

تنظیم نقشه خطر نسبی مرگ کودکان زیر یک سال مناطق روستایی کشور در سال ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵: مقایسه روش‌های حداکثر درستیابی و بیزی

یداله محرابی^۱، الهام مراغی^۲، حمید علوی مجد^۳، محمد اسماعیل مطلق^۴

^۱استاد آمارزیستی، گروه اپیدمیولوژی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، ایران

^۲کارشناس ارشد آمارزیستی، گروه آمار زیستی، دانشکده پیراپزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، ایران

^۳دانشیار، گروه آمار زیستی، دانشکده پیراپزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، ایران

^۴استادیار، متخصص اطفال، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، ایران

نویسنده مسئول: یداله محرابی، نشانی: تهران، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، دانشکده بهداشت، گروه اپیدمیولوژی، تلفن: ۰۲۲۴۳۲۰۴۰، پست الکترونیک: ymehrabi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۱/۱۳؛ پذیرش: ۱۳۸۹/۴/۱۲

مقدمه و اهداف: نقشه‌بندی بیماری یا مرگ مجموعه‌ای از روش‌های آماری است که با هدف به‌دست آوردن برآوردهایی دقیق از میزان‌های بروز یا شیوع بیماری‌ها یا مرگ به‌کار گرفته می‌شوند در این تحقیق، روش‌های حداکثر درستیابی، بیزتجربی و بیزکامل برای برآورد نقشه خطر نسبی مرگ کودکان زیر یک سال مناطق روستایی کشور مورد مقایسه قرار گرفت.

روش کار: داده‌های مرگ کودکان زیر یک سال زیج‌حیاتی مناطق روستایی تحت پوشش دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ مورد تحلیل قرار گرفت. برآورد پارامترهای نقشه با استفاده از روش‌های حداکثر درستیابی، بیزتجربی (مدل پواسن گاما) و بیزکامل با به‌کارگیری شبیه‌سازی زنجیر مارکف مونت‌کارلو انجام شد. معیار انحراف از اطلاع برای مقایسه برازش مدل‌های بیزی استفاده شد. نرم‌افزارهای WinBUGS، R و ArcGIS به‌کار گرفته شدند.

نتایج: روش بیزکامل نشان داد خطر مرگ کودکان زیر یک سال در مناطق تحت پوشش دانشگاه علوم پزشکی سیستان و بلوچستان در سال هشتاد و هشتاد و یک (۱/۷۳) و در سال هشتاد و پنج (۱/۵۰-۱/۷۵) CI: ۱/۵۰-۱/۷۵) و در سال ۱۳۸۰ برابر متوسط کشوری بوده است. در سال ۱۳۸۰ مناطق تحت پوشش دانشگاه‌های علوم پزشکی بیرجند (۱/۴۵)، کردستان (۱/۲۳) و خراسان (۱/۲۱) و در سال ۱۳۸۵ بیرجند (۱/۴۲)، زنجان (۱/۳۹)، کردستان (۱/۳۶)، اردبیل (۱/۳۲)، زابل (۱/۲۸)، آذربایجان غربی (۱/۱۸) و گلستان (۱/۱۴) خطر نسبی بالا و معنی‌داری داشته‌اند ($p < 0.05$). در سال ۱۳۸۰ کمترین خطر نسبی مربوط به مناطق دانشگاه علوم پزشکی تهران (۰/۳۴-۰/۷۴) CI: ۰/۳۴-۰/۷۴) و در سال ۱۳۸۵ دانشگاه علوم پزشکی ایران (۰/۳۸-۰/۶۵) CI: ۰/۳۸-۰/۶۵) بود ($p < 0.05$).

نتیجه‌گیری: با توجه به برازش مناسب روش بیزکامل در مقایسه با بیزتجربی و حداکثر درستیابی، استفاده از این روش پیشنهاد می‌شود.

واژگان کلیدی: نقشه‌بندی خطر نسبی مرگ، بیزتجربی، بیزکامل، حداکثر درستیابی، مرگ کودکان زیر یک سال

مقدمه

هم‌زمان با رشد روزافزون اطلاعات پیرامون بیماری‌ها و مرگ و میر، روش‌های متناسب برای تحلیل این نوع داده‌ها که پاسخگوی نیازهای مختلف باشد نیز روبه‌گسترش است. یکی از این روش‌ها نقشه‌بندی بیماری یا مرگ و میر است که توزیع جغرافیایی بیماری‌ها یا مرگ را در کنار دیگر عوامل خطر در نظر می‌گیرد. نقشه‌بندی بیماری یا مرگ و میر به مجموعه‌ای از روش‌های آماری اطلاق می‌شود که هدف آن‌ها به‌دست آوردن برآوردهایی دقیق از میزان‌های بروز یا شیوع بیماری‌ها یا مرگ و میر، و تنظیم آن‌ها در

قالب نقشه‌های جغرافیایی است (۱). امروزه نقشه‌بندی و برآورد خطر بیماری‌ها مورد توجه فعالان و برنامه‌ریزان عرصه سلامت جامعه است چرا که توزیع جغرافیایی میزان‌های بروز، شیوع و مرگ و میر نقش مهمی در تشخیص عوامل خطر و پیش‌گیری از آن‌ها را بازی می‌کند. تحلیل جغرافیایی نرخ‌های بیماری علاوه بر فرمول‌بندی و ارزیابی فرضیات سبب‌شناختی و اعمال مداخله در مناطقی که نیازمند توجه خاص هستند می‌تواند نقش مهمی در زمینه تخصیص منابع، امکانات و

نیروی انسانی ایفا نماید (۲).

از عمده‌ترین استفاده‌های یک نقشه بیماری می‌تواند ارزیابی اقدامات مراکز ارائه دهنده خدمات بهداشتی - درمانی باشد. در بررسی‌های اپیدمیولوژیکی، شناسایی مناطق با خطرات بالا می‌تواند رهنمودهایی را برای تعیین عوامل خطر مرتبط با مرگ در اثر یک بیماری، ارائه کند. از سوی دیگر، بررسی دقیق مناطق با خطرات پایین نیز می‌تواند به محققین در شناخت ویژگی‌های مثبت آن مناطق که منجر به میزان‌های کمتری می‌شود، کمک کند. در هر دو حالت می‌توان مناسب‌ترین اقدامات پیشگیرانه را اتخاذ کرده و تخصیص منابع و نیروی انسانی را به نحو مطلوبی انجام داد.

