

犯罪数量与危害的空间分布及建成环境影响 ——基于北京市刑事案件的纵向研究

张延吉¹, 朱春武^{2*}, 秦波²

(1. 福州大学建筑与城乡规划学院, 福州 350108; 2. 中国人民大学城市规划与管理系, 北京 100872)

摘要:既有犯罪地理研究存在“重犯罪数量、轻犯罪危害”“多横向分析、少纵向分析”“求本地影响、弃空间依赖”等局限。为此, 论文利用2012—2017年北京刑事案件、兴趣点、道路网等3期面板数据, 以个案刑罚结果衡量其社会危害性, 探究犯罪发生数量与危害程度的空间结构, 厘清建成环境对两者的影响异同。研究表明: ① 犯罪数量与危害均呈集中集聚格局, 但犯罪危害的集中程度高于数量、集聚程度低于数量、稳定程度相对偏弱。② 如防卫空间理论所言, 高强度土地利用、多样化城市功能、通达的次干道支路网、邻近诱发地都对犯罪数量和危害发挥正向作用, 后者所受影响更大。③ 建成环境的上述影响大多存在空间依赖, 3D维度和商业场所具有集聚溢出效应, 管制较严的教育科研机构、公园广场、旅馆、公交站、停车场、居民区表现出内低外高式的空间竞争效应。

关键词:犯罪地理; 犯罪危害; 建成环境; 纵向研究; 北京

各类犯罪活动的空间分布及其形成机制是犯罪地理学研究的重要内容。西雅图(Weisburd et al, 2004; Weisburd et al, 2009)、波士顿(Braga et al, 2011)、坎皮纳斯(Melo et al, 2015)、特拉维夫(Weisburd, 2015)的时间趋势分析显示, 尽管每年案发总数时有波动, 但各市25%和50%的案件大体分别集中在1.5%与4%的地区, 约8成地域的犯罪数量保持稳定。Weisburd(2015)将该现象总结为“犯罪集中定律”, 表明犯罪防控不应均衡配置资源, 而需针对犯罪热点加强环境优化和警力部署, 以达事半功倍之效。

为解释建成环境对犯罪行为的影响, 日常活动理论将潜在犯罪分子、合适作案目标、缺乏有效防范作为案件发生的条件(Cohen et al, 1979)。三者的时空交汇与建成环境息息相关, 可把日常活动和特定活动集聚场所分别归入犯罪诱发地(crime generator, 如购物中心、体育场馆、公交站)及犯罪吸引地(crime attractor, 如酒吧、红灯区)(Brantingham et al,

1995)。理性选择理论进一步指出, 潜在收益、风险和成本是犯罪决策的核心因素(Cornish et al, 1986)。但在降低作案收益、提高被捕风险的空间优化策略上, Jacobs的街道眼理论和Newman的防卫空间理论互有分歧, 前者推崇布局紧凑、功能混合、路网通达的开放空间, 主张通过频繁使用达到监控目的(Jacobs, 1961); 后者认为大量混杂人员进出会稀释居民识别陌生人的能力, 低密度、私密性、以居住功能为主的封闭空间才能减少犯罪(Newman, 1972)。

为检验理论解释力, 国内外开展了大量实证研究, 不过由于分析单元、测量方式、研究地点、计量模型不同, 尚未达成统一结论。在西雅图(Sohn, 2016)、匹兹堡(SooHyun et al, 2016)、得克萨斯州(Zhang, 2016)、海牙(Langton et al, 2017), 以及中国北京(张延吉等, 2019)、长春(Liu et al, 2016)、DP半岛(徐冲等, 2015)、N市(张宁等, 2018)等地, 土地利用的紧凑性越高, 城市功能的混合性越强, 道路网

收稿日期: 2018-12-18; 修订日期: 2019-05-31。

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJCZH258)。[Foundation: The Project of Humanities and Social Science Youth Fund of Ministry of Education, No. 19YJCZH258.]

第一作者简介: 张延吉(1989—), 男, 上海人, 讲师, 硕士生导师, 研究方向为城市地理学。E-mail: chairman7up@126.com

*通信作者简介: 朱春武(1995—), 男, 四川泸州人, 硕士生, 研究方向为犯罪地理学。E-mail: zhuchunwu@ruc.edu.cn

引用格式: 张延吉, 朱春武, 秦波. 2019. 犯罪数量与危害的空间分布及建成环境影响: 基于北京市刑事案件的纵向研究 [J]. 地理科学进展, 38(12): 1876-1889. [Zhang Y J, Zhu C W, Qin B. 2019. Spatial distribution of crime number and harm and the influence of the built environment: A longitudinal research on criminal cases in Beijing. Progress in Geography, 38(12): 1876-1889.] DOI: 10.18306/dlkxjz.2019.12.005

络的通达性越佳,商店、酒吧、餐饮、娱乐场所、出租屋和公交的可达性越好,案发率就越高,证明防卫空间理论提倡的门禁社区有其合理性。伦敦(徐冰等, 2014)、路易斯维尔(Gilderbloom et al, 2015)、珀斯(Foster et al, 2016)等地的发现恰好相反,街道眼理论推崇的开放街区更显必要。在美国印第安纳,商业与高密度居住用地容易充当犯罪诱发地,产业用地、学校及公园则对暴力犯罪具有抑制作用(Stucky et al, 2009)。然而,既有犯罪地理学的理论及研究仍有3方面不足。

第一,研究对象上存在“重犯罪数量、轻犯罪危害”的局限。不同犯罪行为的作案动机、情节手段、侵财数额及对法益侵害程度各异,致使每起案件对被害人和社会的危害性大相径庭,也令每起案件所受刑罚的处罚程度不尽相同。但现有研究主要关注犯罪发生数量,相关理论源于所有案件具有同等危害的假设,这不仅不符合客观事实,也不利于提高犯罪防控效率(Ratcliffe, 2015; Norton et al, 2018)。

Sellin等(1964)通过社会调查评估各类案件对社会的危害程度,但个体间的判断标准并不统一(Los et al, 2017),样本代表性与结论客观性受到质疑(Norton et al, 2018)。另有学者利用逐项计算、Hedonic模型、双重差分等方法量化犯罪行为对住房价格产生的负面影响,以此反映犯罪危害(Linden et al, 2008)。可案件造成的隐性伤害和间接损失难以估算,使得测量效度不佳(Heaton, 2010)。Ratcliffe(2015)采用美国宾夕法尼亚的犯罪严重指数,对各类案件赋以1~15的分值,但该值为顺序型数据,无法加减乘除。剑桥犯罪危害指数(Cambridge Crime Harm Index, CHI)的使用率最高,它由415类案件的初犯最低刑期、社区服务时长、罚款金额^①累加而得(Sherman et al, 2016)。不过,上述方法均以案件类型为评价单元,忽视了同类案件中的个案差异。

经CHI加权可见,英国犯罪危害程度的空间分布比犯罪数量更为集中(Weiborn et al, 2017; Macbeth et al, 2019),盗窃犯罪危害的集中程度高于暴力犯罪(Norton et al, 2018),只有1/4的犯罪数量热点(hotspot)依旧属于犯罪危害热点(harmspot)(Weiborn et al, 2017; Macbeth et al, 2019)。新西兰的盗窃、攻击、伤害案件数与其危害程度也仅有中等偏弱的相关性(Curtis-Ham et al, 2017),证明针对数量

的犯罪地理研究无法揭示案情严重程度的空间格局。在部分城市,犯罪危害热点地区毗邻酒吧、公交站和地铁站(Norton et al, 2018),但这些文献以描述分析为主,犯罪危害的空间分布形成机制及其与犯罪数量的异同尚待挖掘。

第二,研究方法上存在“多横向分析、少纵向分析”的局限。既有研究大多利用横截面数据探讨建成环境对犯罪分布的影响,但遗漏变量、反向因果关系等内生性问题会导致估计偏误(Wo, 2016)。这方面美国研究较多。美国华盛顿案例证实了两者的反向关系,拥有较少侵财案件的街区更易吸引经济活动(Stacy et al, 2017);美国13市的研究还发现,犯罪行为对社区环境的作用大于后者对前者的影响,案件高发将引起零售业的衰败与弱势群体的增加(Hipp, 2010)。

