Iranian Journal of Insurance Research JR
Scientific Research Quarterly Journal
Vol. 36. No.1. Spring 2021

Investigating the Role of Political, Economic and Financial Risk Regimes in Life Insurance Demand

Hamid Asayesh[1], Seyed Parviz Jalili Kamjoo [2]

Received: 01/16/2019 **Accepted:** 05/15/2021

Abstract:

Objective: The purpose of this study was to evaluate the effect of macro-political, economic and financial risk regimes as transfer variables based on the International Index of International Risk Guidance (ICRG) on the impact of per capita real Gross domestic product (GDP), life expectancy, unemployment rate, inflation rate, school enrolement (education) rate and urbanization degree on the life insurance demand.

Methodology: This research is based on the theory of expected utility in the uncertainty of von Neumann and Morgenstern (1947) developed by Yary (1965) and then Lewis (1989). It will use the Panel Smooth Threshold Regression Model (PSTR) using three different logit transfer functions for the Middle East countries in the period of 1990-2017.

Finding: The threshold in the model with political, economic and financial risk was 73.72, 30.00 and 29.2, respectively. Also, the transfer speed between two regimes was estimated at 60.07, 0.3685, and 0.049 in all three models. The highest transmission speed was related to political risk, which led to the failure of the Logit Transmission curve and the three-dimensional procedure. The lowest transfer rate is related to financial risk, which led to a very low curvature of the logit transfer function.

Conclusion: The results of the three models estimation showed that real interest rate does not have a significant effect, which can be due to underdevelopment of financial market, interference in the money market and banking system, and the determination of interest rate in the selected countries. In a less risky rigim, life insurance demand sensebility is lower in inflation rate and life insurance is recognized as an asset with long-term returns. Per capita real GDP and life expectancy rate also have a threshold effect on all three different logit transfer functions. In a less risky political and financial regime, the life insurance demand is more sensitive to urbanization rate. School enrolement rate in a less risky rigim also has a greater impact on life insurance demand.

Keywords: Life Insurance, International Risk, Panel smooth transition regression, Logit Function.

JEL Classification: O16, C23, G22, I13.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran, **(Corresponding Author).** hamid.asayesh@abru.ac.ir.

2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran. Parviz.jalili@abru.ac.ir

DOI: 10.22056/JIR.2021.168010.2459

فصلنامه علمی پژوهشی پژوهشنامه بیمه
سال سی‌وششم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰

بررسی نقش رژیم‌های ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی در تقاضای بیمه‌های زندگی

حمید آسایش[۱]، سید پرویز جلیلی کامجو[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۵ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۰/۰۲/۲۵

چکیده

هدف: این پژوهش با هدف ارزیابی اثر رژیم‌های مختلف ریسک‌های کلان سیاسی، اقتصادی و مالی به‌عنوان متغیرهای انتقال مبتنی بر شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک بین‌کشوری در تاثیرگذاری متغیرهای تولید ناخالص داخلی، امید به زندگی، بیکاری، تورم، نرخ ثبت نام (باسوادی) و درجه شهرنشینی بر تقاضای بیمه‌های زندگی در کشورهای منتخب خاورمیانه طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۰ انجام شده است.

روش‌شناسی: در این تحقیق با توجه به نظریه مطلوبیت انتظاری در شرایط نااطمینانی فون‌نیومن و مورگنشترن (۱۹۴۷) که توسط یاری (۱۹۶۵) و سپس لوئیس (۱۹۸۹) بسط داده شده، از مدل رگرسیون پانل انتقال ملایم آستانه‌ای با تابع انتقال لاجیت برای بررسی موضوع و دستیابی به هدف تحقیق استفاده شده است.

یافته‌ها: حد آستانه در مدل با ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی به ترتیب ۷۳/۷۲، ۳۰/۰۰ و ۲۹/۲ برآورد شد. سرعت انتقال بین دو رژیم نیز در هر سه مدل ۶۰/۰۷، ۰/۳۶۸۵ و ۰/۰۴۹ برآورد گردید. بنابراین، بالاترین سرعت انتقال مربوط به تابع انتقال ریسک سیاسی است که منجر به شکست منحنی لاجیت انتقال و رویه سه بعدی شد. کمترین سرعت انتقال نیز مربوط به ریسک مالی است که منجر به انحنای بسیار کم تابع انتقال لاجیت شد.

نتیجه‌گیری: نتایج برآوردی مدل‌های سه‌گانه تحقیق نشان داد نرخ بهره حقیقی دارای اثر آستانه‌ای و تأثیر معنی‌داری نیست که دلیل آن می‌تواند عدم توسعه مالی بازارهای مالی، دخالت در بازار پول و سیستم بانکی و تعیین دستوری نرخ بهره در کشورهای منتخب باشد. در رژیم با ریسک مالی کمتر حساسیت تقاضای بیمه‌های زندگی به نرخ تورم کمتر است و بیمه زندگی به‌عنوان یک دارایی با بازدهی بلندمدت شناخته می‌شود. تولید ناخالص داخلی و امید به زندگی نیز در هر سه مدل دارای اثر آستانه‌ای هستند. در رژیم با ریسک سیاسی و مالی کمتر، حساسیت تقاضای بیمه زندگی نسبت به شهرنشینی بیشتر است. نرخ باسوادی نیز در رژیم با ریسک مالی کمتر، تأثیر جزئی بیشتری بر تقاضای بیمه زندگی دارد.

واژگان کلیدی: بیمه زندگی، ریسک کشوری، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی، تابع لاجیت.

طبقه‌بندی موضوعی: O16, C23, G22, I13.

---

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت ا.. بروجردی(ره). **(نویسنده مسئول).**

hamid.asayesh@abru.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت ا.. بروجردی(ره) لرستان، بروجرد.

Parviz.jalili@abru.ac.ir

مقدمه

صنعت بیمه، نقش حیاتی و اجتناب‌ناپذیری در رشد اقتصاد مدرن دارد (چن و همکاران[1]، ۲۰۱۲). امروزه، این صنعت جزء لاینفک نظام مالی کشورها محسوب می‌گردد و در کنار دیگر نهادهای مالی مانند بانک‌ها و بازار سرمایه وظیفه تأمین مالی واحدهای اقتصادی را برعهده دارد (حسن‌زاده و کاظم‌نژاد، ۱۳۸۷). به‌علاوه، صنعت بیمه با ایجاد امنیت و اطمینان، زمینه گسترش فعالیت‌های تولیدی را فراهم می‌سازد (صفدریان و همکاران، ۱۳۹۱). اما، علی‌رغم سابقه نسبتاً طولانی فعالیت صنعت بیمه در بسیاری از کشورهای درحال توسعه از جمله ایران (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷)، شاخص‌های ضریب نفوذ بیمه، تراکم بیمه‌ای و درصد حق بیمه کشورها از کل حق بیمه جهانی نشان‌دهنده آن است که این صنعت نتوانسته به جایگاه واقعی خود در اقتصاد دست پیدا کند (صباحی و فلاح، ۱۳۸۸).

از سویی، تقاضای های بیمه زندگی تابعی از متغیرهای بنیادین مانند درآمد، اشتغال، تورم، سطح تحصیلات، شهرنشینی و ... است. اما مسلماً سازوکار تأثیرگذاری این متغیرها بر تقاضای بیمه‌های زندگی در شرایط اطمینان و ریسک یکسان نیست. زیرا، مطابق نظریه انتظارات عقلایی، عوامل اقتصادی در تصمیم‌گیری‌های خود تمام اطلاعات را لحاظ می‌کنند و برخی از این اطلاعات از تحلیل محیط موضوع تصمیم‌گیری حاصل می‌شود. در نتیجه، با تغییر ریسک‌های کلان سیاسی، اقتصادی و مالی، انتظار بر این است که پارامترهای رفتاری تقاضای بیمه عمر تغییر کنند. بر این اساس، ریسک‌های کلان کشوری را از عوامل محیطی موثر بر تقاضای بیمه عنوان نموده‌اند (لی و همکاران[2]، ۲۰۱۳). زیرا عدم اطمینان محیطی با تشدید بی‌ثباتی سیاسی و نوسانات اقتصادی بر تصمیمات مصرفی و پوشش ریسک افراد تأثیر می‌گذارد.

بنابراین، در این پژوهش، ریسک کلان کشورهای منتخب خاورمیانه با استفاده از شاخص

1. Chen et al
2. Lee et al

راهنمای بین‌المللی ریسک بین‌کشوری[1] به سه مولفه ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی تفکیک شده است. سپس، بر پایه نظریه مطلوبیت انتظاری در شرایط نااطمینانی فون‌نیومن و مورگنشترن[2] (۱۹۴۷) که توسط یاری[3] (۱۹۶۵) و سپس لوئیس[4] (۱۹۸۹) بسط داده شده، اثر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، امید به زندگی، بیکاری، تورم، نرخ ثبت نام (باسوادی) و شهرنشینی بر تقاضای بیمه‌های زندگی تحت رژیم‌های ریسک کشوری با استفاده از مدل رگرسیون پانل انتقال ملایم آستانه‌ای[5] با تابع انتقال لاجیت برای کشورهای منتخب خاورمیانه طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار گرفته است.

برای دستیابی به این هدف، مقاله حاضر چنین ساماندهی شده که ابتدا، پیشینه تجربی پژوهش مرور و ادبیات نظری آن بیان گردیده است. در بخش بعد، مدل تحقیق ارائه و توضیحات لازم پیرامون روش برآورد آن بیان شده است. سپس، ضرایب برآوردی مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در نهایت برابر جمع‌بندی و نتیجه‌گیری به‌عمل آمده چند توصیه سیاستی پیشنهاد شده است.

۱. مروری بر پیشینه پژوهش

در خصوص برآورد تقاضای انواع مختلف بیمه و عوامل موثر بر تقاضای بیمه زندگی در داخل و خارج کشور پژوهش‌های مختلفی انجام شده که در ادامه به پاره‌ای از آنها اشاره می‌شود. همچنین، به مطالعاتی که اثر ریسک بر انواع بیمه‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند، به عنوان یکی از متغیرهای مهم پژوهش اشاره خواهد شد.

