برآورد ظرفیت بیمه عمر در ایران با رویکرد پانل ARDL

محمدرضا منجذب[1]، لیلا دهقانی[2]

تاریخ دریافت: ۹۷/۷/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۱

چکیده

بیمه عمر در جهان کنونی یکی از ابزارهای مهم اقتصادی بوده و استفاده متعددی از آن به عمل می‌آید. با توجه به نقش پراهمیت بیمه‌های عمر، این تحقیق، به بررسی ظرفیت بیمه عمر در ایران پرداخته است. برای این منظور، از الگوی خود رگرسیون توضیحی برای داده‌های پانل (Panel ARDL) استفاده‌شده است. سپس برای یک دوره ۲۷ ساله از سال ۲۰۱۶-۱۹۹۰ مدل مناسب برای گروه اول (ایران و کشورهای پیشرو در این صنعت در سال ۲۰۱۵)، گروه دوم (ایران و کشورهایی که ازلحاظ حق بیمه تولیدی در سال ۲۰۱۵ به ایران نزدیک بودند) و گروه سوم (شامل هر دو گروه) تخمین خورد. بر مبنای روش نسیف مقادیر برآورد شده میزان سرانه حق بیمه عمر مربوط به کشور ایران به‌عنوان میزان بالقوه یا بهینه در هرکدام از گروه‌ها مورد تحلیل و مقایسه قرارگرفته است. نتایج نشان داد که در هر سه گروه از کشورها، میانگین سرانه حق بیمه عمر بالفعل در ایران از میانگین سرانه حق بیمه عمر بهینه به‌طور معناداری کمتر است. به‌طوری‌که میانگین سرانه حق بیمه عمر بالفعل در مقایسه با بالقوه ایران در مدل گروه اول ۴۶٪ ، در مدل گروه دوم ۴۲٪ و در مدل گروه سوم ۴۴٪ زیر سطح بهینه یا بالقوه قرار دارد. این نتایج دلالت بر این واقعیت دارد که بیمه عمر در کشور ما از ظرفیت بالقوه بالایی برخوردار است و بخش عظیمی از ظرفیت بیمه عمر در کشور ما هنوز به‌صورت بالفعل درنیامده است.

واژه‌های کلیدی: حق بیمه، ظرفیت بیمه، پانل ARDL.

طبقه‌بندی JEL: C23:G13.

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی تهران، ایران (نویسنده مسئول) Email: dr_Monjazeb@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد مهندسی صنایع سیستم های اقتصادی، دانشگاه خوارزمی Email: Leila.dehghani51@yahoo.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

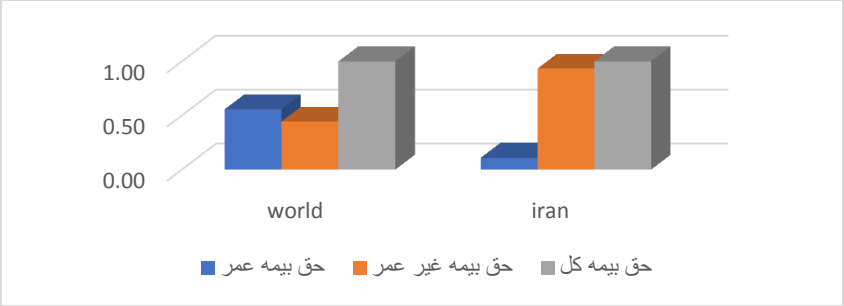
۱. مقدمه

خطر که پیشینه‌ای به قدمت تاریخ بشر دارد و حاصل کارش جز ویرانی وضرر و زیان نیست، از بدو خلقت انسان پیوسته همراه انسان بوده و موجب دل مشغولی وی بوده است. در آغاز، خطر، گستره چندان پهناوری نداشت چون سرمایه اندک بود. رفته‌رفته و با توسعه جوامع بشری و پیشرفت تمدن، ثروت و دارایی انسان افزون‌تر شد و میزان درگیری وی با خطر یا ریسک افزایش یافت. امروزه با پیشرفت تکنولوژی و ورود انواع فراورده‌های صنعتی به زندگی بشر، به‌رغم تسهیلات فراوانی که برای رفاه انسان در پی داشته، ریسک-های جدیدی را با خود وارد اجتماع کرده است. با ریسک می‌توان به روش‌های متعددی با توجه به ماهیت‌اشان برخورد کرد. مهم‌ترین و مؤثرترین شیوه، انتقال ریسک به بیمه‌گر با استفاده از بیمه است. انواع مختلف بیمه‌ها برای کاهش ریسک‌هایی که افراد با آن‌ها روبرو هستند، شکل گرفته است. برای کاهش اثرات ناگوار ناشی از حوادث، بیمه عمر به‌عنوان مؤثرترین و مقبول‌ترین ابزار در بسیاری از کشورهای جهان شناخته شده است. بیمه عمر به افراد اطمینان خاطر می‌بخشد تا در آینده بتوانند از زندگی بهتری برخوردار باشند؛ بنابراین هم از جنبه رفاه مادی و هم آسایش فکری و روحی بسیار مؤثر است. همچنین می‌تواند به-صورت یک وسیله پس‌انداز برای افراد عمل نماید. امروزه نقش بیمه در زمینه سرمایه‌گذاری و ایجاد امنیت اقتصادی محرز است. بااین‌حال هنوز در کشور ما نقش اصلی بیمه مشخص نشده است به طوریکه در حال حاضر، سهم ایران در صنعت بیمه جهان، حدود ۰/۱۷ درصد است و با حق بیمه سرانه‌ای ۹۶ دلار نسبت به‌حق بیمه سرانه جهان که ۶۲۱/۲ دلاراست بسیار ناچیز می‌نماید (مجله سیگما، ۲۰۱۵). با توجه به اهمیت بسزای بیمه، متأسفانه هنوز صنعت بیمه در کشور ما با مشکلاتی مواجه است و نتوانسته جایگاه واقعی خود را به دست آورد و بخش عظیمی از ظرفیت بیمه در کشور ما هنوز به‌صورت بالفعل درنیامده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

- **ارزیابی جایگاه بیمه عمر**

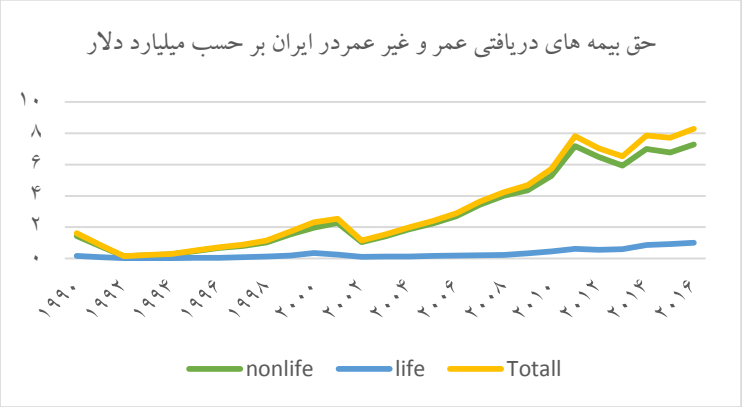
با بررسی حق بیمه‌های دریافتی در بخش زندگی در ایران مشخص می‌شود که حجم بسیار کمی از بیمه‌های تولیدی مربوط به بخش زندگی است بطوریکه در سال ۲۰۱۵ تنها حدود ۱۰,۵ درصد از فعالیت بیمه‌ای کشور مربوط به بخش بیمه عمر بوده است این آمار به‌سادگی نشان‌گر عقب‌ماندگی تقاضا برای بیمه عمر در کشور است. نمودار (۱) به بررسی سهم حق بیمه‌های عمر و غیر عمر در ایران، در مقایسه با میزان این سهم در جهان پرداخته است.



نمودار ۱. سهم حق بیمه‌های دریافتی بیمه عمر و غیر عمر در ایران و جهان در سال ۲۰۱۵، مجله سیگما

بیمه‌های عمر امروزه ازجمله مهم‌ترین زمینه‌های فعالیت در بازارهای بیمه کشورهای مختلف است و به علت داشتن بار اجتماعی و اقتصادی خاص از اهمیت ویژه‌ای برخورداراست. نمودار (۲) روند حق بیمه‌های دریافتی عمر و غیر عمر را در ایران طی دوره موردبررسی نشان می‌دهد

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]



نمودار ۲. روند حق بیمه‌های دریافتی عمر و غیر عمر در ایران طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۰، مجله سیگما

طبق آمار سیگما، روند رشد حق‌بیمه‌های دریافتی غیر عمر در ایران در طی دوره موردبررسی بیشتر از رشد حق‌بیمه‌های دریافتی بیمه عمر است. آمار و شواهد نشان می‌دهد که در ایران بیمه عمر ناشناخته باقی‌مانده است بنابراین، تلاش برای آگاه‌سازی و بازاریابی بیمه عمر در کشور ضروری به نظر می‌رسد.

