

تحلیل زمان-مکان موارد سل ریوی در استان همدان با استفاده از خطر قابل انتساب جمعیت

میثم الفتی فر^۱، سید مهدی حسینی^۱، مسعود بهرامی^۱، منوچهر کرمی^۲، مسعود پروین^۳

^۱ مرکز پژوهش دانشجویان، دانشگاه علوم پزشکی همدان، همدان، ایران

^۲ دانشیار اپیدمیولوژی، مرکز تحقیقات مدل‌سازی بیماری‌های غیر واگیر و گروه اپیدمیولوژی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی همدان، همدان، ایران

^۳ دانشجوی دندان پزشکی عمومی، مرکز پژوهش دانشجویان، دانشگاه علوم پزشکی همدان، همدان، ایران

نویسنده رابط: منوچهر کرمی، نشانی: دانشگاه علوم پزشکی همدان، دانشکده بهداشت، گروه آمار زیستی و اپیدمیولوژی، کد پستی: ۶۵۱۷۸۳۸۷۳۶؛ شماره تماس: ۰۸۱۳۸۳۸۰۷۵۵

پست الکترونیک: ma.karami@umsha.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۱/۱۸؛ پذیرش: ۹۵/۰۵/۳۰

مقدمه و اهداف: یکی از موارد کاربرد درصد خطر قابل انتساب جمعیت برآورد بار بیماری جمعیت در مواجهه با چند عامل خطر است. این مطالعه به منظور برآورد مقادیر درصد خطر قابل انتساب جمعیت (PAR٪) خوشه‌های زمان مکان موارد سل ریوی در استان همدان اجرا شد.

روش کار: در این مطالعه اطلاعات موارد سل ریوی از معاونت بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی همدان اخذ شد و پس از کشف خوشه‌های معنی‌دار با استفاده از آماره کاوشی زمان-مکان از PAR٪ به منظور تحلیل خوشه‌ها و برآورد دقیق‌تر مکان‌های کشف خوشه استفاده شد.

یافته‌ها: در مجموع ۴ خوشه زمان-مکان اولیه، ۳ خوشه زمان-مکان ثانویه برای موارد سل ریوی و ۹۲ درصد مواردی که وضع مشخصی از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز نداشتند؛ در نواحی مطالعه کشف شد. با وجود تفاوت مکان‌های خوشه‌های کشف‌شده و تفاوت مقادیر PAR٪ منتسب به آن‌ها، دومین خوشه اولیه موارد سل ریوی (متشکل از شهرستان‌های رزن، فامنین و کبودرآهنگ) بیش‌ترین مقدار PAR٪ را داشت که نیازمند توجه بیش‌تری است.

نتیجه‌گیری: وجود خوشه‌های زمانی-مکانی معنی‌دار در استان همدان لزوم استفاده از درصد قابل انتساب جمعیت را به منظور تمایز دقیق‌تر نواحی خوشه‌های کشف‌شده برای اتخاذ معیارهای پیش‌گیری و کنترل از بیماری ضروری می‌سازد. با این حال مطالعه‌های تحلیلی بیش‌تری به منظور کشف عوامل مؤثر بر رخداد موارد سل ریوی نیاز است.

واژگان کلیدی: تحلیل مکانی، درصد قابل انتساب جمعیت، سل ریوی، خوشه‌بندی، همدان

مقدمه

استفاده از سامانه اطلاعات جغرافیایی و روش‌های زمان-مکان ضروری است (۳)؛ چرا که دستیابی به اطلاعات خوشه‌های زمان-مکان اطلاعات مهمی را در رابطه با توزیع بیماری، الگوهای انتقال، عوامل خطر ساز بیماری و ارزیابی خدمات پیش‌گیری در اختیار می‌گذارند (۴-۶). آماره کاوشی فضایی (تعبیه شده در نرم‌افزار SatScan) به‌طور روزافزونی به‌عنوان ابزاری مفید برای کاوش خوشه‌های زمان-مکان و فرموله کردن فرضیه‌های سبب‌شناختی جدید استفاده شده است (۴). این روش برای هر خوشه نسبت درست‌نمایی را محاسبه و با مقدار محاسبه‌شده بر اساس شبیه‌سازی مونت‌کارلو (بر مبنای فرض صفر) آزمون می‌کند (۷).

