

# Modelling the Laboratory Health Costs During 2015 to 2019

Sara Sadat Moosavi<sup>1</sup>, Amirteymor Payandeh Najafabadi<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup> Department of Actuarial Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

\*Corresponding Author: Amirteymor Payandeh Najafabadi, Professor, Department of Actuarial Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: amirtpayandeh@sbu.ac.ir

Received: May 17, 2020

Revised: October 26, 2020

Accepted: November 8, 2020

Online Published: November 18, 2020

## Abstract

**Introduction:** Greater awareness of longevity risk and health expenses due to improvements in medical technology, have created some problems for health insurance and make it one of the riskiest insurance industries. Therefore, determining the exact health expense model is the most requirement in the field of health insurance. The social insurer must monitor the expenses trend carefully and predict future health expenses using the financial approach.

**Methods:** This article will propose a good model for projecting average seasonal laboratory health insurance expenses based on Christiansen et al. paper, using health insurance data from 2015 to 2019. Therefore, the results of this article can improve health insurance for modeling health costs.

**Results:** According to the findings, the average of seasonal laboratory health expenses has a relatively symmetrical distribution and depends on “age” and “time” factors. The results show that the average of seasonal laboratory health expenses has higher values around birth and at young adult ages, and then monotonically increasing at older ages.

**Conclusion:** Lack of a proper model for health costs is one of the reasons for the failure of the health plan. This paper solves this problem by proposing a suitable model for the average seasonal laboratory health costs.

**Keywords:** Mortality Index, Health Expenses, Health Insurance

## Citation:

Moosavi SS, Payandeh Najafabadi A. Modelling the laboratory health costs during 2015 to 2019. Iran J Health Insur. 2020;3(3): 200-9.

# مدل بندی هزینه‌های آزمایشگاهی درمان در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸

ساراسادات موسوی<sup>۱</sup>، امیر تیمور پاینده نجف‌آبادی<sup>۱\*</sup>  
<sup>۱</sup> گروه بیم‌سنجی، دانشکده علوم ریاضی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

\* نویسنده مسئول: امیر تیمور پاینده نجف‌آبادی، استاد تمام، گروه بیم‌سنجی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.  
پست الکترونیک: amirtpayandeh@sbu.ac.ir

تاریخ انتشار آنلاین: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۱۸

تاریخ تصحیح: ۱۳۹۹/۰۸/۰۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۲۸

چکیده

**مقدمه:** سالمند شدن جمعیت ایران از یک سو و افزایش هزینه‌های خدمات پزشکی به دلیل توسعه تکنولوژی از سوی دیگر، مشکلاتی را برای صنعت بیمه درمان به وجود آورده که این حوزه از بیمه را به یکی از حوزه‌های پرمخاطره تبدیل کرده است. در این شرایط، یکی از اساسی‌ترین نیازهای حوزه درمان، تعیین مدلی برای هزینه‌های درمان به صورت دقیق و موردی است. بیمه‌گر اجتماعی باید روند هزینه‌ها را با دقت بررسی کرده یا رویکرد مالی هزینه‌های آینده را پیش‌بینی کند.

**روش بررسی:** این مقاله با استفاده از داده‌های بیمه سلامت در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ و به کارگیری ایده مورد بررسی توسط کریستینسن و همکاران، مدل مناسبی برای متوسط هزینه‌های آزمایشگاهی درمان ارائه داده است. بنابراین نتایج این پژوهش می‌تواند به بهبود بیمه سلامت کمک کند.

**یافته‌ها:** براساس نتایج، متوسط هزینه‌های درمان توزیع نسبتاً متقارنی داشته و به عوامل سن و زمان بستگی دارد. نتایج نشان می‌دهد که متوسط هزینه‌های درمان آزمایشگاهی فصلی، مقدار بالاتری برای سنین نوزادی و سنین جوانی داشته و به طور یکنواخت با افزایش سن، افزایش پیدا می‌کند.

**نتیجه‌گیری:** یکی از دلایل ناموفق بودن طرح سلامت، مشخص نبودن هزینه‌های درمان به صورت دقیق است. این پژوهش با ارائه مدل‌های ریاضی، این مشکل را مرتفع و در نهایت، مدل مناسبی برای متوسط هزینه‌های فصلی آزمایشگاهی درمان پیشنهاد می‌دهد.

