

生产性服务业集聚、信息化水平与创新： 基于地理距离约束的空间溢出视角



重庆大学硕士学位论文 (学术学位)

学生姓名：郑维伟

指导教师：康继军 教授

学科门类：经济学

学科名称：应用经济学

研究方向：区域经济学

答辩委员会主席：张荣

授位时间：2022 年 06 月

**Agglomeration of Producer Services,
Informatization Level and Innovation:
Based on the Spatial Spillover Perspective
of Geographical Distance Constraint**



A Thesis Submitted to Chongqing University
In Partial fulfillment of the requirement for the
Master's Degree of Applied Economics

By

ZHENG Weiwei

Supervised by Prof. KANG Jijun

June, 2022

摘 要

创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑，是实现可持续高质量发展的重要保障。在经济新常态和加快构建区域发展新格局的时代背景下，如何有效促进和增强区域创新发展活力，事关中国经济高质量发展和建设科技强国目标实现，对于持续推进创新驱动发展战略和培育壮大经济发展新动能具有极为重要的现实意义。

本文在借鉴新经济地理学、区域经济学和城市群相关理论基础，通过梳理产业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平和地理距离约束对区域创新发展的理论作用机理，揭示了区域创新发展主要受产业专业化集聚的 MAR 外部性、多样化集聚的 Jacobs 外部性、信息化水平的 IDE 外部性以及地理距离约束的 SOC 外部性 4 个渠道影响。为进一步验证上述理论分析的合理性，本文以中国 2007—2019 年 283 个地级及以上城市为研究样本，经手工整理得到地区间火车与动车实际运营信息作为反映地理距离约束强度的空间权重矩阵，并经过 Moran's I 空间自相关检验、LM 检验、LR 检验、Wald 检验、Hausman 检验以及联合显著性检验，最终确定并构建考虑知识空间溢出的时空双固定效应下的空间杜宾模型，以考察在地理距离约束弱化的现实情况下，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及信息化水平对区域创新发展的影响效应，并就其潜在的作用机制展开探讨。

研究结果表明：（1）中国各城市创新发展水平存在显著的空间自相关特征，且知识的正向空间溢出效应明显，并随着地理距离约束弱化呈现不断增长态势。

（2）生产性服务业专业化集聚能够显著地促进本地区和邻近地区创新发展，且其影响效应同样随着地理距离约束弱化得到有效提升。（3）生产性服务业多样化集聚对本地区创新发展的带动作用同样显著，但促进效应弱于专业化集聚，且对邻近地区并不存在显著的正向空间溢出，即便地理距离约束弱化也并没有得到实质性改善。（4）互联网信息化发展产生的 IDE 外部性仅对显性知识有效，当仅依靠“线上交流”且地理距离约束较强时，其对本地区和邻近地区创新发展并没有显著影响，只有与地理距离约束弱化产生的 SOC 外部性相结合才能有效发挥其正向空间溢出效应，亦即“线上交流”与“面对面交流”并非相互完全替代关系，只有有效利用好两种方式，才能更好地达到提升区域创新发展水平的预期效果。（5）地区经济发展、人力资本投资、科研财政投入、市场规模扩张以及环境规制力度等均在经济意义上能够促进本地区创新发展水平提升，但除了科研财政投入和市场规模扩张对邻近地区创新发展存在正向激励效应外，其余因素均具有潜在的挤出效应。

以上研究结论经过系列稳健性与内生性检验后依然成立，可为后续中国各地区深入落实创新发展战略规划和持续推进区域创新发展水平提升提供理论参考与现实佐证：首先，需要进一步合理规划全国和地区层面的产业总体布局及结构优化，特别强调和注重发挥生产性服务业专业化集聚促进创新发展的独特优势，适度兼顾产业多样化发展。其次，只有同时保持“线上交流”与“面对面交流”并重，才能更加有效地推动区域创新发展，故既要持续推进工业互联网新型基础设施建设体系化，又要对未来以高铁为代表的国家综合立体交通网建设和区域一体化发展进行合理规划。最后，各级地方政府既要重视科研财政以及市场规模扩张等对本地区和邻近地区整体创新水平提升的促进作用，有计划地为区域创新发展提供必要的资金支持和市场激励；又要尽可能保持区际间的战略目标和规划统一，避免形成经济增长的虹吸效应、人力资本投资的挤出效应以及环境污染的区际转移效应等“以邻为壑”的“排他性”发展局面。

