مجله دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی
دوره ۵ شماره ۲ تابستان ۱۳۸٦ / صفحات : ۷۲- ۶۱

تخمین موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان با روش صید-بازصید

دکترسید عباس متولیان : دانشجوی دوره دکتری، گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشگاه علوم پزشکی تهران دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی، دانشگاه علوم پزشکی تهران
دکترکورش هلاکویی نائینی : استاد، گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی/ دانشگاه علوم پزشکی تهران
نویسنده رابط: holakoin@sina.tums.ac.ir
دکتر محمود محمودی : استاد، گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی/ دانشگاه علوم پزشکی تهران
دکتر سید رضا مجدزاده : استاد، گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی/ دانشگاه علوم پزشکی تهران
دکتر محمد اسماعیل اکبری :استاد، بخش جراحی بیمارستان شهدای تجریش، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی
دریافت : ۱۳۸۵/۴/۲۶ پذیرش : ۱۳۸۵/۵/۱۵

چکیده

زمینه و هدف : در نظام های مراقبت و ثبت وقایع مرتبط با تندرستی، کم شماری پدیده ای رایج است. یکی از روش هایی که برای تعیین حساسیت نظام مراقبت یا ثبت در شناسایی موارد به کار می رود، روش صید-بازصید می باشد. هدف مطالعه حاضر تخمین تعداد موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی با روش صید-بازصید با استفاده از داده های سه منبع پلیس، پزشکی قانونی و بیمارستان بوده است.
روش کار: به این منظور کلیه موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در محدوده شهرستان کرمان که در سال ۱۳۸۱ توسط پلیس، پزشکی قانونی و بیمارستان شهید باهنر ثبت شده بود، استخراج گردید. موارد مشترک بین فهرست ها براساس تشابه سه خصوصیت نام، نام خانوادگی و تاریخ تصادف شناسایی شدند و در نهایت داده ها با استفاده از روش صید-بازصید و مدل آماری Loglinear مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.
نتایج: درمجموع ۴۷۱ مورد غیر تکراری مرگ ناشی حوادث ترافیکی از سه منبع شناسایی شدند. با روش صید-بازصید برآورد محافظه کارانه تعداد موارد مرگ حوادث ترافیکی در سال ۱۳۸۱ در شهرستان کرمان ۵۹۶ نفر (حدود اطمینان ۹۵٪: ۶۸۶-۵۴۳) تخمین زده می شود. با در نظر گرفتن جمعیت شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ که براساس برآورد مرکز آمارایران ۶۴۴۶۷۳ ذکر شده است، میزان مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان ۹۲٪ هزار نفر (حدود اطمینان ۹۵٪: ۱۰۷-۸۴) برآورد می شود. به این ترتیب نسبت موارد مرگ حوادث ترافیکی ثبت شده در پلیس، پزشکی قانونی و بیمارستان شهید باهنر شهرستان کرمان به کل مرگ های تخمین زده شده به ترتیب ۱۶٪، ۵۸٪ و ۴۸٪ بوده است. مجموع موارد گزارش شده (۴۷۱نفر) نیز حدود ۷۹٪ کل موارد را شامل می شود.
نتیجه گیری : نتایج این مطالعه نشان می دهد که هیچ یک از منابع سه گانه پلیس، پزشکی قانونی و بیمارستان، به تنهایی و یا در مجموع، پوشش کاملی از موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی نداشتند و استفاده از روش صید-بازصید می تواند به تخمین تعداد واقعی موارد کمک کند.

واژگان کلیدی: روش صید- بازصید، حوادث ترافیکی، مدل Loglinear، کرمان

مقدمه

در سال ۱۹۹۰ حوادث ترافیکی در بار جهانی بیماری ها رتبه نهم را داشته است، و پیش بینی میشود در سال ۲۰۲۰ به رتبه سوم برسد(Murray and Lopez 1996). میزان مرگ اختصاصی ناشی از حوادث ترافیکی در جهان در سال ۲۰۰۰ به طور متوسط ۱۳ در ۱۰۰ هزار بوده است و مطابق پیش بینی ها در سال ۲۰۲۰ حدود ۱۷/٤ در ۱۰۰ هزار خواهد بود(Peden et al. 2004).

همچنین متوسط میزان مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در کشورهای منطقه مدیترانه شرقی ۲۶/۴ در ۱۰۰ هزار بوده است(Peden et al. 2004). درایران در سال ۱۳۸۱ (۲۰۰۲)، ۲۹ ٪ بار بیماری ها و آسیب ها (برحسب DALYs) ناشی از حوادث عمدی و غیر عمدی بوده است که جمعاً باعث از دست رفتن دو میلیون سال عمر شده است(نقوی و همکاران ۱۳۸۳). مهمترین علت حوادث غیر عمدی درایران، حوادث ترافیکی است که میزان مرگ اختصاصی ناشی از آن در سال ۱۳۸۱ حدود ٤١/٨ در ۱۰۰ هزار نفر ذکر شده است(نقوی و همکاران ۱۳۸۳). مطالعه مرگ ۱۸ استان کشور در سال ۱۳۸۱ نشان داد که بیشترین میزان مرگ اختصاصی حوادث ترافیکی مربوط به استان کرمان (٦٨ در ۱۰۰ هزار) و کمترین آن مربوط به استان آذربایجان غربی (٢٤ در ۱۰۰ هزار) بوده است.