**واژگان کلیدی:** شاخص مرگ‌ومیر، هزینه درمان، بیمه درمان

## مقدمه

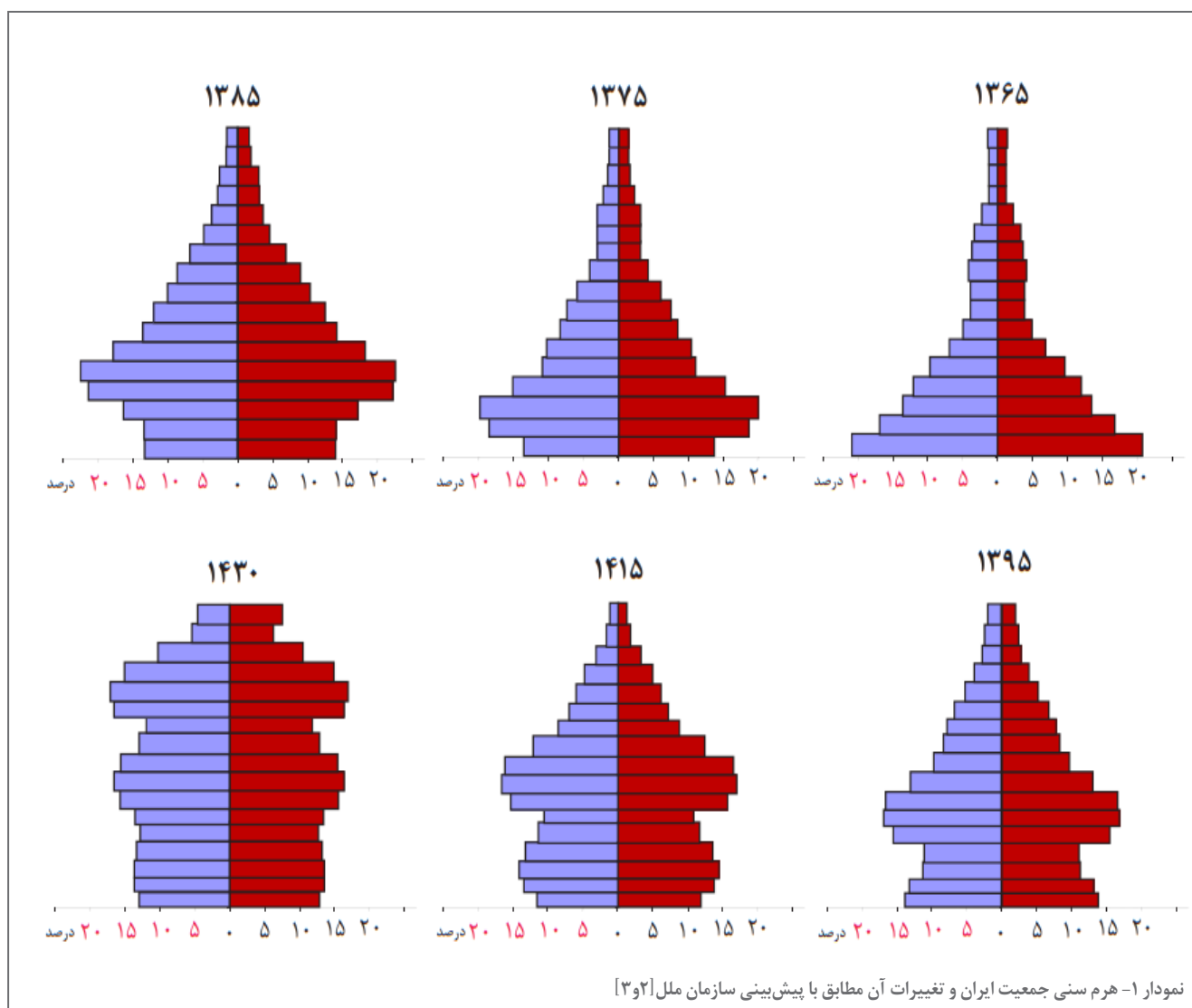
آن را برای سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۴۳۰ نمایش می‌دهد. براساس نمودار ۱، تا ۳۰ سال آینده شاهد افزایش چشمگیری در تعداد سالمندان ایرانی خواهیم بود [۳۲]. سالمند شدن جمعیت علاوه بر افزایش هزینه‌های بازنشستگی، به بالا رفتن تقاضا برای خدمات درمانی نیز می‌انجامد. واضح است که تمام این موارد، متضمن هزینه برای صنعت بیمه کشور خواهد بود. بنابراین مدل بندی هزینه‌های درمان، نیاز اصلی صنعت بیمه کشور بوده و بیمه‌گر اجتماعی باید با رویکرد مالی و براساس خصوصیات هر جامعه، روند هزینه‌های درمان را به دقت بررسی کرده و بتواند مدل مناسبی برای پیش‌بینی هزینه‌های درمان در آینده ارائه دهد.

با توجه به تغییرات مشاهده شده در طول عمر، شیوع بیماری و شرایط اقتصادی، تعیین ارزش خدمات درمانی ارائه شده به افراد در شرایط مطلق، امری بسیار پریسک است. جدول ۱ رشد سالیانه گروه‌های عمده سنی کشور در سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۵ را نشان داده است و ملاحظه می‌شود در این بازه زمانی، جمعیت کشور به سمت سالمند شدن پیش رفته، کاهش نرخ رشد جمعیت و افزایش امید به زندگی (نرخ طول عمر) نیز از اتفاقات مهم در این بازه زمانی محسوب می‌شود [۱].

علاوه بر جدول ۱، نمودار ۱ نیز هرم سنی جمعیت ایران و تغییرات

جدول ۱ | رشد سالیانه گروه‌های عمده سنی کشور [۱]

گروه‌های عمده سنی	زیر ۱۵ سال	۱۵-۶۴ سال	بالای ۶۴ سال	۸۰ ساله و بیشتر
سال ۱۳۳۵	-	-	-	-
سال ۱۳۴۵	۴	۲.۴	۲.۸	۳.۱
سال ۱۳۵۵	۲.۴	۳.۱	۱.۸	۳.۳
سال ۱۳۶۵	۳.۹	۳.۸	۲.۴	۴
سال ۱۳۷۵	۰.۵	۲.۹	۵.۶	۱.۹۸-
سال ۱۳۸۵	- ۲.۹	۳.۸	۳.۵	۷.۷
سال ۱۳۹۵	- ۰.۱۶	۱.۴	۲.۱	۳.۹



پیشنهاد شده، نشان داده شده است که چگونه می‌توان مطالعات مرگ و میر را برای توصیف روند هزینه‌های پزشکی بررسی کرد. به‌علاوه در مقاله مذکور تفاوت اصلی میان هزینه‌های درمان و مرگ و میر، بازگو شده و با استفاده از مدلی مشابه مدل لی-کارت، هزینه‌های درمان مدل‌بندی شده‌اند [۱۰]. در مقالات [۱۱ و ۱۲] نیز از مدل معرفی شده توسط [۹] برای نرخ از کارافتادگی و مرگ و میر استفاده شده است. مقاله [۱۳] نیز منبع خوبی برای به‌کارگیری مدل‌های پارامتری به منظور مدل‌سازی هزینه‌های در حیطه درمان است. آنها در مقاله خود از مدل دوم میکهام که یک مدل غیرخطی پارامتری با ۴ ضریب مجهول بوده و تابعی از سن فرد بیمه‌گذار است، برای مدل‌سازی نیروی مرگ و میر استفاده کردند. به‌علاوه آنها پارامترهای این مدل پارامتری را با روش حداقل مربعات خطای وزنی برآورد کرده‌اند [۱۳].