به همین علت این پژوهش به تبیین موضوع مهم ظرفیت بیمه در ایران با بهره مندی از مدل‌های اقتصادسنجی پرداخته است. در واقع ابتدا با استفاده از مطالعات تجربی و مدل‌های موجود عوامل موثر بر حق بیمه عمر را شناسایی و مدل بیمه‌ای مربوط به کشورایران تخمین می خورد. سپس از طریق مقایسه میانگین مقادیر بالقوه و برازش شده سرانه حق بیمه عمر مربوط به کشور ایران (در مقایسه با سه گروه از کشورهای منتخب) با میانگین مقادیر سرانه حق بیمه عمر بالفعل ایران، ظرفیت بیمه عمر برآورد گردید. درنهایت راهکارهایی برای افزایش میزان حق بیمه عمر ارایه گردید.

مطالعات تجربی فراوانی در این زمینه و با استفاده از به‌کارگیری روش‌های مختلف و متغیرهای مختلف انجام شده است اما مطالعه حاضر، حداقل از حیث دو جنبه مهم با مطالعات داخلی گذشته متفاوت است. اولین جنبه، برآورد ظرفیت بیمه به روش مقایسه‌ای است. جنبه مهم دیگر تفاوت این تحقیق، توجه به مسائل وابستگی مقطعی در تحلیل‌های تجربی و اقتصادسنجی است. عدم توجه به این مسئله، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

گمراه‌کننده‌ای را بـه همـراه داشـته باشـد. بـه ایـن منظـور، از روش‌هـا و آزمـون‌هـای نـوین اقتصادسنجی شامل: آزمون‌های وابستگی مقطعـی (CD) پسـران (۲۰۰۴)، ریشـه واحـد IPS تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی (CIPS) که توسط پسـران در سـال ۲۰۰۷ کامـل شـده اسـتفاده شده است. در این مطالعه بعد از ارائه مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی در ایـن زمینه، روش‌شناسی تحقیق مختصـراً ارائـه خواهـد شـد سـپس مـدل و متغیرهـای تحقیـق در چارچوب یک مدل چند متغیره پانل معرفی خواهند گردید و درنهایـت بـه بـرآورد مـدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

۲-۱. مبانی نظری تقاضا برای بیمه عمر

برای تبیین متغیرها و ارائه پایه نظری برای متغیرهای الگوی ارائـه شـده در ایـن مقالـه بـه بیان نظری تابع تقاضا برای بیمـه‌هـای عمـر مـی‌پـردازیم. لـوئیس(۱۹۹۹) در مقالـه‌ای تحـت عنوان، عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی بـه صـورت تجربـی نشـان داد کـه تقاضـای بیمه های زندگی با درآمد رابطه مثبـت دارد. در الگـوی لـوئیس دو نـوع بهـره بـردار، یکـی همسر و دیگری فرزندان وجود دارند. همسر در زمان مرگ سرپرسـت خـانواده بـه احتمـال زیاد دارایی، موجودی سرمایه دارد ولی فرزندان به‌دلیل طول عمر نامطمئن پـدر و درنتیجـه درآمد نامطمئن بیمه زندگی خریداری می‌کنند. آن‌ها تا سن a در خانواده باقی می‌ماننـد تـا آن زمان پرداخت‌های انتقالی معین در هرسال دریافت می‌کنند ولی درصورتی‌که پدر فوت نماید، آن‌ها پرداخت‌های انتقالی دیگری به جـزء سـهم معینـی از ارث دریافـت نمـی‌کننـد. فرزندان قبل از سن a مجاز به استقراض در قبال درآمد احتمـالی حاصـله در آینـده نیسـتند، هرچند آن‌ها مجاز به پس‌انداز هستند، الگوی پرداخـت‌هـای انتقـالی از پـدر چنـان در نظـر گرفته‌شده است که درواقع فرزندان در مدتی که در خانواده هستند پس‌انـدازی ندارنـد. در سن i، هر فرزند، مطلوبیت مورد انتظار را با توجه به هزینه‌هایش در ارتباط بـا حـق‌بیمـه‌هـای عمر، di، به حداکثر می‌رساند (لوئیس، ۱۹۸۹).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

اگر پدر زنده بماند، فرزندان به میزان *ti-di* مصرف می‌کنند که در آن t_i درآمد حاصل از پرداخت‌های انتقالی است. اگر پدر فوت نماید، فرزندان معادل *fi+bi-di* دریافت می‌کنند که در آن *fi* قیمت بیمه‌نامه زندگی و *bi* سهم دریافتی از ارث است. مسئله را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$maxEU_i = (1-p_i) \times [u_i(t_i - d_i) + EU_i + 1] + p_i[u_i(f_i + b_i - d_i)] \quad (۱)$$

در این رابطه:

EU_k : مطلوبیت انتظاری از سنین K سالگی تا a ، P_k: احتمال فوت پدر در سن K سالگی فرزند

U_k: مطلوبیت آتی در سن k $[u'_k>0, u''_k(0) <0]$

$U_K(0)$: مطلوبیت از سن k تا a با فرض یک الگوی مصرف بهینه.

رابطه بین قیمت بیمه‌نامه و حق‌بیمه به شرح زیر است (حق بیمه درصدی از قیمت بیمه‌نامه است).

$$f_i = \frac{d_i}{LP_i} \quad (۲)$$

که در آن L عامل سربار (هزینه سربار) است.

درنهایت لوئیس با معرفی توابع متفاوت یک تقاضای ذهنی خرید بیمه‌های زندگی را ارائه کرد:

$$(1-lP)F = \max\{\left[\frac{1-lP}{l(1-p)}\right]^{\frac{1}{\partial}} TC - W\} \quad (۳)$$

در این معادله:

F= ارزش اسمی تمام بیمه‌های صادره در ارتباط با عمر پدر خانواده است.

W= ثروت خانوار بدون احتساب سهم ارث همسر است.

TC=ارزش فعلی مصرف هریک از فرزندان از دوره جاری تا سن a و در مورد همسر از دوره جاری تا سن k با فرض اینکه زنده می‌ماند است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

معادله (۳) یک تقاضای ذهنی است که محاسبات صریحی را که بسیاری از خانوارها هنگام خرید بیمه‌های عمر انجام می‌دهند تشریح می‌کند، لذا نتیجه بحث را از معادله (۳) این‌گونه بیان می‌کنیم که تقاضای برای بیمه‌های زندگی (عمر) با احتمال مرگ‌ومیر نان‌آور خانواده، ارزش فعلی مصرف خانواده و همچنین ریسک گریزی خانوارها رابطه مثبت و با ثروت خانواده و هزینه سربار رابطه منفی دارد (لوئیس، ۱۹۸۹). مدل لوئیس تعدادی از متغیرهایی را که ممکن است بر تقاضای خانواده برای بیمه‌های زندگی موثر باشند را درآمد سرپرست خانواده و احتمال مرگ او معرفی می‌کند اما با توجه به مطالعات تجربی صورت گرفته تا کنون تورم ازجمله عواملی است که بر تقاضای بیمه‌های زندگی تاثیرگذاراست.

۲-۲. پیشینه تحقیق

منطقی و کلانتری (۱۳۸۱) با ارائه فروض خاص بر روی ۵ متغیر نرخ بیکاری، سهم بخش دولتی و خصوصی از تولید ناخالص داخلی، جمعیت، شاخص قیمت، خسارت بیمه‌ای کل و سپس ترکیب این فروض با یکدیگر، ظرفیت بالقوه حق بیمه را برای بیمه کل، بیمه اتومبیل، بیمه شخص ثالث و بیمه زندگی پیش‌بینی کرده است. نتایج نشان داد فعالیت‌های بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی تأثیر بیشتری بر حق بیمه کل دارد و تحقق ظرفیت بالقوه بیمه‌ای کشور درگروی مسائلی چون: ایجاد اشتغال کامل نیروی کار، ایجاد توازن بین بخش‌های دولتی و غیردولتی در حد نسبت بلندمدت سهم هریک از فعالیت‌های اقتصادی، رشد بلندمدت جمعیت در حد میانگین و یا حداقل آن، رشد زیاد خسارت‌های بیمه‌ای و رشد بلندمدت سطح قیمت‌ها و نیز کاهش تدریجی نرخ تورم به سمت صفر در نظر گرفته است. جلالی لواسانی (۱۳۸۴) تأثیر متغیرهای درآمد ملی، شاخص قیمت، نرخ بیکاری، بارتکفل، سطح سواد و خسارت‌های پرداختی توسط بیمه را در تقاضای بیمه اشخاص بررسی کرد. وی اثر درآمد ملی و شاخص قیمت مصرف‌کننده و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

نرخ بیکاری را بر تقاضای بیمه‌های اشخاص در ایران مهم ارزیابی کرد، اما عنوان نمود بار تکفل و سطح باسوادی تأثیر کمی بر تقاضای بیمه زندگی دارند.

