Journal of Population Association of Iran, Vol.19, No.37, Spring & Summer 2024

Original Research Article

The Impact of Using Iran Life Table on the Present Value of Future Loss of Life Insurance Portfolio

Mahboubeh Aalaei[1]*, Fatemeh Atatalab[2]

Abstract

Insurance companies need several assumptions to calculate premiums for life insurance products. One of these assumptions is a life table. Since 1400, insurance companies were required to use Iran's life table for calculating life insurance premiums, which was designed based on Iran's demographic information. B, and before that, the French life table was used for this purpose. In this article, using various variables, the impact of changing the life table from the France life table to the Iran life table on the current value of the future loss of the life insurance products portfolio is carried out, analyzed, and compared. In addition, the calculations will be calculated and analyzed both for insureds with standard health risk and for insureds who have substandard health status. According to the findings of the article, in general, the insurance company makes a profit from providing a portfolio of standard insurance policies and a loss from providing a portfolio of substandard insurance policies. If the insurance company uses the France life table, then it will have more profit for standard policies and less loss for substandard policies compared to the Iran life table.

Keywords: Life table, Adjustment multiplier, Present Value, Future loss, Life insurance.

Received: 2024-04-13 Accepted: 2024-05-16

1. Assistant Professor, Personal insurance Department, Insurance Research Center, Tehran, Iran (Corresponding Author); aalaei@irc.ac.ir

2. PhD of Actuarial Science, Research and Training Department, Insurance Research Center, Tehran, Iran; f_atatalab@sbu.ac.ir

E-ISSN: 2008-3742 / © Population Association of Iran. This is an open access article under the CC BY 4.0 License (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

DOI: https://doi.org/10.22034/jpai.2024.2026405.1344

Extended Abstract

Introduction

Insurance companies use the sophisticated actuarial tools and data sources to accurately design and price life insurance products. One component of this complex process is the life table. The life tables are used to calculate the mortality probabilities needed in the calculation of life insurance contract premiums, the calculation of long-term reserves and obligations of insurance companies. Since these contracts are long-term in nature, the use of an appropriate life table that reflects the experience of mortality It is very important for the population to be insured.

In this article, using the simulation of different variables, the impact of the change of the life table in 2021 from the France life table to the Iran life table is investigated on the present value of the future loss of the portfolio of whole life insurance products.

Methods and Data

In this study, the research method is quantitative and secondary data analysis. The native life table has been used since 2021 by the insurance industry supervisory body, Central Insurance of the Islamic Republic of Iran, to insurance companies. In addition, calculations for the France life table (TD8890), which was used by insurance companies before the issuance of the Iran table, were also performed and the results of both tables were compared.

It should be noted that in this study, the 5-year survival rate of insured people with different cancers that werewas reported in the American Cancer Society (2023) based on the information of people who were diagnosed with cancer in the United States between 2012 and 2018 and in the article Nemati et al. (2022) was calculated and used based on the information of people who were diagnosed with cancer in Iran between 2014 and 2015.

Findings

Suppose the insured has combined skin cancer, which according to the American Cancer Society (2023), the 5-year relative survival rate is 93%. Considering that in

Iran's life table, P_{65} = 0.9040, the one-year mortality rate increases by this factor, which is represented by ρ_1, which and is obtained 0.70 by setting

$$\prod_{t=0}^{4}[1-(1+\rho_1)q_{65+t}]$$

equals to 0.93 × 0.9040. Therefore, the coefficient β will be equal to β=0.70 + 1=1.70. In Table 1, the adjustment coefficient of the probability of death β for the insured with different cancers of the combined type has been calculated based on the report of the American Cancer Society (2023) and Nemati et al. (2022).

Table1- ***Calculation of the adjustment coefficient of mortality probabilities for the insured with different cancers in Iran and the United States***

Cancer type	US		Iran	
	Adjustment multiplier β	5 year relative survival rate (%)	Adjustment multiplier β	5 year relative survival rate (%)
Esophageal	14.1	21	13.1	24
Colon	5.3	63	6.5	55
Skin(Melanoma)	1.6	94	7.7	48
Bladder	3.5	77	4.4	70

It can be seen that the lower the survival rate, the higher the mortality probability adjustment coefficient. Table 2 shows the estimated mean present value of future losses for a portfolio of n whole life insurance policies, all with annual premiums, for both standard risk and substandard risk insureds.

The research findings show that for the portfolio consisting of the insured with standard risk, the estimate of the mean present value of the future loss for both the life tables of Iran and France has obtained a negative value, which indicates the profit of the insurance company from the portfolio of insurance policies. In addition, the absolute value of the mean present value of the future loss estimated based on the France life table is higher than the Iran life table. In other words, using the France life table will bring more profit to the insurance company.

Meanwhile, in the portfolio including insured persons with non-standard risk, the average present value of future loss for both life tables of Iran and France is a positive

value, which shows that the insurance company has lost from this portfolio of insurance policies. In addition, the average present value of the future loss estimated based on France's life table is lower than Iran's life table.. In other words, the insurance company will have less loss if using the France life table.

Table 2- Estimation of the average present value of future loss for a portfolio consisting of n whole life insurance policies with annual premiums for standard and substandard risk.

	n	Life table	$\overline{l}$	S_l	95% confidence interval
Standard risk	5000	Iran	-6.084×10^{6}	1.434×10^{8}	$[-1.005\times10^{7},-2.109\times10^{6}]$
		France	-1.350×10^{7}	1.710×10^{8}	$[-1.824\times10^{7},-8.764\times10^{6}]$
	10000	Iran	-7.846×10^{6}	1.415×10^{8}	$[-1.062\times10^{7},-5.071\times10^{6}]$
		France	-1.058×10^{7}	1.754×10^{8}	$[-1.402\times10^{7},-7.150\times10^{6}]$
	100000	Iran	-7.957×10^{6}	1.450×10^{8}	$[-8.856\times10^{6},-7.058\times10^{6}]$
		France	-1.160×10^{7}	1.749×10^{8}	$[-1.268\times10^{7},-1.051\times10^{7}]$
SubStandard risk	5000	Iran	4.076×10^{8}	5.654×10^{8}	$[3.919\times10^{8}, 4.232\times10^{8}]$
		France	4.151×10^{8}	5.641×10^{8}	$[3.995\times10^{8}, 4.308\times10^{8}]$
	10000	Iran	4.121×10^{8}	5.657×10^{8}	$[4.010\times10^{8}, 4.232\times10^{8}]$
		France	3.996×10^{8}	5.685×10^{8}	$[3.885\times10^{8}, 4.107\times10^{8}]$
	100000	Iran	4.131×10^{8}	5.600×10^{8}	$[4.097\times10^{8}, 4.166\times10^{8}]$
		France	3.984×10^{8}	5.654×10^{8}	$[3.949\times10^{8}, 4.019\times10^{8}]$

Conclusion and Discussion

Estimation of the average present value of future losses of simulated whole life insurance policy portfolios was carried out for policyholders with standard and substandard health risks. The obtained results showed that, in general, the insurance company made a profit from offering a portfolio of standard insurance policies and a loss from offering a portfolio of substandard insurance policies. The company's current profit and loss from the sale of this number of insurance policies is are different for the Iran table and the France table. In other words, the profit of the insurance company from the sale of the portfolio with standard whole life insurance policies based on the life table is more than the Iran life table. Meanwhile, the loss of

the insurance company from the sale of the portfolio of insured with substandard risk is lower for France's life table than for Iran's life table of. Considering the difference between the current profit and loss calculated by the Iran table and the France table, the necessity of using the native table prepared based on the demographic information of the country became more clearer.

Citation:

Aalaei, M., Atatalab, F. (2024), The Impact of Using Iran Life Table on the Present Value of Future Loss of Life Insurances Portfolio, *Journal of Population Association of Iran*, *19*(37), 217-248. https://doi.org/10.22034/jpai.2024.2026405.1344

ارجاع:

اعلائی، محبوبه، عطاطلب، فاطمه (۱۴۰۳). تأثیر استفاده از جدول عمر بومی بر ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی بیمه‌های زندگي، نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران، ۱۹(۳۷)، ۲۴۸-۲۱۷.
https://doi.org/10.22034/jpai.2024.2026405.1344

نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران، سال نوزدهم، شماره ۳۷، بهار و تابستان ۱۴۰۳، ۲۴۸-۲۱۷

مقاله پژوهشی

تأثیر استفاده از جدول عمر بومی بر ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی بیمه‌های زندگی

محبوبه اعلائی[1*]، فاطمه عطاطلب[2]

چکیده

شرکت‌های بیمه برای محاسبه حق بیمه انواع محصولات بیمه عمر، به مفروضات متعددی نیاز دارند. یکی از این مفروضات، جدول عمری است که مبتنی بر داده‌های جمعیتی آن کشور باشد. از سال ۱۴۰۰، شرکت‌های بیمه ملزم شدند جدول عمر ایران را که براساس اطلاعات جمعیتی کشور طراحی شده است، برای محاسبه حق بیمه محصولات بیمه زندگی به کار بگیرند. قبل از تدوین این جدول، از جدول عمر فرانسه برای محاسبات بیمه‌ای انواع محصولات بیمه زندگی استفاده می‌شد. در این مقاله با استفاده از شبیه‌سازی متغیرهای مختلف، تاثیر تغییر جدول عمر از جدول عمر فرانسه به جدول عمر ایران بر ارزش فعلی زیان آتی پورتفوی محصولات بیمه زندگی بررسی می‌شود. علاوه بر این، محاسبات هم برای بیمه‌شدگان دارای ریسک سلامتی استاندارد و هم برای افرادی که از نظر سلامتی دارای مشکلاتی هستند محاسبه و تحلیل خواهد شد. براساس یافته‌های مقاله، به‌طور کلی، شرکت بیمه با ارائه پورتفوی بیمه‌نامه‌های استاندارد سود و با ارائه پورتفوی بیمه‌نامه‌های غیراستاندارد زیان می‌کند. اگر شرکت بیمه از جدول عمر فرانسه استفاده کند، آنگاه نسبت به جدول عمر ایران سود بیشتری برای بیمه‌نامه‌های استاندارد و زیان کمتری برای بیمه‌نامه‌های غیراستاندارد خواهد داشت.

