Modelling the Laboratory Health Costs During 2015 to 2019

Sara Sadat Moosavi[1], Amirteymor Payandeh Najafabadi[2*]

[1] 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.

مدل‌بندی هزینه‌های آزمایشگاهی درمان در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸

ساراسادات موسوی[۱]، امیرتیمور پاینده نجف‌آبادی[۱*]
[۱] گروه بیم‌سنجی، دانشکده علوم ریاضی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

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

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۲۸ تاریخ تصحیح: ۱۳۹۹/۰۸/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۱۸ تاریخ انتشار آنلاین: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸

چکیده

مقدمه: سالمند شدن جمعیت ایران از یک‌سو و افزایش هزینه‌های خدمات پزشکی به‌دلیل توسعه تکنولوژی ازسوی 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 به‌صورت 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 به‌کارگیری 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 نسبتا 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

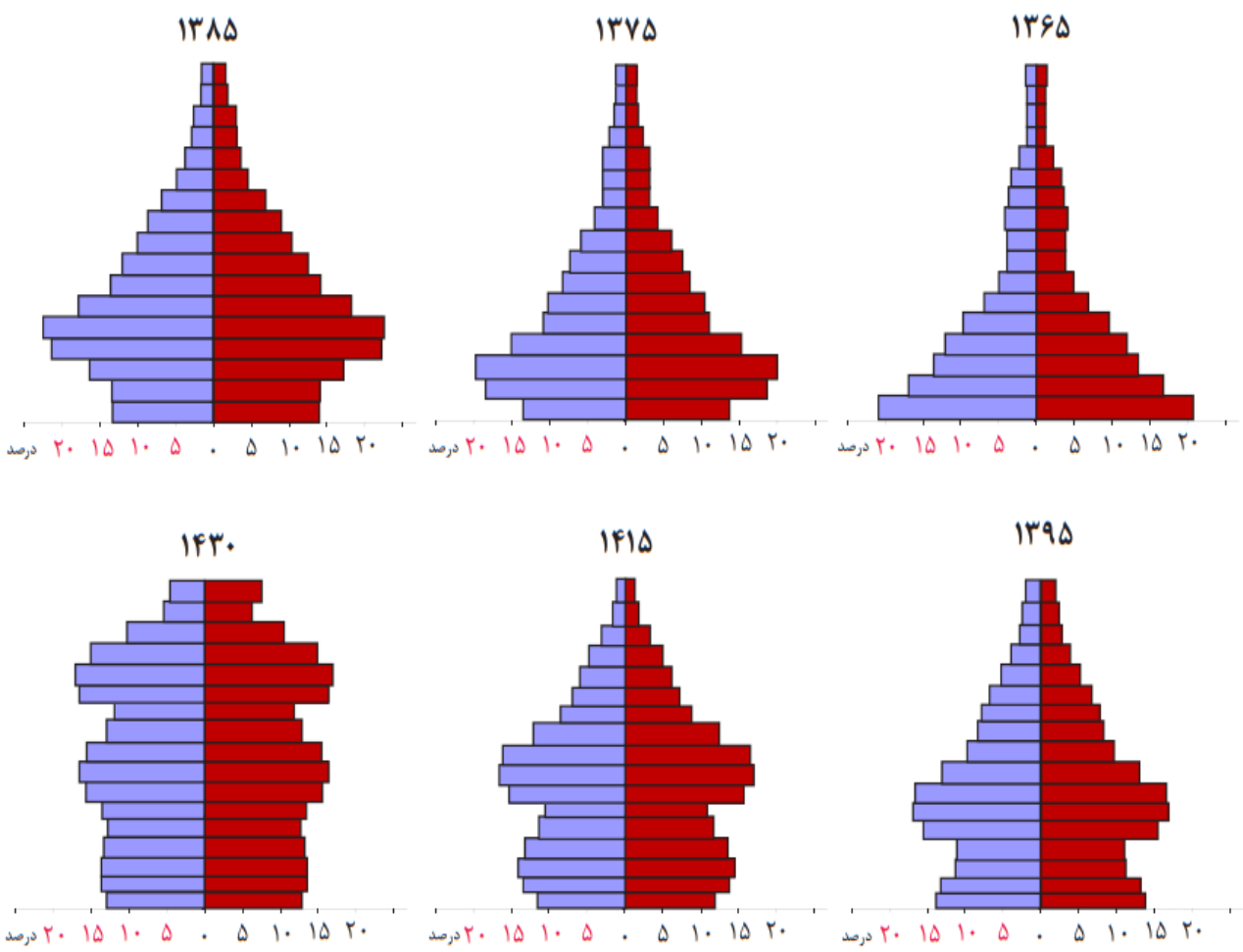
مقدمه

با توجه به تغییرات مشاهده شده در طول عمر، شیوع بیماری و شرایط اقتصادی، تعیین ارزش خدمات درمانی ارائه‌شده به افراد در شرایط مطلق، امری بسیار پرریسک 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 به‌سمت سالمندشدن 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].

علاوه‌بر جدول ۱، نمودار ۱ نیز هرم سنی جمعیت ایران و تغییرات 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[۲و۳]. سالمند شدن جمعیت علاوه‌بر 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 مدل‌بندی هزینه‌های درمان، نیاز اصلی صنعت بیمه کشور بوده و بیمه‌گر اجتماعی باید با رویکرد مالی و براساس خصوصیات هر جامعه، روند هزینه‌های درمان را به‌دقت بررسی کرده و بتواند مدل مناسبی برای پیش‌بینی هزینه‌های درمان در آینده ارائه دهد.

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



نمودار ۱- هرم سنی جمعیت ایران و تغییرات آن مطابق با پیش‌بینی سازمان ملل[۲و۳]

