

# 企业之间创新联系的行政区边界效应

唐锦玥, 罗守贵\*

(上海交通大学安泰经济与管理学院, 上海 200030)

**摘要:** 行政区边界作为一种城市单元界线分割了地理空间, 造成企业创新联系的边界效应。论文基于2008—2017年上海市高新技术企业微观统计数据, 构建空间断点回归模型, 检验了行政区边界对专利合作、引用、代理、转让和许可5类跨区创新联系的抑制作用。研究表明: ① 创新联系存在明显的边界效应, 较代理、转让、许可3类市场途径, 合作、引用2类非市场途径的边界效应更强; ② 随着时间的推移, 边界效应呈明显的下降趋势; ③ 政府对企业创新的较多干预和本地特有的创新环境会导致这种边界效应增强; ④ 行政区合并降低了被合并的2个行政区的边界效应。实证结果可为促进企业创新联系、提高创新绩效提供政策参考。

**关键词:** 企业创新; 创新联系; 边界效应; 空间断点回归; 上海市

科技创新是当前中国转换经济增长动力、提高增长质量的关键驱动因素, 近年来, 各地政府推出了有关推动科技创新、提升创新主体技术创新能力的诸多规划和政策。2021年, 中国企业专利申请数占全国总申请数的70.5%, 其中, 发明专利申请数占比达66.8%。如何提高企业创新绩效、激发企业创新动力, 这些问题引发了学者的广泛关注。创新与所在地理空间密切交互, 基于地理学视角的探讨有助于对创新活动的深入理解。企业因地理距离和区位集聚而形成的创新联系, 是理解创新过程空间动态的关键要素。越来越多的研究开始关注地理要素对创新的影响<sup>[1-3]</sup>。行政区边界作为一种重要的地理要素, 参与塑造了贸易一体化<sup>[4]</sup>、人口流动<sup>[5]</sup>、企业联合生产<sup>[6]</sup>等社会经济联系的空间特征。少数学者关注了行政区边界对企业创新联系的影响, 如Chen等<sup>[7]</sup>实证发现边界阻碍了高校与企业之间的创新合作强度。企业之间的创新联系多样, 除合作之外, 知识产权转让、引用等也是创新联系的主要

形式, 因此, 仅分析合作所受到的边界效应不足以推断行政区边界对其他类别创新联系的影响。据此, 一个值得研究的问题是, 行政区边界这一地理要素是否影响了企业之间的创新联系, 这种影响随时间的变化趋势如何, 哪些因素推动了行政区边界效应的形成? 为回答以上问题, 本文基于2008—2017年上海市高新技术企业统计数据和incoPat专利数据库, 构建空间断点回归模型, 检验行政区边界对企业跨行政区专利合作、引用、代理、转让、许可5类创新联系的抑制效应, 且这种抑制效应在控制距离和区位的影响后依然存在。在此基础上, 本文进一步检验边界效应的时间趋势和形成机制; 对行政区边界如何塑造企业微观创新行为等有关研究做出补充, 并为如何增强企业之间的创新联系、提高创新绩效提供政策参考。

相比已有研究, 本文的创新可能包括以下3个方面: 第一, 已有研究多关注行政区边界对生产、就业、人口等经济因素的影响<sup>[8-9]</sup>, 缺乏对边界如何影

收稿日期: 2022-05-31; 修订日期: 2022-07-12。

基金项目: 国家自然科学基金项目(72174117); 上海市软科学基金基地项目(21692181000)。[Foundation: National Natural Science Foundation of China, No. 72174117; Key Program of Shanghai Soft Science, No. 21692181000.]

第一作者简介: 唐锦玥(1999—), 女, 山东聊城人, 博士生, 主要研究方向为科技创新与产业创新。

E-mail: tangjinyue@126.com

\*通信作者简介: 罗守贵(1963—), 男, 河南固始人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为城市与区域经济发展。

E-mail: sgluo@sjtu.edu.cn

引用格式: 唐锦玥, 罗守贵. 企业之间创新联系的行政区边界效应 [J]. 地理科学进展, 2022, 41(12): 2286-2296. [Tang Jinyue, Luo Shougui. Border effects of innovation connections between firms. Progress in Geography, 2022, 41(12): 2286-2296.]  
DOI: 10.18306/dlkxjz.2022.12.008

响企业创新的探讨,部分对边界如何影响创新的讨论主要集中在国家之间、城市或区域之间<sup>[7,10]</sup>,缺乏对城市内部行政区边界是否影响企业微观创新行为的关注,本文聚焦小尺度下行政区边界这一重要的地理要素,丰富了这一领域的研究;第二,少数研究检验了行政区边界对企业创新合作的影响<sup>[11-12]</sup>,但创新合作仅是创新联系中的一种,这类研究忽略了企业之间创新联系的多样性,本文通过专利数据库获取得到了较为全面的企业专利申请信息,并据此详细地分析了边界对五类常见的创新联系的影响;第三,有关边界效应的研究多使用引力模型、一价定律等方法<sup>[13-14]</sup>,受益于本团队掌握的具有详细、准确等明显优势的科技企业微观统计数据,本文采用空间断点回归模型,有效地控制了企业经营状况、行业特征、地理位置等因素对估计结果造成的偏误,得到边界效应强度的估计结果,所得结论更具有准确性和可信度。

## 1 文献综述

随着知识经济的兴起,企业创新的重要性不断提高,企业之间创新联系越来越频繁。创新联系可以大致分为2类,即通过专利代理、转让和许可而实现的市场渠道,以及基于专利合作和引用的非市场渠道。虽然在创新联系的非市场渠道方面已有相关研究,但对其市场渠道的研究较少,主要是由于缺乏全面且详细的数据、无法获取企业专利交易等具体信息<sup>[15]</sup>。在市场渠道中,专利代理是创新成果转化重要环节,代理机构在专利申请的过程中充分了解发明的技术思路和技术方案,判断其是否具备创新性、创造性,并提出修改意见,从而推动了知识的生产和传播<sup>[16]</sup>。专利转让是一种技术转让的渠道,将专利所有权转移给能够比原专利权人更好地利用该专利的企业或个人<sup>[17]</sup>,提高创新效益和促进技术传播。专利许可是企业从知识资产中获取更多价值的重要手段<sup>[18]</sup>,许可人能够获得报酬来补偿前期研发投入、降低研发成本,被许可人则能够获得新技术来生产新产品、提高自身的科技创新能力<sup>[19]</sup>。

