

引用格式:张湘雪,王丽,尹礼唱,等.京津唐地区HFMD时空变异分析与影响因子探测[J].地球信息科学学报,2019,21(3):398-406. [Zhang X X, Wang L, Yin L C, et al. Spatial-temporal variation analysis and risk determinants of hand, foot and mouth disease in Beijing-Tianjin-Tangshan, China[J]. Journal of Geo-information Science, 2019,21(3):398-406.] DOI:10.12082/dqxxkx.2019.180517

京津唐地区 HFMD 时空变异分析与影响因子探测

张湘雪^{1,2}, 王 丽^{3*}, 尹礼唱¹, 徐成东², 李 霞¹, 刘杨^{4,5}

1. 长安大学地球科学与资源学院, 西安 710054; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所 资源与环境信息系统国家重点实验室, 北京 100101; 3. 河南大学环境与规划学院, 开封 475004; 4. 贵州科学院, 贵阳 550001; 5. 国家食品安全风险评估中心, 北京 100022

Spatiotemporal Variation Analysis and Risk Determinants of Hand, Foot and Mouth Disease in Beijing-Tianjin-Tangshan, China

ZHANG Xiangxue^{1,2}, WANG Li^{3*}, YIN Lichang¹, XU Chengdong², LI Xia¹, LIU Yang^{4,5}

1. The School of Earth Science and Resources, Chang'an University, Xi'an 710054, China; 2. State Key Laboratory of Resources and Environmental Information System, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China; 3. The College of Environment and Planning of Henan University, Kaifeng 475004, China; 4. Guizhou Academy of Sciences, Guiyang 550001, China; 5. China National Center for Food Safety Risk Assessment, Beijing 100022, China

Abstract: Hand, foot and mouth disease (HFMD) is a common infectious childhood disease. In recent years, the number of cases of HFMD in China has increased rapidly, and has received increasing attention. Although there are many related studies, only a few studies focus on the spatiotemporal heterogeneity of HFMD incidence and quantify the association between meteorological factors, socioeconomic variables, and HFMD incidence. Geodetector and Bayesian space-time hierarchical models were applied to analyze the spatiotemporal heterogeneity of the HFMD incidence from 2009 to 2013 within the Beijing-Tianjin-Tangshan region. These were used to quantify the determinant power of meteorological factors, socioeconomic variables, and the interactions between two of these factors. The Geodetector method has the axiom that if an explanatory variable (x) determined an explained variable (y), the explained variable would exhibit a spatial distribution similar to that of the explanatory variable. This method has been widely used to measure the determinant power of potential explanatory variables. The Bayesian space-time hierarchical model has the potential to show the spatiotemporal variation of a geographic phenomenon. The results showed that: (1) the highest incidence of HFMD occurred in late spring and summer (May to July), and the lowest incidence occurred in winter (December to February). (2) Spatial heterogeneity existed. In particular high risks areas were mainly concentrated in areas of high economic development. The population density and proportion of the tertiary industry determinants, play a lead role in contributing to the spatial heterogeneity of HFMD incidence (q values of 0.35 and 0.28, respectively, as calculated by GeoDetector). (3) The main meteorological factors affecting the temporal heterogeneity of HFMD incidence were average temperature, cumulative precipitation, and relative humidity (with a determinant powers

收稿日期:2018-10-14;修回日期:2018-12-20.

基金项目:资源与环境信息系统国家重点实验室自主创新项目(O88RA205YA、O88RA200YA);公益性科研专项(GYHY20140616).

[**Foundation items:** Innovation Project of LREIS (O88RA205YA、O88RA200YA); Special Scientific Research Fund of Public Welfare Profession of China, No.GYHY20140616.]

作者简介:张湘雪(1993-),女,河南周口人,硕士生,主要从事空间分析与统计研究。E-mail: zxx@lreis.ac.cn

*通讯作者:王 丽(1981-),女,河南周口人,博士后,主要从事公共健康与区域发展研究。E-mail: wangli@lreis.ac.cn

calculated by GeoDetector of 0.38, 0.27 and 0.13, respectively). Additionally, the interactions were greater than the independent effects between socioeconomic variables or meteorological factors. For example, the interaction of average temperature and relative humidity, average temperature and precipitation, average temperature and wind speed were 0.43, 0.40 and 0.42, respectively. The interaction of population density and proportion of the tertiary industry was 0.55. This result presented the strongest correlation with HFMD incidence. Temperature and relative humidity were also dominant factors influencing the spatiotemporal transmission of HFMD, along with areas of high economic development with high population density. This study provides a theoretical basis for the prevention and control of HFMD by detecting the spatiotemporal heterogeneity of the HFMD incidence and quantifying the impact factors within the study region.

