Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Applications of the Generalized Lorenz Curve and Gini Coefficient in Insurance

Mohammad Mirbagherijam
Assistant Prof., Department of Economic, Faculty of Industrial Engineering and Management, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran. E-mail: m.mirbagherijam@shahroodut.ac.ir

Abstract

Objective

The Lorenz curve and the Gini coefficient were first proposed as tools to measure inequality in the wealth distribution. The increasing application of these tools and their generalized versions in various sciences led to numerous studies of the Lorenz curve and its applications. The main objective of this research is to present and localize the applications of the generalized Lorenz curve and the Gini coefficient in the insurance industry for the management of insurance portfolio risk, ranking of insurance risk factors, fair pricing of insurance policies, and selection of appropriate insurance policy pricing models.

Methods

Data on available compensation and insurance premiums from Bimah-DAY's supplementary health insurance contracts, with start dates ranging from January 21, 2018, to May 12, 2018, were used to validate the study. Insurance risk analysis was performed based on the characteristics of the insured by comparing the relativity index (the ratio of claims paid to premiums received) of the insurance portfolio. The relative importance of the factors for the level of compensation for the insured person was determined by calculating the concentration coefficient and plotting the Lorenz curves and the corresponding concentration curves. Several pricing models based on insured features were estimated using the generalized least squares (GLM) method. The appropriate model was then selected using the ABC criterion (area enclosed between the Lorenz curve and the concentration curve).

Citation: Mirbagherijam, Mohammad (2025). Applications of the Generalized Lorenz Curve and Gini Coefficient in Insurance. *Financial Research Journal*, 27(3), 718-741. https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.367198.1007530 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2025, Vol. 27, No.3, pp. 718-741
Published by University of Tehran, Faculty of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.367198.1007530
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: October 25, 2023
Received in revised form: February 14, 2025
Accepted: February 26, 2025
Published online: September 20, 2025

Results

The results showed that the relativity index of insurance portfolios varies depending on the characteristics of the insured, such as gender, age, and province of residence. The insurance company's losses from coverage under the treatment completion insurance contracts for 371,403 policyholders amounted to over 127 billion riyals during the reporting period. About 28 percent of the damage amount is attributed to the male gender (men) and the remaining 72 percent to the female gender (women). An insurance portfolio covering age groups from 0 to 21 years was profitable for the company, whereas it resulted in a loss for individuals over 68 years of age. In five Iranian provinces of Qom, Hormozgan, East Azerbaijan, Razavi-Khorasan, and Kurdistan, the ratio was below one. In other provinces, it was above one. The insurance company's loss per insured individual in Gilan Province is higher than in other provinces, with a ratio of 3.046. The dependence of the compensation paid on the level of coverage of the insurance contracts is stronger than on the characteristics of the insured person. The gender and place of residence of the insured person had an inconsistent impact on the compensation paid and the insurance risk. In the selected pricing model, the effect of all characteristics of the insured was significant. The influence of age on the insurance company's risk was greater than the influence of the gender of the insured, while the influence of province of residence was greater than the influence of age and gender in some provinces.

Conclusion

Due to the significance of the coefficient of all three factors of gender, age and place of residence in the chosen pricing model and the non-uniformity of the index of relativity of insurance portfolios according to the characteristics of the insured, we concluded that to reduce the losses of the insurance company in the field of supplementary treatment insurance, the application price discrimination policies based on age, gender, etc. required.

Keywords: Characteristics of the insured, Generalized Lorenz curve, Insurance pricing, Model selection, Supplemental medical insurance.

تحقیقات مالی
شاپا چاپی: ۸۱۵۳-۱۰۲۴
شاپا الکترونیکی: ۵۳۷۷-۲۴۲۳

کاربردهای منحنی لورنز و ضریب جینی تعمیم‌یافته در بیمه

محمد میرباقری جم
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران. رایانامه: m.mirbagherijam@shahroodut.ac.ir

چکیده

هدف: منحنی لورنز و ضریب جینی ابتدا به‌عنوان یک ابزار سنجش نابرابری توزیع ثروت مطرح بوده است. کاربردهای روزافزون این ابزارها و نسخه‌های تعمیم‌یافتهٔ آن در علوم مختلف، باعث انجام مطالعات بسیاری در خصوص منحنی لورنز و کاربردهای آن شده است. هدف اصلی این پژوهش، معرفی و بومی‌سازی کاربردهای منحنی لورنز و ضریب جینی تعمیم‌یافته در صنعت بیمه، برای مدیریت ریسک پرتفوی بیمه، رتبه‌بندی عوامل ریسک بیمه‌گری، قیمت‌گذاری منصفانهٔ بیمه‌نامه‌ها و انتخاب مدل مناسب قیمت‌گذاری است.

روش: برای اعتبارسنجی تحقیق، با توجه به اهمیت نسبی رشتهٔ فعالیت بیمهٔ درمان تکمیلی در صنعت بیمه، از ریزداده‌های خسارت و حق‌بیمه‌های در دسترس مربوط به قراردادهای بیمهٔ درمان تکمیلی شرکت بیمهٔ دی استفاده شده است. آغاز این قراردادها، در بازهٔ زمانی ۱/۱۱/۱۳۹۶ تا ۲۲/۰۲/۱۳۹۷ بوده است. تحلیل ریسک بیمه‌گری با مقایسهٔ شاخص نسبیت (خسارت پرداختی به حق بیمه دریافتی) پرتفوی بیمه، به تفکیک ویژگی‌های بیمه‌شدگان انجام یافته است. اهمیت نسبی عوامل در میزان پرداخت خسارت به بیمه‌شدگان با محاسبهٔ ضریب تمرکز و ترسیم منحنی‌های لورنز و تمرکز مربوطه تعیین شده است. مدل‌های قیمت‌گذاری متعددی برپایهٔ مشخصات بیمه‌شدگان، به‌روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLM) برآورد شده و مدل مناسب، بر اساس معیار ABC (مساحت محصور بین منحنی‌های لورنز و تمرکز) انتخاب شده است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که شاخص نسبیت پرتفوی‌های بیمه، برحسب مشخصات بیمه‌شدگان (مثل جنسیت، سن، استان محل سکونت) یکسان نیست. زیان بیمه‌گری شرکت بیمه، از پوشش بیمه‌ای ۳۷۱۴۰۳ نفر در قراردادهای بیمهٔ درمان تکمیلی طی دورهٔ مدنظر، بیش از ۱۲۷ میلیارد ریال بوده است. ۲۸ درصد مبلغ زیان، به بیمهٔ جنسیت مذکر (مردان) و ۷۲ درصد باقی‌مانده، به جنسیت مؤنث (گروه زنان) مربوط است. پرتفوی بیمه‌ای متشکل از سن صفر تا ۲۱ سال برای شرکت بیمه، سودده و برای سنین بالای ۶۸ سال زیان‌ده بوده است. نسبیت در پنج استان کشور (قم، هرمزگان، آذربایجان شرقی، خراسان رضوی و کردستان) کمتر از ۱ و در سایر استان‌ها بزرگ‌تر از ۱ بوده است. زیان شرکت بیمه از هر بیمه‌شده در استان گیلان با نسبیت ۳/۰۴۶ بیشتر از سایر استان‌ها است. وابستگی خسارت پرداختی به سطح پوشش قراردادهای بیمه، بیشتر از وابستگی آن به مشخصات بیمه‌شدگان است. عامل جنسیت و استان محل سکونت بیمه‌شده، اثر غیریکنواختی بر خسارت پرداختی و ریسک بیمه‌گری داشته است. در مدل قیمت‌گذاری منتخب، اثر همهٔ مشخصات بیمه‌شدگان مورد بررسی معنادار به‌دست آمده است. اثر سن بر ریسک شرکت بیمه‌گر، بیشتر از اثر جنسیت بیمه‌شدگان شد؛ در حالی‌که اثر عامل استان محل سکونت در برخی استان‌ها، بیشتر از اثر عوامل سن و جنسیت بود

نتیجه‌گیری: براساس معنادار شدن ضریب هر سه عامل جنسیت، سن و استان محل سکونت، در مدل قیمت‌گذاری منتخب و یکسان نشدن شاخص نسبیت پرتفوی‌های بیمه برحسب مشخصات بیمه‌شدگان، نتیجه گرفتیم که برای کاهش زیان بیمه‌گری شرکت بیمه در رشتهٔ فعالیت بیمهٔ درمان تکمیلی، اعمال سیاست‌های تبعیض قیمت از نوع سنی، جنسی و غیره ضرورت دارد.

کلیدواژه‌ها: انتخاب مدل، بیمهٔ درمان تکمیلی، نرخ‌گذاری بیمه‌نامه‌ها، مشخصه‌های بیمه‌شده، منحنی لورنز تعمیم‌یافته.

استناد: میرباقری جم، محمد (۱۴۰۴). کاربردهای منحنی لورنز و ضریب جینی تعمیم‌یافته در بیمه. *تحقیقات مالی*، ۲۷(۳)، ۷۱۸-۷۴۱.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۴، دوره ۲۷، شماره ۳، صص. ۷۱۸- ۷۴۱
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۰۳
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۱۱/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۸
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۶/۲۹
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.367198.1007530

مقدمه

کاربردهای منحنی لورنز[1] (۱۹۰۵) و ضریب جینی[2] (۱۹۱۲) و نسخه‌های تعمیم‌یافته آن در حوزه‌های علوم مختلف رو به گسترش است. این ابزارها، ابتدا به‌عنوان روش‌هایی برای سنجش نابرابری در توزیع ثروت مطرح شدند؛ اما به‌تدریج در دیگر زمینه‌ها نیز مورد استفاده قرار گرفتند (موتاتو[3]، ۱۹۹۰). برای نمونه، می‌توان به کاربرد آن‌ها در تحلیل‌های اقتصادی (کاکوانی[4]، ۱۹۷۷) تصمیم‌گیری در مسائل چندگانه (فام گیا[5]، ۱۹۹۵)، امتیازدهی و نرخ‌گذاری بیمه‌نامه‌ها (فریز، مایرز و کامینگز[6]، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴)، شناسایی وابستگی یکنوا (مولیر و پترون[7]، ۱۹۹۲) و ویژگی‌های مرتبط و انتخاب متغیر (نمبرینی، کونیگ و رایت[8]، ۲۰۱۸) و همچنین انتخاب مدل (دنوئیت، اسنایدر و تروفین[9]، ۲۰۱۹؛ میرباقری جم[10]، ۲۰۲۲؛ دنوئیت و تروفین[11]، ۲۰۲۳) اشاره کرد.

گستردگی روزافزون کاربردهای منحنی لورنز و ضریب جینی در علوم مختلف، به افزایش مطالعات پیرامون این موضوع منجر شده است. ییتژاکی و شختمن[12] (۲۰۱۳) در کتاب خود، رویکرد جینی را آغازگر یک روش‌شناسی آماری می‌دانند و برای ضریب جینی، بیش از دوازده تفسیر ذکر می‌کنند. جنبه‌های آماری و ریاضی این ابزار، از جمله قابلیت اطمینان، کرانه‌ها، تخمین، شکل تابعی جایگزین و کاربردهای‌شان در پژوهش‌های متعددی از گذشته تاکنون، نظیر مطالعهٔ مروری موتاتو (۱۹۹۰)، کریانی و ورمه[13] (۲۰۱۲) و اخیراً در مطالعات فورمن، کای و سو[14] (۲۰۱۹)، های و زیزلر[15] (۲۰۲۰) و سیتیوت و هولاسوت[16] (۲۰۲۳) مورد بررسی قرار گرفته است.

اولین و مهم‌ترین کاربرد منحنی‌های لورنز و ضریب جینی در بیمه، در مطالعهٔ فریز و همکاران (۲۰۱۱) مشاهده می‌شود که در آن با مرتب‌سازی شاخص «نسبیت» (یا نسبت خسارت به حق بیمه) قراردادهای بیمه، کاربردهای منحنی لورنز تعمیم‌یافته در امتیازدهی بیمه و نرخ‌گذاری بیمه‌نامه‌ها بررسی شده است. به‌طور مشابه، اهلبرگ[17] (۲۰۱۹) در تحلیل ریسک پرتفوی بیمه (متشکل از ۱۳۲۱ بیمه‌نامه در بیمه‌های غیرزندگی کشور سودان) به‌کارگیری منحنی لورنز تعمیم‌یافته را مورد توجه قرار داده است. با استفاده از منحنی لورنز در تحلیل ریسک پرتفوی بیمه، می‌توان ساختار

1. Lorenz
2. Gini
3. Moothathu
4. Kakwani
5. Pham-Gia
6. Frees, Meyers & Cummings
7. Muliere & Petrone
8. Nembrini, König & Wright
9. Denuit, Sznajder & Trufin
10. Mirbagherijam
11. Denuit & Trufin
12. Yitzhaki & Schechtman
13. Ceriani & Verme
14. Furman, Kye & Su
15. Haye & Zizler
16. Sitthiyot & Holasut
17. Ahlberg

پرتفوی بیمه را بر اساس ویژگی‌های بیمه‌گذاران تعیین و از انتخاب‌های نامناسب جلوگیری کرد. این امر می‌تواند به افزایش سود بالقوه بیمه‌گر کمک کند.