近年来,企业之间创新联系的地理特征及其与地理要素的关系引发了学者越来越多的探讨。已有研究基于论文合著、专利合作、企业组织、人才流动等数据,分析了企业之间创新联系的结构<sup>[20-21]</sup>、格局<sup>[22]</sup>、演化<sup>[23-24]</sup>等地理特征。如黄晓东等<sup>[22]</sup>基于国家

级创新企业部门关联数据研究发现,中国城市创新联系网络呈现出菱形格局,京津冀、长三角和珠三角城市群是网络的核心枢纽。此外,关于地理要素如何塑造了创新联系的空间特征,已有研究讨论了集聚<sup>[1]</sup>、政府政策<sup>[2]</sup>、环境<sup>[3]</sup>、邻近性<sup>[25-26]</sup>等因素的驱动作用。集群内企业之间交易、合作等各种往来密切<sup>[1]</sup>,区域内本地创新资源越丰富,内部联系越紧密<sup>[27]</sup>。政府推行的开发区等区域产业政策改善了政府与企业的关系,使得企业与政府沟通更方便,创造更好的商业环境和经济技术交流<sup>[2]</sup>。适宜的建成环境能够为企业网络、学习、协作提供便利,适合步行和便利的交通、空间集群、混合用途开发为企业创新联系形成营造了充满活力的环境。邻近性被认为是影响创新联系强度的重要因素,地理邻近性显著提高了创新联系发生的可能性<sup>[26]</sup>。此外,还有认知邻近性、社会邻近性、制度邻近性等,各类邻近性之间存在相互替代或补充<sup>[25]</sup>。少数学者探讨了行政区边界是否参与塑造了跨区域企业创新联系的空间特征,如Li<sup>[10]</sup>通过美国专利引用数据,探讨了地方和国家边界对国际和国内知识溢出的阻碍效应,并发现边界效应随着时间的推移而增加。然而,整体来看,对企业创新联系边界效应的研究依然较少。

边界效应是指行政区边界对于跨区域要素流动、跨边界经济行为的阻碍效应。对于边界效应的研究起源于McCallum<sup>[4]</sup>采用引力模型对美国、加拿大的边境贸易进行分析,发现加拿大国内贸易强度是跨国贸易的22倍,即边界效应阻碍了跨国贸易发展。在McCallum的开创性研究基础上,边界效应得到了广泛研究。越来越多的学者开始关注边界效应对跨国贸易往来的影响<sup>[28]</sup>,并将研究视角拓展到市场一体化<sup>[29-30]</sup>、城市土地扩张<sup>[8]</sup>等话题。据此,行政区边界效应的存在已被诸多学者证实,如余元春等<sup>[31]</sup>基于扩展的引力模型,利用2009—2013年中国30个省级行政区面板数据,发现省际技术转移的边界效应较大,本地偏好性较强;韩明珑等<sup>[32]</sup>运用社会网络分析方法,基于2018年企业数据发现长江经济带范围内生产性服务业的城际联系存在边界效应,且在不同行业之间的表现不同。

对于国家和城市层面行政区边界效应的已有研究大多关注自然屏障、文化差异<sup>[5]</sup>、政府干预<sup>[33]</sup>和制度差异<sup>[34]</sup>等宏观因素的影响,而在城市内部这一较小空间内,往往不存在自然条件和文化归属的明显变化,因而有必要进一步探讨城市内部边界效应

的形成因素。综合已有研究,本文推断城市内部企业创新联系的边界效应由以下2个主要原因造成。第一,地方政府之间的竞争给予地方官员保护地方经济和追求自身经济发展的动力,政府试图建立类似的产业和区域发展政策,与其他地区合作、而不与有竞争关系的政府合作<sup>[9]</sup>。为促进本行政区创新增长,政府出台的鼓励企业创新的政策工具越来越多,如研发补贴和税收优惠(研发税收抵免、超额减免和低税率)等。例如,根据上海市科技企业统计数据,企业研发支出中政府研发资助占比高达16.0%,企业平均所得税税率仅为4.2%。这些政策充分提高了企业的创新产出<sup>[35-36]</sup>。地方政府作为创新活动的组织和管理者,其财政资金通常只能在辖区范围内进行分配。政府倾向于将本区企业的技术需求与本地高校、科研院所的技术供给进行匹配,而非将资金分配给其他行政区的研究机构<sup>[12]</sup>。此外,政府通过创新政策间接地干预企业经营活动,鼓励本地创新往来的动机推动企业形成对本地合作的偏好,从而降低了行政区之间的创新联系,造成边界效应的增加。第二,创新在空间上往往体现出一种明显的集聚趋势<sup>[37]</sup>。以上海为例,各区之间存在创新资源禀赋和环境的区域差异,如浦东新区和闵行区发明专利申请数分别占上海发明专利申请总数的25.5%和14.0%(2021年),明显高于其他区专利申请数。对于本地创新环境较好的行政区,知识传播与知识溢出需要依靠面对面交流和近距离接触,地理位置邻近能够降低企业和本区其他创新主体之间的交流和合作成本<sup>[38-39]</sup>,使得企业偏好发展区内的创新联系。同时,受益于本区良好的创新产出和知识积累,与本地企业的交流合作往往能够满足企业创新过程中对知识、技术、资金等多种创新需求,形成对跨区创新联系的替代效应,并降低了企业产生跨区创新联系的需求。

