

وجود انتخاب نامساعد در بیمه عمر

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۰۷

مهدی محمدی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۶/۰۴

چکیده

برای گسترش تقاضای بیمه در تمام رشته‌ها شناخت شرایط و وضعیت توزیع اطلاعات و مسائل ناشی از آن ضروری است؛ به‌عنوان مثال در خصوص بیمه عمر، ضرورت درک انتخاب نامساعد، به منظور جلوگیری از قیمت‌گذاری پایین و افزایش ریسک ورشکستگی بیمه‌گر اجتناب‌ناپذیر است. در این تحقیق با استفاده از داده‌های بیمه‌گذاران بیمه عمر یک شرکت بیمه به بررسی این پدیده پرداخته‌ایم. براساس نظریه راتچایلد-استیگلitz در مورد تعادل جداشونده، بیمه‌گذاران پر ریسک در صدد درخواست پوشش کامل با حق بیمه عادلانه و بیمه‌گذاران کم ریسک متقاضی قرارداد بیمه با پوشش ناقص و حق بیمه پایین‌تر (و البته عادلانه) هستند. بر این اساس با استفاده از نرم‌افزار ایویوز و میزان کاهش در پوشش کامل بیمه عمر (کاهش در سرمایه فوت)، متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک بیمه‌گذاران (ریسک فوت) از نظر شهودی شناسایی شد. نهایتاً با محاسبه شاخص ریسک با استفاده از متغیرهای معنی‌دار (متغیرهای افزایشنده سطح ریسک با علامت مثبت و نیز متغیرهای کاهشنده سطح ریسک با علامت منفی) و بررسی معناداری رابطه حق بیمه سالانه به عنوان شاخصی از تقاضای بیمه عمر و شاخص ریسک برآوردشده، فرضیه وجود انتخاب نامساعد در بیمه عمر تأیید شد.

واژگان کلیدی: بیمه عمر، شاخص ریسک، انتخاب نامساعد

۱. مقدمه

با توجه به گسترش رقابت در صنعت بیمه کشور و افزایش تعداد بیمه‌گران خصوصی در این عرصه، بررسی موانع و مشکلات و شناخت توزیع اطلاعات بین طرفین قرارداد بیمه (بیمه‌گذار و بیمه‌گر) و مسائل مربوط به آن، از جمله پدیده انتخاب نامساعد به منظور بازیابی قیمت‌گذاری و تعیین تعرفه‌های آن ضروری به نظر می‌رسد.

وجود عدم‌تقارن اطلاعات می‌تواند منجر به مسائلی همچون انتخاب نامساعد گردد. از سویی دیگر گسترش رقابت در این صنعت میل به کاهش تعرفه‌های بیمه‌ای را در بین بیمه‌گران فزونی بخشیده است. حال در صورت وجود پدیده انتخاب نامساعد در صنعت بیمه، به عنوان مثال بیمه عمر، کاهش حق‌بیمه‌های دریافتی می‌تواند ریسک بیمه‌گر را افزایش داده و نهایتاً منجر به ورشکستگی شرکت بیمه گردد.

هر اندازه که بیمه‌گران آگاهی کمتری از ریسک صحیح بیمه‌گذاران داشته باشند، توانایی آنها در خودداری از پذیرش ریسک‌های بالا کاهش می‌یابد. این پدیده، انتخاب نامساعد یا کژگزینی نامیده می‌شود که می‌تواند حیات اقتصادی بیمه‌گری را که با ریسک‌های بسیار بالایی مواجه شده است، به خطر بیندازد. به هر حال این نتیجه گسترده تنها در یک مدل تک دوره‌ای صادق خواهد بود. در یک چهارچوب چند دوره‌ای برای شرکت بیمه، دستیابی به قضاوت صحیح در مورد میزان ریسک بیمه‌گذاران با توجه به خسارات گذشته ممکن خواهد بود (Zweifel and Eisen, 2012).

در این مقاله به بررسی وجود انتخاب نامساعد در بیمه عمر ساده زمانی خواهیم پرداخت و با استفاده از اطلاعات مربوط به بیمه‌گذاران یک شرکت بیمه، وجود یا عدم‌وجود کژگزینی را آزمون خواهیم کرد. بر این اساس سؤالات تحقیق بدین شرح است:

- عوامل مؤثر و فزاینده سطح ریسک بیمه‌گذاران بیمه عمر ساده زمانی کدام‌اند؟
- آیا شرکت بیمه مورد بررسی با پدیده انتخاب نامساعد در بیمه عمر ساده زمانی مواجه است؟ (آیا بین عوامل مؤثر در سطح ریسک که در محاسبه حق‌بیمه عمر ساده

زمانی مورد استفاده قرار نمی‌گیرند و میزان تقاضای بیمه عمر، رابطه معنادار و مثبتی وجود دارد؟)

با توجه به سؤالات فوق فرضیه‌های این تحقیق بدین شرح است:

- عوامل شغل، سن بیمه‌گذار مرد، بیمه‌گذاران با بیش از ۲ ذی‌نفع، سن بیمه‌گذاران دارای تحصیلات دانشگاهی (کارشناسی و بالاتر)، سن بیمه‌گذاران با شغل پرریسک از جمله عوامل فزاینده سطح ریسک بیمه‌گذاران است.

- شرکت بیمه مورد بررسی در بیمه عمر ساده زمانی با انتخاب نامساعد مواجه است و رابطه بین شاخص ریسک (متغیرهای تأثیرگذار بر سطح ریسک فزاینده با علامت مثبت و کاهنده با علامت منفی که در تعیین حق‌بیمه عمر مورد استفاده قرار نمی‌گیرند) و تقاضای بیمه عمر، معنادار و مثبت است.

۲. چهارچوب نظری انتخاب نامساعد

در بازارهای بیمه، انتخاب نامساعد در نتیجه اطلاعات نامتقارن بین بیمه‌گذار و بیمه‌گر به وجود می‌آید. بیمه‌گذاران نسبت به زیان انتظاریشان ناهمگن هستند و اطلاعات بیشتری نسبت به شرکت بیمه دارند. شرکت بیمه در تمایز بین انواع ریسک بیمه‌گذاران ناتوان است. افراد با سطح ریسک بالا هیچ انگیزه‌ای برای آشکارسازی نوع ریسک خود ندارند؛ زیرا مشخص شدن نوع ریسک آنها، هزینه‌هایی به همراه دارد (Dionne and Doherty, 1992). از نظر ارو^۱ در صنعت بیمه، در حقیقت، گرایشی به سمت یکسان‌سازی حق‌بیمه‌ها وجود دارد که منجر به یک یارانه‌دهی از افراد کم ریسک به افراد با ریسک بالاتر برای ابتلا به بیماری می‌شود.

راهکارهای سه‌گانه بخش خصوصی برای کاهش عدم‌کارایی و جلوگیری از شکست بازار در صنعت بیمه که در نتیجه عدم تقارن اطلاعات، به صورت انتخاب نامساعد بروز و ظهور یافته است، به این شرح است:

- مکانیزم خود انتخابی در قراردادهای تک دوره‌ای: این قراردادها بیمه‌گذاران را ترغیب به آشکارسازی اطلاعات پنهان خود از طریق انتخاب نوع قرارداد بیمه از بین لیستی از قراردادهای مختلف با سقف پوشش‌های مختلف و حق بیمه‌های متفاوت می‌نماید و افراد با سطح ریسک‌های متفاوت، بیمه‌نامه‌های مختلفی انتخاب می‌کنند. معمولاً در نتیجه طراحی قراردادهای مختلف به منظور ایجاد تعادل‌های جدانشونده، افراد با ریسک کمتر مبادرت به انتخاب قراردادهای بیمه با پوشش جزئی و حق بیمه ارزان‌تر می‌نمایند و نیز افراد با سطح ریسک بالا قراردادهای بیمه با پوشش بیشتر و البته حق بیمه بیشتر را انتخاب می‌نمایند.

(Rothschild and Stiglitz, 1976; Wilson, 1977; Miyazaki, 1977; Spence, 1978; Hellwig, 1986)

- دسته‌بندی^۱ ریسک‌ها: در این روش بیمه‌گر با استفاده از اطلاعات ناقص به دسته‌بندی ریسک‌ها می‌پردازد (Hoy, 1982; Crocker and Snow A. 1986).

- قراردادهای چند دوره‌ای^۲: در این روش بیمه‌گران با استفاده از اطلاعات مرتبط با تجارب قبلی بیمه‌گذار اقدام به رتبه‌بندی ریسک‌ها می‌نمایند.