总之，为营造良好的创新发展环境，从国家和地方政府层面出发，关键在于不断优化产业空间布局、加强互联网和交通基础设施建设；从企业层面出发，关键在于为创新研发活动提供良好的资金、人才和技术支持。

关键词：生产性服务业集聚；信息化水平；地理距离约束；区域创新发展；空间溢出效应

Abstract

Innovation, which as the first driving force for development, is the strategic support for building a modern economic system and the important guarantee for achieving sustainable and high-quality development. Under the background of the “economic new normal” and accelerating the construction of a new pattern of regional development, how to effectively promote and enhance the vitality of regional innovation and development is related to the high-quality economic development and the realization of the goal of building a powerful country with science and technology of China. It is of great practical significance to continuously promote innovation-driven development strategy and cultivate new momentum of economic development.

Based on the relevant theories of new economic geography, regional economics and urban agglomeration, this paper combs the theoretical mechanism of industrial specialization agglomeration, diversification agglomeration, informatization level and geographical distance constraint on regional innovation development, and reveals that it is mainly affected by MAR externality of industrial specialization agglomeration, Jacobs externality of diversification agglomeration, IDE externality of informatization level and SOC externality of geographical distance constraint. In order to further verify the above theoretical mechanism, this paper takes 283 prefecture-level and above cities in China over the period of 2007-2019 as the sample, and obtains the spatial weight matrix, which reflecting the geographical distance constraint between cities by manual processing. After Moran’s I test, LM test, LR test, Wald test, Hausman test and Joint Significance test, the spatial Durbin model with the individual and time fixed effects, which considering of knowledge spatial spillover, is finally determined and constructed, so as to verify the effect of specialization agglomeration, diversification agglomeration of producer services and informatization level on regional innovation development under the weakening of geographical distance constraint, and discusses its theoretical mechanism.

The results show that: (1) The innovation development level of cities in China has significant spatial autocorrelation and positive spatial spillover effect of knowledge, and it shows a growing trend with the weakening of geographical distance constraint. (2) Specialization agglomeration of producer services can significantly promote innovation development of regional and adjacent areas, and its effect is also effectively improved with the weakening of geographical distance constraint. (3) The driving effect of

diversification agglomeration of producer services on regional innovation development is also significant, but the effect is weaker than specialization agglomeration, and there is no significant positive spatial spillover in adjacent areas, even if with the weakening of geographical distance constraint, it has not been substantially improved. (4) The IDE externality is only effective for “codified knowledge”. That is when only relying on “online communication”, it has no significant effect on the innovation development of regional and adjacent areas. Only by combining “online communication” with the SOC externality generated by the weakening of geographical distance constraint can it effectively play its positive and significant spatial spillover effect. In other words, “online communication” and “face-to-face communication” are not completely substitutes for each other and only by effectively using the two ways can the expected effect be achieved. (5) Regional economic development, human capital investment, R&D expenditure, market scale expansion and environmental regulation can promote the innovation development of regional with economic significance. However, in addition to the positive incentive effect of R&D expenditure and market scale expansion on the innovation development of adjacent areas, other factors have potential crowding-out effects.

