اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه اتومبیل ایران

غلامرضا کشاورز حداد[1]
دانشیار دانشگاه صنعتی شریف
منیره امیرخانلو[2]
پژوهشگر اتاق بازرگانی، صنایع و معادن ایران

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۲/۰۶
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۷/۱۵

چکیده

در این نوشتار، وجود اطلاعات نامتقارن شامل کژگزینی یا کژمنشی در صنعت بیمه اتومبیل ایران آزمون می‌شود. فرضیه‌های تحقیق، با استفاده از روش‌های آماری مختلف پارامتری و ناپارامتری، شامل استقلال شرطی، پروبیت دوگانه، دو آزمون χ^2 ارائه شده در چیاپوری و سلنی[3] (۲۰۰۰) و آزمون ناپارامتری پیشنهاد شده در چیاپوری و همکاران (۲۰۰۶) آزمون می‌گردد. داده‌های مورد استفاده از اطلاعات پرونده‌های ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار بیمه بدنه اتومبیل شرکت بیمه ایران برگرفته می‌شود زیرا که استفاده از پوشش‌های انتخابی بیمه بدنه به عنوان یک بیمه اختیاری که انتخاب و ترجیحات افراد را بهتر از پوشش انتخابی بیمه اجباری شخص ثالث نشان می‌دهد. تحلیل رفتار مشتریان تکراری بیمه، تأکید بر اهمیت فرض عمومی بودن درجه ریسک‌گریزی افراد در برقراری نتایج و استفاده از متغیرهای سن و جنس برای این شرط، آزمون برقراری فرضیه انتظارات واقعی و سپس آزمون همبستگی مثبت با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری چیاپوری و همکاران؛ و استفاده از تعداد زیادی از متغیر توضیحی شامل سن، جنس، تحصیلات و درآمد و استفاده از آمار بیمه‌گزاران از پیشبرهای تجربی این نوشتار در ادبیات شکل گرفته درباره اقتصاد بیمه در ایران است. نتایج به دست آمده، نشان می‌دهد که *انتظارات واقعی و همبستگی مثبت بین ریسک و پوشش بیمه برقرار بوده و در نتیجه، وجود کژمنشی یا کژگزینی در صنعت بیمه اتومبیل ایران تأیید می‌گردد. این یافته، بیانگر* ناکارآیی صنعت بیمه می‌باشد.

واژگان کلیدی: بیمه اتومبیل، تئوری قراردادها، اطلاعات نامتقارن، کژگزینی، کژمنشی، آزمون‌های ناپارامتری

طبقه‌بندی موضوعی: D82, G22

مقدمه

در تحلیل رفتار واحدهای اقتصادی، فرض بر وجود اطلاعات کامل بین طرف‌های مبادله اعم از خریدار، فروشنده، مصرف‌کننده و تولیدکننده، درباره مشخصات کالای مورد معامله در بازار قرار داده می‌شود، که در دنیای واقعی ممکن است چنین فرضی برقرار نباشد. بنابراین در این قلمرو، تحلیل‌های متعین[4] در اقتصاد خرد تغییریافته و تحلیل‌های نااطمینانی جای آن را می‌گیرد. نبود اطلاعات کامل، منجر به طرح موضوع اطلاعات نامتقارن[5] می‌شود. اطلاعات نامتقارن، به معنای

1. Email: G.K.Haddad@sharif.edu
2. Email: M.amirkhanlu@iccim.ir
3. Chiappori & Salanie
4. Deterministic
5. Asymmetric Information

توزیع متفاوت اطلاعات مرتبط[1] بین دو طرف اقتصادی است؛ در بازار بیمه اتومبیل، میزان ریسک افراد که سود بیمه‌گر را تحت تأثیر قرار می‌دهد جزء اطلاعات خصوصی بیمه‌گزار بوده و طرف بیمه‌گر از آن بی‌اطلاع است. وقتی بیمه‌گر از منش‌های رفتاری بیمه‌گزار اطلاع ندارد، قراردادهای یکسانی را برای افراد متفاوت طراحی می‌کند و این عمل سبب ایجاد پدیدهٔ کژگزینی[2] می‌شود. از طرفی وجود کژمنشی[3] در بین کارگزاران موجب می‌شود که آن‌ها پس از انعقاد قرارداد تلاش کمتری برای جلوگیری از بروز تصادف صرف می‌کنند. در این وضعیت، بیمه‌گر وقوع یا عدم وقوع تصادف در بازار بیمه اتومبیل را مشاهده می‌کند، ولی نمی‌داند این نتیجه، در ازای چه سطحی از تلاش بیمه‌گزار حاصل شده است. در حالی که در پدیده کژگزینی، از آنجایی که بیمه‌گر از نوع ریسک بیمه‌گزار دقیقاً اطلاع ندارد، فهرستی از قراردادها، متناسب با انواع ریسک بیمه‌گزاران ارائه می‌کند. این قراردادها طوری تنظیم می‌شوند که افراد در یک مکانیسم خود انتخابی[4]، قراردادهای مناسب خود را انتخاب کنند، که لزوماً تأمین منافع شرکت بیمه را در پی ندارد.

یک استراتژی شناخته شده در مطالعه عدم تقارن اطلاعات آزمون همبستگی بین انتخاب قرارداد و وقوع و نیز شدت وقوع یک حادثه به شرط ویژگی‌های مشاهده‌پذیر افراد بیمه‌شده است. در وضعیت کژگزینی، عوامل پر ریسک، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، محتمل است که قراردادهای با پوششی کامل‌تر را انتخاب نمایند و نیز احتمال دارد که تصادف بیشتر و شدیدتری را داشته باشند. موضوع کژمنشی در اصل خیلی نزدیک به مقوله کژگزینی است، با این تفاوت که علت یاد شده در بالا در جهت معکوس آن است. در مقوله کژمنشی، نخست، عوامل اقتصادی (بیمه‌گزاران) قراردادی با سطوح پوشش مفروض را انتخاب می‌کنند؛ آنگاه فرد بیمه‌شده با پوشش بیمه‌ای بهتر و در نتیجه، با انگیزه کمتر برای تلاش در جهت کاهش تصادف، دارای تعداد و شدت تصادف بیشتری خواهد بود. این نگرش موسوم به همبستگی شرطی[5]، دارای برتری‌هایی است. چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) استدلال می‌کنند که این روش ساده و نتایج آن بسیار مستحکم[6] است. علاوه بر آن، این آماره می‌تواند برای داده‌های مقطعی، که به سادگی قابل جمع‌آوری است، برآورد گردد، اگر چه این سهولت در محاسبه، هزینه دیگری ایجاد می‌کند. زیرا گذشته رابطه قراردادی شرکت بیمه و فرد بیمه‌گزار هم، قرارداد این دوره و نیز رفتار فرد بیمه‌شده را در دوره‌های قراردادی آینده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این اثر نمی‌تواند در محاسبه ضریب همبستگی یاد شده در بالا به حساب آورده شود. مهم‌تر از همه این است که ضریب همبستگی محاسبه شده برای پوشش

1. Relevant
2. Adverse Selection
3. Moral Hazard
4. Self Selective
5. Conditional Correlation
6. Robust

و ریسک جهت علت را نمی‌توان مشخص کند، در نتیجه یک ضریب همبستگی مثبت و معنی‌دار نشانگر عدم تقارن اطلاعاتی است ولی نمی‌تواند کژمنشی را از کژگزینی متمایز سازد. بنابراین لازم است با استفاده از تئوری‌های اقتصاد اطلاعات و تکنیک‌های اقتصادسنجی مناسب این دو اثر از هم متمایز ساخته شود. متمایز شدن این دو می‌تواند در ارائه توصیه‌های سیاستی مناسب برای کاهش اثرات انواع عدم تقارن اطلاعاتی بین طرفین قرارداد کمک نماید. با این حال در این نوشتار تنها به موضوع عدم تقارن اطلاعاتی بدون امکان تمایز کژگزینی و کژمنشی پرداخته می‌شود.

در این پژوهش، هدف ما آزمون وجود اطلاعات نامتقارن در بازار انحصار چندجانبه بیمه بدنه اتومبیل ایران با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری است. تأکید چارچوب تحلیلی، بر بر روش چیاپوری و همکاران[1] (۲۰۰۶) که مناسب بازار بیمه غیر رقابتی می‌باشد. برای آزمودن فرضیه‌ها، از اطلاعات مربوط به پرونده ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار بیمه بدنه اتومبیل شرکت بیمه ایران با سهم بازار ۵۲٪ استفاده می‌شود. داده‌های مورد استفاده، دربرگیرنده: ۱- مشخصات دموگرافیک راننده شامل سن و جنس راننده؛ ۲- مشخصات رانندگی فرد شامل سال اخذ گواهینامه و سابقه خسارت وی در سال‌های گذشته در صورت برخورداری از پوشش بیمه بدنه؛ ۳- مشخصات اتومبیل فرد شامل سال ساخت اتومبیل، تعداد سیلندر آن، قیمت اتومبیل و ... ؛ ۴- نوع پوشش قرارداد بیمه انتخابی فرد؛ ۵- سوابق بیمه؛ و ۶- خسارت پرداختی به فرد از طرف شرکت بیمه در صورت وقوع تصادف است. پرسش‌هایی که این مقاله به دنبال فراهم کردن پاسخی برای آن است، به قرار زیر هستند:

الف- آیا فرضیه انتظارات واقعی[2] برقرار است، به عبارت دیگر، آیا هر فرد در هنگام انتخاب قرارداد، توزیع درست خسارت وارده بر خود را می‌داند؟

ب- آیا در بازار بیمه بدنه اتومبیل ایران، همبستگی مثبت میان ریسک و پوشش بیمه افراد یا به عبارتی اطلاعات نامتقارن وجود دارد؟

مقاله حاضر، از دو جهت متمایز از سایر کارهای انجام شده در ایران است. اول اینکه، از آزمون‌های مناسب بازار بیمه انحصار چندجانبه استفاده شده و دوم، تمرکز بر روی نتایج حاصل از تکنیک پروبیت دوگانه و آزمون‌های ناپارامتری است که نتایج آن‌ها از قابلیت اعتماد بالایی برخوردار بوده و انواع تورش تصریح موجود در روش‌های دیگر را حذف می‌کند. در کنار این دو روش آماری از روش‌های آماری دیگری نیز استفاده شده است که نتایج همسوی به دست آمده بیانگر استحکام یافته‌های تحقیق است. یافته اصلی تحقیق تأیید فرضیه وجود عدم تقارن اطلاعاتی (کژمنشی یا کژگزینی) میان بیمه‌گر و بیمه‌گذار در صنعت بیمه اتومبیل ایران است. تکنیک‌ها، داده‌ها

1. Chiappori et. al
2. Realistic Expectations

و نظریه‌های به کار بسته شده در این مقاله امکان تمایز بین کژمنشی یا کژگزینی را فراهم نمی‌سازد، برای ایجاد تمایز نیازمند به داده‌های پانل از ویژگی‌های بیمه‌گزاران و نیز اطلاعات مربوط به بیمه بدنه در کنار بیمه اجباری شخص ثالث می‌باشیم، که در انجام این تحقیق هیچ‌یک از موارد یاد شده فراهم نشد. به طور آشکار یافته عدم تقارن اطلاعاتی بین دارنده بیمه‌نامه و صادرکننده آن به صورت یک کمیت عددی خروجی محاسبات بوده و یک دنباله از اعداد نیست که بتوان بر روی آن با انجام آزمون مناسب، در قالب مدل حاضر، آزمون عوامل تعیین‌کننده و مؤثر بر عدم تقارن اطلاعاتی را شناسایی کرد. به همین دلیل امکان شناسایی عوامل ایجادکننده کژمنشی یا کژگزینی وجود ندارد. تنها راه تحلیل آن انجام آزمون‌ها به تفکیک جنسیت یا سن و یا صفت‌هایی نظیر این است که در تحلیل‌های اقتصادسنجی این متغیرهای توضیحی به کار بسته شده و نقش هر یک از آن‌ها در وقوع تصادف و انتخاب سطح پوشش مدلسازی شده است.

