تحلیل مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته به روش بیز و بکارگیری آن‌ها در شناسایی عوامل مؤثر بر تعداد دفعات اهدای مجدد خون

زهرا موسوی آذرنگ [۱]، سلیمان خیری [۲]، مرتضی سدهی [۳]

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: هدف اصلی مراکز انتقال خون، تأمین خون سالم و کافی بر روی بیماران می‌باشد. برای آماده کردن خون سالم و کافی جهت تأمین نیاز بیماران، آگاهی از عواملی که افراد را به اهدای خون دعوت می‌کند و از خروج آن‌ها از چرخه اهدا جلوگیری می‌کند امری ضروری است. با توجه به اهمیت اهداکنندگان خون به‌عنوان تنها منبع خون، در این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر تعداد دفعات اهدای مجدد خون اهداکنندگان شهرکرد بر اساس مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته پرداخته شده است.

روش‌ها: مطالعه از نوع توصیفی تحلیلی است که بر روی داده‌های اهدای خون یک نمونه تصادفی به حجم ۸۶۴ نفر از اهداکنندگان خون بار اول پایگاه انتقال خون شهرکرد انجام گرفت. متغیر پاسخ برابر با تعداد اهدای خون طی پنج سال و متغیرهای مستقل شامل سن، شغل، جنس، و وزن هستند. تحلیل داده‌ها بر اساس مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته شامل مدل رگرسیون پواسون با صفر انباشته، دوجمله‌ای منفی با صفر انباشته و پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته انجام گرفت. برآورد پارامترها به روش بیزی و بر اساس الگوریتم مونت کارلوی زنجیر مارکوفی و با استفاده از نرم‌افزار Win BUGS انجام شد. مقایسه مدل‌ها بر اساس معیار بیزی اطلاع انحرافی انجام شد.

یافته‌ها: مدل رگرسیون پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته با داشتن کمترین مقدار معیار اطلاع انحرافی نسبت با سایر مدل‌ها، به عنوان بهترین مدل رگرسیون شمارشی با صفر انباشته برای داده‌ها انتخاب شد. متغیر وزن تأثیر معنی‌دار بر تعداد دفعات اهدای مجدد داشت به‌طوری‌که با افزایش وزن اهداکنندگان، تعداد دفعات اهدای مجدد خون افزایش یافته است. هم‌چنین تعداد دفعات اهدای مجدد خون ارتباط معکوس با سن داوطلبان اهدای خون داشت.

نتیجه‌گیری: تعداد دفعات اهدای مجدد خون با وزن ارتباط مستقیم و با سن ارتباط معکوس داشت. لذا لازم است با فرهنگ‌سازی و آموزش عمومی، افراد با سن بالا و با وزن متوسط را به اهدای خون تشویق کنیم.

واژه‌های کلیدی: اهدای خون- مدل‌های رگرسیون شمارشی- صفر انباشته- تحلیل بیزی- مونت کارلوی زنجیر مارکوفی

ارجاع: موسوی آذرنگ زهرا، خیری سلیمان، سدهی مرتضی. **تحلیل مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته به روش بیز و بکارگیری آن‌ها در شناسایی عوامل مؤثر بر تعداد دفعات اهدای مجدد خون.** مجله تحقیقات نظام سلامت ۱۳۹۳؛ ۱۰(۳): ۵۷۰-۵۵۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۸/۱۷ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۰۷**

۱. کارشناسی ارشد آمار زیستی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد، شهرکرد، ایران
۲. دانشیار آمار زیستی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد، شهرکرد، ایران (نویسنده مسؤول)
Email: kheiri@hbi.ir
۳. استادیار آمار زیستی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد، شهرکرد، ایران

مقدمه

خون سالم، نجات‌دهنده زندگی است. همه روزه، در سراسر جهان بسیاری از افراد به خون و فراورده‌های خونی نیاز دارند، به‌طوری که از هر سه نفر مردم دنیا، یک نفر در طول زندگی احتیاج به تزریق خون و فراورده‌های خونی پیدا می‌کنند. در حال حاضر، با وجود پیشرفت‌های چشم‌گیر در زمینه علم

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

پزشکی هنوز هیچ‌گونه جایگزین مصنوعی برای خون ساخته نشده است و فقط خونی که توسط انسان‌های نیکوکار اهدا می‌شود، می‌تواند جان انسان‌های دیگر را از مرگ نجات بخشد. عدم وجود جایگزین مناسب برای خون، محدود بودن مدت زمان نگه‌داری خون و فراورده‌های خونی و همیشگی بودن نیاز به خون و فراورده‌های آن سبب شده تا اهدای خون از اهمیت و جایگاه ویژه‌ای برخوردار شود (۱).

اهدای خون یک رفتار بشردوستانه و یکی از شاخصه‌های مهم، توسعه و مشارکت اجتماعی است. نیاز به خون و فراورده‌های خونی سالم یک نیاز دایمی و مستمر است. به طور کلی سه نوع اهداکننده خون وجود دارد:

۱: اهداکنندگان پولی: اهداکنندگان پولی کسانی هستند که در ازای دریافت پول یا کالای قابل تبدیل به پول مبادرت به اهدای خون خود می‌نمایند. این افراد ممکن است به خاطر دریافت پول به سؤالات مربوط به رفتارها و سلامت خود پاسخ صحیح ندهند که باعث به خطر افتادن سلامت خود و بیمار گیرنده خون می‌شود بنابراین این اهداکنندگان را نمی‌توان به‌عنوان منبع تأمین خون سالم معرفی کرد.

۲: اهداکنندگان جایگزین (فامیلی): این اهداکنندگان فقط در زمانی که یکی از اعضای خانواده یا آشنایان نیازمند خون می‌شوند خون خود را اهدا می‌کنند. خون اهداکنندگان جایگزین (فامیلی) سالم‌تر از اهداکنندگان پولی است اما ممکن است به علت تحت فشار بودن از طرف اعضای خانواده و یا نگرانی برای بیمار خود به سؤالات پاسخ صحیح ندهند و باعث انتقال آلودگی به فرد دریافت‌کننده خون شوند.

۳: اهداکنندگان داوطلبانه و بدون چشم‌داشت مادی: کسانی هستند که به‌صورت کاملا داوطلبانه و بدون چشم‌داشت مادی اقدام به اهدای خون خود می‌کنند و در قبال آن چیزی دریافت نمی‌کنند. انگیزه اصلی این افراد کمک به دیگران است و ثابت شده که اهدای خون داوطلبانه مناسب‌ترین روش تأمین خون سالم است چون با کاهش مشخص خطر عفونت‌ها مانند HIV، هپاتیت B، هپاتیت C و سیفلیس مرتبط است. اهداکنندگان این گروه بر اساس سابقه اهدای قبلی به ۳ زیر بخش تقسیم می‌شوند:

الف: اهداکنندگان بار اول: کسانی هستند که سابقه قبلی اهدای خون نداشته و نخستین بار است که خون خود را اهدا می‌کنند.