در مطالعات خارجی، کانروتر و پاولتی[6] (۲۰۱۹) نشان دادند عواملی از قبیل درآمد سرانه، اندازه و تراکم جمعیت، ساختار جمعیتی، توزیع درآمد، اندازه نظام بازنشستگی عمومی،

1. International Country Risk Guide
2. Von Neumann-Morgenstern
3. Yarri
4. Lewis
5. Panel Smooth Threshold Regression (PSTR)
6. kunreuther & Pauly

وضعیت مالکیت شرکت‌ها بر تقاضای بیمه موثر می‌باشند. آسرواتهام و همکاران[1] (۲۰۱۵) نشان دادند که افزایش روابط عاطفی منجر به کاهش تقاضای بیمه می‌شود. لی و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از مدل پانل رگرسیون به ارزیابی تأثیر ریسک کشوری از جمله ریسک‌های سیاسی، مالی و اقتصادی بر کشش درآمدی تقاضای بیمه در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد کشش درآمدی تقاضای بیمه با افزایش ریسک کشوری کاهش می‌یابد. فین و همکاران[2] (۲۰۱۱) نشان دادند حق بیمه‌های زندگی به‌طور مستقیم از درآمد سرانه، اندازه و تراکم جمعیت، ساختار جمعیتی، توزیع درآمد، اندازه نظام بازنشستگی عمومی، وضعیت مالکیت شرکت‌های بیمه‌ای دولتی، در دسترس بودن اعتبارات بخش خصوصی و مذهب متأثر می‌شود. نتایج مطالعه میترا و قوش[3] (۲۰۱۰) نشان داد درآمد و توسعه مالی مهم‌ترین عوامل مثبت در تقاضای بیمه زندگی است. در حالی که نرخ بهره در دیگر سرمایه‌گذاری‌های جایگزین با تقاضای بیمه زندگی رابطه منفی دارد. مدهسواران و سوبیرسن[4] (۲۰۰۸) نشان دادند که افزایش پس‌انداز و درآمد باعث افزایش خرید بیمه‌های زندگی می‌شود. لی[5] (۲۰۰۸) نشان داد خانوارهایی که هیچ نوع بیمه‌ای خریداری نکرده‌اند، سطح تحصیلات پایین‌تر، مخاطره‌گریزتر، فاقد انگیزه برای ترک ارث و به نسبت جوان هستند.

در مطالعات داخلی، رضازاده و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند که وقفه سوم تولید ناخالص داخلی واقعی در قالب یک ساختار سه رژیمی بر حق بیمه سرانه زندگی تأثیر دارد. همچنین، تولید ناخالص داخلی واقعی در رژیم‌های کناری اثر منفی و در رژیم میانی اثر مثبت بر حق بیمه سرانه زندگی دارد. نتایج برآورد مدل دهقانی و شیخ رضایی (۱۳۹۶) نشان داد ریسک سیاسی بر تقاضای بیمه‌های بازرگانی تأثیری ندارد. اما، ریسک اقتصادی و مالی بر آن اثر مثبت دارد. دهقانی و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند درآمد سرانه اسمی، امید به زندگی، نرخ باسوادی، توسعه مالی، تورم انتظاری، نرخ بهره حقیقی

1. Aseervatham et al
2. Feyen et al
3. Mitra & Ghosh
4. Madheswaran & Subir
5. Li

و احتمال مرگ سرپرست بر تقاضای بیمه زندگی تأثیر دارند. به این صورت که بین تقاضای بیمه زندگی و درآمد سرانه و توسعه مالی رابطه مثبت و معنادار و بین تقاضای بیمه زندگی و نرخ بهره و امید به زندگی و تورم انتظاری رابطه منفی و معناداری وجود دارد. یداله زاده طبری و شاهرخی صحنه (۱۳۹۴) اثر عوامل ریسک‌گریزی چون سن، جنسیت، تحصیلات، تاهل و سرپرستی، سلامت افراد، سبک زندگی افراد، ثروت و درآمد افراد، اشتغال و میزان نگرانی نسبت به آینده بر تقاضای بیمه زندگی را ارزیابی نموده‌اند. مومنی و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند تقاضای بیمه‌های زندگی با تورم رابطه منفی و معنادار و با سطح درآمد سرانه، باسوادی و جمعیت رابطه مثبت و معناداری دارد. عباسی و درخشیده (۱۳۹۱) نشان دادند تقاضای بیمه زندگی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ – ۱۳۵۸ تابعی از درآمد سرانهٔ واقعی، نرخ پس انداز، نرخ تورم و نرخ باسوادی بوده است. صحت (۱۳۹۰) نشان داد نرخ وابستگی، درآمد، تامین اجتماعی، سطح تحصیلات، قیمت بیمه‌نامه، امید به زندگی و تورم عمده متغیرهای موثر بر تقاضای بیمه زندگی هستند. پیکارجو و همکاران (۱۳۹۰) نشان دادند که تقاضای بیمه زندگی در کشورهای مورد مطالعه با متغیرهای توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و اشتغال رابطه مثبت و معنادار و با متغیرهای نرخ تورم و نرخ بهره رابطه منفی و معناداری دارد.

مرور سوابق پژوهش نشان می‌دهد بررسی تأثیر ریسک بر تقاضای بیمه در دو سطح خرد (خانوار) و سطح کلان (تقاضای جمعی) قابل ارزیابی است که عمده پژوهش‌های پیشین از دیدگاه اقتصاد خرد به این موضوع ورود کرده‌اند. اما، ارزیابی تأثیر ریسک‌های کلان بر تقاضای بیمه زندگی نیز مهم می‌نماید که این پژوهش به‌منظور جبران خلأ مطالعاتی یادشده برای اولین بار به این موضوع پرداخته است. البته، در پژوهش دهقانی و شیخ رضایی (۱۳۹۶)، کل بیمه بازرگانی با این رویکرد مورد بررسی قرار گرفته است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. بیمه زندگی

بیمه زندگی قراردادی است که از دو بخش پوشش‌ها و سرمایه‌گذاری تشکیل می‌شود. این قرارداد میان یک شرکت بیمه و شخص بیمه‌گزار منعقد می‌گردد و در آن بیمه‌گزار در قبال دریافت خدماتی برای فرد بیمه شده از سوی شرکت بیمه متعهد به پرداخت مبلغی می‌شود که این پرداخت‌ها تا زمانی معین، بسته به نوع قرارداد ادامه خواهد داشت و در صورت سررسید قرارداد و یا با بروز وقایعی چون حادثه، بیماری‌های خاص، نقص عضو و در مرحله آخر فوت، شرکت بیمه موظف خواهد بود سرمایه‌های لازم را بر حسب شرایط به یکی از طرفین قرارداد (بیمه‌شده، بیمه‌گزار و یا به شخص/اشخاص ثالثی که وی تعیین کرده) بپردازد. در بیمه‌های زندگی، بیمه‌گذار (بیمه‌شده) می‌تواند بر حسب شرط دریافت مزایای بیمه‌نامه (حیات و یا فوت بیمه‌شده)، نحوه دریافت مزایا (یکجا یا به صورت مستمری)، زمان دریافت مزایا و نحوه پرداخت حق بیمه، هر نوع بیمه‌نامه‌ای را که پاسخگوی نیازهای وی باشد، خریداری کند. بیمه‌نامه‌های زندگی به دو صورت انفرادی و گروهی صادر می‌شود (صحت، ۱۳۹۰).

تقاضای بیمه زندگی تحت تأثیر عوامل مختلف اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی و سیاسی قرار دارد (شهبازی و سالکی، ۱۳۹۷). به‌طور مشخص، نظام تأمین اجتماعی، میزان جمعیت، جنسیت و نسبت جمعیت جوان، قوانین و مقررات اجتماعی و نوع معیشت از عوامل اجتماعی تأثیرگذار بر ساختار بیمه‌های اجتماعی و تقاضای بیمه زندگی است. همچنین، فرهنگ هر جامعه و میزان شناخت و آگاهی‌های مردم از انواع بیمه و فواید و منافع حاصل از آنها بر میزان تقاضای بیمه زندگی تأثیر دارد. به‌علاوه، طبق نظریه مطلوبیت، در اقتصاد ارجحیت با خرید کالا یا خدمتی است که میزان مطلوبیت بیشتری نصیب فرد کند. حالا اگر شخصی توان خرید بیمه نداشته باشد، اگر از لحاظ فرهنگی هم در سطح بالایی باشد، تمایلی به خرید بیمه نخواهد داشت. مخصوصاً، از آنجا که بیمه زندگی یک کالای لوکس محسوب می‌شود، افراد زمانی اقدام به خرید آن می‌کنند

که از پس مخارج زندگی برآیند و پس‌اندازی نیز برای خرید بیمه باقی بماند. البته، افزایش درآمد و ارتقای سطح زندگی به نوبه خود سبب افزایش برخورداری از کالاهای بادوام و میل متوسط بیشتر به بیمه است (مهدوی، ۲۰۱۷). بنابراین، وضعیت و شرایط اقتصادی کشورها بر افزایش یا کاهش تقاضای بیمه زندگی مؤثر است. زیرا، متقاضیان بیمه زندگی به‌طور کلی خانوارها و بنگاه‌ها هستند، که بنگاه‌ها براساس سودآوری و خانوارها براساس درآمد در مورد خرید بیمه زندگی تصمیم‌گیری می‌نمایند. بنابراین، رکود و فقر و بیکاری می‌تواند مانعی جدی بر سر راه رشد و توسعه بیمه زندگی در یک جامعه باشد و تورم در مسیر تقاضای بیمه زندگی وضعیت نامساعدی ایجاد می‌کند و رشد میل متوسط بر بیمه زندگی را محدود می‌کند (شهبازی و سالکی، ۱۳۹۷). بنابراین، مهم‌ترین عوامل موثر بر تقاضای بیمه زندگی را می‌توان به شرح زیر برشمرد:

- ✓ نسبت وابستگی یا بار تکفل: طبق تعریف به نسبت افراد زیر ۱۵ سال و بالای ۶۵ سال که کار نمی‌کنند به افراد بین ۱۵ تا ۶۴ سال که شاغل به حساب می‌آیند بارتکفل یا نسبت وابستگی گویند که با میزان تقاضا برای بیمه زندگی در شرایط عادی ارتباط مستقیم دارد (صحت، ۱۳۹۰).
- ✓ نرخ تورم: تورم عامل موثری دیگری است که بر تقاضای بیمه زندگی تأثیر منفی دارد (مهدوی، ۲۰۱۷). زیرا، کاربرد محصولات بیمه زندگی، تأمین منافع پولی در بلندمدت است و تورم سبب کاهش ارزش پول نقد دریافتی در آینده می‌شود. همچنین، نرخ تورم با تأثیر بر نرخ بهره حقیقی و قیمت‌گذاری محصولات بیمه زندگی بر توسعه بازار بیمه زندگی تأثیر می‌گذارد (لی و همکاران، ۲۰۱۳).
- ✓ نرخ بهره: بیمه یک سرمایه‌گذاری است که نرخ سودآوری آن برای متقاضی اهمیت زیادی دارد. یکی از پارامترهای ارزیابی سنجش میزان سودآوری، نرخ بهره واقعی بازار است. در واقع نرخ بهره، قیمت کالای جانشین بیمه است که در صورت وجود نرخ بهره بالاتر، افراد به‌جای اتکا به بیمه به سمت سرمایه‌گذاری در کالای جانشین از جمله بانک‌ها خواهند رفت (میترا و قوش، ۲۰۱۰).

