Iran J. Insur. Res., 6(1): 27-40, Winter 2017, Serial #19

Iranian Journal of Insurance Research
(IJIR)
Homepage: https://ijir.irc.ac.ir/?lang=en

Insurance Research Center (IRC)

ORIGINAL RESEARCH PAPER

Analysis of adverse selection in Iranian life insurance market using logit models

T. Jahed*, Gh. Emamverdi, A. Daghighi Asli

Department of Economic Sciences, School of Economics and Accounting, Islamic Azad University, Central Tehran Branch, Iran

ARTICLE INFO

Article History
Received: 16 January 2016
Revised: 14 February 2016
Accepted: 27 February 2017

Keywords
Life Insurance; Asymmetric Information; Adverse Selection; Moral Hazard.

ABSTRACT

The aim of the current research is to investigate the existence of selection bias in Iran's life insurance market using demographic, economic-social information and factors affecting the risk of individuals using household income and expenditure statistics. The process of this research is that first, using the logit model, the effect of independent variables such as age, gender, education, marital status, activity status, household dimensions and variables related to income and investment status and the person's vision of the future (having insurance) Retirement and accident insurance) and the future health of the person is checked on the possibility of applying for life insurance. In the second step, the dependent variable was estimated in three groups based on the method of paying life insurance premiums in insured and uninsured households, segmentation and ordinal logit model, but due to the violation of the assumption of parallel regression lines in this model, in the end, the generalized logit model was used and analyzed. The final effects were discussed at each stage. Examining the coefficients of this model shows that the variables of age and high-risk jobs indicate the presence of selection bias in the life insurance market, but the variables of education, smoking, sports and religious expenses, medical expenses and income work to reduce selection bias in the life insurance market.

***Corresponding Author:**
Email: *jahed.tahereh@gmail.com*
DOI: 10.22056/ijir.2017.01.03

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه

سایت نشریه: https://ijir.irc.ac.ir/?lang=fa

مقاله علمی

تحلیل وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر ایران با استفاده از مدل‌های لوجیت

طاهره جاهد*، قدرت‌الله امامووردی، علیرضا دقیقی اصلی

گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۶ دی ۱۳۹۴

تاریخ داوری: ۲۵ بهمن ۱۳۹۴

تاریخ پذیرش: ۰۹ اسفند ۱۳۹۵

کلمات کلیدی

بیمهٔ عمر

اطلاعات نامتقارن

کژگزینی

کژمنشی

چکیده:

هدف تحقیق حاضر بررسی وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر ایران با استفاده از اطلاعات دموگرافیک، اقتصادی- اجتماعی و عوامل مؤثر بر ریسک افراد با استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوار است. روند این تحقیق به این صورت است که ابتدا با استفاده از مدل لوجیت، اثر متغیرهای مستقل از قبیل سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت زناشویی، وضعیت فعالیت، بعد خانوار و متغیرهای مربوط به وضعیت درآمد و سرمایه‌گذاری و چشم‌انداز فرد از آینده (داشتن بیمهٔ بازنشستگی و بیمهٔ حوادث) و آیندهٔ سلامت فرد بر احتمال تقاضای بیمهٔ عمر بررسی می‌شود. در مرحلهٔ دوم متغیر وابسته در سه گروه بر اساس روش پرداخت حق‌بیمه‌های عمر در خانوارهای بیمه‌شده و بیمه‌نشده تقسیم‌بندی و مدل لوجیت ترتیبی برآورد شد، ولی با توجه به نقض فرض خطوط رگرسیون موازی در این مدل، درنهایت از مدل لوجیت تعمیم‌یافته بهره گرفته و به بررسی اثرات نهایی در هر مرحله پرداخته شد. بررسی ضرایب این مدل نشان می‌دهد که متعیرهای سن و شغل‌های با ریسک بالا دلالت بر وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر دارند، اما متغیرهای تحصیلات، مصرف دخانیات، هزینه‌های ورزش و مذهبی، هزینه‌های درمانی و درآمد در جهت کاهش کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر عمل می‌کنند.

***نویسنده مسئول:**

ایمیل: *jahed.tahereh@gmail.com*

DOI: 10.22056/ijir.2017.01.03

مقدمه

عمدهٔ بحث‌ها در اقتصاد اطلاعات به مسئلهٔ عدم تقارن اطلاعات[1] مربوط می‌شود؛ یعنی موقعیتی که در آن یک طرف قرارداد در مورد مبادلهٔ خود اطلاعات خاصی دارد که طرف دیگر مبادله، آن اطلاعات را ندارد و این اطلاعات خصوصی و پنهان می‌تواند ویژگیهای رفتاری افراد از قبیل میزان خطرگریزی، میزان تلاش فرد، پرکاری یا کم‌کاری آنها و آشنایی به متغیرهای محیطی تأثیرگذار بر قرارداد باشد؛ باید توجه داشت که چون هدفهای افراد حاضر در قرارداد در تعارض با هم هستند، مسئلهٔ نابرابری اطلاعاتی مشکل ایجاد خواهد کرد؛ زیرا در صورت مشترک‌بودن منافع دو طرف، نابرابری اطلاعات، خود به خود در جهت حداکثرکردن منافع دو طرف از بین می‌رود (راغفر و موسوی، ۱۳۸۹).

از مشکلات اساسی شرکت بیمه این است که هر فرد به‌خوبی می‌داند که چقدر از ریسک گریزان یا متمایل به آن است، بنابراین اطلاعات به صورت نابرابر بین عاملان توزیع شده است. نبود اطلاعات، ثروت طرف غیرمطلع را تحت تأثیر قرار می‌دهد که در این مورد میزان ریسک و تمایلات افراد، اطلاعات خصوصی بیمه‌گذار محسوب می‌شود که سود بیمه‌گر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بیمه‌گر از رفتار بیمه‌گذار اطلاع ندارد، قراردادهای یکسانی را برای افراد متفاوت طراحی می‌کند و این مسئله سبب به‌وجودآمدن کژگزینی می‌شود (راغفر و موسوی، ۱۳۸۹). هر اندازه که بیمه‌گران آگاهی کمتری از ریسک صحیح بیمه‌گذاران داشته باشند، توانایی‌شان در خودداری از پذیرش ریسکهای بالا، که می‌تواند حیات اقتصادی بیمه‌گر را به خطر بیندازد، کاهش می‌یابد (محمدی، ۱۳۹۲).

پژوهش حاضر، به بررسی عواملی که در گسترش کژگزینی در بیمهٔ عمر در کشور مؤثرند، پرداخته است. لذا سؤال اساسی پژوهش را می‌توان این گونه بیان کرد که عوامل مؤثر بر سطح ریسک که در محاسبهٔ حق‌بیمهٔ عمر مورد استفاده قرار نمی‌گیرند و با میزان تقاضای بیمهٔ عمر، رابطهٔ معنی‌دار و مثبتی دارند، کدام‌اند؟ و آیا سطح ریسک‌پذیری افراد رابطهٔ مستقیم با کژگزینی دارد؟

مبانی نظری پژوهش

مروری بر پیشینه پژوهش

سیری در نوشتارهای نظری و پیشینهٔ تحقیق

اسپنس[2] (۱۹۷۸) نشان می‌دهد که چگونه کارگزاران یک بازار می‌توانند برای خنثی‌کردن آثار گزینش نامطلوب، از «دادن علامت» استفاده کنند. «آگاهی[3]» اصلی عبارت از آن است که «ارسال علامت» تنها در شرایطی می‌تواند موفقیت‌آمیز باشد که هزینهٔ آن بین «ارسال‌کنندگان علامت[4]» (به اندازهٔ کافی) متفاوت باشد. استیگلیتز[5] (۲۰۰۱)، نشان داد که چگونه شرکتهای بیمه می‌توانند از طریق غربال‌کردن[6]، انگیزه‌های مؤثری برای مشتریان خود ایجاد کنند تا آنها اطلاعتشان را در مورد وضعیت ریسک خود آشکار سازند. در ردیف نظریه‌های کژمنشی و کژگزینی کلاسیک، که یک رابطهٔ مثبت بین ریسک و پوشش بیمه را پیش‌بینی می‌کنند، می‌توان به مقاله‌های راتشیلد[7] و استیگلیتز (۱۹۷۶)، آرنوت[8] و استیگلیتز (۱۹۹۰)، چاساگنون و چیاپوری[9] (۱۹۹۷) و در خصوص کارهای تجربی به مقالات پولز و اسنو[10] (۱۹۹۴) و کوهن[11]

