

Research Paper:

Evaluating 10-year Changes in Relative Risk of Smear Positive Tuberculosis in Iran Using Spatial Modelling: 2010-2019



Azar Babaahmadi^{1,2}, Soraya Moradi^{1,2}, *Elham Maraghi², Shima Younespour³

1. Student Research Committee, Ahvaz Jundishapur University of Medical Sciences, Ahvaz, Iran.
2. Department of Biostatistics and Epidemiology, School of Health, Ahvaz Jundishapur University of Medical Sciences, Ahvaz, Iran.
3. National Institute of Health Research, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.



Citation Babaahmadi A, Moradi S, Maraghi E, Younespour Sh. Evaluating 10-year Changes in Relative Risk of Smear Positive Tuberculosis in Iran Using Spatial Modelling: 2010-2019. Jundishapur Journal of Medical Sciences. 2021; 20(3):246-255. <https://doi.org/10.32598/JSMJ.20.3.2302>

doi <https://doi.org/10.32598/JSMJ.20.3.2302>



Received: 15 Nov 2020

Accepted: 02 Mar 2021

Available Online: 01 Aug 2021

ABSTRACT

Background and Objectives According to the importance of preventing tuberculosis, it is necessary to identify areas with a high relative risk.

Subjects and Methods This is an ecological study. To estimate the relative risk of SPTB (smear-positive tuberculosis), the number of SPTB cases and at-risk population for each province was extracted from the data set of the Tuberculosis and Leprosy Department of the Ministry of Health. Relative risk (RR) estimation was obtained using Log-Normal and BYM models. Deviance information criterion was used to compare the performance of the models. Analyses were done in WinBUGS1.4.3 and ArcGIS10.8 software.

Results The highest relative risk was seen in 2010 for Sistan and Baluchestan Province as RR = 4.02 with (95%CI: 3.73-4.32) and the lowest for Chaharmahal and Bakhtiari Province with RR= 0.22 [95%CI: 0.13-0.35]. The highest relative risk in Sistan and Baluchestan Province in 2020 was RR= 3.77 (95%CI: 3.45-4.01), and the lowest relative risk was in Kohgiluyeh and Boyer Ahmad Province with RR= 0.21 (95% CI: 0.10-0.36).

Conclusion The risk of tuberculosis was generally high in provinces bordering countries with high rates of tuberculosis and provinces with humid climates. The movement of populations from high-risk provinces and high-burden countries can be one of the main challenges in controlling tuberculosis. However, the pattern of risk reduction in provinces bordering high-risk countries shows relatively good progress in TB control programs and reminds us of the need for detailed studies on the pattern of increase in other provinces.

Keywords:

Relative risk, Smear positive tuberculosis, Iran, Spatial modelling

* Corresponding Author:

Elham Maraghi, PhD.

Address: Department of Biostatistics and Epidemiology, School of Health, Ahvaz Jundishapur University of Medical Sciences, Ahvaz, Iran.

Tel: +98 (611) 33116417

E-Mail: e.maraghi@gmail.com

مقاله پژوهشی:

بررسی روند تغییرات دهساله خطر نسبی سل ریوی اسهیر مثبت در ایران با استفاده از مدل سازی فضایی: ۱۳۸۹ - ۱۳۹۸

آذر بابااحمدی^{۱*}، ثریا مرادی^{۱*}، الهام مراغی^۲، شیما یونس پور^۲

۱. کمیته تحقیقات دانشجویی، دانشگاه علوم پزشکی جندی شاپور اهواز، اهواز، ایران.
 ۲. گروه آمار زیستی و اپیدمیولوژی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی جندی شاپور اهواز، اهواز، ایران.
 ۳. پژوهشکده ملی تحقیقات بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران.

چکیده

تاریخ دریافت: ۲۵ آبان ۱۳۹۹

تاریخ پذیرش: ۱۲ اسفند ۱۳۹۹

تاریخ انتشار: ۱۰ مرداد ۱۴۰۰

زمینه و هدف: آگاهی از پراکندگی جغرافیایی سل ریوی منجر به درک درستی از وضعیت فعلی بیماری و مدیریت بهتر آن خواهد شد. با توجه به اهمیت پیشگیری از این بیماری، شناسایی مناطق دارای خطر نسبی بالا با استفاده از مدل سازی آماری، ضروری است.

روش بررسی: پژوهش حاضر یک مطالعه بوم‌شناختی است. به منظور برآورد خطر نسبی بروز سل ریوی اسهیر مثبت در هر استان، تعداد موارد با تشخیص قطعی SPTB و جمعیت در معرض خطر برای هر استان از مجموعه داده اداره سل و جذام وزارت بهداشت استخراج شد. برآورد خطر نسبی با استفاده از مدل های Log-Normal و BYM به دست آمد. معیار انحراف اطلاع برای مقایسه کارایی دو مدل استفاده شد. برآورد خطر نسبی در نرم افزار WinBUGS ۱/۴/۳ محاسبه شده و نقشه آن با استفاده از نرم افزار ArcGIS ۱۰/۸ رسم شد.

یافته‌ها: در سال ۱۳۸۹، بیشترین خطر نسبی مربوط به استان سیستان و بلوچستان (۳/۳۲-۴/۳۲) (۹۵%CI: ۲/۳۳-۴/۳۲) و کمترین خطر نسبی مربوط به استان چهارمحال و بختیاری با (۰/۱۳-۰/۳۵) (۹۵%CI: ۰/۱۳-۰/۳۵) RR=۰/۲۲ بود. در سال ۱۳۹۸ نیز استان های تهران، خراسان رضوی، خوزستان، سیستان و بلوچستان، مازندران، گلستان، گیلان و یزد استان هایی بودند که به طور معنی دار خطر نسبی بیشتر از یک داشته‌اند. بیشترین خطر نسبی مربوط به استان سیستان و بلوچستان (۳/۴۵-۴/۰۱) (۹۵%CI: ۳/۴۵-۴/۰۱) RR=۳/۷۷ و کمترین خطر نسبی مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد با (۰/۱۰-۰/۳۶) (۹۵%CI: ۰/۱۰-۰/۳۶) RR=۰/۲۱ بود.

نتیجه گیری: خطر ابتلا به سل به طور کلی در استان های هم‌مرز با کشورهای دارای میزان بروز بالای سل و استان های با شرایط آب و هوایی مرطوب، بالا بود. حرکت و جابه‌جایی جمعیتی از استان های پرخطر و کشورهای مجاور را می‌توان به عنوان یکی از چالش های اصلی کنترل بیماری سل در کشور، در نظر گرفت. با وجود این، الگوی کاهش خطر در استان های هم‌مرز با کشورهای پرخطر، پیشرفت نسبتاً خوبی در برنامه های کنترل سل را نشان داده و لزوم انجام مطالعات دقیق تر در خصوص الگوی افزایشی دیگر استان ها را یادآوری می‌کند.

