

时空因素对中国城市火灾态势变化的影响

徐 波¹, 王振波²

(1. 南京大学国际地球系统科学研究所, 南京 210093; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101)

摘要: 基于空间动态面板数据模型, 对 2000~2009 年中国市域城市火灾数据进行分析, 探讨经济发展与气候变化共同作用下时空因素对中国城市火灾态势变化的宏观影响。结果显示: 气候变干促使火灾恶化, 而经济发展扭转了这种趋势并促使火灾态势整体改善。时空因素对中国城市火灾态势变化具有显著影响, 并可被引申为火灾同化效应、火灾惯性效应、火灾警示效应。火灾安全管理部门应该充分利用这些效应, 采取积极措施改善火灾态势。本文补充了城市地理学在城市火灾领域的研究不足; 将抽象的时空因素引申为具有实际物理含义的虚拟变量, 对相关研究具有借鉴意义。

关键词: 城市火灾; 空间动态面板数据模型; 时空因素; 气候变化; 经济发展

文章编号: 1000-0585(2012)06-1043-14

随着全球气候变化和我国社会经济的快速发展, 各类火灾事故频繁发生。据统计, 2000~2009 年全国平均每天发生 500 多起火灾事故, 对人民的生命财产安全造成严重威胁, 甚至造成社会秩序动荡。因此, 火灾防灾减灾已经引起各级政府的高度重视, 政府、企业、个人对火灾安全的投入也不断增加。近年来中国火灾安全态势已整体呈改善趋势。深入地研究城市火灾发展变化的宏观规律, 对城市火灾的防灾减灾工作具有重要意义。

城市火灾系统是一个复杂的复合系统, 同时受到气候环境和社会经济系统的双重影响, 具有一定的随机性和不确定性。如果能够选择某些社会经济因素或气候环境因素的宏观指标, 并分析其与城市火灾的统计关系, 则可从宏观角度对火灾的预测、防治等方面给出建议。国内外有很多学者从不同方面研究了社会经济因素或气候因素对城市火灾的影响。

社会经济方面, 国外研究表明经济水平越高的地方火灾发生率越低, 经济水平越低的地方火灾发生率越高, 如 Duncanson 等发现火灾形势随着经济的发展而趋于缓和^[1]; 澳大利亚消防局的一项研究发现, 社会经济低迷、消防设施不完善会导致火灾风险上升^[2]; Smith 等对英国 2002~2004 年的火灾进行研究, 发现单亲家庭和失业者火灾风险较高^[3]。但国内部分学者的研究结果则似乎相反, 杨立中等分析了 1998~2001 年的省域火灾与经济数据^[4]、吴松荣针对 1997~2004 年中国不同省份的火灾与经济统计数据^[5]、彭青松等对 1998~2004 年的火灾指标与经济水平、受教育程度等数据进行分析^[6], 得出类似结论: 大部分地区的火灾态势随着经济的发展而恶化, 而上海例外。导致国内外学者研究结果分

收稿日期: 2011-07-13; 修订日期: 2012-01-15

基金项目: 国家软科学研究计划 (2008GXS5B079); 公安部科技重点公关项目 (2008ZDXMQJ010)

作者简介: 徐波 (1975-), 男, 陕西商洛人, 博士研究生, 主要从事 GIS 在防灾减灾及应急救援中的应用研究。

E-mail: xuxubobo@sohu.com

通讯作者: 王振波 (1980-), 男, 山东禹城人, 助理研究员, 主要从事城市与区域规划研究。

E-mail: zhenbowang @126.com

歧的原因,一方面可能是由于中国尚是发展中国家,而欧美等国已经是发达国家,两者处于不同的发展阶段,从而具有不同的火灾—经济关系;另一方面可能是国内学者研究数据时段大都在 2004 年以前,正是社会经济发展的转型期,各种矛盾集中凸现,从而造成火灾与经济发展同步递增的现象。由于近年来中国火灾态势大幅改善(图 1),同时经济仍在快速发展,2003 年后总的规律可能体现为经济发展将促使火灾态势改善。

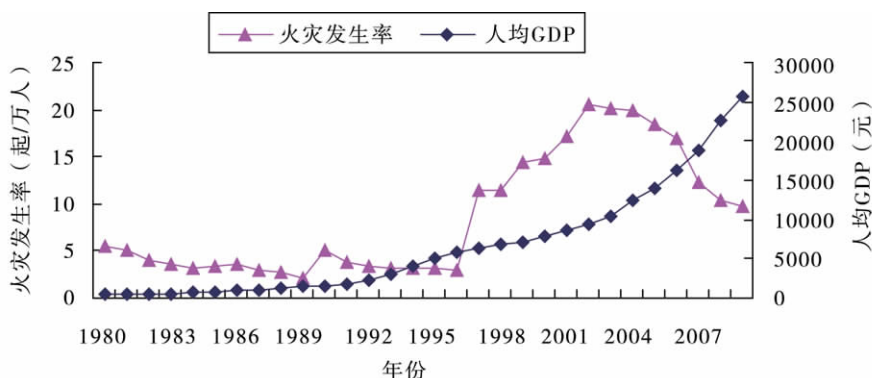


图 1 1980 年~2009 年人均 GDP 与火灾发生率

Fig 1 Per capita GDP and fire occurrence rate of China in 1980-2009

注:火灾发生率数据来自于《中国火灾统计年鉴》,人均 GDP 数据来自于国家统计局网站。

气候变化方面,国内外研究结论则较为一致。Gunther 发现美国南部乡村,由于很少有固定取暖设施,气候寒冷的时候由于取暖导致的火灾死亡人数显著增多,而贫穷则使得该问题恶化^[7]。在印尼最大的两个城市, Jakarta 和 Surabaya, 月火灾起数直接受到每年气候变化的影响,火灾在干季发生更频繁;特别是在 Surabaya, 火灾起数与大气湿度水平显著负相关,当大气湿度低于 70% 或降雨低于 6mm 时,火灾起数显著增加^[8]。在澳大利亚的 Queensland, 高的火灾发生率与本地高温相关^[9]。国内也有很多学者研究了不同城市的火灾—气候关系,结果均发现气温、湿度变化对火灾态势有很大影响。2006 年中国发布了国家标准《GB/T 20487-2006 城市火险气象等级》^[10],在该标准中,气温越高,相对湿度越低,风力越大,连续无降水日数越多,日降水量越小,发生火险的可能性越高。国内外学者对不同时期、不同城市的研究对象得出了大致相同的结论,各类气象因素与火灾的发生密切相关,其中气温、湿度对火灾发生的影响为最高,一般火灾发生率与气温为正相关,与湿度为负相关。