---

1. Asymmetric Information
2. Spence
3. Insight
4. Senders
5. Stiglitz
6. Screening
7. Rothschild
8. Arnott
9. Chassagnon and Chiappori
10. Puelz and Snow
11. Cohen

(۲۰۰۲) اشاره کرد. نظریه‌هایی که رابطهٔ منفی یا صفر را پیش‌بینی می‌کنند، اول بار توسط همنوی[۱] (۱۹۹۰) مطرح شد. همچنین می‌توان از مقاله‌های مزا و وب[۲] (۲۰۰۱)، نام برد. از کارهای تجربی انجام‌شده، مقالهٔ سایتو[۳] (۲۰۰۶) است.

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه، دوره ۶، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۵، شماره پیاپی ۱۹، ص ۲۷-۴۰

کاولی و فیلیپسون[۴] (۱۹۹۹) نشان دادند که بین سطح ریسک مشاهده و تقاضای بیمهٔ عمر همبستگی منفی وجود داشته است. یافته‌های لی[۵] (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که سطح تحصیلات، مثبت‌بودن نگرش به ترک ارث یا اشتغال همسر با میزان خرید بیمهٔ عمر زمانی رابطهٔ مثبتی دارند. سن سرپرست خانوار، تعداد فرزندان و درآمد، با میزان خرید بیمهٔ عمر با پرداخت یکجا، رابطهٔ مستقیم و متغیرهای وضعیت اشتغال همسر و وضع سلامتی میزان خرید بیمهٔ عمر زمانی را تحت تأثیر قرار می‌دادند. مهدوی و مغانلو (۱۳۹۰) نشان دادند که عوامل احتیاطی نظیر مراجعهٔ مرتب به پزشک، ریسک‌گریزبودن افراد با سطح بالای تحصیلات، مسئولیت‌پذیری در برابر قانون از عوامل مهم در تقاضای بیمهٔ عمر هستند. محمدی (۱۳۹۲) با محاسبهٔ شاخص ریسک، فرضیهٔ وجود انتخاب نامساعد در بیمهٔ عمر را تأیید کرد.

معرفی و نحوهٔ تحلیل داده‌ها

با توجه به مبانی نظری تقاضای بیمه و نظریهٔ کژگزینی و اطلاعات دموگرافیک، اقتصادی- اجتماعی و عوامل مؤثر بر ریسک افراد، و با استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوار که شامل اطلاعات ۱۸۶۷۸ خانوار شهری و ۱۹۲۲۸ خانوار روستایی است، ۱۷ شاخص بر اساس سابقهٔ تحقیقات انتخاب شد که پس از محاسبهٔ فراوانیها با نرم‌افزار اکسل به صورت جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱: مشخصات نمونهٔ مورد مطالعه

متغیرها	وضعیت متغیرها	درصد فراوانی کل خانوارهای دارای بیمهٔ عمر	درصد فراوانی کل خانوارهای بدون بیمهٔ عمر
جنسیت سرپرست خانوار	مذکر	۹۶/۷۳	۸۷/۶۴
	مؤنث	۳/۲۷	۱۲/۳۶
سن سرپرست خانواده	< ۲۵	۰/۲۹	۱/۸۷
	سن ۴۵ – ۲۵	۴۴/۳۸	۵۱/۸۶
	سن ۶۵ – ۴۶	۴۶/۷۸	۲۸/۳۵
	> ۶۵	۸/۵۵	۱۶/۵
متغیرها	وضعیت متغیرها	در صد فراوانی کل خانوارهای دارای بیمهٔ عمر	در صد فراوانی کل خانوارهای بدون بیمهٔ عمر
وضعیت فعالیت	شاغل	۷۰/۱۲	۷۰/۶
	درآمد بدون کار	۲۴/۱۱	۱۴/۴۵
	خانه‌دار	۴/۲۳	۱۱/۱۶
	دانشجو	۰	۰/۶۱
	بیکار جویای کار	۰/۹۶	۱/۸۴
	سایر	۰/۵۸	۱/۳۳
تحصیلات	بدون تحصیلات عالیه (ابتدایی، راهنمایی، دیپلم)	۵۷/۲۵	۸۹/۶۸
	تحصیلات عالیه (دانشگاهی)	۴۲/۲۷	۹/۵۳
وضعیت تأهل	دارای همسر	۹۵/۶۸	۸۶/۳۷
	بی‌همسر بر اثر فوت	۳/۱۷	۱۱/۴۸
	بی‌همسر بر اثر طلاق	۰/۴۸	۰/۹۹
	هرگز ازدواج نکرد	۰/۶۷	۱/۱۶
بعد خانوار	تعداد افراد خانوار	۳/۶۹	۳/۶۶
شاخصهای ریسک	هزینهٔ بیمهٔ درمان دارد	۱۴/۲۲	۰/۱۵

۱. Hemenway
۲. Meza and Web
۳. Saito
۴. Cawley and Philipson
۵. Li

	هزینهٔ بیمهٔ درمان ندارد	۸۵/۷۸	۰/۸۵
	هزینهٔ دخانیات دارد	۱۵/۴۷	۰/۲
	هزینهٔ دخانیات ندارد	۸۴/۵۳	۰/۸
	هزینهٔ ورزشی تفریحی دارد	۱۴/۲۲	۰/۰۸
	هزینهٔ ورزشی تفریحی ندارد	۸۵/۷۸	۰/۹۲
	هزینهٔ مذهبی دارد	۹۸/۸۵	۰/۹۶
	هزینهٔ مذهبی ندارد	۱/۱۵	۰/۰۴
	بیمهٔ غیر درمانی (بازنشستگی و ...) دارد	۶۳/۵	۰/۳۱
	بیمهٔ غیر درمانی (بازنشستگی و .. .) ندارد	۳۶/۵	۰/۶۹
	بیمهٔ حوادث دارد	۴۷/۵۵	۰/۴۴
	بیمهٔ حوادث ندارد	۵۲/۴۵	۰/۵۶
ریسک شغل سرپرست خانوار	پر ریسک درجهٔ یک	۲/۵	۰/۰۱
	ریسک متوسط درجهٔ دو	۱۳/۷۴	۰/۲۷
	ریسک قابل تحمل درجهٔ سه	۵۴/۹۵	۰/۴۵
	عدم ثبت شغل	۲۸/۸۲	۰/۲۷
متغیرها	وضعیت متغیرها	در صد فراوانی کل خانوارهای دارای بیمهٔ عمر	در صد فراوانی کل خانوارهای بدون بیمهٔ عمر
سرمایه‌های خانوار	سرمایه‌گذاری مسکن	۰/۶۷	۰
	سرمایه‌گذاری کشاورزی	۵/۳۸	۰/۰۳
	اوراق و سهام و...	۱/۴۴	۰/۰۲
	طلا	۱۸/۳۵	۰/۱۱
	سرمایه‌گذاری در ساختمان (اقامتگاه اصلی و دوم)	۱۷/۶۸	۰/۱
تعداد افراد داری بیمهٔ عمر	یک فرد	۱۱۶/۶۲	-
	دو نفر	۲۰/۰۸	-
	سه نفر	۱/۶۳	-
	چهار نفر	۰/۳۸	-
	پنج نفر	۰/۱۹	-
نحوهٔ پرداخت حق‌بیمهٔ عمر	خرید	۹۴/۸۱	-
	تولید خانگی	۰	-
	در برابر خدمت عمومی	۱۷/۲	-
	در برابر خدمت تعاونی	۰	-
	در برابر خدمت خصوصی	۱/۰۶	-
	از محل کسب کشاورزی	۰	-
	از محل کسب غیر کشاورزی	۰	-
	رایگان (نه از خانوار دیگر)	۱۶/۵۲	-