رشنوادی و دهنوی (۱۳۸۷) اهمیت و نقش انکارناپذیر بیمه‌های زندگی را در افزایش رفاه و تأمین آتیه جامعه (برای کمک به تحقق عدالت اجتماعی) بررسی نموده است و در پایان، رهنمودهایی را برای توسعه این شاخه مهم بیمه‌ای ارائه کرده است. همچنین این مقاله موانع توسعه بیمه عمر در ایران را به ۴ عامل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ساختاری تقسیم نموده است. پیکارجو و همکاران (۱۳۹۰) نشان می‌دهند که تقاضای بیمه عمر درکشورهای موردمطالعه با متغیرهای توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و اشتغال رابطه مثبت و معناداری دارد؛ به‌طوری‌که کمترین ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی با تقاضای بیمه عمر این کشورها مربوط به متغیر توسعه مالی است. همچنین بین متغیر شوک نفتی و تقاضای بیمه عمر کشورهای مورد مطالعه ارتباط معناداری وجود ندارد. سپهردوست و ابراهیم‌نسب (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر عامل کیفیت حکمرانی خوب بر تقاضای بیمه عمر در ایران و منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ با استفاده از رهیافت پانل دیتا پرداخته که نتایج نشان می‌دهد که متغیر اصلی شاخص حکمرانی خوب و همچنین متغیرهای کنترلی تولید ناخالص داخلی سرانه، توسعه مالی و نرخ بیکاری اثر مثبت و معنی‌دار بر تقاضای بیمه عمر دارند؛ درحالی‌که متغیر نرخ تورم انتظاری اثر منفی و معنی‌دار بر تقاضای بیمه عمر دارد. اسمعیلی و همکاران (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی (سطح درآمد سرانه، تورم، سطح توسعه مالی و بیکاری)، عوامل جمعیتی (نسبت وابستگی افراد، سطح تحصیلات، شهرنشینی) و عوامل نهادی (ثبات سیاسی، حاکمیت قانون و اثربخشی دولت) بر تقاضای بیمه عمر در ایران و کشورهای درحال‌توسعه منتخب طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۱ با استفاده از روش پانل دیتا پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که سطح درآمد سرانه، سطح توسعه مالی، حاکمیت قانون، سطح تحصیلات و شهرنشینی ازجمله عواملی هستند که تأثیر مثبتی بر تقاضای بیمه عمر درکشورهای موردمطالعه دارند. متغیرهای تورم، بیکاری، اثربخشی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

دولت، رابطه معکوسی با تقاضای بیمه عمر دارند و دو متغیر نسبت وابستگی افراد و ثبات سیاسی، رابطه معناداری با تقاضای بیمه عمر درکشورهای موردمطالعه ندارند. مهدوی و همکاران(۱۳۹۰)، به تحلیل عوامل اقتصادی، اجتماعی و روانشناختی موثر بر تقاضای بیمه عمر درایران پرداخته است نتایج نشان داد تقاضای بیمه عمر طبق اطلاعات نمونه‌ای رابطه منفی با متغیرهای سلامت انتظاری فرد، حق بیمه پرداختی، انتظارات تورمی مثبت، درجه ریسک گریزی، ارزیابی فرد از سلامت روانی خود، تمایل به ابراز اعتقادات فردی درجمع و درآمد دارد و متغیرهای به ارث گذاشتن، خوش بینی اقتصادی، اعتقاد به بهبود اوضاع اقتصاد ملی درآینده، سن فرد، اشتغال همسرو میزان مطالعه افراد روی تقاضای فرد روی بیمه عمرتاثیر مثبت دارد. شاه‌آبادی و همکاران(۱۳۹۶)، سعی نموده تا اثرمتقابل توسعه مالی و شاخص آزادی اقتصادی بر ضریب نفوذ بیمه در کشورهای منتخب ناموفق در توسعه صنعت بیمه بررسی نماید، یه همین منظور، مدل تحقیق با استفاده ازداده‌های تابلویی و به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد گردید و نتایج نشان داد اثرمتقابل توسعه مالی و کلیه شاخص‌های آزادی اقتصادی بر ضریب نفوذ بیمه مثبت و معناداراست. ازپژوهش‌های خارجی درزمینه بیمه عمر می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره نمود. نیومان (۱۹۶۹)، به بررسی اثر تورم بر تقاضای بیمه عمر پرداخته است. متغیرهای مستقل توضیحی مدل او عبارت‌اند از قیمت انتظاری، درآمد قابل تصرف شخص، تعداد تأهل، تعداد کودکان هر خانوار، شهری بودن خانوار، زمان و متغیر وابسته تأخیری و سری زمانی مورد استفاده مربوط به فاصله زمانی ۱۹۴۶-۱۹۶۴ آمریکا است. در مدلی که متغیر وابسته سرمایه بیمه است متغیر توضیحی قیمت و متغیر تأخیری سرمایه بیمه هر دو معنادار هستند. در مدلی که متغیر وابسته حق بیمه است اثر شاخص قیمتی مصرف‌کننده و تأهل مثبت بوده و اثر داشتن فرزند، شهری بودن، زمان، درآمد قابل تصرف شخصی و متغیر وابسته تأخیری منفی است. چین چانک لی و همکاران[1] (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای به بررسی تأثیر ریسک کشورها (شامل ریسک‌های اقتصادی سیاسی و مالی) روی کشش تقاضای بیمه با استفاده از مدل

1. Chien-Chiang Lee, Yi-Bin Chiu, Chi-Hung Chang.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تغییر رژیم تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای روی کشش درآمدی تقاضای بیمه دارد. زمانی که ریسک کشورها کاهش یابد کشش درآمدی بیمه هم کاهش می‌یابد. عبداللطیف احسن و همکارش[1] (۲۰۱۵)، به بررسی عوامل موثر بر مصرف بیمه عمر در ۳۱ کشور آفریقا در طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۰ پرداخته است این مطالعه نشان می‌دهد که عوامل دموکراتیک (جمعیتی) در مقایسه با عوامل مالی، مصرف بیمه عمر را بهتر توضیح می‌دهد. همچنین درآمد، تورم، نسبت وابستگی وامید به زندگی منجر به کاهش مصرف بیمه عمر می‌شود و مخارج بهداشتی، کیفیت نهادی، توسعه مالی تأثیر مثبت بر مصرف بیمه عمر در آفریقا دارد.

چنگ یوان ویوجیانگ[2] (۲۰۱۵)، با استفاده از روش پانل دیتا به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه در سه سطح، بیمه عمر، بیمه غیرعمر و بیمه کل در طی بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ در شرق و غرب و مرکز کشور چین پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق به این صورت است: (۱) سطح درآمد، توسعه بازار بیمه و سطح بازاریابی تأثیر معنادار و مثبتی روی تقاضای هر سه سطح بیمه (کل، عمر، غیر عمر) دارد (۲) تورم تأثیر منفی بر تقاضای بیمه عمر و تأثیر مثبت بر تقاضای بیمه غیر عمر دارد (۳) تحصیلات تأثیر معنادار و مثبتی بر روی تقاضای بیمه عمر دارد.

مطالعات اخیر، بیشتر به عوامل موثر بر تقاضای حق بیمه عمر پرداخته و کم‌تر ظرفیت این بیمه بررسی شده است؛ بنابراین هدف ما دراین تحقیق، تخمین ظرفیت بالقوه بیمه عمراست برای این منظور، ابتدا با توجه به ابزارهای اقتصادسنجی، داده‌های تابلویی و ارائه مدلی که تمامی متغیرهای مهم و تاثیرگذار برحق بیمه عمر را در برمی‌گیرد، مدل مناسب تخمین می‌خورد. سپس مقادیر واقعی (بالفعل) حق بیمه عمرمربوط به کشور ایران با میزان بالقوه و یا بهینه آن مورد مقایسه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این مقاله برای محاسبه مقادیر

1.Alhassan, A.L. Biekpe, N.
2. Cheng Yuan, Yu jiang

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

بهینه حق بیمه عمر از روش نسیف و همکاران (۲۰۱۱) استفاده شده است که در آن منظور از بهینه بودن نقاط برازش شده است[۱].

