نگاهی به چگونگی روش های برآوردتقلب بیمه‌ای
(مطالعه موردی کبک)

مترجم : بیتا جانفشان[1]

مقدمه

مقاله حاضر در ارتباط با تقلبات بیمه ای است و اطلاعات ارائه شده در آن، مربوط به ۲۵۰۹ پرونده مختومه ارزیابی شده توسط ارزیابان خسارت و ۲۷۷۲ پوشش بیمه ای موجود در این پرونده‌هاست که از اطلاعات ۱۸ شرکت بیمه ای در رشته بیمه اتومبیل کبک کانادا در سال ۱۹۹۴به‌دست آمده است.

نتایج ناشی از مطالعات قبلی نشان می دهد که ۳ تا ۶/۴ درصد پرداخت خسارات به موارد متقلبانه تعلق گرفته است و مبلغی در حدود ۲۸ تا ۶۱ میلیون دلار در ۹۵-۱۹۹۴ را به خود اختصاص می دهد. این ارزیابی مقدار حداقلی را نشان می دهد که به تقلبات مشاهده شده[2] محدود می شود . هدف این مقاله به‌کارگیری روش‌های آمـاری برای برآورد سطح کلی تقلبات بیمه‌ای است . از داده‌های موجود، محققان ۱۹ مورد تقلب ثابت شده[3] از میان ۲۷۷۲ پوشش و ۱۲۳ مورد مشکوک به تقلب[4] با درجه‌های تردید از ۱ تا ۱۰(که ۱۰ بدان معنا است که احتمال واقعا متقلبانه بودن مورد مشکوک به تقلب برابر ۱ است) را ثبت نموده اند.

---

۱. کارشناس ارشد آمار بیمه (اکچوئری) و پژوهشگر پژوهشکده بیمه

2. Observed fraud
3. Established fraud
4. Suspected fraud

اگر بخواهیم در میان پوشش‌های بیمه‌ای موجود سطح تقلبات اثبات شده را تعیین نماییم ، رقمی برابر ۰/۶۹ درصد می باشد. اگر فرض شود که موارد تقلب ثابت شده و مشکوک همگی با احتمال ۱ عمل متقلبانه بوده است ، آن‌گاه سطح تقلبات رقمی برابر ۵/۱درصد برای ۲۷۷۲ پوشش بیمه ای و ۵/۴ درصد برای ۲۴۵۴ پرونده مختومه می باشد. در هر دو حالت مقادیر به‌دست آمده مقادیر کرانگین می‌باشند زیرا محدود به تقلبات مشاهده شده هستند. به طریقی دیگر نیز می‌توان این موضوع را در نظر گرفت، یعنی فرض را بر این داشت که وقتی وقوع تقلب محرز شده است، پوشش‌های مربوط به آن با احتمال ۱ دارای تقلب می باشند. آن‌گاه ۰/۶۹درصد ، کران پایینی برای تقلبات بیمه ای است. همچنین فرض دیگری داشته باشیم که پوشش‌های مشکوک به وقوع تقلب، دارای احتمال تقلب بالاتری نسبت به پوشش های غیر مشکوک باشند. به عبارت دیگر، فرض این است که حداقل "برخی" از این پوشش‌ها مشتمل بر برخی تقلبات می باشند.

اما این سوال پیش می‌آید که تا چه اندازه تقلبات بیمه ای مربوط به موارد مشاهده شده، مقدار اصلی تقلبات واقعی را کم برآورد[1] می نماید؟ آیا تصویر کلی از وضعیت تقلبات متصور می‌گردد یا فقط بخش کوچکی از آن مجسم می‌شود؟

در بخش بعدی متدلوژی به‌کاررفته برای فرآیند برآورد، ارائه می شود و مسائل اصلی که با آن مواجه خواهیم شد مورد بحث قرار می گیرد. متعاقب آن در بخش بعدی نتایج برخی برآوردهای حاصل از داده‌های عددی ارائه می گردد و در پایان نتایج حاصله جمع بندی خواهد شد و بر حسب پرداخته‌های خسارت ارائه می‌شود. نتایج اصلی در بخش نتیجه‌گیری خواهد آمد.