تحلیل وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر ایران با استفاده از مدل‌های لوجیت

مطالعهٔ حاضر ابتدا به وجود یا عدم وجود پدیدهٔ کژگزینی در بیمهٔ عمر می‌پردازد و سپس به تحلیل عوامل مؤثر بر کژگزینی می‌پردازد. متغیر تقاضای بیمه به صورت دوتایی تعریف شده است، بنابراین از مدل لوجیت دوتایی در رابطهٔ

$$insurance = \alpha + \alpha_1 gender + \alpha_2 age + \alpha_3 familysize + \alpha_4 education$$
$$+\alpha_5 Employment + \alpha_6 High\ risk\ job + \alpha_7 medium\ risk\ job + \alpha_8 netincome$$
$$+\alpha_9 investment + \alpha_{10} marriage + \alpha_{11} eventinsurance + \alpha_{12} nontreatmentinsurance$$
$$+\alpha_{13} religion + \alpha_{14} exportexpenditure + \alpha_{15} Tobacco + \alpha_{16} treatment + \alpha_{17} feed + \varepsilon$$

برای پژوهش استفاده شده است، که در آن insurance متغیر دوتایی بیمه است، به طوری که اگر فرد دارای بیمهٔ عمر باشد مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرد. بقیهٔ متغیرها به‌ترتیب جنسیت، سن، بعد خانوار، تحصیلات، متغیر ظاهری[1] استخدام که در صورت اشتغال مقدار ۱ و در صورت بیکاری مقدار صفر را می‌گیرد، متغیرهای ظاهری شغل با ریسک بالا و شغل با ریسک میانی با مقادیر ۱ و صفر، درآمد خالص، سرمایه‌گذاری خانوار، متغیرهای ظاهری ازدواج، حوادث، بیمهٔ غیردرمانی، هزینه‌های مذهبی، مخارج ورزشی، دخانیات، هزینه‌های درمان که مقادیر ۱ و صفر را می‌گیرند، و مخارج خوراک خانوار هستند (لازم به ذکر است که چنانچه پاسخ فرد در ارتباط با متغیرهای ظاهری مثبت باشد، مقدار متغیر ۱ و در غیر این صورت ۰ خواهد بود). برآورد مدلها با استفاده از نرم‌افزار Stata صورت گرفته است.

طاهره حامد و همکاران

روش اقتصادسنجی پژوهش

قسمت اول مطالعه، برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر و عوامل مؤثر بر کژگزینی است. ساده‌ترین مدل، انتخاب مدل گسستهٔ زمانی است که متغیر وابسته دو مقدار ۱ (انتخاب گزینهٔ مطلوب) و ۰ (در غیر اینصورت) را به خود اختصاص می‌دهد. با فرض اینکه Y متغیر وابسته و X متغیر مستقل باشد، تابع توزیع لوژستیک به صورت

$$P_i = E(Y=1|X_i) = \frac{1}{1+e^{-(\beta_1+\beta_2 X)}}$$

است، که در آن e پایهٔ لگاریتم طبیعی است. معادلهٔ فوق را به صورت $P_i = 1/1+e^{-(Z_i)}$ با $Z_i = \beta_1 + \beta_2 X$ بازنویسی می‌کنیم، که مقدار Z_i بین $-\infty$ تا $+\infty$ تغییر می‌کند و P_i به طور غیرخطی با Z_i رابطه دارد و به این ترتیب دو شرط مورد نیاز برای برآورد رگرسیون را برآورده می‌کند. اگر P_i احتمال وقوع حادثهٔ مورد نظر (تقاضای بیمهٔ عمر) باشد، در این صورت $1-P_i$ احتمال عدم وقوع حادثه است. رابطهٔ $\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{zi}}{1+e^{-zi}} = e^{zi}$ را در نظر بگیرید، چنانچه از آن لگاریتم طبیعی بگیریم، رابطهٔ

$$L_i = Ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = Z_i = \beta_1 + \beta_2 X_i$$

به دست می‌آید که L به نام لوجیت معروف است (Gujarati, 2009).

قسمت دوم، الگوی لوجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر پنهان پیوسته است، که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی بر تقاضای بیمهٔ عمر و همچنین نحوهٔ تأثیر هر متغیر بر احتمال قرارگرفتن در حالات مختلف متغیر وابسته مورد استفاده قرار می‌گیرد. متغیر پنهان پیوستهٔ

$$y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i, -\infty \le y_i^* < +\infty$$

را در نظر بگیرید که در آن β' بردار پارامترها و x_i بردار متغیرهای توضیحی غیرتصادفی مشاهده‌شده است که ویژگیهای خانوار iام را اندازه‌گیری می‌کند. ε_i نیز خطاست که دارای توزیع لوژستیک است. به منظور بررسی ارتباط میان متغیر غیرقابل مشاهدهٔ y* و متغیر قابل مشاهدهٔ y، از الگوی لوجیت ترتیبی به صورت

$$Y_i = 1 \quad if \quad -\infty \le Y_i^* < u_1, i = 1,.....n$$
$$Y_i = 2 \quad if \quad u_1 \le Y_i^* < u_2, i = 1,.....n$$
$$Y_i = J \quad if \quad u_{J-1} \le Y_i^* < +\infty, \; i = 1,...n$$

[1]. Dummy Variable

استفاده می‌شود. در مدل فوق n، اندازهٔ نمونهٔ مورد بررسی، uها آستانه‌هایی هستند که پاسخهای مشاهده‌شدهٔ گسسته را تعریف می‌کنند. احتمال اینکه $y_i = J$ باشد، توسط رابطهٔ

$$\Pr(y_i = J) = \Pr(y_i \geq u_{J-1}) = \Pr(\varepsilon_i \geq u_{J-1} - \beta' x_i) = F\left(\beta' x_i - u_{J-1}\right)$$

محاسبه می‌شود. در بیان احتمال تجمعی الگوی لوجیت ترتیبی، احتمال اینکه خانوار i سطح jام یا پایین‌تر را به خود اختصاص دهد، برآورد می‌کند. این الگو برای $j = 1,\ldots..j, i = 1,\ldots..n$ به صورت

$$\log \frac{\gamma_j(x_i)}{1-\gamma_j(x_i)} = u_j - [\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_k x_{ki}]$$

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۶ شماره ۱، زمستان ۱۳۹۵، شماره پیاپی ۱۹، ص ۲۷-۴۰

