پژوهشنامهٔ بیمه/ سال سی‌وچهارم / شمارهٔ ۱/ بهار ۱۳۹۸/ شمارهٔ مسلسل ۱۳۳/ صفحات ۲۳ تا ۴۱
کد شناسایی دیجیتال (DOI): 10.22056/jir.2019.101944.2182
Archive of SID

آیا سیاست‌گذاری باعث کاهش کژگزینی در بیمهٔ درمان بنگاه‌های کوچک می‌شود؟

دریافت مقاله:۱۳۹۶/۰۸/۰۲
پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۱۲/۰۷

محمدرضا چاقمی[۱]
غلامرضا کشاورز حداد[۲]
محمد وصال[۳]
ابراهیم کاردگر[٤]

چکیده

به موجب مادهٔ ۸ آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۷٤ بیمهٔ تکمیلی درمان، که شرکتهای بیمه از ابتدای سال ۱۳۹۰ ملزم به اجرای آن شدند، به شرکتهای بیمه‌گر این امکان داده می‌شود که از گروه‌هایی با اعضای کمتر از ۵۰ نفر آزمایش و معاینهٔ پزشکی به عمل آورند و با توجه به پرسشنامهٔ سلامتی یا معاینات انجام‌شده، از بیمه‌کردن فرد یا افرادی از بنگاه و یا ارائهٔ پوشش هزینهٔ زایمان و بیماریهایی که سابقهٔ قبلی دارند، خودداری کنند. هدف این تحقیق بررسی تأثیر این ماده بر میزان کژگزینی در بنگاه‌های کوچک، با استفاده از داده‌های ثبتی بیمه‌گذاران درمان گروهی یک شرکت بیمه‌ای طی سالهای ۱۳۹۰-۱۳۹۵ است. برای بررسی فرضیهٔ تحقیق، که بیان می‌کند اجرای مادهٔ ۸ این آیین‌نامه باعث کاهش کژگزینی در بنگاه‌های کوچک می‌شود، از روش طراحی مطالعهٔ ناپیوستگی رگرسیونی استفاده شده است. نتایج این تحقیق حکایت از این دارند که اجرای این آیین‌نامه تأثیری بر کاهش کژگزینی در بنگاه‌های کوچک ندارد. به‌علاوه، اجرای این آیین‌نامه باعث ایجاد انگیزه در گروه‌های بیمه‌شده برای افزایش تعداد کارکنان متقاضی بیمه‌شان تا سطح نقطه آستانهٔ (۵۰ نفر) می‌شود.

واژگان کلیدی: *آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۷٤ بیمهٔ تکمیلی درمان، بیمهٔ درمان گروهی، کژگزینی، روش طراحی مطالعهٔ ناپیوستگی رگرسیونی.*

---

۱. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف (نویسندهٔ مسئول)، mohamadrezacha@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، g.k.haddad@sharif.edu
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، m.vesal@sharif.edu
٤. نایب‌رئیس هیئت‌مدیره و مدیرعامل شرکت بیمهٔ آسیا، e-kardgar@bimehasia.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

یکی از علل عمدهٔ ناکارایی بازار بیمهٔ تکمیلی درمان، وجود اطلاعات نامتقارن در این بازار است. اطلاعات نامتقارن به طور کلی از دو جهت می‌تواند کارایی بازار بیمهٔ درمان را مختل کند: ۱. کژگزینی: افراد یا گروه‌های نامناسب از نظر شرکت بیمه، به طور مثال آنهایی که احتمال بیماری نسبتاً بالایی دارند، بیمه خریداری کنند. این پدیده ناشی از وجود ویژگیهای غیرقابل‌مشاهده در بیمه‌شوندگان است؛ ۲. کژمنشی: بیمهٔ درمان باعث افزایش تقاضا برای مراقبت پزشکی شود. این پدیده ناشی از رفتارهای غیرقابل‌مشاهده در افراد یا گروه‌های بیمه‌شده است. در این تحقیق اطلاعات نامتقارن در سطح گروهی مورد بحث قرار می‌گیرد و فرض می‌شود نوع رفتار بیمه‌شوندگان از اندازهٔ گروه آنها متأثر نمی‌شود؛ یعنی میزان کژمنشی بین گروه‌های بیمه‌شده متفاوت نیست. بنابراین تمامی اثرات محاسبه‌شده ناشی از اطلاعات متقارن به‌عنوان کژگزینی شناسایی می‌شوند.

یک باور رایج در حوزهٔ بیمهٔ درمان این است که استفاده از بیمه‌های گروهی باعث کاهش کژگزینی می‌شود و کژگزینی را صرفاً یک مسئلهٔ مهم و آسیب‌زا در گروه‌های کوچک[1]، به دلیل امکان داشتن مزیت اطلاعاتی بیشتر نسبت به گروه‌های بزرگ، می‌داند (Monheit and Schone, 2004). یکی از روشها برای رفع ناکارایی ناشی از کژگزینی در بنگاه‌های کوچک، مداخلات سیاستی و قانون‌گذاری در بازار بیمه است.

مداخلهٔ سیاستی که موضوع این تحقیق است، مادهٔ۸ آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۷٤ شرایط عمومی بیمه‌های درمان است که به شرکتهای بیمه‌گر این امکان را می‌دهد که از گروه‌هایی با اعضای کمتر از ۵۰ نفر آزمایش و معاینهٔ پزشکی به عمل آورد. در این حالت اگرچه بیمه‌گذار موظف است برای تمام اعضای گروه درخواست بیمه کند، اما بیمه‌گر می‌تواند با توجه به پرسشنامهٔ سلامتی یا معاینات انجام‌شده، از بیمه‌کردن فرد یا

۱. معمولاً در نوشتگان بیمه از مقدار آستانهٔ ۵۰ نفر برای تفکیک بنگاه‌ها به کوچک و بزرگ استفاده می‌شود (Simon, 2005; Eling et al., 2015). این نوع تفکیک مشابه آیین‌نامهٔ مورد بررسی این مقاله است.

www.SID.ir

Archive of SID

افرادی ازگروه و یا ارائهٔ پوشش هزینهٔ زایمان و بیماریهایی که سابقهٔ قبلی دارند، خودداری کند.