- ✓ سطح باسوادی: بدیهی است که میزان آگاهی افراد در تصمیم‌گیری‌های آنها از جمله خرید خدمات بیمه‌ای موثر است (مومنی و همکاران، ۱۳۹۲). بنابراین، به نظر می‌رسد سطح تحصیلات اثر مثبتی بر تقاضای بیمه زندگی داشته باشد (لی، ۲۰۰۸).
- ✓ امید به زندگی: این شاخص سبب افزایش تقاضا برای نوع بیمه‌های پس‌انداز زندگی و کاهش تقاضا برای نوع بیمه‌های فوت می‌شود. به‌علاوه، افزایش امید به زندگی در شرایط کاهش امنیت شغلی و فقدان شبکه حمایت مالی و اجتماعی، موجب افزایش تقاضا برای محصولات بیمه زندگی خواهد شد (صحت و نصرالله‌زاده، ۱۳۸۷).
- ✓ درآمد سرانه: عدم محدودیت مالی و افزایش درآمد سبب تحریک تقاضا برای بیمه زندگی می‌شود. زیرا، افراد ابتدا نیازهای ضروری خود را تأمین می‌کنند. سپس، بودجه‌های اضافی را به سایر هزینه‌ها و پس‌انداز کردن از جمله خرید بیمه اختصاص می‌دهند. بنابراین، افزایش درآمد می‌تواند به افزایش تقاضای بیمه‌های زندگی منجر شود.

۲-۲. ریسک کشوری

ریسک کشوری به عواملی اشاره دارد که بر توانایی و تمایل یک کشور در ایفای تعهدات نسبت به دیگران از جمله سرمایه‌گذاران، وام‌دهندگان، مبادله‌کنندگان تأثیر می‌گذارد. یا این که ریسک کشوری به‌صورت سطح عمومی نااطمینانی سیاسی و اقتصادی حاکم بر یک کشور که بر ارزش تسهیلات یا سرمایه‌گذاری‌ها در آن کشور تأثیر دارد تعریف شده است. طبق استانداردهای بانک جهانی ریسک کشور ذیل مولفه‌های ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی قابل تقسیم‌بندی است. منظور از ریسک سیاسی، یک ریسک غیرتجاری از حوادث و اوضاع سیاسی در یک کشور است که می‌تواند باعث زیان تجارت بین‌المللی شود. به‌طور مشخص، حوادث و اوضاع سیاسی مانند جنگ، درگیری داخلی و خارجی، تغییر دولت و حمله‌های تروریستی می‌تواند به‌طور جدی بر سودآوری تجارت بین‌المللی تأثیر بگذارند. ریسک سیاسی با ریسک حاکمیت نسبتی همه جانبه دارد. ریسک اقتصادی و ریسک مالی مولفه‌هایی هستند که به شرایط و

عملکرد کلی نظام اقتصادی و مالی مربوط می‌شوند. این مولفه‌ها نمی‌توانند به‌طور کامل از نظام سیاسی یا فرایند سیاسی کشور مجزا باشند. عوامل اقتصادی و مالی که بر این ریسک اثر می‌گذارند، نتایج سیاست‌های اقتصادی دولت هستند. برای مثال سیاست‌های پولی و مالی که منجر به تورم پایین، بیکاری کم و کسری بودجه پایین می‌شود و سیاست‌هایی که به ثبات نظام مالی کمک می‌کنند بر ارزیابی ریسک کشوری تأثیر مثبت دارند (لیو و یانگ[1]، ۲۰۲۱).

۲-۳. تأثیر ریسک کشوری بر تقاضای بیمه زندگی

همان‌گونه که بیان شد ریسک کشوری در واقع ارزیابی عوامل سیاسی، اقتصادی و مالی کشور وام‌گیرنده یا کشور پذیرای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که می‌تواند در پرداخت به موقع اصل و سود وام‌های دریافتی وقفه ایجاد کند و بر بازده سرمایه‌گذاری خارجی تأثیر منفی بگذارد (لی و همکاران، ۲۰۱۳). ریسک‌های کشوری از طریق سایر متغیرها بر تقاضای بیمه زندگی اثرگذار هستند. به این نحو که هر اندازه ریسک کشوری اعم از سیاسی، اقتصادی و مالی نازل‌تر شود، امکان مبادلات تجاری، سرمایه‌گذاری خارجی و به‌طور کلی فعالیت‌های اقتصادی پربار، مفید و اشتغال‌زا بیشتر می‌گردد و با افزایش اشتغال و درآمد نیز تقاضا برای انواع بیمه زندگی افزایش می‌یابد (لی و همکاران، ۲۰۱۳).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳. روش‌شناسی تحقیق

این پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون پانل انتقال ملایم آستانه‌ای، اثر ریسک‌های کلان سیاسی، مالی و اقتصادی بر تقاضای بیمه‌های زندگی در ۱۳ کشور منتخب منطقه خاورمیانه (ایران، عراق، ترکیه، قبرس، عربستان سعودی، امارت متحده عربی، عمان، قطر، کویت، مصر، اردن، بحرین و لبنان) در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۷ را مورد ارزیابی

1. Liu & Yang

قرار داده است. مدل تقاضای بیمه زندگی بر پایه نظریه یاری (۱۹۶۵) بسط داده شده توسط لوئیس[1] (۱۹۸۹) ارائه گردیده که بر اساس آن، تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان در شرایط نااطمینانی از دو عامل مطلوبیت مورد انتظار و احتمال مربوط به آن تأثیر می‌پذیرد. به‌طوری که مطلوبیت انتظاری برابر با میانگین مطلوبیت حاصل از تصمیم‌گیری‌های فرد و معادل با جمع جبری مطلوبیت‌های حاصل از هر تصمیم ضرب در احتمال وقوع آنها است. بنابراین، مدل تقاضای بیمه زندگی بر حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری سرپرست خانوار تأکید دارد. لوئیس (۱۹۸۹) در ابتدا در یک مدل پیوسته زمانی، مسئله طول عمر نامطمئن و تقاضای بیمه زندگی را مورد ارزیابی قرار داد. فرض مدل بر این است که سرپرست خانوار مطلوبیت انتظاری طول عمر خود را نسبت به محدودیت فرآیند تجمع پس‌انداز حداکثر می‌کند. مدل استفاده شده توسط وی به صورت رابطه (۱) است:

$$\begin{aligned} &MAXEU(C) = \int_0^t (\Omega(t)\alpha(t)g[c(t)] + \pi(t)\beta(t)\varphi[s(t)])dt \\ &s.t: S(t) = m(t) - c(t) = j(t)S(t) \end{aligned} \qquad (۱)$$

که در آن $\varphi[s(t)]$ طول عمر، $\beta(t)$ احتمال زنده ماندن، $\pi(t)$ تنزیل ذهنی، $g(c)$ تابع مطلوبیت، $\alpha(t)$ احتمال مرگ، $\Omega(t)$ تابع ذهنی موزون ارث، T تابع ارث، $S(t)$ تابع پس‌انداز است. در محدودیت فرایند تجمع پس‌انداز، $j(t)$ نرخ رشد درآمد فرد، $m(t)$ نرخ رشد مصرف، $c(t)$ نرخ بهره است. لوئیس (۱۹۸۹) مدل یاری (۱۹۶۵) را بسط داده و تابع مطلوبیت سایر اعضا خانواده را وارد مدل نموده که در نهایت به متغیرهای مختلف درآمد سرانه واقعی، تابع انتقال ریسک، نسبت وابستگی، امید به زندگی، تورم، نرخ بهره واقعی و سطح آموزش اضافه می‌شوند. در ادامه این مدل توسط افراد مختلف با کمک مدل‌های مختلف سیکل زندگی هاموند[2] (۱۹۶۷)، هاکنسون[3] (۱۹۶۹)، فیشر[1] (۱۹۷۳)،

1. Lewis
2. Hammond
3. Hakansson

فورتون[2] (۱۹۷۳) که تأکید بر تأثیر تولید ملی بر تقاضای بیمه زندگی دارد و مدل‌های کامینز[3] (۱۹۷۳)، بابل[4] (۱۹۸۱) که تأکید بر اثر منفی تورم بر تقاضای بیمه زندگی دارد، پیروی نموده است. به‌طور مثال لوئیس (۱۹۸۹) رابطه بین درآمد و تقاضای بیمه زندگی را اثبات نموده است. گرین[5] (۱۹۵۴) بر اثر منفی تورم بر ارزش بیمه زندگی تأکید نموده است. در این پژوهش علاوه‌بر آن که از متغیرهای مورد تاکید این مطالعات بهره برده شده است. ریسک بین کشوری شامل ریسک سیاسی، اقتصادی و مالی نیز در تابع تقاضای بیمه زندگی لحاظ شده است. مدل مورد استفاده تحقیق نیز از نوع رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (RISK) دو رژیمی است که به شکل رابطه (۲) تصریح می‌گردد:

$$LIP_{it} = \alpha_i + \beta_1 LPCGDP_{it} + \beta_2 LPCGDP_{it}\, g(RISK_{it};\gamma,\theta) + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$
$$i = 1, 2, \dots, 13; \qquad t = 1990, 1991, \dots, 2017$$