The above research conclusions are still valid after a series of robustness and endogeneity tests, which can provide theoretical reference and practical evidence for the follow-up implementation of innovation development strategy planning and continuous promotion of regional innovation development in various regions of China. Firstly, it is necessary to further rationally plan the overall layout and structure optimization of the industry at the national and regional levels, especially emphasize and pay attention to the unique advantages of professional agglomeration of producer service on innovation development of regional and adjacent areas, and give reasonable consideration of diversification agglomeration of producer services. Secondly, only by combining “online communication” with “face-to-face communication”, can more effectively promote the innovation development of regional, so it is necessary to continuously promote the systematization of new infrastructure construction of industrial internet and rationally plan the construction of national comprehensive three-dimensional transportation network represented by high-speed rail and regional integration development in the future. Finally, local governments should pay attention to the positive effect of R&D expenditure and market scale expansion on the innovation development of regional and adjacent areas, and provide the necessary fiscal support and market incentives; as far as possible to maintain inter-regional strategic objectives and planning unity, avoid the “beggar-thy-

neighbor” exclusive development situation, which including the siphon effect of economic growth, crowding-out effect of human capital investment and inter-regional transfer effect of environmental pollution, etc.

In short, in order to create a good environment for innovation development, from the national and local government level, the key is to continuously optimize the industrial space layout; from the enterprise level, the key is to provide funds, talents and technical support.

Keywords: Producer Services Agglomeration; Information Level; Geographic Distance Constraint; Regional Innovation Development; Spatial Spillover Effect

目 录

中文摘要.....	I
英文摘要.....	III
1 绪论	1
1.1 选题背景与研究目标	1
1.1.1 选题背景	1
1.1.2 研究目标	9
1.2 研究内容与文章结构	10
1.2.1 研究内容	10
1.2.2 文章结构	11
1.3 研究方法与研究意义	12
1.3.1 研究方法	12
1.3.2 研究意义	13
1.4 研究创新与研究难点	14
1.4.1 研究创新	14
1.4.2 研究难点	15
2 理论作用机理与相关文献回顾	17
2.1 生产性服务业专业化集聚与创新发展	17
2.2 生产性服务业多样化集聚与创新发展	18
2.3 互联网信息化水平与创新发展	20
2.4 地理距离约束与创新发展.....	22
3 空间计量模型、指标体系与数据来源	25
3.1 考虑知识空间溢出的空间计量模型	25
3.1.1 空间计量模型的适用背景与发展历程.....	25
3.1.2 空间计量模型估计前的准备：空间自相关检验.....	26
3.1.3 空间计量模型的一般形式与模型选择.....	27
3.1.4 空间计量模型的空间效应分解.....	29
3.1.5 非对称反时间距离与发车频次空间权重矩阵.....	29
3.2 变量说明	31
3.2.1 被解释变量	31
3.2.2 核心解释变量	31
3.2.3 控制变量	33

3.3 数据来源与处理	34
4 实证结果分析	37
4.1 空间自相关检验	37
4.2 空间计量模型估计形式检验与设定	39
4.3 区域创新发展的影响效应分析	42
4.4 区域创新发展的影响机制探讨	44
5 拓展研究：稳健性检验与内生性探讨	49
5.1 稳健性检验	49
5.2 内生性探讨	50
6 基本结论与启示	55
6.1 基本结论	55
6.2 政策启示	56
6.3 不足与展望	57
参 考 文 献	59
附 录	67
A. 作者在攻读学位期间发表的论文目录	67
B. 作者在攻读学位期间取得的科研成果目录	67
C. 地级市间双向火车和动车通行信息爬取思路	67
D. 学位论文数据集	68
致 谢	69