منحنی‌های لورنز تعمیم‌یافته کاربرد دیگری نیز در انتخاب مدل قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌ها بر مبنای معیار ABC (مساحت محصور بین منحنی لورنز و منحنی تمرکز) دارند که توسط دنوئیت و همکاران (۲۰۱۹) توسعه یافته است. انتخاب مدل بر اساس قدرت پیش‌بینی و دقت برازش انجام می‌شود. با این حال، تفاوت در شیوه‌های تعیین فاصله، نرمال‌سازی و تجمیع فاصله مجموعه داده‌های واقعی و پیش‌بینی شده، به شکل‌گیری معیارهای متعدد منجر شده است. حیدری و امیری (۱۴۰۱) در مطالعهٔ خود، برای حفظ توازن بین هر دو نوع خطای پیش‌بینی بیش از حد و کمتر از حد واقع در ارزیابی عملکرد مدل، از معیار F1-Score برای مقایسهٔ قدرت مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی در پیش‌بینی روند قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران استفاده کرده‌اند. ایزدی، آشتاب و اکبر زواری (۱۴۰۳) از معیار منحنی ROC[1] در انتخاب مدل بهینه پیش‌بینی جهت تغییرات اجزای سود استفاده کرده‌اند. بوتچکرو[2] (۲۰۱۹) در یک مطالعه مروری، بیش از ۴۰ نمونه را براساس ساختار طبقه‌بندی کرده است. MSE، RMSE، MAE و MAPE چند نمونه از معروف‌ترین آن‌ها هستند؛ معیار MSE[3] در مطالعهٔ ستایشی، طهرانی یزدی، واعظی و رئیسی وانانی (۱۴۰۳) برای ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی تعهدهای آتی شرکت‌های بیمه استفاده شده است. مزیت استفاده از معیار ABC نسبت به معیارهای رقیب، این است که فراوانی و شدت خطای پیش‌بینی توأمان در آن لحاظ می‌شود.

در کشور، تاکنون مطالعهٔ شایان توجهی در زمینهٔ کاربردهای منحنی‌های لورنز در صنعت بیمه انجام نشده است و به‌نظر می‌رسد که این ابزارها به‌طور کامل بومی‌سازی نشده‌اند. در پژوهش حاضر، هدف معرفی و بومی‌سازی کاربردهای منحنی لورنز، به‌عنوان ابزاری قوی در تحلیل ریسک پرتفوی بیمه، رتبه‌بندی عوامل ریسک بیمه‌گری، نرخ‌گذاری بیمه‌نامه‌ها و انتخاب مدل قیمت‌گذاری است.

با توجه به اهمیت بیمهٔ درمان تکمیلی در صنعت بیمه و دسترسی به داده‌های مرتبط با آن، این مطالعه بر مبنای داده‌های بیمهٔ درمان تکمیلی انجام شده است. سهم بیمهٔ درمان از کل حق‌بیمهٔ تولیدی، حدود ۱۷/۹درصد با ضریب خسارت ۱۱۳/۳ و صدور ۱۸۰۷۸۴۸ فقره بیمه‌نامه (سالنامه آماری صنعت بیمه[4]، ۱۴۰۰) است. همچنین، پوشش‌های ناکافی بیمه‌های اولیه درمان و هزینه‌های سنگین درمان در کشور، اهمیت بیمه‌های درمان تکمیلی را بیشتر نمایان می‌کند (صحت و اسماعیلی، ۱۳۹۸).

در این پژوهش از ریزداده‌های خسارت‌ها و حق‌بیمه‌ها استفاده شده است. این داده‌ها مربوط به قراردادهای بیمهٔ درمان تکمیلی شرکت بیمهٔ دی و تاریخ شروع این قراردادها، در بازهٔ زمانی ۱۳۹۶/۱۱/۱ تا ۱۳۹۷/۰۲/۲۲ است. نرخ‌گذاری این قراردادها و تحلیل ریسک مؤسسه، بر مبنای ویژگی‌های بیمه‌گذاران (مانند جنسیت، سن و استان سکونت

1. Receiver Operating Characteristic (ROC)
2. Botchkarev

۳. میانگین مربعات خطا

۴. سالنامه آماری صنعت بیمه سال ۱۴۰۰، بیمه مرکزی ج.ا.ا.، https://centinsur.ir

بیمه‌گذار) انجام شده و مدل قیمت‌گذاری مناسب از بین مدل‌های رقیب، بر اساس معیار ABC انتخاب شده است. پژوهش حاضر به لحاظ هدف، از نوع کاربردی و به لحاظ ماهیت و روش، توصیفی ـ تحلیلی، علّی و پس‌رویدادی است. رویکرد پژوهش میدانی کمّی بوده و اطلاعات به‌صورت کتابخانه‌ای گردآوری شده است. در ادامه، مقاله بدین ترتیب ساختاربندی شده است: پس از مرور پیشینه، روش‌شناسی تحقیق توضیح داده می‌شود؛ سپس تجزیه‌وتحلیل داده‌ها در چهار زیربخش متناسب با اهداف پژوهش ارائه و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادات مطرح می‌شود.

پیشینهٔ پژوهش

کاربردهای منحنی لورنز و نسخه‌های تعمیم‌یافته آن در علوم مختلف گسترش یافته است؛ به دلیل تنوع و گستردگی کاربردها، استفاده از این ابزارها در پژوهش‌های بسیار زیادی مشاهده شده است. عمدهٔ محورهای کاربردی این ابزارها عبارت‌اند از: سنجش نابرابری و تمرکز، سنجش وابستگی یا ارتباط متغیرها و انتخاب مدل.

منحنی تمرکز و شاخص مربوط به آن نمونه‌ای از نسخه تعمیم‌یافته منحنی لورنز و ضریب جینی است که در سنجش تمرکز فعالیت‌های اقتصادی (آلونسو ویلار و دل ریو[1]، ۲۰۱۳)، ارزیابی درجهٔ تمرکز صنعت (باجگر، برلینگری، کالیگاریس، کریسکوئولو و تیمیس[2]، ۲۰۱۹)، تحلیل انحصار بازار و رقابت بنگاه‌ها (دیویس و اورهانگازی[3]، ۲۰۲۱) و بررسی نابرابری توزیع منابع و ثروت (چوهاداراوغلو[4]، ۲۰۲۳) به‌کار رفته است. در مواردی، ممکن است دو توزیع مختلف دارای ضریب جینی یکسانی باشند و منحنی‌های لورنز مربوطه متقاطع شوند؛ بنابراین در تحلیل نابرابری توزیع ثروت، علاوه‌بر شاخص ضریب جینی، از سایر معیارهای نابرابری توزیع مانند شاخص اتکینسون[5] (۲۰۰۸) و آنتروپی (گرمانو[6]، ۲۰۲۲) نیز استفاده می‌شود.

در مطالعاتی مانند مولیر و پترون (۱۹۹۲) و رافینتی و جودیچی[7] (۲۰۱۳)، کاربرد منحنی لورنز تعمیم‌یافته در شناسایی وابستگی میان متغیرها و نوع آن نشان داده شده است. براساس مطالعهٔ کیملدورف و سامپسون[8] (۱۹۷۸) وابستگی کامل متغیر تصادفی Y به متغیر تصادفی X بدان معناست که تابعی مانند g وجود دارد؛ به‌طوری که شرط $P[Y = g(X)] = 1$ برقرار باشد که بیانگر پیش‌بینی‌پذیری کامل متغیر Y از روی متغیر X است. اگر تابع g یک‌به‌یک باشد، وابستگی Y به X یکنوا است و منحنی تمرکز مربوطه، شکل محدبی خواهد داشت. در صورتی که دو متغیر هیچ وابستگی نداشته باشند، ضریب تمرکز صفر و منحنی مربوط به آن روی خط استقلال یا خط برابری کامل (خط ۴۵ درجه) قرار خواهد گرفت. بنابراین اندازهٔ وابستگی چند متغیر نسبت به یک متغیر دیگر، بر اساس ضریب تمرکز و فاصلهٔ منحنی

1. Alonso-Villar & Del Río
2. Bajgar, Berlingieri, Calligaris, Criscuolo & Timmis
3. Davis & Orhangazi
4. Cuhadaroglu
5. Atkinson
6. Germano
7. Raffinetti & Giudici
8. Kimeldorf & Sampson

تمرکز از خط استقلال اندازه‌گیری و مقایسه می‌شود؛ در نتیجه، چنانچه منحنی‌های تمرکز متقاطع نباشند، رتبه‌بندی و انتخاب متغیر(های) مرتبط به‌سادگی امکان‌پذیر است.

در مواردی که منحنی‌های تمرکز متقاطع باشند دنوئیت و همکارانش (۲۰۱۹) استفاده از انتگرال منحنی‌های تمرکز را برای رتبه‌بندی و مقایسه آن‌ها پیشنهاد کرده‌اند؛ در حالی‌که دویس، هوی و ژائو[1] (۲۰۲۲) نشان داده‌اند که رتبه‌بندی منحنی‌های لورنز متقاطع طبق اصل حساسیت انتقال (PTS) نیز امکان‌پذیر است.

قدرت برازش یا پیش‌بینی مدل، به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری تطابق و ارتباط مجموعه‌ای از مقادیر واقعی با مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل معرفی می‌شود و در ادبیات پژوهش معیارهای مختلفی برای سنجش آن ارائه شده است. جودیچی و رافینتی[2] (۲۰۱۹) نشان دادند که شاخص جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و سایر شاخص‌های مشابه، به دو دلیل برای سنجش دقت پیش‌بینی، معیارهای مناسبی نیستند. به همین دلیل آن‌ها شاخص لورنز ـ زونید[3] مبتنی بر رویکرد جینی را به‌عنوان جایگزینی مناسب معرفی کردند. نخست اینکه در استفاده شاخص RMSE، خطاهای پیش‌بینی نرمال نمی‌شود و ممکن است ارزیابی متقاطع خطاهای پیش‌بینی نتایج ناسازگاری به همراه داشته باشد؛ دوم اینکه مقدار این شاخص، نظیر معیارهای اطلاعاتی مانند AIC و BIC، با افزایش تعداد متغیرهای توضیحی مدل لزوماً کاهشی نیست. پژوهش‌های اخیر مانند دنوئیت، هاینو و تروفین[4] (۲۰۲۰) و دنوئیت و تروفین (۲۰۲۳)، حتی سنجش قدرت برازش مدل با معیارهای معروف مانند تاو ـ کندل و رو ـ اسپیرمن را به چالش کشیده‌اند؛ از این رو، در این مطالعات، شاخص ABC مبتنی بر مساحت محصور بین منحنی لورنز و تمرکز برای ارزیابی و انتخاب مدل تبیین شده و ممکن است که در آینده شاخص‌های دیگری نیز ارائه شود.

روش‌شناسی پژوهش

در تجزیه‌وتحلیل داده‌های بیمه‌ای و رتبه‌بندی عوامل ریسک بیمه‌گری از شاخص نسبیت، منحنی لورنز تعمیم‌یافته (LC) و منحنی تمرکز (CC) و در انتخاب مدل قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌ها از معیار ABC (مساحت محصور بین LC و CC) استفاده شده است؛ بنابراین، در اینجا توضیح این مفاهیم بر اساس مقالهٔ دنوئیت و همکاران (۲۰۱۹) بیان شده است.