Key words: Hand, foot, and mouth disease; GeoDetector; spatiotemporal heterogeneity; determinant power; meteorological factors

***Corresponding author:** WANG Li, E-mail: wangli@reis.ac.cn

摘要:手足口病(HFMD)是一种多发于儿童的常见传染病。近年来,中国 HFMD 发病人数逐年上升,疾病疫情也日益受到社会广泛关注。虽已有不少相关研究,但对于探测其时空异质性及量化潜在影响因子解释力的研究仍然较少。本文采用地理探测器及贝叶斯时空层次模型,对 2009–2013 年京津唐地区 HFMD 发病率的时空异质性进行分析,并量化各影响因子及其两两交互作用对 HFMD 发病率的解释力。结果表明:① HFMD 的相对风险存在时间异质性,其发病风险在春夏季(5–7月)达到峰值,而冬季(12–次年2月)发病风险最低;② HFMD 的相对风险存在空间异质性,在经济发达的地区 HFMD 发病率较高;③ 影响 HFMD 发病率时间异质性的主要气象因子为平均温度、累积降水、相对湿度,解释力分别为 0.38, 0.27, 0.13, 且交互作用都大于独自影响的作用,如平均温度和相对湿度、平均温度和降水,平均温度和风速两两交互的解释力分别为 0.43, 0.40, 0.42。通过研究京津唐地区 HFMD 发病率的时空异质性以及影响因子的量化状况,为本地区 HFMD 的预防和控制提供理论依据。

关键词:手足口病;地理探测器;时空异质性;解释力;气象因子

1 引言

HFMD 大多是由肠道病毒 Enterovirus 71 (EV71)、柯萨奇病毒 A16 (CV-A16)引起的常见的儿童传染病^[1]。发病症状多见:发热;多部位现皮疹、溃疡,如手、脚、口部;少数病例可能会迅速发展为严重的神经系统疾病或引起致命性的并发症^[2–3]。

迄今为止, HFMD 已在全球各地多次爆发,其中亚太地区是主要流行地区之一,如新加坡^[4]、越南^[5]、泰国^[6]、日本^[7]、澳大利亚^[8]和中国^[1]都曾多次经历疫情爆发的情况。2007 年和 2008 年初,中国经历了几次严重疫情后,强化了国家监测系统,并于 2008 年 5 月将其纳入丙类传染病^[9]。考虑到它对儿童健康的威胁及其在继脊髓灰质炎后,成为肠道病毒相关疾病的主要诱因,因此加强 HFMD 的规范化预防控制刻不容缓。

目前大多数研究证实了 HFMD 风险具有时间异质性,并将其归因于气象因子。然而,在不同的研究中,气象因子对手足口病有不同的影响。例如,在中国北方, HFMD 发病率在 6 月达到峰值(单峰),而在中国南方,则在 5 月和 9–10 月各出现一次

峰值(双峰)^[11]。在新加坡,研究表明 3 月或 5 月可观测到 HFMD 发病率的峰值(双峰)^[4]。此外,一项越南的研究表明,手足口病发病率在温暖的春季(3–5 月)和冬季(9–12 月)各出现一次年度峰值^[5]。近年来,人们越来越关注于探索气象因子对 HFMD 发病率时间异质性的影响,如平均气温,相对湿度,累积降水量和平均风速^[4,10–11]。而且不同地理区域的气候条件,人口特征和卫生条件的多样性也可能是导致不同区域内手足口病发病风险出现峰值的月份不一致的原因。

与此同时,一些研究证实了 HFMD 风险具有空间异质性。研究表明,其与社会经济因子密切相关,如人口密度,地理环境,社会经济状况和基础设施等。例如, Yan 等^[12]的研究结果表明城市地区的 HFMD 发病率要明显高于农村地区,并证明其与距离高速公路的远近和人均 GDP 等风险因素有密切关系; Hu 等^[13]采用地理加权回归方法得出儿童人口密度可以解释中国 2912 个县 HFMD 月累计发病率变异的 56%; Cao 等^[14]的研究结果表明地理环境要素如人口密度、NDVI、医院密度与 HFMD 发病风险有显著关系。且不同地区的社会经济条件、基础设

施的完备性、医疗设施与资源等存在差异,这些差异也会影响HFMD的传播和发病^[9]。

近年来,关于HFMD的研究主要使用的方法有地理加权回归^[13]、空间扫描统计^[15]、广义相加模型^[16]等。这些方法主要侧重在时间或空间上分别探测潜在驱动因子对HFMD发病率的影响,但对于量化各影响因子及其两两交互作用对HFMD的解释力及时空的分层异质性尚未深入研究。而地理探测器和贝叶斯时空层次模型在分析疾病的时空异质性和量化影响因子解释力方面有着不可替代的优势。因此,本研究采用贝叶斯时空层次模型对京津唐地区HFMD发病率的时空异质性进行分析,并由地理探测器模型量化影响因子的解释力及其交互作用。

2 研究区概况、数据来源与研究方法

2.1 研究区概况

京津唐地区位于华北平原东北部,包括北京市、天津市、唐山市和廊坊市(图1),是中国人口基数最多、人口流动最多的地区之一。该地区地貌类型多样,以山地、平原为主,属于大陆性季风气候,年均温为12℃。且降水主要集中在夏季(6-8月),占全年降水量的68.7%。京津唐地区是中国HFMD发病率最高的地区之一^[15,17]。

2.2 基础数据

研究区包括京津唐地区的49个区县,采用的数据是2009年1月至2013年12月京津唐地区各区县

的HFMD发病数据。另外,用于探测影响HFMD季节性的气象因子,包括平均温度/(℃)、相对湿度/%、风速/(m/s)和降水量/mm(图2)。用于探测影响HFMD空间异质性的社会经济因子数据涵盖研究区的经济发展状况,如人口密度、人均生产总值(GDP)、第二产业比重和大三产业比重。本文基于以上所选取的气象因子和社会经济因子对京津唐地区的手足口病的时空异质性进行研究(表1)。