基于面板模型的纵向分析更能确定单向因果关系,并控制影响犯罪而本身不随时间改变的环境因素(Stacy et al, 2017)。在1996—2002年的美国加州,零售商店较易诱发暴力行为,提高人口密度则可降低暴力活动频率(Gruenewald et al, 2006);在2000—2010年的华盛顿,高密度环境下的街道眼有力遏制了暴力犯罪,但未降低侵财案件数(Stacy et al, 2017);在1998—2008年的美国9市,酒吧和银行是犯罪吸引地;而扩大公共空间能提升社区凝聚力,进而抑制犯罪(Wo, 2016);在1991—2004年的芝加哥,白人社区的抢劫案随咖啡馆增多而减少,但该类案件数在缺乏凝聚力的弱势群体社区中有所攀升(Papachristos et al, 2011);在1990—2008年的波士顿,由于巡逻制度相对严格,抢劫案较少发生在主干道周边,却在便于逃逸的次干道和支路附近高发,显示出理性选择理论中潜在风险的重要性(Braga et al, 2011);在1989—2002年的西雅图,青少年犯罪稳定出现在学校、商店、餐馆等青年集中地,体现了日常活动理论的解释力(Weisburd et al, 2009)。

需要指出的是,目前有限的纵向研究通常将案发数作为被解释变量,尚未触及犯罪危害的讨论。对建成环境影响的探讨一般仅限于单项特征,缺乏根据3D(Cervero et al, 1997)或5D维度(Ewing et al, 2010)的全面分析。

第三,研究思路存在“求本地影响、弃空间依赖”的局限。犯罪活动并非独立、随机分布,而是呈

① 为使计算单位相统一,将罚金数额除以当地最低小时工资,然后把所得小时数折合成天数。

现空间自相关。如地理学第一定律所言,犯罪行为同时受本地和其他地区要素影响;距离越近,空间依赖就越强(Tobler, 1970)。其次,犯罪分子的跨边界流动会产生空间溢出。在加拿大圣约翰,75%的劫匪从住所至犯罪目标的距离不足1 km(Snook et al, 2006);其他欧美城市中罪犯出行的平均距离基本小于3 km(龙冬平等, 2017)。此外,犯罪点位和各类设施在地理编码时难免产生误差。

因此,环境影响过程的真实尺度与人为设定的分析单元并不一定吻合,应考虑空间依赖问题(Deane et al, 2008)。一种处理方式是采用空间滞后模型或空间误差模型(Stucky et al, 2009);另一种方式是在原模型中纳入解释变量的空间滞后项(Bernasco et al, 2011)。相较于前者,滞后项更能探明本地与邻近地区建成环境对本地犯罪的影响异同,以便厘清空间依赖究竟表现为空间集聚效应还是空间竞争效应(Fotheringham, 1985)。

邻近地区变量与本地变量的同向强化作用被称为空间集聚效应。在芝加哥,本地与邻近普查区的餐馆、商店、公交站、加油站都会招致本地抢劫案的增加(Bernasco et al, 2011);本社区与外围500英尺(1英尺=30.48 cm)范围内的商业用地将同时引起抢劫和攻击行为(Twinam, 2017);在加州,本地与周边邮编区的酒吧也均对本地暴力犯罪起着正向影响(Gruenewald et al, 2006)。与之相反,邻近地区变量与本地变量的反向作用被称为空间竞争效应。美国多地的纵向分析显示,本地普查区的零售商业带来了更多盗窃和暴力犯罪,邻近普查区的商业密度却与本地案发率存在显著负向关联,反映周边商业对本地犯罪具有虹吸作用,产生了内高外低式的空间竞争效应(Hipp, 2010);而咖啡馆等场所具有的非正式控制力能降低本地案发率,但会加剧邻近社区的犯罪现象,产生内低外高式的空间竞争效应(Wo, 2016)。

总的来看,以犯罪危害为对象、以面板模型为方法、考虑空间依赖性的犯罪地理研究刚刚起步,且集中于西方国家,兼顾三者的分析更为少见。为此,本文利用北京2012—2017年的刑事案件、兴趣

点(POI)、道路网等资料建构3期面板数据,在评价每起案件危害程度、全面测量建成环境特征和纳入空间滞后项的基础上,探究3个研究问题:① 犯罪活动的数量与危害呈现怎样的空间格局,彼此之间具有哪些异同? ② 要素紧凑性、功能多样性、路网通达性、公交邻近性、目的地可达性等建成环境特征如何影响犯罪数量与危害的空间分布? ③ 这些特征对犯罪活动的影响是否存在空间依赖,若存在,表现为空间集聚效应还是空间竞争效应?

1 研究设计

1.1 研究范围与数据来源

北京市西、北、东三面环山。考虑到山区的社会经济活动相对有限,本文将位于中心城区的东城、西城、朝阳、海淀、丰台、石景山全域,位于城市发展新区的顺义、通州、大兴全域和房山、昌平、门头沟三区中地处平原的街道乡镇纳入研究范围(图1)。把该区域划分成5415个1 km×1 km的方格网,以作为分析单元^②。

刑事案件数据来源于北京法院审判信息网^③。本文利用Python爬虫程序,爬取2013、2015、2017年发生在北京的所有一审刑事判决书。截至2018

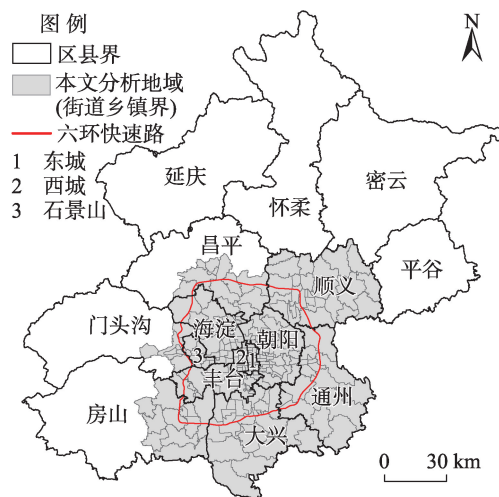


图1 研究范围

Fig.1 The study area

② 基于该分析单元,从本地方格网中任一区位至Q相邻方格网中任一区位的距离区间 $\in(0 \text{ km}, 2.83 \text{ km}]$,基本符合罪犯的移动范围(龙冬平等, 2017)。

③ 根据《最高人民法院关于人民法院在互联网公布裁判文书的规定》(法释(2013)26号、法释(2016)9号),人民法院需在互联网依法、全面、及时、规范地公布裁判文书。北京法院审判信息网的网址为 <http://www.bjcourt.gov.cn/>。需说明的是,法院受理的案件大多性质恶劣或金额较大,没涵盖未报案或未被公安立案及检察院起诉的犯罪活动。

年9月30日,3 a已公开的一审刑事判决书共32672份。剔除案情重复、案发地不明、不在研究范围、与城市空间无关的案件后,最终获得14148起案件的罪名、主刑种类、刑期、罚金数额和发生地址,通过地理编码识别案发地的经纬度。由于暴力犯罪涉及对人身安全的侵害,偷窃犯罪多为隐蔽性的侵财行为,两者的罪刑性质和发生机制各异(Melo et al, 2015),还需开展分类研究^④。

为测量各类城市建成环境特征,本文使用2012、2014、2016年包含道路等级信息的北京路网数据,并爬取某地图网站的地点检索服务API,得到2012、2014、2016年包含坐标、名称、类别等信息的北京POI数据。在去除难以归类的POI后,参考城市建设用地分类标准(GB50137—2011),分别将3 a约59万、89万、123万个POI归入33类功能^⑤。为反映各地社会经济状况,从链家网爬取2018年前成交的428961套北京二手房数据,包含建筑面积、销售价格、小区地址、交易时间等信息^⑥。

1.2 变量测量

1.2.1 被解释变量:犯罪发生数量与犯罪危害程度

犯罪发生数量是第一类被解释变量。但如上文所言,不同犯罪活动的严重程度大相径庭,而司法对每起案件的刑罚轻重最能客观反映犯罪行为所造成的社会危害,因此本文以个案刑罚结果为依据,以主刑刑期和附加刑罚金为标准,以两者加权、折算、求和后所得的月数为单位衡量犯罪危害程度(表1)。

在主刑部分,判处管制、拘役、有期徒刑、无期徒刑、死刑的案件比例分别为0.3%、23.3%、76.2%、0.2%、0.1%。有期徒刑的危害程度得分以刑期替代;管制及拘役分别属于性质轻微的社区矫正和短期自由刑,故将管制刑期乘以0.3、拘役刑期乘以0.5作为危害程度得分;为便于比较,对无期徒刑与死刑分别赋以400和1000个月的分值。附加刑部分

参考CHI的做法(Sherman et al, 2016),把罚金数额按当年北京城镇居民人均可支配收入折合成月数;因罚金的刑罚强度弱于徒刑,将该值乘以0.5后计算。最后,加总各方格网内所有案件的主刑与附加刑得分,以反映该处的犯罪危害程度,即为第二类被解释变量。