众所周知,气候变化与社会经济发展都有很强的时空特征,因此火灾统计数据应该也必然与地理因素密切相关。然而,在草原森林火灾^[11]、自然灾害^[12]等方面应用时空分析的研究比较多,而对城市火灾进行时空关联研究的文献则很少。只有少数学者尝试描述城市火灾的地理特征,如 Charles 意识到火灾是与建筑环境相关的空间问题,提出火灾分析中应考虑地理因素,他认为人群和建筑在城市里都按照一定的密度梯度进行分布,从而造成火灾分布也不均衡^[13]; Jonathan 等以澳大利亚 Queensland 为例,通过时空探索性分析,研究了火灾的时空变化^[9]; Chang 以台南为例,应用空间滞后模型 (SLM) 和空间误差修正模型 (SEM),研究了火灾与空间因素之间的关系^[14]。

总的来看,国内外城市火灾相关研究已经取得一些成就:社会经济发展与火灾态势变化密切相关;气候变暖变干将促使火灾态势恶化;时空因素对火灾态势变化也有影响。但相关研究仍存在一些不足。首先,影响因素大多只是单独考虑社会经济因素或气候因素,很少同时考虑经济发展及气候变化对城市火灾变化的集成影响;有些研究虽然同时提及经济因素和气候因素,但两者互不关联,只是分别进行简单描述。其次,有关时空因素对城市火灾影响的研究,其研究目标大都为某个城市或区域,研究方法大都为探索性分析,对于较大尺度时空因素对城市火灾态势变化影响的空间计量分析,还比较少。再次,国内相关研究数据时段过早,未能反映近期火灾态势变化特征。因此,本文将引用中国市域尺度 2000 年~2009 年的年度火灾数据,采用空间动态面板数据型(SDM),着重阐明在近年来经济发展及气候变化的共同作用下,时空因素对城市火灾态势变化的影响。下文除非特殊说明,火灾均特指城市火灾。

1 数据来源与研究方法

1.1 指标选择

国内外研究文献中考虑的社会经济因子大致包括建筑物相关属性(如建筑年代、物业价值、居住条件等),人口相关属性(如人口年龄结构、种族比例、受教育程度、收入水平等),以及社会经济宏观统计指标(如人均 GDP、产业结构等)。本文研究目的之一是探索经济发展对中国城市火灾宏观统计特征的影响,因此宜选用能够代表社会经济发展总体水平的因子作为代表性指标。人均 GDP 是衡量经济发展状况的重要宏观经济指标之一,通过观察人均 GDP 及其变化,可以了解和把握一个国家或地区的宏观经济运行状况及基本态势,且与教育、投资、居民收入等因素高度相关,因此本文选择人均 GDP 作为社会经济因素的代表性指标。前文提到气温、湿度对火灾发生的影响为最高,因此应主要考虑气温变化、湿度变化对城市火灾的影响,可以年平均气温、年平均相对湿度代表年际气候变化指标。火灾起数描述某一城市或地区发生火灾的数量,是反映该地区火灾严重程度的重要指标;但由于各城市人口、规模差异较大,本文以人口火灾发生率(即 10 万人所发生的火灾起数,简称火灾发生率)及其变化代表不同地区或城市的火灾态势情况。

1.2 研究单元与数据来源

研究单元为中国 337 个地级以上行政单元(海南仅包括海口、三亚两个地级市,宁夏中卫、港澳台地区数据缺失,以下简称城市或单元)。每个单元的火灾数据来源于 2001~2010 的《中国火灾统计年鉴》;人均 GDP 数据来自于 2001~2010 年的《中国区域经济发展年鉴》。2000~2009 年火灾发生率平均值分布如图 2 所示。

从国家气象网站的《中国地面国际交换站气候资料年值数据集》,获得 2000~2009 年 188 个气象台站的年平均气温、年平均相对湿度,经 Kriging 插值可得全国年平均气温、年平均相对湿度的栅格分布图。再进行 Zonal 统计,可得各个单元的年平均相对湿度。本文使用 ArcGIS 的 spatial analyst tools 进行 Kriging 插值和 Zonal 统计。采用普通 Kriging 插值,各年度插值结果预测误差的平均标准差(Mean Standardized)小于 0.01,标准均方根预测误差(Root-Mean-Square Standardized)均在 1 ± 0.1 之间,精度较好。

1.3 Granger 因果检验

有些变量之间显著相关,但却未必有意义,如树木的生长速度与经济增长速度可能显著相关,但两者之间却无关联。判断一个变量的变化是否是另一个变量变化的原因,可以

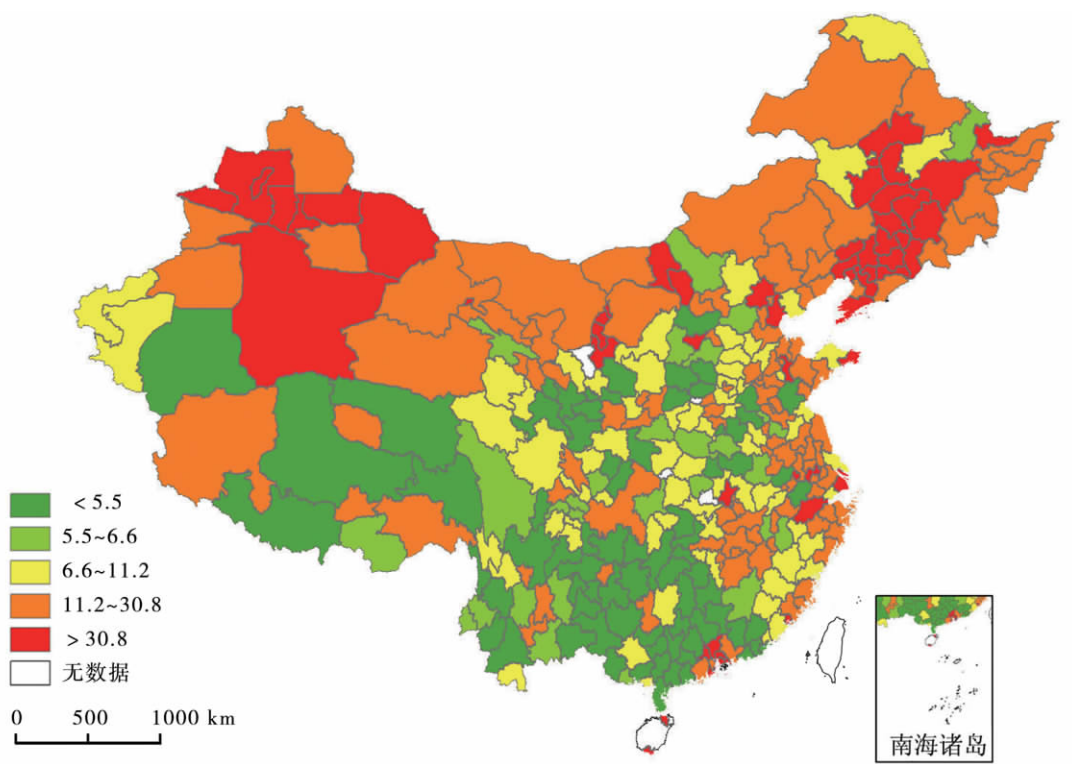


图 2 2000~2009 年火灾发生率平均值分布 (起/10 万人)

