پژوهشنامهٔ بیمه/ سال بیست‌وهشتم/ شماره ٤/ زمستان ۱۳۹۲/ شماره مسلسل ۱۱۲/ صفحات ۲۷ تا ٥٤

وجود انتخاب نامساعد در بیمه عمر

مهدی محمدی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۰۷
تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۰٦/۰٤

چکیده

برای گسترش تقاضای بیمه در تمام رشته‌ها شناخت شرایط و وضعیت توزیع اطلاعات و مسائل ناشی از آن ضروری است؛ به‌عنوان‌مثال 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-استیگلیتز در مورد تعادل جداشونده، بیمه‌گذاران پر ریسک در صدد درخواست پوشش کامل با حق‌بیمه عادلانه و بیمه‌گذاران کم ریسک متقاضی قرارداد بیمه با پوشش ناقص و حق‌بیمه 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 افزاینده سطح ریسک با علامت مثبت و نیز متغیرهای کاهنده سطح ریسک با علامت منفی) و بررسی معناداری رابطه حق‌بیمه 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. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع) (Email:economy64@gmail.com)

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 بازبینی قیمت‌گذاری و تعیین تعرفه‌های آن ضروری به‌نظرمی‌رسد.

وجود عدم‌تقارن اطلاعات می‌تواند منجر به مسائلی همچون انتخاب نامساعد گردد. ازسویی‌دیگر 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. به‌هرحال 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 به‌وجودمی‌آید. بیمه‌گذاران نسبت به زیان انتظاریشان ناهمگن هستند و اطلاعات بیشتری نسبت به شرکت بیمه دارند. شرکت بیمه در تمایز بین انواع ریسک بیمه‌گذارن ناتوان است. افراد با سطح ریسک بالا هیچ انگیزه‌ای برای آشکارسازی نوع ریسک خود ندارند؛ زیرا مشخص‌شدن نوع ریسک آنها، هزینه‌هایی به همراه دارد (Dionne and Doherty ,1992).

از نظر ارو[1] 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:

1. Arrow, 1963

– **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 حق‌بیمه‌های متفاوت می‌نماید و افراد با سطح ریسک‌های متفاوت، بیمه‌نامه‌های مختلفی انتخاب می‌کنند. معمولاً در نتیجه طراحی قراردادهای مختلف به منظور ایجاد تعادل‌های جداشونده، افراد با ریسک کمتر مبادرت به انتخاب قراردادهای بیمه با پوشش جزئی و حق‌بیمه ارزان‌تر می‌نمایند و نیز افراد با سطح ریسک بالا قراردادهای بیمه با پوشش بیشتر و البته حق‌بیمه بیشتر را انتخاب می‌نمایند.

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

– **دسته‌بندی[1] ریسک‌ها:** در این روش بیمه‌گر با استفاده از اطلاعات ناقص به دسته‌بندی ریسک‌ها می‌پردازد (Hoy,1982; Crocker and Snow A.1986).

– **قراردادهای چند دوره‌ای[2]**: 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[3] 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[1] 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 به‌این‌صورت 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:

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

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: حق‌بیمه 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:

$$W_1^L=W_0-P^L-L+I^L \quad (۲)$$

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

1. Rothschild and Stiglitz, 1976

به‌همین‌صورت روابط فوق را می‌توان برای فرد با ریسک پایین بازنویسی نمود. ازآنجایی‌که احتمال وقوع حادثه برای فرد با ریسک بالا بیشتر از احتمال وقوع خسارت برای فرد کم‌ریسک است لذا منحنی بی‌تفاوتی فرد پرریسک باید کم‌شیب‌تر از منحنی بی‌تفاوتی فرد کم‌ریسک باشد (رابطه مذکور از طریق دیفرانسیل‌گیری کامل از رابطه ۱ (و متناظر آن برای فرد پرریسک) و برابر صفر قراردادن و محاسبه شیب منحنی‌های بی‌تفاوتی برای سطوح ریسک مختلف امکان‌پذیر است).