است، که در آن γ_j احتمال تجمعی به صورت

$$\gamma_j(x_i) = \gamma(u_j - \beta' x_i) = \Pr(y_i \leq j \,|\, x_i)$$

است و $\beta = (\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k)$ بردار ستونی پارامترها و x_i بردار ستونی متغیرهای توضیحی است. یکی از فرضیه‌های مهم که باید آزمون شود آزمون فرضیهٔ خطوط رگرسیون موازی[۱] است. طبق این فرضیه، تمام ضرایب به دست آمده از یک متغیر مستقل در میان طبقات مختلف عدد ثابتی است، یعنی اثر یک متغیر در میان طبقات مختلف ثابت است. نقض این فرضیه نشان‌دهندهٔ مشکل در تصریح مدل است. برای ارزیابی از آزمون برنت[۲] استفاده می‌کنیم. در الگوهای ذکرشده تفسیر ضرایب به صورت مستقیم انجام نمی‌شود. زمانی که یک متغیر پیش‌بینی‌کننده افزایش می‌یابد، تغییر در احتمال، علاوه‌براین که وابسته به ارزش پیش‌بینی‌کننده است، به سایر متغیرها نیز بستگی دارد. از آنجا که این تغییر در احتمال، ثابت نیست، لذا تفسیر ضرایب به صورت مستقیم انجام نمی‌شود، بنابراین در اینجا تنها جهت تغییر احتمال (علامت ضریب) برای گروه‌های نهایی (ابتدایی و انتهایی) قابل مشاهده است، بنابراین در این حالت جهت تغییر در طبقات میانی نامشخص است. اثر نهایی یک واحد تغییر در پیش‌بینی‌کنندهٔ xk بر روی احتمال طبقهٔ j ، به صورت

$$\frac{\partial P(y_i = j \,|\, x_i)}{\partial x_k} = \left[\frac{\partial \gamma\left(u_j - \beta' x_i\right)}{\partial x_k} - \frac{\partial \gamma\left(u_{j-1} - \beta' x_i\right)}{\partial x_k}\right]$$

$$= \left[\lambda(u_{j-1} - \beta' x_i) - \lambda\left(u_j - \beta' x_i\right)\right]\beta_k$$

$$u_j = +\infty,\ u_0 = -\infty,\ \lambda_j(x_i) = \frac{\partial \gamma_j(x_i)}{\partial x_k}$$

که در آن است، محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه اثر نهایی به ارزشهای همهٔ متغیرهای توضیحی وابسته است، تصمیم‌گیری برای به‌کارگیری ارزشهای متغیرها در برآورد، بسیار حائز اهمیت است. معمولاً اثر نهایی در ارزشهای میانگین متغیرها محاسبه می‌شود. محاسبهٔ اثرات نهایی برای متغیرهای دوتایی به صورت اختلاف میان احتمالات در دو حالت ممکن محاسبه می‌شود (Green, 2003).

در صورت نقض فرض خطوط رگرسیون موازی، مدل لوجیت ترتیبی، مدل مناسبی جهت برآورد پارامترها نخواهد بود. لذا لزوم استفاده از مدل لوجیت ترتیبی به صورت تعمیم‌یافته احساس می‌شود. این مدل برای $j = 1, 2, 3, \ldots, M-1$ به صورت

$$p(y_i > j) = g(xB_i) = \frac{\exp\left(\alpha_j + X_i \beta_j\right)}{1 + \left\{\exp\left(\alpha_j + X_i \beta_j\right)\right\}}$$

نوشته می‌شود، که در آن M تعداد گروه‌های متغیر وابسته ترتیبی است (Green, 2003). پارامترهای برآوردشده از طریق روش برآورد حداکثر درستنمایی که احتمال طبقه‌بندی صحیح را حداکثر می‌کند، به‌دست می‌آیند.

---

۱. Parallel Regression

۲. Brant Test

نتایج حاصل از برآورد مدل

نتایج حاصل از برآورد مدل لوجیت دوتایی

جدول ۲، نتایج حاصل از برآورد الگوی لوجیت دوتایی را به شرح زیر ارائه می‌دهد:

- نوع جنسیت بر تقاضای بیمهٔ عمر تأثیر مثبت دارد. با توجه به اینکه درصد مشارکت زنان در فعالیتهای پرخطر کمتر از مردان است، لذا از برآوردها نتیجه گرفته می‌شود که کسانی خود را بیمهٔ عمر می‌کنند که طول عمر کمتری دارند و این یعنی کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر رخ داده است.

جدول۲: نتایج حاصل از برآورد مدل لوجیت دوتایی.

متغیرها	ضرایب (آمارهٔ z)	اثرات نهایی (آمارهٔ z)
جنسیت	۰/۰۹۹۵(۰/۲۳۳)	۰/۰۰۱۳۷ (۰/۲۳)
سن	۰/۱۶۹ (۵/۷۷۲)***	۰/۰۰۲۳ (۵/۸۹)***
مربع سن	-۰/۰۰۱۶۲ (-۵/۲۱۷)***	-۰/۰۰۰۰۲۲ (-۵/۳۲)***
بعدخانوار	-۰/۰۵۸۲ (-۱/۶۰۹)	-۰/۰۰۰۸ (-۱/۶۱)
تحصیلات	۱/۳۲۱ (۱۴/۴۹)***	۰/۰۳۱۹ (۸/۷۳)***
وضعیت اشتغال	۰/۰۰۸۶۵ (۰/۰۲۷۶)	۰/۰۰۰۱۱ (۰/۰۳)
شغل با ریسک بالا	۰/۳۲۹ (۱/۵۱۹)	۰/۰۰۵۳ (۱/۳۱)
شغل با ریسک میانی	-۰/۴۴۴ (-۴/۴۲۰)***	-۰/۰۰۵۸ (-۴/۶۳)***
درآمد خالص	۰/۰۰۲۶۹ (۹/۵۵۷)***	۰/۰۰۰۰۳۷ (۸/۷۴)***
سرمایه‌گذاری	-۹/۰۶e-۰۵ (-۰/۳۹۴)	-۱/۲۶e-۰۶ (-۰/۳۹)
وضعیت تأهل	۰/۳۳۷ (۰/۹۶۴)	۰/۰۰۴ (۱/۱۳)
بیمهٔ حوادث	۰/۰۲۵۶ (۰/۲۸۰)	۰/۰۰۰۳۵ (۰/۲۸)
بیمهٔ غیردرمانی	۱/۱۵۸ (۱۱/۱۵)***	۰/۰۱۸۷۹ (۱۰/۳۱)***
مذهب	۰/۵۹۲ (۱/۵۱۰)	۰/۰۰۶۳ (۲/۰۱)**
مخارج ورزش	۰/۱۳۵ (۱/۲۴۱)	۰/۰۰۱۹۸ (۱/۱۷)
دخانیات	-۰/۱۸۴ (-۱/۶۱۸)	-۰/۰۰۲۴ (-۱/۷۰)
هزینه‌های درمانی	-۰/۰۰۹۱۷ (-۰/۰۸۲۱)	-۰/۰۰۰۱۲۶ (-۰/۰۸)*
مخارج خوراک	۰/۰۰۰۹۴۳ (۰/۸۶۸)	۰/۰۰۰۰۱۳۱ (۰/۸۷)
عرض از مبدأ	-۹/۴۸۵ (-۹/۱۱۰)***	
تعداد مشاهدات	۲۷/۴۷۶	۲۷/۴۷۶
ضریب تعیین مک فادن	۰/۱۶	
آمارهٔ آزمون نسبت درستنمایی (پی- مقدار)	۱۱۳۷/۱۱ (۰/۰۰۰)	
هاسمر- لم شو (پی- مقدار) آزمون	۱۰/۱۸ (۰/۱۱۷۱)	

***، **، * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ وجود اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ است.

- سن تأثیر مثبت بر تقاضای بیمهٔ عمر دارد، یعنی اینکه اگر سن یک سال افزایش یابد در این صورت تقاضا برای بیمهٔ عمر ۱۶صدم به طور معنی‌دار افزایش می‌یابد، بنابراین پدیدهٔ کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر به وجود می‌آید.

- متغیر دیگری که رفتار شرکتهای بیمه را تحت تأثیر قرار می‌دهد واردشدن افراد به دوران کهولت و عدم بیمهٔ آنها از جانب شرکتهای بیمه است. توان دوم سن نشان‌دهندهٔ واردشدن به دوران کهولت است و بر اساس نتایج به دست آمده، تأثیر منفی بر تقاضای بیمهٔ عمر دارد این نوع رفتار از جانب شرکتهای بیمه موجب کاهش کژگزینی در بازار بیمه می‌شود، اما این اثر به نسبت کوچک است.