سازمان‌بندی این نوشتار به این قرار است که در بخش دو به معرفی پیشینه نظری و تجربی پژوهش پرداخته می‌شود، که رابطه پیش‌بینی شده بین ریسک و پوشش بیمه را به دو دسته تئوری‌های کژگزینی و کژمنشی کلاسیک، (با رابطه مثبت بین ریسک و پوشش بیمه) و تئوری‌هایی با رابطه منفی یا صفر بین ریسک و پوشش بیمه‌ای فرد تقسیم‌بندی می‌کند. بخش سه به بیان جزئیات روش‌های تخمین و آزمون فرضیه‌ها شامل مدل رگرسیونی پروبیت دوگانه، توزیع‌های ناپارامتری آماری، آزمون استقلال شرطی، آزمون کولموگروف و اسمیرونف، آزمون ناپارمتری فرضیه انتظارات واقعی و آزمون ناپارامتری اطلاعات نامتقارن چیاپوری می‌پردازد. در بخش چهار داده‌های آماری و ساختار بازار بیمه بدنه اتومبیل در صنعت بیمه ایران را توصیف می‌کنیم. بخش پنج و زیر بخش‌های آن با استفاده از مبانی نظری پیش‌گفته تحلیل‌های تجری را ارائه می‌کند و سرانجام بخش شش صرف خلاصه و نتیجه‌گیری این نوشتار می‌شود.

۱- سیری در پیشینه نظری و تجربی

تئوری‌های کژگزینی و کژمنشی کلاسیک، وجود یک رابطه مثبت را بین انتخاب قراردادهای با پوشش بالاتر و سطح ریسک افراد پیش‌بینی می‌کنند. این نتیجه در هر دو نوع اطلاعات نامتقارن، برقرار است اما جهت رابطه علّی و معلولی در آن‌ها فرق می‌کند؛ به عبارت دیگر در صورت وجود کژگزینی، افراد چون افراد از درجه ریسک خود مطلع هستند و بیمه‌گر این اطلاع را ندارد، از میان فهرست قراردادهای پیشنهادی، افراد ریسکی قراردادهای بیمه با پوشش[1] بالاتر را انتخاب می‌کنند، اما در کژمنشی، افراد پس از امضای قرارداد و با توجه به قرارداد پیشنهادی،

1. Coverage

کمترین تلاش ممکن را انجام می‌دهند تا بالاترین رفاه ممکن را داشته باشند. زیرا تلاش بیشتر به معنی کاهش مطلوبیت است. بنابراین افراد پذیرنده قراردادهای با پوشش بالا تلاش کمتری برای جلوگیری از تصادف انجام می‌دهند و به همین دلیل برای شرکت بیمه، افرادی پر ریسک خواهند بود. ادبیات نظری، تئوری‌های اطلاعات نامتقارن از جهت رابطه پیش‌بینی شده بین ریسک و پوشش بیمه می‌تواند به دو دسته تقسیم شود.

۱- تئوری‌های کژگزینی و کژمنشی کلاسیک، که یک رابطه مثبت بین ریسک و پوشش بیمه را پیش‌بینی می‌کنند. در ردیف این تئوری‌ها، می‌توان به مقالات راتشیلد و استیگلیتز[1] (۱۹۷۶)، آرنوت و استیگلیتز[2] (۱۹۸۸)، چاساگنون و چیاپوری[3] (۱۹۹۷) و چیاپوری و همکاران (۲۰۰۶)، اشاره کرد که تمام آن‌ها با ارائه فرض‌های مختلف و در چارچوب‌های نظری متفاوت، وجود رابطه مثبت بین ریسک و پوشش بیمه را تصریح می‌کنند. در خصوص کارهای تجربی انجام شده که نتایج هماهنگ با این تئوری‌های کلاسیک دارند، می‌توان به مقالات پولز و اسنو[4] (۱۹۹۴)، کوهن[5] (۲۰۰۱) اشاره کرد.

۲- تئوری‌هایی که رابطه منفی یا صفر را بین ریسک و پوشش بیمه‌ای فرد پیش‌بینی می‌کنند. در بین این تئوری‌ها، تئوری کژگزینی که اولین بار توسط همنوی[6] (۱۹۹۰) مطرح شد، رابطه منفی را بین ریسک و پوشش بیمه پیش‌بینی می‌کند. در این تئوری، ابتدا رابطه درجه ریسک‌گریزی و پوشش بیمه‌ای انتخاب شده توسط فرد، یک رابطه مثبت بیان می‌شود، سپس با بیان اینکه رابطه بین درجه ریسک‌گریزی افراد و ریسک آن‌ها یک رابطه منفی است، نتیجه گرفته می‌شود که رابطه بین ریسک و پوشش بیمه، منفی است. در ردیف این تئوری‌های دسته دوم که همبستگی صفر یا منفی را بین ریسک و پوشش بیمه پیش‌بینی می‌کنند، می‌توان از مقاله‌های دمزا و وب[7] (۲۰۰۱)، ژولین و همکاران[8] (۲۰۰۱) و کوفوپولس[9] (۲۰۰۴) نام برد و از کارهای تجربی انجام شده در این قالب نیز، می‌توان به سایتو[10] (۲۰۰۶) اشاره کرد.

در میان کارهای تجربی انجام شده، از جهت روش‌های آماری و اقتصادسنجی به کار بسته شده به طور مشخص سه رویکرد متفاوت از نظر مدل‌ها و آماره‌های آزمون استفاده شده برای آزمون اطلاعات نامتقارن وجود دارد: مدل‌های (۱) دو پروبیت جداگانه، (۲) مدل‌های پروبیت دوگانه برای پوشش بیمه و ریسک، و مدل‌های داده‌های شمارا برای تعداد تصادفات و

1. Rothschild & Stiglitz
2. Arnott & Stiglitz
3. Chassagnon & Chiappori
4. Puelz & Snow
5. Cohen
6. Hemenway
7. De Meza D., & D. Webb
8. Jullien, Salani´e, & Salani´e
9. Koufopoulos
10. Saito

(۳)آزمون‌های ناپارامتری برای بررسی وجود همبستگی بین ریسک و پوشش بیمه و سپس تشخیص جهت این همبستگی.

در دسته اول کارهایی چون چیاپوری و سلنی (۲۰۰۰) قرار دارد، تکنیک‌های مورد استفاده در کار ریچاردیو[1] (۱۹۹۹) و کوهن (۲۰۰۵) از جمله روش‌هایی است که در دسته دوم قرار می‌گیرد و آزمون‌های ارائه شده در چیاپوری و سلنی (۲۰۰۰) و چیاپوری (۲۰۰۰) رویکرد سوم را دارند.

اولین کار انجام شده در ایران در حوزه بررسی کارایی سیستم بیمه ایران و آزمون اطلاعات نامتقارن، کار انجام شده مطلبی (۱۳۸۲) است. در این تحقیق، وجود ناکارایی در بازار بیمه ایران از طریق آزمودن ضریب کژگزینی، مورد بررسی قرار گرفته است و ضریب کژگزینی (نسبت لگاریتم تعداد خسارت به لگاریتم تعداد بیمه‌نامه) برای انواع قراردادهای بیمه (بیمه آتش‌سوزی، بیمه بدنه خودرو و ...) شرکت‌های بیمه ایران، البرز، آسیا و دانا در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۹ محاسبه شده و یافته‌ها نشان‌دهنده افزایش این ضریب و بنابراین افزایش ناکارایی در بازار بیمه ایران است. عبدلی (۱۳۸۵)، از حیث بررسی کارایی بیمه اتومبیل با رویکرد پارامتری و پرداختن به مفهوم قرادادهای سازگار اطلاعاتی جدی‌ترین نوشتار در این قلمرو می‌تواند ارزشیابی شود. در این تحقیق، احتمال خسارت، نسبت خسارت و مبلغ کل خسارت به تعداد حوادث در بیمه شخص ثالث بیمه اتومبیل و سپس همه ارقام ذکر شده در کل پرتفوی شرکت بیمه ایران در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ محاسبه شده و نتایج آن نشان‌دهنده افزایش این نسبت‌ها در طول زمان است که به معنی ناکارا بودن بیمه اتومبیل ایران می‌باشند. در این تحقیق، معادله حق بیمه بر اساس ویژگی‌ها و مشخصه‌های ریسکی از قبیل احتمال حادثه فرد، جنس، سن، تحصیلات و ... محاسبه شده و معادله میزان ریسک فرد نیز با استفاده از این مشخصات و درآمد فرد که یک نماینده برای میزان ریسک‌گریزی وی است با استفاده از معیار ریسک‌گریزی نسبی برآورد شده‌اند. یافته‌های آن نشان می‌دهد که مشخصه‌های ریسکی فرد نقشی در قیمت‌گذاری بیمه نداشته است. این نتایج نشان‌دهنده وجود کژگزینی در بیمه اتومبیل ایران و ناکارایی سیستم قیمت‌گذاری است.

به طور خلاصه کارهای انجام شده، نمایانگر آن است که به علت طبقه‌بندی‌های درست ریسک افراد و ارائه قراردادهای مناسب برای هر دسته از افراد، همبستگی مثبت میان ریسک و پوشش بیمه، غالباً وجود نداشته و در بازار بیمه اتومبیل این کشورها، اطلاعات نامتقارن مربوط به ریسک تأیید نمی‌گردد. در بازار بیمه ایران، کارهای انجام شده، با رویکرد پارامتری بوده و در آن‌ها، توجهی به ساختار انحصار چند جانبه ایران که آزمون‌های مخصوص به خود را دارد، نشده است. در

1. Richaudeau

این کارها، همبستگی مثبت میان ریسک و پوشش بیمه مشاهده می‌شود که به عنوان علامت وجود اطلاعات نامتقارن و ناکارایی سیستم قراردادهای بیمه ایران تفسیر شده است.

۲- ملاحظات اقتصاد سنجی و روش‌های آزمون فرضیه‌ها

برای انجام آزمون استقلال شرطی پوشش و ریسک به پیروی از چیاپوری و سلنی (۲۰۰۰)، چیاپوری و ژولین (۲۰۰۴) و سایتو (۲۰۰۶) از دو رهیافت آزمون پارامتریک پروبیت دوگانه و آزمون ناپارامتریک چی‌دو استفاده می‌شود. در این بخش، ابتدا به بیان ادبیات اقتصادسنجی روش‌های مختلف تخمین پرداخته و سپس آماره‌های آزمون به کار گرفته شده در هر یک از این چارچوب‌ها توضیح داده می‌شود.

۲-۱- پروبیت دوگانه

مدلسازی پروبیت به سادگی می‌تواند به بیش از یک معادله به ظاهر غیر مرتبط گسترش داده شود، که در آن جزء اخلال این معادلات با هم، همبسته بوده و ضریب همبستگی آن‌ها $corr(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2} \mid x_{i1}, x_{i2}) = \rho$ و $\varepsilon_{i1} \sim N(0,1)$ است.

$$y_i^* = \mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{1i} \quad , y_i = 1 \quad if \; y_i^* > 0 \qquad \text{معادله پوشش بیمه} \qquad (۱-۲)$$

$$z_i^* = \mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{2i} \quad , z_i = 1 \quad if \; z_i^* > 0 \qquad \text{معادله ریسک} \qquad (۲-۲)$$

برای ساختن تابع لگاریتم راست‌نمایی، دو متغیر جدید تعریف می‌کنیم:

$$q_{i1} = 2y_i - 1; \quad q_{i2} = 2z_i - 1$$

بنابراین اگر: $y_i = 1, z_i = 1$ باشد، آنگاه $q_{ij} = 1$ و اگر $y_i = 0, z_i = 0$ باشد، $q_{ij} = -1$ برای $j = 1,2$ است. اکنون قرار می‌دهیم؛

$$z_{ij} = x_{ij}\beta_j \; ; \; w_{ij} = q_{ij} z_{ij} \; ; \; \rho_i^* = q_{i1} q_{i2} \rho$$

اندیس 2 در Φ_2 برای تأکید بر دو متغیره بودن توزیع مشترک نرمال استاندارد است. در غیر این صورت اگر تابع $\phi(.)$ یا $\Phi(.)$ بدون اندیس باشد، اشاره به تابع چگالی و توزیع یک متغیر نرمال استاندارد[۱] خواهیم داشت.