تصمیم‌گیری شرکت بیمه برای حداکثرسازی سود در حالت وجود اطلاعات نامتقارن به صورت زیر است. بیمه‌گر احتمالات وقوع حادثه برای بیمه‌گذاران با سطوح ریسک مختلف را نمی‌داند، اما میزان میانگین ریسک یا احتمال وقوع خطر برای بیمه‌گر مشخص است؛ زیرا وزن بیمه‌گذاران کم‌ریسک و پرریسک را می‌داند.

$$\bar{\pi} = \mathrm{h}.\pi^{\mathrm{H}} + (1-\mathrm{h}).\pi^{\mathrm{L}} \qquad (۳)$$

ازطرفی‌دیگر تابع سود انتظاری بیمه‌گر در حالتی که تنها میزان متوسط ریسک قابل شناسایی و اندازه‌گیری است به این صورت است:

$$\mathrm{E}\prod = \bar{\pi}.(\mathrm{P}-\mathrm{I}) + (1-\bar{\pi}).\mathrm{P} - \mathrm{C} \geq 0 \qquad (٤)$$

C: هزینه‌های اداری بیمه‌گر؛

$\mathrm{E}\prod$: سود انتظاری بیمه‌گر؛

I: مقدار ثابت مزایای بیمه؛

P: حق‌بیمه متوسط برای بیمه‌گذار در سطوح مختلف ریسک؛

$\bar{\pi}$: متوسط ریسک بیمه‌گذاران مختلف.

در حالت اطلاعات متقارن و مشخص‌بودن احتمال وقوع حادثه برای بیمه‌گذاران مختلف، حق‌بیمه‌های عادلانه افراد پرریسک و کم‌ریسک در حالت رقابتی (با هزینه اداری صفر برای سادگی) به این صورت خواهد بود:

$$\mathrm{P}^{\mathrm{L}} = \pi^{\mathrm{L}}.\mathrm{L} \quad , \quad \mathrm{P}^{\mathrm{H}} = \pi^{\mathrm{H}}.\mathrm{L} \qquad (۵)$$

(براساس برابری قیمت یا حق‌بیمه با هزینه نهایی بیمه‌گر)

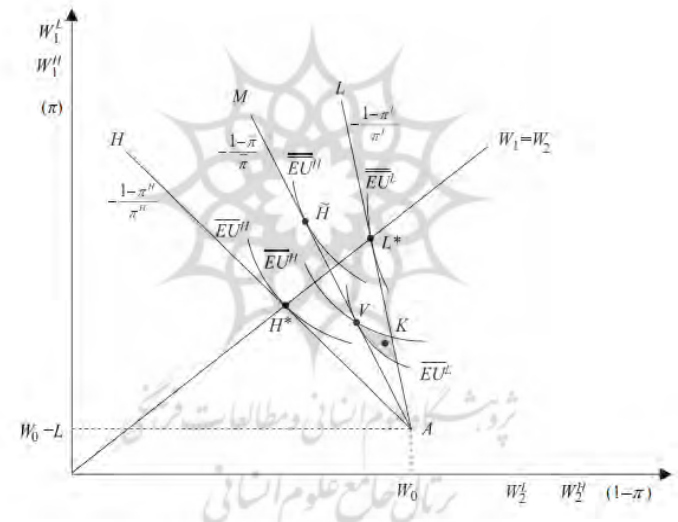
بنابراین در شرایط اطلاعات کامل و رقابتی بیمه‌گذار کم ریسک حق‌بیمه پایین‌تری نسبت به بیمه‌گذار پرریسک پرداخت می‌نماید و هر دو پوشش کامل دریافت می‌نمایند. چنین تعادل جداشونده‌ای بهینه پارتو[1] نیز است. در حالت اطلاعات ناقص و فقط معلوم‌بودن میانگین ریسک بیمه‌گذاران، تعادل روی خط سود تجمیعی AM نمودار ۱ تشکیل خواهد شد. به‌این‌صورت که فرد پرریسک پوشش مضاعف و فرد کم ریسک پوشش جزئی دریافت خواهد کرد. زیرا حق‌بیمه 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 حق‌بیمه 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 بیمه‌گذران پرریسک برای شرکت بیمه اول باقی خواهد ماند. ازطرفی‌دیگر این انگیزه برای بیمه‌گران وجود دارد که همیشه قرارداد K را ارائه نمایند زیرا قرارداد مورد نظر زیر خط سود صفر افراد کم‌ریسک قراردارد، بنابراین حق‌بیمه 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

1. Pareto

سطح ریسک خود حق‌بیمه پرداخت می‌نمایند. از طرفی به علت اینکه تنها بیمه‌گـذاران این شرکت بیمه، پرریسک می‌باشند، متوسط احتمال خطر برای شـرکت بیمـه افـزایش خواهد یافت(Rees and Wambach, 2008).