2.3 贝叶斯时空层次模型

贝叶斯时空层次模型(BSTHM)用于分析疾病的时间趋势和空间分布格局,解决可能出现在时间和空间上的方差非齐次问题^[18]。此外,其充分利用样本信息、先验信息来估计时空参数的后验分布,使结果更稳健,置信度更高。

考虑到HFMD发病数属于计数数据,且各区县发病率完全不同,会存在过度散布的情况,因此本文采用参数为 n_{it} 和 u_{it} 的泊松分布来模拟数据,即 y_{it} 为 $i(i=1,2,\dots,49)$ 区县在 $t(t=1,2,\dots,60)$ 月的病例数, n_{it} 为 i 区县 t 月的风险人群数,公式如下:

$$y_{it} \sim \text{Poisson}(n_{it}, u_{it}) \quad (1)$$

$$\log(u_{it}) = \alpha + s_i + (b_0 t^* + v_i) + b_{1i} t^* + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: u_{it} 表示 i 区县和 t 月的HFMD潜在风险。 α 表示研究期内京津唐地区总体疾病风险的固定效应。 s_i 描述 i 区县研究期内HFMD发病率的空间相对风险。 $(b_0 t^* + v_i)$ 由线性趋势 $b_0 t^*$ 和随机效应 v_i 组成,表示研究区的总体时间变化趋势。 $t^* = t - t_{\text{mid}}$ 表示相对于研究中期 t_{mid} 的时间跨度。 $b_{1i} t^*$ 表示研究

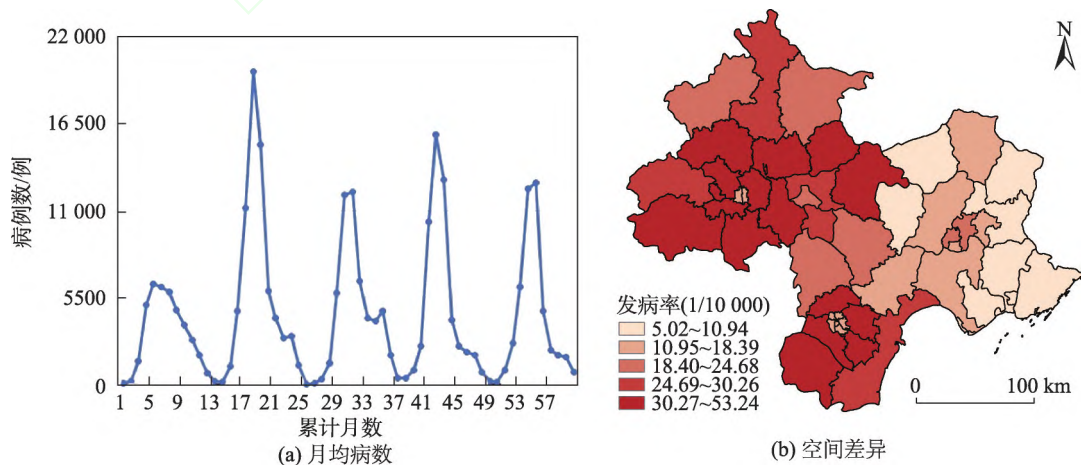


图1 2009-2013年京津唐地区HFMD月均疾病数及空间差异

Fig. 1 Spatial differences in HFMD and number of cases per month in the Beijing-Tianjin-Tang area from 2009 to 2013

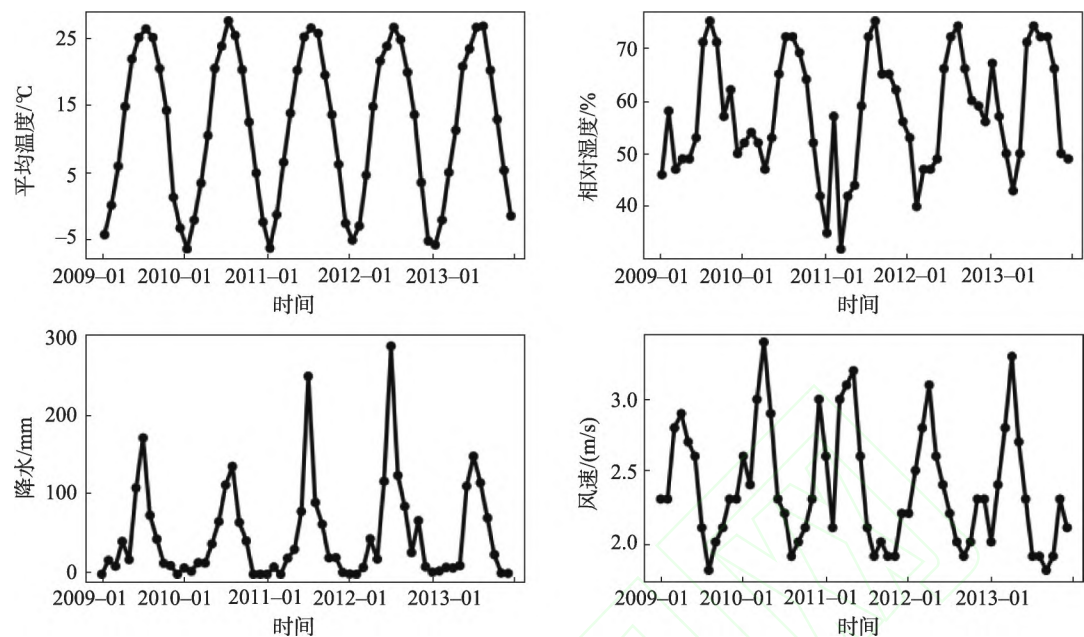


图2 2009–2013年京津唐地区气象因子的时间变化

Fig. 2 Temporal change in meteorological factors in the Beijing-Tianjin-Tang area from 2009 to 2013