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، ازجمله 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 ۱۳۸۸و 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 نوع۲، راهکاری برای کنترل قند خون و به دنبال آن، کاهش هزینه‌های این بیماری نیز ارائه شده است[۸].

نرخ‌های مرگ‌ومیر و شیوع اغلب یک الگوی سنی مشابه دارند، به‌طوری‌که زمان‌های نزدیک به بدو تولد یا سنین نوجوانی نرخ بالاتری داشته و سپس به‌طور یکنواخت در سنین بالاتر افزایش می‌یابد. برای تعداد داوطلبان دریافت مزایای بیمه مراقبت یا ازکارافتادگی نیز همین الگو وجود دارد. با درنظر گرفتن روندهای زمانی مربوط به هزینه‌ها، هزینه‌های پزشکی مربوط به سن نیز به‌دلیل 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. به‌همین دلیل در دهه‌های اخیر مدل‌های متعددی برای پیش‌بینی میزان مرگ و میر و به‌دنبال آن، هزینه‌های درمان ارائه شده است. با الهام از مدل مرگ و میر کلاسیک لگاریتم-دوخطی که توسط[۹] پیشنهاد شده، نشان داده شده است که چگونه می‌توان مطالعات مرگ و میر را برای توصیف روند هزینه های 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-کارتر، هزینه‌های درمان مدل‌بندی شده‌اند[۱۰]. در مقالات[۱۱و۱۲] نیز از مدل معرفی‌شده توسط[۹] برای نرخ ازکارافتادگی و مرگ‌ومیر استفاده شده است. مقاله[۱۳] نیز منبع خوبی برای به‌کارگیری مدل‌های پارامتری به‌منظور مدل‌سازی هزینه‌های در حیطه درمان است. آنها در مقاله خود از مدل دوم میکهام که یک مدل غیرخطی پارامتری با ۴ضریب مجهول بوده و تابعی از سن فرد بیمه‌گذار است، برای مدل‌سازی نیروی مرگ‌ومیر 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 به‌شدت 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. برهمین‌اساس چنین محصولاتی به‌نحوی طراحی می‌شوند که بیمه‌گر بتواند به‌صورت دوره‌ای هزینه‌ها و حق بیمه‌ها را با توجه به شرایط اقتصادی حاکم بر آن دوره، تعدیل کند. این شیوه در اغلب کشورها ازجمله آلمان [۱۴] و بلژیک [۱۵] به‌کار گرفته می‌شود. در همین راستا، محصولات بیمه مراقبت بلندمدت و تعدیل حق بیمه توسط[۱۶و۱۷] 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 خواهدشد. 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-کارتر[۹] الهام گرفته شده است. برای این منظور، فرض شده است سن فرد بیمار و زمان رجوع او برای گرفتن خدمات