در تمام این سال‌ها، مقالات متعددی نیز به بررسی انواع بیمه‌نامه‌های بلندمدت پرداخته‌اند. مزایایی که برای یک بیمه بلندمدت مراقبت پرداخت می‌شود به شدت تحت تأثیر قیمت کالا و خدمات پزشکی قرار می‌گیرد. با در نظر گرفتن ماهیت بلندمدت بودن محصولات بیمه مراقبت و ناممکن بودن پیش‌بینی نوسانات قیمت محصولات پزشکی، بیمه‌گر قادر به تشخیص درست نوسانات خدمات پزشکی و در نهایت، تعیین دقیق حق بیمه‌ها در این رشته نخواهد بود. بر همین اساس چنین محصولاتی به نحوی طراحی می‌شوند که بیمه‌گر بتواند به صورت دوره‌ای هزینه‌ها و حق بیمه‌ها را با توجه به شرایط اقتصادی حاکم بر آن دوره، تعدیل کند. این شیوه در اغلب کشورها از جمله آلمان [۱۴] و بلژیک [۱۵] به کار گرفته می‌شود. در همین راستا، محصولات بیمه مراقبت بلندمدت و تعدیل حق بیمه توسط [۱۶ و ۱۷] بررسی شده‌اند.

با توجه به موارد مطرح شده و اهمیت مدل‌بندی هزینه‌های درمان، این مقاله هزینه‌های فصلی آزمایشگاهی درمان بیمه ایران را در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ با رویکرد مالی، مدل‌بندی می‌کند. برای تعیین میزان دقت برآورد و دقت پیش‌بینی مدل مورد استفاده نیز از ۲ معیار سنجش خطای قدرمطلق و جذر مربعات خطا استفاده خواهد شد. به این ترتیب و در ادامه، جزئیات مدل مورد نظر برای هزینه‌های آزمایشگاهی بررسی می‌شود و در نهایت، نتایج عددی مربوط به مدل، بیان و نتیجه مقاله بررسی می‌شود.

### روش بررسی

در این بخش متوسط هزینه‌های پزشکی به شیوه مطرح شده در [۱۰] مدل می‌شود. ایده اولیه مدل‌بندی هزینه‌ها در این مقاله، از مدل لی-کارت [۹] الهام گرفته شده است. برای این منظور، فرض شده است سن فرد بیمار و زمان رجوع او برای گرفتن خدمات

با توجه به ضرورت مدل‌بندی هزینه‌های درمان، مقالات داخلی و خارجی متعددی در این زمینه نوشته شده که هزینه‌های درمان را در شاخه‌های مختلف و به روش‌های متفاوتی بررسی کرده‌اند. هزینه‌های درمانی مبتلایان به سرطان ریه، از جمله مواردی است که در این سال‌ها در مقالات علمی بررسی شده‌اند. یافته‌ها نشان داده است که میان متوسط هزینه درمان بیماران سرطان ریوی مردان و زنان و همچنین متوسط هزینه درمان بیماران سرطان ریوی، افراد سیگاری و غیرسیگاری اختلاف معناداری وجود ندارد [۴]. الگوی هزینه خدمات بستری سالمندان در بیمارستان‌های آموزشی دانشگاه علوم پزشکی کاشان نیز براساس اطلاعات سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ بررسی و نتایج نشان داده است که متوسط هزینه بستری مربوط به سالمندان مبتلا به بیماری‌های گوارشی، تنفسی و سرطان‌ها از متوسط هزینه بستری سایر بیماران بیشتر بوده است. به‌علاوه هزینه بستری سالمندان با نوع بخش بستری، نوع بیماری و نیز با تعداد بیماری‌های هم‌زمان سالمندان رابطه معناداری دارد [۵]. در مقاله‌ای دیگر، با به‌کارگیری رگرسیون پارامتری دوبخشی و اطلاعات مرکز تحقیقات بیماری‌های گوارش و کبد دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران در سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۶ و به‌علاوه با استفاده از عوامل تأثیرگذار بر هزینه اختلالات دستگاه گوارش، میانگین این هزینه‌ها برآورد شده است [۶]. همچنین براساس اطلاعات سالمندان مراجعه‌کننده به مراکز آموزشی درمانی فیروزگر و رسول اکرم (ص) تهران در سال ۱۳۹۴، هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم سالمندان مراجعه‌کننده به مراکز آموزشی درمانی منتخب دانشگاه علوم پزشکی ایران را برآورد کرده‌اند [۷]. در سال‌های اخیر و با هدف بهینه‌سازی درمان دارویی بیماری دیابت نوع ۲، راهکاری برای کنترل قند خون و به دنبال آن، کاهش هزینه‌های این بیماری نیز ارائه شده است [۸].

نرخ‌های مرگ و میر و شیوع اغلب یک الگوی سنی مشابه دارند، به طوری که زمان‌های نزدیک به بدو تولد یا سنین نوجوانی نرخ بالاتری داشته و سپس به طور یکنواخت در سنین بالاتر افزایش می‌یابد. برای تعداد داوطلبان دریافت مزایای بیمه مراقبت یا از کارافتادگی نیز همین الگو وجود دارد. با در نظر گرفتن روندهای زمانی مربوط به هزینه‌ها، هزینه‌های پزشکی مربوط به سن نیز به دلیل تأثیر متقابل عامل طول عمر و بیماری‌های پزشکی الگوهای دینامیکی مشابهی را نشان می‌دهند. بنابراین این ایده به ذهن می‌رسد که مدل‌های مورد استفاده برای ساختار سنی مرگ و میر ممکن است برای متوسط هزینه‌های بیمه درمان نیز جوابگو باشد. به همین دلیل در دهه‌های اخیر مدل‌های متعددی برای پیش‌بینی میزان مرگ و میر و به دنبال آن، هزینه‌های درمان ارائه شده است. با الهام از مدل مرگ و میر کلاسیک لگاریتم-دوخطی که توسط [۹]

که این مقادیر تا چه اندازه خوب برآورد شده‌اند. به عبارت دیگر باید خطای حاصل از برآورد پارامترها را بر اساس داده‌های واقعی پیدا کرد. برای این منظور، دو معیار سنجش خطای برآورد را در این مقاله بکار گرفته‌ایم. سنججه اول خطای قدرمطلق بوده و از رابطه ۴ به دست می‌آید:

$$\sum_{x=1}^{x_m} \sum_{t=1}^T \frac{|Z_x(t) - \hat{\alpha}_x + \hat{\beta}_x \hat{\kappa}_t|}{n} \quad (4)$$