Fig. 2 Average fire occurrence rate in 2000~2009

用 Granger 因果检验进行检验。其主要思路是看现在的 y 能够在多大程度上被过去的 x 解释, 加入 x 的滞后值是否使解释程度提高。

Granger 因果检验的判断基准是检查 x 的前期信息对 y 的均方误差 MSE 的减少是否有贡献, 并与不用 x 的前期信息所得的 MSE 相比较, 若 MSE 无变化, 则称 x 在 Granger 意义下对 y 无因果关系, 或“ y 不是由 x Granger 引起的”; 反之, 则称在 Granger 意义下有因果关系, 或者“ x 是 y 的 Granger 原因”。具体方法请参见文献[15]。

1.4 面板数据的协整检验

1987 年, Engle 等提出了协整理论, 认为非平稳序列的线性组合可能是平稳序列, 这种线性组合被称为协整关系, 可以解释变量之间的长期稳定的均衡关系。短期内, 可能因为某种原因这些变量偏离均值, 随着时间推移将会回到均衡状态。

协整检验的检验对象主要有两种, 一种是基于回归残差的协整检验, 以 Engle 等提出的协整检验方法为代表, 其原理是若自变量和因变量之间存在协整关系, 则因变量不能被自变量所解释的部分构成残差序列, 该残差序列应该是平稳的, 因此检验变量之间是否存在协整关系等价于检验残差序列是否平稳序列; 另一种是基于回归系数的协整检验, 以 Johansen 等提出的协整检验方法为代表, 称为 Johansen 协整检验或 JJ 检验。

本文使用 Engle 等提出的协整关系检验方法, 需要首先建立变量间的回归方程及残差序列, 然后判断残差序列是否为平稳序列; 若为平稳序列则自变量和因变量之间具有协整关系, 回归方程可以用来预测未来信息; 若残差序列仍为非平稳序列, 则因变量和自变量

之间不存在协整关系, 回归方程为“伪回归”。具体方法请参见文献[15]。

1.5 空间动态面板模型 (Spatial Dynamic panel data Model, SDM)

Tobler 曾指出“地理学第一定律: 任何东西与别的东西之间都是相关的, 但近处的东西比远处的东西相关性更强”, 称之为空间自相关。其基本思路是某地所发生的事件、行为与现象, 会直接或间接影响到另一地发生的事件、行为和现象, 因此某一处的观测与其它各地观测之间存在着函数关系, 如相邻地区的房产价格相近。此外, 在研究自然环境、社会经济问题时, 还必须考虑时间序列的自相关性, 即前后时刻的数值或数据点位置具有相关性, 这种相关性体现了时间序列变化的规律性, 如某地相近时刻的房产价格也相近。对于空间面板数据而言, 则还要考虑时空联合的相关性, 即前后时刻的相邻位置的观测值具有相关性, 如某处房产定价时也会参考周边地区的历史报价。空间面板数据模型结合了横截面和时间序列的面板数据, 既考虑了变量的地区差异和时间影响, 又避免了自变量的遗漏和多重共线性问题, 得到了越来越多的应用。

一般的空间面板数据模型, 如空间滞后模型 (SLM), 仅考虑了被解释变量在空间上的溢出效应, 其隐含的假设是变量在各个时间段、各空间截面是独立的、互不影响的。但实际上, 大多数社会经济时间序列均为连续序列, 前后两期观测值之间具有一定的逻辑关系, 必须要考虑变量在时间序列上的继承关系, 如某一地区房价水平应由当地前期的房价水平与临近地区的当期及历史房价水平共同决定。空间动态面板数据模型 (SDM) 是近年来发展起来的一种空间面板数据模型, 不但考虑了被解释变量的空间滞后, 而且包含了被解释变量的时间滞后、时空联合滞后, 能更准确的反应研究对象在空间、时间上的动态变化, 模型也具有更强的解释能力^[16]。

SDM 的基本形式如下:

$$Y_{it} = \lambda_0 W_n Y_{it} + \gamma_0 Y_{it-p} + \varphi_0 W_n Y_{it-p} + X_{it} \beta_n + c_n + \varepsilon_n \quad (1)$$

其中 Y_{it} 是因变量, X_{it} 、 β_n 分别是对应于 $i=1, 2, \dots, N$ 的截面成员的解釋变量 k 维向量和 k 维参数, W_n 为空间权重矩阵, c_n 为截距, ε_n 为随机误差向量, Y_{it-p} 为 p 阶时间滞后, λ_0 、 γ_0 、 φ_0 分别为空间滞后、时间滞后、时空联合滞后系数。

2 模型构建

2.1 火灾致灾因子的筛选

将 188 个中国地面国际交换站的年平均气温、年平均相对湿度进行平均, 得出中国 2000~2009 年的年平均气温、年平均相对湿度, 如图 3 所示。

采用 Granger 因果检验校验待选的各致灾因子 (人均 GDP、年平均相对湿度、年平均气温) 是否确实导致了火灾态势 (火灾发生率) 发生变化, 原假设为各待选致灾因子不是导致火灾态势变化的 Granger 原因, 检验结果见表 1。

当滞后阶数为 1 时, H 和 G 均是 F 的 Granger 原因, 而 T 不是 F 的 Granger 原因; 当滞后阶数为 2 时, H 、 T 、 G 都不是 F 的 Granger 原因。这说明在全国尺度上, 年平均相对湿度、人均 GDP 是导致火灾发生率变化的 Granger 原因, 而且对滞后 1 年的火灾发生率仍有显著影响, 而年平均气温对火灾发生率的影响则不显著。因此年平均相对湿度、人均 GDP 可以作为火灾的致灾因子, 而年平均气温不宜作为火灾的致灾因子。本文仅以年平均相对湿度代表气候变化的特征因子, 以人均 GDP 代表经济发展水平的特征因子, 以火灾发生率代表城市火灾态势变化的特征因子。