روش صید-بازصید درکنار روش های دیگری نظیر ایجاد نظام های ثبت و مراقبت و انجام بررسی های مقطعی، روش هایی هستند که برای تعیین جمعیت های مختلف بکار می روند. این روش در ١٦٦٢ برای تخمین جمعیت شهر لندن بکار رفت، اما پایه های ریاضی آن ۱۵۰ سال بعد بوسیله لاپلاس بیان شد. در اوایل قرن بیستم از این روش برای تخمین جمعیت پرندگان مهاجر و مطالعات دیگر جانوران استفاده شد(Hook and Regal 1995; Laska 2002). از دهه ۱۹٤۰ از این روش در مطالعات اپیدمیولوژیک برای تخمین جمعیت های انسانی استفاده شده است ولی پس از مطالعه ویتز در دهه هفتاد (Wittes and Sidel 1968) این روش در اپیدمیولوژی بیشتر مورد استفاده قرار گرفت. از این روش در تخمین بسیاری از بیماریها و حالات مربوط به سلامتی از جمله موارد سرطان، سکته مغزی، بیماران روانی و مبتلایان به HIV استفاده شده است(Tilling and Sterne 1999). این روش برای تخمین جمعیت های پنهان مثل معتادین و مصرف کنندگان داروهای غیر مجاز، زنان خیابانی، و بی خانمانها بطور فزاینده بکار می رود. مطالعات اندکی درحیطه پیشگیری از سوانح و حوادث از این روش استفاده کرده اند (Morrison and Stone 2000). علاوه برتخمین بروز و شیوع، ازروش صید-بازصید برای بررسی کامل بودن نظامهای مراقبت و ثبت بیماری ها نیز استفاده می شود (Tilling and Sterne 1999).

در این روش، یک نمونه از جمعیت مورد نظر صید شده به آنها برچسب زده شده و رها میشوند ودر زمان دیگر نمونه دیگری مجدداً صید میشود و تعداد افراد در هر نمونه، و تعداد افراد مشترک در هر دو نمونه مورد توجه قرار میگیرد. به این ترتیب هر چه تعداد موارد مشترک به نسبت تعداد افراد حاضر در نمونه ها بیشتر باشد جمعیت مرجع کوچکتر تخمین زده می شود و برعکس هر چه تعداد موارد مشترک کمتر باشد تخمین بزرگتری به دست می آید. در اپیدمیولوژی از فهرست هایی که گروه خاصی از بیماران یا افراد جامعه را ثبت می کنند استفاده می شود و برچسب افراد نیز همان مشخصات فردی آنها از قبیل نام، نام خانوادگی، کد ملی، سن و خصوصیات دیگر از این قبیل می باشند. برای مواردی که بیش از دو فهرست وجود دارد، به صورت مشابه K امین فهرست از فهرست های مستقل افراد یک جمعیت هدف را می توان به عنوان افرادی که در K امین بار صید شده اند در نظر گرفت(Hook and Regal 1995).

چهار پیش فرض اساسی در روش صید-بازصید وجود دارد: ۱) بسته بودن جمعیت، ۲) امکان یافتن موارد مشترک بین دو یا چند فهرست، ۳) استقلال فهرست ها از یکدیگر؛ به این معنی که وجود فرد در یک فهرست احتمال وجود او در فهرست دیگر را زیادتر یا کمتر نکند، ٤) احتمال حضور افراد در فهرست ها به ویژگی های آنها بستگی نداشته باشد. در مطالعات حیطه سلامت معمولاً دو پیش فرض اساسی برای استفاده از روش صید-بازصید (مستقل بودن فهرستها و عدم وابستگی به ویژگی های فردی) برقرار نیستند. یک راه حل این است که بیش از دو منبع داده داشته باشیم و از مدل Loglinear استفاده کنیم و در واقع وابستگی منابع داده ها

به هم را نیز در مدل وارد کنیم(Tilling and Sterne 1999). با استفاده از مدل Loglinear بر اساس اثر متقابل های مختلفی که در نظر می گیریم مدل های متفاوتی خواهیم داشت. درحالت سه منبعی ۸ مدل مختلف به دست می آید که می توان با مقایسه برازندگی آنها مدل مناسب را انتخاب و تحلیل کرد، اگر چهار یا پنج منبع داشته باشیم به ترتیب ۱۱۴ و ۶۸۹۴ مدل می توانیم داشته باشیم که مقایسه برازندگی آنها و انتخاب مدل مناسب دشوارتر خواهد بود(Hook and Regal 1995). استفاده از مدل Loglinear با داشتن سه منبع یا بیشتر کمک خواهد کرد که برقرار نبودن پیش فرض استقلال منابع از یکدیگر تورشی در تخمین ها ایجاد نکند. اما در مورد پیش فرض برقرار نبودن وابستگی صید به ویژگی های فرد باید راه حل های دیگری را بکار بریم، از جمله اینکه براساس متغیرهایی که با صید شدن افراد ارتباط دارند لایه های متفاوت ایجاد کنیم و در هر لایه تخمین جداگانه باشیم که این کار واریانس تخمین ها را بالا می برد. راه حل دیگری که اخیراً به آن توجه بیشتری شده است وارد کردن متغیرهای مرتبط با صید شدن (Covariate) دریک مدل Loglinear یا Logit است(Tilling and Sterne 1999). که با این روش تخمین های دقیق تری بدست می آید.

در مورد تخمین موارد سوانح ترافیکی و مرگ ناشی از آن با استفاده از روش صید-بازصید چند مطالعه در مناطق مختلف جهان انجام شده است(Razzak and Luby 1998; Tercero and Andersson 2004; Schootman et al. 2000; Jarvis et al. 2000; Dhillon et al. 2001). بطور معمول منابع داده ای که استفاده می شوند شامل: پلیس، پزشکی قانونی و بیمارستان هستند(Dhillon et al./ 2001) مطالعه در کشورهای در حال توسعه نشان دهنده پائین بودن پوشش داده های پلیس و بیمارستان به خصوص در مورد ناخوشی های حوادث ترافیکی بوده است(Razzak and Luby 1998; Tercero and Andersson 2004). محققین این مطالعات توصیه کرده اند در این نوع مطالعه، داده های بیمارستانی بیماران بستری و سرپایی هر دو در نظر گرفته شوند (Tercero and Andersson 2004).

مطالعه حاضر با هدف تخمین میزان مرگ اختصاصی ناشی از سوانح ترافیکی با مقایسه سه منبع ثبت داده ها (شامل: بیمارستان، پلیس راهنمائی رانندگی و پزشکی قانونی) و استفاده از روش صید-بازصید انجام شده است. با توجه به اینکه بالاترین میزان مرگ گزارش شده در سال ۱۳۸۱ مربوط به استان کرمان بوده است، و در سال ۱۳۸۰ نیز شهرستان کرمان با میزان مرگ اختصاصی حوادث ترافیکی ٤٩ در ۱۰۰ هزار یکی از بالاترین میزان ها را در سطح کشور داشته، شهرستان کرمان برای انجام این مطالعه انتخاب گردید.