表1 数据描述

Tab. 1 Descriptive characteristics for various data

	最小值	25%值	均值	标准差	中位数	75%值	最大值
发病率/(10 ⁻⁴)	0.00	2.23	24.26	35.89	11.48	31.88	338.49
平均温度/°C	-9.20	0.70	11.93	11.37	13.50	22.60	28.50
相对湿度/%	26.00	49.00	57.56	11.71	57.00	67.00	82.00
累积降水/mm	0.00	5.80	49.13	55.54	22.00	72.03	439.90
平均风速/(m/s)	1.11	1.97	2.37	0.53	2.30	2.69	4.26
人口密度/(人/km ²)	103.00	490.00	6058.00	10 366.00	934.00	5487.00	35 627.00
人均GDP/(10 ⁴ 元)	1.72	4.10	7.13	4.55	5.88	8.90	28.78
第二产业比重/%	4.00	25.00	42.29	20.60	47.00	59.00	71.00
第三产业比重/%	23.00	33.00	51.47	22.33	42.00	75.00	95.00

时期内各区县偏离总体的局部变化趋势^[3]。具体而言,若 $b_{it}>0$,则局部变化强度高于总体变化趋势,反之亦然。假设高斯噪声随机变量 ε_{it} 服从正态分布 $N(\sigma_{\varepsilon}^2)^{[18]}$ 。

Besag York Mollie (BYM)模型通过卷积运算实现空间结构随机效应和空间非结构随机效应的相互作用,以确定参数 s_i 和 b_{it} 的先验分布^[19]。另外,条件自回归(CAR)先验分布和空间邻接矩阵 W 用以增强空间结构随机效应。即如果区域 i 和 j 共享一个共同边界,则 $w_{ij}=1$,否则 $w_{ij}=0$ 。空间随机效应的CAR先验分布意味着相邻区域往往具有相似的疾病风险,而时间随机效应参数先验分布也采用条

件自回归先验形式,邻接权重为1,否则为0^[20]。另外,模型中所有随机变量均方差(如 σ_v , σ_{ε})的先验分布都被确定为正值半高斯分布 $N_{+\infty}(0,10)^{[21]}$ 。

此外,根据Richardson等^[22]提出的分类原则将研究区按照HFMD相对风险的高低分为热点、冷点、非冷非热区,即:若某区县的空间相对风险大于1的后验概率 $p(\exp(s_i)>1|data)$ 大于0.99,则该区县属于热点区;若后验概率 $p(\exp(s_i)>1|data)$ 小于0.01,则将该区定义冷点区。若 $p(\exp(s_i)>1|data)$ 介于0.01~0.99之间,则该区县为非冷非热区。

本文计算由WinBUGS实现^[23],通过马尔可夫链蒙特卡罗(MCMC)模拟获得模型中所有参数的

后验分布。本文采用50万次迭代的MCMC链,其中20万次预烧期,30万次估算迭代。

2.4 地理探测器

地理探测器(GeoDetector)不仅可以量化单变量的空间分层异质性,也可探测不同解释变量对因变量的解释力(Power of Determinant)。即若因变量受某解释变量影响,则二者的时间和空间分布会趋于一致^[24-26]。

在本研究中,该模型用于量化气象因子各自及两两交互作用对HFMD发病率的解释力。每个因子的解释力及其交互作用可通过因子探测器中的 q 值来确定,其输入数据包括一个因变量及各因子的分层信息^[26]。 q 值计算公式如下:

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2} \tag{3}$$
$$SSW = \sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2, \quad SST = N \sigma^2$$

式中: q 表示风险因子的解释力,范围从0~1,即所选因子解释疾病发病率变化的 $q \times 100\%$ 。 q 值越大,因子的解释力就越大。若 q 值为0,则意味着所选因子与疾病完全无关。相反,若 q 值为1,则意味着所选因子与疾病完全相关。此外, $h=1,2,\dots,L$ 为变量 Y 或因子 X 的分层(Strata)或分类; N_h 和 N 分别为层 h 和全区的单元数; σ^2 表示全区 Y 的方差; σ_h^2 是层 h 内疾病发病率的方差; SSW 和 SST 分别为层内方差之和、全区总方差。

不同因子(X s)的相互作用由交互作用探测器检验,其可揭示因子 $X1$ 和 $X2$ 的相互作用是否增强或削弱对 Y 的影响或它们是否独立地影响 Y ^[26]。因子 $X1$ 和 $X2$ 的 q 值计算在因子探测器中记为 $q(X1)$ 和 $q(X2)$,交互作用探测器计算它们交互时的 $q(X1 \cap X2)$ 值。通过比较 $q(X1)$ 、 $q(X2)$ 和 $q(X1 \cap X2)$,用以下5个类别以解释交互关系^[27],如表2如示。

表2 不同因子交互作用的类型
Tab. 2 Types of interaction

类型	交互作用
$q(X1 \cap X2) < \min(q(X1), q(X2))$	非线性减弱
$\min(q(X1), q(X2)) < q(X1 \cap X2) < \max(q(X1), q(X2))$	单因子非线性减弱
$q(X1 \cap X2) > \max(q(X1), q(X2))$	双因子增强
$q(X1 \cap X2) = q(X1) + q(X2)$	独立
$q(X1 \cap X2) > q(X1) + q(X2)$	非线性增强