$n$  در این رابطه، تعداد کل بیماران است که بررسی شده‌اند،  $T$  و  $x_n$  نیز به ترتیب آخرین زمان و سنی است که داده‌های آن موجود و قابل دستیابی است. سنججه دوم، جذر مربعات خطاست که از رابطه ۵ به دست می‌آید:

$$\sqrt{\sum_{x=1}^{x_m} \sum_{t=1}^T \frac{(Z_x(t) - \hat{\alpha}_x + \hat{\beta}_x \hat{\kappa}_t)^2}{n}} \quad (5)$$

کوچک بودن خطای برآورد به این معناست که مدل مورد بررسی به خوبی داده‌های واقعی را پوشش داده و توانسته است مدل مناسبی برای هزینه‌های درمان باشد؛ بنابراین مدلی بهتر است که خطای برآورد کوچک تری داشته باشد. علاوه بر خطای برآورد، عامل دیگری نیز در انتخاب مدل مناسب به ما کمک می‌کند که خطای پیش‌بینی نامیده می‌شود و میزان خطایی که مدل برای برآورد مقادیر آینده هزینه‌های درمان دارد را اندازه می‌گیرد. برای سنجش این نوع خطا در این مقاله از ۲ معیار خطای قدرمطلق و جذر مربعات خطا استفاده می‌شود. با به کارگیری داده‌های هزینه فصلی درمان و تعداد بیماران یک تا ۴۰ ساله مراجعه‌کننده به مراکز درمانی در ایران و استفاده از یکجی آماری  $gnm$  در نرم‌افزار  $R$ ، پارامترهای موجود در رابطه ۳ برآورد شده و خطای برآورد و پیش‌بینی محاسبه می‌شود.

### یافته‌ها

در این بخش نتایج مربوط به برآورد پارامترهای ۴ مدل ارائه شده در فرمول ۳ بیان می‌شود. داده‌های بررسی شده در این پژوهش از سازمان بیمه سلامت گرفته شده است. این داده‌ها شامل سن، زمان مراجعه افراد به آزمایشگاه، متوسط هزینه‌های فصلی آزمایشگاهی درمان و تعداد بیماران مراجعه‌کننده برای دریافت خدمات آزمایشگاهی در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ برای سنین یک

درمانی در متوسط هزینه‌های پزشکی مؤثر است. به عبارت دیگر اگر  $\alpha_x$  و  $\beta_x$  را تابعی وابسته به سن فرد بیمار در نظر بگیریم و  $\kappa_t$  تابعی وابسته به عامل زمان وابسته باشد، لی و کارتر (۱۹۹۲) برای مدل‌بندی لگاریتم شدت مرگومیر رابطه  $\alpha_x = \beta_x \kappa_t$  را در نظر گرفتند؛ به طوری که  $\kappa_t$  مؤلفه روند تغییر لگاریتم نرخ مرگومیر را به‌ازای سنین مختلف و در گذر زمان نشان می‌دهد.  $\alpha_x$  و  $\beta_x$  نیز روند تغییرات لگاریتم مرگومیر نسبت به عامل سن ( $X$ ) را نشان می‌دهند. لی و کارتر برای اینکه بتوانند مدلی با پارامترهای یکتا ارائه دهند، دو قید زیر را نیز برای مدل خود در نظر گرفتند:

$$\sum_t \kappa_t = 0, \quad \sum_x \beta_x = 1, \quad (1)$$

شایان ذکر است، این مدل علاوه بر نرخ مرگومیر، برای نرخ شیوع بیماری‌ها نیز به کار برده شده است. ایده به کارگیری مدل معرفی شده توسط لی و کارتر برای نرخ شیوع و نرخ مرگومیر، سبب شد تا کریستینسن و همکاران با استفاده از این ایده متوسط هزینه‌های بیمارستانی-پزشکی را مدل‌بندی کنند. براساس رویکرد آنها، متوسط هزینه‌های بیمارستانی-پزشکی فصلی برای بیمار  $X$  ساله ( $Z_x(t)$ ) به صورت زیر مدل شده است:

$$E(Z_x(t)) = \alpha_x + \beta_x \kappa_t \quad (2)$$

سپس برای اینکه براساس داده‌های مربوط به هزینه‌های درمان، مدل مناسبی ارائه داده شود باید پارامترهای  $\alpha_x$  و  $\beta_x$  در رابطه (۲) با دقت زیادی برآورد شوند. برای برآورد پارامترهای مذکور، ۴ فرضیه زیر در نظر گرفته شده است [۱۰]:

$$\begin{aligned} M0: Z_x(t) &\sim N(\beta_x \kappa_t, \sigma^2), \\ M1: Z_x(t) &\sim N(\alpha_x + \beta_x \kappa_t, \sigma^2), \\ M2: Z_x(t) &\sim \text{Gamma}(\exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t), \tau), \\ M3: Z_x(t) &\sim \text{Gamma}(\alpha_x + \beta_x \kappa_t, \tau) \end{aligned} \quad (3)$$

به این ترتیب در مدل‌های  $M0$  و  $M1$ ، فرض شده است متوسط هزینه‌های درمان تابعی از سن و زمان بوده و توزیع نرمال داشته، کاملاً متقارن و زنگوله‌ای شکل است. تفاوت این دو مدل نیز در وجود یا فقدان جمله وابسته به سن یعنی  $\alpha_x$  است. در مدل‌های  $M2$  و  $M3$  نیز به ترتیب فرض شده است متوسط هزینه‌های درمان توزیع، گاما و گامای وارونه دارند؛ توزیع‌هایی که چوله به‌راست هستند و با افزایش مقدار میانگین، به توزیع نرمال نزدیک و نزدیک‌تر می‌شوند. به این ترتیب در این توزیع‌ها، امکان وقوع هزینه‌های بزرگ نسبت به توزیع نرمال محتمل‌تر است.

بعد از برآورد پارامترهای موجود در رابطه ۳، باید بررسی کرد

سن در ۴ دوره زمانی مختلف نشان می‌دهد. در این نمودار تفاوت میان تعداد مراجعان ثبت شده در یک دوره زمانی مربوط به برآورد پارامتر و دوره‌های زمانی مربوط به برآورد دقت پیش‌بینی کاملاً مشهود است. همان‌طور که ذکر شد، ۳ ماهه دوم سال ۱۳۹۶ از جمله اطلاعاتی است که برای برآورد پارامترهای رابطه ۳ استفاده شده و ۳ زمان دیگر، برای بررسی میزان دقت پیش‌بینی مدل برآورد شده استفاده می‌شود. براساس نمودار ۲، واضح است بیشترین تعداد مراجعان به مراکز بهداشتی و درمانی، افراد ۲۰ تا ۳۰ ساله بوده‌اند. واضح است این افراد به دلیل سن بحرانی جوانی، در معرض ریسک بوده و سن اکثر مراجعان در این بازه قرار دارد.