درمانی در متوسط هزینه‌های پزشکی مؤثر است. به‌عبارت دیگر اگر α_x و β_x را توابعی وابسته به سن فرد بیمار در نظر بگیریم و κ_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 درنظر گرفتند؛ به‌طوری‌که κ_t، مؤلفه روند تغییر لگاریتم نرخ مرگ‌ومیر را به‌ازای سنین مختلف و در گذر زمان نشان می‌دهد. α_x و β_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 درنظر گرفتند:

$$\sum_t \kappa_t = 0 \quad , \quad \sum_x \beta_x = 1, \qquad (۱)$$

شایان ذکر است، این مدل علاوه‌بر نرخ مرگ‌ومیر، برای نرخ شیوع بیماری‌ها نیز به‌کار برده شده است. ایده به‌کارگیری 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 xساله ($Z_x(t)$) به‌صورت زیر مدل شده است:

$$E(Z_x(t)) = \alpha_x + \beta_x\kappa_t \qquad (۲)$$

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

$$\begin{aligned}
&M0: Z_x(t)\sim N(\beta_x\kappa_t, \sigma^2),\\
&M1: Z_x(t)\sim N(\alpha_x+\beta_x\kappa_t, \sigma^2),\\
&M2: Z_x(t)\sim Gamma(\exp(\alpha_x+\beta_x\kappa_t), \tau),\\
&M3: Z_x(t)\sim IGamma(\exp(\alpha_x+\beta_x\kappa_t), \tau)
\end{aligned} \qquad (۳)$$

به این ترتیب در مدل‌های M0 و M1، فرض شده است متوسط هزینه‌های درمان تابعی از سن و زمان بوده و توزیع نرمال داشته، کاملا متقارن و زنگوله‌ای شکل است. تفاوت این دو مدل نیز در وجودیا فقدان جمله وابسته به سن یعنی α_x است. در مدل‌های M2 و M3 نیز به‌ترتیب 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 رابطه۳، باید بررسی کرد 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. سنجه اول خطای قدرمطلق بوده و از رابطه۴ به‌دست می‌آید:

$$\sum_{x=1}^{x_m}\sum_{t=1}^{T}\frac{|Z_x(t)-\widehat{\alpha_x}+\widehat{\beta_x}\widehat{\kappa_t}|}{n} \qquad (۴)$$

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

$$\sqrt{\sum_{x=1}^{x_m}\sum_{t=1}^{T}\frac{(Z_x(t)-\widehat{\alpha_x}+\widehat{\beta_x}\widehat{\kappa_t})^2}{n}} \qquad (۵)$$

کوچک بودن خطای برآورد به این معناست که مدل مورد بررسی به‌خوبی داده‌های واقعی را پوشش داده و توانسته است مدل مناسبی برای هزینه‌های درمان باشد؛ بنابراین مدلی بهتر است که خطای برآورد کوچک‌تری داشته باشد. علاوه‌بر 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 به‌کارگیری داده‌های هزینه فصلی درمان و تعداد بیماران یک تا ۴۰ ساله مراجعه‌کننده به مراکز درمانی در ایران و استفاده از پکیج آماری gnm در نرم‌افزار R، پارامترهای موجود در رابطه۳ برآورد شده و خطای برآورد و پیش‌بینی محاسبه می‌شود.