- گروه‌هایی که سطح تحصیلات بالاتری دارند به دلیل نقشی که در جامعه دارند بیشترین توجه را به سلامت خود خواهند داشت، نتایج نشان می‌دهد که افراد دارای تحصیلات عالی تقاضای بیمهٔ عمر بیشتری به اندازهٔ ۱/۳۲ را دارند، کژگزینی نیز کاهش می‌یابد.

- افراد شاغل به دلیل ریسک‌گریزی تمایل دارند تا پوششی را برای رفاه خانواده فراهم کنند و از طرف دیگر به دلیل سرمایه‌گذاری در سبدهای مختلف تمایل دارند تا نسبت به افراد بیکار بیمهٔ عمر بیشتری تقاضا کنند، افراد بیکار نسبت به افراد شاغل بیشتر در معرض آسیبهای روحی قرار دارند، بنابراین احتمال مرگ و کاهش طول عمر نیز وجود دارد، لذا این روند باعث کاهش کژگزینی می‌شود.

- یکی از عوامل اصلی تعیین‌کنندهٔ سلامت افراد نوع شغل افراد است، بعضی از شغلها دارای ریسک سلامتی بالایی هستند و احتمالاً موجب کاهش طول عمر و مرگ زودرس خواهند شد. در مطالعهٔ حاضر با استفاده از راهنمای درجه‌بندی مشاغل بر طبق مخاطرات ناشی از مواجههٔ با عوامل زیان‌آور محیط کار که از وزارت بهداشت درمان و آموزش پزشکی معاونت بهداشت دریافت شده است، به درجه‌بندی سطح ریسک مشاغل نمونهٔ مورد مطالعه پرداختیم، بنابراین سه درجه از مشاغل پرریسک، ریسک میانی و شغلهای کم‌ریسک وجود دارند. به دلیل مشکلات همخطی این مطالعه در برآورد از متغیر نشان‌دهندهٔ ریسک بالا و میانی استفاده کرده است و آنها را نسبت به ریسک پایین تفسیر می‌کند. نتیجهٔ مطالعه نشان می‌دهد که افراد دارای مشاغل با ریسک بالا نسبت به افراد با شغل با ریسک پایین، تقاضای بیشتری برای بیمهٔ عمر دارند، این نشان می‌دهد که کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر وجود دارد. اما افراد دارای شغل با ریسک میانی نسبت به افراد با شغل با ریسک پایین، تقاضای کمتری برای بیمهٔ عمر دارند.

طاهره جاهد و همکاران

- یکی از تفاوتهای اصلی دو گروه جمعیتی پردرآمد و کم‌درآمد متفاوت‌بودن مخارج صرف‌شده برای سلامتی است، نتایج نیز نشان می‌دهد که افراد با سطح درآمد بالاتر تقاضای بیشتری برای بیمهٔ عمر دارند، بنابراین موجبات کاهش کژگزینی را فراهم می‌کنند.

- افرادی که با همسر خود زندگی می‌کنند به خاطر ریسک‌گریزی و اطمینان از آینده نسبت به افرادی که به هر دلیل همسر ندارند (هرگز ازدواج نکرده، طلاق یا فوت همسر) تقاضای بیمهٔ عمر بیشتری دارند و این نشان‌دهندهٔ وجود نیکوگزینی در بازار بیمهٔ عمر است.

- افرادی که بیمهٔ غیردرمانی (بازنشستگی) و بیمهٔ حوادث را تقاضا می‌کنند افرادی ریسک‌گریزند و ضریب برای این متغیر ظاهری مثبت است، بنابراین منجر به نیکوگزینی می‌شود.

- یکی از متغیرهایی که نشان‌دهندهٔ سطح سلامت و ریسک‌پذیری است، مصرف‌کردن دخانیات است، نتایج نشان می‌دهد که افرادی که دخانیات مصرف می‌کنند، بیمهٔ عمر کمتری نیز تقاضا می‌کنند که منجر به نیکوگزینی می‌شود.

- میزان مخارج برای ورزش و کالاهای ورزش (ورزشهای سنگین و پرخطر در نظر گرفته نشده است) متغیر دیگری است که نشان می‌دهد افراد دارای مخارج ورزشی، بیمهٔ عمر بیشتری تقاضا می‌کنند، و این یعنی نیکوگزینی رخ داده است.

- هزینه‌های درمانی به صورت استفاده از خدمات پزشکی بیمارستانهای دولتی و خصوصی که شامل بیماریهای خاص مانند نارسایی کلیه، سرطان، شیمی درمانی، اعمال جراحی و بستریهای بیمارستانی تعریف شده است، نشان‌دهندهٔ پدیدهٔ نیکوگزینی است.

- داده‌های مربوط به هزینه‌های مذهبی مشخصهٔ احترام به قانون افراد است که در بیمه به حد اعلای حسن‌نیت تعبیر می‌شود. ملموس‌ترین پیامد احترام به مقررات از دید صنعت بیمه کاهش بروز خسارت شرکتهای بیمه است. اثر هزینه‌های مذهبی بر تقاضا برای بیمهٔ عمر مثبت است، و وجود این اثرات منجر به پدیدهٔ نیکوگزینی می‌شود.

- هزینه‌های خوراکی یکی از عوامل تعیین سلامتی افراد است، هر چه هزینه‌های خوراکی برای خانوار بالا باشد، افراد متعلق به آن خانوار از ریسک پایین‌تری برخوردارند. علامت این متغیر مثبت است لذا با افزایش تقاضا برای بیمهٔ عمر، نیکوگزینی توسعه می‌یابد.

با توجه به اینکه از مدل لوجیت و روش حداکثر درستنمایی استفاده شده است، بنابراین از آزمونهای پس از برآورد از قبیل هاسمر- لم شو[۱]، آزمون نسبت درستنمایی و ضریب تعیین مک فادن[۲] استفاده می‌شود. مقدار آمارهٔ آزمون هاسمر- لم شو ۱۰/۱۸ است که نشان‌دهندهٔ تأیید مدل است، ضریب تعیین مک فادون برای تعیین قدرت توضیحی مدل برابر با ۰/۱۶ است و برای بازارهای بیمه قدرت توضیحی نسبتاً خوبی است. آزمون نسبت درستنمایی با مقدار تقریبی ۱۱۳۷ نشان‌دهندهٔ رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفربودن ضرایب مدل است.

بعد از اطمینان از صحت مدل به بررسی اثرات نهایی پرداخته می‌شود. بر اساس نتایج جدول ۲، اثر نهایی تغییر در متغیر جنسیت به صورت تغییر در تقاضا برای بیمهٔ عمر به اندازهٔ ۰/۰۰۱۳ است. بنابراین تغییر جنسیت از زن به مرد باعث افزایش احتمال تقاضا برای بیمهٔ عمر می‌شود. افزایش سن افراد تا حدی موجب افزایش تقاضا می‌شود اما از یک آستانه‌ای به بعد موجب کاهش تقاضا می‌شود. افزایش سطح تحصیلات نیز

---

۱. Hosmer-Lemshow

۲. Mcfeeden

موجب افزایش تقاضا شده است، به طوری که این افزایش برابر با ۰/۰۳ است و بنابراین افزایش تقاضا برای بیمهٔ عمر از این ناحیه باعث کاهش کژگزینی می‌شود. تمام علامتها و اثرات نهایی متغیرها بر طبق علامت متغیرها برای مدل اصلی است. به طور کلی نتیجهٔ مطالعه نشان می‌دهد که تحصیلات بیشترین تأثیر را بر تقاضا برای بیمهٔ عمر دارد، بنابراین نیکوگزینی در بازار بیمهٔ عمر توسعه می‌یابد.