ابتدایی‌ترین نقشه بیماری را می‌توان به جان اسنو نسبت داد که در سال ۱۸۵۴ و به دنبال همه‌گیری وبا در شهر لندن تهیه کرد (۳). استفاده از این نقشه که بر مبنای محل سکونت افراد مبتلا به وبا طرح‌ریزی شده بود، منجر به بیان این فرضیه شد که عامل انتشار وبا آب آلوده می‌باشد. سرانجام با تمهیدات انجام شده توسط شرکت‌های تامین کننده آب، بروز وبا کاهش پیدا کرد. کلایتون و کالدور برای اولین بار در سال ۱۹۸۷ مدل‌های سلسله مراتبی و استنباط بیز تجربی مرتبط با آن را برای میزان‌های مرگ و میر استاندارد شده در حالتی که همبستگی فضایی بین مشاهدات در نواحی همسایه نیز لحاظ می‌شود، مطرح کردند (۴). تاکنون در حیطه کاربرد نقشه‌بندی بیماری‌ها مقالات متعددی به چاپ رسیده است که بیانگر توانایی این روش در تحلیل جغرافیایی بیماری‌ها و مرگ و میر و بیان فرضیات اتیولوژیکی است. به عنوان مثال می‌توان به مطالعات سندرم مرگ ناگهانی نوزادان، سرطان لب در اسکاتلند، مرگ و میر کودکان، سرطان حنجره، سرطان معده، کل سرطان‌ها در فرانسه، سرطان ریه در آلمان، اطلاق سرطان کانادا و آمریکا، میزان مرگ و میر کودکان زیر یکسال کانادا، وزن هنگام تولد، ایدز و غیره اشاره کرد (۵،۶،۷).

روش برآورد حداکثر درستنمایی که یکی از متداول‌ترین روش‌های برآورد پارامترها در مدل‌های آماری است، مبتنی بر یک تابع آماری مهم به نام "تابع درستنمایی" بوده و برآوردهای حاصل از این روش به‌طور مجانبی دارای خواص مطلوبی هستند (۸). با در نظر گرفتن توزیع پواسن برای مشاهدات مرگ و میر، برآورد حداکثر درستنمایی خطر نسبی، معادل نسبت استاندارد شده مرگ یعنی نسبت تعداد مرگ مشاهده شده در یک منطقه به تعداد مرگ مورد انتظار در همان منطقه است. با به کارگیری این روش می‌توان پارامترهای نقشه را برآورد کرد اما در حالتی که با بیماری

نادری مواجه باشیم یا ناحیه مورد بررسی کوچک باشد، تعداد رویداد مشاهده شده و تعداد رویداد مورد انتظار تفاوت بسیاری با یکدیگر خواهند داشت. در این دو موقعیت واریانس برآوردگر حداکثر درستنمایی مقادیر بزرگی را اختیار می‌کند و با مشکل بیش پراکنش نسبت‌های مرگ استاندارد شده مواجه خواهیم شد. از طرفی از آنجا که به نظر می‌رسد نواحی نزدیک به هم از لحاظ موقعیت جغرافیایی، نرخ‌های بیماری یا مرگ و میر مشابهی داشته باشند، مناسب است که الگوی فضایی در برآورد پارامترهای نقشه منظور شود. به دلایل مذکور چنین به نظر می‌رسد که در عمل نقشه‌هایی که بر مبنای برآورد حداکثر درستنمایی برای میزان‌های استاندارد شده مرگ و میر تهیه می‌شوند، از دقت کافی برخوردار نباشند. برای بهبود برآورد این نقشه‌ها استفاده از روش‌های بیزی که دو دسته اطلاعات مرگ‌های مشاهده شده در هر ناحیه و اطلاعات مربوط به خطرات نسبی کل منطقه که در توزیع پیشین خلاصه می‌شوند را در هم ادغام می‌کنند، پیشنهاد می‌شود (۹). در این تحقیق برای بهبود برآورد این گونه نقشه‌ها دو روش بیز تجربی و بیز کامل برای برآورد نقشه خطر نسبی مرگ و میر کودکان زیر یکسال مناطق روستایی کشور به کار گرفته شد و مورد مقایسه قرار گرفته است.

روش کار

داده‌های این پژوهش، شامل تعداد موالید زنده و تعداد مرگ و میر کودکان زیر یکسال مناطق روستایی تحت پوشش دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ است. این داده‌ها توسط بهروزان شاغل در خانه‌های بهداشت در زیج حیاتی ثبت و جمع‌آوری شده و از طریق مرکز توسعه شبکه بهداشت و درمان معاونت سلامت وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی در اختیار محققین قرار گرفته است.

برای مناطق روستایی دانشگاه علوم پزشکی شماره i ($i = 1, \dots, 40$)، تعداد تولدهای زنده را با n_i و تعداد مرگ رخ داده برای کودکان زیر یک سال را با y_i نشان می‌دهیم تعداد مورد انتظار مرگ کودکان زیر یکسال برای منطقه i به صورت
$$e_i = n_i \left(\frac{\sum_i y_i}{\sum_i n_i} \right)$$

نماد θ_i به عنوان خطر نسبی مرگ کودکان زیر یکسال در هر دانشگاه علوم پزشکی نسبت به کل کشور، فرض می‌شود که y_i ها به طور مستقل دارای توزیع پواسن با پارامتر $e_i \theta_i$ باشند. با تشکیل تابع درستنمایی برای توزیع پواسن مذکور و بیشینه نمودن

یافته‌ها

میزان مرگ کودکان زیر یکسال (IMR)^۴ در مناطق روستایی کشور برای سال ۱۳۸۰ برابر ۲۵/۲۰ با دامنه ۱۰/۲۵ تا ۴۴/۳۹ در هزار تولد زنده برآورد گردید. این میزان برای سال ۱۳۸۵ عدد ۱۷/۴۸ با دامنه ۷/۴۷ تا ۲۸/۲۶ در هزار تولد زنده به دست آمد که دامنه نسبتاً وسیعی را شامل می‌شود. آزمون بوهنینگ، حاکی از بیش‌پراکنش مشاهدات مرگ در مناطق روستایی کشور بود ($p < 0.001$). جدول شماره یک خطر نسبی مرگ کودکان زیر یکسال مناطق روستایی هر کدام از ۴۰ دانشگاه علوم پزشکی، برآورد شده با استفاده از سه روش مختلف حداکثر درستنمایی، بیزی تجربی و بیز کامل را نشان می‌دهد.

