مقایسه‌ی مدل‌های رگرسیون اکولوژیکی فضایی بیزی در بررسی بروز سرطان سینه در ایران

احمد حداد خوشکار [۱]، توحید جعفری کشکی [۲]، بهزاد مهکی [۳]

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: در ایران سرطان سینه با بروز استاندارد شده‌ی سنی ۲۸/۲۵ در رتبه‌ی اول سرطان زنان قرار دارد. با توجه به روند پیر شدن جمعیت و سیر صعودی سرطان در ایران، اهمیت پیشگیری از سرطان و وجود پراکندگی سرطان‌ها در مناطق مختلف کشور، شناسایی مناطق دارای بروز بالای سرطان سینه و آگاهی از وضعیت پراکندگی و نقش مهم‌ترین عوامل خطر بالقوه‌ی این سرطان با استفاده از مدل‌های پیشرفته‌ی آماری ضروری می‌باشد.

روش‌ها: در این مطالعه‌ی کاربردی اکولوژیک، جامعه مورد مطالعه، تمام بیماران مبتلا به سرطان سینه بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ در ایران می‌باشند. عوامل خطر: مصرف سیگار، مصرف میوه و سبزیجات، فعالیت فیزیکی، اضافه وزن و وضعیت اقتصادی-اجتماعی می‌باشد. جهت برآورد خطر نسبی سرطان سینه، از مدل‌های گاما-پوآسن، لگ‌نرمال و (BYM یا Besag,York, Mollie) استفاده شد.

یافته‌ها: تعداد کل سرطان سینه ثبت شده در سال‌های۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ درایران ۲۵۱۵۲ مورد بوده است. از میان مدل‌های استفاده شده، مدل BYM تعدیل نشده بهترین برازش را داشت. بدون تعدیل اثر عوامل خطر، استان‌های اصفهان و یزد و تهران بیشترین خطر بروز سرطان سینه و سیستان و بلوچستان و چهارمحال و بختیاری کمترین میزان خطر ابتلا را دارند. با تعدیل عوامل خطر، استان‌های خراسان رضوی، خرم‌آباد و همدان بیشترین خطر بروز سرطان سینه و استان‌های اردبیل و کهگیلویه و بویراحمد، کمترین خطر بروز را دارند. ارتباط مستقیم معنی‌داری بین سرطان سینه و شاخص توسعه انسانی مشاهده شد.

نتیجه‌گیری: با توجه به برازش بهتر مدل BYM، توصیه می‌شود در مطالعات آینده از مدل BYM استفاده شود و با توجه به معنی‌داری متغیر شاخص توسعه انسانی، در مطالعات مشابه این متغیر در نظر گرفته شود. این مطالعه نشان داد که استان‌های اصفهان، یزد و تهران دارای بیشترین خطر بروز سرطان سینه می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: نقشه‌بندی بیماری، سرطان سینه ، شاخص توسعه انسانی، مدل BYM

ارجاع: حداد خوشکار احمد، جعفری کشکی توحید، مهکی بهزاد. **مقایسه‌ی مدل‌های رگرسیون اکولوژیکی فضایی بیزی در بررسی بروز سرطان سینه در ایران.** مجله تحقیقات نظام سلامت ۱۳۹۴؛ ۱۱(۳): ۶۲۶-۶۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۰۶ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۴/۱۹**

۱. کارشناس ارشد، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران

۲. کارشناس ارشد، دانشگاه علوم پزشکی قم، قم، ایران

۳. استادیار، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسؤول)

Email: Behzad.mahaki@gmail.com

مقدمه

سرطان سینه شایع‌ترین سرطان و شایع‌ترین علت مرگ ناشی از سرطان در زنان ساکن کشورهای غربی است. سینه یک اندام ترشحی است که از بافت غددی و مجاری آن تشکیل شده است. دلیل این سرطان نامشخص است ولی به دلیل نادر بودن این سرطان در مردان از نظر اتیولوژی مشخص می‌شود

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

که دلیل آن می‌تواند هورمون‌های زنانگی باشد. این تومورها رشد آرامی دارند ولی در زمان کوتاهی پس از پیدایششان به مرحله‌ی پیشرفته می‌رسند. تغییرپذیری توزیع این سرطان در مناطق مختلف تأثیر نقش عوامل محیطی را در این سرطان نشان می‌دهد (۱).

بار جهانی سرطان در کشورهای توسعه یافته به طور فزاینده‌ای در حال افزایش است. دلیل این امر از یک سو پیر شدن و رشد جمعیت و از سوی دیگر افزایش رفتارهای مؤثر بر افزایش سرطان مانند مصرف سیگار می‌باشد. بر اساس گزارش GLOBOCAN برآورد شده است که در سال ۲۰۰۸، ۱۲/۷ میلیون مورد سرطان و ۷/۶ میلیون مورد مرگ (حدود ۱۳٪ از کل مرگ‌ها) ناشی از سرطان روی داده است (۲).

در جهان سرطان از مهم‌ترین عوامل مرگ می‌باشد. در کشورهای توسعه یافته سرطان بعد از بیماری‌های قلبی عروقی دومین عامل مرگ و در کشورهای در حال توسعه، سرطان سومین عامل مرگ می‌باشد. حدود ۷۰٪ از کل مرگ‌های ناشی از سرطان در کشورهای با درآمد پایین و متوسط اتفاق می‌افتد. برآورد شده است که در سال ۲۰۳۰ مرگ‌های ناشی از سرطان به ۱۳/۱ میلیون برسد با تشخیص و کنترل عوامل خطر می‌توان جلوی ۴۰٪ از مرگ‌های ناشی از سرطان را گرفت. بنابراین برای مقابله و پیشگیری از سرطان، شناسایی عوامل خطر در هر منطقه امری ضروری می‌باشد (۳).

امروزه سرطان عامل ۴۵ تا ۵۰٪ از مرگ‌ها در زنان ۴۵ تا ۶۴ سال می‌باشد. این نرخ بالا نشان دهنده‌ی افزایش معنی‌دار مرگ ناشی از سرطان نسبت به قرن گذشته می‌باشد. این موضوع می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد. آلودگی هوا، سیگار کشیدن، تغییر رژیم غذایی، فعالیت فیزیکی ناکافی، چاقی، استرس و ... می‌تواند از عوامل خطرزا برای سرطان باشد که در قرن گذشته این عوامل رشد چشمگیری داشته است (۴).

سرطان سینه در زنان با میزان بروز استاندارد شده‌ی ۲۸/۲۵ در رتبه‌ی اول سرطان زنان قرار دارد. این سرطان در استان‌های مختلف دارای پراکندگی یکسانی می‌باشد. این سرطان در همه‌ی استان‌ها به غیر از استان‌های اردبیل و کهگیلویه و بویر احمد در رتبه‌ی اول قرار دارد. در استان اردبیل سرطان سینه بعد از سرطان مری و معده رتبه‌ی سوم و در استان کهگیلویه و بویر احمد بعد از سرطان پوست رتبه‌ی دوم را دارد. میزان بروز استاندارد شده‌ی این سرطان در کشورهای پیشرفته ۸۶/۴ و در کشورهای کمتر توسعه یافته ۲۷/۳، در جهان ۳۸/۹، در آسیا ۲۶ و در آسیای شرقی ۳۲/۶ می‌باشد (۳).