$g(RISK_{it};\gamma,\theta)$ تابع انتقال ملایم برای مشاهدات متغیر RISK است. دارای توزیع لاجیت پیوسته، کراندار و محدود به صفر و یک است (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

$$g(RISK_{i,t};\ \gamma,\theta) = [1 + \exp(-\gamma(RISK_{i,t} - \theta))]^{-1} \qquad (۳)$$

در رابطه شاخص $RISK_{i,t}$، شاخص بین‌المللی راهنمای ریسک کشوری (ICRG) مهم‌ترین بخش تابع انتقال ریسک است و این پژوهش از تابع انتقال دو رژیمی استفاده می‌نماید. به این ترتیب ممکن است کشوری از حد آستانه بگذرد و از گروه کشورهای با ریسک بالا به گروه ریسک پائین منتقل گردد. به منظور تعیین سرعت انتقال بین دو رژیم از پارامتر شیب تابع انتقال ملایم (γ) با فرض مثبت استفاده می‌شود. این پارامتر به

1. Fisher
2. Fortun
3. Cammins
4. Babble
5. Green

گونه‌ای است که اگر ریسک کمتر از حد آستانه باشد $g(RISK_{it};\gamma,\theta)=\alpha_T$ و اگر ریسک بیشتر از حد آستانه باشد $g(RISK_{it};\gamma,\theta)=1$ است (لی و همکاران، ۲۰۱۳). همچنین در حالت حدی اگر $\gamma\to\infty$ تابع انتقال ملایم با یک تابع شاخص[1] تبدیل می‌گردد. یعنی $g(RISK_{it};\gamma,\theta)=0$ اگر $RISK_{it}<\theta$ باشد و $\mathrm{g(RISK_{it};\gamma,\theta)=1}$ اگر $RISK_{it}\geq\theta$ باشد. پس مدل تابع انتقال ملایم آستانه‌ای در این صورت دارای یک تابع انتقال آستانه‌ای دو رژیمی‌خواهد بود (هانسن، ۱۹۹۹). در مقابل وقتی که $\gamma\to 0$ تابع انتقال ملایم آستانه‌ای $g(RISK_{it};\gamma,\theta)$ یک مقدار ثابت خواهد داشت و مدل همگرا به یک مدل پانل خطی با اثرات ثابت خواهد شد. این پژوهش به‌منظور جلوگیری از تصریح ناقص مدل و تورش برون‌زایی بالقوه که ناکاریی برآوردها را درپی دارد از سایر متغیرهای ابزاری موثر بر تقاضای بیمه زندگی نیز بهره خواهد برد (فوکوآ و همکاران[2]، ۲۰۰۸). بنابراین، به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هورلین (۲۰۰۶) تقاضای سرانه بیمه زندگی به این صورت تصریح می‌گردد:

$$LIP_{it}=\alpha_i+\beta_1\,LPCGDP_{it}+\beta_2\,LPCGDP_{it}\,g(RISK_{it};\gamma,\theta)+\beta_3\,LIFEXP_{it}+\beta_4\,INF_{it}+\beta_5\,RIR_{it}+\beta_6\,EDU_{it}+\beta_7\,URBANPOP_{it}+\varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$\mathrm{i}=1,2,\dots,13; \qquad \mathrm{t}=1990,1991,\dots,2017,$$

مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی با حذف اثرات ثابت از طریق حذف میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[3] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست نمایی[4] (ML) است، برآورد خواهد شد.

۳-۱. آمار توصیفی

آمار توصیفی و منابع استخراج متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Indicator Function
2. Fouquau et al
3. Not least squares
4. Maximum Likelihood Estimation

جدول ۱. آمار توصیفی و منابع استخراج متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	منبع
سرانه بیمه زندگی	LIP	۶۰/۰۲	۱۲۲/۱۲	۸۹۴/۰۰	۰/۵۰	مجله سیگما[1]
تولید سرانه حقیقی	LPCGDP	۱۹۶۴۱/۶۰	۱۸۶۸۸/۰۱	۷۲۶۷۰/۹۶	۱۴۲۷/۹۲	فایل اکسل شاخص‌های بانک جهانی[2]
نرخ امید به زندگی	LIFEXP	۷۳/۲۰	۳/۵۴	۸۰/۶۷	۶۳/۸۳	
نرخ تورم	INF	۱۲/۵۷	۳۸/۷۸	۴۴۸/۵	-۱۶/۱۲	
نرخ بهره حقیقی	RIR	-۴/۱۷	۳۵/۳۴	۲۰/۵۰	-۴۴۸/۵	
نرخ باسوادی	EDU	۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۴۲	۰/۰۴	
نرخ شهرنشینی	URBNPOP	۷۷/۰۴	۱۴/۷۵	۱۰۰	۴۲/۶۶	
ریسک سیاسی	POL	۶۹/۲۸	۱۴/۲۱	۸۷/۷۹	۱۰/۸۳	راهنمای بین المللی ریسک کشوری[3]
ریسک مالی	FIN	۲۶/۴۰	۹/۷۱	۴۵/۷۶	۲/۰۸	
ریسک اقتصادی	ECO	۳۳/۵۳	۱۰/۰۸	۴۹/۹۲	۴/۵۱	

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲. آمار استنباطی

در این تحقیق برای بررسی مانایی متغیرها و اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون برآوردی از آزمون‌های هادری[4] و هریس-تزاوالیس[5] استفاده شده که نتایج به شرح جدول (۲) نشان داد برخی از متغیرها در سطح مانا و برخی نامانا هستند.

جدول ۲. آزمون مانایی هادری و هریس- تزاوالیس

نوع آزمون	آزمون هادری LM			آزمون هریس- تزاوالیس			
متغیر	ضریب	احتمال	مانایی	ضریب	آماره z	احتمال	مانایی
LIP	۳۰/۴۸	۰/۰۰۰	$I(0)$	۰/۷۰۲	-۶/۴۸۰	۰/۰۰۰	$I(0)$
LPCGDP	-۲/۷۸	۰/۹۹	$I(1)$	۰/۱۶۳	-۲۴/۴۷	۰/۰۰۰	$I(0)$
LIFEXP	-۲/۳۰	۰/۹۸	$I(1)$	-۰/۲۴۹	-۳۸/۲۸	۰/۰۰۰	$I(0)$
INF	-۱/۶۹	۰/۹۶	$I(1)$	-۰/۰۲۳	-۳۰/۷۳	۰/۰۰۰	$I(0)$
RIR	-۲/۶۶	۰/۹۹	$I(1)$	-۰/۱۶۳	-۳۵/۴۱	۰/۰۰۰	$I(0)$
EDU	-۱/۷۶	۰/۹۶	$I(1)$	۰/۰۰۷۳	-۲۹/۷۰	۰/۰۰۰	$I(0)$
URBNPOP	-۲/۷۲	۰/۹۹	$I(1)$	-۰/۰۳۱	-۳۰/۹۹	۰/۰۰۰	$I(0)$

منبع: یافته‌های تحقیق

1. https://www.sigma-explorer.com/
2. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
3. https://epub.prsgroup.com/products/icrg/countrydata
4. Hadri
5. Harris & Tzavalis

با توجه به این که برخی از متغیرها نامانا هستند از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[1] (۱۹۹۹) مشتمل بر هفت آماره شامل چهار آماره درون گروهی و سه آماره بین گروهی برای بررسی هم‌انباشتگی متغیرها استفاده شده که نتایج به شرح جدول (۳) نشان داد حداقل وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد نمی‌گردد. بنابراین، فرضیه وجود رگرسیون کاذب رد و می‌توان مدل رگرسیون پانل انتقال ملایم آستانه‌ای را برآورد نمود.

جدول ۳. آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدورنی

آماره‌های آزمون	آماره‌های Panel	آماره‌های Group
V	-۲/۵۷۲	-
rho	۳/۳۲۶	۴/۴۰۱
t	۰/۶۲۲۱	۱/۲۲
adf	۳/۰۵۹	۳/۱۹۶

منبع: یافته‌های تحقیق (تمام آماره‌های آزمون پدرونی دارای توزیع نرمال $N(0, 1)$ هستند)

در مرحله بعد برای اطمینان از وجود اثر آستانه‌ای یا این‌که شیب تابع انتقال به سمت صفر میل نمی‌نماید $\gamma \to 0$ و تابع انتقال ملایم آستانه‌ای $g(RISK_{it};\gamma,\theta) \neq C$ یک مقدار ثابت ندارد و مدل همگرا به یک مدل پانل خطی با اثرات ثابت نیست، نیاز به آزمون خطی بودن (همگن بودن) است. نتایج حاصل از آزمون غیرخطی بودن با استفاده از باقیمانده‌های مدل پانل با تابع انتقال آستانه‌ای مبتنی بر سه متغیر $RISK_{it}$ شامل متغیرهای POL، ECO و FIN با توزیع χ^2 در جدول (۴) نشان داد وجود حداقل یک رابطه آستانه‌ای در هر سه مدل رد نمی‌شود. بنابراین، باید از مدلی غیر از رگرسیون پانل با اثرات ثابت استفاده شود.