除关注所有犯罪的发生数量与危害程度外,将盗窃和暴力犯罪的发生数量与危害程度也作为被解释变量。

1.2.2 解释变量:城市建成环境特征

各类建成环境特征是解释变量。借鉴Cervero等(1997)提出的3D维度(密度Density、混合度Diversity、设计Design)与Ewing等(2010)提出的5D维度(新增与公交距离Distance to Transit、目的地可达性Destination Accessibility),以POI密度评价要素分布的紧凑性,以33类POI的熵指数量化城市功能的多样性^⑦,以主干道密度和次干道支路密度反映路网设计的通达性,以方格网中心到地铁站的最短道路距离和公交站POI占方格网总POI的比重测量公共交通的邻近性,以居住、零售批发、餐饮、旅馆、商务办公、停车场、教育科研、医疗卫生、工业、公园广场类POI占方格网总POI的比重体现不同目的地的可达性,这些场所常被视为犯罪诱发地或吸引地。

为厘清各解释变量的相对影响大小,取其标准分数进行回归^⑧。在建构各类建成环境特征的空间滞后项时,运用Q相邻法得到一阶空间权重矩阵,待矩阵标准化后,生成解释变量的空间滞后项,该值即为各变量在相邻方格网的平均标准分数。

1.2.3 混淆变量

除城市建成环境外,社会环境和政府管制也与犯罪活动存在关联(Gruenewald et al, 2006; Pappachristos et al, 2011)。房价空间分异是居民经济社会能力及社会空间分异的重要表征(宋伟轩等,

④ 本文将盗窃罪归为盗窃犯罪,将故意伤害罪、寻衅滋事罪、妨碍公务罪、抢劫罪、非法拘禁罪、敲诈勒索罪、故意毁坏财物罪、侵占罪、过失致人死亡罪、抢夺罪、聚众斗殴罪、放火罪、故意杀人罪、以危险方式危害公共安全罪、强奸罪、强制猥亵罪、爆炸罪、过失致人重伤罪归为暴力犯罪。

⑤ 功能类型包括行政办公(A1)、文化设施(A2)、教育科研(A3)、体育(A4)、医疗卫生(A5)、社会福利(A6)、外事(A8)、文物古迹与宗教(A7、A9)、零售商业(B11)、农贸市场(B12)、餐饮(B13)、旅馆(B14)、金融保险(B21)、艺术传媒(B22)、其他商务设施(B29)、娱乐(B31)、康体(B32)、加油加气(B41)、其他公用设施(B49)、民营培训(B91)、私人诊所与宠物医院(B92)、公园绿地(G)、工业(M)、物流仓储(W)、道路设施(S1)、轨道交通站点(S2)、综合交通枢纽(S3)、公交车站(S41)、停车场(S42)、一类居住(R11)、二类三类居住(R21、R31)和居住服务设施(R12、R22、R32)。另在A1中进一步识别派出所点位。

⑥ 链家网的二手房数据详见<https://bj.lianjia.com/chengjiao/>。近年来链家在北京二手房市场的占有率达4成左右,加之该网的成交数据真实,能较好反映各时期市内各处的房价水平。

⑦ 熵指数越大,说明各类功能越是多元混合;反之,表示城市功能相对单一。

⑧ 标准分数(即Z值)是以标准差(s)为单位,反映原始数值(x)与样本均值(\bar{x})偏离程度的统计量,计算式为 $Z=(x-\bar{x})/s$ 。

表1 变量的描述统计
Tab.1 Descriptive statistics of variables

变量	释义	均值			标准差		
		2013年	2015年	2017年	2013年	2015年	2017年
被解释变量							
所有犯罪的发生数量	单位:起	0.75	0.96	0.72	2.23	2.93	2.27
所有犯罪的危害程度	单位:月	12.06	12.61	8.43	48.56	54.66	40.13
盗窃犯罪的发生数量	单位:起	0.30	0.44	0.37	1.04	1.54	1.30
盗窃犯罪的危害程度	单位:月	3.59	3.87	3.07	15.77	14.86	12.10
暴力犯罪的发生数量	单位:起	0.45	0.52	0.36	1.48	1.70	1.24
暴力犯罪的危害程度	单位:月	8.47	8.75	5.37	41.53	47.44	35.25
解释变量							
POI密度	单位:个/km²	108.18	165.08	227.44	272.75	434.77	521.42
POI熵指数	$EI = \sum_i S_i \times \ln(1/S_i)$, S_i 为方格网内 <i>i</i> 类	1.51	1.51	1.72	0.74	0.76	0.68
	POI 占总POI之比						
主干道密度	单位:km/km²	0.65	0.67	0.70	0.95	0.96	0.98
次干道支路密度	单位:km/km²	1.88	2.04	2.19	2.04	2.12	2.20
到地铁站的最短距离	单位:km	10.35	9.58	8.73	8.36	8.25	8.18
公交站POI比重	S41类POI 占总POI之比	0.06	0.06	0.05	0.12	0.11	0.08
居住类POI比重	R21、R21、R31类POI 占总POI之比	0.08	0.08	0.07	0.16	0.12	0.11
零售批发类POI比重	B11、B12类POI 占总POI之比	0.12	0.14	0.17	0.14	0.15	0.15
餐饮类POI比重	B13类POI 占总POI之比	0.07	0.08	0.06	0.10	0.10	0.07
旅馆类POI比重	B14类POI 占总POI之比	0.01	0.01	0.01	0.04	0.04	0.03
商务办公类POI比重	B21、B22、B29类POI 占总POI之比	0.14	0.18	0.21	0.20	0.16	0.18
停车场POI比重	S42类POI 占总POI之比	0.02	0.02	0.03	0.05	0.05	0.06
教育科研类POI比重	A3类POI 占总POI之比	0.02	0.02	0.02	0.07	0.05	0.05
医疗卫生类POI比重	A5类POI 占总POI之比	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03	0.02
工业类POI比重	M类POI 占总POI之比	0.02	0.02	0.02	0.06	0.06	0.05
公园广场类POI比重	G类POI 占总POI之比	0.01	0.01	0.01	0.03	0.03	0.03
混淆变量							
房屋平均单价	单位:万元	1.64	1.97	3.73	1.19	1.17	1.99
到派出所的最短距离	单位:km	3.11	2.99	2.88	1.95	1.94	2.01

2017), 本文以 2012—2013、2014—2015、2016—2017 年各方格网的二手房平均成交单价反映社会经济状况, 普通克里金插值法被用以对未知房价样点进行无偏最优估计。同时纳入方格网中心到派出所的最短道路距离, 以控制监管强度干扰(Sohn, 2016)。为统一起见, 混淆变量也采用标准分数形式。最终构建 5415 个方格网×3 期的平衡面板数据。

1.3 计量模型

犯罪发生数量和大部分方格网的犯罪危害程度得分是非负整数, 违背了线性模型的正态性假定; 为使回归结果可比, 将被解释变量四舍五入成整数。对于计数数据, 一般采取泊松模型, 但均等分散(即方差等于均值)假设不符合集聚分布的犯罪活动规律, 加之泊松回归难以处理零值过多问题,

所以选用面板负二项模型。

为控制影响犯罪而本身不随时间改变的遗漏变量, 选取固定效应模型(FE), 豪斯曼检验也证明固定效应模型比随机效应模型更适用。因此, 以固定效应的面板负二项模型进行估计。

2 北京市犯罪发生数量与犯罪危害程度的概况和分布

2.1 基本概况

从犯罪发生数量来看, 北京刑事案件总数在 2013、2015、2017 年分别为 4389、5541、4218 起, 盗窃和暴力犯罪的发生频次先增后减, 但盗窃犯罪的比例有所提高。从每起案件的平均危害程度来看,

暴力犯罪比盗窃犯罪具有更大的社会危害性,不过两者的平均危害程度均逐年减弱(图2)。

受此影响,2015年所有犯罪的总体危害程度得分仅较2013年上升了3.7%,2017年较2015年大幅下降34.3%,表明北京治安状况明显改善。与犯罪数量的结构变化相似,暴力犯罪的危害程度得分占所有犯罪危害程度得分的比重由2013年的70.5%降至2017年的63.6%(图3)。

2.2 集中与集聚程度

就所有犯罪的集中程度而言,与“犯罪集中定律”基本吻合(Weisburd, 2015),北京25%的案发数集中在1.14%~1.31%的方格网,50%的案发数集中在3.79%~3.92%的方格网(表2)。相较于该定律仅关注案件数的不足,本文的研究进一步发现,犯罪危害的分布比犯罪数量更为集中,全市25%的危害