هدف اصلی این تحقیق بررسی چگونگی تأثیر این سیاست بر میزان کژگزینی بنگاه‌های کوچک است. این آیین‌نامه از ابتدای سال ۱۳۹۰ برای بنگاه‌های بیمه لازم‌الاجرا شد. داده‌های در دسترس برای این تحقیق نیز مربوط به سالهای۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ است، که زمان اجرای این آیین‌نامه را دربرمی‌گیرد. این داده‌ها در دو سطح فردی و گروهی از یکی از شرکتهای بیمه‌ای گرفته شده‌اند.

با توجه به نکات گفته‌شده، می‌توان فرضیهٔ تحقیق را به صورت زیر بیان کرد:

فرضیه: اجرای مادهٔ ۸ آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۷٤ بیمهٔ تکمیلی درمان، باعث کاهش کژگزینی در بنگاه‌های کوچک می‌شود، که این مسئله به شکل پرش رو به بالای تابع هزینه در نقطهٔ آستانه بروز می‌کند.

در ایران تحقیقات اندکی در زمینهٔ تأثیر آیین‌نامه‌های بیمه‌ای بر کژگزینی صورت گرفته است. از سوی دیگر، اکثر تحقیقاتی که در ایران با استفاده از داده‌های خرد شرکتهای بیمه صورت گرفته است مربوط به بیمهٔ اتومبیل است (کشاورز و امیرخانلو، ۱۳۹۰؛ کشاورز و صابونی‌ها، ۱۳۹٤). در بیمهٔ درمان اغلب تحقیقات مربوط به اطلاعات نامتقارن با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوار صورت گرفته است (کشاورز و انباجی، ۲۰۱۰) و تاکنون تحقیقات اندکی با استفاده از داده‌های خرد شرکتهای بیمهٔ درمان در ایران انجام شده است. به‌علاوه، روش استفاده‌شده در این تحقیق، روش طراحی مطالعهٔ ناپیوستگی رگرسیونی (RDD[1])، در ایران کمتر مورد توجه واقع شده است. این روش به ما کمک می‌کند تا اثرات اجرای یک سیاست را بر گروه‌های مختلف آزمون کنیم؛ به این صورت که برای دو گروه مورد بررسی (بنگاه‌ها با بیش از ۵۰ و کمتر از ۵۰ نفر کارمند بیمه‌شده) اجازهٔ برازش معادلهٔ رگرسیون متفاوتی را می‌دهد و درنتیجه می‌توانیم میزان اثر برنامه را محاسبه کنیم.

1. Regression Discontinuity Design

www.SID.ir

Archive of SID

ادامهٔ این مقاله به این صورت خواهد بود که ابتدا مبانی نظری و پیشینهٔ شکل‌گرفته حول انگیزه‌های تحقیق معرفی خواهد شد. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌شود. در این بخش داده‌های تحقیق، قوانین موجود، و مدل تجربی استفاده‌شده مورد بحث قرار می‌گیرد. در بخش چهارم یافته‌های تحقیق آورده خواهد شد.درنهایت، در بخش آخر نتیجه‌گیری کلی، توصیه‌های سیاستی، و پیشنهادهایی برای تحقیقهای آتی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق

میرز و اسمیت[1] (۱۹۸۱) پیش‌بینی کردند که در صورت برقراری دو شرط، تشکیل گروه‌ها به منظوری غیر از خرید بیمه و وجودنداشتن انتخاب فردی، کژگزینی در بازار بیمهٔ گروهی از بین خواهد رفت. با این وجود، هنسن[2] (۲۰۰۵) با استفاده از مدلی در نظریهٔ بازیها، پیش‌بینی بر خلاف آنها ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد کماکان با وجود برقراری این دو شرط، بازارهای بیمه‌ای از وجود کژگزینی رنج خواهند برد. نتایج هنسن (۲۰۰۵) در مقالهٔ الینگ[3] و همکاران (۲۰۱۵) به اثبات رسید. مقالهٔ ما نیز در ادامهٔ این مقالات، سعی در بررسی کژگزینی بین‌گروهی دارد.

اما مسئله‌ای که به طور خاص‌تر موردنظر این تحقیق است، این است که در برابر ضرر رفاهی ناشی از بیشتربودن کژگزینی در بنگاه‌های کوچک چه باید کرد؟ گروبر[4] (۲۰۰۰) در مقالهٔ خود اشاره کرد که این ضرر رفاهی در بنگاه‌های کوچک‌تر بیشتر است. سیمون[5] (۲۰۰۵)، علت این امر را به امکان کسب مزیت اطلاعاتی بیشتر این بنگاه‌ها از میزان سلامت کارکنان‌شان نسبت می‌دهد. همین امر باعث شد که در آمریکا بیمه‌گران تبعیض قیمت شدیدی نسبت به بنگاه‌های کوچک اعمال کنند و یا برای بنگاه‌های

1. Mayers and Smith
2. Hanson
3. Eling
4. Gruber
5. Simon

www.SID.ir

Archive of SID

کوچک بیمه عرضه نکنند. در طی این روند، انگیزهٔ بنگاه‌های کوچک برای خرید بیمه کاهش و قیمت بیمه برای آنها افزایش یافت که باعث تدوین قوانین و اصلاحات نظام بیمهٔ گروهی درمان در اوایل دههٔ ۹۰ میلادی در بعضی ایالات آمریکا شد. به موجب این قانون بیمه‌گران موظف به کاهش تبعیض قیمت با توجه به ویژگیهای مشاهده‌شدهٔ کارکنان هر بنگاه شدند.

نتایج سیمون (۲۰۰۵) حکایت از این دارد که اجرای این قانون در بعضی از ایالتها باعث کاهش بیش از پیش افراد بیمه‌شده و افزایش حق‌بیمهٔ دریافتی شد، به‌طوری که این قانون به نتیجه‌ای عکسِ آن چیزی که در اهداف ابتدایی‌اش بود، منجر شد. از سوی دیگر، کاپور[1] و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که این قانون در آمریکا بر تعداد کارکنان بنگاه‌هایی که برای کارکنان‌اش بیمه فراهم می‌کند، مؤثر است و این بنگاه‌ها برای فرار از الزام این قانون سعی می‌کنند، چنانچه تعداد کارکنان‌شان نزدیک نقطهٔ بحرانی باشد، تعداد کارکنان خود را افزایش دهند. به‌نوعی آیین‌نامهٔ مورد بررسی در ایران عکس قانون اشاره‌شده در آمریکاست، زیرا این آیین‌نامه صرفاً امکان آزمایشها و حقِ بیمه‌نکردن کارکنان توسط بیمه‌گر را برای بنگاه‌های کوچک به رسمیت می‌شناسد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. داده‌ها و محیط مورد بررسی