روش کار

حوادث ترافیکی منجر به فوت در سطح شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ از سه منبع پلیس راهنمایی رانندگی، بیمارستان و پزشکی قانونی شناسایی شدند. پرونده های حوادث فوتی که در کلیه واحدهای پلیس راهنمایی رانندگی محدوده شهرستان کرمان شامل شش پاسگاه پلیس راه (باغین، چترود، ماهان، بردسیر، گلباف، کبوترخان) و سه پاسگاه پلیس راهنمایی رانندگی شهری بررسی و مشخصات افراد فوت شده از آنها استخراج گردید. بیمارستان شهید باهنر کرمان به عنوان مرکز ارجاع بیماران تروما در سطح شهرستان شناخته می شود به گونه ای که اورژانس شهرستان بیماران ترومایی را به این مرکز منتقل می کند و یافته های مطالعه حاضر نیز این موضوع را تایید می کند به این ترتیب که ۹٤٪ افرادی که در سال ۱۳۸۱ در پزشکی قانونی شهرستان کرمان به علت حادثه ترافیکی دچار آسیب غیر کشنده شده بودند، در بیمارستان شهید باهنر مراقبت شده بودند و تنها ٦٪ افراد به مجموع بیمارستان های دیگر مراجعه کرده اند. بنابراین بیمارستان شهید باهنر به عنوان منبع داده های بیمارستانی در سطح شهرستان مد نظر قرار گرفت و موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در این بیمارستان از چهار فهرست: ۱- مراجعین به اورژانس؛ شامل موارد فوت شده قبل از رسیدن به بیمارستان

۲- بستری شدگان بخش اورژانس، ۳- بستری شدگان بخش های تخصصی و ٤- گزارش موارد فوت بیمارستان استخراج گردیدند و با حذف موارد مشترک، فهرستی از کل موارد مرگ حوادث ترافیکی بیمارستان تهیه شد. در مورد داده های پزشکی قانونی نیز کلیه پرونده های فوت حوادث ترافیکی شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ بررسی و مشخصات افراد فوت شده از آنها استخراج شد.

برای یافتن موارد مشترک بین سه فهرست، سه خصوصیت افراد شامل: ۱) نام، ۲) نام خانوادگی، ۳) تاریخ (روز و ماه) حادثه در دو حالت مد نظر قرار گرفتند. در حالت "الف" نام و نام خانوادگی کاملاً یکسان (یا اختلاف در پیش وند و پس وند) و تاریخ حادثه حداکثر سه روز تفاوت داشت. حالت "ب" شامل مواردی بود که یکی از سه شرط فوق برقرار نبود، یعنی اختلاف در نام، یا نام خانوادگی یا تفاوت بیش از سه روز و کمتر از دو ماه در تاریخ حادثه وجود داشت. شناسایی موارد مشترک بین فهرست ها با کمک نرم افزار Microsoft Excel 2003 انجام شد به این ترتیب که ابتدا اسامی نامعمول بازبینی و درصورت اشتباه اصلاح شدند، فاصله های موجود در بین حروف حذف گردیدند، کلمه "سید" که گاهی در اول اسامی ثبت و گاهی ثبت نشده بود حذف شد، اسامی که به حالت های مختلف ممکن است نوشته شوند شناسایی و یکسان سازی شدند (مانند عبدالهی/ عبداللهی یا رضایی/رضائی)، سپس با ادغام دو به دو و در نهایت هر سه فایل ها و پس از ردیف کردن اسامی برحسب ترتیب های مختلف (به ترتیب نام خانوادگی –نام– ماه حادثه ، ماه حادثه–نام خانوادگی–نام و ماه حادثه–نام–نام خانوادگی) با دستور Sort و مقایسه هر مورد با مورد بعدی با دستور If در چند حالت (برحسب حالت های مختلف مربوط به سطح تطابق "الف" و "ب") موارد مشترک شناسایی شدند.

در نمودار ون مربوط به تخمین دو منبعی (نمودار ۱) L1 تعداد افراد در منبع اول (یا صید اول)، L2 تعداد افراد در منبع دوم (یا بازصید)، d تعداد موارد مشترک بین دو منبع، m تعداد افرادی که در هیچیک از دو منبع حضور نداشته اند و n تعداد کل افراد جامعه است. در مطالعه حاضرتجزیه و تحلیل داده ها هم به صورت دو منبعی با استفاده از فرمولهای زیر و هم به صورت سه منبعی با استفاده از مدل Loglinear با نرم افزار Stata 8.0 انجام گردید.

$$CI95\% = n \pm 1.96\sqrt{\frac{(L1+1)(L2+1)(L1-d)(L2-d)}{(d+1)^2(d+2)}}$$

$$n = \frac{(L1+1)(L2+1)}{d+1} - 1$$

برای تحلیل سه منبعی یک جدول توافقی با $۲^۳$=۸ خانه تشکیل گردید که ۷ خانه آن (نمودار ۲) مشخص بودند و ۸ مدل Loglinear مختلف روی این ۷ خانه برازنده شدند و با استفاده از هریک از این مدل ها فراوانی منتظره خانه هشتم جدول توافقی (افرادی که در هیچیک از سه فهرست ثبت نشده اند) برآورد گردید. درصورت داشتن سه منبع یا بیشتر، مزیت استفاده از مدل Loglinear این است که با وارد کردن اثر متقابل بین منابع مختلف، می توان اثر وابستگی (مثبت یا منفی) بین منابع را در برآوردها در نظر گرفت و سوگیری ناشی از برقرار نبودن پیش فرض استقلال منابع را تا حد زیادی برطرف کرد. تفاوت بین ۸ مدل در حالت سه منبعی نیز در وجود همین اثرات متقابل است: یک مدل مستقل؛ سه مدل دارای یک اثر متقابل؛ سه مدل دارای دو اثر متقابل و یک مدل دارای سه اثر متقابل (مدل اشباع) هستند، به عنوان مثال اگر مدل مستقل و یکی از سه مدل دارای دو اثر متقابل به شکل زیر خواهند بود:

$$\log \mu_{ijk} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z$$

$$\log \mu_{ijk} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ij}^{XY} + \lambda_{ik}^{XZ}$$