واژگان کلیدی: جدول عمر، ضرایب تعدیل، ارزش فعلی، زیان آتی، بیمه زندگی.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۲۷

۱ . استادیار پژوهشکده بیمه، تهران، ایران (نویسنده مسئول) aalaei@irc.ac.ir

۲ . دکترای بیم‌سنجی، اداره امور آموزشی و پژوهشی، پژوهشکده بیمه، تهران، ایران؛ f_atatalab@sbu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22034/jpai.2024.2026405.1344

مقدمه و بیان مسئله

بیمه زندگی جزء حیاتی برنامه‌ریزی مالی برای افراد و خانواده‌ها است. با وجود گسترش روزافزون محصولات بیمه زندگی در کشورهای مختلف جهان، توسعه این محصولات هنوز در ایران قابل قبول نیست. میانگین ضریب نفوذ بیمه در جهان ٦/٨ است که از این میزان، ضریب نفوذ بیمه زندگی ۲/۸ می‌باشد. درحالی‌که ضریب نفوذ بیمه در ایران ۱/۸ است که از این میزان، ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی ۰/۳ می‌باشد (دفتر برنامه‌ریزی و امور فنی بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ١٤٠٢). بنابراین می‌توان گفت در کشور تقاضای کمی برای بیمه‌های زندگی وجود دارد. در کنار عوامل کلان اقتصادی مانند تورم و وجود ابزارهای جایگزین سرمایه‌گذاری، ضعف دانش مورد نیاز در محاسبات اکچوئری و همچنین فقدان مفروضات مورد نیاز برای انجام محاسبات اکچوئری بیمه‌های زندگی از جمله محاسبه حق بیمه، سرمایه فوت، ارزش بازخرید و ذخائر ریاضی، می‌تواند از دلایل مهم عدم ارائه محصولات متنوع و متناسب با نیاز مشتریان و همچنین عدم اطمینان‌بخشی به مشتریان در ایفای تعهدات و در نتیجه عدم توسعه آن باشد (اعلائی، ١٤٠٢).

شرکت‌های بیمه از مجموعه‌ای از ابزارهای اکچوئری پیچیده و منابع داده برای طراحی و قیمت‌گذاری دقیق محصولات بیمه عمر استفاده می‌کنند. یکی از محورهای این فرآیند پیچیده، جدول عمر بومی است. جداول عمر بستر تجزیه و تحلیل مرگ‌ومیر است و نرخ‌های دقیق مرگ‌ومیر را براساس سن، جنسیت و گاهاً سایر متغیرهای مهم جمعیت‌شناختی در یک جمعیت مشخص ارائه می‌دهد. این جداول که از داده‌های تاریخی گسترده مرگ‌ومیر استخراج می‌شوند، بستری را تشکیل می‌دهند که بیمه‌گران استراتژی‌های خود را برای قیمت‌گذاری و مدیریت محصولات بیمه عمر براساس آن می‌سازند (OECD, 2014).

با توجه به اینکه از جداول عمر برای محاسبه احتمالات مرگ‌ومیر مورد نیاز در محاسبه حق بیمه قراردادهای بیمه زندگی، محاسبه ذخایر و تعهدات بلندمدت شرکت‌های بیمه استفاده

می‌شود و این قراردادها ماهیتاً بلندمدت هستند، استفاده از جدول عمر مناسب که منعکس‌کننده تجربه مرگ‌ومیر جمعیت بیمه‌شده باشد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (اعلائی، ۱٤۰۱).

شرکت‌های بیمه بر پرتفوهای بزرگی شامل مجموعه‌ای از بیمه‌نامه‌ها که طیف متنوعی از افراد را پوشش می‌دهد نظارت می‌کنند. جدول عمر نقشی محوری در هماهنگ کردن این پرتفوها، هماهنگ کردن آن‌ها با توجه به سن و توزیع جمعیتی ایفا می‌کند (Lee & Carter, 1992). همچنین نهادهای نظارتی دستورالعمل‌های دقیقی را بر بیمه‌گران تحمیل می‌کنند و حداقل سطوح ذخیره را برای اطمینان از آمادگی آن‌ها برای انجام تعهدات خود در قبال بیمه‌گذاران الزامی می‌کنند. جداول عمر ملی به‌عنوان ابزاری در تعیین این ذخایر ظاهر می‌شوند. به‌عنوان مثال، در ایالات متحده، انجمن ملی ناظران بیمه‌ای[1] (NAIC) قانون ارزش‌گذاری استاندارد را ابلاغ می‌کند و حداقل ذخایر لازم را که بیمه‌گذاران باید حفظ کنند، مشروط به استفاده از آخرین داده‌های مرگ‌ومیر مقرر می‌کند (NAIC, 2010).

علاوه بر این، شرکت‌های بیمه از تکنیک‌های مدل‌سازی پیشرفته برای شبیه‌سازی سناریوهای متنوع استفاده می‌کنند و تأثیر بالقوه آن‌ها را بر پرتفوی خود ارزیابی می‌کنند. این مدل‌ها داده‌های جدول عمر ملی را در کنار سایر متغیرهای جمعیتی و مالی ترکیب می‌کنند و به بیمه‌گران توانایی تصمیم‌گیری بهتر و منطقی‌تر در مورد ترکیب پرتفوی را می‌دهند. لازم به ذکر است که قراردادهای مختلف فروخته شده ممکن است برای شرکت سود و یا زیان ایجاد کنند. درحالی‌که براساس اصل تعادل انتظار می‌رود سود حاصل از قرارداد صفر باشد، رخدادهای واقعی موجب ایجاد یک سود یا زیان می‌شوند (Dickson et al., 2019).

در این مقاله نیز با استفاده از شبیه‌سازی متغیرهای مختلف، تاثیر تغییر جدول عمر از جدول عمر فرانسه[2] به جدول عمر ایران[3] که در سال ۱٤۰۰ توسط نهاد ناظر صنعت بیمه، بیمه مرکزی،

1 National Association of Insurance Commissioners
2 TD8890
3 ILT1400

برای استفاده به همه شرکت‌های بیمه ابلاغ شد بر ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه تمام عمر بررسی می‌شود. قابل ذکر است که در کشور ایران، به منظور در نظر گرفتن تغییرات جمعیتی، طبق آیین نامه شماره ٦٨ شورای عالی بیمه، بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران موظف است حداقل هر پنج سال یک بار جدول عمر اعلام شده را به‌روزرسانی نماید. با تدوین جدول عمر بومی، احتمالات مرگ‌ومیر نیز دستخوش تغییر می‌شوند و بنابراین میزان سود و زیان محاسبه شده برای پرتفوی انواع بیمه‌های زندگی نیز تغییر خواهند کرد که در این مقاله به بررسی میزان این تغییرات بر پرتفوی شامل بیمه‌نامه‌های تمام عمر خواهیم پرداخت.

علاوه بر این، در محاسبه حق بیمه، به صورت پیش‌فرض سلامت بیمه‌شده در وضعیت استاندارد در نظر گرفته می‌شود. در صورتی که فرد دارای وضعیت سلامتی خاصی باشد، مثلاً به بیماری سرطان مبتلا باشد، احتمالات مرگ‌ومیر و بقا و همچنین امید زندگی متفاوتی نسبت به حالت استاندارد خواهد داشت (Aalaei, 2022؛ اعلائی و همکاران، ١٤٠٢). به این منظور ضریب تعدیلی برای احتمالات مرگ‌ومیر در نظر گرفته می‌شود که حق بیمه نیز براساس آن تعدیل خواهد شد و بنابراین ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی نیز تحت تاثیر قرار خواهد گرفت. بنابراین، سوال اصلی تحقیق این است که آیا استفاده از جدول عمر بومی بر ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی برای بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و غیراستاندارد تاثیرگذار خواهد بود؟ به منظور پاسخ به این سوال، حق بیمه استاندارد و تعدیل شده انواع محصولات بیمه زندگی براساس جداول عمر ایران و فرانسه محاسبه شده است. همچنین طول عمر آتی افراد با توجه به احتمالات مرگ‌ومیر استاندارد و تعدیل شده شبیه‌سازی شده و بر این اساس زمان پرداخت مزایای فوت مشخص شده است. بنابراین می‌توان میزان ارزش فعلی زیان آتی هر بیمه‌نامه را مشخص و در نتیجه میزان ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی برای بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و غیراستاندارد را محاسبه و تحلیل کرد.

چارچوب نظری و مفاهیم پایه

در ادامه، مفهوم اصل تعادل و نحوه محاسبه حق بیمه خالص یکجا و سالانه بیمه‌های زندگی با به کار گرفتن این اصل بیان شده است. علاوه بر این، مفاهیم احتمالات مرگ‌ومیر و بقای تعدیل شده توضیح داده شده است.

۱) اصل تعادل: قیمت‌گذاری محصولات بیمه‌ای یا به اصطلاح تعیین حق بیمه یکی از مهم‌ترین مسائلی است که شرکت‌های بیمه با آن مواجه‌اند. در حالت کلی، حق‌بیمه به گونه‌ای تعیین می‌شود که مقدار مورد انتظار زیان آتی در لحظه شروع قرارداد صفر باشد که به اصل تعادل شهرت دارد. به‌عبارت دیگر، ارزش فعلی زیان آتی طبق (Dickson et al., 2019) تفاضل ارزش فعلی تعهدات بیمه‌گر (که در اینجا سرمایه فوت است) و تعهدات بیمه‌گذار (که مقدار حق‌بیمه پرداختی است) محاسبه می‌شود که انتظار می‌رود در لحظه شروع قرارداد صفر باشد.

طبق اصل تعادل، حق‌بیمه خالص طوری تعیین می‌شود که در شروع قرارداد مقدار مورد انتظار زیان آتی صفر باشد. بنابراین، طبق این اصل مقدار حال مورد انتظار (EPV) مزایای بیمه‌نامه با مقدار حال مورد انتظار درآمد حق‌بیمه خالص برابر است.

EPV حق بیمه خالص = EPV مزایای بیمه‌نامه

اصل تعادل، یک اصل متداول برای محاسبه حق‌بیمه در بیمه زندگی سنتی است. برای محاسبه حق‌بیمه یکجا در زمان شروع قرارداد، کافیست سمت چپ معادله را در نظر بگیریم ولی برای محاسبه حق‌بیمه سالانه، هر دو طرف این معادله را باید محاسبه کنیم.