طبق مادهٔ ۲ آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۷٤ بیمهٔ تکمیلی درمان، بیمه‌شدگان شامل کارکنان رسمی، پیمانی یا قراردادی بیمه‌گذار و اعضای خانواده‌شان هستندکه بیمه‌گذار آنها را به‌عنوان اعضای گروه معرفی کرده است و حداقل ۵۰ درصد همهٔ کارکنان باید هم‌زمان تحت پوشش بیمه قرار گیرند. ارائهٔ پوشش بیمهٔ درمان به سایر گروه‌ها (از قبیل اصناف، اتحادیه‌ها، و انجمنها) به این شرط مجاز است که با هدفی غیر از اخذ پوشش بیمهٔ موضوع این بیمه‌نامه تشکیل شده باشند، پرداخت حق‌بیمهٔ سالیانه توسط بیمه‌گذار

1. Kapur

www.SID.ir

Archive of SID

تضمین شده باشد و بیش از ۵۰ درصد اعضای گروه به طور هم‌زمان بیمه شوند. به دلیل اینکه ما منحصراً به اطلاعات نامتقارن بین‌گروهی توجه می‌کنیم، تنها بیمه‌گذارانی را در نظر می‌گیریم که یک نوع بیمهٔ گروهی را به کارکنان‌شان ارائه می‌دهند، این باعث می‌شود قدرت انتخاب بیمه‌شدگان در هر گروه از بین برود.

همان‌طور که اشاره شد، تأثیر مادهٔ ۸ این آیین‌نامه در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. به دلیل یکی از بندهای این ماده: «ارائهٔ پوشش هزینه‌های رفع عیوب انکساری چشم مجاز نیست.»، گروه بیماری مربوط به عیوب بینایی را از داده‌های مورد بررسی حذف می‌کنیم.

داده‌های مورد استفاده، مربوط به ۹۶۱۶ مشاهده در سطح بیمه‌گذار- سال[1]، ٤٤٢٥ بیمه‌گذار منحصربه‌فرد، برای ۳،۵۳۹،۷۲۶ نفر به مدت تقریبی ٦ سال، از ابتدای سال ۱۳۹۰تا ابتدای بهمن ۱۳۹۵ است که از ادغام داده‌های مربوط به صدور بیمه‌نامهٔ بنگاه‌های بیمه‌گذار، صدور بیمه‌نامهٔ افراد و خسارت پاراکلینیکی، و خسارت بیمارستانی به دست آمده است، که شامل اطلاعات زیر می‌شوند:

۱) مشخصات بیمه‌شدگان: جنسیت، سال تولد، نسبت با بیمه‌شدهٔ 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 پرداخت‌شده.

---

۱. منظور بیمه‌گذاران تکراری است که ممکن است برای چند سال بیمه را خریداری کرده‌اند و منحصربه‌فرد نیستند.

www.SID.ir

Archive of SID

میزان استفاده از خدمات درمانی هر گروه به‌وسیلهٔ دو متغیر محاسبه می‌شود: ۱) میانگین تعداد خسارت درخواستی که به صورت مجموع میانگین استانداردشدهٔ[1] تعداد خسارت بیمه‌گذار در هر گروه از بیماریها تقسیم بر تعداد پوششهای (مربوط به هر گروه بیماری) خریداری‌شده محاسبه می‌شود؛ ۲) میانگین خسارت پرداختی: که به صورت مجموع میانگین استانداردشدهٔ خسارت پرداختی به بیمه‌گذار در هر گروه از بیماریها تقسیم بر تعداد پوششهای (مربوط به هر گروه بیماری) خریداری‌شده محاسبه می‌شود. تمامی بنگاه‌ها با کمتر از ٤ پوشش را، به دلیل تعداد کم این بنگاه‌ها (۵۳ مورد) و اینکه تمامی آنها در بنگاه‌های بزرگ قرار می‌گیرند، کنار می‌گذاریم. شش بیماری‌ای که در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرند در جدول ۱ مشخص شده‌اند.

جدول ۱. انواع گروه‌های بیماری

کد بیماری	گروه
	خسارتهای پاراکلینیکی
P_1	جبران هزینه‌های سونوگرافی، ماموگرافی، انواع اسکن، انواع آندوسکوپی، ام آر آی، اکوکاردیوگرافی، استرس اکو، دانسیومتری (پاراکلینیکی ۱)
P_2	تست ورزش، تست آلرژی، تست تنفسی، نوار عضله، نوار عصب، نوار مغز، نوار مثانه، شنوایی سنجی، بینایی سنجی، هولتر مانیتورینگ قلب، آنژیوگرافی چشم (پاراکلینیکی ۲)
P_3	جبران هزینه‌های مجاز سرپایی مانند شکسته‌بندی، گچ‌گیری، ختنه، بخیه، کرایوتراپی، اکسیزیون، بیوپسی، تخلیه کیست و لیزر درمانی، لیپوم (پاراکلینیکی ۳)
	خسارتهای بیمارستانی
H_1	اعمال جراحی مهم (مغز و اعصاب به استثنای دیسک ستون فقرات، قلب، پیوند کلیه و مغز استخوان)، عملهای پیوند قلب، مغز استخوان، کبد، کلیه، ریه
H_2	بستری در بیمارستان و مراکز جراحی محدود، آنژیوگرافی قلب و سنگ‌شکن
H_3	زایمان (طبیعی و سزارین)

۱. به دلیل اینکه نتایج از شدت خسارت موجود در هر گروه بیماری متأثر نشود، آنها را به صورت استانداردشده جمع کردیم. به طور مثال گروه پاراکلینیکی امکان تعداد خسارت بیشتری را نسبت به اعمال جراحیهای مهم دارد، ولی میزان خسارت درخواستی در اعمال جراحیهای مهم بیشتر از پاراکلینیکی خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

در جدول ۲، خلاصهٔ آماری از ویژگیهای در دسترس به تفکیک بنگاه کوچک و بزرگ مشخص شده‌اند.