امتیازدهی بیمه و نسبیت

در یک مؤسسهٔ بیمه، فرض کنید که تعداد n بیمه‌نامه صادره می‌شود و برای هر بیمه‌نامهٔ صادره با شماره $i = 1{:}n$ مبلغ حق‌بیمه $\pi(X_i)$ از دارنده آن دریافت می‌شود. این حق‌بیمه ممکن است به‌صورت یکسان از تمامی بیمه‌گذاران دریافت نشود و بسته به ویژگی‌های آن‌ها تعیین و اخذ شود. ویژگی‌های هر دارندهٔ بیمه‌نامه با بردار $X_i = (x_1. x_2 \dots x_p)^T$ نشان داده می‌شود. اگر خسارت پرداختی به بیمه‌گذار بابت قرارداد بیمه i را با متغیر تصادفی y_i نشان دهیم، آنگاه زیان مؤسسهٔ بیمه از این قرارداد برابر خواهد بود با:

1. Davies, Hoy & Zhao
2. Giudici & Raffinetti
3. Lorenz-zonoid
4. Denuit, Hainaut & Trufin

رابطهٔ ۱) $$l(X_i, y_i) = y_i - \pi(X_i)$$

مؤسسهٔ بیمه تمایل دارد که در پرتفوی بیمه‌ای خود، قراردادهایی را انتخاب کند که کمترین زیان را داشته باشد. مجموعه قراردادهای منتخب مؤسسهٔ بیمه با مجموعه A نشان داده می‌شود و تابع دو ضابطه‌ای I به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطهٔ ۲) $$I = \begin{cases} 1, i \in A \\ 0, i \notin A \end{cases}$$

اگر قرارداد بیمه i در پرتفوی بیمه‌ای مؤسسه انتخاب شود، مقدار I=۱ و در غیر این صورت I=۰ خواهد بود. بر اساس رابطه‌های ۱ و ۲، زیان انتظاری مؤسسهٔ بیمه از تمامی قراردادهای بیمه‌ای منتخب برابر با:

رابطهٔ ۳) $$\begin{aligned} E\{I(i \in A) l(X_i, y_i)\} &= E_X E_{y|X}\{I(i \in A)(y_i - \pi(X_i))\} \\ &= E_X\{I(i \in A)(\mu(X_i) - \pi(X_i))\} \end{aligned}$$

که در آن، مقدار انتظاری خسارت پرداختی شرطی y نسبت به x بر اساس معادلهٔ رگرسیون $\mu(X) = E(y|X)$ برآورد می‌شود. خسارت پرداختی انتظاری (y_i) به قرارداد بیمهٔ i، به ویژگی‌های دارندهٔ بیمه‌نامه، یعنی بردار $X_i = (x_1. x_2 \dots x_p)^T$ بستگی دارد. قرارداد بیمهٔ i در پرتفوی شرکت با این پیش فرض و قید انتخاب می‌شود که حق‌بیمهٔ دریافتی، بیشتر از خسارت پرداختی انتظاری متناظر قرارداد باشد؛ یعنی:

رابطهٔ ۴) $$i \in A \leftrightarrow \mu(X_i) < \pi(X_i)$$

رعایت شرط بالا در دنیای واقعی به‌دلایل متعدد مشکل است؛ زیرا خسارت پرداختی (y) متغیر تصادفی بوده و توزیع آن ممکن است مشخص نباشد و به‌راحتی نمی‌توان میانگین توزیع را برآورد و بر اساس آن حق‌بیمهٔ قرارداد را تعیین کرد. در پرتفوی شرکت بیمه مجموعه‌های مختلفی از بیمه‌شدگان با ویژگی‌های متعدد قابل تصور است و قراردادهای بیمه‌ای دارندگان هر بیمه‌نامه، به‌علت پوشش‌های مختلف و کسورات متفاوت و غیره، ممکن است یکسان نباشند. بنابراین همه این موارد رعایت شرط ۴ در انتخاب قرارداد بیمه‌ای i را مشکل می‌کند.

مؤسسهٔ بیمه برای صدور بیمه‌نامه‌ها، ابتدا باید حق‌بیمه‌ها را تعیین کند. حال فرض کنید ساختار بازار بیمه، رقابتی است و بیمه‌گر در صدور بیمه‌نامه‌ها، حق‌بیمه را بر اساس خسارت پرداختی مورد انتظار تعیین می‌کند. $\mu(X_i)$ تقریب (یا تخمینی) از خسارت پرداختی مورد انتظار از قرارداد i است که بیمه‌گر آن را از مدل رگرسیون $S(X)$ به دست می‌آورد. شایان ذکر است که تخمین خسارت پرداختی انتظاری ممکن است بیشتر، کمتر یا برابر با خسارت پرداختی واقعی باشد. شاخص نسبیت این قرارداد که نشان‌دهندهٔ نسبت تخمین خسارت پرداختی انتظاری به حق‌بیمه دریافتی است، به صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطهٔ ۵) $$R(X_i) < \frac{\mu(X_i)}{\pi(X_i)}$$

کوچک بودن شاخص نسبیت، در صورتی که $\mu(X_i)$ تخمین در حد واقع از خسارت پرداختی باشد، زیان شرکت

بیمه را کاهش و منفعت یا سود آن را افزایش خواهد داد. بنابراین قرارداد i، یک قرارداد سودمند برای بیمه‌گر خواهد بود و در بازار رقابتی، چنین قراردادی مطلوب بنگاه‌های رقیب نیز خواهد بود. به همین ترتیب، بزرگ بودن شاخص نسبیت، زیان شرکت بیمه را افزایش و منفعت آن را کاهش خواهد داد. با لحاظ کردن همهٔ ریسک‌های حق‌بیمه و خسارت پرداختی متناظر آن در متغیر شاخص نسبیت و مرتب‌سازی قراردادهای بیمه بر اساس این شاخص، امکان ارزیابی سودمندی پرتفوی بیمه و امتیازدهی بیمه‌نامه‌ها فراهم می‌شود. همچنین با مرتب‌سازی بیمه‌نامه‌ها از طریق شاخص نسبیت، بلوک‌های بی‌سود را می‌توان در منحنی لورنز مربوطه شناسایی و ساختار برتر پرتفوی بیمه را از طریق تنظیمات مختلف معیار نسبیت ارزیابی کرد.

مدل مطلوب تخمین خسارت بیمه‌گر

یافتن یک مدل رگرسیونی که برآوردهای دقیقی از خسارت‌های پرداختی ارائه دهد، برای بیمه‌گر اهمیت زیادی دارد. برآوردهای نادرست، چه کمتر و چه بیشتر از واقع، می‌تواند به انتخاب نامناسب پرتفوی بیمه و در نتیجه کاهش سود بیمه‌گر در بازار رقابتی منجر شود. بنابراین، تخمین دقیق خسارت‌های پرداختی از سوی بیمه‌گر مطلوب است.

مدل رگرسیون یا قیمت‌گذاری ایدئال را بعد از این با $S(X)^*$ مشخص خواهیم کرد. در این پژوهش، برای دستیابی به این مدل، ابتدا با استفاده از داده‌های تاریخی موجود، مدل‌های رگرسیون متعددی (مشروح در جدول ۱) برآورد می‌شوند. سپس عملکرد این مدل‌ها، با استفاده از معیار ABC، سنجیده و مقایسه خواهد شد تا مدل مناسب و مطلوب انتخاب شود.

جدول ۱. مدل‌های قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌ها بر اساس عوامل پروفایل بیمه‌شدگان

مدل‌های قیمت‌گذاری	فرمول قیمت‌گذاری $S(X) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3$
مدل ۱: سن+ جنسیت + استان سکونت	Payment ~ Age + Sex + Province
مدل ۲: سن + جنسیت	Payment ~ Age + Sex
مدل ۳: سن + استان سکونت	Payment ~ Age + Province
مدل ۴: جنسیت + استان سکونت	Payment ~ Sex + Province
مدل ۵: سن	Payment ~ Age
مدل ۶: جنسیت	Payment ~ Sex
مدل ۷: استان سکونت	Payment ~ Province

خسارت‌های پرداختی در بیمهٔ درمان تکمیلی تحت تأثیر تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی (مانند سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ ارز) و همچنین ویژگی‌های بیمه‌شدگان و دیگر عوامل قرار دارند (نجائیکه و چیساسا[1]، ۲۰۲۱). به‌منظور سادگی، در اینجا استراتژی قیمت‌گذاری منصفانه بیمه‌نامه‌ها (برابری خسارت پرداختی با حق بیمه دریافتی) در نظر گرفته

1. Njanike & Chisasa

می‌شود و خسارت پرداختی بیمه به‌عنوان تابعی از ویژگی‌های جنسیت، سن و استان سکونت بیمه‌گذاران فرض می‌شود. در این راستا، ضرایب معادله‌های هفت مدل رگرسیون خطی زیر با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد خواهد شد.

منحنی‌های لورنز و تمرکز

برای هر سطح احتمال α، منحنی تمرکز خسارت واقعی پرداخت شده Y با حق‌بیمه $\pi(X)$ تعیین شده بر مبنای مدل قیمت‌گذاری بیمه‌نامه بر اساس اطلاعات بردار x به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$CC[Y,\pi(X);\alpha]=\frac{E[Y|[\pi(X)\le F_{\pi}^{-1}(\alpha)]]}{E[Y]}$$ رابطهٔ ۶)

درجایی که $F_{\pi}(t)$ تابع توزیع حق‌بیمه قیمت‌گذاری شده $(\pi(X))$ است و F_{π}^{-1} تابع معکوس تعمیم‌یافته F_{π} یک تابع چندک تعریف شده در سطح احتمال α به صورت $F_{\pi}^{-1}(\alpha)=\inf\{t|F_{\pi}(t)\ge\alpha\}$ است.

رابطهٔ ۶ را می‌توان به‌عنوان نسبت خسارت واقعی پرداخت شده به حق‌بیمهٔ تعیین شدهٔ قابل انتساب به زیرمجموعه‌ای از بیمه‌شدگانی که برای آنان حق‌بیمه کمتر از حق‌بیمه α درصد از بیمه‌شدگان در نظر گرفته شده، تفسیر کرد. منحنی لورنز LC حق‌بیمه دریافت شده $\pi(X)$ در صورت قیمت‌گذاری منصفانه بیمه‌نامه‌ها به‌صورت رابطهٔ ۷ است.

$$LC[\pi(X);\alpha]=CC[\pi(X).\pi(X);\alpha]=\frac{E[\pi(X)|[\pi(X)\le F_{\pi}^{-1}(\alpha)]]}{E[Y]}$$ رابطهٔ ۷)

در نرخ‌گذاری منصفانهٔ بیمه‌نامه، حق‌بیمه برابر با خسارت انتظاری تعیین می‌شود؛ لذا اگر خسارت تحقق‌یافته (واقعی) برابر با خسارت انتظاری باشد، آنگاه حق‌بیمه دقیق تعیین شده و $Y=\pi(X)$ است. پس بر اساس رابطه‌های ۶ و ۷، منحنی CC خسارت پرداختی واقعی با منحنی LC آن یکسان و منطبق یکدیگر است. یعنی در رابطهٔ ۶ اگر $Y=\pi(X)$، آنگاه $LC[\pi(X);\alpha]=CC[Y,\pi(X);\alpha]$. از این موضوع بعداً استفاده شده و مشخص شده است که حق‌بیمهٔ تعیین شده تا چه میزان از خسارت‌های واقعی پرداخت شده فاصله و شکاف دارد.

ویژگی‌های منحنی‌های تمرکز و لورنز

با توجه به مقالهٔ دنوئیت و همکاران (۲۰۱۹) منحنی‌های تمرکز CC و لورنز LC چندین ویژگی خاص دارند. منحنی‌های CC و LC توابع غیرکاهشی (یکنوا) و محدب هستند. یکنوایی منحنی CC، شرایط $\lim_{\alpha\to0}CC[\pi(\boldsymbol{X});\alpha]=0$ و $\lim_{\alpha\to1}CC[\pi(\boldsymbol{X});\alpha]=1$. را برآورده می‌کند. اگر دو متغیر مستقل از هم باشند، منحنی تمرکز آن‌ها منطبق بر خط ۴۵ درجه خواهد بود؛ به همین دلیل از خط ۴۵ درجه به‌عنوان خط استقلال (برابری) یاد می‌شود. اگر دو متغیر Y و $\pi(X)$ از یکدیگر مستقل باشند آنگاه:

$$CC[Y,\pi(X);\alpha]=\frac{E[Y]P[\pi(X)\le F_{\pi}^{-1}(\alpha)]}{E[Y]}=\alpha$$ رابطهٔ ۸)

منطقهٔ بین خط ۴۵ درجه و منحنی تمرکز CC وابستگی متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند. وابستگی مثبت متغیرها، یک منحنی تمرکز محدب ایجاد می‌کند و برعکس، اگر CC محدب باشد، دو متغیر به‌طور مثبت وابسته‌اند. پیش‌بینی‌کنندهٔ $\pi_1(X_1)$ برای Y، از $\pi_2(X_2)$ تبعیض‌آمیزتر است، اگر و فقط اگر نامساوی زیر برای همه سطوح α برقرار باشد:

$$CC[Y,\pi_1(X_1);\alpha]\le CC[Y,\pi_2(X_2);\alpha]$$ رابطهٔ ۹)

به عبارتی منحنی CC پیش‌بینی‌کننده π_2، زیر منحنی CC پیش‌بینی کنندهٔ π_1 است. اگر منحنی‌های تمرکز دو پیش‌بینی کننده، تلاقی داشته باشند، برای مقایسه سطح تبعیض دو پیش‌بینی از شاخص ICC به‌جای شاخص CC استفاده می‌شود (دنوئیت و همکاران، ۲۰۱۹).