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. معرفی مدل و داده‌ها

داده‌های آماری مربوط به سه گروه از کشورهای منتخب در این پژوهش که به شرح زیر است در طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ از سایت شاخص توسعه جهانی و گزارشات سالانه نشریه بین‌الملل سیگما[۲] جمع‌آوری‌شده است.

گروه اول، شامل کشورهایی است که بیشترین حق بیمه تولیدی در جهان را در سال ۲۰۱۵ به خود اختصاص داده‌اند، به‌علاوه کشور ایران (کانادا، آلمان، فرانسه، انگلستان، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، هلند، آمریکا). هدف از انتخاب این کشورها مقایسه وضعیت سرانه حق بیمه عمر بالفعل ایران و شکاف آن با کشورهای توسعه یافته با بکارگیری روش های اقتصادسنجی است. گروه دوم، شامل کشورهایی است که سهم حق بیمه تولیدی آن‌ها در جهان نزدیک به کشور ایران است، به‌علاوه کشور ایران (آرژانتین، کلمبیا، یونان، اندونزی، ونزوئلا، مکزیک، عربستان سعودی، فیلیپین، ترکیه). هدف از انتخاب این کشورها مقایسه وضعیت سرانه حق بیمه عمر بالفعل ایران و شکاف آن با کشورهای در حال توسعه و نزدیک به ایران با بکارگیری روش های اقتصادسنجی است. گروه سوم، شامل کل کشورهای مزبوراست. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل از رهیافت پانل ARDLو از نرم‌افزار Eviews10 و Stata 15 استفاده شده است. مدل انتخابی ما در این پژوهش به‌صورت ARDL(p,q,q,q) با وقفه بهینه p برای متغیر وابسته و وقفه‌های q برای متغیرهای توضیحی به‌صورت رابطه زیر تنظیم شده است:

---

۱. تعریف بهینه بودن از مقاله زیر استناد شده است.

André Nassif, Carmem Feijó and Eliane Araújo, The Long-Term "Optimal" Real Exchange Rate And The Currency Overvaluation Trend In Open Emerging Economies: The Case Of Brazile, 2011.

2 . Sigma

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

$$LPremium_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} LPremium_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij} Inf_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \gamma_{ij} Lunemp_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} w_{ij} Lrgdpcap_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

می‌توان رابطه بالا را به‌صورت زیر به شکل مدل تصحیح خطای برداری (VECM) درآورد:

$$\Delta LPremium_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*{}_{ij} \Delta LPremium_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*{}_{ij} \Delta Inf_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma^*{}_{ij} \Delta Lunemp_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} w^*{}_{ij} \Delta Lrgdpcap_{i,t-j} + ECT_i\left(LPremium_{i,t-1} - \alpha_{i1} inf_{it} - \alpha_{i2} Lunemp_{it} - \alpha_{i3} Lrgdpcap_{it}\right) + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

پارامتر ECT_i همان ضریب تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را نشان خواهد داد. اگر برابر صفر شود (یا به عبارتی معنادار نباشد) آنگاه هیچ دلیلی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت وجود نخواهد داشت. این پارامتر باید بین صفر و منفی یک باشد تا متغیرها به رابطه بلندمدت همگرا شوند. α_i ها نیز ضرایب بلندمدت، δ_{ij} ضریب تورم، γ^*_{ij} ضریب متغیر بیکاری، w^*_{ij} ضریب تولید ناخالص داخلی و λ_{ij} ضریب وقفه متغیر وابسته در رابطه کوتاه‌مدت یا همان معادله تصحیح خطاست. پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹)، برآوردگر حداکثر راست نمایی را برای تخمین این رابطه پیشنهاد کرده‌اند. لازم به توضیح است که مدل بالا اساساً یک رابطه غیرخطی است، لازم است از تابع حداکثر راست نمایی، به صورتی معمول، استفاده شود؛ بنابراین رابطه راست نمایی را برای هر بخش، با اعمال قید ضرایب ثابت برای هر مقطع، مشخص و آن را به‌صورت یک سیستم معادلات برآورد می‌کنیم.

L: لگاریتم در پایه ۱۰

- Premium: سرانه حق بیمه عمر، از تقسیم کل حق بیمه عمر به جمعیت کشور به دست می‌آید و بیانگر حق بیمه‌ای است که به‌طور متوسط در طول سال برای هریک از افراد جامعه هزینه می‌گردد؛ این شاخص در حقیقت توزیع حق بیمه عمر بین جمعیت کشور در طول یک سال را نشان می‌دهد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

- Unemp: نشان‌دهنده نرخ بیکاری (درصدی از کل نیروی کار) است که تحقیقات نشان می‌دهد تأثیر بیکاری بر روی تقاضای بیمه عمرمحدود است. برخی از پژوهش‌ها به وجود رابطه مستقیم بین متغیر بیکاری و تقاضای بیمه عمر اشاره دارد؛ درحالی‌که برخی دیگر، تأثیر بیکاری را روی بیمه عمر منفی یافتند.
- Inf: نرخ تورم، یافته‌های عموم محققین نشان می‌دهد که تورم با تقاضای بیمه عمر رابطه مؤثر و منفی دارد افزایش زیاد تورم باعث کاهش تقاضای بیمه زندگی می‌شود؛ درحالی‌که بعضی از محققین به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه بین تقاضای بیمه زندگی و تورم بی تأثیر ولی مثبت است.
- rgdpcap: مقدار سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی است. در تحقیقات انجام شده از GDP به‌عنوان نمادی از درآمد استفاده شده است که در اینجا نیز ما از این متغیر به‌عنوان الگوی درآمدی استفاده کرده‌ایم. یافته‌ها همگی بر تأثیر مثبت درآمد بر تقاضای بیمه عمر تأکید دارند به این‌معنا که خرید بیمه عمر با افزایش درآمد امکان‌پذیر است.

۳-۲.روش تحقیق

در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند؛ درحالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲)؛ بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بروش و پاگان (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. در این آزمون که برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه شده، فرضیه‌های صفر و رقیب به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

$$H_0: p_{ij} = p_{ji} = E(u_{it}, v_{it}) = 0 \qquad for\ all\ i \neq j$$
$$H_1: p_{ij} = p_{ji} = E(u_{it}, v_{it}) \neq 0 \qquad for\ some\ i \neq j$$

v_{it}, u_{it}باقیمانده‌های مدل تخمینی است. برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right)$$

که در آن $\hat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی پیرسون به‌صورت زوجی از جملات پسماندها است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین، از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیش‌تر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی تائید خواهد شد (پسران، ۲۰۰۴). هرگاه وابستگی بین داده‌های پانل تائید شود، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی، نظیر ایم پسران شین (IPS) و لوین، لین و چو (LLC) و...احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهند داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی باوجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS) است. پسران (۲۰۰۷) با تبدیل آزمون‌های IPS و ADF و در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، یک آماره آزمونی برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد پیشنهاد داده که به آزمون CIPS پسران معروف است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$CIPS(N,T) = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T)$$

در رابطه بالا، t_i آماره الگوی CADF (آماره آزمون ریشه واحد ADF تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی) برای هر مقطع انفرادی در پانل است. مقدار آماره رابطه بالا با مقادیر محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگ‌تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (ناایستا بودن متغیر) رد می‌شود و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت (اسدزاده، ۹۴). در این مطالعه با توجه به اینکه داده‌های مورداستفاده از نوع تابلویی هستند برای بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، از روش پانل دیتا استفاده شده

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

است. برای برآورد پانل ARDL از مدل‌های تابلویی ناهمگن که مبتنی بر سه تخمین زن میانگین گروهی (MG[1]) پسران و اسمیت (۱۹۹۵)، میانگین گروهی تلفیقی (PMG[2]) و اثرات ثابت پویا (DFE[3]) که توسط پسران در سال ۱۹۹۹ مطرح شده است استفاده خواهد شد. از خصوصیات مهم این روش این است که حساسیتی نسبت به اینکه متغیرها ایستا در سطح I(0) باشند یا انباشته از مرتبه I(1)، ندارند و ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت را نیز برآورد می‌کند. مدل پویا مدلی است که در آن متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان یک متغیر توضیحی در مدل حضورداشته باشد. این مدل به‌صورت پایه به شکل زیر است (استریو وجی هال[4]،۲۰۰۷)

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma y_{it-1} + u_{it} \qquad (۶)$$

که در آن γ یک اسکالر و β و X_{it} هرکدام k×1 می‌باشند. مدل‌های پویا مخصوصاً در اقتصاد از اهمیت بالایی برخوردارند، زیرا بسیاری از روابط اقتصادی دارای ماهیت پویا بوده و باید به همین صورت مدل‌سازی شوند. مطالعه مشاهدات به‌صورت داده‌های پانل، وضعیت بهتری برای مطالعه و بررسی پویایی تغییرات نسبت به سری زمانی و مقطعی داراست. در این مدل پویای ساده، تنها ناهمگنی ناشی از عرض ازمبداهای فردی α_i است که در بین مقاطع زمانی مختلف اجازه تغییر دارد. بعضی‌اوقات در اقتصاد جهت یافتن ضرایب خاصی برای گروه‌های متفاوت، لازم است ناهمگنی بیشتری را ایجاد کرد و به ضرایب متغیرها نیز اجازه بیشتر داده می‌شود. در این مطالعه از تخمین زن‌های میانگین گروهی، اثرات ثابت پویا، و میانگین گروهی تلفیقی که ناهمگنی بیشتری را در مدل‌های داده‌های تابلویی ایجاد می‌کنند، استفاده‌شده است. مشکلی که در الگوی تابلویی پویا وجود دارد آن است که تخمین زن‌های OLS متداول، تورش دار بوده و ازاین‌رو لازم است از روش‌های دیگری برای برآورد استفاده شود.