1. Pedroni

جدول ۴. آزمون خطی بودن یا همگن بودن مدل پانل تصریح شده

متغیر رژیم	ریسک سیاسی		ریسک اقتصادی		ریسک مالی	
نوع رژیم	m=1	m=2	m=1	m=2	m=1	m=2
آزمون	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)
LM_X	۶۳/۰۱ (۰/۰۰۰)	۹/۸۴۵ (۰/۶۲۹)	۱۰/۴۱ (۰/۰۳۴۱)	۱/۸۶۷ (۰/۷۶۰)	۱۸/۵۵ (۰/۰۰۵)	۲۲/۴۴ (۰/۰۳۲)
LM_F	۵۳/۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱۶۷ (۰/۷۳۵۱)	۲/۳۳۰ (۰/۰۵۸۸)	۰/۴۱۲۸ (۰/۷۹۹)	۲/۷۵ (۰/۰۱۲)	۱/۶۳ (۰/۰۸۱)
HAC_X	۸/۵۶۴ (۰/۱۹۹)	۱۷/۴۳ (۰/۱۳۴)	۲/۰۸۸ (۰/۷۱۹)	۱/۱۶۷ (۰/۸۸۳)	۸/۶۰۶ (۰/۱۹۷)	۸/۶۰ (۱۵/۴۸)
HAC_F	۱/۲۷۱ (۰/۲۷۰)	۱/۲۶۹ (۰/۲۳۵۶)	۰/۴۶۷ (۰/۷۵۹)	۰/۲۵۸ (۰/۹۰۴)	۱/۲۷ (۰/۲۶۷)	۱/۱۲ (۰/۳۳۷)

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون تعداد رژیم نزدیک به آزمون خطی بودن است. در این آزمون فرضیه وجود حالت دو رژیمی $m = 1$ و وجود حالت سه رژیمی $m = 2$ آزمون شد. نتایج حاصل از آزمون تعداد سوئیچ مبتنی بر باقیمانده‌های مدل پانل و با استفاده از تابع انتقال ملایم متغیر $RISK_{it}$ شامل متغیرهای ریسک سیاسی (POL)، ریسک اقتصادی (ECO) و ریسک مالی (FIN) در جدول (۵) نشان داد که تعداد حداکثر یک حد آستانه در مدل یا فرضیه دو رژیمی‌رد نمی‌گردد.

جدول ۵. آزمون تعداد بهینه رژیم (حد آستانه) انتقال ملایم در مدل پانل

متغیر رژیم	ریسک سیاسی		ریسک اقتصادی		ریسک مالی	
نوع رژیم	m=1	m=2	m=1	m=2	m=1	m=2
آزمون	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)	آماره (احتمال)
LM_X	۲۸/۵۵ (۰/۰۰۰)	۵/۲۸۴ (۰/۵۰۸)	۱۰/۴۱ (۰/۰۵۴۷)	۲/۸۵۹ (۰/۴۱۴)	۱۸/۵۵ (۰/۰۰۵)	۴/۱۰۴ (۰/۶۶۲)
LM_F	۲۷/۷۵۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶۹ (۰/۵۹۴)	۲/۲۸۰ (۰/۰۷۹۲)	۰/۸۴۸۱ (۰/۴۶۸)	۲/۷۵ (۰/۰۱۲)	۰/۵۹۷ (۰/۷۳۲)
HAC_X	۸/۶۰۶ (۰/۱۹۷)	۶/۳۶۳ (۰/۳۸۳)	۷۸۴/۳ (۰/۲۸۵)	۲/۳۰۷ (۰/۵۱۱۳)	۸/۶۰۶ (۰/۱۹۷)	۴/۰۷ (۰/۶۶۶)
HAC_F	۱/۲۷۷ (۰/۲۶۷)	۰/۹۲۶۵ (۰/۴۷۶)	۱/۱۳۳ (۰/۵۶۲)	۰/۶۸۴۳ (۰/۵۶۲)	۱/۲۷ (۰/۲۶۷)	۰/۵۹ (۰/۷۳۵)

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج آزمون‌های خطی بودن و تعداد بهینه رژیم، رژیم اول رژیم با ریسک بالا (ICRG پائین) و رژیم دوم رژیم با ریسک پائین (ICRG بالا) خواهد بود.

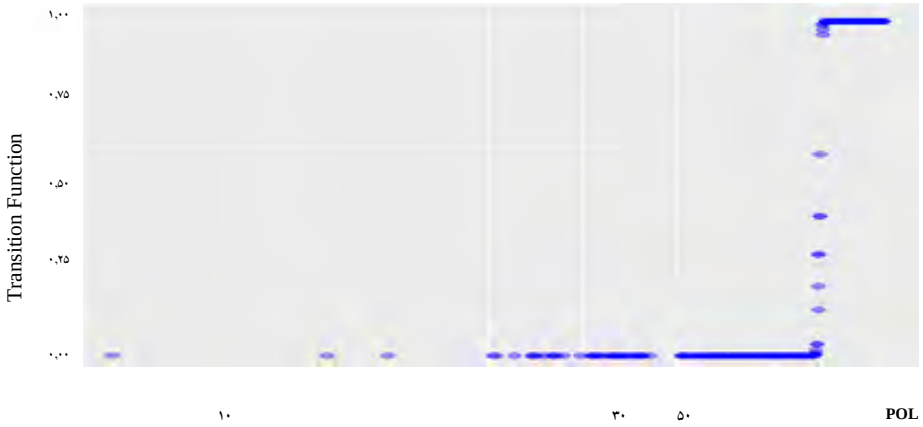
جدول ۶. برآورد مدل دو رژیمی با یک حد آستانه با تابع انتقال متغیر مستقل ریسک سیاسی

مدل / متغیر	برآورد قسمت خطی مدل در رژیم اول		برآورد قسمت غیرخطی مدل		برآورد ضرایب در رژیم دوم	
	ضریب	آماره آزمون	ضریب	آماره آزمون	ضریب	آماره آزمون
LPCGDP	۱/۳۹۶	۳/۷۸۳*	۷/۵۸۹	۲/۱۴۹*	۸/۹۸۵	۲/۲۰۴*
LIFEXP	۰/۲۵۵۵	۰/۳۵۷۰	۱/۵۰۱	۱۱/۳۷*	۱/۷۵۶	۳/۵۹۸*
INF	-۰/۰۴۶۶	-۳/۱۹۱*	-	-	-۰/۰۴۶۶	-۳/۱۹۱*
RIR	-۰/۱۷۹۳	-۰/۴۱۱۲	-	-	-۰/۱۷۹۳	-۰/۴۱۱۲
EDU	۰/۲۳۵۶	۳/۷۶۹*	-	-	۰/۲۳۵۶	۳/۷۶۹*
URBANPOP	۰/۳۶۵۵	۱/۵۶۰**	۰/۷۳۳۰	۲/۱۱۹*	۱/۰۹۸	۲/۳۶۶*
برآورد پارامترهای غیرخطی در مدل ریسک سیاسی			θ_{POL}	آماره آزمون	γ_{POL}	آماره آزمون
			۷۳/۷۲	۳۷/۰۵*	۶۰/۰۷	۱/۳۹۵*

منبع: یافته‌های تحقیق (نشانه * و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد)

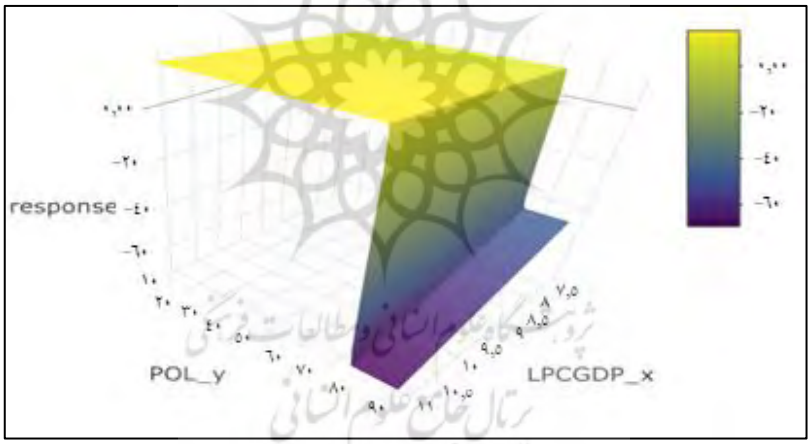
وجود اثر آستانه‌ای می‌تواند به شکل تغییر علامت متغیر، معنی‌داری متغیر یا افزایش و کاهش ضرایب برآوردی در قبل و بعد از آستانه و تحت رژیم‌های مختلف بروز نماید. با توجه به نتایج جدول (۶) در مدل با تابع انتقال ریسک سیاسی سرعت انتقال بین دو رژیم برابر $\hat{\gamma}_{POL}$ =۶۰/۰۷ و میزان آستانه برابر $\hat{\theta}_{POL}$ =۷۳/۷۲ است. یعنی کشورهای با ریسک سیاسی بالاتر از $\hat{\theta}_{POL}$ = ۷۳/۷۲ تا ۱۰۰ کشورهای با رژیم ریسک پائین و کشورهای کمتر از این عدد تا صفر کشورهای با رژیم ریسک بالا هستند. با در نظر گرفتن متغیر ریسک سیاسی به عنوان تابع انتقایل ملایم آستانه‌ای، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب ۸/۹۸۵ به صورت افزایش ضریب دارای اثر آستانه‌ای است و با کاهش ریسک سیاسی (افزایش شاخص به بالاتر از ۷۳/۷۲)، تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر تقاضای بیمه سرانه زندگی افزایش می‌یابد. این نتایج با مقایسه ضرایب در مدل خطی که همان رژیم اول در نظر گرفته می‌شود، با مجموع ضرایب خطی و غیرخطی که

رژیم دوم در نظر گرفته می‌شود در جدول (۶) قابل مشاهده است. متغیر نرخ امید به زندگی با ضریب ۱/۷۵۶ دارای اثر آستانه‌ای است و با کاهش ریسک سیاسی (افزایش شاخص به بالاتر از ۷۳/۷۲)، افزایش امید به زندگی بر تقاضای بیمه زندگی سرانه تأثیر مثبت و معناداری خواهد داشت. به طوری که با یک درصد افزایش در امید به زندگی، ۱/۷۵۶ درصد در سال حق بیمه زندگی پرداختی در دوره مورد مطالعه در کشورهای ذکر شده افزایش می‌یابد. نرخ تورم نیز دارای تأثیر منفی است. به طوری که یک درصد افزایش تورم منجر به کاهش ۰/۰۴۶۶ درصد حق بیمه زندگی پرداختی در کشورهای مورد مطالعه می‌شود، که نشان می‌دهد با افزایش تورم، کارگزاران به سمت خرید دارایی‌های بادوام تمایل دارند تا خرید اوراق بهادار مانند بیمه‌های زندگی، زیرا بازدهی دارای مالی بیمه بلندمدت است. اما دارایی‌های بادوام در شرایط توریمی و پول داغ بازدهی کوتاه‌مدت و بیشتری دارند. متغیر نرخ بهره حقیقی با ضریب ۰/۱۷۹۳- دارای تأثیر معنی‌دار بر تقاضای بیمه‌های زندگی نیست که می‌تواند از ضعف بازارهای مالی در کشورهای خاورمیانه و دستوری بودن نرخ بهره در این کشورها ناشی شود. این نتیجه بر نتیجه پژوهش مدهسواران و سوبیرسن (۲۰۰۸) و میترا و قوش (۲۰۱۰) منطبق و با نتایج مطالعات فین و همکاران (۲۰۱۱) که در مورد کشورهای توسعه‌یافته است تناقض دارد. متغیر باسوادی با ضریب ۰/۲۳۵۶ دارای تأثیر معنادار و مثبت بر تقاضای بیمه‌های زندگی است که نشان می‌دهد افزایش دانش می‌تواند اهمیت صنعت بیمه را بیشتر آشکار نماید. متغیر درجه شهرنشینی به صورت افزایش ضریب دارای تأثیر آستانه‌ای است. به طوری که با یک درصد افزایش درجه شهرنشینی ۱/۰۹۸ درصد حق بیمه زندگی پرداختی در کشورهای خاورمیانه افزایش می‌یابد.