منحنی لورنز حالت خاص منحنی تمرکز است؛ از این رو علاوه‌بر داشتن ویژگی‌های منحنی تمرکز، دارای ویژگی‌های خاص خود نیز است. مثلاً ضریب جینی بر اساس مساحت محصور بین خط ۴۵ درجه و منحنی لورنز تعریف می‌شود یا شاخص میانگین جینی با ویژگی‌های جالب آن که با تعریف منحنی لورنز مرتبط بوده معیاری برای سنجش ارتباط یک متغیر تصادفی با رتبه آن است (بیتژاکی و شختمن، ۲۰۱۳).

معیار انتخاب مدل قیمت‌گذاری

فرمول محاسبهٔ معیار ABC به‌عنوان ابزار قدرتمند انتخاب مدل به‌صورت زیر بیان شده است:

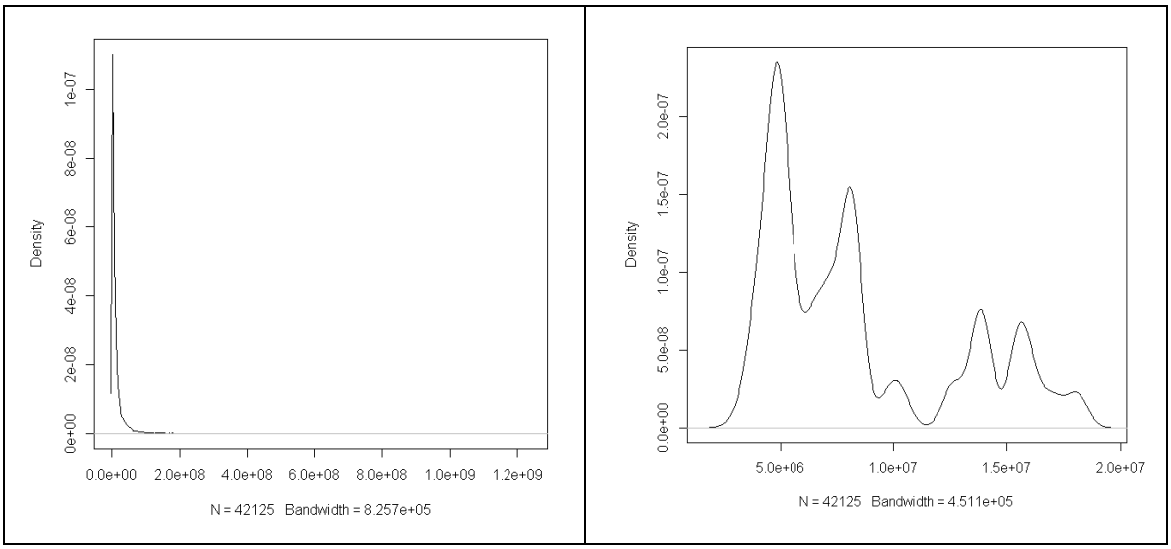
$$\begin{aligned}ABC[\pi(X)]&=\int_0^1(CC[Y,\pi(X);\alpha]-LC[\pi(X),\pi\alpha])\,d\alpha\\&=\frac{1}{E[\pi(X)]}\int_0^1(E[Y|[\Pi\le\alpha]]-E[\pi(X)|[\Pi\le\alpha]])\,d\alpha\\&=\frac{1}{E[\pi(X)]}\int_0^1\int_0^{\infty}(P[\pi(X)\le y,\Pi\le\alpha]\\&-P[Y\le y,\Pi\le\alpha])\,dyd\alpha\\&=\frac{1}{E[\pi(X)]}(cov[\pi(X),\Pi]-cov[Y,\Pi])\end{aligned}$$ رابطهٔ ۱۰)

یافته‌های پژوهش

نتایج تحلیل آماری داده‌های بیمهٔ درمان تکمیلی

توزیع تجربی حق‌بیمه دریافت شده به ازای هر فرد بیمه‌شده و خسارت پرداختی به آن‌ها در شکل‌های ۱ و ۲ ترسیم و مقایسه شده است. عدم یکنواختی توزیع حق‌بیمه ممکن است ناشی از تفاوت شرایط بیمه‌نامه‌های درمان تکمیلی یا

تبعیض قیمت بین گروه‌های بیمه‌ای باشد. هزینه‌های درمان افراد بیمه‌شده یکسان نیست؛ از این رو منطقی است که توزیع خسارت پرداختی نیز غیریکنواخت باشد. عدم انطباق توزیع حق‌بیمه دریافتی با خسارت پرداختی بیانگر ناهمگنی زیان خالص ریالی (خسارت پرداختی منهای حق‌بیمه دریافتی) شرکت بیمه در هر قرارداد بیمه است.



شکل ۱. نمودارهای توزیع تجربی حق‌بیمه دریافتی و خسارت پرداخت شده به‌ازای هر فرد بیمه شده

هدف از تحلیل آماری سطح ریسک بیمه‌گری مؤسسهٔ بیمه، بررسی تأثیر ویژگی‌های جنسی، سنی و استان سکونت بیمه‌گذاران برای شناسایی عواملی است که می‌توانند در سیاست تبعیض قیمت، به کاهش سطح ریسک بیمه‌گری در بیمهٔ درمان تکمیلی کمک کنند.

نتایج تحلیل ریسک بیمه‌گری بیمهٔ درمان تکمیلی برحسب جنسیت بیمه‌شدگان

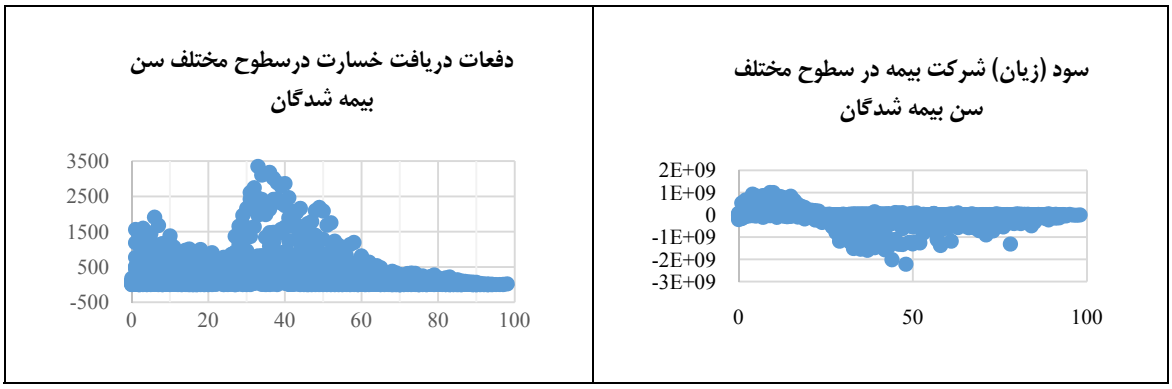
در داده‌های مورد بررسی، ۵۳ درصد از بیمه‌شدگان زن و ۴۷ درصد مرد هستند. مبلغ کل ادعای خسارت افراد تحت پوشش ۷۱۰ میلیارد ریال بوده که ۶۹ درصد آن (معادل ۴۹۰ میلیارد ریال) به‌عنوان خسارت پرداخت شده است. حق بیمه دریافتی به‌طور میانگین ۱۷ میلیون ریال برای هر نفر بوده و مجموع حق بیمه‌های دریافتی به ۳۵۷ میلیارد ریال می‌رسد. میانگین حق بیمه دریافتی از گروه زنان ۴۹ درصد و از مردان ۵۱ درصد است؛ به‌طوری‌که ۵۲ درصد از کل حق بیمه‌ها از زنان و ۴۸ درصد از مردان دریافت شده است. زیان شرکت از مجموع دو گروه حدود ۱۳۲ میلیارد ریال بوده که به ازای هر نفر بیش از ۳ میلیون ریال است. زیان پرداختی به‌ازای هر زن حدود ۴/۳ میلیون ریال (۷۲ درصد) و به‌ازای هر مرد حدود ۱/۹ میلیون ریال (۲۸ درصد) است. نسبت خسارت پرداختی به حق بیمهٔ دریافتی در گروه زنان حدود ۱/۵۱ و در گروه مردان حدود ۱/۲ است. مقایسهٔ این نسبت‌ها نشان می‌دهد که بیمهٔ درمان تکمیلی برای گروه زنان نسبت به مردان برای شرکت بیمه سودآورتر نیست.

جدول ۲. مقایسه ارقام بیمه‌ای بیمهٔ درمان تکمیلی به تفکیک جنسیت

اقلام بیمه‌ای	جنسیت		مجموع	سهم جنسیت	
	زن	مرد		زن	مرد
دفعات دریافت خسارت	۲۱۵,۷۴۶	۱۵۵,۶۵۷	۳۷۱,۴۰۳	۰/۵۸۱	۰/۴۱۹
نفرات بیمه‌شده	۲۲,۲۸۵	۱۹,۸۴۰	۴۲,۱۲۵	۰/۵۲۹	۰/۴۷۱
مبلغ ادعای خسارت	۴۱۵,۹۷۲,۰۵۸,۴۷۱	۲۹۳,۹۳۴,۷۸۸,۱۴۸	۷۰۹,۹۰۶,۸۴۶,۶۱۹	۰/۵۸۶	۰/۴۱۴
کسورات	۸۴,۹۶۴,۱۷۹,۶۳۷	۵۷,۳۲۸,۵۷۰,۷۴۲	۱۴۲,۲۹۲,۷۵۰,۳۷۹	۰/۵۹۷	۰/۴۰۳
خسارت پرداخت شده	۲۸۰,۴۹۳,۷۰۵,۲۶۷	۲۰۷,۵۶۸,۲۶۳,۳۸۲	۴۸۸,۰۶۱,۹۶۸,۶۴۹	۰/۵۷۵	۰/۴۲۵
فرانشیز	۱۷,۸۵۷,۹۰۹,۸۶۳	۱۳,۶۷۰,۹۱۲,۹۰۶	۳۱,۵۲۸,۸۲۲,۷۶۹	۰/۵۶۶	۰/۴۳۴
جمع حق‌بیمه‌های دریافتی	۱۸۵,۴۶۹,۸۵۱,۷۴۸	۱۷۱,۱۸۰,۹۷۴,۲۸۰	۳۵۶,۶۵۰,۸۲۶,۰۲۸	۰/۵۲۰	۰/۴۸۰
سود (زیان) شرکت بیمه	(۹۵,۰۲۳,۸۵۳,۵۱۹)	(۳۶,۳۸۷,۲۸۹,۱۰۲)	(۱۲۷۴۱۱۱۴۲۶۲۱)	۰/۷۲۳	۰/۲۷۷
میانگین حق‌بیمه دریافتی از نفر	۸,۳۲۲,۶۳۲	۸,۶۲۸,۰۷۳	۸,۴۶۶,۴۸۸	۰/۴۹۱	۰/۵۰۹
متوسط خسارت پرداختی به نفر	۱۲,۵۸۶,۶۵۹	۱۰,۴۶۲,۱۱۰	۱۱,۵۸۶,۰۴۱		
نسبیت	۱/۵۱	۱/۲۱	۱/۳۷		

نتایج تحلیل ریسک بیمه‌گری بیمهٔ درمان تکمیلی برحسب سن بیمه‌شدگان

سود (زیان) شرکت بیمه و دفعات پرداخت خسارت در سطوح مختلف سن بیمه‌شدگان (برحسب سال) در شکل‌های (۳) و (۴) نشان داده شده است. بیشترین زیان شرکت در بازه سنی ۲۷ تا ۴۱ سال (۱۰۰۰۰ تا ۱۵۰۰۰ روز) و بیشترین سود در بازه سنی نوزادی تا ۱۳ سال (۰ تا ۵۰۰۰ روز) مشاهده شده است. تحلیل ریسک بیمه‌گری بر اساس سن بیمه‌شدگان نشان می‌دهد که عامل سن تأثیر بسیار مهمی بر روند سودآوری شرکت بیمه دی در دوره مورد نظر داشته است. بیمه‌شدگان تازه متولد شده تا ۲۱ سال، با وجود دفعات زیاد دریافت خسارت، برای شرکت بیمه سودآور هستند. بیشترین تعداد دفعات دریافت خسارت و همچنین بیشترین زیان شرکت از بیمه‌شدگان سنین ۲۷ تا ۵۷ (میان‌سال) است. همچنین گروه سنی ۶۸ سال به بالا، با وجود کاهش چشمگیر تعداد دفعات دریافت خسارت، همچنان به شرکت زیان تحمیل می‌کنند، اگرچه میزان این زیان کمتر از گروه سنی میان‌سال است.



