
城市异质性、制度供给与创新质量

金培振 殷德生 金 桩^{*}

内容提要 本文基于城市异质性视角探讨制度供给与创新质量的关系。通过搜集 2003–2016 年中国 283 个城市涉及知识产权与环境保护的制度文本,整理得到城市发明、绿色技术和产学研结合专利数据。在考虑城市地理区位和经济发展水平的前提下,结合空间计量模型分析制度供给如何影响中国城市的实质性、可持续和协同式创新。研究发现:制度供给导致不同城市的高质量专利在数量与结构方面呈现空间分化趋势,其作用于创新质量的空间溢出方向和溢出距离也受城市异质性影响而表现各异。创新要素培育与配置是制度供给影响城市创新质量的重要机制。充分理解中国城市的异质性是构建高效率制度供给体系的基础。

关键词 城市异质性 制度供给 创新质量 空间溢出效应

一 引言

随着中国改革步入攻坚期和深水区,粗放式经济增长掩盖下的创新动力不足、环境污染加剧等深层次问题逐步显现。中美贸易摩擦引致产业链动荡及美国对中国技术封

^{*} 金培振、殷德生(通讯作者):华东师范大学经济学院 华东师范大学中国金融研究院 上海市普陀区中山北路 3663 号 200062;金桩:内蒙古财经大学金融学院 内蒙古呼和浩特市回民区北二环路 185 号 010070 电子邮箱:king19861231@163.com(金培振);dsyin@finance.ecnu.edu.cn(殷德生);Jinzhuang@sina.com(金桩)。

本研究得到国家自然科学基金青年项目(71904051)、中国博士后科学基金第 12 批特别资助项目(2019T120315)、中国博士后科学基金 64 批面上一等资助项目(2018M640354)、上海市“超级博士后”激励计划的支持。感谢两位匿名审稿人的宝贵建议,陆铭、张亚斌、宋马林、施祖辉、张玉鹏、李玉双、彭冲、胡国恒、韩峰、肖皓在本文撰写过程中给予宝贵建议和数据支持,在此表示感谢。文责自负。

锁也使中国经济增长面临更多的不确定性(Jin等2019)。以新一轮制度供给驱动全面深化改革,激发微观经济主体创新创业活力,是新常态发展阶段释放增长势能的关键。中国地区之间存在制度环境差异,在以知识产权保护力度不足、环境监管缺位等为代表的制度环境中,容易引致山寨取代创新、合谋软化监管等诸多乱象,成为阻碍高质量发展的严重掣肘。由于现代经济增长源于城市经济发展中的人力资本、创新和企业家精神(陆铭2017),中国城市粗放式增长背后的制度供给与创新逻辑理应引起更多的关注。统计数据表明,2017年中国的国际专利申请数为48882项,高居全球第二^①,但发明专利占比比较低、绿色技术专利相对匮乏、核心专利受制于人的局面并未彻底扭转^②。

诺思(1994)认为制度框架决定知识和技能获取的方向,不同制度将产生适合区域特征的差异化创新系统(Soskice和Hall2001)。在市场竞争趋于激烈、环境约束日益凸显、研发投入及风险不断加大的现实背景下,创新质量提升的内涵体现为:能否以更高的技术含量带动产品附加值提升?能否以绿色技术研发促进能源节约与污染物减排?能否以协同创新实现要素合理配置与研发风险分担?从创新产出视角看,可以发明专利在总专利中占比衡量是否倾向于实质性创新,以绿色技术专利占比衡量是否倾向于可持续创新,以企业、高校和研究机构的产学研结合专利占比衡量是否倾向于协同式创新。本文关注的问题是:制度供给差异是否引致城市创新质量分化?从空间联动视角来看,制度供给是否通过空间溢出作用于其他城市的创新选择?不同城市间的空间溢出方向有何差异?相较于现有研究,本文主要贡献在于:(1)在控制地理区位、经济发展水平等异质性因素的情况下,分析知识产权和环境保护制度对城市实质性、可持续和协同式创新的差异影响,并针对两类制度供给影响创新质量的空间溢出效应进行精细化分解,探明溢出效应在不同城市间的溢出方向与溢出距离。(2)基于数据挖掘手段整理2003-2016年中国各省和283个地级及以上城市涉及知识产权与环境保护的地方法规、政府规章、规范性文件和文件共计111278份,突破以往分析中难以量化制度供给的瓶颈;构建文本检索式方法,手工搜集中国城市发明专利、绿色技术专利和产学研结合专利等创新指标,并据此揭示创新趋势在不同城市的空间演化特征。(3)基于创新要素积累与配置视角,探明制度供给通过影响人力资本培育与科技人员就业选择,进而作用于创新质量分化的内在机制。

本文第二部分为文献回顾与命题提出;第三部分为研究设计,介绍关键指标构建思路、

① 参见2018年世界知识产权组织(WIPO)的报告*Global Innovation Index 2018: Energizing the World with Innovation* <http://www.wipo.int/publications/en/details.jsp?id=4330>。

② 2018年中兴公司遭遇的芯片供应危机堪称典型案例。

空间计量模型和空间溢出效应的分解思路;第四部分为经验分析,详解制度供给如何影响城市的实质性、可持续和协同式创新;第五部分为稳健性检验和进一步探讨;最后为结论。

二 文献回顾与命题提出

(一) 中国城市异质性与制度供给的非均衡性特征

不同城市存在地理区位、经济水平、技术差距、文化底蕴等异质性特征,经济地理学关注各层级城市是否存在不同的经济特征,以及在空间经济中是否扮演差异化角色 (Anderson 2012)。Greif(1993)认为不同社会、文化引致了组织和制度差异,区域初始条件、主体偏好、信息对称性和其他随机扰动使制度变化呈多样性趋势。

宪法框架下的中国城市制度供给具有非均衡性特征:在制度安排方面,沿海和发达城市的制度变革起步较早,内陆和欠发达城市则相对滞后。进入新世纪,特别是中共“十八大”以来,中央提出构建系统完备、科学规范、运行有效的制度体系,重视弥补区域制度短板。在制度结构方面,不同制度安排存在交互影响甚至冲突状态。譬如,在沿海与内陆城市、经济发达与欠发达城市,不同的技术基础、产业结构和能源需求导致城市在整体研发水平、产业演化趋势和资源环境约束方面出现较大差异,对知识产权和环境保护的制度需求与供给不尽相同。

命题 1:中国城市的地理区位和经济发展水平存在异质性,制度供给的数量与速度也不尽一致。

(二) 多重制度约束下的城市创新模式选择

知识产权保护制度使发明创造的价值从被无代价模仿到重归发明者所有,通过授予发明者垄断权 (Naghavi 和 Strozzi 2015)、吸引 FDI (Lee 等 2018)、减少研发溢出损失和缓解外部融资约束 (吴超鹏和唐葭 2016) 等途径提升创新水平。然而,知识产权保护并非引致高水平创新的充分条件,其效果受南北差距 (Akiyama 和 Furukawa, 2009)、经济复杂度 (Sweet 和 Maggio 2015)、技术基础 (易先忠等 2007) 等因素影响。Tong 等 (2014) 认为以专利申请衡量的创新有时表现为一种策略性行为,黎文靖和郑曼妮 (2016) 则将创新划分为推动技术进步和获取竞争优势的实质性创新,以及追求数量和速度以迎合政府政策与监管的策略性创新。增强知识产权保护对中国区域创新模式也有差异化影响,在对外开放较早和经济较发达的城市,企业倾向于依托技术而非价格以赢得竞争优势。知识产权制度对高资金投入和高技术含量的研发活动形成了强力保障,但企业在申请技术更复杂的发明专利过程中,也可能产生技术垄断、削

弱知识外溢的效应;相比之下,知识产权制度将激励内陆城市和欠发达城市的企业申请技术含量更低的实用新型和外观专利,推动创新成果在数量上快速提升。

环境保护制度也与创新活动关联紧密。有研究认为环境规制迫使企业升级技术、增添节能减排设备,企业遵循环境规制增加的成本将体现在产品价格方面并直接转嫁给消费者,从而削弱产品的市场竞争力(Heyes 2009)。Porter(1996)认为环境规制能刺激企业加强技术创新,其引致的“创新补偿”效应可以抵消企业“遵循成本”,从而增强企业生产率和产品竞争力。众多文献证实了Porter假说的科学性(Brunnermeier和Cohen 2003;涂正革和谌仁俊 2015)。进一步研究发现,不同环境规制工具和技术基础使异质性企业在绿色技术创新方面产生分歧(Kesidou和Demirel 2012),严格的环境规制可以增强发达地区高技术水平企业的绿色创新动力,有效削弱绿色创新外部性导致的市场失灵。

随着重大科技进步背后技术复杂度和资金投入不断攀升,现代高水平创新更加注重创新主体以及各类要素协同参与。Breznitz和Anderson(2005)发现相对区域企业之间的联系,多数企业认为与大学的科技联系更加重要。然而,协同创新中知识产权利益分配往往缺乏有效协调规则,导致制度供给与协同式创新的关系相对更为复杂。

命题2:受城市异质性影响,制度供给使不同城市在实质性创新与策略性创新、传统技术创新与绿色技术创新、独立式创新与协同式创新等方面形成分化趋势。

(三) 制度供给影响创新活动的空间关联分析

长期以来,中国地方官员处于以经济发展绩效为中心的“晋升锦标赛”中,同时也内嵌于辖区政府无法控制的外部市场竞争之中,由此引致区域间以邻为壑的策略互动(陆铭和陈钊 2009)与非合作博弈,会诱发市场分割(金培振等 2015)和环境“逐底竞赛”(Prakash和Potoski 2010)。由于中国区域间存在相互模仿或相异的发展战略,导致地区经济结构趋同与时空异化问题。区域间的制度变迁(赖庆晟和郭晓合 2015)和创新活动(白俊红和蒋伏心 2015)也存在空间依赖特征,倘若忽视空间关联和溢出效应,将削弱研究结论的现实解释力。