نمودار ۱. تابع انتقال ملایم برآورد شده در مدل با ریسک سیاسی

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۱. تابع واکنش متغیر انتقال ملایم برآوردی در فضای ریسک سیاسی- تولید ناخالص داخلی

منبع: یافته‌های تحقیق

تابع انتقال ملایم برای متغیر انتقال ریسک سیاسی به شکل معادله (۴) برآورد می‌گردد. نمودار دو بُعدی (۱) نیز تابع لاجیت انتقال ملایم برآوردی شماره (۵) برای ریسک سیاسی را نشان می‌دهد.

$$\hat{g}(POL_{i,t};\ \hat{\gamma}_{POL}, \hat{\theta}_{POL}) = [1 + \exp(-۶۰/۰۷(POL_{i,t} - ۷۳/۷۲))]^{-1} \quad (۵)$$

شکل سه بُعدی (۱) همان تصویر سه بُعدی نمودار (۱) است. اما اثر آستانه‌ای متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (روی محور افقی X) و نحوه انتقال ملایم این متغیر از رژیم با ریسک سیاسی پائین (نقطه شکست محور افقی Y $\hat{\theta}_{POL}$ =۷۳/۷۲ تعیین‌کننده نقطه تغییر رژیم است) به رژیم با ریسک سیاسی بالا را نشان می‌دهد. محور عمودی نیز مقادیر تابع واکنش است که از مقادیر مختلف ریسک سیاسی در تابع انتقال ملایم محاسبه می‌گردد. شکست منحنی به دلیل سرعت بالای انتقال بین دو رژیم $\hat{\gamma}_{POL}$ =۶۰/۰۷ است که در ابتدا و انتهای مسیر سرعت نزدیک صفر و رویه افقی است و در میانه رویه عمودی است که منجر به انتقال ناگهانی و شکست در منحنی شده است.

با توجه به نتایج جدول (۷) در مدل با تابع انتقال ملایم ریسک اقتصادی سرعت انتقال بین دو رژیم برابر $\hat{\gamma}_{POL}$ = ۰/۳۶۸۵ و میزان آستانه برابر $\hat{\theta}_{POL}$ =۳۰/۰۰ است. یعنی کشورهای با ریسک اقتصادی بالاتر از $\hat{\theta}_{POL}$ = ۳۰/۰۰ تا ۵۰ کشورهای با رژیم ریسک پائین و کشورهای کمتر از $\hat{\theta}_{POL}$ =۳۰/۰۰ تا صفر کشورهای با رژیم ریسک بالا هستند. با در نظر گرفتن متغیر ریسک اقتصادی به عنوان تابع انتقال ملایم آستانه‌ای، متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه به صورت افزایش ضریب دارای اثر آستانه‌ای است و با کاهش ریسک اقتصادی (افزایش شاخص به بالاتر از ۳۰)، تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر تقاضای سرانه بیمه زندگی افزایش می‌یابد. متغیر امید به زندگی و تورم نیز دارای اثر آستانه‌ای به صورت معناداری متغیر است و با کاهش ریسک اقتصادی (افزایش شاخص به بالاتر از ۳۰)، افزایش امید به زندگی و کاهش تورم بر تقاضای سرانه بیمه زندگی به ترتیب تأثیر مثبت و منفی خواهد داشت. متغیر نرخ بهره نیز کماکان دارای تأثیر معناداری بر تقاضای بیمه‌های زندگی نیست. متغیرهای باسوادی و درجه شهرنشینی نیز تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای بیمه‌های زندگی دارند.

جدول ۷. برآورد مدل دو رژیمی با یک حد آستانه با تابع انتقال متغیر مستقل ریسک اقتصادی

مدل / متغیر	برآورد قسمت خطی مدل رژیم اول		برآورد قسمت غیرخطی مدل		برآورد ضرایب در رژیم دوم	
	ضریب	آماره آزمون	ضریب	آماره آزمون	ضریب	آماره آزمون
LPCGDP	۷/۱۲۳	۲/۱۹۹*	۱/۶۷۱	۱/۴۰۵	۸/۷۹۴	۱/۹۲۴*
LFEEXP	۰/۹۱۷	۰/۶۲۳	۱/۳۸۱	۰/۶۰۲	۲/۲۹۸	۱/۶۵۳**
INF	−۰/۱۵۲	−۱/۲۵۵	۰/۱۱۰	۰/۹۱۳	−۰/۰۴۲	−۳/۳۱۷*
RIR	−۰/۲۴۰	−۰/۴۲۹	−۱/۴۲۸	۴/۷۷۹	−۱/۶۶۸	−۱/۱۶۳
EDU	۰/۳۰۳	۲/۲۶۴*	–	–	۰/۳۰۳	۲/۲۶۴*
URBANPOP	۰/۲۶۳	۱/۵۹۹**	–	–	۰/۲۶۳	۱/۵۹۹**
برآورد پارامترهای غیرخطی در مدل ریسک اقتصادی			θ_{ECO}	آماره آزمون	γ_{ECO}	آماره آزمون
			۳۰/۰۰	۸۰۸/۴*	۰/۳۶۸۵	۴/۰۰۸*

منبع: یافته‌های تحقیق (نشانه * و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد)

نمودار ۲. تابع انتقال ملایم برآوردی برای ریسک اقتصادی

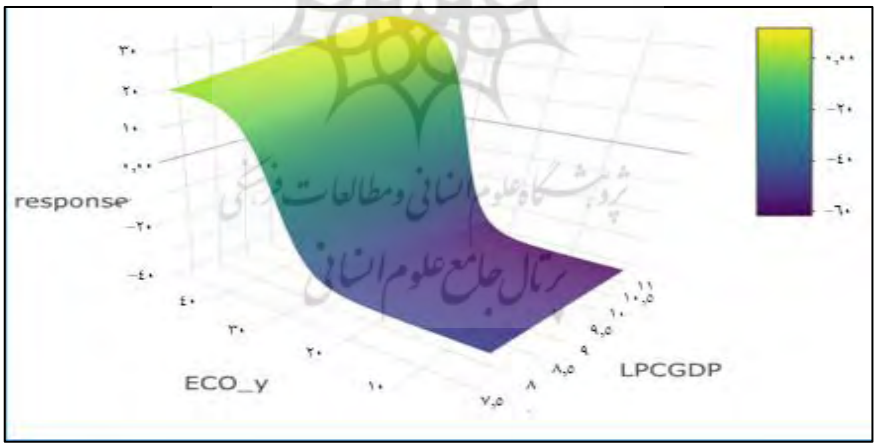
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۷)، تابع انتقال ملایم برای متغیر ریسک اقتصادی به شکل معادله (۶) برآورد می‌گردد. نمودار دو بُعدی شماره (۲) نیز تابع انتقال ملایم برآورد شده برای ریسک اقتصادی را نشان می‌دهد. محور عمودی نمودار (۲) تابع لاجیت برآورد شده

شماره (۶) است و محور افقی ریسک اقتصادی است و نقطه انحنا نیز ۳۰ است که همان نقطه تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

$$\hat{g}(ECO_{i,t};\ \gamma_{ECO}, \theta_{ECO}) = [1 + \exp(-۰/۳۶۸۵(ECO_{i,t} - ۳۰/۰۰))]^{-1} \qquad (۶)$$

شکل سه بُعدی (۲) همان تصویر سه بُعدی نمودار (۲) است. اما اثر آستانه‌ای متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (روی محور افقی X) و نحوه انتقال ملایم این متغیر از رژیم با ریسک اقتصادی پائین (نقطه شکست محور افقی Y $\hat{\theta}_{POL}$ =۳۰/۰۰ تعیین‌کننده نقطه تغییر رژیم است) به رژیم با ریسک اقتصادی بالا را نشان می‌دهد. محور عمودی نیز مقادیر تابع واکنش است که از مقادیر مختلف ریسک اقتصادی در تابع انتقال محاسبه می‌گردد. انحنای منحنی به دلیل سرعت پائین انتقال بین دو رژیم $\hat{\gamma}_{POL}$ =۰/۳۶۸۵ است که به شکل یک تابع لاجیت با شیب ملایم شبیه است.