程度得分集中在不到1%的方格网,50%的危害程度得分集中在不到3%的方格网。而且犯罪危害日趋集中的态势比犯罪数量更强烈。

就所有犯罪的集聚程度而言,犯罪数量和犯罪危害均呈显著集聚分布。但与集中程度不同,犯罪数量的Moran's I值大于犯罪危害,且两者的Moran's I值逐年递减。这表示,犯罪危害热点在空间邻近度方面低于犯罪数量热点,不过犯罪数量与犯罪危害的空间分布都有一定的分散化倾向。

上述规律同样适用于盗窃和暴力犯罪。2类案件的差异在于,暴力犯罪数量的集中与集聚程度以及暴力犯罪危害的集聚程度都弱于盗窃犯罪,暴力犯罪危害的集中程度却高于盗窃犯罪,说明造成较大社会危害的暴力案件集中在极少数方格网,而它们的空间区位相对分散。

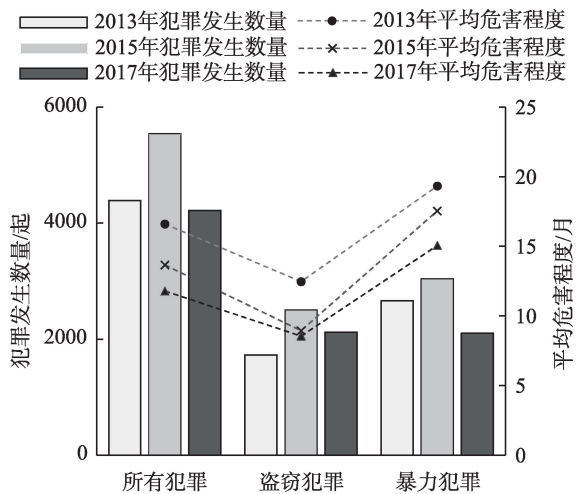


图2 各类犯罪的发生数量和平均危害程度
Fig.2 The number and average crime harm of various cases

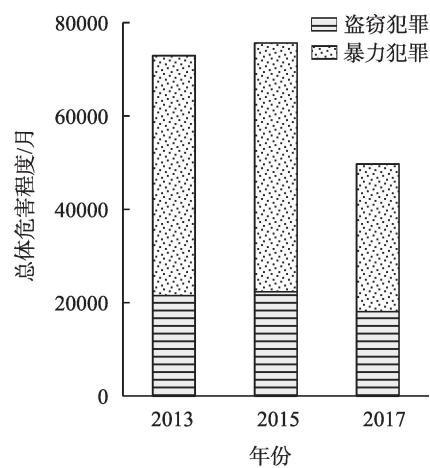


图3 各类犯罪的总体危害程度
Fig.3 Sum of crime harm of various cases

表2 犯罪活动的整体空间格局
Tab.2 Spatial pattern of criminal activities

类型	年份	犯罪发生数量			犯罪危害程度		
		累积25%犯罪数量的方格网比重/%	累积50%犯罪数量的方格网比重/%	Moran's I	累积25%犯罪危害程度得分的方格网比重/%	累积50%犯罪危害程度得分的方格网比重/%	Moran's I
所有犯罪	2013	1.31	3.92	0.368***	0.78	2.64	0.204***
	2015	1.22	3.82	0.332***	0.65	2.49	0.136***
	2017	1.14	3.79	0.296***	0.48	2.36	0.123***
盗窃犯罪	2013	1.03	2.97	0.416***	0.61	1.88	0.295***
	2015	0.94	3.01	0.348***	0.78	2.38	0.307***
	2017	0.90	2.83	0.334***	0.74	2.31	0.272***
暴力犯罪	2013	1.13	3.66	0.224***	0.52	2.01	0.111***
	2015	1.11	3.71	0.228***	0.39	1.70	0.065***
	2017	1.03	3.55	0.176***	0.22	1.35	0.055***

注:***表示在0.01的水平上显著。

综上所述,犯罪发生点位及其危害程度在空间上表现出明显的集中和集聚格局。两者的集中程度持续增加,但集聚程度略有下降;其中犯罪危害的集中程度高于数量,但集聚程度低于数量;暴力犯罪危害的分布更趋集中,但盗窃犯罪更为集聚。

2.3 空间分布格局

犯罪数量和犯罪危害的地理分布与社会经济活动的空间结构大体相仿。从所有犯罪数量的空间分布来看,该值在3 a间的Pearson相关系数约为0.74~0.82,并在0.01的统计水平下显著,反映犯罪发生点位保持了较好的稳定性。参考Weinborn等(2017)提出的热点标准,案发数大于均值2个标准差的犯罪数量热点主要位于动物园—西直门、王府井、朝阳CBD、四道口—中关村—魏公村、北京西站、大红门等拥有商业中心或交通枢纽的地区(图4)。犯罪数量与危害程度得分的Pearson相关系数约为0.61~0.74;4成左右的犯罪危害热点不属于犯罪数量热点,可见两者的空间格局同中有异。

从所有犯罪危害的空间分布来看,除中心城区

的王府井、北京西站、木樨园外,立水桥、回龙观、沙河、永顺、张家湾、寿宝庄、孙村等城郊地区的犯罪危害程度也居于高位(图5)。危害程度得分在3 a间的Pearson相关系数约为0.31~0.42,表明犯罪危害的分布格局更易随城市空间重构而改变。如近年来四道口和动物园周边的犯罪危害程度大幅下降,或与非首都功能疏解背景下五星建材市场、动物园批发市场的腾退拆迁有关。

从盗窃和暴力犯罪的空间分布来看,两者犯罪数量的Pearson相关系数约为0.56~0.64,犯罪危害程度得分的Pearson相关系数约为0.26~0.37,说明2类案件的空间格局不尽相同。西直门—动物园—四道口、王府井—东单—北京站、木樨园—方庄—大红门、中关村、北京西站等地是盗窃数量热点的连绵区(图6)。盗窃犯罪危害的分布稳定性稍弱,除王府井等少数地区外,盗窃犯罪危害热点大多零星出现在上述连绵区(图7)。暴力犯罪数量热点由CBD向南迁移,形成了潘家园—十里河—方庄—大红门连绵区,前门、东四等处的暴力案件也较为高

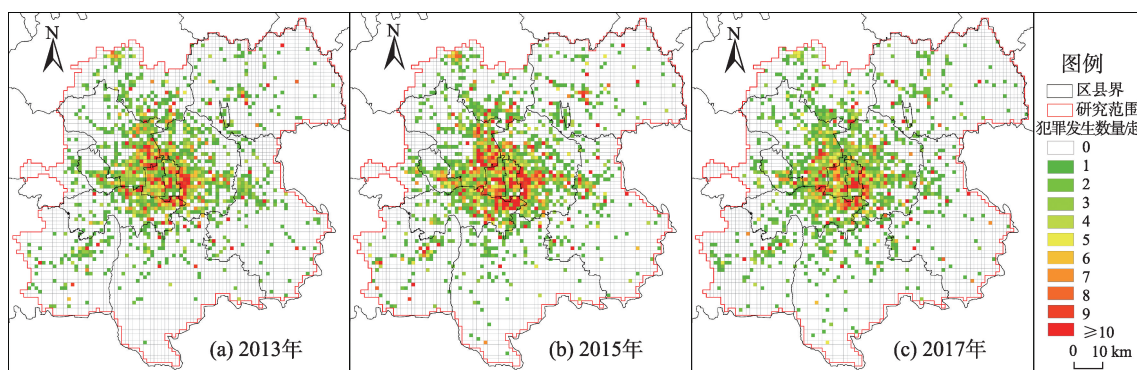


图4 所有犯罪数量的空间分布

Fig.4 Spatial distribution of the number of all crimes

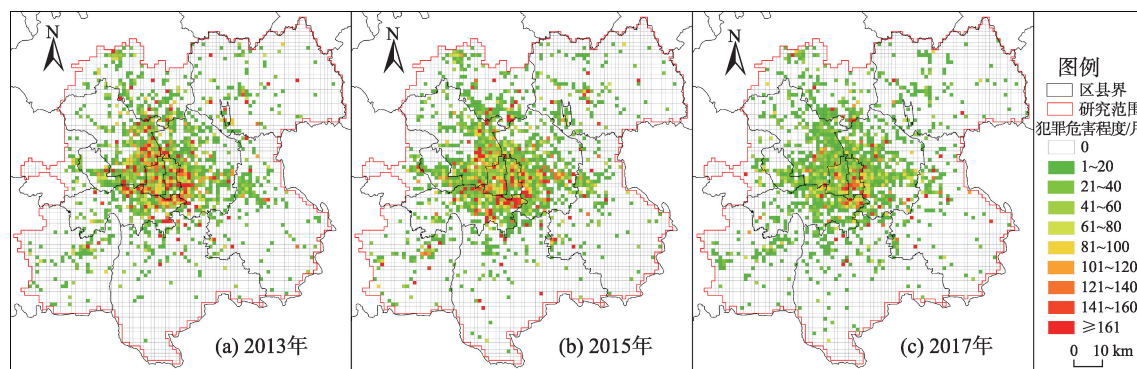


图5 所有犯罪危害的空间分布

Fig.5 Spatial distribution of the harm of all crimes

发(图8)。暴力犯罪危害热点则分散在大红门、十里河等批发市场集中,或八里桥、马驹桥、焦王庄、寿宝庄等混杂着商品房、传统村落和简易厂房的城乡结合部(图9)。

3 城市建成环境对犯罪发生数量与犯罪危害程度的影响

为明晰犯罪数量与危害的空间格局形成机制,

本节首先建构包含所有变量的面板负二项模型(表3),然后加入解释变量的空间滞后项(表4)。由于到地铁站的最短距离、房屋平均单价、到派出所的最短距离同各自滞后项高度相关,未纳入三者的滞后项。经检验,各变量的方差膨胀因子均小于10,不存在严重共线性。