کلیدواژه‌ها:

سل ریوی، نقشه‌بندی بیماری، توزیع جغرافیایی، خطر نسبی

مقدمه

متوسط، شناخته می‌شود [۱، ۲]. بر اساس آمارهای سازمان بهداشت جهانی (WHO)^۳، در سال ۲۰۱۹، ۱/۴ میلیون نفر از افراد بدون ابتلا به HIV جهان، در اثر ابتلا به بیماری سل فوت کردند. در میان افراد مبتلا به ویروس HIV نیز ۲۰۸ هزار مرگ رخ داده است. در سال ۲۰۱۹ و در سرتاسر جهان، مردان (بالای ۱۵ سال) ۵۶ درصد، زنان ۳۲ درصد و کودکان (کمتر از ۱۵ سال) ۱۲ درصد مبتلایان به بیماری سل در سراسر جهان را تشکیل

سل^۱ بیماری عفونی نکرودهنده‌ای است که سبب گرفتاری ارگان های مختلف بدن شده و عامل به وجودآورنده آن مایکوباکتریوم توبرکلوزیس^۲ است [۱]. سل یکی از قدیمی ترین بیماری های شناخته شده در دنیا بوده و به عنوان یکی از علل اصلی مرگومیر، به ویژه در کشورهای با سطح درآمد پایین و

1. Tuberculosis
2. Mycobacterium tuberculosis

3. World Health Organization

* نویسنده مسئول:

دکتر الهام مراغی

نشانی: اهواز، دانشگاه علوم پزشکی جندی شاپور اهواز، دانشکده بهداشت، گروه آمار زیستی و اپیدمیولوژی.

تلفن: ۳۳۱۱۶۴۱۷ (۶۱۱) ۹۸+

رایانامه: e.maraghi@gmail.com

دقت مناسبی نداشته و منجر به فهم نادرست در آنالیز تغییرات جغرافیایی شود. در مطالعات پیشین جهت بهبود برآورد این نقشه‌ها، استفاده از روش‌های بیزی، که دو دسته اطلاعات موارد ابتلای مشاهده‌شده در هر ناحیه و اطلاعات مربوط به خطرات نسبی کل منطقه را در هم ادغام می‌کنند، پیشنهاد شده است [۱۵]. پس از محاسبه میزان‌های بیماری با استفاده از مدل‌های آماری، نقشه بیماری را می‌توان با استفاده از نرم‌افزارهای مبتنی بر سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی^۶ رسم کرد [۱۶]. هدف اصلی پژوهش حاضر، چگونگی توزیع جغرافیایی بیماری سل ریوی اسمیر مثبت در ابتدا و انتهای یک بازه زمانی ده‌ساله و در سطح کل کشور بوده و می‌تواند به عنوان یک راهنما برای برنامه‌ریزان بهداشتی جهت انجام مداخلات پیشگیرانه از یکسو و زمینه‌سازی ایده‌های مطالعات سبب‌شناسی بیماری از سوی دیگر باشد.

روش بررسی

پژوهش حاضر از نوع مطالعات بوم‌شناختی^۷ است. جامعه مورد مطالعه تمامی افراد در معرض خطر سل ریوی اسمیر مثبت در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۸، در سطح کشور هستند. داده‌ها (تعداد موارد مبتلا در هر سال و جمعیت در معرض خطر در بازه زمانی مذکور و به تفکیک استان)، از وب‌سایت اداره کنترل سل و جذام مرکز مدیریت بیماری‌های واگیر معاونت بهداشت وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی استخراج شد [۱۷]. در این پژوهش، خطر نسبی بروز بیماری سل ریوی اسمیر مثبت از حاصل تقسیم تعداد افراد مبتلای مشاهده‌شده در محدوده هر استان به تعداد افراد مبتلای موردانتظار ابتلا به بیماری سل ریوی اسمیر مثبت در همان منطقه، به دست می‌آید.

در مطالعات بوم‌شناختی، هر گاه با مناطق کم‌جمعیت مواجه باشند، استفاده از روش‌های بیزی علاوه بر در نظر گرفتن مشاهدات هر ناحیه، اطلاعات قبلی در مورد تغییرات نرخ بیماری‌ها را نیز روی کل نقشه در نظر گرفته و به ادغام این دو دسته از اطلاعات می‌پردازد. با توجه به اینکه در روش بیزی برای برآورد پارامترها توزیع پیشین در نظر گرفته می‌شود، انتخاب توزیع پیشین مناسب سبب به‌کارگیری نرخ‌های بیماری از مناطق همسایه (در نظر گرفتن وابستگی جغرافیایی) و دخالت دادن الگوی فضایی می‌شود. برای برآورد خطر نسبی بروز سل ریوی اسمیر مثبت در هر استان از مدل‌های فضایی Log-Normal و BYM استفاده شد. معیار انحراف اطلاع (DIC)^۸ برای مقایسه کارایی دو مدل استفاده شد. DIC کمتر نشان‌دهنده برازش بهتر مدل است [۱۸]. برآورد پارامترهای این دو مدل با استفاده از شبیه‌سازی زنجیر مارکوف مونت کارلو (MCMC)^۹ در نرم‌افزار WinBUGS ۱/۴/۳

می‌دادند. بیشترین (۴۴ درصد) تعداد موارد جدید سل در سال ۲۰۱۹ در منطقه آسیای جنوب شرقی رخ داد. پایان دادن به اپیدمی بیماری سل تا سال ۲۰۳۰ از جمله اهداف بهداشتی و درمانی توسعه پایدار است [۳].

میزان بروز سل در سال ۱۳۹۸ در جمعیت ایرانی ۹/۶۹ در صد هزار نفر جمعیت (سل ریوی با اسمیر خلط مثبت: ۵/۰۴ در صد هزار نفر) گزارش شده است. در میان ۸۰۵۱ مورد مبتلا به سل گزارش‌شده در کشور در سال ۱۳۹۸، ۴۵/۵ درصد موارد را زنان تشکیل می‌دادند. از طرفی، ۱۷/۸ درصد موارد بیماران، غیرایرانی (اغلب افغان) بوده و بیشترین میزان بروز سل مربوط به گروه سنی ۶۵ سال به بالا بوده است [۴]. بیماری سل دارای رتبه هفتم در بار جهانی بیماری‌ها بوده و علی‌رغم وجود داروهای مؤثر ضد سل، این بیماری بعد از ایدز و مالاریا بیشتر از سایر بیماری‌های عفونی، علت بیشترین سال‌های از دست‌رفته عمر توأم با سلامتی است [۵، ۶]. میزان بالایی از موارد ابتلای به بیماری سل در بین گروه‌های مهاجر دیده می‌شود [۷]. تأثیر محیط، به‌ویژه متغیرهای آب‌وهوایی می‌توانند به شدت بر محیط زندگی باکتریایی اثر بگذارند [۸، ۹]. اهمیت پیشگیری از سل ریوی، وجود پراکندگی آن در مناطق مختلف کشور، لزوم شناسایی مناطق دارای بروز بالای سل ریوی، آگاهی از وضعیت پراکندگی و تعیین نقش مهم‌ترین عوامل خطر سل ریوی، استفاده از مدل‌های پیشرفته آماری را امری ضروری می‌کند [۱۰-۱۲].