مطابق جدول شماره ۱، در هر سه روش بالاترین خطر نسبی به مناطق تحت پوشش دانشگاه علوم پزشکی سیستان و بلوچستان تعلق دارد. نتایج حاصل از روش بیز کامل نشان می‌دهد خطر مرگ کودکان زیر یکسال در مناطق تحت پوشش این دانشگاه در سال هشتاد و یک ۱/۷۳ با فاصله اطمینان ۹۵ درصد بین ۱/۵۸ و ۱/۸۸ و در سال هشتاد و پنج ۱/۶۲ با فاصله اطمینان بین ۱/۵۰ تا ۱/۷۵ برابر متوسط کشوری است. به علاوه مناطق تحت پوشش دانشگاه‌های علوم پزشکی بیرجند (با خطر نسبی ۱/۴۵)، کردستان (۱/۲۳) و خراسان (۱/۲۱) در سال ۱۳۸۰ دارای خطر نسبی بالا و معنی دار نسبت به کل کشور بوده‌اند ($p < 0.05$). در سال ۱۳۸۵ سایر مناطق پرخطر عبارت بوده‌اند از دانشگاه‌های علوم پزشکی بیرجند (۱/۴۲)، زنجان (۱/۳۹)، کردستان (۱/۳۶)، اردبیل (۱/۳۲)، زابل (۱/۲۸)، آذربایجان غربی (۱/۱۸) و بالاخره گلستان (۱/۱۴) که خطر نسبی بالا و معنی داری داشته‌اند ($p < 0.05$).

بر اساس نتایج روش بیز کامل، در سال ۱۳۸۰ خطر نسبی مرگ کودکان زیر یکسال در مناطق روستایی تحت پوشش دانشگاه علوم پزشکی تهران ۰/۵۶ با فاصله اطمینان ۹۵ درصد بین ۰/۳۴ تا ۰/۷۴ بوده است. به علاوه مناطق روستایی دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران، مازندران، شهیدبهشتی، رفسنجان، بابل، گیلان، اصفهان، کهگیلویه و بویراحمد و فارس به طور معنی داری مقادیر خطر نسبی پایین‌تر از متوسط کشوری داشته‌اند ($p < 0.05$).

لگاریتم آن، خطر نسبی مرگ برای منطقه تحت پوشش هر دانشگاه علوم پزشکی به صورت $\hat{\theta}_i = \frac{y_i}{e_i}$ برآورد می‌گردد که

مشابه میزان مرگ استاندارد شده (SMR)^۱ است (۱).

در روش برآورد پارامترهای نقشه بر مبنای بیز تجربی، ابتدا توزیع گاما با پارامترهای a و b به عنوان توزیع پیشین برای خطر نسبی θ_i ، در نظر گرفته شد سپس با استفاده از مشاهدات، برآورد پارامترهای توزیع پیشین محاسبه شد. در نهایت، توزیع پسین پارامترهای توزیع پیشین حاصل $\theta_i | y_i \sim G(y_i + a, e_i + b)$ و پارامتر خطر نسبی θ_i برای منطقه تحت پوشش هر دانشگاه علوم پزشکی برآورد شد. این مدل، پواسن - گاما نامیده می‌شود (۱۰).

برای تنظیم نقشه با استفاده از روش بیز کامل، از مدل BYM ^۲ که توسط کلایتون و کالدور مطرح شده و سپس توسط بیساگ و همکارانش تکمیل شده است (۸) استفاده گردید. در این مدل که به نام "اتورگرسیو شرطی" نیز شناخته می‌شود، خطر نسبی به سه مولفه: روند فضایی (t_i)، ناهمگنی همبسته (u_i) و ناهمبسته (v_i) به صورت $\theta_i = \exp(t_i + u_i + v_i)$ تقسیم می‌شود. این مدل برای داده‌های شمارشی و با فرض این که می‌توان با استفاده از مدل‌بندی اثرات تصادفی، اثرات مشاهده نشده موجود را در آنالیز وارد کرد، به کار رفته است. بنا به پیشنهاد بیساگ و همکاران دو توزیع نرمال به عنوان توزیع‌های پیشین u و v تخصیص داده شد و توزیع پسین با استفاده از الگوریتم‌های زنجیر مارکف مونت کارلو (MCMC)^۳ و نمونه‌گیرهای گیبز و متروپولیس - هستینگ به دست آمد (۱۱).

برای بررسی بیش‌پراکنش مشاهدات مرگ زیر یکسال آزمون بوهنینگ به کار گرفته شد. برای ارزیابی نیکویی برازش این مدل‌ها از معیار انحراف از اطلاع $DIC = 2E_{\theta|y}(D) - D[E_{\theta|y}(\theta)]$ که در آن $D(\cdot)$ آماره انحراف مدل را نشان می‌دهد استفاده شد. همچنین مجموع مربعات مانده‌ها $RSS = \sum \frac{[y_i - E(y_i | \theta_i)]^2}{\text{var}(y_i | \theta_i)}$ برای این منظور به کار گرفته شد. برای تحلیل داده‌ها از بسته $epiR$ نرم‌افزار R نسخه ۲.۸.۱، نرم‌افزار WinBUGS نسخه ۱.۴ و برای رسم نقشه‌ها از نرم‌افزار ArcGIS نسخه ۹.۲ و رسم نمودارها از EXCEL2007 استفاده شد.

^۱Standardized Mortality Rate

^۲Besag - York - Molie

^۳Mont Carlo Markov Chain

^۴Infant Mortality Rate (IMR)

جدول شماره ۱- برآورد خطر نسبی مرگ زیر یکسال در مناطق روستایی کشور با استفاده از دو روش بیز تجربی و بیز کامل در سال ۱۳۸۵ و ۱۳۸۰