3.1 建成环境特征的影响

从要素紧凑性的影响来看,POI密度与所有犯罪数量、暴力犯罪数量和各类犯罪危害程度均呈显

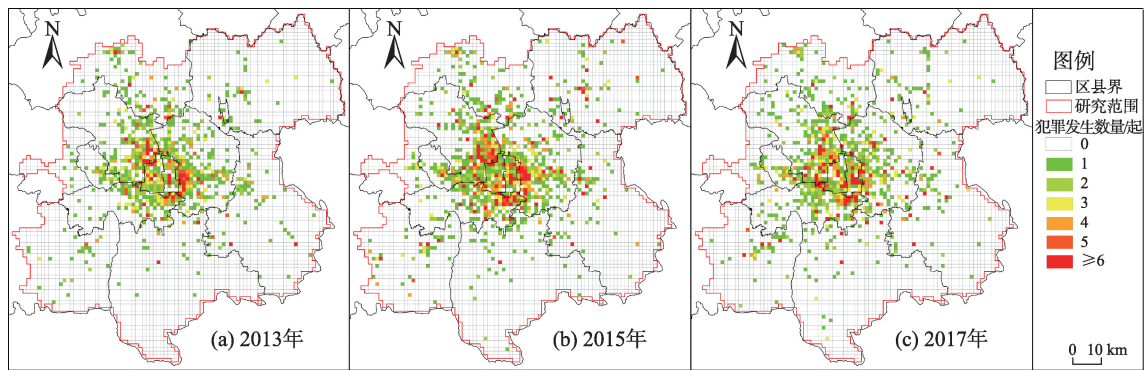


图6 盗窃犯罪数量的空间分布
Fig.6 Spatial distribution of burglary number

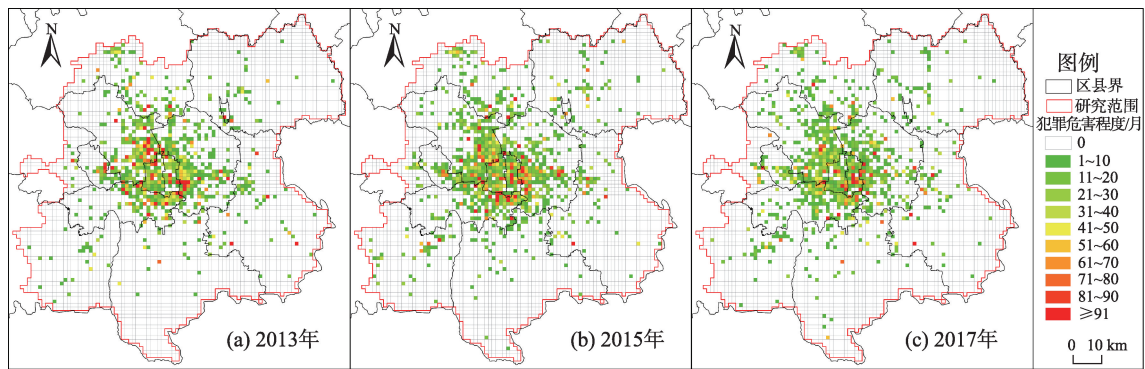


图7 盗窃犯罪危害的空间分布
Fig.7 Spatial distribution of burglary harm

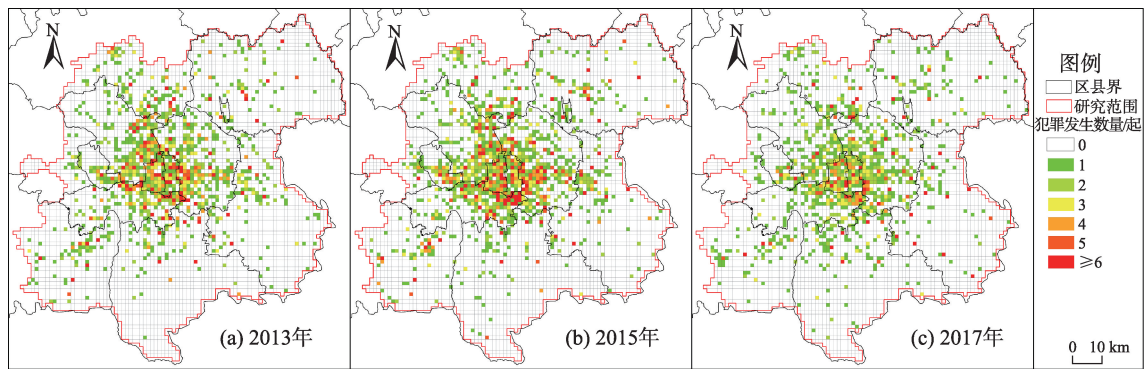


图8 暴力犯罪数量的空间分布
Fig.8 Spatial distribution of violence crime number

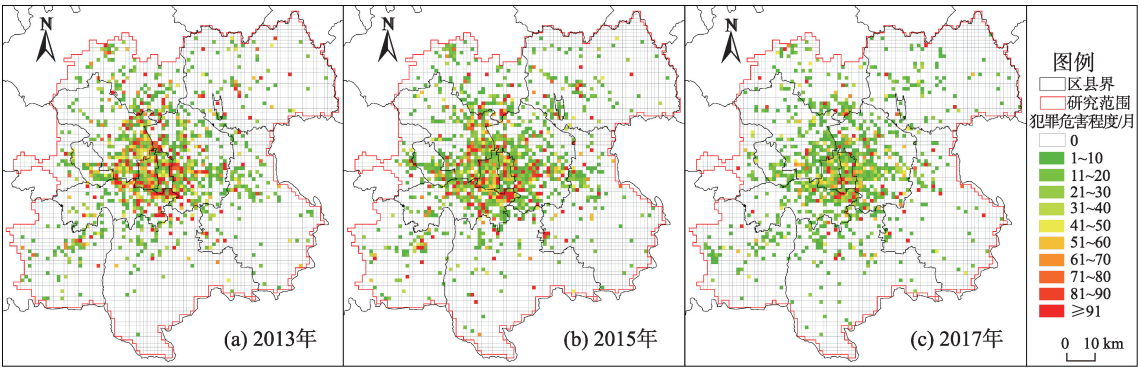


图9 暴力犯罪危害的空间分布
Fig.9 Spatial distribution of violence crime harm

表3 建成环境对犯罪活动影响的回归结果

Tab.3 Regression results of built environment to criminal activities

变量	模型1: 所有犯罪的 发生数量	模型2: 所有犯罪的 危害程度	模型3: 盗窃犯罪的 发生数量	模型4: 盗窃犯罪的 危害程度	模型5: 暴力犯罪的 发生数量	模型6: 暴力犯罪的 危害程度
POI密度	0.092***	0.286***	0.027	0.268***	0.135***	0.255***
POI熵指数	0.204***	0.276***	0.049	0.118**	0.295***	0.266***
主干道密度	-0.022	0.037*	-0.017	0.011	-0.073	0.021
次干道支路密度	0.006	0.094***	0.062	0.015	-0.011	0.109***
到地铁站的最短距离	-0.121	-0.207***	-0.082	-0.343***	-0.123	-0.098
公交站POI比重	0.075	-0.074	0.004	-0.070	0.076	0.013
居住类POI比重	0.095***	0.093***	0.091**	0.086***	0.085***	0.076**
零售批发类POI比重	0.155***	0.120***	0.299***	0.178***	0.053	0.038
餐饮类POI比重	0.143***	0.131***	0.148***	0.125***	0.161***	0.151***
旅馆类POI比重	0.077**	0.070*	0.110**	0.111**	0.060	0.058
商务办公类POI比重	0.152***	0.026	0.176**	0.118	0.134**	0.010
停车场POI比重	-0.063	-0.065*	0.049	0.063	-0.184***	-0.128***
教育科研类POI比重	0.076	0.063	0.004	0.007	0.126**	0.022
医疗卫生类POI比重	0.114***	0.078***	0.187***	0.136***	0.075*	0.043
工业类POI比重	0.105**	0.051	0.117*	-0.027	0.089*	0.088
公园广场类POI比重	-0.073	-0.093	-0.056	-0.109	-0.080	-0.019
房屋单价均值	-0.053	0.092***	-0.081	0.088**	0.007	0.053
到派出所的最短距离	0.017	0.260***	0.094	0.213***	0.161*	0.199***
常数	1.724***	-2.270***	1.415***	-2.585***	1.563***	-2.468***
Wald chi2(18)	124.43	1325.63	66.42	623.70	134.28	683.60
Prob>chi2	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著。下同。