نقشه‌بندی بیماری^۴ متشکل است از مجموعه‌ای از روش‌های آماری که سعی در تهیه نقشه‌هایی دقیق بر اساس برآوردهایی از میزان‌های بروز، شیوع و مرگ‌ومیر بیماری‌ها دارند تا کاربران نقشه‌ها که عمدتاً برنامه‌ریزان بخش سلامت و اپیدمیولوژیست‌ها هستند، با اطمینان بتوانند توزیع جغرافیایی بیماری موردنظر را برآورد کنند [۱۳]. 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 [۱۴]. به منظور توصیف تغییرات جغرافیایی یک بیماری و تعیین نواحی با خطر بالا یا پایین، تنظیم نقشه بیماری ضروری به نظر می‌رسد. تهیه نقشه بیماری که این اهداف را تأمین کند، مستلزم تعریف مقیاسی مانند خطر نسبی مرگ بر اثر بیماری موردنظر است. یکی از متداول‌ترین روش‌های برآورد پارامترهای نقشه، روش حداکثر درست‌نمایی^۵ است. اما این روش الگوی فضایی میزان‌های مرگ‌ومیر و ابتلا در نواحی مجاور را در نظر نمی‌گیرد و در حالت نواحی با جمعیت کم و بیماری‌های نادر نیز ممکن است برآوردهای حاصل از این روش،

6. Geographic Information System (GIS)

7. Ecologic

8. Deviance information criteria

9. Markov Chain Monte Carlo

4. Disease Mapping

5. Maximum Likelihood (ML)

۳.

$$\vartheta_i = \exp\{\mu + u_i + v_i\}$$

μ : میانگین کلی (روند فضایی)، u_i : ناهمگنی فضایی همبسته، v_i : ناهمگنی ناهمبسته.

در صورت وجود متغیرهای مستقل میتوان از فرمول شماره ۴ جهت مدل سازی خطر نسبی استفاده کرد.

۴.

$$\vartheta_i = \exp\{\mu + u_i + v_i + \sum_{h=1}^H \beta_h x_{i,h}\}$$

u_i و v_i نشان دهنده اجزای تصادفی مدل BYM اند که به ترتیب نشان دهنده بیش پراکنش (ناهمگنی همبسته)^{۱۰} و ناهمگنی ناهمبسته^{۱۱} هستند. به عبارت دیگر، مدل دو منبع ناهمگنی را در نظر می گیرد. اولین منبع ناهمگنی مربوط به هر منطقه بوده و در نتیجه تغییرات میان افراد رخ می دهد. منبع دوم ناهمگنی در نتیجه همبستگی بین نواحی همسایه رخ می دهد. متغیرهای u_i و v_i به ترتیب دارای توزیع پیشین نرمال و توزیع نرمال خودهمبسته شرطی است. با در نظر گرفتن توزیع خودهمبسته شرطی، میزان بروز در هر ناحیه به نواحی مجاور آن مشروط شده و از میزان بروز آن نواحی تأثیر می پذیرد [۱۹، ۲۰]. توزیع پسین با استفاده از الگوریتم های زنجیر مارکف مونت کارلو (MCMC) نظیر نمونه گیرهای Gibbs یا Metropolis-Hastings نمونه گیری می شود. جزئیات مدل BYM در پیوست الف و ب ارائه شده است.

یافته ها

تعداد کل افراد در معرض خطر بیماری سل ریوی اسمیر مثبت در سال ۱۳۸۹ در کل کشور ۷۴۱۵۹۰۰۰ نفر و در سال ۱۳۹۸، ۸۳۰۷۵۰۰۰ نفر بود. در ۳۱ استان موارد ابتلا به این بیماری مورد بررسی قرار گرفت. تعداد ۵۲۸۶ نفر در سال ۱۳۸۹ و تعداد ۴۱۸۸ نفر در سال ۱۳۹۸ مبتلا به بیماری سل ریوی اسمیر مثبت تشخیص داده شدند. بروز سل ریوی اسمیر مثبت در کشور در سال ۱۳۸۹ معادل ۷/۱ در صد هزار نفر و در سال ۱۳۹۸، ۵/۰۴ در صد هزار نفر محاسبه شد. روند کاهشی بروز بیماری سل ریوی اسمیر مثبت در کل کشور طی ده سال مورد بررسی، معنادار بود ($P < 0.001$). خطر نسبی بروز سل ریوی اسمیر مثبت به تفکیک هر استان با استفاده از مدل Log-BYM و Norm مورد بررسی قرار گرفت. مقایسه نیکویی برازش این دو مدل با استفاده از شاخص DIC بررسی شد. مدل BYM برای هر دو سال مورد بررسی برازش بهتری داشت (جدول شماره ۱).

در جدول شماره ۲، برآوردهای حاصل از مدل BYM برای ابتدا

10. Correlated heterogeneity
11. Uncorrelated heterogeneity

محاسبه شده و با استفاده از نرم افزار ArcGIS ۱۰/۸ نقشه خطر نسبی سل ریوی اسمیر مثبت در سطح کشور رسم شد.

داده های این پژوهش شامل تعداد موارد مبتلایان قطعی به سل ریوی اسمیر مثبت و جمعیت در معرض خطر به تفکیک هر منطقه جغرافیایی (استان) است. این داده ها توسط معاونت بهداشت دانشگاه های علوم پزشکی در سامانه اختصاصی بیماران مبتلا به سل ثبت شده و از طریق وبسایت اداره سل و جذام مرکز بیماری های واگیر معاونت بهداشتی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی در اختیار محققان قرار می گیرد. آخرین اطلاعات به روزرسانی شده در شهریور سال ۱۳۹۹ منتشر شده و اطلاعات مرتبط با تعداد بیماران و جمعیت در معرض خطر تا سال ۱۳۹۸ را در بر دارد. هر کدام از استان های کشور ($i=1, \dots, 31$) را با n_i تعداد جمعیت در معرض خطر ابتلا به بیماری سل ریوی اسمیر مثبت را با μ_i و تعداد موارد ابتلا به سل ریوی اسمیر مثبت را با y_i نشان می دهیم. تعداد مورد انتظار موارد ابتلا به بیماری برای استان i به صورت $e_i = n_i (\sum_{j=1}^31 y_j / \sum_{j=1}^31 n_j)$ تعریف می شود. با در نظر گرفتن نماد θ_i به عنوان خطر نسبی بیماری سل ریوی اسمیر مثبت در هر استان نسبت به کل کشور، فرض می شود که y_i ها بطور مستقل دارای توزیع پواسن با پارامتر $e_i \theta_i$ باشند.

