده‌های دریافتی از سامانه اطلاعاتی سیگما و بانک جهانی.

میانگین کشورهای OECD در مورد نرخ تورم برابر با ۲/۳ درصد است. اقتصاد ژاپن رقم ۰/۲- درصد را به خود اختصاص داده است. ایسلند با داشتن میانگین تورم ۶ درصدی در بدترین جایگاه قرار دارد. کشور ژاپن در شاخص امید به زندگی نیز در بهترین وضعیت (با ۸۲/۳ سال) قرار داشته و لهستان با داشتن رقمی برابر

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

با ۷۵/۴ سال در پایین‌ترین رتبه قرار دارد. میانگین بار تکفل، بار تکفل پیران و جوانان طی دوره برای این کشورها به‌ترتیب برابر با ۴۸/۸، ۲۳/۲ و ۲۵/۶ درصد می‌باشد و کشورهای فرانسه، ژاپن و ایسلند به‌ترتیب در مورد بار تکفل، بار تکفل پیران و بار تکفل جوانان در بالاترین رتبه قرار دارند. کره‌جنوبی نیز در مورد بار تکفل و بار تکفل پیران و کشور ژاپن در بار تکفل جوانان از پایین‌ترین رتبه برخوردارند.

جدول۲. میانگین متغیرهای تحقیق طی دوره (۲۰۱۱-۲۰۰۲) در ۲۴ کشور OECD

کشور	سرانه بیمه عمر به قیمت ثابت (دلار)	درآمد سرانه به قیمت ثابت (دلار)	شاخص توسعه مالی (درصد)	نرخ تورم (درصد)	امید به زندگی (سال)	بار تکفل (درصد)	بار تکفل پیران (درصد)	بارتکفل جوانان (درصد)
استرالیا	۱۴۳۱	۳۴۵۶۶	۱/۸۷	۲/۹	۸۱	۴۸/۴	۱۹/۴	۲۹
اتریش	۱۰۳۸	۳۷۹۵۱	۱۷۵/۷	۲	۷۹/۷	۴۷/۷	۲۴/۷	۲۳/۱
بلژیک	۲۳۹۳	۳۶۲۴۷	۱۲۷/۷	۲/۲	۷۹/۴	۵۲	۲۶/۱	۲۵/۸
چک	۲۲۷	۱۳۱۷۰	۶۴/۲	۲/۳	۷۶/۵	۴۱/۳	۲۰/۶	۲۰/۷
دانمارک	۲۸۲۶	۴۷۱۶۴	۷۵/۵	½	۷۸/۲	۵۱/۸	۲۳/۸	۲۸
فنلاند	۲۷۷۶	۳۷۷۳۳	۹۲/۶	۱/۶	۷۹/۲	۵۰/۱	۲۴/۵	۲۵/۷
فرانسه	۲۴۴۰	۳۳۸۹۲	۱۲۹/۹	۱/۸	۸۰/۵	۵۳/۹	۲۵/۴	۲۸/۴
آلمان	۱۱۲۸	۳۴۸۲۴	۱۸۱/۷	۱/۶	۷۹/۳	۵۰/۴	۲۹/۲	۲۱/۲
یونان	۲۲۶	۲۱۵۵۹	۹۶/۹	۳/۳	۷۹/۶	۴۹/۴	۲۷/۸	۲۱/۶
ایسلند	۱۴۵	۵۳۳۱۵	۸۳	۶	۸۱/۴	۵۰/۶	۱۷/۹	۳۲/۷
ایرلند	۳۱۷۳	۴۷۷۲۵	۱۸۹/۶	۲/۳	۷۹	۴۷/۳	۱۶/۴	۳۰/۹
ایتالیا	۱۴۴۷	۳۰۱۵۸	۱۱۴/۴	۲/۲	۸۱	۵۱/۲	۲۹/۹	۲۱/۳
ژاپن	۳۰۵۹	۳۵۷۵۰	۲۱۳/۱	-۰/۲	۸۲/۳	۵۲/۷	۳۱/۸	۲۰/۹
کره‌جنوبی	۱۱۷۲	۱۸۵۰۲	۱۲۹/۸	۳/۲	۷۹	۳۸/۸	۱۳/۶	۲۵/۲
لوگزامبورگ	۱۸۴۱	۸۱۰۰۷	۵۹۹/۵	۲/۳	۷۹/۶	۴۸/۲	۲۱/۱	۲۷/۱
هلند	۱۸۴۰	۴۰۰۹۸	۱۹۱/۷	۱/۸	۷۹/۸	۴۸/۴	۲۱/۶	۲۶/۹
نیوزلند	۲۵۴	۲۷۰۸۵	۸۷	۲/۸	۸۰	۵۰/۶	۱۸/۶	۳۲
لهستان	۱۶۰	۸۷۰۰	۴۸/۲	۲/۷	۷۵/۴	۴۱/۶	۱۸/۸	۲۲/۸
پرتغال	۱۰۲۹	۱۸۳۵۵	۱۳۹/۸	۲/۴	۷۸/۴	۴۸/۹	۲۵/۹	۲۳
اسپانیا	۶۴۴	۲۵۹۳۹	۱۶۳/۱	۲/۸	۸۰/۸	۴۶/۱	۲۴/۷	۲۱/۴
سوئد	۲۲۷۹	۴۱۳۸۹	۸۰/۶	۱/۶	۸۰/۸	۵۳/۳	۲۷	۲۶/۳
اتریش	۳۳۵۶	۵۲۹۵۴	۱۴۴/۷	۰/۸	۸۱/۵	۴۷/۳	۲۳/۸	۲۳/۴
انگلستان	۳۶۲۶	۳۷۸۹۴	۱۴۶/۵	۲/۴	۷۹/۴	۵۱/۶	۲۴/۵	۲۷/۱
آمریکا	۱۶۵۱	۴۲۰۴۳	۸۱/۴	۲/۴	۷۷/۷	۴۹/۱	۱۸/۸	۳۰/۳
میانگین در OECD	۱۶۷۳	۳۵۷۵۱	۱۴۳/۵	۲/۳	۷۹/۶	۴۸/۸	۲۳/۲	۲۵/۶