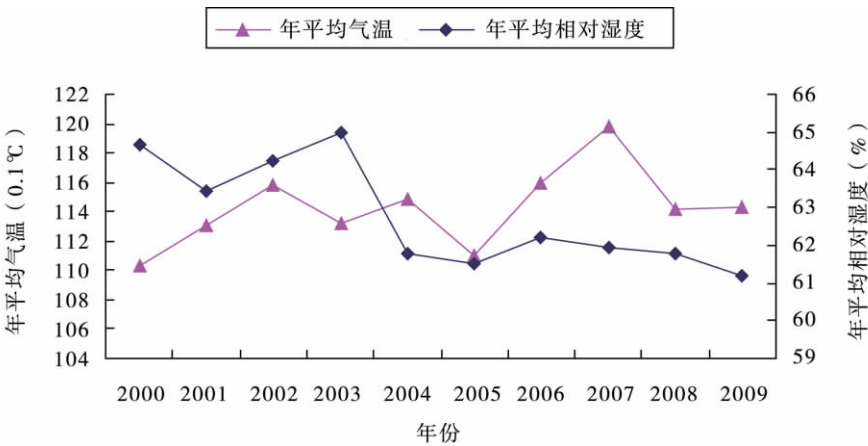


图 3 2000~2009 全国年平均气温及年平均相对湿度

Fig. 3 Annual average temperature and annual average relative humidity of China in 2000-2009

表 1 全国尺度火灾致灾因子 Granger 因果检验结果

Tab 1 Granger causality test results of fire occurrence rate and other factors of China

滞后阶数	原假设	F 统计	Prob	结论
Lags=1	H 不是 F 的 Granger 原因	9.42	0.01	拒绝原假设
	T 不是 F 的 Granger 原因	0.73	0.41	接受原假设
	G 不是 F 的 Granger 原因	9.45	0.00	拒绝原假设
Lags=2	H 不是 F 的 Granger 原因	2.39	0.16	接受原假设
	T 不是 F 的 Granger 原因	0.73	0.52	接受原假设
	G 不是 F 的 Granger 原因	2.57	0.15	接受原假设

注：H、T、G、F 分别代表年全国年平均相对湿度、年平均气温、人均 GDP、火灾发生率的自然对数值。

2.2 火灾-经济-气候模型 (FECM)

柯布和道格拉斯于 20 世纪 30 年代提出柯布-道格拉斯生产函数，他们以劳动投入 L 和资本投入 K 为解释变量，以 Y 代表产出，构造如下模型：

$$Y = SK^{\alpha}L^{\beta}e^{u} \tag{2}$$

由前文得知，当经济水平、气候状态发生变化时，火灾态势也将产生相应变化。假设以经济因子（人均 GDP）、气候因子（年平均相对湿度）为投入，以火灾因子（火灾发生率）为产出，参照柯布-道格拉斯生产函数，建立火灾投入-产出模型：

$$F = AG^{\beta}H^{\gamma}e^{u} \tag{3}$$

其中， G 为人均 GDP， H 为年平均相对湿度， F 为火灾发生率， u 为残差， β 、 γ 分别为经济因子、气候因子的弹性。

进行对数变化，基于面板数据模型，可得火灾-经济-气候模型 (FECM) 如下所示：

$$\ln F_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta \ln G_{it} + \gamma \ln H_{it} + u_{it} \tag{4}$$

其中， α 为各截面成员截距平均值， α_i 为各截面成员截距偏离平均值 α 的值， μ_i 为各截面成员的残差， F_{it} 为单元 i 第 t 期的火灾发生率， G_{it} 为单元 i 第 t 期的人均 GDP（千元）， H_{it} 为单元 i 第 t 期的年平均相对湿度， β 、 γ 分别为经济弹性系数、气候弹性系数。

2.3 FECM 各指标的协整检验

为避免 FECM 产生伪回归，还需要对 $\ln F$ 、 $\ln G$ 、 $\ln H$ 进行协整检验。

首先采用 Pedroni (Engle-Granger based) 方法进行检验。原假设为不存在协整关系；检验形式为有个体截距 (Individual intercept)，指定滞后长度 (User specified lag length) 为 1，检验结果如表 2 所示。检验结果存在冲突，统计量 Panel rho-Statistic、Panel ADF-Statistic、Group rho-Statistic 接受原假设，而其它四项统计量拒绝原假设。

表 2 Pedroni 协整检验结果

Tah 2 The result of Pedroni co-integration test

统计量	统计值	Prob.	统计量	统计值	Prob.
Panel v-Statistic	149.86	0.00	Group rho-Statistic	19.51	1.00
Panel rho-Statistic	12.00	1.00	Group PP-Statistic	-15.69	0.00
Panel PP-Statistic	-7.62	0.00	Group ADF-Statistic	-2.68	0.00
Panel ADF-Statistic	1.10	0.86			

其次以 Kao (Engle-Granger based) 方法进行检验，原假设仍为不存在协整关系；检验形式为有个体截距，指定滞后长度为 1。经计算，Kao 检验 T 统计量为 -7.02， $prob.$ 为 0.00，即在 1% 的显著水平下拒绝原假设，表明各变量间存在协整关系。

再次以 Fisher (combined Johansen) 方法进行检验，趋势假设为线性确定性趋势 (Linear deterministic trend)，滞后间隔 (Lags interval) 为 0 0，检验结果如表 3 所示。

表 3 Fisher 协整检验结果

Tah 3 The result of Fisher co-integration test

假设协整向量个数	Trace 检验统计值 (Prob.)	Max-eigen 检验统计值 (Prob.)
无	2418.00 (0.00)	2120.00 (0.00)
至少 1 个	950.70 (0.00)	812.00 (0.00)
至少 2 个	939.30 (0.00)	939.30 (0.00)

Trace 检验和 Max-eigen 检验的结果均在 1% 的显著水平下拒绝原假设，表明变量间存在协整关系，且存在 3 个协整向量。

经过以上三种方法检验，结果证明变量 $\ln F$ 、 $\ln G$ 、 $\ln H$ 间存在协整关系。2000~2009 年全国市域范围内，经济发展、气候变化与火灾变化具有长期均衡关系，短期内火灾状态可能因为某种原因偏离均值，随着时间推移将会回到由经济水平和气候状态所决定的均衡状态。因此，可以基于这三个变量建立回归方程，FEKM 有效。

2.4 火灾空间动态模型 (FSDM)

以上 FEKM 未考虑火灾态势的空间相关性。从图 2 可以发现，中国 2000 年~2009 年火灾分布具有明显的空间聚集现象。经全局空间自相关分析，各年度的全局自相关 Moran's I 指数结果如图 4 所示，各年度 $Z(I)$ 均大于 1.96，表明各年度火灾发生率存在显著的空间自相关。即：中国大陆各地火灾发生率具有明显的空间聚集特征，高火灾发生率地区与高火灾发生率地区相邻接，低火灾发生率地区与低火灾发生率地区相邻接。