如果某城市的官员在产业规划与创新激励的政策设计方面做出改进,其他城市借助高度发达的信息渠道能及时捕捉前者的策略变化,进而调整自身策略将局部占优决策传导至辖区企业。基于上述策略的重复博弈不仅使市场竞争格局产生新变化,也使本地和其他地区的产业发展、创新模式被嵌入区域联动框架中。因此,中国城市制度供给并非依据行政区域划分而彼此割裂,城市间的策略互动会导致制度供给的空间依赖。一方面,不同的制度供给对城市创新质量存在异质性影响;另一方面,其他城市的

制度供给也通过空间关联对本地城市的创新质量产生影响。

命题3:中国城市之间的经济竞争和策略互动使制度供给存在空间依赖特征,并通过空间溢出效应影响其他城市的创新质量。

从文献发展脉络看,鲜有研究深入考察制度因素如何影响城市创新的路径分化,尤其在不同地理区位、经济发展水平条件下,尚未厘清制度供给影响城市创新质量的内在机制。在经验分析方面,围绕城市制度供给的研究受制于微观数据可得性,关于城市绿色技术创新、产学研结合创新的文献相对匮乏。至于制度供给对创新在不同城市间的空间溢出方向分解,也鲜见文献涉及。对此,本文主要针对现有研究局限做进一步的补充与完善。

三 研究设计

(一) 指标选取与统计分析

1. 城市制度供给指标

制度如何客观量化是学术界长期关注的议题,制度颁布及实施的微观数据并无官方权威统计,使得学术界难以从法律法规、行政命令等视角量化城市制度供给水平。本文尝试利用 Pycharm 软件编写网络爬虫程序,依托数据挖掘手段搜集中国城市的制度文件,具体考虑如下方面:

(1) 环境保护制度。本文从北大法宝数据库采集 2003–2016 年中国各省和 283 个地级及以上城市涉及污染治理的地方法规、政府规章、规范性文件和地方工作文件的全文文本(文件时效性为“现行有效”,检索关键词为“环境污染”),共计 2531 份地方法规和政府规章、24 032 份地方规范性文件、43 144 份地方工作文件^①。为消除城市规模差异,本文以城市每万人的环境保护文件数刻画环境制度供给水平。

(2) 知识产权制度。本文从北大法宝数据库获取 2003–2016 年中国各省和 283 个地级及以上城市涉及知识产权的地方法规、政府规章、规范性文件和地方工作文件的全文文本(文件时效性为“现行有效”,检索关键词为“知识产权”),共计 607 份地方法规和政府规章、14 732 份地方规范性文件、26 232 份地方工作文件,并以城市每万人的知识产权文件数刻画知识产权制度供给水平。

中国城市的地理区位和经济水平存在异质性。作者从沿海与内陆、经济发达与欠

^① 本文将省级制度文本数加总至地级市层面,使涵盖省、市两个层级的制度供给数据可以更全面反映城市发展面临的制度约束。

发达城市的视角划分样本^① 统计每万人环境保护制度和知识产权制度的文件新增数量,见图1和2。

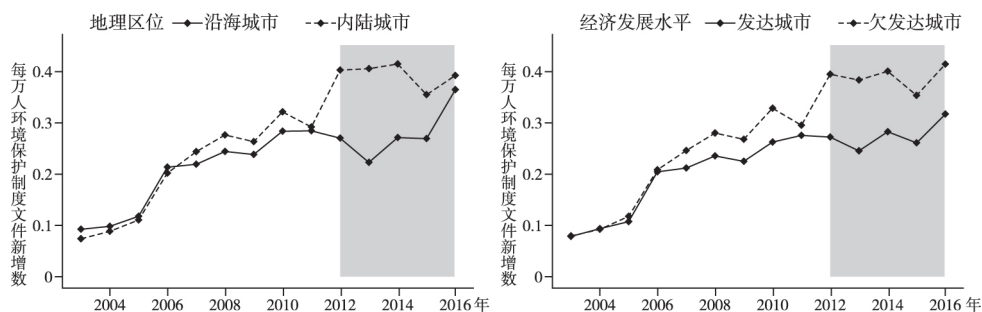


图1 中国城市每万人的环境保护制度文件新增数量

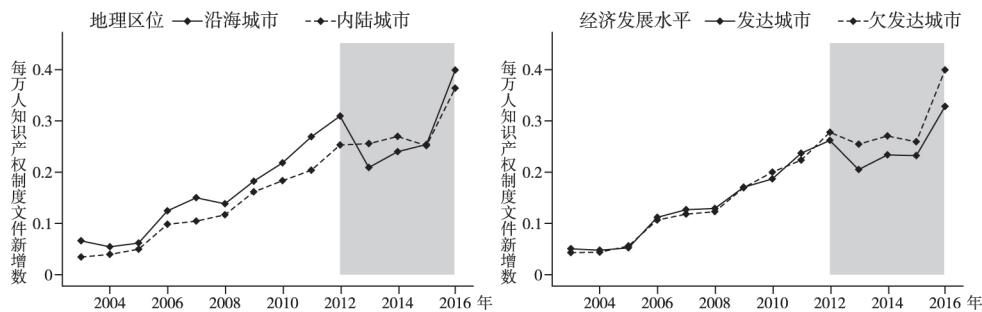


图2 中国城市每万人的知识产权制度文件新增数量

由图1可知,2003–2016年,各城市对环境保护的重视程度不断增强,相关制度文件新增数迅猛提升。除2006年以前沿海城市环境保护文件数略高于内陆城市,多数年份内陆城市和欠发达城市环境保护文件新增数均高于沿海城市和发达城市。图1标记深色部分显示,自2012年中共“十八大”以来,内陆城市与沿海城市环境保护制度供给差距呈先扩大、后收敛趋势,欠发达城市环境保护制度文件增速明显提升,表明中央针对生态文明建设战略部署促使环境污染严重的内陆城市和欠发达城市加快了

^① 前者包括中国东部省份101个城市和中西部省份182个城市。学术界关于城市等级划分尚无统一观点,第一财经发布的2017年中国城市等级排名依据商业资源集聚度、城市枢纽性、城市人活跃度、生活方式多样性和未来可塑性等5个标准进行划分。审稿专家提出在划分城市样本时需要考虑经济与人口因素,作者结合第一财经2017年中国城市等级排名名单,将人均GDP位于中位数以上的一、二、三线共计89个城市作为经济发达城市,将其余三、四、五线共计194个城市列为欠发达城市。此外,经济发展水平划分是以中国城市样本为参照系的相对标准,而非绝对标准。

制度完善进程。图2显示,内陆城市与沿海城市知识产权制度供给差距相对较小。不过在2012年以后,欠发达城市知识产权制度文件新增数提升较快,表明近年来上述城市正在加速弥补知识产权制度供给短板。

2. 城市创新质量指标

(1) 实质性创新。依据中国专利法关于专利类型的界定标准,无论从研发投入、申请费用、审查过程还是保护期限角度,发明专利较实用新型专利和外观专利的研发成本更高、申请程序更复杂、保护规定更严格,而且前者技术复杂度相对后者更高以至于难以模仿。本文以发明专利申请数占3类专利申请总数的比重来衡量城市的实质性创新,采用专利申请数而非授权数的原因在于前者代表城市当期的研发成果,而后者往往在专利申请后数年内才能获得授权。

(2) 可持续创新。依托绿色创新实现资源节约和污染减排是高质量发展核心内涵之一,本文采用绿色技术专利占城市专利总数的比重来刻画可持续创新倾向。虽然以往有很多关于绿色技术创新的讨论,但关于城市层面的绿色创新指标始终缺少权威数据支持。本文从国家知识产权局专利检索系统中利用系列关键词组合构建文本检索式^①,搜集2003–2016年中国283个城市绿色技术专利数据,并通过替换检索词的形式检查专利检索数据变化,结果证明该指标选择相对稳健。

(3) 协同式创新。由于地区企业之间(尤其是同行业企业)往往存在竞争关系,企业一方面通过独立创新并加强知识产权保护以防止被其他企业抄袭模仿;另一方面在创新活动中倾向与科研优势更强的大学或科研机构展开合作,原因是后两者善于发明创造,但在商业化运作推广方面并不擅长。因此,产学研结合的协同式创新体现了市场经济条件下创新要素优化配置理念。本文依据国家知识产权局专利检索系统的专利申请人信息^②,搜集2003–2016年中国283个城市的产学研结合专利数据,以其占城市专利总数的比重考察创新组织形式是否倾向协同式创新。

结合统计数据和图3可知^③,以每万人发明专利数和发明专利占比刻画的城市实质性创新存在明显的空间分化:沿海地区经济发达城市的每万人发明专利数遥遥领先

① 绿色技术专利检索式:说明书=(环保 OR 节能 OR 环境保护 OR 保护环境 OR 节约能源 OR 省电 OR 省水 OR 低能耗 OR 能耗低 OR 污染 OR 减排 OR 保护生态 OR 减少排放)。

② 产学研结合专利检索式:申请(专利权)人=(公司 OR 厂 OR 会社) AND(大学 OR 学院 OR 学校 OR(研究院 NOT 公司) OR(设计所 NOT 公司) OR(设计院 NOT 公司) OR(工程院 NOT 公司) OR(研究所 NOT 公司) OR(中心 NOT 公司) OR 医院 OR 工作站)。

