

آیا سیاست گذاری باعث کاهش کژگزینی در بیمه درمان بنگاه‌های کوچک می‌شود؟

دکتر غلامرضا کشاورز حداد^۱

دکتر محمد وصال^۲

محمدرضا چاقمی^۳

دکتر ابراهیم کاردگر^۴

چکیده

به موجب آیین‌نامه شماره ۷۴ بیمه تکمیلی درمان به شرکت‌های بیمه‌گر این امکان داده می‌شود که از گروه‌هایی با اعضای کمتر از ۵۰ نفر آزمایش و معاینه پزشکی به عمل آورند و باتوجه به پرسش‌نامه سلامتی یا معاینات انجام‌شده، از بیمه‌کردن فرد یا افرادی از بنگاه و یا ارائه پوشش هزینه زایمان و بیماری‌هایی که سابقه قبلی دارند، خودداری کنند. هدف این تحقیق، بررسی تأثیر این قانون بر کاهش میزان کژگزینی در بنگاه‌های کوچک، با استفاده از داده‌های ثبتی بیمه‌گذاران درمان گروهی شرکت بیمه آسیا طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۵ است. نتایج این تحقیق حکایت از این دارند که اجرای این قانون، تأثیری در کاهش کژگزینی در بنگاه‌های کوچک ندارد؛ از طرفی، اجرای این قانون باعث ایجاد انگیزه در گروه‌های بیمه‌شده برای افزایش تعداد متقاضی بیمه‌شان تا سطح نقطه آستانه، ۵۰ نفر، (برای عدم شمول در این قانون) می‌شود.

واژگان کلیدی: آیین‌نامه شماره ۷۴ بیمه تکمیلی درمان، بیمه درمان گروهی، کژگزینی، روش RDD

g.k.haddad@sharif.edu

m.vesal@sharif.edu

mohamadrezacha@gmail.com

e-kardgar@bimehasia.ir

۱. دانشیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف

۲. استادیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف

۴. نایب رئیس هیئت‌مدیره و مدیرعامل شرکت بیمه آسیا

۱- مقدمه

بیمه تکمیلی درمان در ایران عمدتاً به صورت گروهی توسط بخش خصوصی ارائه می‌شود، که این نوع بیمه در بین رشته‌های مختلف اختیاری این بازار بیشترین سهم از حق بیمه تولیدی را دارد. یکی از علل عمده ناکارایی بازار بیمه تکمیلی درمان وجود اطلاعات نامتقارن در این بازار است. اطلاعات نامتقارن به‌طور کلی از دو جهت می‌تواند کارایی بازار بیمه درمان را مختل کند: ۱. کژگزینی: افراد نامناسب از نظر شرکت بیمه، به‌طور مثال آنهایی که احتمال بیماری نسبتاً بالایی دارند، تصمیم به خرید بگیرند. این پدیده ناشی از وجود ویژگی‌های غیر قابل مشاهده در بیمه‌شوندگان است. ۲. کژمنشی: بیمه درمان باعث افزایش تقاضا برای مراقبت پزشکی شود. این پدیده ناشی از رفتارهای غیرقابل مشاهده در افراد بیمه شده دارد. یک باور رایج که در متون کلاسیک این حوزه این است که استفاده از بیمه‌های گروهی باعث کاهش کژگزینی می‌شود. ادبیات موجود در بیمه‌های گروهی درمان آمریکا کژگزینی را تنها یک مسئله مهم و اختلال‌زا در گروه‌های کوچک^۱، به دلیل امکان داشتن مزیت اطلاعاتی بیشتر نسبت به گروه‌های بزرگ، می‌داند (مانهایت و شون^۲، ۲۰۰۴). از این جهت و برای رفع ناکارایی ناشی از کژگزینی یکی از راه‌ها مداخلات سیاستی دولتی و قانون‌گذاری در بازار بیمه است.

مداخلات دولتی عمدتاً به سه صورت: ۱) بیمه اجباری: که طبق این قانون، دولت افراد یا عوامل اقتصادی را ملزم به خرید بیمه می‌کند (آکرلوف^۳، ۱۹۷۰ و فلدشتاین^۴، ۲۰۰۵). این نوع از مداخله به شکل الزام گروه‌های بیمه‌گذار به مشارکت حداقل ۵۰٪ کارکنان در بازار بیمه تکمیلی درمان گروهی ایران خود را نشان می‌دهد. ۲) مالیات و یارانه: در کارهای کلاسیک تئوریک مربوط به کژگزینی، یارانه دولتی می‌تواند به‌صورت بهینه ناکارایی ناشی از پوشش کم افراد کم‌ریسک‌تر را در بازار رقابتی از بین ببرد، که این نوع سیاست می‌تواند در صورت وقوع مساعده‌گزینی جای خود را اخذ مالیات از افراد بدهد (دی‌مزا و وب^۵، ۲۰۰۱). ۳) محدودیت‌ها روی قیمت‌گذاری ویژگی‌های بیمه‌شوندگان: نوع دیگری از مداخلات دولت در بازارهای بیمه، مقید کردن توانایی بیمه‌گران به قیمت‌گذاری‌های مبتنی بر ویژگی‌های قابل مشاهده از قبیل جنسیت، سن و یا دیگر متغیرهای پیش‌بینی‌کننده ریسک فرد یا گروه، است (هکمن و همکاران^۶، ۲۰۱۵). این نوع از مداخلات سیاستی، که موضوع این تحقیق است، براساس آیین‌نامه شماره ۷۴ شرایط عمومی بیمه‌های درمان است که به شرکت‌های بیمه‌گر این امکان داده می‌شود که از گروه‌هایی با اعضای کمتر از ۵۰ نفر آزمایش و معاینه پزشکی به عمل آورد. در این حالت اگرچه بیمه‌گذار موظف است برای تمام اعضای گروه درخواست بیمه کند، اما بیمه‌گر می‌تواند با توجه به پرسشنامه سلامتی یا معاینات انجام شده، از بیمه کردن فرد یا افرادی از گروه و یا ارائه پوشش هزینه زایمان و بیماری‌هایی که سابقه قبلی دارند، خودداری کند.

هدف اصلی این تحقیق بررسی قانون ذکر شده و و چگونگی تاثیر آن بر میزان کژگزینی بنگاه‌های کوچک است. این آیین‌نامه از ابتدای سال ۱۳۹۰ برای بنگاه‌های بیمه لازم‌الاجرا گردید. داده‌های در دسترس برای این تحقیق نیز مربوط به

۱. معمولاً در ادبیات بیمه از مقدار آستانه ۵۰ نفر برای تفکیک بنگاه‌ها به کوچک و بزرگ استفاده می‌شود. این نوع تفکیک به دلیل قانون مورد بررسی است. در کنار اینکه در ادبیات مرسوم این حوزه، از جمله کوتلر (۱۹۹۴)، مانهایت و شون (۲۰۰۴)، سیمون (۲۰۰۵)، و الینگ و همکاران (۲۰۱۵)، نیز از این مقدار برای تفکیک بنگاه‌های بیمه‌گذار به کوچک و بزرگ استفاده کرده‌اند.

2. Monheit, and Schone
3. Akerlof
4. Feldstein, Martin
5. De Meza, and Webb
6. Hackmann, Kolstad, and Kowalski

سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ است، که زمان اجرای این آیین‌نامه را در بر می‌گیرد. این داده‌ها در دو سطح فردی و گروهی از شرکت بیمه آسیا گرفته شده‌است. این شرکت جز سه شرکت با بیشترین سهم حق بیمه تولیدی در بخش درمان تکمیلی بازار ایران است. باتوجه به این موضوع که آیین‌نامه بیمه‌ای برای تمامی بنگاه‌های بیمه‌گر الزام‌آور است، نتایج تحقیق قابلیت بسط به تمامی شرکت‌های بیمه‌گر موجود در بازار بیمه تکمیلی درمان را دارد.