مأخذ: محاسبات بر اساس داده‌های دریافتی از سامانه اطلاعاتی سیگما و بانک جهانی.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

در مقایسه بین جداول (۱) و (۲) ۲ نکته حائز اهمیت است. نکته اول آنکه در کشورهای OECD میانگین سرانه بیمه عمر، درآمد سرانه، شاخص توسعه مالی و امید به زندگی بالاتر از کشورهای UMI بوده و در مورد سایر متغیرها عکس آن صادق است. نکته دوم آنکه به‌طور متوسط میزان سرانه بیمه عمر و درآمد سرانه در کشورهای OECD، ۲۳/۸ و در کشورهای UMI، ۷/۹ است. نکته آخر در مورد ترکیب بار تکفل است که در کشورهای OECD به‌دلیل مواجهه با پیری جمعیت نسبت بار تکفل پیران به بار تکفل برابر با ۴۷/۴ درصد بوده در حالی‌که این نسبت در کشورهای UMI برابر با ۲۱/۴ درصد است و در مورد نسبت بار تکفل جوانان به بار تکفل متمم آن صادق بوده و این شاخص در کشورهای UMI بیشتر است.

۵. برآورد الگوی تحقیق

در این تحقیق جهت انتخاب مناسب‌ترین روش برآورد از بین ۳ روش ادغام، اثر ثابت و اثر تصادفی از آزمون چاو و آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج حاکی از انتخاب روش اثر ثابت می‌باشد که در بخش‌های بعدی به آن پرداخته می‌شود، اما پیش از برآورد الگو مانند داده‌های سری زمانی باید وجود ریشه واحد را برای تمام متغیرها آزمون نمود. بر این اساس مانایی تمام متغیرها با آزمون لوین- لین- چو (L.L.C.)[1] بررسی می‌شود. جهت تشریح مختصر این آزمون الگوی خودرگرسیو مرتبه نخست زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = P_i Y_{i,t-1} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۳)$$

که در آن Y متغیر وابسته، $i = 1,2,...$ معرف کشورها و $t = 1,2,...,T$ معرف زمان، X نماینده متغیرهای توضیحی به همراه عرض از مبدأ و روند، δ ضریب متغیرهای توضیحی، P ضریب خودهمبستگی و ε جمله اخلال بوده که فرض می‌شود بین کشورهای مختلف مستقل از هم است. اگر قدر مطلق P کوچکتر از یک باشد در این صورت γ مانا و چنانچه برابر با یک باشد دارای ریشه واحد بوده و نامانا تلقی می‌شود. در آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو نکته مهم آن است که فرض می‌کنیم عوامل مشترکی بین کشورها وجود دارند، به طوری‌که P برای تمام کشورها یکسان است. در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه یک عدم وجود ریشه واحد را نشان می‌دهد. خلاصه نتایج آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول ذیل می‌توان گفت که در این آزمون در سطح ۵ درصد فرضیه صفر برای متغیرهای تحقیق در هر دو دسته کشورها پذیرفته نشده، بنابراین تمام متغیرها مانا می‌باشند.