③ 图3–5暂未纳入北京、上海、天津、重庆和深圳等超大城市。原因是上述城市的创新规模和创新质量均大幅领先国内其他城市,将其剔除有利于从可视化角度清晰地展示城市异质性引致的创新分化趋势。

于其他城市,其中京津冀、辽中南、胶东半岛、苏浙沪、珠三角等城市群已经形成高度密集“高-高”正向空间集聚^①;内陆地区多数城市的经济相对落后,每万人发明专利数相对各省会城市差距明显,表现出典型的邻近城市“低-低”空间集聚特征。与常理似乎相违的是,沿海地区除了京、津、冀、辽、胶东半岛等北方地区及长江以南的上海、福州、广州等少数城市的发明专利比重较高,其他多数城市占比较低;相较之下,内陆地区的许多城市发明专利占比更高,广西、山西等省份甚至呈整体高密度分布状态。

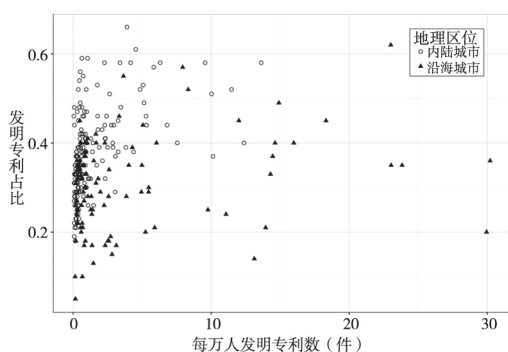


图3 中国城市实质性创新水平
(2003-2016 年平均值)

实质性创新的空间分化特征与以下因素有关：一是创新载体、人力资本和技术要素的空间转移。近年来,传统制造业从沿海地区向劳动力和资源更丰沛的内陆地区梯度转移,而发明专利主要依托工业尤其是制造业企业的技术研发。此外,沿海地区的土地、劳动力等要素价格提升使企业生产成本增加,持续高企的地价和房价推高了生活成本,内陆地区人才新政和创新激励政策势必吸纳沿海地区人才和技术跨区域转移。二是经济增长对技术的需求迫切性不同。沿海地区企业劳动力和资本投入相对密集,市场潜力较大,降低了经济增长对技术进步的迫切需求,内陆地区将更注重新发明新技术用于替代物质资本投入^②。此外,“互联网+”概念和多元化消费需求将激发模式创新(譬如共享经济概念),公众消费需求的快速更迭和对产品外观设计的重视促使沿海地区企业加快对实用新型和外观专利的研发。

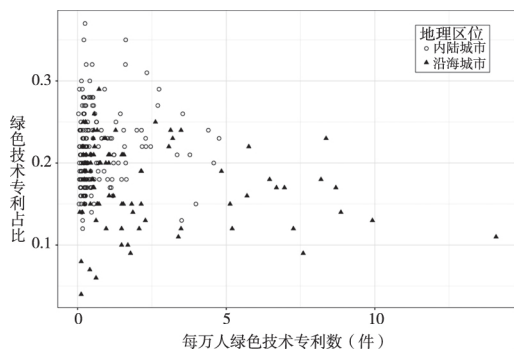


图4 中国城市可持续创新水平
(2003-2016 年平均值)

从可持续创新视角看,沿海地区多数城市的每万人绿色技术专利数量大幅领先于内陆地区(见图4)。但在绿色技术专利占比方面,除沿海地区的辽、冀两省城市的占比相

① 相关结论源自作者利用 ArcGIS10.5 软件测度的城市创新质量局部空间自相关指标(Local Indicators of Spatial Association ,LISA)。

② 感谢匿名审稿人对上述论点的补充建议。

对较高外,内陆地区尤其是资源型城市(譬如煤炭资源丰富的鄂尔多斯、赤峰、朔州、榆林)的绿色技术专利占比明显高于沿海。原因是吉林、内蒙古、山西、甘肃等省份的资源密集型城市面临着资源枯竭、产业衰退的严峻局面,由粗放型投入向高质量增长转型的需求更加迫切。此外,环境规制和公众环保诉求倒逼其加快关于资源节约和环境保护的绿色技术研发,故绿色技术专利在全部创新成果中的占比更高。

时至今日,中国城市参与协同式创新的整体水平依然很低(见图5)。仅有少量沿海经济发达城市的每万人产学研结合专利数相对较高,部分省会城市与计划单列市明显高于周边地级市,呈近似“中心-外围”的圈层结构。其他多数城市密集分布于每万人产学研结合专利数低于0.2,且占比不足1%的低水平区域。原因在于沿海经济发达城市以及省会城市的市场化水平较高,也是科教文化中心和产

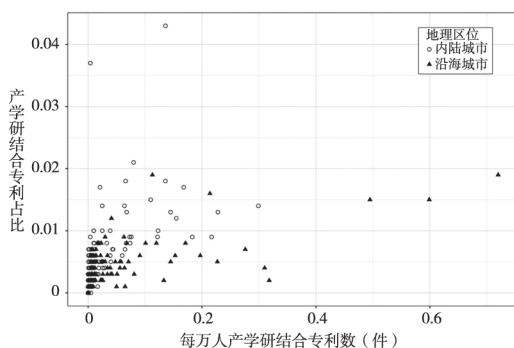


图5 中国城市协同式创新水平
(2003-2016年平均值)

业集聚区域,高技能劳动力可以相对自由地为企业间流动,高等院校和科研院所与本地企业的密切关联显著推动了知识溢出,辖区企业青睐于选择产学研结合的协同式创新。

3. 其他控制变量

本文考虑控制以下变量:每万人拥有专利总数刻画的城市创新规模、第三产业与第二产业增加值之比表示的产业高级化水平、外资投资金额占GDP比重表示的外商直接投资水平、城市财政支出中的科教支出占比刻画政府对科教创新的重视程度、社会消费金额与城市半径之比构建的市场需求潜力指标、城市金融机构存贷款总额占GDP比重表示的金融市场规模、城市互联网普及率、城市PM_{2.5}地表年均浓度代表的城市污染状况^①。本文还控制了各省政府与企业在研发内部支出结构的资金之比、技术输出与技术流入金额之比刻画创新辐射能力等指标。

(二) 计量模型设定

为控制计量模型可能存在重要遗漏变量导致的内生性问题,一方面,本文控制时间效应、地区效应,并尽可能将相关变量纳入分析框架;另一方面,本文采用空间

^① 参见美国巴特尔研究所和哥伦比亚大学公布的全球PM_{2.5}地表年均浓度数据, <http://sedac.ciesin.columbia.edu/>。

Durbin 模型(SDM)进行估计,依据 LeSage 和 Pace(2009)的解释,SDM 模型考虑因变量、自变量和扰动项的空间依赖,相比传统最小二乘(OLS)估计能更有效地削弱遗漏变量导致的估计有偏性(Elhorst 2010)。模型具体设定如下:

$$Y_t = \alpha I_N + \rho_1 WY_t + X_t\beta + WX_t\theta + \Xi_t O + W\Xi_t\delta + \mu + \varphi_t I_N + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 Y_t 为 $N \times 1$ 阶因变量向量; X_t 为以知识产权制度供给和环境保护制度供给代表的核心自变量矩阵; Ξ_t 为控制变量矩阵; t 为时间; I_N 为 $N \times 1$ 阶单位向量; α 为常数项参数; ρ_1 为空间自回归系数; β 、 θ 、 O 、 δ 均为需要估计的参数向量; W 为基于引力模型思想构建的考虑地理距离和经济规模的空间权重矩阵,矩阵元素 $w_{ij} = (Q_i \times Q_j) / d_{ij}^2$, i, j 代表各城市,当 $i = j$ 时, $w_{ij} = 0$, Q 表示城市人均 GDP, d 是根据国家基础地理信息系统 1:400 万地形数据库获得的经纬度数据结合 ArcGIS 10.5 软件计算的城市间直线距离; φ_t 为特定的时间效应, $\varphi_t I_N$ 表示控制了所有的特定时间效应和非空间单位变化; μ 、 ε_t 分别为地区效应和扰动项。为消除指标量纲影响以及潜在异方差问题,本文针对相应变量进行取对数处理。

此外,受到柯善咨(2009)关于城市经济增长扩散回流效应的研究启发,本文在考虑城市异质性的前提下,基于沿海城市 C 与内陆城市 I 、发达城市 D 与欠发达城市 B 两类分组,针对制度供给影响创新质量的空间溢出效应进行分解,以探明不同城市间具体的溢出方向。 $C-I$ 和 $I-C$ 表示沿海城市与内陆城市之间的空间溢出, $C-C$ 和 $I-I$ 表示相同地理区位城市之间的空间溢出, $D-B$ 和 $B-D$ 表示发达城市和欠发达城市之间的空间溢出, $D-D$ 和 $B-B$ 表示相同经济发展水平城市之间的空间溢出。

为简化分析过程,重点考察城市 i 的两类制度供给对其他城市的溢出方向,本文参考 Vega 和 Elhorst(2015)构建的空间 SLX 模型(Spatial Lag of X Model),并借鉴柯善咨(2009)的建模思路,精细化分解空间溢出效应。需要说明的是,SLX 模型相对 SDM 模型,由于不考虑内生交互效应 WY ,前者自变量的直接效应估计等同于变量系数估计值。此外,在仅考虑评测局部空间溢出效应而非全局空间溢出效应时,SLX 模型相对空间滞后模型(SAR)、SDM 等模型的间接效应计算更为简单,也即以 WX 的系数值表示即可。