احتمال $y = y_i$ و $z = z_i$ به شرط $\mathbf{x}_1$ و $\mathbf{x}_2$ که وارد تابع راست‌نمایی می‌گردد و عبارت است از:

$$p(Y = y_i, Z = z_i \mid \mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) = \Phi_2(w_{1i}, w_{1i}, \rho_i^*)$$

$$\log L = \sum_{i=1}^{N} ln\Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_i)$$

۱. تابع احتمال نرمال دو متغیره عبارت است از $\Pr(X_2 < x_2, X_2 < x_2) = \int_{-\infty}^{x_2}\int_{-\infty}^{x_1}\Phi_2(z_1, z_2, \rho)dz_1 dz_2$

اگر $\rho_i^* = 0$ باشد آنگاه تابع راست‌نمایی بالا به صورت لگاریتم حاصل جمع دو تابع راست‌نمایی مستقل از هم به دست می‌آید. زمانی به این دو معادله پروبیت به ظاهر نامربوط، یک مدل پروبیت دوگانه گفته می‌شود که، اجزاء اخلال دو رابطه بالا همبسته باشند. حال توزیع اجزاء اخلال را نرمال فرض می‌کنیم. پس برای بردار ستونی اجزاء اخلال این دستگاه دو معادله‌ای توزیع نرمال دوگانه (دو متغیری) را خواهیم داشت.

$$F(\varepsilon_i, \eta_i) = N_2[(0,0),(1,1),\rho], \quad -1 < \rho < 1. \qquad (۳-۲)$$

که در آن، ρ ضریب همبستگی بین اجزاء اخلال با امید ریاضی صفر و واریانس یک، دو معادله پروبیت است. حال، احتمال حادثه مشترک $y_i = z_i = 1$ برابر از رابطه (۲-۱) به دست می‌آید که در آن، $\Phi_2[c_1, c_2, \rho]$ تابع توزیع تجمعی نرمال دومتغیری است و لگاریتم تابع احتمال مشترک رخدادهای مشاهده‌شده می‌باشد که به صورت رابطه (۲-۳) است.

$$\Pr(y_i = 1, z_i = 1 | \mathbf{x}_{1i}, \mathbf{x}_{2i}) = \Phi_2[\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1, \mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2, \rho]$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} \Phi_2\left[(q_{i1}\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1), (q_{i2}\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2), (q_{i1}q_{i2}\rho)\right]$$

که در آن، $\boldsymbol{\beta}_1$ و $\boldsymbol{\beta}_2$ توابع پیچیده‌ای از پارامترهای مدل و بردار داده‌ها هستند. فرض صفر مورد آزمون، در ادبیات اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه، به صورت $H_0 : \rho = 0$ است، که با آماره ضریب لاگرانژ به‌دست آمده توسط کیفر[1] (۱۹۸۲) آزمون می‌شود:

$$\lambda_{\mathrm{LM}} = \left\{ \sum_{i=1}^{N} \left[q_{i1}q_{i2} \frac{\phi(\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\phi(\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)}{\Phi(q_{i1}\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\Phi(q_{i2}\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)} \right] \right\}$$

$$\Big/ \sum_{i=1}^{N} \left\{ \frac{[\phi(\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\phi(\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)]^2}{\Phi(\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\Phi(-\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\Phi(\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)\Phi(-\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)} \right\}$$

که تحت فرضیه صفر، دارای توزیع χ^2 است و تخمین دو معادله پروبیت به طور مجزا در صورت برقراری فرض استقلال شرطی معتبر است. اما در صورتی‌که فرضیه آلترناتیو برقرار باشد (همبستگی معنی‌دار بین ریسک و پوشش بیمه) آنگاه برای آزمون استقلال یا عدم استقلال متغیرهای تصمیم (انتخاب سطح پوشش بیمه و ریسک افراد)، از یک پروبیت دوگانه استفاده می‌شود.

۲-۲- توزیع‌های ناپارامتری

در این قسمت، چگونگی استخراج هسته (کرنل) چگالی توزیع تجربی معرفی می‌شود، که هدف آن به دست آوردن توزیع آماره‌های آزمون ناپارامتری است و به وسیله فرضیه برابری توزیع این آماره آزمون با توزیع نرمال $N(0,1)$ آزمون می‌شود. در تخمین‌های پارامتری به علت در نظر

1. Kiefer

گرفتن فرم تابعی خاص بین متغیرهای وابسته y و z و متغیرهای برونزای x، تورش تصریح وجود دارد و در صورت وجود همبستگی مثبت، ممکن است این همبستگی جعلی باشد. از این رو برای دستیابی به یک استنتاج مستحکم، از آزمون‌های ناپارامتری که هیچ توزیع خاصی برای متغیر تصادفی مورد مطالعه y در نظر نمی‌گیرند، استفاده می‌کنیم.

فرض کنید یک نمونه تصادفی هم توزیع $y_1, y_2, ..., y_n$ داریم. که این n مشاهده در ناحیه R قرار دارند. برای مثال اگر y_i ها وقوع یا عدم وقوع تصادف باشند، R همان [0,1] خواهد بود. آنگاه اگر هر بار یک نمونه K_n تایی از این نمونه را طبق الگوریتم خاصی انتخاب کنیم، احتمال اینکه این K مشاهده در فضای R قرار بگیرند برابر است با:

$$\Phi_2(z_1, z_2, p) = \exp[-(1/2)(x_1 + x_2 - \rho x_1 x_2)/(1-\rho)]/2\pi(1-\rho)$$

$$P_k = C_n^k P^k (1-P)^{n-k}$$

که در آن:

$$P = \int_R p(x)dx \quad ; \quad E[k] = nP$$

به عبارتی P، همان توزیع متوسط هموار[1] تابع چگالی $p(x)$ است. بنابراین یک تخمین خوب برای P، همان k/n خواهد بود. حال اگر حول یک نقطه x داخل ناحیه R را در نظر بگیریم، (اگر x یک بعدی باشد، R یک بازه است پس حجم ناحیه محصور در داخل R یک پارامتر h خواهد بود که این پارامتر را پارامتر هموارسازی می‌نامیم)، از این به بعد y_i را متغیر وقوع یا عدم وقوع تصادف برای فرد iام در نظر می‌گیریم، در این صورت داریم:

$$\int_R p(y)dy \cong P(y)h$$

که h طول بازه R است. بنابراین داریم:

$$p(x) \cong \frac{k}{n} \Big/ h$$

بنابراین، به دست می‌آید:

$$P/h = \int_R p(y)dy \Big/ \int_R dy$$

حال فرض کنید بخواهیم توزیع ناپارامتری y_i را حول نقطه y با استفاده از ناحیه‌های $R_1, R_2, ...$ در برگیرنده y به دست آوریم. هر کدام از این نواحی توسط یک تابع کرنل به دست می‌آید. در این صورت اگر K_n تعداد افرادی باشند که متغیر y_i آن‌ها در داخل ناحیه R_n قرار می‌گیرد، داریم:

1. Smoothed Average Density Function

$$P_n(y) = \frac{k_n}{n} \Big/ h$$

توزیع کرنل[1]، مستطیل‌های[2] هیستوگرام را با برآمدگی‌های هموار[3] جایگزین می‌کند. هموارسازی به این طریق صورت می‌گیرد که به مشاهدات y_i که دورتر از y باشند وزن کمتری داده می‌شود. حال تابع کرنل یک تابع وزن دهی است که شکل برآمدگی‌ها و تعداد افرادی که هر بار در ناحیه R_n می افتند را مشخص می‌کند.

ایپنچینف $K(u) = (3/4)(1-u^2)I(|u| \le 1)$

یکنواخت $K(u) = (1-|u|)(I(|u| \le 1)$

نرمال $K(u) = (1/\sqrt{2}n)\exp(-0.5u^2)$

حال تابع توزیع متغیر y_i حول نقطه y به صورت زیر به دست می‌آید:

$$P(y) = (1/hn)\sum_{i=1}^{n} K\left((y - y_i)/h\right)$$

که در آن h، پهنای باند[4] نام دارد و کنترل‌کننده میزان هموار توزیع است. همانطور که از معادله بالا مشخص است هرچه h بیشتر باشد توزیع به دست آمده هموارتر خواهد بود. این h می‌تواند توسط خود پژوهشگر در تخمین تعیین شود و یا همان پهنای باند سیلورمن باشد که پهنای باند بر اساس داده هاست و در آن h برابر است با:

$$h = 0.9kn^{-1/5}\min\{s, r/1.34\}$$

که در آن r، تفاوت کوانتیل اول و سوم s دامنه بین کوانتیل‌ها و n حجم مشاهدات است. با استفاده از این الگوریتم تابع توزیع کرنل متغیرها بدون در نظر گرفتن هیچ فرم تابعی خاص برای آن‌ها به دست آمده و با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری فرضیه مختلف آزمون می‌شوند.

۲-۳- آزمون‌ها و فرضیه‌ها

در این قسمت، به بیان جزئیات تکنیکی آماره‌های آزمون مختلف موجود برای آزمون اطلاعات نامتقارن (فرضیه همبستگی مثبت) در بازارهای بیمه، می‌پردازیم.

1. Kernel Density
2. Boxes
3. Smoothed Bamps
4. Band Width

۲-۳-۱- آزمون استقلال شرطی

در این رویکرد، دو معادله پروبیت برای (۲-۱) و (۲-۲) به صورت هم‌زمان تخمین زده شده و اجزاء اخلال ε_i, η_i محاسبه می‌شود. آنگاه به هر فرد وزن w_i داده می‌شود که در آن w_i تعداد روزهایی است که فرد تحت پوشش بیمه قرار دارد و آماره آزمون زیر محاسبه می‌گردد:

$$w = \left(\sum_{i=1}^{n} w_i \hat{\varepsilon}_i \hat{\eta}_i\right)^2 \Big/ \sum_{i=1}^{n} w_i^2 \hat{\varepsilon}_i^2 \hat{\eta}_i^2 \qquad (۴-۲)$$

در این آزمون، فرضیه‌های صفر $\rho = cov(\varepsilon_i, \eta_i) = 0$ است. این آماره آزمون تحت فرضیه H_0 (استقلال شرطی)، توزیع $\chi^2(1)$ دارد. اگر مقدار این آماره از مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد فرضیه استقلال شرطی رد شده و این دو معادله یعنی انتخاب نوع قرارداد بیمه و پوشش ریسک افراد با هم، همبستگی داشته و جهت همبستگی را علامت ضریب همبستگی نشان خواهد داد.