شکل ۲. نمودارهای سود (زیان) و کل دفعات دریافت خسارت در سطوح مختلف سن بیمه‌شدگان

نتایج تحلیل ریسک بیمه‌گری بیمهٔ درمان تکمیلی برحسب استان سکونت

استان تهران بالاترین تعداد بیمه‌شدگان، بالاترین مبلغ حق‌بیمه‌های دریافتی، بالاترین دفعات دریافت خسارت، بالاترین مبلغ خسارت‌های پرداخت‌شده و بیشترین زیان را دارد. مقایسهٔ شاخص نسبیت برآورد شده در استان‌های مختلف نشان می‌دهد که تنها در ۵ استان (قم، هرمزگان، آذربایجان شرقی، خراسان رضوی و کردستان) حق‌بیمه دریافتی بیشتر از خسارت پرداختی بوده و ضریب نسبیت در این استان‌ها کمتر از یک است.

جدول ۳. مقایسهٔ اقلام بیمه‌ای استان‌ها در بیمهٔ درمان تکمیلی

استان	دفعات دریافت خسارت	نفرات بیمه‌شده	خسارت پرداخت شده	جمع حق‌بیمه‌های دریافتی	سود و زیان شرکت بیمه	حق‌بیمه دریافتی از هر نفر	خسارت پرداختی به هر نفر	نسبیت
آذربایجان شرقی	۱,۲۸۱	۲۴۸	۱,۳۵۴,۱۹۵,۵۱۳	۱,۵۹۰,۰۴۸,۰۰۰	۲۳۵,۸۵۲,۴۸۷	۶,۴۱۱,۴۸۴	۵,۴۶۰,۴۶۶	۰/۸۵۲
اصفهان	۲۳,۱۹۸	۳,۶۶۴	۲۸,۶۷۱,۴۵۸,۲۱۱	۱۷,۱۹۸,۹۳۸,۹۲۰	(۱۱,۴۷۲,۵۱۹,۲۹۱)	۴,۶۹۴,۰۳۴	۷,۸۲۵,۱۸۰	۱/۶۶۷
فارس	۱,۴۷۰	۲۶۱	۱,۸۹۳,۷۶۷,۳۳۹	۱,۳۷۸,۰۸۰,۰۰۰	(۵۱۵,۶۸۷,۳۳۹)	۵,۲۸۰,۰۰۰	۷,۲۵۵,۸۱۴	۱/۳۷۴
قزوین	۱۰۲	۴۰	۲۸۳,۰۴۸,۶۲۴	۲۰۱,۶۰۰,۰۰۰	(۸۱,۴۴۸,۶۲۴)	۵,۰۴۰,۰۰۰	۷,۰۷۶,۲۱۶	۱/۴۰۴
گیلان	۵,۴۴۳	۲۴۹	۷,۲۷۸,۳۶۹,۴۸۸	۲,۳۸۹,۷۵۲,۸۶۴	(۴,۸۸۸,۶۱۶,۶۲۴)	۹,۵۹۷,۴۰۱	۲۹,۲۳۰,۴۰۰	۳/۰۴۶
گلستان	۳,۳۲۵	۷۵۱	۱۰,۳۹۵,۷۶۵,۶۰۵	۵,۲۹۹,۰۵۶,۰۰۰	(۵,۰۹۶,۷۰۹,۶۰۵)	۷,۰۵۶,۰۰۰	۱۳,۸۴۲,۵۶۴	۱/۹۶۲
هرمزگان	۶۵۱	۹۴	۱,۰۸۵,۳۴۶,۰۷۷	۱,۳۳۱,۰۴۰,۰۰۰	۲۴۵,۶۹۳,۹۲۳	۱۴,۱۶۰,۰۰۰	۱۱,۵۴۶,۲۳۵	۰/۸۱۵
کرمان	۱۶,۹۲۲	۲,۰۴۸	۲۲,۹۰۳,۱۶۳,۶۶۱	۱۵,۳۲۶,۴۰۰,۰۰۰	(۷,۵۷۶,۷۶۳,۶۶۱)	۷,۴۸۳,۵۹۴	۱۱,۱۸۳,۱۸۵	۱/۴۹۴
کرمانشاه	۹۲۵	۱۲۸	۱,۴۵۳,۴۵۴,۱۱۸	۹۳۶,۹۶۰,۰۰۰	(۵۱۶,۴۹۴,۱۱۸)	۷,۳۲۰,۰۰۰	۱۱,۳۵۵,۱۱۰	۱/۵۵۱
خراسان رضوی	۷۸	۳۳	۲۰۳,۹۱۲,۴۱۴	۲۱۳,۸۴۰,۰۰۰	۹,۹۲۷,۵۸۶	۶,۴۸۰,۰۰۰	۶,۱۷۹,۱۶۴	۰/۹۵۴
کردستان	۵۴,۱۸۹	۴,۰۹۲	۴۹,۷۱۸,۵۷۱,۲۴۳	۴۹,۹۳۸,۱۳۹,۶۸۰	۲۱۹,۵۶۸,۴۳۷	۱۲,۲۰۳,۸۴۶	۱۲,۱۵۰,۱۸۸	۰/۹۹۶
کهگلیویه و بویراحمد	۴۴,۶۲۲	۲,۹۲۳	۶۵,۸۴۴,۴۸۸,۰۸۲	۴۳,۹۴۰,۴۰۷,۲۱۲	(۲۱,۹۰۴,۰۸۰,۸۷۰)	۱۵,۰۳۲,۶۴۰	۲۲,۵۲۶,۳۳۹	۱/۴۹۸
مازندران	۱,۱۸۴	۱۷۸	۱,۳۴۰,۶۰۰,۰۷۶	۱,۳۰۲,۹۶۰,۰۰۰	(۳۷,۶۴۰,۰۷۶)	۷,۳۲۰,۰۰۰	۷,۵۳۱,۴۶۱	۱/۰۲۹
قم	۲,۹۱۹	۴۹۶	۲,۷۱۴,۲۵۰,۷۲۹	۳,۵۹۲,۶۲۷,۲۰۰	۸۷۸,۳۷۶,۴۷۱	۷,۲۴۳,۲۰۰	۵,۴۷۲,۲۸۰	۰/۷۵۶
سمنان	۴۰,۴۶۱	۴,۵۵۷	۴۴,۸۶۳,۷۷۵,۸۶۴	۳۶,۹۴۷,۲۰۷,۶۴۰	(۷,۹۱۶,۵۶۸,۲۲۴)	۸,۱۰۷,۷۹۲	۹,۸۴۵,۰۲۴	۱/۲۱۴
سیستان و بلوچستان	۱,۶۴۸	۲۵۴	۱,۷۸۴,۴۳۵,۱۱۹	۱,۴۱۵,۴۶۰,۰۰۰	(۳۶۸,۹۷۵,۱۱۹)	۵,۵۷۲,۶۷۷	۷,۰۲۵,۳۳۵	۱/۲۶۱
تهران	۱۵۷,۶۶۹	۱۷,۶۴۶	۲۰۴,۹۴۹,۲۰۷,۸۳۸	۱۵۰,۶۶۴,۸۸۸,۵۱۲	(۵۴,۲۸۴,۳۱۹,۳۲۶)	۸,۵۳۸,۱۸۹	۱۱,۶۱۴,۴۸۵	۱/۳۶۰
آذربایجان غربی	۱۲,۷۴۱	۴,۱۵۳	۳۷,۶۹۰,۹۳۱,۴۹۵	۲۰,۰۴۴,۶۲۰,۰۰۰	(۱۷,۶۴۶,۳۱۱,۴۹۵)	۴,۸۲۶,۵۴۰	۹,۰۷۵,۵۹۱	۱/۸۸۰
زنجان	۲,۵۷۵	۳۱۰	۳,۶۳۳,۲۲۷,۱۵۳	۲,۹۳۸,۸۰۰,۰۰۰	(۶۹۴,۴۲۷,۱۵۳)	۹,۴۸۰,۰۰۰	۱۱,۷۲۰,۰۸۸	۱/۲۳۶
مجموع	۳۷۱,۴۰۳	۴۲,۱۲۵	۴۸۸,۰۶۱,۹۶۸,۶۴۹	۳۵۶,۶۵۰,۸۲۶,۰۲۸	(۱۳۱,۴۱۱,۱۴۲,۶۲۱)	۸,۴۶۶,۴۸۸	۱۱,۵۸۶,۰۴۱	۱/۳۶۸

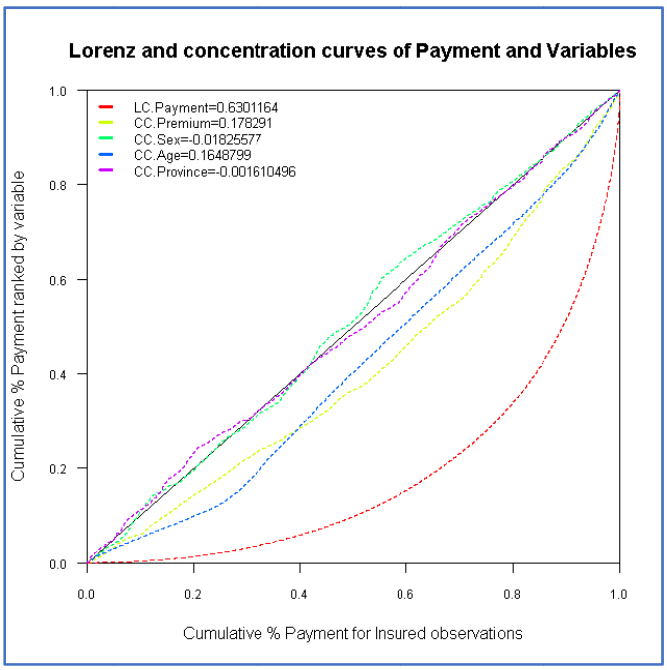
منبع: یافته‌های پژوهش

در سایر استان‌ها که شاخص نسبیت بیشتر از یک است، فعالیت بیمه‌گری در بیمهٔ درمان تکمیلی سودآور نبوده است. سودآوری شرکت به ازای هر فرد بیمه‌شده در استان قم بیشتر از سایر استان‌ها است؛ در حالی که زیان شرکت به ازای هر فرد بیمه‌شده در استان گیلان با شاخص نسبیت ۳/۰۴۶ بیشتر از سایر استان‌ها است. دلیل کمتر بودن تعداد استان‌های موجود در جدول نسبت به تعداد کل استان‌های کشور این است که شرکت بیمهٔ دی در برخی استان‌ها فعالیت نداشته است.

نتایج مقایسه و رتبه‌بندی اثر عوامل ریسک بیمه‌گری در بیمهٔ درمان تکمیلی

عوامل مؤثر بر سطح ریسک بیمه‌گری مؤسسه‌های بیمه را می‌توان در سه گروه دسته‌بندی کرد: عوامل اقتصادی (مانند نرخ ارز و نرخ تورم)، عوامل مرتبط با ویژگی‌های بیمه‌شده (مانند جنسیت، سن و مکان سکونت) و عوامل مرتبط با ویژگی‌های قرارداد بیمه (مانند میزان پوشش بیمه). در اینجا، برای سادگی، فقط اثر عوامل مرتبط با ویژگی‌های بیمه‌شده، یعنی جنسیت، سن و محل سکونت، بر سطح خسارت پرداختی در بیمهٔ درمان تکمیلی بررسی شده است. ضریب جینی و تمرکز متغیرهای خسارت پرداختی و حق‌بیمه دریافتی از هر فرد بیمه‌شده، محاسبه شده و منحنی لورنز و منحنی تمرکز مربوطه در شکل ۳ ترسیم شده است. در این شکل، منحنی لورنز خسارت پرداختی (LC.Payment) با رنگ قرمز نمایش داده شده است. مساحت محصور بین منحنی لورنز و خط ۴۵ درجه (خط برابری کامل یا خط استقلال) برابر با ۰/۶۳۰۱۱۶۴ و ضریب جینی متناظر آن برابر با نصف این مقدار یعنی ۰/۳۱۵۰۵۸۲ است. منحنی تمرکز حق‌بیمه دریافتی از هر فرد بیمه‌شده (CC.Premium) با رنگ طلایی ترسیم شده و ضریب تمرکز این متغیر برابر با نصف عدد ۰/۱۷۸۲۹۱ یعنی ۰/۰۸۹۱۹۵ است. مقایسهٔ منحنی‌های تمرکز حق‌بیمه دریافتی و خسارت پرداختی، نشان‌دهندهٔ پراکنش بیشتر توزیع خسارت پرداختی نسبت به توزیع حق‌بیمه دریافتی از هر فرد بیمه‌شده است. به عبارتی دیگر، خسارت پرداختی به بیمه‌شدگان بسیار تبعیض‌آمیزتر از حق‌بیمه دریافتی از آنان بوده است.

