

عوامل موثر بر پذیرش بیمه دام در خانوارهای عشایری استان خوزستان: کاربرد

اقتصادسنجی بیز

چکیده

زیربخش دام به دلیل ماهیت خاص محصولات آن، با مخاطرات زیادی همراه بوده و لذا، کاهش اثرات این مخاطرات بایستی در مرکز تصمیم‌گیری سیاستگذاران باشد. یکی از مهمترین سیاست‌های در این زمینه که مورد حمایت صاحب‌نظران هم قرار دارد، بیمه محصولات دامی است. یکی از مهمترین ابعاد این سیاست، پذیرش آن به وسیله ذینفعان است. مطالعه حاضر، به تعیین عوامل موثر بر پذیرش بیمه دام از سوی خانوارهای عشایری استان خوزستان پرداخته است. بدین منظور، به برآورد یک مدل پروبیت دوتایی با استفاده از برآوردگر متروپولیس-هیستینگز رنجیره مارکوف مونت کارلو که از جمله برآوردهای اقتصادسنجی بیز است، مبادرت گردید. داده‌های مورد نیاز، با تکمیل پرسشنامه از ۱۲۷ خانوار عشایری که به طور تصادفی انتخاب شده بودند، در سال ۱۴۰۳ جمع‌آوری گردید. نتایج نشان داد که متغیرهای بروز خسارت، دریافت غرامت، تعداد دام و دسترسی به اینترنت با تأثیر مثبت و متغیر سن سرپرست خانوار با تأثیر منفی، احتمال پذیرش بیمه دام توسط خانوارهای عشایری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از آنجا که برای اثبات بروز خسارت، بایستی بیمه‌گذار سر دام تلف شده را به شرکت بیمه تحویل دهد، بر اساس نتایج مطالعه، پیشنهاد می‌شود که شرکت بیمه در پرداخت غرامت، این سیاست سخت‌اثبات بروز خسارت را تعدیل نموده و با ابزارهای دیگری و بیش از همه اعتماد بیشتر به خانوارهای عشایری در پرداخت غرامت، دست بازتری از خود نشان دهد. همچنین با آموزش‌های لازم به‌ویژه برای افراد سالمند، مشارکت آن‌ها در فرآیند بیمه را افزایش دهد.

طبقه‌بندی B23, Q18:JEL

کلمات کلیدی: بیمه دام، خانوار عشایر، اقتصادسنجی بیز، برآوردگر متروپولیس-هیستینگز

مقدمه

بر اساس آمار سازمان بهداشت جهانی، هر فرد بایستی روزانه معادل ۰/۱ درصد وزن بدن خود پروتئین مصرف نماید که حدود ۴۰ درصد آن بایستی از منابع حیوانی تأمین شود. همچنین با توجه به پیش‌بینی‌های سازمان ملل متحد، جمعیت جهان در سال ۲۰۵۰ به ۱۰ میلیارد نفر خواهد رسید و در این بین، میزان تقاضای گوشت و شیر نسبت به سال ۲۰۰۵، حدود ۸۰ درصد افزایش خواهد یافت (Mirzaei, et al., 2023; Fort, et al., 2017). در ایران، از دیرباز جامعه عشایر کوچنده در کنار جامعه روستایی، نقشی محوری در تأمین غذای کشور داشته‌اند. این بخش از جامعه، با حدود ۱/۱۲ میلیون نفر جمعیت در قالب ۲۵۰ هزار خانوار، ۲۲/۵ میلیون رأس دام سبک معادل ۳۳ درصد دام سبک کشور را دارا هستند (Iran Data Administration (Irda), 2022). جامعه عشایری کشور، چندین برابر نسبت جمعیت‌شان، در تأمین مواد پروتئینی

به‌ویژه گوشت قرمز و دیگر فرآورده‌های دامی در کشور نقش ایفا می‌نمایند (Nasiri, et al., 2022 & Hayati (2002)). با این همه اهمیت، تولیدات کشاورزی به معنای عام، از پرمخاطره‌ترین فعالیت‌های اقتصادی هستند که در آن انواع مخاطرات اقتصادی، اجتماعی، طبیعی و شخصی دست‌به‌دست هم داده و به‌طور کلی، محیط آسیب‌پذیری را برای تولیدکنندگان ایجاد نموده‌اند (Hamed Oghul Beyke and Sabouri, 2014). بلایای طبیعی، انواع بیماری‌ها، پایین بودن و پراکندگی نامناسب نزولات آسمانی، موقعیت خشک و نیمه‌خشک جغرافیایی کشور، بروز خشک‌سالی‌های متعدد و نابسامانی بازار محصولات کشاورزی، باعث ایجاد شرایط مخاطره‌آمیزی در بخش کشاورزی شده است (Naderi, et al., 2014). زیربخش دام‌پروری به‌عنوان یکی از مولدترین زیربخش‌های کشاورزی با مخاطرات بیشتری همراه است. اهم این مخاطرات شامل ریسک ناشی از نامناسب بودن بازار و نوسانات شدید قیمت محصولات تولیدی، مخصوصاً به‌دلیل ماهیت بسیار فسادپذیر آنان، تلفات مرگ و میر ناشی از بیماری‌ها و بلایای طبیعی نظیر خشک‌سالی، سرمازدگی، سیل و غیره است (Sing, et al., 2022). بنابراین، به‌منظور کاهش اثرات این مخاطرات و حفظ و تداوم فعالیت‌های دام‌پروری، ضروری است تا با اعمال سیاست‌های مدیریتی صحیح مقابله با خطر تولیدکنندگان این محصولات مورد حمایت قرار گیرند (Zare Mehrjerdi and Esmaili, 2010). برای کاهش این مخاطرات، راهکارهایی از جمله تنوع محصولات تولیدی، انعقاد قرارداد، تولید محصولات دارای قیمت تضمینی، کاشت توأم محصولات مکمل که با تقسیم خطر بین افراد و موسسات، منجر به کاهش اثرات منفی مخاطره می‌شوند، مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این بین، سیاست بیمه محصولات کشاورزی و دامی به‌عنوان یک روش عملیاتی مدیریت خطر، از طرف صاحب‌نظران و سیاستگذاران مورد حمایت قرار گرفته است (Ghasemian, et al., 2024 & Majedi et al., 2016). این ابزار سیاستی نقشی ضروری در کاهش بلایا، تحمل هزینه‌های تولید، بهبود امنیت غذایی و تغییر رفتار تولیدی کشاورزان ایفا می‌نماید (Bertram-Huemmer, and Kraehnet, 2018)، هرچند گسترش آن به‌صورت سنتی، با موانعی از قبیل مخاطرات اخلاقی، انتخاب معکوس ناشی از عدم تقارن اطلاعات و همچنین بالا بودن حق بیمه پرداختی مواجه است (Pishbahar, et al. 2015; Ye, et al., 2022 and Yufei, et al., 2017). بنا به تعریف، بیمه یک نهاد اقتصادی است که از طریق یک قرارداد دوجانبه، امکان انتقال مخاطره از یک فرد به یک گروه یا سازمان را فراهم می‌نماید. این سازوکار به‌عنوان یکی از روش‌های عملیاتی مدیریت مخاطره، باعث توزیع مجدد درآمد خواهد شد (Hosseinnejad Mir, et al., 2019).

از آن‌جاکه بیمه محصولات دامی برای تولیدکنندگان این بخش به‌ویژه در جامعه عشایری پدیده‌ای جدید قلمداد می‌شود، معمولاً مانند هر تکنولوژی دیگری در ابتدا با مقاومت‌هایی روبرو می‌شود. به‌گونه‌ای که این مقاومت که ناشی از نگرش

جامعه روستایی و عشایری نسبت به این سیاست مهم است، به یک مشکل جدی در پذیرش بیمه منجر می‌شود (Khodaverdizadeh, et al., 2014).