براساس قراردادهای تک دوره‌ای، تعادل تجمیعی یا یکجا می‌تواند همیشه توسط بیمه‌گران رقیب ازبین‌برود. بنابراین، این تعادل‌ها پایدار نیست. مدل راتچایلد–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 راه‌حل 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 پرریسک ممانعت به‌عمل‌آورد.

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

$$MAEU^{L} = \pi^{L}.V\left(W_0 - P^{L} - L + I^{L}\right) + \left(1-\pi^{L}\right).V\left(W_0 - P^{L}\right) P^{L}, I^{L}, P^{H}, I^{H} \quad (۶)$$

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

$$\pi^{H}V\left(W_0 - P^{L} - L + I^{L}\right) + \left(1-\pi^{H}\right).V\left(W_0 - P^{L}\right)$$

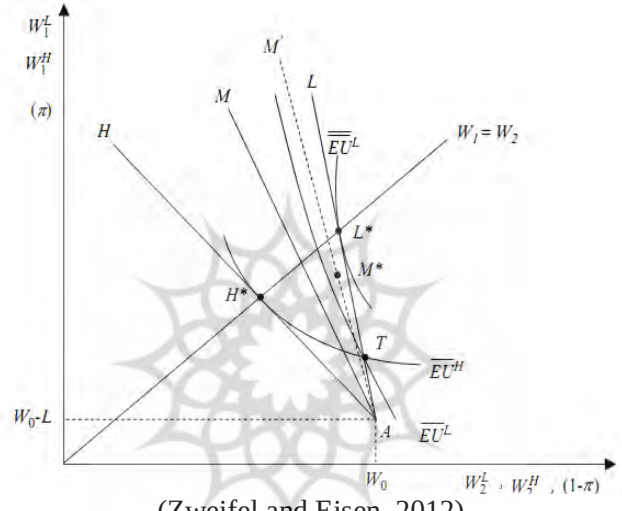
$$\pi^{H}.V\left(W_0 - P^{H} - L + I^{H}\right) + \left(1-\pi^{L}\right).V\left(W_0 - P^{H}\right) \geq \quad (۸)$$

$$\pi^{H}.V\left(W_0 - L\right) + \left(1-\pi^{H}\right).V\left(W_0\right)$$

تابع هدف به دنبال تعیین حق‌بیمه 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 به‌طوری‌که 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. به‌عبارت‌دیگر بیمه‌گذاران پرریسک بیمه‌شدن را به عدم‌تقاضای بیمه ترجیح می‌دهند. رابطه (۵) بیان‌کننده این امر است که حق‌بیمه‌های ارائه‌شده به‌صورت آماری عادلانه می‌باشند. یعنی قراردادها به‌صورتی 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 حق‌بیمه 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 به‌عمل‌می‌آورد. ازطرف‌دیگر افراد کم ریسک مقدار پوشش جزئی را دریافت و متعاقباً حق‌بیمه کمتری پرداخت خواهند کرد که با توجه به سطح ریسک آنان عادلانه است. گرچه بیمه‌گذاران کم ریسک 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

بیمه‌گذران 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 درصورتی‌که 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 راتچایلد-استیگلیتز



(Zweifel and Eisen, 2012)

۳. پیشینه تحقیق

دایون و همکاران[1] 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

پروبیت[1] برای متغیرهای مجازی متقاضی بیمه‌بودن (یا نبودن)، مریض‌شدن (یا نشدن) یا در معرض تصادف قرارگرفتن (یا نگرفتن) 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).

وسالا[2] 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. درصورتی‌که 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[3] 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 حق‌بیمه مورد نظر صورت گرفت. نتایج نشان داد افراد دارای بیمه تکمیلی، مخارج پزشکی کمتری نسبت به افراد بدون بیمه تکمیلی درمان داشتند.

س‌اوگ[1] 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 (۱۳۸٦) با استفاده از داده‌های جمع‌آوری‌شده از طریق پرسش‌نامه و بهره‌گیری از یک الگوی کاربردی، وضعیت انتخاب نامساعد را در بازار بیمه تصادفات اتومبیل مورد بررسی قرار دادند.

1. Seog, 2010

سابرامانیان و همکاران[1] 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[2] هزینه‌های ناشی از انتخاب نامساعد، با فرض آزمون‌های مختلف و رفتارهای خرید بیمه مشخص گردید.