(Dionne, 1983; Hosios and Peters, 1989; Dionne and Doherty, 1991; Nilssen, 1990)

فین‌کلستین و پوتربا^۳ آزمون جدیدی را برای انتخاب نامساعد در بازارهای بیمه بر اساس مشخصه‌های خریداران بیمه که در قیمت‌گذاری بیمه‌ای مورد استفاده قرار نمی‌گیرند، مطرح نمودند. در این آزمون فرضیه صفر اطلاعات متقارن در زمانی که یک یا چند متغیر دارای همبستگی مثبت با تجارب ادعای خسارت و نیز میزان بیمه تقاضاشده (پوشش خریداری‌شده) هستند، رد می‌شود. این آزمون بر اساس عدم‌تجانس در پارامترهای ترجیح فرد همچون ریسک‌گریزی که تقاضای بیمه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نیست. همچنین، این آزمون قادر به شناسایی انتخاب نامساعد خواهد بود.

-
1. Categorization
 2. Multi Period Contracts
 3. Finkelstein and Poterba, 2006

توضیح بیشتر اینکه بین موقعیت اقتصادی و اجتماعی مکان سکونت مستمری‌بگیران با میزان بیمه خریداری‌شده و نیز چشم‌انداز مرگ‌ومیر مستمری‌بگیران همبستگی مثبت وجود دارد.

– قراردادهای راتچایلد و استیگلیتز^۱ و تعادل جداشونده

• ناپایداری تعادل تجمیعی

راتچایلد و استیگلیتز، ۲ گروه از بیمه‌گذاران با سطح ریسک بالا (π^H) و پایین (π^L) را شناسایی کردند که برای سادگی فرض می‌کنیم که سطح زیان افراد و ثروت اولیه آنها متفاوت نباشد. ساده‌سازی فوق می‌تواند بی‌اثر باشد به این صورت که بیمه‌گر همیشه می‌تواند بیمه‌نامه‌ای با یک محدودیت در پوشش دریافتی در هنگام وقوع حادثه و زیان تنظیم نماید. به هر حال فرض تساوی اجازه می‌دهد تا بر اثر اطلاعات نامتقارن در زمان بستن قرارداد تمرکز نماییم.

مطلوبیت انتظاری برای بیمه‌گذار با سطح ریسک پایین به این صورت تعریف

می‌شود:

$$EU^L = \pi^L \cdot V(W_0 - P^L - L + I^L) + (1 - \pi^L) \cdot V(W_0 - P^L) \quad (۱)$$

I^L : مزایای بیمه برای بیمه‌گذار با سطح ریسک پایین مطابق با قرارداد تنظیم‌شده؛

L : اندازه زیان، وابسته به نوع ریسک؛

$V(W_0)$: تابع مطلوبیت ثروت؛

W_0 : سطح اولیه ثروت؛

P^L : حق بیمه مطابق با قرارداد تنظیم‌شده برای سطح ریسک؛

π^L : احتمال خسارت در سطح ریسک پایین.

بنابراین سطوح ثروت برای سطح ریسک پایین به این صورت است:

$$W_1^L = W_0 - P^L - L + I^L \quad (۲)$$

$$W_2^L = W_0 - P^L$$

به همین صورت روابط فوق را می توان برای فرد با ریسک پایین بازنویسی نمود. از آنجایی که احتمال وقوع حادثه برای فرد با ریسک بالا بیشتر از احتمال وقوع خسارت برای فرد کم ریسک است لذا منحنی بی تفاوتی فرد پرریسک باید کم شیب تر از منحنی بی تفاوتی فرد کم ریسک باشد (رابطه مذکور از طریق دیفرانسیل گیری کامل از رابطه ۱ (و متناظر آن برای فرد پرریسک) و برابر صفر قرار دادن و محاسبه شیب منحنی های بی تفاوتی برای سطوح ریسک مختلف امکان پذیر است).

تصمیم گیری شرکت بیمه برای حداکثرسازی سود در حالت وجود اطلاعات نامتقارن به صورت زیر است. بیمه گر احتمالات وقوع حادثه برای بیمه گذاران با سطوح ریسک مختلف را نمی داند، اما میزان میانگین ریسک یا احتمال وقوع خطر برای بیمه گر مشخص است؛ زیرا وزن بیمه گذاران کم ریسک و پرریسک را می داند.

$$\bar{\pi} = h.\pi^h + (1-h).\pi^l \quad (۳)$$

از طرفی دیگر تابع سود انتظاری بیمه گر در حالتی که تنها میزان متوسط ریسک قابل شناسایی و اندازه گیری است به این صورت است:

$$E\Pi = \bar{\pi}.(P - I) + (1 - \bar{\pi}).P - C \geq 0 \quad (۴)$$

C: هزینه های اداری بیمه گر؛

E\Pi: سود انتظاری بیمه گر؛

I: مقدار ثابت مزایای بیمه؛

P: حق بیمه متوسط برای بیمه گذار در سطوح مختلف ریسک؛

$\bar{\pi}$: متوسط ریسک بیمه گذاران مختلف.

در حالت اطلاعات متقارن و مشخص بودن احتمال وقوع حادثه برای بیمه گذاران مختلف، حق بیمه های عادلانه افراد پرریسک و کم ریسک در حالت رقابتی (با هزینه اداری صفر برای سادگی) به این صورت خواهد بود:

$$P^l = \pi^l.L \quad , \quad P^h = \pi^h.L \quad (۵)$$

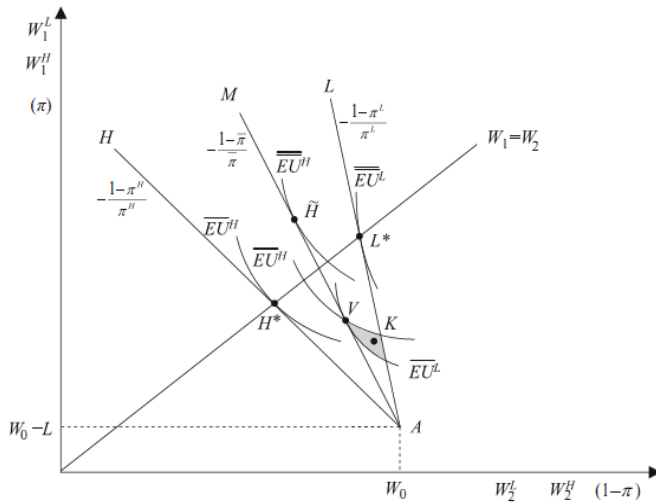
(براساس برابری قیمت یا حق بیمه با هزینه نهایی بیمه گر)

بنابراین در شرایط اطلاعات کامل و رقابتی بیمه‌گذار کم ریسک حق بیمه پایین‌تری نسبت به بیمه‌گذار پرریسک پرداخت می‌نماید و هر دو پوشش کامل دریافت می‌نمایند. چنین تعادل جداشونده‌ای بهینه پارتو^۱ نیز است. در حالت اطلاعات ناقص و فقط معلوم‌بودن میانگین ریسک بیمه‌گذاران، تعادل روی خط سود تجمیعی AM نمودار ۱ تشکیل خواهد شد. به این صورت که فرد پرریسک پوشش مضاعف و فرد کم ریسک پوشش جزئی دریافت خواهد کرد. زیرا حق بیمه پرداختی کم‌ریسک‌ها بیش از میزان عادلانه آن است. براساس نمودار ۱ نقطه V میزان پوشش دریافتی بیمه‌گذاران کم ریسک را نشان می‌دهد و نقطه \tilde{H} نشان‌دهنده میزان پوشش دریافتی بیمه‌گذار پرریسک است. پوشش مضاعف برای بیمه‌گذاران پرریسک به این معناست که افراد پرریسک از وقوع حادثه نفع می‌برند و این امر منجر به افزایش احتمال خطر می‌شود. تعادل مذکور شرط سود انتظاری صفر را تضمین می‌نماید، لذا تعادل تجمیعی نامیده می‌شود. در شرایط رقابتی، تعادل تجمیعی یا یکجا پایدار نیست؛ زیرا بیمه‌گر رقیب با ارائه قرارداد K می‌تواند افراد کم‌ریسک را جذب نماید، زیرا این قرارداد حق بیمه پایین‌تری برای افراد کم‌ریسک به همراه خواهد داشت از طرفی در سطح مطلوبیت بالاتری نسبت به قرارداد V قرار خواهند گرفت. نکته دیگر اینکه افراد پرریسک این قرارداد را انتخاب نخواهند کرد؛ زیرا در سطح مطلوبیت پایین‌تری نسبت به قرارداد V قرار خواهند گرفت زیرا منحنی بی‌تفاوتی افراد پرریسک کم‌شیب‌تر است. بنابراین در چنین شرایطی بیمه‌گر رقیب، بیمه‌گذاران کم ریسک را با ارائه قرارداد K جذب خواهد کرد و تنها بیمه‌گذاران پرریسک برای شرکت بیمه اول باقی خواهد ماند. از طرفی دیگر این انگیزه برای بیمه‌گران وجود دارد که همیشه قرارداد K را ارائه نمایند زیرا قرارداد مورد نظر زیر خط سود صفر افراد کم‌ریسک قرارداد، بنابراین حق بیمه بیشتری دریافت خواهد کرد پس سود انتظاری مثبت را برای بیمه‌گر به همراه خواهد داشت. شرکت بیمه اول نیز از انتخاب نامساعد رنج می‌برد زیرا بیمه‌گذاران پرریسک کمتر از

سطح ریسک خود حق بیمه پرداخت می‌نمایند. از طرفی به علت اینکه تنها بیمه‌گذاران این شرکت بیمه، پریسک می‌باشند، متوسط احتمال خطر برای شرکت بیمه افزایش خواهد یافت (Rees and Wambach, 2008).