چالش‌ها و روش‌های برخورد با آن

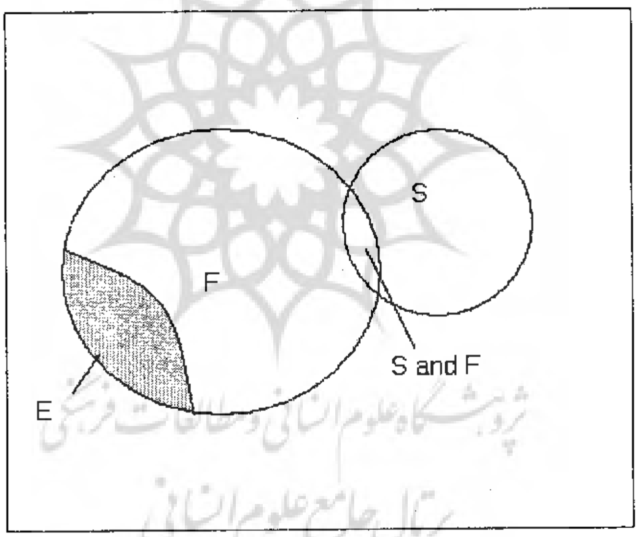
در ارزیابی‌های استاندارد آماری برای یک نسبت، ترجیحا صورت و مخرج کسر آن می بایست قابل مشاهده باشد که با به‌کارگیری برخی زیر مجموعه ها از جامعه اصلی می توان برآوردگر نیرومندی[2] برای نسبت مورد نظر به‌دست آورد.

چالش اصلی در ارزیابی تقلبات بیمه ای در یک بازار مشخص، چگونگی برآورد می باشد. به سادگی نمی توان نسبت تقلبات بیمه ای را برای همه پوشش‌ها به‌دست آورد ، زیرا صورت کسر این

1.Underestimate
2.Robust estimator

نسبت، اطلاعات نامعلومی را در برمی‌گیرد. به عبارت دیگر، مقدار صورت کسر حتی در نمونه هم به طور قطعی مشخص نیست . در نتیجه، چاره ای نیست جز این‌که به "برآوردگرداده های شمارشی"[1] برای حوادث نامعلوم توسل جوییم، مشکل عمده چنین برآوردگر هایی این‌است که به اندازه کافی نیرومند نیستند .

نمودار ۱ به درک بهتر مسئله کمک می کند . در این نمودار مجموعه F نمایانگر مجموع تقلبات در بازار است و مجموعه های E و S به ترتیب نمایانگر پوشش‌هایی هستند که ادعای خسارت همراه با تقلب درآن‌ها ثابت شده و پوشش‌های مشکوک به تقلب می باشند. بدیهی است برای محاسبه نسبت تقلبات عدد اصلی[2] مربوط به مجموعه F همان چیزی است که برای صورت کسر به آن نیاز داریم.



نمودار۱

از آنجایی که مجموعه E مربوط به تقلبات اثبات شده است لذا قطعا زیر مجموعه F و کران پایین این مجموعه می باشد. ضمنا مجموعه ای از موارد مشکوک به تقلب وجود دارد که آن را با S نشان داده ایم

1.Count data estimator

2.Cardinal

که در این مجموعه، هر خسارت با درجه ای از تردید همراه است. برخی از این موارد مشکوک به تقلب واقعا متقلبانه می باشند، بنابراین بخشی از مجموعه F هستند و آنها را به صورت S∩F نمایش می دهیم. اندازه S∩F از صفر تا ۱۰۰ درصد متغیر است . مقدار صفر، سطح تقلب بیمه ای ۰/۶۹ درصد و عدد ۱۰۰ سطح تقلب بیمه ای ۵/۱ درصد را نتیجه می دهد. در هر صورت با هر فرضیه ای مجموع کلی تقلبات F مرکب از تقلبات اثبات شده یعنی مجموعه E به‌علاوه بخشی از مجموعه S ، یعنی موارد مشکوک به تقلب به همراه بخشی از F است که خالی می باشد.نویسنده در مقاله پیشین خود، فرض را بر این داشته است که خساراتی که نه تقلب در مورد آنها به اثبات رسیده و نه حداقل مشکوک به تقلب می‌باشند ، از سوی ارزیابان خسارت به‌عنوان خساراتی بدون هیچ‌گونه موارد متقلبانه تلقی شوند.