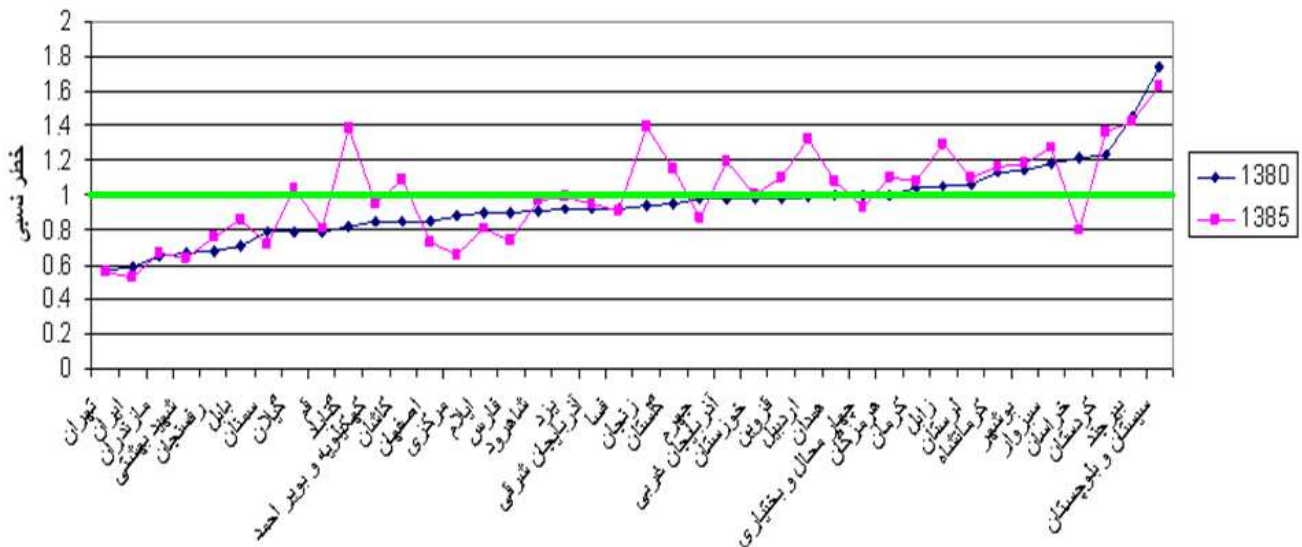
کد کشور (مرجع)	حداکثر درست‌نمایی		بیز تجربی		بیز کامل	
	۱۳۸۵	۱۳۸۰	۱۳۸۵	۱۳۸۰	۱۳۸۵	۱۳۸۰
	۱	۱	۱	۱	۱	۱
۱ آذربایجان شرقی	۰/۹۲ (۰/۸۳، ۱/۰۰)*	۰/۹۴ (۰/۸۵، ۱/۰۵)	۰/۹۴ (۰/۸۵، ۱/۰۴)	۰/۹۱ (۰/۸۴، ۱/۰۰)*	۰/۹۱ (۰/۸۳، ۰/۹۹)*	۰/۹۵ (۰/۸۵، ۱/۰۴)
۲ آذربایجان غربی	۰/۹۸ (۰/۹۰، ۱/۰۷)	۱/۱۹ (۱/۰۸، ۱/۳۱)**	۱/۱۸ (۱/۰۷، ۱/۲۹)**	۰/۹۷ (۰/۹۰، ۱/۰۶)	۰/۹۸ (۰/۸۹، ۱/۰۶)	۱/۱۸ (۱/۰۷، ۱/۳۰)**
۳ اصفهان	۰/۸۵ (۰/۷۵، ۰/۹۵)*	۰/۷۲ (۰/۶۳، ۰/۸۱)*	۰/۸۵ (۰/۷۶، ۰/۹۵)*	۰/۸۵ (۰/۷۶، ۰/۹۵)*	۰/۸۵ (۰/۷۶، ۰/۹۴)*	۰/۷۳ (۰/۶۴، ۰/۸۲)*
۴ ایلام	۰/۸۶ (۰/۶۶، ۱/۱۱)	۰/۷۹ (۰/۶۴، ۰/۹۶)*	۰/۸۸ (۰/۶۸، ۱/۰۸)	۰/۸۸ (۰/۶۸، ۱/۰۸)	۰/۸۰ (۰/۶۶، ۰/۹۶)*	۰/۸۰ (۰/۶۵، ۰/۹۶)*
۵ اردبیل	۱/۰۰ (۰/۸۶، ۱/۱۵)	۱/۳۴ (۱/۱۵، ۱/۵۵)**	۱/۳۱ (۱/۱۳، ۱/۵۰)**	۰/۹۹ (۰/۸۶، ۱/۱۳)	۰/۹۹ (۰/۸۵، ۱/۱۲)	۱/۳۲ (۱/۱۳، ۱/۵۱)**
۶ ایران	۰/۵۲ (۰/۳۷، ۰/۷۱)*	۰/۴۶ (۰/۳۳، ۰/۶۳)*	۰/۶۰ (۰/۴۴، ۰/۷۷)*	۰/۶۰ (۰/۴۴، ۰/۷۷)*	۰/۵۳ (۰/۳۹، ۰/۶۹)*	۰/۵۲ (۰/۳۸، ۰/۶۵)*
۷ بابل	۰/۷۱ (۰/۵۴، ۰/۹۳)*	۰/۹۰ (۰/۶۶، ۱/۱۹)	۰/۷۵ (۰/۵۸، ۰/۹۳)*	۰/۷۵ (۰/۵۸، ۰/۹۳)*	۰/۷۰ (۰/۵۳، ۰/۸۷)*	۰/۸۵ (۰/۶۲، ۱/۰۹)
۸ بوشهر	۱/۱۷ (۰/۹۹، ۱/۳۷)	۱/۲۱ (۱/۰۱، ۱/۴۳)**	۱/۱۴ (۰/۹۷، ۱/۳۲)	۱/۱۴ (۰/۹۷، ۱/۳۲)	۱/۱۹ (۱/۰۰، ۱/۳۸)**	۱/۱۸ (۰/۹۸، ۱/۳۷)
۹ بیرجند	۱/۵۹ (۱/۳۸، ۱/۹۶)**	۱/۴۸ (۱/۳۱، ۱/۷۹)**	۱/۴۴ (۱/۱۶، ۱/۷۲)**	۱/۴۴ (۱/۱۶، ۱/۷۲)**	۱/۴۱ (۱/۱۶، ۱/۶۶)**	۱/۴۲ (۱/۱۶، ۱/۶۸)**
۱۰ تهران	۰/۴۱ (۰/۳۳، ۰/۶۷)*	۰/۴۳ (۰/۳۰، ۰/۷۹)*	۰/۵۸ (۰/۳۷، ۰/۷۹)*	۰/۵۸ (۰/۳۷، ۰/۷۹)*	۰/۶۳ (۰/۳۷، ۰/۹۰)*	۰/۵۵ (۰/۳۴، ۰/۷۶)*
۱۱ جهرم	۱/۰۰ (۰/۶۸، ۱/۴۲)	۰/۸۸ (۰/۵۵، ۱/۳۳)	۰/۹۸ (۰/۷۰، ۱/۳۷)	۰/۹۸ (۰/۷۰، ۱/۳۷)	۰/۹۲ (۰/۶۲، ۱/۲۴)	۰/۸۶ (۰/۵۵، ۱/۱۸)
۱۲ چهارمحال و بختیاری	۱/۰۰ (۰/۸۷، ۱/۱۶)	۰/۹۳ (۰/۸۰، ۱/۰۷)	۰/۹۹ (۰/۸۷، ۱/۱۳)	۰/۹۹ (۰/۸۷، ۱/۱۳)	۰/۹۳ (۰/۸۱، ۱/۰۶)	۰/۹۲ (۰/۷۹، ۱/۰۵)
۱۳ خراسان	۱/۳۲ (۱/۱۴، ۱/۳۹)**	۰/۷۹ (۰/۷۳، ۰/۸۵)*	۱/۳۱ (۱/۱۴، ۱/۳۸)**	۱/۳۱ (۱/۱۴، ۱/۳۸)**	۰/۷۹ (۰/۷۴، ۰/۸۵)*	۱/۳۱ (۱/۱۳، ۱/۳۸)**
۱۴ خوزستان	۰/۹۸ (۰/۹۱، ۱/۰۷)	۱/۰۰ (۰/۹۲، ۱/۰۸)	۰/۹۸ (۰/۹۰، ۱/۰۶)	۰/۹۸ (۰/۹۰، ۱/۰۶)	۰/۹۹ (۰/۹۰، ۱/۰۶)	۰/۹۹ (۰/۹۱، ۱/۰۷)
۱۵ رفسنجان	۰/۵۹ (۰/۳۹، ۰/۸۵)*	۰/۷۰ (۰/۴۴، ۱/۰۴)	۰/۶۸ (۰/۴۸، ۰/۹۰)*	۰/۶۸ (۰/۴۸، ۰/۹۰)*	۰/۷۸ (۰/۵۲، ۱/۰۵)	۰/۷۶ (۰/۴۶، ۰/۸۷)*
۱۶ زابل	۱/۰۲ (۰/۸۵، ۱/۲۲)	۱/۲۷ (۱/۰۳، ۰/۵۶)**	۱/۰۱ (۰/۸۵، ۱/۱۹)	۱/۰۱ (۰/۸۵، ۱/۱۹)	۱/۰۳ (۱/۰۰، ۱/۴۷)**	۱/۲۸ (۱/۰۳، ۱/۵۴)**
۱۷ زنجان	۰/۹۳ (۰/۷۸، ۱/۱۱)	۱/۴۲ (۱/۲۳، ۱/۶۴)**	۰/۹۳ (۰/۷۸، ۱/۰۹)	۰/۹۳ (۰/۷۸، ۱/۰۹)	۱/۳۸ (۱/۲۰، ۱/۵۸)**	۱/۳۹ (۱/۱۹، ۱/۵۸)**
۱۸ سبزوار	۱/۱۹ (۰/۹۸، ۱/۴۳)	۱/۳۱ (۱/۰۳، ۱/۶۴)**	۱/۱۵ (۰/۹۶، ۱/۳۵)	۱/۱۵ (۰/۹۶، ۱/۳۵)	۱/۲۵ (۱/۰۰، ۱/۵۲)**	۱/۲۶ (۰/۹۸، ۱/۵۴)
۱۹ سمنان	۰/۸۲ (۰/۴۸، ۱/۳۲)	۰/۵۳ (۰/۱۷، ۱/۲۳)	۰/۸۷ (۰/۵۸، ۱/۱۸)	۰/۸۷ (۰/۵۸، ۱/۱۸)	۰/۸۱ (۰/۴۳، ۱/۱۹)	۰/۷۱ (۰/۴۳، ۰/۹۹)*