نتایج حاصل از برآورد مدل لوجیت ترتیبی

در صورتی که متغیر وابستهٔ مدل به صورت متغیری با سه مقدار ۰ برای افرادی که بیمه نشده‌اند، ۱ برای افرادی که به صورت تک‌پرداخت خود را بیمه می‌کنند و ۲ برای افرادی که به صورت چندپرداخته خود را بیمه می‌کنند، در نظر گرفته شود، از مدل لوجیت ترتیبی برای برآورد استفاده می‌شود، جدول ۳ نتایج حاصل از برآورد الگوی لوجیت ترتیبی را ارائه می‌دهد.

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۶، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۵، شماره پیاپی ۱۹، ص ۲۷-۴۰

جدول۳: نتایج حاصل از برآورد لوجیت ترتیبی.

متغیر	ضرایب (آمارهٔ z)
جنسیت	-۰/۰۴۹۶ (-۰/۱۲)
سن	۰/۰۱۵۲ (۴/۰۵۳)***
بعد خانوار	-۰/۰۳۰۳ (-۰/۸۶۹)
تحصیلات	۱/۳۴۸ (۱۴/۸۱)***
وضعیت اشتغال	۰/۰۱۳۵ (۰/۰۴۳۱)
شغل با ریسک بالا	۰/۲۹۴ (۱/۳۶۵)
شغل با ریسک میانی	-۰/۴۲۹*** (-۴/۲۷۳)
درآمد خالص	۰/۰۰۲۷۵ (۹/۸۸۵)***
سرمایه‌گذاری	-۰/۰۰۰۱۱۳ (-۰/۴۸۹)
وضعیت تأهل	۰/۳۸۱ (۱/۰۹۹)
بیمهٔ حوادث	۰/۱۹۳ (۲/۱۹۰)**
بیمهٔ غیردرمانی	۱/۲۴۸ (۱۲/۰۷)***
مذهب	۰/۶۳۵ (۱/۵۹۳)
مخارج ورزشی	۰/۱۵۹ (۱/۴۵۹)
دخانیات	-۰/۱۴۵ (-۱/۲۷۴)
هزینه‌های درمان	-۰/۰۵۴۴ (-۰/۴۹۰)
مخارج خوراک	۰/۰۰۱۶۶ (۱/۵۷۵)
آستانهٔ اول	۶/۵۴۳ (۱۰/۵۳)***
آستانهٔ دوم	۷/۷۱۸ (۱۲/۳۶)***

***، ** به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ وجود اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ است.

بر اساس جدول ۳، جنسیت در جهت منفی بر تعداد پرداختها برای تقاضا بیمهٔ عمر اثر دارد، اما هرچه سن افزایش یابد تقاضا برای تعداد پرداختها افزایش می‌یابد. هرچه ریسک شغل افزایش یابد، باعث افزایش تقاضا می‌شود. همچنین شغل پرریسک نسبت به شغلهای با ریسک پایین به افزایش احتمال تقاضا برای بیمهٔ عمر منجر می‌شود و هرچه سطح تحصیلات افزایش یابد تقاضا برای تعداد دفعات پرداخت بیمه افزایش می‌یابد.

در مدل لوجیت ترتیبی فرض شده است که ضرایب برآوردشده برای تمام گروه‌ها برابر است. بنابراین با استفاده از آزمون برنت به آزمون فرضیهٔ خطوط رگرسیون موازی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل نشان می‌دهد که پی- مقدار آمارهٔ برنت ۰/۰۴ است که کمتر از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر رد شده و لذا از مدل لوجیت تعمیم‌یافته استفاده می‌کنیم. نتایج همچنین نشان می‌دهد که آزمون برنت برای

متغیرهای سن، بعد خانوار، هزینه‌های درمانی، هزینه خوراک و بیمهٔ حوادث، فرضیهٔ خطوط رگرسیون موازی را رد و برای بقیه متغیرها رد نمی‌کند، بنابراین با قید گذاشتن بر روی متغیرهایی که از خطوط موازی پیروی نمی‌کنند، مدل لوجیت تعمیم‌یافته برآورد می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد مدل لوجیت ترتیبی تعمیم‌یافته

نتایج حاصل از برآورد لوجیت تعمیم‌یافته در جدول ۴ نشان داده شده است. در این جدول، ستون دوم گروه بیمه‌نشده را با گروه‌های بیمه‌شدهٔ چندپرداخته و تک‌پرداخته مقایسه و ستون سوم گروه بیمه‌نشده و بیمه‌شدهٔ تک‌پرداخته را با گروه بیمه‌شدهٔ چندپرداخته مقایسه می‌کند.

ضرایب مثبت در جدول ۴ نشان می‌دهند که مقادیر بیشتر متغیر توضیحی، احتمال قرارگیری پاسخ‌دهندگان را در سطوح بالاتر تقاضا برای بیمهٔ عمر نسبت به سطح جاری افزایش می‌دهد، در حالی که ضرایب منفی نشان می‌دهند که مقادیر بالاتر متغیر توضیحی، احتمال بودن در گروه جاری یا گروه پایین‌تر را افزایش می‌دهد.

جدول۴: نتایج حاصل از برآورد مدل لوجیت تعمیم‌یافته.

متغیرها	بدون بیمهٔ عمر (آمارهٔ z)	دارای بیمهٔ عمر تک‌پرداخته (آمارهٔ z)
جنسیت	-۰/۰۴۹۳ (-۰/۱۱۶)	-۰/۰۴۹۳ (-۰/۱۱۶)
سن	۰/۰۱۴۹*** (۳/۹۷۹)	۰/۰۳۱۲*** (۶/۳۴۲)
بعد خانوار	-۰/۰۲۲۷ (-۰/۶۵۱)	-۰/۲۳۷*** (-۴/۴۲۷)
تحصیلات	۱/۳۴۸*** (۱۴/۸۲)	۱/۳۴۸*** (۱۴/۸۲)
وضعیت اشتغال	۰/۰۲۵۰ (۰/۰۷۹۸)	۰/۰۲۵۰ (۰/۰۷۹۸)
شغل با ریسک بالا	۰/۲۶۹ (۱/۳۷۴)	۰/۲۶۹ (۱/۳۷۴)
شغل با ریسک میانی	-۰/۴۳۰*** (-۴/۲۷۴)	-۰/۴۳۰*** (-۴/۲۷۴)
درآمد خالص	۰/۰۰۲۷۴ (۹/۸۷۱)***	۰/۰۰۲۷۴ (۹/۸۷۱)***
سرمایه‌گذاری	-۰/۰۰۰۱۱۲ (-۰/۴۸۵)	-۰/۰۰۰۱۱۲ (-۰/۴۸۵)
وضعیت تأهل	۰/۳۸۰ (۱/۰۹۵)	۰/۳۸۰ (۱/۰۹۵)
بیمهٔ حوادث	۰/۱۷۹ (۲/۰۳۸)**	۰/۵۹۴ (۴/۲۴۰)***
بیمهٔ غیردرمانی	۱/۲۴۹ (۱۲/۰۸)***	۱/۲۴۹ (۱۲/۰۸)***
مذهب	۰/۶۳۳ (۱/۵۹۱)	۰/۶۳۳ (۱/۵۹۱)
مخارج ورزشی	۰/۱۵۷ (۱/۴۴۵)	۰/۱۵۷ (۱/۴۴۵)
دخانیات	-۰/۱۴۲ (-۱/۲۵۳)	-۰/۱۴۲ (-۱/۲۵۳)
هزینه‌های درمان	-۰/۰۴۴۸ (-۰/۴۰۳)	-۰/۳۷۲ (-۲/۰۱۳)**
مخارج خوراک	۰/۰۰۱۳۰ (۱/۲۳۰)	۰/۰۰۶۸۷ (۵/۳۴۹)***
عرض از مبدأ	-۶/۵۴۳ (-۱۰/۵۲)***	-۸/۲۶۴ (-۱۲/۳۴)***
تعداد مشاهدات	۲۷/۴۷۶	۲۷/۴۷۶
آزمون نسبت درستنمایی (پی- مقدار)	۱۱۹/۹۴ (۰/۰۰)	
آزمون والد (پی- مقدار)	۱۱/۳۷ (۰/۴۹۷۹)	

***، ** به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ وجود اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ است.