در ایران تحقیقات اندکی در حوزه بررسی کژگزینی و تاثیر قوانین بیمه‌ای موجود صورت گرفته‌است و عمده مقالات قابل توجه مربوط به انتخاب‌های فردی است. از طرفی دیگر، اکثر تحقیقاتی که در ایران با استفاده از داده‌های خرد شرکت‌های بیمه صورت گرفته است مربوط به بیمه اتومبیل است که از جمله آن‌ها می‌توان به ماجد و شرزهای (۱۳۸۶)، کشاورز و امیرخانلو (۱۳۹۰)، و کشاورز و صابونیا (۱۳۹۴) اشاره کرد. در بیمه درمان عمده تحقیقات مربوط به اطلاعات نامتقارن با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوار صورت گرفته است (کشاورز و انباجی، ۲۰۱۰) و بنا به اطلاعات ما تا به حال با استفاده از داده‌های خرد شرکت‌های بیمه درمان تحقیقی در ایران انجام نشده‌است. بنابراین این مقاله از این جهت که کژگزینی را با استفاده از داده‌های خرد شرکت بیمه مورد بررسی قرار می‌دهد، در تحقیقات موجود در بازار بیمه درمان ایران منحصر بفرد است. علاوه بر اینکه تا به حال تحقیقی در مورد تاثیرات اجرای آیین‌نامه بیمه تکمیلی درمان گروهی در ایران، انجام نشده‌است. از طرف دیگر روش استفاده شده در این تحقیق، روش طراحی مطالعه گسستگی رگرسیون^۱ (RDD)، در ایران کمتر مورد توجه واقع شده‌است،

ادامه این مقاله به این صورت خواهد بود که ابتدا ادبیات شکل گرفته حول انگیزه‌های تحقیق معرفی خواهد شد. در بخش سوم در مورد داده‌های این تحقیق و بازار بیمه گروهی تکمیلی درمان در ایران، که زمینه این تحقیق است، بحث خواهد شد. در طی این بخش به قوانین موجود در این بازار که می‌تواند نتایج تحقیق ما را متاثر کند اشاره خواهد شد. در بخش چهارم مدل تجربی که با استفاده از آن در پی شناسایی پدیده‌های مورد نظر هستیم ارائه خواهد شد. در بخش پنجم نتایج تحقیق آورده خواهد شد و نهایتاً در بخش آخر به توصیه‌های سیاستی ناشی از نتایج تحقیق و پیشنهاداتی برای تحقیقات آتی در این زمینه اشاره می‌شود.

۲- مرور ادبیات

باتوجه به اینکه تا به حال تحقیق قابل توجه‌ای در زمینه شناسایی کژگزینی به وسیله قوانین موجود در بازار بیمه تکمیلی ایران صورت نگرفته‌است، از طرف دیگر به دلیل اینکه به طور کلی قوانین مربوط به یک منطقه جغرافیایی و زمان خاص است، در این بخش صرفاً سعی می‌شود حول مفاهیم کلی مورد نظر تحقیق، که امکان شناخت و درک بهتر نظریه تحقیق را فراهم می‌آورد، بحث صورت گیرد. به این منظور ابتدا مقوله اطلاعات نامتقارن در ادبیات بیمه انفرادی، باتوجه به غنای بیشتر کارهای انجام شده در این زمینه، معرفی می‌شود. سپس کژگزینی بین گروهی مورد بحث قرار می‌گیرد. نهایتاً تأثیر بعضی از قوانین اجرا شده نسبتاً مشابه در آمریکا که مربوط به اندازه گروه‌های بیمه‌گذار است بررسی و حول تاثیر آن‌ها در مسئله کژگزینی بحث می‌شود.

مقالات تجربی اطلاعات نامتقارن با بهره‌گیری از مقالات تئوریک کلاسیک، ارو^۱ (۱۹۶۳)، آکرلاف (۱۹۷۰) و رائچاپلد و استیگلیتز^۲ (۱۹۷۶) در پی این بودند که آیا اساساً اطلاعات نامتقارن در بازار وجود دارد و در صورت وجود به چه شکل خواهد بود؟ این مقالات وام‌دار تلاش‌های چیاپوری و سلنیه^۳ (۲۰۰۳، ۲۰۰۰) هستند که آزمون همبستگی مثبت^۴ برای اطلاعات نامتقارن را معرفی کردند. ایده اصلی آزمون همبستگی مثبت برای اطلاعات نامتقارن مقایسه نرخ خسارات مصرف‌کنندگان، که به صورت خودگزینش‌گر نوع بیمه‌شان را بر گزیده بودند، است. یافته‌ها این را نشان می‌داد که مصرف‌کنندگانی که پوشش بیمه گسترده‌تری را خریداری می‌کنند، مشروط به اطلاعات موجود برای بیمه‌گر، نرخ خسارت بالاتری را نیز درخواست می‌کنند. این مسئله نشان از اطلاعات نامتقارن دارد، که خود به دو شکل کلی است، یا مصرف‌کنندگان اطلاعات پیشینی خصوصی در مورد مواجهه با ریسک خود دارند (کژگزینی)، و یا کژمنشی که خودش نیز به دو شکل است، کسانی که پوشش بیمه را خریداری می‌کنند، از خود مراقبت کمتری می‌کنند (کژمنشی پیشین) یا در یک سطح داده‌شده خسارت، تمایل بیشتری به ادعا خسارت دارند (کژمنشی پسین). دو مقاله شاخص کوتلر و زکهاوسر^۵ (۲۰۰۰)، و کوهن و سیگلمن^۶ (۲۰۱۰) نتایج حاصل از این نوع آزمون و دلالت‌های آن‌ها برای شناخت رفتار مصرف‌کنندگان را به ترتیب در بازار بیمه درمان و بازار انواع مختلف بیمه بررسی کرده‌اند. البته لازم به تذکر است از آن جهت که در این تحقیق فرض می‌شود نوع رفتار افراد پس از خرید بیمه از اندازه گروه آن‌ها متاثر نمی‌شود، بنابراین تمامی اثرات ناشی از قانون مورد نظر به‌عنوان کژگزینی شناسایی می‌شود.

به‌طورکلی دو کار تئوری قابل توجه در زمینه کژگزینی بین گروهی صورت گرفته است. میرز و اسمیت^۷ (۱۹۸۱) پیش‌بینی کردند که در صورت ارضای دو شرط، تشکیل گروه‌ها به‌منظوری غیر از خرید بیمه و عدم وجود انتخاب فردی، کژگزینی در بازار بیمه گروهی از بین خواهد رفت. باین وجود، هنسن^۸ (۲۰۰۵) با استفاده از نظریه بازی‌ها پیش‌بینی برخلاف آن‌ها ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد کماکان با وجود برقراری این دو فرض بازارهای بیمه‌ای از وجود کژگزینی رنج خواهند برد. نتایج هنسن (۲۰۰۵) در کار تجربی الینگ و همکاران^۹ (۲۰۱۵) به اثبات رسید. آن‌ها با استفاده از اطلاعات موجود در بازار بیمه بحرانی درمان چین، که در آن افراد درون هر گروه حق انتخاب نوع پوشش را نداشتند نشان دادند که کماکان کژگزینی بین گروهی در بازار بیمه وجود دارد. از این نظر مقاله ما نیز در ادامه این مقالات سعی به بررسی کژگزینی بین گروهی دارد. این پدیده به کژگزینی موجود در بازار بیمه گروهی اشاره دارد که ثمره رفتار استراتژیک گروه‌ها به‌منظور حداکثر سازی رفاه جمعی اعضای گروه است، نسبت به کژگزینی درون گروهی که به انتخاب افراد موجود در یک گروه نظر دارد. به‌عبارت‌دیگر گروه‌ها را به‌صورت یک کل عقلانی در نظر می‌گیریم که می‌تواند در جهت منافعش به‌صورت استراتژیک عمل کند.

1. Arrow
 2. Rothschild, and Stiglitz
 3. Chiappori and Salanie
 4. Positive correlation tests
 5. Cutler and Zeckhauser
 6. Cohen, and Siegelman
 7. Mayers, and Smith
 8. Hanson
 9. Eling, Jia and Yao

اما مسئله‌ای که به‌طور خاص‌تر مورد نظر این تحقیق است، این مسئله است که در مقابل ضرر رفاهی ناشی از بیشتر بودن کژگزینی در گروه‌های کوچک چه باید کرد؟ گروبر^۱ (۲۰۰۰) در مقاله خود اشاره کرد که این ضرر رفاهی در بنگاه‌ها کوچک‌تر بیشتر است. سیمون^۲ (۲۰۰۵) علت این امر را به امکان کسب مزیت اطلاعاتی بیشتر این بنگاه‌ها از میزان سلامت کارکنان خود نسبت می‌دهد. همین امر باعث شد که در آمریکا بیمه‌گران تبعیض قیمت شدیدی نسبت به بنگاه‌های کوچک اعمال کنند و یا برای بنگاه‌های کوچک بیمه عرضه نکنند. در طی این روند انگیزه بنگاه‌های کوچک برای خرید بیمه کاهش و قیمت بیمه برای آن‌ها افزایش یافت که باعث تدوین قوانین و اصلاحات نظام بیمه گروهی درمان در اوایل دهه ۹۰ میلادی در بعضی ایالات آمریکا شد. به موجب این قانون بیمه‌گران موظف به کاهش تبعیض قیمت باتوجه به ویژگی‌های کارکنان هر بنگاه شدند. تحقیقات متعددی در این زمینه از جمله باخ موئلر و دیناردو^۳ (۲۰۰۲)، دیویداف و همکاران^۴ (۲۰۰۵)، سیمون (۲۰۰۵)، و باخ موئلر و مونهایت^۵ (۲۰۰۹) انجام شده‌است. نتایج سیمون (۲۰۰۵) حکایت از این دارد که این وضع این قوانین محدود کننده در بعضی از ایالت‌ها باعث کاهش بیش از پیش افراد بیمه‌شده و افزایش حق بیمه دریافتی شد، به‌طوری‌که این قانون نتیجه عکس آن چیزی که در اهداف ابتدایی‌اش بود را منجر شد. از طرف دیگر، نتایج باخ موئلر و دیناردو (۲۰۰۲) عدم تاثیر این حذف تبعیض قیمتی را در سه ایالت آمریکا بر روی حق بیمه نشان می‌دهد. به نوعی قانون مورد بررسی در ایران عکس قانون اشاره شده در آمریکا است، زیرا این قانون صرفاً امکان آزمایشات و توانایی عدم بیمه کارکنان را برای بنگاه‌های کوچک قائل است. از طرف دیگر، نتایج کاپور و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که این قانون در آمریکا روی تعداد کارکنان بنگاه‌هایی که برای کارکنانش بیمه فراهم می‌کند موثر است و این بنگاه‌ها برای فرار از الزام این قانون سعی می‌کنند، چنانچه تعداد کارکنانشان نزدیک نقطه بحرانی باشد، تعداد کارکنان خود را افزایش دهند.