منحنی‌های تمرکز متغیر خسارت پرداختی به افراد بیمه‌شده بر اساس عوامل پروفایل بیمه‌شدگان (مشخصات سنی، جنسیت و استان سکونت) با رنگ‌های مختلف در شکل ۳ ترسیم شده‌اند و ارقام شاخص تمرکز محاسبه شده متناظر هر منحنی نشان داده شده است. منحنی تمرکز خسارت پرداختی برای عامل سن (CC.Age) از خط ۴۵ درجه دورتر است و شاخص تمرکز محاسبه شده برای آن مثبت ۰/۱۶۴۸۷۹۹ است. در حالی‌که منحنی‌های تمرکز CC.Sex و CC.Province با خط ۴۵ درجه در چندین ناحیه متقاطع بوده و به خط برابری کامل نزدیک‌ترند و شاخص تمرکز محاسبه شده برای آن‌ها عددی منفی است. همان‌طور که در بخش قبل اشاره شده بود، منفی بودن ضریب تمرکز یا متقاطع بودن منحنی تمرکز متغیر با خط ۴۵ درجه نشان‌دهنده اثر غیریکنواخت آن متغیر بر متغیر دیگر است. بر این اساس می‌توان گفت که عواملی مانند استان سکونت و جنسیت بیمه‌شدگان اثر غیریکنواخت بر سطح ریسک بیمه‌گری شرکت بیمه دارند.



شکل ۳. مقایسه منحنی‌های تمرکز خسارت پرداخت شده برحسب مشخصات بیمه شدگان و حق‌بیمه

اندازهٔ قدر مطلق شاخص تمرکز منحنی CC.Province کمتر از شاخص تمرکز منحنی CC.Sex است. بنابراین، انتظار می‌رود که وابستگی سطح ریسک بیمه‌گری مؤسسهٔ بیمه نسبت به استان محل سکونت کمتر از وابستگی سطح ریسک بیمه‌گری نسبت به جنسیت بیمه‌شدگان باشد. به همین ترتیب، بزرگ‌تر بودن قدر مطلق شاخص تمرکز یا دورتر بودن منحنی تمرکز از خط استقلال نشان‌دهندهٔ وابستگی بیشتر سطح ریسک بیمه‌گری نسبت به آن عامل است.

مقایسهٔ شاخص تمرکز سه عامل سن، جنسیت و استان سکونت نشان می‌دهد که شاخص تمرکز منحنی CC.Age بزرگ‌تر از همه است؛ بنابراین، وابستگی سطح ریسک بیمه‌گری شرکت بیمه نسبت به عامل سن بیمه‌شده بیشتر از عامل جنسیت و استان محل سکونت بیمه شده است.

شاخص تمرکز عامل حق‌بیمه (۰/۱۷۸۲۹۱) بزرگ‌تر از شاخص تمرکز عوامل سن، جنسیت و استان سکونت است؛ بنابراین، می‌توان گفت که اثر سطح پوشش بیمه بر ریسک بیمهٔ درمان تکمیلی، بیشتر از اثر مشخصات بیمه‌شدگان است. در توضیح این نتیجه باید توجه کرد که در بیمه‌های درمان تکمیلی گروهی، از اعضای داخل گروه به‌علت پوشش‌های یکسان، حق‌بیمه یکسان دریافت می‌شود؛ اما در بین گروه‌ها به علت پوشش‌های متفاوت و حتی تبعیض قیمت، ممکن است حق‌بیمه‌های دریافتی یکسان نباشد و مؤسسه‌های بیمه متناسب با سطح پوشش بیمه‌ای و افزایش سطح ریسک‌پذیری خود، حق‌بیمه بالاتری را مطالبه کنند.

قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌های درمان تکمیلی بر اساس عوامل مشخصات بیمه‌شدگان

قیمت‌گذاری صحیح و منصفانهٔ بیمه‌نامه‌ها، بخشی از الگوی کلی و درست مدیریت منسجم ریسک در مؤسسه‌های بیمه است. هرچند مبادلهٔ اوراق بیمه در بازار ثانویه، به فرایند قیمت‌گذاری کمک می‌کند (اعلائی، صفرزاه و ابراهیم‌نژاد،

۱۴۰۲)، مؤسسه‌های بیمه باید به‌منظور حفظ توانگری مالی، علاوه‌بر تمرکز بر مدیریت واحد پرداخت خسارت، مدیریت مؤثر واحد صدور بیمه‌نامه و تعیین حق‌بیمه‌های منصفانه را نیز در نظر بگیرند.

قیمت‌گذاری منصفانه بیمه‌نامه‌ها به این معناست که مجموع حق‌بیمه‌های دریافتی مؤسسهٔ بیمه، باید حداقل برابر یا بیشتر از مجموع خسارت‌های پرداختی به بیمه‌شدگان و تعهدهای قانونی ایجاد شده در بیمه‌نامه‌ها باشد. با توجه به اینکه نرخ بیمه‌نامه‌ها باید پیش از صدور مشخص شود و مؤسسهٔ بیمه، پس از صدور بیمه‌نامه، ملزم است خسارات وارده را جبران کند، شناسایی عوامل ریسک و ارزیابی تأثیر آن‌ها بر سطح ریسک مؤسسه در قیمت‌گذاری منصفانه، بسیار مهم است. به همین دلیل، در این بخش مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLM) برآورد شده و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است. شایان ذکر است که برای هر یک از مدل‌های برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی، شامل آزمون VIF[1] برای بررسی استقلال متغیرهای مستقل، آزمون‌های بروش ـ پاگان[2] و وایت[3] برای تشخیص ناهمسانی واریانس باقی‌مانده‌ها، آزمون جارک ـ برا برای بررسی نرمال بودن توزیع باقی‌مانده‌ها و آزمون دوربین ـ واتسون برای تشخیص عدم خودهم‌بستگی سریالی در خطاها انجام شده است. بر اساس نتایج این آزمون‌ها، مدل‌های مذکور مشخص و تصریح شده‌اند. با این حال، به‌دلیل رعایت اختصار و محدودیت صفحات پژوهش، از ارائه جزئیات نتایج این آزمون‌ها در اینجا صرف‌نظر شده است.

ضریب مثبت و معنادار متغیر عرض از مبدأ در تمام مدل‌ها، نشان‌دهندهٔ تأثیر معنادار عوامل لحاظ نشده در مدل‌هاست. همچنین، متغیر سن بیمه‌شده در تمام مدل‌های قیمت‌گذاری، بر سطح ریسک بیمهٔ درمان تکمیلی تأثیر مثبت و معناداری دارد. در مدل ۲، فقط دو متغیر جنسیت و سن در نظر گرفته شده است که در آن، مقدار متغیر مجازی جنسیت برای جنس مذکر عدد یک و برای جنس مؤنث عدد صفر لحاظ می‌شود و معنادار بودن ضریب سن، بیانگر تأثیر مثبت سن بیمه‌شده بر سطح ریسک بیمهٔ درمان تکمیلی در هر دو گروه جنسیتی است.

مقایسهٔ ضرایب برآورد شده برای هر یک از استان‌ها در مدل‌های قیمت‌گذاری ۱، ۳، ۴ و ۷ نشان می‌دهد که تأثیر استان‌های مختلف بر سطح ریسک بیمه‌گری یکسان نیست.

با توجه به اینکه در ردیف آخر جدول ۴، مقدار آماره آکائیک مدل ۱، کمترین مقدار را نسبت به سایر مدل‌ها دارد، می‌توان نتیجه گرفت که از نظر این معیار، دقت برازش مدل ۱ در تخمین ریسک بیمه‌گری بیشتر از دیگر مدل‌هاست. با این حال، باید توجه شود که بالاتر بودن دقت برازش مدل، لزوماً به‌معنای بالاتر بودن دقت پیش‌بینی آن نیست. در واقع، معیارهای سنجش دقت برازش و پیش‌بینی ممکن است متفاوت باشند و مطالعات محدودی در زمینه ارتباط بین دقت برازش و دقت پیش‌بینی انجام شده است.

در ادامه، نتایج عملکرد مدل‌های مختلف پژوهش برای قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌ها بر اساس معیار ABC معرفی شده در مقالهٔ دنوئیت و همکاران (۲۰۱۹) مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