۲-۳-۲- آزمون کولموگروف - اسمیرنف[1]

روش آزمون پارامتریک پروبیت دوگانه، اولاً به طور قابل توجهی به تعداد متغیرهای مستقل زیاد وابسته بوده و از سوی دیگر تنها به روابط خطی میان متغیرهای مشاهده ناپذیر ریسک و پوشش محدود است، از سوی دیگر نرمال بودن اجزای اخلال دو مدل رگرسیونی یاد شده یک فرض اساسی است که امکان برقراری آن در بیشتر موردهای تجربی چندان محتمل نیست. از این رو، به عنوان یک روش جایگزین آزمون وجود عدم تقارن اطلاعاتی در میان بیمه‌گران و بیمه‌گزاران برای کنترل استحکام نتایج آزمون‌ها، از روش‌های آزمون ناپارامتریک استقلال نیز استفاده می‌شود (چیاپوری و سلنی ۲۰۰۰ و سایتو ۲۰۰۶). به این منظور، ابتدا m متغیر برونزای توضیحی مجازی را که در تخمین‌ها بیشترین میزان توضیح‌دهندگی و معناداری را برای متغیرهای z و y داشته‌اند را در نظر می‌گیریم. مانند جنسیت مالک یا (راننده)، جوان بودن او، قدرت ماشین و ... . آنگاه 2^m حالت مختلف وجود خواهند داشت و بنابراین $2^m = M$ سلول تعریف می‌شود که در داخل آن افراد با مشخصات یکسان قرار می‌گیرند. این متغیرها در حقیقت، رده‌های ریسک افراد را مشخص می‌کنند و ما در داخل این سلول‌ها افرادی که دارای ریسک یکسانی هستند را قرار می‌دهیم. ساختار هر یک از این سلول‌ها می‌توانند به شکل جدول

1. Kolmogrov- Smirnov Test

(۲-۱) نشان داده شوند. این ساختار در ساختن آزمون ناپارامتریک استقلال z و y مورد استفاده قرار می‌گیرد.[۱]

جدول(۲-۱): آزمون استقلال

جمعیت	$Z_i = 0$	$Z_i = 1$
$y_i = 0$	N_{00}	N_{01}
$y_i = 1$	N_{10}	N_{11}

حال به کمک مؤلفه داخل هر سلول، تعریف می‌کنیم که، $j=0,1$ ، $N_{.j}=N_{0j}+N_{1j}, N_{j.}=N_{j0}+N_{j1}$ و $N_{..}=N_{0}+N_{1}$ آنگاه آماره آزمون زیر را تعریف می‌کنیم:

$$T_m = \sum_{j,k=0,1} [N_{jk} - (N_{j.}N_{.k}/N_{..})]^2 / N_{jk}, \quad m = 1,2,...,M \qquad (۵-۲)$$

اگر z_i و y_i در داخل سلول مورد بررسی ثابت باشند، طبق فرض صفر (استقلال شرطی) باید داشته باشیم که، T_m دارای توزیع $\chi^2(1)$ است. بنابراین $2^m = M$ آماره T_m خواهیم داشت. برای آزمون فرضیه صفر (استقلال z_i, y_i) راه‌های متفاوتی وجود دارد. آماره آزمون کولموگروف - اسمیرنف، برابری توزیع تجربی یک نمونه را با یک توزیع آماری خاص آزمون می‌کند. طبق قضیه گلیونکو - کانتالی داریم: اگر $F_n(y)$ توزیع تجربی در نقطه y (همان توابع توزیع به دست آمده در قسمت قبل در هر مرحله برای نمونه تصادفی $y_0, y_1, ..., y_n$ با توزیع نظری $F(y)$ باشد آنگاه داریم: برای هر $\varepsilon > 0$،

$$\lim_{n\to\infty} P(\sup_{y\in R} | F_n(y) - F(y) | > \varepsilon) = 0$$

یعنی به عبارتی، با بزرگ شدن n، توزیع تجربی یعنی $F_n(y)$ در احتمال به توزیع تئوری یعنی $F(y)$ می‌گراید. در این صورت، آماره آزمون زیر که آماره آزمون ناپایداری کولموگروف - اسمیرنف است، به دست می‌آید.

$$K = \sqrt{M} \sup | \hat{F}_M(y) - F(y) | \qquad (۶-۲)$$

که در آن $\hat{F}_m(y)$ همان توزیع تجربی به دست آمده حول y و $F(y)$ تابع توزیع تجمعی توزیع $\chi^2(1)$ (در این آزمون) می‌باشد. هرگاه مقدار تابع نمونه‌ای به دست آمده، از مقدار بحرانی

---

۱. برای توضیح بیشتر، فرض کنید تعداد متغیرهای برونزای با مقادیر ۰ و ۱ برابر با ۴ باشد، آنگاه ۱۶ سلول برای مقادیر $(x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}, x_{4i})$ ایجاد می‌گردد که در اولین سلول مقادیر (۰۰۰۰) در سلول دوم (۰۰۰۱) در سلول سوم (۰۰۱۰) و به همین ترتیب در سلول پانزده (۱۱۱۰) و سرانجام در سلول آخر مقادیر متغیرهای برونزا (۱۱۱۱) خواهد بود. اکنون می‌توانیم هریک از این خانه‌ها را به صورت جدول (۴-۱) تجزیه کنیم. در این جدول برای خانه اول N_{00} تعداد افرادی است که برای آن‌ها $z_i = 0$ و $y_i = 0$ بوده و تمام متغیرهای برونزا ارزش صفر را انتخاب می‌کنند.

آماره آزمون کولموگروف - اسمیرنف بزرگ‌تر باشد (آزمون شرطی یک‌طرفه)، فرضیه برابری تابع توزیع، با توزیع موردنظر رد می‌شود.

علاوه بر این تابع نمونه‌ای آزمون S به صورت مجموع توابع نمونه‌ای T_m به صورت $s = \sum_{m=1}^{M} T_m$ برای آزمون استقلال شرطی داخل سلول‌ها محاسبه می‌شود. این آماره تحت فرضیه استقلال شرطی دارای توزیع $\chi^2(M)$ می‌باشد. هر گاه مقدار آماره آزمون S از مقدار بحرانی توزیع $\chi^2(M)$ بیشتر باشد، آنگاه فرضیه استقلال شرطی y و z رد می‌شود.

۲-۳-۳- آزمون χ^2 مجموع دفعات رد فرضیه صفر (آماره W)

در داخل هر سلول اگر مقدار آماره آزمون T_m بزرگ‌تر بود از مقدار بحرانی ۵٪ برای $\chi^2_{(1)}$ یعنی بزرگتر از $T > 3.84$ در این صورت فرضیه H_0 رد می‌شود. سپس تعداد دفعات رد فرضیه H_0 را که یک توزیع دوجمله‌ای $B(M,0.05)$ تحت زمینه H_0 استقلال شرطی دارد، شمارش می‌شود. بنابراین تعداد دفعات رد فرضیه H_0 (استقلال شرطی) باید دارای توزیع دوجمله‌ای $B(M,0.05)$ باشد. هر گاه تعداد فرضیه H_1 از مقدار بحرانی ۵٪ یک توزیع $B(M,0.05)$ بزرگ‌تر باشد، فرضیه استقلال شرطی رد می‌شود.

۲-۳-۴- آزمون ناپارامتری فرضیه انتظارات واقعی

در مقاله چیاپوری و همکاران (۲۰۰۶)، با پذیرش سه فرض بنیادین ترجیحات مستقل از موقعیت، ریسک‌گریز بودن افراد بیمه شده و برقراری انتظارات واقعی، یک روش ناپارامتریک برای ساختن توابع نمونه‌ای آزمون فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی ارائه می‌شود. فرض انتظارات واقعی به این معنی است که افراد بیمه شده از وضعیت ریسک خود اطلاع دقیق دارند. این فرض یک فرض قوی بوده، ولی برای معتبر بودن نتایج آزمون تقارن اطلاعاتی ارائه شده توسط چیاپوری و دیگران (۲۰۰۶) باید برقرار باشد. از این رو در ابتدا برقرار بودن آن از طریق یک آماره آزمون ناپارامتری آزمون می‌شود. در صورت درستی این فرض می‌توان فرض وجود اطلاعات نامتقارن را با استفاده ازآماره آزمون ناپارامتری ارائه شده در این مقاله آزمون کرد. برای انجام آزمون فرضیه انتظارات واقعی، آماره آزمون زیر محاسبه می‌شود:

$$T_1(X) = P_2 - P_1 - q_1(x)\ (R_2 - R_1) \qquad (۷-۲)$$

که در آن P_i حق بیمه قرارداد بیمه C_i و $q_1(x)$ احتمال تصادف افراد در کلاس ریسک به دست آمده توسط متغیرهای برونزای x که قرارداد بیمه C_1 را انتخاب کرده‌اند. برای محاسبه $T_1(x)$ ابتدا متغیرهایی برونزای صفر و یک x را انتخاب می‌کنیم. این متغیرها، متغیرهایی هستند

که میزان معنی‌داری بیشتری داشته و بیشترین نقش را در تعیین رده‌های ریسک دارند. حال اگر تعداد m متغیر را انتخاب کنیم تعداد $2^m = M$ سلول خواهیم داشت که درون هر کدام از این سلول‌ها، مقادیر x ثابت است و افرادی‌که داخل این سلول‌ها قرار می‌گیرند از نظر مشخصات ریسکی مشابه هستند. حال درون هر کدام از این سلول‌ها $q_1(x)$ را محاسبه می‌کنیم که همان نسبت افرادی است که در سال ۸۵ تصادف داشته و قرارداد با پوشش‌های اصلی را انتخاب کرده‌اند. سپس آماره $T_1(x)$ را محاسبه و آن را به انحراف معیار خود تقسیم می‌کنیم. تحت فرضیه H_0، انتظارات واقعی برقرار نیست و این آماره دارای توزیع $N(1,0)$ است. این فرضیه را می‌توان از با به دست آوردن تابع توزیع ناپارامتری $T_1(x)$ و مقایسه آن با تابع توزیع نرمال استاندارد آزمون کرد.

۲-۳-۵- آزمون فرضیه اطلاعات نامتقارن بر اساس آزمون ناپارامتری چیاپوری و همکاران

آزمون ارائه شده در این قسمت، تنها در صورت برقراری فرضیه انتظارات واقعی اعتبار دارد. زیرا پایه‌های نظری ارائه شده برای به دست آوردن این آماره آزمون، بر اساس فرض‌هایی است که یکی از قوی‌ترین آن‌ها، همان فرضیه انتظارات واقعی است. این آزمون در هر دو چارچوب بازار رقابتی و بازارهای همراه با قدرت بازار (مثل بازار ایران که این بازار بیمه انحصار چندجانبه است) معتبر است. به این معنا که فرض می‌شود، درجه ریسک‌گریزی افراد در داخل متغیرهای برونزای x که قابل مشاهده هستند وجود دارد و بنابراین افراد علاوه بر مشخصات ریسکی، بر اساس میزان ریسک‌گریزی نیز طبقه‌بندی شده‌اند. آن‌گاه:

$$u^{\theta}(w, F) = a^{\theta}(F, v, w) - c^{\theta}(F)$$

$$\int w_1(L)dG_1(L) \geq \int w_2(L)dG_2(L)$$

که در آن $G_1(C)$ توزیع ادعای خسارت تحت قرارداد C_1 است و داریم:

$$w_c(L) = v(-L + R_i(L) - P_i)$$

که در آن L همان خسارت وارده و w مقدار ثروت فرد است و $R_i(L)$ میزان خسارت پرداختی توسط شرکت بیمه برای افرادی‌که قرارداد نوع i را انتخاب کرده‌اند و P_i حق بیمه قرارداد i. در این‌صورت خواهیم داشت:

$$\int w_2(L)dF_2(L) \geq \int w_1(L)dF_2(L)$$

$$\int (w_2(L) - w_1(L)(dF_2(L) - dF_1(L) \geq 0$$

$w_2 - w_1$ از جایی به بعد، مثبت است (بدون توجه به میزان خسارت L)، به عبارتی F_2 یا توزیع خسارت افرادی که قرارداد C_2 را انتخاب کرده‌اند وزن بیشتری در خسارت‌های بالا و وزن

کمتری در خسارت‌های پائین‌تر دارند. بنابراین یک مفهوم عمومی‌تر از خاصیت همبستگی مثبت برقرار خواهد بود، و در حالتی که $L \in \{0, \bar{L}\}$ باشد آنگاه داریم:

$$q_1 \leq q_2$$

بنابراین داخل هر سلول مقادیر $q_1(x)$، $q_2(x)$ و انحراف معیار هر کدام و $T_2(x) = q_2(x) - q_1(x)$ را محاسبه کرده و T_2 را به انحراف معیار آن تقسیم می‌کنیم. سپس آماره $t_2 = T_2(x) / \sigma(T_2(x))$ به دست می‌آید که در آن به هر کدام از مقادیر، استاندارد شده وزن تعداد افرادی که درون سلول وجود دارند را می‌دهیم. اگر توزیع کرنل این آماره، در سمت راست توزیع نرمال $N(0و1)$ باشد، یعنی فرضیه H_0 (استقلال z_i , y_i) نقض شده و جهت همبستگی بسته به اینکه عدد توزیع سمت راست یا چپ توزیع $N(0و1)$ باشد تعیین می‌شود.