以发达和欠发达城市为例,空间溢出效应分解思路为:城市制度供给 X_t 为 $N \times K$ 阶核心自变量矩阵,由其分解的矩阵 X_t^D 和 X_t^B 分别保留发达城市 D 或欠发达城市 B 的元素,其他元素均为 0。 W 为考虑地理距离与经济水平的 $N \times N$ 阶空间权重矩阵,求解 WX_t^D 和 WX_t^B 得到矩阵 $\Lambda_{X_t^D}$ 和 $\Lambda_{X_t^B}$,再将其分解为矩阵 $\Lambda_{X_t^D-D}$ 、 $\Lambda_{X_t^D-B}$ 、 $\Lambda_{X_t^B-B}$ 、 $\Lambda_{X_t^B-D}$,各矩阵保留接受空间溢出效应的城市元素,其他元素均为 0。如 $\Lambda_{X_t^D-B}$ 代表发达城市制度供给 X_t^D 影响欠发达城市 B 创新质量的空间溢出。不同城市分组的空间溢出效应分解模型为:

$$Y_t = cI_N + X_t a + \Lambda_{X_t^D-D} a_{DD} + \Lambda_{X_t^D-B} a_{DB} + \Lambda_{X_t^B-B} a_{BB} + \Lambda_{X_t^B-D} a_{BD} + \chi_t \Gamma + \psi + \omega_t I_N + \eta_t \quad (2)$$

$$Y_t = dI_N + X_t b + \Lambda_{X_t^C-C} b_{CC} + \Lambda_{X_t^C-I} b_{CI} + \Lambda_{X_t^I-I} b_{II} + \Lambda_{X_t^I-C} b_{IC} + \xi_t \pi + v + \tau_t I_N + e_t \quad (3)$$

其中 χ_t 、 ξ_t 为控制变量矩阵 ρ 、 d 为常数项参数; a 、 b 、 Γ 、 π 为待估计参数向量; 向量 a_{DD} 、 a_{DB} 、 a_{BB} 、 a_{BD} 、 b_{CC} 、 b_{CI} 、 b_{II} 和 b_{IC} 分别刻画不同城市之间的空间溢出效应, 其估计值显著性和系数符号反映空间溢出效应是否存在以及具体溢出方向; ω_t 、 τ_t 表示特定的时间效应; ψ 、 v 为地区效应; η_t 、 e_t 为干扰项。两类模型均采用固定效应模型估计。

(三) 数据说明

本文数据样本为除拉萨、三沙、巢湖、中卫以及港澳台地区城市之外的中国 283 个地级及以上城市。知识产权制度与环境保护制度供给数据来源于北大法宝数据库搜集到的制度文本, 发明专利、绿色技术专利和产学研结合专利等创新指标数据来自国家知识产权局专利检索系统。其他控制变量数据来自《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、EPS(Easy Professional Superior) 数据库、各城市国民经济和社会发展统计公报等。表 1 是所选指标的描述性统计。

表 1 本文所选指标及描述性统计

指标	指标符号	最大值	最小值	中位值	均值	标准差	样本数
环境保护制度供给	EGS	45.57	0.01	0.94	1.52	2.24	3962
知识产权制度供给	IPS	24.86	0.00	0.51	0.93	1.38	3962
城市实质性创新	CIS	1.00	0.00	0.34	0.35	0.15	3962
城市可持续创新	CIQ	1.00	0.00	0.20	0.20	0.08	3962
城市协同式创新	CIO	0.23	0.00	0.00	0.01	0.01	3962
城市创新规模	PP	335.50	0.00	1.59	7.72	21.92	3962
每万人发明专利数	PIP	169.09	0.00	0.47	3.12	10.36	3962
每万人绿色技术专利数	PGP	40.98	0.00	0.30	1.33	3.25	3962
每万人产学研结合专利数	CIP	3.06	0.00	0.01	0.05	0.17	3962
产业高级化水平	IOS	4.17	0.09	0.75	0.83	0.41	3962
科教财政支出占比	SFE	0.16	0.00	0.03	0.03	0.02	3962
外商直接投资水平	FDI	0.38	0.00	0.01	0.02	0.02	3962
互联网普及率	NET	3.66	0.00	0.08	0.12	0.16	3962
城市 PM2.5 年均浓度	PM2.5	90.86	0.01	34.22	36.49	16.50	3962
金融市场规模	FINA	8.88	0.13	1.76	2.04	0.98	3962
市场消费需求潜力	CONSUM	365.48	0.00	6.82	15.22	27.43	3962
政企研发支出之比	PGF	12 409.76	1.58	23.05	147.32	582.62	3962
技术输出与流入金额之比	EIV	3.17	0.00	0.76	0.77	0.43	3962

四 经验分析

(一) 城市制度供给与创新质量的关系

1. 中国城市的制度供给依赖: 基于 Moran' I 指数的空间自相关检验

前文初步阐释了城市经济竞争中的策略互动及其引致的制度依赖,意味着不同城市在制度供给方面存在空间自相关。为检验以上假设,本文利用 GeoDa 1.12 软件测算城市制度供给的全局及局部莫兰指数(Moran' I),两类指数分别表示整个空间集聚情况和某区域附近空间集聚情况。表 2 显示环境保护制度供给、知识产权制度供给两类指标均在 1% 水平下呈显著正向空间自相关,表明尽管中国城市之间制度供给差异较大,但整体上依然存在较强的空间依赖特征。

表 2 中国城市制度供给的空间自相关检验				
	全局 Moran' I 指数		局部 Moran' I 指数	
	知识产权	环境保护	知识产权	环境保护
指数	0.201 ***	0.155 ***	0.110 ***	0.087 ***
Z 值	6.27	5.01	7.75	6.40
方差	0.033	0.032	0.015	0.014
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

说明: *、**和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。

2. 城市制度供给与实质性创新的关系检验

表 3 基于双向固定效应模型(TW_FE)的全样本估计表明,知识产权制度供给(ln IPS)与每万人发明专利数量(ln PIP)之间呈反向关联(ln IPS 系数为 -0.141,在 5% 水平下显著)。原因是随着知识产权保护力度增强,相比发明专利,实用新型和外观专利的研发速度更快、技术门槛更低、风险相对可控,使创新要素集中配置于后两类专利的研发领域。此外,蓬勃兴起的国内市场需求重塑了公众消费观念,倒逼企业在成本控制前提下加快创新速度以迎合消费需求的变化,如当前盛行的“微创新”概念,这也是低水平专利迅速增长、知识侵权案例屡见不鲜的重要原因。

基于全样本 SDM 模型的结果表明知识产权制度供给(ln IPS)对以发明专利占比刻画的实质性创新(ln CIS)有显著负向影响,该结论与龙小宁和王俊(2015)的观点近似。他们基于省级数据的研究发现专利激励政策显著促进了专利申请和授权数的提升,但也诱使企业倾向研发实用新型专利和外观专利,从而降低了专利平均质量。由表 3 可知,沿海和发达城市的创新规模(ln PP)提升伴随着发明专利占比的下降,说明尽管上述城市在发明专利数量方面领先其他城市,但在结构变化方面呈反向变动趋

势。内陆和欠发达城市随创新规模的扩大,发明专利占比进一步提升,其原因与前文分析的消费多样性、产业转移和要素流动有关。

表 3 城市制度供给与实质性创新的关系检验

模型	TW_FE	TW_FE	SDM	SDM	SDM	SDM	SDM
样本类型	全样本	全样本	全样本	沿海城市	内陆城市	发达城市	欠发达城市
因变量	$\ln PIP$	$\ln CIS$	$\ln CIS$	$\ln CIS$	$\ln CIS$	$\ln CIS$	$\ln CIS$
$\ln PP$		0.353*** (15.17)	0.415*** (16.55)	-0.227*** (-9.80)	0.564*** (16.98)	-0.091*** (-4.22)	0.487*** (14.97)
$\ln IPS$	-0.141** (-2.24)	-0.431*** (-6.43)	-0.403*** (-4.09)	0.361*** (3.92)	-0.714*** (-4.55)	0.131** (2.25)	-0.599*** (-4.18)
$\ln SFE$	-0.107 (-1.30)	-0.147* (-1.67)	-0.072 (-0.78)	0.125* (1.72)	-0.022 (-0.17)	0.125** (2.18)	-0.142 (-1.10)
$\ln IOS$	-0.711*** (-10.90)	-0.175** (-2.49)	-0.179** (-2.33)	-0.070 (-1.04)	-0.315*** (-2.94)	0.022 (0.39)	-0.317*** (-3.08)
$\ln NET$	0.173*** (5.72)	-0.001 (-0.03)	-0.023 (-0.70)	0.037* (1.72)	-0.033 (-0.66)	0.067*** (3.20)	0.007 (0.17)
$\ln FINA$	0.930*** (10.00)	0.274*** (2.74)	0.264** (2.48)	-0.007 (-0.07)	0.249* (1.76)	0.151* (1.93)	0.220 (1.48)
$\ln FDI$	-0.009 (-0.64)	0.021 (1.46)	0.014 (0.94)	0.032* (1.83)	0.003 (0.16)	-0.021 (-1.53)	0.028 (1.38)
$\ln PGF$	-0.032** (-2.46)	-0.024* (-1.76)	-0.042** (-2.06)	0.003 (0.18)	-0.066** (-2.02)	0.018 (1.62)	-0.074*** (-2.67)
$\ln EIV$	0.043 (1.51)	-0.045 (-1.49)	-0.053 (-1.16)	-0.009 (-0.21)	-0.037 (-0.50)	0.002 (0.08)	-0.065 (-0.99)
$\ln CONSUM$	0.200*** (3.57)	0.089 (1.49)	0.107* (1.82)	0.028 (0.51)	0.132* (1.71)	0.034 (0.55)	0.108 (1.47)
常数项	-3.802*** (-8.59)	-3.638*** (-7.73)					
$W \cdot \ln Y$			0.154***	-0.005	0.167***	-0.062	0.194***
$W \cdot \ln IPS$			0.011	-0.470***	0.511**	-0.445***	0.445
R^2	0.771	0.148	0.366	0.721	0.358	0.754	0.342
样本量	3962	3962	3962	1414	2548	1246	2716