همان‌طور که اشاره شد، به منظور پیدا کردن مدل مناسب برای هزینه‌های آزمایشگاهی درمان باید پارامترهای موجود در رابطه ۳ برآورد شود. نمودارهای ۳، ۴ و ۵ پارامترهای مربوط به هر ۴ مدل را برای داده‌های معرفی شده نشان می‌دهد. در مدل  $M_0$  برخلاف ۳ مدل دیگر، پارامتر  $\alpha_x$  وجود نداشته و فقط پارامترهای  $\beta_x$  و  $\kappa_x$  برآورد شده‌اند. به همین دلیل نمودار مربوط به روند تغییر این پارامترها نسبت به سن و زمان به صورت جداگانه ترسیم شده‌اند. برخلاف مدل  $M_0$ ، در مدل‌های  $M_2$  و  $M_3$ ، هر ۳ پارامتر  $\alpha_x$  و  $\beta_x$  و  $\kappa_x$  برآورد شده‌اند. نتایج نشان داد که پارامترهای برآورد شده در مدل  $M_1$  تفاوت چشمگیری با مقدار برآورد شده پارامترهای نظیر آنها در مدل‌های  $M_2$  و  $M_3$  دارد. بنابراین روند تغییر این پارامترها نسبت به سن و زمان در مدل  $M_1$  نیز به صورت جداگانه در نمودار ۴ ترسیم شده است.

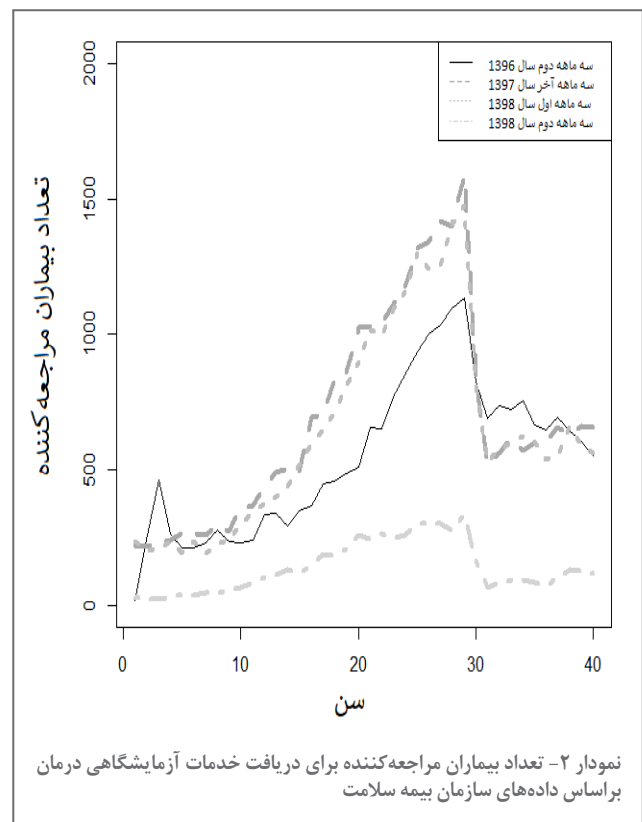
مدل‌های  $M_2$  و  $M_3$  در برآورد پارامترهای  $\alpha_x$  و  $\beta_x$  و  $\kappa_x$  بسیار شبیه به هم عمل می‌کنند. نمودار ۵، نشان‌دهنده شباهت زیاد این ۲ مدل در برآورد پارامترهاست. البته روند تقریباً مشابه  $M_2$  و  $M_3$  در ۳ مدل  $M_2$  و  $M_3$  نیز قابل تأمل است.