با این حال این روش در متمایز کردن ناحیه‌های معنی‌دار آماری و بهداشت عمومی زمانی که چند خوشه کشف شود با مشکل

سل به‌عنوان یک تهدید بهداشت عمومی در سراسر دنیا شناخته شده است، که بیش‌تر کشورهای با درآمد کم‌تر را درگیر می‌کند (۱). از طرفی گزارش‌های سازمان جهانی بهداشت نشان از توزیع جغرافیایی متفاوت جغرافیایی سل در نقاط مختلف جهان دارد، که عفونت اچ‌آی‌وی/ایدز (در سال ۲۰۱۵ میلادی از هر سه نفر مبتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز یک نفر به دلیل ابتلا به سل فوت شده است و افراد مبتلا به عفونت اچ‌آی‌وی/ایدز ۲۰-۳۰ برابر بیش‌تر از افراد عادی به سل مبتلا می‌شوند) و مقاومت دارویی (در سال ۲۰۱۴ میلادی به‌طور برآوردی در ۴۸۰۰۰ نفر مقاومت دارویی چندگانه (MDR)^۱ گسترش یافته است) به اهمیت آن افزوده است (۲). بنابراین تشخیص ناحیه‌های جغرافیایی با انتقال مداوم با

^۱ Multi Drug Resistane; MDR

می‌دهد و به‌نوبت روی مختصات هر ناحیه قرار می‌گیرد، شعاع و ارتفاع آن نیز در هر نقطه از صفر تا حد بالای که به‌وسیله پژوهشگر تعیین می‌شود؛ تغییر می‌کند. به‌طوری‌که استوانه‌های بی‌شماری که هر بار مجموعه‌های متفاوتی از داده‌ها را همسایه می‌گیرند؛ تولید می‌کند و برای هر پنجره نسبت درست‌نمایی را برای آزمون فرضیه‌ای که میزان‌های بروز بالا در داخل پنجره نسبت به بیرون آن وجود دارد را برحسب برابری زیر محاسبه می‌کند:

$$I = \left(\frac{c}{EI(c)} \right)^c \left(\frac{C-c}{C-E(c)} \right)^{C-c}$$

که در این فرمول C تعداد کل موارد، C موارد مشاهده‌شده در داخل پنجره، E(c) تعداد مورد انتظار داخل پنجره بر مبنای فرض صفر که برای متغیرهای کمکی^۲ تطبیق شده‌اند. توجه کنید از آنجایی‌که تحلیل وابسته به کل موارد مشاهده‌شده است C-E(c) تعداد مورد انتظار بیرون پنجره هستند. تابع درست‌نمایی برای تمام زمان‌ها و مکان‌های پنجره جستجو ماکزیمم شده و یکی از پنجره‌ها با تابع درست‌نمایی ماکزیمم خوشه اولیه^۳ را شکل می‌دهد، خوشه‌ای که احتمال کمی دارد بر حسب شانس رخ داده باشد. نرم‌افزار نسبت درست‌نمایی محاسبه شده در هر مورد را با مقدار محاسبه شده بر اساس شبیه‌سازی مونت‌کارلو (بر مبنای فرض صفر) آزمون می‌کند و مقدار P-value را با مقایسه رتبه بیش‌ترین نسبت درست‌نمایی به‌دست‌آمده از داده‌ها با بیش‌ترین نسبت درست‌نمایی ناشی از شبیه‌سازی بر اساس فرمول مربوطه^۴ که در آن R رتبه موردنظر و Simulation# مقدار به‌دست‌آمده از شبیه‌سازی است؛ محاسبه می‌کند و در صورت بزرگ‌تر بودن رتبه به‌دست‌آمده از داده‌های واقعی فرض صفر رد می‌شود (۷).

نرم‌افزار خوشه‌های ثانویه را نیز به شیوه مشابه کشف می‌کند. و آن‌ها را بر اساس آزمون آماری نسبت درست‌نمایی آن‌ها دسته‌بندی می‌کند. تقریباً همیشه خوشه دومی وجود خواهد داشت که نسبتاً برابر خوشه‌های اولیه‌اند و تقریباً مقدار درست‌نمایی بالا دارند، از آنجا که کاهش و افزایش حاشیه‌ای اندازه‌های خوشه‌ها نسبت درست‌نمایی را خیلی تغییر نمی‌دهد. بیش‌تر خوشه‌ها از این نوع اطلاعات کمی نشان می‌دهند، اما

مواجهه است، چراکه نمی‌تواند به‌خوبی میان خوشه‌های اولیه و ثانویه تمایز قایل شود. راه‌حل مناسب تر، استفاده از خطر نسبی است که باوجود اهمیت این نسبت از دیدگاه اپیدمیولوژیک نواحی که خطر نسبی چندان بالایی ندارد اما جمعیت در معرض خطر زیادی دارند، را در نظر نمی‌گیرد (۸).