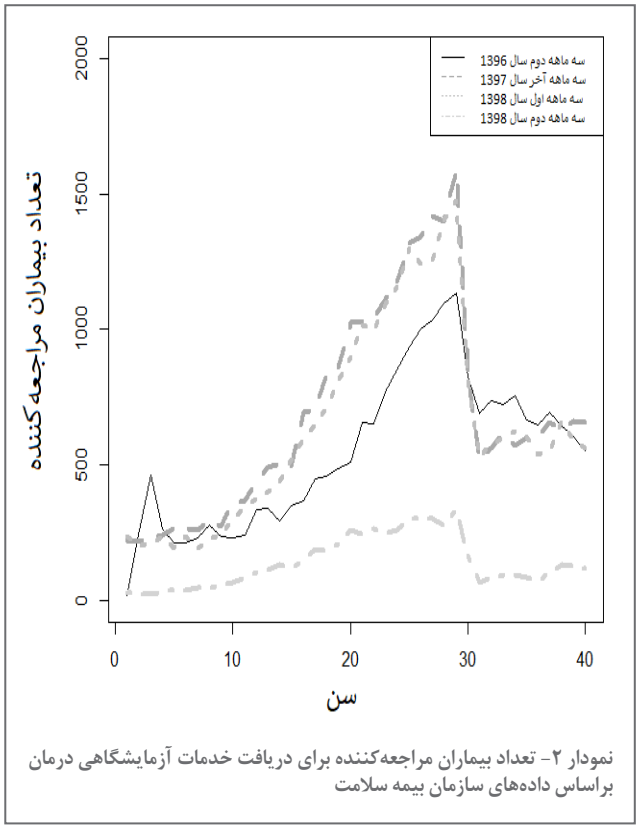
یافته‌ها

در این بخش نتایج مربوط به برآورد پارامترهای ۴مدل ارائه‌شده در فرمول۳ بیان می‌شود. داده‌های بررسی‌شده 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

تا ۴۰سال نشـان می‌دهد. برای انجام این پژوهش، داده‌های مذکور بعد از پالایش به ۲دسـته تقسیم شدند؛ دسـته اول شامل متوسط هزینه‌هـای فصلـی و تعداد مراجعـان یک تا ۴۰سـاله برای فصول سـال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶ و ۳ماهه اول تا سـوم سال ۱۳۹۷ اسـت که برای برآورد پارامترهای موجود در رابطه۳، استفاده شدند. دسـته دوم نیز متوسـط هزینه‌های فصلی و تعداد مراجعان ۳ماهه آخر سـال ۱۳۹۷ و ۳ماهه اول و دوم سـال ۱۳۹۸ اسـت که برای بررسی میزان دقت پیش‌بینی کنار گذاشته شده است.

با توجه به اینکه داده‌های مورد بررسی به‌صورت فصلی استفاده شـدند و مربوط به سـال‌های ۱۳۹۴ تا ۳ماهه دوم ۱۳۹۸ هستند، زمـان مورد بررسـی در این داده‌هـا از یک تا ۱۸ اسـت. به‌عنوان مثال، منظور از عدد یک، ۳ماهه اول سـال ۱۳۹۴ بوده و عدد ۱۰، نشـان‌دهنده ۳ماهه دوم سـال ۱۳۹۶ اسـت. بنابراین واضح است زمان‌های ۱ تا ۱۵ برای برآورد پارامترهای موجود در رابطه۳ به‌کار رفتـه و زمان‌های ۱۶ تا ۱۸ برای بررسـی میـزان دقت پیش‌بینی استفاده می‌شود.