براساس قراردادهای تک دوره‌ای، تعادل تجمیعی یا یکجا می‌تواند همیشه توسط بیمه‌گران رقیب از بین برود. بنابراین، این تعادل‌ها پایدار نیست. مدل راتچاپلد-استیگلیتز برای بازارهای بیمه با درجه تمرکز کم (انحصار کمتر) ارائه می‌گردد. اما در یک افق زمانی بلندمدت برای بخشی از بیمه‌گران و درجه معینی از تمرکز در بازار بیمه، تعادل تجمیعی یا عکس‌العملی پایدار خواهد بود.

نمودار ۱. ناپایداری تعادل تجمیعی روی خط سود صفر



(Zweifel and Eisen, 2012)

• تعادل جداشونده به عنوان یک راه حل ممکن

حال به تحلیل یک دوره‌ای می‌پردازیم. شرکت بیمه در صدد خواهد بود تا خود را از هجوم بیمه‌گران رقیب و جذب بیمه‌گذاران کم ریسک توسط آنها حفظ نماید. در چنین حالتی بیمه‌گر اولیه به دنبال ارائه قراردادی خواهد بود تا بیمه‌گذاران کم ریسک را جذب نماید و از انتخاب این قرارداد توسط افراد پریسک ممانعت به عمل آورد.

طراحی چنین قراردادی می‌تواند به صورت یک مسئله بهینه‌یابی فرموله و به صورت زیر محاسبه گردد:

$$MAEU^L = \pi^L \cdot V(W_0 - P^L - L + I^L) + (1 - \pi^L) \cdot V(W_0 - P^L) \quad P^L, I^L, P^H, I^H \quad (۶)$$

$$\text{s.t } \pi^H \cdot V(W_0 - P^H - L + I^H) + (1 - \pi^H) \cdot V(W_0 - P^H) \geq \quad (۷)$$

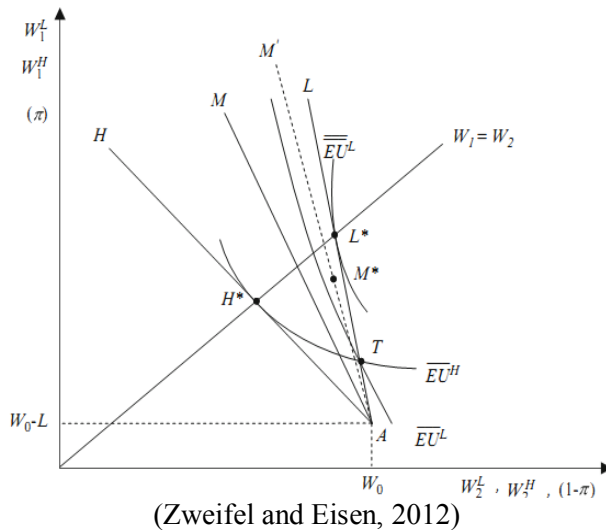
$$\begin{aligned} & \pi^H V(W_0 - P^L - L + I^L) + (1 - \pi^H) \cdot V(W_0 - P^L) \\ & \pi^H \cdot V(W_0 - P^H - L + I^H) + (1 - \pi^L) \cdot V(W_0 - P^H) \geq \quad (۸) \end{aligned}$$

$$\pi^H \cdot V(W_0 - L) + (1 - \pi^H) \cdot V(W_0)$$

تابع هدف به دنبال تعیین حق بیمه و پوششی است که مطلوبیت انتظاری را حداکثر می‌سازد. بیمه‌گر به منظور حفظ بیمه‌گذاران کم‌ریسک، چنین قراردادی را ارائه می‌نماید. رابطه (۷) نشان‌دهنده سازگاری انگیزه‌هاست به طوری که تضمین این قید منجر به این امر می‌شود که بیمه‌گذاران پرریسک نسبت به قرارداد افراد کم‌ریسک بی‌تفاوت باشند. رابطه (۸) بیان‌کننده وجود انگیزه برای بیمه‌گذاران پرریسک نسبت به تقاضای بیمه است. به عبارت دیگر بیمه‌گذاران پرریسک بیمه‌شدن را به عدم تقاضای بیمه ترجیح می‌دهند. رابطه (۵) بیان‌کننده این امر است که حق بیمه‌های ارائه شده به صورت آماری عادلانه می‌باشند. یعنی قراردادها به صورتی تنظیم و ارائه شده است که سود شرکت بیمه صفر خواهد بود. راه حل این مسئله بهینه‌سازی منجر به ارائه یک تعادل جداشونده در نقاط $\{H^*, T\}$ خواهد شد. این نقاط ویژگی‌های فوق‌الذکر را دارند. در تعادل جداشونده فوق افراد پرریسک پوشش کامل را در نقطه H^* دریافت می‌نمایند و در عین حال حق بیمه بیشتری (البته از نظر آماری عادلانه) می‌پردازند. این قرارداد به گونه‌ای است که دارای مطلوبیت انتظاری بالاتری نسبت به قرارداد T است. لذا از انتخاب T توسط افراد پرریسک جلوگیری به عمل می‌آورد. از طرف دیگر افراد کم‌ریسک مقدار پوشش جزئی را دریافت و متعاقباً حق بیمه کمتری پرداخت خواهند کرد که با توجه به سطح ریسک آنان عادلانه است. گرچه بیمه‌گذاران کم‌ریسک به دنبال تقاضای پوشش کامل هستند اما این امکان وجود ندارد زیرا منجر به جذب افراد پرریسک خواهد شد (نمودار ۲). تعادل جداشونده مذکور پایدار و باثبات است زیرا هیچ یک از

بیمه‌گذاران با ریسک‌های مختلف حاضر به تغییر قرارداد خود نخواهند بود. بنابراین شرکت‌های بیمه رقابتی قادر به اجرای قراردادهای $\{H^*, T\}$ و رسیدن به تعادل جداشونده خواهند بود. البته تعادل جداشونده در صورتی که تعداد بیمه‌گذاران کم‌ریسک به اندازه کافی زیاد باشد، پایدار نخواهد بود و تبدیل به تعادل تجمیعی و یکجا خواهد شد (Zweifel and Eisen, 2012).

نمودار ۲. تعادل جداشونده در قراردادهای راتچاید-استیگلیتز



۳. پیشینه تحقیق

دایون و همکاران^۱ به بررسی وجود شواهد مبنی بر انتخاب نامساعد در بازار بیمه اتومبیل پرداخته‌اند. در این مقاله ابتدا مدل نظری بازار همراه با انتخاب نامساعد و مسائل مرتبط با هزینه‌های مبادله، هزینه‌های تصادفات، میزان ریسک‌گریزی و خطرات اخلاقی مشخص گردید.

در شرکت‌های بیمه تعاونی قرن نوزدهم، پدیده انتخاب معکوس و خطرات اخلاقی که بر گرفته از اطلاعات نامتقارن است، بررسی شد. در این تحقیق با مدل‌سازی ۲ مدل

1. Dionne et al., 1998

پروبیست^۱ برای متغیرهای مجازی متقاضی بیمه‌بودن (یا نبودن)، مریض‌شدن (یا نشدن) یا در معرض تصادف قرارگرفتن (یا ننگرفتن) روی متغیرهای سن، جنسیت، شغل، تأهل، تعداد وابستگان و اعضای تحت تکفل انجام شد؛ فرضیه تحقیق عبارت بود از "عدم وجود ارتباط معنادار بین متغیر y (متقاضی بیمه‌بودن) و متغیر z (با حادثه مواجه‌شدن)". با توجه به ماهیت اطلاعات نامتقارن و اثرات مهم آن، افراد با ریسک بالا متقاضی بیمه خواهند بود. در این بررسی وجود ارتباط معنادار بین ۲ متغیر مجازی مذکور رد گردید و وجود پدیده اطلاعات نامتقارن در صنعت بیمه تعاونی قرن نوزدهم مورد قبول قرار نگرفت (Gottlieb, 2007).