جدول ۲. خلاصهٔ آماری متغیرهای مورد بررسی با توجه به اندازهٔ بنگاه‌ها

	بنگاه‌های کوچک (کمتر از ۵۰ نفر بیمه‌شده)					بنگاه‌های بزرگ (۵۰ و بیش از ۵۰ نفر بیمه‌شده)				
متغیرها	مشاهدات	میانگین	خطای استاندارد	حداقل	حداکثر	مشاهدات	میانگین	خطای استاندارد	حداقل	حداکثر
میانگین تعداد خسارت درخواستی	۷۵۸	۰/۱۶۱	۰/۷۵۵	-۰/۸۶۹	٦/۸٤٤	۸۰۸۵۸	-۰/۰۱۵۹	۰/۵۰٤	-۰/۹۸۳	۸/۲۰۵
میانگین خسارت پرداختی	۷۵۸	-۰/۰۷٦۲	۰/٦۰۵	-۱/۰۵۱	٤/۷۱۲	۸۰۸۵۸	۰/۰۰۳۵٤	۰/۵۹۰	-۱/۳۰۲	٤/۰٦۲
میانگین مردان	۷۵۸	۰/۵۰۳	۰/۰۸۸۲	۰	۰/۹٦۸	۸۰۸۵۸	۰/۵۱۱	۰/۰٦۹۰	۰	۱
بُعد خانوار	۷۵۸	۲/٦۸۳	۰/۰۵۹۷	۱	٤/۹۳۸	۸۰۸۵۸	۲/۸۵۵	۰/۵٦۷	۱	٦/۹۵۷
سن	۷۵۸	۳۰/۰۸	٤/۲۸۳	٦/۲۵۰	٤۸/٤۲	۸۰۸۵۸	۲۸/٤۵	۳/٦۰٦	۱/٦٦۷	۵۵
منطقهٔ جغرافیایی	۷۵۸	۰/٦۸٦	۰/٤٦٤	۰	۱	۸۰۸۵۸	۰/٤۵۵	۰/٤۹۸	۰	۱
سرپرست	۷۵۸	۰/٤٦٦	۰/۱۲۸	۰	۱	۸۰۸۵۸	۰/٤۳۳	۰/۱۰۸	۰	۱
تعداد کارکنان	۷۵۸	۳۲/۹۵	۱۰/۷۹	۰	٤۹	۸۰۸۵۸	۳٦۵/۷	۱۰۳۹۲	۵۰	۱۰۰۰۰۰۰
تعداد پوشش	۷۵۸	۵/۹۰٦	۰/۳۰۵	٤	٦	۸۰۸۵۸	۵/۹۱۳	۰/۳۲۲	٤	٦

میانگین خسارت پرداختی و میانگین تعداد خسارت درخواستی به صورت استانداردشده محاسبه شده است. جنسیت نشان‌دهندهٔ نسبت مردان بیمه‌شدهٔ هر بنگاه، متغیر سرپرست نشان‌دهندهٔ تعداد سرپرستان به کل افراد بیمه‌شدهٔ هر بنگاه، و بُعد خانوار نشان‌دهندهٔ میانگین بُعد خانوارهای بیمه‌شدهٔ هر بنگاه است. منطقه نیز برای بنگاه‌های صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود میانگین تعداد خسارت درخواستی در بنگاه‌های کوچک‌تر بیشتر است، که این امر ممکن است ناشی از وجود کژگزینی بیشتر بین‌گروهی در این بنگاه‌ها باشد. بنگاه‌های کوچک بیشتر در تهران واقع شده‌اند. سن افراد بیمه‌شده، و نسبت سرپرستان به کل افراد بیمه‌شده در بنگاه‌های کوچک بیشتر است، اما بُعد خانوار کمتر است. بقیه متغیرها نیز تفاوت خاصی ندارند.

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۳. مدل تجربی مورد استفاده

در این قسمت سعی می‌شود با استفاده از کشاورز (۱۳۹۵)، و کالونیکو[1] و همکاران (**a**۲۰۱٤ ، ۲۰۱۷) روش استفاده‌شده و چگونگی بهره‌گیری ازآن توضیح داده شود. در سالهای اخیر تأکید چشم‌گیری بر ارزیابی مداخله‌های سیاستی در قلمرو مسائل اقتصادی، آموزشی و درمانی صورت گرفته است. تخصیص تصادفی عامل اقتصادی به دو گروه آزمایش و کنترل به‌عنوان استاندارد طلایی این نوع آزمایشها شناخته می‌شود. با این وجود، بنا به دلایل بسیاری از جمله هزینه‌های مادی و پیچیدگیهای ایجاد محیط کاملاً تصادفی، انجام یک مطالعهٔ تجربی تصادفی معمولاً عملی و شدنی نیست. بنابراین با توجه به محیط مورد بررسی می‌توان از روشهای شبه‌تصادفی استفاده کرد. یکی از این روشها، روش طراحی مطالعهٔ ناپیوستگی رگرسیونی (RDD) است، که در این تحقیق برای شناسایی تأثیر سیاستی استفاده شده است.

روشRDD برای مواردی به کار بسته می‌شود که در آن عوامل اقتصادی مورد مطالعه برای عضویت در گروه برنامه به‌گونه‌ای انتخاب می‌شوند که مقدار عددی متغیر رتبه‌بندی[2] (متغیر مکانیزم انتخاب) آنها از یک نقطهٔ آستانه مفروض کوچک‌تر یا بزرگتر باشد. در تحقیق حاضر متغیر مکانیزم انتخاب، تعداد افراد بیمه‌شده بنگاه‌های بیمه‌گذار است، و متغیر مورد مطالعه، میانگین خسارت درخواستی و میانگین تعداد خسارت درخواستی هر گروه است. $Y_i(0)$ مقدار بالقوهٔ متغیر مورد مطالعه برای گروه iام است اگر در معرض اجرای سیاست قرار نگیرد، و $Y_i(1)$ مقدار متغیر وابسته برای گروه iام است اگر در معرض اجرای سیاست قرار گیرد. مشکل اساسی استنتاج علّی این است که هرگز نمی‌توانیم دو مقدار بالقوهٔ $Y_i(0)$ و $Y_i(1)$ را برای گروه iام در یک زمان واحد مشاهده کنیم. به همین دلیل بر متوسط اثرات برنامه تمرکز می‌کنیم، یعنی به جای مطالعهٔ یک گروه، بر متوسط $Y_i(1) - Y_i(0)$ برای دو گروه از جمعیت تمرکز

1. Calonico
2. Rating or Running Variable

www.SID.ir

Archive of SID

می‌کنیم. اگر $D_i \in \{0,1\}$ نشانگر وضعیت در معرض برنامه قرارگرفتن گروه باشد، آنگاه مقدار مشاهده‌شده و متغیر مورد مطالعه به صورت

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

نوشته می‌شود. علاوه بر متغیر وضعیت در معرض برنامه قرار گرفتن و متغیر وابسته، برداری از متغیرهای (X_i, Z_i) را مشاهده می‌کنیم که در آن X_i تعداد افراد بیمه‌شده هر بنگاه و Z_i یک بردار Mبُعدی مرتبط با Y_i است. در این تحقیق Z_i شامل سال قرارداد (برای کنترل اثرات ثابت هر سال)، ویژگیهای جمعیت‌شناختی گروه بیمه‌شده و شرایط مالی هر قرارداد (نرخ بیمهٔ هر قرارداد) می‌شود. این گروه از متغیرها نیز برای شناسایی تأثیر سیاستی باید کنترل شوند.