۲۰ سیستان و بلوچستان	۱/۷۶ (۱/۶۲، ۱/۹۱)**	۱/۶۴ (۱/۵۲، ۱/۷۶)**	۱/۷۱ (۱/۵۸، ۱/۸۶)**	۱/۷۱ (۱/۵۸، ۱/۸۶)**	۱/۶۱ (۱/۵۰، ۱/۷۴)**	۱/۶۲ (۱/۵۰، ۱/۷۵)**
۲۱ شاهرود	۰/۸۵ (۰/۵۴، ۱/۲۷)	۱/۰۱ (۰/۶۲، ۱/۵۴)	۰/۸۹ (۰/۶۱، ۱/۱۷)	۰/۸۹ (۰/۶۱، ۱/۱۷)	۱/۰۱ (۰/۶۷، ۱/۳۶)	۰/۹۷ (۰/۶۵، ۱/۲۸)
۲۲ شهیدبهبشتی	۰/۶۷ (۰/۴۳، ۱/۰۱)	۰/۶۲ (۰/۴۱، ۰/۹۱)*	۰/۷۶ (۰/۵۲، ۱/۰۱)	۰/۷۶ (۰/۵۲، ۱/۰۱)	۰/۶۶ (۰/۴۶، ۰/۸۶)*	۰/۶۳ (۰/۴۴، ۰/۸۳)*
۲۳ فارس	۰/۸۹ (۰/۸۲، ۰/۹۸)*	۰/۷۳ (۰/۶۷، ۰/۸۰)*	۰/۸۹ (۰/۸۲، ۰/۹۷)*	۰/۸۹ (۰/۸۲، ۰/۹۷)*	۰/۷۳ (۰/۶۷، ۰/۸۰)*	۰/۷۴ (۰/۶۷، ۰/۸۰)*
۲۴ فسا	۰/۹۱ (۰/۶۴، ۱/۲۵)	۰/۹۴ (۰/۶۱، ۱/۳۸)	۰/۹۲ (۰/۶۷، ۱/۱۷)	۰/۹۲ (۰/۶۷، ۱/۱۷)	۰/۹۱ (۰/۶۰، ۱/۲۲)	۰/۹۱ (۰/۶۰، ۱/۲۲)
۲۵ قزوین	۱/۰۳ (۰/۸۶، ۱/۲۳)	۱/۱۶ (۰/۹۵، ۱/۳۹)	۱/۰۲ (۰/۸۵، ۱/۱۹)	۱/۰۲ (۰/۸۵، ۱/۱۹)	۱/۰۸ (۰/۸۲، ۱/۱۴)	۱/۱۰ (۰/۹۱، ۱/۳۰)
۲۶ قم	۰/۸۰ (۰/۴۷، ۱/۲۸)	۰/۹۱ (۰/۴۷، ۱/۶۰)	۰/۸۷ (۰/۵۷، ۱/۱۷)	۰/۸۷ (۰/۵۷، ۱/۱۷)	۰/۸۱ (۰/۴۹، ۱/۱۲)	۰/۸۱ (۰/۴۹، ۱/۱۲)
۲۷ کاشان	۰/۸۵ (۰/۴۱، ۱/۵۶)	۱/۵۷ (۰/۸۱، ۲/۷۴)	۰/۹۱ (۰/۵۶، ۱/۲۶)	۰/۹۱ (۰/۵۶، ۱/۲۶)	۱/۲۲ (۰/۷۴، ۱/۷۲)	۱/۰۹ (۰/۵۶، ۱/۶۲)
۲۸ کردستان	۱/۲۵ (۱/۱۲، ۱/۳۹)**	۱/۳۷ (۱/۲۰، ۱/۵۵)**	۱/۲۳ (۱/۱۰، ۱/۳۶)**	۱/۲۳ (۱/۱۰، ۱/۳۶)**	۱/۳۴ (۱/۱۸، ۱/۵۱)*	۱/۳۶ (۱/۱۹، ۱/۵۳)**
۲۹ کرمان	۱/۰۴ (۰/۹۲، ۱/۱۷)	۱/۰۹ (۰/۹۶، ۱/۲۲)	۱/۰۳ (۰/۹۲، ۱/۱۵)	۱/۰۳ (۰/۹۲، ۱/۱۵)	۱/۰۸ (۰/۹۵، ۱/۲۱)	۱/۰۸ (۰/۹۵، ۱/۲۱)
۳۰ کرمانشاه	۱/۱۴ (۱/۰۰، ۱/۲۹)**	۱/۱۷ (۱/۰۱، ۱/۳۶)**	۱/۱۲ (۰/۹۹، ۱/۲۶)	۱/۱۲ (۰/۹۹، ۱/۲۶)	۱/۱۶ (۱/۰۰، ۱/۳۳)**	۱/۱۶ (۰/۹۹، ۱/۳۳)**
۳۱ کهگیلویه و بویراحمد	۰/۸۳ (۰/۶۹، ۰/۹۹)*	۰/۹۶ (۰/۸۰، ۱/۱۴)	۰/۸۴ (۰/۷۱، ۰/۹۸)*	۰/۸۴ (۰/۷۱، ۰/۹۸)*	۰/۹۶ (۰/۸۱، ۱/۱۲)	۰/۹۵ (۰/۷۹، ۱/۱۱)
۳۲ گلستان	۰/۹۶ (۰/۸۶، ۱/۰۷)	۱/۱۶ (۱/۰۴، ۱/۳۰)**	۰/۹۵ (۰/۸۶، ۱/۰۶)	۰/۹۵ (۰/۸۶، ۱/۰۶)	۱/۱۵ (۱/۰۳، ۱/۲۸)**	۱/۱۴ (۱/۰۲، ۱/۳۷)**
۳۳ گناباد	۰/۵۴ (۰/۲۶، ۰/۹۹)*	۱/۵۹ (۰/۹۷، ۲/۴۵)	۰/۷۴ (۰/۴۵، ۱/۰۳)	۰/۷۴ (۰/۴۵، ۱/۰۳)	۰/۸۱ (۰/۵۰، ۱/۱۲)	۱/۳۸ (۰/۸۵، ۱/۹۰)
۳۴ گیلان	۰/۷۸ (۰/۷۰، ۰/۸۷)*	۱/۰۴ (۰/۹۱، ۱/۱۹)	۰/۷۸ (۰/۷۱، ۰/۸۷)*	۰/۷۸ (۰/۷۱، ۰/۸۷)*	۰/۷۸ (۰/۷۰، ۰/۸۷)*	۱/۰۴ (۰/۹۰، ۱/۱۷)
۳۵ لرستان	۱/۰۸ (۰/۹۵، ۱/۳۲)	۱/۱۲ (۰/۹۸، ۱/۳۷)	۱/۰۷ (۰/۹۴، ۱/۲۰)	۱/۰۷ (۰/۹۴، ۱/۲۰)	۱/۱۱ (۰/۹۷، ۱/۲۵)	۱/۰۹ (۰/۹۵، ۱/۲۳)
۳۶ مازندران	۰/۶۳ (۰/۵۵، ۰/۷۲)*	۰/۶۵ (۰/۵۶، ۰/۷۴)*	۰/۶۴ (۰/۵۷، ۰/۷۳)*	۰/۶۴ (۰/۵۷، ۰/۷۳)*	۰/۶۶ (۰/۵۸، ۰/۷۵)*	۰/۶۶ (۰/۵۷، ۰/۷۵)*
۳۷ مرکزی	۰/۹۰ (۰/۷۵، ۱/۰۷)	۰/۶۲ (۰/۵۰، ۰/۷۶)*	۰/۹۰ (۰/۷۶، ۱/۰۶)	۰/۹۰ (۰/۷۶، ۱/۰۶)	۰/۶۵ (۰/۵۳، ۰/۷۷)*	۰/۶۵ (۰/۵۴، ۰/۷۷)*
۳۸ هرمزگان	۰/۹۹ (۰/۸۸، ۱/۱۱)	۱/۱۰ (۰/۹۸، ۱/۳۳)	۰/۹۸ (۰/۸۸، ۱/۱۰)	۰/۹۸ (۰/۸۸، ۱/۱۰)	۱/۰۹ (۰/۹۸، ۱/۳۲)	۱/۱۰ (۰/۹۷، ۱/۳۲)
۳۹ همدان	۰/۹۹ (۰/۸۸، ۱/۱۱)	۱/۰۸ (۰/۹۴، ۱/۳۳)	۰/۹۹ (۰/۸۸، ۱/۱۰)	۰/۹۹ (۰/۸۸، ۱/۱۰)	۱/۰۷ (۰/۹۴، ۱/۳۱)	۱/۰۸ (۰/۹۳، ۱/۳۲)
۴۰ یزد	۰/۹۰ (۰/۶۹، ۱/۱۴)	۱/۰۰ (۰/۷۵، ۱/۳۱)	۰/۹۰ (۰/۷۱، ۱/۱۱)	۰/۹۰ (۰/۷۱، ۱/۱۱)	۱/۰۰ (۰/۷۷، ۱/۲۵)	۰/۹۸ (۰/۷۶، ۱/۳۱)