1 绪论

1.1 选题背景与研究目标

1.1.1 选题背景

①坚持创新发展是新阶段构建新发展格局的题中应有之义

自党的十八大明确提出“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑，必须摆在国家发展全局的核心位置”的重要论断以来，“坚持走中国特色自主创新道路、实施创新驱动发展战略”便成为了新阶段中国致力于提高全社会生产力与综合国力的重要战略支撑。此后，中共十八届五中全会又首次提出“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念，并将创新发展提到了指导中国经济社会发展战略思想的首要位置^①。中国共产党第十九次全国代表大会上，习近平总书记指出中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，再次强调了“创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系战略支撑”，要“贯彻新发展理念，建设现代化经济体系重大部署，实施创新驱动发展战略”^②。特别是在加快构建新发展格局的时代背景下，坚持创新发展事关中国新阶段经济高质量发展和综合国力提升目标的实现。因此，如何增强创新驱动发展活力，持续推进创新驱动发展和培育壮大新动能显得尤为重要。

事实上，从宏观层面看，拥有科技人才的企业作为创新的主体，其在促进中国整体创新水平提升方面发挥着不可忽视的重要作用。以华为技术有限公司为例，截至2019年，该企业近十年的研发费用累计投入便超过了6000亿元；仅2019年对研发费用支出便高达1317亿元，占到其全年总收入的15.3%；2020年所拥有从事研究与开发的员工便多达10.5万名，占到该企业总人数的53.4%。得益于其多年来在科学和技术研发领域的高强度投入，截至2020年，该企业已在全球共持有4万余族有效授权专利（总数量超过10万件），且其中90%以上为发明专利^③。

可见，注重创新主体——企业的专利数量创造和质量提升、推动构建包容创新环境，是建设科技强国的关键一环，值得重点关注和探讨。换句话说，在中国经济发展开始从传统要素和投资驱动转向创新驱动的现实背景下，中国要想实现经济

^① 参见 <https://news.12371.cn/2015/10/29/ARTI1446118588896178.shtml>。

^② 习近平：决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[EB/OL]. 2017-10-27. http://news.cnr.cn/native/gd/20171027/t20171027_524003098.shtml

^③ 参见华为发布创新和知识产权白皮书 2020, http://www-file.huawei.com/-/media/CORP2020/pdf/download/Huawei_IPR_White_paper_2020_cn.pdf。

高质量发展、产业结构迈向中高端水平和经济社会可持续发展，推动构建新发展格局，必须强调和重视科技创新发展的重要性，而在这一过程中，如何激发出企业的创新发展活力，是解决以上问题的重要突破口。

②中国企业具有专业化集聚与创新水平提升的典型事实

根据《中国工业企业数据库》与《中国创新企业数据库》匹配数据^①，2008年中国电子元件及组件制造（4061^②）国有及规模以上企业^③共有5258家。其中，苏州市拥有的企业数量最多，达到548家（占比超过10%）；深圳次之，企业数量为461家（占比8.77%）；东莞和天津两个城市分别以327与265家企业紧随其后（分别占比6.22%和5.04%）；上海、常州、宁波、无锡等城市企业数量依次逐渐减少（见图1.1）。

与之对应地，在2008年中国电子元件及组件制造国有及规模以上企业数较多的地区，各城市相应企业均拥有相对更多的专利申请和授权数。具体而言，占到全国电子元件及组件制造国有及规模以上企业数10.42%比重的苏州市，创造了2008年该行业各9.67%和14.71%的专利申请与授权数量；特别地，2008年全国电子元件及组件制造国有及规模以上企业数排名第二的深圳市，分别实现了该行业全年13.66%与16.52%的专利申请和授权，甚至赶超过了拥有企业数量最多的苏州市，成为该产业^④当之无愧的全国创新研发中心。

从上述典型事实出发，可以引申出下述推断：（1）中国的企业布局具有典型的专业化集聚特征。总体来看，2008年中国电子元件及组件制造国有及规模以上企业的地区分布情况中，超过一半的企业集中布局在苏州、深圳、东莞、天津、上海等企业数量排名前10的地级市（累积占比达到51.12%）。（2）企业专业化集聚程度与该产业创新发展水平之间具有极为密切的正相关性。根据新经济地理学理论，苏州、深圳、东莞、上海等城市得益于当地电子元件及组件制造企业专业化集聚程度相对较高，其可以更好地发挥规模效应^[1]，通过降低产业内各企业之间的信息不对称、促进相互间组织学习交流^[2]等促进企业创新发展。