در ایران، سیاست بیمه دام با اجرای طرح بیمه گاو و گوسفند از سال ۱۳۷۲ شروع شد. اما با توجه به روند نسبتاً کند بیمه کشاورزی در واحدهای بهره‌برداری در طول برنامه پنج ساله ششم توسعه و نیز الزامات مربوط به انجام وظایف صندوق بیمه کشاورزی، اجباری شدن بیمه به عنوان سازوکار اصلی توسعه بیمه و انجام کارکرد مورد انتظار نهاد بیمه کشاورزی، بیشتر از قبل مورد توجه قرار گرفت (Agricultural insurance fund, 2019). البته اجباری شدن به این معنی نیست که فرد مجبور به قبول بیمه و پرداخت حق بیمه شود. بلکه با راهکارهایی، حق بیمه به طور خودبه خود پرداخت می‌شود و بیمه‌گذار بدون نیاز به درخواست بیمه یا تشریفات اداری، تحت پوشش بیمه قرار می‌گیرد. بر اساس دستورالعمل بیمه اجباری، کلیه دام‌ها در مقابل عوامل خطر قهری شامل صاعقه، سیل، زلزله، یخزدگی و سرمای شدید، تلفات ناشی از تخریب آغل در اثر طوفان و رانش زمین و همچنین آتش‌سوزی غیرعمد تنها با پرداخت حداقل درصد سهم بیمه‌گذار توسط دولت، تحت پوشش بیمه قرار می‌گیرند (Fouladi, and Tarazkar, 2023).

از ۷۶ میلیون رأس دام موجود در کشور، ۶۸/۵ میلیون رأس آن معادل ۸۹/۵ درصد را دام سبک شامل گوسفند و بز تشکیل داده که ۲۲/۵ میلیون رأس آن معادل ۳۳ درصد متعلق به جامعه عشایری کشور است (Iran Data Administration (Irda), 2022). استان خوزستان دارای حدود ۴ میلیون رأس دام بوده که حدود ۹۰ درصد یعنی ۳/۶ میلیون رأس آن را دام‌های سبک تشکیل می‌دهد. از دام‌های موجود در کشور، سالانه حدود ۹۰۰ هزار تن گوشت قرمز تولید می‌شود که ۴۰۶ هزار تن یعنی ۴۵ درصد آن از دام‌های سبک تأمین می‌گردد. در زیربخش دام کشور، حدود ۲۱ میلیون رأس دام با میزان حق بیمه ۶۸۰۰ میلیارد ریال بیمه شده‌اند که ۴۷ درصد مبلغ حق بیمه به وسیله بیمه‌گذار و مابقی توسط دولت پرداخت شده است. از این تعداد دام بیمه‌شده، حدود ۵/۸ میلیون رأس یا ۲۷ درصد متعلق به عشایر کشور بوده که با مبلغ حق بیمه ۸۸۱ میلیارد ریال که ۴۳ درصد آن را بیمه‌گذار و ۵۷ درصد را دولت پرداخت نموده است، بیمه شده‌اند (Agricultural statistics, 2022).

مطالعات بسیاری در زمینه بیمه و تعداد قابل توجهی مطالعه در زمینه بیمه محصولات کشاورزی و به طور خاص بیمه دام در مناطق روستایی ایران و جهان انجام گرفته که در اینجا به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود. Fouladi and

(Tarazkar (2023) با برآورد یک مدل لاجیت؛ عوامل موثر بر پذیرش بیمه دام سبک در اهواز را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای سن، سطح تحصیلات، نوع دام، آگاهی از مزایای بیمه، دسترسی به کارگزاری بیمه و دسترسی به خدمات دامپزشکی از جمله عوامل موثر بر پذیرش بیمه است. Khodaverdizadeh, et al. (2014) عامل‌های موثر بر بیمه دام در شهرستان مرند را با نمونه‌ای به حجم ۱۵۰ و با استفاده از مدل لاجیت تعیین نمودند. نتایج نشان داد که متغیرهای سن، سطح سواد، داشتن شغل غیردامداری، میزان غرامت دریافتی، میزان حق بیمه، میزان درآمد، سابقه دامداری و دریافت تسهیلات بر تمایل به بیمه دام موثرند. (Foladizadeh, et al. (2017) در مطالعه‌ای به منظور تعیین عوامل موثر بر پذیرش بیمه دام و مرتع توسط ذینفعان شهرستان آق‌قلا در استان گلستان، از نمونه‌ای به حجم ۷۶ و از مدل رگرسیون لاجستیک استفاده نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیرهایی مانند بیمه دام در ۲۰ ساله گذشته، ریسک‌پذیری و دانش تخصصی بیمه، تأثیر مثبت و معنادار و بعد خانواده تأثیر منفی و معناداری بر پذیرش بیمه دام و مرتع داشته‌اند. (Dong, et al. (2020 به منظور بررسی وضعیت و عوامل تعیین‌کننده تمایل دامداران به بیمه دامپرووری، از آمار توصیفی و مدل رگرسیون لاجستیک دوگانه در نمونه‌ای به حجم ۴۵۰ خانوار در مغولستان، بهره گرفتند. نتایج نشان داد که سطح آگاهی دامداران و پذیرش بیمه از سوی آنان پایین‌تر از حد انتظار است. همچنین، دامداران با سطح تحصیلات بالاتر، تعداد دام بیشتر، سطح بالاتر ادراک خطر، آگاهی، و سطح مرتع بیشتر، احتمال خرید بیمه را افزایش می‌دهند. (Singh, et al. (2022 در بررسی وسعت پوشش بیمه‌ای دام‌های شیری در پنجاب، از نمونه‌ای به حجم ۱۰۰ و تابع کاب داگلاسی که در آن، مبلغ بیمه به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده بود، استفاده نمودند. نتایج نشان داد که عمده‌ترین محدودیت پذیرش پوشش بیمه‌ای، کوچک بودن گله دام بوده، در حالی که دلیل اصلی قطع بیمه، مشکلات موجود در جریان تسویه خسارت و همچنین سطح پایین غرامت بود. (Subedi and Kattel (2022 به منظور شناسایی عوامل تعیین‌کننده بیمه گاو شیری در نپال، با نمونه‌ای به حجم ۱۶۰ خانوار که با روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده انتخاب شده بود، از مدل پروبیت استفاده نمودند. نتایج نشان داد که نژاد گاو، دسترسی به وام، درآمد حاصل از دام و تعداد گاو با پذیرش بیمه، رابطه مثبت و معنادار ولی اندازه خانوار و متغیر مجازی منطقه، رابطه منفی با احتمال

پذیرش بیمه دارند. بر اساس Boyer, et al. (2024) واحدهای پرورش گاو در ایالات متحده، در برابر مخاطرات آب و هوایی و بیماری از طرق مختلف تحت حمایت دولت هستند. اما تنها برنامه مقابله با ریسک قیمت، بیمه حفاظت از مخاطره دام است. از آنجاکه تمایل به مشارکت در این برنامه حتی در صورت کاهش قیمت گاو بسیار پایین است، لذا محققین برای بررسی عوامل موثر بر این برنامه، از نمونه‌ای به حجم ۵۸۸ در چارچوب یک مدل توبیت^۱ استفاده نمودند. نتایج بر خلاف انتظار، نشان داد که با افزایش قیمت گاو، پاسخگویان تمایل بیشتری به بیمه گاو نشان دادند. همچنین بالاتر بودن درجه ریسک‌پذیری پاسخگویان، سطح مشارکت در این برنامه را افزایش می‌دهد.

با بررسی مطالعات انجام‌شده در زمینه بیمه دام، ملاحظه می‌گردد که در اکثر آن‌ها، بیمه به‌عنوان متغیر وابسته و عوامل اقتصادی- اجتماعی به‌عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده و از روش‌های آماری ساده، نظیر مقایسه میانگین تا برآورد مدل‌های لاجیت، پروبیت و توبیت با روش حداکثر راستمایی، استفاده شده است. همچنین مطالعات مربوط به بیمه دام، عموماً بر دام روستایی و واحدهای صنعتی تولید دام متمرکز بوده و بیمه دام در خانوارهای عشایری که ماهیتاً با دام روستایی متفاوت است، مطالعه نشده است.

در این پژوهش، به بررسی عوامل موثر بر بیمه دام در عشایر استان خوزستان پرداخته شده و هرچند از مدل پروبیت برای بررسی عوامل موثر بر پذیرش بیمه کمک گرفته شده، اما برای برآورد این مدل‌ها از روش آماری (اقتصادسنجی) بیز^۲ که از نظر ماهیت با روش‌های برآورد در آمار (اقتصادسنجی) کلاسیک (فراوانی‌گرا) کاملاً متفاوت است، استفاده شده است.

روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور بررسی عوامل موثر بر پذیرش بیمه دام توسط خانوارهای عشایری از مدل پروبیت استفاده گردید. مدل‌های لاجیت و پروبیت رایج‌ترین اعضای خانواده مدل‌های خطی تعمیم یافته هستند. در ساده‌ترین حالت، متغیر وابسته این دو مدل تنها دارای دو حالت وقوع و عدم وقوع یک رویداد است. در این دسته از مدل‌ها که فرم کلی آن‌ها به‌صورت رابطه (۱) است، متغیر اساسی Y^* به‌عنوان متغیر وابسته معادله و X برداری از متغیرهای توضیحی است (Long, 1997).

$$Y^* = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

فرض می‌شود که Y^* متغیر پنهانی است که دارای دامنه منفی تا مثبت بی‌نهایت بوده و متغیر قابل مشاهده Y را ایجاد می‌نماید. در فرآیند ایجاد متغیر Y ، مقادیر بالاتر از یک حد مشخص متغیر Y^* ، $Y = 1$ و مقادیر پایین‌تر آن $Y = 0$ را ایجاد می‌نماید.

از آن‌جاکه متغیر پنهان غیرقابل مشاهده بوده و متغیر وابسته دوتایی است، برآورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی به دلیل عدم ارضای فروض این روش، امکان‌پذیر نبوده و لذا بایستی از روش حداکثر راستنمایی که مستلزم فروضی در رابطه با توزیع جملات اخلاص مدل است، استفاده شود. اغلب، فرض می‌شود که جملات اخلاص مدل از توزیع نرمال پیروی می‌کنند که منجر به ایجاد مدل پروبیت شده و یا از توزیع لاجستیک پیروی می‌کنند، که منجر به ایجاد مدل لاجیت می‌گردد.

مدل لاجیت که در آن احتمال رویداد، L ، نشانگر توزیع احتمال لاجستیک بوده و مدل پروبیت که در آن، Φ ، نمایانگر توزیع تجمعی نرمال استاندارد است، به ترتیب در روابط (۲) و (۳) آمده‌اند.

$$P(Y = 1) = L(X\beta + \varepsilon) = \frac{e^{X\beta + \varepsilon}}{1 + e^{X\beta + \varepsilon}} \quad (2)$$

$$P(Y = 1) = \Phi(X\beta + \varepsilon) = \int_{-\infty}^{X\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad (3)$$

از آن‌جاکه متغیر Y^* غیرقابل مشاهده است، برآورد واریانس جملات خطا امکان‌پذیر نبوده و بنابراین فرض می‌شود که در مدل پروبیت این واریانس برابر یک $[Var(\varepsilon|X) = 1]$ و در مدل لاجیت برابر $\frac{\pi^2}{3} = 3.29$ $[Var(\varepsilon|X) = \frac{\pi^2}{3}]$ است (Green, 2012).

در روش برآورد حداکثر راستنمایی، ابتدا تابع راستنمایی مدل‌ها استخراج و سپس لگاریتم طبیعی آن‌ها محاسبه می‌شود. در ادامه، پارامترهای مدل طوری برآورد می‌شوند که لگاریتم تابع راستنمایی حداکثر شود. برای این منظور، از تابع نسبت به پارامترهای مدل مشتق گرفته و برابر صفر قرار داده می‌شود. معادلات حاصل غیرخطی بوده و بنابراین برای حل آن‌ها و در نتیجه محاسبه برآورد پارامترها، از روش‌های حل عددی استفاده می‌شود. با توجه به این‌که برآورد این مدل‌ها با روش حداکثر راستنمایی در اکثر منابع عمومی اقتصادسنجی آمده است، لذا از ارائه نحوه برآورد آن‌ها در این مطالعه صرف‌نظر نموده و رویکرد بیز در برآورد آن‌ها مورد تأکید قرار می‌گیرد.

در رابطه با مدل‌های لاجیت و پروبیت، ذکر این نکته بسیار مهم ضروری است که ضرایب برآورد شده متغیرهای توضیحی قابل تفسیر نبوده و برای بررسی تأثیر این متغیرها بر متغیر وابسته از اثر نهایی، که مشتق متغیر وابسته نسبت به متغیرهای توضیحی است، استفاده می‌شود.

اثر نهایی متغیرها در مدل‌های لاجیت و پروبیت به ترتیب از روابط (۴) و (۵) به دست می‌آید:

$$\frac{\partial P(Y = 1)}{\partial X_j} = P(Y = 1) \times P(Y = 0) \times \hat{\beta}_j = P(1 - P)\hat{\beta}_j \quad (4)$$

$$\frac{\partial P(Y = 1)}{\partial X_j} = \Phi(X\beta) \times \hat{\beta}_j \quad (5)$$

که Φ تابع چگالی نرمال استاندارد متناظر با تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد، Φ ، است.

هرچند در رابطه با برتری مدل‌های لاجیت و پروبیت دو گانه، نمی‌توان به طور قطع نظر داد، اما Cakmakyapana and Goktasb (2013) در مطالعه‌ای با شبیه‌سازی مونت کارلو و بر اساس معیارهایی همچون اجزای باقیمانده و شبه ضریب تعیین نشان دادند که در نمونه‌های کوچک (۴۰ و ۱۰۰ مشاهده) مدل پروبیت، ولی با افزایش حجم نمونه به ۲۰۰ و سپس ۵۰۰، مدل لاجیت برآزش بهتری دارد.

اقتصادسنجی بیز

چون از اقتصادسنجی بیز به ندرت در مطالعات قبلی در ایران استفاده شده است، بنابراین در این بخش، خلاصه‌ای از این شاخه اقتصادسنجی، تفاوت آن با اقتصادسنجی کلاسیک (فراوانی گرا) و چگونگی برآورد پارامترهای مدل رگرسیون با کمک آن آمده است.

اگرچه هر دو روش آماری (اقتصادسنجی) کلاسیک (فراوانی گرا) و بیز مبتنی بر بدیهیات و قوانین احتمال هستند، اما دیدگاه متفاوتی در مورد مفهوم احتمال دارند. در رویکرد کلاسیک، احتمال وقوع یک رویداد، با تکرار یک آزمایش تصادفی و محاسبه نسبت دفعاتی که رویداد مورد نظر رخ داده است، محاسبه می‌شود. در رویکرد بیز، از احتمال برای بیان درجه باور نسبت به احتمال وقوع یک رویداد استفاده می‌شود. از یک طرف، دیدگاه بیزی در مورد احتمال بسیار کاربردی‌تر است؛ زیرا می‌تواند در مسائلی هم که آزمایش تصادفی قابل تکرار هم وجود ندارد، مورد استفاده قرار گیرد. اما، کمی کردن باورها، ذهنیت را به تحلیل وارد نموده و این امر باعث انتقادات زیادی نسبت به رویکرد بیز شده است. دیدگاه‌های متفاوت در مورد احتمال در رویکرد کلاسیک و بیز، باعث شده تا معنای اصطلاح «برآورد» در این دو شاخه از علم آمار متفاوت باشد. مبنای

تحلیل بیزی این است که پارامترهای مدل مقادیر تصادفی بوده و دارای توزیع احتمال می‌باشند و علاوه بر داده‌های جمع‌آوری شده، متکی بر دانش قبلی، هم هستند. این فرضیه در تضاد شدید با تحلیل در رویکرد فراوانی‌گرا است که در آن، پارامترهای مدل ناشناخته اما دارای مقادیر مشخصی هستند. در رابطه با برآورد ضرایب رگرسیون، در اقتصادسنجی کلاسیک پارامترهای جامعه، اعداد ثابت و مشخصی فرض می‌شوند، در حالی که در اقتصادسنجی بیز، این پارامترها متغیرهای تصادفی هستند که دارای توزیع احتمال می‌باشند. بنابراین، برآورد فاصله‌ای پارامترها هم در این دو رویکرد کاملاً با هم متفاوتند. در رویکرد بیز به‌جای فاصله‌ی اطمینان، از فاصله معتبر استفاده می‌شود که تفسیر آن بر خلاف فاصله‌ی اطمینان نشان‌دهنده‌ی بازه‌ای است که با احتمال مشخصی، پارامتر جامعه را در برمی‌گیرد (Koop, 2003 & Emvalomatis, 2020). بر خلاف رویکرد کلاسیک با توجه به مفهوم ساده و واقعی‌تر اقتصادسنجی بیز، اما تا پایان قرن گذشته این رویکرد به‌طور محدود در اقتصادسنجی کاربردی مورد استفاده قرار می‌گرفت. در قرن حاضر، استفاده از رویکرد بیز به‌دلیل توسعه روش‌های نمونه‌گیری کارآمدتر و در نتیجه، فراهم نمودن امکان استفاده از مدل‌های بسیار پیچیده‌تر، افزایش قدرت محاسباتی کامپیوترهای شخصی یا خوشه‌های کامپیوتری و همچنین ورود تکنیک‌های بیزی در نرم‌افزارهای استاندارد اقتصادسنجی به‌وفور در حال افزایش است (Emvalomatis, 2020).