در سال ۲۰۰۴ بروز استاندارد سنی برای مردان ۱۱۰ و برای زنان ۹۸ در ۱۰۰۰۰۰ نفر بوده است و نرخ مرگ‌ومیر ناشی از سرطان برای مردان ۶۵ و برای زنان ۴۱/۱ در ۱۰۰۰۰۰ نفر بوده است (۱).

پیش‌بینی می‌شود که به دلیل افزایش امید زندگی در آینده و گرایش به سبک زندگی غربی نرخ سرطان در آینده افزایش زیادی داشته باشد (۵).

با توجه به بسیاری از مطالعات انجام شده مصرف سیگار، مصرف میوه و سبزیجات، فعالیت فیزیکی، اضافه وزن و وضعیت اقتصادی، اجتماعی از مهم‌ترین عوامل مؤثر و قابل اندازه‌گیری بروز سرطان می‌باشد (۱۵-۵).

مطالعات زیادی بر سرطان سینه و عوامل خطر مؤثر بر آن صورت گرفته است (۱۰،۱۴،۱۶-۵،۷،۸). این مطالعات در سطح اکولوژیک نمی‌باشند و نقش همسایگی مناطق را در نظر نمی‌گیرند. مطالعات بسیار کمی در سطح اکولوژیک با لحاظ کردن پراکندگی جغرافیایی و نقش همسایگی مناطق انجام شده است (۱۷). هم‌چنین این مطالعات نقش عوامل خطر در بروز سرطان سینه را بررسی نکرده است.

با توجه به روند پیر شدن جمعیت و سیر صعودی سرطان در ایران، اهمیت پیشگیری از سرطان و وجود پراکندگی سرطان‌ها در مناطق مختلف کشور، شناسایی مناطق دارای بروز بالای سرطان سینه و آگاهی از وضعیت پراکندگی و

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

نقش مهم‌ترین عوامل خطر بالقوه‌ی این سرطان با استفاده از مدل‌های پیشرفته‌ی آماری ضروری می‌باشد. بنابراین در مطالعه‌ی حاضر به بررسی بروز سرطان سینه در سطح استان‌های ایران و نقش عوامل خطرمصرف سیگار، اضافه وزن یا چاقی، فعالیت فیزیکی، مصرف میوه و سبزیجات و شاخص توسعه انسانی (HDI یا Human Development Index) یا با استفاده‌ی مدل‌های بیزی که نقش همبستگی‌های مکانی بین بروز سرطان در نواحی مورد مطالعه را لحاظ می‌کند، پرداخته شده است.

روش‌ها

این پژوهش از نوع کاربردی- بوم‌شناختی است. دلیل انتخاب این نوع مطالعه، نبود اطلاعات در سطح افراد مورد مطالعه بود. جامعه‌ی مورد مطالعه‌ی این پژوهش تمام بیماران ثبت شده مبتلا به سرطان سینه دراستان‌های کشوربه صورت سرشماری در فاصله‌ی زمانی بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ است که بدون هیچ محدودیتی از نظر سن، جنسیت و سایر متغیرها مورد مطالعه قرار گرفت. این از گزارش‌های سالانه‌ی کشوری ثبت موارد سرطانی که توسط اداره سرطان مرکز مدیریت بیماری‌های غیر واگیر معاونت بهداشتی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی منتشر شده استخراج گردید. ثبت سرطان شیوه‌ای است که در آن به‌صورت مداوم اطلاعات مربوط به بروز و مشخصات سرطان‌ها جمع‌آوری، ذخیره، تجزیه و تحلیل می‌گردد.

در مطالعه حاضر، اطلاعات مربوط به چهار عامل خطر: مصرف سیگار، مصرف میوه و سبزیجات، فعالیت فیزیکی، اضافه وزن از گزارش‌های سالانه‌ی نظام مراقبت عوامل خطر بیماری‌های غیر واگیر وزارت بهداشت استخراج گردید. متغیر مصرف سیگار حاصل ضرب درصد افراد سیگاری در میانگین تعداد نخ سیگار مصرفی روزانه هر استان، متغیر اضافه وزن یا چاقی به‌صورت درصد افراد دارای BMI>۲۵ در هر استان، مصرف میوه و سبزیجات به‌صورت جمع متوسط تعداد واحد میوه و تعداد واحد سبزیجات مصرفی روزانه در هر استان درنظر گرفته شد. متغیر فعالیت فیزیکی براساس شاخص ترکیبی مت (MET یا Metaolic Equivalent) یا به‌دست آمده است. شاخص HDI، میانگین هندسی موفقیت‌های به‌دست آمده در هراستان در سه بعد اصلی توسعه انسانی یعنی زندگی طولانی و سالم، دستیابی به دانش و استانداردهای زندگی آبرومندانه می‌باشد. شاخص توسعه انسانی میانگین هندسی شاخص توسعه‌های نرمالی است که موفقیت‌های هر بعد را اندازه می‌کند. این شاخص از امید به زندگی، تحصیلات، تولید سرانه ناخالص ملی به‌دست می‌آید و نسبتی بین ۰ و ۱ است و از گزارشات سالیانه بانک مرکزی استخراج گردید (۳).

تحلیل بوم‌شناختی یک روش اکتشافی اپیدمیولوژی است که رابطه‌ی شیوع بیماری‌ها و عوامل خطر را که در گروه‌ها به جای افراد اندازه‌گیری می‌شود بررسی می‌کند. ساده‌ترین روش، استفاده از نسبت مرگ و میر استاندارد شده (SMR یا Sample Mortality Rate) می‌باشد که از تقسیم موارد مشاهده شده (Y_i) به مقادیر مورد انتظار (E_i)، به دست می‌آید. این روش از برآورد ماکسیم درست‌نمایی استفاده می‌کند. این میزان دو عیب عمده دارد. اول این‌که نسبت مرگ و میر استاندارد شده همبستگی فضایی پاسخ‌ها را در نظر نمی‌گیرد، دوم این‌که پیش‌پراکندگی موجود در داده‌ها را به حساب نمی‌آورد.

تحلیل داده‌ها و رسم نقشه‌ها با استفاده از نرم‌افزار OpenBUGS 3.2.1 انجام شده است و مقایسه‌ی مدل‌ها با استفاده از شاخص DIC انجام شده است.