۳- داده‌ها و محیط مورد بررسی

برای بررسی صحت فرضیه‌های تحقیق از داده‌های بیمه درمان گروهی شرکت بیمه آسیا استفاده می‌شود. در این نوع بیمه‌نامه‌ها پرداخت هزینه‌های بیمارستانی و جراحی ناشی از بیماری و حوادث احتمالی و سایر پوشش‌های اضافی درمانی طبق شرایط بیمه‌نامه تعهد می‌شود. بیمه‌شدگان شامل کارکنان شاغل در سازمان‌ها، شرکت‌ها و افراد تحت تکفل آنان شامل همسر، فرزندان و والدین هستند که با معرفی بیمه‌گذار تحت پوشش قرار گرفته و می‌توانند از مزایای این بیمه‌نامه استفاده نمایند. از آنجاکه قوانین و مقررات کلی بازار بیمه درمان بین تمامی شرکت‌های بیمه موجود در بازار مشترک است، به‌نظر نتایج این تحقیق قابلیت بسط برای کلیه شرکت‌های موجود در بازار بیمه تکمیلی درمان گروهی را دارد. به‌منظور آشنایی دقیق‌تر این قوانین که براساس آیین‌نامه شماره ۷۴ شرایط عمومی بیمه‌های درمان است، را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

1. Gruber
2. Simon
3. Buchmueller and DiNardo
4. Davidoff Blumberg and Nichols and
5. Buchmueller and Monheit

جدول (۱) - انواع گروه‌های بیماری

کد بیماری	گروه
خسارت‌های پاراکلینیکی	
P1	جبران هزینه‌های سونوگرافی، ماموگرافی، انواع اسکن، انواع آندوسکوپی، ام آر آی، اکوکاردیوگرافی، استرس اکو، دانسیومتری (پاراکلینیکی ۱)
P2	تست ورزش، تست آلرژیک، تست تنفسی، نوار عضله، نوار عصب، نوار مغز، نوار مئانه، شنوایی سنجی، بینایی سنجی، هولتر مانیتورینگ قلب، آنژیوگرافی چشم (پاراکلینیکی ۲)
P3	جبران هزینه‌های مجاز سرپایی مانند شکسته‌بندی، گچ‌گیری، ختنه، بخیه، کرایوتراپی، اکسیژون، بیوپسی، تخلیه کیست و لیزر درمانی، لپیوم (پاراکلینیکی ۳)
خسارت‌های بیمارستانی	
H1	اعمال جراحی مهم (مغز و اعصاب بااستثنا دیسک ستون فقرات، قلب، پیوند کلیه و مغز استخوان)، عمل‌های پیوند قلب، مغز استخوان، کبد، کلیه، ریه
H2	بستری در بیمارستان و مراکز جراحی محدود، آنژیوگرافی قلب و سنگ شکن
H3	زایمان (طبیعی و سزارین)

توضیحات: شش بیماری‌ای که در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرند در این جدول آورده شده‌است. این گروه‌بندی بر اساس نوع قرارداد و گروه‌بندی شرکت بیمه‌گذار صورت گرفته‌است.

بیمه‌شدگان شامل کارکنان رسمی، پیمانی یا قراردادی بیمه‌گذار و اعضای خانواده‌شان است که بیمه‌گذار آنها را به‌عنوان اعضای گروه معرفی نموده است و حداقل ۵۰٪ کلیه کارکنان باید همزمان تحت پوشش بیمه قرار گیرند. ارائه پوشش بیمه درمان به سایر گروه‌ها (از قبیل اصناف، اتحادیه‌ها، و انجمن‌ها) به این شرط مجاز است که با هدفی غیر از اخذ پوشش بیمه موضوع این بیمه‌نامه تشکیل شده باشند، پرداخت حق بیمه سالیانه توسط بیمه‌گذار تضمین شده باشد و بیش از ۵۰٪ اعضای گروه به‌طور همزمان بیمه شوند. طبق این آیین‌نامه مدت تمامی بیمه‌نامه‌ها یک‌سال تمام شمسی است، که داده‌های موجود نیز رعایت این قانون را تأیید می‌کند. به دلیل اینکه ما منحصر به اطلاعات نامتقارن بین گروهی توجه می‌کنیم، تنها بیمه‌گذارانی را در نظر می‌گیریم که یک نوع بیمه گروهی را به کارکنانشان ارائه می‌دهند، این باعث می‌شود قدرت انتخاب بیمه‌شدگان در هر گروه از بین برود.

همان‌طور که اشاره شد، قانونی که مورد بررسی قرار می‌گیرد، این است که به شرکت‌های بیمه‌گر این امکان داده می‌شود که از گروه‌هایی با اعضای کمتر از ۵۰ نفر آزمایش و معاینه پزشکی به عمل آورد. در این حالت اگرچه بیمه‌گذار موظف است برای تمام اعضای گروه درخواست بیمه کند، اما بیمه‌گر می‌تواند با توجه به پرسشنامه سلامتی یا معاینات انجام شده، از بیمه کردن فرد یا افرادی از گروه و یا ارائه پوشش هزینه زایمان و بیماری‌هایی که سابقه قبلی دارند، خودداری کند. البته همان‌طور که یکی از بندهای این قانون آورده شده‌است «ارائه پوشش هزینه‌های رفع عیوب انکساری چشم مجاز نیست.» از این رو این گروه از بیماری را از داده‌های مورد بررسی حذف می‌کنیم.

داده‌های مورد استفاده مربوط به ۹۶۱۶ مشاهده در سطح بیمه‌گذار - سال، ۴۴۲۵ بیمه‌گذار منحصر به فرد، برای ۳,۵۳۹,۷۲۶ نفر به مدت تقریبی ۶ سال، از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا ابتدای بهمن ۱۳۹۵، است که از ادغام داده‌های مربوط به

صدور بیمه‌نامه شرکت‌ها، صدور بیمه‌نامه افراد و خسارت پاراکلینیکی، و خسارت بیمارستانی بدست آمده‌است. که شامل اطلاعات زیر می‌گردند:

(۱) مشخصات بیمه‌شدگان: جنسیت، سال تولد، نسبت با بیمه‌شده اصلی، تاریخ صدور بیمه‌نامه

(۲) مشخصات بیمه‌گذار: مجموع تعداد بیمه‌شدگان، استان محل صدور

(۳) مشخصات بیمه‌نامه و ادعای خسارت: تاریخ شروع و اتمام قرارداد، تاریخ ادعای خسارت، نوع و گروه بیماری منجر

به خسارت، میزان خسارت درخواست شده، میزان خسارت پرداخت شده

میزان استفاده از خدمات درمانی هر گروه به وسیله دو متغیر محاسبه می‌شود: (۱) میانگین تعداد خسارت درخواستی: که به صورت مجموع میانگین استاندارد شده ۱ تعداد خسارت بیمه‌گذار در هر گروه از بیماری‌ها تقسیم بر تعداد پوشش‌های (مربوط به هر گروه بیماری) خریداری شده محاسبه می‌شود. (۲) میانگین خسارت پرداختی: که به صورت مجموع میانگین استاندارد شده خسارت پرداختی به بیمه‌گذار در هر گروه از بیماری‌ها تقسیم بر تعداد پوشش‌های (مربوط به هر گروه بیماری) خریداری شده محاسبه می‌شود. تمامی بنگاه‌ها با کمتر از ۴ پوشش را، به دلیل تعداد کم این بنگاه‌ها (۵۳ مورد) و اینکه تمامی آن‌ها در بنگاه‌های بزرگ قرار می‌گیرند، کنار می‌گذاریم. گروه‌های بیماری مورد بررسی نیز در جدول (۱) مشخص شده‌اند.

۱. به دلیل اینکه نتایج از شدت خسارت موجود در هر گروه بیماری متاثر نشود، آن‌ها را به صورت استاندارد شده جمع کردیم. بطور مثال گروه پاراکلینیکی امکان تعداد خسارت بیشتری را نسبت به اعمال جراحی‌های مهم دارد، حال آنکه میزان خسارت درخواستی در اعمال جراحی‌های مهم بیشتر از پاراکلینیکی خواهد بود.