برتراند[3] 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[4] با مطرح‌کردن 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 درصورتی‌که 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) کمتربودن هزینه سربار از مقدار بحرانیش است.

کشاورز حداد و زمردی انباجی (۱۳۸۸) برآورد یک مدل تقاضای مصرف خدمات درمانی در ایران را براساس کارهای نظری کالتر و زکهازر[5] 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

٤. روش‌شناسی تحقیق

این تحقیق با استفاده از اطلاعات مربوط به ٢٠٠٠ بیمه‌گذار بیمه عمر ساده زمانی یک شرکت بیمه در سال ١٣٩١ 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، ٢ ماهه، ٣ ماهه، فصلی، ٦ ماهه و سالانه) به صورت فایل اکسل دریافت گردید. بعد از تبدیل همه داده‌های حق‌بیمه که به صور 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 درنظرمی‌گیریم. 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 به‌نظرمی‌رسد تعیین‌کننده سطح ریسک بیمه‌گذار هستند اما در تعیین حق‌بیمه توسط شرکت بیمه به‌کارنمی‌روند و متغیر DED، یک مدل رگرسیونی برآورد می‌نماییم. در مدل راتچایلد- استیگلیتز افراد پرریسک 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) درنظرگرفته‌می‌شود. 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 حق‌بیمه مورد استفاده قرار نمی‌گیرند، در محاسبه شاخص ریسک مورد استفاده قرار می‌دهیم و متغیرهای فزاینده سطح ریسک با وزن مثبت به‌کارگرفته‌می‌شوند و متغیرهای کاهنده سطح ریسک با علامت منفی وزن‌دهی می‌شوند. بنابراین وزن‌های متغیرهای مورد استفاده در محاسبه شاخص ریسک همان پارامترهای تخمین‌زده‌شده 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 حق‌بیمه عمر به شرط فوت هر بیمه‌گذار به عنوان شاخصی از تقاضای بیمه، یک مدل رگرسیونی به روش حداقل مربعات معمولی[1] 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 کاستی مشخص نباشد که دراین‌صورت امکان دارد علامت‌های ضرایب همبستگی را نیز تحت تأثیر قرار دهد. دراین‌صورت وجود خودهمبستگی بین متغیرهای توضیحی یا همبستگی بین اجزای اخلال از مشکلات مدل‌سازی اولیه برای سطح کاهش در پوشش کامل خواهد بود که به علت محدودیت آمارهای در دسترس اجتناب‌ناپذیر است. ازطرف‌دیگر R^2 پایین از دیگر مشکلات و موانع مدل‌سازی فوق است.

مرگ‌ومیر بشر می‌تواند از عومل 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

1. Ordinary Least Squares (OLS)

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

خطر مرگ‌ومیر بر اساس تحقیقات، در مردان بیشتر از زنان است(Eftekhari Hessari,2009).

از دیگر عوامل تأثیرگذار بر مرگ‌ومیر افراد، وضعیت اجتماعی – اقتصادی[1] 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 بالابودن 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. ازطرفی‌دیگر مردان متأهل بیشتر از زنان متأهل عمر می‌کنند (Rogers,1995). به‌نظرمی‌رسد نگرانی‌های ناشی از عائله‌مندی و تعداد فرزندان نیز منجر به افزایش خطرات ناشی از سکته قلبی و ریسک فوت گردد. براین‌اساس 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 به‌نظرمی‌رسد 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 دراین‌زمینه 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

براین‌اساس 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*LO
G(AGE)+C10*EDU*SEX*LOG(AGE)+C11*EDU*AGE+C12*NUM2*LO
G(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 عالیه فرد بیمه‌گذار است که در صورت داشتن تحصیلات عالیه مقدار ۱ را می‌پذیرد (منظور از تحصیلات عالیه، مدرک دانشگاهی کارشناسی و بالاتر است).

ازآنجایی‌که بر اساس مدل راتچایلد – 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 بپردازد، در واقع پدیده اطلاعات نامتقارن به‌وجودآمده و انتخاب نامساعد شکل گرفته است. ازآنجایی‌که تنها متغیر مورد کاربرد در شرکت

بیمه‌های ایران سن بیمه‌گذار و تا حدودی سوابق بیماری اوست، دیگر متغیرهای تـأثیرگذار 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).