根据以上分析,本文提出假设:行政区边界会降低企业的跨区域创新联系强度,政府对企业创新的较多干预和本地良好的创新环境会导致这种边界效应增强,并在下文对其进行检验。

## 2 研究设计

### 2.1 数据来源

自2008年起,上海市科学技术委员会按年度开

展科技企业统计工作,统计内容包括企业研发投入(资金、人员等)、创新绩效(专利申请、专利授权等)和经济产出(收入、利润等)共30多个指标。本文作者之一作为该统计指标的主要设计者和年度数据维护者,具有使用该企业层面详细统计数据进行学术研究的便利和优势。此外,为获得企业创新联系情况,本文基于incoPat全球专利数据库,补充了上述企业各年份专利申请的具体信息,包括各专利的申请人、引用、转让、代理、许可情况等。通过企业名称及经营地址,获取其不同年份所在位置的经纬度(有些企业因经营地址迁移也能被及时反映出来),通过ArcGIS软件处理得到样本企业及其合作申请人、被引用人、转让与受让人、代理人、许可与被许可人的所在行政区信息。本文采用2008—2017年高新技术企业的非平衡面板数据,剔除异常值和缺失值后,最终样本量共24305个<sup>①</sup>。高新技术企业分布格局见图1。

### 2.2 模型构建

本文采用空间断点回归方法(spatial regression discontinuity design, SRDD)研究行政区边界对企业创新联系的影响。行政区是关于经度和纬度的不连续函数,不同于传统断点回归,空间断点回归是以空间距离为处置变量,以行政区归属为干预变量,为多维空间不连续性提供准确的估计。本文所用空间断点回归模型如下:

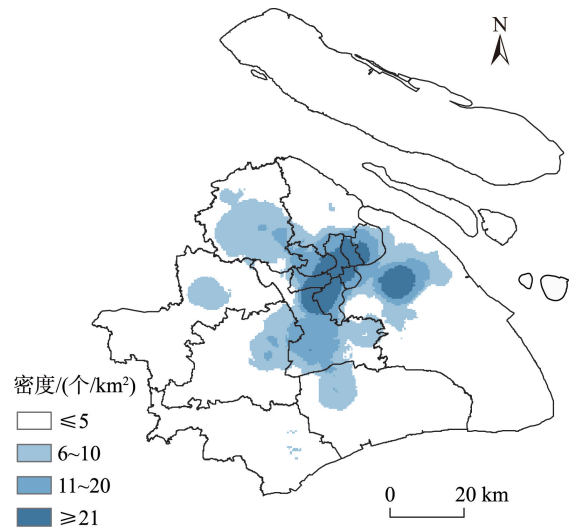


图1 上海市高新技术企业点密度分布  
Fig.1 Point density distribution of high-tech enterprises in Shanghai

① 由于模型对企业与16个行政区创新联系强度进行回归,故而在回归结果中样本量为 $24305 \times 16 = 388880$ 条。

$$\text{Connection}_{i,j,k,t} = \alpha + \beta \text{Border}_{i,j,k,t} + f(\text{geographic location}_{i,k,t}) + X_{i,t}\gamma + Z_{j,t}\lambda + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,j,k,t} \quad (1)$$

式中：被解释变量  $\text{Connection}_{i,j,k,t}$  为位于行政区  $j$  的企业  $i$  与行政区  $k$  在  $t$  年的创新联系强度，包括企业  $i$  在  $t$  年所申请的专利中位于行政区  $k$  的合作申请人数 ( $\text{Cooperation}_{i,j,k,t}$ )、被引用申请人数 ( $\text{Citation}_{i,j,k,t}$ )、代理机构数 ( $\text{Agency}_{i,j,k,t}$ )、转让或受让人数 ( $\text{Transaction}_{i,j,k,t}$ )、许可或被许可人数 ( $\text{Licensing}_{i,j,k,t}$ ) 5 个指标，在下文的回归中被解释变量均采取对数化处理。 $j$  和  $k$  取值均为 1~16 的整数，分别对应上海的 16 个行政区。核心解释变量为企业创新联系是否跨越边界的虚拟变量 ( $\text{Border}_{i,j,k,t}$ )，企业  $i$  在  $t$  年位于行政区  $j$ ，若  $j=k$ ，则企业  $i$  与行政区  $k$  的创新联系没有跨越边界， $\text{Border}_{i,j,k,t}$  取值为 0；若  $j \neq k$  则取值为 1。参考 Dell<sup>[40]</sup> 的模型设计， $f(\text{geographic location}_{i,k,t})$  为控制地理位置平滑的处置变量，包括企业  $i$  到行政区  $k$  几何中心的距离 ( $\text{Distance1}_{i,k,t}$ )、到行政区  $k$  边界的距离 ( $\text{Distance2}_{i,k,t}$ )、企业  $i$  位置的经纬度及其二次项 ( $\text{Latitude}_{i,t}$ ,  $\text{Longitude}_{i,t}$ ;  $\text{Latitude2}_{i,t}$ ,  $\text{Longitude2}_{i,t}$ )。  $X_{i,t}$  和  $Z_{j,t}$  分别为企业和行政区层面的控制变量，包括企业雇员数 ( $\text{Labor}_{i,t}$ )、总资产 ( $\text{Asset}_{i,t}$ )、总收入 ( $\text{Income}_{i,t}$ )、资产负债率 ( $\text{Adratio}_{i,t}$ )、企业年龄 ( $\text{Age}_{i,t}$ )、专利申请数 ( $\text{Patent}_{i,t}$ ) 和企业所在行政区的面积 ( $\text{Area}_{i,t}$ )、人口 ( $\text{Population}_{i,t}$ )、财政收入 ( $\text{Pubrevenue}_{i,t}$ )、工业产值 ( $\text{Indproduct}_{i,t}$ )。  $\mu_i$  和  $\nu_t$  分别表示控制了个体固定效应和时间固定效应，以避免个体和时间层面不可观测特征对估计结果造成偏误。 $\alpha$  为常数项， $\beta$  为系数， $\varepsilon_{i,j,k,t}$  为扰动项。