در تحقیقی دیگر اثرات نظارت بر ممنوعیت استفاده از اطلاعات کشف‌شده در دوره‌های بعد برای بیمه‌گذار و بیمه‌گر در بازار بیمه عمر در تعیین و تعدیل نرخ حق‌بیمه‌ها مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که عدم ممنوعیت استفاده از آزمون‌های ژنتیکی برای نرخ‌گذاری حق‌بیمه‌ها می‌تواند منجر به افزایش رفاه گردد (Polborn et al., 2006).

وسالاً^۲ نقش واسطه در بهبود و کاهش مشکلات پدیده انتخاب معکوس را مورد بررسی قرار داده است. وجود و هم‌زیستی ۲ بازار واسطه و بازار جستجو برای مبادله کالاهایی با کیفیت‌های مختلف می‌تواند اثرات زیان‌بار انتخاب معکوس را کاهش دهد. در صورتی که تعداد فروشندگان کالاهایی با کیفیت پایین که بازار فرد واسطه را انتخاب می‌کنند، به اندازه کافی زیاد باشد، در کوتاه‌ترین زمان، تعادل جداشونده به کالاهای مرغوب اجازه می‌دهد تا در بازار جستجو با موفقیت مبادله شوند.

فانگ و همکاران^۳ شواهدی مبنی بر انتخاب مساعد در زمینه بازار بیمه تکمیلی یافته‌اند و ریشه‌های آن را تحلیل نموده‌اند. در این مقاله مدل‌سازی مخارج پزشکی کل (به عنوان متغیر وابسته) بر متغیرهای مربوط به ارزیابی ریسک شخص بیمه‌گذار از

1. Probit
2. Vesela, 2008
3. Fang et al., 2008

جمله جنس و سن و محل سکونت برای تعیین حق بیمه مورد نظر صورت گرفت. نتایج نشان داد افراد دارای بیمه تکمیلی، مخارج پزشکی کمتری نسبت به افراد بدون بیمه تکمیلی درمان داشتند.

س اوگ^۱ در مقاله‌ای اثر متقابل بازار کالا و بازار بیمه را هنگامی که مشکلات انتخاب معکوس در مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها وجود داشته باشد، مورد بررسی قرار داده است. علامت‌دهی بنگاه خوب به این صورت خواهد بود که بنگاه‌های با کیفیت بالا با محصولات مرغوب‌تر هزینه پایین‌تری بابت ضمانت کالای تولیدیشان مطالبه می‌کنند. درحالی‌که بنگاه‌های ضعیف‌تر هزینه بالاتری بابت چنین خدمتی مطالبه می‌نمایند. از طرفی در این اقتصاد مصرف‌کنندگان دارای سطوح ریسک پایین و بالا خواهند بود. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که ۲ نوع تعادل دست‌یافتنی خواهد بود. بنگاه‌های با کیفیت مختلف، ضمانت‌های تجمیعی مختلفی برای جذب هر ۲ نوع مشتریان پیشنهاد می‌نمایند و نیز هر ۲ نوع مصرف‌کنندگان، بیمه خریداری می‌نمایند. در نوع دیگر تعادل، بنگاه‌های خوب و کم‌ریسک تنها مصرف‌کنندگان پرریسک را جذب می‌نمایند و بنگاه‌های دارای سطح ریسک بالا و غیرمرغوب، هر دو نوع مصرف‌کنندگان را جذب می‌نمایند. مشتریان با سطح ریسک بالا که از بنگاه‌های خوب خرید می‌نمایند، از ضمانت کامل استفاده کرده و دیگر بیمه خریداری نمی‌نمایند درحالی‌که هر ۲ نوع مصرف‌کنندگان هنگامی که از بنگاه بد خرید می‌نمایند، برای ریسک خراب‌شدن کالای غیرمرغوب بیمه نیز تقاضا می‌نمایند.

ماجد و شرزه‌ای (۱۳۸۶) با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از طریق پرسش‌نامه و بهره‌گیری از یک الگوی کاربردی، وضعیت انتخاب نامساعد را در بازار بیمه تصادفات اتومبیل مورد بررسی قرار دادند.

سابرامانیان و همکاران^۱ هزینه‌های ناشی از ممنوعیت آزمون‌های ژنتیکی در افزایش نرخ مرگ‌ومیر بیمه‌گذاران و نهایتاً افزایش خسارات و تعهدات شرکت بیمه را مورد مطالعه قرار داده‌اند. با استفاده از مدل مارکوف^۲ هزینه‌های ناشی از انتخاب نامساعد، با فرض آزمون‌های مختلف و رفتارهای خرید بیمه مشخص گردید.

برتراند^۳ اثر بازنشستگی‌های اجباری بر پس‌انداز، بیمه عمر و بازارهای مستمری را در اقتصادی با شرایط انتخاب نامساعد مورد تحلیل قرار داد. براساس نتایج این تحقیق هنگامی که بیمه اجباری افزایش می‌یابد، شدت انتخاب نامساعدی که در بازار اتفاق می‌افتد از طریق تغییر در ساختار تقاضا افزایش می‌یابد.

مهدوی^۴ با مطرح کردن نظریه جایگزین کژگزینی تحت عنوان انتخاب مساعد از لحاظ تجربی اثبات می‌نماید که در شرایط یکسان در زمانی که افراد به اندازه کافی ریسک‌گریز باشند و هزینه سربار به اندازه کافی بزرگ باشد و احتمال فوت کوچک‌تر از مقدار بحرانی آن باشد، انتخاب مساعد در بازار بیمه صادق خواهد بود و نیز در صورتی که افراد به اندازه کافی ریسک‌گریز نباشند و احتمال مرگ نیز به اندازه کافی پایین نباشد، شرط لازم برای تضمین پدیده انتخاب مساعد در بازار بیمه (عمر) کمتر بودن هزینه سربار از مقدار بحرانش است.

کشاوری حداد و زمردی انباجی (۱۳۸۸) برآورد یک مدل تقاضای مصرف خدمات درمانی در ایران را براساس کارهای نظری کالتر و زکهازر^۵ انجام دادند.

در این مطالعه از شیوه‌ای نیمه پارامتری برای شناسایی و تخمین مدل استفاده شد. بر اساس نتایج این آزمون فرضیه وجود انتخاب نامساعد در بیمه خویش‌فرمای خدمات درمانی و صاحبان حرفه‌ها و مشاغل آزاد تأمین اجتماعی در تمام انواع بیمه درمان تأیید می‌شود و پدیده مخاطرات اخلاقی در دهک‌های درآمدی بالاتر بیشتر است.

-
1. Subramanian et al., 1999
 2. Markov
 3. Bertrand, 2003
 4. Mahdavi, 2005
 5. Culter and Zeckhauser

۴. روش‌شناسی تحقیق

این تحقیق با استفاده از اطلاعات مربوط به ۲۰۰۰ بیمه‌گذار بیمه عمر ساده زمانی یک شرکت بیمه در سال ۱۳۹۱ انجام گرفت. مجموعه اطلاعات مذکور شامل سن بیمه‌گذار، وضعیت تأهل بیمه‌گذار، تعداد ذی‌نفعان، شغل بیمه‌گذار (و شغل دوم و سوم در صورت وجود)، تحصیلات بیمه‌گذار، سرمایه فوت، حق‌بیمه هر بیمه‌گذار، طریقه پرداخت حق‌بیمه (ماهانه، ۲ ماهه، ۳ ماهه، فصلی، ۶ ماهه و سالانه) به صورت فایل اکسل دریافت گردید. بعد از تبدیل همه داده‌های حق‌بیمه که به صورت مختلف پرداخت می‌شود به حق‌بیمه‌های سالانه، آزمون انتخاب نامساعد صورت گرفت.

بر پایه مدل راتچایلد - استیگلیتز، بیمه‌گذاران با سطح ریسک بالاتر به دنبال پوشش کامل‌ترند و بیمه‌گذاران با ریسک کمتر، پوشش جزئی با حق‌بیمه پایین‌تر تقاضا می‌کنند.