1. Levin, Lin & Chu

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

پس از اطمینان از وجود مانایی در متغیرها روابط رگرسیونی (۱۰) و (۱۱) در هر یک از ۲ دسته کشورهای OECD و UMI برآورد شده‌اند که نتایج آن به‌شرح جدول (۴) می‌باشد. آماره F لیمر در سناریوها در هر دو دسته کشورها بزرگتر از میزان F بحرانی[1] است، بنابراین فرضیه مقابل در آزمون چاو پذیرفته شده و روش اثر ثابت در مقابل روش ادغام برتری دارد. پس از انتخاب این روش برآورد وارد فضای داده‌های تابلویی شده است. پس از آن نوبت به انتخاب بین ۲ روش اثر ثابت و تصادفی در فضای داده‌های تابلویی می‌رسد. انتخاب بین یکی از این ۲ روش، متکی بر آزمون هاسمن[2] است.

جدول۳. نتایج آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو برای متغیرهای تحقیق در سطح

متغیرهای تحقیق	کشورهای OECD		کشورهای UMI	
	آماره آزمون	Prob.	آماره آزمون	Prob.
سرانه حق بیمه عمر به قیمت ثابت	-۳/۰	۰/۰۰۱	-۵/۶	۰/۰۰۰
سرانه درآمد ملی به قیمت ثابت	-۵/۸	۰/۰۰۰	-۵/۶	۰/۰۰۰
نرخ تورم	-۱۰/۸	۰/۰۰۰	-۱۱/۴	۰/۰۰۰
نسبت نقدینگی به GDP	-۵/۹	۰/۰۰۰	-۶/۶	۰/۰۰۰
بار تکفل	-۴/۸	۰/۰۰۰	-۵/۷	۰/۰۰۰
بار تکفل جوانان	۷/۳	۰/۰۰۰	۱۰/۲	۰/۰۰۰
بار تکفل پیران	-۲/۵	۰/۰۰۶	-۵/۲	۰/۰۰۰
امید به زندگی	۴/۸	۰/۰۰۰	-۲/۵	۰/۰۰۶

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس جدول (۴)، در الگوهای مرتبط با OECD فرضیه صفر مبنی بر ترجیح روش اثر تصادفی بر اثر ثابت پذیرفته می‌شود، درحالی‌که در کشورهای UMI اثر ثابت مرجح می‌گردد. آماره F بیانگر معناداری کل رگرسیون در هر ۴ الگوی برآوردی است. ضریب تعیین OECD و UMI به‌طور متوسط به‌ترتیب برابر با ۵۱/۵ و ۹۸ درصد است. به‌عبارتی متغیرهای مستقل انتخاب‌شده توانایی بیشتری در توضیح‌دهی تغییرات خرید بیمه عمر در کشورهای UMI دارند.

درآمد سرانه در هر دو دسته کشور، اثر مثبت و معنادار بر تقاضای بیمه عمر دارد و به‌طور نمونه می‌توان گفت که براساس سناریوی نخست، افزایش یک درصدی درآمد سرانه در کشورهای OECD و UMI به‌ترتیب منجر به افزایش ۱/۹۹ و ۱/۶۳ درصدی خرید بیمه عمر می‌شود؛ این نتیجه

۱. مقدار بحرانی آماره F با درجه آزادی ۲۰ در صورت و ۱۲۰ در مخرج در سطح احتمال ۵ درصد برابر با ۱/۶۶ بوده و این عدد به مراتب کوچکتر از مقادیر بحرانی آماره F با درجه آزادی ۲۳ می‌باشد.

2. Hausman Test

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

با عموم یافته‌های تجربی پیشین همسان است. اثر شاخص توسعه مالی نیز مثبت و معنادار است. این نتیجه با مطالعه اوترویل (۱۹۹۷) مطابقت دارد.