همانگونه که ذکر شد، به منظور برآورد عدد اصلی مجموعه F ناگزیر از به‌کارگیری برآوردگرهای داده های شمارشی می باشیم. مبدا زمانی برآوردگرهای داده های شمارشی باز می گردد به به‌کارگیری قانون پوآسن که برای وقایع نادر مناسب می باشد و به شکل پیشرفته تر در علم ژنتیک، فیشر را به سوی به‌کارگیری قانون دوجمله ای منفی رهنمون گردید. قانون دوجمله‌ای، ابتدا توسط بینت[1] مورد ملاحظه قرار گرفت و دارای دو خاصیت عمده می باشد ؛ خاصیت اول آن این‌است که این قانون دارای یک حد پایین ضمنی است که همان تعداد موفقیت مشاهده شده در میان داده‌هاست . برای مثال، نمی توان ۱۰۰ موفقیت را در یک متغیر تصادفی با قانون دوجمله ای با پارامترهای ۷۰ و p به‌دست آورد و تفاوتی ندارد که مقدار p چه عددی باشد. بنابراین اگر تعداد موارد تقلبات اثبات شده در بعضی مجموعه ها ۱۵ باشد ، آنگاه نمی‌توان با قانون دوجمله ای، فرض را بر این داشته باشیم که ۱۰ مورد تقلبانه در این مجموعه وجود دارد.

خاصیت دوم در ارتباط با تعریف p است. اگر فرض کنیم که تعداد مواردی که در آنها تقلب یافت می شود از توزیع دوجمله ای Bin(n,p) تبعیت می‌کند که n تعداد کل موارد دارای تقلب است و p احتمال شرطی کشف یک مورد متقلبانه است به شرط آن‌که ادعای دریافت خسارت آن واقعا جنبه متقلبانه داشته باشد. بنابراین اگر بتوانیم "شاخص کارایی" کارمندان حوزه ارزیابی خسارت را برآورد

1.Binet

نماییم ، آنگاه می‌توانیم به‌عنوان یک محصول فرعی مجموع موارد متقلبانه را که در پی یافتن آن هستیم، بیابیم.

برای مثال، اگر احتمال این‌که یک ارزیاب خسارت مورد دارای تقلبی را کشف نماید ، به‌شرط آن‌که مشخص گردد که ادعای خسارت آن متقلبانه صورت گرفته است و برابر۰/۵= p باشد ، آنگاه طبق توزیع دوجمله ای چون داریم E(X)=np ، برای به‌دست آوردن مقدار n یعنی تعداد موارد متقلبانه داریم: $n = \frac{E(X)}{0/5}$ که $E(X)$ امیدریاضی تعداد موارد متقلبانه است .

فرض بر این است که موارد متقلبانه شناسایی شده از توزیع $Bin(n,p)$ با پارامترهای نامعلوم n,p تبعیت می‌کند. یکی از روش‌های برآورد این پارامترها روش گشتاورهاست . از آنجائی‌که برآورد دو پارامتر مورد نظر است، در نتیجه حداقل به دو گشتاور اول ، یعنی $E(X),Var(X)$ نیاز داریم. هدف محاسبه واریانس بین هر گروه می باشد ، در نتیجه بیش از یک گروه مورد نیاز است . به این منظور ضرورت به‌کارگیری فرآیند تصادفی برای قرار دادن داده ها در مجموعه های $S_1, S_2, ..., S_K$ احساس می شود.

در انتخاب تعداد مجموعه های فوق (مقدار K) می بایست دقت کافی را مبذول داشت. وقتی K بزرگ است، گشتاورها دقیق تر و ایستاتر خواهند بود. اما با افزایش آن، ابقای فرض دوجمله ای بودن توزیع هر یک از مجموعه ها با مشکل مواجه می‌شود. پارامتر p در هر صورت تغییر نمی‌کند ، اما با داشتن گروه‌های بیشتر اعضای کمتری در هر گروه قرار می گیرد.

بنابراین ناگزیریم که یا K را انتخاب نماییم یا در شرایط یکسان با مقادیر مختلف K محاسبات خود را تکرار نماییم و مشخص کنیم که تغییرات بین نتایج برای Kهای مختلف تا چه اندازه خواهد بود.

پس از مشخص نمودن تعداد گروه‌ها می توانیم در ادامه به برآورد دو گشتاور بپردازیم و سپس برآورد دو پارامتر n,p را به شکل زیر تعیین نماییم.