3 结果及分析

3.1 时空异质性

在空间上,不同区县间 HFMD 发病风险($\exp(s_i)$)存在较大差异,其中朝阳区、大兴区、海淀区等地区的发病风险较高;遵化县、丰润县、迁安县等区域的发病风险较低(图3)。且由 GeoDetector 计算的空间分层异质性统计 q 值为0.79。

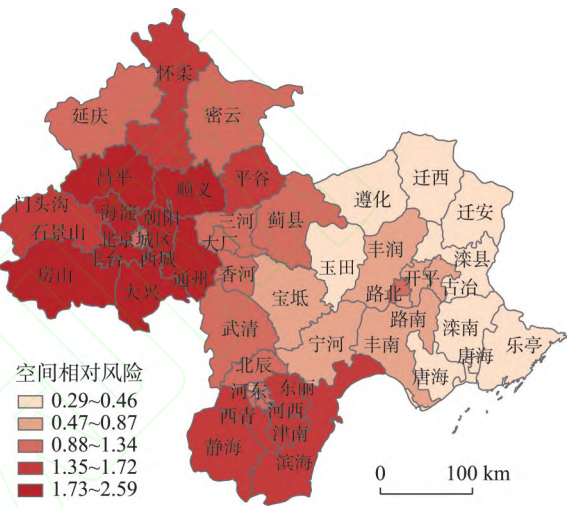


图3 2009–2013年京津唐地区各区县 HFMD 空间相对风险($\exp(s_i)$)分布

Fig. 3 Means of spatial relative risks ($\exp(s_i)$) of HFMD for each region in the study area from 2009 to 2013

将研究区按照Richardson分类规则进行分类^[22]:其中,10个(20.41%)和9个(18.37%)区县分别被认为是热点区和冷点区。另外30个(61.22%)区县被认为非热非冷区,其中热点区主要分布在经济较发达的区域,冷点区主要分布在研究区的东部一带(图4)。

图5表示2009–2013年京津唐地区 HFMD 发病风险的总体时间变化趋势。由图5可知, HFMD 发病风险存在很强的季节性,高发期主要集中在春末和夏季(5–7月),月均发病率为68.10/万人;而在发病风险较低的冬季(12–次年2月),月均发病率为2.91/万人(图5)。

3.2 气象因子解释力

GeoDetector 的结果表明,气象因子与 HFMD 发病率的季节性变化密切相关,且不同的气象因子对 HFMD 发病率的影响存在差异。其中,平均温度的解释力最强, q 值为0.38($p < 0.01$),结合皮尔逊相

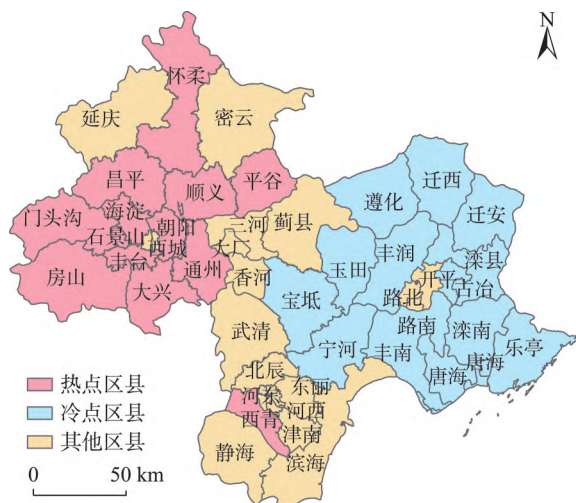


图4 2009–2013年HFMD发病相对风险热点、冷点区域的空间分布

Fig. 4 Spatial distribution of hot and cold areas from 2009 to 2013

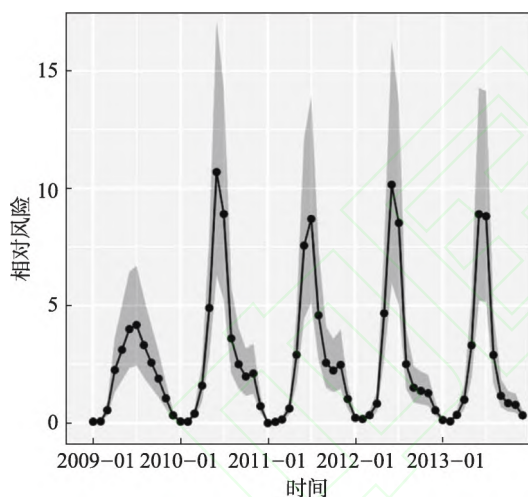


图5 HFMD发病风险的时间变化趋势($\exp(b_0t^* + v_i)$)及97.5%的置信区间

Fig. 5 Overall temporal trend ($\exp(b_0t^* + v_i)$) of HFMD at a 97.5% confidence interval

关系数分析,可以得出:在一定的温度范围内,平均温度越高,HFMD发病率越高(表3)。

累积降水、相对湿度与HFMD发病率也呈正相关, q 值分别为0.27和0.13(且 $p < 0.01$)。而平均风速在这些选定因子中对HFMD发病率的影响最小, q 值为0.03,且与HFMD发病率呈负相关(表3)。

交互探测器分析了两因子对HFMD发病率的交互作用。即两因子对HFMD发病率的共同作用大于、等于或小于二者各自对HFMD发病率的影响之和^[27](表1)。本研究所选的指标中,以平均温度和