为检验行政区边界对企业创新联系的影响机制，本文采用交互项模型来检验调节效应。 $M_{i,j,t}$  为调节变量，包括企业是否为国有企业 ( $\text{SOE}_{i,j,t}$ )、地方政府对本区企业的科技活动资助额 ( $\text{GovRD}_{i,j,t}$ ) 和科技咨询与中介服务购买 ( $\text{GovIS}_{i,j,t}$ )，以及企业所在行政区专利申请数 ( $\text{PatApply}_{i,j,t}$ ) 和专利申请数中发明专利占比 ( $\text{PatQuality}_{i,j,t}$ )。鉴于数据的可得性，区域层面调节变量均由本文样本企业数据计算得到。交互项 ( $\text{Border}_{i,j,k,t} \times M_{i,j,t}$ ) 的系数  $\zeta$  若显著为负，则说明调节变量 ( $M_{i,j,t}$ ) 增加会造成边界效应显著增加，否则该调节变量不会造成边界效应增强，模型如下：

$$\text{Connection}_{i,j,k,t} = \alpha + \beta \text{Border}_{i,j,k,t} + \zeta \text{Border}_{i,j,k,t} \times M_{i,j,t} + \eta M_{i,j,t} + f(\text{geographic location}_{i,k,t}) + X_{i,t}\gamma + Z_{j,t}\lambda + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,j,k,t} \quad (2)$$

变量定义与描述性统计如表 1 所示。表 2 列出了区际与区内创新联系强度的比较结果。整体而言，区内创新联系明显高于区际创新联系强度，区内联系强度平均约为区际的 19.0 倍，这一结果为边界效应的存在提供了直观证据。

### 3 实证结果

#### 3.1 企业创新联系行政区边界效应的基准回归

表 3 为企业创新联系的行政区边界效应基准回归结果，第 2~6 列分别为企业专利合作、引用、代理、转让和许可的边界效应回归结果，均采用空间断点回归模型，并加入了企业和行政区控制变量、企业固定效应和时间固定效应。结果表明，边界 ( $\text{Border}$ ) 系数均为负向，且通过 1% 水平下的显著性检验，即 5 种创新联系均存在边界效应。其中，非市场途径的创新联系边界效应更强，如对于专利合作来说，区际合作强度比区内合作强度平均低 29.0%，而区际专利引用比区内专利引用强度平均低 26.3%。市场途径的创新联系边界效应显著存在，但强度更弱，区际联系强度较区内联系的降低幅度均在 10% 以下。

在其他条件不变的情况下，企业更愿意选择与其距离近的企业作为合作者<sup>[39]</sup>。因而，企业与本区企业创新联系更强可能是因为距离靠近所带来的交通成本降低和交流机会增多，而非受到行政区边界的阻碍，这将导致对边界效应的估计偏高。为控制距离的影响，只保留距离边界 5 km 内的样本进行回归，可以认为在边界两侧的企业区位相似、到各区的距离相近，从而消除距离和区位对边界效应的估计偏误。如表 4 所示， $\text{Border}$  的系数在数值上略有降低但依然显著，仅有专利许可关系的回归系数发生改变。可以得到，控制距离和区位的影响后边界效应依然存在，结果具有稳健性。

#### 3.2 企业创新联系行政区边界效应的趋势

在检验 2008—2017 年平均边界效应强度的基础上，本文检测了边界效应是否会随着时间发生变化。在基准回归中加入虚拟变量  $\text{Border}$  与时间变量  $\text{Time}$  的交互项，其中， $\text{Time}$  为样本所在年份与 2008 年的差值。结果见表 5，除对许可关系回归中交互项不显著之外，在对其他 4 类创新联系回归中交互项的系数均为正，且通过了 1% 水平下的稳健性检验，其中，专利引用的边界效应下降幅度最大，

表1 变量定义与描述性统计  
Tab.1 Variable definition and descriptive statistics

变量名称	变量定义	样本量	平均值	标准差
被解释变量				
Cooperation	企业当年专利申请的合作申请人数(个)	388880	5.379	34.513
Citation	企业当年专利申请的被引用人数(个)	388880	3.526	15.937
Agency	企业当年专利申请的代理机构数(个)	388880	9.505	31.488
Transaction	企业专利转让或受让人数(个)	388880	1.469	13.748
Licensing	企业专利许可或被许可人数(个)	388880	0.158	6.301
核心解释变量				
Border	企业创新联系是否跨越行政区边界	388880	0.937	0.242
处置变量				
Distance1	企业到行政区几何中心的最短距离(km)	388880	29.631	16.789
Distance2	企业到行政区边界的最短距离(km)	388880	18.974	14.140
Longitude	企业所在位置的经度(°)	388880	121.420	0.157
Latitude	企业所在位置的纬度(°)	388880	31.163	0.153
控制变量				
Labor	企业雇员数(百人)	388880	2.733	6.564
Asset	企业总资产(亿元)	388880	5.496	34.605
Income	企业总收入(亿元)	388880	3.864	17.704
Adratio	企业资产负债率(%)	388880	50.883	85.494
Age	企业年龄(a)	388880	11.608	6.508
Patent	企业当年专利申请数(件)	388880	13.934	50.384
Area	企业所在行政区面积(百 km <sup>2</sup> )	388880	5.438	4.163
Population	企业所在行政区人口(百万人)	388880	2.289	1.687
Pubrevenue	企业所在行政区财政收入(百亿元)	388880	2.654	2.790
Indproduct	企业所在行政区工业产值(百亿元)	388880	36.434	32.784
调节变量				
SOE	企业是否为国有企业	388880	0.013	0.113
GovRD	企业所在行政区政府的科技活动资助总额(千万元)	388880	0.176	0.172
GovIS	企业所在行政区政府的科技咨询与中介服务购买总额(千万元)	388880	0.002	0.007
PatApply	企业所在行政区专利申请数(百万件)	388880	13.933	4.008
PatQuality	企业所在行政区专利申请数中发明专利占比	388880	0.448	0.381