^① 数据来源于国家统计局依据《工业统计报表制度》进行的工业调查统计，经作者通过中国微观经济数据查询系统获取，并采用Stata进行数据整理所得。

^② 括号内为GB/T4754-2002国民经济行业分类四位数编码，下同。特别地，《国民经济行业分类》经过了1994、2002、2011和2017年等多次版本更新，其中2008年的行业分类情况沿用了《国民经济行业分类》（GB/T4754-2002）划分标准（参见<https://www.shcs.com.cn/cn/laws/pdf/gongshang/gbt47542002.pdf>）。

^③ 2011年之前将每年主营业务收入（销售额）在500万元以上的企业定义为规模以上，2011年起将其提高为2000万元以上。

^④ 如无特殊说明，本文对“产业”与“行业”概念不作具体区分。

③中国具有多样化集聚与创新水平提升的典型事实

依据《中国工业企业数据库》与《中国创新企业数据库》匹配数据进一步发现，2008年中国电子元件及组件制造（4061）国有及规模以上企业分布较多的城市，以配电开关控制设备制造（3923）和电线电缆制造（3931）为代表的其他行业企业集聚数量同样较多（图 1.2 和图 1.3）。总体上，从全国以上三种产业的企业选址和布局看，上海、深圳、无锡、苏州、温州、无锡和东莞等城市更容易成为不同类型企业的集聚地。换句话说，在“电子元件及组件制造”企业专业化集聚程度排名前 10 的城市中，与该产业存在潜在产业关联的行业企业数量在全国排名中均相对靠前。以 2008 年为例，在电子元件及组件制造领域企业数量全国第五的上海市，同年以占到全国配电开关控制设备行业 7.23% 的企业数量比（228 家）排名第二、以 290 家电线电缆制造企业数量（占比 6.48%）位居全国第一；此外，当年全国电子元件及组件制造企业数最多的苏州市，其在配电开关控制设备制造领域的企业数量位居全国第七（98 家，占比 3.11%）、电线电缆制造企业数量全国第四（208 家，占比 4.65%）。

进一步地，以各地区相关产业的专利申请和授权数量及占比来衡量其创新发展水平，可以发现在相关产业企业数量排名均相对靠前的城市，其各行业的研发创新水平总体同样处于全国相对领先地位（类似上海、深圳、无锡、苏州等城市）。其一，在配电开关控制设备制造领域，上海市以仅次于温州市的企业数量，创造了当年该行业各 19.68% 和 16.86% 的全国专利申请与授权数量；苏州市则凭借全国第七的企业数量，分别实现了全年该行业 6.35% 与 9.19% 的专利申请与授权数量。其二，在电线电缆制造领域，上海市以 2008 年全国最多的企业数量，贡献了当年该行业各 8.78% 和 11.78% 的专利申请与授权数量；类似地，苏州市作为该行业全国企业数量第四的城市，分别申请和授权了该行业全年 7.42% 与 10.62% 的专利数量。

上述基本客观事实似乎意味着，企业在实现专业化集聚以促进该行业研发创新发展的同时；通常还具有多样化集聚的典型特征，不同行业出于相互之间所具有的差异和互补性^[3]，能够更好地加强各产业间新技术、新思想的相互沟通交流与融合^[4]，进而形成该地区各产业创新发展水平提升的合力。