اصل تعادل به روشنی اجازه نمی‌دهد که شرکت بیمه سودی داشته باشد. از طرف دیگر لازم است که قراردادها به اندازه کافی سودآور باشند تا بتوان سود قابل قبولی را به سهامداران پرداخت کرد. در قراردادهای سنتی اغلب سود یا زیانی ضمنی از محل تفاوت فرض‌های ارزیابی با شرایط واقعی حاصل می‌شود. در واقع رخدادهای واقعی موجب ایجاد سود یا زیان

می‌شوند. بنابراین لازم است منابعی که در قراردادهای بیمه نامشخص و در طول زمان دارای نوسان هستند شناسایی شوند و به دقت مورد مطالعه قرار گیرند.

۲) حق بیمه یکجا و سالانه: در قرارداد بیمه تمام عمر، در صورتی‌که بیمه شده x ساله فوت کند در پایان سال فوت، B واحد سرمایه توسط شرکت بیمه به ذینفعان پرداخت می‌شود و در غیر این صورت هیچ مبلغی پرداخت نمی‌شود. در صورتی که آخرین سال در جدول عمر w باشد آنگاه حق بیمه یکجای استاندارد به صورت زیر محاسبه می‌شود (اعلائی، ۱۴۰۰؛ سوری و همکاران، ۱۳۹۵؛ Dickson et al., 2019; de Andrés-Sánchez & González-Vila Puchades 2012, 2017):

$$SP = B \sum_{r=1}^{w-x} d_r \, {}_{r-1|}q_x, \qquad (۱)$$

که d_r عامل تنزیل و ${}_{r|}q_x$ احتمال اینکه بیمه شده x ساله در r اُمین سال فوت کند است. برای محاسبه حق بیمه سالانه استاندارد AP فرمول زیر را خواهیم داشت:

$$AP \times \sum_{r=0}^{w-x} d_r \, {}_kp_x = SP$$

در نتیجه حق بیمه سالانه استاندارد با فرمول زیر محاسبه خواهد شد:

$$AP = \frac{SP}{\sum_{r=0}^{w-x} d_r \, {}_kp_x}$$

احتمال مرگ‌ومیر شرطی در رابطه (۱) را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$${}_{r-1|}q_x = {}_{r-1}p_x q_{x+r-1} \qquad (۲)$$

بنابراین برای محاسبه حق بیمه برای بیمه‌شدگان دارای ریسک سلامتی استاندارد، احتمالات مرگ‌ومیر و بقا براساس جدول عمر محاسبه و مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳) احتمالات مرگ‌ومیر تعدیل شده: برای بیمه‌شدگانی که از نظر سلامتی دارای مشکل هستند بررسی‌های لازم توسط ارزیاب وضعیت سلامتی[1] (MU) انجام و میزان تفاوت احتمالات مرگ‌ومیر متقاضی با وضعیت استاندارد مشخص می‌شود. اگر q_x احتمال مرگ‌ومیر بیمه‌شده‌ای با سن x قبل از رسیدن به سن $x+1$ با وضعیت سلامتی استاندارد و q^*_x همتای تعدیل شده آن برای فردی با وضعیت سلامتی غیراستاندارد باشد، می‌توان روابط زیر را در نظر گرفت:

$$q^*_x = \alpha + \beta q_x \qquad (۳)$$

$$q^*_x = q_{x+k} \qquad (٤)$$

احتمال مرگ ومیر تعدیل شده q^*_x در رابطه (۳) یک تابع خطی از احتمال استاندارد q_x است. به‌عبارت دیگر احتمالات مرگ‌ومیر استاندارد با استفاده از ضریب β که ضریب مرگ‌ومیر[2] یا ضریب تعدیل نامیده می‌شود با وضعیت سلامتی فرد تطبیق پیدا کرده است به همین ترتیب، q^*_x در رابطه (٤) به نحوی محاسبه می‌شود که وضعیت سلامتی این فرد با یک فرد دارای سلامتی استاندارد در سن $x+k$ مطابقت داشته باشد.

طبق تحقیقات انجام شده توسط بروکت[3] و همکاران (۲۰۱۳)، دولان[4] (۲۰۲۰) و ژو[5] (۲۰۲۰)، ارزیابان وضعیت، معمولاً رابطه (۳) با $\alpha = 0$ و $\beta = 1 + \gamma$ را استفاده می‌کنند که γ میزان افزایش مرگ‌ومیر ناشی از وضعیت شخصی بیمه‌شده از نظر سلامتی و سبک زندگی را بیان می‌کند و عواملی مانند فشار خون بالا، مصرف منظم الکل یا سابقه خانوادگی ابتلا به بیماری‌ها، سبک زندگی فعال یا توام با ریسک در محاسبه آن نقش دارند. به‌عبارت دیگر γ در صورت شناسایی مؤلفه‌های منفی افزایش و در صورت شناسایی مؤلفه‌های مثبت کاهش می‌یابد.

---

1 Medical underwriters
2 Mortality multiplier
3 Brockett
4 Dolan
5 Xu

بنابراین می‌توان $\gamma = \sum_{j=1}^{m} \rho_j$ در نظر گرفت که ρ_j ها عوامل مثبت یا منفی در زندگی بیمه‌شده حاصل از ارزیابی انجام شده هستند. بنابراین، رابطه (۳) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$q_x^* = \beta q_x = (1 + \sum_{j=1}^{m} \rho_j) q_x \qquad (۵)$$

و چون $0 \le q_x^* \le 1$ پس باید $-1 \le \sum_{j=1}^{m} \rho_j \le \frac{1}{q_x} - 1$ برقرار باشد. برای اطمینان از این موضوع، ژو (۲۰۲۰)، دی‌آندرز–سانچز و گونزالز–ویلا پوچادس (۲۰۲۱)، اعلائی و ابراهیم‌نژاد[1] (۲۰۲٤) به جای رابطه (۵)، رابطه زیر را پیشنهاد کرده‌اند:

$$q_{x+t}^* = min\{1, (1 + \sum_{j=1}^{m} \rho_j) q_{x+t}\},\ t = 1,2,3 \dots, \omega - x \qquad (٦)$$

بنابراین می‌توان احتمال تعدیل شده بقای بیمه‌شده x ساله به مدت k سال را با استفاده از رابطه (٦) به صورت زیر بدست آورد:

$${}_kP_x^* = \prod_{t=0}^{k-1} (1 - q_{x+t}^*) \qquad (۷)$$

بنابراین ${}_{r-1|}q_x^*$ در فرمول (۲) برای بیمه‌شده دارای ریسک غیراستاندارد با رابطه زیر محاسبه خواهد شد:

$${}_{r-1|}q_x^* = {}_{r-1}P_x^* \times q_{x+r-1}^* = q_{x+r-1}^* \times \prod_{t=0}^{r-2} (1 - q_{x+t}^*) \qquad (۸)$$

پیشینه تحقیق

تنها دو مطالعه داخلی در زمینه تاثیر استفاده از جداول عمر در محاسبات بیمه زندگی یافت شد که در ادامه به آن اشاره می‌شود:

سوری و همکاران (۱۳۹۵) در طرح پژوهشی با عنوان «تدوین جداول زندگی مردان و زنان سال ۱۳۹۱ کشور به تفکیک شهری و روستایی و کاربرد آن در محاسبه حق بیمه انواع قراردادهای بیمه زندگی» به تدوین جداول عمر به تفکیک جنسیت یعنی مردان و زنان و همچنین جدول عمر کلی بدون این تفکیک به کمک آمار مربوط به مرگ‌ومیر کشور پرداختند.

---

1 Aalaei & Ebrahimnezhad

علاوه بر این، جداول زندگی به تفکیک مناطق شهری و روستایی بومی‌سازی شده‌اند. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های آماری سرشماری‌های نفوس و مسکن کل کشور در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ و فوت‌های ثبت شده توسط سازمان ثبت احوال کشور در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ و همچنین روش‌های ارزیابی و برآورد پوشش مرگ برای اصلاح داده‌ها، جداول زندگی برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ تدوین گردیده است. همچنین این پژوهش، به محاسبه حق بیمه انواع محصولات بیمه زندگی با استفاده از جداول پژوهشی پیشنهادی و بررسی تفاوت آن با حق بیمه حاصل از استفاده از جدول زندگی TD8890 فرانسه پرداخته است.

اعلائی (۱٤۰۱) به بررسی تاثیر استفاده از جدول عمر بومی بر حق بیمه استاندارد و تعدیل شده انواع محصولات بیمه زندگی پرداخته است. یافته‌های تحقیق بیانگر این است که حق بیمه خالص استاندارد و تعدیل شده که براساس اصل تعادل برای محصولات عمر زمانی، بیمه عمر مختلط و بیمه مستمری محاسبه شده، برای جدول ایران با جدول فرانسه متفاوت است.

همچنین از جمله مطالعات خارجی در این زمینه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

کوان و جونز (۲۰۰٦) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر عوامل تعیین کننده مرگ‌ومیر بر بیمه عمر و مستمری» به توسعه یک مدل مرگ‌ومیر با استفاده از فاکتورهای ریسک مختلف پرداخته‌اند و تاثیر آن بر روی حق بیمه خالص یکجای محصولات بیمه عمر را مورد بررسی قرار داده‌اند.

میریک و شریس (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل تعیین کننده ناهمگونی مرگ‌ومیر و کاربرد آن در قیمتگذاری مستمری‌ها» به اندازه‌گیری ناهمگونی مرگ‌ومیر با استفاده از برازش مدل‌های آمیخته خطی تعمیم‌یافته به داده‌های نمونه بزرگی از مردان آمریکایی پرداخته و تاثیر آن بر روی ارزش منصفانه مستمری‌ها را بررسی کرده‌اند.