جدول (۲) - خلاصه آماری متغیرهای مورد بررسی با توجه به اندازه بنگاه‌ها

بنگاه‌های بزرگ (۵۰ و بیش از ۵۰ نفر بیمه شده)					بنگاه‌های کوچک (کمتر از ۵۰ نفر بیمه شده)					
متغیرها	مشاهدات	میانگین	خطای استاندارد	حداقل	حداکثر	مشاهدات	میانگین	خطای استاندارد	حداقل	حداکثر
میانگین تعداد خسارت درخواستی	۷۵۸	۰,۱۶۱	۰,۷۵۵	-۰,۸۶۹	۶,۸۴۴	۸۰۸۵۸	-۰,۰۱۵۹	۰,۵۰۴	-۰,۹۸۳	۸,۲۰۵
میانگین خسارت پرداختی	۷۵۸	-۰,۰۷۶۲	۰,۶۰۵	-۱,۰۵۱	۴,۷۱۲	۸۰۸۵۸	۰,۰۳۵۴	۰,۵۹۰	-۱,۳۰۲	۴,۰۶۲
میانگین مردان	۷۵۸	۰,۵۰۳	۰,۰۸۸۲	۰	۰,۹۶۸	۸۰۸۵۸	۰,۵۱۱	۰,۰۶۹۰	۰	۱
بعد خانوار	۷۵۸	۲,۶۸۳	۰,۰۵۹۷	۱	۴,۹۳۸	۸۰۸۵۸	۲,۸۵۵	۰,۵۶۷	۱	۶,۹۵۷
سن	۷۵۸	۳۰,۰۸	۴,۲۸۳	۶,۲۵۰	۴۸,۴۲	۸۰۸۵۸	۲۸,۴۵	۳,۶۰۶	۱,۶۶۷	۵۵
منطقه جغرافیایی	۷۵۸	۰,۶۸۶	۰,۴۶۴	۰	۱	۸۰۸۵۸	۰,۴۵۵	۰,۴۹۸	۰	۱
سرپرست	۷۵۸	۰,۴۶۶	۰,۱۲۸	۰	۱	۸۰۸۵۸	۰,۴۳۳	۰,۱۰۸	۰	۱
تعداد کارکنان	۷۵۸	۳۲,۹۵	۱۰,۷۹	۰	۴۹	۸۰۸۵۸	۳۶۵,۷	۱۰۳۹۲	۵۰	۱۰۰۰۰۰
تعداد پوشش	۷۵۸	۵,۹۰۶	۰,۳۰۵	۴	۶	۸۰۸۵۸	۵,۹۱۳	۰,۳۲۲	۴	۶

میانگین خسارت پرداختی و میانگین تعداد خسارت درخواستی به صورت استاندارد شده محاسبه شده است. جنسیت نشان دهنده نسبت مردان بیمه شده هر بنگاه، متغیر سرپرست نشان دهنده تعداد سرپرستان به کل افراد بیمه شده هر بنگاه، بعد خانوار نشانی از میانگین بعد خانوارهای بیمه شده هر بنگاه دارد. منطقه نیز برای بنگاه‌های صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد.

در جدول (۲) خلاصه آماری از ویژگی‌های مورد بررسی به تفکیک بنگاه کوچک و بزرگ مشخص شده است. همانطور که مشاهده می‌شود میانگین تعداد خسارت درخواستی در بنگاه‌های کوچکتر بیشتر است، که این امر می‌تواند ناشی از وجود کژگزینی بیشتر بین گروهی در این بنگاه‌ها باشد. همین‌طور منطقه جغرافیایی صادره بیمه برای بنگاه‌های کوچکتر بیشتر از تهران است (این متغیر مجازی برای بنگاه‌های صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد). سن افراد بیمه شده، و نسبت سرپرستان به کل افراد بیمه شده در این بنگاه‌های کوچک نیز بیشتر است، اما بعد خانوار کمتر است. بقیه متغیرها نیز تفاوت خاصی ندارند.

۴- مدل تجربی مورد استفاده

در این قسمت سعی می‌شود با استفاده از منابع مورد استفاده، کشاورز (۱۳۹۰)، و کالونیکو و همکاران^۱ (۲۰۱۷، ۲۰۱۴a) روش استفاده شده و چگونگی بهره‌گیری از آن باتوجه به داده‌های در دسترس توضیح داده شود. در سال‌های اخیر تاکید چشم‌گیری برای ارزیابی مداخله‌های سیاستی در قلمرو مسائل اقتصادی، آموزشی و درمانی صورت گرفته است. تخصیص تصادفی عامل اقتصادی به دو گروه آزمایش و گروه کنترل به‌عنوان استاندارد طلایی پژوهش‌های ارزیابی تجربه تصادفی شناخته می‌شود. با این حال بنا به دلایل بسیاری، از جمله هزینه‌های مادی و پیچیدگی‌های ایجاد محیط کاملاً تصادفی، انجام یک مطالعه تجربی تصادفی معمولاً عملی و شدنی نیست. به این علت باتوجه به محیط مورد بررسی می‌توان از روش‌های شبه تصادفی استفاده کرد. یکی از این روش‌های شناسایی مداخلات سیاستی، روش طراحی مطالعه گسستگی رگرسیون^۲ (RDD) است، که در این تحقیق برای شناسایی تاثیر قانون مرتبط با اندازه گروه‌ها بر میزان استفاده از خدمات بیمه‌ای بیمه‌گذاران استفاده شده است. میزان استفاده از خدمات درمانی هر بنگاه، همانطور که بحث شد، به وسیله دو متغیر محاسبه می‌شود: (۱) میانگین تعداد خسارت درخواستی (۲) میانگین خسارت پرداختی

تکنیک RDD برای مواردی به کار بسته می‌شود که در آن عوامل اقتصادی مورد مطالعه برای عضویت در گروه برنامه به گونه‌ای انتخاب می‌شوند که مقدار عددی متغیر رتبه‌بندی^۳ (متغیر مکانیزم انتخاب) آن‌ها از یک نقطه آستانه مفروض یا کوچک‌تر یا بزرگتر باشد. در تحقیق حاضر متغیر مکانیزم انتخاب تعداد افراد بیمه‌شده هر گروه از بیمه‌گذاران است، و متغیر مورد مطالعه میانگین خسارت درخواستی و میانگین تعداد خسارت درخواستی هر گروه است. گیریم $Y_i(0)$ و $Y_i(1)$ نشانگر زوج مقادیر بالقوه متغیر مورد مطالعه برای گروه i ام باشند، $Y_i(0)$ مقدار بالقوه متغیر مورد مطالعه برای گروه i ام است اگر در معرض اجرای سیاست قرار گیرد. مشکل اساسی استنتاج علی این است که هرگز نمی‌توانیم دو مقدار بالقوه $Y_i(0)$ و $Y_i(1)$ را برای گروه i ام در یک زمان واحد مشاهده نماییم. از این رو بر متوسط اثرات برنامه تمرکز می‌کنیم، یعنی به جای مطالعه بر روی یک گروه، بر روی متوسط $Y_i(1) - Y_i(0)$ برای دو گروه از جمعیت تمرکز می‌کنیم. برای هر واحد ما تنها یکی از را مشاهده می‌کنیم. گیریم $D_i \in \{0,1\}$ نشانگر وضعیت در معرض برنامه قرار گرفتن فرد را نشان دهد آن‌گاه مقدار مشاهده شده و متغیر مورد مطالعه به صورت معادله (۱) نوشته می‌شود:

$$Y_i = (1 - D_i)Y_i(0) + D_iY_i(1) = \begin{cases} Y_i(0) & \text{اگر } D_i = 0 \\ Y_i(1) & \text{اگر } D_i = 1 \end{cases} \quad (1)$$

علاوه بر متغیر دو گزینه‌ای وضعیت در معرض برنامه قرار گرفتن و متغیر وابسته، در این تحقیق برداری از متغیرهای (X_i, Z_i) را مشاهده می‌کنیم که در آن X_i تعداد افراد بیمه‌شده هر گروه و Z_i یک بردار M بعدی مرتبط با Y_i است. در این تحقیق Z_i شامل کنترل سال قرارداد (برای کنترل اثرات ثابت هر سال)، ویژگی‌های جمعیت‌شناختی گروه بیمه‌شده (از جمله میانگین سنی، میانگین جنسیت، میانگین تعداد اعضای خانوار بیمه شده، میانگین نسبت بیمه‌شده‌های اصلی، منطقه

1. Calonico and Cattaneo and Titiunik

2. Regression discontinuity design

3. Rating or running variable

جغرافیایی صدور) و شرایط مالی هر قرارداد (نرخ بیمه هر قرارداد) می‌شود. این گروه از متغیرها نیز برای شناسایی تاثیر سیاستی باید کنترل گردند.