ب: اهداکنندگان با سابقه: به کسانی اطلاق می‌شود که سابقه اهدای خون دارند ولی آخرین باری که اقدام به اهدای خون نموده‌اند بیش از یک سال می‌باشد و یا به‌عبارت دیگر، در یک دوره یک‌ساله کمتر از ۲ بار اهدای خون داشته‌اند.

ج: اهداکنندگان مستمر: به کسانی گفته می‌شود که در یک دوره یک ساله حداقل ۲ بار خون خود را اهدا نموده‌اند. ثابت شده این گروه، سالم‌ترین و قابل اعتمادترین گروه داوطلبان را تشکیل می‌دهند. تعداد دفعات خون‌دهی این افراد مشخص است و هم‌چنین سلامت خون آن‌ها وجود دارد. بنابراین هر چه بتوان شاخص مستمر را افزایش داد، برای سیستم بهداشت مناسب‌تر است لذا پیش‌بینی میزان اهدای خون جایگاه ویژه‌ای می‌یابد (۲).

در حال حاضر تمام خون مورد نیاز کشور صرفا از داوطلبان مستمر اهدای خون تهیه می‌شود (۳). تهیه کافی فراورده‌های سالم خونی از وظایف عمده سازمان انتقال خون است. شعار سازمان انتقال خون کشور مبنی بر "اهدای خون سالم، اهدای زندگی " بیش از پیش بر سلامت داوطلبان اهدای خون و محصولات خونی تأکید دارد. داوطلبان اهدای خون نقش مهمی در کفایت و سلامت محصولات خونی دارند. سلامت این افراد سلامت خون را به دنبال دارد و در غیر این‌صورت ممکن است بیماری اهداکنندگان خود تهدیدی برای سلامت جامعه باشد (۴).

پژوهش‌های بسیار محدودی در زمینه عوامل مؤثر در مراجعه به اهدای خون یا عدم مراجعه به اهدای خون انجام شده است.

در خصوص عوامل مؤثر بر بازگشت به اهدای خون یک مطالعه کوتاه مدت شش‌ماهه توسط حسن‌زاده و همکاران در سال ۱۳۹۲ در اصفهان انجام گرفته است. در این مطالعه از بین ۶۰۰ نفر از مراجعین جهت اهدای خون تنها ۷۷ نفر (۱۲/۸٪) در طی ۶ ماه آینده مراجعه کردند. هم‌چنین افراد

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

اهداکننده در گروه سنی ۲۱ تا ۳۰ سال بودند و خود کارامدی یکی از تأثیرگذارترین مؤلفه‌ها بر روی قصد افراد جهت اهدای خون مستمر بود و عواملی مانند خود هویتی، هنجارهای اخلاقی، نگرش و هنجارهای انتزاعی در اولویت‌های بعدی قرار داشتند (۱).

در مطالعه Reich و همکاران به منظور ارزیابی روش‌های انگیزشی مختلف در بازگشت اهداکنندگان بار اول، ۲۰/۵٪ اهداکنندگان طی ۶ ماه مراجعه داشتند و ارسال پیام‌های عاطفی به طور قابل توجهی بر میزان بازگشت آن‌ها تأثیر داشت (۵). در مطالعه Schreiber و همکاران، مهم‌ترین علت عدم مراجعه مجدد در ۳۲٪ تا ۴۲٪ اهداکنندگان بار اول و ۲۶٪ تا ۴۲٪ اهداکنندگان مستمر، مناسب نبودن محل اهدا گزارش شد (۶). بنابراین شناسایی عوامل مؤثر جهت اقدام یا قصد اهدای خون، بسیار حایز اهمیت است.

در مطالعه مسایلی و همکاران در اصفهان، تأثیر ارسال کارت یادآور اهدای خون در بازگشت مجدد اهداکنندگان بار اول بررسی شد. در این مطالعه، ارتباط میزان بازگشت اهداکنندگان برای اهدای مجدد خون با سن، جنس، میزان تحصیلات و فاصله مکانی از مرکز انتقال خون بررسی شده است (۷).

هم‌چنین درباره تعداد مراجعه مجدد به اهدای خون و فراوانی اهدای خون در طی یک دوره سه ساله، مطالعه‌ای در شیراز توسط کسائیان و توسلی در سال انجام گرفت. در این مطالعه، اثر سن، وزن، سطح تحصیلات و وضعیت تأهل بررسی گردید (۸).

James و Matthews در کشور کانادا رفتار اهداکنندگان به اهدای خون را بررسی کردند که در این مطالعه، اثر سن، جنس، نژاد و سواد بر دفعات اهدا و زمان‌های اهدا بررسی گردید (۹).

در مطالعه Ownby و همکاران در کشور آمریکا، رفتارهای آماری بازگشت به اهدای مجدد خون در اهداکنندگان بررسی شد. در این مطالعه، مشخصات اهداکنندگان خون از نظر سن، سواد، جنس، نژاد بررسی گردید. هم‌چنین فواصل زمانی بین اهداهای خون در ۱۰ اهدای خون متوالی بررسی شد (۱۰).

در مطالعه Flegel و همکاران شانس اهدای خون در یک فاصله زمانی از قبل انتخاب شده بر اساس مدل رگرسیون لوجستیک پیش‌بینی گردید. در این مطالعه مشخص گردید که این شانس به سن، جنس، تعداد دفعات اهدا، گروه خون و محل سکونت اهداکننده بستگی دارد (۱۱).

Wu و همکاران در مطالعه خود، روند شش ساله فراوانی اهداکنندگان بار اول را طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۶ در آمریکا بررسی کردند. در این مطالعه اثر سن، جنس، نژاد، محل تولد و سطح تحصیلات بررسی گردید (۱۲).

در مطالعه Marantidou و همکاران رفتار اهداکنندگان خون، انگیزه بازگشت به اهدای خون در یونان بررسی شد. در این مطالعه تعداد دفعات بازگشت به اهدای خون با افزایش سن افزایش یافته است (۱۳).

مطالعات زیادی در جهان در خصوص شناسایی اهداکنندگان مستمر خون و عوامل مؤثر بر هر کدام از آن‌ها انجام گرفته است در برخی از این مطالعات رفتار اهداکنندگان خون، در برخی دیگر انگیزه بازگشت به اهدای خون، نرخ بازگشت به اهدای خون در کل جامعه و روند آن، نرخ بازگشت به اهدای مجدد خون در گروه‌های مختلف جامعه و یا کشورهای مختلف و عوامل مؤثر بر آن بررسی شده‌اند (۱۵-۱۴).