از آن جهت که در این تحقیق قرارگیری در دو گروه آزمایش (گروه با تعداد افراد بیمه‌شدهٔ کمتر از ۵۰ نفر) و کنترل (گروه با تعداد افراد بیمه‌شدهٔ بیشتر و برابر با ۵۰ نفر) به صورت متعیّن بوده و یک تابع غیرتصادفی از متغیری مثل X_i، یعنی همان متغیر رتبه‌بندی است، از روش طراحی ناپیوستگی رگرسیونی با جهش یکباره[1] استفاده می‌کنیم. درنتیجه، اثر برنامه به صورت

$$D_i = 1\{X_i \geq 50\}$$
$$\tau_{SRD} = \lim_{x \downarrow 50} E[Y_i|X_i = 50] - \lim_{x \uparrow 50} E[Y_i|X_i = 50] = \mu_r(c) - \mu_l(c),$$

محاسبه می‌شود.

با توجه به نمادگذاریهای انجام‌شده، فرضیهٔ تحقیق را می‌توان به صورت

$$\begin{cases} H_0: \tau_{SRD} = 0 \\ H_1: \tau_{SRD} > 0 \end{cases}$$

نوشت؛ بنابراین، مسئلهٔ اصلی چگونگی محاسبهٔ τ_{SRD} است، برای این امر از رگرسیون ناپارامتری در نقطهٔ آستانهٔ $c = 50$ استفاده می‌شود. روشهای ناپارامتری عمدتاً نوعی از روشهای تقریب یا هموارسازی را دربرمی‌گیرند. اغلب این روشها، هسته‌ها،

1. The Sharp Regression Discontinuity Design

www.SID.ir

Archive of SID

اسپلاین‌ها، و سریها هستند. در این تحقیق برای هموارسازی از تابعهای هستهٔ $K(u)$ در برآورد $\mu_r(x)$ و $\mu_l(x)$ استفاده می‌شود. درنتیجه، توابع رگرسیون در نقطهٔ x را می‌توان به صورت

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

برآورد کرد، که در آن h پهنای باند، یا همان پارامتر هموارسازی است. پس از جایگذاری، برآوردگر آمارهٔ مورد نظر (اثر برنامه)، به صورت

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

در خواهد آمد. انواع متفاوتی از توابع هسته، از جمله گاوسی، دو وزنی، اپانیچ نیکوف، و مثلثی وجود دارند که در برآورد از آنها استفاده می‌شود. در بین تمامی این توابع، تابع اپانیچ نیکوف کاراترین برآوردگر را به ما می‌دهد زیرا که میانگین تجمیع‌شده مجذور خطا را به صورت مجانبی حداقل می‌کند (دارای خاصیت حداقل AMISE[1] است). کارایی دیگر توزیعهای هسته نیز به‌وسیلهٔ مقایسهٔ آنها با توزیع اپانیچ نیکوف سنجیده می‌شوند. به همین دلیل، در برآورد اثر برنامه از این توزیع استفاده می‌کنیم. برای استحکام اثر برنامهٔ محاسبه‌شده از توزیع هستهٔ مثلثی نیز استفاده می‌کنیم. در کل به نظر می‌رسد استفاده از توابع هسته مختلف نباید تأثیر خاصی بر نتایج تحقیق بگذارند.

یک مسئلهٔ مهم دیگر در اجرای محاسبات RDD، انتخاب پارامتر هموارسازی یا پارامتر پهنای باند است. هرچه میزان پهنای باند بزرگتر باشد، هموارسازی شدیدتر، و

1. Asymptotic Mean Integrated Squared Error

www.SID.ir

Archive of SID

میزان اریبی بیشتر خواهد بود، ولی به دلیل اینکه تعداد مشاهدات کمتری خواهیم داشت واریانس کاهش می‌یابد (Hansen, 2009)؛ بنابراین در انتخاب پهنای باند تصمیم‌گیری بین میزان واریانس و اریبی وجود خواهد داشت. یکی از راه‌حلهای متداول محاسبهٔ میانگین مجذور خطا (MSE[1]) است (Calonico et al., 2017). این حداقل‌سازی می‌تواند به دو شکل صورت گیرد: ۱) mserd: تنها یک پهنای باند بهینه در دو طرف نقطهٔ آستانه، بر اساس حداقل‌سازی MSE، برای برآوردگر ارائه می‌دهد؛ ۲) msetwo: دو پهنای باند بهینه مختص هر یک از دو طرف نقطهٔ آستانه، براساس حداقل‌سازی MSE، برای برآوردگر ارائه می‌دهد. ما از هر دو این روشها برای محاسبهٔ پهنای باند استفاده کرده‌ایم. اگرچه به نظر می‌رسد با توجه به عدم‌تقارن بازهٔ متغیر برنامه در دو طرف نقطهٔ آستانه، استفاده از پهنای باند msetwo از کارایی بیشتری برخوردار باشد.

برای اینکه نتایج RDD از اعتبار برخوردار باشند، باید جهشهای احتمالی متغیرهای دیگر نیز در نقطهٔ آستانه کنترل شوند. به این منظور به طور کلی سه دسته از متغیرهای سال، تعداد پوشش خریداری‌شده (از بین پوششهای مورد بررسی) و ویژگیهای جمعیت‌شناختی را کنترل می‌کنیم. ویژگیهای جمعیت‌شناختی شامل ۵ دسته به صورت ۱) منطقهٔ جغرافیایی: متغیر مجازی‌ای که برای بیمه‌گذاران صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد؛ ۲) بُعد خانوار: برابر با میانگین تعداد افراد خانوار بیمه‌شده در هر گروه است؛ ۳) جنسیت: میانگین مردان هر گروه؛ ٤) سرپرست: نسبت تعداد سرپرست خانوار هر گروه به کل افراد بیمه‌شدهٔ گروه؛ ۵) سن: میانگین سنی هر گروه، می‌شوند. ناهمسانی واریانس نیز از طریق خوشه‌بندی[2] بنگاه‌ها کنترل می‌شود. برآوردهای مربوط به برآورد τ_{SRD} به‌وسیلهٔ نرم‌افزار Stata و با استفاده از بستهٔ rdrobust، که توسط کالونیکو و همکاران (۲۰۱٤، ۲۰۱۷) توسعه داده شده‌است، انجام می‌گیرد.