مدل لوگ نرمال (Log-Normal) در فرمول شماره ۱ نشان داده شده است:

۱.

$$y_i \sim \text{Poisson}(e_i \vartheta_i)$$

$$\vartheta_i = \exp(a + v_i)$$

$$v_i \sim N(0, T^2)$$

θ_i خطر نسبی برای منطقه i است. در صورت وجود متغیرهای مستقل می توان از فرمول شماره ۲ جهت مدل سازی خطر نسبی استفاده کرد.

۲.

$$\vartheta_i = \exp\{a + v_i + \sum_{n=1}^H \beta_n x_{i,n}\}$$

نشان دهنده ترکیب خطی از عوامل خطر احتمالی با ضرایب متناظر است. در پژوهش حاضر متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار نگرفته اند. v_i اثر تصادفی مدل است که دارای توزیع $v_i \sim N(0, T^2)$ است. α در تمامی معادلات سطح کلی خطر نسبی است.

مدل BYM (بیز کامل): این مدل دو منبع تغییرات برای ناهمگنی میزان بروز را از طریق رابطه خطی به صورت فرمول شماره ۳ مدل سازی می کند.

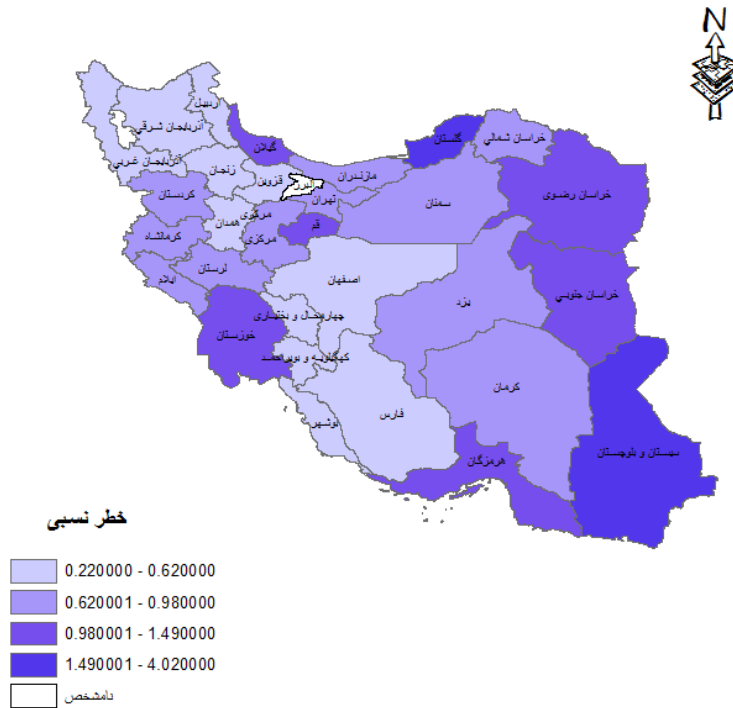
جدول ۱. برآورد خطر نسبی سل ریوی آسمیر مثبت در کشور با استفاده از مدل BYM و در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۸

استان	۱۳۸۹	۱۳۹۸	روند تغییرات
آذربایجان شرقی	۰/۴۶(۰/۳۸-۰/۵۴)	۰/۴۲(۰/۳۳-۰/۵۱)	کاهشی
آذربایجان غربی	۰/۴۷(۰/۳۸-۰/۵۶)	۰/۳۵(۰/۲۶-۰/۴۴)	کاهشی
اردبیل	۰/۵۸(۰/۴۳-۰/۷۵)	۰/۴۷(۰/۳۲-۰/۶۴)	کاهشی
اصفهان	۰/۴۷(۰/۴۰-۰/۵۵)	۰/۴۵(۰/۳۸-۰/۵۴)	کاهشی
البرز	-	۰/۷۲(۰/۵۹-۰/۸۷)	-
ایلام	۰/۷۱(۰/۴۸-۰/۹۹)	۰/۳۷(۰/۲۰-۰/۶۰)	کاهشی
بوشهر	۰/۵۴(۰/۳۹-۰/۷۲)	۰/۷۰(۰/۵۱-۰/۹۲)	افزایشی
تهران	۰/۹۰(۰/۸۴-۰/۹۶)	۱/۰۸(۱/۰۶-۱/۱۶)	افزایشی
چهارمحال و بختیاری	۰/۲۲(۰/۱۳-۰/۳۵)	۰/۲۳(۰/۱۳-۰/۳۹)	افزایشی
خراسان جنوبی	۱/۳۰(۱/۰۶-۱/۶۴۶)	۰/۸۴(۰/۵۹-۱/۱۴)	کاهشی
خراسان رضوی	۱/۳۹(۱/۳۷-۱/۶۱)	۱/۴۵(۱/۳۲-۱/۵۸)	کاهشی
خراسان شمالی	۰/۶۷(۰/۴۸-۰/۸۸)	۰/۶۸(۰/۴۵-۰/۹۴)	افزایشی
خوزستان	۱/۳۱(۱/۱۹-۱/۴۵)	۱/۴۰(۱/۲۶-۱/۵۶)	افزایشی
زنجان	۰/۵۰(۰/۳۶-۰/۶۷)	۰/۵۲(۰/۳۵-۰/۷۱)	افزایشی
سمنان	۰/۸۴(۰/۶۰-۱/۱۱)	۰/۶۰(۰/۳۸-۰/۸۵)	کاهشی
سیستان و بلوچستان	۴/۰۲(۳/۷۳-۴/۳۲)	۳/۷۷(۳/۴۵-۴/۰۱)	کاهشی
فارس	۰/۳۰(۰/۲۴-۰/۳۶)	۰/۳۴(۰/۲۷-۰/۴۱)	افزایشی
قزوین	۰/۴۲(۰/۳۰-۰/۵۷)	۰/۶۲(۰/۴۵-۰/۸۲)	افزایشی
قم	۱/۴۹(۱/۲۳-۱/۷۶)	۰/۹۹(۰/۷۷-۱/۱۲۳)	کاهشی
کردستان	۰/۷۱(۰/۵۶-۰/۸۸)	۰/۹۱(۰/۷۲-۱/۱۲)	افزایشی
کرمان	۰/۹۵(۰/۸۲-۱/۰۹)	۰/۷۲(۰/۶۰-۰/۸۵)	کاهشی
کرمانشاه	۰/۶۵(۰/۵۲-۰/۸۰)	۰/۶۱(۰/۴۷-۰/۷۸)	کاهشی
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۶۲(۰/۴۳-۰/۸۶)	۰/۲۱(۰/۱۰-۰/۳۶)	کاهشی
گلستان	۲/۹۰(۲/۶۱-۳/۲۱)	۲/۸۹(۲/۵۷-۳/۲۴)	کاهشی
گیلان	۱/۴۱(۱/۲۴-۱/۵۹)	۱/۵۰(۱/۳۰-۱/۷۲)	افزایشی
لرستان	۰/۸۱(۰/۶۶-۰/۹۷)	۰/۵۱(۰/۳۸-۰/۶۶)	کاهشی
مازندران	۰/۹۱(۰/۷۹-۱/۰۴)	۱/۱۷(۱/۰۲-۱/۳۴)	افزایشی
مرکزی	۰/۷۶(۰/۶۰-۰/۹۴)	۰/۶۲(۰/۴۶-۰/۸۱)	کاهشی
هرمزگان	۱/۲۲(۱/۰۳-۱/۴۴)	۰/۸۸(۰/۷۰-۱/۰۸)	کاهشی
همدان	۰/۴۶(۰/۳۵-۰/۵۸)	۰/۵۱(۰/۳۸-۰/۶۶)	افزایشی
یزد	۰/۹۸(۰/۷۷-۱/۲۲)	۱/۱۰(۰/۸۶-۱/۳۸)	افزایشی
منشأ ناهمگنی	میانگین \pm انحراف معیار / سال ۱۳۸۹	میانگین \pm انحراف معیار / سال ۱۳۹۸	
ناهمبسته (T_v^2)	۵۸۰/۹۰ \pm ۱۴۹/۰۰	۷۳۱/۶۰ \pm ۲۴۰/۵۰	
همبسته (T_{II}^2)	۶۱۲/۴۰ \pm ۱۲۲۲/۰۰	۴۴۴/۱۰ \pm ۱۰۸۴/۰۰	