تعـداد بیمارانی که برای خدمات آزمایشـگاهی درمان به مراکز بهداشـتی و درمانی مراجعه کردند، یکـی از اطلاعات به‌کار گرفته شـده در این مقاله است که نمودار۲، شـمار مراجعان را به تفکیک



نمودار ۲- تعداد بیماران مراجعه‌کننده برای دریافت خدمات آزمایشگاهی درمان براساس داده‌های سازمان بیمه سلامت

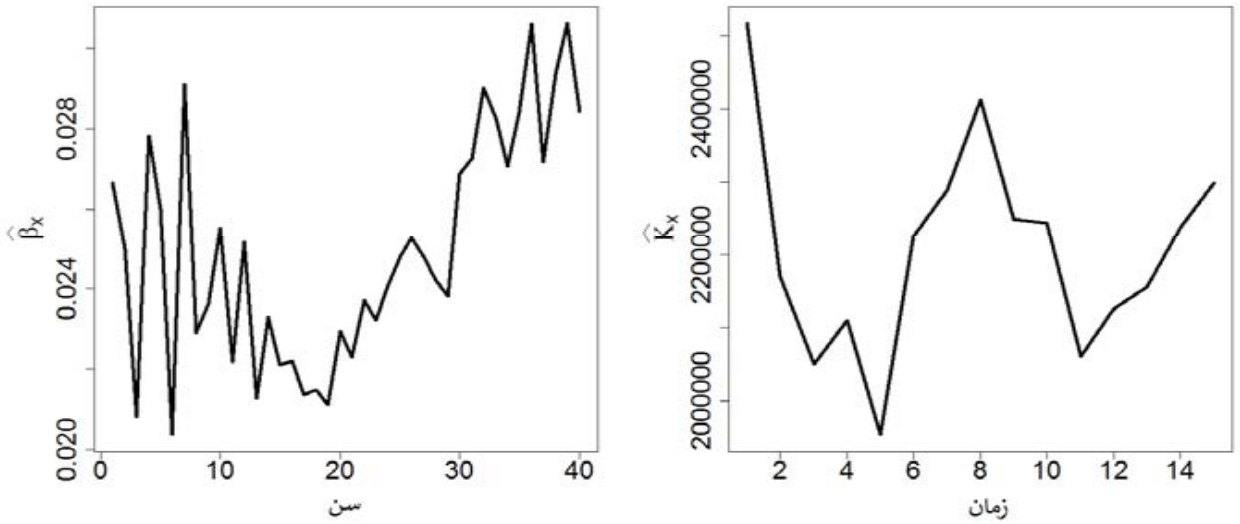
سـن در ۴ دوره زمانی مختلف نشـان می‌دهد. در این نمودار تفاوت میان تعداد مراجعان ثبت‌شـده در یک دوره زمانی مربوط به برآورد پارامتـر و دوره‌های زمانی مربوط به بـرآورد دقت پیش‌بینی کاملا مشهود است. همان‌طور که ذکر شد، ۳ماهه دوم سال ۱۳۹۶ ازجمله اطلاعاتی اسـت که برای برآورد پارامترهای رابطه۳ اسـتفاده شده و ۳زمـان دیگر، برای بررسـی میزان دقت پیش‌بینـی مدل برآورد شده استفاده می‌شود. براساس نمودار۲، واضح است بیشترین تعداد مراجعان به مراکز بهداشـتی و درمانی، افراد ۲۰ تا ۳۰ ساله بوده‌اند. واضح اسـت این افراد به‌دلیل سن بحرانی جوانی، در معرض ریسک بوده و سن اکثر مراجعان در این بازه قرار دارد.

همان‌طور که اشاره شد، به‌منظور پیدا کردن مدل مناسب برای هزینه‌های آزمایشـگاهی درمان باید پارامترهای موجود در رابطه۳ برآورد شـود. نمودارهای۳، ۴ و ۵ پارامترهـای مربوط به هر ۴مدل را برای داده‌های معرفی‌شـده نشـان می‌دهد. در مدل M0 برخلاف ۳مـدل دیگر، پارامتر α_x وجود نداشـته و فقـط پارامترهای κ_t و β_x برآورد شـده‌اند. به‌همین دلیـل نمودار مربوط به رونـد تغییر این پارامترها نسبت به سن و زمان به‌صورت جداگانه ترسیم شده‌اند.