说明: 括号内为 t 或 z 值。LM 检验、Wald 检验和 LR 检验均提示采用空间 Durbin 模型, 检验结果备索。以上回归均已控制时间效应与地区效应。限于篇幅, 仅提供因变量及核心自变量的空间滞后项检验结果。下表同。

知识产权制度供给($\ln IPS$)与沿海和发达城市的实质性创新($\ln CIS$)均有显著正向关联, 对内陆和欠发达城市却呈显著负向影响。前两者的创新优势是经济更开放、科教水平更高、研发活动与国际前沿更接轨, 但其创新活动资金投入持续攀升、技术复

杂度不断加大也产生了更高的财务和技术风险。知识产权制度有助于构筑抵御知识侵权等不确定性因素干扰的“防火墙”,减少创新主体在高水平发明专利攻关中的后顾之忧。与之相对,知识产权制度供给促使内陆和欠发达城市向研发速度更快、成本较低的实用新型专利和外观专利倾斜,表明城市异质性将促使创新主体结合自身的经济与技术条件,选择不同创新路径以实现资源有效配置。由于部分城市的 $W \cdot \ln IPS$ 具有显著性,初步说明可能存在空间溢出效应,需要在后续分析中做进一步解释。

3. 城市制度供给与可持续创新的关系检验

与实质性创新相比,以绿色技术专利衡量的可持续创新不仅受知识产权制度供给影响,其研发活动还与环境规制强度密切相关。表4 知识产权制度供给($\ln IPS$)对城市每万人绿色技术专利数量($\ln PGP$)具有抑制作用(系数为 -0.230)。相对传统污染密集型技术,绿色技术创新作为应对资源消耗和环境污染的关键,有助于改善区域环境福利绩效(宋马林和金培振,2016),具有正外部性特征。然而,绿色技术研发周期长、投入多、风险大、市场需求不明显,在市场经济相对发达的城市,专利申请激励机制提升了非绿色专利的盈利能力,提高了投入绿色研发的机会成本,使企业在创新决策中倾向选择利润丰厚、市场前景明朗的传统技术创新,从而存在市场失灵问题。此外,在环境保护制度相对薄弱的欠发达城市,缺少政府财政补贴的企业在绿色技术研发成本和收益方面存在严重不平衡,其他企业更倾向于“搭绿色便车”,从而削弱了企业的绿色技术创新积极性。值得关注的是,环境保护制度供给($\ln EGS$)可对每万人绿色技术专利数量($\ln PGP$)增长提供有力支持(系数为 0.526),证实环境保护制度供给有利于破解绿色技术创新面临的市场失灵难题。

从细分样本来看,沿海和发达城市的知识产权制度供给($\ln IPS$)对可持续创新($\ln CIQ$)呈负向影响(系数分别为 -0.349 和 -0.338),环境保护制度供给($\ln EGS$)影响显著为正(系数分别为 0.836 和 0.334),其原因与关于绿色技术专利数量的分析类似。与之相对,内陆和欠发达城市的两类制度供给对可持续创新的影响均不显著。余泳泽和张先轸(2015)认为只有经济水平、要素禀赋以及制度环境达到一定程度后,以自主研发为主的内源式创新模式才是适宜的。相对沿海和发达城市,内陆和欠发达城市的企业平均规模较小、研发能力薄弱、融资约束问题突出,倘若将有限资金投入绿色技术创新也存在更高的财务和技术风险。因此,直接引进购买发达地区的绿色技术专利而非自主研发,对内陆和欠发达城市而言将是更优的选择。表4中内陆和欠发达城市的技术输出与流入金额之比($\ln EIV$)对可持续创新具有负向影响,而金融市场规模($\ln FINA$)对可持续创新的影响显著为正,佐证了上述观点。

表 4 城市制度供给与可持续创新的关系检验

模型	TW_FE	TW_FE	SDM	SDM	SDM	SDM	SDM
样本类型	全样本	全样本	全样本	沿海城市	内陆城市	发达城市	欠发达城市
因变量	$\ln PGP$	$\ln CIQ$	$\ln CIQ$	$\ln CIQ$	$\ln CIQ$	$\ln CIQ$	$\ln CIQ$
$\ln PP$		0.287*** (11.44)	0.335*** (12.51)	-0.218*** (-7.89)	0.461*** (12.94)	-0.218*** (-7.39)	0.412*** (11.98)
$\ln IPS$	-0.230*** (-3.44)	-0.215*** (-2.78)	-0.193 (-1.60)	-0.349** (-2.47)	-0.117 (-0.62)	-0.338*** (-3.63)	0.053 (0.30)
$\ln EGS$	0.526*** (7.64)	-0.068 (-0.84)	0.138 (1.16)	0.836*** (5.98)	-0.089 (-0.53)	0.334*** (3.57)	-0.083 (-0.47)
$\ln SFE$	-0.276*** (-3.41)	-0.339*** (-3.62)	-0.289*** (-2.95)	-0.140 (-1.62)	-0.258* (-1.87)	-0.146* (-1.88)	-0.385*** (-2.81)
$\ln PM2.5$	-0.751*** (-7.19)	-0.161 (-1.32)	-0.116 (-0.53)	-0.067 (-0.30)	-0.217 (-0.70)	-0.121 (-0.81)	-0.138 (-0.44)
$\ln IOS$	-0.464*** (-7.27)	0.059 (0.79)	0.072 (0.89)	0.040 (0.51)	0.053 (0.46)	0.057 (0.73)	0.071 (0.66)
$\ln NET$	0.139*** (4.70)	0.014 (0.41)	-0.002 (-0.07)	0.063** (2.52)	-0.029 (-0.55)	0.123*** (4.33)	-0.004 (-0.09)
$\ln FINA$	0.919*** (10.08)	0.496*** (4.65)	0.512*** (4.53)	0.165 (1.50)	0.630*** (4.12)	0.105 (0.99)	0.616*** (3.93)
$\ln FDI$	-0.037*** (-2.72)	-0.008 (-0.49)	-0.006 (-0.34)	-0.036* (-1.73)	-0.018 (-0.83)	-0.070*** (-3.74)	0.002 (0.10)
$\ln PGF$	-0.027** (-2.08)	-0.001 (-0.04)	0.035 (1.60)	0.032 (1.58)	0.052 (1.49)	0.022 (1.48)	0.018 (0.60)
$\ln EIV$	-0.064** (-2.24)	-0.112*** (-3.40)	-0.242*** (-4.89)	-0.201*** (-3.76)	-0.310*** (-3.89)	-0.081*** (-2.59)	-0.197*** (-2.81)
$\ln CONSUM$	0.125** (2.31)	-0.021 (-0.34)	-0.002 (-0.03)	0.032 (0.49)	-0.008 (-0.10)	0.088 (1.05)	-0.016 (-0.20)
常数项	-1.349** (-2.48)	-3.885*** (-6.16)					
$W \cdot \ln Y$			0.106***	0.129***	0.097**	0.051	0.167***
$W \cdot \ln IPS$			-0.047	0.325	-0.258	0.399**	-0.459
$W \cdot \ln EGS$			-0.492*	-1.088***	-0.319	-0.652***	0.070
R^2	0.778	0.110	0.303	0.590	0.294	0.572	0.296
样本量	3962	3962	3962	1414	2548	1246	2716

4. 城市制度供给与协同式创新的关系检验

表 5 中,除发达城市样本的 Wald 检验与 LR 检验均未通过之外,其他细分样本均应考虑采用 SDM 模型。其中,知识产权制度供给($\ln IPS$)对各细分样本城市协同式创新($\ln CIO$)并无显著影响,环境保护制度供给($\ln EGS$)将促进沿海城市协同式创新,但对欠发达城市具有抑制作用。由于环境污染扩散与自然地理中的大气环流、地表径流等因素密切相关,区域污染治理存在空间关联性和“治则两利,废则双输”的典型特征。随着中央和省级政府环境规制标准不断增强,构建城市污染防控信息共享机

制显得尤为必要,也将刺激能源节约与污染治理等关键技术跨区域协同创新。从城市异质性角度看,沿海地区在高等教育方面更具优势,企业技术水平和成本控制能力相对更强。一方面,欠发达城市的高等教育发展相对薄弱,技术交易及市场转化机制尚不成熟;另一方面,增强环境规制也使技术落后的当地企业陷入成本增加的窘境。因此,在缺乏技术与资金支持的欠发达城市,创新资源不会倾向配置于产学研结合领域。