حال متغیرهایی که به صورت نظری و شهودی قابلیت نمایندگی تعیین سطح ریسک بیمه‌گذار را دارند، شناسایی می‌کنیم. ابتدا حداکثر سرمایه فوت را به عنوان پوشش کامل در نظر می‌گیریم. مجموع مابه‌التفاوت سرمایه‌های فوت کمتر از سرمایه کامل فوت را به عنوان میزان کاهش در سرمایه فوت بیمه‌گذاران مختلف منظور می‌نماییم. حال با برقراری رابطه بین عواملی که به نظر می‌رسد تعیین‌کننده سطح ریسک بیمه‌گذار هستند اما در تعیین حق‌بیمه توسط شرکت بیمه به کار نمی‌روند و متغیر DED، یک مدل رگرسیونی برآورد می‌نماییم. در مدل راتچایلد - استیگلیتز افراد پریسک پوشش کامل را با حق‌بیمه عادلانه و بالاتر و افراد کم‌ریسک پوشش جزئی با حق‌بیمه پایین‌تر (عادلانه) تقاضا می‌نمایند، با توجه به رابطه متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک و متغیر وابسته DED، اگر رابطه متغیرهای توضیحی با DED مثبت باشد (یعنی هر چقدر متغیر مورد نظر مؤثر در ریسک افزایش یابد)، کاهش در پوشش کامل بیشتر می‌شود. بنابراین آن متغیر به عنوان متغیر کاهنده سطح ریسک (دارای وزن منفی در محاسبه شاخص ریسک) و متغیری که رابطه منفی با متغیر وابسته DED داشته باشد به

عنوان متغیر فزاینده سطح ریسک (دارای وزن مثبت در محاسبه شاخص ریسک) در نظر گرفته می‌شود. در مرحله دوم با توجه به شناسایی متغیرهای فزاینده و کاهنده سطح ریسک، متغیرهایی که در سطح ریسک مؤثرند و دارای رابطه معناداری با DED هستند اما در محاسبه حق بیمه مورد استفاده قرار نمی‌گیرند، در محاسبه شاخص ریسک مورد استفاده قرار می‌دهیم و متغیرهای فزاینده سطح ریسک با وزن مثبت به کار گرفته می‌شوند و متغیرهای کاهنده سطح ریسک با علامت منفی وزن دهی می‌شوند. بنابراین وزن‌های متغیرهای مورد استفاده در محاسبه شاخص ریسک همان پارامترهای تخمین زده شده از مدل رگرسیونی اولیه (DED) با علامت مخالف خواهند بود. در مرحله سوم بعد از محاسبه شاخص ریسک برای هر بیمه‌گذار (RI)، با استفاده از RI به عنوان یک متغیر توضیحی و حق بیمه عمر به شرط فوت هر بیمه‌گذار به عنوان شاخصی از تقاضای بیمه، یک مدل رگرسیونی به روش حداقل مربعات معمولی^۱ برآورد می‌نماییم. در صورت وجود رابطه معنادار مثبت بین این دو متغیر، فرضیه انتخاب نامساعد رد نخواهد شد.

براساس محدودیت‌های این روش، ممکن است تمام عوامل تأثیرگذار بر سطح کاستنی مشخص نباشد که در این صورت امکان دارد علامت‌های ضرایب همبستگی را نیز تحت تأثیر قرار دهد. در این صورت وجود خودهمبستگی بین متغیرهای توضیحی یا همبستگی بین اجزای اخلاف از مشکلات مدل‌سازی اولیه برای سطح کاهش در پوشش کامل خواهد بود که به علت محدودیت آمارهای در دسترس اجتناب‌ناپذیر است. از طرف دیگر R^2 پایین از دیگر مشکلات و موانع مدل‌سازی فوق است.

مرگ‌ومیر بشر می‌تواند از عوامل بیشماری نشئت گرفته باشد. اصلی‌ترین عامل مرگ‌ومیر، از بین رفتن سلامتی و زوال آن است که براساس افزایش سن افراد فزونی می‌یابد. از جمله عوامل مؤثر بر مرگ‌ومیر و ریسک فوت، سن، تحصیلات، استفاده از

الکل، جنسیت، رفتارهای بهداشتی، درآمد، وضعیت تأهل، چاقی، نژاد، محل سکونت و مصرف سیگار عنوان شده است (Brown and McDaid, 2003).

خطر مرگ و میر بر اساس تحقیقات، در مردان بیشتر از زنان است (Eftekhari Hessari, 2009). از دیگر عوامل تأثیرگذار بر مرگ و میر افراد، وضعیت اجتماعی - اقتصادی^۱ افراد است که توسط عواملی همچون: درآمد، سطح تحصیلات، شغل و حرفه فرد شناخته می‌شوند. رابطه‌ای منفی بین سطح درآمد، تحصیلات، موقعیت شغلی و شأن اجتماعی و خطر فوت وجود دارد. از جمله علل معناداری رابطه فوق بالا بودن قدرت خرید در افراد با سطح اجتماعی و اقتصادی بالاتر و تخصیص بخش مناسبی از درآمد به رفتارهای بهداشتی و درمانی است (Bassuk et al., 2002; Sorlie et al., 1995).

از دیگر عوامل تأثیرگذار در ریسک فوت، وضعیت تأهل است. در بین وضعیت تأهل، جنسیت و درآمد خانوار همبستگی وجود دارد. افراد متأهل دارای درآمد بیشتری هستند در نتیجه فعالیت‌های درمانی آنها بیشتر از افراد مجرد خواهد بود. از طرفی دیگر مردان متأهل بیشتر از زنان متأهل عمر می‌کنند (Rogers, 1995). به نظر می‌رسد نگرانی‌های ناشی از عائله‌مندی و تعداد فرزندان نیز منجر به افزایش خطرات ناشی از سکته قلبی و ریسک فوت گردد. بر این اساس تعداد ذی‌نفعان بیمه‌ای بیشتر (که شاخصی برای تعداد عائله یا افراد تحت تکفل بیمه‌گذار است)، می‌تواند در افزایش خطر فوت تأثیرگذار باشد. از نظر شهودی به نظر می‌رسد فعالیت‌های شغلی پر خطر، ریسک فوت را افزایش دهد.

در ابتدا عوامل مؤثر بر میزان کاهش سرمایه فوت بیمه عمر به عنوان پوشش بیمه‌گر را که دارای پشتوانه نظری محکم در این زمینه هستند، مشخص می‌نماییم (البته این عوامل در سطح خرد تأثیرگذار است، نه سطح کلان و کل بازار بیمه): جنسیت بیمه‌گذار، سن بیمه‌گذار، سطح تحصیلات، تعداد ذی‌نفعان، شغل بیمه‌گذار (میزان فعالیت‌های پرخطر)، وضعیت تأهل بیمه‌شده.

1. Socioeconomic

براین اساس مدل اولیه‌ای برای متغیرهای تأثیرگذار بر سطح ریسک و میزان کاهش در تقاضای پوشش ساخته شد. این معادله به ۲ صورت برقرار شد:

$$DED=C0+C1*IMR+C2*HR+C3*SEX+C4*SEX*AGE+C5*NUM3*AGE+C6*NUM3+C7*IMR*LOG(AGE)+C8*SEX*LOG(AGE)+C9*NUM3*LOG(AGE)+C10*EDU*SEX*LOG(AGE)+C11*EDU*AGE+C12*NUM2*LOG(AGE)$$

- DED: میزان کاهش در پوشش کامل برای بیمه‌گذاران مختلف در نتیجه اختلاف

سرمایه فوت بیمه‌نامه فرد مورد نظر نسبت به بیشترین سرمایه فوت؛

- IMR: متغیر موهومی که نشان‌دهنده طبقه شغلی با ریسک متوسط است؛

- HR: متغیر موهومی که نشان‌دهنده طبقه شغلی با ریسک بالاست؛

- SEX: متغیر موهومی که نشان‌دهنده جنسیت است که اگر فرد بیمه‌گذار مرد باشد

مقدار ۱ را می‌پذیرد؛

- AGE: متغیر واقعی که نشان‌دهنده سن بیمه‌گذار است؛

- SEX*AGE: سن بیمه‌گذار مرد؛

- NUM3*AGE: سن بیمه‌گذاری که بیش از سه نفر ذی‌نفع داشته باشد؛

- EDU: متغیر موهومی که نشان‌دهنده تحصیلات عالی فرد بیمه‌گذار است که در

صورت داشتن تحصیلات عالی مقدار ۱ را می‌پذیرد (منظور از تحصیلات عالی، مدرک دانشگاهی کارشناسی و بالاتر است).