مجله علمی پزشکی
جندی شاپور

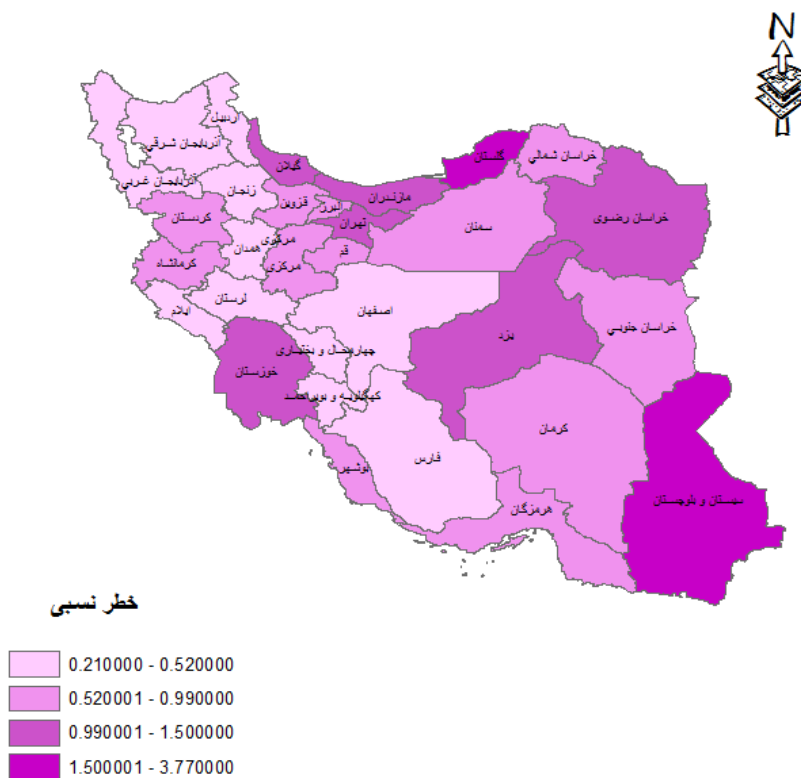
گلستان، گیلان و یزد استان‌هایی بودند که به طور معنی‌دار خطر نسبی بیشتر از یک داشته‌اند. بیشترین خطر نسبی در سال ۱۳۹۸ مربوط به استان سیستان و بلوچستان با [۹۵%IC: ۳/۴۵-۴/۰۱] $RR=3/77$ کمترین خطر نسبی مربوط به استان کهگیلویه و بویر احمد با [۹۵%IC: ۰/۱۰-۰/۳۶] $RR=0/21$ (جدول شماره ۱) بود. توزیع جغرافیایی خطر نسبی سل ریوی آسمیر مثبت در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۸ به ترتیب در تصاویر شماره ۱ و ۲ ارائه شده است. تقسیم‌بندی مقادیر خطر نسبی در تصویرهای شماره ۱ و ۲ بر اساس چارک‌ها انجام شد.

و انتهای دهه مورد بررسی به همراه روند افزایشی و یا کاهشی در استان‌ها به همراه میانگین پسین و انحراف معیار مؤلفه‌های واریانس مدل BYM ارائه شده است. با توجه به نتایج، در سال ۱۳۸۹، استان‌های خراسان رضوی، خراسان جنوبی، خوزستان، قم، گلستان، هرمزگان، سیستان و بلوچستان و گیلان استان‌هایی بودند که به طور معنی‌دار خطر نسبی بیشتر از یک داشته‌اند. بیشترین خطر نسبی در سال ۱۳۸۹ مربوط به استان سیستان و بلوچستان [۹۵%IC: ۳/۷۳-۴/۳۲] $RR=4/02$ و کمترین خطر نسبی مربوط به استان چهارمحال و بختیاری با [۹۵%IC: ۰/۱۳-۰/۳۵] $RR=0/22$ [۹۵%IC: ۰/۲۲] بود. در سال ۱۳۹۸ نیز استان‌های تهران، خراسان رضوی، خوزستان، سیستان و بلوچستان، مازندران،



مجله علمی پزشکی
جندی شاپور

تصویر ۱. نقشه خطر نسبی
سل ریوی آسمیر مثبت در سال ۱۳۸۹



مجله علمی پزشکی
جندی شاپور

تصویر ۲. نقشه خطر
نسبی سل ریوی آسمیر مثبت در سال ۱۳۹۸

بحث

مدل‌های مبتنی بر استنباط بیزی، حضور همبستگی ساختاری و غیرساختاری در مدل BYM، منجر به برازش مناسب‌تر آن خواهد شد [۲۰].

در سال ۲۰۱۹، بیشترین موارد جدید بیماری سل در مناطق آسیای جنوب شرقی (۴۴ درصد) و آفریقا (۲۵ درصد) گزارش شده است. هشت کشور دارای بالاترین موارد جدید ابتلا به بیماری سل به ترتیب عبارت‌اند از: هند، اندونزی، چین، فیلیپین، پاکستان، نیجریه، بنگلادش و آفریقای جنوبی [۳]. در میان این هشت کشور، پاکستان دارای مرز زمینی مشترک با ایران است.