از آن جهت که در این تحقیق فرارگیری در دو گروه آزمایش (گروه با تعداد افراد بیمه شده کمتر از ۵۰ نفر) و کنترل (گروه با تعداد افراد بیمه شده بیشتر و برابر با ۵۰ نفر) به صورت متعین بوده و یک تابع غیر تصادفی از متغیری مثل X_i ، یعنی همان متغیر رتبه‌بندی است، از روش طراحی گسستگی رگرسیون با جهش یکباره^۱ استفاده می‌کنیم. در نتیجه، متوسط اثر برنامه به صورت معادله (۲) محاسبه می‌شود:

$$D_i = 1\{X_i \geq 50\} \quad (2)$$

$$\tau_{SRD} = \lim_{x \downarrow 50} E[Y_i | X_i = 50] - \lim_{x \uparrow 50} E[Y_i | X_i = 50] = \mu_r(c) - \mu_l(c)$$

بنابراین مسئله اصلی چگونگی محاسبه τ_{SRD} است، برای این امر از رگرسیون ناپارامتری در نقطه آستانه $c = 50$ استفاده می‌شود. روش‌های ناپارامتریک عمدتاً نوعی از روش‌های تقریب یا هموارسازی را در بر می‌گیرد. بعضی از این روش‌های عمده کرنل‌ها، اسپین لاینها، و سری‌ها هستند. در این تحقیق برای روش هموارسازی از تابع‌های کرنل $K(u)$ در برآورد $\mu_r(x)$ و $\mu_l(x)$ استفاده می‌کنیم. آنگاه توابع رگرسیون در نقطه x می‌تواند به صورت رابطه (۳) برآورد شوند.

$$\hat{\mu}_l(x) = \frac{\sum_{i=X_i < c} \frac{Y_i K(X_i - x)}{h}}{\sum_{i=X_i < c} \frac{K(X_i - x)}{h}} \quad (3)$$

$$\hat{\mu}_r(x) = \frac{\sum_{i=X_i < c} Y_i K(0)}{\sum_{i=X_i < c} K(0)}$$

که در آن h پهنای باند، یا همان پارامتر هموارسازی، در ترسیم تابع چگالی تجربی است. آنگاه برآوردگر آماره مورد نظر (اثر برنامه) عبارت است از:

$$\tau_{SRD} = \hat{\mu}_r(x) - \hat{\mu}_l(x) = \hat{\mu}_r(x) = \frac{\sum_{i=X_i < c} Y_i K(0)}{\sum_{i=X_i < c} K(0)} - \hat{\mu}_l(x) = \frac{\sum_{i=X_i < c} \frac{Y_i K(X_i - x)}{h}}{\sum_{i=X_i < c} \frac{K(X_i - x)}{h}} \quad (4)$$

انواع متفاوتی از توابع کرنل، از جمله گوسی، دووزنی، اپانیچ‌نیکوف، و مثلثی وجود دارند که در تخمین از آن‌ها استفاده می‌شود. از بین تمامی این توابع، تابع اپانیچ‌نیکوف کارترین تخمین زننده را به ما می‌دهد زیرا که میانگین تجمع شده مجذور خطا را به صورت مجانبی حداقل می‌کند (دارای خاصیت حداقل $AMISE^2$ است). کارایی دیگر توزیع‌های کرنل نیز به وسیله مقایسه آن‌ها با توزیع اپانیچ‌نیکوف سنجیده می‌شود. به همین دلیل نیز ما در تخمین اثر برنامه از این توزیع استفاده می‌کنیم. برای استحکام اثر برنامه محاسبه شده از توزیع کرنل مثلثی نیز استفاده می‌کنیم. در کل بنظر می‌رسد استفاده از توابع کرنل مختلف نباید تاثیر خاصی بر نتایج تحقیق بگذارد.

یک مسئله مهم دیگر در اجرای محاسبات RD، انتخاب پارامتر هموارسازی یا پارامتر پهنای باند است. هر چه میزان پهنای باند بزرگتر باشد، هموارسازی شدیدتر، و میزان تورش بیشتر خواهد بود، ولی به دلیل اینکه تعداد مشاهدات کمتری خواهیم داشت واریانس کاهش می‌یابد (هنسن^۳، ۲۰۰۹). بنابراین برای انتخاب پهنای باند به نوعی تصمیم‌گیری بین میزان

واریانس و تورش وجود خواهد داشت. یکی از راه‌حل‌های متداول محاسبه میانگین مجذور خطا (MSE^1) است. که این روش در کالونیکو همکاران (۲۰۱۷) معرفی شده است. این حداقل سازی می‌تواند به دو شکل صورت می‌گیرد: (۱) $mserd$: تنها یک پهنای باند بهینه در دو طرف نقطه آستانه، براساس حداقل سازی MSE ، برای تخمین‌زن تاثیر آزمون RD ارائه می‌دهد. (۲) $msetwo$: دو پهنای باند بهینه مختص هر یک از دو طرف نقطه آستانه، براساس حداقل سازی MSE ، برای تخمین‌زن تاثیر آزمون RD ارائه می‌دهد. ما از هر دو این روش‌ها برای محاسبه پهنای باند استفاده کرده‌ایم. اگرچه بنظر می‌رسد با توجه به عدم تقارن بازه متغیر برنامه در دو طرف نقطه آستانه، استفاده از پهنای باند $msetwo$ از کارایی بیشتری برخوردار باشد.

برای اینکه نتایج RD از اعتبار برخوردار باشند، باید جهش‌های احتمالی متغیرهای دیگر نیز در نقطه آستانه کنترل گردند. به این منظور به‌طور کلی سه دسته از متغیرهای سال، تعداد پوشش خریداری شده (از بین پوشش‌های مورد بررسی) و ویژگی‌های جمعیت‌شناختی را کنترل می‌کنیم. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی خود شامل ۵ دسته: (۱) منطقه جغرافیایی: متغیر مجازی‌ای که برای بیمه‌گذاران صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد. (۲) بعد خانوار: برابر با میانگین تعداد افراد خانوار بیمه‌شده در هر گروه است. (۳) جنسیت: میانگین مردان هر گروه. (۴) سرپرست: نسبت تعداد سرپرست خانوار هر گروه به کل افراد بیمه‌شده گروه، (۵) سن: میانگین سنی هر گروه، می‌شود. در ابتدا تنها دو نوع متغیر کنترلی اولیه را وارد می‌کنیم، سپس متغیرهای جمعیت‌شناختی را نیز کنترل می‌کنیم. ناهمسانی واریانس نیز از طریق دسته بندی^۲ بنگاه‌ها کنترل می‌شود. تخمین‌های مربوط به برآورد $TSRD$ بوسیله نرم‌افزار Stata و با استفاده از بسته $rdrobust$ ، که توسط کالونیکو و همکاران (۲۰۱۴، ۲۰۱۷) توسعه داده شده است، انجام می‌گیرد.

به‌طور کلی نتایج حاصل از طراحی مطالعه گسستگی رگرسیون در قالب سه حالت مختلف بررسی می‌شود که در طی این روند بررسی، به پیچیدگی این حالت‌ها و تعداد متغیرهای دیگر کنترل‌شده افزوده می‌شود. در مورد چگونگی اجرای محاسبات و مزیت‌های هر نوع صورت‌بندی در بسته $rdrobust$ به‌طور مبسوط در قسمت بالا توضیح داده شد، اما دو نکته باقی‌مانده است که در نظر گرفتن آن‌ها برای درک بهتر نتایج مفید خواهد بود. ابتدا اینکه بسته $rdrobust$ برای هر رگرسیون، با توجه به نوع محاسبه بازه اطمینان، سه نتیجه (مرسوم^۳، تورش تصحیح‌شده^۴، و مستحکم^۵) را محاسبه می‌کند. روش مرسوم که به‌صورت متداول در تحقیقات تجربی مربوط به رگرسیون غیرپارامتری محاسبه می‌شود تورش موجود در روش‌های ناپارامتریک را در نظر نمی‌گیرد و تنها هنگامی مفید خواهد بود که هموارسازی باعث شکل‌گیری تورش اندکی در تخمین‌زن گردد، که این امر نیاز به پهنای باند کوچکتری نسبت به پهنای باند با MSE بهینه دارد. روش تورش تصحیح شده باعث اصلاح تورش می‌شود و نسبت به روش قبل میزان تورش را از اثر برنامه کم می‌کند. این روش اگرچه در ادبیات تخمین‌زن‌های ناپارامتریک معمول است، اما به دلیل ویژگی‌های نامناسب آن در نمونه‌های محدود در کارهای تجربی خیلی کم مورد استفاده قرار می‌گیرد. به این دلیل روش سومی توسط کالونیکو و همکاران (۲۰۱۴b) معرفی شده، که علاوه بر خاصیت اصلاح تورش، دارای ویژگی‌های مناسبی در نمونه‌های محدود است. در هر دو روش تورش تصحیح‌شده، و