از نظر آماری فراوانی اهدای خون توسط هر فرد یک پاسخ شمارشی است و لذا برای تحلیل این متغیر لازم است از مدل‌های شمارشی استفاده نمود. مدل‌های رگرسیون شمارشی از نوع مدل‌های غیرخطی هستند و لذا برخی از محدودیت‌های رگرسیون خطی را ندارند. مدل رگرسیون پواسون ساده‌ترین و پرکاربردترین مدل برای داده‌های شمارشی است. تفسیر این مدل به دلیل این‌که از بسیاری جهات شبیه مدل رگرسیون خطی است نسبتا آسان است، اما یکی از فرضیات این مدل فرض تساوی میانگین و واریانس است که معمولا این شرط به دلیل چولگی زیاد داده‌های شمارشی برقرار نسیت. وقتی که واریانس از میانگین بزرگتر باشد، مسأله بیش پراکنش (Over dispersion) به وجود می آید، عدم توانایی این مدل در کنترل کردن بیش پراکنش باعث بروز مشکلاتی از قبیل براوردهای ناسازگار، کم براوردی خطای معیارضرایب پارامترهای مدل، زیاد شدن آماره‌های آزمون

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

هر کدام از ضرایب متغیرها و باعث افزایش خطای پذیرش آن متغیر در مدل و باریک شدن فاصله اطمینان و کوچک شدن پی- مقدار می شود. در صورت وجود بیش پراکنش در مدل رگرسیون پواسن، یک راه اصلاح بیش پراکنش بر اساس براوردهای تنومند واریانس است و راه دیگر استفاده از دیگر مدل‌های رگرسیون شمارشی هم‌چون دوجمله‌ای منفی و یا پواسن تعمیم یافته است.

علاوه بر مشکل بیش پراکنش در داده‌های شمارشی، مسأله رایج دیگر، وجود صفرهای زیادی (Excess Zero) است، در این شرایط مدل‌های انباشته در صفر(Zero-Inflated Model) به کار می روند. در مدل‌های شمارشی، انتظار فراوانی صفر به اندازه سهم توزیع شمارشی در ایجاد صفر است حال چنان‌چه تعداد صفرها بیش از سهم توزیع در ایجاد صفر باشد صفر انباشته خواهیم داشت. در بیشتر موارد کاربردی، داده‌های شمارشی چوله، دارای مسأله بیش پراکنش و صفرهای زیاد هستند. این خصوصیات، باعث استفاده از مدل‌های شمارشی با صفر انباشته شده است (۱۶).

یکی از روش‌های استنباط آماری، روش بیزی است که در آن، اطلاعات ناشی از تجارب شخصی محقق و یا اطلاعات ناشی از مطالعات قبلی را می‌توان به کمک توزیع پیشین (Posterior Distribution) پارامترها در مدل گنجاند و با ادغام آن با داده‌های مشاهده شده، توزیع پسین (Prior Distribution) را به‌دست آورد. زمانی که هیچ دانش پیشینی در تحلیل وجود ندارد، می توان از توزیع پیشین ناآگاهی بخش (Non-Informative) استفاده نمود، در این صورت نتایج برآورد به برآوردهای روش کلاسیک نزدیک‌تر هستند. در روش بیزی لازم است که با تلفیق داده‌های مشاهده شده و توزیع‌های پیشین، توزیع‌های پسین پارامترهای مدل برازش یافته را به‌دست آورد و بر اساس آن‌ها استنباط درباره پارامترهای مدل را انجام داد (۱۷).

از جمله افرادی که در زمینه تحلیل بیزی مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته به پژوهش پرداخته‌اند می‌توان به مطالعه Angers و Biswas، مطالعه Rodriguse، مطالعه Ghosh و همکاران، مطالعه Rodrigues-Motta و همکاران و مطالعه Lee و همکاران اشاره کرد. در این مطالعات با استفاده از روش بیز و بر اساس الگوریتم مونت کارلوی زنجیره مارکوفی استنباط مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته صورت گرفته است (۲۲-۱۸).

هدف از انجام مطالعه حاضر، بکارگیری مدل‌های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته بر روی داده‌های اهدای خون بر اساس استنباط بیزی و شناسایی بهترین مدل برازش یافته بر روی این داده‌ها و استفاده از آن جهت تعیین عوامل مؤثر بر تعداد اهدای مجدد خون می‌باشد.

روش‌ها

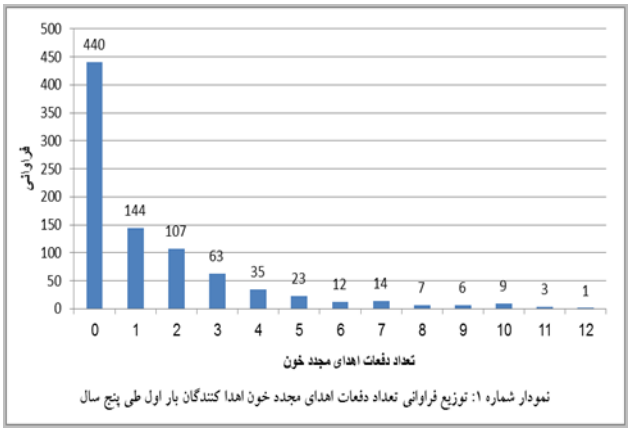
الف- داده‌های مورد مطالعه

مطالعه از نوع توصیفی- تحلیلی است که بر روی داده‌های اهدای خون یک نمونه تصادفی به حجم ۸۶۴ نفر از اهداکنندگان خون بار اول پایگاه انتقال خون شهرکرد انجام گرفت. این اهداکنندگان به روش نمونه‌گیری سیستماتیک از لیست اهداکنندگانی که نخستین بار در سال ۱۳۸۷ خون خود را اهدا نمودند و مشخصات اهدای خون آن‌ها در نرم‌افزار نگاره سازمان انتقال خون ثبت شده بود انتخاب شدند. متغیر پاسخ برابر با تعداد اهدای خون طی حداکثر پنج سال (از سال ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۱) منظور شد. متغیرهای سن، جنس، وزن، شغل، وضعیت تأهل در زمان اهدای نخست، محل سکونت در زمان اهدای نخست، سطح تحصیلات، گروه خون و RH (مثبت یا منفی) به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شد.

توزیع فراوانی تعداد دفعات اهدای مجدد خون طی پنج سال در نمودار ۱ آمده است همان‌گونه که مشاهده می‌گردد داده‌های مذکور با فراوانی بیش از انتظار صفر مواجه هستند.