برای بررسی برازندگی مدل ها به داده های موجود و انتخاب بهترین مدل از آزمون نسبت درستنمایی (G^2)، معیار اطلاعاتی آکایکه (AIC) و معیار اطلاعاتی بایزین (BIC) که نحوه محاسبه آنها در ذیل جدول ۳ آمده است استفاده می شود (Hook and Regal 1995). شایعترین معیار برای انتخاب بهترین مدل AIC است؛ اگرچه برخی از محققین

پیشنهاد کرده اند که در صورتی که حدود اطمینان مدل اشباع خیلی گسترده نباشد بهتر است تخمین مدل اشباع در نظر گرفته شود (Hook and Regal 1997; Hook and Regal 2000). در مطالعه حاضر هر سه معیار برازندگی ارائه شده اند ولی برای انتخاب بهترین مدل از معیار AIC استفاده شده است.

برای تخمین میزان بروز؛ بایستی شبیه مطالعات کشورهای دیگر (Schootman et al. 2000)؛ یک پیش فرض را بپذیریم و آن این است که تعداد ساکنین شهرستان کرمان که خارج از شهرستان در اثر حادثه ترافیکی فوت می کنند برابر است با ساکنین مناطق دیگر که در محدوده شهرستان کرمان دچار حادثه ترافیکی می شوند و بر اثر آن فوت می کنند.

نتایج

با حذف افرادی که مشخصات شناسایی (نام و نام خانوادگی) آنها در فهرست ها درج نشده بود، در مجموع ۶۸۱ مورد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی از سه منبع مورد بررسی استخراج گردید. از این تعداد، ۵۹ مورد مربوط به پلیس، ۳۴۶ مورد پزشکی قانونی و ۲۷۶ مورد ثبت شده در بیمارستان شهید باهنر بودند. نمودار ۲ وضعیت تعداد موارد مشترک بین سه فهرست را با درنظر گرفتن حالت "الف" نشان می دهد. مشاهده می شود که کل موارد مشاهده شده (با یک بار احتساب موارد مشترک) ۵۰۲ نفر بوده اند.

در حالت "ب" تعداد موارد مشترک شناسایی شده افزایش می یابد به نحوی که این بار n1=2، n2=30، n3=0، n4=27، n5=176، n6=138 و n7=98 نفر می شوند و به این ترتیب کل موارد مرگ حوادث ترافیکی مشاهده شده در سه منبع در این حالت ٤٧١ نفر هستند.

جدول ۱ مقایسه برخی از ویژگی های حوادث ترافیکی و افراد فوت شده در آنها را برحسب اطلاعات سه منبع مورد بررسی نشان می دهد. ملاحظه می شود که هیچیک از این ویژگی ها بین سه گروه تفاوت معنی داری ندارند. خصوصیت مهم دیگر محل وقوع مرگ است، که در پرونده های پلیس ثبت نشده بود. اگرچه به نظر می رسد اکثر قریب به اتفاق مرگ های ثبت شده توسط پلیس بایستی در صحنه تصادف اتفاق افتاده باشند. براساس پرونده پزشکی قانونی، ۱۶۲ مورد (۴۸/۲٪) از مرگ ها در صحنه تصادف یا حین انتقال به بیمارستان و ۱۷۴ مورد (۵۱/۸٪) آنها در بیمارستان اتفاق افتاده بودند. در مورد بیمارستان، محل فوت افرادی که فقط در فهرست سرپایی یا فقط در فهرست مرگهای بیمارستان ثبت شده بودند (یعنی پرونده بستری اورژانس یا بخش تخصصی نداشتند) مشخص نبود، جز۴۴ مورد که در آنها توضیح داده شده بود که فرد قبل از ورود به اورژانس فوت کرده است. به هرحال، موجود نبودن داده های محل وقوع مرگ در نسبت قابل توجهی از پرونده ها، مانع تجزیه و تحلیل بیشتر روی این موضوع گردید.

نتایج تجزیه و تحلیل دو منبعی در جدول ۲ نشان داده شده است. مشاهده می شود که طیف برآوردهای دو منبعی از ۵۳۷ تا ٥٥٤٠ متفاوت بوده است. برآوردهای به دست آمده از دو منبع پلیس و بیمارستان حدود اطمینان بسیار گسترده ای از ۲۷۷ تا ۱۰۸۰۳ دارند که حداکثر آن ۳۹ برابر حداقلش می باشد و بنابراین کمکی به تخمین تعداد مرگ حوادث ترافیکی نمی کند. در نتیجه اگر برآوردهای حاصل از این دومنبع را کنار بگذاریم، با حالت "الف" دو برآورد نقطه ای ٦٢٩ و ٧٤٤ و با حالت "ب" دو برآورد نقطه ای ۵۳۷ و ٦٣١ خواهد بود.

تجزیه و تحلیل سه منبعی با استفاده از مدل Loglinear نیز در دو حالت "الف" و "ب" به طور جداگانه انجام شده است که نتایج آن درجداول ۳و ٤ نمایش داده شده است. اگر یکی از خانه های جدول توافقی فراوانی صفر داشته باشد، برخی از مدل های Loglinear منجر به برآورد بینهایت خواهند شد که این حالت در مدل های دو ردیف آخر جداول ۳ و ۴ دیده می شود. برای اصلاح این مسئله روش هایی مانند افزودن $1/2^{(k-1)}$ (k: تعداد منابع) به همه خانه های جدول توافقی پیشنهاد شده است (Evans and Bonett 1994; Hook and Regal 2000)؛ اما چون در نهایت فاصله اطمینان برآوردها بسیار پهن باقی می مانند در عمل کمک