روش‌های آماری:

مدل‌های گاما- پوآسن، لگ‌نرمال و BYM زیر مجموعه‌ی مدل‌های بیزی می‌باشد. در داده‌های مربوط به نقشه‌بندی بیماری‌ها به علت کمبود داده‌ها استفاده از روش‌های بیزی که داده‌ها را با اطلاعات پیشین ترکیب می‌کند روش مناسب‌تری نسبت به روش مرسوم SMR می‌باشد .

مدل‌های بوم شناختی:

مدل‌های زیر برای بررسی میزان بروز و هم‌چنین ارزیابی میزان ارتباط بروز با عوامل خطر مورد استفاده قرار گرفت. در این مدل‌ها $\{Y_i, i = 1, \dots, n\}$ و $\{E_i, i = 1, \dots, n\}$ به

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

ترتیب نشانگر تعداد رویدادهای مشاهده شده و تعداد رویدادهای مورد انتظار برای سرطان سینه در n منطقه i ام می‌باشد. فرض می‌شود که Y_i دارای توزیع پوآسن با نرخ $\mu_i = \theta_i E_i$ باشدکه در آن θ_i خطر نسبی برای منطقه‌ی i ام است. در مدل‌های زیر $\sum_{h=1}^{H} \beta_h x_{ih}$ نشان‌دهنده‌ی ترکیب خطی عوامل خطر x_1 ، x_2 ، ... ، x_H، با ضرایب β_h متناظر می‌باشد. در همه معادلات زیر α سطح کلی خطر نسبی است.

مدل رگرسیون پوآسن–گاما:

این مدل ارتباط بین میزان بروز و عوامل خطر در هر استان را به صورت لگ‌خطی زیر در نظر می‌گیرد.

$$\log \theta_i = \alpha + \sum_{h=1}^{H} \beta_h x_{ih}$$

مهم‌ترین مشکل این مدل در نظر نگرفتن همبستگی فضایی می‌باشد. در بسیاری از موارد تغییرپذیری را نمی‌توان با متغیرهای بوم‌شناختی توضیح داد و تغییرپذیری بیشتر از تغییرپذیری مورد انتظار از مدل پوآسن می‌شود. در این شرایط پیش پراکندگی رخ می‌دهد. بنابراین پارامتر پیش‌پراکندگی به مدل اضافه می‌شود. میزان بیش‌پراکندگی به درجه ناهمگنی بین خطرهای نسبی بستگی دارد در ساختار بیزی، برای این مدل فرض می‌شود که θ_i دارای توزیع گاما است. لذا توزیع پسین حاصل نیز گاما خواهد بود.

این مدل فاقد جز تصادفی می‌باشد.

مدل لگ نرمال:

توزیع پیشین گاما برای نرخ خطر از نظر ریاضی مناسب به نظر می‌رسد ولی این مدل دارای محدودیت‌هایی می‌باشد زیرا سازگاری متغیر مستقل مشکل است و امکان ورود همبستگی فضایی بین نرخ‌های مناطق وجود ندارد. مدل لگ نرمال برای خطر نسبی انعطاف‌پذیرتر می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\log \theta_i = \alpha + v_i + \sum_{h=1}^{H} \beta_i x_{ih}$$

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

جز تصادفی این مدل v_i جز تصادفی مدل می‌باشد.

مدل بیز کامل(BYM):

این مدل، علاوه بر متغیرهای مستقل، دو منبع تغییرات برای ناهمگنی میزان بروز در هر ناحیه لحاظ می‌کند و میزان بروز را از طریق رابطه خطی زیر مدل‌بندی می‌کند.

$$\log \theta_i = \alpha + u_i + v_i + \sum_{h=1}^{H} \beta_i x_{ih}$$

v_i و u_i عضو تصادفی مدل BYM می‌باشند و به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی ناهمگنی غیرساختاری (پیش پراکندگی) و ناهمگنی ساختاری می‌باشد. برای متغیرهای v_i و u_i به‌ترتیب توزیع پیشین نرمال و توزیع نرمال خودهمبسته‌ی شرطی[1] و برای ضرایب β ها توزیع پیشین نرمال در نظر گرفته می‌شود. 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 می‌پذیرد (۱۹–۱۸).

برای اطلاع بیشتر از چگونگی محاسبه‌ی توزیع‌های پسین به مقاله‌ی Besag و همکاران (۲۰) مراجعه نمایید.

شاخص DIC (Deviance information criterion یا یک شاخص برای مقایسه‌ی مناسب بودن مدل‌ها می‌باشد. این شاخص از ترکیب دو شاخص دیگر به دست آمده است. شاخص اول مربوط به انحراف از برازش و شاخص دوم مربوط به تعداد پارامترهای مدل می‌باشد. شاخص DIC هرچه کوچکتر باشد نشان می‌هد که برازش مدل بهتر است (۲۱).

برای برازش مدل‌ها، توزیع‌های پیشین مناسب به کلیه‌ی پارامترهای نامعلوم مدل اختصاص داده شد و برآوردهای توزیع پسین پارامترها با استفاده از روش‌های MCMC (Markov chain Monte Carlo یا به دست آمد. به منظور آزمون همگرایی اثرات از ابزار تشخیصی بروکس–گلمن–روبین استفاده شد. با توجه به معیارهای بروکس–گلمن–روبین زمان سوختن مدل ۳۰۰۰۰۰ در نظر گرفته شد. آزمون معنی‌داری در مورد پارامترها با استفاده از فواصل باورپذیر بیزی

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

(Credible interval یا CrI) یا استفاده شد که معادل p-value در ساختار بیزی است.

یافته‌ها

تعداد کل سرطان سینه ثبت شده در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ در ایران ۲۵۱۵۲ مورد بوده است. در بین استان‌ها بیشترین مورد مشاهده شده مربوط به استان‌های اصفهان با ۲۲۱۹ مورد و استان خراسان رضوی با ۲۲۱۸ مورد می‌باشد. کمترین میزان بروز مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد با ۶۷ مورد می‌باشد.

در جدول زیر تعداد موارد سرطان ثبت شده در ۴ سال، جمعیت در معرض خطر و خطر نسبی به‌دست آمده با استفاده از سه مدل گاما–پوآسن، لگ‌نرمال و BYM با تعدیل و بدون تعدیل اثر به تفکیک استان‌ها آمده است.

نتایج حاصل از مدل‌های مختلف رگرسیون اکولوژی فضایی بیزی به شرح زیر است. این مدل‌ها، میزان‌های بروز و میزان‌های بروز تعدیل شده بر حسب عوامل را به‌دست می‌دهند. جدول ۱ نتایج مربوط به ضرایب متغیرهای مستقل را برای سه مدل مورد استفاده در این مطالعه را نشان می‌دهد.

با توجه به جدول۲ قسمت مربوط به مدل‌گاما–پوآسن، نقش تمام عوامل خطر معنی‌دار شده‌اند. این مدل همبستگی بین استان‌ها را در نظر نمی‌گیرد. به همین دلیل استفاده از جدول مربوط به مدل‌گاما–پوآسن می‌تواند گمراه کننده باشد.