著正向关联。从功能多样性的影响来看,POI熵指数也对所有犯罪数量、暴力犯罪数量和各类犯罪危害程度的上升起到了明显促进作用。这表明,高密度土地利用及混合化城市功能会为犯罪分子带来更多潜在作案机会,进而加剧犯罪现象。由标准化回归系数可知,紧凑性和多样性对所有犯罪危害的正向影响强于两者对犯罪数量的作用。不过就盗

窃犯罪而言,密度及混合度与案发数并无显著关系。从路网通达性的影响来看,道路网密度对各类犯罪数量的影响在0.1的统计水平上尚不显著,加密路网却能推高所有犯罪和暴力犯罪的危害程度。其中,次干道及支路密度的回归系数和显著性都大于主干道密度,显示次干道及支路对犯罪危害的影响比主干道更强。密路网的道路设计,尤其是

表4 考虑空间滞后项后建成环境对犯罪活动影响的回归结果

Tab.4 Regression results of built environment to criminal activities considered spatially lagged variables

变量	模型7： 所有犯罪的发生数量	模型8： 所有犯罪的危害程度	模型9： 盗窃犯罪的发生数量	模型10： 盗窃犯罪的危害程度	模型11： 暴力犯罪的发生数量	模型12： 暴力犯罪的危害程度
POI密度	0.089**	0.263***	0.038	0.224***	0.149***	0.210***
POI密度的空间滞后项	0.012	0.192***	-0.043	0.203***	-0.010	0.086*
POI熵指数	0.136**	0.179***	0.043	0.136*	0.362**	0.457***
POI熵指数的空间滞后项	0.109	0.151	0.035	0.007	0.223***	0.192***
主干道密度	-0.037	0.003	-0.021	-0.010	-0.078	-0.021
主干道密度的空间滞后项	-0.161	-0.002	-0.383**	-0.120**	-0.098	0.094
次干道支路密度	-0.024	0.080**	0.021	0.009	-0.023	0.124*
次干道支路密度的空间滞后项	0.161	-0.064	0.314	-0.088	0.047	0.085*
到地铁站的最短距离	-0.093	-0.072	-0.061	-0.156	-0.081	0.006
公交站点POI比重	0.023	-0.034	-0.004	-0.039	0.013	-0.009
公交站点POI比重的空间滞后项	0.321***	-0.047	0.417**	0.229	0.233**	0.049
居住类POI比重	0.036	0.046	0.048	0.029	0.012	0.005
居住类POI比重的空间滞后项	0.173***	0.119**	0.182**	0.184**	0.148**	0.111*
零售批发类POI比重	0.242**	0.122***	0.447***	0.269***	0.021	0.031
零售批发类POI比重的空间滞后项	0.085***	0.075	0.179***	0.111*	0.079	0.107
餐饮类POI比重	0.110**	0.150***	0.138*	0.079*	0.154**	0.122**
餐饮类POI比重的空间滞后项	0.076**	0.097**	0.067	0.095	0.083**	0.093**
旅馆类POI比重	0.048	0.041	0.067	0.047	0.041	0.030
旅馆类POI比重的空间滞后项	0.096	0.116*	0.125	0.312***	0.089	0.167**
商务办公类POI比重	0.137**	0.021	0.143*	0.067	0.147**	0.006
商务办公类POI比重的空间滞后项	0.096	-0.049	0.178	0.199	0.052	-0.091
停车场POI比重	-0.030	-0.082*	0.066	0.047	-0.095	-0.076
停车场POI比重的空间滞后项	0.061	0.164**	0.034	0.055	-0.023	-0.025
教育科研类POI比重	0.056	0.034	0.034	-0.022	0.083	-0.012
教育科研类POI比重的空间滞后项	0.046	0.170**	-0.127	0.070	0.147	0.187**
医疗卫生类POI比重	0.087**	0.065**	0.160***	0.118**	0.054	0.031
医疗卫生类POI比重的空间滞后项	0.161***	0.063	0.075	0.069	0.204***	0.172**
工业类POI比重	0.098**	0.065	0.105	-0.006	0.226**	0.081
工业类POI比重的空间滞后项	0.069	0.113	0.051	0.110	0.040	0.080
公园广场类POI比重	-0.083	-0.126*	-0.105	-0.164	-0.084	-0.028
公园广场类POI比重的空间滞后项	0.135*	0.145*	0.220*	0.293**	0.089	0.052
房屋单价均值	-0.071	0.122*	-0.087	0.218**	0.004	0.130**
到派出所的最短距离	0.046	0.192***	0.078	0.120	0.205**	0.146***
常数	1.694***	-2.220***	1.257***	-2.562***	1.726***	-2.412***
Wald chi2(18)	172.14	1341.31	109.19	640.47	165.95	716.92
Prob>chi2	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

通达的次干道及支路可为犯罪分子的快速逃逸提供便利;加之背街小巷大多较为隐蔽,硬件与软件层面的监管措施相对薄弱,加深了所有犯罪和暴力犯罪的严重性。

从公交邻近性的影响来看,到地铁站的最短距离与各类犯罪活动的发生数量同样没有显著关系,但随着到地铁站距离的缩短,所有犯罪和盗窃犯罪

的危害程度将显著提高。一方面,便捷的轨道交通有利于降低犯罪分子的出行成本;另一方面,地铁站的庞大人流增加了潜在收益,使单次盗窃造成的财物损失较大,以致成为严重盗窃犯罪的诱发地。公交站对犯罪数量和犯罪危害均无显著影响,或因北京多数公交站设有专人维护秩序,提升了犯罪分子的作案风险。

从目的地可达性的影响来看,若居住、零售批发、餐饮、旅馆、医疗卫生场所越密集,犯罪数量与危害程度会显著上升;零售批发、旅馆和医疗卫生场所主要充当盗窃犯罪的诱发地,居住区及餐馆则为盗窃和暴力犯罪的诱发地。商务办公楼和工厂集中地存在较多犯罪活动,学校附近的暴力案件数也明显偏高,但由于就业就学类场所的门卫制度和安防措施相对严密,2类犯罪的危害程度均未显著增加。此外,停车场的人流稀疏、管理较为规范,使其附近暴力案件的数量和危害程度低于平均水平;而公园广场对犯罪活动暂无显著影响。

总的来看,可渗透的城市建成环境未能有效抑制犯罪行为。相反,高强度的土地利用、多样化的功能混合、通达的道路网络、便捷的各类场所皆有助于营造人性化的空间氛围,吸引了更多作案对象,降低了居民鉴别可疑人员的能力,提高了犯罪分子的逃逸速度,使得作案次数更频繁、实施手段更恶劣、社会危害更严重。较之犯罪数量,犯罪危害的空间格局更易受到密度、混合度、路网设计和轨道交通的影响,但大部分非就业就学类场所同属犯罪数量和犯罪危害的诱发地。就不同犯罪类型而言,盗窃犯罪与多种诱发地的分布密切相关,暴力犯罪则多为3D因素所影响。

3.2 建成环境特征的空间依赖分析

在纳入解释变量的空间滞后项后,本地POI密度、POI熵指数和路网密度的回归结果同原模型基本相似。POI密度的滞后项与各类犯罪危害、POI熵指数的滞后项与暴力犯罪的数量和危害、次干道及支路密度的滞后项与暴力犯罪危害均呈显著正向关联,反映了邻近方格网的要素紧凑性、功能多样性和路网通达性会对本地犯罪的空间格局产生外溢作用,并表现为空间集聚效应。除主干道密度外,上述发挥显著作用的本地变量回归系数大于各自的空间滞后项,表明紧凑性、多样性、通达性的环境特征往往对本地犯罪影响最大、对周边犯罪的影响次之。与之相似,本地与邻近方格网的零售批发场所同时对本地的盗窃犯罪活动起到了带动作用,在本地或邻近方格网新增餐馆都将加剧本地的暴力犯罪活动,表明2类诱发地不仅能在本地招致犯罪,也对邻近地区的犯罪行为具有较强的空间集聚效应。