بنابراین استفاده از درصد خطر قابل انتساب (PAR%) با در نظر گرفتن جمعیت در معرض خطر می‌تواند خوشه‌ها را به‌خوبی بر مبنای جمعیت محلی تفسیر کند و در مداخله‌های بهداشت عمومی برای بار بیماری مفید باشد. در این مطالعه از یافته‌های ناشی از آماره کاوشی فضایی برای محاسبه درصد خطر قابل انتساب جمعیت موارد سل ریوی و موارد با وضعیت نامشخص از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز استفاده شد، بنابراین یافته‌های این مطالعه می‌تواند در مشخص کردن ناحیه‌ها و جمعیت‌های در معرض خطر و اتخاذ معیارهای پیش‌گیری و کنترل از بیماری مفید واقع شود.

روش کار

در این مطالعه اطلاعات ۱۰۵۷ بیمار مبتلا به سل شامل (سن، جنس، محل سکونت، تاریخ تشخیص، نوع بیماری و سایر) از معاونت بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی همدان ثبت‌شده در سامانه‌ی مراقبت سل از تاریخ ۸۴/۰۱/۰۱ تا ۹۲/۱۲/۲۹ اخذ شد. سپس با خارج کردن اطلاعات بیماران مبتلا به سل خارج ریوی، اطلاعات ۷۲۱ مورد مبتلا به سل ریوی تحلیل و فایل‌های موردنیاز نرم‌افزار SaTscan بر مبنای آن‌ها ایجاد شد.

به‌منظور کشف خوشه‌های زمانی- مکانی موارد سل ریوی از توزیع پواسون گسسته تعبیه‌شده در نرم‌افزار SaTscan ver ۹.۳ استفاده شد. این شیوه تحلیل نیاز به ۳ فایل مورد، جمعیت و مختصات دارد، برای ساخت فایل‌ها مورد و جمعیت از داده‌های بیماران مبتلا به سل ریوی و اطلاعات جمعیتی شهرستان‌های استان همدان استفاده شد. اطلاعات جمعیتی نیز از سایت مرکز آمار ایران برای ۲ سرشماری ۸۵ و ۹۰ استخراج شد. برای تعیین مختصات مرکز شهرستان‌ها موردنیاز برای ساخت فایل مختصات و رسم نقشه‌ها از سامانه اطلاعات جغرافیایی (GIS)^۱ استفاده شد. پس از وارد نمودن فایل‌های مورد نظر به نرم‌افزار SaTscan پنجره کاوشی (در این حالت استوانه‌ای که شعاع آن مکان و ارتفاع آن زمان) را به مرکزهای تعیین‌شده در کل ناحیه مطالعه اختصاص

^۱ Covariate

^۲ Most likely cluster or primary cluster

^۳
$$P = \frac{R}{1 + \#simulation}$$

^۱ Geographic Information System; GIS

یافته‌ها

خوشه‌های زمانی - مکانی

تحلیل خوشه‌های زمانی مکانی موارد سل ریوی با توزیع پواسون گسسته ۲ خوشه اولیه و یک خوشه ثانویه کشف کرد. در جدول شماره ۱ تعداد شهرستان‌های تشکیل‌دهنده هر خوشه، دوره زمانی، شعاع (کیلومتر)، موارد مشاهده شده، مورد انتظار، خطر نسبی و نسبت درست‌نمایی نشان داده شده است. از ۲ خوشه اولیه، نخستین خوشه متشکل از شهرستان‌های اسدآباد، بهار توپسرکان، و نهاوند بود. خوشه دوم نیز شامل شهرستان‌های رزن، فامنین و کبودرآهنگ بود. خوشه ثانویه نیز متشکل از ۳ شهرستان ملایر، توپسرکان و نهاوند بود. در میان مبتلایان به سل ریوی ۶۶۶ مورد (۹۲ درصد) از کل ۷۲۱ مورد وضع نامشخصی از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز داشتند؛ در این حالت آنالیز زمانی- مکانی با توزیع پواسون گسسته نیز ۲ خوشه اولیه و دو خوشه ثانویه کشف کرد. نخستین خوشه اولیه متشکل از شهرستان‌های اسدآباد، بهار و توپسرکان بود و خوشه دوم متشکل از شهرستان‌های کبودرآهنگ، بهار و رزن بود. نخستین خوشه ثانویه نیز متشکل از دو شهرستان فامنین و رزن بود و خوشه دوم نیز از سه شهرستان ملایر، توپسرکان و نهاوند تشکیل شده بود.