۳- معرفی داده‌ها و تعریف نمادها

در این بخش، با استفاده از مبانی نظری و چارچوب‌های ارائه شده در بخش‌های‌قبل، به ارائه نتایج حاصل از محاسبات با یک نمونه شامل ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار بیمه بدنه شرکت بیمه ایران، می‌پردازیم. ابتدا به تشریح ساختار بیمه بدنه خودرو در شرکت بیمه ایران (قوانین بیمه را بیمه مرکزی تعیین می‌کند. بنابراین، این ساختار و قوانین، برای همه شرکت‌های بیمه برقرار است) پرداخته و سپس، داده‌های مورد استفاده را معرفی می‌کنیم.

۳-۱- متغیرهای به کار گرفته‌شده

تعداد مشاهدات یا افرادی‌که در این مجموعه برای آزمون استفاده شده‌اند، ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار می‌باشند که از این میان، تعداد ۱۱۲۹۰ نفر در مدت قرارداد یک‌ساله، دچار خسارت یا تصادف رانندگی هستند. داده‌ها مربوط به بیمه‌گزارانی است که در ماه‌های متفاوت سال ۸۵ با شرکت بیمه ایران قرارداد یک ساله بسته‌اند. بنابراین رفتار ریسکی (وقوع یا عدم وقوع حادثه رانندگی برای آن‌ها) در طول یک سال مشاهده شده است. متغیرهایی که از این شرکت برای ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار گرفته شده است شامل متغیرهای زیر می‌باشد:

۱- متغیرهای دموگرافیک خریداران: سن و جنس بیمه‌گزار؛

۲- مشخصات رانندگی خریدار: سال اخذ گواهینامه فرد، جوان بودن راننده(آیا سابقه سه سال رانندگی دارد؟)، اینکه آیافرد در سال گذشته خود را بیمه بدنه کرده است یا خیر؛

۳- مشخصات اتومبیل بیمه‌گزار: کد سیستم، تعداد سیلندر، ارزش بیمه‌شده (شاخصی برای قیمت اتومبیل) و سال ساخت اتومبیل؛

۴- مشخصات قرارداد بیمه‌ای فرد: پوشش بیمه انتخاب شده توسط فرد؛ اینکه فرد پوشش‌های اصلی بیمه(خسارت جزئی و کلی و سرقت کلی و جزیی) به تنهایی یا پوشش‌های اضافی شامل: سرقت قطعات درجا، بلایای طبیعی، غرامت تعمیرگاه، نوسانات قیمت و مواد شیمیایی را نیز انتخاب کرده است (انتخاب هر کدام یا همه یا مجموعه‌ای از پوشش‌های اضافی همراه با پوشش‌های اصلی برای بیمه‌گزار اختیاری است). حق بیمه پرداختی توسط فرد به شرکت بیمه برای هر یک از پوشش‌های بیمه انتخابی و در کل حق بیمه سالیانه فرد؛

۵- مدت قرارداد: شامل تاریخ آغاز و پایان قرارداد بیمه؛

۶- ریسک تحقق یافته ثبت شده بیمه‌گزار توسط بیمه‌گر: آیا سال قبل (در صورتی‌که فرد سال گذشته نیز خود را در این شرکت، بیمه کرده باشد) تصادف داشته است؟، اینکه در طول دوره مورد بررسی بیمه‌گزار تصادف داشته است یا خیر، غرامت پرداخت شده توسط بیمه‌گر به بیمه‌گزار (در صورت بروز تصادف)، تخفیف عدم خسارت فرد بیمه‌گزار؛

۷- کد سیستم وسیله نقلیه: کدی را نشان می‌دهد که بر اساس آن نوع اتومبیل بیمه‌شده را می‌توان شناسایی کرد. شماره بالاتر نشانگر وسایط نقلیه سبک‌تر است.

۸- متغیر تخفیف عدم خسارت: میزان تخفیف تعلق‌گرفته به فرد را به علت عدم خسارت در سال‌های قبل که تحت پوشش بیمه این شرکت یا شرکت‌های دیگر بوده است را نشان می‌دهد. بنابراین سابقه بیمه بدنه فرد و تعداد سال‌هایی از میان را که فرد خسارت نداشته یا خسارت را گزارش نکرده را نشان می‌دهد. به این ترتیب که؛ خسارت ۲۵٪ برای یک سال سابقه بیمه بدون خسارت ۳۵٪ دو سال، ۴۵٪ سه سال و ۶۰٪ چهار سال سابقه بیمه بدنه بدون خسارت؛

۹- میزان خسارت پرداختی به فرد در صورت بروز تصادف: از فرمول، استهلاک – فرانشیر – خسارت مطالبه شده محاسبه می‌شود که استهلاک از ابتدای سال چهارم پس از ساخت اتومبیل کسر می‌شود، بنابراین این متغیر همان $R(L)$ خواهد بود.

۳-۲- تعریف نمادها

iv_1: برابر با ۱ است هرگاه سن فرد بیمه‌گزار (راننده)، بزرگ‌تر یا برابر با ۳۵ سال باشد و برابر با ۰ است هرگاه سن فرد کمتر از ۳۵ سال باشد. علت انتخاب ۳۵، هم ادبیات تجربی است و هم اینکه میانه سن بیمه‌گزاران ۳۵ سال است و سن بالاتر از آن را می‌توان به طور نسبی در این جمعیت به عنوان سن بالا تعبیر شود. این متغیر، شاخصی برای ارزیابی اینکه آیا فرد راننده جوان است یا خیر؛

iv_2: برابر با ۱ است هرگاه بیمه‌گزار یک شخص حقوقی یا مرد باشد و در غیر این صورت برابر با صفر است. علت اینکه برای شخص حقوقی هم عدد ۱ در نظر گرفته شده است، آن است که رانندگان اتومبیل‌های متعلق به شرکت‌ها، عموماً مرد هستند.

3 _ iv: آیا فرد بهترین تخفیف یا بهترین سابقه رانندگی را داشته باشد یا خیر، به عبارتی اگر فرد چهار سال پی‌درپی تصادف نکرده باشد (به عبارتی فرد از تخفیف ۶۰٪ به دلیل چهار سال سابقه بیمه بدون خسارت برخوردار باشد) برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است. از این متغیر به عنوان متغیری برای لحاظ کردن رتبه‌بندی تجربه استفاده شده است.

4 _ iv: برابر ۱ است هر گاه قیمت ماشین یا ارزش بیمه‌شده بزرگ‌تر یا مساوی یازده میلیون تومان، که میانه متغیر insuredv، است باشد و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود، از این متغیر به عنوان شاخصی برای ارزیابی گران یا ارزان بودن نسبی ماشین‌های بیمه‌شده استفاده شده است.

5 _ iv: برابر ۱ است هرگاه ماشین شش سیلندر باشد و برابر صفر است هرگاه چهار سیلندر باشد. از این متغیر به عنوان شاخصی برای محکم بودن یا نبودن اتومبیل استفاده شده است. برای مثال، کامیون شش سیلندر است و پیکان چهار سیلندر.

6 _ iv: برابر ۱ است هرگاه بیمه‌گزار مالک اتومبیل بیمه‌شده است و در غیر این صورت برابر با صفر، lastcover برابر ۱ است هرگاه فرد، سال قبل خود را در شرکت بیمه، بیمه بدنه کرده باشد و در غیر این صورت صفر.

7 _ iv: ۱ است هرگاه اتومبیل فرد مستهلک باشد یعنی سه سال یا بیشتر از ساخت آن گذشته باشد (یعنی در پرداخت خسارت مبلغی بابت استهلاک نیز کسر شود) و صفر است در غیر این صورت صفر.

acprob: وقوع یا عدم وقوع تصادف در دوره یک ساله مورد بررسی؛

bestexprate: که برابر ۱ است هرگاه فرد از تخفیف عدم خسارت ۶۰٪ برخوردار باشد یا به عبارتی چهار سال سابقه بیمه بدنه بدون تصادف داشته باشد و برابر با صفر در غیر این صورت می‌باشد؛

insuredv: ارزش بیمه‌شده است که همان ارزش ماشین و ارزش قطعات اضافی نصب شده روی ماشین می‌باشد و متغیری برای ارزیابی گران قیمت یا ارزان بودن ماشین است؛

prob1: برابر ۱ است هرگاه فرد قرارداد با پوشش‌های اضافی را انتخاب کرده باشد و در طول دوره مورد بررسی تصادف کرده باشد؛

drivingexp: تجربه رانندگی فرد که برابر (سال اخذ گواهینامه فرد، ۱۳۸۶) است و در صورتی‌که سال اخذ گواهینامه فرد را نداشته باشم (فرد تصادف نکرده باشد) میزان حداقل تجربه رانندگی فرد از روی تخفیف عدم خسارت تعلق گرفته به او محاسبه می‌شود و در صورتی که این متغیر نیز صفر باشد، در صورتی که فرد سال قبل خود را بیمه کرده باشد، تجربه رانندگی وی حداقل برابر با ۱ قرار داده شده است؛

yearofau: سال‌های عمر اتومبیل؛

noacdsic: تعداد تصادفات فرد در طول دوره قرارداد.

۳-۳- فضای آیین‌نامه‌ای و انتخاب‌ها در بازار بیمه بدنه اتومبیل ایران

علت انتخاب شرکت بیمه ایران و جمع‌آوری داده‌ها از این شرکت به عنوان یک نمونه برای ارزیابی کارایی صنعت بیمه ایران، آن است که برای مثال، در سال ۱۳۸۵ از بین بیست شرکت بیمه دولتی و خصوصی این شرکت ۵۲٪ سهم بازار را دارا بوده و ۳۳٪ مابقی سهم بازار به سه شرکت دولتی دیگر که به ترتیب سهم بازار عبارتند از: البرز، آسیا، و دانا متعلق بوده است و ۱۶ شرکت خصوصی تنها ۱۵٪ سهم بازار صنعت بیمه را به خود اختصاص داده بودند.

در بیمه اتومبیل که تمرکز این پژوهش بر آن است، دو نوع قرارداد بیمه بدنه پوشش‌های اصلی و بیمه تکمیلی داریم. در بیمه پوشش‌های اصلی که خطرات سرقت جزیی، تصادف کلی و جزیی و تصادم را پوشش می‌دهد. برای هر فرد در سالی‌که قرارداد امضاء شده است تنها برای سه بار تصادف و در صورتی‌که فرد مقصر باشد یا خیر، شرکت بیمه غرامت پرداخت خواهد کرد. برای بار اول، فرانشیز (نرخ مشارکت بیمه) ۱۰٪ خسارت اول (حداقل به میزان ۱۰۰/۰۰۰ تومان)، بار دوم، فرانشیز دو برابر فرانشیز اول (حداقل به میزان ۲۰۰/۰۰۰ تومان) و بار سوم، فرانشیز ۳ برابر فرانشیز اول (حداقل به میزان ۳۰۰/۰۰۰ تومان) می‌باشد. در ابتدای سال دوم و برای تمدید بیمه‌نامه، فرد در صورتی که سال قبل تصادفی نداشته باشد از ۲۵٪، در ابتدای سال سوم از ۳۵٪، در ابتدای سال چهارم از ۴۵٪ و در ابتدای سال پنجم از ۶۰٪ تخفیف برخوردار خواهد بود. بنابراین قراردادها به گونه‌ای تنظیم می‌شوند که یک فرد ریسک‌گریز و کم ریسک، تبدیل به یک مشتری تکراری برای شرکت بیمه شود و افراد پر ریسک، از این تخفیف‌ها برخوردار نخواهند بود.