در مدل لگ‌نرمال با در نظر گرفتن ناهمگنی غیر ساختاری اثرات متغیرها تعدیل شده و عوامل خطر فعالیت فیزیکی و شاخص توسعه‌ی انسانی معنی‌دار شده‌اند. مثبت بودن این دو ضریب نشان می‌دهد که افزایش اضافه وزن و چاقی و شاخص توسعه انسانی باعث افزایش میزان بروز سرطان می‌شود.

با در نظر گرفتن ناهمگنی غیر ساختاری اثرات متغیرها تعدیل شده و عوامل خطر فعالیت فیزیکی و شاخص توسعه‌ی انسانی معنی‌دار شده‌اند. مثبت بودن این دو ضریب نشان می‌دهد که افزایش اضافه وزن و چاقی و شاخص توسعه انسانی باعث افزایش میزان بروز سرطان می‌شود.

در جدول زیر برآورد واریانس آلفا، u و v برای مدل‌ها آمده است.

عوامل خطر مصرف سیگار، اضافه‌وزن و چاقی، فعالیت فیزیکی، مصرف میوه و سبزیجات و شاخص توسعه انسانی به‌ترتیب دارای میانگین‌های ۱۲۹/۶۳۶۵، ۴۳/۴۱۹۳، ۳۲/۸۹۷۱، ۲/۵۳۴۲۵، ۰/۷۳۵۷ و واریانس‌های ۹۵۰/۵۶۸۳، ۳۲/۹۵۶۸، ۴۷/۱۰۴۸، ۰/۲۷۸۵، ۰/۰۰۲۴ می‌باشند.

مدل لگ نرمال همبستگی ساختاری بین استان‌ها را در نظر نمی‌گیرد. مدل کامل‌تر مدل BYM می‌باشد که هر دو همبستگی ساختاری و غیر ساختاری را در نظر می‌گیرد.

جدول ۱. جدول اطلاعات توصیفی و برآورد خطر نسبی به تفکیک استان‌ها

نام استان‌ها	تعداد کل موارد سرطان سینه در ۵ سال	جمعیت در معرض خطر	بدون درنظرگرفتن عوامل خطر		با در نظر گرفتن عوامل خطر		
			لگ‌نرمال	BYM	گاما–پوآسن	لگ‌نرمال	BYM
اردبیل	۱۹۷	۶۱۰۸۱۳	۰/۶۶۹۹	۰/۵۹۰۹	۰/۷۱۸۲	۰/۷۳۷۴	۰/۶۱۴۹
آذربایجان غربی	۶۵۲	۱۴۱۴۶۷۸	۰/۹۲۶۲	۰/۷۴۵۰	۰/۶۰۳۰	۰/۹۵۸۴	۱/۰۱۱
آذربایجان شرقی	۹۶۴	۱۷۶۴۱۱۵	۱/۰۵۷	۰/۸۵۴۵	۰/۸۰۴۴	۰/۹۳۱۸	۰/۸۷۰۱
بوشهر	۲۹۹	۴۱۸۲۰۵	۱/۳۶۶۴	۱/۱۹۱۴	۰/۷۵۷۱	۰/۹۴۸۱	۱/۴۸۸۱
چهارمحال و	۱۷۱	۴۲۶۲۶۶	۰/۴۸۰۰	۰/۶۳۹۷	۰/۶۷۶۷	۱/۱۴۸۵	۱/۰۹۴۵

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

بختیاری							
اصفهان	۲۲۱۹	۲۲۲۳۸۵۷	۱/۹۵۷۲	۱/۶۳۲۴	۱/۲۲۱۱	۱/۲۰۸۳	۰/۹۹۸۱
فارس	۱۷۹۵	۲۱۳۲۰۲۶	۱/۶۶۱۱	۱/۴۰۱۸	۱/۰۶۸۳	۱/۳۱۳۲	۱/۱۵۰۳
قزوین	۳۴۴	۵۵۹۳۳۱	۱/۲۱۲۵	۰/۹۳۱۰	۱/۰۵۶۵	۰/۸۸۵۸	۰/۷۴۰۹
گیلان	۹۸۹	۱۲۰۶۳۴۲	۱/۶۶۷۳	۱/۴۰۳۶	۱/۱۳۷۱	۱/۲۴۳۷	۱/۰۱۲۲
گلستان	۵۹۵	۸۱۲۹۲۵	۱/۵۱۰۵	۱/۲۱۸۶	۱/۰۸۷۱	۱/۰۷۲۶	۱/۰۱۲۲
همدان	۴۹۸	۸۴۶۴۳۰	۱/۰۹۸۷	۱/۰۴۲۳	۱/۵۱۷۲	۱/۶۱۰۳	۱/۸۹۹۸
هرمزگان	۲۹۹	۶۷۸۴۷۸	۰/۸۱۰۳	۰/۵۸۷۲	۰/۷۲۰۲	۰/۸۸۰۶	۱/۰۵۵۰
ایلام	۱۰۵	۲۶۷۲۲۱	۰/۸۴۰۹	۰/۷۶۵۰	۰/۶۹۰۱	۱/۰۱۴۵	۱/۲۳۹۲
کرمان	۵۱۹	۱۲۹۸۵۴۶	۰/۸۳۶۷	۰/۶۶۱۷	۰/۷۲۲۰	۰/۸۰۲۸	۰/۸۷۸۶
کرمانشاه	۶۲۴	۹۲۲۰۶۰	۱/۳۴۴۳	۱/۱۳۹۷	۰/۹۹۹۶	۱/۲۵۳۲	۰/۹۶۳۴
خراسان جنوبی	۱۲۳	۳۱۴۲۷۸	۰/۹۴۹۱	۰/۶۴۴۸	۰/۸۸۹۷	۰/۹۱۹۴	۰/۰۱۲۰
خراسان رضوی	۲۱۱۸	۲۷۸۳۶۷۶	۱/۵۲۷۲	۱/۳۰۰۴	۰/۸۸۶۴	۱/۷۱۶۵	۱/۷۳۲۹
خراسان شمالی	۱۲۶	۴۰۹۷۰۸	۰/۷۲۵۳	۰/۶۲۷۶	۰/۸۷۹۴	۰/۶۳۵۳	۰/۷۲۴۹
خوزستان	۱۷۵۶	۲۰۹۰۰۴۸	۱/۷۰۹۰	۱/۳۶۳۸	۱/۰۳۱۸	۱/۱۵۳۵	۰/۹۹۹۹
کهگیلویه و بویراحمد	۶۷	۲۱۳۳۱۶	۰/۴۸۰۰	۰/۳۵۶۷	۰/۶۴۴۸	۰/۶۰۴۴	۰/۷۷۴۲
کردستان	۳۲۵	۷۱۰۴۳۸	۰/۸۲۴۳	۰/۶۹۹۲	۰/۵۷۶۷	۱/۲۲۷۰	۱/۲۹۹۴
لرستان	۴۲۲	۸۴۲۸۳۵	۰/۹۹۸۷	۰/۷۶۰۹	۰/۶۰۷۰	۱/۴۴۳۱	۱/۷۰۷۳
مرکزی	۳۵۵	۶۶۸۸۹۰	۰/۹۹۶۷	۰/۹۰۴۷	۰/۸۴۳۱	۱/۱۴۸۷	۱/۰۱۶۱
مازندران	۱۲۱۲	۱۴۵۵۵۶۲	۱/۶۴۳۹	۱/۴۲۶۳	۱/۰۹۷۹	۱/۰۷۲۶	۱/۰۱۲۲۲
قم	۳۳۳	۵۰۹۸۳۳	۱/۲۶۶۲	۱/۰۹۸۴	۱/۱۵۳۵	۰/۸۰۸۳	۰/۷۸۴۹
سمنان	۲۰۹	۲۸۷۳۰۹	۱/۵۶۶۵	۱/۱۹۶۴	۱/۰۸۹۱	۰/۹۵۶۰	۰/۹۱۹۴
سیستان و بلوچستان	۲۱۲	۱۱۸۴۵۰۲	۰/۳۵۰۰	۰/۲۷۲۴	۰/۳۳۰۰	۰/۷۴۳۱	۱/۰۲۸۸
تهران	۷۰۳۰	۶۵۲۱۱۴۹	۲/۰۸۸۴	۱/۷۲۴۷	۱/۴۶۲۲	۰/۹۷۷۱	۰/۸۸۱۷
یزد	۴۲۸	۴۷۳۶۸۱	۱/۷۶۷۷	۱/۳۹۲۵	۱/۳۶۲۷	۰/۹۰۷۲	۰/۶۷۹۷
زنجان	۱۶۶	۴۸۲۹۰۳	۰/۶۳۳۴	۰/۵۶۴۴	۰/۶۶۳۸	۰/۸۴۰۶	۰/۸۵۹۳