1. Mean Squared Error
2. Clustering

www.SID.ir

Archive of SID

بستهٔ rdrobust برای هر رگرسیون، با توجه به نوع محاسبهٔ بازهٔ اطمینان، سه نتیجه (مرسوم[1]، با تصحیح اریبی[2]، و استوار[3]) را محاسبه می‌کند. روش مرسوم، که به صورت متداول در تحقیقهای تجربی مربوط به رگرسیون ناپارامتری محاسبه می‌شود،اریبی موجود در روشهای ناپارامتری را در نظر نمی‌گیرد و تنها هنگامی مفید خواهد بود که هموارسازی باعث شکل‌گیری اریبی اندکی در برآوردگر شود، که این امر نیاز به پهنای باند کوچکتری نسبت به پهنای باند با MSE بهینه دارد. روش با تصحیح اریبی، باعث اصلاح اریبی می‌شود و نسبت به روش قبل میزان اریبی را از اثر برنامه کم می‌کند. این روش اگرچه در نوشتگان برآوردگرهای ناپارامتری 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 (۲۰۱٤b) معرفی شد، که علاوه بر خاصیت اصلاح اریبی، دارای ویژگیهای مناسبی در نمونه‌های محدود است. در هر دو روش با تصحیح اریبی تصحیح، و استوار استفاده از پهنای باند کارای MSE توجیه‌پذیر خواهد بود. در این تحقیق نیز اگرچه نتایج حاصل از روش مرسوم برای بررسی تأثیر اریبی گزارش می‌شود، اما نتیجه‌گیری اصلی بر پایهٔ میزان اثر برنامهٔ گزارش‌شده از طریق روش استوار خواهد بود.

درنهایت، در این روش، انتخاب مرتبهٔ چندجمله‌ای موضعی $(X_i - c)$ در مشخص‌کردن معادلهٔ رگرسیونی RDD برای برآورد مقدار اثر برنامه (p) و مرتبهٔ چندجمله‌ای $(X_i - c)$ برای اصلاح اریبی (q) دارای اهمیت است. به طور متداول مقادیر $p = 1, q = 2$ و $p = 2, q = 3$ استفاده می‌شود، که ما نیز از مقادیر $p = 2, q = 3$ برای برآورد و از مقادیر $p = 1, q = 2$ برای بررسی استواری نتایج استفاده می‌کنیم.

1. Conventioanl
2. Bias-corrected
3. Robust

www.SID.ir

Archive of SID

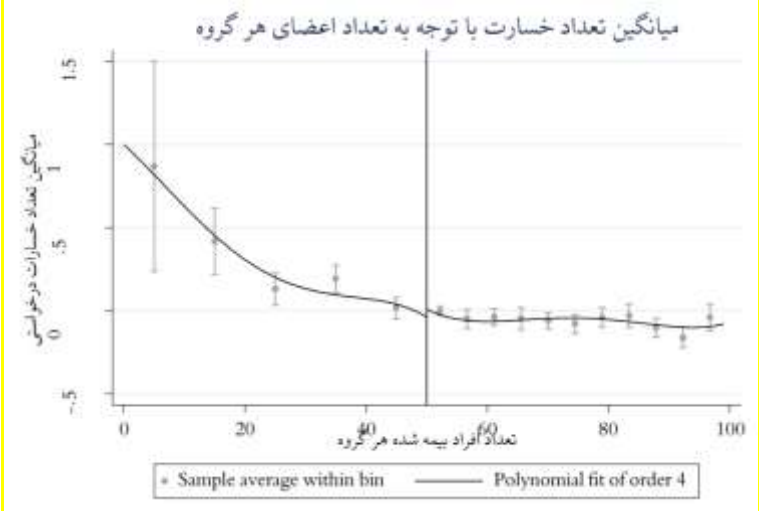
٤. یافته‌های تحقیق

ابتدا وضعیت متغیر رتبه‌بندی را بررسی می‌کنیم. همان‌طور که از شکل ۱مشخص است ناپیوستگی در چگالی متغیر رتبه‌بندی X_i وجود دارد (در مقدار ۵۰) که به معنی نقض فرض $Y_i(0), Y_i(1) \perp D_i|X_i$ است؛ یعنی مقدار اثر برنامهٔ محاسبه‌شده اریب شده است و در استنتاج صورت‌گرفته باید این مسئله را در نظر گرفت. ناهمگن‌بودن و رشد تعداد بنگاه‌ها در سمت راست نقطهٔ آستانه این سؤال را در ذهن شکل می‌دهد که آیا اثر برنامه باعث تغییر رفتار بنگاه‌ها شده‌است؟ به‌نوعی همان‌طور که کاپور و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهند آیا این آیین‌نامه باعث افزایش ظرفیت یا ادغام بنگاه‌ها می‌شود، و یا صرفاً بنگاه‌ها را ترغیب به بیمه‌کردن درصد بیشتری از کارکنانشان می‌کند؟ به نظر نمی‌توان این پرش عجیب را صرفاً به چشم یک اثر اتفاقی و بی‌ربط به این آیین‌نامه دید. در هر صورت پاسخ به علت ایجاد این افزایش تعداد افراد بیمه‌شده، احتیاج به تحقیقات دیگری دارد که موضوع مورد بررسی ما نیست. اما از آنجا که این مسئله در استنتاج صورت‌گرفته قابل چشم‌پوشی نیست، ما سعی کردیم این درون‌زایی را با حذف گروه‌های بیمه‌شده در نزدیکی دو طرف نقطهٔ آستانه حذف کنیم. شکل ۱، نمودار بافت‌نگار تعداد افراد بیمه‌شدهٔ هر گروه را نشان می‌دهد.