خطر قابل انتساب خوشه‌ها

هرچند که مقدارهای PAR٪ هر ۳ خوشه زمانی- مکانی اولیه و ثانویه کشف شده موارد سل ریوی بیش‌تر از ۲/۵ است. با این حال دومین خوشه اولیه (متشکل از ۳ شهرستان رزن، فامنین و کبودرآهنگ) با RR برابر با ۳/۰۸ بیش‌ترین مقدار خطر قابل انتساب را در میان کل خوشه‌ها دارد PAR= ۱۴/۸۶٪ (جدول شماره ۱، شکل ۱ الف) که می‌تواند بیان‌گر تشابه نسبی عوامل مؤثر بر رخداد سل ریوی در این ناحیه‌ها و تفاوت با دیگر نواحی داشته باشد. همان‌طور که در جدول شماره ۱ و شکل ۱ پ نشان داده شده در میان کل خوشه‌های کشف شده در مبتلایان به سل ریوی با وضع نامشخص از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز نیز مقدار PAR٪ بیش‌تر از ۱/۵ است. با این حال، نخستین خوشه ثانویه RR نسبتاً بالاتر و متقابلاً PAR٪ بیش‌تری دارد و دومین خوشه ثانویه نیز کم‌ترین مقدار PAR٪ را در میان تمام خوشه‌های کشف شده دارد (جدول شماره ۱ و شکل شماره ۱ ت).

وجود آن‌ها به این معنی است که هر چند مشخص کردن مکان کلی یک خوشه امکان‌پذیر است، اما حاشیه‌های دقیق آن می‌تواند مبهم باقی بماند (۷).

همان‌طور که بیان شد، در این مطالعه از توزیع پواسون گسسته برای کشف خوشه‌های زمان مکان موارد سل ریوی تطبیق شده بر حسب سن و جنس در استان همدان برای سال‌های ۹۲-۱۳۸۴ استفاده شد. هر چند که خوشه‌بندی زمانی- مکانی و صرفاً مکانی موارد سل ریوی برای سال‌های یاد شده در مقاله دیگری توسط پژوهشگر و همکاران (۹) مورد بررسی قرار گرفته است، در این مطالعه با امکان دسترسی به نقشه‌های جدیدتر موارد سل ریوی واقع در شهرستان فامنین (۱۲ مورد) نیز وارد مطالعه شدند. زیرا در مطالعه قبلی امکان دسترسی به نقشه مناسب وجود نداشت، علاوه بر این، خوشه‌های زمان مکان موارد سل ریوی که وضع مشخصی از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز نداشتند؛ به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفت. سپس به‌منظور درک کامل‌تر از الگوی جغرافیایی بیماری و ضرورت متمایز کردن نواحی کشف‌شده خوشه‌های اولیه و ثانویه از فرمول زیر برای محاسبه درصد خطر قابل انتساب استفاده شد (۱۰):

$$PAR \% = \frac{P_E (RR_E - 1)}{P_E (RR_E - 1) + 1} * 100$$

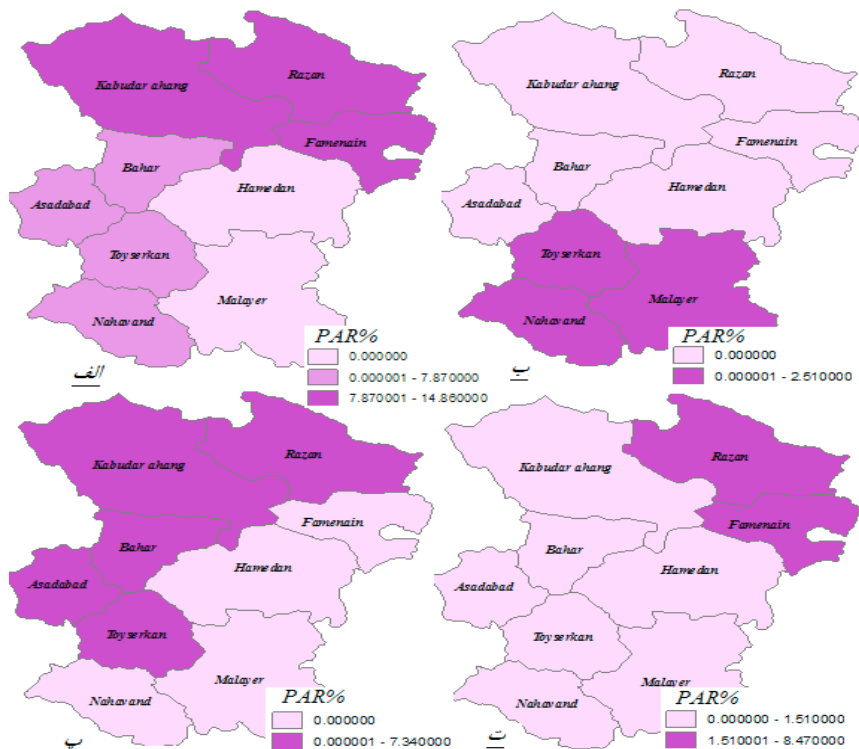
در این فرمول نسبت کل موارد مبتلای جمعیت است که از تقسیم نمودن موارد مشاهده شده در هر خوشه بر جمعیت مکان‌های کشف همان خوشه با توجه به بازه زمانی خوشه موردنظر محاسبه می‌شود و RR نسبت خطر بیماری مرتبط با مواجهه است که از یافته‌های نرم‌افزار SaTscan با توزیع پواسون گسسته اخذ می‌شود. مقدار RR برای هر خوشه با توجه فرمول زیر از پارامترهای نسبت درست‌نمایی محاسبه می‌شود:

$$RR = \frac{C}{EI(C)} \bigg/ \frac{C - c}{C - E(c)}$$

مقدارهای بزرگ‌تر از صفر برای نسبت PAR٪ به این معنی است که اگر ناحیه‌های کشف‌شده وضع مشابهی نسبت به سایر ناحیه‌ها داشتند؛ درصد مشخصی از بیماری قابل پیش‌گیری بود و مقدارهای منفی برای PAR٪ به معنی وجود عوامل محافظت‌کننده و نبود عوامل خطر است.

جدول شماره ۱- خوشه‌های زمان-مکان معنی‌دار اولیه و ثانویه کل موارد سل ریوی و مواردی که وضع مشخصی از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز ندارند با توزیع پواسون گسسته (تطبیق شده برای سن و جنس)

| مشخصه خوشه | تعداد شهرستان | شعاع (کیلومتر) | دوره زمانی | مقدارهای مشاهده شده | مقدارهای مورد انتظار | خطر نسبی | نسبت درست‌نمایی | درصد خطر قابل انتساب جمعیت |
|--|---------------|----------------|------------|---------------------|----------------------|----------|-----------------|----------------------------|
| کل موارد سل خوشه‌های اولیه | | | | | | | | |
| ۱ | ۴ | ۶۴/۹۹ | ۱۳۸۶*۱۳۸۹ | ۱۱۳ | ۴۴/۸۷ | ۲/۸۰ | ۳۹/۷۹۱۳ | ۷/۸۷ |
| ۲ | ۳ | ۵۴/۱۹ | ۱۳۸۹*۱۳۹۲ | ۷۹ | ۲۷/۶۶ | ۳/۰۸ | ۳۳/۵۱۷۶ | ۱۴/۸۶ |
| خوشه‌های ثانویه | | | | | | | | |
| ۱ | ۳ | ۵۱/۸۰ | ۱۳۸۶*۱۳۸۹ | ۱۰۶ | ۶۶/۷۹ | ۱/۶۹ | ۱۰/۹۴۸۸ | ۲/۵۱ |
| موارد سل با وضع نامشخص از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز | | | | | | | | |
| خوشه‌های اولیه | | | | | | | | |
| ۱ | ۳ | ۳۸/۲۰ | ۱۳۸۶*۱۳۸۹ | ۷۵ | ۳۰/۴۶ | ۲/۶۵ | ۲۴/۶۳۸۹ | ۷/۳۴ |
| ۲ | ۳ | ۵۴/۱۹ | ۱۳۸۷*۱۳۹۰ | ۹۴ | ۴۵/۹۲ | ۲/۲۲ | ۲۱/۱۷۷۰ | ۶/۱ |
| خوشه‌های ثانویه | | | | | | | | |
| ۱ | ۲ | ۴۲/۶۵ | ۱۳۸۶*۱۳۸۹ | ۳۴ | ۱۱/۸۴ | ۲/۹۷ | ۱۴/۰۹۱۹ | ۸/۴۷ |
| ۲ | ۳ | ۵۱/۸۰ | ۱۳۸۶*۱۳۸۹ | ۱۰۰ | ۷۲/۹۶ | ۱/۴۴ | ۵/۱۱۳۹ | ۱/۵۱ |



شکل شماره ۱- درصد خطر قابل انتساب جمعیت (PAR%) برای کل موارد سل ریوی (الف- دو خوشه اولیه، ب- خوشه ثانویه) و مواردی که وضع مشخصی از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز نداشتند (پ- دو خوشه اولیه، ت- دو خوشه ثانویه)

بحث

مقایسه با خطر نسبی و خطر مطلق در نظام سلامت کم‌تر مورد استفاده قرار گرفته است (۸).