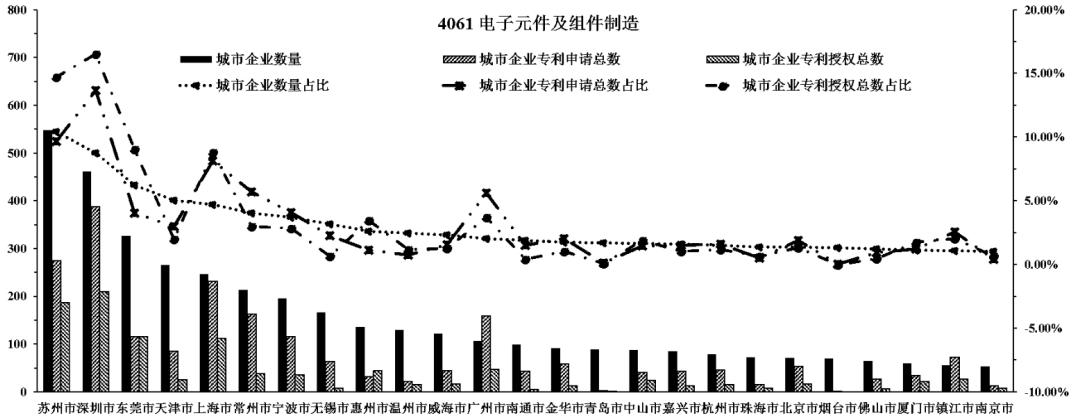


图 1.1 2008 年电子元件及组件制造国有及规模以上企业数排名前 25 地级市分布情况
Fig. 1.1 Distribution of State-owned and above-scale electronic components manufacturing enterprises ranked top 25 cities in 2008

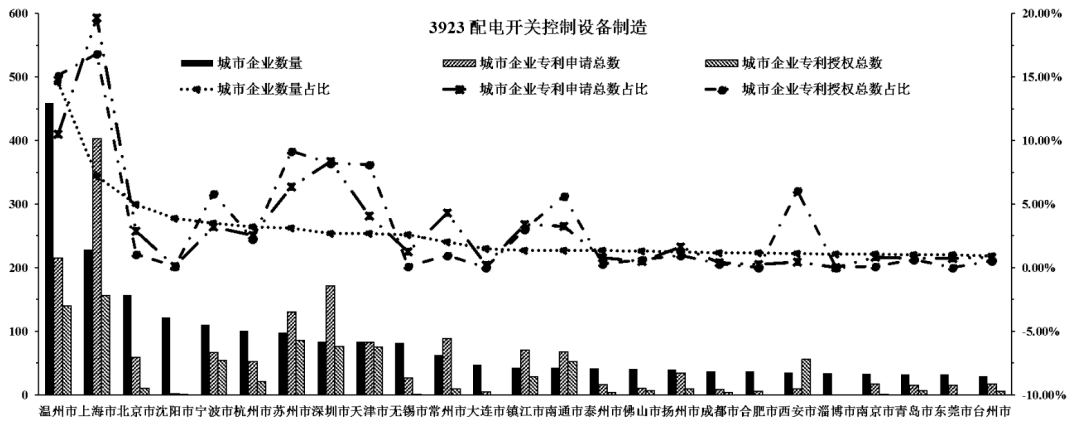


图 1.2 2008 年配电开关控制设备制造国有及规模以上企业数排名前 25 地级市分布情况
Fig. 1.2 Distribution of State-owned and above-scale switch control equipment manufacturing enterprises ranked top 25 cities in 2008