با توجه به این‌که متغیرهای محل سکونت، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات، گروه خون و RH تأثیری بر متغیر پاسخ نداشتند، به منظور پیچیده نشدن مدل‌ها، این متغیرها در مدل‌های رگرسیون وارد نشده و در نهایت متغیرهای سن، جنس، شغل، و وزن به عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل‌های رگرسیون شمارشی شدند.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]



نمودار ۱. توزیع فراوانی تعداد دفعات اهدای مجدد خون طی پنج سال

ب- روش تحلیل داده‌ها

در مدل‌های صفر انباشته، فرض می‌شود که دو مکانیسم برای تولید داده‌ها وجود دارد. مکانیسم اول فقط شمارش‌های صفر را با احتمال P تولید می‌کند، در حالی که مکانیسم دوم با احتمال 1-P داده‌هایی از توزیع‌های شمارشی (پواسون، دو جمله‌ای منفی یا پواسن تعمیم یافته) تولید می‌کند. متغیر تصادفی و گسسته $\mathbf{Y_i}$ با توزیع شمارشی انباشته در صفر باشد و p بین صفر ویک نشانگر صفر ساختاری (نسبت انباشتگی در صفر) و μ نشانگر میانگین در توزیع‌های پواسون، دوجمله‌ای منفی و پواسون تعمیم یافته باشند (۲۳).

تابع جرم احتمال مدل‌های رگرسیونی با صفر انباشته به صورت زیر بیان می‌شود :

$$\Pr(Y_i \mid \mu_i) = \begin{cases} p_i + (1-p_i)\Pr(Y_i = 0) & \text{if } y_i = 0 \\ (1-p_i)\Pr(Y_i = y_i) & \text{if } y_i = 1,2,\ldots \end{cases}$$

که p نسبت مشاهدات انباشته در صفر است (۲۴). اگر $p_i = 0$ باشد مدل‌های انباشته در صفر به مدل‌های معمولی شمارشی تبدیل خواهند شد (۲۴).

عبارت $\Pr(Y_i = y_i)$ احتمال مشاهده y_i را نشان می‌دهد که این احتمال می‌تواند بر اساس تابع جرم احتمال پواسون، دو جمله‌ای منفی و یا پواسون تعمیم یافته محاسبه گردد. چنان‌چه این احتمال از توزیع پواسون آمده باشد در این‌صورت توزیع پواسون انباشته در صفر خواهیم داشت که میانگین و واریانس آن عبارت هستند از:

$$E(Y_i|\mu_i) = \mu_i(1-p_i)$$

$$Var(Y_i|\mu_i) = \mu_i(1-p_i)[1+p_i\mu_i]$$

در مدل رگرسیون پواسون با صفر انباشته، پارامتر میانگین μ_i به صورت زیر بر روی متغیرهای مستقل x_i رگرسیون می‌گردد:

$$\mu_i = \exp(\beta^T x_i)$$

مدل‌های رگرسیون دوجمله‌ای منفی و پواسون تعمیم یافته دارای یک پارامتر اضافه به نام پارامتر پراکندگی r هستند که بیش پراکنش داده‌ها را تبیین می‌کند.

در این مطالعه از رویکرد بیزی برای انجام تحلیل استفاده شده است. در این روش، استنباط پارامترها بر اساس توزیع پسین پارامترها صورت می‌گیرد. به منظور انجام یک تحلیل ناآگاهی بخش، برای هر کدام از پارامترهای رگرسیون از توزیع پیشین نرمال با میانگین صفر و واریانس بزرگ ۱۰۰۰ استفاده شده است. هم‌چنین توزیع پیشین ناآگاهی بخش برای پارامتر p (نسبت انباشتگی صفر)، توزیع یکنواخت صفر و یک و توزیع پیشین ناآگاهی بخش برای پارامتر پراکندگی r را توزیع گاما با پارامترهای ۰/۰۰۱ و ۰/۰۰۱ در نظر گرفته شد.

در مدل‌های رگرسیون شمارشی صفر انباشته به واسطه پیچیدگی و ابعاد زیاد توزیع توام، امکان محاسبه توزیع پسین پارامترهای مدل به روش مستقیم وجود ندارد، لذا رهیافت

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی به کار گرفته می‌شود. برای این کار با نمونه‌گیری متوالی از توزیع‌های شرطی پارامترها و با استفاده از الگوریتم متروپولیس- هستینگ زنجیرهای مارکوفی ساخته می‌شود که توزیع حدی این زنجیرها تقریب مناسبی از توزیع پسین پارامترهای مدل است. در صورت همگرایی این زنجیرها می‌توان آن‌ها را از توزیع پسین پارامترها دانست و در صورت عدم همگرایی زنجیرها استنباط پارامترها با استفاده از نمونه‌های تولیدی دارای اشکال اساسی است. بنابراین همگرایی زنجیرهای مارکوف تولید شده از فرضیات اساسی در استنباط بیزی با استفاده از روش‌های Markov Chain Monte Carlo (MCMC) است. برای اطمینان از همگرایی زنجیرهای مارکوف، از معیار همگرایی گلمن- روبین استفاده شد. اجرای شبیه‌سازی MCMC توسط نرم‌افزار آماری WinBUGS برنامه‌نویسی شد که کد برنامه‌نویسی مدل پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته در پیوست ارایه شده است. در این مطالعه، به منظور اطمینان بیشتر از هر ده نمونه شبیه‌سازی شده یک نمونه جهت استفاده برای همگرایی و برآورد پارامترهای مدل استفاده شد. پس از آن نمونه‌های تولید شده (مشاهدات مونت کارلوی زنجیر مارکوفی) برای انجام تشخیص همگرایی و انجام استنباط توسط نرم‌افزار BOA در R فراخوانی شدند. با در نظر گرفتن سه زنجیر موازی با نقاط آغازین متفاوت، هر کدام به حجم سی و پنج هزار مشاهده و در نظر گرفتن پنج هزار مشاهده اول به‌عنوان دوره تطبیق، بر اساس معیار همگرایی گلمن روبین، همگرایی خوبی برای زنجیرهای همه پارامترهای مدل به‌دست آمد. برای مقایسه مدل‌ها به روش بیز بر اساس شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی از معیار اطلاع انحرافی (Deviance Information Criterion) استفاده شد. هم‌چنین برای مقایسه این معیار، معیارهای اطلاع آکائیک (Akaiek Information Criterion) و اطلاع بیزی (Bayesian Information Criterion) نیز محاسبه و ارایه شدند.

یافته‌ها

سن داوطلبان در زمان اهدای اول در دامنه ۲۱ تا ۷۵ سال با میانگین ۱۰/۷ ± ۳۶/۶ سال و وزن آن‌ها در زمان اهدای نخست در دامنه ۴۵ تا ۱۳۰کیلوگرم ۱۱/۷ ± ۷۷/۸ کیلوگرم بود. توزیع فراوانی جنس و شغل اهداکنندگان در جدول ۱ آمده است.