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

جدول۲. برآورد ضرایب اثرات عوامل خطر برای مدل‌های رگرسیون اکولوژی

عوامل خطر	پواسن-گاما		لگ نرمال		BYM	
	برآورد ضریب	95% CrI	برآورد ضریب	95% CrI	برآورد ضریب	95% CrI
عرض از مبدا	-۴/۲۳۵۰	(-۳/۹۱۵۰, -۴/۵۶۲۰)	-۵/۵۶۲۰	(-۴/۰۳۲۰ , -۷/۲۰۲۰)	-۵/۵۵۵۰	(-۳/۸۵۳۰, -۷/۷۱۸۰)
مصرف سیگار	-۰/۰۰۱۶۵	(-۰/۰۰۰۷,-۰/۰۰۲۵)	-۰/۰۰۱۸۴۱	(-۰/۰۰۱۸۸,۰/۰۰۵۴)	-۰/۰۰۱۸۶	(۰/۰۰۲۰, -۰/۰۰۵۷)
اضافه وزن و چاقی	-۰/۰۱۸۱	(-۰/۰۱۳۷,-۰/۰۲۲۳)	۰/۰۲۱۵	(۰/۰۴۲۰,۰/۰۰۱۰)	۰/۰۲۰۷	(۰/۰۴۲۶, -۰/۰۰۱۷۹)
فعالیت فیزیکی	-۰/۰۰۴۵	(-۰/۰۰۱۱,-۰/۰۰۸۰۲)	۰/۰۰۳۸۸	(۰/۰۱۹۰, -۰/۰۱۱۰۰)	۰/۰۰۴۱۵	(۰/۰۱۹۶, -۰/۰۱۱۰)
مصرف میوه و سبزیجات	-۰/۰۹۷۸	(-۰/۰۴۸۶, -۰/۱۴۷۸)	-۰/۰۲۲۰	(۰.۱۸۳۹, -۰.۲۳۰۷)	-۰/۰۲۴۵	(۰/۱۸۰۵, -۰/۲۲۵۸)
شاخص توسعه انسانی	۷/۴۲۶۰	(۷/۹۰۰۰,۶/۹۷۰۰)	۶/۱۲۲۰	(۸/۴۱۸۰, ۳/۹۰۸۰)	۶/۱۷۲۰	(۸/۵۲۷۰, ۳/۷۹۴۰)
DIC برای مدل با عوامل خطر	۸۸۸/۶۰۰۰		۲۹۸/۲۰۰۰		۲۶۹/۱۰۰۰	
DIC برای مدل بدون عوامل خطر	-		۲۹۸/۱۰۰۰		۱۷۱/۴۰۰۰	

جدول ۳. برآورد واریانس آلفا، U و V

برآورد واریانس	بدون درنظرگرفتن عوامل خطر		با در نظر گرفتن عوامل خطر		
	لگ نرمال	BYM	گاما-پوآسن	لگ نرمال	BYM
آلفا	۰/۰۰۶۵۲	۰/۰۰۵۶۰	۰/۰۱۱۳	۰/۶۸۱۴۵	۰/۶۸۴۴
U	-	۰/۰۰۴۳۷	-	-	۰/۰۰۰۳۱
V	۰/۱۸۴۲۴	۰/۱۳۳۸۰	-	۰/۰۵۴۰۰	۰/۰۴۲۶۵

ساختاری نشان می‌دهد. طبق این نقشه، استان‌های اصفهان و تهران دارای بیشترین خطر بروز و استان سیستان و بلوچستان و کهگیلویه و بویر احمد دارای کمترین خطر بروز می‌باشند. شکل (۱)، نقشه‌ی (ه)، خطر نسبی استان‌ها را با تعدیل اثر عوامل خطر و با در نظر گرفتن ناهمگنی‌های ساختاری و غیرساختاری نشان می‌دهد. طبق این نقشه، استان‌های یزد، قزوین و اردبیل و خراسان شمالی دارای کمترین خطر بروز سرطان سینه و استان‌های خراسان رضوی و خرم آباد و همدان دارای بیشترین خطر ابتلا بروز می‌باشند.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

جدول ۲، مقایسه‌ی نیکویی برازش مدل‌های گاما پوآسن، لگ‌نرمال و BYM را با حضور و بدون عوامل خطر با استفاده از شاخص DIC نشان می‌دهد. مدل BYM بدون حضور عوامل خطر، بهترین برازش را دارد، زیرا ناهمگنی‌های ساختاری و غیر ساختاری را در بر دارد. در این مدل اثر عوامل خطر با در نظر گرفتن ناهمگنی‌های ساختاری و غیر ساختاری، تعدیل می‌شود و نیازی به در نظر گرفتن عوامل خطر نمی‌باشد. مدل گاما–پوآسن بدون حضور عوامل خطر، بدترین برازش را دارد. با در نظر گرفتن عوامل خطر، دو مدل BYM و لگ‌نرمال برازش تقریبا یکسانی دارند. در مدل لگ‌نرمال، در نظر گرفتن عوامل خطر تغییری در نیکویی برازش مدل ایجاد نکرد. مدل گاما–پوآسن برازش ضعیفی دارد زیرا این مدل همبستگی‌های فضایی بین استان‌ها را در نظر نمی‌گیرد.