1. Mean Group
2. Pooled Mean Group
3. Dynamic Fix Effect
4. Asteriou, D. and Hall, S.G

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

پسران شین و اسمیت (۱۹۹۹) به‌منظور رفع تورش ناشی از شیب‌های ناهمگن در مدل‌های تابلویی پویا سه تخمین زن متفاوت را پیشنهاد کردند. این سه تخمین زن، تخمین زن‌های میانگین گروهی (MG)، میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (DFE) هستند. قبل از تشریح این مدل‌ها لازم است مانایی متغیرها بررسی شود تا از I(2)نبودن متغیرها اطمینان حاصل شود.

یک تصریح خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی مرتبه $(p,q_{1.....}q_k)$ برای داده‌های پانلی به فرم زیر است

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که i=1,2,….N تعداد مقاطع، t=1,2,….T تعداد دوره‌های زمانی، X_{it} بردار K×1 متغیرهای توضیحی، δ_{it} بردار k×1 ضرایب، λ_{ij} اسکالر و μ_i اثرات خاص مقاطع هستند. در این روش T باید به‌اندازه‌ای بزرگ باشد که مدل برای هر مقطع به‌طور جداگانه بتواند برازش شود. همچنین در صورت تمایل می‌توان روندهای زمانی و سایر رگرسورهای ثابت را نیز به مدل اضافه کرد.

اگر متغیرهای معادله (۷) هم انباشته باشند آنگاه جزء خطا برای تمام i ها یک فرایند I(0) خواهد داشت. می‌دانیم که ویژگی مهم متغیرهای هم انباشته واکنش آن‌ها به هر نوع انحرافی از تعادل بلندمدت است. این ویژگی یک مدل تصحیح خطا را ارائه می‌کند که پویایی‌های کوتاه‌مدت متغیرهای سیستم از انحراف از تعادل متأثر می‌شوند.

بنابراین می‌توان معادله (۷) را به‌صورت یک معادله تصحیح خطا (ECM) نوشت:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i \left(y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

که در آن به ازای j=1,2,….q-1 داریم:

$$\varphi_i = -(1-\sum_{j=1}^{p}\lambda_{ij})$$

$$\theta_i = \sum_{j=0}^{q}\delta_{ij}\Big/(1-\sum_{k}\lambda_{ik})$$

$$\lambda^*{}_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{p}\lambda_{im}$$

$$\delta^*{}_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{q}\delta_{im}$$

پارامتر φ_i همان ضریب تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را نشان خواهد داد. اگر φ_i برابر صفر شود (یا به عبارتی معنادار نباشد) آنگاه هیچ دلیلی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت وجود نخواهد داشت. این پارامتر باید بین صفر و منفی یک باشد تا متغیرها به رابطه بلندمدت همگرا شوند. θ_i نیز ضرایب بلندمدت، δ_{im} ضرایب رابطه کوتاه‌مدت و λ_{im} ضرایب وقفه متغیر وابسته در رابطه کوتاه‌مدت یا همان معادله تصحیح خطاست. پسران، شین و اسمیت(۱۹۹۹)، برآوردگر حداکثر راست نمایی را برای تخمین این رابطه پیشنهاد کرده‌اند. لازم به توضیح است که مدل بالا اساساً یک رابطه غیرخطی است، زیرا می‌بینیم ضریب $\emptyset$ در اولین پرانتز طرف راست رابطه ضرب شده و در خود پرانتز ضریب θ نیز وجود دارد. چون هردو ضریب باید برآورد گردند، رابطه غیرخطی می‌شود و لازم است از تابع حداکثر راست نمایی، به صورتی معمول، استفاده شود. در چنین شرایطی، تابع حداکثر راست نمایی، مورداستفاده قرارمی گیرد. بنابراین رابطه راست نمایی را برای هر بخش، با اعمال قید ضرایب ثابت برای هر مقطع، مشخص و آن را به‌صورت یک سیستم معادلات برآورد می‌کنیم.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

همچنین فروض ذیل را در نظر می‌گیریم:

فرض ۱: ε_{it} میان i,t به‌طور مستقل توزیع شده، میانگین صفر، واریانس $\delta^2{}_i > 0$ وگشتاورهای مرتبه چهارم متناهی دارد. همچنین مستقل از X_{it}است.

فرض ۲: مدل ARDL از مرتبه $(p,q_1....q_k)$ معادله (۸) پایدار است اگر ریشه‌های $\sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} z^j = 1$ به‌ازای i=1,2,....,N خارج دایره واحد قرار بگیرند. این فرض تضمین می‌کند که ضریب تصحیح خطا کوچک‌تر از صفر، رابطه بلندمدت موجود و مرتبه انباشتگی y_{it} حداکثر برابر مرتبه انباشتگی X_{it} باشد (پسران شین و اسمیت، ۲۰۰۴).

در پانل ARDL ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و تصحیح خطا برآورد می‌شود. به‌طورکلی مدل پانل ARDL شامل سه تخمین زن میانگین گروهی (MG)، میانگین گروه تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (DFE) است. هر سه برآوردگر در فرایند تعدیل پویا، ناهمگنی و تعادل بلندمدت را در نظر می‌گیرند (دیمتریادیس و لاو[1]، ۲۰۰۶) پسران و اسمیت در سال ۱۹۹۵، پسران در سال ۱۹۹۷ و شین در سال ۱۹۹۹، مدل ARDL را در فرم تصحیح خطا به‌عنوان یک آزمون هم انباشتگی جدید معرفی کردند. بااین‌حال تأکید روی تخمین‌های سازگار و کارآمد از پارامترها در یک رابطه بلندمدت است. درنهایت مدل ARDL، خصوصاً PMG و MG باوجود حضور احتمالی برون‌زایی، ضرایب سازگاری را فراهم می‌کنند؛ زیرا شامل وقفه متغیرهای وابسته و مستقل است (پسران و همکاران، ۱۹۹۹). در مدل ساده پویا، ناهمگنی تنها ناشی از عرض از مبدأ انفرادیμ_i است که برحسب مقاطع مختلف تغیر می‌یابد؛ در مطالعات اقتصادی گاهی لازم است ناهمگنی‌های بیشتری را مدل داده‌های تابلویی در نظر بگیرند؛ بنابراین ناهمگنی در داده‌ها می‌تواند: ۱) در عرض از مبدأ مقطع‌های مختلف (که اگر متفاوت باشند پانل ناهمگن است) ۲) در شیب‌ها ۳) در اجزای اخلال اتفاق بیفتد. در ادامه به تشریح هرکدام از تخمین زن‌های پانل ARDL پرداخته شده است.

1. Demetriades and law

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

- **تخمین‌زن میانگین گروهی (MG)**

این مدل در سال ۱۹۹۵ توسط ایم، پسران و شین ارائه شده است. در این روش برای هر مقطع یک مدل برآورد می‌شود و میانگین ضرایب مدل‌های برآورد شده به‌عنوان ضریب در مدل MG گزارش می‌شود. در این روش ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت، ضرایب تصحیح خطا، واریانس خطاها و عرض از مبدأ برای هر مقطع با هم متفاوت هستند.