با توجه به مقادیر حاصل از مدل فضایی BYM و نقشه‌های رسم‌شده، نتیجه می‌گیریم که غالباً مناطق کم‌برخوردار در کشور مانند استان سیستان و بلوچستان علی‌رغم کاهش در خطر نسبی طی یک دهه، همچنان در صدر موارد ابتلا به سل ریوی قرار دارند. استان سیستان و بلوچستان هم‌مرز با کشور پاکستان بوده و از مناطق کم‌برخوردار کشور محسوب می‌شود. کشور پاکستان از جمله کشورهای منطقه است که دارای بالاترین میزان بروز بیماری سل بوده و تردد بین ساکنین استان سیستان و بلوچستان و این کشور نسبتاً چشمگیر است. استان خوزستان نیز به دلیل دارا بودن مرز مشترک با کشور عراق، از مناطقی است که روند کاهشی در سطح خطر آن در این بازه ده‌ساله مشاهده نمی‌شود. میزان بروز بیماری سل در سال ۲۰۱۸ در کشور عراق ۴۲ در صد هزار نفر گزارش شده است که سه برابر میزان بروز در ایران است [۴].

استان گلستان نیز به دلیل پوشش گیاهی و آب‌وهوا از دیگر مناطقی است که با توجه به نقشه‌های مبتنی بر برآوردهای حاصل از مدل‌ها، علی‌رغم کاهش در خطر نسبی، همچنان خطر نسبی بالاتر از یک را دارد. استان‌های بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، کردستان، گیلان، مازندران، یزد و همدان در سال ۱۳۹۸ افزایش در خطر نسبی سل ریوی اسمیر مثبت داشته‌اند. با توجه به عواملی نظیر مهاجرت در نتیجه صنعتی شدن برخی از استان‌ها و افزایش تردد از کشورهای همجوار در برخی دیگر از استان‌ها، لزوم پایش و غربالگری در این استان‌ها ضروری به نظر می‌رسد. از طرفی استان‌های سیستان و بلوچستان و گلستان که دارای بالاترین مقادیر خطر نسبی در سال ۱۳۹۸ هستند، روند کاهشی طی ده سال اخیر نشان داده‌اند. این روند کاهشی در استان‌هایی با خطر بالا نشان‌دهنده اثربخشی بیشتر برنامه کنترل بیماری، در تشخیص زودهنگام موارد بیماری سل، در این مناطق نسبت به مناطق دیگر است. این بخش از یافته‌ها نیز در تطابق با یافته‌های پژوهش جعفری کوشکی و همکاران است [۱۷].

در میان استان‌های کشور، دو استان سیستان و بلوچستان و گلستان بیشترین میزان‌های بروز و شیوع در کشور را دارا

کشور ایران به دلیل شرایط خاص جغرافیایی و داشتن مرز مشترک با پاکستان و افغانستان در معرض شیوع بیماری‌های عفونی به‌ویژه سل قرار دارد. هم‌مرز بودن با کشورهای با موارد بالای سل، لزوماً دلیل بر افزایش خطر بیماری در مناطق مرزی نمی‌شود. این هم‌مرزی موجبات مهاجرت به داخل کشور را فراهم می‌آورد. مهاجران می‌توانند به شهرهای مرکزی و خوش‌آب‌وهوا و با امکانات بیشتر سفر کرده، در آن شهرها مقیم شده و موجبات انتقال بیماری را فراهم آورند. علاوه بر این با توجه به اینکه بیماری سل ریوی یکی از مسائل مهم بهداشتی در ایران است و شرایط محیطی و اقلیمی در هر منطقه زمینه را برای بروز و شیوع سل مساعد می‌کند، توجه به مطالعه محیطی و نقشه‌بندی آن به صورت دقیق مورد توجه این مقاله قرار گرفت. نتایج نشان داد که بروز سل ریوی اسمیر مثبت در کشور در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۸۹، ۲/۶ درصد کاهش یافته است؛ این امر نشان از بهبود وضعیت بهداشت و اجرای اقدامات پیشگیرانه در زمینه بیماری سل است [۴]. مطالعات پیشین در حوزه مدل‌سازی میزان‌های بیماری‌های واگیر و غیرواگیر نشان داده‌اند که روش حداکثر درست‌نمایی الگوی فضایی میزان‌های مرگ‌ومیر در مناطق مجاور را در نظر نگرفته و در برخی حالت‌ها نیز برآوردهای حاصل از این روش، دقت مناسبی نداشته و منجر به برداشت نادرست در آنالیز تغییرات جغرافیایی خواهند شد [۲۰، ۲۱]. به دلایل مذکور چنین به نظر می‌رسد که در عمل نقشه‌هایی که بر مبنای برآورد حداکثر درست‌نمایی برای نسبت‌های استاندارد شده مرگ‌ومیر تهیه می‌شوند، دقت قابل قبولی نداشته باشند. برای بهبود برآورد این نقشه‌ها، استفاده از مدل‌های مبتنی بر استنباط بیزی که دو نوع اطلاع را در هم ادغام می‌کنند، پیشنهاد شده است [۲۰، ۱۵].

مدل‌های مبتنی بر استنباط بیزی دو دسته اطلاعات مرگ‌های مشاهده‌شده در هر ناحیه که با توزیع پواسن و تابع حداکثر درست‌نمایی معرفی می‌شوند و اطلاعات مربوط به خطرات نسبی کل منطقه که در توزیع پیشین خلاصه می‌شوند را در هم ادغام می‌کنند. بنابراین استفاده از مدل‌های مبتنی بر استنباط بیزی علاوه بر در نظر گرفتن مشاهدات هر ناحیه، اطلاعات قبلی در مورد تغییرات نرخ بیماری‌ها روی کل نقشه را نیز در نظر می‌گیرد. همچنین در مدل‌های مبتنی بر استنباط بیزی برای برآورد پارامترها توزیع پیشین در نظر گرفته می‌شود. انتخاب توزیع پیشین مناسب سبب به‌کارگیری نرخ‌های بیماری از مناطق همسایه (در نظر گرفتن وابستگی جغرافیایی) و دخالت دادن الگوی فضایی می‌شود. بنابراین مدل‌های مبتنی بر استنباط بیزی با استفاده از اطلاعات حاصل از کل مناطق، برآوردهای دقیق‌تری را برای خطر نسبی تولید کرده و نتیجه استفاده از این روش‌ها، ارائه نقشه‌هایی با برآوردهای قابل اعتمادتر، خواهد بود [۲۰-۲۲]. در میان دو مدل لوگ نرمال و BYM به عنوان

حامی مالی

کمیته تحقیقات دانشجویی دانشگاه علوم پزشکی جندی شاپور اهواز از این پژوهش حمایت مالی کرده است.