شکل (۱)، نقشه‌ی (الف)، خطر نسبی استان‌ها را بدون تعدیل عوامل خطر و بدون در نظر گرفتن ناهمگنی‌های ساختاری و غیر ساختاری نشان می‌دهد. با توجه به این نقشه، استان‌های، یزد و تهران دارای بیشترین خطر و استان سیستان و بلوچستان دارای کمترین خطر بروز سرطان سینه می‌باشند و در کل استان‌های مرکزی دارای خطر بیشتری می‌باشند.

شکل (۱)، نقشه‌ی (ب)، خطر نسبی استان‌ها را با در نظر گرفتن ناهمگنی‌های غیر ساختاری و بدون تعدیل اثر عوامل خطر نشان می‌دهد. با توجه به این نقشه، استان‌های شمال غرب و جنوب شرق خطر بروز سرطان سینه‌ی کمتری دارند و استان‌های سیستان و بلوچستان و کهگیلویه و بویر احمد کمترین بروز سرطان سینه را دارند.

شکل (۱)، نقشه‌ی (ج)، خطر نسبی استان‌ها را با در نظر گرفتن ناهمگنی غیر ساختاری و با تعدیل عوامل خطر نشان می‌دهد. با توجه به این نقشه، استان خراسان رضوی و همدان دارای بیشترین خطر بروز سرطان سینه و استان کهگیلویه و بویر احمد، سیستان و بلوچستان و اردبیل دارای کمترین خطر بروز سرطان سینه می‌باشند.

شکل (۱)، نقشه‌ی (د)، خطر نسبی استان‌ها را بدون تعدیل اثر عوامل خطر و با در نظر گرفتن ناهمگنی‌های ساختاری و غیر عوامل خطر مصرف سیگار، اضافه‌وزن و چاقی، فعالیت فیزیکی، مصرف میوه و سبزیجات و شاخص توسعه انسانی به‌ترتیب دارای میانگین‌های ۱۲۹/۶۳۶۵، ۴۳/۴۱۹۳، ۳۲/۸۹۷۱، ۲/۵۳۴۲۵، ۰/۷۳۵۷ و واریانس‌های ۹۵۰/۵۶۸۳، ۳۲/۹۵۶۸، ۴۷/۱۰۴۸، ۰/۲۷۸۵، ۰/۰۰۲۴ می‌باشند.

مدل لگ نرمال همبستگی ساختاری بین استان‌ها را در نظر نمی‌گیرد. مدل کامل‌تر مدل BYM می‌باشد که هر دو همبستگی ساختاری و غیر ساختاری را در نظر می‌گیرد.

با در نظر گرفتن ناهمگنی ساختاری و غیر ساختاری تنها متغیر توضیحی شاخص توسعه انسانی معنی‌دار می‌باشد و نشان می‌دهد که خطر ابتلا به سرطان سینه در نواحی دارای شاخص توسعه انسانی بالاتر، بیشتر است.

شکل۱، نقشه‌های مربوط به خطر بروز سرطان سینه را برای مدل‌های BYM، لگ‌نرمال، گاما–پوآسن با تعدیل و بدون تعدیل عوامل خطر نشان می‌دهد.

بحث

در مدل BYM بدون تعدیل اثر عوامل خطر، استان‌های (مرکزی) اصفهان و یزد و تهران بیشترین خطر بروز سرطان سینه و بعد از آن‌ها استان‌های شمالی و فارس و خوزستان خراسان شمالی بالاترین خطر بروز را دارند و استان‌های شمال شرقی و استان‌های جنوب غربی کمترین میزان خطر ابتلا را دارند. درمیان استان‌ها، استان‌های سیستان و بلوچستان و چهارمحال و بختیاری کمترین میزان خطر ابتلا را دارند. این نتایج با نتایج مطالعه جعفری کشکی و همکاران (۱۷) مطابقت دارد. با این تفاوت که در آن مطالعه اثر عوامل خطر تعدیل نشده است ولی در مطالعه حاضر اثر عوامل خطر نیز تعدیل شده است.

با تعدیل عوامل خطر، استان‌های خراسان رضوی، خرم‌آباد و همدان بیشترین خطر بروز سرطان سینه و استان‌های اردبیل و کهگیلویه و بویراحمد، کمترین خطر بروز را دارند و در کل استان‌های جنوب غربی دارای خطر بروز کمتری می‌باشند.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج به دست آمده بروز سرطان سینه در استان‌های با شاخص توسعه انسانی بالاتر، بیشتر است. این موضوع ممکن است به دلیل آلودگی بیشتر هوا و تماس بیشتر با مواد سرطان‌زا در این شهرها باشد، یا ممکن است به دلیل تشخیص بیشتر سرطان در این استان‌ها باشد.

با مقایسه‌ی دو نقشه‌ی (ب) و (ج)، می‌توان مشاهده کرد که با وجود تفاوت در خطر نسبی‌های به‌دست آمده، رتبه‌ی خطر نسبی استان‌ها در اکثر موارد برابر می‌باشد. این موضوع با مطالعه‌ی Clayton D, Kaldor J (۲۲) مطابق است.

با توجه به جدول (۲) اثر مستقیم شاخص توسعه انسانی بر بروز سرطان سینه تأیید می‌شود. این نتیجه با نتیجه‌ی مطالعه‌ی Yost و همکاران (۱۴) مطابقت دارد. این موضوع می‌تواند به دلیل افزایش سبک زندگی غربی و افزایش آلودگی با افزایش شاخص توسعه انسانی باشد. هم‌چنین افزایش شاخص توسعه انسانی می‌تواند باعث افزایش شناسایی موارد سرطانی شود.

ارتباط معنی‌داری بین مصرف میوه و سبزیجات و بروز سرطان سینه یافت نشد در حالی که در مطالعه‌ی عباس‌تبار و همکاران (۱۶) ارتباط معنی‌داری بین سرطان سینه و مصرف میوه و سبزیجات مشاهده شد. این تفاوت می‌تواند به این دلیل باشد که در مطالعه‌ی حاضر ارتباط در سطح بوم‌شناختی (استان‌ها) بررسی شد ولی در مطالعه‌ی عباس‌تبار و همکاران، این ارتباط در سطح اشخاص بررسی شد.

درسال ۸۲ بختیاری و همکاران مطالعه‌ای بر ۷۲ بیمار مبتلا به سرطان سینه و ۸۵ زن سالم در شهر بابلسر انجام دادند (۹) و ارتباط معنی‌داری بین سطح اقتصادی-اجتماعی و سرطان سینه یافتند. در مطالعه حاضر نیز وجود این ارتباط تایید شد. در این مطالعه رابطه بین فعالیت فیزیکی کم، مصرف سیگار و خطر بروز سرطان سینه رابطه معنی‌داری مشاهده شد ولی به دلیل متفاوت بودن جامعه هدف و نوع مطالعه، این ارتباط در مطالعه‌ی حاضر یافت نشد.