相对湿度两个因子为例,它们各自对HFMD发病率的解释力是0.38,0.13。通过交互作用分析,二者共同对HFMD发病率的解释力达到0.43,即平均温度和相对湿度的交互作用要大于它们各自作用。结果表明所选因子之间的交互作用都呈现加强的趋势。

与此同时,社会经济因子与HFMD发病率的空间变化密切相关,且不同的社会因子对HFMD发病率的影响存在差异。其中,人口密度的解释力最强, q 值为0.35($p < 0.01$),结合皮尔逊相关系数分析,可以得出:人口密度与HFMD发病率呈正相关;第三产业比重与HFMD发病率也呈正相关, q 值为0.28($p < 0.01$)(表4)。且人口密度和第三产业比重二者共同对HFMD发病率的解释力达到0.55,即人口密度和第三产业比重的交互作用要大于它们各自作用。结果表明所选因子之间的交互作用都呈现加强的趋势。

另外,人均GDP、第二产业比重与HFMD发病率的关系不显著, q 值分别为0.17和0.18(且 $p > 0.05$)(表4)。

4 讨论

HFMD已成为近些年中国大陆儿童死亡的主要原因之一,严重威胁儿童健康^[1]。京津唐地区作为中国人口基数大、流动人口最多的地区之一,近些年在人口和经济的共同影响下,经历了数次大规模的HFMD爆发^[15,17]。本研究利用BSTHM从时空

表3 气象因子交互作用结果

Tab. 3 Interaction of meteorological factors

气象因子	平均温度	相对湿度	累积降水	平均风速
平均温度	0.38**			
相对湿度	0.43	0.13**		
累积降水	0.40	0.30	0.27**	
平均风速	0.42	0.17	0.30	0.03**

注:**表示显著水平 $P < 0.01$ 。

表4 社会经济因子交互作用结果

Tab. 4 Interaction of socioeconomic factors

社会经济因子	人口密度	人均GDP	第二产业比重	第三产业比重
人口密度	0.35**			
人均GDP	0.53	0.17		
第二产业比重	0.41	0.34	0.18	
第三产业比重	0.55	0.34	0.40	0.28**

注:**表示显著水平 $P < 0.01$ 。

角度分析京津唐地区HFMD的流行病学特征,且利用GeoDetector量化了各影响因子及其两两交互作用对HFMD发病率的解释力^[28]。结果表明, HFMD发病风险最高的地区主要集中在经济较为发达的地区,即人口密度和第三产业比重二者对HFMD发病率具有显著影响,同时温度和湿度的交互作用对HFMD传播的影响最为显著。

HFMD风险具有明显的时间异质性,春夏季(5-7月)发病率最高,冬季(12-次年2月)发病率最低。许多研究结果表明,气象因子会影响HFMD病毒的传播和存活,从而影响HFMD的季节性变化^[15,17],一些研究报道温度和相对湿度在HFMD的季节变化中起着非常重要的作用^[29-31]。

本研究发现平均温度和相对湿度与HFMD发病率呈正相关,可能是因为HFMD病毒在这种湿热的环境情况下更加活跃,与之前的结果相似。相关表明,温度和湿度对手足口病发病率的影响尤为突出^[7]。温度和湿度与手足口病发病率呈正相关^[11]。温度和相对湿度与HFMD发病率显著相关^[32]。也有相关研究表明,随着温度和相对湿度的升高, HFMD的风险会增加^[33]。

降水也与HFMD发病率呈正相关,与之前的研究结果一致。例如,在新加坡,研究发现降水与HFMD发病率呈正相关^[34]。在香港,研究结果表明,降水也与HFMD的发病率有显著关系^[35]。潜在的机制可能是炎热和潮湿的环境更有利于病毒的滋生和繁殖,从而增加HFMD的患病风险。

风速也是影响HFMD发病率的重要因子,且与HFMD发病率呈负相关,与之前的研究结果一致。如,一项研究发现,在香港, HFMD发病率与风速呈负相关^[36]。原因可能是较高的风速会加速蒸发,使得病毒很难在干燥的食物和环境中生存和繁殖。此外,高风速也会影响人们的户外活动,减少人与人之间的接触,从而降低HFMD的传播^[37]。这些结果表明,气象因子可通过影响病原体的生长环境,暴露概率和宿主易感性而在促进肠道传染病传播中起不同作用,从而导致疾病的发生,且气象因子两两之间的交互作用要比它们独自影响的作用更为显著。

此外, HFMD的发病率也呈现明显的空间异质性。HFMD的发病风险在不同地区往往存在较大差异。从冷热点区县的分布可知, HFMD发病风险较高的区县主要集中在经济和城市化水平较高的