注:合作申请人、被引用人等均包括企业、机构、政府和个人在内多种类型的创新主体。

表2 区际与区内创新联系强度比较  
Tab.2 Comparison between inter-district and intra-district innovation connection intensity

创新联系	区际				区内			
	平均值	标准差	最小值	最大值	平均值	标准差	最小值	最大值
Cooperation	0.139	3.324	0	624	3.289	28.940	0	1999
Citation	0.140	1.264	0	228	1.424	9.794	0	650
Agency	0.574	6.817	0	1061	0.897	6.211	0	499
Transaction	0.041	1.669	0	456	0.850	10.811	0	600
Licensing	0.003	0.737	0	310	0.116	5.600	0	310

由第2列可得其每年下降2.3%。由此得到,随着时间的推移边界效应呈明显的下降趋势,这可能与近年来政府不断鼓励企业间的创新往来、搭建区域创

新服务平台有关。

### 3.3 企业创新联系行政区边界效应的机制检验

由于国有企业更容易受到政府部门的干预和

表3 企业创新联系的行政区边界效应

Tab.3 Border effects of innovation connection between firms

变量	ln Cooperation	ln Citation	ln Agency	ln Transaction	ln Licensing
Border	-0.290*** (0.006)	-0.263*** (0.004)	-0.031*** (0.004)	-0.087*** (0.003)	-0.004*** (0.001)
处置变量	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-270.117 (250.170)	2324.152*** (236.206)	5018.412*** (410.585)	278.801* (156.658)	-14.927 (26.765)
样本量	388880	388880	388880	388880	388880
解释度	0.060	0.165	0.022	0.021	0.001

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示通过1%、5%和10%显著性水平检验,括号内为标准误,下同。

表4 控制距离和区位后的行政区边界效应

Tab.4 Border effects of innovation connection between firms by controlling distance and firms' locations

变量	ln Cooperation	ln Citation	ln Agency	ln Transaction	ln Licensing
Border	-0.256*** (0.010)	-0.220*** (0.007)	-0.116*** (0.009)	-0.083*** (0.006)	0.002** (0.001)
处置变量	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-3241.417 (2069.624)	2158.911 (1499.879)	-5513.431*** (1394.838)	-1050.241 (1044.880)	-137.646 (168.847)
样本量	63190	63190	63190	63190	63190
解释度	0.085	0.215	0.030	0.033	0.006

表5 行政区边界效应的时间趋势

Tab.5 Temporal trend of border effects

变量	ln Cooperation	ln Citation	ln Agency	ln Transaction	ln Licensing
Border	-20.414*** (4.669)	-46.025*** (3.404)	-14.255*** (3.348)	-21.212*** (2.847)	0.131 (0.614)
Time×Border	0.010*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.010*** (0.001)	<-0.001 (<0.001)
Time	-0.011*** (0.002)	-0.030*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.012*** (0.001)	<0.001 (<0.001)
处置变量	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-213.524 (246.027)	2462.205*** (238.442)	5058.536*** (408.098)	338.998** (156.629)	-15.209 (27.306)
样本量	388880	388880	388880	388880	388880
解释度	0.060	0.166	0.022	0.022	0.001

注:Time为时间变量,表示样本所在年份与2008年的差值。

管理,更容易做出与地方政府内部化创新联系目的相符的决策。需要说明的是,本文使用的样本中央企和市属国有企业数量较少,绝大多数为区属国有企业。而区属国有企业受到地方政府的干预程度更强,表现出明显的创新联系边界效应。SOE是关于企业是否为国有企业的虚拟变量,与预期相符,SOE与Border的交互项大多显著为负(表6),即国有企业创新联系的边界效应强度显著高于非国有企业。以专利合作为例,国有企业边界效应强度比非国有企业高38.7%。此外,本文采用地方政府对本区企业的科技活动资助额(GovRD)和科技咨询与中介服务购买额(GovIS)来衡量政府对企业创新活动的干预程度。GovRD与Border的交互项系数大多显著为负,说明政府对企业研发的干预程度越强,企业创新联系的边界效应越强。而仅在对代理关系的回归模型中,GovIS与Border的交互项系数显著为负,在对其他创新联系的回归中系数不显著或不为负。可能的原因是,政府对企业的科技咨询和服务购买额能够较好地衡量政府对企业代理活动的参与程度,但这一指标与企业所属行业和业务

范围有关,可能无法准确表征政府对其他创新活动的干预程度,从而影响了模型的估计结果。

为检验本地创新环境与行政区边界效应的关系,本文采用企业所在行政区专利申请数(PatApply)和专利申请数中发明专利占比(PatQuality)来衡量本地创新的发达程度,分别表征企业所在行政区的创新规模和创新质量。由回归结果可知,PatApply、PatQuality与Border的交互项系数均为负数且均通过10%水平下的稳健性检验(表7),说明本地创新环境越好,企业越倾向于形成集中在本区的创新联系,降低了产生跨区创新联系的需求,并造成边界效应强度增加。

### 3.4 行政区合并对企业创新联系增强的政策效应

在2008—2017年,上海共有3次行政区合并,分别是2009年浦东新区与南汇区合并、2011年黄浦区与卢湾区合并、2015年静安区与闸北区合并,客观上为本文研究提供了可贵的天然实验事件。由于3次行政区合并事件的发生时间不同,本文采用渐进式双重差分模型(staggered difference-in-difference, staggered DID)对行政区合并如何影响边界