考虑空间依赖问题后,本地公交站、居民区、旅馆、教育科研机构、公园广场、停车场等诱发地对本

地犯罪现象不再具有显著影响或表现出负向影响,位于邻近方格网的上述场所却会激发本地犯罪,显现内低外高式的空间竞争效应。如周边公交站点对各类本地案件的数量发挥了显著推动作用,周边旅馆与各类本地案件的危害程度存在正向联系,邻近居民区拉高了各类本地案件的发生数量和危害程度,邻近教育科研机构、停车场及公园广场分别带动了本地暴力犯罪危害、所有犯罪危害和盗窃犯罪活动的增加,邻近医疗卫生机构也会加剧本地暴力犯罪。这些场所是开展日常活动的主要空间载体,但它们或由保安把守、或实行物理隔离、或设有监控设备,使得犯罪分子倾向在距离诱发地稍远的人流必经处作案。对该类诱发地而言,需在加强本地犯罪防控的同时重视周边地区的安保措施。

商务办公和工业类场所对犯罪行为没有产生明显的空间依赖,也未见一项建成环境特征具有内高外低式的空间竞争效应。

3.3 混淆变量的影响

社区房屋单价对犯罪数量尚无显著影响,但与犯罪危害存在正向关联,说明尽管高档社区的案发数同全市均值没有明显差异,潜在高收益却使案情更为严重。随着到派出所距离的增加,政府管制强度逐渐减弱,案件造成的社会危害不断扩大。

4 结论与讨论

既有的犯罪地理研究存在“重犯罪数量、轻犯罪危害”“多横向分析、少纵向分析”“求本地影响、弃空间依赖”等局限。为此,本文结合北京刑事判决书、兴趣点、道路网等资料,首先根据司法判定的刑罚结果量化每起案件的社会危害程度,以克服CHI等现行评价方法对同类案件中个案差异的忽视;其次,基于3期数据建构固定效应的面板负二项模型,以控制不随时间改变的遗漏变量并避免反向因果关系;此外,纳入反映建成环境5D维度的空间滞后项,以明晰空间依赖的详细表征。研究结果表明:

第一,Weisburd(2015)提出的“犯罪集中定律”可拓展为“犯罪数量与犯罪危害的集中集聚定律”。具体而言,犯罪活动的发生数量与危害程度均呈集中和集聚格局,犯罪危害的集中程度高于数量、集聚程度低于数量、稳定程度相对偏弱。这一规律同样适用于盗窃和暴力犯罪,不过暴力犯罪危

害更为集中,盗窃犯罪活动更为集聚。近年来,犯罪数量与危害的集中趋势不断增强,集聚程度略有下降,空间分布同中有异,在部分商业中心、交通枢纽和城乡结合部形成了数量热点或危害热点,但4成左右的犯罪危害热点不属于犯罪数量热点。

由此可见,每起案件的严重程度大相径庭,犯罪数量并不等同于犯罪危害,针对案件数量的地理分析难以全面揭示犯罪危害程度的空间结构。降低犯罪活动对社会大众的危害性,而非单纯减少犯罪发生数量,才是犯罪防控的根本目标,因此亟需将犯罪危害作为犯罪地理学的重点研究对象。

第二,一些犯罪地理理论同样适用于解释犯罪危害的集中集聚格局,而且相较于案发数量,犯罪危害程度的空间分布更易受到建成环境影响。具体而言,街道眼理论主张的可渗透环境未能有效降低犯罪数量与危害程度,高密度的土地利用、多样化的功能混合和邻近分布的各种诱发地在吸引人流的同时,为犯罪分子提供了更多作案对象,稀释了居民识别陌生人的能力;通达的次干道及支路网则便于犯罪分子在作案后快速逃逸,弱化了被捕风险。反之,功能单一、路网稀疏的低密度环境发挥着抑制犯罪数量和犯罪危害的作用。

由此可见,防卫空间理论倡导的封闭式理念有助于遏制日常活动理论和理性选择理论提及的犯罪引致因素,以达到减数量、降危害的双重目标。在当前“窄马路、密路网、开放性”的设计理念转型背景下,尤须关注与城市活力相伴而生的犯罪风险,慎重对门禁社区改造采取一刀切政策。

第三,除就业类场所外,各类建成环境特征对犯罪行为的影响都存在明显的空间依赖,表现为空间集聚效应和空间竞争效应。具体而言,要素密度、功能混合度、次干道支路密度、零售批发及餐饮类场所具有集聚溢出效应,提升3D属性和邻近商业场所会同时增加本地和周边地区案件的发生数或危害性。而监控较为严密的本地教育科研机构、停车场、公园广场、公交站、旅馆、居民区等诱发地对本地犯罪活动并无显著关系或呈负向关联,却能引发周边地区犯罪数量或犯罪危害的上升,显示其具有内低外高式的空间竞争效应。

由此可见,公安部门需要根据商业活动、人口密度、道路形态等环境变化,及时调整警力布局。除了重视本地环境优化与犯罪防控外,还应在上述具有空间集聚效应或竞争效应的诱发地周边加强巡逻和安保措施,建立健全跨边界的合作治理机

制,突破就辖区论辖区的传统警务工作理念。

受数据和篇幅所限,本文仍有如下不足:① 暂未考虑空间失序、物理隔离、人口构成、社区凝聚力等混淆变量;② 基于面的分析方法或将导致可塑性面积单元问题(MAUP);③ 对犯罪类型的划分较为粗略,可能忽视了盗窃或暴力犯罪内部各类案件的空间分布差异。未来可借助机器学习或利用基于距离的测度方法(如DO指数、M函数)开展比较分析。

参考文献(References)

- 龙冬平, 柳林, 周素红, 等. 2017. 地理学视角下犯罪者行为研究进展 [J]. 地理科学进展, 36(7): 886-902. [Long D P, Liu L, Zhou S H, et al. 2017. Research progress of criminal behavior from the perspective of geography. Progress in Geography, 36(7): 886-902.]
- 宋伟轩, 毛宁, 陈培阳, 等. 2017. 基于住宅价格视角的居住分异耦合机制与时空特征: 以南京为例 [J]. 地理学报, 72(4): 589-602. [Song W X, Mao N, Chen P Y, et al. 2017. Coupling mechanism and spatial-temporal pattern of residential differentiation from the perspective of housing prices: A case study of Nanjing. Acta Geographica Sinica, 72(4): 589-602.]
- 徐冰, 贺耀萱. 2014. 英国居住空间形态与犯罪的关系研究综述: 基于空间句法量化分析方法的典型建构 [J]. 城市规划, 38(10): 91-94. [Xu B, He Y X. 2014. An overview of studies on the relationship between residential spatial form and crime in the United Kingdom: The quantitative analysis method based on space syntax. City Planning Review, 38(10): 91-94.]
- 徐冲, 柳林, 周素红. 2015. DP半岛街头抢劫案件的临近重复发生模式 [J]. 地理研究, 34(2): 384-394. [Xu C, Liu L, Zhou S H. 2015. Patterns of near-repeat street robbery in DP Peninsula. Geographical Research, 34(2): 384-394.]
- 张宁, 王大为. 2018. 基于风险地形建模的毒品犯罪风险评估和警务预测 [J]. 地理科学进展, 37(8): 1131-1139. [Zhang N, Wang D W. 2018. Drug-related crime risk assessment and predictive policing based on risk terrain modeling. Progress in Geography, 37(8): 1131-1139.]
- 张延吉, 秦波, 朱春武. 2019. 北京城市建成环境对犯罪行为和居住安全感的影响 [J]. 地理学报, 74(2): 238-252. [Zhang Y J, Qin B, Zhu C W. 2019. The impact of urban built environment on criminal behavior and residential security in Beijing. Acta Geographica Sinica, 74(2): 238-252.]
- Bernasco W, Block R. 2011. Robberies in Chicago: A block-level analysis of the influence of crime generators, crime attractors, and offender anchor points [J]. Journal of Research in Crime and Delinquency, 48(1): 33-57.
- Braga A A, Hureau D M, Papachristos A V. 2011. The relevance of micro places to citywide robbery trends: A longi-