در این مطالعه، نرخ بازگشت به اهدای خون در طی مطالعه برابر ۴۹/۱٪ و تعداد دفعات اهدای مجدد خون در دامنه صفر تا ۱۲ بار با میانگین ۲/۱۶ ± ۱/۱۴ بار به‌دست آمد. خلاصه‌های آماری توزیع پسین پارامترهای مدل شمارشی شامل برآوردهای نقطه‌ای (میانگین، میانه، انحراف معیار) و فاصله باورمند ۹۵ درصد (چندک ۲/۵ درصد و ۹۷/۵ درصد) پارامترها بر اساس سی هزار نمونه پس از در نظر گرفتن دوره تطبیق پنج هزار مشاهده‌ای به‌ترتیب برای مدل‌های پواسون با صفر انباشته، دوجمله‌ای منفی با صفر انباشته و پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته، در جدول ۲ آمده است.

نتیجه معیارهای مقایسه مدل‌ها شامل معیار اطلاع انحرافی (DIC)، اطلاع آکائیک (AIC) و اطلاع بیزی (BIC) در جدول شماره ۳ آمده است. با توجه به اینکه مقدار کوچکتر این معیارها نشان‌دهنده برازش بهتر مدل می‌باشد مشاهده می‌شود که مدل رگرسیون پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته بهترین مدل برازش یافته برای داده‌ها می‌باشد. در مدل رگرسیون پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته متغیرهای وزن و سن معنی‌دار هستند با توجه به ضریب مثبت متغیر وزن، بالا بودن وزن تعداد دفعات اهدای مجدد را افزایش داده است. هم‌چنین متغیر سن با ضریب منفی معنی‌دار شده است در نتیجه با افزایش سن اهداکنندگان، تعداد دفعات اهدای مجدد کاهش یافته است. با وجود متغیرهای سن و وزن، متغیرهای جنس و شغل تأثیر معنی‌داری بر تعداد دفعات اهدای مجدد خون نداشته‌اند.

برآورد نسبت انباشتگی در صفر برای مدل شمارشی پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته برابر با ۲۱ درصد حاصل شده است که نشان می‌دهد چنان‌چه تعداد اهدای مجدد خون از توزیع پواسون تعمیم یافته آمده باشد در این داده‌ها ۲۱ درصد صفر بیشتر از سهم توزیع وجود داشته است.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

جدول۱. توزیع فراوانی جنس و شغل اهداکنندگان

متغیر	سطح متغیر	تعداد	درصد
جنس	مرد	۸۰۱	۹۲/۷
	زن	۶۳	۷/۳
شغل	خانه‌دار	۵۱	۵/۹
	کارمند	۱۶۸	۱۹/۴
	کارگر، کشاورز، راننده	۱۳۰	۱۵
	آزاد	۳۸۶	۴۴/۷
	دانشجو، بیکار	۱۲۹	۱۴/۹

جدول۲. خلاصه های آماری پسین پارامترهای مدل های پواسون با صفر انباشته، دوجمله ای منفی با صفر انباشته و پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته

مدل	پارامترها		میانگین	میانه	انحراف معیار	چندک ۲/۵ درصد	چندک ۵/ ۹۷ درصد	معیار همگرایی
دوجمله ای منفی با صفر انباشته	مقدار ثابت		-۲/۱۵۳	-۲/۱۳۸	۰/۵۱	-۳/۱۶۱	-۱/۱۵۳	۱/۰۰۶۱۷۵
	سن		-۰/۰۰۹۳۷	-۰/۰۰۹۳۸	۰/۰۰۵۱	-۰/۰۱۹۳۵	۷/۲۲E-۴	۱/۰۰۰۴۶
	شغل	فرهنگی،کارمند	۰/۶۲۴۷	۰/۶۲۵۷	۰/۴۷۴۳	-۰/۳۰۴۳	۱/۵۹۱	۱/۰۰۱۰۲۳
		کارگر،کشاورز،راننده	۰/۶۱۵۱	۰/۶۱۳۴	۰/۴۸۶۴	-۰/۳۳۷۵	۱/۵۸۸	۱/۰۰۰۸۸۴
		آزاد	۰/۴۸۴۹	۰/۴۸۳۵	۰/۴۸۱۹	-۰/۴۶۲۴	۱/۴۶۴	۱/۰۰۰۹۳۱
		بیکار،دانشجو	۰/۷۸۹۲	۰/۷۸۶۳	۰/۴۸۹۱	-۰/۱۶۸۴	۱/۷۸۱	۱/۰۰۰۸۹۵
	جنس		۰/۲۹۷۵	۰/۳۰۵۸	۰/۴۱۷۵	-۰/۵۳۶۷	۱/۱	۱/۰۰۰۸۷۵
	وزن		۰/۰۲۷۱۳	۰/۰۲۷۱۲	۰/۰۰۴۸	۰/۰۱۷۸۷	۰/۰۳۶۵۶	۱/۰۰۷۵۹۹
	پارامتر پراکندگی(r)		۰/۹۰۴۷	۰/۸۷۳۱	۰/۲۱۹۳	۰/۵۸۴۲	۱/۴۱۷	۱/۰۰۰۶۹۵
	P(درصد انباشتگی صفر		۰/۱۵۴۷	۰/۱۵۷۸	۰/۰۷۴۳	۰/۰۱۴۷۵	۰/۲۹۰۶	۱/۰۰۰۶۳۴
	مقدار ثابت		-۱/۸۹۱	-۱/۸۹	۰/۴۷۵۲	-۲/۸۳۴	-۰/۹۹۴۳	۱/۰۰۵۵۶
	سن		-۰/۰۰۹۹۴	-۰/۰۰۹۹	۰/۰۰۵۱	-۰/۰۲۰۲۲	-۲/۳۴۸E-۶	۱/۰۰۲۵۵
پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته	شغل	فرهنگی،کارمند	۰/۸۱۹۸	۰/۸۱۶۹	۰/۴۴۸	-۰/۰۵۶۵۱	۱/۶۹۲	۱/۰۰۵۰۴
		کارگر،کشاورز،راننده	۰/۷۲۶۵	۰/۷۲۶۷	۰/۴۶۱۳	-۰/۱۸۲۴	۱/۶۱۸	۱/۰۰۴۴۹
		آزاد	۰/۶۴۵۶	۰/۶۴۴	۰/۴۵۳۲	-۰/۲۴۲۸	۱/۵۳۱	۱/۰۰۵۴۹
		بیکار،دانشجو	۰/۷۹۳۷	۰/۷۹۲۸	۰/۴۵۸۸	-۰/۰۹۳۹۷	۱/۶۶۷	۱/۰۰۵۳۶
	جنس		۰/۱۹۱۸	۰/۱۷۱۲	۰/۳۵۹۳	-۰/۴۶۷۶	۰/۹۴۴۲	۱/۰۰۲۳۲
	وزن		۰/۰۲۴۴۵	۰/۰۲۴۵	۰/۰۰۳۹	۰/۰۱۶۵۱	۰/۳۱۹۳	۱/۰۰۰۹۰
	پارامتر پراکندگی(r)		۰/۴۱۳۴	۰/۴۱۳۴	۰/۰۳۲۸۹	۰/۳۴۸۵	۰/۴۷۷	۱/۰۰۰۰۴
	P(درصد انباشتگی صفر		۰/۲۰۷۳	۰/۲۱۰۴	۰/۰۵۵۳۷	۰/۰۸۸۸۲	۰/۳۰۶۴	۱/۰۰۰۲۲