از آنجایی که بر اساس مدل راتچاپلند - استیگلیتز فرد بیمه‌گذار با سطح ریسک بالا به

دنبال خریداری قرارداد با پوشش کامل خواهد بود علامت ضرایب تخمین‌زده‌شده در

مدل فوق باید منفی باشد. بنابراین هر کدام از متغیرهایی این مدل که دارای علامت

منفی باشد می‌تواند به عنوان متغیر تأثیرگذار در سطح ریسک فرد بیمه‌گذار مورد

استفاده قرار گیرد. حال اگر متغیر مورد نظر در فرایند قیمت‌گذاری و تعیین حق‌بیمه

سالانه توسط شرکت بیمه مورد استفاده قرار نگیرد و بیمه‌گذار حق‌بیمه‌ای پایین‌تر از

میزان سطح ریسک خود پردازد، در واقع پدیده اطلاعات نامتقارن به‌وجودآمده و

انتخاب نامساعد شکل گرفته است. از آنجایی که تنها متغیر مورد کاربرد در شرکت

بیمه‌های ایران سن بیمه‌گذار و تا حدودی سوابق بیماری اوست، دیگر متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک فرد در فرایند قیمت‌گذاری نادیده انگاشته می‌شود. براساس نتایج تخمینی شکل گرفته در مدل ذکرشده، متغیرهای زیر با سطح کاهش در تقاضای بیمه عمر ساده زمانی رابطه عکس دارند. لذا می‌توان از آنها به منظور متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک فرد بیمه‌گذار استفاده نمود. متغیرهای مورد نظر با توجه به میزان آماره t همگی دارای رابطه معناداری با متغیر وابسته DED می‌باشند. مدل رگرسیونی برآوردشده با توجه به احتمال تابع توزیع F به صورت کلی معنادار است (جدول ۲).

$$\text{IMR, HR}^1, \text{NUM3} * \text{AGE}, \text{NUM3}, \text{SEX} * \text{LOG}(\text{AGE}), \text{EDU} * \text{AGE}, \text{HR} * \text{AGE}$$

متغیرهای فوق بر سطح ریسک می‌افزایند و سایر متغیرهای توضیحی با علامت مثبت در مدل اولیه تخمین زده شده از سطح ریسک می‌کاهند، لذا در معادله محاسبه شاخص ریسک با علامت منفی ظاهر می‌گردند. در مرحله بعد با استفاده از داده‌های حق‌بیمه سالانه و نیز وزن‌دهی متغیرهای مذکور برای هر فرد، داده‌های جدید را برای شاخص ریسک مورد نظر طراحی می‌نماییم و در نهایت با برآورد مدل رگرسیونی بین متغیر وابسته حق‌بیمه و شاخص ریسک محاسبه شده، وجود پدیده انتخاب نامساعد را مورد آزمون قرار می‌دهیم.

برای محاسبه شاخص ریسک از متغیرهای قابل مشاهده‌ای استفاده می‌شود که در فرایند قیمت‌گذاری بیمه‌گر استفاده نشده‌اند و ارتباط آنها با میزان تقاضای بیمه‌گذاران (حق‌بیمه سالانه) و نهایتاً آزمون وجود انتخاب نامساعد در بیمه عمر شرکت مذکور برآورد می‌گردد. با توجه به اینکه ضرایب متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک بیمه‌گذاران در معادله رگرسیونی بالا مورد تخمین و برآورد قرار گرفت لذا از این

۱. این متغیر به علت پایین بودن مقدار آماره t از لحاظ آماری رابطه معناداری با متغیر وابسته DED ندارد، لذا نمی‌توان از این متغیر برای برآورد شاخص ریسک استفاده نمود.

ضرایب به عنوان وزن‌های مورد استفاده در محاسبه شاخص ریسک با علامت مثبت و از سایر متغیرهای معنی‌دار با علامت منفی استفاده خواهد شد.

جدول ۱. تشخیص متغیرهای توضیحی قابل مشاهده و تأثیرگذار بر سطح ریسک بیمه‌گذاران

متغیر وابسته کاهش در پوشش بیمه‌های عمر (تفاوت سرمایه کامل از سرمایه فوت بیمه‌گذار مربوطه) (DED)	تعداد داده‌های در دسترس: ۲۰۰۰	تعداد داده‌های معتبر بعد از تعدیل: ۱۸۱۰		
متغیرهای توضیحی	ضرایب‌های تخمین زده شده	انحراف معیار	آماره t	احتمال رد فرضیه معناداری
عرض از مبدأ (C)	۸۲۵۰۰۰۰۰۰/۰۰	۳۷۳۶۶۵۱/۰۰	۲۲۸/۰۲	۰/۰۰۰۰۰
شغل با ریسک متوسط (IMR)	-۳۶۶۸۱۶۵۵/۰۰	۷۴۵۱۳۷۳/۰۰	-۴/۹۲	۰/۰۰۰۰۰
شغل پری‌ریسک (HR)	-۲۲۹۰۰۰۰۰۰/۰۰	۱۳۲۰۰۰۰۰۰/۰۰	-۱/۷۳	۰/۰۸۰۰۰
جنسیت (SEX)	۱۲۷۰۰۰۰۰۰/۰۰	۲۸۴۷۵۰۷۲/۰۰	۴/۴۶	۰/۰۰۰۰۰
سن بیمه‌گذار مرد (SEX*AGE)	۱۹۶۱۵۹۶/۰۰	۶۰۴۰۷۳/۱۰	۳/۲۴	۰/۰۰۱۲۰
سن بیمه‌گذاران با بیش از ۲ ذی‌نفع (NUM3*AGE)	-۵۹۲۱۹۹۱/۰۰	۷۳۷۵۳۶/۷۰	-۸/۰۳	۰/۰۰۰۰۰
بیمه‌گذار با بیش از ۲ ذی‌نفع (NUM3)	-۲۷۱۰۰۰۰۰۰/۰۰	۳۳۹۰۳۲۴۳/۰۰	-۷/۹۹	۰/۰۰۰۰۰
لگاریتم سن بیمه‌گذار مرد (EX*LOG(AGE))	-۵۹۰۹۸۷۷۵/۰۰	۱۳۵۴۹۷۱۶/۰۰	-۴/۳۶	۰/۰۰۰۰۰
لگاریتم سن بیمه‌گذار مرد با تحصیلات عالی (EDU*SEX*LOG(AGE))	۴۵۶۸۱۴۵/۰۰	۲۰۸۲۸۸۳/۰۰	۲/۱۹	۰/۰۲۸۴۰
سن بیمه‌گذاران دارای تحصیلات عالی (EDU*AGE)	-۳۲۹۰۲۰/۰۰	۱۶۳۴۲۸/۵۰	-۲/۰۱	۰/۰۴۴۳۰
سن بیمه‌گذاران با ریسک متوسط شغلی (IMR*AGE)	۷۸۸۴۹۸/۷۰	۲۲۲۲۱۹/۰۰	۳/۵۴	۰/۰۰۰۰۴۰

متغیر وابسته کاهش در پوشش بیمه‌های عمر (تفاوت سرمایه کامل از سرمایه فوت بیمه‌گذار مربوطه) (DED)	تعداد داده‌های در دسترس: ۲۰۰۰	تعداد داده‌های معتبر بعد از تعدیل: ۱۸۱۰		
متغیرهای توضیحی	ضریب‌های تخمین زده شده	انحراف معیار	آماره t	احتمال رد فرضیه معناداری
لگاریتم سن بیمه‌گذار با بیش از ۲ ذی نفع NUM3*LOG(AGE)	۱۳۵۰۰۰۰۰۰/۰۰	۱۶۴۸۷۴۲۸/۰۰	۸/۱۸	۰/۰۰۰۰۰
سن بیمه‌گذاران با ریسک بالای شغلی HR*AGE	-۳۵۳۳۰۶۷/۰۰	۱۶۴۶۵۷۲/۰۰	-۲/۱۴	۰/۰۳۲۱۰
لگاریتم سن بیمه‌گذار با ریسک بالای شغلی HR*LOG(AGE)	۱۰۳۰۰۰۰۰۰۰/۰۰	۵۲۹۳۱۵۱۰/۰۰	۱/۹۵	۰/۰۵۱۳۰

جدول ۲. آماره‌های مربوط به صحت مدل رگرسیونی مدل شناسایی عوامل تأثیرگذار بر ریسک

(R2) ضریب تعیین	۰/۰۷۶۰۰۹
ضریب تعیین تعدیل شده (Adjusted R2)	۰/۰۶۷۰۰۰
آماره F	۹/۳۳۳۵۹۵
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون	۱/۶۱۰۰۲۶