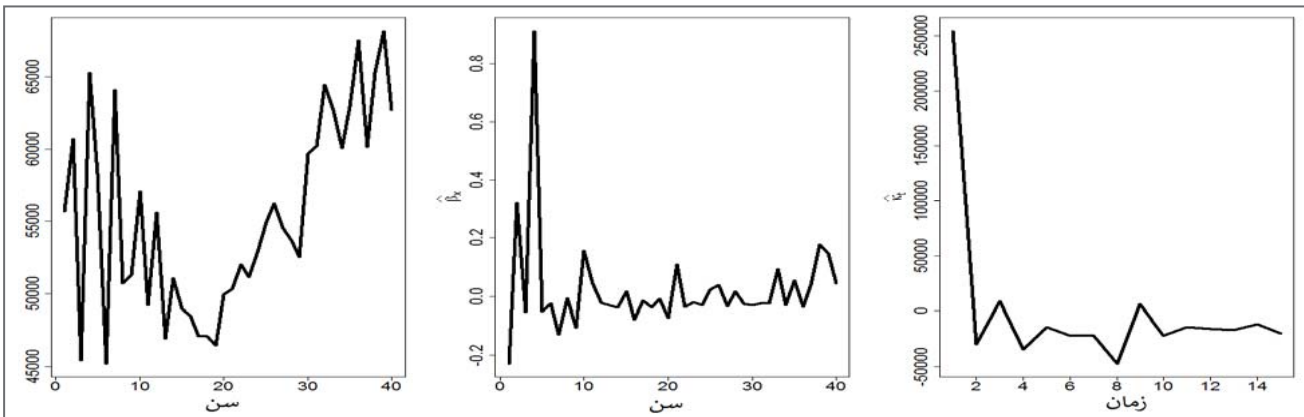
برخـلاف مـدل M0، در مدل‌هـای M1،M2 و M3، هر ۳پارامتر α_x و β_x و κ_t برآورد شده‌اند. نتایج نشان داد که پارامترهای برآوردشده در مدل M1 تفاوت چشمگیری با مقدار برآورد شده پارامترهای نظیر آنها در مدل‌هـای M2 و M3 دارد. بنابراین رونـد تغییر این پارامترها نسبت به زمان و سن در مدل M1 نیز به‌صورت جداگانه در نمودار۴ ترسیم شده است.

مدل‌هـای M2 و M3 در برآورد پارامترهای α_x و β_x و κ_t بسـیار شـبیه به‌هم عمل می‌کنند. نمودار۵، نشان‌دهنده شباهت زیاد این ۲مدل در برآورد پارامترهاست. البته روند تقریبا مشابه M2 و M3 در ۳ مدل M1،M2 و M3 نیز قابل تأمل است.