اعداد داخل پرانتز فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای خطر نسبی را نشان می دهد. *: مناطق با خطر پایین و معنی دار نسبت به کل کشور **: مناطق با خطر بالا و معنی دار نسبت به کل کشور

مرگ زیر یک سال در مناطق روستایی دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور با استفاده از روش بیز کامل در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۰ کشوری داشته‌اند ($p < 0/05$). نمودار ۱ به مقایسه برآوردهای خطر نسبی پرداخته است.

فواصل اطمینان گزارش شده در جدول شماره ۱ نشان می‌دهند که انحراف معیار برآوردهای حاصل از روش حداکثر درست‌نمایی

در سال ۱۳۸۵ مناطق روستایی تحت پوشش دانشگاه علوم پزشکی ایران دارای کمترین خطر نسبی ۰/۵۲ با فاصله اطمینان ۹۵ درصد بین ۰/۳۸ تا ۰/۶۵ برابر متوسط کشوری بوده است ($p < 0/05$). پس از آن، مناطق روستایی دانشگاه‌های علوم پزشکی تهران شهید بهشتی، مرکزی، مازندران، سمنان، اصفهان، فارس و خراسان به طور معنی‌داری مقادیر خطر نسبی پایین‌تر از متوسط



دانشگاه علوم پزشکی

نمودار شماره ۱- مقایسه برآوردهای خطر نسبی مرگ زیر یک سال در مناطق روستایی دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور با استفاده از روش بیز کامل در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵. خط افقی که خطر نسبی ۱ را نشان می‌دهد متوسط کشوری است. نقاط پایین خط مناطق کم‌خطر و نقاط بالای خط مناطق با خطر بالا را نشان می‌دهد. نقاط نزدیک خط با متوسط کشوری خطر مرگ تفاوتی ندارند.