- tudinal analysis of robbery incidents at street corners and block faces in Boston [J]. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 48(1): 7-32.
- Brantingham P, Brantingham P. 1995. Criminality of place: crime generators and crime attractors [J]. *European Journal on Criminal Policy and Research*, 13(3): 5-26.
- Cervero R, Kockelman K. 1997. Travel demand and the 3Ds: Density, diversity and design [J]. *Transportation Research D*, 2(3): 199-219.
- Cohen L E, Felson M. 1979. Social change and crime rate trends: A routine activity approach [J]. *American Sociological Review*, 44(4): 588-608.
- Cornish D B, Clarke R V. 1986. Reasoning criminal: Rational choice perspectives on offending [M]. New York, USA: Springer-Verlag.
- Curtis-Ham S, Walton D. 2017. Mapping crime harm and priority locations in New Zealand: A comparison of spatial analysis methods [J]. *Applied Geography*, 86: 245-254.
- Deane G, Messner S F, Stucky T D, et al. 2008. Not 'islands, entire of themselves': Exploring the spatial context of city-level robbery rates [J]. *Journal of Quantitative Criminology*, 24(4): 363-380.
- Ewing R, Cervero R. 2010. Travel and the built environment: A meta-analysis [J]. *Journal of the American Planning Association*, 76(3): 265-294.
- Foster S, Hooper P, Knuiman M, et al. 2016. Are liveable neighbourhoods safer neighbourhoods? Testing the rhetoric on new urbanism and safety from crime in Perth, Western Australia [J]. *Social Science & Medicine*, 164: 150-157.
- Fotheringham A S. 1985. Spatial competition and agglomeration in urban modelling [J]. *Environment and Planning A*, 17(2): 213-230.
- Gilderbloom J I, Riggs W W, Meares W L. 2015. Does walkability matter? An examination of walkability's impact on housing values, foreclosures and crime [J]. *Cities*, 42: 13-24.
- Gruenewald P J, Remer L. 2006. Changes in outlet densities affect violence rates [J]. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 30(7): 1184-1193.
- Heaton P. 2010 Hidden in plain sight: What cost-of-crime research can tell us about investing in police [R]. Washington DC, USA: RAND Corporation Center on Quality Policing.
- Hipp J R. 2010. A dynamic view of neighborhoods: The reciprocal relationship between crime and neighborhood structural characteristics [J]. *Social Problems*, 57(2): 205-230.
- Jacobs J. 1961. The death and life of great American cities [M]. New York, USA: Vintage.
- Langton S H, Steenbeek W. 2017. Residential burglary target selection: An analysis at the property-level using google street view [J]. *Applied Geography*, 86: 292-299.
- Linden L, Rockoff J E. 2008. Estimates of the impact of crime risk on property values from Megan's Laws [J]. *American Economic Review*, 98(3): 1103-1127.
- Liu D, Song W, Xiu C. 2016. Spatial patterns of violent crimes and neighborhood characteristics in Changchun, China [J]. *Australian & New Zealand Journal of Criminology*, 49(1): 53-72.
- Los G, Ignatans D, Pease K. 2017. First-generation immigrant judgements of offence seriousness: Evidence from the crime survey for England and Wales [J]. *Crime Prevention & Community Safety*, 19(2): 151-161.
- Macbeth E, Ariel B. 2019. Place-based statistical versus clinical predictions of crime hot spots and harm locations in Northern Ireland [J]. *Justice Quarterly*, 36(1): 93-126.
- Melo S N D, Matias L F, Andresen M A. 2015. Crime concentrations and similarities in spatial crime patterns in a Brazilian context [J]. *Applied Geography*, 62: 314-324.
- Newman O. 1972. Defensible space: Crime prevention through urban design [M]. New York, USA: Macmillan.
- Norton S, Ariel B, Weinborn C, et al. 2018. Spatiotemporal patterns and distributions of harm within street segments: The story of the "harmspot" [J]. *Policing: An International Journal of Police Strategies & Management*, 41(3): 352-371.
- Papachristos A V, Smith C M, Scherer M L, et al. 2011. More coffee, less crime? The relationship between gentrification and neighborhood crime rates in Chicago, 1991 to 2005 [J]. *City & Community*, 10(3): 215-240.
- Ratcliffe J H. 2015. Towards an index for harm-focused policing [J]. *Policing*, 9(2): 164-181.
- Sellin T, Wolfgang M E. 1964. The measurement of delinquency [M]. New York, USA: John Wiley & Sons.
- Sherman L, Neyroud P W, Neyroud E. 2016. The Cambridge crime harm index: Measuring total harm from crime based on sentencing guidelines [J]. *Policing*, 10(3): 171-183.
- Snook B, Wright M, House J C, et al. 2006. Searching for a needle in a needle stack: Combining criminal careers and journey-to-crime research for criminal suspect prioritization [J]. *Police Practice and Research*, 7(3): 217-230.
- Sohn D. 2016. Residential crimes and neighbourhood built environment: Assessing the effectiveness of crime prevention through environmental design (CPTED) [J]. *Cities*, 52: 86-93.
- SooHyun O, Lee Y J. 2016. Crime and land use in Pittsburgh: A micro-size grid-cell analysis of the influence of land-uses on area crime [J]. *Crime Prevention and Community Safety*, 18(3): 204-227.
- Stacy C P, Ho H, Pendall R. 2017. Neighborhood-level economic activity and crime [J]. *Journal of Urban Affairs*, 39(2): 225-240.
- Stucky T D, Ottensmann J R. 2009. Land use and violent crime [J]. *Criminology*, 47(4): 1223-1264.
- Tobler W R. 1970. A Computer Movie Simulating urban growth

- in the Detroit region [J]. *Economic Geography*, 46: 234-240.
- Twinam T. 2017. Danger zone: Land use and the geography of neighborhood crime [J]. *Journal of Urban Economics*, 100: 104-119.
- Weinborn C, Ariel B, Sherman L W, et al. 2017. Hotspots vs. harmspots: Shifting the focus from counts to harm in the criminology of place [J]. *Applied Geography*, 86: 226-244.
- Weisburd D. 2015. The law of crime concentration and the criminology of place [J]. *Criminology*, 53(2): 133-157.
- Weisburd D, Bushway S, Lum C, et al. 2004. Trajectories of crime at places: A longitudinal study of street segments in the city of Seattle [J]. *Criminology*, 42(2): 283-321.
- Weisburd D, Morris N A, Groff E R. 2009. Hot spots of juvenile crime: A longitudinal study of arrest incidents at street segments in Seattle, Washington [J]. *Journal of Quantitative Criminology*, 25(4): 443-467.
- Wo J C. 2016. Community context of crime: A longitudinal examination of the effects of local institutions on neighborhood crime [J]. *Crime & Delinquency*, 62(10): 1286-1312.
- Zhang W. 2016. Does compact land use trigger a rise in crime and a fall in ridership? A role for crime in the land use-travel connection [J]. *Urban Studies*, 53(14): 3007-3026.

Spatial distribution of crime number and harm and the influence of the built environment: A longitudinal research on criminal cases in Beijing

ZHANG Yanji¹, ZHU Chunwu^{2*}, QIN Bo²

(1. School of Architecture and Urban-Rural Planning, Fuzhou University, Fuzhou 350108, China;
2. Department of Urban Planning and Management, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Existing criminal geography research has always focused on the number of cases, but neglected their severity. Limited by the availability of data, cross-sectional analysis was more universal than longitudinal, which would cause endogeneity problems. Furthermore, spatial dependence of different independent variables has not been systematically examined. In order to fill these gaps, this study utilized criminal case records, points of interest, and road network data from 2012 to 2017 in Beijing to explore spatial pattern of crime number and its harm, and clarify the role of urban built environment in their forming process. In order to measure the extent of crime harm, criminal penalty by judicial authorities was used as the indicator. First, this research demonstrated that both crime number and crime harm showed geographical concentration and agglomeration. However, concentration extent of crime harm was higher than crime number, but agglomeration extent of crime harm was lower than crime number. The degree of harmspot's stability was weaker than crimespot, therefore geographical analysis of crime number cannot fully reveal the spatial pattern of social harms caused by criminal cases. Second, permeable space postulated by street eyes theory was unable to inhibit criminal activities, while high density land use, diversified urban functions, convenient transport branch networks, and close spatial proximity to crime-prone areas could lead to the increase of crime number and crime harm, which is consistent with the prediction of defensible space theory. Additionally, crime harm was more susceptible to conducive built environment factors. Third, most influences caused by various characteristics of the built environment showed spatial dependence. Specifically, density, diversity, design of road network, as well as commercial place had agglomeration spillover effect, which meant that both local and neighboring environmental elements had positive relationship with native criminal activities. In contrast, local educational institutions, parks, squares, hotels, bus stops, parking lots, and residential areas that were strictly supervised had no effect or negative effect on native criminal activities, but neighboring attractors had significant positive impact on native criminal patterns. Because of this spatial competition effect, security measures should not confine to local areas and attractors.

Keywords: criminal geography; crime harm; built environment; longitudinal research; Beijing