گروه شغلی خانه دار به عنوان مرجع در نظر گرفته شده است.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

جدول ۳. نتیجه معیارهای مقایسه مدل های رگرسیون شمارشی با صفر انباشته

مدل / معیار	پواسون با صفر انباشته	دوجمله‌ای منفی با صفر انباشته	پواسون تعمیم‌یافته با صفر انباشته
DIC	۲۸۹۸/۵	۲۷۴۰/۲	۲۷۳۳/۸
AIC	۲۹۰۸	۲۷۵۲	۲۷۴۶
BIC	۲۹۱۷/۳۶	۲۷۶۲/۳۰	۲۷۵۶/۳۰

بحث

تهیه خون سالم یکی از دغدغه‌های متولیان سلامت کشور می‌باشد اهمیت این مسأله هنگامی مشخص می‌شود که بدانیم ممکن است برخی از بیماری‌ها با انتقال خون ناسالم سرایت کند که در این صورت مشکل بیمار با استفاده از دریافت خون ناسالم دوچندان می‌گردد. بنابراین یکی از اهداف اصلی سازمان انتقال خون، شناسایی افراد مستعد اهدای خون سالم و حفظ و نگهداری آنان می‌باشد به گونه‌ای که داوطلبین اهدای خون مستمر یکی از سرمایه‌های اصلی سازمان انتقال خون می‌باشند.

در این مطالعه، نرخ بازگشت به اهدای خون در طی مطالعه برابر با ۴۹/۱ درصد به‌دست آمد همچنین تعداد دفعات اهدای مجدد در دامنه صفر تا ۱۲ بار با میانگین ۲/۱۶ ± ۱/۴۱ بار حاصل شد. در مطالعه کسرائیان و همکاران در شیراز نرخ بازگشت اهدای دوره سه ساله برابر ۵۱/۷٪ به‌دست آمد (۸). در مطالعه حسن‌زاده و همکاران نرخ بازگشت به اهدا در یک دوره ۶ ماهه برابر با ۱۲/۸ درصد حاصل شد (۱). در مطالعه مسائلی و همکاران نرخ بازگشت به اهدا در یک دوره یک ساله برابر با ۲۴/۶ درصد به‌دست آمد (۷). در این مطالعه سن اثر منفی بر تعداد دفعات اهدای مجدد خون داشت به‌طوری که افزایش سن شانس اهدای مجدد را کاهش داده است. این نتیجه با نتیجه برخی از مطالعات همخوانی دارد و با برخی دیگر از مطالعات سازگاری ندارد. در مطالعه James و Matthews (۹) سن اثر منفی بر شانس اهدای مجدد داشته است به‌طوری که شانس اهدای مجدد برای جوانترها بیشتر بوده است. در حالی‌که، در مطالعه Ownby و همکاران، نرخ اهدا با افزایش سن افزایش یافت (۱۰). در مطالعه حسن‌زاده و همکاران در اصفهان، میانگین سن افرادی که اهدای خون مجدد داشته‌اند بیشتر از میانگین سن اهداکنندگان غیر بازگشتی بود (۱). از طرفی در مطالعه مسائلی و همکاران در اصفهان سن تأثیری بر اهدای مجدد نداشته است (۷). در برخی از مطالعات خارجی مانند مطالعه Wu و همکاران، سن تأثیری بر اهدای خون نداشته است (۱۲). در حالی که در برخی جوانترها بیشتر اهدا داشته‌اند (۹) و در برخی اهدای خون با افزایش سن افزایش داشته است (۱۳، ۱۰).

در این مطالعه، ۹۲/۷ درصد از اهداکنندگان مرد و تنها ۷/۳ درصد از آن‌ها زن بوده‌اند که نشانگر سهم بسیار کم خانم‌ها در اهدای خون در این ناحیه می‌باشد. مطالعات انجام شده در ایران و ترکیه حاکی از سهم اندک زنان در اهدای خون می‌باشد (۸). لذا لازم است برای مشارکت بیشتر زنان در اهدای خون فرهنگ‌سازی مناسب صورت پذیرد و عللی که منجر به اهدای خون کمتر زنان می‌باشد را به گونه‌ای شناسایی و مرتفع نمود. درصد اهدای مجدد برای خانم‌ها برابر با ۳۱/۷ درصد و برای آقایان برابر با ۵۰/۴ درصد بوده است که تفاوت معنی‌داری را نشان می‌دهد. با وجود تأثیر مستقیم جنسیت در اهدای مجدد خون، با حضور سایر متغیرهای اثرگذار ، جنسیت در مدل‌های رگرسیون شمارشی معنی‌دار نشد. در مطالعات مسائلی و همکاران (۷) و حسن‌زاده و همکاران (۱) در اصفهان نیز نرخ بازگشت به اهدای خون برای مردان بیشتر بوده است. در مطالعه میسج و همکاران در سن پایین‌تر از ۴۵ سال نرخ اهدا برای مردان بیشتر از زنان بوده است در حالی‌که در سن بالاتر از ۴۵ سال نرخ اهدا برای زنان و مردان یکسان بود (۱۴). در مطالعه Wu و همکاران جنس تأثیری در روند اهدای

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

خون طی سال‌های ۱۱۹۱ تا ۱۹۹۶ نداشته است (۱۲). در مطالعه Flegel و همکاران نیز نرخ بازگشت به اهدا برای مردان بیشتر بوده است هر چند که زنان نیز سهم قابل توجهی از اهداهای بار اول را دارا بوده‌اند (۱۱).