بیشتری نمی کنند و در مطالعه حاضر از انجام این تصحیح خودداری شده است. در هر دو حالت "الف" و "ب" مدلی که براساس AIC بیشترین برازندگی را داشت، مدلی شامل دو اثر متقابل پلیس- بیمارستان و پزشکی قانونی- بیمارستان بود؛ در صورتی که بر مبنای BIC مدل های ساده تری که فقط اثر متقابل پلیس-بیمارستان را داشتند بهترین برازندگی را داشتند. AIC بیش از BIC به عنوان معیار برازندگی مدل ها مورد استفاده قرار گرفته است. به این ترتیب با استفاده از AIC و در نظر گرفتن حالت "ب" که نسبت به "الف" برآوردهای محافظه کارانه تری برای موارد مرگ به دست می دهد، تعداد مرگ هایی که در هیچیک از سه منبع ثبت نشده اند ۱۲۵ مورد (حدود اطمینان ۹۵ ٪: ۲۱۵-۷۲) خواهند بود؛ به این ترتیب برآورد محافظه کارانه تعداد کل مرگ های ناشی از حوادث ترافیکی در محدود جغرافیایی شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ برابر ٥٩٦ مورد (حدود اطمینان ۹۵٪: ٦٨٦-٥٤٣) خواهدشد. برهمین اساس، پوشش هریک از سه منبع پلیس (۵۹ مورد + ۳۹ مورد بدون مشخصات شناسایی = ۹۸)، پزشکی قانونی (٣٤٦مورد) و بیمارستان (٢٧٦ مورد + ٨ مورد بدون مشخصات شناسایی= ٢٨٤) و مجموع هر سه منبع (٤٧١ مورد) به ترتیب برابر ١٦/٤٪، ٥٨/١٪ ، ٤٧/٧٪ و ٧٩/٠٪ تخمین زده میشود. اگر تعداد موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی ساکنین شهرستان کرمان در خارج از این شهرستان را برابر تعداد موارد مرگ ساکنین خارج از شهرستان کرمان در محدوده این شهرستان فرض کنیم، با توجه به برآورد تعدیل شده جمعیت شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ برابر ۶۴۴۶۷۳ نفر بوده است (مرکز آمار ایران ۱۳۸۵)، میزان مرگ اختصاصی ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان ۹۲/۴ در ۱۰۰ هزار نفر (حدود اطمینان ۹۵٪: ۱۰۶/۴-۸۶/۳) در سال ۱۳۸۱ تخمین زده می شود.

بحث

نتایج این مطالعه نشان می دهد که تعداد موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ برابر ٥٩٦ مورد (حدود اطمینان ۹۵٪: ٦٨٦-٥٤٣) و میزان مرگ اختصاصی ناشی از حوادث ترافیکی در سال ۱۳۸۱ در شهرستان کرمان حدود ٩٢/٤ (حدود اطمینان ۹۵٪: ١٠٦/٤-٨٦/٣) در هر ۱۰۰ هزار نفر بوده است که یکی از بالاترین میزان های گزارش شده در سطح منطقه و حتی جهان می باشد، این موضوعی است که ضرورت توجه جدی مسئولین را به اجرای برنامه های پیشگیری وکنترل حوادث ترافیکی، به عنوان اصلی ترین علت مرگ ساکنین کشور، ایجاب می کند. یافته های مطالعه حاضر نشان دهنده این است که بین سه منبع مورد مطالعه، بیشترین پوشش ثبت موارد مرگ حوادث ترافیکی مربوط به پزشکی قانونی (۵۸٪) و پس از آن بیمارستان (٤٦٪) است. به علاوه مشخص می شود که با استفاده از چند فهرست و کاربرد روش صید-بازصید می توان در مقایسه با استفاده از داده های یک منبع یا جمع کردن ساده موارد غیر تکراری ثبت شده در چند منبع (روش مرسوم فعلی)، تخمین بهتری از تعداد موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی به دست آورد. تعداد موارد مرگ حوادث ترافیکی گزارش شده در ثبت مرگ کشور در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ برابر ۵۳۹ نفر بوده است (نقوی ١٣٨٤). لازم به ذکر است که این تعداد براساس محل سکونت گزارش شده در حالی که برآوردهای مطالعه حاضر براساس محل وقوع حادثه ترافیکی انجام شده است. با این فرض که تعداد موارد مرگ براساس محل سکونت و محل وقوع حادثه را یکسان بدانیم، می توان نتیجه گرفت که حساسیت ثبت مرگ در مورد مرگ های ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ حدود ۹۰٪ (حدود اطمینان ۹۵٪: ۹۹-۷۸٪) بوده است. برای اطمینان از صحت نتایج مطالعه، به بحث در مورد برقراری چهار پیش فرض اساسی روش صید-بازصید می پردازیم. هدف این مطالعه تخمین موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی واقع شده در شهرستان کرمان بوده است و نه فقط مرگ های ناشی از حوادث ترافیکی در ساکنین شهرستان کرمان؛ به عبارت دیگر سئوال اصلی این بوده است که در طول یک سال چه تعداد مرگ در اثر حوادث ترافیکی در محدوده شهرستان به