σ^2, μ را به ترتیب میانگین و واریانس می نامیم:

$$\mu = E(X) = np$$

$$\sigma^2 = V(X) = np(1-p)$$

سپس می‌توان به سادگی مقدار n را به صورت زیر نوشت:

$$n=\frac{\mu^{2}}{\mu-\sigma^{2}}$$

چنانچه مشـاهده می شود وقتی $\mu \to \sigma^2$ آن‌گاه $n \to \infty$ ، بنابراین چنین برآوردگری نیرومند نیست زیرا نشان می دهد که تغییرات کوچک در داده ها، تغییرات بزرگ در برآورد را به همراه خواهد داشت. بنابراین باید فرآیندی را به‌کاربگیریم تا برآورد را ایستا نماید. روشی که توسط الکین[1] ، پتکو[2] و زیدک[3] (۱۹۸۱) به‌کار گرفته شده است به این صورت است که برآوردگر آنها از طریق روش گشتاورها به شکل زیر به‌دست می آید:

$$MAX\left\{ \sigma^2\Psi^2 \big/ (\Psi-1), X_{\max} \right\}$$

که

$$\Psi=\begin{cases} \dfrac{\mu}{\sigma^2} & \dfrac{\mu}{\sigma^2}\geq 1+\dfrac{1}{\sqrt{2}} \\ Max\left\{\dfrac{Z}{\sigma^2}, 1+\sqrt{2}\right\} & o.w \end{cases}$$

و

$$Z=\frac{X_{\max}-\mu}{\sigma}$$

در اینجا آزمایش را ابتدا با ۶ گروه مربوط به ۴۶۲ پوشش انجام می دهیم. این آزمایش میانگین هزاران برآورد معرفی شده با روش فوق را ارائه می دهد. هر یک از برآوردها به تنهایی ایستا نمی‌باشند، اما زمانی که میانگین از تعداد زیادی برآورد گرفته شود ، نتیجه قابل اعتمادتری به‌دست می‌آید:

1. Olkin
2. Petkau
3. Zidek

جدول ۱. نتایج برای شش گروه

	واقع شده		برآورد		
	(n)	(n/N)%	(n)	(n/N)%	(p)
E	۱۹	۰/۶۸۵۲	۱۰/۹۴۴۹	۲/۳۶۹۰	۰/۲۸۹۳
E+(S>9)	۳۸	۱/۳۷۰۴	۲۲/۱۳۶۲	۴/۷۹۱۴	۰/۲۸۶۱
E+(S>8)	۴۸	۱/۷۳۱۰	۲۷/۷۲۶۷	۶/۰۰۱۵	۰/۲۸۸۵
E+(S>7)	۶۲	۲/۲۳۵۸	۳۵/۴۴۹	۷/۶۷۲۹	۰/۲۱۵
E+(S>6)	۷۱	۲/۵۶۰۴	۴۱/۹۰	۹/۰۶۹۳	۰/۲۸۲۴
E+(S>5)	۷۸	۲/۸۱۲۸	۴۳/۷۸۸۹	۹/۴۷۸۱	۰/۲۹۶۹
E+(S>4)	۱۰۰	۳/۶۰۶۲	۵۶/۴۱۳۶	۱۲/۱۲۰۷	۰/۲۹۵۴
E+(S>3)	۱۰۸	۳/۸۹۴۷	۵۹/۴۹۶۶	۱۲/۸۷۸۱	۰/۳۰۲۵
E+(S>0)	۱۲۷	۴/۵۷۹۹	۶۹/۵۳۵۶	۱۵/۵۱۰	۰/۳۰۴۴
E+S	۱۴۲	۵/۱۲۰۸	۷۶/۳۸۹۴	۱۶/۵۳۴۵	۰/۳۰۹۸

در این جدول ستون اول نمایانگر چگونگی بررسی تقلبات در رده های مختلف می باشد. طبق نمودار ۱، E نمایانگر مجموعه موارد متقلبانه ای است که صورت گرفتن تقلب آن مسلم می باشد. S مجموعه موارد مشکوک به تقلب است و در اینجا S بخشی از مجموعه F می باشد ، بنابراین تقلبات مشاهده شده را برابر جمع مجموعه E و مجموعه $S \cap F$ قرار می دهیم. برای مثال "$E+(S>4)$" عبارت است از مجموع موارد مشکوک با درجه تردید بالاتر از ۴ در مجموعه داده‌ها . درجه تردید همان "احتمال متقلبانه بودن ادعای خسارت" است که توسط ارزیابان خسارت تعیین می‌گردد.