جدول شماره ۲- معیارهای نیکویی برازش روش‌های بیز تجربی و بیز کامل

سال ۱۳۸۵			سال ۱۳۸۰			روش
Δ DIC	DIC	RSS	Δ DIC	DIC**	RSS*	
-۲	۳۰۰/۵۰	۷/۴۰	-۱/۸	۳۰۴/۸۰	۷/۲۰	بیز تجربی
	۲۹۸/۵۰	۵/۹۲		۳۰۳/۰۰	۶/۵۲	بیز کامل

*Residual Sum of Square

**Deviance Information Criterion

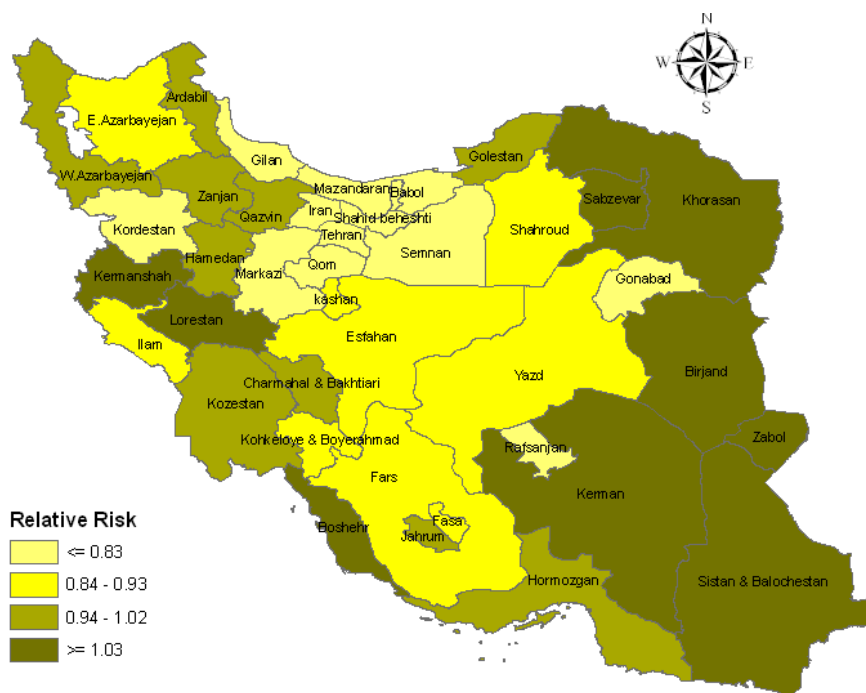
روستایی کشور در سال ۱۳۸۵ نسبت به سال ۱۳۸۰ حدود ۳۰ درصد کاهش یافته است که نشان از بهبود وضعیت بهداشتی است. با در نظر گرفتن میزان مرگ کودکان زیر یک سال در کل کشور به عنوان عدد مبنا، خطر نسبی مناطق تحت پوشش هر دانشگاه علوم پزشکی نسبت به آن با به‌کارگیری سه روش مختلف محاسبه و نقشه‌های جغرافیایی رسم گردید. بررسی جداول و نقشه‌ها نشان داد که عمدتاً مناطق کمتر توسعه یافته از خطر نسبی بالاتری نسبت به کل کشور برخوردارند و در مقابل مناطق برخوردار، خطر نسبی کمتری برای مرگ کودکان زیر یک سال نشان می‌دهند. البته برخی موارد استثنا نیز در این زمینه مشاهده گردید. به عنوان مثال مناطق تحت پوشش دانشکده علوم پزشکی گناباد در سال ۱۳۸۰ خطر نسبی پایین (۰/۸۱) داشت اما در سال ۱۳۸۵ به عدد ۱/۳۸ رسیده است که مشابه مناطق هم‌سطح خود می‌باشد. برخی از این موارد دور از انتظار ممکن است به دلیل نقص در ثبت

بیشتر از مقادیر انحراف معیار برآوردهای حاصل از روش‌های بیزی است. با توجه به معیارهای نیکویی برازش (جدول شماره ۲)، روش بیز کامل، برآوردهای دقیق‌تر و قابل اعتمادتری نسبت به دو روش دیگر ارائه داده‌است بنابراین در ادامه نتایج حاصل از این روش توضیح داده می‌شود.

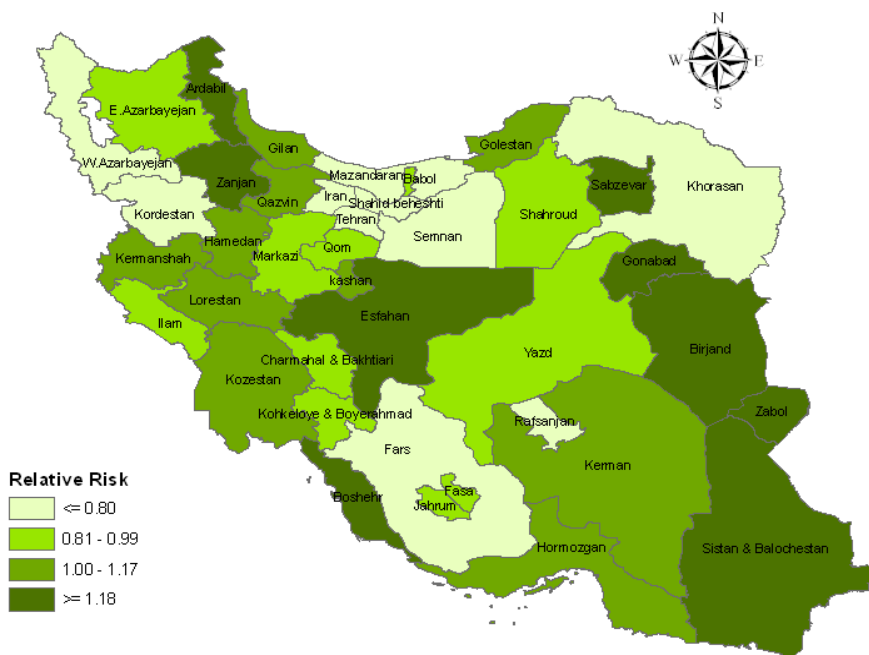
طبقه‌بندی دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور بر اساس چارک‌های خطر نسبی مرگ کودکان زیر یکسال در مناطق روستایی آن‌ها برای سال ۱۳۸۰ در شکل شماره ۱ و برای سال ۱۳۸۵ در شکل شماره ۲ آمده است. رنگ‌های روشن روی نقشه‌ها نشان‌دهنده مناطق با خطر کم است و هرچه رنگ‌ها تیره‌تر می‌شوند حاکی از افزایش خطر نسبی مرگ کودکان است.