بیمه تکمیلی که علاوه بر پوشش‌های اصلی بیمه پوشش‌های بیمه‌ای اضافی (ولی اختیاری) دارد شامل پوشش بیمه بلایای طبیعی، غرامت تعمیرگاه، پاشیده شدن مواد شیمیایی، سرقت قطعات درجا و پوشش بیمه‌ای نوسانات قیمت است. از مجموع مطالب بالا این طور بر می‌آید که سیستم قیمت‌گذاری بیمه بدنه در این شرکت، بر اساس یک سیستم مجازات و تشویق[1] است. به این ترتیب که قیمت بیمه از ضرب یک مقدار پایه که ربطی به مشخصات افراد ندارد، در یک ضریب مجازات / تشویق به دست می‌آید. در سال اول ضریب مجازات/تشویق برابر ۱ است و سپس برای سال اول که فرد بدون تصادف سپری کند، این ضریب ۰/۲۵ کاهش می‌یابد و در دو سال بعد ۰/۱۰ کاهش نسبت به سال قبل و در سال پنجم ۰/۱۵ درصد نسبت به سال قبل کاهش می‌یابد بنابراین بهترین ضریب رتبه‌بندی تجربه فرد، ضریب ۰/۴ است. این ضریب و ضریب پایه که مربوط به ویژگی‌های اتومبیل فرد بر اساس طبقه‌بندی‌هایی که خود شرکت بیمه از انواع اتومبیل دارد (قدرت اسب بخار ماشین، سایز ماشین، ارزش ماشین و ...) است.

1. Bonus / Malus

این طبقه‌بندها systemco نامیده می‌شود و سیاست یا معادله قیمت‌گذاری شرکت بیمه را تشکیل می‌دهند. در معادله تخمین ریسک افراد، تصادف‌هایی که فرد در آن‌ها مقصر بوده است را از آن‌هایی که مقصر نبوده مجزا می‌کنیم، زیرا تصادفات نوع دوم، حاوی سیگنال و اطلاعات در مورد میزان ریسک افراد هستند.

انتخاب توسط بیمه‌گزارانی‌که خود را بیمه بدنه می‌کنند، مسئله انتخاب بین قراردادهای معمولی و تکمیلی است. زیرا سطوح فرانشیز این قراردادها بر اساس خسارت و ثابت است و در صورت بروز خسارت، شرکت بیمه مبلغ کل خسارت منهای مجموع مبلغ فرانشیز و مبلغی که بابت استهلاک ماشین برای بیمه‌های جزئی (ماشین‌هایی با بیش از سه سال از عمر) و ارزش بازیافتنی برای بیمه‌های تکمیلی کسر می‌شود را پرداخت می‌کند، بنابراین معادله انتخاب افراد تنها یک معادله پروبیت دوگانه است.

۴- تخمین‌ها و تحلیل‌های تجربی

ابتدا با توجه به مقاله کوهن (۲۰۰۵) و چیاپوری و بقیه (۲۰۰۶) و ادبیات نظری مربوط به موضوع وجود اطلاعات نامتقارن، با استفاده از متغیر تجربه رانندگی، افرادی را که سابقه رانندگی (سابقه رانندگی به علت عدم وجود جمع‌آوری داده‌های مربوط به تجربه رانندگی بیمه‌گزاران توسط شرکت بیمه، با سابقه اخذ گواهینامه فرد یکسان در نظر گرفته شده است) دو سال یا کمتر را دارند، از نمونه خارج کرده و تمام محاسبات بعدی را برای رانندگان دارای سه سال تجربه رانندگی یا بیشتر انجام خواهیم داد. با انجام این کار، حجم نمونه به ۴۰۲۵۷ پرونده کاهش می‌یابد. سپس هفت متغیر صفر و یک را تعریف می‌کنیم که این متغیرها، با توجه به ادبیات تجربی و نظری، بیشترین میزان معنی‌داری را در تعریف متغیرهای وابسته احتمال وقوع تصادف و پوشش بیمه دارند. این متغیرها همان متغیرهای iv_1 تا iv_7 هستند. هدف ما مقایسه ریسک میان افرادی است که پوشش بیمه بیشتری دارند و افرادی که تنها پوشش‌های بیمه اصلی را خریده اند است، بنابراین تعریف ما از خسارت، خسارت‌هایی خواهد بود که اولاً، ناشی از ریسک راننده است (خسارت‌های مربوط به شکست شیشه، سیل و زلزله و ... با این تعریف، خسارت به حساب نمی‌آیند) و ثانیاً خسارت‌هایی است که تحت پوشش‌های اصلی نیز جبران می‌شوند، به عبارتی تنها خسارت‌های جزئی و کلی (تصادم و تصادف کلی و جزئی) را ملاک تعیین وقوع حادثه رانندگی قرار داده شده است. به عبارتی، در صنعت بیمه ایران، بیمه‌گزاران متعددی وجود دارند که بسته به خصوصیات مختلف و سطح ریسک‌گریزی خود، قراردادهای بیمه با پوشش‌های اصلی و اضافی را خریداری می‌کنند. تفاوت این دو نوع قرارداد در انواع حوادثی است که پوشش می‌دهند. هدف اصلی، مقایسه میزان ریسک مشترک (برای حوادث مشترک) بین بیمه‌گزاران متفاوت است. حال به شرح چگونگی رسیدن به مدل‌های مختلف و نتایج آن‌ها خواهیم پرداخت.

۴-۱- تخمین دوپرووبیت جداگانه (آزمون استقلال شرطی)

ابتدا با رویکرد دایونی و همکاران (۲۰۰۱) موضوع استقلال شرطی یعنی برقراری رابطه زیر آزمون می‌شود.

$$g(z_i \mid y_i, X_i) = g(z_i \mid X_i) \qquad (۱-۴)$$

که در آن z_i، متغیر تصمیم انتخاب پوشش بیمه و y_i وقوع یا عدم وقوع حادثه است، که در مقاله چیاپوری و بقیه نیز از این متغیر به عنوان متغیر نمایانگر ریسک افراد استفاده شده است. با توجه به جدول (۴-۱) ضریب متغیر acprob به طور قوی معنی‌دار و مثبت است. به عبارتی این مدل وجود اطلاعات نامتقارن (کژمنشی یا کژگزینی) راتأیید می‌کند. ضریب متغیر drivingexp در سطح اطمینان پائینی (۱۰٪) تفاوت معنی‌داری از صفر داشته و آن مثبت است. به عبارتی با افزایش تجربه رانندگی افراد، به میزان بیشتری خود را بیمه خواهند کرد. ضریب متغیر insuredv معنی‌دار و منفی می‌باشد، به عبارتی با افزایش قسمت ماشین (ارزش بیمه‌شده) به علت بالا رفتن حق بیمه پوشش‌های اضافی، افراد ترجیح می‌دهند خود را در حد پوشش‌های اصلی بیمه کنند.

جدول (۴-۱): برآورد معادلات ساختاری پوشش و ریسک

Probit of Risk Equation		Probit of Coverage Equation		Gourieroux Conditional Independence Insurcover Probit regression		
P>|z|	Coef.	P>|z|	Coef.	P>|z|	Coef.	
-	-	-	-	0.000	.3626171	*acprob*
-	-	0.059	.005320	0.847	.0006136	*drivingexp*
-	-	0.000	-1.17e09	0.000	-1.20e-09	*insuredv*
-	-	-	-	0.336	-.085922	*iv_1*
0.960	.001159	0.000	-.27721	0.000	-.2816302	*iv_2*
0.000	-.91487	0.003	-.12985	0.005	-.1671712	*iv_3*
0.308	.082004	0.000	.46735	0.000	.512926	*iv_4*
0.000	-.15946	0.000	1.2214	0.000	1.202215	*iv_5*
0.000	.099896	0.000	.74926	0.000	.7065775	*iv_6*
0.960	.001159	0.069	-.07419	0.000	.1696194	*iv_7*
-	-	0.085	.068772	0.766	-.0204793	*Lastcover*
-	-	-	-	0.034	.0049956	*Noacdisc*
	-	0.000	-.000128	0.000	-.000131	*Systemco*
-	-	0.036	.000270	0.000	.0005356	*Yearofau*
-	-	-	-	0.499	.063729	*Ce16*
0.000	-.87306	0.000	.689205	0.953	-.0128314	_cons

متغیر iv_1 تنها در سطح اطمینان ۳۴٪ معنی‌دار بوده و دارای ضریب منفی می‌باشد. یعنی با افزایش iv_1 از صفر به یک، احتمال افزایش پوشش بیمه (از پوشش‌های اصلی به پوشش‌های اضافی) به میزان ۰/۰۳- کاهش خواهد یافت. به عبارتی افراد جوان‌تر به این علت که به میزان ریسک خود اطلاع ندارند، خود را کمتر بیمه خواهند کرد. ضریب متغیر iv_2، معنی‌دار و منفی است، به این

معنـا کـه مـردان پوشـش بیمـه‌ای کمتـری را در مقایـسه بـا زنـان انتخـاب مـی‌کننـد. ضـریب متغیرهای iv_3، iv_4، iv_5، iv_6 و iv_7 معنـی‌دار بـوده و بـه ترتیـب دارای ضـرایبی منفی، مثبت، مثبت، مثبت و مثبت هستند. یعنی افرادی که دارای بهترین رتبه‌بندی تجربی هـستند و چهار سال سابقه بیمه بدون تصادف دارند، خود را کمتر بیمه می‌کنند، به علت اینکه از ریسک خود به طور کامل مطلع شده‌اند و خود را کم ریسک می‌دانند، افرادی که اتومبیل‌های گران‌قیمت دارند خود را بیشتر بیمه می‌کنند، زیرا در صورت بروز خسارت این افراد بیـشتر متـضرر خواهنـد شـد و بـرای حفظ ثروت خود (قیمت اتومبیل به عنوان شاخصی بـرای ارزیـابی ریـسک‌گریـزی و میـزان ثـروت افراد در مورد استفاده قرار گرفته است) پوشـش‌هـای اضـافی را نیـز خریـداری مـی‌کننـد. صـاحبان اتومبیل‌های محکم‌تر (برای مثال کامیون، نیسان و ...) خود را بیشتر بیمه می‌کنند. افـرادی کـه خـود مالک اتومبیل هستند نیز پوشش بیشتر بیمه را انتخاب می‌کنند.

ضریب lastcover در سطح اطمینان ۲۴٪ معنی‌دار بوده و در سطح احتمال معنی‌داری مرسـوم اختلاف معنی‌داری از صفر ندارد. ضرایب yearofau, systemco, noacdisc به ترتیب مثبت، منفـی و مثبت است. یعنی افراد با سابقه خوب رانندگی، خود را کمتر بیمـه کـرده‌انـد. ماشـین‌هـای سـواری بیشتر بیمه می‌شوند زیرا حق بیمه کمتری باید برای پوشش‌های اضافی آن‌ها پرداخت، هر چـه سـال ساخت ماشین بالاتر باشد (ماشین نو باشد) فرد خود را بیشتر بیمه می‌کند. ce16 یک متغیر مجـازی نشان‌دهنده اثر متقاطع[1] بین دو متغیر iv_1 و iv_6 اسـت کـه ضـریب آن مثبـت بـه دسـت آمـده است؛ یعنی اتومبیل افراد جوانی که خود صاحب اتومبیل نیستند، پوشش بیمه‌ای بیشتری است.

۴-۲- آزمون استقلال شرطی با آماره W

در این آزمون، فرضیه استقلال شرطی متغیر z_i و y است. به همین دلیل دو معادله پروبیـت جداگانه تخمین زده شده و برای به دست آوردن آماره W اجزاء پسماند دو معادله پروبیت به همراه وزن آن‌ها (w_i که تعداد روزهایی است که فرد تحت پوشش بیمه بوده است یعنـی ۳۶۵) بـه دسـت آمده است. تحت فرضیه H_0، تابع نمونه‌ای W توزیع $\chi^2(1)$ دارد کـه فرضـیه اسـتقلال خطـی بـا $w = 6567.821$ و مقدار بحرانی ۳/۸۴ رد می‌شود.