IMR,HR[1],NUM3*AGE,NUM3,SEX*LOG(AGE),EDU*AGE,HR*AGE

متغیرهای فوق بر سطح ریسک می‌افزایند و سایر متغیرهای توضیحی با علامت مثبت در مدل اولیه تخمین‌زده‌شده 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 محاسبه‌شده، 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 پایین‌بودن 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

		تعداد داده‌های معتبر بعد از تعدیل: ۱۸۱۰	تعداد داده‌های در دسترس: ۲۰۰۰	متغیر وابسته کاهش در پوشش بیمه‌های عمر (تفاوت سرمایه کامل از سرمایه فوت بیمه‌گذار مربوطه) (DED)
احتمال رد فرضیه معناداری	آماره t	انحراف معیار	ضریب‌های تخمین زده شده	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰۰۰	۲۲۸/۰۲	۳۷۳٦٦٥۱/۰۰	۸۲٥۰۰۰۰۰۰/۰۰	عرض ازمبدأ (C)
۰/۰۰۰۰۰	-٤/۹۲	۷٤٥۱۳۷۳/۰۰	-۳٦٦۸۱٦٥٥/۰۰	شغل با ریسک متوسط (IMR)_
۰/۰۸۰۰۰	-۱/۷۳	۱۳۲۰۰۰۰۰۰/۰۰	-۲۲۹۰۰۰۰۰۰/۰۰	شغل پرریسک (HR)
۰/۰۰۰۰۰	٤/٤٦	۲۸٤۷٥۰۷۲/۰۰	۱۲۷۰۰۰۰۰۰/۰۰	جنسیت (SEX)
۰/۰۰۱۲۰	۳/۲٤	٦۰٤۰۷۳/۱۰	۱۹٦۱٥۹٦/۰۰	سن بیمه‌گذار مرد (SEX*AGE)
۰/۰۰۰۰۰	-۸/۰۳	۷۳۷٥۳٦/۷۰	-٥۹۲۱۹۹۱/۰۰	سن بیمه‌گذاران با بیش از ۲ ذی‌نفع (NUM3*AGE)
۰/۰۰۰۰۰	-۷/۹۹	۳۳۹۰۳۲٤۳/۰۰	-۲۷۱۰۰۰۰۰۰/۰۰	بیمه‌گذار با بیش از ۲ ذی‌نفع (NUM3)
۰/۰۰۰۰۰	-٤/۳٦	۱۳٥٤۹۷۱٦/۰۰	-٥۹۰۹۸۷۷٥/۰۰	لگاریتم سن بیمه‌گذار مرد (EX*LOG(AGE))
۰/۰۲۸٤۰	۲/۱۹	۲۰۸۲۸۸۳/۰۰	٤٥٦۸۱٤٥/۰۰	لگاریتم سن بیمه‌گذار مرد با تحصیلات عالیه EDU*SEX*LOG (AGE)
۰/۰٤٤۳۰	-۲/۰۱	۱٦۳٤۲۸/٥۰	-۳۲۹۰۲۰/۰۰	سن بیمه‌گذاران دارای تحصیلات عالیه (EDU*AGE)
۰/۰۰۰٤۰	۳/٥٤	۲۲۲۲۱۹/۰۰	۷۸۸٤۹۸/۷۰	سن بیمه‌گذاران با ریسک متوسط شغلی (IMR*AGE)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

		تعداد داده‌های معتبر بعد از تعدیل: ۱۸۱۰	تعداد داده‌های در دسترس: ۲۰۰۰	متغیر وابسته کاهش در پوشش بیمه‌های عمر (تفاوت سرمایه کامل از سرمایه فوت بیمه‌گذار مربوطه) (DED)
احتمال رد فرضیه معناداری	آماره t	انحراف معیار	ضریب‌های تخمین زده شده	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰۰۰	۸/۱۸	۱٦٤۸۷٤۲۸/۰۰	۱۳۵۰۰۰۰۰۰/۰۰	لگاریتم سن بیمه‌گذار با بیش از ۲ ذی‌نفع NUM3*LOG(AGE)
۰/۰۳۲۱۰	-۲/۱٤	۱٦٤٦٥۷۲/۰۰	-۳۵۳۳۰٦۷/۰۰	سن بیمه‌گذاران با ریسک بالای شغلی HR*AGE
۰/۰۵۱۳۰	۱/۹۵	۵۲۹۳۱۵۱۰/۰۰	۱۰۳۰۰۰۰۰۰/۰۰	لگاریتم سن بیمه‌گذار با ریسک بالای شغلی HR*LOG(AGE)