یکی از مهم‌ترین محدودیت‌های این مطالعه، عدم استفاده از آماره کاوشی انعطاف‌پذیر است؛ چرا که روش مورد استفاده در نرم‌افزار SaTScan از پنجره دایره‌ای برای کشف خوشه‌ها استفاده می‌کند؛ بنابراین به‌خوبی قادر به کشف خوشه‌های غیر دایره‌ای نیست (۱۲). محدودیت دیگر این مطالعه عدم دسترسی به سایر عوامل تأثیرگذار بر خوشه‌های کشف‌شده با وجود تطبیق برای سن و جنس بود. بنابراین مطالعه‌های بیش‌تری به‌منظور کشف و بررسی عوامل زمینه‌ای تأثیرگذار بر مکان‌های کشف خوشه ضروری است. چرا که در مطالعه‌های مختلفی به توزیع جغرافیایی متفاوت سل با توجه به عوامل محیطی، عوامل اجتماعی-اقتصادی، عوامل میزبانی و میکروبی پرداخته شده که از این دست مطالعه‌ها در استان همدان می‌توان به مطالعه نجفی وثوق و همکاران (۱۳) اشاره نمود، که ارتباط آماری معنی‌داری را بین محل سکونت و سن مبتلایان با نوع سل نشان دادند. از مطالعه‌های انجام شده در سایر نقاط ایران نیز به‌عنوان نمونه می‌توان به ۲ مطالعه زیر اشاره نمود: رفیعی و همکاران (۱۴) در یک مطالعه مبتنی بر جمعیت در شمال ایران نشان دادند که فراوانی موارد سل ریوی اسمیر منفی در مردان و فراوانی موارد سل خارج ریوی در زنان بیش‌تر بود. طاهر قاسمی و همکاران (۱۵) نشان دادند که خطر بالای عفونت سلی با عوامل مختلف میزبانی و محیطی (سن، جنس، محل سکونت، شرایط جغرافیایی، شلوغی خانوار و شرایط بهداشتی و مصالح ساختمانی خانه بیماران) مرتبط است. در سایر نقاط جهان نیز ارتباط سل با عوامل اثرگذار متعددی بررسی شده است (۱۶-۲۰). علاوه بر این، مطالعه دیگری در استان همدان با هدف تعیین دوره زمانی منفی شدن اسمیر خلط بیماران و عوامل مؤثر بر آن طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۵ انجام شده است (۲۱).

با وجود محدودیت‌های یادشده، بنا بر اطلاعات نویسندگان این مطالعه یکی از محدود مطالعات انجام شده در زمینه سل در ایران و سایر نقاط جهان است، که می‌تواند پایه طراحی مطالعه‌های سبب‌شناختی و تحلیلی بیش‌تر و ارزیابی اقدامات انجام شده بهداشت عمومی در مناطق کشف خوشه‌های با PAR بالا باشد. چرا که درصد خطر قابل انتساب جمعیت در تمام زمینه‌های سلامت عمومی و پزشکی بالینی به‌ویژه در رابطه با سؤال مطرح در زمینه تأثیر بالقوه اجرای برنامه‌های پیش‌گیری

در این مطالعه ۳ شهرستان رزن، فامنین و کبودآهنگ که تشکیل دهنده خوشه شماره ۲ در مبتلایان به سل ریوی هستند (جدول شماره ۱ و شکل ۱ الف) دارای بیش‌ترین خطر قابل انتساب در میان تمام خوشه‌ها بودند، که باید مورد توجه بیش‌تری قرار گیرد. از طرفی خوشه یاد شده در فاصله سال‌های ۹۲-۱۳۸۹ واقع شده که خود می‌تواند به حساسیت توجه به ناحیه‌های یاد شده می‌افزاید؛ چرا که شهرستان فامنین در فاصله سال‌های ۸۹-۱۳۸۸ به‌عنوان شهرستان از استان همدان جدا شد و بازه زمانی سایر خوشه‌های کشف شده تقریباً طی سال‌های ۸۹-۱۳۸۶ است (جدول شماره ۱). دومین خوشه ثانویه در مبتلایان به سل ریوی با وضع نامشخص از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز که از ۳ شهرستان ملایر، تویسرکان و نهاوند تشکیل شده است؛ در فاصله سال‌های ۸۹-۱۳۸۶ کم‌ترین مقدار خطر قابل انتساب را در میان کل خوشه‌ها داشت (جدول شماره ۱ و شکل شماره ۱ ت). شاید بتوان این‌گونه فرض نمود که در هر خوشه عوامل زمینه‌ای و عوامل مؤثر مشترکی وجود دارد؛ به‌طوری‌که اگر بتوان میزان‌های بروز خوشه با بیش‌ترین مقدار خطر قابل انتساب را به سمت مقدارهای متوسط (با استفاده از فعالیت‌های ارتقای سلامت و پیش‌گیری از بیماری) کاهش داد؛ کاهش چشم‌گیری در تعداد موارد رخ می‌دهد. از طرفی وضع ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز در ۰/۹۲ درصد از مبتلایان به سل ریوی مشخص نیست، که می‌تواند نشان‌گر ضعف سامانه‌ی مراقبت در غربال کردن مبتلایان به سل از نظر ابتلا به اچ‌آی‌وی/ایدز یا عدم همکاری بیماران با مجریان سلامت به خاطر ترس و انگ اجتماعی اچ‌آی‌وی/ایدز است. با توجه به اپیدمی جدید سل/اچ‌آی‌وی نیاز به توجه ویژه دارد.