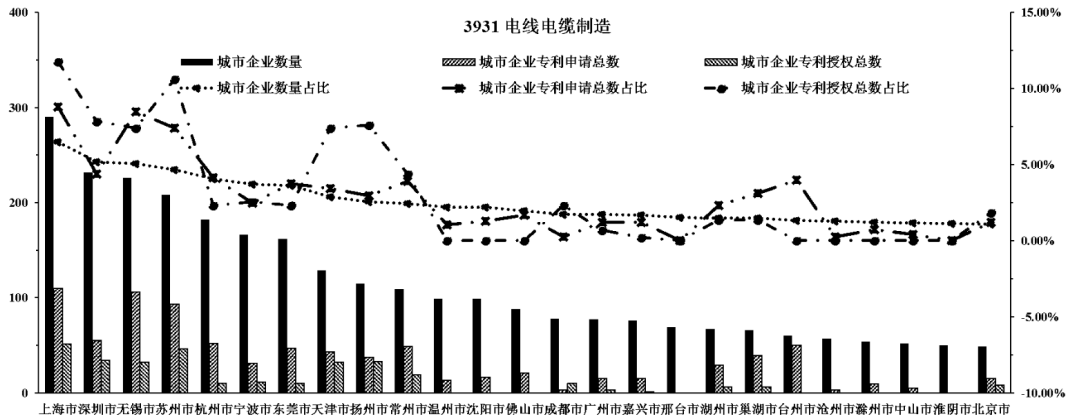


图 1.3 2008 年中国电线电缆制造国有及规模以上企业数排名前 25 地级市分布情况
Fig. 1.3 Distribution of State-owned and above-scale wire and cable manufacturing enterprises ranked top 25 cities in 2008

④中国各城市具有互联网信息化发展与创新水平提升的典型事实

依据 2007—2019 年《中国城市统计年鉴》相关数据，本文以地区电信业务总量作为城市互联网信息化发展水平的代理变量^①，并分别以城市专利申请总数和专利授权总数作为创新水平的代理变量，通过分别绘制两者间的散点图，以揭示区域互联网信息化发展与创新水平之间潜在的影响关系。

根据图 1.4 和图 1.5 可知，总体上，中国各城市的电信业务（信息化）水平与专利申请和授权总量（创新水平）之间整体呈现出了明显的正相关性；同时，从 2007—2019 年分年度来看，在各年度电信业务量相对较多的地区，其拥有的专利申请和授权数量均相对更多。

上述基本特征事实似乎表明，随着互联网信息技术的不断发展，其通过提供更加高效便捷的“线上交流”服务，能够有效增强企业研发人员之间的及时沟通效率，以此促进以专利申请和授权为代表的知识交流和空间溢出，并最终驱动区域创新水平提升。

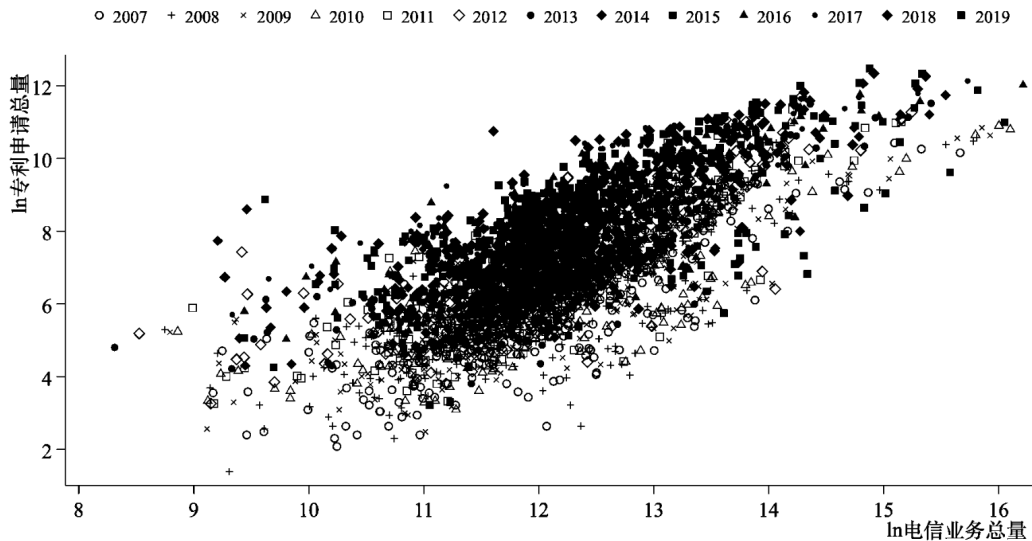


图 1.4 2007—2019 年中国电信业务（信息化）水平与专利申请总量（对数）散点图
Fig. 1.4 Scatter figure of China telecom business (informatization) level and number of applied invention patents (logarithm) over the period of 2007-2019