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

۰/۰۷٦۰۰۹	(R2) ضریب تعیین
۰/۰٦۷۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده(Adjusted R2)
۹/۳۳۳۵۹۵	آماره F
۰/۰۰۰۰۰۰	احتمال آماره F
۱/٦۸۰۰۲٦	آماره دوربن واتسون

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[1]، به روش حداقل مربعات معمولی، معناداری رابطه حق‌بیمه سالانه به عنوان متغیر وابسته و شاخص ریسک به عنوان متغیر توضیحی بررسی گردید.

$$PR=C_1+C_2RI1$$

٤-١. آزمون فرضیه

- H_0: رابطه معنادار و مثبت بین شاخص ریسک (تعدیل‌شده)[2] 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

	RI1=.001RI	**تعداد داده‌ها پس از تعدیل: ١٤٨٩**	**تعداد داده‌های در دسترس: ١٨١٠**	**متغیر وابسته: حق‌بیمه سالانه (PR)**
احتمال رد فرضیه معناداری رابطه متغیر توضیحی شاخص ریسک با حق‌بیمه سالانه	آماره t	انحراف معیار تخمین	ضرایب تخمین زده‌شده	متغیرهای توضیحی
۰	٤٧/٦٥٣٢٥	٧٣٣٢٩/٧٩	٣٤٩٤٤٠٣	عرض از مبدأ؛C
۰	٤/٥٦٣٦٥٦	۰/٧١٧٠٥	٣/٢٧٢٣٧٢	شاخص ریسک (RI1)
	٢٠٨٢٦٩٦	آماره F	۰/۰١٣٨١٣	ضریب خوبی برازش؛R2
	۰/۰۰۰۰۰۰	احتمال آماره F (احتمال رد فرضیه معناداری کل مدل تخمین‌زده‌شده)	۰/۰١٣١٤٩	ضریب خوبی برازش تعدیل‌شده؛ Adjusted R2

1. Eviews

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

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر پایه مدل راتچایلد – استیگلیتز، بیمه‌گذاران با سطح ریسک بالاتر به دنبال پوشش کامل‌تر و بیمه‌گذاران با ریسک کمتر به‌دنبال پوشش جزئی و حق‌بیمه پایین‌تر هستند. در این تحقیق متغیرهایی که به طور نظری و شهودی قابلیت نمایندگی سطح ریسک فرد را دارند، مورد استفاده قرار گرفتند. ازطرفی‌دیگر 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 حق‌بیمه توسط شرکت بیمه به‌کارگرفته‌نشده‌اند اما در سطح ریسک مؤثر به‌نظرمی‌رسند (گرچه تأثیر آن منفی باشد) تحت عنوان شاخص ریسک (RI) محاسبه گردید. با توجه به این مدل، ضریب‌های همبستگی یا پارامترهای تخمین‌زده‌شده در رابطه با میزان کاهش در پوشش بیمه‌ای (تفاوت سرمایه فوت کامل با سرمایه فوت‌های جزئیDED) که دارای علامت منفی بودند، به عنوان نماینده‌ها و متغیرهای تأثیرگذار در افزایش سطح ریسک افراد در محاسبه شاخص ریسک با علامت مثبت به‌کاربرده‌شد 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 وزن‌دهی‌شده مذکور و حق‌بیمه عمر سالانه به شرط فوت به عنوان شاخص تقاضا بر اساس روش OLS یک مدل اقتصادسنجی برازش گردید. با توجه به نتایج حاصل از مدل رگرسیونی نهایی (با متغیرهای حق‌بیمه 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 حق‌بیمه مورد استفاده قرار نمی‌گیرند. وجود ارتباط مثبت بین شاخص ریسک نادیده گرفته‌شده (یا پنهان مانده از نظر بیمه‌گر) نشان‌دهنده آن است که بیمه‌گذار پرریسک، حق‌بیمه‌ای 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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، صص۶۳-۱۳۹.

۲. ماجد و. و شرزه‌ای، غ. م.، ۱۳۸٦. انتخاب نامساعد و امکان استقرار قراردادهای سازگار اطلاعاتی، شواهدی از بازار بیمه تصادفات اتومبیل ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۸۰، صص ۱۰۰-۷۵.