表 5 城市制度供给与协同式创新的关系检验

模型	TW_FE	TW_FE	SDM	SDM	SDM	SDM	SDM
样本类型	全样本	全样本	全样本	沿海城市	内陆城市	发达城市	欠发达城市
因变量	ln CIP	ln CIO	ln CIO	ln CIO	ln CIO	ln CIO	ln CIO
ln PP		0.131*** (2.68)	0.189*** (3.63)	0.003 (0.03)	0.219*** (3.55)	-0.190* (-1.87)	0.209*** (3.36)
ln IPS	-0.085 (-0.53)	0.024 (0.16)	0.080 (0.34)	-0.292 (-0.55)	-0.235 (-0.71)	0.077 (0.24)	-0.072 (-0.22)
ln EGS	0.061 (0.38)	-0.001 (-0.00)	-0.082 (-0.35)	0.929* (1.76)	-0.087 (-0.30)	0.747** (2.32)	-0.748** (-2.33)
ln SFE	0.131 (0.69)	-0.299* (-1.65)	-0.329* (-1.72)	-0.469 (-1.44)	-0.274 (-1.14)	-0.773*** (-2.88)	-0.037 (-0.15)
ln PM2.5	0.077 (0.31)	0.349 (1.47)	0.581 (1.36)	1.306 (1.55)	0.469 (0.87)	0.628 (1.22)	-0.085 (-0.15)
ln IOS	0.222 (1.47)	-0.073 (-0.50)	0.124 (0.78)	-0.514* (-1.71)	0.282 (1.42)	-0.337 (-1.24)	0.208 (1.06)
ln NET	0.021 (0.30)	0.179*** (2.68)	0.179*** (2.65)	0.105 (1.11)	0.234** (2.51)	0.373*** (3.81)	0.009 (0.11)
ln FINA	0.228 (1.06)	0.232 (1.12)	0.144 (0.65)	0.786* (1.89)	-0.130 (-0.49)	0.610* (1.67)	-0.238 (-0.84)
ln FDI	-0.051 (-1.58)	0.005 (0.17)	0.023 (0.70)	0.201** (2.53)	-0.010 (-0.28)	-0.015 (-0.23)	0.031 (0.81)
ln PGF	-0.037 (-1.23)	0.017 (0.57)	0.083* (1.95)	0.056 (0.72)	0.109* (1.79)	0.012 (0.23)	0.062 (1.17)
ln EIV	0.034 (0.51)	0.061 (0.96)	0.029 (0.30)	0.115 (0.57)	0.115 (0.83)	0.056 (0.51)	-0.086 (-0.68)
ln CONSUM	0.125 (0.97)	-0.024 (-0.19)	-0.003 (-0.02)	-0.232 (-0.95)	0.076 (0.53)	-0.289 (-1.01)	0.019 (0.14)
常数项	-7.986*** (-6.20)	-9.630*** (-7.86)					
W • ln Y			0.082**	0.031	0.079*	-0.027	0.092**
W • ln IPS			-0.363	-0.036	0.631	-0.244	0.117
W • ln EGS			0.393	-0.345	0.293	-0.371	1.317**
R ²	0.426	0.209	0.528	0.533	0.512	0.580	0.429
样本量	3962	3962	3962	1414	2548	1246	2716

说明: Wald 检验、LR 检验提示大城市样本不适宜采用空间 Durbin 模型估计。

(二) 基于空间溢出效应视角的考察

城市制度供给在影响自身创新质量的同时,是否也对其他城市产生影响?本文进一步考察了制度供给在不同城市之间影响创新质量的空间溢出方向^①,回归结果见表6。

表6 制度供给影响创新质量的空间溢出效应分解:基于地理区位与经济发展水平视角

制度供给对实质性创新的空间溢出效应分解								
	沿海城市	沿海城市	内陆城市	内陆城市	发达城市	发达城市	欠发达城市	欠发达城市
	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
	沿海城市	内陆城市	沿海城市	内陆城市	发达城市	欠发达城市	发达城市	欠发达城市
A_{IPS}	-0.466** (-2.38)	-0.553*** (-2.75)	-0.761*** (-3.31)	-0.339* (-1.85)	-0.323* (-1.76)	-0.313* (-1.69)	-0.170 (-0.91)	-0.115 (-0.62)
溢出方向	-	-	-	-	-	-	○	○
制度供给对可持续创新的空间溢出效应分解								
	沿海城市	沿海城市	内陆城市	内陆城市	发达城市	发达城市	欠发达城市	欠发达城市
	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
	沿海城市	内陆城市	沿海城市	内陆城市	发达城市	欠发达城市	发达城市	欠发达城市
A_{EGS}	-1.332*** (-3.48)	-0.695 (-0.93)	-0.999 (-0.71)	-0.648** (-2.41)	-0.833** (-2.01)	-0.382 (-0.98)	-0.973 (-1.60)	-0.004 (-0.01)
溢出方向	-	○	○	-	-	○	○	○
A_{IPS}	-0.065 (-0.20)	-0.490 (-0.73)	-0.053 (-0.04)	-0.433* (-1.72)	-0.006 (-0.02)	-0.296 (-0.85)	0.305 (0.55)	-0.610* (-1.66)
溢出方向	○	○	○	-	○	○	○	-
制度供给对协同式创新的空间溢出效应分解								
	沿海城市	沿海城市	内陆城市	内陆城市	发达城市	发达城市	欠发达城市	欠发达城市
	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
	沿海城市	内陆城市	沿海城市	内陆城市	发达城市	欠发达城市	发达城市	欠发达城市
A_{EGS}	0.713 (0.96)	-4.096*** (-2.81)	-3.872 (-1.41)	0.146 (0.28)	2.115*** (2.64)	-0.697 (-0.93)	0.008 (0.01)	0.586 (0.80)
溢出方向	○	-	○	○	+	○	○	○
A_{IPS}	-1.177* (-1.87)	3.127** (2.40)	4.362* (1.68)	-0.360 (-0.73)	-2.144*** (-2.96)	0.438 (0.65)	-0.201 (-0.19)	-0.399 (-0.56)
溢出方向	-	+	+	○	-	○	○	○

说明:符号+、-、○分别表示正向空间溢出、负向空间溢出和无空间溢出效应,以上估计均已包含控制变量、地区效应和时间效应。

^① 由于SLX模型不考虑因变量空间滞后项,可能存在一定的偏误风险。参考审稿人建议将SLX模型分解中4个同类城市之间的空间溢出效应与4类城市样本基于SDM模型分解的间接效应进行比对,结果表明两种模型的估计系数显著性及其方向保持一致。

从实质性创新视角来看,多数城市间的知识产权制度供给对实质性创新的溢出影响(Δ_{ips})均为负向。原因是随着其他城市的知识产权制度更加完善,本地城市的高端创新要素将选择流向其他城市,进而对本地发明专利研发形成抑制效应。从可持续创新视角看,环境保护制度供给对绿色技术专利占比的负向空间溢出(Δ_{ecs})均发生在同类城市之间(沿海城市-沿海城市、内陆城市-内陆城市、发达城市-发达城市)。近年来,环境治理在城市政绩考核中愈发重要,各省监管部门在下达减排目标时会考虑城市经济水平、产业结构,考核地域通常限定于地理距离接近的省内城市群,故互为竞争对手的地理邻近城市竞争更加激烈。此外,创新要素在技术水平邻近的发达城市之间流动更频繁,高水平专利数量空间分布也通常在此集聚,环境规制增强在提升自身创新质量的同时,可能对其他发达城市产生抑制作用。

从协同式创新视角看,不同主体之间存在技术差距往往是促成协同创新的前提,知识产权制度供给对协同式创新的空间溢出效应(Δ_{ips})表现为沿海城市-内陆城市、内陆城市-沿海城市的正向溢出。一方面,与上述城市之间存在技术差距有关;另一方面,当沿海城市知识产权制度趋于严格,若内陆城市企业与沿海城市高校和科研机构合作,应当遵从其相关制度的严格约束,而内陆城市增强知识产权保护也将鼓励更多沿海城市的创新主体与之展开跨区域协同合作。相较之下,在科技实力、市场化程度更接近的沿海城市之间和发达城市之间,企业从获取本地创新补贴和节约交易成本的角度考虑,更倾向于在城市内部展开产学研协同,而非舍近求远与其他同类城市展开合作,故沿海城市-沿海城市、发达城市-发达城市之间存在负向溢出效应。此外,沿海-内陆城市的环境保护制度供给空间溢出效应(Δ_{ecs})系数为-4.096,原因是沿海城市增加环境保护制度供给将抬升创新成本,对于尚未迈过环境库兹涅茨曲线拐点的内陆城市而言,其发展目标往往倾向于经济增长而非环境保护,从而削弱内地城市创新主体参与协同创新的积极性。

五 稳健性检验与进一步探讨

(一) 稳健性检验^①

1. 替换核心变量

现实中,地方法规相比工作文件和规范性文件具有更强的法律约束力,对企业的强制力也有较大差别。本文从制度供给文本总数中剔除地方法规数量,仅考虑以地方

^① 囿于篇幅所限,未报告稳健性检验结果,备索。

工作文件和规范性文件数量之和衡量制度供给水平。结果表明制度供给指标 $\ln IPS$ 与 $\ln EGS$ 对三类创新质量指标的回归系数依然高度显著,其系数绝对值相比较表 3-5 有所下降,但方向均与前文保持一致。

2. 修改空间权重矩阵设定形式

地理学第一定律指出相距越远的事物之间相关性越弱,距离倒数恰好反映了城市间相关性与地理距离的衰减关系。本文据此构建地理距离权重矩阵 W ,矩阵元素 $w_{ij} = 1/d_{ij}$,当 $i=j$ 时 $w_{ij}=0$, d 是城市间直线距离。结果证实即使不考虑两个城市的经济规模影响,制度供给对于三类创新指标的影响也与前文基本一致。

3. 估计方法更换为动态空间 Durbin 模型(DSDM)

空间 Durbin 模型较好地解决了遗漏变量导致的估计偏误,但倘若创新质量与制度供给存在潜在联立性问题,可以考虑在模型中加入因变量时空滞后项 WY_{t-1} 、自变量时间滞后项 X_{t-1} 及时空滞后项 WX_{t-1} 采用 DSDM 估计。总体看,更换估计方法后的制度供给对创新质量的影响依然与前文近似一致,虽然个别指标显著性下降但系数方向保持不变,而且不显著的因变量时空滞后项也提示采用动态空间面板模型估计未必是适当选择。