وقوع می پیوندند. درنتیجه مشخص است که موارد مرگ هایی که در اثر حوادث ترافیکی در سال ۱۳۸۱ در محدوده شهرستان کرمان اتفاق افتاده اند یک جمعیت بسته است و پیش فرض بسته بودن جمعیت برقرار می باشد. در مورد پیش فرض دوم، یعنی امکان شناسایی موارد مشترک بین فهرست ها، با توجه به اینکه مشخصاتی که برای شناسایی موارد مشترک به کار رفته اند (شامل نام، نام خانوادگی، روز و ماه وقوع حادثه) در هر سه فهرست ثبت شده اند این پیش فرض نیز برقرار بوده است، اگرچه ذکر دو مورد در این باره اهمیت دارد: اول اینکه در فهرست پلیس ۳۹ نفر و در مراجعین اورژانس بیمارستان ۸ نفر فوت حوادث ترافیکی (به دلیل همراه نداشتن مدارک شناسایی هویت یا دلایل دیگر) تحت عنوان "نامشخص" ثبت شده بودند که امکان همسان کردن آنها با دو فهرست دیگر وجود نداشت. اگر خصوصیات این افراد با سایر افراد ثبت شده تفاوت قابل ملاحظه ای نداشته باشد (که به نظر می رسد این فرض صحیح باشد) این موضوع لطمه ای به این پیش فرض وارد نمی کند. نکته دوم در مورد خطاهایی است که در ثبت مشخصات افراد در فهرست ها ممکن است اتفاق افتاده باشد، برای لحاظ کردن این خطاها علاوه بر شناسایی موارد مشترک با خصوصیات کاملاً همسان (حالت "الف")، مواردی که خصوصیات مشابه ولی نه کاملاً همسان داشتند (حالت "ب") را نیز درنظر گرفته ایم. نتایج تجزیه و تحلیل دو منبعی ارائه شده با استفاده از دو منبع پلیس و بیمارستان نشان می دهد که به علت وابستگی منفی دو فهرست، برآورد بیش از واقع به دست آمده، یعنی پیش فرض استقلال سه فهرست برقرار نبوده است. اما خوشبختانه داشتن سه منبع و امکان استفاده از مدل Loglinear باعث شد که برقرار نبودن این پیش فرض هیچ لطمه ای به نتایج وارد نکند. با دقت کردن به مدل هایی مختلف ارائه شده در جداول ۳ و۴ مشخص می شود که تمام مدل هایی که بهتر از مدل Saturated عمل کرده اند؛ یعنی AIC یا BIC منفی داشته اند؛ مدل هایی هستند که اثر متقابل پلیس و بیمارستان در آنها وجود دارد. در مورد پیش فرض چهارم یا بستگی صید به خصوصیات افراد، در جدول ۱ مشاهده می شود که خصوصیاتی نظیر سن، جنس، روز و ماه حادثه تفاوت معنی داری بین سه فهرست نداشته اند. اما متغیری که به نظر می رسد تفاوت معنی داری بین سه فهرست داشته باشد، محل وقوع مرگ است که همانطور که توضیح داده شد داده های مربوط به آن برای انجام تجزیه و تحلیل طبقه بندی شده یا استفاده در مدل Loglinear به عنوان Covariate موجود نبود. از طرفی بیشترین اختلاف در محل مرگ مربوط به فهرست پلیس و بیمارستان است، به این ترتیب که تقریباً همگی مرگ های پلیس مربوط به صحنه تصادف و اغلب مرگ های ثبت شده در بیمارستان در محل بیمارستان واقع شده اند. به این ترتیب به نظر می رسد که قسمت عمده ای از وابستگی منفی بین دو فهرست پلیس و بیمارستان مربوط به ویژگی محل وقوع مرگ باشد و با کنترل وابستگی بین فهرست ها با مدل Loglinear وابستگی صید به ویژگی محل وقوع تصادف نیز کنترل شده است.

نتیجه گیری

لازم است تاکید کنیم که صید-بازصید دو منبعی، با وجود آسان و سریع بودن، ممکن است در صورت بر قرار نبودن پیش فرض ها منجر به برآوردهای اریب و خلاف واقع شود. این موضوع در مطالعه حاضر در تجزیه و تحلیل دو منبعی ارائه شده با استفاده از دو منبع پلیس و بیمارستان به خوبی دیده می شود که به علت وابستگی منفی دو فهرست، برآورد بیش از واقع به دست آمده است. در انتها به طراحان و کاربران نظام های مراقبت و ثبت موکداً توصیه می شود که برای فراهم آوردن امکان استفاده از تحلیل صید-بازصید، داده های مربوط به موارد گزارش مجدد را در خارج از بانک اطلاعاتی اصلی نگهداری نمایند.

تشکر و قدردانی

این مطالعه (به شماره ۲۴۰/۷۸۱۶) با حمایت مالی و پشتیبانی انستیتو تحقیقات بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی تهران اجرا شده است. از همکاری دانشگاه علوم پزشکی

کرمان به ویژه مسئولین محترم معاونت بهداشتی دانشگاه و بیمارستان شهید باهنر، سازمان پزشکی قانونی کشور و پزشکی قانونی کرمان، معاونت راهنمایی رانندگی ناجا و ناحیه انتظامی کرمان، ایستگاه تحقیقات بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی تهران در کرمان و کلیه همکارانی که در مراحل اجرای این طرح مشارکت داشته اند سپاسگزاری می شود.

جدول۱- مقایسه برخی از ویژگی های حوادث ترافیکی منجر به فوت در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ برحسب اطلاعات سه منبع پلیس، بیمارستان و پزشکی قانونی

متغیر		پلیس (۵۹=تعداد)		پزشکی قانونی (۳۴۶=تعداد)		بیمارستان (۲۷۶=تعداد)		
		تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	
جنس	مرد	٤٧	٨٢/٥	٢٧١	٧٨/٣	٢٣١	٨۴/٩	p= ۰/۱۱
	زن	١٠	١٧/٥	٧٥	٢١/٧	۴١	١٥/١	
سن	٠-٤	٢	۶/١	١٩	٥/٥	١۴	٥/۶	p= ۰/۹۵
	٥-١٤	١	٣/٠	١۶	۴/۶	١٢	۴/٨	
	١٥-٤٤	٢٣	۶٩/٧	٢١٧	۶٢/٧	١۴٩	۶٠/١	
	٤٥-٦٤	٦	١٨/٢	٥٨	١۶/٨	۴۶	١٨/٥	
	٦٥ یا بیشتر	١	٣/٠	٣۶	١٠/۴	٢٧	١٠/٩	
روز حادثه	شنبه	٦	١٠/٢	٣٨	١١/۴	٣۴	١٢/۴	p= ۰/۱۲
	یکشنبه	٥	٨/٥	۴٧	١۴/٢	٣٩	١۴/٢	
	دوشنبه	١١	١٨/۶	٣٧	١١/١	١٩	۶/٩	
	سه شنبه	٧	١١/٩	٣٨	١١/۴	٣٧	١٣/٥	
	چهارشنبه	١١	١٨/۶	٥٣	١۶/٠	٣٠	١٠/٩	
	پنجشنبه	٩	١٥/٣	۴٧	١۴/٢	٥٨	٢١/٢	
	جمعه	١٠	١۶/٩	٧٢	٢١/٧	٥٧	٢٠/٨	
ماه حادثه	فروردین	٥	٨/٥	١٩	٥/۶	١۴	٥/١	p= ۰/۱۳
	اردیبهشت	٣	٥/١	٢٣	۶/٨	٢۴	٨/٧	
	خرداد	٥	٨/٥	٢٢	۶/٥	١٣	۴/٧	
	تیر	٢	٣/۴	٢٩	٨/۶	٢٠	٧/٢	
	مرداد	٤	۶/٨	۴۴	١٣/٠	٢٣	٨/٣	
	شهریور	٤	۶/٨	٣٧	١٠/٩	٣۶	١٣/٠	
	مهر	٤	۶/٨	٢۶	٧/٧	٢۴	٨/٧	
	آبان	٦	١٠/٢	٣۴	١٠/٠	٢۶	٩/۴	
	آذر	٣	٥/١	٢٩	٨/۶	٣٥	١٢/٧	
	دی	٥	٨/٥	١٨	٥/٣	٢٠	٧/٢	
	بهمن	١٢	٢٠/٣	٣٣	٩/٧	١۶	٥/٨	
	اسفند	٦	١٠/٢	٢٥	٧/۴	٢٥	٩/١	