قضیه بیز و استنتاج بیزی

استنتاج بیزی نام خود را از قضیه بیز که در نظریه احتمال برای برورسانی باورها در رابطه با مقادیر پارامترها یا دیگر کمیت‌های تصادفی از شواهد موجود در داده‌ها کمک می‌گیرد، اقتباس نموده است. اگر A و B دو رویداد به‌ترتیب با احتمال $P(A)$ و $P(B)$ و احتمال وقوع همزمان $P(A, B)$ در آزمایش‌های تکراری باشند و چنانچه احتمال وقوع B مخالف صفر باشد، احتمال وقوع رویداد A به‌شرط این که B رخ داده باشد، از رابطه (۶) به‌دست می‌آید (Emvalomatis, 2020):

$$P(A|B) = \frac{P(A, B)}{P(B)} \quad (6)$$

با تغییر مکان رویدادهای A و B ، رابطه (۷) حاصل می‌شود.

$$P(B|A) = \frac{P(A, B)}{P(A)} \Rightarrow P(A, B) = P(B|A)P(A) \quad (7)$$

با قرار دادن رابطه (۷) در رابطه (۶)، رابطه (۸) حاصل می‌شود:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (8)$$

در یک مسئله اقتصادسنجی ساده، یک بردار داده Y در اختیار است که نمونه‌ای از یک مدل احتمال با بردار پارامتر ناشناخته θ فرض می‌شود. اگر توزیع پیشین θ به صورت $P(\theta)$ باشد، توزیع پسین آن با در اختیار داشتن بردار داده‌های Y از رابطه (۹) به دست می‌آید.

$$\pi(\theta|Y) = \frac{P(Y|\theta)P(\theta)}{m(Y)} \quad (9)$$

$\pi(\theta|y)$ چگالی پسین پارامتر θ بوده که مقایر لازم برای استنتاج بیزی را فراهم می‌نماید. $P(Y|\theta)$ تابع راستنمایی و بخش اصلی توصیف‌کننده مدل است. تابع راستنمایی همان تابع چگالی داده‌ها با توجه به مقادیر پارامترهای مدل بوده و به فرضیات تحمیل شده توسط محقق بر فرآیند تولید داده‌ها بستگی دارد. $P(\theta)$ چگالی پیشین پارامتر مدل بوده و مؤلفه اضافی برای تصریح مدل است. چگالی پیشین، دانش یا باور فرد در رابطه با مقادیر پارامتر، قبل از مشاهده داده‌هاست. $m(Y)$ توزیع حاشیه‌ای Y است که از رابطه (۹) به دست می‌آید و چون برای محاسبه آن نسبت به θ انتگرال گرفته می‌شود، بنابراین θ از رابطه حذف شده و فقط به مقادیر داده‌ها بستگی دارد.

$$m(Y) = \int f(Y; \theta)P(\theta)d\theta \quad (9)$$

پس با حذف $m(Y)$ در رابطه (۹)، می‌توان مطابق رابطه (۱۰)، توزیع پسین پارامتر θ را متناسب با حاصل ضرب تابع راستنمایی در توزیع پیشین آن در نظر گرفت که معادله اساسی تحلیل‌های بیزی است.

$$\pi(\theta|Y) \propto P(Y|\theta)P(\theta) \quad (11)$$

تابع راستنمایی، $P(Y|\theta)$ ، بخشی از تصریح یک مدل تصادفی بوده و مفروضات اعمال شده روی فرآیند تولید داده‌ها را نشان می‌دهد. این تابع، یک تابع چگالی احتمال مجموعه داده‌های بالقوه است که در مقدار داده‌های مشاهده شده و با توجه به مقادیر پارامترهای مدل، ارزیابی می‌شود. از آن‌جاکه تابع راستنمایی، بیانگر فرضیات مربوط به فرآیند تولید داده‌هاست، بنابراین پدیده‌های مختلف، توابع راستنمایی مربوط به خود را خواهند داشت.

بخش دوم تصریح مدل در استنتاج بیزی، چگالی پیشین است که باورهای قبلی یا دانش در رابطه با مقادیر پارامترهای مدل را در برمی‌گیرد. این باورها بدون استفاده از اطلاعات موجود در مجموعه داده‌ها شکل می‌گیرند و به یک خانواده پارامتری مناسب تعلق دارند که توسط محقق انتخاب می‌شود. از آن‌جاکه در محاسبه توزیع پسین در رویکرد بیزی، معمولاً

از روش‌های شبیه‌سازی استفاده می‌شود و در طول فرآیند شبیه‌سازی و تولید داده‌های جدید، توزیع پیشین بدون تغییر مانده و به‌روز نمی‌شوند، لذا پتانسیل وارد شدن درجه‌ای از ذهنیت به تحلیل وجود دارد که این موضوع از جمله نقاط منفی رویکرد بیزی است. در نرم‌افزارهای مربوطه، طیف وسیعی از توزیع‌های پیشین در نظر گرفته شده که محقق می‌تواند از بین آن‌ها انتخاب نماید. اگر محقق هیچ دلیلی برای استفاده از نوع خاصی از پیشین در اختیار نداشته باشد، می‌تواند از توزیع یکنواخت استفاده نماید که در این حالت رویکرد بیز و فراوانی‌گرا تفاوتی در برآورد پارامترها نخواهند داشت (Lancaster, 2004).

برآورد مدل‌های لاجیت و پروبیت با استفاده از رویکرد بیز

نمایش مدل پروبیت در چارچوب متغیر پنهان را مطابق رابطه (۱۱) در نظر بگیرید (Emvalomatis, 2020):

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, 1) \quad y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

میزان مشارکت مشاهده بالقوه y_i^* نام در تابع راستنمایی به صورت $p(y_i, y_i^* | x_i, \beta) = p(y_i | y_i^*) * p(y_i^* | x_i, \beta)$ است. با توجه به این که ε_i از یک توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند، جمله دوم این عبارت به صورت رابطه (۱۲) نوشته می‌شود.

$$p(y_i^* | x_i, \beta) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_i^* - x_i' \beta)^2 \right\} \quad (12)$$

اگرچه نمایش مدل پروبیت دوتایی در قالب متغیر پنهان به صراحت رابطه بین y_i و y_i^* را نشان می‌دهد، اما با بیان بخش اول تابع راستنمایی در قالب تابع شاخص به فرم $p(y_i | y_i^*) = \mathbb{I}(y_i^* > 0)^{y_i} \cdot \mathbb{I}(y_i^* \leq 0)^{1-y_i}$ این تابع به صورت رابطه (۱۳) تبدیل می‌شود:

$$(Y, Y^* | X, \beta) = \prod_{i=1}^N \left[\mathbb{I}(y_i^* > 0)^{y_i} \cdot \mathbb{I}(y_i^* \leq 0)^{1-y_i} \cdot (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_i^* - x_i' \beta)^2 \right\} \right] \quad (13)$$

که Y و Y^* بردارهای $1 \times N$ هستند که به ترتیب مقادیر مشاهده شده و پنهان را در خود جای داده و X ماتریسی $N \times K$ است که مقادیر متغیرهای مستقل را برای این مشاهدات در برمی‌گیرد.