بحث

نتایج نشان داد که میزان مرگ کودکان زیر یکسال مناطق



شکل شماره ۱- نقشه برآورد خطر نسبی مرگ زیر یکسال در مناطق روستایی دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور با استفاده از روش بیز کامل - سال ۱۳۸۰



شکل شماره ۲- نقشه برآورد خطر نسبی مرگ زیر یک سال در مناطق روستایی دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور با استفاده از روش بیز کامل - سال ۱۳۸۵

حاصل از روش‌های بیزی است. بنابراین روش‌های بیزی برآوردهای دقیق‌تری را نسبت به روش حداکثر درست‌نمایی به دست داده‌اند. مقادیر آماره انحراف، نشان‌دهنده این است که روش بیز کامل علاوه بر دقت مناسب، برازش مناسب‌تری نیز نسبت به روش بیز تجربی داشت.

یا گزارش داده‌ها اتفاق افتد و یا این که به طور تصادفی شاهد این‌گونه موارد باشیم. خطر نسبی در برخی مناطق در طول پنج سال مورد بررسی کاهش و برخی افزایش یافته است. با توجه به نتایج ارائه شده، انحراف معیار برآوردهای حاصل از روش حداکثر درست‌نمایی بیشتر از مقادیر انحراف معیار برآوردهای

نزدیک به هم از لحاظ موقعیت جغرافیایی، نرخ‌های بیماری یا مرگ و میر مشابهی داشته باشند، مناسب است که الگوی فضایی در برآورد پارامترهای نقشه منظور شود که روش حداکثر درستنمایی چنین قابلیت‌هایی را ندارد.

مدل‌های بیزی دو دسته اطلاعات مرگ‌های مشاهده شده در هر ناحیه که با توزیع پواسن مشخص می‌شود و اطلاعات مربوط به خطرات نسبی کل منطقه که در توزیع پیشین خلاصه می‌شوند را، به همراه الگوی فضایی مشاهدات در هم ادغام کرده و برآوردهای دقیق‌تری را برای خطر نسبی به دست می‌دهند که نتیجه آن تهیه نقشه‌های قابل اعتمادتر نسبت به روش حداکثر درستنمایی است. از سوی دیگر روش‌های بیزی قابلیت بسط به منظور ورود متغیرهای کمکی به مدل را نیز دارند. با توجه به برآورد مناسب روش بیز کامل در مقایسه با روش‌های بیز تجربی و نیز روش حداکثر درستنمایی، استفاده از روش بیز کامل پیشنهاد می‌شود.

تشکر و قدردانی

داده‌های این تحقیق توسط مرکز توسعه شبکه معاونت سلامت وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی در اختیار محققین قرار گرفته که بدین وسیله مراتب تشکر و سپاس خود را اعلام می‌دارد. همچنین از کلیه بهروزان و پرسنل شبکه بهداشت و درمان که در ثبت، جمع‌آوری و انتقال داده‌ها زحمات زیادی را متقبل شده‌اند قدردانی می‌گردد. مقاله حاضر برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد رشته آمار زیستی است (۱۲).

بر اساس یافته‌های لاوسن و همکاران که به معرفی و مقایسه برآزش گروهی از روش‌های برآورد پارامترهای نقشه بیماری‌ها، با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده، پرداخته‌اند روش‌های مبتنی بر استنباط بیزی برآوردهای دقیق‌تری را نسبت به برآوردهای حاصل از روش حداکثر درستنمایی به دست داده‌اند (۳). روش بیز کامل نیز نسبت به روش بیز تجربی از برآزش مناسب‌تری برخوردار بوده است که با نتایج حاصل از تحقیق حاضر هم‌خوانی دارد. بر اساس جستجوهای نگارندگان، متأسفانه در مورد نقشه‌بندی میزان‌های مرگ یا بیماری در ایران تحقیقی یافت نشد که بتوان مقایسه نمود.

در این تحقیق مرگ کودکان زیر یکسال فقط در مناطق روستایی مورد بررسی قرار گرفت و در مناطق شهری با توجه به عدم وجود داده‌های کافی امکان نقشه‌بندی وجود نداشت. از دیگر محدودیت‌های این تحقیق عدم ثبت متغیرهای دیگر بود بنابراین امکان تعدیل خطر نسبی برای متغیرهای کمکی وجود نداشت اگرچه روش‌های بیزی به کار گرفته شده چنین امکانی را به محققین می‌دادند.

روش حداکثر درستنمایی در تنظیم نقشه بیماری از این جهت مورد استقبال است که تنها فرض موجود در آن توزیع پواسن مشاهدات است و محاسبه برآوردها و فاصله اطمینان آن‌ها به سادگی قابل دستیابی است. در مقابل معایبی نیز دارد. در حالتی که با بیماری نادری مواجه باشیم یا ناحیه مورد بررسی کوچک باشد، تعداد رویدادهای مشاهده شده و مورد انتظار تفاوت بسیاری با هم داشته و برآورد با خطا همراه و دارای واریانس بزرگی خواهد بود. یعنی با مشکل بیش‌پراکنش میزان‌های استاندارد شده مرگ مواجه خواهیم شد. از طرفی از آنجا که به نظر می‌رسد مناطق

منابع

- 1- Rao JNK. Small Area Estimation. New Jersey: Wiley & Sons; 2003, 205–10.
- 2- Lawson AB, Biggeri AB, Boehning D, Lesaffre E, Viel JF, Clark A, Schlattmann P. Disease mapping models: an empirical evaluation. *Statistics In Medicine*, 2000, 19: 2217-41.
- 3- Gordis L. *Epidemiology*, 4th Ed. Saunders Elsevier, 2009.
- 4- Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes estimation of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics*, 1987, 43: 671-81.
- 5- Bray I. Application of markov chain monte carlo methods to projecting cancer incidence and mortality. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 2001, 51: 151-64.
- 6- MacNab Ying C, Kmetc A, Gustafson P, Sheps S. An innovative application of Bayesian disease mapping methods to patient safety research. *Statistics in Medicine*, 2006, 25: 3690-980.
- 7- Bohning D, Dietz E, Schlattmann P. Space-time mixture modelling of public health data. *Statistics In Medicine*, 2000, 19: 2333-44.
- 8- Parsian A. *Fundamentals of mathematical statistics*, Isfahan University of Technology Press, 2006, pp: 58-60.
- 9- Lawson A, Biggeri A, Bohning D, Lesaffre E, Viel J.F, Bertollini R. *Disease mapping and risk assessment for public health*. UK: Wiley & Sons ; 1999, 15-29.
- 10- Lawson A. *Statistical methods in spatial epidemiology*. UK: Wiley & Sons Ltd; 2006, 163–95.
- 11- Lawson A, Brown w, Vidal R, Carmen L. *Disease mapping with WinBugs and MLwiN*. UK: Wiley & Sons Ltd; 2003, 1-28.
- 12- Maraghi E. Comparison of Bayesian and maximum likelihood estimation in mapping of rural infant mortality relative risks., Thesis for the degree of MSc, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, 2008.