مطالعه‌های مشابه که از ترکیب ۲ روش یاد شده به‌منظور کشف خوشه‌ها و عوامل تأثیرگذار بر نظام سلامت استفاده کرده‌اند؛ نیز بر استفاده از این روش تأکید داشتند؛ به‌طوری‌که در مطالعه‌ای که Yuhui و همکاران (۱۱) به‌منظور تحلیل زمان مکان موارد سرخک نوزادی انجام دادند؛ این روش را روشی بسیار مناسب در تحلیل خوشه‌های چندگانه و ترکیب با روش‌های مرسوم کشف خوشه دانستند. در مطالعه‌ای که Yiannakoulis با استفاده از درصد خطر قابل انتساب جمعیت به‌منظور کشف خوشه‌های جغرافیایی انجام داد نیز بر کارایی و مزیت‌های ترکیب ۲ روش تأکید دارد و نتیجه گرفت که با وجود معروف بودن خطر قابل انتساب در

ناحیه‌های خوشه‌های کشف شده برای برنامه‌ریزی اقدامات پیش‌گیری و کنترل از بیماری ضروری می‌سازد. با این وجود، مطالعه‌های تحلیلی بیش‌تری به‌منظور کشف عوامل مؤثر بر رخداد موارد سل ریوی نیاز است.

تشکر و قدردانی

نویسندگان از مرکز پژوهش دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی همدان به خاطر حمایت مالی از این مطالعه تشکر و قدردانی به عمل می‌آورند.

دارای مفهومی بسیار مهم است (۲۲) و ترکیب آن با یافته‌های حاصل از آماره کاوشی زمان مکان در این مطالعه، می‌تواند به‌عنوان روشی بسیار مناسب در پایش نظام سلامت در دست‌یابی به اهداف از پیش تعیین‌شده کنترل و پیش‌گیری از بیماری و اولویت‌بندی اقدام‌های آتی استفاده شود.

نتیجه‌گیری

وجود خوشه‌های زمانی- مکانی معنی‌دار در استان همدان لزوم استفاده از درصد قابل انتساب جمعیت را به‌منظور تمایز دقیق‌تر

منابع

1. Sia IG, Wieland ML, editors. Current concepts in the management of tuberculosis. Mayo Clinic Proceedings; 2011: Elsevier.
2. Tuberculosis [updated March 2016; cited 2016 3 April]. Available from: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs104/en/>.
3. Nunes C. Tuberculosis incidence in Portugal: spatiotemporal clustering. International Journal of Health Geographics. 2007; 6: 23-30.
4. Gomez-Barroso D, Varela C, Ramis R, Del Barrio J, Simon F. Space-time pattern of hepatitis A in Spain, 1997-2007. Epidemiology and Infection. 2012; 140: 407-16.
5. Randremanana RV, Sabatier P, Rakotomanana F, Randriamanantena A, Richard V. Spatial clustering of pulmonary tuberculosis and impact of the care factors in Antananarivo City. Tropical Medicine & International Health. 2009; 14: 429-37.
6. Roza DLd, Caccia-Bava MdCG, Martinez EZ. Spatiotemporal patterns of tuberculosis incidence in Ribeirão Preto, State of São Paulo, southeast Brazil, and their relationship with social vulnerability: a Bayesian analysis. Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical. 2012; 45: 607-15.
7. Kulldorff M. SaTScanTM User Guide for version 9.3 2014. Available from: <http://www.satscan.org/>
8. Yiannakoulis N. Using population attributable risk to understand geographic disease clusters. Health & place. 2009; 15: 1142-8.
9. Olfatifar M, Karami M, Hosseini SM, Parvin M. Clustering of Pulmonary Tuberculosis in Hamadan Province, western Iran: A Population Based Cross Sectional Study (2005-2013). Journal of Research in Health Sciences. 2016; 16: 166-9.
10. Moyses S, F.javier N. Measuring Associations Between Exposures. Epidemiology beyond the basic. London and Boston: Jones and Bartlett; 2007. 86-7.
11. Zhu Y, Xu Q, Lin H, Yue D, Song L, Wang C, et al. Spatiotemporal Analysis of Infant Measles Using Population Attributable Risk in Shandong Province, 1999-2008. PloS one. 2013; 8: e79334.
12. Kunihiro T, Tetsuji Y, Toshiro T. FleXScan User Guide for version 3.1. Japan: National Institute of Public Health; 2010. Available from: http://www.niph.go.jp/soshiki/gijutsu/index_e.html.
13. Najafi Vosogh R, Roshanaei G, Khazaei S, Safari M, Zahiri A, Bothaei J. Study of Tuberculosis epidemiology and its affected factors in Hamadan province, during the years 2007-2013. Pajouhan Scientific Journal. 2015; 14: 64-71.
14. Rafiee S, Besharat S, Jabbari A, Golalipour F, Nasermoadeeli A. Epidemiology of tuberculosis in northeast of Iran: a population-based study. Iranian Journal of Medical Sciences. 2015; 34: 193-7.
15. Taher-Ghasemi Y, Nikokar I, Yazdanbakhsh AR, Sedigh Ebrahim-Saraie H, Vakili Sadeghi R, Rajabi A. Associations Between Socio-Environmental Determinants and the Risk of Pulmonary Tuberculosis in Guilan, Iran. Arch Clin Infect Dis. 2016; 11: e30217.
16. Zhong-Wei J, Xiao-Wei J, Yun-Xi L, Christopher D, Feng C, Chang-Sheng C, et al. Spatial Analysis of Tuberculosis Cases in Migrants and Permanent Residents, Beijing, 2000-2006. Emerging Infectious Disease journal. 2008; 14: 1413-9.
17. Shetty N, Shemko M, Vaz M, D'Souza G. An epidemiological evaluation of risk factors for tuberculosis in South India: a matched case control study. The international journal of tuberculosis and lung disease : the official journal of the International Union against Tuberculosis and Lung Disease. 2006; 10: 80-6.
18. Maciel EL, Golub JE, Peres RL, Hadad DJ, Favero JL, Molino LP, et al. Delay in diagnosis of pulmonary tuberculosis at a primary health clinic in Vitoria, Brazil. The international journal of tuberculosis and lung disease: the official journal of the International Union against Tuberculosis and Lung Disease. 2010; 14: 1403-10.
19. Hill PC, Jackson-Sillah D, Donkor SA, Otu J, Adegbola RA, Lienhardt C. Risk factors for pulmonary tuberculosis: a clinic-based case control study in The Gambia. BMC public health. 2006; 6: 150-6.