حدود بررسی رده ها از خوش بینانه ترین حالت ، یعنی E در اولین ردیف آغـاز می گـردد و بـه بدبینانه‌ترین وضعیت ، یعنی $E+S$ ختم می گردد که نشان می دهد تمامی موارد مشکوک، متقلبانه می‌باشند.

ستون دوم و سوم به ترتیب نمایانگر نتایج ارزیابان خسارت از به‌کارگیری مستقیم پایگاه داده ها و نسبت موارد متقلبانه می باشد. این ارقام عدد اصلی مجموعه E به‌علاوه مجموعه $S \cap F$ می باشد. برای

مثال در رده اول ۱۹ مورد تقلب اثبات شده در بانک اطلاعاتی موجود می باشد که نسبت تقلب ۰/۶۹ درصد را به همراه دارد. سه ستون آخر نتایج به‌دست آمده را به صورت برآوردی نشان می دهد. ستون چهارم نمایانگر میانگین n ، برآورد شده از طریق هزاران بار تکرار فرآیند واعداد ستون پنجم نسبت تقلبات است ، وقتی که $N = 462$ باشد. در نهایت ستون آخر احتمال شرطی برآورد شده برای موارد تقلب مشاهده شده وقتی که واقعا مورد متقلبانه بوده است را می دهد. به عبارت دیگر، اگر خسارتی که در آن عمل متقلبانه صورت گرفته به یک ارزیاب خسارت سپرده شود، آنگاه p احتمال آن خواهد بود که او دریابد این خسارت به طور قطع با اهداف متقلبانه صورت گرفته است. بنابراین مستقل از چگونگی انتخاب رده‌هاست . یک نکته با اهمیت وجود دارد که هر اندازه نحوه انتخاب رده ها بدبینانه‌تر می شود مقدار p افزایش می یابد. به این دلیل که هر چه موارد مشکوک بیشتری به مجموعه اضافه نماییم ، موارد واقعی تقلب بیشتری را می یابیم و هرچه تعداد تقلبات واقعی افزایش می یابد نسبت تقلب برآورد شده نیز افزایش می یابد.

درصد تقلب برآورد شده از ۲/۳۷درصد تا ۱۶/۵۳درصد از خوش بینانه ترین حالت تا بدبینانه‌ترین آن تغییر می‌کند که تقریبا فاصله زیادی میان این دو عدد است اما کران‌های فرض شده برای هر کدام از آنها نهایی‌ترین وضعیت هاست . اولی فرض می کند که موارد مشکوک به تقلب هیچگونه شانسی برای این‌که واقعا متقلبانه باشند، ندارند و دومی فرض می‌کند تمامی این موارد واقعا متقلبانه می باشند.

اگر بخواهیم برآورد واقع بینانه ای از تقلبات داشته باشیم، می توانیم حالت میانی ، یعنی "$E + (S > 5)$" را در نظر بگیریم. برآورد مقدار n در این حالت برابر ۴۳/۷۹مورد تقلب در هر مجموعه می باشد که نشان می دهد ۹/۵ درصد ادعاهای خسارت متقلبانه صورت گرفته است. این رده میانی را رده "بهترین تخمین" می نامیم.

احتمال شرطی p برای رده "بهترین تخمین"[1] مقداری برابر ۰/۳ برآورد شده است. می توانیم این

1.Best guess estimator assumption

نتیجه را با یک عامل ضربی[1] ترکیب نماییم که این عامل ضربی توسط اندازه برآورد در مقایسه با مشاهدات تعریف می‌گردد.

طبق نمودار ۱ عامل ضربی تعداد دفعاتی است که مجموعه E به‌علاوه مجموعه F $S\bigcap F$ در مجموعه اصلی F قرار می‌گیرد. عامل ضربی رده "بهترین تخمین" برابر ۳/۴ ($\frac{1}{p}$) است و به این معناست که نرخ‌های تقلبات مشاهده شده برای داده های مطالعه موجود در ۳/۴ ضرب می شود تا نرخ تقلب برآورد شده اصلی در بازار را نشان دهد.