جدول۴. نتایج حاصل از برآورد الگوی تحقیق

متغیرهای توضیحی		کشورهای OECD		کشورهای UMI	
		سناریوی نخست	سناریوی دوم	سناریوی نخست	سناریوی دوم
سرانه درآمد ملی حقیقی		۱/۹۹*	۱/۹۵*	۱/۶۳*	۱/۷۱*
شاخص توسعه مالی		۰/۱۷**	۰/۱۷**	۰/۴۵**	۰/۴۷**
نرخ تورم		-۲/۵۳*	-۲/۷۲*	-۰/۰۸	-۰/۱۲
شاخص امید به زندگی		۴/۵۱*	۴/۵۱**	۴/۲۱**	۲/۸۷***
بار تکفل		۰/۹۵**	-	-۰/۳۹	-
بار تکفل پیران		-	۰/۷۳**	-	-۱/۴۷
بار تکفل جوانان		-	-۱/۰۳**	-	-۰/۵۹**
ضریب تعیین		۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۹۸	۰/۹۸
آزمون معناداری	آماره F	۴۰/۸	۳۶/۱	۳۴۸	۳۴۸
کل رگرسیون	Prob.	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره F لیمر در آزمون چاو		۱۵۵/۲	۱۴۰/۸	۱۶۴/۳	۱۵۹
آزمون	آماره کای مربع	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۲۰/۲۳	۱۸/۶۳
هاسمن	Prob.	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۹۴
روش برآورد		اثر تصادفی	اثر تصادفی	اثر ثابت	اثر ثابت
تعداد مشاهدات		۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰

*، ** و *** به‌ترتیب معناداری در سطح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد را نشان می‌دهند. متغیر وابسته در سناریوها، لگاریتم سرانه بیمه عمر حقیقی می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

شاخص امید به زندگی نیز همسو با انتظارات نظری اثر مثبتی بر تقاضای بیمه عمر داشته است. بر این اساس افزایش طول زندگی و به‌نوعی کاهش احتمال مرگ‌ومیر، تقاضای بیشتری را برای خرید بیمه عمر به همراه دارد. به گونه‌ای که در کشورهای OECD و UMI، افزایش یک درصدی در شاخص امید به زندگی به‌ترتیب منجر به افزایش ۴/۵۱ و ۴/۲۱ درصدی در تقاضا برای بیمه عمر می‌شود و کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به شاخص امید به زندگی بزرگتر از واحد است.

همانطورکه در پیشینه تحقیق اشاره شد، اکثر یافته‌های تجربی نشان‌دهنده اثر منفی تورم بر تقاضای بیمه عمر می‌باشد. نتایج به‌دست آمده در این تحقیق اثر منفی تورم بر تقاضای بیمه عمر را در کشورهای OECD تأیید می‌نماید، اما این رابطه در کشورهای UMI معنادار نبوده است. نتیجه برآورد ضرایب مرتبط با بار تکفل

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

در مورد کشورهای OECD مانند مطالعات سابیر (۲۰۰۸) و براون و کیم (۱۹۹۳) بوده است، به‌گونه‌ای که بار تکفل جوانان اثر منفی و بار تکفل پیران مانند شاخص کلی بار تکفل اثر مثبت بر تقاضای بیمه عمر داشته است، اما ضریب بار تکفل پیران و بار تکفل کلی در کشورهای UMI معنادار نیست. اثر بار تکفل جوانان در این دسته از کشورها مطابق با انتظار منفی و معنادار بوده است.

۶. یافته‌های تحقیق

در این مطالعه کوشش شده است تا بر اساس مرور ادبیات عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر شناسایی شده و بر پایه آن مدل تحقیق تصریح گردد. داده‌های تحقیق در محدوده زمانی (۲۰۱۱-۲۰۰۲) و در محدوده مکانی ۴۸ کشور شامل ۲ گروه کشور OECD و کشورهایی که درآمد متوسط رو به بالا دارند (UMI) قرار یافته است. شیوه اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق داده‌های تابلویی (پانل) است. مناسب‌ترین الگوی برآورد پس از آزمون‌های چاو و هاسمن انتخاب شده است. بر اساس ضرایب برآورد شده می‌توان نتیجه گرفت که اثر متغیرهای درآمد سرانه، امید به زندگی و توسعه مالی بر تقاضای بیمه عمر در هر دو گروه کشور مشابه و مثبت است. کشش درآمدی تقاضای بیمه عمر در هر دو کشور مثبت و بزرگتر از واحد است. به‌عبارتی بیمه عمر در این کشورها کالایی لوکس است. همچنین حساسیت تقاضای بیمه عمر به شاخص امید به زندگی در هر دو گروه از کشورها مثبت و بزرگتر از واحد است. کشش بیمه عمر به شاخص توسعه مالی در این کشورها کوچکتر از یک است.