جدول۲- تجزیه و تحلیل دو منبعی صید-بازصید برای تخمین تعداد مرگ حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱

حالت×	منبع ۱	منبع۲	تعداد مشاهده شده			تخمین صید بازصید	
			تعداد منبع۱	تعداد منبع۲	مشترک منابع۱و۲	تعداد	حدود اطمینان ٪۹۵
الف	پلیس (P)	پزشکی قانونی(FM)	۵۹	۳٤٦	۲۷	۷٤٤	۵۵٤-۹۳٤
ب	پلیس (P)	پزشکی قانونی(FM)	۵۹	۳٤٦	۳۲	٦۳۱	٤۹۵-۷٦۷
الف	پلیس (P)	بیمارستان (H)	۵۹	۲۷٦	۲	۵۵٤۰	۲۷۷-۱۰۸۰۳
ب	پلیس (P)	بیمارستان (H)	۵۹	۲۷٦	۲	۵۵٤۰	۲۷۷-۱۰۸۰۳
الف	بیمارستان(H)	پزشکی قانونی(FM)	۲۷٦	۳٤٦	۱۵۲	٦۲۹	۵۷۸-٦۷۸
ب	بیمارستان(H)	پزشکی قانونی(FM)	۲۷٦	۳٤٦	۱۷۸	۵۳۷	۵۰٤-۵۷۰

× حالت الف: نام و نام خانوادگی یکسان (یا تفاوت در پیش وند و پس وند) روز حادثه حداکثر تا سه روز تفاوت

حالت ب: نام و نام خانوادگی یکسان، تاریخ تفاوت بیش از سه روز و کمتر از دوماه یا

نام یکسان، تاریخ با تفاوت کمتر از سه روز، نام خانوادگی متفاوت (ولی مشابه) یا

نام خانوادگی یکسان، تاریخ با تفاوت کمتر از سه روز، نام متفاوت (ولی مشابه)

جدول ۳- مشخصات مدل های Loglinear برازنده شده به داده های سه منبع ثبت مرگ های ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ (شناسایی موارد مشترک براساس حالت "الف")

مدل Loglinear	×df	×G^2	×AIC	×BIC	★X	✧N	CI95% for N
P/ FM/ H*	۳	۵۴/۶	۴۸/۶	۴۱/۴	۱۹۱	۶۹۳	۶۵۰-۷۴۸
P×FM/ H	۲	۵۴/۱	۵۰/۱	۴۵/۳	۱۸۴	۶۸۶	۶۴۲-۷۴۴
P×H/ FM	۲	۴/۸	۰/۸	-۴/۰	۱۴۹	۶۵۱	۶۱۷-۶۹۷
H×FM/ P	۲	۳۶/۳	۳۲/۳	۲۷/۵	۵۲۵	۱۰۰۷	۸۰۵-۱۳۴۸
P×H/ H×FM	۱	۲/۴	۰/۴	-۲/۰	۲۱۶	۷۱۸	۶۲۷-۸۷۳
P×H/ P×FM	۱	۳/۲	۱/۲	-۱/۲	۱۴۰	۶۴۲	۶۰۷-۶۸۸
P×FM/ H×FM	۱	۱۹/۲	۱۷/۲	۱۴/۸	:	:	:
P×H/ P×FM/ H×FM	۰	۰	۰	۰	:	:	:

× df: degree of freedom/ AIC: Akaike Information Criterion/ BIC: Bayesian Information Criterion/ FM: Forensic Medicine/ H: Hospital/ P: Police

$G^2 = 2\sum obs_j \ln(obs_j / \exp_{ij})$ $\quad AIC = G^2 - 2\,(d.f.)$ $\quad BIC = G^2 - (\ln(N_{obs}/2\pi)(d.f.))$

★ تخمین تعداد مرگ های حوادث ترافیکی که در هیچیک از سه منبع ثبت نشده اند

✧ تخمین تعداد کل مرگ های حوادث ترافیکی

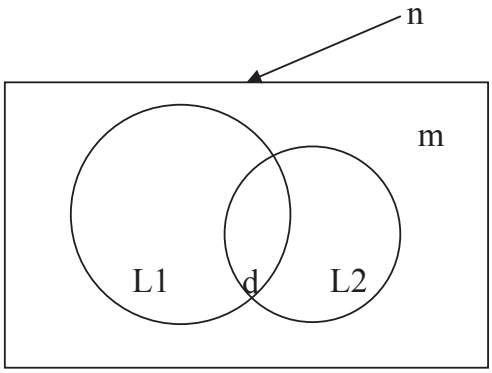
جدول ٤- مشخصات مدل های loglinear برازنده شده به داده های سه منبع ثبت مرگ های ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ (شناسایی موارد مشترک براساس حالت "ب")