تمام پارامترهای مدل پروبیت دوتایی در بردار β هستند. با در نظر گرفتن یک پیشین نرمال چندمتغیره با بردار میانگین

m و ماتریس دقت P برای β ، چگالی پسین β و داده‌های پنهان از رابطه (۱۴) به دست می‌آید:

$$\pi(\beta, Y^*|Y, X) \propto p(Y, Y^*|X, \beta) * p(\beta) = \prod_{i=1}^N [\mathbb{I}(y_i^* > 0)^{y_i} \cdot \mathbb{I}(y_i^* \leq 0)^{1-y_i} \cdot (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(y_i^* - x_i'\beta)^2\right\}] * \frac{|P|^{\frac{1}{2}}}{(2\pi)^{K/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta - m)'P(\beta - m)\right\} \quad (14)$$

در استخراج تابع شرطی کامل β ، جملاتی از این رابطه که حاوی β نبوده و به صورت ضرب در تابع وارد شده‌اند، حذف و توزیع پسین بردار پارامتر β مطابق رابطه (۱۵) استخراج می‌شود:

$$\pi(\beta|\bullet) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(Y^* - X\beta)'P(Y^* - X\beta)\right\} * \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta - m)'P(\beta - m)\right\} \quad (15)$$

با دنبال نمودن همین مسیر، می‌توان توزیع پسین در مدل لاجیت را مطابق رابطه (۱۶) استخراج نمود. ملاحظه می‌شود که پیشین بردار β همانند مدل پروبیت بوده و تنها تابع راستنمایی به صورت حاصل ضرب مدل لاجیت در حالت با و بدون انجام اقدام مورد نظر است.

$$\pi(\beta|\bullet) \propto \prod_{i=1}^N \left[\frac{e^{y_i^* - x_i'\beta}}{(1 + e^{y_i^* - x_i'\beta})^2} \right] * \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta - m)'P(\beta - m)\right\} \quad (16)$$

از آن‌جا که معمولاً فرم توزیع پسین ناشناخته بوده و استخراج آن، مستلزم محاسبه انتگرال‌های پیچیده‌ای است که به روش تحلیلی (ریاضی) امکان‌پذیر نیست، بنابراین از روش‌های شبیه‌سازی زنجیره ماروف مونت کارلو (MCMC) به منظور استخراج این توزیع‌ها استفاده می‌شود. مهمترین الگوریتمی که در چارچوب زنجیره مارکوف مونت کارلو استفاده می‌شود، الگوریتم متروپولیس-هیستینگز است که اولین بار توسط Metropolis, et al. (1953) ارائه و توسط Hastings (1970) توسعه یافت. الگوریتم‌های دیگر نظیر نمونه‌گیر گیبز حالت خاصی از این الگوریتم هستند. نحوه کار الگوریتم متروپولیس-هیستینگز در چارچوب زنجیره مارکوف مونت کارلو به این صورت است که ابتدا با استفاده از یک توزیع پیشنهادی با میانگین مشخص (معمولاً این توزیع پیشنهادی، توزیع نرمال است)، در قالب تکرارهای زیاد (مثلاً ۱۰ هزار تکرار) اعداد تصادفی ساخته می‌شود. این مرحله همان شبیه‌سازی مونت کارلو است که به‌وفور مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته چون اعداد به صورت تصادفی ساخته می‌شوند، بنابراین سری ساخته شده گام تصادفی (نوفه سفید) بوده و دارای ریشه واحد نیست. اگر در ایجاد مقدار جدید، عدد به‌دست آمده در تکرار قبل به‌عنوان میانگین توزیع پیشنهادی در

نظر گرفته شود، زنجیره مارکوف مونت کارلو پیاده‌سازی شده است. چون در زنجیره اعداد ساخته‌شده، اعداد بعدی حاصل توزیع پیشنهادی است که عدد قبل از آن در تشکیل توزیع نقش دارند، لذا سری اعداد ساخته‌شده گام تصادفی نبوده و دارای ریشه واحد است. بنابراین بایستی از بین اعداد به‌دست آمده از زنجیره، دست به انتخاب زد. در این مرحله، الگوریتم متروپولیس-هیستینگز مورد استفاده قرار گرفته و با کمک رابطه (۱۷)، برخی از اعداد ساخته‌شده را رد و برخی را برای ساخت توزیع پسین پذیرش می‌نماید.

$$r(\theta_{\text{new}}, \theta_{t-1}) = \frac{\pi(\theta_{\text{new}}|Y) q(\theta_{t-1}|\theta_{\text{new}})}{\pi(\theta_{t-1}|Y) q(\theta_{\text{new}}|\theta_{t-1})} \quad (17)$$

که $q(\cdot)$ همان توزیع پیشنهادی است که در صورت تقارن، از صورت و مخرج کسر حذف شده و بنابراین مطابق رابطه (۱۸)، $r(\theta_{\text{new}}, \theta_{t-1})$ برابر نسبت توزیع پسین در مقدار جدید و قبلی پارامترها خواهد بود.

$$r(\theta_{\text{new}}, \theta_{t-1}) = \frac{\pi(\theta_{\text{new}}|Y)}{\pi(\theta_{t-1}|Y)} \quad (18)$$

احتمال پذیرش مقدار جدید، از رابطه (۱۹) محاسبه می‌شود:

$$\alpha(\theta_{\text{new}}, \theta_{t-1}) = \text{Min}\{r(\theta_{\text{new}}, \theta_{t-1}), 1\} \quad (19)$$

اکنون یک توزیع یکنواخت به‌فرم $u \sim \text{uniform}(0,1)$ ساخته شده و چنانچه در هر مرحله $\alpha(\theta_{\text{new}}, \theta_{t-1}) > u$ باشد، مقدار جدید θ پذیرفته شده و در غیر این صورت، الگوریتم مقدار قبلی ادامه پیدا می‌کند. نرخ پذیرش یعنی درصدی از مقادیر پارامترها که در این مرحله پذیرفته می‌شوند، از معیارهای خوبی پرازش در برآورد بیزی است. از دیگر معیارهای بسیار مهم خوبی برازش مدل در اقتصادسنجی بیز، پیروی مقادیر پسین پارامترها از گام تصادفی (ساکن‌پذیری) یا نداشتن ریشه واحد است. پس از برآورد مدل، نمودار ردیابی^۱ و همچنین نمودار تابع خودهمبستگی مقادیر پسین تمام پارامترها قابل مشاهده است که با بررسی صوری می‌توان به مانا بودن آن‌ها پی برد. البته آماره تشخیصی گلن-روبین^۲ که یک شاخص همگرایی زنجیره‌های مختلف مارکوف است، نیز از دیگر معیارهای خوبی برازش مدل است. میزان این آماره بایستی برای تمام پارامترها، کوچکتر از ۱/۲ یا خیلی دقیق‌تر، کوچکتر از ۱/۱ باشد (Huber, 2019 and Stata Publication,)

2023). لازم به ذکر است که در برآوردگر بیز، مقادیر اثرات نهایی متغیرها و همچنین درصد پیش‌بینی صحیح مدل (ضریب تعیین شمارشی)، بر خلاف برآورد حداکثر راستنمایی، مستقیماً توسط نرم‌افزار استاتاستیا محاسبه نشده و با استفاده از فرمول‌های مربوطه، توسط محققین محاسبه گردید.

به‌منظور برآورد عوامل موثر بر تمایل به بیمه دام توسط عشایر خوزستان و با توجه به حجم نمونه و بر اساس Cakmakyapana and Goktasb (2013)، مدل پروبیت مطابق رابطه (۲۰) برآورد گردید.

$$Y^* = X\beta + \varepsilon \quad (20)$$

که متغیر پنهان Y^* ، اقدام به بیمه دام بوده که متغیر قابل مشاهده آن یعنی Y ، در حالت اقدام به بیمه دام، عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر را اختیار نموده است. X ، بردار متغیرهای توضیحی که بر اساس مطالعات پیشین و بر اساس اطلاعات میدانی و داده‌های جمع‌آوری شده شامل متغیر مجازی بروز خسارت (وقتی فرد دچار خسارت شده عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر اختیار نموده است)، میزان غرامت دریافتی، سن سرپرست خانوار، سطح سواد سرپرست خانوار، متغیر مجازی دسترسی به اینترنت، تعداد دام و متغیر مجازی دریافت اعتبار (وام) است. β ، بردار پارامترهایی که بایستی برآورد شوند و ε هم جمله اخلاص مدل است.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از طریق تکمیل پرسشنامه از نمونه‌ای به حجم ۱۴۰ از خانوارهای عشایر استان خوزستان که با نمونه‌گیری تصادفی انتخاب شده بودند، جمع‌آوری گردید. در نهایت، ۱۲۷ پرسشنامه در تجزیه و تحلیل نهایی مورد استفاده قرار گرفت. برای تعیین حجم نمونه از رابطه‌ی (۲۱) استفاده گردید. در این رابطه، n ، حجم نمونه: N ، حجم جامعه و e ، خطای قابل قبول است که ۱۰ درصد در نظر گرفته شد (Kyire, et al., 2023).