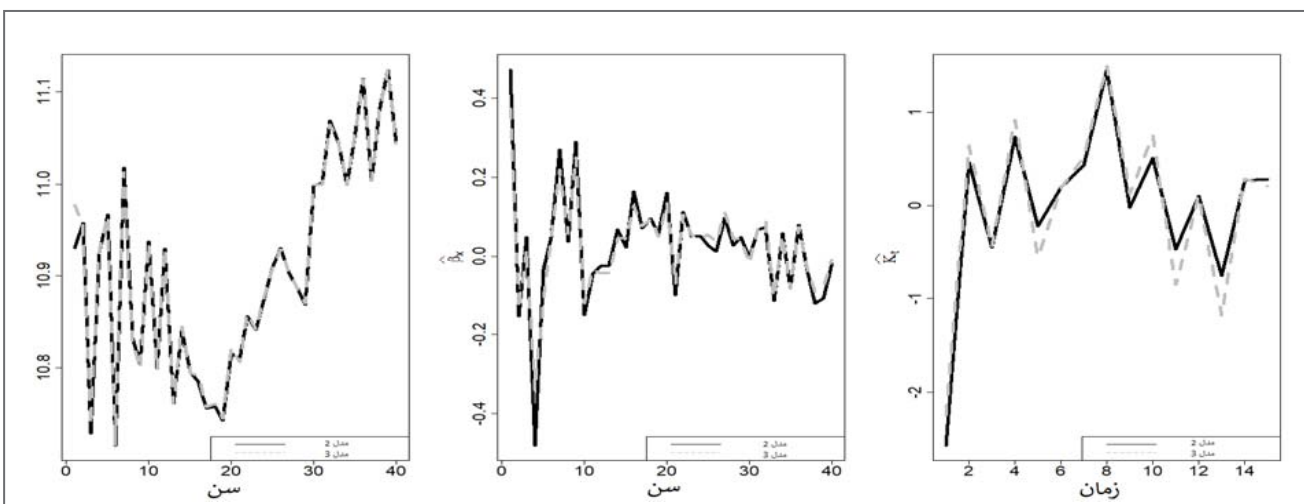
همان‌طور که در نمودارهای ۳ تا ۵ مشـاهده می‌شـود، مقدار برآورد شده برای پارامتر α_x رفتار مشابه و معقولی دارد؛ زیرا متوسط هزینه‌های پزشـکی در سـنین یک تا ۶سـالگی معمولا بالا بوده و ایـن افراد به‌دلیل سـن خود، بیشـتر در معرض خطرهـا و بیمارها قرار می‌گیرند. پس از آن تا حدود ۱۷سـالگی، میزان هزینه‌ها روند نزولی دارد که این مطلب نیز بسـیار مشـابه الگوی مرگ‌ومیر است. از سن ۱۷سـالگی به بعد، به‌دلیل ورود فرد به سنین جوانی، میزان خطرپذیری افراد افزایش چشـمگیری پیدا می‌کند و این موضوع در میزان هزینه‌های پزشکی تأثیر فراوانی دارد. جدول۲ میزان دقت در برآورد پارامترهای۴ مدل معرفی‌شـده در رابطه۳ را براساس خطای قدرمطلـق و جذر مربعات خطـای برآورد در این مدل‌ها را نشـان می‌دهد.



نمودار ۳- پارامترهای برآورد شده در مدل M0 براساس داده‌های سازمان بیمه سلامت



نمودار ۴- پارامترهای برآوردشده در مدل M1 براساس داده‌های سازمان بیمه سلامت



نمودار ۵- پارامترهای برآورد شده در مدل‌های M1 و M3 براساس داده‌های سازمان بیمه سلامت

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

	روش M0	روش M1	روش M2	روش M3
خطای قدرمطلق	۹۲۳۴.۰۹۳	۸۳۵۲.۲۰۵	۹۰۱۲.۴۲۶	۸۷۲۷.۳۲۹
جذر مربعات خطا	۲۶۷۶۳۹۰۶۰	۱۸۰۵۵۵۳۱۵	۲۱۳۵۶۶۰۹۲	۲۱۸۷۰۰۷۲۲