حال معادله زیر را برای اطلاعات ۲۰۰۰ بیمه‌گذار محاسبه و مقدار ریسک هر یک را اندازه‌گیری و کمی‌سازی می‌نماییم.

$$RI=36681655*IMR+5921991*NUM3*AGE+2.71e+08*NUM3+59098775*SEX*LOG(AGE)+329020*EDU*AGE+3533067*HR*AGE-1.27e+08*SEX-1961596*SEX*AGE-4568145*EDU*SEX*LOG(AGE)-788498.7*IMR*AGE-1.35e+08*NUM3*LOG(AGE)-1.03e+08*HR*LOG(AGE)$$

با محاسبه شاخص ریسک فوق با استفاده از نرم‌افزار ایویوز^۱، به روش حداقل مربعات معمولی، معناداری رابطه حق‌بیمه سالانه به عنوان متغیر وابسته و شاخص ریسک به عنوان متغیر توضیحی بررسی گردید.

$$PR=C_1+C_2RII$$

۱-۴. آزمون فرضیه

H_0 : رابطه معنادار و مثبت بین شاخص ریسک (تعدیل‌شده)^۲ و حق‌بیمه سالانه به‌عنوان شاخص تقاضای بیمه عمر وجود ندارد. ($C_2=0$)

H_1 : رابطه معنادار و مثبت بین شاخص ریسک (تعدیل‌شده) و حق‌بیمه سالانه به عنوان شاخص تقاضای بیمه عمر وجود دارد. ($C_2>0$)

براساس محاسبات، فرضیه عدم‌وجود رابطه معنادار بین شاخص ریسک و حق‌بیمه سالانه رد گردید، لذا وجود پدیده انتخاب نامساعد در بین بیمه‌گذاران بیمه عمر شرکت مذکور با احتمال نزدیک به ۱۰۰٪ پذیرفته می‌شود.

جدول ۳. نتایج مربوط به مدل آزمون انتخاب نامساعد و معناداری شاخص ریسک و تقاضای بیمه عمر

متغیر وابسته: حق‌بیمه سالانه (PR)	تعداد داده‌های در دسترس: ۱۸۱۰	تعداد داده‌ها پس از تعدیل: ۱۴۸۹	$RII=.001RI$	
متغیرهای توضیحی	ضرایب تخمین زده‌شده	انحراف معیار تخمین	آماره t	احتمال رد فرضیه معناداری رابطه متغیر توضیحی شاخص ریسک با حق‌بیمه سالانه
عرض از مبدأ: C_1	۳۴۹۴۴۰۳	۷۳۳۲۹/۷۹	۴۷/۶۵۳۲۵	۰
شاخص ریسک (RII)	۳/۲۷۲۳۷۲	۰/۷۱۷۰۵	۴/۵۶۳۶۵۶	۰
ضریب خوبی برازش: R_2	۰/۰۱۳۸۱۳	آماره F	۲۰۸۲۶۹۶	
ضریب خوبی برازش تعدیل‌شده: Adjusted R2	۰/۰۱۳۱۴۹	احتمال آماره F (احتمال رد فرضیه معناداری کل مدل تخمین‌زده‌شده)	۰/۰۰۰۰۰۵	

1. Eviews

۲. از آنجایی که مقیاس آن ۱۰۰۰ بار کوچک شده است از عنوان شاخص ریسک تعدیل شده استفاده گردید.

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر پایه مدل راتچاپلید - استیگلیتز، بیمه‌گذاران با سطح ریسک بالاتر به دنبال پوشش کامل‌تر و بیمه‌گذاران با ریسک کمتر به دنبال پوشش جزئی و حق بیمه پایین‌تر هستند. در این تحقیق متغیرهایی که به طور نظری و شهودی قابلیت نمایندگی سطح ریسک فرد را دارند، مورد استفاده قرار گرفتند. از طرفی دیگر با استفاده از حداکثر سرمایه فوت به عنوان پوشش کامل، مابه‌التفاوت سرمایه‌های فوت کمتر با سرمایه کامل فوت، به عنوان سطوح نقصان در تقاضای پوشش بیمه عمر محاسبه گردید. در مرحله بعد عوامل مؤثر بر تقاضای ریسک که در تعیین حق بیمه توسط شرکت بیمه به کار گرفته نشده‌اند اما در سطح ریسک مؤثر به نظر می‌رسند (گرچه تأثیر آن منفی باشد) تحت عنوان شاخص ریسک (RI) محاسبه گردید. با توجه به این مدل، ضریب‌های همبستگی یا پارامترهای تخمین زده شده در رابطه با میزان کاهش در پوشش بیمه‌ای (تفاوت سرمایه فوت کامل با سرمایه فوت‌های جزئی DED) که دارای علامت منفی بودند، به عنوان نماینده‌ها و متغیرهای تأثیرگذار در افزایش سطح ریسک افراد در محاسبه شاخص ریسک با علامت مثبت به کار برده شد و متغیرهای توضیحی دیگر در مدل رگرسیونی اولیه که با میزان کاهش در سرمایه فوت رابطه مثبت دارند به عنوان کاهش‌دهنده ریسک و در محاسبه شاخص ریسک با وزن منفی لحاظ گردید. بین شاخص وزن‌دهی شده مذکور و حق بیمه عمر سالانه به شرط فوت به عنوان شاخص تقاضا بر اساس روش OLS یک مدل اقتصادسنجی برآزش گردید. با توجه به نتایج حاصل از مدل رگرسیونی نهایی (با متغیرهای حق بیمه سالانه و شاخص ریسک) وجود پدیده انتخاب نامساعد تأیید شد. در تهیه و محاسبه شاخص ریسک از متغیرهایی استفاده گردید که در فرایند قیمت‌گذاری و تعیین تعرفه‌های حق بیمه مورد استفاده قرار نمی‌گیرند. وجود ارتباط مثبت بین شاخص ریسک نادیده گرفته شده (یا پنهان مانده از نظر بیمه‌گر) نشان‌دهنده آن است که بیمه‌گذار پریسک، حق بیمه‌ای کمتر از میزان عادلانه اکچوئرال پرداخت می‌کند. لذا در این حالت پوشش مضاعف دریافت خواهد کرد.

در نتیجه آزمون‌های معناداری مذکور، وجود پدیده انتخاب نامساعد تأیید گردید. برای جلوگیری از ورشکستگی شرکت بیمه به علت تحمل ریسک، بیش از حدی که حق‌بیمه دریافت می‌گردد، باید هزینه‌های سربار در محاسبه حق‌بیمه عمر مذکور افزایش یابد یا در شرایط رقابتی، شرکت بیمه به منظور افزایش سطح توانگری خود ذخایر مورد نیاز را نگهداری نماید تا ریسک ورشکستگی شرکت بیمه عمر که می‌تواند یکی از موانع افزایش تقاضای بیمه عمر توسط بیمه‌گذاران کم ریسک باشد، کاهش یابد و گامی در جهت توسعه بیمه عمر در سطح کشور برداشته شود.

منابع

۱. کشاورز حداد، غ. ر. و زمردی انباجی، م.، ۱۳۸۸. انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی در بازار بیمه درمان ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۸۷، صص ۶۳-۱۳۹.
۲. ماجد و. و شرزهای، غ. م.، ۱۳۸۶. انتخاب نامساعد و امکان استقرار قراردادهای سازگار اطلاعاتی، شواهدی از بازار بیمه تصادفات اتومبیل ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۸۰، صص ۷۵-۱۰۰.
3. Arrow, K.J., 1963. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, 53, pp. 941-69.
4. Bassuk, S.S., Berkman, L.F. and Amik, B.C., 2002. Socioeconomic status and mortality among the elderly: Findings form four communities. *American Journal of Epidemiology*, 155, pp. 520-33.
5. Bertrand, 2003. Mandatory pensions and the intensity of adverse selection in life insurance markets, *The Journal of Risk and Insurance*, 70(3), pp. 527-48.
6. Brown, J.M. and McDaid, J., 2003. Factors affecting retirement mortality. *North American Actuarial Journal*, 7(2), pp. 24-43.
7. Crocker, K.J. and Snow, A., 1986. The efficiency of categorical discrimination in the insurance industry. *Journal of Political Economy*, 94, pp. 321-44.
8. Dionne, G., 1983. Adverse selection and repeated insurance contracts. *Geneva Papers on Risk and Insurance*. 8, pp. 316-33.
9. Dionne, G., and Doherty, N., 1991. *Adverse selection, commitment and renegotiation with application to insurance markets*, Mimeo, University of Pennsylvania.
10. Dionne, G. and Doherty, N., 1992. *Adverse selection in insurance markets. A selective survey*, Contribution In Insurance Economics, Kluwer Academic Publishers, p. 98.
11. Dionne, G., Gourieroux, C. and Vanasse C., 1998. *Evidence of adverse selection in automobile insurance markets*, Working Paper.
12. Eftekhari Hessari, S., 2009. *The impact of determinants of mortality on life insurance and annuities*, Allameh Tabatabai University, pp. 9-10.