表6 政府创新干预与行政区边界效应

Tab.6 Governmental intervention on innovation and border effects

变量	ln Cooperation	ln Citation	ln Agency	ln Transaction	ln Licensing
Border	-0.263*** (0.008)	-0.238*** (0.006)	0.058*** (0.005)	-0.081*** (0.004)	-0.002** (0.001)
Border×SOE	-0.387*** (0.070)	-0.205*** (0.045)	0.040 (0.038)	-0.075* (0.038)	-0.002 (0.003)
Border×GovRD	-0.145*** (0.033)	-0.123*** (0.023)	-0.417*** (0.023)	-0.020 (0.018)	-0.011** (0.005)
Border×GovIS	1.259** (0.567)	-0.471 (0.612)	-6.473*** (0.889)	-0.395 (0.364)	-0.004 (0.085)
SOE	0.365*** (0.073)	0.220*** (0.047)	-0.051 (0.041)	0.087** (0.040)	0.002 (0.004)
GovRD	0.136*** (0.034)	0.118*** (0.024)	0.384*** (0.025)	0.013 (0.018)	0.011** (0.005)
GovIS	-1.313** (0.565)	0.451 (0.614)	5.975*** (0.890)	0.378 (0.364)	0.003 (0.083)
处置变量	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	2.794 (2.167)	0.343 (1.903)	-3.000 (3.226)	-1.688 (1.453)	0.020 (0.412)
样本量	388880	388880	388880	388880	388880
解释度	0.127	0.242	0.045	0.075	0.082

效应强度进行估计。该模型一方面可以为边界效应的存在提供佐证,即边界消失后企业跨区创新联系有所增加;另一方面,也为边界效应的形成机制提供补充说明,并检验行政区合并这一政策的现实效果。Conso<sub>ij,k,t</sub>为行政区是否发生合并的虚拟变量,若行政区*j*与行政区*k*在*t*年发生或已经发生合并,则取值为1,否则取值为0。渐进式双重差分模型如下所示:

$$\text{Connection}_{i,j,k,t} = \alpha + \delta \text{Conso}_{i,j,k,t} + X_{i,t} \gamma + Z_{j,t} \lambda + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,j,k,t} \quad (3)$$

研究发现,行政区合并后,两区企业均受到同

一政府管辖,政府对企业创新的政策干预具有更强的协调性和统一性,降低了企业创新联系的行政壁垒。如表8所示,在控制个体和时间固定效应后,5类创新联系的回归模型中Conso的系数均为正数,且通过1%水平下的稳健性检验,即行政区合并显著促进了跨区创新联系增强。

### 4 结论

行政区边界作为一种城市内部单元界线分割了地理空间,并影响了城市内部的企业创新往来。

表7 本地创新环境与行政区边界效应  
Tab.7 Local innovation environment and border effects

变量	ln Cooperation	ln Citation	ln Agency	ln Transaction	ln Licensing
Border	-0.088*** (0.019)	0.020 (0.014)	0.151*** (0.015)	-0.022** (0.011)	0.012*** (0.004)
Border×PatApply	-0.006*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001*** (<0.001)
Border×PatQuality	-0.278*** (0.013)	-0.326*** (0.009)	-0.063*** (0.009)	-0.105*** (0.008)	-0.008*** (0.002)
PatApply	0.006*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001*** (<0.001)
PatQuality	0.276*** (0.013)	0.340*** (0.009)	0.068*** (0.009)	0.103*** (0.007)	0.007*** (0.002)
处置变量	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	2.687 (2.156)	-0.134 (1.891)	-3.096 (3.218)	-1.800 (1.450)	0.006 (0.404)
样本量	388880	388880	388880	388880	388880
解释度	0.132	0.252	0.044	0.078	0.083

表8 行政区合并的政策效应  
Tab.8 District consolidation policy and border effects

变量	ln Cooperation	ln Citation	ln Agency	ln Transaction	ln Licensing
Conso	0.307*** (0.011)	0.188*** (0.010)	0.390*** (0.009)	0.099*** (0.007)	0.013*** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	0.043*** (0.009)	0.097*** (0.013)	0.053*** (0.009)	0.012* (0.006)	0.001 (0.001)
样本量	388880	388880	388880	388880	388880
解释度	0.088	0.033	0.206	0.064	0.083



本文基于2008—2017年上海市高新技术企业统计数据,运用空间断点回归模型,检验了行政区边界对专利合作、引用、代理、转让和许可5类创新联系的抑制作用。研究发现:第一,创新联系存在显著的边界效应,专利合作、引用2类非市场途径的边界效应更强,如区际合作强度比区内合作强度平均低29.0%,区际专利引用比区内专利引用强度平均低26.3%,代理、转让、许可3类市场途径的边界效应较弱,其区际联系强度较区内联系的降低幅度均在10%以下。第二,时间趋势分析表明,随着时间的推移,边界效应呈明显的下降趋势,企业跨区创新联系强度与区内联系强度的差异不断缩小。第三,政府对企业创新的较多干预和本地良好的创新环境会导致边界效应增强,行政区合并造成被合并的2个行政区之间边界效应降低。

本文研究结果可为如何增强企业创新联系、提高企业创新绩效提供参考。基于以上发现,结合中国创新环境的现实背景,本文提出以下政策建议。第一,当前上海市政府推出了诸多关于推动长三角地区联合创新的政策制度和规划方案,而对于本市各区的联合创新政策较少。政府须进一步激励企业克服行政阻碍,鼓励各区创新主体交流往来,如为跨区协同创新提供服务和平台,举办交流活动和研讨会等。第二,政府对企业创新活动的干预和管理是必要的,但政府干预会增加边界效应强度,因而,应将政府干预强度控制在适当范围内,避免少数政府官员出于府际竞争和个人晋升目的而限制本区企业创新活动空间范围的行为,从而有效降低边界效应强度,促进企业创新联系和创新绩效增加。第三,行政区之间经济基础和创新环境各异,创新能力较好的行政区内企业与本区开展创新往来即可满足需求,而创新相对落后的行政区内企业面临本地创新资源匮乏、创新联系不足等问题。因此,政府须发挥创新较好的行政区对周边行政区的知识溢出效应,重视落后地区的企业创新需求,帮助其克服区域间行政阻碍,从而提高其创新能力。