地区,且人口密度和第三产业比重二者共同对HFMD发病率的解释力高达55%,表明社会经济因子对HFMD发病率有显著的影响,这些结论与之前的研究结论一致。如Xu发现,第三产业比重与HFMD发病率呈正相关^[15]。Zhu等^[17]发现,经济发达地区(如北京,天津,上海和浙江)的发病率高于欠发达地区。Huang等^[38]发现人口密度对HFMD的传播影响最大,解释力为42%。此外,丘文洋等^[39]发现相对湿度和GDP等因子与手足口病发病风险密切相关。潜在的原因可能是,位于北京市和天津市的大多数区县属于发达地区,城市经济水平较高,且人口基数大,又由于近年来经济的快速发展和城市化水平的提高,使得大城市及其周围的区县流动人口日益增加,这无疑加速了手足口病的传播;同时过多的人口涌入,其有限的生活和工作空间会加大人与人相互接触的机会。因此,在经济发达和人口集聚相互作用下,人口密度增高和经济社会水平的提高会导致手足口病的传播频率加快。本研究仍存在一些局限性:本研究所采用的数据是以区县为空间研究单元,时间研究单元为月,而较小的研究单元,如乡镇、社区或周数据可能会更加凸显手足口病的流行病学特征,且结果会更有利于为相关部门制定详尽地防控方针提供更加全面的信息;因此可能会带来一些生态谬误^[40]。另外,本研究中使用的气象数据来自研究区及周围地区有限的监测站点,采用反距离加权方法对气象数据进行插值,可能会引入一些不可避免的误差。

5 结论

本研究利用地理探测器和贝叶斯时空层次模型分析了2009-2013年京津唐地区HFMD发病率的时空动态及其与气象因子的关系。研究结果表明,温度和相对湿度的相互作用与手足口病的发病率显著相关,即在湿热环境下, HFMD发病风险较高;且检测到高风险区域(热点)主要集中在经济水平较高的地区。这些发现能为预防和控制京津唐地区HFMD提供参考和依据,合理配置有限的医疗资源;也可为其他区域的HFMD的时空异质性分析提供借鉴作用。

参考文献(References):

- [1] Xing W J, Liao Q H, Viboud C. Hand, foot, and mouth

- disease in China, 2008-12: An epidemiological study[J]. *Lancet Infectious Diseases*, 2014,14(4):308-318.
- [2] 赵成松,赵顺英.HFMD的流行概况和应对策略[J].*中国实用儿科杂志*,2009,24(6):419-421. [Zhao C S, Zhao S Y. Epidemic situation and coping strategies of hand, foot and mouth disease[J]. *Chinese Journal of Practical Pediatrics*, 2009,24(6):419-421.]
- [3] 吴北平,杨典,王劲峰,等.利用贝叶斯时空模型分析山东省手足口病时空变化及影响因素[J].*地球信息科学学报*,2016,18(12):1645-1652. [Wu B P, Yang D, Wang J F, et al. Space-time variability and determinants of hand, foot and mouth in Shandong province: A Bayesian spatio-temporal modeling approach[J]. *Journal of Geo-Information Science*, 2016,18(12):1645-1652.]
- [4] Ang L W, Koh B K W, Chan K P. Epidemiology and control of hand, foot and mouth disease in Singapore, 2001-2007[J]. *Annals Academy of Medicine Singapore*, 2009, 38(2):106-112.
- [5] Van Tu Phan, Thao, Nguyen Thi Thanh, et al. Epidemiologic and virologic investigation of hand, foot, and mouth disease, southern Vietnam, 2005[J]. *Emerging infectious diseases*, 2007,13(11):1733-1741.
- [6] Puenpa J, Theamboonlers A, Korkong S. Molecular characterization and complete genome analysis of human enterovirus 71 and coxsackievirus A16 from children with hand, foot and mouth disease in Thailand during 2008-2011[J]. *Archives of Virology*, 2011,156(11):2007-2013.
- [7] Onozuka D, Hashizume M. The influence of temperature and humidity on the incidence of hand, foot, and mouth disease in Japan[J]. *Science of the Total Environment*, 2011,410(1):19-25.
- [8] Burry J N, Moore B, Mattner C. Hand, foot and mouth disease in South Australia[J]. *The Medical journal of Australia*, 1968,2(18):812.
- [9] 别芹芹,邱冬生,胡辉.我国 HFMD 时空分布特征的 GIS 分析[J].*地球信息科学学报*,2010,12(3):380-384. [Bie Q Q, Qiu D S, Hu H. Spatial and temporal distribution characteristics of hand-foot-mouth disease in China[J]. *Journal of Geo-Information Science*, 2010,12(3):380-384.]
- [10] Chang L Y, King C C, Hsu K H. Risk factors of enterovirus 71 infection and associated hand, foot, and mouth disease/herpangina in children during an epidemic in Taiwan [J]. *Pediatrics*, 2002,109(6):e88.
- [11] Li T, Yang Z, Di B. Hand-foot-and-mouth disease and weather factors in Guangzhou, southern China[J]. *Epidemiology and Infection*, 2014,142(8):1741-1750.
- [12] Yan L, Li X L, Yu Y Q. Distribution and risk factors of hand, foot, and mouth disease in Changchun, northeastern China[J]. *Chinese Science Bulletin*, 2014,59(5-6):533-538.
- [13] Hu M G, Li Z J, Wang J F. Determinants of the incidence of hand, foot and mouth disease in china using geographically weighted regression models[J]. *Plos One*, 2012,7(6): e38978.
- [14] Cao C, Li G, Zheng S, et al. editors. Research on the environmental impact factors of Hand-Foot-Mouth disease in Shenzhen, China using RS and GIS technologies[C]. Shenzhen: 2012 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium, 2012.
- [15] Xu C D. Spatio-temporal pattern and risk factor analysis of hand, foot and mouth disease associated with under-five morbidity in the Beijing-Tianjin-Hebei region of China[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2017,14(4):416.
- [16] Huang Y, Deng T, Yu S C. Effect of meteorological variables on the incidence of hand, foot, and mouth disease in children: A time-series analysis in Guangzhou, China[J]. *Bmc Infectious Diseases*, 2013,13:134.
- [17] Zhu Q, Hao Y T, Ma J Q. Surveillance of hand, foot, and mouth disease in mainland China (2008-2009) [J]. *Biomedical and Environmental Sciences*, 2011,24(4):349-356.
- [18] Li G, Haining R, Richardson S. Space-time variability in burglary risk: A Bayesian spatio-temporal modelling approach[J]. *Spatial Statistics*, 2014,9(1):80-91.
- [19] Besag J, York J, Mollie A. Bayesian image-restoration, with 2 applications in spatial statistics[J]. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 1991,43(1):1-20.
- [20] 李俊明.基于 Bayesian 层次时空模型的我国老龄化分析与预测[J].*统计研究*,2016,33(8):89-94. [Li J M. Space-time variation of chinese aging based on bayesian hierarchy spatio-temporal model [J]. *Statistical Research*, 2016, 33(8):89-94.]
- [21] Gelman A. Prior distributions for variance parameters in hierarchical models (Comment on an Article by Browne and Draper)[J]. *Bayesian Analysis*, 2006,1(3):515-533.
- [22] Richardson S, Thomson A, Best N. Interpreting posterior relative risk estimates in disease-mapping studies[J]. *Environmental Health Perspectives*, 2004,112(9):1016-1025.
- [23] Lunn D J, Thomas A, Best N. WinBUGS- A Bayesian modelling framework: Concepts, structure, and extensibility[J]. *Statistics and Computing*, 2000,10(4):325-337.
- [24] Wang J F, Li X H, Christakos G. Geographical detectors-based health risk assessment and its application in the neural tube defects study of the Heshun region, China[J]. *International Journal of Geographical Information Science*, 2010,24(1):107-127.
- [25] Wang J F, Zhang T L, Fu B J. A measure of spatial strati-