由于火灾分布存在空间聚集特征，需要考虑火灾的空间自相关性，这种空间自相关性可能是由于各地在火灾安全管理方面存在模仿、竞争、协同等行为。相邻地区类似的生活

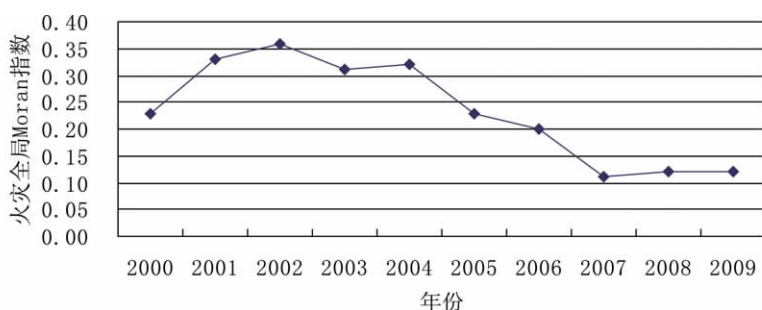


图4 2000~2009年中国火灾全局自相关 Moran's I 指数

Fig. 4 The global Moran's I of Chinese fire distribution during 2000-2009

习惯,相近的生产力水平,互相对比、竞争的火灾管理水平,都可能促进地区火灾态势变化的空间相关。因此,空间因素在火灾态势变化过程中的作用不可忽视。此外,由于火灾态势变化是连续的、逐步的变化,即火灾应考虑时间动态效应。因此需要基于SDM对FECM进行扩充,建立以下火灾空间动态模型(FSDM):

$$\ln F_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_1 \ln G_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln I_t \otimes W_N F_{it} + \beta_4 \ln F_{i,t-1} + \beta_5 \ln (I_t \otimes W_N) F_{it} + \mu_i \quad (5)$$

其中, α 为各截面成员截距平均值, α_i 为各截面成员截距偏离平均值 α 的值, μ_i 为各截面成员的残差, F_{it} 为单元 i 第 t 期的火灾发生率 (起/十万人), G_{it} 为单元 i 第 t 期的人均GDP (千元), H_{it} 为单元 i 第 t 期的年平均相对湿度 (%), I_t 为单位矩阵, W_N 为空间权重矩阵, β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 为待定系数。 β_3 、 β_4 、 β_5 分别表示火灾发生率的空间滞后系数、时间滞后系数、时空联合滞后系数。

如采用基于邻接关系确定空间权重,则空间滞后变量取值等于 k 个相邻区域的简单平均值,记 $F'_{it} = (I_t \otimes W_N) F_{it} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k F_{it}$, F'_{it} 为第 t 期单元 i 所有 k 个邻接单元的火灾发生率平均值。此时, FSDM 可简化如下:

$$\ln F'_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_1 \ln G_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln F'_{it} + \beta_4 \ln F_{i,t-1} + \beta_5 \ln F'_{it} + \mu_i \quad (6)$$

其中, F'_{it} 代表火灾发生率的 1 阶空间滞后变量, $F_{i,t-1}$ 代表火灾发生率的 1 阶时间滞后变量, $F'_{i,t-1}$ 代表火灾发生率的 1 阶时空联合滞后变量。

3 结果分析

使用 EVIEWS6.0 进行估计,可得 FSDM 如下:

$$\ln F_{it} = 4.63 + \alpha_i - 0.15 \ln G_{it} - 0.99 \ln H_{it} + 0.57 \ln F_{it} + 0.54 \ln F_{i,t-1} - 0.20 \ln F'_{it} + \mu_i \quad (7)$$

各系数均通过了 1% 的显著性水平检验。拟合优度达 0.94, 调整的 R^2 达 0.93, 自然对数似然函数值 (Log likelihood) 达 -4545.30, 均说明模型拟合效果很好。

3.1 经济发展对火灾态势变化的影响

经济因子 (β_1) 的系数为负,表明经济发展对火灾有改善作用。这一结果与国外学者的研究结论一致,而与前文所列国内部分学者结论不一致,这主要是由于数据时段不同所致。国内学者所选数据时段大都在 2004 年以前,恰逢转型期经济发展的关键阶段,各城

市普遍存在消防经费投入不足、消防基础设施欠账率高、消防警力规模偏小等问题, 公共消防基础设施建设不足必然影响到火灾安全水平及应急响应能力, 这就表现为 2002 年以前经济快速发展, 同时火灾隐患增多, 火灾发生率上升。自 2003 年以后, 随着“和谐社会”、“执政为民”的理念深入人心, 各级政府加强了火灾安全管理和投入, 人民追求火灾安全的需求上升, 预防、应对火灾的能力增强, 经济快速发展的同时火灾发生率逐步下降。总体而言, 在 2000 年~2009 年, 中国经济发展对火灾表现为抑制作用, 若单独考虑经济因子对火灾的作用, 人均 GDP 每增加 1%, 会使得全国平均火灾发生率降低 0.15%。

也就是说, 经济发展对火灾的影响具有双重性。一方面, 社会经济发展带来人员、物资的聚集, 有利于火灾诱因的产生, 不利于火灾的防控, 即经济发展对火灾具有刺激作用; 另一方面, 社会经济发展又可增加火灾安全投入, 加强防火控制能力, 提高火灾安全管理水平, 即经济发展对火灾具有抑制作用。经济发展是改善还是恶化了火灾趋势, 在不同的地区、不同的经济发展阶段可能有不同结论。

梁炜将中国改革开放以来的经济发展划分为四个阶段: 第一阶段(1978~1984 年)为“自主发展”的工业化准备和初级产品的起步阶段; 第二阶段(1985~1992 年)是我国经济发展在经历从初期向中期的过渡后, 进入实现工业化的起步阶段; 第三阶段(1993~2002 年)为工业化实现和经济发展加速度阶段; 第四阶段(2003~现在), 工业化逐渐成熟、开始迈进工业化高级阶段和经济稳定增长阶段^[17]。

由于中国的火灾统计制度几经变迁, 均对火灾统计的标准做了修订, 造成部分年份火灾发生率有较大起伏。如 1989 年颁布了第一部行政法规《火灾统计管理规定》(1990 年开始实施), 1996 年再次修订(1997 年开始实施), 因此 1990 年、1997 年全国火灾发生率与前一年度相比变化较大(见图 1)。