1. Variance Inflation Factor
2. Breusch-Pagan
3. White Test

جدول ٤. تخمین ضرایب متغیرهای مدل‌های مفروض قیمت‌گذاری بیمه درمان تکمیلی

نام متغیرها	مدل۱		مدل ۳		مدل٤		مدل۷		مدل ۲		مدل٦		مدل٥	
(Intercept)	۴/۱۳E+۰۵	۰/۰۱۱۱۹*	۴/۳۸E+۰۵	۰/۰۰۷۰۲**	۴/۳۸E+۰۵	۰/۰۰۷۰۲**	۱۰۴۷۰۹۴	۱/۰۲e−۱۰***	۶/۱۳E+۰۵	<۲e−۱۶***	۱۲۹۶۶۰۴	<۲e−۱۶***	۶/۲۴E+۰۵	<۲e−۱۶***
Age	۵/۲۶E+۰۱	<۲e−۱۶***	۵/۲۶E+۰۱	<۲e−۱۶***					۵/۵۸E+۰۱	<۲e−۱۶***			۵/۵۸E+۰۱	<۲e−۱۶***
SexMale	۵/۷۲E+۰۴	۰/۰۰۳۱۸**			۵/۲۶E+۰۱	<۲e−۱۶***			۲/۷۰E+۰۴	۰/۱۶۴	۳۹۵۶۲	۰/۰۴۱۶*		
ProvinceEsfahan	۱/۸۳E+۰۵	۰/۲۶۹۷۸	۱/۷۹E+۰۵	۰/۲۸۰۴۹	۱/۷۹E+۰۵	۰/۲۸۰۴۹	۱۹۵۴۴۸	۰/۲۴۰۲۴						
ProvinceFars	۳/۰۳E+۰۵	۰/۱۷۲۱۲	۲/۹۳E+۰۵	۰/۱۸۶۵۸	۲/۹۳E+۰۵	۰/۱۸۶۵۸	۲۹۹۹۴۴	۰/۱۷۶۵۱						
ProvinceGhazvin	۱/۹۰E+۰۶	۰/۰۰۱۵۱**	۱/۸۹E+۰۶	۰/۰۰۱۵۳**	۱/۸۹E+۰۶	۰/۰۰۱۵۳**	۱۹۴۹۳۰۳	۰/۰۰۱۱۳**						
ProvinceGilan	۱/۳۴E+۰۵	۰/۴۵۵۰۸	۱/۳۴E+۰۵	۰/۴۵۵۰۸	۱/۳۴E+۰۵	۰/۴۵۵۰۸	۳۰۱۷۲۸	۰/۰۹۳۹۶						
ProvinceGolestan	۲/۰۳E+۰۶	<۲e−۱۶***	۲/۰۲E+۰۶	<۲e−۱۶***	۲/۰۲E+۰۶	<۲e−۱۶***	۲۰۹۱۰۹۵	<۲e−۱۶***						
ProvinceHormozgan	۴/۰۷E+۰۵	۰/۱۴۵۲۶	۴/۰۵E+۰۵	۰/۱۴۶۷۱	۴/۰۵E+۰۵	۰/۱۴۶۷۱	۵۶۰۶۸۹	۰/۰۴۴۹۲*						
ProvinceKerman	۳/۱۱E+۰۵	۰/۰۶۴۱۴	۳/۰۶E+۰۵	۰/۰۶۸۲۳	۳/۰۶E+۰۵	۰/۰۶۸۲۳/	۲۹۹۷۱۱	۰/۰۷۴۵۷/						
ProvinceKermanshah	۳/۴۲E+۰۵	۰/۱۷۱۴۴	۳/۳۹E+۰۵	۰/۱۷۵۶۷	۳/۳۹E+۰۵	۰/۱۷۵۶۷	۴۶۴۳۱۳	۰/۰۶۳۹۳/						
ProvinceKhorasanRazavi	۱/۶۸E+۰۶	۰/۰۱۴۹۱*	۱/۶۷E+۰۶	۰/۰۱۵۳۹*	۱/۶۷E+۰۶	۰/۰۱۵۳۹*	۱۸۰۰۰۲۶	۰/۰۰۹۰۳**						
ProvinceKhuzestan	۱/۳۸E+۰۵	۰/۳۹۷۷۸	−۱/۳۸E+۰۵	۰/۳۹۸۵۲	۱/۳۸E+۰۵	۰/۳۹۸۵۲	−۱۳۵۹۳۹	۰/۴۰۶۸۶						
ProvinceKohgiloyehBoyerahmad	۳/۸۹E+۰۵	۰/۰۱۷۶۵*	۳/۸۸E+۰۵	۰/۰۱۷۸۹*	۳/۸۸E+۰۵	۰/۰۱۷۸۹*	۴۲۸۶۳۴	۰/۰۰۹۰۹**						
ProvinceMazandaran	۱/۰۹E+۰۵	۰/۶۴۱۱۶	۱/۰۶E+۰۵	۰/۶۴۸۶۷	۱/۰۶E+۰۵	۰/۶۴۸۶۷	۲۶۵۸۸	۰/۹۰۹۵۳						
ProvinceQom	۲/۰۹E+۰۵	۰/۲۸۰۹۴	−۲/۱۵E+۰۵	۰/۲۶۷۶۱	۲/۱۵E+۰۵	۰/۲۶۷۶۱	−۱۴۷۴۶۳	۰/۴۴۸۶۱						
ProvinceSemnan	۱/۲۶E+۰۴	۰/۹۳۸۹۵	−۱/۵۲E+۰۴	۰/۹۲۶۴۷	۱/۵۲E+۰۴	۰/۹۲۶۴۷	۶۰۷۰۷	۰/۷۱۲۱۷						
ProvinceSistan and Baluchestan	۱/۲۲E+۰۵	۰/۵۷۰۷۶	−۱/۲۵E+۰۵	۰/۵۶۱۲۶	۱/۲۵E+۰۵	۰/۵۶۱۲۶	۳۹۹۸۴	۰/۸۵۳۲۱						
ProvinceTehran	۲/۱۵E+۰۵	۰/۱۸۵۰۵	۲/۱۲E+۰۵	۰/۱۹۰۸۴	۲/۱۲E+۰۵	۰/۱۹۰۸۴	۲۵۲۲۹۰	۰/۱۲۰۸۴						
ProvinceWesternAzerbaijan	۱/۷۷E+۰۶	<۲e−۱۶***	۱/۷۶E+۰۶	<۲e−۱۶***	۱/۷۶E+۰۶	<۲e−۱۶***	۱۹۱۸۷۹۴	<۲e−۱۶***						
ProvinceZanjan	۳/۶۹E+۰۵	۰/۰۶۲۶۷	۳/۷۹E+۰۵	۰/۰۵۵۷۵	۳/۷۹E+۰۵	۰/۰۵۵۷۵	۳۷۸۵۸۱	۰/۰۵۶۴۱						
	AIC: ۱۱۳۲۶۱۸۵		AIC: ۱۱۳۲۶۱۹۲		AIC: ۱۱۳۲۷۴۷۱		AIC: ۱۱۳۲۷۴۸۳		AIC: ۱۱۳۲۷۷۲۲		AIC: ۱۱۳۲۹۱۸۱		AIC: ۱۱۳۲۷۷۲۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

انتخاب مدل قیمت‌گذاری حق‌بیمه بر اساس فاکتورهای پروفایل بیمه‌شدگان

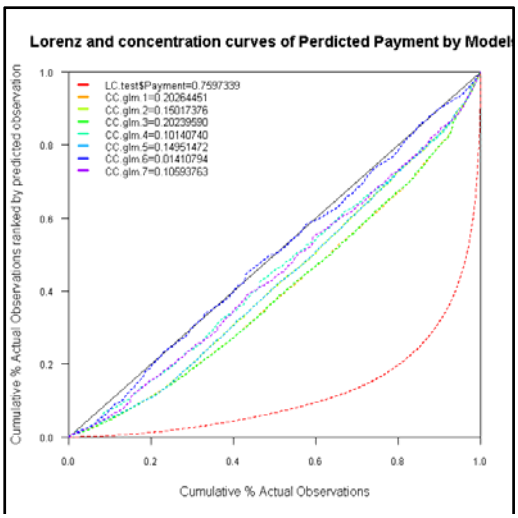
عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری مفروض پژوهش با معیار ABC مطابق جدول ۵ سنجیده و مقایسه شده است. در این جدول شاخص ABC هر مدل با تفاضل شاخص CC از شاخص LC مدل مربوطه محاسبه می‌شود. مقدار شاخص منحنی لورنز (LC) مدل‌ها بر اساس داده‌های واقعی خسارت پرداختی به بیمه‌شدگان محاسبه شده؛ به همین دلیل، این شاخص برای همهٔ مدل‌ها یکسان و برابر با ۰/۷۵۹۷۳۳۹ است. مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری بیمه‌نامه‌ها، از خسارت‌های پرداختی انتظاری، برآوردهای متفاوتی می‌دهند، بنابراین، مقدار شاخص تمرکز CC مدل‌ها یکسان نخواهد بود. این موضوع در شکل ۴ که منحنی‌های تمرکز برآورد خسارت‌های پرداختی انتظاری را نشان می‌دهد، به‌وضوح دیده می‌شود. در این شکل منحنی تمرکز (یا لورنز) خسارت‌های پرداختی واقعی با رنگ قرمز نقطه‌چین ترسیم شده است. منحنی تمرکز خسارت برآورد شده با مدل که با رنگ نارنجی ترسیم شده است، در مقایسه با منحنی تمرکز سایر مدل‌ها از خط ۴۵ درجه دورتر به منحنی تمرکز خسارت پرداختی واقعی نزدیک‌تر است.

جدول ۵. مقایسه مقادیر شاخص‌های LC و CC و ABC مدل‌های قیمت‌گذاری

نام مدل	فرمول قیمت‌گذاری	شاخص LC	شاخص CC	شاخص ABC
مدل ۱	Payment ~ Age + Sex + Province	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۲۰۲۶۴۴۵	۰/۵۵۷۰۸۹
مدل ۲	Payment ~ Age + Sex	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۱۵۰۱۷۳۸	۰/۶۰۹۵۶
مدل ۳	Payment ~ Age + Province	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۲۰۲۳۹۵۹	۰/۵۵۷۳۳۸
مدل ۴	Payment ~ Sex + Province	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۱۰۱۴۰۷۴	۰/۶۵۸۳۲۷
مدل ۵	Payment ~ Age	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۱۴۹۵۱۴۷	۰/۶۱۰۲۱۹
مدل ۶	Payment ~ Sex	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۰۱۴۱۰۸۰	۰/۷۴۵۶۲۶
مدل ۷	Payment ~ Province	۰/۷۵۹۷۳۳۹	۰/۱۰۵۹۳۷۶	۰/۶۵۳۷۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول بالا مقدار شاخص ABC مدل ۱ کمتر از سایر مدل‌ها است؛ بنابراین مدل ۱ که شامل عوامل استان محل سکونت بیمه‌شده، جنسیت و سن بیمه‌شده است، برای قیمت‌گذاری حق‌بیمه بر مبنای عوامل پروفایل بیمه‌شدگان مدل مناسبی است. این مدل تمام عوامل مورد استفادهٔ پروفایل بیمه‌شدگان (سن، جنسیت، و استان محل سکونت) در این پژوهش را شامل می‌شود. نتیجه اینکه تمامی این عوامل در نرخ‌گذاری بیمه‌نامه‌ها تأثیرگذارند. این نتیجه به شرکت‌های بیمه یادآور می‌شود که اطلاعات پروفایل بیمه‌شدگان خود را دقیق‌تر و جامع‌تر ثبت کنند. بر این اساس، می‌توان با استفاده از اطلاعات بیشتر و دقیق‌تر، به مدل مناسب‌تری برای نرخ‌گذاری بیمه‌نامه‌ها دست‌یافت. برای مثال، تحصیلات، تعداد فرزندان، سن فرزندان، درآمد، نوع شغل و غیره ممکن است جزء عوامل تأثیرگذار باشند که در این پژوهش بررسی نشده‌اند.



شکل ٤. مقایسه منحنی‌های تمرکز خسارت‌های برآورده شده با مدل‌های قیمت‌گذاری بیمه

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش کاربردهای منحنی‌های لورنز و ضریب جینی تعمیم‌یافته بر اساس مقاله‌های فریـز و همکـاران (۲۰۱۱) و دنوئیت و همکاران (۲۰۱۹) در مدیریت ریسک بیمه تبیین شده است. عمدهٔ کـاربرد ایـن ابزارهـا در بیمـه عبـارت‌انـد از: تحلیل ریسک بیمه‌گری و شناسایی پرتفوی‌های سودآور بیمه، شناسایی و رتبه‌بندی عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک بیمه‌گری، سنجش عملکرد مدل و انتخاب مدل قیمت‌گذاری (نرخ‌گذاری) منصفانه بیمه‌نامه‌ها.

برای اعتبارسنجی پژوهش، از ریزداده‌های خسارت و حق‌بیمهٔ در دسـترس دریـافتی از شـرکت بیمـهٔ دی، در بیمـهٔ درمان تکمیلی استفاده شده است. تجزیه‌وتحلیل آماری داده‌ها، پس از پالایش اولیه در محیط اکسل، با نرم‌افزار آر انجـام و نتایجی به شرح زیر حاصل شد:

ترسیم و مقایسهٔ توزیع تجربی داده‌های خسارت و حق‌بیمه به‌ازای هر فرد بیمه‌شده، نشان‌دهندهٔ توزیع غیریکنواخت و غیریکسان متغیرهای حق‌بیمه و خسارت پرداختی است. غیریکنواختی توزیع حق‌بیمـه، ممکـن اسـت بـه‌دلیـل تفـاوت شرایط بیمه‌نامه‌ها و میزان پوشش‌های آن یا حتی، اِعمال تبعیض قیمت بین گروه‌های بیمه‌ای باشد. توزیع غیریکنواخـت خسارت نیز، بیانگر تفاوت سطح ریسک بیمه‌گری مرتبط با هر فرد بیمه‌شده است.

مقایسهٔ ارقام بیمه‌ای (مانند دفعات دریافت خسارت، مبلغ خسارت پرداخت شده، حق‌بیمه و غیره) و محاسبهٔ شـاخص نسبیت برحسب ویژگی‌های جنسی، سنی، استان سکونت و گروه بیمه‌گذار، در تحلیل و مدیریت ریسک بیمه‌گری مؤسسهٔ بیمه کمک‌کننده است. نتایج این مقایسه در قالب جدول‌ها و نمودارها نشان داد که زیان شرکت بیمه، از پوشش بیمـه‌ای ۳۷۱۴۰۳ نفر در بیمهٔ درمان تکمیلی، در دورهٔ پژوهش، بیش از ۱۲۷ میلیارد ریال است؛ ۲۸ درصـد مبلـغ زیـان بـه بیمـهٔ جنسیت مذکر (مردان) و ۷۲ درصد باقی‌مانده به جنسیت مؤنث (گروه زنان) مربوط است. شاخص نسبیت بزرگ‌تر از یک، نشان‌دهندهٔ زیان بیمه‌گری بیمه، به‌ازای یک واحد حق‌بیمه دریافتی است. این شاخص بـرای بیمـه‌شـدگان گـروه زنـان، بزرگ‌تر از گروه مردان و بزرگ‌تر از یک است. انتخاب پرتفوی بیمه‌ای توسط شرکت نامساعد بوده است؛ زیرا علـی‌رغـم

بزرگ‌تر بودن نسبیت گروه زنان از مردان، تعداد بیمه‌شدگان جنسیت مؤنث در پرتفوی بیمه‌ای، بیشتر از گروه جنسیت مذکر بوده است. شاخص نسبیت در پنج استان کشور (قم، هرمزگان، آذربایجان شرقی، خراسان رضوی و کردستان)، کوچک‌تر از یک و کمتر از سایر استان‌هاست. سودآوری شرکت، به‌ازای هر فرد بیمه‌شده در استان قم، بیشتر از سایر استان‌هاست. نتایج تحلیل ریسک بیمه‌گری بیمهٔ درمان تکمیلی، برحسب سن بیمه‌شدگان، نشان می‌دهد که پرتفوی بیمه‌ای متشکل از سن صفر تا ۲۱ سال (یا ۰ تا ۷۵۰۰ روز) با وجود دفعات زیاد دریافت خسارت، برای شرکت بیمه سودده و برای سنین بالای ۶۸ سال زیان‌ده بوده است.