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

خطا	دوره بررسی	روش M0	روش M1	روش M2	روش M3
خطای قدر مطلق	۳ماهه چهارم سال ۱۳۹۷	۷۵۵۱.۹۶۶	۶۲۶۰.۴۵۹	۵۲۵۷۳.۸	۵۲۵۷۳.۸
	۳ماهه اول سال ۱۳۹۸	۹۴۵۶.۳۱۱	۹۶۵۴.۰۲۹	۶۰۲۲۵.۰۵	۶۰۲۲۵.۰۵
	۳ماهه دوم سال ۱۳۹۸	۱۴۵۳.۶۸	۱۲۹۰۳.۰۲	۵۶۵۶۷.۳۶	۵۶۵۶۷.۳۶
جذر مربعات خطا	۳ماهه چهارم سال ۱۳۹۷	۹۲۵۷.۹۰۵	۷۸۶۰.۱۸۸	۵۳۲۸۶.۱۸	۵۳۲۸۶.۱۸
	۳ماهه اول سال ۱۳۹۸	۱۲۶۸۴.۹۷	۱۳۴۱۹.۳۶	۶۱۲۷۹.۷۴	۶۱۲۷۹.۷۴
	۳ماهه دوم سال ۱۳۹۸	۳۸۴۴۴.۱۳	۳۸۰۸۴.۱	۶۸۰۴۴.۹۷	۶۸۰۴۴.۹۸

با وجود اینکه خطای موجود در ۴روش تقریبا 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 ۴مدل مطرح‌شده 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 ۳ماهه دوم سال ۱۳۹۸ استفاده می‌شود. جدول ۳ میزان خطای پیش‌بینی این ۳روش 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.

بحث

پس از ارائه مبانی نظری مربوط به ۴مدل پیشنهای، 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 ۴مدل 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 مشخص‌شده در رابطه ۳ دارند.

با توجه به اینکه تاکنون روی این داده‌ها مطالعه‌ای مشابه با

کار این مقاله انجام نشـده اسـت، امکان مقایسـهٔ نتایج این کار با سایر روش‌های مشابه وجود ندارد؛ اما می‌توان رویکرد مورد استفاده در این مقاله را با مقالات مورد بررسـی در تاریخچه، مقایسـه کرد. در مقاله اسـماعیلی 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 به‌دست آمـده و میانگیـن هزینه‌های درمان برآورد شـده اسـت. در مقاله شجاعی شـاهرخ‌آبادی و همکاران[۶] علاوه‌بر محاسبه شاخص‌های آمار توصیفی، مدل‌سـازی نیز انجام شـده 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 شـده اسـت. حال آنکه در این مقاله، بهترین مدلـی غیرخطی که می‌توان براسـاس داده‌هایی با کمترین اطلاعات ممکن (سـن افراد، زمان و متوسط هزینه‌ها) به‌دست آورد، معرفی شده است.

نتیجه‌گیری

با توجه به تغییرات مشـاهده شده در طول عمر، شیوع بیماری و شـرایط اقتصادی، تعیین ارزش خدمات درمانی ارائه‌شده به افراد امری بسـیار پرریسک است. ازسـوی دیگر تغییر در نرخ هزینه‌های پزشکی و خدمات آزمایشگاهی درمان تأثیر چشمگیری در پرداخت مزایا ازسوی شرکت بیمه دارد. بنابراین مدل‌بندی هزینه‌های درمان نیاز اصلی صنعت بیمه کشـور 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 مناسـب متوسـط هزینه‌های فصلی آزمایشگاهی درمان را پیشـنهاد می‌دهد. بنابرایـن نتایج این پژوهش می‌تواند به بهبود طرح بیمه سلامت کمک کرده و مشکلات این حوزه را تا حدّ زیادی مرتفع سـازد. به‌علاوه با توجه به این مـدل، می‌توان برآورد دقیق‌تری از هزینه‌های درمان داشـت و با دقت بیشتری محصولات بیمه درمـان را طراحی کرد. به‌این ترتیـب علاوه‌بر اینکه محصول طراحی‌شـده، جذابیت بیشـتری برای بیمه‌گذار خواهد داشت و با قیمت مناسـب‌تری ارائه می‌شـود، شـرکت بیمه نیز متحمل زیان اضافه نخواهد شد.

References

1. Statistical Center of Iran. Population and Housing Censuses. Available at: 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 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, Esmaeili 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 Versicherungswirtsch. 2016; 34.

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. Vercruysse 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