1. Mean Squared Error
2. Clustering
3. Conventioanal
4. Bias-Corrected
5. Robust

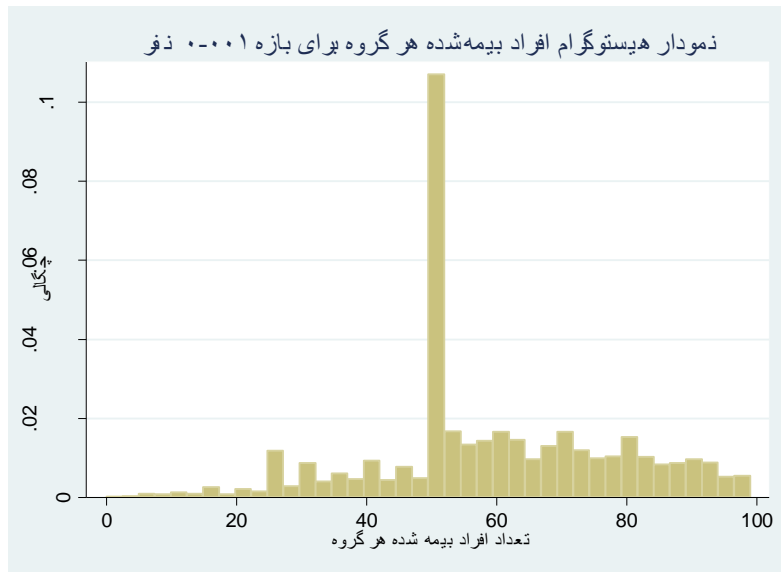
مستحکم استفاده از پهنای باند کارای MSE توجیه پذیر خواهد بود. در این تحقیق نیز اگرچه نتایج حاصل از روش مرسوم برای بررسی تاثیر تورش گزارش می شود، اما نتیجه گیری اصلی بر پایه میزان اثر برنامه گزارش شده از طریق روش مستحکم خواهد بود.

مسئله دوم نیز به انتخاب مرتبه چند جمله ای موضعی $(X_i - c)$ در مشخص نمایی معادله رگرسیونی RD (p) برای برآورد مقدار اثر برنامه و مرتبه چند جمله ای $(X_i - c)$ برای اصلاح تورش (q) است. به طور متداول مقادیر $p = 1, q = 2$ استفاده می شود. که ما نیز از این مقادیر و $p = 2, q = 3$ برای استحکام نتایج استفاده می کنیم.

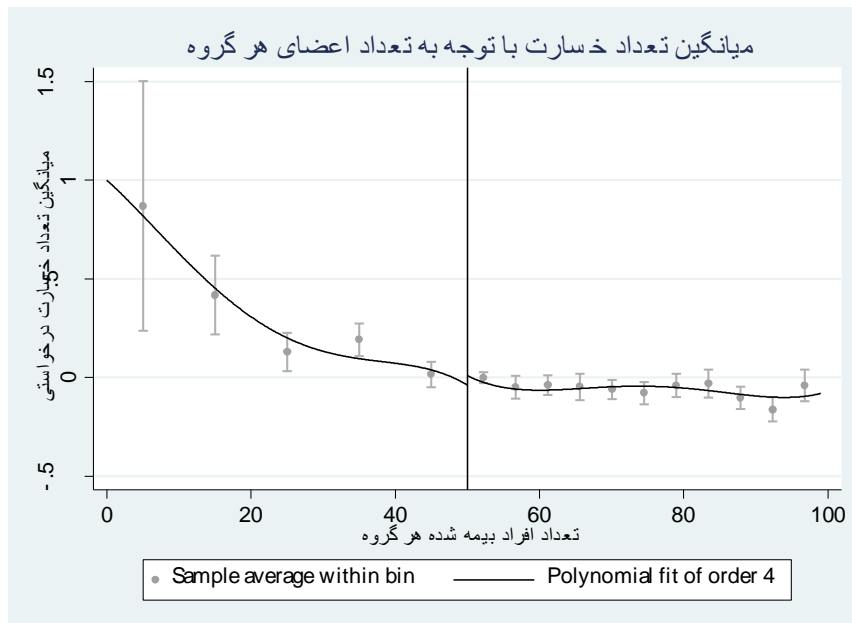
۵- نتایج

ابتدا وضعیت متغیر رتبه بندی را بررسی می کنیم. همانطور که از شکل (۱) مشخص است ناپیوستگی در چگالی متغیر رتبه بندی X_i وجود دارد (در مقدار ۵۰) که به معنی نقض فرض $D_i | X_i \perp Y_i(0), Y_i(1)$ است، یعنی مقدار اثر برنامه محاسبه شده تورش دار شده است و در استنتاج صورت گرفته باید این مسئله را در نظر گرفت. این مسئله ناهمگن بودن و رشد عجیب تعداد بنگاه ها در سمت راست نقطه آستانه این سوال را در ذهن شکل می دهد که آیا اثر برنامه باعث تغییر رفتار بنگاه ها شده است؟ به نوعی همانطور که کاپور و همکاران (۲۰۱۲) نشان می دهند این قانون آیا باعث افزایش ظرفیت یا ادغام بنگاه ها می شود، و یا صرفاً بنگاه ها را ترغیب به بیمه کردن درصد بیشتری از کارکنانش در آیین نامه بیمه (۰.۵۰٪) می کند؟ بنظر نمی توان این پرسش عجیب را صرفاً به چشم یک اثر اتفاقی و بی ربط به این قانون دید. در هر صورت پاسخ به علت ایجاد این افزایش تعداد افراد بیمه شده احتیاج به تحقیقاتی دیگری دارد که موضوع مورد بررسی ما نیست. اما از آنجا که این مسئله در استنتاج صورت گرفته قابل چشم پوشی نیست، ما سعی کردیم این درونزایی را با حذف گروه های بیمه شده در نزدیکی دو طرف نقطه آستانه حذف کنیم. در این مورد در ادامه توضیح بیشتر داده خواهد شد.

در شکل (۲) نمودار متغیر مورد مطالعه، یعنی میانگین تعداد خسارت بنگاه ها در مقابل متغیر مکانیزم انتخاب، یعنی تعداد افراد بیمه شده هر بنگاه مشاهده می شود. همانطور که مشخص است شواهدی از وجود جهش بزرگی در میانگین شرطی مقادیر مشاهده شده وجود ندارد، اگرچه میزان اندکی میانگین تعداد خسارت در اثر اجرای برنامه برای بنگاه های بزرگ افزوده شده است، اما نتیجه گیری قطعی احتیاج به آزمون های بیشتری دارد. ولی در بررسی ابتدایی می توان به همبستگی منفی میانگین تعداد خسارت و اندازه هر بنگاه پی برد.



شکل (۱) - نمودار هیستوگرام تعداد افراد بیمه شده هر گروه



شکل (۲) - نمودار متغیر میانگین تعداد خسارت درخواستی در مقابل تعداد افراد بیمه شده هر بنگاه

جدول (۳) - نتایج حاصل از آزمون rdd برای محاسبه اثر برنامه: بدون در نظر گرفتن متغیرهای جمعیت‌شناختی و

$$p = 1, q = 2$$

میانگین خسارت پرداختی				میانگین تعداد خسارت درخواستی				
۰,۰۲۹۰	۰,۰۲۷۸	۰,۰۲۶۴	۰,۰۲۸۵	**۰,۱۰۸	**۰,۱۲۷	**۰,۱۰۷	**۰,۱۲۸	مرسوم
۰,۰۳۷۳	۰,۰۴۶۱	۰,۰۳۹۶	۰,۰۵۵۸	۰,۰۹۵۵	*۰,۱۲۵	۰,۱۰۲	*۰,۱۳۷	مستحکم
۰,۵۸۲	۰,۶۱۴	۰,۶۲۴	۰,۶۱۸	۰,۰۲۰۳	۰,۰۱۰۲	۰,۰۲۴۱	۰,۰۱۱۲	p-value مرسوم
۰,۶۲۶	۰,۵۵۹	۰,۶۱۴	۰,۴۹۱	۰,۱۴۳	۰,۰۷۲۹	۰,۱۳۴	۰,۰۶۰۷	p-value مستحکم
۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	مرتبه چند جمله‌ای
۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	مرتبه اصلاح تورش
مثلی	مثلی	اپانیچ‌نیکوف	اپانیچ‌نیکوف	مثلی	مثلی	اپانیچ‌نیکوف	اپانیچ‌نیکوف	نوع کرنل
msetwo	mserd	msetwo	mserd	msetwo	mserd	msetwo	mserd	پهنای باند
دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ثابت تعداد پوشش
دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ثابت سال
۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	مشاهدات