شکل ۲. نمودار بافت‌نگار تعداد افراد بیمه‌شده هر گروه

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۲. نمودار متغیر میانگین تعداد خسارت درخواستی در مقابل تعداد افراد بیمه‌شده هر بنگاه

در شکل ۲، نمودار متغیر مورد مطالعه، یعنی میانگین تعداد خسارت بنگاه‌ها در مقابل متغیر مکانیزم انتخاب، یعنی تعداد افراد بیمه‌شدهٔ هر بنگاه مشاهده می‌شود. همان‌طور که مشخص است شواهدی از وجود جهش بزرگی در میانگین شرطی مقادیر مشاهده‌شده وجود ندارد، اگرچه به میزان اندکی میانگین تعداد خسارت در اثر اجرای برنامه برای بنگاه‌های بزرگ افزوده شده است، اما نتیجه‌گیری قطعی احتیاج به آزمونهای بیشتری دارد. ولی در بررسی ابتدایی می‌توان به همبستگی منفی میانگین تعداد خسارت و اندازهٔ هر بنگاه پی‌برد.

نتایج حاصل از آزمون rdd، در جدول ۳ ارائه شده است. در این آزمون $p = 2, q = 3$ را در نظر می‌گیریم، و پرشهای متغیرهای جمعیت‌شناختی، تعداد پوششهای بیمه‌ای خریداری‌شده و سال خرید بیمه کنترل می‌شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۳. نتایج حاصل از آزمون rdd برای محاسبهٔ اثربرنامه: با درنظرگرفتن متغیرهای جمعیت‌شناختی و $p = 2, q = 3$

متغیرها	میانگین تعداد خسارت درخواستی				میانگین خسارت پرداختی			
مرسوم	۰/۱۲۵	۰/۰۹۹	۰/۱۱۱	۰/۰۸۵۵	۰/۰۸۸۸	۰/۰۸۲۳	۰/۰۶۵۱	۰/۰۵۸۳
استوار	۰/۱۱۸	۰/۰۹۷۳	۰/۱۱۰	۰/۰۸۳۹	۰/۱۲۸	۰/۱۱۹	۰/۱۱۱	۰/۱۰۵
پی- مقدار مرسوم	۰/۰۹۰۲	۰/۱۶۱	۰/۱۰۶	۰/۱۸۹	۰/۲۶۸	۰/۲۸۲	۰/۳۸٤	۰/٤۱٤
پی- مقدار استوار	۰/۲۰۹	۰/۲۸۱	۰/۲۳۰	۰/۳٤۲	۰/۱۹۸	۰/۲۱۳	۰/۲٤۹	۰/۲۵۸
مرتبهٔ چندجمله‌ای	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
مرتبهٔ اصلاح اریبی	۳	۳	۳	۳	۳	۳	۳	۳
نوع هسته	اپانچ‌نیکوف	اپانچ‌نیکوف	مثلثی	مثلثی	اپانچ‌نیکوف	اپانچ‌نیکوف	مثلثی	مثلثی
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	۹٦۱٦	۹٦۱٦	۹٦۱٦	۹٦۱٦	۹٦۱٦	۹٦۱٦	۹٦۱٦	۹٦۱٦

همان‌طور که مشخص است در حالت استوار و برای هر دو نوع پهنای باند و توزیع هسته، اثر برنامه بر هر دو متغیر مورد مطالعه، از نظر آماری معنی‌دار نیست.

این آزمون را یکبار با $p = 1, q = 2$ و بار دیگر بدون کنترل متغیرهای جمعیت‌شناختی انجام دادیم و تغییری در معنی‌داری ضرایب حاصل نشد. ما آزمون انجام‌شده را برای تمامی گروه‌های بیماری اشاره‌شده در بخش قبل به طور جداگانه تکرار کردیم و در هیچ‌کدام از گروه‌های بیماری مورد بررسی، اثر اجرای برنامه معنی‌دار نشد. این آزمونها را با افزودن نرخ بیمه به متغیرهای کنترلی نیز تکرار کردیم و تفاوت قابل توجهی در نتایج حاصل نشد. درنهایت، این آزمونها را با محدودکردن بازهٔ مورد بررسی اندازه گروه‌ها به صورت متقارن در دو طرف نقطهٔ آستانه (بازهٔ (۱۰۰و۰)) تکرار کردیم که تفاوتی در نتایج حاصل نشد.

همان‌طور که پیش از این نیز اشاره شد، مسئله‌ای که ممکن است نتایج حاصل از rdd را مخدوش کند، درون‌زایی متغیر رتبه‌بندی است. به این معنا که گروه‌های بیمه‌شده، برای مشمول‌نشدن در مادهٔ ۸ این آیین‌نامه، انگیزه دارند تعداد کارکنان متقاضی بیمه‌شان را افزایش دهند. برای کاهش تأثیر این انگیزهٔ گروه‌های بیمه‌شده، درنتیجهٔ حذف مسئلهٔ درون‌زایی، گروه‌هایی که در نزدیکی نقطهٔ آستانه بودند را به

www.SID.ir

Archive of SID

صورت متقارن حذف کردیم (گروه‌هایی با بیش از ٤٥ و کمتر از ٥٥ متقاضی بیمه) و نتایج را برای گروه‌های باقی‌مانده بررسی کردیم، این نوع حذف کماکان تغییری در نتایج تحقیق به وجود نیاورد.درنتیجه، فرضیهٔ صفر این تحقیق، مبتنی بر $\tau_{SRD} = 0$، را نمی‌توان رد کرد و اثر اجرای برنامه بر متغیرهای خسارت معنی‌دار نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به طور کلی، اجرای مادهٔ ۸ آیین‌نامهٔ ٧٤ بیمهٔ تکمیلی درمان، می‌تواند باعث شکل‌گیری رفتارهای استراتژیکی در هر دو طرف قرارداد شود. طبق نظریه‌های موجود در زمینهٔ کژگزینی، این آیین‌نامه باعث افزایش هزینه‌های درمانی گروه‌های بیمه‌شده در طرف راست نقطهٔ آستانه می‌شود. از طرفی، اجرای این آیین‌نامه به بنگاه‌های پرریسک کوچک این انگیزه را می‌دهد که تعداد کارکنان متقاضی بیمه‌اش را برای مشمول‌نشدن در این مادهٔ آیین‌نامه، افزایش دهد، که این واکنش نیز باعث افزایش هزینه‌های بهداشتی برای گروه‌های بیمه‌شده در طرف راست نقطهٔ آستانه می‌شود. اما همان‌طور که دیده می‌شود هیچ نوع اثر خاص و معنی‌داری در اثر اجرای این سیاست بر هزینه‌های درمانی گروه‌های بیمه‌شده مشاهده نمی‌شود و نمی‌توان فرضیهٔ صفر تحقیق را رد کرد.