رابطه تقاضای بیمه عمر با تورم و بار تکفل در بین کشورهای OECD و UMI متفاوت است. همانطورکه در بخش (۲) توضیح داده شد اکثر مطالعات به اثر منفی تورم بر تقاضای بیمه عمر تأکید دارند. نتیجه برآورد ضرایب تحقیق این اثر منفی را بین کشورهای OECD تأیید می‌کند، اما این ضریب بین کشورهای UMI معنادار نبوده است. از سوی دیگر، اثر بار تکفل پیران در کشورهای UMI نیز معنادار نبوده است. این رابطه در کشورهای OECD مطابق با انتظار مثبت است. اثر بار تکفل جوانان در هر دو گروه از کشورها منفی است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]

منابع

پژویان، جمشید و میرطاهر پورپرتوی (۱۳۸۲)، "تخمین تابع تقاضای بیمه‌عمر و پیش‌بینی آن"، *فصلنامه صنعت بیمه*، شماره ۶۹، صص ۲۸-۵.

عباسی، ابراهیم و سمانه درخشنده (۱۳۹۰)، "عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران"، *پژوهشنامه بیمه*، شماره ۴، صص ۲۴-۱.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸۵)، "رابطه میان متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضا برای بیمه عمر"، *فصلنامه مدرس علوم انسانی*، سال ۱۰، شماره ۴، صص ۱۵۰-۱۳۵.

عزیززاده نیاری، عارف (۱۳۷۸)، *شناسایی و تعیین عوامل مؤثر بر بیمه عمر در ایران و ارائه یک الگوی مناسب*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران.

کاردگر، ابراهیم (۱۳۷۶)، *تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های عمر در صنعت بیمه ایران*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

مهرآرا، محسن و محمد اعظم رجبیان (۱۳۸۵)، "تقاضا برای بیمه عمر در ایران و کشورهای صادرکننده نفت"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۴، صص ۸۲-۵۷.

وصالیان، هوشنگ، دقیقی، علیرضا، آل‌احمدی، ابتسام و حامد سلطانی (۱۳۹۱)، "تحلیل تأثیر تورم بر تقاضای بیمه‌های عمر"، پنجمین کنفرانس و جشنواره کسب‌وکار بیمه، پنجم و ششم بهمن.

Baltagi, B. H. (2005), Econometric Analysis of Panel Data, Third Edition, New York: John Wiley and Sons.

Browne M. J. & K. Kim (1993), "An International Analysis of Life Insurance Demand", *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 60, PP. 616-634.

Diacon. S. R. (1980), "The Demand for UK Ordinary Life Insurance (1946-1968)", *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, Vol. 17, PP. 3-22.

Hamond, H. & R. E. Melander (1967), "Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation", *The Journal of the American Risk and Insurance Association*, Vol. 34, PP. 397-408.

Kapfer, J. (2007), "Three Essays in Empirical Economics", Viewed 2 October 2010.

Kjosevski, J. (2012), "The Determinants of Life Insurance Demand In Central and Southeastern Europe", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 3, PP. 237-247.

Levin, A. & C. F. Lin (1992), "Unit Root Tests in Panel Data, Asymptotic and Finite Sample Properties", University of California, SanDiego, Discussion, PP. 92-93.

Lewis. F. D. (1989), "Dependents and the Demand for Life Insurance", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 3, PP. 452-467.

Lim, S. & C. C. Haberman (2003), "The Relationship between Macroeconomic Variables and Lapsation of Life Insurance: The Malaysian Experience Accounting and Finance in Transition", Greenwich University Press, Vol. 1, PP. 565-586.

Outreville, F. (1996), "Life Insurance Market in Developing Countries", *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 63, PP. 263-278.

Sliwinski, A., Michalski, T. & M. Roszkiewicz (2013), "Demand for Life Insurance: An Empirical Analysis in the Case of Poland", *Geneva Papers on Risk & Insurance*, Vol. 38, No. 1, P. 62.

Sigma, Swiss Reinsurance Company, (Research Reports, Various Volumes), Switzerland.

Suber, S. (2008), "An Analysis of Life Insurance Demand Determinants for Selected Asian Economies and India", Working Paper 36/2008, Madras School of Economics.

Yaari, M. (1965), "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, Vol. 32, PP. 137-150.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-16]