(二) 制度供给影响创新质量的空间范围考察

为探明制度供给对创新质量影响的衰减距离,本文参考 Ke 和 Feser(2010)的思路,分别以 100-200km、200-300km、 $\cdots$ 、 $d_{\max} - 100 \sim d_{\max}$ km 的地理距离构建空间权重矩阵,将其逐次代入空间计量模型进行回归。当距离大于某个阈值 $d_{\max}$ 时,制度供给变量的间接效应估计系数不再显著,意味着 $d_{\max}$ 大约为其他城市制度供给影响本地城市创新质量的最远溢出范围,结果见表 7。

表 7 制度供给影响创新质量的空间溢出距离估算

实质性创新				
	沿海城市之间	内陆城市之间	发达城市之间	欠发达城市之间
知识产权制度空间溢出范围	$\leq 500\text{km}$	$\leq 1300\text{km}$	$\leq 600\text{km}$	$\leq 300\text{km}$
可持续创新				
	沿海城市之间	内陆城市之间	发达城市之间	欠发达城市之间
知识产权制度空间溢出范围	$\leq 700\text{km}$	$\leq 1700\text{km}$	$\leq 600\text{km}$	$\leq 300\text{km}$
环境保护制度空间溢出范围	$\leq 700\text{km}$	$\leq 1900\text{km}$	$\leq 600\text{km}$	$\leq 200\text{km}$
协同式创新				
	沿海城市之间	内陆城市之间	发达城市之间	欠发达城市之间
知识产权制度空间溢出范围	$\leq 900\text{km}$	○	×	○
环境保护制度空间溢出范围	$\leq 800\text{km}$	○	×	○

说明: 符号○表示不存在空间溢出效应,×表示不宜采用空间 Durbin 模型估计。

从地理区位角度看,内陆城市制度供给相比沿海城市具有更远的溢出距离,如前者的环境保护制度空间溢出范围甚至达到 1900km,这可能与城市样本空间跨度有关。虽然沿海城市之间空间跨度较小、地理区位更接近,但随着互联网普及与通讯技术的进步,知识扩散速度与距离已经逐步超越空间边界的制约,在地域范围更加广阔的内陆城市之间,制度供给作用于创新质量的空间溢出距离也会相对更远。从经济发展水平角度看,两类制度在发达城市之间空间溢出范围约为 600km,而在欠发达城市之间溢出距离约为 200–300km,原因是前者之间相对后者之间的经济联系更加紧密、创新要素流动更频繁,其他发达城市制度供给将对本地发达城市形成更为强劲的创新辐射。相较之下,欠发达城市之间的制度供给变化对资源要素配置的边际影响相对较弱,对创新质量的辐射范围也相对较小。

(三) 制度供给影响城市创新质量的中间机制检验

Krugman(1994)认为可持续的经济增长依赖知识进步、技术创新和有效的制度支持。现代城市作为创新要素的空间载体,其制度供给将对创新要素培育与创新要素配置提供支持及指引作用。本文参考邵帅等(2019)将中介效应模型与空间 Durbin 模型结合的思路,检验制度供给(X)是否通过创新要素培育和创新要素配置两类中介变量(M)对城市创新质量(Y)产生影响。具体思路如下:

首先,将制度供给 X 对创新质量 Y 进行回归,也即前文式(1)。倘若参数向量 β 的估计值显著,则需要检验 X 是否通过某些中介变量 M 影响 Y 。本文中 M 分别为创新要素培育(以城市每万人大学生数量刻画的人力资本水平 $\ln HC$ 表示)和创新要素配置(以城镇每万人从业人数中科技人员数量刻画的科技人员就业选择 $\ln Emp$ 表示^①)。

其次,构建式(4)考察核心自变量 X 是否影响中介变量 M ,在式(5)中同时加入 X 、 M ,考察制度供给是否通过中介效应对创新质量产生作用。若式(4)(5)的参数向量 ϕ 、 λ 的估计值均显著,表明存在中介效应。

$$M_t = \nu l_N + \rho_2 WM_t + X_t \phi + WX_t \theta^* + U_t \Phi + WU_t T + \gamma + o_t l_N + \zeta_t \quad (4)$$

$$Y_t = \kappa l_N + \rho_3 WY_t + X_t \phi^* + WX_t \theta^{**} + M_t \lambda + WM_t \Pi + Z_t \Theta + WZ_t \Upsilon + \vartheta + \varpi_t l_N + \varsigma_t \quad (5)$$

其中 U_t 、 Z_t 为控制变量矩阵, WX_t 、 WM_t 、 WU_t 、 WZ_t 表示空间滞后项; ν 、 κ 为待估计常数项参数; ρ_2 、 ρ_3 为空间自回归系数; ϕ 、 ϕ^* 、 θ^* 、 θ^{**} 、 Φ 、 T 、 λ 、 Π 、 Θ 、 Υ 均为待估

^① 本文以每万人中从事科学研究、技术服务和地质勘查业以及信息传输、计算机服务和软件业(统称科技与信息产业)的城镇从业人数刻画科技人员就业选择倾向。

计参数向量; γ 、 θ 为地区效应; α_i 、 ϖ_i 为时间效应; ζ_i 、 ς_i 为扰动项。

最后,考察式(5)中参数向量 ϕ^* 的估计值是否显著,若不显著则存在完全中介效应,否则意味着存在部分中介效应。估计结果见表8。

表8 城市制度供给影响创新质量的中介效应检验

人力资本培育渠道								
沿海城市		内陆城市		发达城市		欠发达城市		
	$\ln HC$	$\ln CIS$	$\ln HC$	$\ln CIS$	$\ln HC$	$\ln CIS$	$\ln HC$	$\ln CIS$
$\ln IPS$	0.441*** (3.71)	0.335*** (3.65)	0.102 (1.17)	-0.711*** (-4.52)	0.240*** (2.70)	0.078* (1.79)	0.009 (0.12)	-0.592*** (-4.13)
$\ln HC$		0.077*** (3.72)		0.020 (0.55)		0.040** (2.25)		0.049 (1.41)
科技人员就业选择								
沿海城市		内陆城市		发达城市		欠发达城市		
	$\ln HC$	$\ln CIQ$	$\ln HC$	$\ln CIQ$	$\ln HC$	$\ln CIQ$	$\ln HC$	$\ln CIQ$
$\ln EGS$	0.706*** (5.96)	0.696*** (5.09)	0.181** (2.30)	-0.116 (-0.69)	0.381*** (4.18)	0.243*** (2.67)	0.115 (1.40)	-0.151 (-0.85)
$\ln HC$		0.211*** (8.75)		-0.027 (-0.71)		0.229*** (9.01)		-0.011 (-0.30)
科技人员就业选择								
沿海城市		内陆城市		发达城市		欠发达城市		
	$\ln Emp$	$\ln CIS$	$\ln Emp$	$\ln CIS$	$\ln Emp$	$\ln CIS$	$\ln Emp$	$\ln CIS$
$\ln IPS$	-0.154*** (-3.62)	0.300*** (3.27)	-0.042 (-1.60)	-0.711*** (-4.53)	-0.112*** (-3.47)	0.100* (1.73)	-0.010 (-0.41)	-0.606*** (-4.23)
$\ln Emp$		-0.131** (-2.20)		0.091 (0.75)		-0.153*** (-2.96)		0.047 (0.38)

说明:以上回归均已包含控制变量、地区效应和时间效应。限于篇幅,本表仅提供存在中介效应的相关检验结果,其他检验结果备索。

从创新要素积累视角看,表8中沿海城市与发达城市的知识产权制度供给($\ln IPS$)对人力资本培育($\ln HC$)具有显著正向激励,二者同时纳入回归模型后也均保持显著,并且 $\ln IPS$ 系数相比表3的估计结果有所降低(沿海城市从0.361降至0.335,发达城市从0.131降至0.078)。然而,上述效应在内陆城市和欠发达城市并不显著,表明知识产权制度供给对不同城市人力资本培育的激励效果存在差异,进而影响了以发明专利占比衡量的实质性创新。前文表4已经证实环境保护制度供给有助于提升沿海城市与发达城市的绿色技术专利占比。结合表8结果可知,以上城市的环境保护制度供给($\ln EGS$)对可持续创新($\ln CIQ$)的影响也与人力资本培育密切相关,原因是随着资源环境约束趋紧,城市政府将加大环境制度供给以实现高质量经济增长,可持续发展理念的普及势必对城市高等教育与绿色

研发提出更高要求,并最终作用于可持续创新。由于内陆和欠发达城市的高等教育基础相对薄弱,环境保护制度供给尚不能通过人力资本培育的渠道对可持续创新产生积极影响。

从创新要素配置视角看,在市场经济相对成熟的沿海城市与发达城市,每万人科技与信息产业从业人数($\ln Emp$)与实质性创新($\ln CIS$)之间存在显著负向关联。倘若考虑市场潜力、消费需求、产品迭代、企业竞争等诸多因素,上述城市的企业及研发机构必须以更快的创新速度迎合市场需求变化,倾向于激励科技信息从业人员加快实用新型和外观专利等技术研发,而非专注于研发投入更高、研发不确定性更强的颠覆性技术。增强上述城市的知识产权制度供给一方面有助于激励创新主体形成核心知识产权、保护人才创新智力成果;另一方面,也将明确创新研发边界,加大侵权惩处力度,提升研发活动的准入门槛,从而对科技与信息产业的人才择业产生抑制效应(沿海城市及发达城市 $\ln IPS$ 对 $\ln Emp$ 的影响系数均显著为负)。以上机制对内陆和欠发达城市的实质性创新尚无显著影响,在可持续创新和协同式创新领域也不成立,这与上述城市的创新发展循环累积不足、消费市场潜力相对较小、创新产业集群尚未形成等因素有关,本文不做赘述。