شکل ۲. تابع واکنش متغیر انتقال ملایم برآوردی در فضای ریسک اقتصادی-تولید ناخالص داخلی

منبع: یافته‌های تحقیق

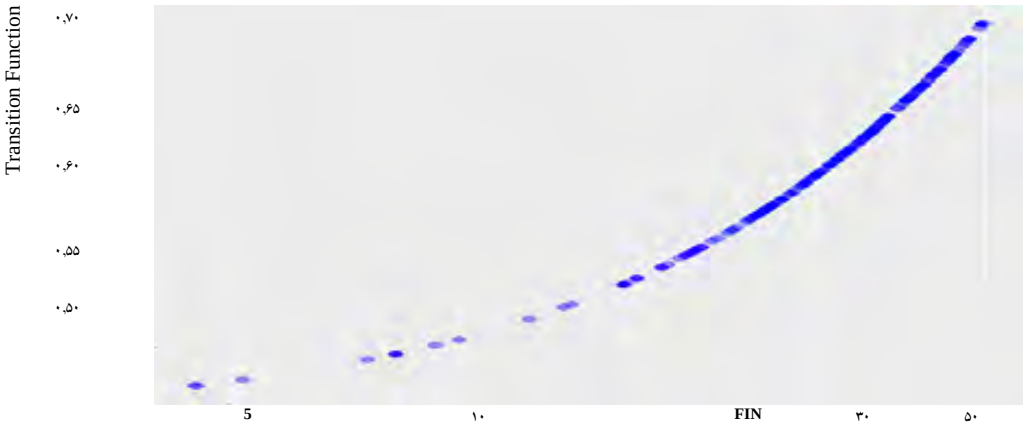
در مدل با ریسک مالی تمام متغیرها در مدل غیرخطی به منظور آزمون وجود اثرات آستانه‌ای در تمام متغیرهای توضیحی وارد شدند. با توجه به نتایج جدول (۸) در مدل با

تابع انتقال ریسک مالی سرعت انتقال بین دو رژیم برابر $\hat{\gamma}_{POL}$ =۰/۰۴۹ و میزان آستانه برابر $\hat{\theta}_{POL}$ =۲۹/۲ است. یعنی کشورهای با ریسک مالی بالاتر از ۲۹/۲ = $\hat{\theta}_{POL}$ کشورهای با رژیم ریسک مالی پائین و کشورهای کمتر از این عدد کشورهای با رژیم ریسک مالی بالا هستند. با در نظر گرفتن متغیر ریسک مالی به عنوان تابع انتقال ملایم آستانه‌ای، متغیرهای تولید ناخالص سرانه، نرخ امید به زندگی، نرخ باسوادی و درجه شهرنشینی به صورت افزایش ضریب و دارای اثر آستانه‌ای هستند و با کاهش ریسک مالی (افزایش شاخص به بالاتر از ۲۹/۲)، تأثیر آنها بر تقاضای سرانه بیمه زندگی افزایش می‌یابد. تغییر آستانه‌ای نرخ باسوادی بسیار ناچیز است که ممکن است به دلیل در نظر گرفتن نرخ ثبت نام (باسوادی) به‌عنوان شاخص جایگزین باشد. متغیر تورم به صورت کاهش ضریب دارای اثر آستانه‌ای است و تغییر رژیم به ریسک پائین‌تر حساسیت تقاضای بیمه زندگی به تورم را کاهش می‌دهد که نشان می‌دهد در شرایط با ریسک پائین بیمه به عنوان یک دارایی پایدار شناخته می‌شود. متغیر نرخ بهره در هر سه مدل دارای تأثیر معناداری بر تقاضای بیمه‌های زندگی نیست.

جدول ۸. برآورد مدل دو رژیمی با یک حد آستانه با تابع انتقال متغیر مستقل ریسک مالی

مدل / متغیر	برآورد قسمت خطی مدل رژیم اول		برآورد قسمت غیرخطی مدل		برآورد ضرایب در رژیم دوم	
	ضریب	آماره آزمون	ضریب	آماره آزمون	ضریب	آماره آزمون
LPCGDP	۵/۴۳۶	۳/۷۷۵*	۴/۱۵۶	۰/۸۰۲	۹/۵۹۲	۱/۵۸۳*
LFEEXP	۳/۰۸۷	۵/۳۰۹*	۴/۶۶۳	۰/۵۵۹	۷/۷۵۰	۷/۸۹۲*
INF	-۰/۶۴۶	-۱/۸۰۲**	۰/۰۹۲	۰/۱۲۵	-۰/۵۵۳	-۲۳/۰۷*
RIR	-۲/۹۲۳	-۱/۰۶۶	۲/۹۱۰	۰/۸۶۴	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۶
EDU	۴/۰۸۷	۱/۲۴۶	۰/۶۰۱	۰/۱۲۰	۴/۶۸۸	۲/۵۰۱*
URBANPOP	۱/۷۵۴	۱/۱۳۰	۲/۵۶۹	۱/۲۷۰	۴/۳۲۳	۱/۶۴۵**
برآورد پارامترهای غیرخطی در مدل ریسک مالی			θ_{FIN}	آماره آزمون	γ_{FIN}	آماره آزمون
			۲۹/۲	۱/۹۶۲**	۰/۰۴۹	۴/۱۰۶*

منبع: یافته‌های تحقیق (نشانه * و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد)



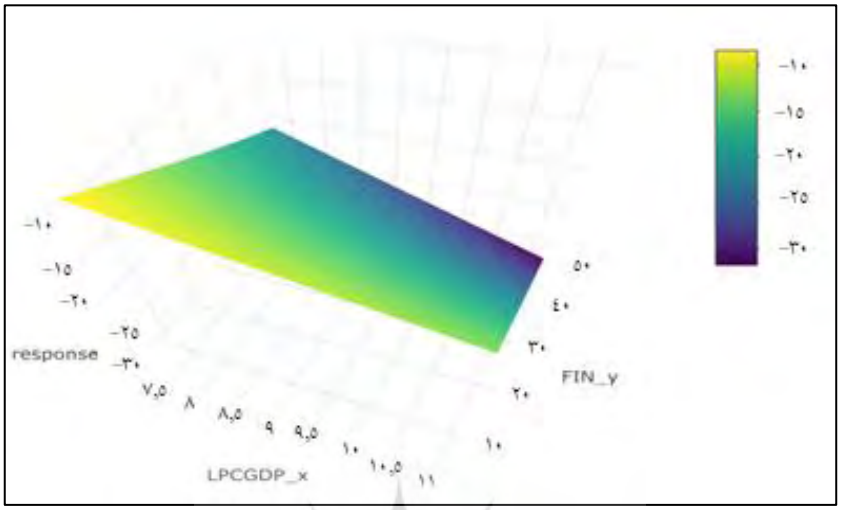
نمودار ۳. تابع انتقال ملایم برآوردی برای ریسک مالی

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۸) تابع انتقال ملایم برای متغیر ریسک مالی به شکل معادله (۷) برآورد می‌گردد. نمودار دو بُعدی (۳) نیز تابع انتقال ملایم برآوردی برای ریسک مالی را نشان می‌دهد.

$$\hat{g}(\mathrm{FIN}_{i,t};\ \gamma_{\mathrm{FIN}}, \theta_{\mathrm{FIN}}) = [1 + \exp\ (-۰/۰۴۹(\mathrm{FIN}_{i,t} - ۲۹/۲))]^{-1} \qquad (۷)$$

شکل سه بُعدی (۳) همان تصویر سه بُعدی نمودار (۳) است. اما اثر آستانه‌ای متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (روی محور افقی X) و نحوه انتقال ملایم این متغیر از رژیم با ریسک مالی پائین (نقطه شکست محور افقی Y $\hat{\theta}_{POL}$ =۲۹/۲ تعیین‌کننده نقطه تغییر رژیم است) به رژیم با ریسک مالی بالا را نشان می‌دهد. محور عمودی نیز مقادیر تابع واکنش است که از مقادیر مختلف ریسک مالی در تابع انتقال محاسبه می‌گردد. انحنای کم و تقریب خطی، منحنی به دلیل سرعت بسیار پائین انتقال بین دو رژیم $\hat{\gamma}_{POL}$ =۰/۰۴۹ است که به شکل یک تابع لاجیت با شیب بسیار ملایم برآورد شد.



شکل ۳. تابع واکنش متغیر انتقال ملایم برآوردی در فضای ریسک اقتصادی - تولید ناخالص

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. جمع‌بندی و پیشنهادها

این پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون پانل انتقال ملایم آستانه‌ای به ارزیابی اثر رژیم‌های مختلف ریسک‌های کلان سیاسی، اقتصادی و مالی در تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، نرخ امید به زندگی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، نرخ باسوادی و درجه شهرنشینی بر تقاضای سرانه بیمه زندگی در کشورهای منتخب خاورمیانه در دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۰ پرداخته است. نتایج برآوردی نشان داد حد آستانه مدل با ریسک‌های سیاسی، اقتصادی و مالی به ترتیب برابر ۷۳/۷۲، ۳۰/۰۰ و ۲۹/۲ و سرعت انتقال بین دو رژیم در مدل‌های یاد شده به ترتیب برابر ۶۰/۰۷، ۰/۳۶۸۵ و ۰/۰۴۹ است. بالاترین سرعت انتقال مربوط به ریسک سیاسی است که منجر به شکست منحنی لاجیت انتقال و رویه سه بعدی شده است. کمترین سرعت انتقال مربوط به ریسک مالی است که منجر به انحنای بسیار کم و تقریب به خطی تابع انتقال لاجیت شده است. نتایج برآوردی مدل‌های سه‌گانه بالا نشان می‌دهد نرخ بهره دارای اثر آستانه‌ای نیست و تاثیر معنی‌داری