$$n = \frac{N}{1 + Ne^2} \quad (21)$$

یافته‌های پژوهش

شاخص‌های آماری مربوط به ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی نمونه مورد بررسی خانوارهای عشایری در جدول (۱) آمده است. ملاحظه می‌گردد که نمونه مورد بررسی دارای متوسط سن سرپرست خانوار حدود ۵۲ سال با سابقه ۳۵ سال، سطح سواد در حد ابتدایی، اراضی کشاورزی ۳ هکتار، تعداد دام حدود ۸۰ رأس، هزینه ماهانه حدود ۱۷ میلیون تومان و درآمد سالانه حدود ۳۲۰ میلیون تومان است. ۴۸ درصد از خانوارهای عشایر مورد مطالعه، وام دریافت نموده و ۱۸ درصد

دارای شغل فرعی هستند. ۵۱ درصد آنان دام‌های خود را بیمه نموده و ۷۱ درصد اعلام نموده‌اند که در سال گذشته به‌نوعی دچار خسارت شده‌اند. این خسارت بیش از همه در قالب تلفات دام در اثر بیماری (حدود ۵۶ درصد)، سیل (۱۵ درصد) و حیوانات وحشی (حدود ۵ درصد) بوده است. لازم به‌ذکر است که از ۵۰ درصدی که دام‌های خود را بیمه کرده‌اند، تنها ۱۹ درصد توانسته‌اند از شرکت بیمه‌گر، غرامت دریافت نمایند. هرچند یکی از دلایل عدم دریافت غرامت، عدم پیگیری از سوی بیمه‌گزار بوده است، اما اکثریت بیمه‌گزاران، قوانین سخت دریافت غرامت از سوی بیمه‌گر را دلیل اصلی عدم دریافت غرامت ذکر نمودند. دلیل اصلی آن حدود ۵۰ درصدی هم که دام‌های خود را بیمه نکرده بودند، همین فرایند سخت و پیچیده و تجربیات گذشته آنان در رابطه با عدم دریافت غرامت بود.

جدول ۱. شاخص‌های آماری ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارهای عشایری مورد بررسی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
سن	۵۱/۷	۱۲/۱۸	۸۰	۲۵
سابقه	۳۵/۵۳	۱۳/۲۳	۶۵	۱۰
سطح سواد	۴/۴	۴/۳۵	۱۴	۰
بعد خانوار	۵/۸	۲/۰۴	۱۳	۱
اراضی کشاورزی	۳/۰۸	۵/۰۹	۳۰	۰
تعداد دام	۷۹/۱۱	۶۱/۴۴	۵۰۰	۰
هزینه ماهانه (میلیون تومان)	۱۷/۳۱	۴/۵۴	۳۰	۹
درآمد سالانه (میلیون تومان)	۳۱۸/۷	۲۰۷	۱۰۰۰	۰
بیمه شده (۵۱ درصد)	خسارت دیده (۷۱ درصد)	دریافت‌کننده وام (۴۸ درصد)	دارای شغل فرعی (۱۸ درصد)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌منظور بررسی عوامل موثر بر تمایل دامداران، مدل پروبیت برآورد و نتایج حاصل از این برآورد در جدول (۲) آمده است. همچنان‌که ملاحظه می‌شود، تعداد تکرار در روش متروپولیس-هیستینگز زنجیره مارکوف مونت کارلو معادل ۱۷۰۰۰ و در قالب دو زنجیره انتخاب شده است. تعداد ۳۰۰۰ عدد تصادفی تولیدشده اولیه به‌منظور عیب‌پویی کنار گذاشته شد و بنابراین، اندازه نمونه برای تشکیل توزیع پسین معادل ۱۴۰۰۰ است. نرخ پذیرش حدود ۱۶/۵ درصد بوده و متوسط کارایی این روش برآورد، حدود ۱/۵ درصد است که هر دو در سطح قابل قبول قرار دارند. حداکثر میزان آماره گلن روبین معادل ۱/۲۶ بوده که تنها برای پارامتر عرض از مبدأ از ۱/۲ (مقدار حداکثر قابل قبول) بیشتر است. بنابراین مدل برآوردشده از این نظر هم مشکل خاصی ندارد. درصد پیش‌بینی مدل با استفاده از ضریب تعیین شمارشی، حدود ۷۶ درصد به‌دست آمد.

به عبارت دیگر، مدل پروبیت برآورد شده توانسته است حدود ۷۶ درصد از پاسخگویان را در گروه مربوط به خود (بیمه‌کننده دام یا سایرین) قرار دهد. با توجه به این که مهمترین شاخص خوبی برازش در برآوردگر بیز، مانا بودن مقادیر پارامترهای برآورد شده در تکرارهای قابل قبول است، لذا نمودار ردیابی، تابع خودکواریانس، بافت‌نگار و چگالی تمامی پارامترها رسم شده ولی برای صرفه‌جویی، صرفاً نمودار مربوط به پارامتر متغیر تعداد دام در نمودار (۱) آمده است. ملاحظه نمودار ردیابی حاکی از ثابت بودن میانگین و واریانس تکرارهای به‌دست آمده است و نمودار خودکواریانس نشان می‌دهد که در وقفه ۴۰، تابع خودکواریانس به سمت صفر میل می‌کند. با توجه به انحراف معیار، فاصله معتبر و همچنین تجزیه و تحلیل نمودارهای خودهمبستگی و ردیابی، متغیرهای بروز خسارت، میزان دریافت غرامت، سن سرپرست خانوار، دسترسی به اینترنت و تعداد دام دارای ضرایب قابل قبول هستند. اثرات نهایی متغیرهای توضیحی دارای ضریب معنی‌دار، محاسبه و نتیجه در ستون آخر جدول (۲) آمده است. ملاحظه می‌گردد که متغیر بروز خسارت دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تمایل به بیمه دام است. به عبارت دیگر، احتمال بیمه دام توسط افرادی که در طول دوره بیمه دچار خسارت شده باشند، حدود ۳ درصد بیشتر از سایرین است. از آن‌جا که افراد خسارت دیده، تمایل بیشتری به بیمه محصول خود دارد، بنابراین، مشکل انتخاب معکوس یا زیان‌آور در بیمه دام عشایر هم مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر، تنها کسانی که قبلاً زیان دیده و خسارت دریافت نموده‌اند، مشتریان بیمه باقی خواهند ماند. میزان غرامت دریافتی نیز از دیگر متغیرهای موثر بر احتمال تمایل به بیمه دام است. به ازای هر یک میلیون تومان دریافت خسارت، احتمال بیمه دام حدود ۸/۵ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه طبیعی است، چرا که دریافت غرامت، انگیزه فرد را برای بیمه مجدد افزایش می‌دهد. البته این نتیجه هم مشکل انتخاب زیان‌آور در بیمه را تأیید می‌نماید. بنابراین اگر سازوکار پرداخت غرامت بهبود یابد، احتمال پذیرش بیمه دام افزایش یافته و در نتیجه هم بیمه‌گزار و هم شرکت بیمه‌گر در وضعیت بهتری قرار خواهند گرفت. این یافته با نتایج حاصل مطالعه Khodaverdizadeh, et al. (2014) مطابقت دارد. با افزایش هر سال به سن دامدار، احتمال بیمه محصول حدود ۱/۵ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین جوانان نسبت به افراد مسن تمایل بیشتری به بیمه دام از خود نشان می‌دهند. این امر احتمالاً بدین دلیل رخ می‌دهد که جوان‌ترها بیشتر با مقولات جدید نظیر بیمه آشنایی دارند و در ثانی، توانایی چانه‌زنی و پیگیری دریافت غرامت هم توسط آنان بیشتر است. این نتیجه با نتایج حاصل از Fouladi and Tarazkar (2023) و Khodaverdizadeh, et al. (2014) منطبق است. متغیر مجازی دسترسی به اینترنت از جمله متغیرهایی است که با اثر نهایی حدود ۳ درصد، نشان می‌دهد که احتمال بیمه دام توسط افرادی که به اینترنت دسترسی دارند، حدود ۳ درصد از سایرین بالاتر است. زیرا که دسترسی به اینترنت به منزله دسترسی بیشتر به اطلاعات و تصمیمات اتخاذ شده توسط