کولکسی و کستل (۲۰۲۱) در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی ریسک طول عمر: رویکرد باورمندی» به بررسی ریسک طول عمر و مرگ‌ومیر در آینده با ساختارهای سنی مختلف برای کشورهای مختلف است. مدل مرگ‌ومیر لی-کارتر بر روی داده‌های سرشماری تاریخی برای پیش بینی نرخ مرگ‌ومیر در آینده استفاده می‌شود. ترکیه، آلمان و ژاپن با توجه به امید زندگی و

توزیع جمعیت انتخاب شده‌اند. سپس، ریسک طول عمر در یک پرتفوی فرضی براساس رویکردهای جدول مرگ‌ومیر ایستا و پویا ارزیابی می‌شود. برای تعیین تأثیر ریسک طول عمر، که با استفاده از مدل مرگ‌ومیر تصادفی به دست می‌آید، حق بیمه خالص یک مستمری برای کشورهای انتخاب شده تعیین می‌شود. علاوه بر این، رویکرد باورمندی برای ایجاد یک برآورد قابل اعتماد برای حق بیمه خالص مستمری پیشنهاد شده است.

در خصوص ضرایب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر مربوط به عامل سلامتی بیمه‌شده پژوهش داخلی یافت نشد. در ادامه برخی مطالعات خارجی در این زمینه بیان می‌شود:

دی‌آندرز–سانچز و گونزالز–ویلا پوچادس (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با در نظر گرفتن جدول مرگ‌ومیر متناسب با امید زندگی مستمری، به تعیین پرداخت‌های مستمری متناسب با عوامل ریسک سلامتی بیمه‌شده با استفاده از ضرایب تعدیل مرگ‌ومیر در کشور اسپانیا پرداخته است.

دی‌آندرز–سانچز و گونزالز–ویلا پوچادس (۲۰۲۰) به منظور تعیین پرداخت‌های مستمری غیرمتعارف، ضرایب تعدیل مرگ‌ومیر فازی را معرفی کرده‌اند تا ابهامات موجود در وضعیت سلامتی فرد بیمه‌شده از این طریق در نظر گرفته شوند.

دی‌آندرز–سانچز و گونزالز–ویلا پوچادس (۲۰۲۱) به تحلیل توصیفی معاملات اوراق بیمه‌نامه‌های عمر و جنبه‌های کمی آن پرداخته‌اند. در این مقاله حساسیت قیمت اوراق بیمه‌نامه‌های عمر در برابر تغییرات امید زندگی بیمه شده که با استفاده از ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر به دست آمده، تجزیه و تحلیل شده است.

بررسی ادبیات پیشین حاکی از آن است که تاکنون در صنعت بیمه کشور، مطالعه‌ای در خصوص استفاده از جدول عمر بومی که بیمه مرکزی در سال ۱۴۰۰ به شرکت‌های بیمه ابلاغ کرده است، بر ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی به صورت استاندارد یا تعدیل شده براساس ریسک سلامتی فرد بیمه‌شده و میزان تفاوت ارزش فعلی زیان آتی این محصولات در صورت استفاده از جدول عمر فرانسه صورت نگرفته است. بنابراین تحقیق جامعی برای محاسبه میزان سوددهی پرتفوی محصولات بیمه زندگی در حالت استاندارد انجام

نشده است. همچنین، تاکنون تحقیقی در صنعت بیمه کشور در خصوص در نظر گرفتن تعدیلی برای احتمالات مرگ‌ومیر بیمه‌شده و سپس محاسبه ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی انجام نشده است. در این مقاله، تاثیر استفاده از جدول عمر بومی در محاسبه ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی برای بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و غیراستاندارد محصولات بیمه زندگی در مقایسه با جدول عمر فرانسه بررسی شده است. مجموعه این ویژگی‌ها باعث تمایز این تحقیق با سایر تحقیقات شده است.

روش تحقیق و داده‌ها

در این مطالعه، روش تحقیق از نوع کمی و تحلیل ثانویه داده‌ها می‌باشد. جدول عمر بومی که براساس پژوهش (سوری و همکاران، ۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های آماری سرشماری‌های نفوس و مسکن کل کشور در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ و فوت‌های ثبت شده توسط سازمان ثبت احوال کشور در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ و همچنین روش‌های ارزیابی و برآورد پوشش مرگ برای اصلاح داده‌ها، برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ تدوین گردیده و توسط نهاد ناظر صنعت بیمه، بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران به شرکت‌های بیمه ابلاغ شده، به کار گرفته شده است. علاوه بر این، محاسبات برای جدول عمر فرانسه (TD8890) که قبل از ابلاغ این جدول مورد استفاده شرکت‌های بیمه بوده است نیز انجام شده و نتایج آن با جدول بومی مقایسه گردیده است. همچنین حداکثر نرخ سود فنی اعلام شده در مکمل آیین نامه شماره ٦٨ شورای عالی بیمه مورد استفاده قرار گرفته و براساس اصل تعادل، حق بیمه انواع محصولات بیمه زندگی محاسبه شده است. در ادامه به بیان نحوه شبیه‌سازی یک پورتفو شامل بیمه‌نامه‌های تمام عمر می‌پردازیم:

- **سن (x)**: حداکثر سن (x_{max}) ٦٥ و حداقل سن (x_{min}) ۱۵ در نظر گرفته شده است. در صورتی که U یک عدد تصادفی با توزیع یکنواخت باشد، سن بیمه‌شده با استفاده از رابطه زیر شبیه‌سازی خواهد شد:

$$x = [x_{max} - (x_{max} - x_{min}) \times U]$$

که[.] نماد جزء صحیح است.

- **سرمایه فوت:** با توجه به این‌که حداکثر مبلغ بیمه برای خطر فوت در یک یا چند بیمه‌نامه عمر انفرادی صادره توسط یک یا چند شرکت بیمه برای یک بیمه‌شده (A) تا زمان انجام شبیه‌سازی‌های این پژوهش (اسفندماه ۱۴۰۲)، توسط بیمه مرکزی بیست میلیارد ریال تعیین شده است، بنابراین سرمایه فوت می‌تواند هر عددی بین ۰ و ۲۰.۰۰۰.۰۰۰.۰۰۰ ریال باشد. در صورتی که U_1 یک عدد تصادفی با توزیع یکنواخت باشد، سرمایه فوت بیمه‌شده با استفاده از رابطه زیر شبیه‌سازی خواهد شد:

$$B = A * U_1$$

- **حق‌بیمه پرداختی**: به صورت کلی، حق‌بیمه می‌تواند یکجا یا به صورت دوره‌ای پرداخت شود. با توجه به اینکه از طرفی، پرداخت به صورت حق‌بیمه یکجا سهم کوچکی از بیمه‌نامه‌های شرکت‌های بیمه را دربرمی‌گیرد و از طرف دیگر، آماری در زمینه سهم تعداد بیمه‌نامه‌های دارای حق‌بیمه یکجا و سالانه به تفکیک در سالنامه آماری صنعت بیمه منتشر نشده است و با توجه به اینکه اکثر بیمه‌نامه‌ها دارای حق‌بیمه‌های سالانه هستند، سه سناریو در نظر گرفته شده است:
  - کل حق‌بیمه‌ها سالانه است.
  - ۱۰ درصد از تعداد حق‌بیمه‌ها یکجا و مابقی سالانه است.
  - ۲۰ درصد از تعداد حق‌بیمه‌ها یکجا و مابقی سالانه است.

لازم به توضیح است که براساس مبلغ شبیه‌سازی شده سرمایه فوت، مبلغ حق‌بیمه محاسبه شده است.

- **ریسک غیراستاندارد**: فرض می‌شود بیمه‌شده مبتلا به سرطان ترکیبی پوست است که براساس گزارش انجمن سرطان آمریکا[1] (۲۰۲۳)، میزان بقای نسبی ۵ ساله آن ۹۳ درصد است. یعنی احتمال زنده ماندن فرد مبتلا، ۹۳ درصد چیزی است که براساس جدول عمر

1 American Cancer Society

استاندارد محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه در جدول عمر ایران، ${}_5P_{65} = ۰/۹۰٤۰$ ، افزایش نرخ مرگ‌ومیر یک ساله توسط این عامل که با ρ_1 نشان داده می‌شود، با حل

$$\prod_{t=0}^{4}[1-(1+\rho_1)q_{65+t}] = ۰/۹۳ \times ۰/۹۰٤۰$$

مقدار $\rho_1 = ۰/۷۰$ به دست می‌آید. بنابراین، برآورد شهودی ضریب β در رابطه (٤) برابر $\beta = ۱ + ۰/۷۰ = ۱/۷۰$ خواهد بود.

بنابراین برای هر فرد، مشابه فرایندی که بیان شد می‌توان ضریب β را براساس مؤلفه‌های مربوط به بیمه‌شده و با در نظر گرفتن احتمالات مرگ‌ومیر و بقای مربوط به سن او محاسبه کرده و سپس به محاسبه حق بیمه پرداخت.

لازم به ذکر است که در این مطالعه، از نرخ بقای ۵ ساله بیمه‌شدگان مبتلا به سرطان‌های مختلف که در گزارشات انجمن سرطان آمریکا (۲۰۲۳) براساس اطلاعات افرادی که بین سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۸ در ایالات متحده مبتلا به سرطان تشخیص داده شده‌اند و در مقاله نعمتی و همکاران (۲۰۲۲) براساس اطلاعات افرادی که بین سال‌های ۲۰۱٤ تا ۲۰۱۵ در ایران مبتلا به سرطان تشخیص داده شده‌اند، محاسبه شده استفاده گردیده است.

- **طول عمر آتی**: متغیر تصادفی طول عمر آتی برای بیمه‌شده در سن فعلی x ، T_x است، که می‌توان آن را براساس جدول عمر به‌دست آورد. نتایج احتمالی T_x عبارتند از: $\{0,1,2,\dots,\omega-x-1\}$. با احتمالات مربوطه به صورت زیر:

$$\{q_x, {}_1|q_x, {}_2|q_x, \dots, {}_{\omega-x-1}|q_x\}$$

با تولید متغیر تصادفی T_x، براساس احتمالات مرگ‌ومیر و در نظر گرفتن میزان حق‌بیمه خالص پرداخت شده تا زمان فوت بیمه‌شده، ارزش فعلی زیان خالص آتی را محاسبه می‌کنیم. در صورتی که این مقدار منفی باشد قرارداد سودده و در صورتی که مثبت باشد قرارداد زیان‌ده است. لازم به ذکر است که برای تولید طول عمر آتی برای بیمه‌شده دارای ریسک غیراستاندارد، از احتمالات تعدیل شده مرگ‌ومیر استفاده می‌کنیم.