ضریب مثبت و معنی‌دار سن نشان می‌دهد که هر چه سن افزایش یابد احتمال قرارگیری در گروه‌های بیمه‌شده افزایش می‌یابد به طوری که در ستون دوم ضریب ۰/۰۱۴ نشان می‌دهد که احتمال تقاضای بیمهٔ تک‌پرداخته و چندپرداخته بیش از احتمال عدم تقاضای بیمه است و ستون سوم نشان می‌دهد که هر چه سن افزایش یابد، احتمال تقاضای بیمهٔ چندپرداخته بیش از احتمال تقاضای بیمهٔ تک‌پرداخته و عدم تقاضای بیمهٔ عمر است. بنابراین با افزایش سن، ریسک افزایش و بنابراین رابطهٔ مثبت ریسک‌پذیری و تقاضا برای بیمهٔ عمر وجود دارد، بنابراین کژگزینی وجود دارد.

ضریب منفی متغیر شغل با ریسک میانی نشان می‌دهد که در ستون دوم احتمال تقاضای بیمه کمتر از احتمال عدم تقاضا است، و برای ستون سوم ضریب منفی برابر با ضریب منفی برای ستون دوم است و این نشان می‌دهد که در مورد متغیر با ریسک میانی فرضیهٔ خطوط رگرسیون موازی تأیید شده است.

در متغیر تحصیلات، با افزایش سطح تحصیلات تقاضای بیمه افزایش و ستون دوم نشان می‌دهد که احتمال تقاضای بیمهٔ تک و چندپرداخته بیش از احتمال عدم تقاضا است و ستون سوم نشان می‌دهد که احتمال تقاضای بیمهٔ چندپرداخته بیش از احتمال تقاضای بیمهٔ تک‌پرداخته و احتمال عدم تقاضای بیمه است. در واقع هر دو اثر برابر هستند اما هر چه تحصیلات افزایش یابد تقاضای بیمه افزایش می‌یابد و نیکوگزینی حاکم است.

با توجه به اینکه تنها ضریب بعد خانوار در ستون سوم از لحاظ آماری معنی‌دار است، بنابراین با افزایش بعد خانوار احتمال اینکه خانوار یا بیمهٔ تک‌پرداختهٔ عمر را تقاضا کند یا اصلاً بیمهٔ عمر را تقاضا نکند بیش از احتمال تقاضای بیمهٔ عمر چندپرداخته است. این ضریب در ستون سوم از لحاظ قدرمطلق بزرگتر از ستون دوم است، بنابراین کاهش احتمال تقاضای بیمهٔ عمر چندپرداخته بیش از کاهش تقاضا برای بیمهٔ عمر تک‌پرداخته است.

خانوارهایی که دارای بیمهٔ حوادث و بیمهٔ غیردرمانی هستند نسبت به سایر افراد احتمالاً تقاضای بیشتری دارند. برای مثال ستون دوم نشان می‌دهد که احتمال تقاضای بیمهٔ تک‌پرداخته و چندپرداخته بیش از احتمال عدم تقاضا برای افراد دارای بیمهٔ حوادث و بیمهٔ غیردرمانی است. چنین افرادی ریسک‌گریز هستند و این نشان می‌دهد که در بازار بیمهٔ عمر نیکوگزینی وجود دارد و این برخلاف سؤال دوم تحقیق حاضر است.

مقادیر آمارهٔ آزمون والد در جدول ۴ نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر در مورد لوجیت تعمیم‌یافته رد نمی‌شود، بنابراین مدل تعمیم‌یافته فرض خطوط رگرسیون موازی را در متغیرهای باقی‌مانده (غیر از سن، بعد خانوار، هزینه‌های درمانی، هزینه خوراک و بیمهٔ حوادث) رد نمی‌کند.

با توجه به عدم تفسیر کمی مقادیر ضرایب جدول برآورد لوجیت تعمیم‌یافته، اثرات نهایی برای مدل لوجیت تعمیم‌یافته به صورت جدول ۵ محاسبه شده است. از آنجا که سه حالت برای متغیر وابسته وجود دارد لذا سه اثر نهایی برای هر کدام از حالتها محاسبه شده است. ستون مربوط به بیمه‌نشده‌ها نشان می‌دهد که افزایش سن به اندازهٔ یک‌سال منجر به کاهش احتمال عدم تقاضا برای بیمهٔ عمر شده است، اما همین افزایش سن یک‌سال برای بیمه‌شدهٔ تک‌پرداخته منجر به افزایش احتمال تقاضا برای بیمهٔ عمر تک‌پرداخته به اندازهٔ ۰/۰۰۰۰۹۸ می‌شود و اثر نهایی برای افراد بیمه‌شدهٔ چندپرداخته نیز مثبت است. یعنی افزایش سن منجر به افزایش احتمال تقاضا برای بیمه‌شدهٔ چندپرداخته به اندازهٔ ۰/۰۰۰۱۱ شده است. اثر نهایی بعد خانوار تنها برای گروه بیمه‌شدهٔ چندپرداخته معنی‌دار است و این نشان می‌دهد که افزایش بعد خانوار به اندازهٔ یک نفر منجر به کاهش احتمال تقاضا برای بیمه‌شدهٔ چندپرداخته شده است.

اثر نهایی تغییر ریسک شغل از ریسک پایین به ریسک متوسط منجر به افزایش احتمال عدم تقاضا شده است، اما این اثرات برای بیمه‌شدهٔ تک‌پرداخته و چندپرداخته منفی است، یعنی اینکه منجر به کاهش احتمال تقاضا برای بیمهٔ تک‌پرداخته و چندپرداخته شده است. اثر نهایی هزینه‌های درمانی و مصرف دخانیات تنها برای گروه سوم معنی‌دار است و این نشان می‌دهد که احتمال تقاضا برای بیمه‌های چندپرداخته کاهش می‌یابد، بنابراین نوعی نیکوگزینی وجود دارد. اثر نهایی هزینه‌های مذهبی در گروه بیمه‌نشده منفی و برای سایر گروه‌ها مثبت است.

جدول ۵: اثرات نهایی مدل لوجیت تعمیم‌یافته

متغیر	بدون بیمه عمر		دارای بیمهٔ عمر تک‌پرداخته		دارای بیمهٔ عمر چندپرداخته	
	ضرایب	آمارهٔ z	ضرایب	آمارهٔ z	ضرایب	آمارهٔ z
جنسیت	۰/۰۰۰۷۲۲	۰/۱۱	-۰/۰۰۰۵۳	-۰/۱۱	-۰/۰۰۰۱۸۷	-۰/۱۱
سن	***-۰/۰۰۰۲۱	-۴/۰۱	***۰/۰۰۰۰۹۸	۲/۳۵	***۰/۰۰۰۱۱	۵/۹۴
بعد خانوار	۰/۰۰۰۳۲	۰/۶۵	۰/۰۰۰۵۵	۱/۳۷	***-۰/۰۰۰۸۷	-۴/۴۴
تحصیلات	***-۰/۰۳۴	-۸/۹۴	***۰/۰۲۵	۸/۷۸	***۰/۰۰۹	۷/۶۰
وضعیت اشتغال	-۰/۰۰۰۳۵	-۰/۰۸	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۸	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۸
شغل با ریسک بالا	-۰/۰۰۴۸۷	-۱/۲۰	۰/۰۰۳۶	۱/۲۰	۰/۰۰۱۲۶	۱/۱۹
شغل با ریسک میانی	***۰/۰۰۵۸۵	۴/۴۸	***-۰/۰۰۴۳۳	-۴/۴۵	***-۰/۰۰۱۵۱	-۴/۲۹
درآمد خالص	***-۰/۰۰۰۰۳۹	-۹/۰۲	***۰/۰۰۰۰۲۹	۸/۸۱	***۰/۰۰۰۰۱	۷/۷۱
سرمایه‌گذاری	-۰/۰۰۰۰۰	۰/۴۸	-۰/۰۰۰۰۰	-۰/۴۸	-۰/۰۰۰۰۰	-۰/۴۸