سازمان‌های مختلف و از جمله موسسات بیمه‌گر است. متغیر کمی تعداد دام نیز با تأثیر مثبت بر احتمال مشارکت خانوارهای عشایر در فرآیند بیمه، دارای اثر نهایی حدود ۰/۲ درصد است. به عبارت دیگر به ازای هر ۱۰ واحد افزایش در تعداد دام، احتمال مشارکت در بیمه حدود ۲ درصد افزایش می‌یابد. از آن‌جا که تعداد دام به نوعی قدرت اقتصادی یا درآمد سالانه فرد را هم نشان می‌دهد، بنابراین خانوارهای دارای توانایی مالی بیشتر، تمایل بیشتری به بیمه دام‌های خود دارند. این یافته با نتایج حاصل از مطالعه (Dong, et al. (2020, Singh, et al. (2022 و Subedi and Kattel (2022 همراستا است. متغیر دریافت وام (اعتبار) هرچند دارای تأثیر مثبت بر احتمال پذیرش بیمه است، اما با توجه به این‌که فاصله معتبر این متغیر شامل عدد صفر است، نمی‌توان با اطمینان در مورد تأثیر این متغیر اظهار نظر نمود.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل پروبیت عوامل موثر بر پذیرش بیمه دام عشایر با رویکرد بیز

متغیر	ضریب	انحراف معیار	فاصله معتبر ۹۵ درصد	شاخص Rc	اثر نهایی
بروز خسارت	۰/۹۰۲	۰/۲۹۹	(۰/۳۳ ۱/۵)	۱/۰۵	۰/۰۳
میزان دریافت غرامت	۰/۲۸۹	۰/۱۳۵	(۰/۶ ۱)	۱/۰۱	۰/۰۸۶
سن	-۰/۰۴۷	۰/۰۰۸	(-۰/۰۳ ۱)	۱/۰۵	-۰/۰۱۴
سطح سواد	-۰/۰۳۴	۰/۰۳۰۵	(-۰/۰۹ ۰/۰۳)	۱/۰۳	--
دسترسی به اینترنت	۰/۸۵۵	۰/۲۷۵	(۰/۳ ۱/۴)	۱/۰۴	۰/۰۲۸
تعداد دام	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	(۰/۰۰۲ ۰/۰۱)	۱/۰۱	۰/۰۰۱۸
دریافت اعتبار	۰/۲۷۷	۰/۲۸۳	(-۰/۳ ۰/۸)	۱/۱۴	--
ثابت تابع	۰/۶۹۶	۰/۴۳	(-۰/۳ ۰/۵)	۱/۲۶	--
Number of Chain=2 Iteration=17000 Burn-in=3000 Sample Size=14000 Average Acceptance=0.164 Average efficiency=0.015 ax Gelman-Rubin (Rc)=1.26 Count R ² =75.6 Observation=127					

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر، به بررسی عوامل موثر بر تمایل به بیمه دام توسط خانوارهای عشایری استان خوزستان پرداخته شده است. معمولاً برای بررسی عوامل موثر بر پذیرش بیمه، از مدل‌های انتخاب دوتایی لاجیت و پروبیت که با روش حداکثر راستنمایی که از جمله برآوردهای اقتصادسنجی فراوانی گراست، برآورد شده‌اند، استفاده می‌شود. در مطالعه حاضر، ضمن استفاده از مدل پروبیت، از روش رویکرد اقتصادسنجی بیز به منظور برآورد آن استفاده گردید. نتایج نشان داد که متغیرهای بروز خسارت، میزان دریافت غرامت، دسترسی به اینترنت و تعداد دام دارای تأثیر مثبت و متغیر سن سرپرست به عنوان فرد اصلی تصمیم‌گیر در خانوار، تأثیر منفی بر پذیرش بیمه دام دارد. با توجه به مشاهدات میدانی، داده‌های جمع‌آوری شده و

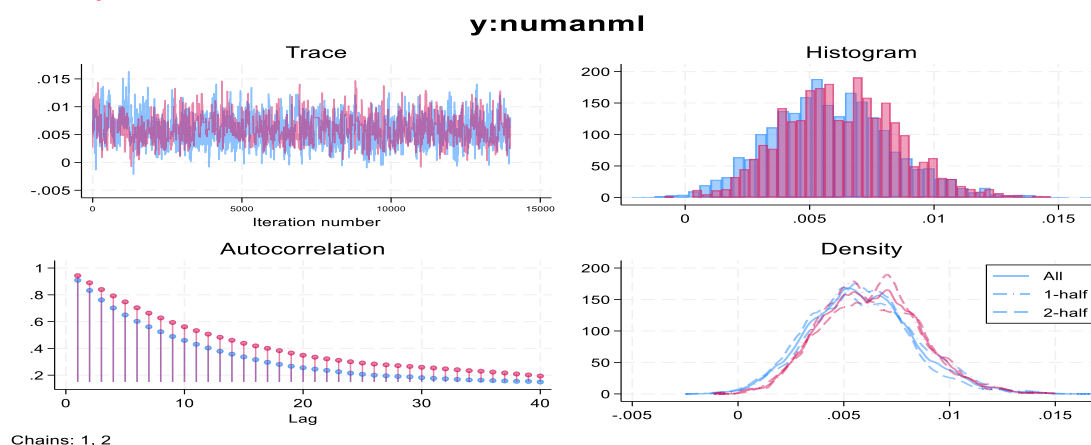
همچنین نتایج حاصل از بررسی‌های آماری پیشنهاد می‌شود که شرکت بیمه در پرداخت غرامت سیاست سخت اثبات بروز خسارت را تعدیل نماید و با ابزارهای دیگری و بیش از همه اعتماد بیشتر به خانوارهای عشایری، در پرداخت غرامت دست بازتری از خود نشان دهد. همچنین با آموزش‌های لازم به‌ویژه برای افرا سالمند، مشارکت آن‌ها در فرآیند بیمه را افزایش دهد. از طرف دیگر با توجه به تأثیر مثبت دسترسی به اینترنت، نصب آنتن اینترنت در سکونت‌گاه‌های عشایر، ضمن همه اثرات جانبی مثبتی که دارد، می‌تواند به افزایش تمایل آن‌ها به بیمه دام کمک نماید.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از طرح پژوهشی "بررسی امکان حمایت‌های دولت، پرداخت تسهیلات بانکی با نرخ ارزان" که توسط سازمان امور عشایر خوزستان تأمین اعتبار شده است، اقتباس شده است که بدینوسیله از آن سازمان سپاسگزاری به عمل می‌آید.

شکل ۱. ردیابی، خودهمبستگی، هیستوگرام (یافت‌نگار) و چگالی توزیع پسین پارامتر تعداد دام در مدل پروبیت

References

- Agricultural insurance fund (2019). Insurance and agriculture. *Agricultural Insurance Fund Research Quarterly*, 58, 40-53.
- Agricultural statistics (2022). Second volume, Vice President of Statistics, Center for Statistics, Communication Technology. <https://ajkhz.ir/main/index.php/download/aj2-1401.pdf>
- Bertram-Huemmer, V. and Kraehnet, K. (2018). Does index insurance help households recover from disaster? evidence from IBLI Mongolia. *American Journal of Agricultural Economics*, 100(1), 145-171.
- Boyer, C. R., DeLong K. L., Griffith, A. P., and Martinez, C. C. (2024). Factors influencing United States cattle producers use of livestock risk protection. *Agricultural Economics*, 55, 677-689.