- **ارزش فعلی زیان آتی:** حال برای به دست آوردن ارزش فعلی زیان آتی (L_0) برای یک پورتفوی متشکل از n بیمه‌نامه تمام عمر، نمونه‌ای از n مقدار مستقل از متغیر تصادفی زیان آتی را تولید می‌کنیم و سپس به محاسبه یک فاصله اطمینان برای میانگین ارزش فعلی زیان آتی می‌پردازیم. نمونه‌های ارزش فعلی زیان آتی طبق (Dickson et al. 2019) با شبیه‌سازی طول عمر آتی افراد، از تفاضل ارزش فعلی تعهدات بیمه‌گر (که در اینجا سرمایه فوت است) و تعهدات بیمه‌گذار (که مقدار حق‌بیمه پرداختی است) محاسبه می‌شود.

برای این منظور، فرض کنید $\bar{l}$ و S_l میانگین و انحراف این نمونه را نشان دهد. همچنین فرض کنید μ و σ نشان‌دهنده میانگین و انحراف معیار واقعی ارزش فعلی زیان آتی یک قرارداد مجزا باشد. با استفاده از قضیه حد مرکزی می‌توان نوشت (Dickson et al. 2019):

$$\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} L_{0,j} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

بنابراین برای به دست آوردن فاصله اطمینان ۹۵٪ برای میانگین زیان، رابطه زیر را در نظر می‌گیریم:

$$p\left(\mu - 1.96\,\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \le \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} L_{0,j} \le \mu + 1.96\,\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 0.95$$

از آنجا که $\bar{l}$ و S_l برآوردی از μ و σ هستند، یک فاصله اطمینان ۹۵٪ برای میانگین زیان برابر است با:

$$(\bar{l} - 1.96\,\frac{S_l}{\sqrt{n}}, \bar{l} + 1.96\,\frac{S_l}{\sqrt{n}})$$

یافته‌های پژوهش

در این بخش، نتایج مقاله برای بیمه‌نامه‌های تمام عمر در کشور، طبق مقررات حاکم تحلیل خواهد شد. نتایج تحقیق قابل تعمیم به انواع مختلف بیمه‌نامه‌های عمر است. دلیل انجام محاسبات برای بیمه‌نامه‌های تمام عمر در این پژوهش، این است که با توجه به ماهیت این نوع

بیمه‌نامه‌ها، پرداخت مزایای فوت حتمی است ولی زمان وقوع آن تصادفی است. بنابراین تمام این بیمه‌نامه‌ها هم حق بیمه پرداخت می‌کنند و هم مزایای فوت را دریافت می‌کنند و بنابراین کل پورتفو به نوعی در محاسبات دخیل است.

با توجه به بلندمدت بودن قراردادهای بیمه زندگی، میزان تأثیر استفاده از جدول عمر بومی بر ارزش فعلی زیان آتی این محصولات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است که در ادامه به آن خواهیم پرداخت. بدین منظور، از شبیه‌سازی جمعیت بیمه‌شده از نظر سن و میزان مزایای فوت و همچنین پیش‌بینی طول عمر آتی افراد براساس جدول عمر برای بیمه‌نامه‌های تمام عمر استفاده کرده و میزان سود یا زیان شرکت بیمه در ارائه این محصول را با استفاده از محاسبه ارزش فعلی زیان آتی مورد بررسی قرار داده‌ایم.

در جدول ۱ ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر β برای بیمه‌شدگان مبتلا به سرطان‌های مختلف از نوع ترکیبی[1] محاسبه گردیده است. برای این منظور، از روش تحلیل ثانویه داده‌های گزارش انجمن سرطان آمریکا (۲۰۲۳) که براساس اطلاعات افرادی است که بین سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۸ در ایالات متحده مبتلا به سرطان تشخیص داده شده‌اند و مقاله نعمتی[2] و همکاران (۲۰۲۲) که براساس اطلاعات افرادی است که بین سال‌های ۲۰۱٤ تا ۲۰۱۵ در ایران مبتلا به سرطان تشخیص داده شده‌اند استفاده شده است.

---

۱ انجمن سرطان آمریکا (American Cancer Society, 2022) ، سه مرحله زیر را برای سرطان در نظر گرفته است:

- موضعی: هیچ نشانه ای از گسترش سرطان به خارج از آن عضو وجود ندارد.
- منطقه‌ای: سرطان در خارج از آن عضو به ساختارهای مجاور یا لنف گسترش یافته است.
- منتشر (متاستاتیک): سرطان به نقاط دورتر بدن مانند ریه‌ها، کبد، یا استخوان‌ها گسترش یافته است.

به ترکیبی از انواع سرطان‌های فوق الذکر نوع ترکیبی گفته می‌شود.

2 Nemati et al.

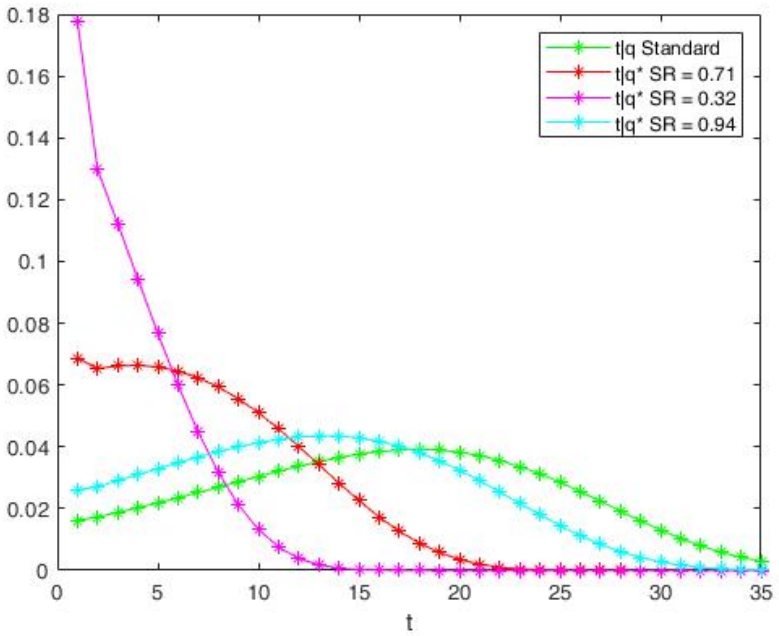
جدول ۱- محاسبه ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر برای بیمه‌شدگان مبتلا به سرطان‌های مختلف در ایران و ایالات متحده براساس انجمن سرطان آمریکا (۲۰۲۳) و نعمتی و همکاران (۲۰۲۲)

نوع سرطان	ایران		ایالات متحده	
	نرخ بقای ۵ ساله	ضریب تعدیل β	نرخ بقای ۵ ساله	ضریب تعدیل β
مری	۲٤	۱۳/۱	۲۱	۱٤/۱
روده بزرگ	۵۵	٦/۵	٦۳	۵/۳
پوست (ملانوما)	٤۸	۷/۷	۹٤	۱/٦
مثانه	۷۰	٤/٤	۷۷	۳/۵

منبع: یافته‌های تحقیق

ملاحظه می‌شود که هر چه نرخ بقا پایین‌تر باشد ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر بیشتر خواهد بود. همچنین در حالت کلی احتمالات بقا برای انواع سرطان‌های جدول ۱ به جز سرطان مری در ایالات متحده از ایران بیشتر است. این بدین معنی است که ضریب تعدیل احتمالات برای این سرطان‌ها برای آمریکا کمتر از ایران خواهد بود. در مورد سرطان مری وضعیت برعکس است. به‌عبارت دیگر، نرخ بقای ۵ ساله سرطان مری در ایالات متحده کمتر از ایران است و بنابراین ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر آن بیشتر از ایران خواهد بود.

شکل ۱ احتمالات مرگ‌ومیر برای یک بیمه‌شده ٦۵ ساله براساس جدول عمر ایران و جدول عمر تعدیل شده با ضریب β محاسبه شده برای سرطان‌های منطقه‌ای، منتشر و ترکیبی پوست با نرخ بقای ۵ ساله به ترتیب ۷۱، ۳۲ و ۹٤ درصد طبق آمار منتشر شده توسط انجمن سرطان آمریکا در سال ۲۰۲۳ را نشان می‌دهد. به دلیل اینکه نرخ بقای ۵ ساله سرطان موضعی پوست بالای ۰/۹۹ است، نتایج بسیار نزدیک به حالت استاندارد خواهد بود. در این نمودار، نحوه تغییر تدریجی احتمالات شرطی مرگ‌ومیر از حالت استاندارد (نمودار سبز) به حالت با نرخ بقای ۵ ساله ۰/۹٤ (نمودار آبی)، سپس نرخ بقای ۵ ساله ۰/۷۱ (نمودار قرمز) و در نهایت نرخ بقای ۰/۳۲ (نمودار صورتی) کاملاً مشخص است. به همین ترتیب، هر چه نرخ بقای ۵ ساله کمتر می‌شود نمودار در سال‌های ابتدایی از نقطه بالاتری شروع و با شیب بیشتری به سمت صفر میل می‌کند.



شکل ۱. احتمال مرگ‌ومیر برای یک بیمه‌شده ٦٥ ساله با جدول عمر استاندارد ایران و با جدول تعدیل شده برای فرد مبتلا به سرطان‌های منطقه‌ای، منتشر و ترکیبی پوست.

منبع: یافته‌های تحقیق

در محاسبات این بخش، منظور از پرتفوی بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد، بیمه‌شدگانی هستند که نرخ بقای ۵ ساله آن‌ها بالای ۵۰٪ است. ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر β برای این بیماران براساس جدول عمر ایران بازه (۱,٦/۳) خواهد بود. ضریب تعدیل ٦/۳ مربوط به نرخ بقای ۵ ساله ۵۰٪ و ضریب تعدیل ۱ نیز مربوط به فرد دارای سلامتی استاندارد است. بدیهی است که اگر فردی دارای نرخ بقای پایینتر از ۵۰٪ باشد، ریسک شرکت بیمه برای انعقاد قرارداد بیمه عمر بالا خواهد رفت و بنابراین انعقاد قرارداد با چنین فردی از نظر شرکت بیمه منطقی نخواهد بود. برای هر بیمه‌شده به صورت تصادفی عددی در بازه مذکور به منظور تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر اختصاص خواهد یافت.

نتایج محاسبات برای پورتفوی دارای n بیمه‌نامه تمام عمر براساس جدول عمر ایران و فرانسه در ادامه بیان شده است. جدول ۲ برآورد میانگین ارزش فعلی زیان آتی برای پورتفوی متشکل از n بیمه‌نامه تمام عمر که همگی دارای حق‌بیمه‌های سالانه هستند را هم برای بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و هم برای بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد نشان می‌دهد. همچنین جداول ۳ و ٤ این محاسبات را برای برای پورتفوی متشکل از n بیمه‌نامه تمام عمر با ۱۰ درصد و ۲۰ درصد از تعداد حق‌بیمه‌ها یکجا و مابقی سالانه برای ریسک استاندارد و غیراستاندارد نشان می‌دهد.

جدول ۱- برآورد میانگین ارزش فعلی زیان آتی برای پورتفوی متشکل از n بیمه‌نامه تمام عمر با حق‌بیمه‌های سالانه برای ریسک استاندارد و غیراستاندارد

	n	جدول عمر	$\overline{l}$	S_l	فاصله اطمینان ۹۵٪
ریسک استاندارد	۵.۰۰۰	ایران	$-٦/٠٨٤\times١٠^{٦}$	$١/٤٣٤\times١٠^{٨}$	$[-١/٠٠٥\times١٠^{٧},-٢/١٠٩\times١٠^{٦}]$
		فرانسه	$-١/٣٥٠\times١٠^{٧}$	$١/٧١٠\times١٠^{٨}$	$[-١/٨٢٤\times١٠^{٧},-٨/٧٦٤\times١٠^{٦}]$
	۱۰.۰۰۰	ایران	$-٧/٨٤٦\times١٠^{٦}$	$١/٤١٥\times١٠^{٨}$	$[-١/٠٦٢\times١٠^{٧},-٥/٠٧١\times١٠^{٦}]$
		فرانسه	$-١/٠٥٨\times١٠^{٧}$	$١/٧٥٤\times١٠^{٨}$	$[-١/٤٠٢\times١٠^{٧},-٧/١٥٠\times١٠^{٦}]$
	۱۰۰.۰۰۰	ایران	$-٧/٩٥٧\times١٠^{٦}$	$١/٤٥٠\times١٠^{٨}$	$[-٨/٨٥٦\times١٠^{٦},-٧/٠٥٨\times١٠^{٦}]$
		فرانسه	$-١/١٦٠\times١٠^{٧}$	$١/٧٤٩\times١٠^{٨}$	$[-١/٢٦٨\times١٠^{٧},-١/٠٥١\times١٠^{٧}]$
ریسک غیراستاندارد	۵.۰۰۰	ایران	$٤/٠٧٦\times١٠^{٨}$	$٥/٦٥٤\times١٠^{٨}$	$[٣/٩١٩\times١٠^{٨},٤/٢٣٢\times١٠^{٨}]$
		فرانسه	$٤/١٥١\times١٠^{٨}$	$٥/٦٤١\times١٠^{٨}$	$[٣/٩٩٥\times١٠^{٨},٤/٣٠٨\times١٠^{٨}]$
	۱۰.۰۰۰	ایران	$٤/١٢١\times١٠^{٨}$	$٥/٦٥٧\times١٠^{٨}$	$[٤/٠١٠\times١٠^{٨},٤/٢٣٢\times١٠^{٨}]$
		فرانسه	$٣/٩٩٦\times١٠^{٨}$	$٥/٦٨٥\times١٠^{٨}$	$[٣/٨٨٥\times١٠^{٨},٤/١٠٧\times١٠^{٨}]$
	۱۰۰.۰۰۰	ایران	$٤/١٣١\times١٠^{٨}$	$٥/٦٠٠\times١٠^{٨}$	$[٤/٠٩٧\times١٠^{٨},٤/١٦٦\times١٠^{٨}]$
		فرانسه	$٣/٩٨٤\times١٠^{٨}$	$٥/٦٥٤\times١٠^{٨}$	$[٣/٩٤٩\times١٠^{٨},٤/٠١٩\times١٠^{٨}]$

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳-برآورد میانگین ارزش فعلی زیان آتی برای پورتفوی متشکل از n بیمه‌نامه تمام عمر با ۱۰ درصد از تعداد حق‌بیمه‌ها یکجا و مابقی سالانه برای ریسک استاندارد و غیراستاندارد

	n	جدول عمر	$\overline{l}$	S_l	فاصله اطمینان ۹۵٪
ریسک استاندارد	۵.۰۰۰	ایران	$-۶/۱۷۰\times۱۰^{۶}$	$۱/۴۸۳\times۱۰^{۸}$	$[-۹/۰۷۷\times۱۰^{۶},-۳/۲۶۲\times۱۰^{۶}]$
		فرانسه	$-۱/۱۹۵\times۱۰^{۷}$	$۱/۷۳۶\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۶۷۷\times۱۰^{۷},-۷/۱۴۴\times۱۰^{۶}]$
	۱۰.۰۰۰	ایران	$-۶/۱۷۰\times۱۰^{۶}$	$۱/۴۸۳\times۱۰^{۸}$	$[-۹/۰۷۷\times۱۰^{۶},-۳/۲۶۲\times۱۰^{۶}]$
		فرانسه	$-۱/۲۴۶\times۱۰^{۷}$	$۱/۷۱۴\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۵۸۲\times۱۰^{۷},-۹/۱۰۶\times۱۰^{۶}]$
	۱۰۰.۰۰۰	ایران	$-۷/۴۷۳\times۱۰^{۶}$	$۱/۴۳۲\times۱۰^{۸}$	$[-۸/۳۶۱\times۱۰^{۶},-۳/۲۶۲\times۱۰^{۶}]$
		فرانسه	$-۱/۰۳۲\times۱۰^{۷}$	$۱/۷۱۵\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۱۳۸\times۱۰^{۷},-۶/۵۸۵\times۱۰^{۶}]$
ریسک غیراستاندارد	۵.۰۰۰	ایران	$۴/۱۸۸\times۱۰^{۸}$	$۵/۵۷۰\times۱۰^{۸}$	$[۴/۰۳۴\times۱۰^{۸},۴/۳۴۳\times۱۰^{۸}]$
		فرانسه	$۴/۰۱۰\times۱۰^{۸}$	$۵/۶۰۷\times۱۰^{۸}$	$[۳/۸۵۵\times۱۰^{۸},۴/۱۶۶\times۱۰^{۸}]$
	۱۰.۰۰۰	ایران	$۴/۱۴۶\times۱۰^{۸}$	$۵/۵۲۶\times۱۰^{۸}$	$[۴/۰۳۷\times۱۰^{۸},۴/۲۵۴\times۱۰^{۸}]$
		فرانسه	$۳/۹۸۱\times۱۰^{۸}$	$۵/۵۴۲\times۱۰^{۸}$	$[۳/۸۷۲\times۱۰^{۸},۴/۰۸۹\times۱۰^{۸}]$
	۱۰۰.۰۰۰	ایران	$۴/۱۳۶\times۱۰^{۸}$	$۵/۵۴۸\times۱۰^{۸}$	$[۴/۱۰۲\times۱۰^{۸},۴/۱۷۰\times۱۰^{۸}]$
		فرانسه	$۳/۹۶۹\times۱۰^{۸}$	$۵/۵۶۸\times۱۰^{۸}$	$[۳/۹۳۵\times۱۰^{۸},۴/۰۰۴\times۱۰^{۸}]$

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤-برآورد میانگین ارزش فعلی زیان آتی برای پورتفوی متشکل از n بیمه‌نامه تمام عمر با ۲۰ درصد از تعداد حق‌بیمه‌ها یکجا و مابقی سالانه برای ریسک استاندارد و غیراستاندارد

	n	جدول عمر	$\overline{l}$	S_l	فاصله اطمینان ۹۵٪
ریسک استاندارد	۵.۰۰۰	ایران	$-۷/۹۳۳\times۱۰^{۶}$	$۱/۳۵۹\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۱۷۰\times۱۰^{۷},-۴/۱۶۴\times۱۰^{۶}]$
		فرانسه	$-۸/۷۱۵\times۱۰^{۶}$	$۱/۶۹۱\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۳۴۰\times۱۰^{۷},-۴/۰۲۵\times۱۰^{۶}]$
	۱۰.۰۰۰	ایران	$-۶/۷۲۹\times۱۰^{۶}$	$۱/۴۳۳\times۱۰^{۸}$	$[-۹/۵۴۰\times۱۰^{۶},-۳/۹۱۹\times۱۰^{۶}]$
		فرانسه	$-۷/۰۶۷\times۱۰^{۶}$	$۱/۷۴۳\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۰۴۸\times۱۰^{۷},-۳/۶۵۰\times۱۰^{۶}]$
	۱۰۰.۰۰۰	ایران	$-۶/۶۴۰\times۱۰^{۶}$	$۱/۴۱۶\times۱۰^{۸}$	$[-۷/۵۱۹\times۱۰^{۶},-۵/۷۶۲\times۱۰^{۶}]$
		فرانسه	$-۹/۰۵۸\times۱۰^{۶}$	$۱/۶۸۸\times۱۰^{۸}$	$[-۱/۰۱۰\times۱۰^{۷},-۸/۰۱۱\times۱۰^{۶}]$
ریسک غیراستاندارد	۵.۰۰۰	ایران	$۴/۱۴۳\times۱۰^{۸}$	$۵/۴۳۲\times۱۰^{۸}$	$[۳/۹۹۳\times۱۰^{۸},۴/۲۹۴\times۱۰^{۸}]$
		فرانسه	$۳/۹۸۸\times۱۰^{۸}$	$۵/۴۴۵\times۱۰^{۸}$	$[۳/۸۳۷\times۱۰^{۸},۴/۱۳۹\times۱۰^{۸}]$
	۱۰.۰۰۰	ایران	$۴/۱۲۹\times۱۰^{۸}$	$۵/۴۸۷\times۱۰^{۸}$	$[۴/۰۲۲\times۱۰^{۸},۴/۲۳۷\times۱۰^{۸}]$
		فرانسه	$۳/۹۶۷\times۱۰^{۸}$	$۵/۴۸۰\times۱۰^{۸}$	$[۳/۸۶۰\times۱۰^{۸},۴/۰۷۵\times۱۰^{۸}]$
	۱۰۰.۰۰۰	ایران	$۴/۱۰۵\times۱۰^{۸}$	$۵/۴۵۴\times۱۰^{۸}$	$[۴/۰۷۱\times۱۰^{۸},۴/۱۳۹\times۱۰^{۸}]$
		فرانسه	$۳/۹۱۲\times۱۰^{۸}$	$۵/۴۶۵\times۱۰^{۸}$	$[۳/۸۷۸\times۱۰^{۸},۴/۱۰۵\times۱۰^{۸}]$

منبع: یافته‌های تحقیق

یافته‌های تحقیق بیانگر این است که سود یا زیان فروش یک پورتفوی شبیه‌سازی شده شامل n بیمه‌نامه تمام عمر هم برای پرتفوی متشکل از بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و هم برای پرتفوی شامل بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد، برای جدول ایران با جدول فرانسه متفاوت است. برای پرتفوی متشکل از بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد، برآورد میانگین ارزش فعلی زیان آتی برای هر سه سناریو و برای هر دو جدول عمر ایران و فرانسه مقداری منفی به دست آمده که نشان‌دهنده سود شرکت بیمه از پورتفوی بیمه‌نامه‌ها می‌باشد. علاوه بر این، قدرمطلق میانگین ارزش فعلی زیان آتی برآورد شده براساس جدول عمر فرانسه بیشتر از جدول عمر ایران است. به‌عبارت دیگر استفاده از جدول عمر فرانسه سود بیشتری را عاید شرکت بیمه خواهد کرد.

این در حالی است که در پرتفوی شامل بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد، میانگین ارزش فعلی زیان آتی برای هر سه سناریو و برای هر دو جدول عمر ایران و فرانسه مقداری مثبت است که نشان می‌دهد که شرکت بیمه از این پرتفوی بیمه‌نامه‌ها زیان کرده است. علاوه بر این، میانگین ارزش فعلی زیان آتی برآورد شده براساس جدول عمر فرانسه کمتر از جدول عمر ایران است. به‌عبارت دیگر شرکت بیمه در صورت استفاده از جدول عمر فرانسه زیان کمتری خواهد داشت.

واضح است هر چه سهم حق بیمه یکجای دریافتی نسبت به حق بیمه سالانه بیشتر باشد، به دلیل اینکه کل حق بیمه در ابتدای قرارداد دریافت شده است شرکت بیمه بیشتر منتفع خواهد شد و بنابراین برای حالت استاندارد، سود شرکت بیمه در سناریوی سوم که بیمه‌نامه‌های یکجا ۲۰ درصد تعداد کل بیمه‌نامه‌های پرتفو را تشکیل می‌دهند نسبت به دو سناریوی دیگر بیشتر و در حالت غیراستاندارد نیز زیان شرکت بیمه در سناریوی سوم از همه آن‌ها کمتر خواهد بود.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، محاسبات ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی برای بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و غیراستاندارد براساس جدول عمر ایران که از ابتدای سال ۱۴۰۰ از سوی بیمه مرکزی برای به کار گیری ابلاغ شده است و جدول عمر فرانسه که پیش از این مورد

استفاده شرکت‌های بیمه بوده است، با استفاده از نرخ بهره اعلام شده در مکمل آیین‌نامه شماره ٦٨ شورای عالی بیمه، انجام، تحلیل و مقایسه گردید. همچنین ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر برای بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد که به سرطان‌های مختلف در ایران و ایالات متحده مبتلا هستند براساس نرخ بقای ۵ ساله مربوط به هر کشور محاسبه و مقایسه شد. برآورد میانگین ارزش فعلی زیان آتی پورتفوهای شبیه‌سازی شده شامل ۵.۰۰۰، ۱۰.۰۰۰ و ۱۰۰.۰۰۰ بیمه‌نامه تمام عمر برای حالتی که بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد هستند و همچنین حالتی که پرتفوی شامل بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد انجام شد. نتایج به دست آمده نشان داد که در حالت کلی، شرکت بیمه از ارائه پرتفوی بیمه‌نامه‌های استاندارد سود و از ارائه پرتفوی بیمه‌نامه‌های غیراستاندارد زیان کرده است. میزان سود و زیان فعلی شرکت از فروش این تعداد بیمه‌نامه برای جدول ایران با جدول فرانسه متفاوت است. به‌عبارت دیگر، استفاده از جدول عمر فرانسه برای بیمه‌شدگان دارای وضعیت سلامتی استاندارد، سود بیشتری را عاید شرکت بیمه خواهد کرد و استفاده از این جدول برای بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد زیان کمتری را در پی خواهد داشت.

نکته حائز اهمیت این است که الگوهای سنی مرگ‌ومیر در یک کشور، تحت تاثیر عوامل متعددی است که آن کشور با آن مواجه است که می‌تواند زمینه فرهنگی، جغرافیایی و زیرساختی داشته باشد. بنابراین به دلیل وجود این تفاوت‌ها، لازم است کلیه عوامل دخیل و مرتبط با جمعیت کشور، جهت انجام پژوهش در زمینه الگوی سنی مرگ‌ومیر لحاظ گردد. علاوه بر این، امید زندگی زنان و مردان با هم تفاوت دارد و بنابراین، جهت انجام محاسبات دقیقتر حق بیمه، می‌توان از جدول عمر تفکیک شده براساس جنسیت استفاده کرد. در کشور فرانسه، جداول عمر برای زنان و مردان به تفکیک وجود دارد درحالی‌که در کشور ایران، برای جدول عمر زنان و مردان، تفکیکی صورت نگرفته و یک جدول برای هر دو جنسیت استفاده می‌شود.

حال با توجه به یافته‌ها و نتایج این مقاله، ممکن است این سوال مطرح شود که در صورتی که با ارائه محصولات بیمه زندگی برای ریسک‌های استاندارد سود عاید شرکت‌های بیمه می‌شود و شرکت بیمه با ارائه محصولات برای ریسک‌های غیراستاندارد، زیان می‌کند، چرا شرکت‌های بیمه

در دنیا برای بیمه‌شدگان دارای ریسک غیراستاندارد، محصولات بیمه زندگی ارائه می‌کنند؟ پاسخ دادن به این به این مهم برمی‌گردد که اساساً یک وجه ارائه موفق بیمه‌نامه‌های زندگی به اعتماد عمومی جامعه برمی‌گردد. افراد در صورتی که احساس کنند نیازهای‌شان مورد توجه قرار گرفته و براساس وضعیت سلامتی و سبک زندگی‌شان بیمه‌نامه شخصی‌سازی شده دریافت کرده‌اند و حق بیمه متناسب با آن را نیز پرداخت کرده‌اند با آرامش خیال آن بیمه را خریداری می‌کنند. به‌ویژه در مورد بیمه‌نامه‌های مستمری که داشتن ریسک غیراستاندارد، به دلیل کم شدن امید زندگی فرد، باعث افزایش میزان پرداختی مستمری به وی می‌شود و این امر مشتری را به خرید بیمه‌نامه ترغیب خواهد کرد. به‌عبارت دیگر، با ارائه محصولاتی که ریسک غیراستاندارد را لحاظ می‌کنند تعداد بیمه‌نامه‌ها افزایش چشمگیری خواهد داشت.

ذکر این نکته نیز اهمیت دارد که هدف این پژوهش، بیان روش و نحوه محاسبه ارزش فعلی زیان آتی پرتفوی محصولات بیمه زندگی برای بیمه‌شدگان دارای ریسک استاندارد و غیراستاندارد و گذاشتن یک پایه برای انجام این محاسبات در صنعت بیمه کشور بوده است. بر این اساس، در شبیه‌سازی صورت گرفته در این پژوهش، تعداد نمونه پورتفوی استاندارد و غیراستاندارد یکسان در نظر گرفته شده است و ریسک افراد با یک توزیع یکنواخت از ضریب تعدیل به دست آمده براساس نرخ بقای ۵ ساله بالای ۵۰ درصد به دست آمده است. این در حالی است که در جامعه، تعداد افراد دارای ریسک استاندارد و یا نزدیک به ریسک استاندارد خیلی بیشتر است. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، محاسبات برای ریسک افراد براساس توزیع‌های جمعیتی این ریسک‌ها انجام شود و نتایج با پژوهش حاضر مقایسه گردد.

نکته قابل توجه دیگر این است که در عمل برای محاسبه ضریب تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر برای بیمه‌شده با وضعیت سلامتی خاص به‌عنوان مثال، مبتلا به سرطان، به احتمال بقای افراد مبتلا به آن بیماری نیاز است. در گزارشات انجمن سرطان آمریکا احتمالات بقای ۵ ساله انواع سرطان‌ها ارائه شده است که محققان می‌توانند در پژوهش‌های خود از آن استفاده کنند. البته توجه به این نکته ضروری است که انواع بیماری در کشورهای مختلف براساس سبک رایج زندگی و نوع اقلیم می‌تواند متفاوت باشد. بنابراین دسترسی به این اطلاعات در کشور ایران، می‌تواند به دقیقتر شدن

محاسبات ضریب تعدیل و محاسبه سود و زیان فعلی بیمه‌نامه کمک کند. اگرچه تعیین ضریب تعدیل برای برخی بیماری‌ها مانند فشار خون بالا یا مبتلا بودن به دیابت به دلیل مبهم بودن این عبارات، به صورت دقیق امکانپذیر نیست. در برخی مقالات برای رفع این مشکل از ضرایب تعدیل فازی استفاده شده است. در این صورت یک بازه شامل کلیه حالت‌های ممکن برای حق بیمه تعدیل شده به دست خواهد آمد که شرکت بیمه می‌تواند براساس ارزیابی خود در مورد ریسک سلامتی بیمه‌شده، میزان حق بیمه را از این بازه مشخص کند.