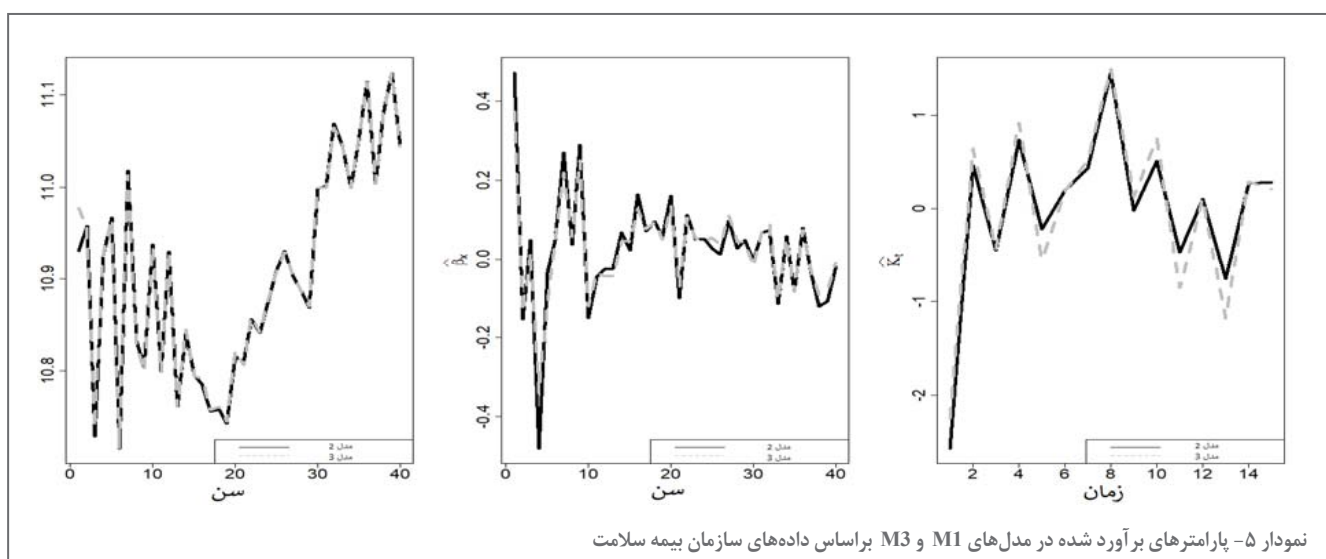
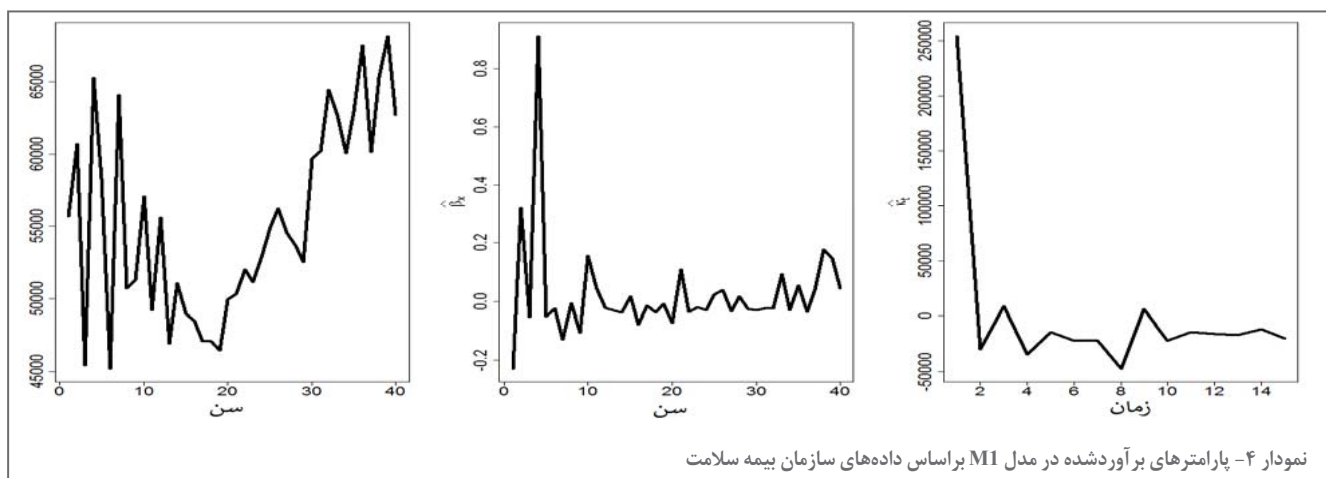
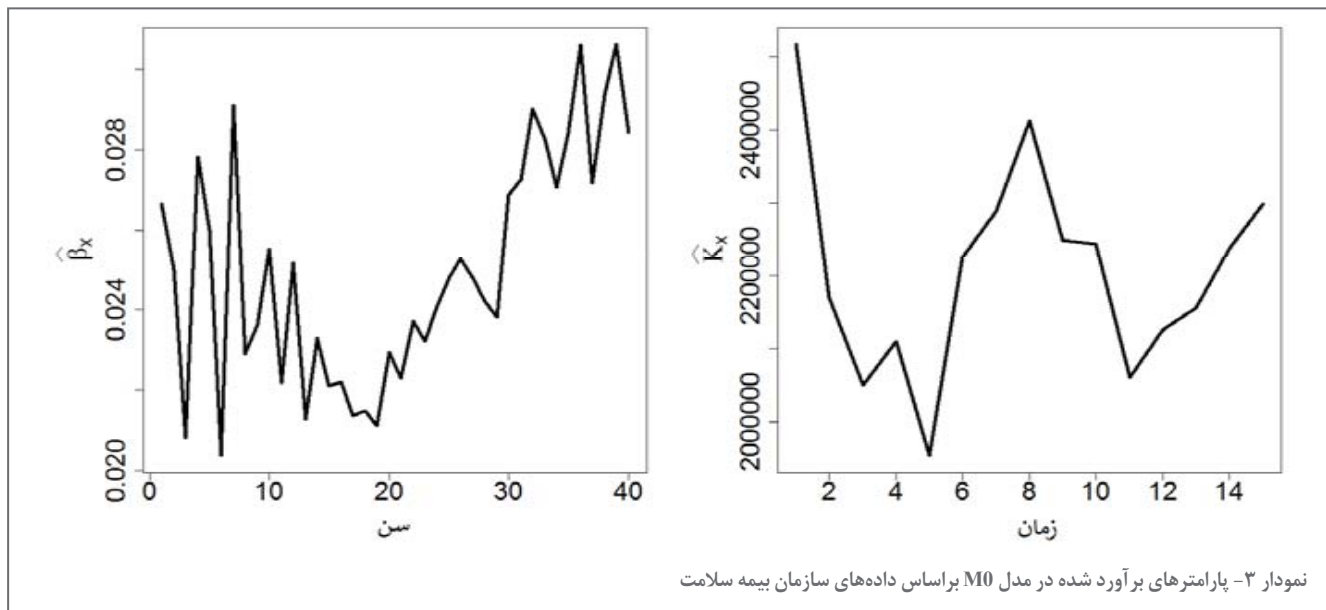
همان‌طور که در نمودارهای ۳ تا ۵ مشاهده می‌شود، مقدار برآورد شده برای پارامتر  $\alpha_x$  رفتار مشابه و معقولی دارد؛ زیرا متوسط هزینه‌های پزشکی در سنین یک تا ۶ سالگی معمولاً بالا بوده و این افراد به دلیل سن خود، بیشتر در معرض خطرها و بیماری‌ها قرار می‌گیرند. پس از آن تا حدود ۱۷ سالگی، میزان هزینه‌ها روند نزولی دارد که این مطلب نیز بسیار مشابه الگوی مرگ‌ومیر است. از سن ۱۷ سالگی به بعد، به دلیل ورود فرد به سنین جوانی، میزان خطرپذیری افراد افزایش چشمگیری پیدا می‌کند و این موضوع در میزان هزینه‌های پزشکی تأثیر فراوانی دارد. جدول ۲ میزان دقت در برآورد پارامترهای ۴ مدل معرفی شده در رابطه ۳ را براساس خطای قدرمطلق و جذر مربعات خطای برآورد در این مدل‌ها را نشان می‌دهد.