بر سرانه بیمه زندگی ندارد که می‌تواند از عدم توسعه مالی بازارهای مالی، دخالت در بازار پول و تعیین دستوری نرخ بهره و دولتی بودن سیستم بانکی در کشورهای مورد تحلیل ناشی شود. در سطح مطالعه کشوری، پائین بودن سطوح برخی متغیرها مانند نرخ ثبت نام در مدارس (باسوادی)، نرخ شهرنشینی، امید به زندگی و نرخ حق بیمه در برخی کشورها مانند عراق، لبنان، مصر و عمان نسبت به میانگین جهانی، رشد این متغیرها باید تأثیر بیشتری بر متغیر وابسته نسبت کشورهای توسعه‌یافته داشته باشد و ضرایب بزرگ‌تر از سایر مطالعات انجام شده برای یک کشور خاص یا کشورهای توسعه‌یافته باشد. همچنین، اگر متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شدند ضرایب بسیار ملموس‌تر بود. اما مطالعات نشان می‌دهد که سطح متغیرها دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری است. در رژیم با ریسک مالی کمتر حساسیت تقاضای بیمه‌های زندگی به نرخ تورم کمتر است و بیمه زندگی به عنوان یک دارایی با بازدهی بلندمدت شناخته می‌شود. نتایج این پژوهش در تأثیر نرخ تورم بر تقاضای بیمه با مطالعه مومنی و همکاران (۱۳۹۲)، صحت (۱۳۹۰) و پیکارجو و همکارن (۱۳۹۰) مطابقت دارد. تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه و امید به زندگی نیز در هر سه مدل دارای اثر آستانه‌ای است که با نتیجه مطالعه دهقانی و شیخ رضایی (۱۳۹۶)، رضازاده و همکاران (۱۳۹۷) و کانروتر و پاولتی (۲۰۱۹) همخوانی دارد. در رژیم با ریسک سیاسی و مالی کمتر، حساسیت تقاضای بیمه زندگی نسبت به شهرنشینی بیشتر است که با نتیجه مطالعه صحت (۱۳۹۰) و پیکارجو و همکاران (۱۳۹۰) منطبق است. نرخ ثبت نام (باسوادی) نیز در رژیم با ریسک مالی کمتری، تأثیر جزئی بیشتری بر تقاضای بیمه زندگی دارد که با نتیجه مطالعه مومنی و همکاران (۱۳۹۱)، صحت (۱۳۹۰) و لی (۲۰۰۸) مطابقت دارد. مقایسه ضرایب این پژوهش با سایر مطالعات مانند لی و همکاران (۲۰۱۳) نشان می‌دهد به دلیل واریانس بالای داده‌ها در کشورهای خاورمیانه، اندازه ضرایب این مطالعه با پژوهش لی و همکاران (۲۰۱۳) تفاوت دارد. ضرایب متغیرها در مطالعه پیکارجو و همکاران (۱۳۹۲) و صفرزاده و جعفری (۱۳۹۲) نیز به مراتب بزرگ‌تر و نزدیک به ضرایب این پژوهش

بودند. به این ترتیب با توجه به نتایج برآوردی توابع انتقال و سرعت انتقال، پیشنهاد می‌گردد دولت‌ها در کشورهای مورد مطالعه به کاهش ریسک سیاسی بیشترین توجه را داشته باشند. همچنین با توجه به این‌که متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه و امید به زندگی در هر سه سطوح ریسک دارای اثر آستانه‌ای هستند، پیشنهاد می‌گردد کشورهای مورد مطالعه با تمرکز بر کاهش ریسک‌های سیاسی، اقتصاد و مالی در جهت تحول صنعت بیمه گام بردارند. نتایج این پژوهش با مطالعه شهبازی و سالکی (۱۳۹۷) منطبق است که نشان داد بین بیمه‌های زندگی و رشد اقتصادی در ایران اثر آستانه‌ای وجود دارد. همچنین عدم اثرات آستانه‌ای و معنادار نرخ بهره حقیقی در مدل‌های سه‌گانه نشان می‌دهد این متغیر در کشورهای مورد بررسی روند طبیعی خود را طی نمی‌نماید. زیرا طبق مطالعه فین و همکاران (۲۰۱۱) در کشورهای توسعه‌یافته این متغیر بر تقاضای بیمه تأثیر معناداری دارد. اما در کشورهای با عمق کم بازار پول و سرمایه، صنعت بانکداری دولتی و دستوری بودن نرخ بهره، بازدهی صنعت بیمه نمی‌تواند به خریداران بیمه‌های زندگی علامت درست ارسال کند که در نهایت به کاهش تقاضا برای بیمه‌های زندگی منجر شده است. به این ترتیب پیشنهاد می‌گردد توسعه بازارهای پولی و مالی به منظور تعیین نرخ بهره حقیقی طبیعی در دستور کار قرار گیرد. همچنین نرخ تورم به دلیل تغییر ترجیحات پولی بر تقاضای بیمه زندگی در کشورهای منتخب خاورمیانه تأثیر منفی دارد که پیشنهاد می‌گردد با افزایش استقلال بانک مرکزی و اتخاذ سیاست‌های پولی منسجم، نرخ تورم کنترل گردد. در نهایت، پیشنهاد می‌گردد کشورهای منتخب نسبت به کاهش پارامترهای دخیل در افزایش ریسک‌های سیاسی، اقتصاد و مالی مورد اشاره شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری اقدام نمایند تا ریسک سرمایه‌گذاری در بیمه زندگی کاهش یابد. برای مطالعات آتی نیز پیشنهاد می‌گردد، مدل فوق برای بیمه‌های غیرزندگی برآورد و نتایج با این مطالعه مقایسه شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان در آماده سازی این مقاله مشارکت کرده‌اند.

تعارض منافع

بنا به اظهار نویسندگان، در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت

طبق تعهد نویسندگان، حق کپی‌راست (CC) رعایت شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع:

پیکارجو، کامبیز.، غفاری، فرهاد و شاهانی، فهیمه. (۱۳۹۰). اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه عمر در کشورهای منطقه منا، *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۲(۵): ۵۲-۱۹.

حسن‌زاده، علی و کاظم‌نژاد، مهدی. (۱۳۸۷). مروری بر نقش بیمه در اقتصاد و بازار سرمایه ایران و برخی از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته. *فصلنامه صنعت بیمه*، ۲۳(۳): ۲۳۱-۲۶۹.

دهقانی، علی و شیخ رضایی، نیلوفر. (۱۳۹۶). شاخص ریسک‌های کشوری بر تقاضای بیمه‌های بازرگانی (مطالعهٔ موردی کشورهای حوزهٔ منا). *پژوهشنامه اقتصاد و کسب‌وکار*، ۸(۱۶): ۱۵-۳۱.

رضازاده، علی.، شکری، توحید.، ایمان‌زاده، مهسا و خداوردی‌زاده، صابر. (۱۳۹۷). اثر آستانه‌ای تولید ناخالص داخلی واقعی بر توسعه بیمه زندگی ایران: رویکرد غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم. *پژوهشنامه بیمه*، ۳۳(۳): ۲۲-۱.

شهبازی، کیومرث و سالکی، ژیلا. (۱۳۹۷). تأثیر غیرخطی ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، ۱۸(۴): ۶۳-۳۱.

صباحی، احمد و فلاح، محمد. (۱۳۸۸). تحلیل پوششی داده‌ها، روشی برای تخمین ظرفیت تولید (مورد مطالعاتی صنعت بیمه). *پژهشنامه اقتصادی*، ۹(۱): ۲۳۸-۲۰۵.

صحت، سعید. (۱۳۹۰). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بیمه عمر. چهاردهمین کنفرانس بیمه و توسعه بیمه‌های عمر، تهران، ایران.

صفدریان، سعید.، یحیی‌آبادی، ابوالفضل و هرتمنی، امیر. (۱۳۹۱). تحلیل رابطه جمعیت شاغل و تقاضای بیمه عمر در ایران (۱۳۸۸-۱۳۴۸). *دوفصلنامه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۱(۲): ۱۱۷-۱۳۱.

صفرزاده، اسماعیل و جعفری، هدی. (۱۳۹۲). ارتباط غیرخطی بین ضریب نفوذ بیمه و درآمد سرانه. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۷(۴): ۷۰-۵۳.

عباسی، ابراهیم و درخشیده، سمانه. (۱۳۹۱). عوامل‌مؤثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران. *پژوهشنامه بیمه*، ۲۷(۲): ۲۴-۱.

مؤمنی‌وصالیان، هوشنگ.، دقیقی اصلی، علیرضا و آل احمدی، ابتسام. (۱۳۹۲). اثر تورم بر

بیمه‌های عمر و راهکارهای خنثی‌سازی آن. *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۷(۲۳): ۵۹-۳۱.

یدالله‌زاده طبری، ناصر علی و شاهرخی صحنه، مجید. (۱۳۹۴). بررسی رابطه ریسک‌گریزی و تقاضای بیمه عمر. دومین کنفرانس اقتصاد و مدیریت کاربردی با رویکرد ملی.
https://www.civilica.com/Paper-TOROUD02-TOROUD02_097.htm

Aseervatham, V., Jaspersen, J. G. & Richter, A. (2015). The affection effect in an incentive compatible insurance demand experiment. *Economics Letters*, 131: 37-34.

Browne, M. J. & Kim, K. (1993). An international analysis of life insurance demand. *Journal of Risk and Insurance*, 64(4): 616–634.

Chen, P.F., Lee, C. & Lee, C.F. (2012). How does the development of the life insurance market affect economic growth? Some international evidence. *Journal of International Development*, 24(7): 865–893.

Feyen, E., Lester, R. & Rocha, R. (2011). What drives the development of the insurance sector? An empirical analysis based on a panel of developed and developing countries. *The World Bank, Policy Research Working Paper* 5572.

kunreuther, h & pauly, M. (2019). Dynamic insurance decision-making for rare events: The role of emotions. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice, Palgrave Macmillan; The Geneva Association*, 43(2): 335-355.

Lee, C.C., Lee, C.C. & Chiu, Y.B. (2013). The link between life insurance activities and economic growth: some new evidence. *Journal of International Money and Finance*, 32(C), 405–427.

Lewis, F. D. (1989). Dependents and the demand for life insurance. *American Economic Review*, 79(3): 452-467.

Li, M. (2008). Factors influencing houshold's demand of life insurance. https://mospace.umsystem.edu/xmlui/bitstream/handle/10355/5724/research.pdf?sequence=3.

Liu, Z., & Yang, Y. (2021). Uncertain insurance risk process with multiple classes of claims. *Journal of Ambient Intelligence and Humanized Computing*, 12(2): 7685–7702.

Madheswaran, S. & Sen, S. (2008). An analysis of life insurance demand determinants for selected Asian economies and India. *Asia- Pacific Journal of Risk and Insurance*, 2(2); 1-26.

Mitra, D. & Ghosh, A. (2010). Determinant of life insurance demand in India in the post economic reform era (1991-2008). *International Journal of Business Management, Economics and Information Technology*, 2(1):19-36.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(51): 653-670.

Yarri, M. (1965). Uncertain lifeti me, life insurance and the theory of the consumer. *Review of economic studies*, 32(2): 137-150.