وزن اهداکنندگان در دامنه ۴۵ تا ۱۳۰ کیلوگرم با میانگین ۱۱/۷ ± ۷۷/۸ کیلوگرم بوده است. در این مطالعه مشخص گردید که متغیر وزن نقش مهمی بر تعداد دفعات اهدای مجدد خون داشته است. نتایج نشان داد که بالا بودن وزن شانس اهدای مجدد را بیشتر می‌کند، تعداد دفعات اهدای مجدد را افزایش می‌دهد. اگرچه کارهای زیادی در خصوص رفتار اهداکنندگان و عوامل مؤثر بر آن انجام شده است ولی در هیچ‌کدام نقش وزن مشخص نشده است.

قطعا عوامل فردی شامل آگاهی، نگرش، انگیزه و عوامل وابسته به خون‌گیری شامل فضای فیزیکی و محیطی، مدت انتظار در صف خونگیری، برخورد کارکنان با اهداکننده و امکانات موجود در سالن انتظار برای پرکردن اوقات انتظار نقش مؤثری بر ترغیب اهداکننده به اهدای مجدد خواهد داشت که در این مطالعه بررسی نشده‌اند. هم‌چنین ارسال پیام یادآوری (۷) و اعلان‌های عمومی برای خون‌دهی از طریق رسانه‌های جمعی نیز در بازگشت به اهدا بی‌تأثیر نیست.

تعداد اهداکنندگان خون در جهان سهم کمی از افراد مستعد اهدای خون را تشکیل می‌دهند (۱۲). در ضمن درصد کمی از این اهداکنندگان مستمر خواهند شد در حالی‌که تقاضا برای خون و فراورده‌های آن در جهان رو به گسترش می‌باشد. لذا شناسایی خصوصیات اهداکنندگان مستمر از اهمیت بالایی برخوردار است. در کل می‌توان گفت که بر اساس نتایج مطالعه حاضر سن و وزن اهداکننده، سهم بسزایی در رفتار اهدایی خون وی دارد و با انجام مطالعات مداخله‌ای می‌توان بر اساس این عوامل اهداکنندگانی که شانس تبدیل به یک اهداکننده مستمر دارند را شناسایی نمود و با افزایش انگیزه در این افراد، آن‌ها را به عنوان سرمایه‌های اصلی اهدای مستمر خون تبدیل نمود.

حفظ اهداکننده مستعد اهدای خون و ایجاد انگیزه برای اهدای مجدد کاری پرتلاش، علمی و هنری خواهد بود. در رویکرد علمی بایست رفتار آماری اهداکنندگان خون بررسی گردد و در میان آنان اهداکنندگان مستمر شناسایی گردند و این‌که چه گروه و یا افرادی از جامعه شانس بیشتری برای تبدیل به یک اهداکننده مستمر خواهند داشت مشخص گردد و برنامه‌هایی برای جذب و نگه‌داشت آنان صورت گیرد.

در رویکرد هنری، لازم است تمام تمهیدات لازم از قبیل آموزش، فرهنگ‌سازی، تشویق مادی و معنوی اهداکنندگان مستمر، توسعه پایگاه‌های مناسب برای انتقال خون، ایجاد محل‌های دسترسی آسان به اهدای خون و کنترل عوامل وابسته به خون‌گیری از قبیل نحوه برخورد و مهارت کارکنان بخش خون‌گیری، کنترل مدت زمان انتظار ناشی از تزریق سوزن و کم نمودن ترس ناشی از آن، منترل شوک‌های احتمالی پس از اهدای خون و فراخوانی افراد به اهدای خون را در نظر گرفت.

در این مطالعه، با توجه به مقدار آماره اطلاع انحرافی مشاهده شد که مدل رگرسیون پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته با دارا بودن کم‌ترین میزان اطلاع انحرافی مدل بهتری جهت برازش داده‌ها است جزئیات آماره معیار اطلاع انحرافی نشان داد که در میان مدل‌های مورد بررسی، اگرچه مدل رگرسیون پواسن با صفر انباشته دارای کمترین پیچیدگی و مدل پواسن تعمیم یافته با صفر انباشته دارای بیشترین پیچیدگی است، در کل با در نظر گرفتن میزان پیچیدگی و برازش، مدل پواسن تعمیم یافته با صفر انباشته کمترین میزان اطلاع انحرافی را داشته است. هم‌چنین نتایج معیارهای اطلاع اکائیک و معیار بیزی نیز نشان می‌دهد که از نظر این معیارها نیز مدل پواسن تعمیم یافته با صفر انباشته بهترین برازش را بر داده‌ها داشته است.

نتیجه‌گیری

در مدل‌های مطالعه شده در این بررسی، میانگین توزیع‌ها بر اساس تابع پیوند لگاریتمی با متغیرهای مستقل مرتبط گردید. به‌عنوان روش جانشین دیگر می‌توان نسبت انباشتگی در صفر

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

را بر اساس تابع پیوند لوجستیک با متغیرهای مستقل ارتباط داد و عوامل مؤثر بر میزان انباشتگی در صفر را تبیین نمود.

تشکر و قدردانی

مقاله حاضر بر گرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول می‌باشد بدین‌وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد و گروه آمار زیستی و اپیدمیولوژی این دانشگاه که بستر لازم را برای انجام این تحقیق فراهم کردند تشکر و قدردانی می‌گردد.

References

1. Hasanzadeh A, Farahini F, Akbari N, Aghahosseini M, Pirzadeh A. Survey of effective factors on continuous blood donation in Isfahan province based on the theory of planned behaviour. The Scientific J of Iranian Blood Transfusion Organization 2013; 10(2):182-189. [In Persian].
2. Blood donation. [Online]. Available from: http: // www.m-ibto.bibto.ir. [Cited 2014].
3. Abolghasemi H, Maghsudlu M, Amini Kafi-abad S, Cheraghali A. Introduction to Iranian Blood Transfusion Organization and Blood Safety in Iran. Iranian J Publ Health 2009; 38(1): 82-87 [In Persian].
4. Boe GP, Ponder LD. Blood donors and non-donors: A review of the research. Am J Med Technol 1981; 47(4): 248-53.
5. Reich P, Roberts P, Laabs N, Chinn A, McEvoy P, Hirschler N, *et al*. A randomized trial of blood donor recruitment strategies. Transfusion 2006; 46(7): 1090-6.
6. Schreiber GB, Schlumpf KS, Glynn SA, Wright DJ, Tu Y, King MR, et al. Convenience, the bane of our existence, and other barriers to donating. Transfusion 2006; 46(4): 545-53.
7. Massaeli Z, Jaberi MR, Hariri MM. Effect of recruitment of first time blood donors on donor return behavior in Isfahan. Sci J Iran Blood Transfus Organ 2007; 3(5): 397-403.
8. Kasraian L, Tavassoli A. Relationship between first-year blood donations, return rate for subsequent donation and demographic characteristics. Blood Transfusion 2012; 10(4): 448-52.
9. James RC, Matthews DE. Analysis of blood donor returns behaviour using survival regression methods. Transfusion Medicine 1996; 6(1): 21-30.
10. Ownby HE, Kong F, Watanabe K, Y Tu. Analysis of donor return behavior. TRANSFUSION, 1999; 39(10): 1128-35.
11. Flegel W A, Besenfelder W, Wagner F F. Predicting a donor's likelihood of donating within a preselected time interval. Transfusion Medicine 2000; 10(3): 181–92.
12. Wu Y, Glynn SA, Schreiber GB, Wright DJ, Lo A, Murphy EL, et al. First-time blood donors: demographic trends. TRANSFUSION 2001; 41(3): 360-4.
13. Marantidou O, Loukopoulou L, Zervou E, Martinis G, Egglezou A, Fountouli P. Factors that motivate and hinder blood donation in Greece. Transfusion Medicine 2007; 17(6): 443–50.
14. Misje A H, Bosnes V, Heier H E. Gender differences in presentation rates, deferrals and return behaviour among Norwegian blood donors. Vox Sanguinis 2010; 98: e241–8.
15. Karim R, Alam M, Farazi MR, Labone R J. Factors Influencing Blood Donation Behavior of University Level Students in Bangladesh. JU Journal of Information Technology 2012; 1: 35-40.
16. Karazsia BT, van Dulmen MHM. Regression models for count data: Illustrations using longitudinal predictors of childhood injury. Journal of pediatric psychology 2008; 33(10):1076-84.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

17. Ozmen I, Demirhan H. A bayesian approach for zero-inflated count regression models by using the Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo method and an application. Communications in Statistics-Theory and Methods 2010; 39(12): 2109-27.
18. Angers JF, Biswas A. A Bayesian Analysis of zero-inflated generalized poisson model. Computational statistics and data analysis 2003; 42(1): 37-46.
19. Rodriguse J. Bayesian analysis of zero-inflated distributions. Communications in Statistics. Theory and Methods. 2003; 32(2): 281-9
20. Ghosh SK, Mukhopadhyay P, Lu JC. Bayesian analysis of zero-inflated regression models. Journal of Statistical Planning and Inference 2006; 136(4): 1360-75.
21. Rodrigues-Motta M, Gianola D, Heringstad B. A mixed effects model for overdispersed zero-inflated poisson data with an application in animal breeding. Journal of Data Science 2010; 8(1): 379-96.
22. Lee JH, Choi TR, Woo YS. Bayesian approaches to zero-inflated poisson model. The Korean Statistical Society 2011; 24(4): 677-93.
23. Zaninotto P, Falaschetti E. Comparison of methods for modelling a count outcome with excess zeros: application to activities of daily living (ADL-s). Journal of Epidemiology and Community Health 2011; 65(3): 205-210.
24. Lawal BH. Zero-inflated count regression models with applications to some examples. Quality & Quantity. 2012; 46(1): 19-38.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

Bayesian Analysis of Zero-Inflated Count Regression Models and their Application to Analyzing the Number of Return to Blood Donation

Zahra Mousavi Azarang [1], Soleiman Kheiri [2], Morteza Sedehi [3]

Original Article

Abstract

Background: To prepare safe and adequate blood supply to meet patients' needs and ensure a sufficient number of regular blood donors, knowledge about factors encouraging people to donate blood regularly is essential. Considering its importance, we aimed to identifying the effective factors of the return to blood donation in based on zero-inflated count regression models using Bayesian approach.

Methods: This is a descriptive-analytical study performed on data of 864 blood donors in blood centers scattered across Shahrekord. The response variable was the number of return to blood donation during up to five years. The analysis was done based on zero-inflated regression models including: zero-inflated Poisson, zero-inflated Negative Binomial and zero-inflated generalized Poisson. Analyses of models were carried out based on Bayesian technique using Marko Chain Monte Carlo methods by WinBUGS. Models comparison were done using deviance information criterion (DIC).

Findings: The zero-inflated generalized Poisson regression model had the lowest DIC compare to other models. The body weight had a significant positive effect and the age of volunteers had significant negative effect on the number of return to donation.

Conclusion: The body weight and age of volunteers have significant positive and negative relationship to the number of return to donation; so much effort should be done to encourage moderate-weight and higher-age to donate more frequently.

Key Words: Blood donation- Zero-Inflated- Count Regression Model- Bayesian Analysis- Markov Chain Monte Carlo

Citation: Mousavi Azarang Z, Kheiri S, Sedehi M. **Assessing Self Efficacy with Health Belief Model component among type 2 diabetic patients referee to Iranian Diabetes Association in 2012-2013.** J Health Syst Res 2014; 10(3):558-570

Received date: 20.09.2014 **Accept date: 17.10.2014**

1. MSc of Biostatistics, Shahrekord University of Medical Sciences, Shahrekord, Iran
2. Associated Professor of Biostatistics, Shahrekord University of Medical Sciences, Shahrekord, Iran (Corresponding Author): Email: kheiri@hbi.ir.
3. Assistant Professor of Biostatistics, Shahrekord University of Medical Sciences, Shahrekord, Iran

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]

پیوست

برنامه مدل رگرسیون پواسون تعمیم یافته با صفر انباشته در WinBUGS

```
Model{
# Likelihood
C <- 0
for(i in 1:864){
zeros[i] <- 0
zeros[i] ~ dpois( zeros.mean[i])
zeros.mean[i] <- -l[i] + C
lambda.star[i] <- (1-omega)*lambda.ind[i] + omega*y[i]
l[i] <-   log( p0*equals( y[i], 0 ) + (1-p0)*exp(lfd[i]) )
lfd[i] <- log( (1 -omega)*lambda.ind[i] ) + (y[i]-1)*log(lambda.star[i] ) - loggam(y[i]+1) -
lambda.star[i]
log(lambda.ind[i])<-  beta +
beta.age*age[i]+beta.sex*sex[i]+beta.job[job[i]]+beta.weight*weight[i]}

# Prior
        p0~ dbeta(1,1)
        omega~dbeta(1,1)
        beta ~ dnorm( 0.0, 0.001 )
        beta.age ~ dnorm(0.0,1.0E-3)
        beta.sex ~ dnorm(0.0,1.0E-3)
        beta.weight~dnorm(0.0,1.0E-3)
        beta.job[1]<- 0
   for(j in 2:5){
        beta.job[j]~dnorm(0.0,1.0E-3)}}
INITS
list( beta=0,beta.age=0,p0=0.1 ,omega=0.5, beta.job=c(NA,0,0,0,0), beta.sex=0,beta.weight=0)

DATA
⇒click on one of the arrows to open data⇐
```

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2025-07-09]