- Cakmakyapana, S. and Goktasb, A. (2013). A comparison of binary logit and probit models with simulation study. *Journal of Social and Economic Statistics*, 2(1), 1-17.
- Dong, H., Jimoh, S. O., Hou, Y., and Hou, X. (2020). Willingness to pay for livestock husbandry insurance: An empirical analysis of grassland farms in Inner Mongolia, China. *Sustainability*, 12 (18), 7331.
- Emvalomatis, G. (2020). Bayesian econometrics using BayES, Creative Commons Attribution, <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/legalcode>
- Foladizada, M., Barani, H., Abedi Sarvestani, A., and Mostafaloo, H. (2017). Socio-economic factors affecting acceptance of livestock and rangelands insurance (Case study: Agh Ghala county, Golestan Province, Iran. *Journal of Rangeland Science*, 7(1), 35-44.
- Fort, H., Dieguez, F., Halty, V., and Lima, J. M. S. (2017). Two examples of application of ecological modeling to agricultural production: Extensive livestock farming and overyielding in grassland mixtures. *Ecological Modelling*, 357, 23-34.
- Fouladi, H., & Tarazkar, M. H. (2023). Economic and social factors affecting the adoption of compulsory small ruminant insurance in Ahwaz County. *Journal of Animal Research (Agricultural Sciences)*, 33(3), 45-57.
- Ghahremanzadeh, M., Dashti, G., Pahlevani, R., & Sani, F. (2018). Investigating the effectiveness of government support policies on Total Factor Productivity in rural and pastoral systems of small ruminant husbandry in selected provinces of Iran. *Journal of Animal Research (Agricultural Sciences)*, 28(3), 153-168.
- Ghasemian, S., Dourandish, A., Ghorbani, M., & Sakhi, F. (2024). Investigating the factors affecting the decreased demand for insurance of agricultural products (Case study: Wheat farmers of Torbat-Jam City). *Rural Development Strategies*, 11(1), 96-116.
- Green, W. H. (2012), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Hamed Oghul Beyke, A. A. and Sabouri, M. S. (2014). Factors associated with acceptance and rejection of rural livestock insurance in Garmsar (Semnan Province). *Animal Sciences Journal*, 104, 79-90.
- Hastings, W. K. (1970). Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications. *Biometrika*, 57(1), 97-109.
- Hayati, E. (2001). A perspective on the tomorrow of nomadic life. In *Proceedings of the nomadic life development strategy conference, the role of expression, Nomadic affairs organization of Iran, Tehran, (In farsi)*.
- Hayati, B., Ghahremanzadeh, M., Khodaverdizadeh, M., and Najafi, N. (2010). Investigating effective factors on adoption of native livestock insurance in Salmas County. *Journal of Animal Science Researches*, 20(2), 27-38.

- Hosseinnejad Mir, N., Gholamrezai, S., Rahimian, M., and Rahmani Karchegani, M. (2019). Exploring the solutions of agricultural insurance development in Iran. *Village and Development*, 22(1), 71-86.
- Huber, C. (2019). Introduction to bayesian analysis using Stata, Indian University of Bloomington. https://media.dlib.indiana.edu/media_objects/z890s113p
- Iran Data Administration (Irda) (2022). The amount of livestock of the country's nomads, https://irda.ir/Categories/Detail/Tribes_13
- Khodaverdizadeh, M., Khodaverdizadeh, S., and Masoomzadeh, F. (2014). Determining effective factors on demand for rural livestock insurance (Case study: Marand Township). *Rural Development Strategies*, 1(3), 1-18.
- Koop, G. (2003), *Bayesian Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England
- Kyire, S. K. C., Kuwornu, J. K. M., Bannor, R. K., Apiors, E. K. and Martey, E. (2023). Perceived risk and risk management strategies under irrigated rice farming: Evidence from Tono and Vea irrigation schemes-Northern Ghana. *Journal of Agriculture and Food Research*, 12, 100593.
- Lancaster, T. (2004), *An introduction to modern bayesian econometrics*, Oxford, UK: WileyBlackwell.
- Long, J. S. (1997). Regression models for categorical and limited dependent variables. *Advanced quantitative techniques in the social sciences*, 7.
- Majedi, M., Naderi, K. & Saadi, H. (2016). Wheat insurance development barriers in Asadabad county. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(1), 57-66.
- Metropolis, N., Rosenbluth, A. W., Rosenbluth, M. N., Teller, A. H., & Teller, E. (1953). Equation of state calculations by fast computing machines. *Journal of Chemical Physics*, 21(6), 1087-1092.
- Mirzaei A., Abdeshahi A., and Azarm H. (2023). The effect of price surging of livestock products on the rangeland and the livelihood of nomads. *Mamasani rangelands*, 17(3), 426-446.
- Naderi, K., Yaghoubi Farani, A., Saadi, H., & Zoleikhaei Sayar, L. (2014). Factors affecting the development of wheat farming insurance in Hamedan County. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 45(3), 25-437.
- Nasrnia, F., & Shokoohi, Z. (2022). Investigating The Effect of C Settlement on Livelihood Resilience of Nomadic Families in Fasa City. *Iranian Journal of Agricultural Economics & Development Research (IJAEDR)*, 53(3).
- Pishbahar, E., Abedi, S., Dashti, G., and Kianirad, A. (2015). Weather-based crop insurance (WBCI) premium for rainfed wheat in Miyaneh county: D-Vine copula approach application. *Agricultural Economics*, 9(3), 37-62.

- Singh, S., Kumar, A. and Arora, K., (2022). Adoption of livestock insurance in Punjab: Extent and constraints. *Indian Journal of Dairy Science*, 75(3), 278-284.
- Stata Publication (2023), Stata Bayesian model averaging references manual release 18, SatatCrop, College Station, Texas.
- Subedi, S. and Kattel, R. R. (2022). Determining factors and impact of household income on dairy cattle insurance in Nepal. *Journal of Agriculture and Forestry University*, 5, 229-238.
- Ye, T., Li, Y., Gao, Y., and Yi, M. (2017). Designing index-based livestock insurance for managing snow disaster risk in Eastern Inner Mongolia, China. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 23, 160-168.
- Yufei, G. Arshad, M. U. Xinya, G., and Yuanfeng, Z. (2022). An empirical study of key factors affecting herders' purchasing decision on weather index insurance- A case study from inner Mongolia autonomous region, China. *Heliyon*, 8(11), 1-7.
- Zare Mehrjerdi, M. R., and Esmaili, A. (2010). Determination of effective factors on adoption of livestock insurance in Kerman with parametric and nonparametric methods. *Agricultural Economics Research*, 2(7), 1-19.

Factors Affecting Livestock Insurance in Nomadic Households of Khuzestan Province: Application of Bayesian Econometrics

Extended Abstract

Introduction

Agricultural production is among the most risky economic activities, in which various economic, social, natural, and personal risks have created a vulnerable environment for producers. Due to the special nature of its products, the livestock sub-sector is associated with more risks, and therefore reducing the effects of these risks should be at the center of policy makers' decisions. One of the most important policies in this regard, which is supported by experts, is livestock insurance. One of the most important aspects of this policy is its acceptance by the stakeholders. The present study aims to determine the factors affecting the acceptance of livestock insurance by the nomadic households in Khuzestan province.

Material and Methods

To investigate factors affecting the acceptance of animal insurance by Nomad households in Khuzestan province, a binary probit model was estimated. To estimate binary choice models in previous studies, the maximum likelihood method has been used. This method is a frequentist approach that relies on asymptotic assumptions. In other words, the estimates obtained from this method are only reliable in large samples. In the present study to estimate probit model, the Metropolis-Hastings of Markov Chain Monte Carlo, which is one of the Bayesian econometric estimators was used. The necessary data were collected by completing questionnaires from 127 nomadic households that were randomly selected.

Results and discussion

The results showed that variables such as the occurrence of damage, receipt of compensation, number of livestock, and access to the internet positively affect the probability of livestock insurance acceptance by nomadic households, while the age of the household head has a negative effect. In this context, the amount of compensation received has the highest marginal effect on insurance acceptance, approximately 9%. Following this, the dummy variables include the occurrence of damage and internet access each have a marginal effect of about 3%. Since the policyholder must deliver the head of the livestock to the insurance company to prove the occurrence of damage, based on the study results, it is suggested that the insurance company relax this strict policy of proving damage and show more flexibility by using other tools, especially by placing more trust in Nomadic households when paying compensation. Additionally, by providing necessary training, especially for the elderly, their participation in the insurance process should be increased.

JEL Classification: Q18, B23

Key words: Livestock Insurance, Nomadic Housholds, Bayesian Econometrics, Meteropolis-Hastings