20. Chan-yeung M, Yeh AG, Tam CM, Kam KM, Leung CC, Yew WW, et al. Socio-demographic and geographic indicators and distribution of tuberculosis in Hong Kong: a spatial analysis. *The international journal of tuberculosis and lung disease : the official journal of the International Union against Tuberculosis and Lung Disease.* 2005; 9: 1320-6.
21. Khazaei S, Kousehlou Z, Karami M, Zahiri A, Bathaei J. Time to Sputum Conversion among Patients with Smear-Positive Pulmonary Tuberculosis and its Determinants: A Retrospective Cohort Study in Hamadan Province, Iran. *Iranian Journal of Epidemiology.* 2013; 9: 32-40.
22. Gordis L. More on risk: Estimating the Potential for Prevention. *Epidemiology.* Fifth Edition ed. Philadelphia: Saunders; 2014. 230-7.

Spatiotemporal Analysis of Pulmonary Tuberculosis in Hamadan Province Using Population Attributable Risk

Olfatifar M¹, Hosseini SM¹, Bahrami M¹, Karami M², Parvin M³

1- Student Research Committee, Hamadan University of Medical Sciences, Hamadan, Iran

2- PhD, Modeling of Non-Communicable Diseases Research Center, Hamadan University of Medical Sciences, Hamadan, Iran

3- DDS Student, Student Research Committee, Hamadan University of Medical Sciences, Hamadan, Iran

Corresponding author: Karami M, ma.karami@umsha.ac.ir

(Received 6 April 2016; Accepted 20 August 2016)

Background and Objectives: One of the applications of population attributable risk percent (PAR%) is to estimate the disease burden in a population exposed to several risk factors. Therefore, this study was conducted to estimate the PAR% of the space-time clusters of pulmonary tuberculosis.

Methods: In this study, the data of pulmonary TB cases were obtained from the health department of Hamadan University of Medical Sciences. After detecting significant clusters using the spatiotemporal scan statistic, PAR% was used to analyze the clusters and to detect the location of clusters more accurately.

Results: Four primary space-time clusters and three secondary spatiotemporal clusters were detected for patients with pulmonary tuberculosis and 92% of the patients who did not have a clear state in term of HIV infection. Despite differences in the location of clusters and PAR% attributed to them, the second primary cluster of pulmonary tuberculosis cases (consisting of the cities of Razan, Famenain and Kabudrahang) had the highest amount of PAR% that needs more attention.

Conclusion: The presence of significant spatiotemporal clusters in Hamadan highlights the necessity of the use of PAR% to distinguish cluster areas and to implement prevention and control policy. However, more analytical studies are needed to detect the determinants of the occurrence of pulmonary TB.

Keywords: Spatial analysis, Population attributable risk, Pulmonary tuberculosis, Clustering