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. *Eviedence 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, Norvegian 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. Mariage, 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 charavteristics: 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 Economcs*, 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 ovarlan 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

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

		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	۳۷۳۶۶۵۱	۸ / ۵۲E + ۰۸	C
۰/۰۰۰۰	-٤/۹۲۲۸۰٤	۷٤۵۱۳۷۳	-۳٦٦۸۱٦۵۵	IMR
۰/۰۸۳۲	-۱/۷۳۳٦۱۳	۱ / ۳۲E + ۰۸	-۲ / ۲۹E + ۰۸	HR
۰/۰۰۰۰	٤/٤٦۳٤۱٤	۲۸٤۷۵۰۷۲	-۲ / ۲۷E + ۰۸	SEX
۰/۰۰۱۲	۳/۲٤۷۲۸٤	٦۰٤۰۷۳/۱	۱۹٦۱۵۹٦	SEX*AGE
۰/۰۰۰۰	-۸/۰۲۹٤۱۹	۷/۷۳۵۳٦	-۵۹۲۱۹۹۱	NUM3*AGE
۰/۰۰۰۰	-۷/۹۹٤۳٤٤	۳۳۹۰۳۲٤۳	-۲ / ۷۱E + ۰۸	NUM3
۰/۰۰۰۰	-٤/۳٦۱٦۲۵	۱۳۵٤۹۷۱٦	-۵۹۰۹۸۷۷۵	SEX*LOG(AGE)
۰/۰۲۸٤	۲/۱۹۳۱۸۳	۲۰۸۲۸۸۳	٤۵٦۸۱٤۵	EDU*SEX*LOG(AGE)
۰/۰٤٤۳	-۲/۰۱۳۲۳۵	۱٦۳٤۲۸/۵	-۳۲۹۰۲۰/۰	EDU*AGE
۰/۰۰۰٤	۳/۵٤۸۲۹۵	۲۲۲۱۹/۰	۷۸۸٤۹۸/۷	IMR*AGE
۰/۰۰۰۰	۸/۱۸٤۳۸۰	۱٦٤۸۷٤۲۸	-۱ / ۳۵E + ۰۸	NUM3*LOG(AGE)
۰/۰۳۲۱	-۲/۱٤۵۷۱۱	۱٦٤٦۵۷۲	-۳۵۳۳۰٦۷	HR*AGE
۰/۰۵۱۳	۱/۹۵۰٤۰٦	۲۵۹۳۱۵۱۰	-۱ / ۰۳E + ۰۸	HR*LOG(AGE)
				A
۸ / ۳۷E + ۰۸	Mean dependent var		۰/۰۷٦۰۰۹	R-squared
۵۹۷۷۹۲۵٦	S.D. dependent var		۰/۰٦۷۸٦٦	Adjusted R-squared
۳۸/۵۸۹۲۹	Akaike info criterion		۵۷۷۱۵۱۳۵	S.E. of regression
۳۸/٦۳۹۱۸	Schwarz criterion		٤ / ۹۱E + ۱۸	Sum squared resid
۳۸/٦۰۷۸۹	Hannan-Quinn criter.		-۲۸۷۱۵/۷۳	Log likelihood
۱/٦۸۰۰۲٦	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	٤٧/٦٥٣٢٥	٧٣٣٢٩/٧٩	٣٤٩٤٤٠٣	C
۰/۰۰۰۰	٤/٥٦٣٦٥٦	۰/٧١٧۰٥۰	٣/٢٧٢٣٢٧	RI1
٣٣٩۰٢٢٣	Mean dependent var		۰/۰١٣٨١٣	R-squared
٢٧۰٦٨٦٧	S.D. dependent var		۰/۰١٣١٤٩	Adjusted R-squared
٣٢/٤٤٨٥٩	Akaike info criterion		٢٦٨٩۰١٢	S.E. of regression
٣٢/٤٥٥٧١	Schwarz criterion		١/۰٨E +16	Sum squared resid
٣٢/٤٥١٢٣	Hannan-Quinn criter.		-٢٤١٥٥/٩٧	Log likelihood
١/٧٦٦٩٨٣	Durbin-Watson stat		٢۰/٨٢٦٩٦	F-statistic
			۰/۰۰۰۰۰٥	Prob(F-statistic)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی