Archive of SID

مجله دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد/ دوره ۱۸، شماره ۵/ آذر و دی ۱۳۹۵/ ۳۵-۲۶

مقاله پژوهشی

کاربرد مدل های شمارشی انباشته در صفر با رویکرد بیزی با هدف شناسایی عوامل مرتبط بر تعداد دفعات معافیت از اهدای مجدد خون در شهرکرد

طیب محمدی[۱]، سلیمان خیری[۲*]، مرتضی سدهی[۱]

[۱]گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد، شهرکرد، ایران؛ [۲]مرکز تحقیقات عوامل اجتماعی موثر بر سلامت، دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد، شهرکرد، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۵/۳/۱ تاریخ پذیرش: ۹۵/۵/۱۶

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

چکیده:

زمینه و هدف: **خون و فرآورده های حاصل از آن جایگاه ویژه ای در نظام سلامت هر کشوری دارد. هدف از این تحقیق، مدل بندی تعداد دفعات معافیت از اهدای خون و شناسایی عوامل موثر بر آن بر اساس مدل های رگرسیون شمارشی انباشته در صفر با رویکرد بیزی است.**

روش بررسی: **داده های تحقیق حاضر برگرفته از یک مطالعه طولی است که در آن ۸٦٤ اهداکننده خون برای بار اول و حداکثر به مدت ۵ سال (از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱) پیگیری شدند. تعداد دفعات معافیت از اهدای خون طی ۵ سال به عنوان متغیر وابسته و همچنین، جنس، وزن، سن، تحصیلات، وضعیت شغلی و تأهل به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شدند. تحلیل داده ها بر اساس دو مدل رگرسیون پواسن انباشته در صفر و دو جمله ای منفی انباشته در صفر با رویکرد بیزی انجام گرفت. برآورد پارامترها با استفاده از روش مونت کارلوی زنجیر مارکوفی (MCMC) به کمک نرم افزار وین باگز (WinBUGS) و مقایسه مدل ها بر اساس معیار بیزی اطلاع انحرافی (DIC) انجام شد.**

یافته ها: **بر اساس معیار اطلاع انحرافی (DIC)، مدل رگرسیون دو جمله ای منفی انباشته در صفر به عنوان مدل بهتر انتخاب شد. از میان متغیرهای مستقل، فقط متغیر وزن با داشتن ضریب رگرسیونی مثبت، معنی دار شد.**

نتیجه گیری: **افراد با وزن بالاتر به علت مراجعه بیشتر برای اهدای خون، تعداد معافیت بیشتری داشتند؛ لذا با آموزش و اطلاع رسانی به این افراد در خصوص علل معافیت از اهدای خون می توان تعداد معافیت آن ها را کاهش داد.**

واژه های کلیدی: **تحلیل بیزی، مدل های شمارشی، صفر انباشته، دو جمله ای منفی، معافیت خون، مونت کارلوی زنجیر مارکوفی.**

مقدمه:

امروزه نقش خون سالم در چرخه سلامت انسان ها انکارناپذیر است (۱). در این راستا شناسایی افراد سالم و مستعد اهدای خون از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است (۲). رویکرد اصلی مراکز انتقال خون، اتخاذ سیاست های سخت گیرانه برای حصول اطمینان از ایمنی خون می‌باشد (۴،۳). از این رو شناخت عوامل مرتبط با معافیت اهمیت بالایی در جلوگیری از معافیت های اشتباه، جذب اهداکنندگان مستعد خون و تبدیل آنان به یک اهداکننده مستمر خون دارد (۵،۲). یک روش غیر مستقیم برای غربالگری، جلوگیری از اهدای خون توسط افرادی است که شرایط لازم اهدای خون را ندارند (۶). اکثر معافیت های خون از نوع موقت هستند (۱۰-۷). به هر حال کنترل معافیت های موقت حائز اهمیت است؛ زیرا شانس مراجعه مجدد برای افرادی که به دلایل مختلف از اهدای خون معاف می شوند، کاهش می یابد (۱۱). مطالعات توصیفی مختلفی در زمینه بررسی و شناسایی عوامل مرتبط با معافیت از اهدای خون به ویژه در ایران انجام گرفته

*نویسنده مسئول: شهرکرد- دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد- مرکز تحقیقات عوامل اجتماعی موثر بر سلامت- تلفن: ۰۳۸-۳۳۳۳۳٤٤۸، E-mail: kheirin@skums.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

است؛ اما هنوز هم فقدان مطالعات بنیادی با استفاده از مدل های آماری جهت مدل بندی داده ها به شدت محسوس است. از بین مطالعات توصیفی انجام شده، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

در مطالعه کسراییان و همکاران شیراز، جنس و سن بر معافیت تأثیر داشت (۷). ابوالقاسمی و همکاران، شایع‌ترین علت معافیت از اهدای خون را، تماس جنسی مشکوک اعلام کردند؛ همچنین سن و شغل بر معافیت موثر بودند (۱۲). Pisudde و همکاران در مطالعه ای در کشور هند، کم خونی و فشارخون بالا را از مهم ترین عوامل معافیت دانسته اند (۱). در مطالعه ای دیگر، ابوالقاسمی و همکاران بیشترین دلیل معافیت در زنان را هموگلوبین پایین و وزن کم گزارش کردند (۱۰). در مطالعه Sharma و همکاران در هند، سن بر معافیت اثر معنی داری داشت (۱۳). در مطالعه بیرجندی و همکاران میزان معافیت برای زنان و مردان اختلاف زیادی داشت (۵). در مطالعه Arslan و همکاران در کشور ترکیه، متغیر سن بر میزان معافیت اثر معنی داری داشت (۱۴).

در مطالعه Ngmoa و همکاران در کشور ژاپن هموگلوبین پایین، دلیل اصلی برای معافیت موقت بود (۹). در مطالعه Sundar و همکاران در هند، شایع ترین دلیل معافیت سطح پایین هموگلوبین گزارش شد (۶).

در دهه های اخیر، همزمان با گسترش کارهای تحقیقاتی به ویژه در حوزه پزشکی، کاربرد روش ها و مدل های مختلف آماری نیز رونق زیادی یافته است. از میان داده های حاصل از این مطالعات، داده های شمارشی سهم قابل توجهی را به خود اختصاص می دهند (۱۶،۱۵). غالباً به منظور تحلیل این داده ها از مدل های رگرسیون شمارشی از جمله مدل پواسن استفاده می‌شود. فرض اساسی این مدل برابری واریانس و میانگین متغیر پاسخ شمارشی است؛ در حالی که در عمل مشاهدات پاسخ بیش پراکنده اند (واریانس مشاهدات بزرگ تر از میانگین است) (۱۷).

همزمان با مسأله بیش پراکنش، در اکثر مطالعات پزشکی به دلایل گوناگون، صفرهای بیش از حد (Excess Zeros) در داده ها وجود دارد که نمی توان از آن چشم پوشی کرد؛ زیرا علاوه بر از دست دادن اطلاعات مهم، موجب برآورد اریب پارامترها و نتایج گمراه کننده خواهد شد (۱۸). یک راه حل پیش رو استفاده از مدل های شمارشی انباشته در صفر است. به طور کلی هدف اصلی این تحقیق، به کارگیری مدل های رگرسیونی شمارشی انباشته در صفر برای مدل بندی داده های معافیت از اهدای خون بر اساس استنباط بیزی و تعیین یک مدل مناسب و کارا بر اساس معیار بیزی جهت شناسایی عوامل مرتبط با تعداد دفعات معافیت موقت از اهدای خون می‌باشد.

روش بررسی:

داده های این تحقیق برگرفته از مطالعه ای طولی است که در طی ۵ سال (از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱) انجام گرفته است (۱۸،۲). نمونه ای به حجم ۸۶۴ نفر از افراد (داوطلبان) اهدای خون که در سال ۱۳۸۷ برای اولین بار در پایگاه انتقال خون شهرکرد اهدای موفق خون داشته اند، به روش نمونه‌گیری سیستماتیک از لیست اهدا کنندگانی که مشخصات اهدای خون آن ها در نرم افزار نگاره سازمان انتقال خون ثبت شده بود، اخذ شد و رفتار اهدای خون افراد طی ۵ سال به دست آمد. برخی از این اهدا کنندگان در بازگشت به اهدای خون (مراجعات بعدی) به دلایل مختلف از اهدای خون معاف شده اند که این نوع از معافیت ها عمدتاً از نوع معافیت موقت بوده اند. در این مطالعه، متغیر شمارشی تعداد دفعات معافیت موقت از اهدای خون طی ۵ سال به عنوان متغیر پاسخ تعیین شد. متغیرهای جنس، وزن، سن، سطح تحصیلات، وضعیت شغلی و وضعیت تأهل اهدا کنندگان خون به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شد. در این بررسی مقدار واریانس تعداد معافیت طی ۵ سال بزرگ تر از مقدار میانگین آن است. این

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

حالت به پدیده بیش پراکنش (Over-dispersion) معروف است. به دلیل عدم برقراری شرط یکسان بودن میانگین و واریانس متغیر پاسخ، توزیع پواسن معمولی قادر به کنترل بیش پراکنش نیست و استفاده از آن ها باعث بروز ناسازگاری در برآوردها، کم برآوردی (Under-estimate) خطای معیار پارامترها و بالا رفتن خطای پذیرش آن متغیر در مدل ها خواهد شد (۱۹،۱۸). در چنین شرایطی برای حل مسأله صفرهای زیادی می توان از مدل پواسن انباشته در صفر (Zero-Inflated Poisson) بهره برد؛ همچنین برای حالتی که صفرهای زیاد و بیش پراکنش همزمان در داده ها اتفاق می افتند مدل رگرسیون دو جمله‌ای منفی (Negative Binomial) انباشته در صفر را می توان مطلوب ترین مدل برای تبیین این گونه داده ها انتخاب کرد (۲۲،۱۷-۲۰).

در این تحقیق در اولین گام، مدل های رگرسیونی انباشته در صفر به اجمال معرفی می شوند. فرض کنید که D یک توزیع آماری دلخواه باشد، گوییم متغیر تصادفی Y دارای توزیع انباشته در صفر توزیع D است و آن را به صورت $Y \sim ZID(P_0, \theta)$ نشان می‌دهند اگر تابع جرم احتمال Y به شکل عبارت زیر باشد:

$$f_{ZID}(y) = \begin{cases} P_0 + (1-P_0)f_D(0|\theta) & \text{اگر } y = 0 \\ (1-P_0)f_D(y|\theta) & \text{اگر } y = 1,2,\dots \end{cases}$$

که در آن $f_D(y|\theta)$ تابع جرم احتمال توزیع D ($Y_D \sim f_D(y|\theta)$) و P_0 پارامتر نسبت صفرهای انباشته در مدل است. در این مقاله انتخاب هایی که برای $f_D(y|\theta)$ در نظر می گیریم عبارتند از: توابع احتمال پواسن و دو جمله‌ای منفی. در حالتی که $P_0 = 0$ است توزیع مدل های انباشته در صفر به مدل های شمارشی معمولی تبدیل می‌شود (۲۳). میانگین و واریانس مدل های انباشته در صفر برابر است با (۲۴):

$$E(Y) = (1-P_0)E(Y_D)$$
$$Var(Y) = (1-P_0)[Var(Y_D) + P_0(E(Y_D))^2]$$

در مدل دو جمله ای منفی یک پارامتر اضافی پراکندگی r وجود دارد که برای تبیین بیش پراکنش داده ها به کار می‌رود.

پارامتر میانگین مدل ها (μ_i) از طریق تابع پیوند لگاریتم با متغیر های مستقل جنس، وزن، سن، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات با ۴ سطح، وضعیت شغل با ۵ سطح و مقدار ثابت به صورت زیر ارتباط داده شد:

$\log(\mu_i) = ß_0 + ß_{1i}$ جنس $+ ß_{2i}$ وزن $+ ß_{3i}$ سن $+ ß_{4i}$ وضعیت تأهل $+ ß_{5i}$ سطح تحصیلات $+ ß_{6i}$ وضعیت شغلی

برای تحلیل و برآورد پارامتر مدل ها از روش بیزی (Bayesian Method) استفاده شد. از آنجا که هیچ اطلاع قبلی از پارامترهای مدل در دسترس نبود، از توزیع های پیشین ناآگاهی بخش استفاده شد و استنباط پارامترها بر اساس توزیع پسین پارامترها انجام گرفت. به همین منظور برای هر یک از پارامترها (در این جا پارامترهای مجهول بردار ضرایب رگرسیونی) از توزیع پیشین نرمال با واریانس صفر و واریانس بزرگ ۱۰۰۰، برای پارامتر نسبت انباشتگی صفر P_0، توزیع یکنواخت صفر و یک و در نهایت برای پارامتر پراکندگی r توزیع پیشین (Prior Distribution) ناآگاهی بخش (Non-Informative) گاما با پارامترهای ۰/۰۰۱ و ۰/۰۰۱ انتخاب شد. تحلیل بیزی با استفاده از روش های مونت کارلوی زنجیر مارکوفی (Markov Chain Monte Carlo) انجام گرفت. این الگوریتم ها برای شبیه سازی نمونه از توزیع های شرطی کامل پارامترهای مجهول که شکل بسته و آشنایی ندارند، به کار می‌روند. با نمونه گیری از توابع چگالی شرطی کامل هر گره، زنجیرهایی تولید خواهند شد که با عنوان زنجیرهای مارکوفی شناخته می‌شوند. به جای مقدار اصلی متغیرهای مستقل سن و وزن، از تفاضل آن ها با میانگین هایشان استفاده شد. این کار در کاهش خود همبستگی و بهبود همگرایی زنجیرهای تولیدی پارامترها کمک می کند (۲۵).

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

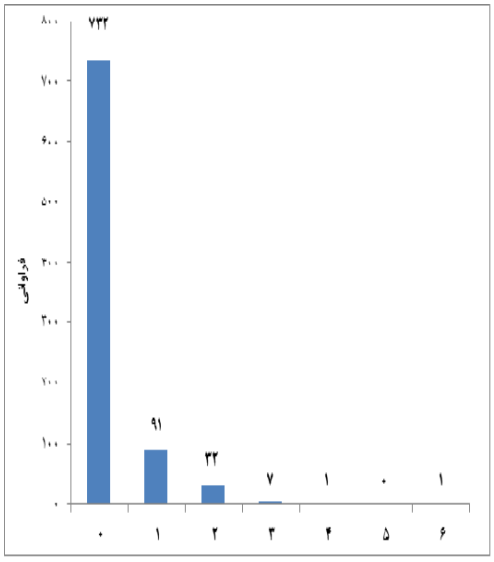
از آن جا که همگرایی زنجیرهای مونت کارلوی زنجیر مارکوفی یکی از شرط های اساسی در استنباط بیزی است. به منظور بررسی همگرایی زنجیرهای تولیدی از "روش‌های تشخیص همگرایی (Convergence Diagnostics)" نموداری شامل: نمودارهای اثر (Trace)، تابع چگالی، تابع خود همبستگی (Autocorrelation) و میانگین جاری (Running Mean) استفاده شد که همه آن ها همگرایی خوبی را نشان دادند. خلاصه های آماری پسین پارامترهای مدل ها بر اساس ۳۰۰۰۰ نمونه پس از اعمال دوره تطبیق ۵۰۰۰ تایی به دست آمده است. لازم به ذکر است به منظور اطمینان بیشتر، افزایش دقت برآورد پارامترها و کاهش خود همبستگی بین نمونه های تولیدی، از هر ۱۰ نمونه تولیدی فقط یک نمونه انتخاب شد. کد برنامه های مربوط به مدل های تحقیق در نرم افزار آماری WinBUGS نسخه ۱,۴,۳ نوشته شد (۲۴).

همچنین به منظور مقایسه مدل ها با رویکرد بیزی بر اساس شبیه سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی از معیار اطلاع انحرافی (Deviance Information Criterion) که یک معیار بیزی است، استفاده شد. مدلی را که کمترین مقدار DIC را داشته باشد، به عنوان بهترین مدل انتخاب می کنیم. مهم ترین ویژگی این معیار، کاربرد آن با هر حجم نمونه دلخواه است (۲۶،۲۵).

یافته ها:

دامنه سنی افراد اهدا کننده در زمان اولین اهدا بین ۲۱ تا ۷۵ سال با میانگین ۱۰/۷±۳۶/۶ سال، وزن آن ها در دامنه ۴۵ تا۱۳۰ کیلوگرم با میانگین ۱۱/۷±۷۷/۸ کیلوگرم بود. ۸۰۱ نفر از افراد اهدا کننده خون، مرد (۹۲/۷٪) و ۶۳ نفر زن (۷/۳٪) بودند. ۶۲۳ نفر (۷۲/۱٪) در شروع مطالعه متأهل بودند. اطلاعات جامع از رفتار اهدایی اهدا کنندگان طی ۵ سال در مقاله خیری و علی بیگی آمده است (۲).

تعداد کل معافیت ها طی ۵ سال برابر با ۱۸۶ بار گزارش شد که ۱۶۵ مورد آن مربوط به مردان و ۲۱ مورد آن مربوط به زنان بود. از طرفی، از ۱۳۲ نفری که از اهدای خون معاف شدند، ۱۱ نفر زن و ۱۲۱ نفر مرد بودند. نمودار شماره ۱، توزیع فراوانی تعداد معافیت از اهدای خون طی ۵ سال را نشان می دهد. همان طور که نمودار نشان می دهد، از میان ۸۶۴ فرد اهداکننده، ۷۳۲ نفر هیچ معافیتی نداشتند در واقع تعداد صفرها در داده ها برابر با ۷۳۲ می باشد که ۸۴/۷٪کل موارد است. توزیع فراوانی اهدا کنندگان و میانگین تعداد معافیت در سطوح متغیرهای مستقل در جدول شماره ۱ آمده است.



نمودار شماره ۱: توزیع فراوانی تعداد دفعات معافیت از اهدای خون طی ۵ سال

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

جدول شماره ۱: توزیع فراوانی اهدا کنندگان و میانگین تعداد دفعات معافیت از اهدای خون طی ۵ سال در سطوح هر یک از متغیرهای مستقل

متغیر	سطح متغیر	تعداد	درصد	تعداد دفعات معافیت از اهدای مجدد خون میانگین ± انحراف معیار
جنسیت	مرد	۸۰۱	۹۲/۷	۰/۲۱±۰/۵٤٤
	زن	٦۳	۷/۳	۰/۳۳±۰/۹۵
وضعیت تأهل	مجرد	۲٤۱	۲۷/۹	۰/۲۳±۰/۵۸۸
	متأهل	٦۲۳	۷۲/۱	۰/۲۱±۰/۵۸۲
سطح تحصیلات	ابتدایی	۱۵۸	۱۸/۳	۰/۱۹±۰/۵۵۵
	دبیرستان	۲۰۷	۲٤	۰/۲۳±۰/٦٦٤
	دیپلم	۳۰۵	۳۵/۳	۰/۲۳±۰/۵۸۵
	دانشگاه	۱۹٤	۲۲/۵	۰/۲±۰/۵۱۲
وضعیت شغل	خانه دار	۵۱	۵/۹	۰/۳۵±۱/۰۳٦
	فرهنگی و کارمند	۱٦۸	۱۹/٤	۰/۱۸±۰/۵۰۵
	کارگر و کشاورز و راننده	۱۳۰	۱۵	۰/۱۸±۰/٤۷٤
	شغل آزاد	۳۸٦	٤٤/۷	۰/۲٤±۰/۵۹۳
	دانشجو و بیکار	۱۲۹	۱٤/۹	۰/۱۹±۰/٤۹٦
وزن (برحسب کیلوگرم)	کمتر یا مساوی ٦۵	۱٤٤	۱٦/۷	۰/۱۳±۰/۳۹۷
	بین ۸۵-٦٦	۵۱۵	۵۹/٦	۰/۲±۰/۵٦۱
	بزرگتر یا مساوی ۸٦	۲۰۵	۲۳/۷	۰/۳۲±۰/۷۲۲
سن(برحسب سال)	۲۰-۲۹	۲۷۵	۳۱/۸	۰/۲۱±۰/۵٦۸
	۳۰-۳۹	۲۷۸	۳۲/۲	۰/۲٤±۰/٦۳۷
	٤۰-٤۹	۱۹۲	۲۲/۲	۰/۲۱±۰/۵۵۲
	۵۰-۵۹	۹۱	۱۰/۵	۰/۱۹±۰/۵۷٦
	بزرگتر یا مساوی ٦۰	۲۸	۳/۲	۰/۱۱±۰/٤۱٦

نرخ کلی معافیت از اهدای خون در طی مطالعه برابر با ۱۳/۳٪ و تعداد دفعات معافیت از اهدای خون در دامنه صفر تا ۶ بار با میانگین ۰/۵۸۴±۰/۲۲ به دست آمد. به عبارت دیگر میانگین و واریانس متغیر پاسخ شمارشی (تعداد دفعات معافیت از اهدا) به ترتیب برابر با ۰/۲۲ و ۰/۳۴ می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول شماره ۲: خلاصه های پسین مدل رگرسیون پواسن انباشته در صفر برای تعداد دفعات معافیت از اهدای خون طی ۵ سال

پارامترها		میانگین	میانه	انحراف معیار	چندک ۲/۵٪	چندک ۹۷/۵٪
مقدار ثابت		-۰/۱۶	-۰/۱۶	۰/۴۷۹	-۱/۱۰۲	۰/۸
سن		۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۱۲	-۰/۰۲	۰/۰۲۵
جنس		-۰/۱۳۰۴	-۰/۱۷	۰/۶۸۳	-۱/۳۶	۱/۳۳
وزن		۰/۰۲۵۲	۰/۰۲۵۳	۰/۰۰۷۲	۰/۰۱۱	۰/۰۴
وضعیت تأهل		۰/۲۶	۰/۲۶۲	۰/۲۵۴	-۰/۲۴	۰/۷۵
تحصیلات *	دبیرستانی	۰/۳۱۱	۰/۳۱	۰/۳۱۳	-۰/۲۹۳	۰/۹۳
	دیپلم	۰/۲۷۴	۰/۲۷۱	۰/۳۲۳	-۰/۳۴۹	۰/۹۱۵
	دانشگاهی	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۳۷۹	-۰/۵۱	۰/۹۷۷
شغل **	فرهنگی و کارمند	-۰/۹۹۳	-۰/۹۵۷	۰/۷۵۱	-۲/۵۹	۰/۳۹۱
	کارگر و کشاورز و راننده	-۰/۹۴۷	-۰/۹۱۶	۰/۷۸۲	-۲/۶	۰/۴۹۷
	شغل آزاد	-۰/۶۸۳	-۰/۶۶	۰/۷۶۲	-۲/۲۹	۰/۷۲
	دانشجو و بیکار	-۱/۰۲۷	-۰/۹۹۹	۰/۷۹	-۲/۶۸	۰/۴۲۸
درصد انباشتگی صفر (P_0)		۰/۶۷	۰/۶۷۱	۰/۰۳۹۵	۰/۵۸۳	۰/۷۴

*: مقطع ابتدایی به عنوان مرجع در نظر گرفته شده است؛ **: گروه شغلی خانه دار به عنوان مرجع در نظر گرفته شده است.

جدول شماره۳: خلاصه های پسین مدل رگرسیون دو جمله ای منفی انباشته در صفر برای تعداد دفعات معافیت از اهدای خون طی ۵ سال

پارامترها		میانگین	میانه	انحراف معیار	چندک ۲/۵٪	چندک ۹۷/۵٪
مقدار ثابت		-۰/۴	-۰/۳۷۸	۰/۵۹	-۱/۶۲۳	۰/۶۸۳
سن		۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	-۰/۰۲۲	۰/۰۲۴۷
جنس		-۰/۱۷۴	-۰/۲۱۳	۰/۷۵۲	-۱/۵۵۵	۱/۴۴۶
وزن		۰/۰۲۶۴	۰/۰۲۶۳	۰/۰۰۸	۰/۰۱۱۳	۰/۰۴۱۲
وضعیت تأهل		۰/۲۴۲	۰/۲۴۴	۰/۲۶۲	-۰/۲۷۶	۰/۷۵۳
تحصیلات *	دبیرستانی	۰/۳۱۱۴	۰/۳۱۱۲	۰/۳۲۲	-۰/۳۱	۰/۹۵۲
	دیپلم	۰/۲۹۷	۰/۲۹۷	۰/۳۲۲	-۰/۳۴۹	۰/۹۵۳
	دانشگاهی	۰/۲۶۲	۰/۲۵۸	۰/۳۹۴	-۰/۴۹۵	۱/۰۴۲
شغل **	فرهنگی و کارمند	-۰/۹۵	-۰/۹۱۸	۰/۸۳	-۲/۷۱	۰/۵۹
	کارگر و کشاورز و راننده	-۰/۸۶۶	-۰/۸۳۶	۰/۸۶	-۲/۶۷	۰/۷۵۶
	شغل آزاد	-۰/۶۰۳	-۰/۵۷۲	۰/۸۴۵	-۲/۳۸۶	۰/۹۸۵
	دانشجو و بیکار	-۰/۹۴۵	-۰/۹۱۸	۰/۸۶۳	-۲/۷۶۵	۰/۶۸۹
درصد انباشتگی صفر (P_0)		۰/۵۶۸	۰/۶۲۱	۰/۱۵۲	۰/۱۲۲	۰/۷۲۳
پارامتر پراکندگی (r)		۱۰۱/۷	۶/۸۸	۳۰۰/۴	۰/۴۲۱	۹۴۰/۷

*: مقطع ابتدایی به عنوان مرجع در نظر گرفته شده است؛ **: گروه شغلی خانه دار به عنوان مرجع در نظر گرفته شده است.

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

جدول شماره ۴: نتایج معیار اطلاع انحراف مدل های رگرسیون شمارشی

معیار / مدل رگرسیون	$\overline{D(\theta)}$	$D(\bar{\theta})$	P_D	DIC
پواسن با صفر انباشته	۹۵۵/۶۹	۹۴۲/۸	۱۲/۹	۹۶۸/۶
دو جمله ای منفی با صفر انباشته	۹۵۶/۵۱	۹۴۷/۷۶	۸/۷۵	۹۶۵/۲۵

خلاصه های آماری پارامترهای مدل های شمارشی شامل برآوردهای نقطه ای (میانگین، میانه، انحراف معیار) و فاصله باورمند ۹۵٪ پارامترها بر اساس ۳۰۰۰۰ نمونه، پس از اعمال دوره تطبیق ۵۰۰۰ تایی به ترتیب برای مدل‌های پواسن انباشته در صفر و دو جمله ای منفی انباشته در صفر در جداول شماره ۲ و ۳ آمده است. مقایسه مدل های پیشنهادی بر اساس نتایج معیار اطلاع انحرافی (DIC) که در جدول شماره ۴ آمده، نشان می دهد.که مدل رگرسیون دو جمله‌ای منفی انباشته در صفر دارای DIC کمتری نسبت به مدل پواسن انباشته در صفر است و به عنوان مدل بهتر برای تعداد معافیت انتخاب شد. در مدل رگرسیون دو جمله‌ای منفی با صفر انباشته با توجه به فاصله اطمینان ۹۵٪، در حضور سایر متغیرهای مستقل، تنها متغیر وزن از نظر آماری معنی دار شد. مثبت بودن ضریب متغیر وزن، نشانه این است که بالا بودن وزن اهدا کننده، تعداد دفعات معافیت از اهدای خون را افزایش داده است؛ همچنین برآورد پارامتر نسبت انباشتگی در صفر برای مدل دو جمله‌ای منفی با صفر انباشته برابر با ۰/۵۷ برآورد شد. یعنی چنانچه داده های تعداد معافیت از اهدای خون دارای توزیع دو جمله ای منفی باشد. در این داده ها ۵۷٪ صفرهای پاسخ بیشتر از سهم توزیع وجود دارد.

بحث:

امروزه علی رغم پیشرفت های جدید در علم پزشکی، بیماری های منتقله از راه دریافت خون آلوده توسط افراد سالم و حتی افراد بیمار هزینه های جبران ناپذیری را در پی دارد. به طوری که هم اکنون نیز ایمنی خون و فرآورده های حاصل از آن، یکی از دغدغه های اساسی دولت مردان و سازمان های زیربط به ویژه سازمان انتقال خون در سر تا سر جهان می‌باشد (۱۸). با توجه به اهمیت موضوع، به منظور جلوگیری از مشکلات، آسیب ها و زیان های غیر قابل جبران احتمالی برای افراد اهدا کننده و گیرنده خون، استفاده از شاخص ها و ابزارهای دقیق غربالگری الزامی است (۱۳). بررسی های علمی و جمع آوری اطلاعات جامع درباره معیار و شرایط انتخاب افراد برای اهدای خون می‌تواند به طور چشمگیری نرخ معافیت را کاهش دهد (۲۷).

وجه تمایز، نقطه قوت و اعتبار این بررسی به استفاده از مدل های شمارشی انباشته در صفر به منظور شناسایی عوامل مرتبط با تعداد دفعات معافیت از اهدای خون طی ۵ سال می باشد. در این مطالعه، منظور از مدل‌بندی تعداد دفعات معافیت از اهدای خون، ساخت یک مدل آماری بر اساس متغیرهای مستقل(جنس، سن، وزن و ...) ثبت شده برای یک فرد به منظور پیش بینی میانگین تعداد دفعات معافیت آن فرد است. چناچه در قسمت روش کار اشاره شد تمرکز اصلی این تحقیق بر روی معافیت های موقت است، زیرا اگر معافیت از نوع دایمی باشد برگشت و مراجعه مجددی از طرف فرد اهداکننده رخ نمی دهد.

در متغیر پاسخ مورد مطالعه (تعداد دفعات معافیت)، تعداد صفرها بیش از حد انتظار و فراتر از سهم توزیع پواسن بود و این مسئله منجر به بالاتر بودن واریانس از میانگین تعداد دفعات معافیت گردید؛ لذا به منظور مدل بندی تعداد دفعات معافیت از مدل های شمارشی انباشته در صفر شامل مدل رگرسیون

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

شمارشی پواسن انباشته در صفر و مدل رگرسیون دو جمله ای منفی انباشته در صفر استفاده شد. نتایج معیار اطلاع انحرافی نشان داد که مدل رگرسیون دو جمله ای منفی انباشته در صفر در مقایسه با مدل پواسن انباشته در صفر برازش بهتری بر داده های تعداد معافیت داشته است.

در مدل رگرسیون دو جمله ای منفی انباشته در صفر، متغیر سن اهدا کننده معنی دار نشد. به این معنی که سن ارتباطی با تعداد معافیت نداشته است. به طور کلی در این مطالعه تنها متغیر وزن بر تعداد دفعات معافیت از اهدای خون معنی‌دار شد. به گونه ای که افرادی که وزن بالاتری داشته اند تعداد دفعات معافیت بیشتری را طی ۵ سال تجربه نموده اند. بر اساس اطلاعات کسب شده از عوامل موثر بر تعداد دفعات اهدای خون طی ۵ سال، متغیر وزن نقش مثبتی نیز در تعداد دفعات اهدای خون طی ۵ سال داشته است (۲). از طرفی بین تعداد دفعات اهدای مجدد خون و تعداد دفعات معافیت از اهدای مجدد خون یک همبستگی مستقیم وجود داشته است. به این معنا که با افزایش تعداد دفعات اهدای خون، تعداد دفعات معافیت نیز افزایش داشته است؛ لذا می توان نتیجه گرفت که افراد با وزن بالاتر به دلیل مراجعه بیشتر برای اهدای خون، تعداد معافیت بیشتری را داشته اند.

از جمله مطالعاتی که از داده های حاضر بهره برده اند، می‌توان به مطالعه موسوی و همکاران اشاره کرد که در آن تعداد دفعات اهدای مجدد خون طی ۵ سال به کمک مدل های شمارشی بررسی شده است در این مطالعه تعداد دفعات اهدای مجدد خون با وزن ارتباط مستقیم و با سن ارتباط معکوس داشت (۱۸)؛ همچنین در مطالعه خیری و علی بیگی با استفاده از مدل های رگرسیونی عوامل موثر بر بازگشت به اهدای خون و همچنین عوامل موثر بر فاصله زمانی بین اهداهای خون تحلیل شده است (۲).

به عنوان مطالعه دیگر، در مدل های شمارشی انباشته در صفر می توان نسبت انباشتگی در صفر (P_0) را نیز با استفاده از تابع ربط لوجیت (link function logit) بر روی متغیرهای مستقل رگرسیون کرده و عوامل مرتبط با میزان انباشتگی در صفر را نیز شناسایی نمود.

نتیجه گیری:

در تحقیق حاضر، تعداد دفعات معافیت از اهدای خون ارتباط مستقیمی با وزن داشت. به این معنا که افراد دارای وزن بالاتر مراجعه بیشتری برای اهدای خون داشته اند. در نتیجه تعداد دفعات معافیت در آن ها بیشتر بوده است؛ لذا با آموزش و اطلاع رسانی در خصوص علل معافیت از اهدای خون به این افراد، می توان تعداد معافیت آن ها را کاهش داد.

تشکر و قدردانی:

مطالعه حاضر، حاصل بخشی از نتایج پایان نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول با کد ۱۷۷۱ می باشد. بدین وسیله نویسندگان این مقاله بر خود لازم می دانند از معاونت پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی شهرکرد به علت حمایت از این تحقیق قدردانی نمایند.

منابع:

1. Pisudde P, Shyam S, Rekha D, Gon S. Evaluation of pre-donation deferral reason among the blood donors visiting ESIC hospital in Eastern India. J Blood Disorders Transf. 2015; 6(2): 255-8.
2. Kheiri S, Alibeigi Z. An analysis of first-time blood donors return behaviour using regression models. Transfus Med. 2015; 25(4): 243-8.
3. Ebrahimian Z, Fazilati M, Akbari N, Hariri M, Fatehifar M. Correlation of deferral rate with the frequency rate of viral markers of HBV, HCV and HIV in blood supplies during 2004 to 2009. Sci J Iranian Blood Transfus Organ (KHOON). 2011; 8(2): 130-6.
4. Maghsudlu M, Makipour M, Nasizadeh S. Evaluation of deferral causes of blood donors and relevant factors. Sci J Iran Blood Transfus Org. 2006; 3(1): 9-16.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

5. Birjandi F, Gharehbaghian A, Delavari A, Rezaie N, Maghsudlu M. Blood donor deferral pattern in Iran. Arch Iran Med. 2013; 16(11): 657-60.
6. Sundar P, Sangeetha SK, Seema DM, Marimuthu P, Shivanna N. Pre-donation deferral of blood donors in South Indian set-up: An analysis. Asian J Transfus Sci. 2010; 4(2): 112-5.
7. Kasraian L, Negarestani N. Rates and reasons for blood donor deferral, Shiraz, Iran. A retrospective study. Sao Paulo Med J. 2015; 133(1): 36-42.
8. Pujani M, Jyotsna PL, Bahadur S, Pahuja S, Pathak C, Jain M. Donor deferral characteristics for plateletpheresis at a tertiary care center in India- a retrospective analysis. J Clin Diagn Res. 2014; 8(7): FC01-3.
9. Ngoma AM, Goto A, Nollet KE, Sawamura Y, Ohto H, Yasumura S. Blood Donor Deferral among Students in Northern Japan: Challenges Ahead. Transfus Med Hemother. 2014; 41(4): 251-6.
10. Abolghasemi H, Maghsudlu M, Kafi-Abad SA, Cheraghali A. Introduction to Iranian blood transfusion organization and blood safety in Iran. Iran J Public Health. 2009; 38(1): 82-7.
11. Attarchi Z, Ghafouri M, Hajibaygi B, Assari Sh, Alavian SM. Donor deferral and blood-borne infections in blood donors ofTehran. Sci J Iran Blood Transfus Organ. 2006; 2(7): 353-64.
12. Abolghasemi H, Kheirkhah M, Hoseini S. Survey of the reasons for the deferral of blood donors in Tehran Blood Tranfusion Center. Indian Med J. 2000; 49(3): 226-8.
13. Sharma T, Singh B, Bhatt GC. Profile of deferral of blood donors in regional blood transfusion center in North India. Asian J Transfus Sci. 2013; 7(2): 163-4.
14. Arslan O. Whole blood donor deferral rate and characteristics of the Turkish population. Transfus Med. 2007; 17(5): 379-83.
15. Ghosh SK, Mukhopadhyay P, Lu J-CJ. Bayesian analysis of zero-inflated regression models. J Stat Plan Inference. 2006; 136(4): 1360-75.
16. Roudbari M, Salehi M. The Poisson and negative binomial regression models with zero-inflated count: An application to educational data. Razi J Med Sci. 2014; 21(119): 18-24.
17. Fallah A, Nadifar M, Kazemi R. Bayesian Regression Model with Finite Mixture Bivariate Poisson Response Variable. J Stat Sci. 2013; 7(1): 77-102.
18. Mousavi AZ, Kheiri S, Sedehi M. Bayesian analysis of Zero-Inflated Count regression models and their application to analyzing the number of return to blood donation. J Health Syst. 2014; 10(3): 558-70.
19. Chou N. T. Bivariate Count Data Regression Models-A SAS® macro program. Statistics and Data Analysis, Paper. 2011; 355.
20. Dong C, Richards SH, Clarke DB, Zhou X, Ma Z. Examining signalized intersection crash frequency using multivariate zero-inflated Poisson regression. Safety Sci. 2014; 70: 63-9.
21. Arab A, Holan SH, Wikle CK, Wildhaber ML. Semiparametric bivariate zero-inflated Poisson models with application to studies of abundance for multiple species. Environmetrics. 2012; 23(2): 183-96.
22. Dagne GA. Bayesian semiparametric zero-inflated Poisson model for longitudinal count data. Math Biosci. 2010; 224(2): 126-30.
23. Li C-S, Lu J-C, Park J, Kim K, Brinkley PA, Peterson JP. Multivariate zero-inflated Poisson models and their applications. Technometrics. 1999; 41(1): 29-38.
24. Ntzoufras I. Bayesian modeling using WinBUGS. USA: John Wiley and Sons; 2011.
25. Kheiri S, Kimber A, Meshkani MR. Bayesian analysis of an inverse Gaussian correlated frailty model. Comput Stat Data Anal. 2007 Jul 15; 51(11): 5317-26.
26. Kheiri S, Meshkani MR, Faghihzadeh S. A correlated frailty model for analysing risk factors in bilateral corneal graft rejection for Keratoconus: A Bayesian approach. Stat Med. 2005; 24(17): 2681-93.
27. Jashnani KD, Patil LN. Blood donor deferrals: Can this be reduced. Asian J Transfus Sci. 2011; 5(1): 60.

www.SID.ir

Archive of SID

Journal of Shahrekord University of Medical Sciences
(J Shahrekord Univ Med Sci) 2016; 18(5): 26-35.

Original article

The application of zero-inflated count regression models for identifying main factors on the number of blood donor deferral in Shahrekord

Mohammadi T[1], Kheiri S[2*], Sedehi M[1]
[1]Epidemiology and Biostatistic Dept., Shahrekord University of Medical Sciences, Shahrekord, I.R. Iran; [2]Social Health Determinants Research Center, Shahrekord University of Medical Sciences, Shahrekord, I.R. Iran.
Received: 21/May/2016 Accepted: 6/Aug/2016

Background and aims: Blood and its products have a special role in healthy system of any country. The aim of this study was to modeling the number of blood donor deferral and detecting its main factors based on zero-inflated count regression models.
Methods: The data used in this study were drawn from a longitudinal study in which 864 first-time donors were followed up for a maximum five years, from 2008 to 2013. The response variable was the number of blood donor deferral during five years. Also, sex, weight, age, marital status, education and job were used as independent variables. For analyzing data, two zero-inflated Poisson and zero-inflated negative binomial models were used by Bayesian technique. Assessment of models was carried done using Marko chain Monte Carlo methods (MCMC) by WinBUGS. Comparison of models was done using deviance information Bayesian criterion (DIC).
Results: Based on the results of DIC, the zero-inflated negative binomial regression model had smaller DIC and was selected as better model. The body weight had a significant positive effect on the number of blood donor deferral.
Conclusion: Donors with higher body weight returned to donation more, so, their deferral number was higher. Therefore, training and informing can reduce their blood deferral numbers.

Keywords: **Bayesian Analysis, Count Regression Model, Zero-Inflated, Negative Binomial, Blood donor deferral, Markov Chain Monte Carlo.**

Downloaded from journal.skums.ac.ir at 10:14 +0430 on Monday August 21st 2017

Cite this article as: Mohammadi T, Kheiri S, Sedehi M. The application of zero-inflated count regression models for identifying main factors on the number of blood donor deferral in Shahrekord. J Shahrekord Univ Med Sci. 2016; 18(5): 26-35.

[*]**Corresponding author:**
Social Health Determinants Research Center, Shahrekord University of Medical Sciences, Shahrekord, I.R. Iran. Tel: 00983833333448, E-mail: kheiri@skums.ac.ir

www.SID.ir