### 参考文献(References)

- [1] Asheim B T, Smith H L, Oughton C. Regional innovation systems: Theory, empirics and policy [J]. *Regional Studies*, 2011, 45(7): 875-891.
- [2] Li X Y, Wu X J, Tan Y. Impact of special economic zones on firm performance [J]. *Research in International Business and Finance*, 2021, 58: 101463. doi: 10.1016/j.rib-af.2021.101463.
- [3] Hamidi S, Zandiatashbar A. Does urban form matter for innovation productivity? A national multi-level study of the association between neighbourhood innovation capacity and urban sprawl [J]. *Urban Studies*, 2019, 56(8): 1576-1594.
- [4] McCallum J. National borders matter: Canada-US regional trade patterns [J]. *The American Economic Review*, 1995, 85(3): 615-623.
- [5] 唐锦玥, 张维阳, 王逸飞. 长三角城际日常人口移动网络的格局与影响机制 [J]. *地理研究*, 2020, 39(5): 1166-1181. [Tang Jinyue, Zhang Weiyang, Wang Yifei. The pattern and influencing factors of daily population movement network in the Yangtze River Delta. *Geographical Research*, 2020, 39(5): 1166-1181.]
- [6] Xin X R, Mossig I. Governments and formal institutions shaping the networks of co-production in the Chinese and German film industries [J]. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 2021, 112(3): 220-238.
- [7] Chen G H, Yang G L, He F, et al. Exploring the effect of political borders on university-industry collaborative research performance: Evidence from China's Guangdong Province [J]. *Technovation*, 2019, 82/83: 58-69.
- [8] Wang C L, Liu H, Zhang M T. Exploring the mechanism of border effect on urban land expansion: A case study of Beijing-Tianjin-Hebei region in China [J]. *Land Use Policy*, 2020, 92: 104424. doi: 10.1016/j.landusepol.2019.104424.
- [9] Yang B J, Partridge M D, Chen A P. Do border effects alter regional development: Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *Journal of Economic Geography*, 2022, 22(1): 103-127.
- [10] Li Y A. Borders and distance in knowledge spillovers: Dying over time or dying with age? Evidence from patent citations [J]. *European Economic Review*, 2014, 71: 152-172.
- [11] Huber P. On the determinants of cross-border cooperation of Austrian firms with Central and Eastern European partners [J]. *Regional Studies*, 2003, 37(9): 947-955.
- [12] 陈光华, 杨国梁. 边界效应对跨区域产学研合作创新绩效的影响研究: 来自广东省的证据 [J]. *研究与发展管理*, 2015, 27(1): 92-99. [Chen Guanghua, Yang Guoliang. Border effect of cross regional university-industry collaboration on the innovation performance: Evidence from Guangdong Province. *R&D Management*, 2015, 27(1): 92-99.]
- [13] 王成龙, 刘慧, 张梦天. 边界效应研究进展及展望 [J]. *地理科学进展*, 2016, 35(9): 1109-1118. [Wang Chenglong, Liu Hui, Zhang Mengtian. Progress and prospects