۴-۳- تخمین پروبیت دوگانه و آزمون استقلال خطی

در جدول (۴-۲) ستون‌های دوم و سوم نتـایج دو معادلـه پروبیـت جداگانـه نـشان داده شـده اسـت کـه ضرایب معادله انتخاب پوشش بیمه معنی‌دار وطبق انتظار می‌باشند. تخمین دو معادلـه پروبیـت مـستقل از هـم با فرض استقلال خطی درست است، اما در صورتی که جـز اخـلال ایـن دو معادلـه همبـستگی داشـته باشـند،

1. Cross Effect

تخمین زدن دو معادله پروبیت مستقل یک خطای مشخص‌نمایی است. بنابراین برآورد یک معادله پروبیت دوگانه علاوه بر تخمین پارامترها، مجال آزمون فرضیه استقلال اجزاء اخلال را فراهم می‌سازد.

جدول(۴-۲): تخمین ضرایب سیستم پروبیت دوگانه

insurcover			acprob		
P>|z|		Coef.	P>|z|	Coef.	
0.002		.079385	0.000	-.85084	iv_3
0.357		.0165549	0.000	-.21418	iv_4
0.000		-.3109552	0.070	-.08206	iv_5
0.000		.5342693	0.000	-.28620	iv_6
0.000		-.3332815	0.000	-.36934	iv_7
0.000		.5964445	0.000	-.32371	_cons
0.000	13.11	.011399	.1494432		/athrho
		.0111482	.1483405		rho
Chi2(1)= 173.149(0.000)			Likelihood-ratio test of rho=0:		

سطر آخراین جدول مشاهده می‌دهد که ρ به طور اکید اختلاف معنی‌داری از صفر داشته و مثبت است، فرضیه صفر بودن ρ با آماره t مورد آزمون قرار گرفته و مشاهده می‌شود این فرضیه صفر رد می‌شود: $prob > chi2 = 3.84$ ، بنابراین $\rho \neq 0$ و ضریب به دست آمده برای آن، جهت همبستگی میان ریسک و پوشش بیمه را تعیین می‌کند که مثبت است. در جدول (۴-۱) ستون‌های دوم و سوم نتایج دو معادله پروبیت جداگانه نشان داده شده است. اگر چه ضرایب معادله انتخاب پوشش بیمه معنی‌دار و طبق انتظار می‌باشند، ولی مقدار عددی آن‌ها کاملاً متفاوت از نتایج پروبیت دوگانه است.

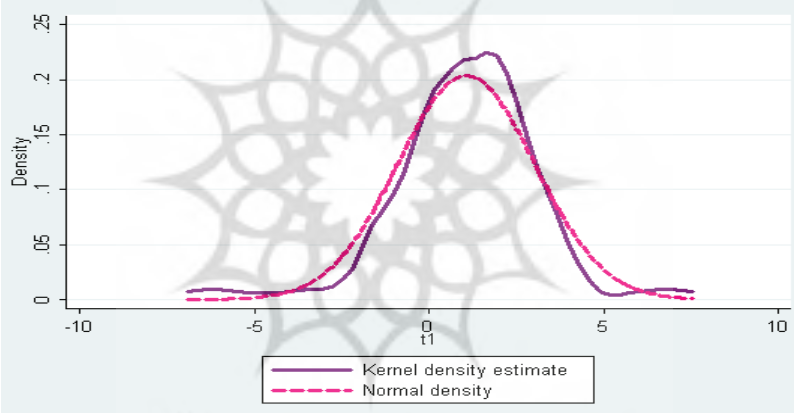
۴-۴- آزمون‌های ناپارامتری چیاپوری

از مهم‌ترین اهداف این مقاله، استفاده از آماره‌های آزمون ناپارامتری برای بررسی وجود یا عدم وجود اطلاعات نامتقارن می‌باشد، زیرا این آزمون‌ها همان طور که قبلاً اشاره شد، مشکل تورش تصریح را ندارند و نتایج آن‌ها از قابلیت اعتماد بالاتری برخوردار ست. در ادامه، به ارائه نتایج انواع آزمون‌های ناپارامتری یادشده پاراگراف (۳-۳-۲) پرداخته می‌شود. تمرکز اصلی این نوشتار، آزمون اطلاعات نامتقارن بر اساس آزمون‌های ناپارامتری ارائه شده مقاله چیاپوری و همکاران است. ابتدا باید درستی فرضیه انتظارات واقعی را به وسیله آماره آزمون t_1 آزمون نمود.

فرضیه انتظارات واقعی، به طور کلی بیان می‌کند که میانگین ثروت افرادی‌که پوشش‌های اضافی را نمی‌خرند بیشتر از افرادی است که این پوشش‌ها را خریداری می‌کنند. به عبارتی صحت برقراری نامساوی زیر را در این فرضیه آزمون خواهیم کرد. بنابراین خواهیم داشت:

$$P_2 - P_1 \geq prob_1(\mathrm{R}_2(L) - \mathrm{R}_1(L)) \qquad (۴-۲)$$

سپس آماره آزمون $t_1 = T_1(x)/\sigma(T_1(x))$ تحت فرضیه H_0: انتظارات واقعی برقرار نیست. باید توزیع $N(0,1)$ داشته باشد. برای انجام آن ابتدا داخل هر سلول، به طور جداگانه $prob_1(x)$ یعنی احتمال تصادف افراد با مشخصات ریسکی یکسان (x ثابت) که قرارداد از نوع C_1 یا پوشش‌های اصلی را خریده‌اند محاسبه می‌گردد. سپس مقادیر آماره t_1 برای ۵۱ سلول محاسبه می‌شود[۱]. طبق جدول (۴-۳) نیز فرضیه نرمال استاندارد بودن t_1 رد می‌شود. اما برای آزمون این فرضیه، توزیع کرنل (توزیع ناپارامتری) آماره آزمون t_1 را به دست می‌آوریم و آن را با توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌کنیم. همان طور که در شکل (۴-۱) دیده می‌شود، توزیع این آماره در سمت راست توزیع نرمال (که توزیع نرمال استاندارد هم نیست و توزیع نرمال استاندارد کمی سمت چپ این توزیع است) قرار دارد. بنابراین سمت راست توزیع نرمال استاندارد نیز خواهد بود.



شکل (۴-۱): توزیع تجربی و نظری تابع نمونه‌ای t_1

برای اطمینان بیشتر، فرضیه نرمال استاندارد بودن آماره t_1 را با آزمون‌های کولموگروف – اسمیرنف و چولگی – کشیدگی[۲] آزمون کرده‌ایم که در هر دو مورد فرضیه نرمال بودن توزیع آماره t_1 رد شده است. نتایج در جداول (۴-۳) و (۴-۴) نشان داده شده است.

---

۱. ابتدا با استفاده از ۶ متغیر iv_1 تا iv_6 که معنی‌دارترین متغیرها در توضیح ریسک و پوشش بیمه هستند و در ادبیات تجربی نیز از آن‌ها استفاده شده است. شش متغیر دوگزینه‌ای می‌سازیم. هر کدام از این متغیرها دو حالت دارند بنابراین در مجموع $2^6 = 64$ حالت خواهیم داشت. در پاره‌ای از سلول‌ها امکان محاسبه آماره آزمون به دلیل نبود مشاهدات برای صفت مورد مطالعه (متغیرهای برونزا) وجود نداشته و به همین دلیل تعداد خانه‌های قابل استفاده در انجام آزمون‌های آماری به ۵۱ مورد کاسته می‌شود. به عبارتی با استفاده از indicator، ۵۱ سلول تعریف می‌کنیم که داخل هر سلول، افراد با ویژگی‌های مشترک، قرار دارند. در مقاله سایتو (۲۰۰۶) نیز این وضعیت دیده می‌شود.

2. Skewness_Kurtosis for Normality

جدول(۴-۳): آزمون کولموگرف - اسمیرونف برای t_1

Ksmirnov t1= normal (t1) One-sample Kolmogrov-Smirnov test against theoretical distribution normal(t1)			
Corercted	P-value	D	Smaller group
	0.848	0.0419	t1:
	0.000	-0.4436	Cumulative:
0.000	0.000	0.4436	Combined K-S:

جدول(۴-۴): آزمون چولگی و کشیدگی برای t_1

adjust Skewness/Kurtosis tests for normality Sktest t1, no				
Prob>chi2	Chi2(2)	Pr(Kurtosis)	Pr(Skewness)	variable
0.0010	13.81	0.002	0.039	t1

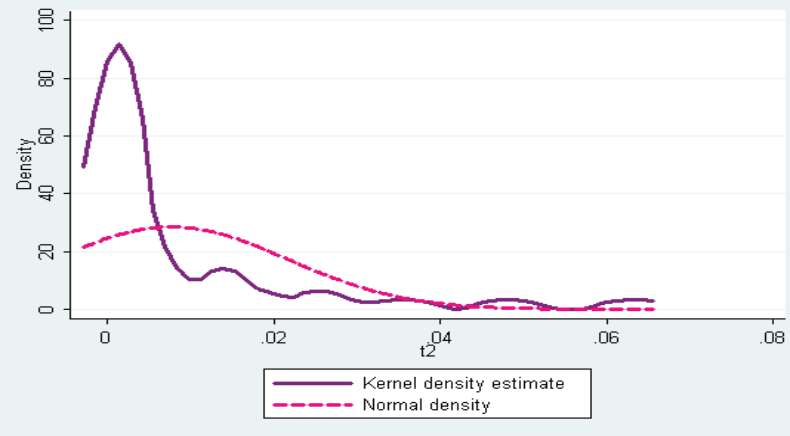
بنابراین با توجه به شکل (۴-۱) چون توزیع این آماره، در سمت راست توزیع نرمال است، نامساوی (۴-۲) و در نتیجه فرضیه انتظارات واقعی برقرار است، یعنی توزیع ثروت افراد تحت قرارداد C_1 دارای تسلط تصادفی مرتبه اول بر توزیع آن تحت قرارداد C_2 است.

اما هدف اصلی این مقاله، آزمون فرضیه همبستگی مثبت در بازار بیمه اتومبیل ایران و با استفاده از آماره پیشنهادی چیاپوری و همکاران است (این آماره استوار[1] بوده و نتایج آن، بیشتر از نتایج هر آزمون دیگر، قابل اعتماد است. زیرا از طرفی، تنها آماره آزمونی است که به طور صریح برای بازارهای بیمه غیر رقابتی نیز پیشنهاد شده و از طرف دیگر، مشکلات تورش تصریح را ندارد) می‌توان انجام داد، آزمون این فرضیه به روش ناپارامتری ارائه شده در بخش (۳-۳-۶) و با استفاده از آماره آزمون t_2 است. در ادامه، جزئیات و نتایج این آزمون آمده است.

۴-۴-۶- آزمون ناپارامتری اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه غیر رقابتی ایران (آماره t_2)

با فرض قابل مشاهده و عمومی بودن درجه ریسک‌گریزی افراد، داریم: $T_2(x) = q_2(x) - q_1(x) \geq 0$ و آماره آزمون $t_2 = T_2(x) / \sigma(T_2(x))$ تحت فرضیه صفر اطلاعات متقارن، باید توزیع نرمال استاندارد داشته باشد. لازم است، داخل هر سلول، مقادیر $q_1(x)$ و $q_2(x)$ که هستند و t_2 را محاسبه و سپس توزیع کرنل آماره وزنی t_2 (وزن داده شده برابر با نسبت اندازه سلول بر حجم کل داده‌هاست) به دست آورده شود. نمودار (۴-۲) چگالی توزیع تجربی t_2 را با توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌کند، توزیع این آماره در سمت راست توزیع نرمال استاندارد است و بنابراین زمینه اطلاعات متقارن رد می‌شود.