همان‌طور که در این مقاله، تاثیر اقدام بیمه مرکزی پس از تدوین و ابلاغ جدول زندگی ایران در سال ۱٤۰۰ در سود و زیان فعلی بیمه‌نامه‌های زندگی بیان شد، گام‌های بعدی و تکمیلی در جهت به‌روز رسانی جدول عمر و در نظر گرفتن بهبودهای مورد انتظار آینده و ضرایب تعدیل براساس ریسک سلامتی بیمه‌شده نیز نیازمند اقدامات به موقع این نهاد نظارتی می‌باشد. بنابراین نقش نهادهای سیاست‌گذار در این زمینه اهمیت ویژه‌ای خواهد داشت. برای انجام پژوهش‌های آتی، بررسی نحوه در نظر گرفتن بهبودهای مرگ‌ومیر در جداول عمر و تاثیر آن در تعهدات بیمه‌های زندگی پیشنهاد می‌شود.

منابع

اعلائی، محبوبه. (۱۴۰۰). قیمت‌گذاری محصولات بیمه زندگی در ایران با استفاده از نرخ بهره فازی. پژوهشنامه بیمه، ۱۱(۱)، ۱۵-۳۰. https://doi.org/10.22056/ijir.2022.01.02

اعلائی، محبوبه. (۱۴۰۱). تاثیر استفاده از جدول عمر بومی بر حق بیمه استاندارد و تعدیل شده انواع محصولات بیمه زندگی. نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران، ۱۷(۳۳)، ۱۵۹-۱۷۷. https://doi.org/10.22034/jpai.2023.559603.1243

اعلائی، محبوبه. (۱۴۰۲). معرفی محصول مستمری افزایش‌یافته و محاسبهٔ پرداخت‌های آن برای بیمه‌شدگان دارای سرطان‌های مختلف با استفاده از رویکردهای تعدیل احتمالات مرگ‌ومیر. پژوهشنامه بیمه، ۱۲(۲)، ۱۴۳-۱۵۴. https://doi.org/10.22056/ijir.2023.02.05

اعلائی، محبوبه، صفرزاده، اسماعیل، ابراهیم‌نژاد، خدیجه. (۱۴۰۲). قیمت‌گذاری اوراق مبادله بیمه عمر در بازار ثانویه با استفاده از رویکردهای قطعی، احتمالی و تصادفی برای ایران. تحقیقات مالی، ۲۵(۲)، ۲۵۵-۲۷۴. https://doi.org/10.22059/frj.2023.347258.1007375

دفتر برنامه‌ریزی و امور فنی بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۲). سالنامه آماری ۱۴۰۱ صنعت بیمه، تهران: بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
https://www.centinsur.ir/_douranportal/documents/pdf%20files/1401sal.pdf

سوری، علی، غدیر مهدوي، مجید کوششی، محمد ساسانی و محمد ترکاشوند (۱۳۹۵). تدوین جداول زندگی مردان و زنان سال ۱۳۹۱ کشور به تفکیك شهري و روستایی و کاربرد آن در محاسبه حق بیمه انواع قراردادهاي بیمه زندگی، پژوهشکده بیمه، طرح‌هاي پژوهشی سفارشی بیمه مرکزي ج.ا.ایران: شماره ۵۰.
https://www.irc.ac.ir/fa-IR/Irc/4944/Articles/view/16040/85

Aalaei, M. (2022). Pricing life insurance products in Iran using fuzzy interest rates, *Iranian Journal of Insurance Research, 11*(1), 15-30. [In Persian]. https://doi.org/10.22056/ijir.2022.01.02

Aalaei, M. (2022). Pricing life settlements in the secondary market using fuzzy internal rate of return. *Journal of Mathematics and Modeling in Finance, 2*(2), 53-62. https://doi.org/10.22054/jmmf.2023.15186

Aalaei, M. (2022). The Impact of Using Iranian Life Table on Standard and Modified Premium of Various Life Insurance Products. *Journal of Population Association of Iran, 17*(33), 159-177. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/jpai.2023.559603.1243

Aalaei, M. (2022). Using Fuzzy Interest Rates for Uncertainty Modelling in Enhanced Annuities Pricing. *International Journal of Mathematical Modelling & Computations, 12*(04), 265-274. https://sanad.iau.ir/Journal/ijm/Article/1081392

Aalaei, M. (2023). Introducing enhanced annuity product and calculating its payouts for the insureds with different cancers using adjustment approaches of possible mortality, *Iranian Journal of Insurance Research, 12*(2), 143-154. [In Persian]. https://doi.org/10.22056/ijir.2023.02.05

Aalaei, M., & Ebrahimnezhad, K. (2024). Life settlements pricing based on fuzzy interest rates arisen from life insurance premiums. *Journal of Mathematics and Modeling in Finance, 3*(2), 177-189. https://doi.org/10.22054/jmmf.2024.77678.1114

Aalaei, M., Safarzadeh, E., & Ebrahimnejad, K. (2023). Life Settlements Pricing in Iran's Secondary Market Using Deterministic, Probabilistic, and Stochastic Approaches. *Financial Research Journal, 25*(2), 255-274. [In Persian]. https://doi.org/10.22059/frj.2023.347258.1007375

American Cancer Society. (2023), Cancer Types, Available online at: https://www.cancer.org/cancer/types.html

Brockett, P. L., Chuang, S. L., Deng, Y., & MacMinn, R. D. (2013). Incorporating longevity risk and medical information into life settlement pricing. *Journal of Risk and Insurance, 80*(3), 799-826. https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2013.01522.x

De Andrés Sánchez, J., & González-Vila Puchades, L. (2020). Enhanced annuities as a complement to the public retirement pension: analysis of their implementation in Spain. *Revista Galega de Economía*, *29*(3), 1–19. [In Spain]. https://doi.org/10.15304/rge.29.3.6649

de Andrés-Sánchez, J., & González-Vila Puchades, L. (2012). Using fuzzy random variables in life annuities pricing. *Fuzzy Sets and Systems. An International Journal in Information Science and Engineering*, *188*(1), 27–44. https://doi.org/10.1016/j.fss.2011.05.024

de Andrés-Sánchez, J., & González-Vila Puchades, L. (2017). Some computational results for the fuzzy random value of life actuarial liabilities. *Iranian Journal of Fuzzy Systems, 14*(4), 1-25. https://doi.org/10.22111/ijfs.2017.3323

de Andrés-Sánchez, J., & González-Vila Puchades, L. (2021). Life settlements: descriptive analysis and quantitative aspects. *Management Letters / Cuadernos De Gestión, 21*(2), 19-34. [In Spain]. https://doi.org/10.5295/cdg.191209lg

de Andrés-Sánchez, J., González-Vila Puchades, L., & Zhang, A. (2020). Incorporating fuzzy information in pricing substandard annuities. *Computers & Industrial Engineering, 145*(106475), 106475. https://doi.org/10.1016/j.cie.2020.106475

Dickson, D., Hardy, M. & Waters, H. (2020). *Actuarial Mathematics for Life Contingent Risks*, Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/9781108784184

Dolan, V. F. (2020). Advantages of a Life Expectancy Using Life Insurance: Underwriting and Life Settlement Methods in the Legal Setting. Las Vegas:VFD Consulting, Inc. https://thomasroneyllc.com/advantages-of-a-life-expectancy-using-life-insurance-underwriting/

Kwon, H. S., & Jones, B. L. (2006). The impact of the determinants of mortality on life insurance and annuities. *Insurance: Mathematics and Economics, 38*(2), 271-288. https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2005.08.007

Lee, R. D., & Carter, L. R. (1992). Modeling and forecasting U.S. mortality. *Journal of the American Statistical Association, 87*(419), 659-671. https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475265

Meyricke, R., & Sherris, M. (2013). The determinants of mortality heterogeneity and implications for pricing annuities. *Insurance: Mathematics and Economics, 53*(2), 379-387. https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2013.06.002

NAIC. (2010). Standard Valuation Law. National Association of Insurance Commissioners. https://content.naic.org/sites/default/files/inline-files/MDL-820.pdf

Nemati, S., Saeedi, E., Lotfi, F., Nahvijou, A., Mohebbi, E., Ravankhah, Z.,Rezaeianzadeh, A., …, Zendehdel, K. (2022). National surveillance of cancer survival in Iran (IRANCANSURV): Analysis of data of 15 cancer sites from nine population-based cancer registries. *International Journal of Cancer, 151*(12), 2128-2135. https://doi.org/10.1002/ijc.34224

OECD. (2014). Mortality assumptions and longevity risk: Implications for pension funds and annuity providers. OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) Publishing. https://doi.org/10.1787/9789264222748-en

Olivieri, A. (2006). Heterogeneity in survival models. Applications to pensions and life annuities. *Belgian Actuarial Bulletin, 6*(1), 23-39. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.913770

Planning and Technical Affairs Office of Central Insurance of the Islamic Republic of Iran, (2023). *Statistical Yearbook 2022 Insurance Industry*, Tehran: Central Insurance of the Islamic Republic of Iran. [In Persian]. https://www.centinsur.ir/_douranportal/documents/pdf%20files/1401sal.pdf

Sigma, (2020). World insurance: riding out the 2020 pandemic storm, Swiss Re Institute, No.4. https://www.swissre.com/dam/jcr:d50acbcd-ce5c-4ee9-bc60-a3c1e55f8762/sigma-4-2020-en.pdf

Souri, A., Mahdavi, G., Koosheshi, M., Sasani, M., Torkashvand, M. (2016). Compilation of the life tables of men and women in the year 2012, separated by urban and rural areas, and its application in calculating insurance premiums for different types of life insurance contracts. Research project, Insurance Research Center, Tehran, Iran. [In Persian]. https://www.irc.ac.ir/fa-IR/Irc/4944/Articles/view/16040/85

Xu, J. (2020). Dating death: An empirical comparison of medical underwriters in the US life settlements market. *North American Actuarial Journal, 24*(1), 36-56. https://doi.org/10.1080/10920277.2019.1585881

Yildirim Kulekci, B., & Selcuk-Kestel, A. S. (2021). Assessment of longevity risk: credibility approach. *Journal of Applied Statistics, 48*(13-15), 2695-2713. https://doi.org/10.1080/02664763.2021.1922613