从图 1 粗略对应来看, 在 1980~1992 年, 中国经济处于第一阶段及第二阶段, 即工业化准备和起步阶段, 国有经济仍占据主体地位, 经济水平较低, 火灾管理措施能够与之适应, 火灾发生率缓慢下降; 在 1993~2002 年, 中国经济发展处于第三阶段, 初步实现工业化, 经济快速发展, 火灾安全管理与火灾安全投资落后于经济发展水平, 火灾态势逐渐恶化; 2003~2009 年, 中国经济发展处于第四阶段, 工业化逐渐成熟, 经济稳定增长, 社会经济协调发展, 政府与企业均加大了火灾安全投资, 使得火灾安全管理水平重新与经济发展相适应, 火灾态势逐渐缓和改善。

3.2 气候变化对火灾态势变化的影响

《气候变化国家评估报告 I: 中国气候变化的历史和未来趋势》指出, 中国的气候变化与全球变化趋势一致, 并且暖干化速率高于全球或北半球同期平均水平^[18]。许吟隆等研究得出, 未来(2011~2080 年)中国大部分地区暖干化趋势明显^[19]。从图 3 也可以发现, 2000 年~2009 中国气候显著变干。

FSDM 中气候因子(β_2)的系数为负, 表明气候变干对火灾有恶化作用。若不考虑其它因素, 气候变干将导致城市火灾越来越频繁。这是由于, 可燃物处于大气环境之中, 与周边环境有着能量和物质的交换, 与周边环境存在水分平衡。通常情况下, 可燃物内部含有或表面吸附有水分, 如木材等物质含水率与大气湿度密切相关。此外, 可燃固体、液体的燃烧是它们受热后蒸发出来的气体燃烧。可燃物燃烧时, 需要首先将水分烘干, 然后才能蒸发分解出可燃物气体。因此, 气候越干, 可燃物含水率越低, 需要的着火能量或蒸发潜热就越低, 发生火灾的风险相对越高。单独考虑湿度因子对火灾的作用, 年平均相对湿

度每降低 1%，将使得全国平均火灾发生率增加 0.99%。

但从图 1 发现，2003 年以来中国整体火灾发生率呈下降趋势，这与气候变干将促使火灾恶化的结论似乎矛盾。实际上，火灾态势变化是经济发展与气候变化的综合作用结果。虽然中国气候变化的总的趋势是变暖变干，这将使得火灾有恶化趋势，但经济发展扭转了这种趋势，并使得 2003 年后中国火灾整体呈改善趋势。

由于火灾发生率对于年平均相对湿度变化的敏感度 ($\beta_2 = 0.99$) 远高于对人均 GDP 变化的敏感度 ($\beta_1 = 0.15$)，这意味着近年来我国政府应对气候变化对城市火灾的挑战，成效显著。考虑到未来气候仍将继续变干，其对火灾防灾减灾的压力和挑战将越来越大，社会各界必须高度重视气候变干对火灾态势的影响，继续发展经济并加大火灾安全投入，提前做好应对预案，以便使火灾发生率处于较低水平。

3.3 火灾同化效应 (fire assimilation effect)

同化效应指人们的态度和行为逐渐接近参照群体或参照人员的态度和行为的过程，是个体在潜移默化中对外部环境的一种不自觉的调适^[20]。在相邻城市之间，人们生活习惯相近，火灾隐患情况大致类似，火灾安全管理水平及投入可能存在比较、模仿等行为，火灾态势受到相邻地区火灾态势变化的影响，称之为火灾同化效应。FSDM 中的空间滞后系数 (β_3) 即可视为火灾同化效应， β_3 绝对值越大，说明火灾同化效应越强；反之，说明相邻地区间火灾同化效应较弱。

空间滞后系数 (β_3) 为正，并且在 99% 的置信水平上显著，说明中国火灾存在显著地火灾同化效应。某个地区的火灾态势不但受自身因素影响，而且受相邻地区火灾态势的影响。各地区的火灾态势会相互影响，周边地区火灾态势的改善或恶化会促使本地火灾态势改善或恶化。空间滞后系数 (β_3) 的估计值为 0.57，表明相邻地区火灾发生率若增长 1%，则该地区火灾发生率受到连带影响而增长 0.57%。

应充分利用火灾同化效应，积极寻求跨区域合作互助，共同改善火灾安全状况。各级火灾安全管理部门在政策法规制定、消防规划编制、装备器材配备、消防监督管理等各个方面，要打破辖区界限，通力合作，形成互相学习、共同促进、有序竞争、努力提高火灾安全水平的合作竞争氛围。另一方面，主管部门可以及时总结一些火灾安全工作做的比较好的地方的思路、做法，形成一批“火灾防灾减灾示范地区”，“近朱者赤”，使其成为其它地区学习和追赶的榜样，带动相邻地区火灾态势共同改善。

3.4 火灾惯性效应 (fire inertia effect)

在物理学里，惯性是物体保持原来运动状态的现象。社会经济活动中，很多经济量也存在某种惯性，称为经济行为惯性^[21]。根据文献 [22]，火灾系统表现出相应的时间性态和历史特征，火灾事故从过去到现在具有一定的结构延续性，从现在到将又有一定的结构趋势性，并称之为火灾惯性。由于自然环境和社会经济状态总是处于不断变化的过程中，火灾态势也将产生相应的变化，但相邻时刻应该是连续、渐变的变化。也就是说，火灾态势倾向于与前期的变化趋势保持一致，某时刻的火灾态势应该与前一时刻的火灾态势具有逻辑关系，称之为火灾惯性效应。由于火灾惯性效应的存在，前期火灾高发的地区未来火灾仍会相对高发，前期火灾态势已经改善的地区未来火灾态势仍会继续改善。这种火灾惯性缘于人们生活习惯、火灾安全管理措施、社会经济生产等行为均具有惯性，从而导致与之相对应的火灾状况及火灾态势变化也具有惯性。FSDM 中的时间滞后系数 (β_4) 即可视为火灾惯性效应， β_4 绝对值越大，说明火灾态势受到往期火灾的影响越大；反之，说明本

期火灾受到往期火灾的影响越小。

时间滞后系数 (β_4) 为正, 并且在 99% 的置信水平上显著, 这说明中国火灾存在显著的火灾惯性效应。某个地区的火灾态势不但受本期经济因素、气候因素、火灾同化效应影响, 而且受往期火灾状况的影响。时间滞后系数 (β_4) 的估计值为 0.54, 表明往期火灾发生率若降低 1%, 则本期火灾发生率可能降低 0.54%。

火灾惯性效应 ($\beta_4=0.54$) 与火灾同化效应 ($\beta_3=0.57$) 大致相当, 这说明某一地区的内部因素 (火灾惯性效应) 与外部因素 (火灾同化效应) 均对火灾态势变化有正的影响, 且影响程度同等重要。火灾安全管理要内外兼重, 既要立足自身, 找出火灾变化的本地原因, 因地制宜, 努力提高火灾安全管理水平和火灾防护水平; 又要与周围地区通力合作, 打破辖区界限, 共同改善火灾安全状况。