مقایسه و رتبه‌بندی اثر عوامل ریسک بیمه‌گری در بیمهٔ درمان تکمیلی با ابزار منحنی تمرکز و شاخص مربوطه انجام شده است. طبق تعریف منحنی تمرکز، هر اندازه‌ای که منحنی تمرکز یک متغیر از خط ۴۵ درجه که به خط برابری یا استقلال معروف است، دورتر باشد (یا قدر مطلق شاخص تمرکز بزرگ‌تر باشد)، وابستگی آن به متغیر مفروض نیز بیشتر است و در صورتی که اثر متغیر غیریکنوا (یا آستانه‌ای) باشد، منحنی تمرکز با خط ۴۵ درجه متقاطع و مقدار شاخص تمرکز منفی خواهد بود. نتایج نشان می‌دهد که عامل حق‌بیمه (که از آن به‌عنوان عامل سطح پوشش بیمه نیز یاد می‌شود)، عامل سن، جنسیت و استان محل سکونت بیمه‌شده، به‌ترتیب بیشترین اثر را بر سطح ریسک بیمه‌گری بیمهٔ درمان تکمیلی داشته و اثر عامل جنسیت و استان سکونت غیریکنوا است. شایان ذکر است که برای مقایسهٔ اثر عوامل، می‌توان از ابزار مدل رگرسیون نیز استفاده کرد؛ ولی در مدل رگرسیون کلاسیک، ضرایب برآورده شده، فقط انعکاس‌دهندهٔ اثر میانگین توزیع متغیرهای توضیحی در مدل است؛ در حالی که در منحنی تمرکز (یا شاخص تمرکز) اثر عامل در سراسر توزیع آن بر متغیر وابسته انعکاس می‌یابد.

برای دستیابی به یک مدل مناسب قیمت‌گذاری منصفانهٔ بیمه، مدل‌های متعددی مبتنی بر عوامل و مشخصات بیمه‌شده‌ها برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که دقت برازش مدل ۱ که با مقدار آمارهٔ آکائیک سنجیده شده، بیشتر از سایر مدل‌هاست و عملکرد آن نیز که با معیار ABC سنجیده شده، بهتر از سایر مدل‌های مفروض است. در مدل ۱، سه عامل سن، جنسیت و استان سکونت بیمه‌شده لحاظ شده است، در حالی که در دیگر مدل‌ها، فقط یک یا دو عامل از مشخصات بیمه‌شده لحاظ شده است. بنابراین به نظر می‌رسد که با لحاظ دیگر مشخصات و ویژگی‌های بیمه‌شده (مثل سطح تحصیلات، سطح درآمد، سال‌های سابقهٔ بیمه و غیره) و حتی با وارد کردن عوامل اقتصادی (مثل قیمت ارز، تورم و غیره) و لحاظ‌کردن عامل سطح پوشش بیمه (یا شرایط بیمه‌نامه) در مدل‌های قیمت‌گذاری، می‌توان عملکرد مدل‌ها را ارتقا داد. عدم دسترسی کامل به داده‌ها و بازهٔ زمانی قراردادهای بیمه‌ای مورد مطالعه و سایر محدودیت‌ها، مانع از لحاظ همهٔ این عوامل در مدل‌های مفروض شد؛ بنابراین جمع‌آوری داده‌های عوامل ریسک بیمه‌گری و ایجاد بانک اطلاعاتی جامع در بیمهٔ درمان تکمیلی در برآورد دقیق خسارت‌های احتمالی انتظاری و در تعیین دقیق حق‌بیمه منصفانه کمک‌کننده خواهد بود.

در راستای کاهش زیان بیمه‌گری شرکت بیمه، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های تبعیض قیمت در بیمهٔ درمان تکمیلی اعمال شوند. در پژوهش حاضر، کاربرد منحنی لورنز تعمیم‌یافته در بیمه، تنها با استفاده از داده‌های محدود مربوط

به قراردادهای بیمهٔ درمان تکمیلی شرکت بیمهٔ دی که تاریخ شروع قرارداد آن‌ها در بازه زمانی ۱۳۹۶/۱۱/۱ تا ۱۳۹۷/۰۲/۲۲ بوده، اعتبارسنجی و بومی‌سازی شده است؛ از این رو توصیه می‌شود که در مطالعات آتی، برای گسترش موضوع پژوهش از داده‌های بیمه‌ای سایر رشته فعالیت‌ها (مثل بیمه بدنه خودرو) و سایر شرکت‌ها در بازه زمانی بلندمدت استفاده شود.

منابع

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.

ایزدی، مریم؛ آشتاب، علی؛ زواری رضایی، اکبر (۱۴۰۳). بررسی و تطبیق قدرت تخمین مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری در پیش‌بینی جهت تغییرات اجزای سود و انتخاب مدل بهینه. *تحقیقات مالی*، ۲۷(۱)، ۳۱- ۵۷.

حیدری، مهدی؛ امیری، حمیدرضا (۱۴۰۱). بررسی قدرت مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی در پیش‌بینی روند قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۴(۴)، ۶۰۲-۶۲۳.

ستایشی، سعید؛ طهرانی یزدی، نگار؛ واعظی، رضا؛ رئیسی وانانی، ایمان (۱۴۰۳). پیش‌بینی تعهدات آتی شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل حافظه بلند مدت-کوتاه مدت. *تحقیقات مالی*، ۲۶(۴)، ۸۵۴- ۸۷۹.

صحت، سعید و اسماعیلی، محمدحسین (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر عدم توسعه بیمه‌های تکمیلی درمان گروهی از نظر خبرگان صنعت بیمه. *پژوهشنامه بیمه*، ۲۲(۴)، ۶۱.

References

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. doi: 10.22059/frj.2023.347258.1007375 (*in Persian*)

Ahlberg, F. (2019). *Application of the Ordered Lorenz Curve in the Analysis of a Non-Life Insurance Portfolio*.

Alonso-Villar, O. & Del Río, C. (2013). Concentration of economic activity: An analytical framework. *Regional Studies*, *47*(5), 756–772.

Atkinson, A. B. (2008). More on the measurement of inequality. *The Journal of Economic Inequality*, *6*(3), 277–283.

Bajgar, M., Berlingieri, G., Calligaris, S., Criscuolo, C. & Timmis, J. (2019). *Industry concentration in Europe and North America*.

Botchkarev, A. (2019). A new typology design of performance metrics to measure errors in machine learning regression algorithms. *Interdisciplinary Journal of Information, Knowledge, and Management*, 14, 045–076.

Ceriani, L. & Verme, P. (2012). The origins of the Gini index: Extracts from Variabilità e Mutabilità (1912) by Corrado Gini. *The Journal of Economic Inequality*, 10, 421–443.

Cuhadaroglu, T. (2023). Evaluating ordinal inequalities between groups. *The Journal of Economic Inequality*, *21*(1), 219–231.

Davies, J., Hoy, M. & Zhao, L. (2022). Revisiting comparisons of income inequality when Lorenz curves intersect. *Social Choice and Welfare*, *58*(1), 101–109.

Davis, L. & Orhangazi, Ö. (2021). Competition and monopoly in the US economy: What do the industrial concentration data show? *Competition & Change*, *25*(1), 3–30.

Denuit, M. & Trufin, J. (2021). *Lorenz curve, Gini coefficient, and Tweedie dominance for autocalibrated predictors* (No. 2021036). Université catholique de Louvain, Institute of Statistics, Biostatistics and Actuarial Sciences (ISBA).

Denuit, M. & Trufin, J. (2023). Model selection with Pearson's correlation, concentration and Lorenz curves under autocalibration. *European Actuarial Journal*, 1-8.

Denuit, M., Hainaut, D. & Trufin, J. (2020). Other Measures for Model Comparison. In M. Denuit, D. Hainaut & J. Trufin (Eds.), *Effective Statistical Learning Methods for Actuaries II: Tree-Based Methods and Extensions* (pp. 175–228). Springer International Publishing.

Denuit, M., Sznajder, D. & Trufin, J. (2019). Model selection based on Lorenz and concentration curves, Gini indices and convex order. *Insurance: Mathematics and Economics*, 89, 128–139.

Frees, E. W., Meyers, G. & Cummings, A. D. (2011). Summarizing insurance scores using a Gini index. *Journal of the American Statistical Association*, 106(495), 1085–1098.

Frees, E. W., Meyers, G. & Cummings, A. D. (2014). Insurance ratemaking and a Gini index. *Journal of Risk and Insurance*, 81(2), 335–366.

Furman, E., Kye, Y. & Su, J. (2019). Computing the Gini index: A note. *Economics Letters*, 185, 108753.

Germano, F. (2022). Entropy, directionality theory and the evolution of income inequality. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *198*, 15–43.

Gini, C. (1912). *Variabilità e mutabilità: Contributo allo studio delle distribuzioni e delle relazioni statistiche*. [Fasc. I.]. Tipogr. di P. Cuppini.

Giudici, P. & Raffinetti, E. (2019). Lorenz zonoid measures to compare predictive accuracy. *Journal of Classification,* 37(2). DOI:10.1007/s00357-019-09358-w

Haye, R. L. & Zizler, P. (2020). The Lorenz Curve in the Classroom. *The American Statistician*, 75(2), 217–225.

Heidari, M. & Amiri, H. (2022). Inspecting the Predictive Power of Artificial Intelligence Models in Predicting the Stock Price Trend in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 24(4), 602-623. doi: 10.22059/frj.2022.320064.1007149 (*in Persian*)

Izadi, M., Ashtab, A. & Zavari Rezaei, A. (2024). Reviewing and matching the estimated power of Machine Learning Models and Statistical Models in Predicting Changes in Profit Components and Selecting the Optimal Model. *Financial Research Journal*, 27(1), 31-57. doi: 10.22059/frj.2024.373472.1007580 (*in Persian*)

Kakwani, N. C. (1977). Applications of Lorenz curves in economic analysis. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 719–727.

Kimeldorf, G. & Sampson, A. R. (1978). Monotone Dependence. *The Annals of Statistics*, *6*(4), 895–903.

Lorenz, M. O. (1905). Methods of measuring the concentration of wealth. *Publications of the American Statistical Association*, 9(70), 209–219.

Mirbagherijam, M. (2022). House Pricing/Price Prediction Model Selection Based on Lorenz and Concentration Curves: Empirical Evidence from Tehran House Market. *Iranian Economic Review*, *27*(4), 1285-1306. doi: 10.22059/ier.2023.317878.1007092

Moothathu, T. (1990). Lorenz curve and Gini index. *Calcutta Statistical Association Bulletin*, 40(1–4), 307–324.

Muliere, P. & Petrone, S. (1992). Generalized Lorenz curve and monotone dependence orderings. *Metron*, *50*(3–4), 19–38.

Nembrini, S., König, I. R. & Wright, M. N. (2018). The revival of the Gini importance? *Bioinformatics*, 34(21), 3711–3718.

Njanike, K. & Chisasa, J. (2021). Determinants of the use of medical insurance cover in Zimbabwe. *African Journal of Business and Economic Research*, 16(1), 227–247.

Pham-Gia, T. (1995). Some applications of the Lorenz curve in decision analysis. *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, 15(1–2), 1–34.

Raffinetti, E. & Giudici, P. (2013). Lorenz Zonoids and Dependence Measures: A Proposal. In N. Torelli, F. Pesarin & A. Bar-Hen (Eds.), *Advances in Theoretical and Applied Statistics* (pp. 51–60). Springer.

Sehat, S. & Esmaili, M. (2016). Factors affecting the non-development of group therapy supplementary insurances according to insurance industry experts. *Insurance Research Quarterly*, 22(4), 61-90. (*in Persian*)

Setayeshi, S., Tehraniyazdi, N., Vaezi, R. & Raeesi Vanani, I. (2024). Predicting the Future Commitments of Insurance Companies Using Long-Short Term Memory (LSTM) Model. *Financial Research Journal*, 26(4), 854-879. doi: 10.22059/frj.2024.367421.1007532 (*in Persian*)

Sitthiyot, T. & Holasut, K. (2023). An Alternative Functional Form for the Lorenz Curve with Empirical Applications. *Thailand and The World Economy*, *41*(1), 106–125.

Yitzhaki, S. & Schechtman, E. (2013). *The Gini methodology: A primer on a statistical methodology*. Springer.