13. Fang, H., P.Keane, M. and Silverman, D., 2008. Sources of advantageous: Evidence from medigap insurance market. *Journal of Political Economy*, 116(2).
14. Finkelstein, A. and Poterba, J., 2006. *Testing for adverse selection with unused observables*, MIT and NBER.
15. Gottlieb, D., 2007. Asymmetric information in late 19th century cooperative insurance societies. *Exploration in Economic History*. 44, pp. 270-92.
16. Hellwig, M.F., 1986. *A sequential approach to modeling competition in market with adverse selection*. Mimeo , University of Bonn.
17. Hosios, A.J. and Peters, M.,1989. Repeated insurance contract with adverse selection and limited commitment. *Quarterly Journal of Economics*, CIV(2), pp. 229-53.
18. Hoy, M. 1982. Categorizing risks in the insurance industry. *Quarterly Journal of Economics*, 97, pp. 321-36.
19. Mahdavi, G., 2005. Advantageous selection versus adverse selection in life insurance market. *International Business Research Conference, Athens-Greece.*, pp.11-3.
20. Miyazaki, H., 1977. The rate race and internal labor markets, *Bell Journal of Economics*, 8, pp. 394-18.
21. Nilssen, T., 1990. *Consumer lock in with asymmetric Information*. Working Paper, Norwegian School of Economics and Business.
22. Polborn, M.K., Hoy, M. and Sadanand, A., 2006. Advantageous effects of regulatory adverse selection in the life insurance market. *The Economic Journal*, Published by Blackwell Publishing, 116 , pp. 327-54.
23. Rees, R. and Wambach, A., 2008. The microeconomics of insurance, *Foundation and Trends in Micrpeconpmics*,4, pp. 75-85.
24. Rogers, R.G.,1995. Marriage, sex and Mortality. *Journal of Marriage and the Family*, 57, pp. 515-26.
25. Rothschild, M. and Stiglitz, J., 1976. Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, 90, pp. 629-50.
26. Seog, H. 2010. Double - sided adverse selection in the product market, and the role of the insurance market. *International Economic Review*, 51(1).

27. Sorlie, P.D. and Backlund, E., 1995. Social characteristics: the national longitudinal mortality study. *American Journal of Public Health*, 85, pp. 949-56.
28. Spence, M., 1978. Product differentiation and performance in insurance markets. *Journal of Public Economics*, 10, pp. 427-47.
29. Subramanian, K., Lemaire, J., C. Hershey, J., V. Pauly, M., Armstrong, K. and A. Asch, D., 1999. Estimating adverse selection costs from genetic testing for breast and ovarian cancer: The case of life insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 66(4), pp. 531-50.
30. Vesela, T., 2008. Middleman and the adverse selection problem. *Bulletin of Economic Research*, 60(1).
31. Wilson, C., 1977. A model of insurance markets with incomplete information. *Journal of Economic Theory*, 16, pp. 167-207.
32. Zweifel, P. and Eisen, R., 2012. *Insurance economics*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, pp. 291-307.

جدول ۱. تشخیص متغیرهای توضیحی قابل مشاهده و تأثیرگذار بر سطح ریسک بیمه گذاران

Dependent Variable: DED				
Method: Least Squares				
Date: 09/02/12 Time: 15:13				
Sample (adjusted): 1 1810				
Included observations: 1489 after adjustments				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰/۰۰۰۰	۲۲۸/۰۲۳۹	۳۷۳۶۵۱	$۸ / ۵۲E + ۰۸$	C
۰/۰۰۰۰	-۴/۹۲۲۸۰۴	۷۴۵۱۳۷۳	-۳۶۶۸۱۶۵۵	IMR
۰/۰۸۳۲	-۱/۷۳۳۶۱۳	$۱ / ۳۲E + ۰۸$	$-۲ / ۲۹E + ۰۸$	HR
۰/۰۰۰۰	۴/۴۶۳۴۱۴	۲۸۴۷۵۰۷۲	$-۲ / ۲۷E + ۰۸$	SEX
۰/۰۰۱۲	۳/۲۴۷۲۸۴	۶۰۴۰۷۳/۱	۱۹۶۱۵۹۶	SEX*AGE
۰/۰۰۰۰	-۸/۰۲۹۴۱۹	۷/۷۳۵۳۶	-۵۹۲۱۹۹۱	NUM3*AGE
۰/۰۰۰۰	-۷/۹۹۴۳۴۴	۳۳۹۰۳۲۴۳	$-۲ / ۷۱E + ۰۸$	NUM3
۰/۰۰۰۰	-۴/۳۶۱۶۲۵	۱۳۵۴۹۷۱۶	-۵۹۰۹۸۷۷۵	SEX*LOG(AGE)
۰/۰۲۸۴	۲/۱۹۳۱۸۳	۲۰۸۲۸۸۳	۴۵۶۸۱۴۵	EDU*SEX*LOG(AGE)
۰/۰۴۴۳	-۲/۰۱۳۲۳۵	۱۶۳۴۲۸/۵	-۳۲۹۰۲۰/۰	EDU*AGE
۰/۰۰۰۴	۳/۵۴۸۲۹۵	۲۲۲۱۹/۰	۷۸۸۴۹۸۷	IMR*AGE
۰/۰۰۰۰	۸/۱۸۴۳۸۰	۱۶۴۸۷۴۲۸	$-۱ / ۳۵E + ۰۸$	NUM3*LOG(AGE)
۰/۰۳۲۱	-۲/۱۴۵۷۱۱	۱۶۴۶۵۷۲	-۳۵۳۳۰۶۷	HR*AGE
۰/۰۵۱۳	۱/۹۵۰۴۰۶	۲۵۹۳۱۵۱۰	$-۱ / ۰۳E + ۰۸$	HR*LOG(AGE)
				A
$۸ / ۳۷E + ۰۸$	Mean dependent var		۰/۰۷۶۰۰۹	R-squared
۵۹۷۷۹۲۵۶	S.D. dependent var		۰/۰۶۷۸۶۶	Adjusted R-squared
۳۸۰۵۸۹۲۹	Akaike info criterion		۵۷۷۱۵۱۳۵	S.E. of regression
۳۸۶۳۹۱۸	Schwarz criterion		$۴ / ۹۱E + ۱۸$	Sum squared resid
۳۸۶۰۷۸۹	Hannan-Quinn criter.		-۲۸۷۱۵/۷۳	Log likelihood
۱/۶۸۰۰۲۶	Durbin-Watson stat		۹/۳۳۳۵۹۵	F-statistic
			۰/۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

جدول ۲. آزمون معناداری رابطه شاخص ریسک با میزان تقاضای بیمه عمر

		Dependent Variable: PR		
		Method: Least Squares		
		Date: 09/03/12 Time: 11:55		
		Sample (adjusted): 1 1810		
	Included observations: 1489 after adjustments			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰/۰۰۰۰	۴۷/۶۵۳۲۵	۷۳۳۲۹/۷۹	۳۴۹۴۴۰۳	C
۰/۰۰۰۰	۴/۵۶۳۶۵۶	۰/۷۱۷۰۵۰	۳/۲۷۲۳۲۷	R11
۳۳۹۰۲۲۳	Mean dependent var		۰/۰۱۳۸۱۳	R-squared
۲۷۰۶۸۶۷	S.D. dependent var		۰/۰۱۳۱۴۹	Adjusted R-squared
۳۲/۴۴۸۵۹	Akaike info criterion		۲۶۸۹۰۱۲	S.E. of regression
۳۲/۴۵۵۷۱	Schwarz criterion		۱/۰۸E +16	Sum squared resid
۳۲/۴۵۱۲۳	Hannan-Quinn criter.		-۲۴۱۵۵/۹۷	Log likelihood
۱/۷۶۶۹۸۳	Durbin-Watson stat		۲۰/۸۲۶۹۶	F-statistic
			۰/۰۰۰۰۰۵	Prob(F-statistic)