- **تخمین‌زن میانگین گروهی (PMG)**

ایم، پسران و شین (۱۹۹۷,۱۹۹۹) برآوردگر PMG را ارائه دادند که ترکیبی از تلفیق و میانگین است روش برآورد PMG، حد واسط دو روش MG (که در آن شیب‌ها و عرض از مبدأها اجازه دارند بین مقاطع متفاوت باشند) و روش اثرات ثابت پویا (که در آن شیب‌ها ثابت بوده و فقط عرض از مبدأها اجازه تغییر دارند) قرار می‌گیرد. روش برآورد PMG، این محدودیت را در نظر می‌گیرد که ضرایب بلندمدت باید بین مقاطع یکسان باشند درحالی‌که ضرایب کوتاه‌مدت اجازه تغییر دارند؛ به بیانی ساده‌تر اساس کار PMG به این صورت است که ضرایب بلندمدت را برای تمام کشورها یکسان در نظر می‌گیرد ولی عرض از مبدأ، ضرایب ECM، ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس جملات خطا را برای هر مقطع محدود نمی‌کند (پسران، ۱۹۹۹).

- **تخمین‌زن اثرات ثابت پویا (DFE)**

این تخمین زن در سال (۱۹۹۵)، توسط پسران توسعه داده شده است. DFE بسیار شبیه به برآوردگر PMG است. در این روش ضرایب شیب در بلندمدت، در سراسر کشورها برابر می‌باشند علاوه بر این تخمین زن DFE محدودیتی اعمال می‌کند که واریانس خطاها، سرعت ضریب تعدیل و ضرایب کوتاه‌مدت برای تمامی کشورها نیز برابر باشند. در روش DFE برای تمام کشورها مدل‌های جداگانه‌ای تخمین زده می‌شود. سپس عرض از مبدأ این مدل‌ها که باهم متفاوت هستند میانگین‌گیری می‌شود و به‌عنوان عرض از مبدأ مشترک برای تمامی مدل‌ها گزارش می‌شود.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

همان‌طور که گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. در این تحقیق، آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) برای متغیرهای مورد بررسی در هر سه گروه از کشورها انجام شد. مقدار آماره این آزمون و احتمال آن در جدول (۲) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی برای متغیرهای لگاریتم سرانه حق بیمه عمر، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و تورم در سطح ۵٪ رد می‌شود و وجود وابستگی مقطعی بین این متغیرها تائید می‌گردد بنابراین برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد از آماره CIPS استفاده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون وابستگی مقطعی

	کشورهای گروه اول		کشورهای گروه دوم		کشورهای گروه سوم	
	CD پسران	احتمال	CD پسران	احتمال	CD پسران	احتمال
LPREMIUM	۲۵/۲۲	۰/۰۰۰	۲۶/۸۳	۰/۰۰۰	۵۱/۳۳	۰/۰۰۰
LRGDPCAP	۳۴/۸۱	۰/۰۰۰	۲۵/۹۱	۰/۰۰۰	۵۸/۴۱	۰/۰۰۰
LUNEMP	۰/۳۷	۰/۷۱۵	۱/۶۵	۰/۰۹۹	۱/۱۸	۰/۲۳۹
INF	۱۷/۲۷	۰/۰۰۰	۴/۴۲	۰/۰۰۰	۲۹/۴۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۱. نتایج آزمون مانایی CIPS

برای اینکه در تخمین مدل، دچار رگرسیون کاذب نشویم بایستی ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. چنانچه متغیرها ایستا باشند تخمین‌ها مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهد داشت. نتایج آزمون مانایی CIPS، برای تمام متغیرها، یک‌بار باوجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار باوجود عرض از مبدأ و روند (C+T) در سطح و با یک‌بار تفاضل در قسمت بالای جدول (۳) آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی CIPS

	آماره CIPS درسطح			**آماره CIPS با یک تفاضل**		
کشورها	گروه سوم	گروه دوم	گروه اول	گروه سوم	گروه دوم	گروه اول
متغیرها	C+T C	C+T C	C+T C	C+T C	C+T C	C+T C
LPREMIUM	- ۱,۸۲ ۱,۹۲ –	-۱,۹۵ -۲,۰۱	-۱,۷۹ - ۱,۹۳	-۴,۰۸ -۴,۲۴	- ۴,۱۹ -۴,۳۲	-۳,۷۶ -۴,۲
LGDPCAP	۱,۷ -۱,۶ –	-۱,۸ -۱,۵۷	-۱,۸۹ -۱,۸۶	-۳,۷۵ -۳,۹۹	-۳,۹۹ - ۴,۲۸	-۳,۶۱ -۳,۶
LUNEMP	,۱۲ -۱,۹۵	-۲,۸۷ -۲,۱۵	,۷۲ -۱,۷۶	-۳,۸ -۳,۹۵	-۴,۵ –	-۳,۵۶ -۳,۷۴
INF	-۳,۴ -۳	- ۲,۷ -۳,۲۶	-۳,۰۸ -۳,۴۹	– – –	– –	– – –
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)						
حالت	٪۱		٪۵		٪۱۰	
با عرض از مبدأ(c)	-۲,۳		-۲,۱۷		-۲,۰۷	
با عرض از مبدأ و روند (C+T)	-۲,۸۱		-۲,۶۶		-۲,۵۸	

مرتبه انباشتگی متغیرها در هریک از گروه‌ها در حالت با عرض از مبدا و روند

	گروه سوم	گروه دوم	گروه اول
LPREMIUM	I(1)	I(1)	I(1)
LGDPCAP	I(1)	I(1)	I(1)
LUNEMP	I(1)	I(0)	I(1)
INF	I(0)	I(0)	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران در قسمت پایین جدول نتیجه می‌گیریم که متغیرهای سرانه حق بیمه عمر و سرانه تولید ناخالص داخلی برای هر سه گروه در سطح ایستا نیستند و با یک‌بار تفاضل گیری مانا می‌شوند ولی متغیر تورم در هر سه گروه انباشته از مرتبه صفر است. متغیر بیکاری در کشورهای گروه اول و سوم با یک-بارتفاضل ایستا شده است ولی در گروه دوم در سطح ایستا است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

۴-۲. آزمون هاسمن

جهت تعیین روش مناسب بین سه تخمین‌زن MG، PMG و DFE آزمون هاسمن به‌کار گرفته می‌شود. بعد از برآورد مدل‌های مذکور نتایج آزمون هاسمن در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

نتایج آزمون هاسمن بین تخمین زن‌های MG, PMG			
	کشورهای گروه اول	کشورهای گروه دوم	کشورهای گروه سوم
مقدار آماره کای‌دو	$\chi^2 =$ ۴,۱۵	$\chi^2 =$ ۱,۳۷	$\chi^2 =$ ۱,۸۱
مقدار احتمال	۰,۲۴۵۵	۰,۷۱۲۳	۰,۶۱۲۲
نتایج آزمون هاسمن بین تخمین زن‌های PMG, DFE			
	کشورهای گروه اول	کشورهای گروه دوم	کشورهای گروه سوم
مقدار آماره کای‌دو	$\chi^2 =$ ۴,۳۷	$\chi^2 =$ ۰,۳۰	$\chi^2 =$ ۰,۰۳
مقدار احتمال	۰,۲۲۴۱	۰,۹۵۹۳	۰,۹۹۸۵

منبع: یافته‌های تحقیق

مقدارآماره کای‌دو و احتمال مربوطه، در جدول (۴) بیانگر عدم رد فرضیه صفر مبنی بر اینکه تخمین زن PMG تخمین زنی کارا و سازگار نسبت به تخمین زن‌های MG و DFE است(سمرقندی و همکاران، ۲۰۱۵) قبل از برآورد مدل باید تعداد وقفه‌های مناسب با معیارهای اطلاعات مشخص گردد. در اینجا وقفه بهینه براساس معیارشوارتز-بیزین و حنان کوئین برای تمام متغیرها یک در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد مدل PANEL ARDL(1,1,1,1) با تخمین‌زن PMG در جدول (۵) نشان داده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