مشارکت نویسندگان

طرح ایده: الهام مراغی؛ جمع آوری داده‌ها: ثریا مرادی؛ تجزیه و تحلیل داده‌ها: آذر بابااحمدی؛ نگارش مقاله: تمامی نویسندگان.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

تشکر و قدردانی

پژوهشگران بر خود لازم می‌دانند مراتب قدردانی و تشکر خود را از اداره سل و جدام وزارت بهداشت درمان و آموزش پزشکی کشور بابت در اختیار گذاشتن اطلاعات مورد نیاز و همچنین کمیته تحقیقات دانشجویی دانشگاه جندی شاپور اهواز بابت در اختیار گذاشتن این فرصت ابراز کنند.

هستند. همسایگی ایران با دو کشور افغانستان، پاکستان، عراق و کشورهای نوپای شمال کشور در ایجاد شرایط خاص در استان - های مرزی کشور مؤثر است. کشورهای افغانستان و پاکستان در زمره ۲۲ کشور High Burden دنیا هستند. کشور عراق با توجه به بحران‌های چندساله اخیر و میزان تبادل مسافر با ایران نیازمند توجه بیشتری است. وجود کشورهای همسایه تازه استقلال یافته شمال کشور که دارای شیوع بالای سل مقاوم به چند دارو هستند نیز ضرورت توجه بیش از پیش دست اندرکاران برنامه پیشگیری و پایش سل را می‌طلبد [۲۲].

بر اساس جست‌وجوهای انجام شده تنها مطالعه مشابه در سطح کشور توسط جعفری کوشکی و همکاران و در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ انجام شده است. تفاوت پژوهش مذکور با مطالعه حاضر در بازه زمانی انجام پژوهش است. از نظر روند افزایشی خطر نسبی نتایج پژوهش حاضر هماهنگ با نتایج مطالعه جعفری کوشکی و همکاران است [۱۷]. از نظر متدولوژی مورد استفاده نیز در مطالعات دیگری که از مدل‌های فضایی جهت تجزیه و تحلیل میزان‌های مرگ‌ومیر یا ابتلا به انواع بیماری استفاده کرده‌اند، برازش مدل BYM مناسب‌تر از مدل‌های دیگر گزارش شده است [۱۰، ۲۲].

نتیجه‌گیری

از نظر متدولوژی مورد استفاده، با توجه به اینکه مناطق نزدیک به هم از لحاظ موقعیت جغرافیایی، میزان‌های بیماری یا مرگ‌ومیر مشابهی دارند، مناسب است که الگوی فضایی در برآورد پارامترهای نقشه منظور شود. لحاظ کردن همبستگی و در نظر گرفتن ساختار فضایی بین مناطق در روش BYM منجر به افزایش دقت برآوردها می‌شود. خطر ابتلا به سل به طور کلی در استان‌های هم‌مرز با کشورهای دارای میزان بروز بالای سل و استان‌های با شرایط آب‌وهوایی مرطوب، بالا بود. حرکت و جابه‌جایی جمعیتی از استان‌های پرخطر و کشورهای مجاور را می‌توان به عنوان یکی از چالش‌های اصلی کنترل بیماری سل در کشور، در نظر گرفت. با وجود این، الگوی کاهش خطر در استان‌های هم‌مرز با کشورهای پرخطر، پیشرفت نسبتاً خوبی در برنامه‌های کنترل سل را نشان داده و لزوم انجام مطالعات دقیق‌تر در خصوص الگوی افزایشی دیگر استان‌ها را یادآوری می‌کند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این پژوهش مورد تایید کمیته اخلاق دانشگاه جندی‌شاپور اهواز قرار گرفته است (کد: IR.AJUMS.REC.1397.733).

References

- [1] Moosazadeh M, Khanjani N, Nasehi M, Bahrampour A. [The status of the surveillance system of groups at risk of tuberculosis in Iran: A qualitative study (Persian)]. *Health Dev J*. 2016; 5(1):24-44. http://jhad.kmu.ac.ir/article_91209_7b5faa281d4e890a8ff4f2063ba03670.pdf
- [2] Fallah S, Salarilak Sh, Khalkhali HR, Nejadrahim R, Nasehi M. [Effective factors of treatment outcome in smear positive tuberculosis patients in Golestan province-Iran (2014) (Persian)]. *J Gorgan Univ Med Sci*. 2016; 18(2):102-7. <http://goums.ac.ir/journal/article-1-2769-en.html>
- [3] World Health Organization. Tuberculosis [Internet]. 2020 [Updated 2020 October 14]. Available from: <https://www.who.int/en/news-room/fact-sheets/detail/tuberculosis>
- [4] Public Health Department. Infectious Disease Instructions [Internet]. 2020 [Updated 2 June 2020]. Available from: <https://health.behdasht.gov.ir/>
- [5] Ministry of Health and Medical Education. TB incidence in Iran [Internet]. 2020 [Updated 14 November 2020] Available from: http://tb-lep.behdasht.gov.ir/TB_Situation_in_Iran.aspx
- [6] Moosavi SA, Fararouei M, Tabatabai HR, Farhadi F, Estakhrian Haghighi R. [Epidemiological investigation of tuberculosis in Khuzestan Province in 2005-2013 (Persian)]. *Sadra Med J*. 2016; 4(1):21-30. https://smsj.sums.ac.ir/article_44076.html?lang=en
- [7] Waitt CJ, Squire SB. A systematic review of risk factors for death in adults during and after tuberculosis treatment. *Int J Tuberc Lung Dis*. 2011; 15(7):871-85. [DOI:10.5588/ijtld.10.0352] [PMID]
- [8] Sarvi F, Momenian S, Khodadost M, Pahlavanzadeh B, Nasehi M, Sekhavati E. The examination of relationship between socioeconomic factors and number of tuberculosis using quantile regression model for count data in Iran 2010-2011. *Med J Islam Repub Iran*. 2016; 30:399. [PMID]
- [9] Narula P, Sihota P, Azad S, Lio P. Analyzing seasonality of tuberculosis across Indian states and union territories. *J Epidemiol Glob Health*. 2015; 5(4):337-46. [DOI:10.1016/j.jegh.2015.02.004] [PMID] [PMCID]
- [10] Liu YX, Pang CK, Liu Y, Sun XB, Li XX, Jiang SW, et al. Association between multidrug-resistant tuberculosis and risk factors in China: Applying partial least squares path modeling. *PLoS One*. 2015; 10(5):e0128298. [DOI:10.1371/journal.pone.0128298] [PMID] [PMCID]
- [11] Souza WV, Carvalho MS, Albuquerque Mde F, Barcellos CC, Ximenes RA. Tuberculosis in intra-urban settings: A Bayesian approach. *Trop Med Int Health*. 2007; 12(3):323-30. [DOI:10.1111/j.1365-3156.2006.01797.x] [PMID]
- [12] Bailey TC. Spatial statistical methods in health. *Cad Saude Publica*. 2001; 17(5):1083-98. [DOI:10.1590/S0102-311X2001000500011] [PMID]
- [13] Bailey TC, Carvalho MS, Lapa TM, Souza WV, Brewer MJ. Modeling of under-detection of cases in disease surveillance. *Ann Epidemiol*. 2005; 15(5):335-43. [DOI:10.1016/j.annepidem.2004.09.013] [PMID]
- [14] Rao JNK, Molina I. Small area estimation. New Jersey: Wiley & Sons; 2015. [DOI:10.1002/9781118735855]
- [15] Leroux BG. Modelling spatial disease rates using maximum likelihood. *Stat Med*. 2000; 19(17-18):2321-32. [PMID]
- [16] Jafari-Koshki T, Arsang-Jang S, Raei M. Applying spatiotemporal models to study risk of smear-positive tuberculosis in Iran, 2001-2012. *Int J Tuberc Lung Dis*. 2015; 19(4):469-74. [DOI:10.5588/ijtld.14.0459] [PMID]
- [17] Tabatabaee H, Hassan Zadeh J, Younes Nia F. [Determining spatial pattern of tuberculosis by geographical information system in Guilan Province, 2005-2011 (Persian)]. *J Mazandaran Univ Med Sci*. 2015; 25(129):142-7. <http://jmums.mazums.ac.ir/article-1-6264-en.html>
- [18] Ministry of Health and Medical Education. Iran's remarkable success in controlling tuberculosis [Internet]. 2018 [Updated 14 Oct 2018]. Available from: <https://behdasht.gov.ir/>
- [19] Berg A, Meyer R, Yu J. Deviance information criterion for comparing stochastic volatility models. *J Bus Econ Stat*. 2004; 22(1):107-20. [DOI:10.1198/073500103288619430]
- [20] Lawson AB, Browne WJ, Rodeiro CLV. Disease mapping with WinBUGS and MLwiN. New Jersey: John Wiley & Sons; 2003. [DOI:10.1002/0470856068]
- [21] Lawson A. Disease mapping and risk assessment for public health decision making. New Jersey: Wiley; 1998. https://www.google.com/books/edition/Disease_Mapping_and_Risk_Assessment_for/ssXYzAEACAAJ?hl=en
- [22] MacNab YC, Dean CB. Spatio-temporal modelling of rates for the construction of disease maps. *Stat Med*. 2002; 21(3):347-58. [DOI:10.1002/sim.1021] [PMID]