应充分利用火灾惯性效应, 采取区别措施改善火灾态势。对于火灾态势尚呈恶化趋势的地区, 要加大火灾安全投入力度, 加强火灾安全管理举措, 抵消火灾惯性效应, 扭转火灾恶化趋势; 对于火灾态势已经改善的地区, 要继续目前的火灾安全管理措施, 保持火灾安全投入力度, 利用火灾惯性, 使得火灾态势进一步改善。由于近年来东部大部分地区火灾态势已经逐步改善, 但中西部部分地区火灾态势仍在恶化或存在反复^[23], 一些使得东部地区火灾态势改善的方法、体制, 经过实践验证证明有效后, 应尽快在中西部地区推广。由于中西部有相当部分地区经济发展水平还不高, 甚至没有设立消防队站, 应当从中央、地方、社会等多方面、多层次, 增加消防安全投资, 提高公共消防服务投入, 促使其形成火灾发生率不断降低的火灾惯性。

3.5 火灾警示效应 (fire caution effect)

周边地区的一些往期火灾案例, 会在相邻地区引起警觉。在政府问责机制的作用下, 该地区决策者倾向于避免发生类似事故, 会进行安全排查并仔细查找有无类似火灾隐患, 从而降低了火灾风险, 称之为火灾警示效应。FSDM 中的时空联合滞后系数 (β_5) 即可视为火灾警示效应, β_5 绝对值越大, 说明火灾警示效应效果越明显; 反之, 说明火灾警示效应越弱。

时空联合滞后系数 (β_5) 为负, 并且在 99% 的置信水平上显著, 说明中国火灾存在显著的火灾警示效应。相邻地区的往期火灾, 会对本地区产生警示作用, 进而降低本地区火灾发生率。周边往期火灾每上升 1%, 则该单元本期火灾将降低 0.20%。

实际情况中也经常发生这种情形。当某地发生某起重特大火灾后, 火灾安全主管部门一般会组织专门的战例研讨, 仔细分析火灾发生的原因, 并要求各地进行专项整治或火灾隐患排查。而相邻地区人们生活习惯、社会经济状况等因素大致相同, 也可能存在类似的火灾隐患, 因此这种专项整治或火灾隐患排查对相邻地区作用更为显著, 从而体现为相邻地区的往期火灾状况会对本地区当期火灾状况产生警示作用。

应充分利用火灾警示效应, 举一反三, 防患未然。各地要善于从其它地区的火灾案例中吸取教训, 排查火灾隐患, 将隐患消除在萌芽状态, 做好火灾安全宣传教育。管理部门也要及时总结经验教训, 针对典型案例组织各地学习交流, 杜绝类似事故的再次发生。对火灾安全管理不到位、隐患排查不仔细的地区, 要严厉批评、责成整改、以儆效尤。

火灾警示效应与火灾同化效应存在区别也存在联系。其联系在于, 两者都是由周边地区的火灾态势变化对本地区火灾态势变化所产生的影响; 而区别在于, 火灾警示效应是周边地区往期火灾对本地区本期火灾的影响, 而火灾同化效应是周边地区本期火灾对本地区

本期火灾的影响。换句话说,火灾同化效应是对某个时刻的空间截面做出分析,主要反应的是火灾的空间自相关现象;火灾惯性效应是对火灾的时间序列进行研究,主要反映的是某个地区火灾变化在时间上的联系;而火灾警示效应则对火灾的时间序列和空间截面同时做出分析,是以上两种效应的结合。

但应注意到火灾警示效应 ($\beta_5 = -0.20$),与火灾同化效应 ($\beta_3 = 0.57$)和火灾惯性效应 ($\beta_4 = 0.54$)相比较低。这说明火灾的警示效应某种程度上是一种“亡羊补牢”的策略,改善火灾态势的根本措施还是要加强本地火灾安全管理,促进周边地区协作。

4 结论与讨论

火灾态势变化是经济发展与气候变化的综合作用结果。中国气候变化的总的趋势是变暖变干,这将使得火灾有恶化趋势。2003年以来,中国工业化逐渐成熟,经济稳定增长,社会经济协调发展,政府与企业均加大了火灾安全投资,不但抵消了气候变干对火灾态势变化的恶化影响,而且使得火灾态势逐年改善。但应注意到,火灾态势对气候变化的响应敏感度要高于对经济发展的响应敏感度:人均GDP每增加1%,会使得全国平均火灾发生率降低0.15%;而年平均相对湿度降低1%,将使得全国平均火灾发生率增加0.99%。考虑到未来气候仍将继续变干,其对火灾防灾减灾的压力和挑战将越来越大,社会各界必须高度重视气候变干对火灾态势的影响,继续发展经济并加大火灾安全投入,以便使火灾发生率处于较低水平。各地应该根据气候变化对本地火灾态势的影响程度,预估气候变化和火灾变化的程度,制定预案,做好防灾减灾措施。

时空因素对中国火灾态势变化具有很显著的影响,这种影响可以分别引申为火灾同化效应、火灾惯性效应、火灾警示效应。由于存在火灾同化效应,各地区的火灾态势会相互影响,周边地区火灾态势的改善或恶化会促使本地火灾态势改善或恶化;由于存在火灾惯性效应,前期火灾高发的地区未来火灾仍会相对高发,前期火灾已经改善的地区未来火灾仍会继续改善;由于存在火灾警示效应,相邻地区的往期火灾,会对本地区产生警示作用,进而降低本地火灾发生率。火灾安全管理部门应该充分利用这些效应,采取积极措施改善火灾态势。

城市火灾是城市地理学在城市防灾减灾领域的重点研究内容,尤其是在全球气候变暖和快速城市化、工业化的大背景下,城市火灾态势变化的时空因素挖掘变得尤为重要。所以,本研究在一定程度上补充了城市地理学在城市火灾领域的研究不足。此外,本文研究过程中,将1阶空间滞后变量转化为相邻单元的被解释变量平均值,并以同样的方法处理了1阶时空联合滞后变量,将空间面板数据模型转换为普通面板数据模型进行估计,简化了计算过程,可以使用EViews等常用的计量经济软件进行计算,为空间面板数据模型的估计计算提供了新的思路和方法。

将空间滞后系数、时间滞后系数、时空联合滞后系数分别引申为火灾同化效应、火灾惯性效应、火灾警示效应,这一引申过程对从时空关联角度分析很多社会经济问题具有借鉴意义,如房产价格的空间滞后可视为价格区位效应,时间滞后可视为价格历史效应,时空联合滞后可视为定价参考效应,这样就可将抽象的时空因素引申为具有实际物理含义的虚拟变量,使模型具有更丰富的解释能力。