شریف زاده و همکاران (۸) برروی ۸۵ بیمار مبتلا به سرطان سینه و ۸۵ شاهد در شهر بیرجند درسال‌های ۸۷-۸۵ مطالعه کردند و ارتباط مستقیم و معنی‌داری بین بروز سرطان سینه و مصرف سیگار مشاهده کردندولی در مطالعه‌ی حاضر این ارتباط مشاهده نشد. این امر می‌تواند به دلیل متفاوت بودن جامعه هدف و متفاوت بودن نوع مطالعه باشد.

در مطالعه‌ی هلاکویی (۱۳) و همکاران که بر روی عوامل خطر موثر بر بروز سرطان سینه در سال ۱۳۸۳ در استان مازندران انجام گرفت اثر BMI بالا بر بروز سرطان سینه تایید. درصورتی که در مطالعه‌ی حاضر این عامل معنی‌دار نشد. زیرا مطالعه‌ی هلاکویی و همکاران یک مطالعه مورد-شاهدی در استان مازندران در سال ۱۳۸۳ بوده است ولی مطالعه‌ی حاضر یک مطالعه اکولوژی بر روی کل بیماران ایران در سالهای ۸۳ تا ۸۷ می‌باشد.

از مشکلات این پژوهش می‌توان به در دسترس نبودن عوامل خطر در سطح اشخاص اشاره کرد. برای رفع این مشکل از رگرسیون اکولوژی استفاده شد. و برای جلوگیری از اریبی اکولوژی نتایج این تحقیق نباید در سطح اشخاص تفسیر شود. همچنین مستقل نبودن استان‌ها از دیگر مشکلات این پژوهش بود که برای رفع این مشکل، از روش‌های بیزی استفاده شد.

از اولین ثبت آمار سرطان (به‌عنوان علت مرگ) در دنیا نزدیک به ۴۰۰ سال می‌گذرد و این در حالی است که با توجه به پیشرفت‌های بسیار زیاد در زمینه‌ی مکانیزه شدن، این برنامه همچنان درگیر مشکلات ناشی از عدم ثبت صحیح و پوشش ناکامل ثبت مبتنی بر جمعیت است. سابقه‌ی ثبت منسجم و هماهنگ سرطان در ایران به حدود سال ۱۳۶۸ برمی‌گردد. در سال۱۳۸۷ ادغام آمار پاتولوژی با اولین سری نتایج آمار مبتنی بر جمعیت از مراکز غیر پاتولوژی نظیر مراکز تشخیص بالینی و درمانی سرطان، رادیولوژی و مراکز ثبت مرگ، سطح پوشش ثبت سرطان را از ۸۶/۷ ٪ در سال ۱۳۸۶ به ۱۰۵٪ در سال ۱۳۸۷ ارتقا داد (۳).

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

در این مطالعه به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات بسیاری از عوامل خطر در سطح اکولوژی، عوامل موثر زیادی مانند آلودگی هوا، سابقه‌ی خانوادگی، وضعیت شیردهی، ... مورد مطالعه قرار نگرفت. بهتر است در مطالعات آینده این عوامل در نظر گرفته شوند.

با توجه روند رو به رشد زندگی شهری و رابطه‌ی مستقیم شاخص‌توسعه انسانی و نرخ بروز سرطان سینه، برای جلوگیری از افزایش بروز سرطان سینه لازم است تدابیری برای اطلاع رسانی و اصلاح سبک زندگی، اتخاذ گردد.

References

1. Fehm T, Ruckhäberle E, Lammert E, Zeeb M. Introduction to Breast Cancer. Principles of Metabolism in Health and Diseases. 2013:379.
2. Bray F, Jemal A, Grey N, Ferlay J, Forman D. Global cancer transitions according to the Human Development Index (2008–2030): a population-based study. The lancet oncology. 2012;13(8):790-801.
3. Akbari M, Abachizadeh K, Khayamzadeh M, Tabatabaee M, Esnaashari F, Motlagh A. Iran cancer report. Cancer Research Center Shahid Beheshti University of Medical Sciences Tehran, Qom: Darolfekr. 2008.
4. Kerenyi NA, Pandula E, Feuer G. Why the incidence of cancer is increasing: the role of 'light pollution'. Medical hypotheses. 1990; 33(2):75-8.
5. RahmatiYamchi M, ZarghamiN,RahbaniNoubar M, Najafipour R, Mobsser M. Correlation between telomerase gene expression and different stages of breast cancer and obesity. 2012;2:35-43.
6. Tehrani M,MohseniS. Case finding and clinical study of obese patients. Iranian Journal of Diabetes and Metabolism. 2013;12(5):393-8.
7. Saki A, Hajianzadeh E, Tehranian N. Evaluation of breast cancer risk factors using analysis of tree models. Journal of Ofogh Danesh.2011;17(1):60-7.
8. Sharif Zadeh G, Hosseni M, Kermani T, Atai M, Akhbari H. Factors associated with breast cancer - a case-control study. Journal of Birjand University of Medical Sciences. 2011;18(3):191-9.
9. Bakhtiari A, Hajian K, Faramarzi M. Examine the relationship between demographic, social and lifestyle in women with breast cancer. Journal of Babol University of Medical Sciences. 2002;9(2):55-62.
10. VahedianShahroodi M, Poorhaji F, Ismaili H, Poorhaji F. The role of physical activity in the prevention of breast cancer. Proceedings of the Eighth Student Conference of Medical Universities in East. 2013;1(1).
11. Kahn HS, Tatham LM, Patel AV, Thun MJ, Heath Jr CW. Increased cancer mortality following a history of nonmelanoma skin cancer. Jama. 1998;280(10):910-2.
12. Arkani M, Safaii A, Karimi K, Arbabi E, Rostami F, et al. Insulin gene polymorphism and colorectal cancer. 2011;13(2):172-176.
13. HolakoueeNaeeni K, Ardalan A, Mahmoudi M, MotovallianA,Yahia Poor Y. study on Risk factors for breast cancer in Mazandaran in 1383. Public Health and Institute of Health Research. 2006;4(1):27-36.
14. Yost K, Perkins C, Cohen R, Morris C, Wright W. Socioeconomic status and breast cancer incidence in California for different race/ethnic groups. Cancer Causes & Control. 2001;12(8):703-11.
15. Snowdon DA, PHILLIPS RL, Choi W. Diet, obesity, and risk of fatal prostate cancer. American journal of epidemiology. 1984;120(2):244-50.
16. Abbastabr H, SoleimaniDodran M, HamidiFard P, Jalilian F, Alvijeh M, Nasir Zadeh M. The Relationship between Breast Cancer and the Most Common Non-contagious Disease Risk Factors: an Ecologic Study. 2012;8(3);369-374.
17. Jafari-Koshki T, Schmid VJ, Mahaki B. Trends of breast cancer incidence in Iran During 2004-2008: A Bayesian space-time model. Asian Pac J Cancer Prev. 2014;15:1557-61.
18. Lawson AB, Browne WJ, Rodeiro CLV. Disease mapping with WinBUGS and MLwiN: John Wiley & Sons; 2003.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

19. Lawson A, Biggeri A, Böhning D, Lesaffre E, Viel J-F, Bertollini R. Disease mapping and risk assessment for public health: John Wiley & Sons; 1999.
20. Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. Annals of the institute of statistical mathematics. 1991;43(1):1-20.
21. Berg A, Meyer R, Yu J. Deviance information criterion for comparing stochastic volatility models. Journal of Business & Economic Statistics. 2004;22(1):107-20.
22. Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. Biometrics. 1987;43(3):671-81.