تا ۴۰ سال نشان می‌دهد. برای انجام این پژوهش، داده‌های مذکور بعد از پالایش به ۲ دسته تقسیم شدند؛ دسته اول شامل متوسط هزینه‌های فصلی و تعداد مراجعان یک تا ۴۰ ساله برای فصول سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶ و ۳ ماهه اول تا سوم سال ۱۳۹۷ است که برای برآورد پارامترهای موجود در رابطه ۳، استفاده شدند. دسته دوم نیز متوسط هزینه‌های فصلی و تعداد مراجعان ۳ ماهه آخر سال ۱۳۹۷ و ۳ ماهه اول و دوم سال ۱۳۹۸ است که برای بررسی میزان دقت پیش‌بینی کنار گذاشته شده است.

با توجه به اینکه داده‌های مورد بررسی به صورت فصلی استفاده شدند و مربوط به سال‌های ۱۳۹۴ تا ۳ ماهه دوم ۱۳۹۸ هستند، زمان مورد بررسی در این داده‌ها از یک تا ۱۸ است. به عنوان مثال، منظور از عدد یک، ۳ ماهه اول سال ۱۳۹۴ بوده و عدد ۱۰، نشان‌دهنده ۳ ماهه دوم سال ۱۳۹۶ است. بنابراین واضح است زمان‌های ۱ تا ۱۵ برای برآورد پارامترهای موجود در رابطه ۳ به کار رفته و زمان‌های ۱۶ تا ۱۸ برای بررسی میزان دقت پیش‌بینی استفاده می‌شود.

تعداد بیمارانی که برای خدمات آزمایشگاهی درمان به مراکز بهداشتی و درمانی مراجعه کردند، یکی از اطلاعات به کار گرفته شده در این مقاله است که نمودار ۲، شمار مراجعان را به تفکیک







جدول ۲ | خطای برآورد ۳ روش بررسی برای مدل‌سازی هزینه‌های آزمایشگاهی درمان براساس داده‌های سازمان بیمه سلامت ایران

خطای قدر مطلق	روش M0	روش M1	روش M2	روش M3
۹۲۳۴.۰۹۳	۸۳۵۲.۲۰۵	۹۰۱۲.۴۲۶	۸۷۲۷.۳۲۹	
۲۶۷۶۳۹۰۶۰	۱۸۰۵۵۵۳۱۵	۲۱۳۵۶۶۰۹۲	۲۱۸۷۰۰۷۲۲	

جدول ۳ | خطای پیش‌بینی ۳ روش برای مدل‌سازی هزینه‌های آزمایشگاهی درمان براساس داده‌های سازمان بیمه سلامت

خطا	دوره بررسی	روش M0	روش M1	روش M2	روش M3
خطای قدر مطلق	۳ ماهه چهارم سال ۱۳۹۷	۷۵۵۱.۹۶۶	۶۲۶۰.۴۵۹	۵۲۵۷۳.۸	۵۲۵۷۳.۸
	۳ ماهه اول سال ۱۳۹۸	۹۴۵۶.۳۱۱	۹۶۵۴.۰۲۹	۶۰۲۲۵.۰۵	۶۰۲۲۵.۰۵
	۳ ماهه دوم سال ۱۳۹۸	۱۴۵۳.۶۸	۱۲۹۰.۳۰۲	۵۶۵۶۷.۳۶	۵۶۵۶۷.۳۶
جذر مربعات خطا	۳ ماهه چهارم سال ۱۳۹۷	۹۲۵۷.۹۰۵	۷۸۶۰.۱۸۸	۵۳۲۸۶.۱۸	۵۳۲۸۶.۱۸
	۳ ماهه اول سال ۱۳۹۸	۱۲۶۸۴.۹۷	۱۳۴۱۹.۳۶	۶۱۲۷۹.۷۴	۶۱۲۷۹.۷۴
	۳ ماهه دوم سال ۱۳۹۸	۳۸۴۴۴.۱۳	۳۸۰۸۴.۱	۶۸۰۴۴.۹۷	۶۸۰۴۴.۹۸

### بحث

پس از ارائه مبانی نظری مربوط به ۴ مدل پیشنهادی، ارزیابی آنها براساس داده‌های بیمه سلامت ایران انجام شد. همان‌طور که اشاره شد، مدل M1 برآورد بهتری در مقایسه با ۳ مدل دیگر ارائه داده است. در این مدل فرض شده است هزینه‌های فصلی آزمایشگاهی توزیع نرمال با واریانس ثابت و مشخص دارند. نکته دیگری که در انتخاب مدل مناسب در این مقاله حائز اهمیت است، میزان خطای پیش‌بینی ۴ مدل مطرح شده است. نتایج جدول ۳ نشان داده است که مدل‌های M2 و M3 نتایج مشابهی داشته و در حوزه پیش‌بینی هزینه‌های آینده درمان نسبت به روش M1 بهتر عمل می‌کنند. بهترین حالت براساس این داده‌ها، زمانی است که هزینه بیمارستانی-پزشکی توزیع گاما یا گامای معکوس با پارامترهای مشخص شده در رابطه ۳ دارند. با توجه به اینکه تاکنون روی این داده‌ها مطالعه‌ای مشابه با

با وجود اینکه خطای موجود در ۴ روش تقریباً به یکدیگر نزدیک است، اما مدل M1 برآورد بهتری در مقایسه با ۳ مدل دیگر ارائه داده است. نکته دیگری که در انتخاب مدل مناسب حائز اهمیت است، میزان خطای پیش‌بینی ۴ مدل مطرح شده در بخش قبل است. برای این منظور مدلی که به‌وسیله هزینه‌های فصلی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ برآورد شده است، برای پیش‌بینی متوسط هزینه‌های آزمایشگاهی ۳ ماهه آخر سال ۱۳۹۷ تا ۳ ماهه دوم سال ۱۳۹۸ استفاده می‌شود. جدول ۳ میزان خطای پیش‌بینی این ۳ روش را نشان می‌دهد.

با توجه به جدول ۳، مدل‌های M2 و M3 نتایج مشابهی داشته و در مقایسه با مدل M1 بهتر عمل می‌کنند. براساس این داده‌ها، بهترین حالت، زمانی است که هزینه بیمارستانی-پزشکی توزیع گاما یا گامای معکوس دارند. البته باید توجه داشت که تعداد داده‌های موجود در این فصول، بسیار کم بوده است.