پیوست

الف مدل BYM

فرض بر این است که تعداد مرگها در هر منطقه جغرافیایی (استان) دوبه دو مستقل بوده و از توزیع پواسن پیروی می کند. به عبارت دیگر:

$$y_i \sim \text{Poisson}(e_i \theta_i) \quad \forall i = 1, \dots, 31$$

مدل BYM ابتدا توسط کلایتون مطرح شده و سپس توسط بیساگ^۱ و همکارانش تکمیل شده است. در این مدل که به نام تورگرسیو شرطی نیز شناخته می شود، خطر نسبی به سه مؤلفه روند، ناهمگنی همبسته و ناهمبسته تقسیم می شود. این مدل برای داده های شمارشی و با فرض اینکه می توان با استفاده از مدل بندی اثرات تصادفی، اثرات مشاهده نشده موجود را در آنالیز وارد کرد، به کار رفته است.

$$\theta_i = \exp\{\mu + u_i + v_i\}$$

μ : میانگین کلی (روند فضایی)، u_i : ناهمگنی فضایی همبسته، v_i : ناهمگنی ناهمبسته فضایی

در روش بیزی کامل تخصیص توزیع پیشین به پارامترها از اهمیت ویژه ای برخوردار است. معمولاً آنالیزهای تحلیل حساسیت برای تعیین بهترین پیشین انجام می شود. در مدل BYM، توزیع های پیشین u و v توسط بیساگ و همکاران تخصیص داده شده است. توزیع های پیشین تخصیص داده شده توسط بیساگ و همکاران به شرح زیر است:

توزیع پیشین $\{v_i\}$:

$$v_i \sim N(0, \tau_v^2)$$

$$p(v) = \tau_v^2 \exp\{-v^2\} \frac{1}{2\tau} \sum_{i=1}^n$$

توزیع پیشین $\{u_i\}$:

$$[u_i | u_j, i \neq j, \tau_u^2] \sim N(u_j, \tau_u^2)$$

$$u_i = \frac{1}{\sum_j w_j} \sum_j w_j u_j$$

$$\tau_u^2 = \frac{\tau_u^2}{\sum_j w_j}$$

$$w_i = \begin{cases} 1 & \text{if } i, j \text{ are adjacent} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

توزیع توأم:

$$\text{prior}(\tau_u, \tau_v) \propto e^{-\frac{\tau_u}{2}} e^{-\frac{\tau_v}{2}}$$

توزیع پسین کامل:

$$P(u, v, \tau_u, \tau_v | y) = \prod_{i=1}^n \{ \exp(-e_i \theta_i) (e_i \theta_i)^{y_i} / y_i! \}$$

$$\times \tau_u^{-n} \exp\{-\sum_{i \in \mathcal{I}} \frac{1}{2} (u_i - u)^2\}$$

$$\times \tau_v^{-n} \exp\{-\sum_{i=1}^n \frac{1}{2} \tau_v^2 v_i^2\} \times \text{prior}(\tau_u, \tau_v)$$

این توزیع پسین با استفاده از الگوریتم های زنجیر مارکف مونت کارلو (MCMC) نظیر نمونه گیرهای Gibbs یا Metropolis-Hastings نمونه گیری می شود. در روش بیز کامل یک توزیع اُبر پیشین نیز برای پارامترهای دقت τ_u و τ_v باید مشخص شود. Wakefield و Kelsall برای اُبر پارامترها که در پایین ترین سطح توزیع سلسله مراتبی قرار دارند، انتخاب پیشین ناآگاهی بخش^۲ با توزیع گاما^۳ را برای افزایش دقت در نقشه بندی بیماری (Dis-ease Mapping) پیشنهاد کرده اند.

ب جدول ۱

مقایسه نیکویی برازش دو مدل BYM و LogNormal با استفاده از شاخص DIC برای هر دو سال مورد بررسی در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

2. Non-Informative

1. Besag

جدول ۱. مقایسه معیار انحراف اطلاع مدل ها

سال ۱۳۹۸		سال ۱۳۸۹		
LogNormal	BYM	LogNormal	BYM	معیار
۲۵۰/۰۰۸	۱۴۹/۷۸۷	۲۵۲/۳۳۸	۱۵۲/۰۹۰	DIC

مجله علمی پزشکی

جندی شاپور

3. Gamma