本文还存在以一些不足。出于火灾变化宏观研究的目的、数据的可获得性、篇幅限制的综合考虑,本文仅选择了人均GDP作为经济发展的代表性指标,但实际上经济体制、

产业结构、教育水平、收入水平等宏观经济因子都可能对城市火灾产生影响, 未来应从这些方面继续研究分析, 以取得更能为政府部门理解并转化为实际政策的研究结论。有关宏观经济发展、气候变化对城市火灾的影响, 已有研究较少, 尚未能形成成体系的理论框架, 普遍存在理论性不强、深度不够等问题; 火灾、气候、经济及其它因素共同组成了一个复合系统, 该复合系统的构成、演变、相互之间的影响还需要继续进行研究。

参考文献:

- [1] Duncanson M, Woodward A, Reid P. Socioeconomic deprivation and fatal unintentional domestic fire incidents in New Zealand 1993—1998. *Fire Safety Journal*, 2002, 37(2): 165~179
- [2] AFAC. Accidental fire fatalities in residential structures: Who's at risk? Technical Report. Australian Fire Authorities Council, 2005
- [3] Smith R, Wright M, Solanki A. Analysis of fire and rescue performance and outcomes with reference to population socio-demographics. *Fire Research Series*. London: Department for Communities and Local Government, 2008
- [4] 杨立中, 江大白. 中国火灾与社会经济因素的关系. *中国工程科学*, 2003, 5(2): 62~67.
- [5] 吴松荣. 1997~2004 年中国区域经济与火灾态势的关系分析. *火灾科学*, 2006, 15(4): 224~231.
- [6] 彭青松, 杜文锋, 刘东海. 浅析我国火灾与社会经济因素的关系. *消防技术与产品信息*, 2006, (4): 37~41.
- [7] Gunther Paul. Rural fire deaths: The role of climate and poverty. *Fire Journal*, 1982, (7): 34~38.
- [8] Sufianto Heru, Green Anthony R. Urban fire situation in Indonesia. *Fire Technology*, 2011, 48(2): 357~387.
- [9] Jonathan Corcoran, Gary Higgs, David Rohde. Investigating the association between weather conditions, calendar events and socio-economic patterns with trends in fire incidence: An Australian case study. *Journal of Geographical Systems*, 2011, 13(2): 193~226.
- [10] 武汉区域气候中心, 国家气候中心. GB/T20487-2006. 城市火险气象等级. 北京: 中国标准出版社, 2006.
- [11] 张继权, 刘兴朋, 佟志军. 草原火灾风险评价与分区——以吉林省西部草原为例. *地理研究*, 2007, 26(4): 755~762.
- [12] 闫峰, 王艳姣, 吴波. 近 50 年河北省干旱时空分布特征. *地理研究*, 2010, 29(3): 423~430.
- [13] R Charles, Jennings. Socioeconomic characteristics and their relationship to fire incidence: A review of literature. *Fire Technology*, 1999, 35(1): 7~34
- [14] Chang H S. Study of the exploration of fire occurrence spatial characteristics and impact factors: A case study of Tainan City. 14th International Conference on Urban Planning and Regional Development in the Information Society, Spain: Sitges, 2009.
- [15] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模, 北京: 清华大学出版社, 2009 年
- [16] 张征宇, 朱平芳. 空间动态面板模型拟极大似然估计的渐进效率改进. *数量经济技术经济研究*, 2009, 26(5): 145~157
- [17] 梁伟, 任保平. 中国经济发展阶段的评价及现阶段的特征分析. *数量经济技术经济研究*, 2009, 26(4): 3~18, 44.
- [18] 丁一汇, 任国玉, 石广玉, 等. 气候变化国家评估报告(I): 中国气候变化的历史和未来趋势. *气候变化研究进展*, 2006, 2(2): 3~8, 50.
- [19] 许吟隆, 黄晓莹, 张勇, 等. 中国 21 世纪气候变化情景的统计分析. *气候变化研究进展*, 2005, 1(2): 80~83, 97.
- [20] 邢淑芬, 俞国良. 社会比较: 对比效应还是同化效应?. *心理科学进展*, 2006, 14(6): 944~949.
- [21] 宋佰谦, 姚华. 关于经济行为惯性的初步理论分析和若干经济行为惯性的估计. *广西社会科学*, 1997, (6): 46~50.
- [22] 张文辉. 转型期城市区域重大火灾风险认知、评估和防范的宏观研究. 上海: 同济大学博士学位论文, 2007
- [23] 徐波, 何宁, 宫鹏, 等. 中国火灾的时空演变特征——基于 GIS 的统计分析. *自然灾害学报*, 2012, 21(1): 198~203.

The influence of spatial-temporal factors on urban fire variation in China

XU Bo¹, WANG Zhen-bo²

(1. International Institute for Earth System Science, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China)

Abstract: Based on Spatial-temporal Dynamic panel data Model (SDM), with fire statistical data of China's 337 cities in 2000-2009, the influence of spatial-temporal factors on Chinese urban fire variation was analyzed, and the integrated influence of economic development and climate change on urban fire occurrence was considered. By Granger causality tests, per capita GDP and annual average relative humidity were used to represent economic development and climate change respectively. Three factors (fire rate, per capita GDP, annual average relative humidity) have long-run equilibrium relationships, so the Fire-Economy-Climate Model with the three variables is suitable. By making up spatial-temporal factors and some transformation, fire SDM (FSDM) was constructed. The results showed that, arid climate makes the fire situation worse, while economic development turns this trend back and makes the fire situation better. Response sensitivity of climate factors in fires is stronger than that of economic factors in fires, so one should make great efforts to mitigate fire variation because of future arid climate. Spatial-temporal factors have significant influence on Chinese urban fire situation, namely fire assimilation effect, fire inertia effect, and fire caution effect. Under fire assimilation effect, fire situations in different regions influence each other, and neighboring regions usually have similar fire trends, so fire administrative departments should pay more attention to cross-region cooperation; under fire inertia effect, the trend at the places where the fire situation was serious or mitigative in the earlier stage will be persisted in the future, so all regions should adjust fire administrative measures to local conditions; under fire caution effect, neighboring regions' previous serious fire situations will alarm local region to strengthen fire prevention or increase safety investment, and reduce local fire occurrence rate, so fire prevention should learn lessons from neighboring regions' serious fire situations and clear up hidden troubles. Furthermore, 1st spatial lag variable is turned to an average value of neighboring units, this method simplifies the estimate process of spatial panel data model; and nonobjective spatial-temporal factors are expressed as meaningful dummy variables, which can provide reference for other studies.

Key words: urban fire; spatial-temporal factors; SDM; climate change; economy development