مدل Loglinear	×df	G^2	×AIC	×BIC	★X	✦N	CI95% for N
P/ FM/ H*	۳	۷۱/۴	۶۵/۴	۸۵/۵	۱۱۲	۵۸۵	۵۵۸–۶۱۸
P×FM/ H	۲	۷۰/۷	۶۶/۷	۶۲/۰	۱۰۷	۵۷۹	۵۵۲–۶۱۵
P×H/ FM	۲	۴/۵	۰/۵	−۴/۱	۸۳	۵۵۵	۵۳۴–۵۸۲
H×FM/ P	۲	۵۰/۴	۴۶/۴	۴۱/۷	۳۴۸	۸۱۱	۶۷۸–۱۰۴۳
P×H/ H×FM	۱	۱/۸	−۰/۲	−۲/۶	۱۲۴	۵۹۶	۵۴۳–۶۸۶
P×H/ P×FM	۱	۲/۵	۰/۵	−۱/۸	۷۷	۵۴۹	۵۲۸–۵۷۶
P×FM/ H×FM	۱	۳۳/۷	۳۱/۷	۲۹/۴	:	:	:
P×H/ P×FM/ H×FM	۰	۰	۰	۰	:	:	:

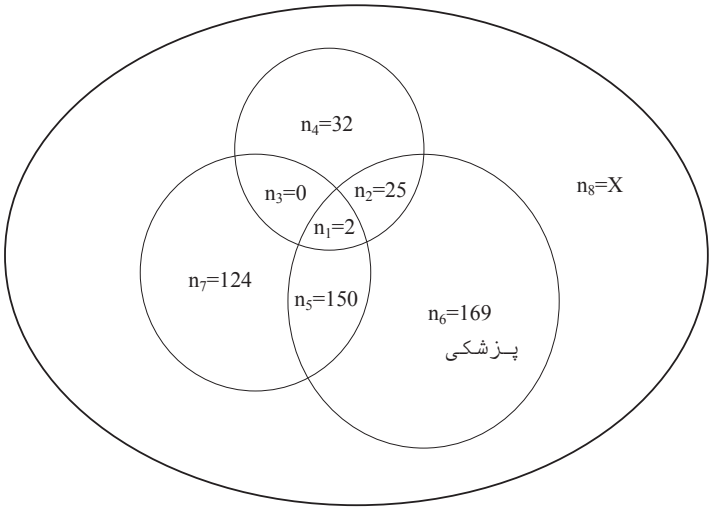
×df: degree of freedom/ AIC: Akaike Information Criterion/ BIC: Bayesian Information Criterion/ FM: Forensic Medicine/ H: Hospital/ P: Police

★ تخمین تعداد مرگ های حوادث ترافیکی که در هیچیک از سه منبع ثبت نشده اند

✦ تخمین تعداد کل مرگ های حوادث ترافیکی



نمودار ۱- نمودار ون صید-بازصید دو منبعی



نمودار ۲- نمودار ون تعداد موارد مرگ ناشی از حوادث ترافیکی در شهرستان کرمان در سال ۱۳۸۱ که در سه منبع پلیس، بیمارستان و پزشکی قانونی ثبت شده اند، شناسایی موارد مشترک براساس معیارهای "الف"

منابع

مرکز آمار ایران. (۱۳۸۵) برآورد جمعیت تعدیل شده شهرستانهای استان کرمان طی سالهای ۸٤ ـ۱۳۸۰. بر گرفته از پایگاه اطلاعات نشریات مرکز آمار ایران .

نقوی م.، جعفری ن.، علاء الدینی ف.، اکبری م.ا. (۱۳۸۳) همه گیرشناسی آسیبهای ناشی از علل خارجی (حوادث) در جمهوری اسلامی ایران، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، تهران.

نقوی م. (۱۳۸۴) سیمای مرگ در ۲۳ استان کشور در سال ۱۳۸۲، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، تهران.

Dhillon P.K., Lightstone A.S., Peek-asa C. and Kraus J.F. (2001) Assessment of hospital and police ascertainment of automobile versus childhood pedestrian and bicyclist collisions. *Accid Anal Prev.* **33**:529-37.

Evans M.A. and Bonett D.G. (1994) Bias reduction for multiple-recapture estimators of closed population size. *Biometrics.* **50:** 388-95.

Hook E.B. and Regal R.R. (1995) Capture-recapture methods in epidemiology: methods and limitations. *Epidemiol Rev.* **17:** 243-64.

Hook E.B. and Regal R.R. (1997) Validity of methods for model selection/ weighting for model uncertainty/ and small sample adjustment in capture-recapture estimation. *Am J Epidemiol.* **145:** 1138-44.

Hook E.B. and Regal R.R. (2000) Accuracy of alternative approaches to capture-recapture estimates of disease frequency: internal validity analysis of data from five sources. *Am J Epidemiol.* **152:** 771-9.

Jarvis S.N., Lowe P.J., Avery A., Levene S. and Cormack R.M. (2000) Children are not goldfish-mark/recapture techniques and their application to injury data. *Inj Prev.* **6:** 46-50.

Laska E.M. (2002) The use of capture-recapture methods in public health. *Bull World Health Organ.* **80:** 845.

Morrison A. and Stone D.H. (2000) Capture-recapture: a useful methodological tool for counting traffic related injuries? *Inj Prev.* **6:** 299-304.

Murray C.J.L. and Lopez A.D. (1996) The global burden of disease: a comprehensive assessment of mortality and disability from diseases/ injuries/ and risk factors in 1990 and projected to 2020. *Boston. MA. Harvard School of Public Health.*

Peden M., Scurfield R., Sleet D., Mohan D., Hyder A.A., Jarawan E. and Mathers C. (2004) World Report on Road Traffic Injury Prevention. *Geneva. World Health Organization.*

Razzak J.A. and Luby S.P. (1998) Estimating deaths and injuries due to road traffic accidents in Karachi. Pakistan. Through the capture-recapture method. *Int J Epidemiol.* **27:** 866-70.

Schootman M., Harlan M. and Fuortes L. (2000) Use of the capture-recapture method to estimate severe traumatic brain injury rates. *J Trauma.* **48:** 70-5.

Tercero F. and Anersson R. (2004) Measuring transport injuries in a developing country: an application of the capture-recapture method. *Accid Anal Prev.* **36:** 13-20.

Tilling K. and Sterne J.A. (1999) Capture-recapture models including covariate effects. *Am J Epidemiol.* **149:** 392-400.

Wittes J. and Sidel V.W. (1968) A generalization of the simple capture-recapture model with applications to epidemiological research. *J Chronic Dis.* **21:** 287-301.