جدول ۵. نتایج برآورد مدل با بهره‌گیری از تخمین زن PMG

	متغیرها	کشورهای گروه اول			کشورهای گروه دوم			کشورهای گروه سوم		
		ضرایب	آماره Z	احتمال	ضرایب	آماره Z	احتمال	ضرایب	آماره Z	احتمال
ضرایب بلندمدت	LGDPCAP	۲,۳۲	۵,۵۰	*۰,۰۰	۱,۸۲	۱۷,۰۹	*۰,۰۰	۱,۷۶	۱۷,۳۶	*۰,۰۰۰
	INF	۰,۰۴۷	۲,۰۵	**۰,۰۴۱	−۰,۰۰۴۸	−۴,۹۹	*۰,۰۰	−۰,۰۱۲۳	−۲,۵۲	**۰,۰۱۲
	LUNEMP	−۰,۷۹	−۳,۴۹	*۰,۰۰	−۰,۶۵	−۳,۱۰	*۰,۰۰۲	−۰,۷۴	−۵,۰۵	*۰,۰۰
ضرایب کوتاه مدت	LGDPCAP	۱,۳۷	۲,۱۴	۰,۰۵۷***	۱,۷۴	۱,۹۸	**۰,۰۴۸	۱,۶۸	۳,۲۴	*۰,۰۰۱
	INF	−۰,۰۰۷۱	−۰,۲۳	**۰,۰۶۷	−۰,۰۰۳۴	−۲,۳۱	**۰,۰۲۱	−۰,۰۰۲۸	−۱,۲۷	۰,۲۰
	LUNEMP	۰,۱۹۷	۲,۴۸	**۰,۰۱۵	۰,۰۸۱	۰,۷۰	۰,۴۸	۰,۱۷	۲,۰۸	*۰,۰۰۷
	جمله تصحیح خطا	−۰,۱۲	−۳,۹۷	*۰,۰۰۰۱	−۰,۲۴	−۲,۵۲	**۰,۰۱۲	−۰,۱۸	−۳,۳۵	*۰,۰۰۰
	عرض از مبدأ	−۰,۸۶	−۴,۱۰	*۰,۰۰۰۱	−۱,۳۵	−۲,۱۸	**۰,۰۲۹	−۰,۸۹	−۲,۶۹	*۰,۰۰۷

منبع یافته‌های تحقیق (* معناداری در سطح ۱٪، ** معناداری در سطح ۵٪، *** معناداری در سطح ۱۰٪)

بر اساس جدول (۵) در هر سه گروه از کشورها بین تولید ناخالص داخلی سرانه و سرانه حق بیمه عمر رابطه معنادار و مثبتی وجود دارد؛ زیرا کاهش قدرت خرید و محدودیت درآمد مانع خرید بیمه عمر می‌شود. مردم در وهله اول نیازهای ضروری خود را تأمین می‌کنند و بودجه‌های اضافی را به سایر هزینه‌ها و پس‌انداز کردن اختصاص می‌دهند؛ بنابراین مطابق بحث نظری لوئیس هر چه دستمزد سرپرست خانوار بالاتر باشد بیمه عمر هم ضروری‌تر می‌شود تا بتواند خانواده را در مقابل مشکلات مرگ نان‌آور خانواده و عدم وجود درآمد گذشته حفظ کند. به دلیل اینکه هردو متغیر به‌صورت لگاریتمی هستند بنابراین، این ضریب نشان‌دهنده کشش است. چون از تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان درآمد سرانه استفاده کرده‌ایم می‌توان گفت که این ضریب نشان‌دهنده کشش درآمدی حق بیمه عمر سرانه است یعنی کشش درآمدی حق بیمه عمر برای این گروه از کشورها در هردو دوره زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت بزرگ‌تر از واحد است و حساسیت تقاضا برای بیمه عمر نسبت به درآمد بالا است. همان‌طور که در پیشینه تحقیق اشاره شد، اکثر یافته‌های تجربی اثر منفی تورم بر تقاضای بیمه عمر را نشان می‌دهند؛ زیرا از عوامل تأثیرگذار بر

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت ازجمله سرمایه‌گذاری در بیمه عمر، حفظ ارزش پول و سرمایه در پایان مدت قرارداد ازنظر سرمایه‌گزار است. تورم، ارزش پول و قدرت خرید سرمایه بیمه عمر را برای بیمه‌گزار کاهش می‌دهد و باعث دلسردی مصرف‌کننده‌ها برای برنامه‌ریزی آینده با خدمات بیمه‌ای می‌شود. لذا قابل‌انتظار است که تورم تأثیر منفی بر تقاضای بیمه عمر داشته باشد نتایج به‌دست‌آمده در هر سه گروه از کشورها اثر منفی تورم بر میزان حق بیمه عمر را در دوره‌ی کوتاه مدت تائید می‌نماید به‌طوری‌که با افزایش یک درصد تورم، سرانه‌ی حق بیمه عمر در کوتاه‌مدت، در کشورهای گروه اول، دوم و سوم به‌ترتیب ۰,۷۱ درصد، ۰,۳۴ درصد و ۰,۲۸ درصد کاهش می‌یابد و در دوره‌ی بلندمدت این تأثیر منفی در کشورهای گروه دوم ۰,۴۸ درصد و در گروه سوم ۱,۲ درصد است؛ برخلاف انتظار، کشورهای گروه اول در دوره بلندمدت یک رابطه مثبت و معنی‌داری بین تورم و سرانه حق بیمه عمر را نشان می‌دهد که این نتیجه بامطالعه نیومان (۱۹۸۶) مطابقت دارد؛ شاید علت این امر، ارزش بالای بیمه عمر و آینده‌نگری و بی‌توجهی مردم به پدیده تورم در این گروه از کشورها باشد زیرا نوسانات تورم در این کشورها پایین است به‌طوری‌که پیش‌بینی‌های تورم به واقعیت نزدیک بوده و ضریب خطای آن پایین است بنابراین این میزان از تورم به‌عنوان یک امر واضح پذیرفته شده است و نسبت به آن بی‌تفاوت می‌شوند. از دیگر متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار بر تقاضای بیمه عمر، بیکاری است یافته‌های بدست آمده میان نرخ بیکاری و تقاضای بیمه عمر بسیار متفاوت است و اختلاف‌نظرهایی بر سر اثرات آن بر خرید بیمه عمر وجود دارد. طبق نتایج تخمین، رابطه بین بیکاری و حق بیمه عمر بیانگر کشش است و چون مقدار آن کمتر از واحد است بنابراین حساسیت تقاضای بیمه عمر نسبت به بیکاری در این کشورها پایین است؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصد بیکاری، حق بیمه عمر در بلندمدت به ازای هر نفر، در کشورهای گروه اول، دوم و سوم به ترتیب ۰,۴۶ درصد، ۰,۴۲ درصد و ۰,۴۴ درصد کاهش می‌یابد شاید علت این امر این است که احتمال خرید بیمه عمر از سوی افراد بیکار، زنان خانه‌دار و افراد کم‌درآمد کمتراست.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

۴-۳. مقایسه میانگین برازش شده (بهینه) و (بالفعل) سرانه حق بیمه عمر مربوط به کشورایران

در این بخش، میانگین مقادیر برازش شده سرانه حق بیمه عمر مربوط به کشور ایران در مقایسه با کشورهای مختلف که در چارچوب مدل های سه گانه پانل برازش شده اند (به‌عنوان مقادیر بالقوه یا بهینه حق بیمه عمر)، با میانگین مقادیر بالفعل ایران مقایسه می‌شود. در این مقایسه معناداری تفاوت میانگین ها آزمون می گردد. به‌منظور تفاوت معناداری بین مقادیر مذکور از آماره t که به‌صورت زیر تعریف‌شده، استفاده می کنیم.

$$t = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sqrt{\frac{{s_2}^2}{n_2} + \frac{{s_1}^2}{n_1}}} \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق $\bar{x}_1$ و $\bar{x}_2$ به ترتیب نشان‌دهنده میانگین مقادیر واقعی یا بالفعل لگاریتم سرانه حق بیمه عمر (زندگی) و میانگین مقادیر برازش شده آن برای کشور ایران، در هر گروه از کشورها است. S_1 و S_2 بیانگر انحراف معیار مقادیر واقعی و برازش شده این متغیر است. n_1 و n_2 نیز به ترتیب، تعداد مشاهدات واقعی و برازش شده است.

فرضیه‌های این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} H_0: \bar{x}_1 &= \bar{x}_2 \\ H_1: \bar{x}_2 &> \bar{x}_1 \end{aligned} \qquad (۲)$$

در ادامه، تفاوت معناداری بین مقادیر بالفعل و مقادیر برازش شده متغیر لگاریتم سرانه حق بیمه عمر، برای کشور ایران در هر یک از گروه‌ها بررسی‌شده است و نتایج در جدول (۶) گزارش شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

جدول ۶. نتایج آزمون t در هر سه گروه از کشورها

آماره t محاسباتی	df	انحراف معیار (STD.DEV.)	میانگین	تعداد مشاهدات	متغیر لگاریتم سرانه‌ی حق بیمه عمر	کشورها
۹,۸۰	۲۵	۰,۵۴۰۱	۱,۹۴	۲۶	مقادیر برازش شده(بهینه)	گروه اول
۷,۳۶	۲۵	۰,۴۵۷۰	۱,۸۱	۲۶	مقادیر برازش شده(بهینه)	گروه دوم
۱۰,۱۳	۲۵	۰,۵۹۳۹	۱,۸۶	۲۶	مقادیر برازش شده(بهینه)	گروه سوم
-	۲۵	۰,۸۶۱۶	۱,۰۴	۲۶	مقادیر بالفعل	-

منبع: یافته‌های تحقیق

به دلیل آنکه $t_{0.05}$ =۱,۷۰۸ است، بنابراین دلیلی برای پذیرش فرض برابری میانگین‌های مقادیر بالفعل و مقادیر برازش شده لگاریتم سرانه حق بیمه عمر، برای کشور ایران وجود ندارد و در چارچوب مدل های سه گانه میانگین برازش شده ایران (بالقوه) با اختلاف معناداری بیشتر از میانگین بالفعل آن است. نتایج مقایسه در جدول (۶) نشان می‌دهد که سرانه حق بیمه عمر در ایران در مقایسه با کشورهای گروه اول ۴۶ درصد، درمقایسه با کشورهای گروه دوم ۴۲ درصد ودر مقایسه با کشورهای گروه سوم ۴۴ درصد زیر سطح بهینه قراردارد و در نتیجه دارای ظرفیت خالی است.