ابتدا نتایج حاصل از آزمون اولیه rdd را در جدول (۳) ارائه می‌دهیم. در این حالت متغیرهای جمعیت‌شناختی را در نظر نمی‌گیریم و $p = 1, q = 2$ را فرض می‌گیریم. در این حالت تنها تعداد پوشش‌های بیمه‌ای مربوط به هر گروه از بیماری و سال کنترل می‌شود. همانطور که مشخص است در حالتی که میانگین خسارت پرداختی به‌عنوان متغیر مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شود، برای هر دو تابع کرنل و پهنای باند، اثر برنامه بی‌معنی است، اگرچه این مقدار مثبت گزارش می‌شود. در حالتی که میانگین تعداد خسارت پرداختی به‌عنوان متغیر مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شود، برای پهنای باند msetwo و حالت مستحکم که کاراترین حالت است، کماکان تاثیر برنامه اگرچه مثبت ولی از نظر آماری بی‌معناست. در حالات مستحکم تنها با استفاده از پهنای باند mserd اثر برنامه مثبت و معنادار است. به این صورت که برای هر دو توزیع کرنل اپانیچ‌کوف و مثلی اجرای این برنامه به ترتیب باعث افزایش ۰,۱۳۷ و ۰,۱۲۵ واحدی میزان میانگین تعداد خسارت درخواستی در بنگاه‌های بزرگ می‌شود. این میزان را می‌توان به اثر کژگزینی نسبت داد، زیرا که گرفتن آزمایش و پایش سلامتی کارکنان صرفاً در بنگاه‌های کوچک رخ می‌دهد و باتوجه به اینکه اثر برنامه مثبت بوده، نشان از پرش رو به بالا در نقطه آستانه برای بنگاه‌های بزرگ دارد. برای حالت مرسوم نیز در تمامی حالات اثر برنامه مثبت و معنی‌دار است که بازه ۰,۱۰۷ تا ۰,۱۲۸ باتوجه به نوع انتخاب پهنای باند و توزیع کرنل استفاده شده را در بر می‌گیرد ولی همانطور که توضیح داده شده، از آنجا که در این حال تورش کنترل نمی‌شود و ضرایب p,q کم هستند ممکن است این نتیجه ناشی تورش باشد.

جدول (۴) - نتایج حاصل از آزمون rdd برای محاسبه اثر برنامه: با در نظر گرفتن متغیرهای جمعیت شناختی و

$$p = 1, q = 2$$

متغیرها				میانگین تعداد خسارت درخواستی				میانگین خسارت پرداختی			
مرسوم	**۰,۱۲۰	**۰,۱۰۱	**۰,۱۲۰	**۰,۱۰۲	**۰,۱۲۰	۰,۴۸۳	۰,۵۰۴	۰,۴۱۵	۰,۴۴۷		
مستحکم	۰,۱۱۷	۰,۰۸۲۶	۰,۱۰۶	۰,۰۷۸۴	۰,۰۸۵۲	۰,۰۸۶۲	۰,۰۶۷۸	۰,۰۶۳۱			
مرسوم p-value	۰,۰۱۴۶	۰,۰۲۹۴	۰,۰۱۳۰	۰,۰۲۵۴	۰,۳۹۰	۰,۳۴۰	۰,۴۳۵	۰,۳۷۷			
مستحکم p-value	۰,۱۰۲	۰,۲۱۶	۰,۱۲۰	۰,۲۲۰	۰,۲۷۶	۰,۲۵۹	۰,۳۷۵	۰,۳۹۴			
مرتبه چند جمله‌ای	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱			
مرتبه اصلاح تورش	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲			
نوع کرنل	اپانیچ نیکوف	اپانیچ نیکوف	مثلی	مثلی	اپانیچ نیکوف	اپانیچ نیکوف	مثلی	مثلی			
پهنای باند	mserd	msetwo	mserd	msetwo	mserd	msetwo	mserd	msetwo			
ویژگی‌های جمعیت شناختی	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد			
ثابت تعداد پوشش	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد			
ثابت سال	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد			
مشاهدات	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶			

اما همانطور که گفته شد، برای اعتبار نتایج لازم است که جهش‌های احتمالی در متغیرهای توضیحی دیگر را نیز کنترل کنیم. بنابراین در این حالت، متغیرهای جمعیت شناختی را که ممکن است میانگین خسارت و یا میانگین تعداد آن را متأثر سازد، در رگرسیون RD وارد می‌کنیم. نسبت به حالت قبل، این کار باعث کاهش معناداری ضرایب می‌شود که نشان از این دارد که بخشی از این پرسش در نقطه آستانه در متغیرهای جمعیت شناختی نیز رخ می‌دهد، اما با این حال مقدار تغییر اثر برنامه قابل توجه نیست. اضافه کردن متغیرهای جمعیت شناختی باعث می‌شود معناداری اثر برنامه روی میانگین تعداد خسارت درخواستی، در کلیه فرم‌های کرنل و پهنای باند استفاده شده، در حالت مستحکم از بین برود و میزان معناداری ضرایب در حالت مرسوم نیز از ۱٪ به ۵٪ کاهش یابد ولی میزان تاثیرگذاری اثر برنامه خیلی تغییر نمی‌کند. نتایج حاصل از این رگرسیون در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۵)- نتایج حاصل از آزمون rdd برای محاسبه اثر برنامه: با در نظر گرفتن متغیرهای جمعیت‌شناختی و $p = 2, q = 3$

متغیرها				میانگین تعداد خسارت درخواستی				میانگین خسارت پرداختی			
مرسوم	۰,۱۲۵*	۰,۰۹۹۰	۰,۱۱۱	۰,۰۸۵۵	۰,۰۸۸۸	۰,۰۸۲۳	۰,۰۶۵۱	۰,۰۵۸۳			
مستحکم	۰,۱۱۸	۰,۰۹۷۳	۰,۱۱۰	۰,۰۸۳۹	۰,۱۲۸	۰,۱۱۹	۰,۱۱۱	۰,۱۰۵			
مرسوم p-value	۰,۰۹۰۲	۰,۱۶۱	۰,۱۰۶	۰,۱۸۹	۰,۲۶۸	۰,۲۸۲	۰,۳۸۴	۰,۴۱۴			
مستحکم p-value	۰,۲۰۹	۰,۲۸۱	۰,۲۳۰	۰,۳۴۲	۰,۱۹۸	۰,۲۱۳	۰,۲۴۹	۰,۲۵۸			
مرتبه چند جمله‌ای	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱			
مرتبه اصلاح تورش	۳	۳	۳	۳	۳	۳	۳	۳			
نوع کرنل	اپانیچ‌نیکوف	اپانیچ‌نیکوف	مثلی	مثلی	اپانیچ‌نیکوف	اپانیچ‌نیکوف	مثلی	مثلی			
پهنای باند	mserd	msetwo	mserd	msetwo	mserd	msetwo	mserd	msetwo			
ویژگی‌های جمعیت‌شناختی	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد			
ثابت تعداد پوشش	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد			
ثابت سال	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد			
مشاهدات	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶	۹۶۱۶			

نهایتاً در آزمون آخر برای افزایش استحکام نتایج و جلوگیری از تورش‌ها ممکن $p = 2, q = 3$ را انتخاب می‌کنیم، که این امر باعث می‌شود در تمامی حالات، به جز در حالت مرسوم با پهنای باند **mserd**، اثر برنامه روی هر دو متغیر مورد مطالعه از نظر آماری از بین برود. نتایج حاصل از این رگرسیون در جدول (۵) گزارش شده است.

به‌طور کلی می‌توان گفت اثر برنامه میانگین خسارت پرداختی در تمامی حالات بی‌معناست و برای متغیر وابسته میانگین تعداد خسارت درخواستی نیز در حالات مستحکم با هر دو نوع تابع کرنل مورد بررسی و نوع انتخابی پهنای باند اثر برنامه‌ای وجود نخواهد داشت. ما آزمون‌های انجام شده را برای تمامی گروه‌های بیمه‌ای اشاره شده در بخش قبل نیز به‌طور جداگانه تکرار کردیم و در هیچ‌کدام از گروه‌های بیمه‌ای مورد بررسی اثر اجرای برنامه معنادار نشد. این آزمون‌ها را با افزودن نرخ بیمه به متغیرهای کنترلی نیز تکرار کردیم و تفاوت قابل توجهی در نتایج حاصل نشد. از طرفی این آزمون‌ها را با محدود کردن بازه مورد بررسی اندازه گروه‌ها به‌صورت متقارن در دو طرف نقطه آستانه (بازه (0,100)) نیز تکرار کردیم که تفاوتی در نتایج حاصل نشد.

همان‌طور که پیش از این اشاره شد، مسئله‌ای که ممکن است نتایج حاصل از RDD را مخدوش کند، درونزایی متغیر رتبه‌بندی است. به این معنا که گروه‌های بیمه شده برای فرار از اجرای قانون مورد بحث انگیزه دارند تعداد کارکنان متقاضی بیمه‌شان را افزایش دهند. برای کاهش تاثیر این انگیزه گروه‌های بیمه‌شده، در نتیجه حذف مسئله درونزایی، ما گروه‌هایی که در نزدیکی نقطه آستانه بودند را به‌صورت متقارن حذف کردیم (گروه‌هایی با بیش از ۴۵ و کمتر از ۵۵ متقاضی بیمه) و نتایج را برای گروه‌های باقیمانده بررسی کردیم، این نوع حذف کماکان تغییری در نتایج تحقیق به‌وجود نیاورد و اثر اجرای برنامه بر متغیرهای خسارت معنادار نشد.