همانگونه که پیشتر ذکر شد، تعداد گروه‌ها(K) به‌صورت دلخواه انتخاب می شوند ، اما این عمل باید با دقت کافی انجام شود. بنابراین آزمایش خود را با هزاران تکرار برای مقادیر مختلف K (از ۵ تا ۱۸) تکرار نموده‌ایم. در جدول ۲ می توان برخی از نتایج نسبت های برآورد شده را مشاهده نمود:

جدول ۲. نتایج به‌دست آمده برای (n/N) برای گروه بندی های مختلف

	تعداد گروهها					
رده ها	۵	۶	۷	۹	۱۱	۱۸
E	۲/۲۸۶۰	۲/۳۶۹۰	۲/۳۸۵۸	۲/۵۸۱۹	۲/۵۵۰۱	۲/۷۰۷۷
E+(S>9)	۴/۵۶۳۱	۴/۷۹۱۴	۴/۹۳۴۵	۵/۱۱۷۴	۴/۹۷۵۶	۵/۲۳۶۸
E+(S>8)	۵/۷۷۰۵	۶/۰۰۱۵	۶/۰۶۶۸	۶/۴۰۰۵	۶/۲۷۸۵	۶/۶۴۸۸
E+(S>7)	۷/۲۸۳۵	۷/۶۷۲۹	۷/۵۵۲۸	۸/۰۹۹۹	۸/۰۰۴۴	۸/۵۳۶۱
E+(S>6)	۸/۳۸۱۱	۹/۰۶۹۳	۹/۲۷۳۴	۹/۱۵۵۸	۹/۱۶۲۱	۹/۷۹۶۹
E+(S>5)	۹/۲۰۶۵	۹/۴۷۸۱	۹/۸۱۹۹	۹/۹۰۹۷	۱۰/۰۶۰	۱۰/۷۶۲
E+(S>4)	۱۱/۷۲۴	۱۲/۲۱۱	۱۲/۱۲۸	۱۲/۴۹۴	۱۲/۸۴۷	۱۳/۶۳۹
E+(S>3)	۱۲/۳۱۴	۱۲/۸۷۸	۱۳/۱۴۸	۱۳/۴۱۳	۱۳/۹۶۶	۱۴/۷۰۹
E+(S>0)	۱۴/۸۸۳	۱۵/۰۵۱	۱۵/۶۰۸	۱۵/۶۹۲	۱۶/۳۴۹	۱۷/۲۲۲
E+S	۱۶/۵۶۳	۱۶/۵۳۵	۱۷/۷۲۱	۱۷/۶۱۸	۱۸/۰۱۴	۱۹/۰۱۲

1 .Multiplicative factor

همان‌طور که ملاحظه می شود، برای تعداد مختلف گروه ها ، نسبت های برآورد شده ادعاهای خسارت متقلبانه ایستا می باشند. به عبارت دیگر، تعداد ادعاهای خسارت متقلبانه n وقتی تعداد مجموعه ها افزایش می‌یابد، به طور معنی داری کاهش می یابد، اما این اثر توسط کاهش تعداد ادعاهای خسارت در هر گروه تعدیل می گردد. برای رده "بهترین تخمین " مقادیر نسبت های برآورد شده از ۹/۲ درصد تا ۱۰/۸ درصد متغیر می باشد که برای آن فاصله اطمینانی به صورت(۰/۸±۱۰)٪ می توان نوشت.

برآوردهای پولی جدید برای بازار

در این بخش از بدبینانه ترین فرض آغاز می نماییم که در آن تمامی ادعاهای خسارت برای موارد مشکوک به عمل متقلبانه، واقعا آمیخته با مقاصد متقلبانه بوده است. همچنین فرض می نماییم که عامل ضربی ۳/۴ مربوط به رده "بهترین تخمین" را بر ۲۴۵۴ خسارت پرداختی موجود اعمال نماییم. تحت این فرض تعداد کل ادعاهای خسارت متقلبانه، ۱۸/۴ درصد (که از ضرب۵/۴٪×۳/۴ به‌دست می آید)از تعداد کل خسارت‌های پرداختی و ۲۱/۸ درصد (که از ضرب (۳/۴× ۶/۴٪)به‌دست می آید و از کل خسارات پرداختی که بالغ بر ۹۵۷۹۰۲۴۸۴ میلیون دلار است را به خسارت‌های متقلبانه اختصاص می‌دهد و مبلغی برابر ۲۰۸/۴ میلیون دلار خواهد شد. حال اگر نسبت های موارد متقلبانه را به رده بهترین تخمین محدود نماییم که نرخ ۱۰درصد را دارد، اما پرداخت‌های مربوط به رده "بدبینانه‌ترین وضعیت " را به‌کار گیریم ، آنگاه پرداخت‌های ادعاهای خسارت متقلبانه ۱۱/۸۵ درصدکل خسارت پرداختی را که بالغ بر ۱۱۳/۵ میلیون دلار از ۹۵۷۹۰۲۴۸۴میلیون دلار است، به خود اختصاص می دهد.