六 结论

本文突破以往研究难以量化制度供给与创新质量的局限,在考虑中国城市异质性的前提下,着重探讨制度供给与创新质量的因果关系、作用机制和空间溢出效应,研究发现:中国城市的高质量专利在申请数量与占比结构方面呈空间分化特征,制度供给是导致创新质量分化的重要诱因。表9提供了更加直观的结果^①:

制度供给对创新质量的空间溢出方向受城市异质性影响而表现各异,其溢出范围也具有一定的空间边界。其中,知识产权制度对多数城市实质性创新产生负向溢出影响,并且其与环境保护制度对可持续创新的负向溢出均集中于同类城市之间。环境保护制度对协同式创新表现为沿海向内陆城市的负向溢出以及与发达城市之间的正向溢出,知识产权制度在沿海城市之间和发达城市之间呈负向溢出,而在沿海与内陆城市之间呈双向正向溢出效应。本文的机制分析表明,以人力资本培育和科技从业人员就业选择刻画创新要素培育与配置是制度供给影响创新质量的内在作用机制。

本文的政策启示在于:(1)在充分理解中国城市异质性基础上构建高效和互补的制度供给体系,鼓励不同城市选择适宜性创新模式。不同类型制度特征及约束目标在

^① 作者遵循审稿人建议增添此表,以使研究结论更加明晰。

表9 制度供给影响不同城市创新质量的缩略表

城市样本	制度供给	实质性创新: 发明专利占比	可持续创新: 绿色技术专利占比	协同式创新: 产学研结合专利占比
沿海城市	知识产权制度	显著正相关	显著负相关	○
	环境保护制度		显著正相关	显著正相关
内陆城市	知识产权制度	显著负相关	○	○
	环境保护制度		○	○
发达城市	知识产权制度	显著正相关	显著负相关	×
	环境保护制度		显著正相关	×
欠发达城市	知识产权制度	显著负相关	○	○
	环境保护制度		○	显著负相关

说明: 符号○表示不存在显著相关性, ×表示不宜采用空间 Durbin 模型估计, 空白处表示回归中未控制该变量。

不同城市并非完全一致,应当及时补缺制度供给短板,提升制度体系整体运行效率。如沿海城市和发达城市应充分发挥环境保护制度对绿色创新的倒逼机制,纠正知识产权制度削弱可持续创新的市场失灵问题。内陆和欠发达城市的经济水平与技术条件相对落后,侧重低技术水平创新在当前阶段也是相对适宜的选择,在制度设计方面应围绕创新融资与技术引进展开,适度引导要素向前端研究领域集聚,激励有条件的企业率先开展高水平研发。(2) 强化科技创新的顶层制度设计,健全梯次联动的区域创新布局,以积极协作与良性竞争带动区域整体的创新质量提升。短期内,部分城市出台的制度政策刺激了人才、技术等创新要素流入,但也通过负向空间溢出效应削弱了其他城市的创新质量。中央乃至各省应从顶层制度设计着手,既要发挥北京、上海和粤港澳大湾区等中心城市的创新引领作用,也要鼓励其他城市融入区域创新网络,形成梯次联动和创新资源共享的良性竞争与协作机制。(3) 以高等教育人才培养模式变革带动核心技术领域的人才培育,引导高端人才从事基础性、战略性与前瞻性技术领域的研究工作。加快航空引擎制造、芯片设计与制造、核心工业软件、互联网操作系统、尖端医学设备、紧缺药品制备等重大核心技术领域的人才培养,消除关键技术受制于人的潜在隐患。针对短期内经济效益偏低、企业研发动力不足的重要基础研究领域,中央及地方财政应当组织实施重大科技专项研究,引导金融资本和社会资金等多元化投入,为高技术人才引进安置与重大基础研究项目的实施提供坚实保障。

参考文献:

白俊红、蒋伏心(2015):《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》第7期。

- 金培振、张亚斌、邓孟平(2015):《区域要素市场分割与要素配置效率的时空演变及关系》,《地理研究》第5期。
- 柯善咨(2009):《中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应》,《经济研究》第8期。
- 赖庆晟、郭晓合(2015):《扩大开放对我国制度变迁的空间溢出效应》,《经济体制改革》第1期。
- 黎文靖、郑曼妮(2016):《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第4期。
- 龙小宁、王俊(2015):《中国专利激增的动因及其质量效应》,《世界经济》第6期。
- 陆铭、陈钊(2009):《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护》,《经济研究》第3期。
- 陆铭(2017):《城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来》,《经济学(季刊)》第4期。
- 邵帅、张可、豆健民(2019):《经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验》,《管理世界》第1期。
- 宋马林、金培振(2016):《地方保护、资源错配与环境福利绩效》,《经济研究》第12期。
- 涂正革、谌仁俊(2015):《排污权交易机制在中国能否实现波特效应》,《经济研究》第7期。
- 吴超鹏、唐药(2016):《知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第11期。
- 易先忠、张亚斌、刘智勇(2007):《自主创新、国外模仿与后发国知识产权保护》,《世界经济》第3期。
- 余泳泽、张先轸(2015):《要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升》,《管理世界》第9期。
- [美]诺思(1994):《经济史中的结构与变迁》(陈郁、罗华平译),上海:上海人民出版社。
- Akiyama, T. and Furukawa, Y. "Intellectual Property Rights and Appropriability of Innovation." *Economics Letters*, 2009, 103(3), pp. 138-141.
- Anderson, W. P. *Economic Geography*. London and New York: Routledge, 2012.
- Breznitz, S. and Anderson, W. P. "Boston Metropolitan Area Biotechnology Cluster." *The Canadian Journal of Regional Science*, 2005, 28(2), pp. 249-267.
- Brunnermeier, S. B. and Cohen, M. A. "Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45(2), pp. 278-293.
- Elhorst, J. P. "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar." *Spatial Economic Analysis*, 2010, 5(1), pp. 9-28.
- Greif, A. "Contract Enforceability and Economic Institutions in Early Trade: The Maghribi Traders' Coalition." *The American Economic Review*, 1993, 83(3), pp. 525-548.
- Heyes, A. "Is Environmental Regulation Bad for Competition? A Survey." *Journal of Regulatory Economics*, 2009, 36(1), pp. 1-28.
- Jin, P.; Peng, C. and Song, M. "Macroeconomic Uncertainty, High-Level Innovation, and Urban Green Development Performance in China." *China Economic Review*, 2019, 55(6), pp. 1-18.
- Ke, S. and Feser, E. "Count on the Growth Pole Strategy for Regional Economic Growth? Spread-Backwash Effects in Greater Central China." *Regional Studies*, 2010, 44(9), pp. 1131-1147.
- Kesidou, E. and Demirel, P. "On the Drivers of Eco-Innovations: Empirical Evidence from the UK." *Research Policy*, 2012, 41(5), pp. 862-870.
- Krugman, P. "The Myth of Asia's Miracle." *Foreign Affairs*, 1994, 73(6), pp. 62-78.
- Lee, M.; Alba, J. D. and Park, D. "Intellectual Property Rights, Informal Economy, and FDI into Developing

Countries. ” *Journal of Policy Modeling*. 2018 ,40(5) , pp. 1067–1081.

LeSage ,J. and Pace ,R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC / Taylor & Francis Group ,2009.

Naghavi , A. and Strozzi , C. “Intellectual Property Rights , Diasporas , and Domestic Innovation. ” *Journal of International Economics* ,2015 ,96(1) , pp. 150–161.

Porter , M. E. “America ’ s Green Strategy. ” *Business and the Environment: A Reader* ,1996 ,33.

Prakash , A. and Potoski , M. “Racing to the Bottom? Trade , Environmental Governance , and ISO 14001. ” *American Journal of Political Science* ,2010 ,50(2) , pp. 350–364.

Soskice , D. W. and Hall , P. A. “Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage. ” Oxford , Oxford University Press ,2001.

Sweet , C. M. and Maggio , D. S. E. “Do Stronger Intellectual Property Rights Increase Innovation?” *World Development* ,2015 ,66(2) , pp. 665–677.

Tong , T. ; He , W. , He , Z. L. and Lu , J. “Patent Regime Shift and Firm Innovation: Evidence from the Second Amendment to China ’ s Patent Law , ” in *Academy of Management Proceedings* ,2014 , No. 1 , 14174.

Vega , S. H. and Elhorst , J. P. “The SLX Model. ” *Journal of Regional Science* ,2015 ,55(3) , pp. 339–363.

Urban Heterogeneity , Institution Supply and Innovation Quality

Jin Peizhen; Yin Desheng; Jin Zhuang

Abstract: Based on the perspective of urban heterogeneity ,this paper investigates the relationship between institutional supply and innovation quality through the use of institutional texts on intellectual property rights and environmental protection collected from 283 Chinese cities between 2003 and 2016 ,as well as data on urban invention patents , green technology patents and patents from collaborative relationships between industry ,universities and research. Taking into account the spatial econometric model as a premise ,the paper analyse show institutional supply affects the substantive , sustainable and collaborative innovations of Chinese cities ,considering their urban geographic location and economic development level. The results of the research find that institutional supply leads to spatial differentiation of high-quality patents in different cities in terms of quantity and structure ,and that the direction and distance of spatial spillover affecting innovation quality are influenced by urban heterogeneity. The cultivation and allocation of innovation factors is an important mechanism by which institutional supply can influence the quality of urban innovation. The key point for achieving high-quality innovation in the future is therefore building a highly efficient institutional supply system based on a full understanding of China ’ s urban heterogeneity.

Key words: urban heterogeneity , institutional supply , innovation quality , spatial spillover effect

JEL codes: O31 , P48 , R12

(截稿: 2019 年 9 月 责任编辑: 宋志刚)