۶- نتیجه گیری و پیشنهادات

به طور کلی، اجرای قانون مورد بررسی می تواند باعث شکل گیری رفتارهای استراتژیکی در هر دو طرف قرارداد شود. این قانون به شرکت های بیمه گر این امکان را می دهد که از گروه هایی با اعضای کمتر از ۵۰ نفر آزمایش و معاینه پزشکی به عمل آورد و باتوجه به پرسشنامه سلامتی یا معاینات انجام شده، از بیمه کردن فرد یا افرادی از بنگاه و یا ارائه پوشش هزینه زایمان و بیماری هایی که سابقه قبلی دارند، خودداری کند. در نتیجه، طبق تئوری موجود در زمینه کژگزینی، باعث افزایش هزینه های بهداشتی گروه های بیمه شده در طرف راست نقطه آستانه شود. از طرفی، اجرای این قانون به بنگاه های پرریسک کوچک این انگیزه را می دهد که تعداد کارکنان متقاضی بیمه اش را برای جلوگیری از شمول این قانون افزایش دهد، که این رویه نیز باعث افزایش هزینه های بهداشتی برای گروه های بیمه شده در طرف راست نقطه آستانه می شود. اما همان طور که دیده می شود هیچ نوع اثر خاص و معناداری در اثر اجرای این سیاست بر هزینه های بهداشتی گروه های بیمه شده مشاهده نمی شود. این نتیجه را می توان اینگونه توجیه نمود که اساساً در بازار بیمه تکمیلی درمان گروهی کژگزینی وجود ندارد و یا در صورت وجود کژگزینی، این قانون باعث نمی شود که بیمه گر به درستی بتواند کژگزینی گروه های کوچک را کاهش دهد. از طرف دیگر گروه های بیمه شده اگرچه این انگیزه را دارند که تعداد متقاضیان بیمه شان را تا مقدار آستانه افزایش دهند، ولی لزوماً این افزایش به دلیل ریسک بیشتر این گروه ها نیست و می تواند به دلیل کاهش هزینه های اجرایی ناشی از اجرای این قانون و یا استفاده از پوشش های متنوع تر (مانند پوشش مربوط به رفع عیوب انکساری چشم) باشد، اما برای شناسایی دقیق تر این انگیزه ها احتیاج به تحقیقات دیگری است.

بنابراین آنچه را به طور مشخص از این تحقیق و محیط مورد بررسی ما می توان به آن اشاره کرد این است که اجرای این قانون تاثیری بر کاهش کژگزینی در بنگاه های کوچک ندارد و از طرفی گروه های بیمه شده انگیزه شدیدی به افزایش تعداد متقاضیان بیمه شان تا نقطه آستانه (۵۰ نفر) دارند. بنابر نتایج این مقاله، یکی از پیشنهادات سیاستی، به جای قانون موجود در مورد کنترل کژگزینی برای بنگاه های کوچک، می تواند افزایش درصد افراد بیمه شده در هر بنگاه باتوجه به تعداد کلیه کارکنان آن باشد. به طوری که برای بنگاه های کوچکتر نسبتی بیشتر از ۵۰٪ کلیه کارکنان (طبق آیین نامه موجود) ملزم به خرید بیمه شوند.

نهایتاً باتوجه به اینکه این تحقیق از اولین تحقیقات در زمینه بررسی تأثیر آیین نامه بیمه تکمیلی درمان بر رفتار عوامل اقتصادی است، احتیاج به تحقیقات بیشتری در این زمینه برای بررسی تأثیرات این قوانین وجود دارد. از مسائل قابل توجه دیگر در ادامه این تحقیق می توان به بررسی پویایی تأثیر این قانون بر رفتار بنگاه های کوچک و بیمه گر در طول زمان اشاره کرد. مسئله دیگر که می تواند برای تحقیقات آتی موثر باشد بررسی علل رفتار بنگاه های کوچک برای افزایش تعداد متقاضی هایشان تا سطح ۵۰ نفر را اشاره کرد.

از اشکالات عمده این تحقیق می توان به عدم دسترسی به بعضی از متغیرهای مورد نیاز، مانند تعداد کلیه کارکنان هر گروه بیمه شده، اشاره کرد. این اشکال می تواند باعث شود مسئله درونزایی، که به آن اشاره شد، نتایج تحقیق را مخدوش کند اگرچه برای رفع این مسئله اقداماتی انجام گرفت.

منابع

۱. شرزهای، غلامعلی و وحید ماجد. "انتخاب نامساعد و امکان استقرار قراردادهای سازگار اطلاعاتی: شواهدی از بازار بیمه تصادفات اتومبیل ایران." *مجله تحقیقات اقتصادی* ۵، ۸۰ (۱۳۸۶): ۷۵-۱۰۰.
۲. کشاورز حداد، غلامرضا، و علیرضا صابونی‌ها. "تفکیک کژگزینی از کژمنشی در بازار بیمه بدنه اتومبیل ایران." *مجله تحقیقات اقتصادی* ۲، ۵۰ (۲۰۱۵): ۴۴۹-۴۷۸.
۳. کشاورز، غلامرضا، اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست، تهران: انتشارات نشر نی، ۱۳۹۵.
4. Akerlof, G. A., 1970, The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics*, 84(3): 488-500.
5. Arrow, Kenneth J. "Uncertainty and the welfare economics of medical care." *The American economic review* 53.5 (1963): 941-973.
6. Browne, M. J., 1992, Evidence of Adverse Selection in the Individual Health Insurance Market, *Journal of Risk and Insurance*, 59(1): 13-33.
7. Buchmueller, T., & DiNardo, J. (2002). Did community rating induce an adverse selection death spiral? Evidence from New York, Pennsylvania, and Connecticut. *The American Economic Review*, 92(1), 280-294.
8. Buchmueller, T. C., & Monheit, A. C. (2009). Employer-sponsored health insurance and the promise of health insurance reform. *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 46(2), 187-202.
9. Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014a). Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design. *Stata Journal*, 14(4), 909-946.
10. Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014b). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica*, 82(6), 2295-2326.
11. Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2017). rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *Stata Journal*, 17(2), 372-404.
12. Chiappori, Pierre-André, and Bernard Salanie. "Testing for asymmetric information in insurance markets." *Journal of political Economy* 108.1 (2000): 56-78.
13. Cohen, Alma, and Peter Siegelman. "Testing for adverse selection in insurance markets." *Journal of Risk and Insurance* 77.1 (2010): 39-84.
14. Cutler, D. (1994). *Market failure in small group health insurance* (No. w4879). National Bureau of Economic Research.
15. Cutler, David M., and Richard J. Zeckhauser. "The anatomy of health insurance." *Handbook of health economics* 1 (2000): 563-643.
16. Davidoff, A., Blumberg, L., & Nichols, L. (2005). State health insurance market reforms and access to insurance for high-risk employees. *Journal of Health Economics*, 24(4), 725-750.
17. De Meza, David, and David C. Webb. "Advantageous selection in insurance markets." *RAND Journal of Economics* (2001): 249-262.
18. Eling, M., Jia, R., & Yao, Y. (2015). Between-group adverse selection: evidence from group critical illness insurance. *Journal of Risk and Insurance*.
19. Feldstein, Martin. "Rethinking Social Insurance." *American Economic Review* 95.1 (2005): 1-24.
20. Haddad, G. K., & Anbaji, M. Z. (2010). Analysis of adverse selection and moral hazard in the health insurance market of Iran. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 35(4), 581-599.
21. Hackmann, Martin B., Jonathan T. Kolstad, and Amanda E. Kowalski. "Adverse Selection and an Individual Mandate: When Theory Meets Practice." *The American Economic Review* 105.3 (2015): 1030-1066.
22. Hansen, B. E. (2009). Lecture notes on nonparametrics. *Lecture notes*.
23. Hanson, R. (2005). Adverse selection in group insurance: The virtues of failing to represent voters. *Economics of Governance*, 6(2), 139-157.
24. Kapur, K., Karaca-Mandic, P., Gates, S. M., & Fulton, B. (2012). Do Small-Group Health Insurance Regulations Influence Small Business Size?. *Journal of Risk and Insurance*, 79(1), 231-260.

24. Mayers, D., & Smith Jr, C. W. (1981). Contractual provisions, organizational structure, and conflict control in insurance markets. *Journal of Business*, 407-434.
25. Monheit, A. C., and B. S. Schone, 2004, How Has Small Group Market Reform Affected Employee Health Insurance Coverage? *Journal of Public Economics*, 88(1):237-254.
26. Rothschild, Michael, and Joseph Stiglitz. *Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information*. Springer Netherlands, 1976.
27. Simon, K. I. (2005). Adverse selection in health insurance markets? Evidence from state small-group health insurance reforms. *Journal of Public Economics*, 89(9), 1865-1877.