- of border effect research. *Progress in Geography*, 2016, 35(9): 1109-1118. ]
- [14] 朱延福,姚陈敏,谢靖. 边界效应在经济学领域的应用进展述评 [J/OL]. *世界地理研究*, 2021-09-14 [2022-04-31]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/detail.aspx?dbcode>. [Zhu Yanfu, Yao Chenmin, Xie Jing. A review of the application progress of the border effect in economics. *World Regional Studies*, 2021-09-14 [2022-04-31]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/detail.aspx?dbcode>. ]
- [15] Drivas K, Economidou C. Is geographic nearness important for trading ideas? Evidence from the US [J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2015, 40(4): 629-662.
- [16] 张晓月,罗昊. 基于SERVQUAL的专利代理机构服务质量评价研究 [J]. *科技管理研究*, 2021, 41(23): 167-173. [Zhang Xiaoyue, Luo Hao. Research on service quality evaluation index system of patent agency based on SERVQUAL. *Science and Technology Management Research*, 2021, 41(23): 167-173. ]
- [17] Jeong S, Lee S, Kim Y. Licensing versus selling in transactions for exploiting patented technological knowledge assets in the markets for technology [J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2013, 38(3): 251-272.
- [18] Arora A, Fosfuri A, Rønde T. Managing licensing in a market for technology [J]. *Management Science*, 2013, 59(5): 1092-1106.
- [19] 岳贤平,顾海英. 国外企业专利许可行为及其机理研究 [J]. *中国软科学*, 2005(5): 89-94. [Yue Xianping, Gu Haiying. On the mechanism and behavior of patent licensing of foreign firms. *China Soft Science*, 2005(5): 89-94. ]
- [20] Ma H T, Li Y C, Huang X D. Proximity and the evolving knowledge polycentricity of megalopolitan science: Evidence from China's Guangdong- Hong Kong- Macao Greater Bay Area, 1990-2016 [J]. *Urban Studies*, 2021, 58(12): 2405-2423.
- [21] 张惠璇,刘青,李贵才. 广东省城市创新联系的空间格局演变及优化策略 [J]. *地理科学进展*, 2016, 35(8): 952-962. [Zhang Huixuan, Liu Qing, Li Guicai. Spatial structure change and optimization strategies of innovation linkage among the cities in Guangdong Province. *Progress in Geography*, 2016, 35(8): 952-962. ]
- [22] 黄晓东,马海涛,苗长虹. 基于创新企业的中国城市网络联系特征 [J]. *地理学报*, 2021, 76(4): 835-852. [Huang Xiaodong, Ma Haitao, Miao Changhong. Connectivity characteristics for city networks in China based on innovative enterprises. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(4): 835-852. ]
- [23] Xie Q J, Su J. The spatial-temporal complexity and dynamics of research collaboration: Evidence from 297 cities in China (1985-2016) [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 162: 120390. doi: 10.1016/j.techfore.2020.120390.
- [24] 宓泽锋,尚勇敏,徐维祥,等. 长三角创新产学合作与企业创新绩效: 尺度与效应 [J]. *地理研究*, 2022, 41(3): 647-662. [Mi Zefeng, Shang Yongmin, Xu Weixiang, et al. Innovation industry-university cooperation and enterprise innovation performance in the Yangtze River Delta: Scale and effect. *Geographical Research*, 2022, 41(3): 647-662. ]
- [25] Cassi L, Plunket A. Research collaboration in co-inventor networks: Combining closure, bridging and proximities [J]. *Regional Studies*, 2015, 49(6): 936-954.
- [26] 王庆喜,胡志学. 多维邻近下浙江城市创新网络演化及其机制研究 [J]. *地理科学*, 2021, 41(8): 1380-1388. [Wang Qingxi, Hu Zhixue. Urban innovation network of Zhejiang from the perspective of multidimensional proximities. *Scientia Geographica Sinica*, 2021, 41(8): 1380-1388. ]
- [27] Cooke P. Regional innovation systems, clusters, and the knowledge economy [J]. *Industrial and Corporate Change*, 2001, 10(4): 945-974.
- [28] Pareja S G, Vivero R L, Martínez Serrano J A. The border effect in Spain: The Basque Country case [J]. *Regional Studies*, 2006, 40(4): 335-345.
- [29] 行伟波,李善同. 本地偏好、边界效应与市场一体化: 基于中国地区间增值税流动数据的实证研究 [J]. *经济学(季刊)*, 2009, 8(4): 1455-1474. [Xing Weibo, Li Shantong. Home biases, border effects and market integration: An empirical study based on inter-provincial VAT survey. *China Economic Quarterly*, 2009, 8(4): 1455-1474. ]
- [30] 唐为. 要素市场一体化与城市群经济的发展: 基于微观企业数据的分析 [J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(1): 1-22. [Tang Wei. Factor market integration and the development of China's urban clusters: An analysis based on micro-firm dataset. *China Economic Quarterly*, 2021, 21(1): 1-22. ]
- [31] 余元春,顾新,陈一君. 引力模型、边界效应与中国跨区域技术转移: 基于2009—2013年省际面板数据分析 [J]. *软科学*, 2016, 30(7): 15-18. [Yu Yuanchun, Gu Xin, Chen Yijun. Research on the gravity model, boundary effect and the inter-provincial technology transfer: Based on the panel data of Chinese provinces from 2009 to 2013. *Soft Science*, 2016, 30(7): 15-18. ]
- [32] 韩明珑,何丹,高鹏. 长江经济带城际生产性服务业网络联系的边界效应及多维机制 [J]. *经济地理*, 2021, 41(3): 126-135. [Han Minglong, He Dan, Gao Peng. Boundary effect and multi-dimensional mechanism of inter-city

- producer services network in Yangtze River economic belt. *Economic Geography*, 2021, 41(3): 126-135. ]
- [33] 王桀, 张琴悦. 边界效应概念再议及其在旅游研究中的应用与发展 [J]. *地理科学进展*, 2022, 41(5): 905-921. [Wang Jie, Zhang Qinyue. Revisiting the concept of border effect and its application and development in tourism research. *Progress in Geography*, 2022, 41(5): 905-921. ]
- [34] Turrini A, van Ypersele T. Traders, courts, and the border effect puzzle [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40(2/3): 81-91.
- [35] Kang K N, Park H. Influence of government R&D support and inter-firm collaborations on innovation in Korean biotechnology SMEs [J]. *Technovation*, 2012, 32(1): 68-78.
- [36] Shao Y C, Xiao C R. Corporate tax policy and heterogeneous firm innovation: Evidence from a developing country [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2019, 47(2): 470-486.
- [37] Audretsch D B, Feldman M P. R&D spillovers and the geography of innovation and production [J]. *The American Economic Review*, 1996, 86(3): 630-640.
- [38] Olson G, Olson J. Mitigating the effects of distance on collaborative intellectual work [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2003, 12(1): 27-42.
- [39] Hong W, Su Y S. The effect of institutional proximity in non-local university-industry collaborations: An analysis based on Chinese patent data [J]. *Research Policy*, 2013, 42(2): 454-464.
- [40] Dell M. The persistent effects of Peru's mining mita [J]. *Econometrica*, 2010, 78(6): 1863-1903.

## Border effects of innovation connections between firms

TANG Jinyue, LUO Shougui\*

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China)

**Abstract:** Innovation has a geographic dimension that promotes economic growth and technological change, and is closely related to regional spatial characteristics. The innovation connections formed by firms are key elements in understanding the spatial dynamics of innovation processes. As a geographic element, administrative boundaries divide urban space, resulting in the border effects of firm innovation connections. Based on the micro statistical data of Shanghai high-tech enterprises from 2008 to 2017, this study used a spatial regression discontinuity design to test inhibitory effects of administrative boundaries on five types of cross-district innovation connections, including patent cooperation, citation, agency, transaction, and licensing. The empirical results are as follows: 1) Administrative boundaries have a significant inhibitory effect on the five types of cross-district innovation connections, called border effects, and this inhibitory effect still exists when controlling for distance and firm locations. Compared with market approaches (agency, transaction, and licensing), border effects are higher on non-market approaches (cooperation and citation). 2) Temporal trend analysis showed that there is a significant downward trend on the intensity of border effects from 2008 to 2017, which may be related to the fact that in recent years, the governments have continuously encouraged firms to establish interregional innovation connections through various political instruments. 3) Mechanism analysis showed that government intervention in firm innovation and local innovation environment result in the increase of border effects. Administrative district consolidation reduces border effect between two merged districts. The empirical results of this study provide policy references for promoting firm innovation connections and improving innovation performance.

**Keywords:** firm innovation; innovation connection; border effects; spatial regression discontinuity design; Shanghai