1. Robust



شکل (۴-۲): توزیع تجربی و نظری تابع نمونه‌ای t_2

برای اطمینان از دقت نتیجه به دست آمده در شکل (۴-۲)، بار دیگر فرضیه نرمال بودن توزیع وزنی t_2، با استفاده از کمولموگرف - اسیمرنف آزمون شده است. نتایج در جدول (۴-۵) آمده است و همان طوری که از جداول پیداست فرضیه نرمال بودن رد می‌شود.

جدول(۴-۵): آزمون کولموگرف –اسمیرونف برای t_2

Ksmirnov t2= normal (t2) One-sample Kolmogrov-Smirnov test against theoretical distribution normal(t2)			
Corercted	P-value	D	Smaller group
	0.000	0.4748	t2:
	0.000	-0.4998	Cumulative:
0.000	0.000	0.4998	Combined K-S:

نتیجه‌گیری

با فرض عمومی بودن درجه ریسک‌گریزی، از آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری ارائه شده به این نتایج که، برقراری فرضیه انتظارات واقعی در بخش عمده‌ای از صنعت بیمه ایران، به عبارتی افراد وقتی پوشش‌بیمه خود را انتخاب می‌کنند، یک داد و ستد میان ریسک و میانگین ثروت خود در نظر می‌گیرند. شرکت‌ها و سازمان‌های دولتی و خصوصی هنگامی‌که اتومبیل‌های خود را بیمه می‌کنند چون تعداد دستگاه‌های بیمه‌شده آن‌ها زیاد است، در اکثر موارد تنها پوشش‌های اصلی را انتخاب می‌کنند. زیرا در تعداد زیاد اتومبیل‌های بیمه شده، تفاوت میان حق بیمه پوشش‌های اصلی و پوشش کامل برای آن‌ها مقرون به صرفه است که این مسئله میانگین ثروت سازمان را در طول دوره بیمه‌شده در حد بالاتری نسبت به حالت بیمه کامل نگه می‌دارد و در عین حال، رانندگان

سازمان‌ها افراد باتجربه با سابقه رانندگی بالایی هستند که این مسئله موجب می‌شود پوشش بیمه در حد خطرات اصلی ریسک ثروت سازمان را در قیاس با میانگین ثروت آن، در حد پایین‌تری نگاه دارد. برای افراد نیز هنگامی‌که قرارداد بیمه خود را انتخاب می‌کنند، این انتظارات واقعی یعنی نسبت دادن درست ریسک خود و بر اساس داد و ستد میان ریسک و میانگین انتظاری ثروت، قرارداد بیمه خود را انتخاب کردن برقرار است. برقراری همبستگی مثبت وزنی در بازار بیمه انحصار چندجانبه ایران. برای آزمون همبستگی مثبت ارائه شده در چیاپوری و دیگران (۲۰۰۶)، فرض نا افزایشی بودن سود بیمه‌گر نسبت به خسارت در نظر گرفته شده است. به عبارتی در بیمه اتومبیل ایران، با توجه به نتایج به‌دست آمده در همین فصل، برقرار بودن همبستگی مثبت بین ریسک و پوشش بیمه، به آن معناست که در قراردادهای بیمه بدنه با پوشش اضافی علاوه بر پوشش اصلی (که خسارت‌های وسیع‌تری را نسبت به قرارداد پوشش اصلی ارائه می‌دهند)، سود بیمه‌گر برخلاف انتظار بیشتر نیست. به عبارتی، سود بیمه‌گر از بابت وجود اطلاعات نامتقارن تحت تأثیر قرار گرفته و اینکه اطلاعات نامتقارن مربوط به ریسک در بازار بیمه وجود دارد. با توجه به ضرایب به دست آمده در رگرسیون‌های برآورد شده، به نتایج جالبی در مورد خصوصیات ریسکی و درجه ریسک‌گریزی افراد می‌رسیم. با توجه به جداول (۴-۱) تا (۴-۴) احتمال تصادف مردان بیشتر از زنان است و در عین حال زنان به علت ریسک‌گریزی بیشتر خود را بیشتر بیمه می‌کنند، افزایش مهارت رانندگی افراد با افزایش تجربه رانندگی آن‌ها سبب می‌شود که احتمال تصادفشان کاهش یابد. همچنین این افراد به علت آنکه از تخفیف عدم خسارت برخوردار می‌شوند پوشش‌های اضافی را نیز خریداری می‌کنند، جوانی با آنکه به تنهایی موجب افزایش ریسک فرد می‌شود اما رانندگان جوانی‌که خود مالک اتومبیل نیستند (برای مثال، راننده شرکت مالک اتومبیل هستند)، اقدامات احتیاطی بیشتری انجام داده و ریسک آنان کاهش می‌یابد. بنابراین مالکیت خودرو موجب کاهش ریسک رانندگی می‌شود. در ضمن خودروهای سنگین مانند کامیون و ... به علت آنکه، در صورت بروز تصادف میزان خسارت بالاتر خواهد بود رانندگان آن‌ها احتیاط بیشتری انجام داده و ریسک تصادف کاهش می‌یابد و در عین حال، این افراد اتومبیل‌های خود را بیشتر بیمه می‌کنند. به عبارتی کلیه اقدامات احتیاطی اعم از پوشش بیمه بیشتر و احتیاط در رانندگی را انجام می‌دهند. دارندگان اتومبیل‌های گران‌قیمت، هم خود را بیشتر بیمه می‌کنند و هم احتیاط بیشتری برای جلوگیری از تصادفات رانندگی انجام می‌دهند. افرادی‌که سابقه بیمه بدنه دارند نسبت به سایر افراد تمایل بیشتری برای خرید پوشش‌های اضافی دارند. به عبارتی، سابقه بیمه و آرامش خاطر ناشی از آن، افراد را تشویق به تمدید بیمه خواهد کرد. در صنعت بیمه ایران، قراردادهای ارائه شده، بیشتر بر اساس خصوصیات اتومبیل و نه بر اساس خصوصیات ریسکی بیمه‌گزار منجر به این ناکارایی در

بازار بیمه اتومبیل ایران شده است. یک راهکار پیشنهادی برای صنعت بیمه، بیمه کردن افراد به جای بیمه کردن اتومبیل آن‌هاست. یعنی مبنا قرار دادن ویژگی‌های فردی و میزان مهارت افراد در رانندگی، در تعیین حق بیمه. این نوع ارزشیابی افراد سبب می‌شود که، حق بیمه افراد متناسب با احتمال وقوع حادثه آن‌ها تعیین گردد. در این صورت افراد کل دارایی در معرض خطر خود را بیمه می‌کنند، و این به معنی افزایش ضریب نفوذ بیمه است. در اکثر موارد فرد سال‌ها، پس از اخذ گواهینامه اتومبیل خریداری می‌کند و یکسان فرض کردن مهارت رانندگی افراد تنها بر اساس معیار سال اخذ گواهینامه، اشتباه است. سال اخذ گواهینامه برای تمام افراد و نه تنها افرادی‌که خسارت داشته و آن را گزارش کرده‌اند، جمع‌آوری آمار وضعیت تأهل افراد، میزان تحصیلات آن‌ها، درآمد یا حقوق ماهانه آن‌ها اطلاعات مفیدی در مورد میزان ریسک‌گریزی و ریسک افراد در اختیار شرکت‌های بیمه قرار خواهد دارد. با این اطلاعات، همان طور که در ادبیات موضوع آمده است می‌توان برای افراد با خصوصیات ریسکی متفاوت منوهای قرارداد متفاوتی ارائه کرد که این مسئله موجب خواهد شد هم پرتفوی شرکت بیمه یک پرتفوی ریسکی نباشد و هم مشتریان بیمه راضی‌تر باشند. در ایران به علت قدرت انحصاری بیمه‌گر، تاکنون شرکت‌های بیمه علاقمند به استفاده از مبانی تئوری قرارداد نبوده‌اند. زیرا می‌توانند زیان وارده از جانب اطلاعات نامتقارن را از راه ارائه قیمت‌های بالاتر جبران کنند اما مسلما توجه به این تئوری که بیش از سی و چند سال از عمر آن می‌گذرد و تقریباً در تمام کشورهای پیشرفته دنیا از آن برای تعیین الگوهای قرارداد و سیستم قیمت‌ها استفاده می‌کنند، می‌تواند منجر به ارائه قراردادهای سازگار اطلاعاتی شود که هم سود صنعت بیمه را از جانب ریسک بیمه‌گزاران تهدید نمی‌کند و هم رضایت مشتریان بیمه افزایش می‌یابد.

منابع

الف- فارسی

۱. عبدلی، قهرمان؛ «**اطلاعات نامتقارن و قراردادهای سازگار اطلاعاتی و کاربرد آن‌ها در بیمه اتومبیل: مورد، ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵، شماره ۷۵.

۲. مطلبی، سید محمد موسی؛ «**انتخاب مساعد و کارایی در بازار بیمه اتومبیل**»، فصلنامه صنعت بیمه، ۱۳۸۲، شماره ۳.

ب- لاتین

3. Arnott, R., Stiglitz, J; "**The basic analytics of moral hazard**", Scandinavian Journal of Economics, 1988, 90.
4. Chassagnon, A., & P.A. Chiappori; "**insurance under moral hazard and adverse selection: the competitive case**", mimo, DELTA, 1997.

5. Chiappori, P.A; "**Econometric Models of Insurance under Asymmetric Information**", in Handbook of Insurance (G. Dionne, ed.), 2000, 365-393.
6. Chiappori, P. A., & Salanie, B; "**Testing for asymmetric information in insurance markets**", Journal of Political Economy, vol. 108, 2000.
7. Chiappori, P.A., Jullien, B., Salanie, B, Salanie, F; "**Asymmetric information in insurance: general testable implications**", RAND Journal of Economics, 2006, 37.
8. Cohen, A; "**Asymmetric Information and Learning: Evidence from the Automobile Insurance Market''**, Review of Economics and Statistics, 2005, 87(2).
9. De Meza D., & D. Webb; "**Advantageous Selection in Insurance Markets**", Rand Journal of Economics, 2001, 32.
10. Dionne, G. C., Gouri´eroux, & C. Vanasse; "**Testing for Evidence of Adverse Selection in the Automobile Insurance Market: A Comment**", Journal of Political Economy, 2001, 109(2).
11. Hemenway, D; "**Propitious Selection in Insurance**", Journal of Risk and Uncertainty, 1992, 105.
12. Jullien, B., B. Salani´e, & F. Salani´e; "**Should More Risk-Averse Agents Exert More Effort?**", The GENEVA Papers on Risk and Insurance Theory, 1999, 24(1).
13. Jullien, B., B. Salani´e, and F. Salani´e; "**Screening Risk-averse Agents Under Moral Hazard**", IDEI Toulouse, Mimeo, 2001.
14. Kiefer, N; "**Testing for Independence in Multivariate Probit Models**", Biometrika, 1982, 69.
15. Koufopoulos, K; "**Asymmetric Information, Heterogeneity in Risk Perceptions and Insurance: An Explanation to a Puzzle**", University of Warwick, Mimeo, 2004.
16. Koufopoulos, K; "**On the positive correlation property in competitive insurance markets**", Journal of Mathematical Economics, 2007, 43.
17. Landsbergerm, M. & Meilijison, I; "**Monopoly Insurance Under Adverse Selection When Agents Differ in Risk Aversion**", Journal ofEconomic Theory, 1994.
18. Puelz, Robert, and Arthur Snow; "**Evidence on Adverse Selection: Equilibrium Signaling and Cross-Subsidization in the Insurance Market**", Journal of Political Economy, 1994.
19. Richaudeau, D; "**Automobile Insurance Contracts and Risk of Accident: An Empirical Test Using French Individual Data**", The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory, 1999, 24.
20. Rothschild, M. & J. Stiglitz; "**Equilibrium in CompetitiveInsurance Markets**", Quarterly Journal of Economics, 1976, 90.
21. Saito, K; "**Testing for Asymmetric Information in the Automobile InsuranceMarket under Rate Regulation**", Journal of Risk and Insurance, 2006, 73(2).