- Statistical Research of Iran. 2014.[Persian]
3. Noorollahi T. Demographic evolution and its consequence on the consumption market by looking at Iran. *Journal of Statistical Research of Iran*. 2017.[Persian]
  4. Akbarzadeh BAR, M, Esmaceli M, Kimiafar Kh. Medical information management and assessment of direct costs of treatment of lung cancer. *Health Information Management*. 2009;5(210):151-8.[Persian]
  5. Ziloochi MH, Pourreza A, Akbari F, Rahimi-Foroshani A. Evaluating the hospitalization costs for elderly patients in teaching hospitals of Kashan university of medical sciences during 2009-10. *Feyz*. 2012;16(1):86-94.[Persian]
  6. Shojaei M, Kazemnejad A, Zayeri F, Vahedi M. Estimating the economic costs of functional gastrointestinal tract disease using regression two-part parameters model. *Razi Journal of Medical Sciences*. 2013;20(106):76-85.[Persian]
  7. Javan-Noughabi J, Rezapour A, Setoodezadeh F, Moradpour AA. An estimation of direct and indirect costs for elderly patients in Tehran, 2015. *Sadra Medical Sciences Journal*. 2018;6(1):77-85.[Persian]
  8. Eghbali Zarch M, Tavakkoli Moghaddam R, Sepehri MM, Esfahanian F, Azaron A. Optimizing and cost-effective analysis of medication treatment of type 2 diabetes for prevention of hypoglycemia using Markov decision process. *Journal of Health and Biomedical Informatics*. 2017;4(2):84-97.[Persian]
  9. Alho JM. Modeling and Forecasting the Time Series of US Mortality. *Journal of American Statistical Association*. 1992;87(419):673.
  10. Christiansen M, Denuit M, Lucas N, Schmidt J-P. Projection models for health expenses. *Annals of Actuarial Science*. Cambridge University Press. 2018;12(1):185-203.
  11. Christiansen M, Denuit M, Lazar D. The Solvency II square-root formula for systematic biometric risk. *Insurance: Mathematics and Economics*. 2012;50(2):257-65.
  12. Levantesi S, Menzietti M. Managing longevity and disability risks in life annuities with long term care. *Insurance: Mathematics and Economics*. 2010;50(3):391-401.
  13. Renshaw AE, Haberman S. On simulation-based approaches to risk measurement in mortality with specific reference to Poisson Lee-Carter modelling. *Insurance: Mathematics and Economics*. 2008;42(2):797-816.
  14. Milbrodt H, Röhrs V. *Aktuarielle Methoden der deutschen Privaten Krankenversicherung*. Verlag Versicherungswirtschaft. 2016; 34.

کار این مقاله انجام نشده است، امکان مقایسه نتایج این کار با سایر روش‌های مشابه وجود ندارد؛ اما می‌توان رویکرد مورد استفاده در این مقاله را با مقالات مورد بررسی در تاریخچه، مقایسه کرد. در مقاله اسماعیلی و همکاران [۴]، زیلوچی و همکاران [۵] و جوان نوقایی و همکاران [۷] براساس داده‌های مربوط به هزینه‌های درمان و استفاده از نرم‌افزار SPSS، فقط شاخص‌های آمار توصیفی به دست آمده و میانگین هزینه‌های درمان برآورد شده است. در مقاله شجاعی شاهرخ‌آبادی و همکاران [۶] علاوه بر محاسبه شاخص‌های آمار توصیفی، مدل‌سازی نیز انجام شده است. مدل مورد استفاده در این مقاله، رگرسیون لجستیک و رگرسیون خطی چندگانه است. برای استفاده از این مدل‌ها، متغیرهای مستقل زیادی به کار گرفته شده است. حال آنکه در این مقاله، بهترین مدلی غیرخطی که می‌توان براساس داده‌هایی با کمترین اطلاعات ممکن (سن افراد، زمان و متوسط هزینه‌ها) به دست آورد، معرفی شده است.

### نتیجه‌گیری

با توجه به تغییرات مشاهده شده در طول عمر، شیوع بیماری و شرایط اقتصادی، تعیین ارزش خدمات درمانی ارائه شده به افراد امری بسیار پرریسک است. از سوی دیگر تغییر در نرخ هزینه‌های پزشکی و خدمات آزمایشگاهی درمان تأثیر چشمگیری در پرداخت مزایا از سوی شرکت بیمه دارد. بنابراین مدل‌بندی هزینه‌های درمان نیاز اصلی صنعت بیمه کشور بوده و بیمه‌گر اجتماعی باید با دقت فراوان، روند هزینه‌های درمانی را بررسی و مدل‌بندی کند. این پژوهش با ارائه مدل‌های ریاضی، این مشکل را مرتفع ساخته و در نهایت، مدل مناسب متوسط هزینه‌های فصلی آزمایشگاهی درمان را پیشنهاد می‌دهد. بنابراین نتایج این پژوهش می‌تواند به بهبود طرح بیمه سلامت کمک کرده و مشکلات این حوزه را تا حد زیادی مرتفع سازد. به علاوه با توجه به این مدل، می‌توان برآورد دقیق‌تری از هزینه‌های درمان داشت و با دقت بیشتری محصولات بیمه درمان را طراحی کرد. به این ترتیب علاوه بر اینکه محصول طراحی شده، جذابیت بیشتری برای بیمه‌گذار خواهد داشت و با قیمت مناسب‌تری ارائه می‌شود، شرکت بیمه نیز متحمل زیان اضافه نخواهد شد.

### References

1. Statistical Center of Iran. Population and Housing Censuses. Available at: [www.amar.org.ir](http://www.amar.org.ir). [Persian]
2. Noorollahi T, Nezamvand Z, Shams Ghahfarokhi F. A review of the background of demographic predictions in Iran. *Journal of*

15. Denuit M, Dhaene J, Hanbali H, Lucas N, Trufin J. Updating mechanism for lifelong insurance contracts subject to medical inflation. *European Actuarial Journal*. 2017;7(1):133-63.
16. Vercruyssen W, Dhaene J, Denuit M, Pitacco E, Antonio K. Premium indexing in lifelong health insurance. *FEB Research Report AFI\_1274*. 2012:1-5.
17. Dhaene J, Godecharle E, Antonio K, Denuit M, Hanbali H. Lifelong health insurance covers with surrender value: updating mechanisms in the presence of medical inflation. *ASTIN Bulletin*. 2017;47:803-36