این نتیجه را می‌توان این گونه توجیه کرد که اساساً در بازار بیمهٔ تکمیلی درمان گروهی کژگزینی وجود ندارد، که این ادعا با پیش‌بینی میرز و اسمیت (۱۹۸۱) و مقالهٔ تجربی وصال و همکاران (۱۳۹۸)، که در محیطی یکسان صورت گرفته است، مبتنی بر نبود کژگزینی در بازار بیمهٔ درمان گروهی، در صورت برقراری دو شرط تشکیل گروه به دلایلی غیر از خرید بیمه و نبود حق انتخاب برای اعضای گروه، سازگار است.

توجیه دیگری که برای این نتیجه می‌توان برشمرد این است که حتی در صورت وجود کژگزینی، این آیین‌نامه باعث نمی‌شود که بیمه‌گر به‌درستی بتواند کژگزینی گروه‌های کوچک را شناسایی کند. از سویی دیگر، گروه‌های بیمه‌شده اگرچه این انگیزه را دارند که تعداد متقاضیان بیمه‌شان را تا مقدار آستانه افزایش دهند، ولی لزوماً

www.SID.ir

Archive of SID

این افزایش به دلیل ریسک بیشتر این گروه‌ها نیست و می‌تواند به دلیل کاهش هزینه‌های اجرایی ناشی از اجرای این آیین‌نامه و یا استفاده از پوششهای متنوع‌تر (مانند پوشش مربوط به رفع عیوب انکساری چشم) باشد. بنابراین برای شناسایی دقیق‌تر این انگیزه‌ها احتیاج به تحقیقات دیگری است.

بنا بر نتایج تحقیق، یکی از پیشنهادهای سیاستی، به جای آیین‌نامهٔ موجود در مورد کنترل کژگزینی برای بنگاه‌های کوچک، می‌تواند افزایش درصد افراد بیمه‌شده در هر بنگاه با توجه به تعداد همهٔ کارکنان آن باشد. به‌طوری که برای بنگاه‌های کوچکتر نسبتی بیشتر از ۵۰ درصد همهٔ کارکنان (طبق آیین‌نامهٔ موجود) ملزم به خرید بیمه شوند.

از مسائل قابل توجه دیگر در ادامهٔ این تحقیق، می‌توان به بررسی تأثیر این آیین‌نامه بر پویایی رفتار بنگاه‌های کوچک و بیمه‌گر در طول زمان اشاره کرد. مسئلهٔ دیگری که می‌تواند برای تحقیقات آتی مفید باشد بررسی علل رفتار بنگاه‌های کوچک برای افزایش تعداد متقاضی‌هایشان تا سطح ۵۰ نفر است.

از اشکالهای عمدهٔ این تحقیق می‌توان به دسترسی نداشتن به بعضی از متغیرهای مورد نیاز، مانند تعداد همهٔ کارکنان هر گروه بیمه‌شده، اشاره کرد. این اشکال می‌تواند باعث شود که به دلیل درون‌زایی نتایج تحقیق مخدوش شوند، اگرچه برای رفع این اشکال اقداماتی انجام گرفت.

منابع

۱. کشاورز حداد، غ.ر. و امیرخانلو، م.، ۱۳۹۰. اطلاعات نامتقارن در بازار بیمهٔ اتومبیل ایران. *مطالعات و سیاستهای اقتصادی*، دورهٔ ۷، شمارهٔ ۲، صص ۱۳۰–۱۵۸.

۲. کشاورز حداد،غ.ر. و صابونی‌ها، ع.، ۱۳۹٤. تفکیک کژگزینی از کژمنشی در بازار بیمهٔ بدنهٔ اتومبیل ایران. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۵۰، شمارهٔ ۲، صص ٤٤۹–٤۷۸.

www.SID.ir

Archive of SID

۳. کشاورز حداد، غ.ر.، ۱۳۹۵. *اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست*. تهـران: انتـشارات نشر نی. چاپ اول. صص ٤٥٥-٤٩٢.

٤. وصال، م.، کشاورز حداد، غ.ر. و چاقمی، م.ر.، ۱۳۹۸. اطلاعات نامتقارن بین‌گروهی در بازار بیمهٔ درمان تکمیلی گروهی. در حال انتشار.

5. Calonico, S., Cattaneo, M.D. and Titiunik, R., 2014a. Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design.*Stata Journal*, 14(4), pp. 909-946.

6. Calonico, S., Cattaneo, M.D. and Titiunik, R., 2014b. Robust nonparametric confidence intervals for regression- discontinuity designs. *Econometrica*, 82(6), pp. 2295-2326.

7. Calonico, S., Cattaneo, M.D. and Titiunik, R., 2017. rdrobust: Software for regression-discontinuitydesigns. *Stata Journal*, 17(2), pp. 372-404.

8. Eling, M., Jia, R. and Yao, Y., 2017. Between- group adverse selection: Evidence from group critical illness insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 84(2), pp. 771-809.

9. Gruber, J., 2000. Health insurance and the labor market. *Handbook of health economics*, 1, pp. 645-706.

10. Haddad, G. K. andAnbaji, 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), pp. 581-599.

11. Hansen, B.E., 2009. Lecture notes on nonparametrics. *Lecture notes*.

12. Hanson, R., 2005. Adverse selection in group insurance: The virtues of failing to represent voters. *Economics of Governance*, 6(2), pp. 139-157.

13. Kapur, K., Karaca- Mandic, P., Gates, S.M. and Fulton, B., 2012. Do small- group health insurance regulations influence small business size?. *Journal of Risk and Insurance*, 79(1), pp. 231-260.

14. Mayers, D. and Smith Jr, C.W., 1981. Contractual provisions, organizational structure, and conflict control in insurance markets. *Journal of Business*, pp. 407-434.

15. Monheit, A.C. and Schone, B.S., 2004. How has small group market reform affected employee health insurance coverage?. *Journal of Public Economics*, 88(1-2), pp. 237-254.

www.SID.ir

Archive of SID

16. Simon, K.I., 2005. Adverse selection in health insurance markets?Evidence from state small-group health insurance reforms. *Journal of Public Economics*, 89(9), pp. 1865-1877.

www.SID.ir

www.SID.ir