- fied heterogeneity[J]. *Ecological Indicators*, 2016,67(2): 50-56.
- [26] 王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望[J].*地理学报*, 2017,72(1):116-134. [Wang J F, Xu C D. Geodetector: principle and prospective[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2017,72(1):116-134.]
- [27] Wang J F, Hu Y. Environmental health risk detection with GeogDetector[J]. *Environmental Modelling & Software*, 2012,33(1):14-15.
- [28] 李媛媛,徐成东,肖革新.京津唐地区细菌性痢疾社会经济影响时空分析[J].*地球信息科学学报*,2016,18(12): 1615-1623. [Li Y Y, Xu C D, Xiao G X. Spatial-temporal analysis of social-economic factors of bacillary dysentery in Beijing- Tianjin- Tang[J]. *Journal of Geo- Information Science*, 2016,18(12):1615-1623.]
- [29] Basu R, Ostro B D. A multicounty analysis identifying the populations vulnerable to mortality associated with high ambient temperature in California[J]. *American Journal of Epidemiology*, 2008,168(6):632-637.
- [30] Zhuang D F, Hu W S, Ren H Y. The influences of temperature on spatiotemporal trends of hand- foot- and- mouth disease in mainland China[J]. *International Journal of Environmental Health Research*, 2014,24(1):1-10.
- [31] Bell M L, O'Neill M S, Ranjit N. Vulnerability to heat-related mortality in Latin America: A case-crossover study in Sao Paulo, Brazil, Santiago, Chile and Mexico City, Mexico[J]. *International Journal of Epidemiology*, 2008, 37(4):796-804.
- [32] Wang H, Du Z H, Wang X J. Detecting the association between meteorological factors and hand, foot, and mouth disease using spatial panel data models[J]. *International Journal of Infectious Diseases*, 2015,34:66-70.
- [33] Kim B I, Ki H, Park S. Effect of climatic factors on hand, foot, and mouth disease in south Korea, 2010- 2013[J]. *Plos One*, 2016,11(6):e0157500.
- [34] Hii Y L, Rocklov J, Ng N. Short term effects of weather on hand, foot and mouth disease[J]. *Plos One*, 2011,6(2): S18-S18.
- [35] Ma E, Lam T, Wong C. Is hand, foot and mouth disease associated with meteorological parameters?[J]. *Epidemiology & Infection*, 2010,138(12):1779-1788.
- [36] Wang P, Goggins W B, Chan E Y Y. Hand, foot and mouth disease in Hong Kong: A time-series analysis on its relationship with weather[J]. *Plos One*, 2016,11(8): e0161006.
- [37] Belanger M, Gray-Donald K, O'Loughlin J. Influence of weather conditions and season on physical activity in Adolescents[J]. *Annals of Epidemiology*, 2009,19(3):180-186.
- [38] Huang J X, Wang J F, Bo Y C. Identification of health risks of hand, foot and mouth disease in China using the geographical detector technique[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2014,11 (3):3407-3423.
- [39] 丘文洋,李连发,张杰昊,等.利用空间聚集的贝叶斯网络评估手足口病发病风险[J].*地球信息科学学报*,2017,19 (8):1036- 1048. [Qiu W Y, Li L F, Zhang J H, et al. A Bayesian network method considering spatial cluster to evaluate health risk of hand, foot and mouth disease[J]. *Journal of Geo-Information Science*, 2017,19(8):1036-1048.]
- [40] Jelinski D E, Wu J. The modifiable areal unit problem and implications for landscape ecology[J]. *Landscape Ecology*, 1996,11(3):129-140.