وضعیت تأهل	-۰/۰۰۴۶	-۱/۳۱	۰/۰۰۳۴۱	۱/۳۰	۰/۰۰۱۱۸	۱/۳۰
بیمهٔ حوادث	** -۰/۰۰۲۵۶	-۲/۰۳	۰/۰۰۰۳۴	۰/۳۴	***۰/۰۰۲۲۱	۴/۲۶
بیمهٔ غیردرمانی	***-۰/۰۲۱۲۷	-۱۱/۳۳	***۰/۰۱۵۷۲	۱۰/۹۵	***۰/۰۰۵۵۴	۸/۹۸
مذهب	** -۰/۰۰۶۸۵	-۲/۱۷	**۰/۰۰۵۰	۲/۱۶	**۰/۰۰۱۷۶	۲/۱۵
مخارج ورزشی	-۰/۰۰۲۳۹	-۱/۳۶	۰/۰۰۱۷۷	۱/۳۶	۰/۰۰۰۶۲	۱/۳۵
دخانیات	۰/۰۰۱۹۶	۱/۳۰	-۰/۰۰۱۴۵	-۱/۳۰	-۰/۰۰۰۵	-۱/۳۰
هزینه‌های درمان	۰/۰۰۰۶۳۲	۰/۴۱	۰/۰۰۰۵۸	۰/۴۵	**-۰/۰۰۱۲۱	-۲/۳۰
مخارج خوراک	-۰/۰۰۰۰۱۸۶	-۱/۲۳	-۰/۰۰۰۰۰	-۰/۵۹	***۰/۰۰۰۰۲۵	۵/۳۴

***، ** به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ وجود اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ است.

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۶، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۵، شماره پیاپی ۱۹، ص ۲۷-۴۰

نتایج و بحث

جمع‌بندی و پیشنهادها

داده‌های جمع‌آوری‌شده از افراد با سطوح ریسک‌گریزی مختلف و استفاده از متغیرهای بیان‌کنندهٔ سطح ریسک افراد و تحلیل تأثیر این متغیرها بر تقاضای بیمهٔ عمر پرداختی افراد، مؤید وجود کژگزینی و در برخی حالات، نیکوگزینی در بازار بیمهٔ عمر است. دسته‌بندی متغیرها به این صورت است که متغیرهای جنسیت، سن، شغلهای دارای ریسک بالا، مصرف دخانیات و هزینه‌های درمانی به‌عنوان متغیر ریسک‌پذیر و متغیرهای بیمهٔ حوادث، بیمهٔ غیردرمانی، هزینه‌های مذهبی، هزینه‌های ورزشی، تحصیلات، درآمد و مقدار سرمایه‌گذاری خانوار به‌عنوان متغیرهای ریسک‌گریزی استفاده شده است. بر طبق مدل لوجیت متغیرهای سن، جنسیت و شغلهای با ریسک بالا دلالت بر کژگزینی در بازار بیمه دارند، اما متغیرهای تحصیلات، مصرف دخانیات، هزینه‌های ورزش و مذهبی، هزینه‌های درمانی و درآمد در جهت کاهش کژگزینی عمل می‌کنند. نتایج مدل لوجیت تعمیم‌یافته، نتایج حاصل از مدل لوجیت را تأیید می‌کند، در واقع نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که پدیدهٔ کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر وجود دارد و سطح ریسک‌پذیری افراد رابطهٔ مستقیمی با کژگزینی ندارد و غیرقابل تأیید است، چراکه متغیرهای دخانیات و هزینه‌های درمانی آن را رد می‌کنند.

می‌توان پیشنهاد کرد که شرکتهای بیمه با توجه به مشخصاتی از قبیل سن، جنسیت و نوع شغل از کژگزینی در بازار بیمه جلوگیری کنند. یکی از عاملهای تعیین‌کننده که بیشترین تأثیر را بر تقاضای بیمهٔ عمر دارند، تحصیلات است، بنابراین شرکتهای بیمه می‌توانند با معرفی بیمهٔ عمر در بین افرادی که از سطح تحصیلات بالایی برخوردارند نیکوگزینی را در بازار بیمه گسترش دهند و با رفع عوامل مؤثر بر کژگزینی از وقوع این پدیده جلوگیری کرده و به صورت کارا عمل کنند و سطح پوشش بیمهٔ عمر را بالا برند. از آنجایی که از دلایل ساختاری عدم رشد بیمه‌های عمر در ایران عدم دسترسی به آمار صحیح و منسجم است، برای رفع این معضل باید یک نظام آماری مدون و منظم در صنعت بیمه شکل گیرد که بی‌شک این مسئله از محدودیتهای کار تجربی است.

منابع و ماخذ

گجراتی، د.، (۱۳۸۵). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمهٔ ح. ابریشمی. جلد دوم. انتشارات دانشگاه تهران.

محمدی، م.، (۱۳۹۲). وجود انتخاب نامساعد در بیمهٔ عمر. پژوهشنامهٔ بیمه، سال بیست و هشتم، شمارهٔ ۴.

موسوی، س.ح. ر.، ح.، (۱۳۸۹). اطلاعات نابرابر و کارایی در بازار بیمهٔ تصادفات اتومبیل. فصلنامهٔ صنعت بیمه، سال بیست و پنجم، شمارهٔ ۲، صفحات ۵۱-۷۸.

Arnott, R.; Stiglitz, J.E., (1988). Randomization with Asymmetric Information. The RAND Journal of Economics, 19(3), pp. 344-362.

Cawley, J.; Philipson, T., (1999). An empirical examination of Information barriers to trade in insurance. The American Economic Review, 89, pp. 827–846.

Chassagnon, A.; Chiappori, P.A., (1997). Insurance and moral hazard and adverse selection: the competitive case. Manuscript. Paris: DELTA.
Cohen, A., (2002). Asymmetric information and learning in the automobile insurance market. Harvard Discussion Papers, 371, http://www.law.harvard.edu/programs/olin-center/.
Green W.H., (2003). Econometric Analysis. New York: Macmillan Press.
Hemenway, D., (1992). Propitious selection in insurance. Journal of Risk and Uncertainty, 105, pp. 247-251.
Li, M., (2008). Factors influencing houshold's demand of life insurance. In partial fulfillment of the requirements for the degree master of science, at the university of Missouri-Columbia.
Mahdavi, G., (2005). Advantageous Selection Versus Adverse Selection in Life Insurance Market. International Business Research Conference, Athens-Greece, pp.11-13.
Mahdavi, G.; Moghanloo, M., (2011). The test for dverse selection in life insurance market: the case of Mellat insurance company.
Meza, D.; Webb, D.C., (2001). Advantageous selection in insurance markets. The RAND Journal of Economics, pp. 249-262.
Puelz, R.; Snow, A., (1994). Adverse selection commitment and renegotiation: extension to and evidence from insurance market. Journal of Political Economy, 102(2), pp. 236-257.
Rothschild, M.; Stiglitz, J.E., (1976). Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economic imperfect information. Quarterly Journal of Economics, 90(4), pp. 629-649.
Saito, K., (2006). Testing for asymmetric information in the automobile insurance market under rate regulation. Journal of Risk and Insurance, 73(2), pp. 335-56.
Spence, M., (1978). Product Differentiation and Performance in Insurance Markets. Journal of Public Economics, 10, pp. 427-447.

تحلیل وجود کژگزینی در بازار بیمه عمر ایران با استفاده از مدل‌های لوجیت