نتیجه گیری

برآوردگر مربوط به رده "بهترین تخمین" پرداخت جهت موارد متقلبانه را با نرخ ۱۰ درصد ارائه می‌نماید که این نتیجه کاملا ایستاست . هر چند که نرخ پرداخت موارد متقلبانه کران بالایی برابر۱۶/۵ درصد را نشان می دهد و ارزش پولی مجموع پرداخت‌های خسارات متقلبانه به جای ۲۸/۴ تا ۶۱/۳ میلیون دلار به مقداری در فاصله۹۶/۲ تا ۲۰۸/۴ میلیون دلار مبدل می‌شود . به عبارت دیگر نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که ۱۰ تا ۲۱/۸ درصد تمامی پرداخت خسارات به صورت متقلبانه صورت گرفته است (به جای حدود ۳ تا ۶/۴ درصد قبلی).

نکته قابل توجه در این مطالعه این است که مقدار p برای همه رده ها برابر $\frac{۱}{۲}$ است . بنابراین مشاهده می گردد که شاخص کارایی در سطح پایینی قرار دارد و از دلایل آن می توان به ناتوانی

ارزیابان خسارت در شناسایی موارد متقلبانه به سبب نبود تجربه کافی یا آموزش های لازم ، پایین بودن کیفیت و کمیت بررسی های مربوط به شناسایی موارد مشکوک و سرانجـام سهل انگاری بیمه‌گران و تعیین مشارکت در منافع(در برخی رشته های بیمه ای) با درصدهای کم می باشد که موجب افزایش اعمال متقلبانه می گردد.

در این مطالعات محققان دریافتند که نسبت بزرگی از موارد متقلبانه (۹۳ درصد) به طور جدی مورد پیگیری قانونی قرار نمی‌گیرند و دلیل اصلی این عدم پیگرد "نبود دلیل کافی جهت اثبات"آن (در ۵۹ درصد موارد) است . این درصد بالا از خسارت‌هایی که مورد پیگرد قرار نمی گیرند این سوال را ایجاد می‌کند که چرا بررسی ها و تحقیقات بیشتری جهت یافتن دلایل کافی برای اثبات متقلبانه بودن ادعای صورت گرفته ، انجام نمی شود؟ یک پاسخ این است که بسیاری از این ادعاهای خسارت از ارزش پولی پایینی برخوردار می باشند. اگر پرداخت هزینه های گزاف جهت انجام تحقیقات بیشتر برای کشف و اثبات متقلبانه بودن ادعای خسارت توجیه پذیر باشد ، آنگاه برای مبالغ بسیار پایین خسارت ممکن است وضع فرانشیز در دستور کار قرار گیرد. فرانشیز در سطوح بالاتر ممکن است تا حدی موجب بالا رفتن سطح خسارات گردد که ارزش انجام تحقیقات جهت اثبات متقلبانه بودن آن را پیدا نماید.

صورت گرفتن ادعای متقلبانه علاوه بر این‌که شکلی از دزدی است ، بسیاری از اصول بیمه را نیز با مخاطره مواجه می نماید. بنابراین پیشنهاد می گردد که محققان ، به منظور جداسازی دلایل اصلی بروز ادعای خسارت متقلبانه و بهبود نسبت خسارت توجه خود را به یافتن ابزار آماری و مدیریتی معطوف نمایند.

واژگان کلیدی:

تقلب بیمه ای، تقلب مشاهده شده، تقلب برآورد شده، ارزیابان خسارت، برآوردگرهای داده های شمارشی.

منبع:

برگرفته از مقاله

Insurance Fraud Estimation: More Evidence from the Quebec Automobile Insurance Industry, L. Caron and G. Dionne,1996.