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

A Comparative Study on Ecological Regression Models in Breast Cancer Risk in Iran, 2005- 2008

Ahmad Haddad Khoshkar [1], Tohid Jafari-Koshki [2], Behzad Mahaki [3]

Original Article

Abstract

Background: Breast cancer is the leading cancer among women in Iran with standardized incidence rate of 28.25. With regard to the aging, increasing cancer trends in Iranian population, the importance, and geographical variations of this cancer, it is necessary to identify regions with high breast cancer incidence. This information on geographical patterns can determine the breat cancer risk factors using advanced statistical methods.

Methods: In the present ecological study, the breast cancer registry data in Iran from 2005 to 2008 was used. We assessed the effect of cigarette smoking, fruit and vegetable consumption, physical activity, overweightness, and socioeconomic status on breast cancer incidence using gamma-poisson, log-normal and Besag, York, and Mollie (BYM) models.

Findings: Total number of registered new breast cancer cases was 25152. Among the fitted models, unadjusted BYM had the best performance. In this model, Isfahan, Yazd, and Tehran had the highest and Sistan-Baluchestan and Chaharmahal- Bakhtiyari had the lowest incidence rate. After confounder's adjustment, the incidence was the highest in Khorasan-Razavi, Lorestan, and Hamadan and the lowest in Ardebil and Kohgiluyeh-Boyerahmad. More results showed that there was positive significant association between the human development index (HDI) and the breast cancer incidence.

Conclusion: The BYM model as the best fitted model in this paper, can use as more applicable model in future. The incidence is generally high in central provinces of Iran. Due to significant relationsip between the human development index (HDI) and breast cancer, it is recommended to take it into account as a risk factor in advanced researches.

Key Words: Disease Mapping, Breast Cancer, Human Development Index, BYM Model

Citation: Haddad Khoshkar A, Jafari-Koshki T, Mahaki B. **A Comparative Study on Ecological Regression Models in Breast Cancer Risk in Iran, 2005- 2008.** J Health Syst Res 2015; 11(3):613-626

Received date: 27.12.2014 **Accept date: 09.06.2015**

1. Department of Biostatistics, School of Health, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran
2. Department of Biostatistics, School of Health, Qom University of Medical Sciences, Qom, Iran
3. Assistant Professor, School of Health, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran (Corresponding Author) Email: Behzad.mahaki@gmail.com

[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

OpenBUGS code for BYM

```
model
{
for (i in 1:m)
{
      # Poisson likelihood for observed counts
      y[i]~dpois(mu[i])
      log(mu[i])<-log(e[i])+alpha+v[i]+u[i]+b1*AFF1[i]+b2*AFF2[i]+b3*AFF3[i]+b4*AFF4[i]+b5*AFF5[i]
      # Relative Risk
      RR_adj[i]<-exp(v[i]+u[i])

      # Prior distribution for the uncorrelated heterogeneity
      v[i]~dnorm(0,tau.v)

}

eps<-1.0E-6

# CAR prior distribution for spatial correlated heterogeneity
u[1:m]~car.normal(adj[],weights[],num[],tau.u)

# Weights
for(k in 1:sumNumNeig)
{
      weights[k]<-1
}

# Improper prior distribution for the mean relative risk in the study region
alpha~dflat()
mean<-exp(alpha)

# Prior on regression coefficients
b1~dnorm(0.0,1.0E-5)
b2~dnorm(0.0,1.0E-5)
b3~dnorm(0.0,1.0E-5)
b4~dnorm(0.0,1.0E-5)
b5~dnorm(0.0,1.0E-5)

# Hyperprior distributions on inverse variance parameter of random effects
tau.u~dgamma(0.5,0.0005)
tau.v~dgamma(0.5,0.0005)

}
```

OpenBUGS code for log-normal model

```
{
for (i in 1:m)
{
      # Poisson likelihood for observed counts
      y[i]~dpois(mu[i])
      log(mu[i])<-log(e[i])+alpha+v[i]+b1*AFF1[i]+b2*AFF2[i]+b3*AFF3[i]+b4*AFF4[i]+b5*AFF5[i]

          # RR_adj
      RR_adj[i]<-exp(v[i])

      # Prior distribution for the uncorrelated heterogeneity
      v[i]~dnorm(0,tau.v)
}

for(k in 1:sumNumNeig)
{
      weights[k]<-1
}
alpha~dflat()
```


[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]

```
mean<-exp(alpha)
# Prior on regression coefficients
b1~dnorm(0.0,1.0E-5)
b2~dnorm(0.0,1.0E-5)
b3~dnorm(0.0,1.0E-5)
b4~dnorm(0.0,1.0E-5)
b5~dnorm(0.0,1.0E-5)

# Hyperprior distributions on inverse variance parameter of random effects
tau.v~dgamma(0.5,0.0005)
```

OpenBUGS code for gamma-poisson model

```
{
for (i in 1:m)
{
    # Poisson likelihood for observed counts
    y[i]~dpois(mu[i])
    log(mu[i])<-log(e[i])+alpha+b1*AFF1[i]+b2*AFF2[i]+b3*AFF3[i]+b4*AFF4[i]+b5*AFF5[i]
    # Relative Risk decomposition
    RR_exp[i]<-exp(b1*AFF1[i]+b2*AFF2[i]+b3*AFF3[i]+b4*AFF4[i]+b5*AFF5[i])
}

# Weights
for(k in 1:sumNumNeig)
{
    weights[k]<-1
}

# Improper prior distribution for the mean relative risk in the study region
alpha~dflat()
mean<-exp(alpha)

# Prior on regression coefficients
b1~dnorm(0.0,1.0E-5)
b2~dnorm(0.0,1.0E-5)
b3~dnorm(0.0,1.0E-5)
b4~dnorm(0.0,1.0E-5)
b5~dnorm(0.0,1.0E-5)
}
```


[Downloaded from hsr.mui.ac.ir on 2026-10-16]