۵.نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

بیمه عمر از شاخه‌های مهم و مطرح در صنعت بیمه است که رشد و توسعه در این زمینه می‌تواند سهم به‌سزایی در عملکرد و سازمان‌دهی شرکت‌های بیمه و همچنین بهبود و رشد وضعیت اقتصادی کشور داشته باشد. با توجه به نقش پراهمیت بیمه‌های عمر، در این مطالعه کوشش شده است تا بر اساس مرور ادبیات، عوامل مؤثر بر حق بیمه عمرشناسایی شود و بر پایه آن مدل تحقیق تصریح گردد. شیوه اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق داده‌های تابلویی (پانل) است؛ مناسب‌ترین الگوی برآورد پس از آزمون هاسمن انتخاب شده است بر اساس ضرایب برآورد شده می‌توان نتیجه گرفت که تولید ناخالص داخلی سرانه بیشترین میزان تاثیر را بر سرانه‌ی حق بیمه عمر داشته است. کشش درآمدی حق بیمه عمر در هر سه گروه از کشورها بزرگ‌تر از واحد است به‌عبارتی بیمه عمر در این کشورها کالایی لوکس

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

محسوب می‌شود. درنهایت با توجه به نتایج جدول ۶، میانگین مقادیر برازش شده (بهینه) سرانه بیمه عمر مربوط به کشور ایران بر مبنای مدل های پانل سه گانه بیشتر از مقدار بالفعل آن (مقدار دریافتی فعلی) است؛ به‌طوری‌که این شکاف (ظرفیت) در چارچوب مدل پانل مقایسه ای با کشورهای توسعه یافته ۴۶٪، در مدل پانل مقایسه ای با کشورهای درحال توسعه هم تراز ایران ۴۲٪ و در مدل پانل مقایسه ای ایران با همه کشورهای منتخب ۴۴٪ است این نتایج دلالت بر این واقعیت دارد که بیمه عمر در کشور ما از ظرفیت خالی بالایی برخوردار است. با توجه به نتایج تخمین، راهکارهای زیر قابل بررسی و توصیه است:

- با توجه به کشش‌پذیری بالای حق بیمه‌های دریافتی (بیمه عمر) نسبت به درآمدها، هم زمان با تشدید رشد اقتصادی کشورها و طی فرایند توسعه که منجر به افزایش درآمد خانوارها می شود، زمینه‌های تشویق آن‌ها به استفاده از خدمات بیمه هم بیشتر می شود.
- ازآنجاکه سهم حق بیمه عمر در کشور ما بسیار پایین است و خریداران بیمه‌های عمر معمولاً از دهک‌های بالای درآمدی هستند و از طرفی طبق نتایج تحقیق درآمد بیشترین تأثیر را بر حق بیمه عمر می‌گذارد بنابراین توصیه می‌شود که شرکت‌های بیمه از طریق ایجاد بیمه‌های عمر با حق بیمه پایین تر و بصورت پله ای، افراد کم‌درآمد را تشویق به خرید بیمه عمر کنند.
- به دلیل اینکه تورم یکی از عواملی است که مطلوبیت خدمات بیمه عمر را کاهش می‌دهد پیشنهاد می‌شود حق بیمه و سرمایه بیمه متناسب با تورم هرساله تعدیل گردد تا اثر منفی این عامل بر ارزش واقعی سرمایه بیمه عمر در طی سال‌های متوالی خنثی گردد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

منابع و مآخذ

- Alhassan, A.L.Biekpe, N. (2016) Determinants of Life Insurance Consumption in Africa, Research in International Business and Finance, vol. 37, issue C, 17-27.
- André Nassif, Carmem Feijó and Eliane Araújo(2011), The Long-Term Optimalreal Exchange Rate And The Currency Overvaluation Trend In Open Emerging Economies: The Case Of Brazile, 2011.
- Chien-Chiang Lee, Yi-Bin Chiu, Chi-Hung Chang (2013), Insurance demand and country risks: A nonlinear panel data analysis, Journal of International Money and Finance, vol. 36, issue C, 68–85.
- Chien-Chiang Leea, Yi-Bin Chiu (2014) Globalization and insurance activity: Evidence on the industrial and emerging countries, Research in North American, Journal of Economics and Finance, vol. 36, issue C, 328-349.
- Esmaeeli. Fariba (2014), Factors Affecting Life Insurance Demand in Selected Developing Countries, Insurance Research, No. 4, 29th years. (in persian)
- Lewis, F.D (1989) Dependents and the demand for life insurance, American Economic Review, 79(3), 452-467.
- Lotfi, Abassali. (2016) Investigating the Impact of Macroeconomic Variables on Personal Insurance Demand, Journal of financial and monetary economics, no. 12, 23th year. (in persian)
- Mahdavi G, Majed V (2011), The impactof Socio-Economic and Psychological Factors on Life insurance Demand in iran jemr, 2(5), 21-46. (in persian)
- Manteghi. Khoosro and Kalantari, Bagher (2002), Measuring the Impact of Factors Affecting the Total Premium and Determining the Potential Insurance Capacity of the Country, Economic Research, No 4. (in persian)
- Monjazeb, Mohammadreza and Hajaboli, Soroosh 2015): Estimation of Optimal Consumption of Iranian Household by Comparative Method, Journal of Economic Modeling Research, No 24. (in persian)
- Neumann, S. (1969) Inflation and saving through life insurance, The journal of risk and insurance, vol.36, no.5, 567-582.
- Pesaran, M.H, Shin, Y. & Smith, R. P(1999), Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the American Statistical Association, 94(446), 621–634.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

- Pesaran, M.H. (2007) A simple Panel Unit Root test in the presence of Cross-section Dependence, Journal of Applied Econometrics, 22(2), 265-312.
- Samargandi, N.Fiidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015), Is the relation between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of Middle income countries. World development, 68, 66-81. (in persian)
- Sepehrdoost. H. & Ebrahimnasab, S. (2013), The Life Insurance Demand on Health Index, Journal of Health Faculty, 12(2): 47-58. (in persian).
- Shahabadi , A, Ahmadi (2018), M, Ali Moradi A M The interaction of Financial Development and Economic Freedom on insurance Penetration Unsuccessful Countries in the Development of the insurance industry.jemr, 8(31), 41-68. (in persian)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.37.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.10.37.39]

Estimation of Life Insurance Capacity in Iran
A Panel ARDL Approach

Mohammad Reza Monjazeb[1]; Leila Dehghani[2]

Received: 2018/10/14 Accepted: 2019/07/23

Abstract

Life insurance is one of the most important economic instruments. Considering the important role of life insurance, this study investigates the life insurance capability in Iran. For this purpose, the Panel ARDL model has been used. Then, for the period 1990-2016, suitable models for the first group (Iran with the leading countries in the industry), the second group (Iran with the countries that were close to Iran in premiums) and the group Third (countries in two groups) were estimated. Based on models, the fitted value of life insurance premiums per capita in Iran is analyzed and compared as the potential or optimal level in each groups. The results showed that in each group, the actual life insurance premiums per capita in Iran are significantly lower than the optimal level. The capacity level of life insurance in Iran compared with first group is 46%, and compared with second group is about 42% and compared with third group is about 44%. The results indicate that Life insurance in our country has a high potential, and a large part of the insurance capacity in our country has not yet been fully acquired.

Keywords: Life Insurance Capacity, Panel ARDL Approach, Iran.
JEL Classification: C23:G13.

1 . Associate Professor of Economics, Kharazmi University, (Corresponding Author);
Email: dr_Monjazeb@yahoo.com
2. Ph.D. Student of Economics, Kharazmi University, Email: Leila.dehghani51@yahoo.com