^① 本文认为，相较于“国际互联网用户数”单纯从用户“量”的角度衡量信息化水平，采用以货币形式统计的“电信业务总量”整体考察了电信企业为社会提供的各类电信服务的总数量，能够更加真实地反映地区互联网信息化发展的实际建设和应用水平。

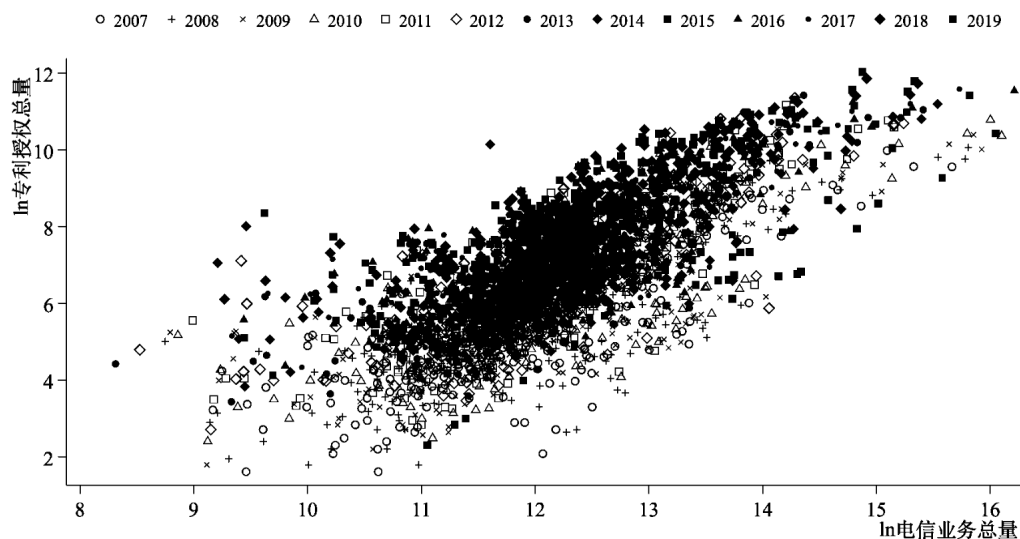


图 1.5 2007—2019 年中国电信业务（信息化）水平与专利授权总量（对数）散点图

Fig. 1.5 Scatter figure of China telecom business (informatization) level and number of authorized invention patents (logarithm) over the period of 2007-2019

⑤ 区域地理距离约束打破有利于强化企业集聚创新水平

考虑到自 2008 年中国逐步开启了高速铁路基础设施建设进程，从基本作用机理看，高铁开通有助于提升区域可达性^[5-6]和降低运输成本（主要指时间成本）^[7]，通过形成“时空压缩效应”^[8-10]，最终打破传统空间尺度和行政区划下的地理距离约束^[11-12]。同时，随着近年来城市群都市圈建设、区域一体化等区域发展规划的实施，也有利于推动各城市进一步打破传统行政区经济为主导的“单体城市”区域发展格局^[13]。特别是在中国积极推进高速铁路建设进程的现实背景下，以往相对较远距离的地区之间实现当日可达成为了可能，进而引发了人员跨城市流动的“同城化效应”^[14]。以上海与北京为例，采用高德地图测得从上海虹桥站驾车前往北京南站的通勤距离大约为 1265 公里，在中国步入“高铁时代”之前，乘坐普快列车从上海到北京大约需要 17 小时 53 分钟；在京沪高铁开通后，两地到达时间大幅缩减为 5 小时 50 分钟^①。因此，本文同样以电子元件及组件制造（4061）、配电开关控制设备制造（3923）和电线电缆制造（3931）企业为代表，对比分析 2008

^① 上海虹桥高铁站至北京南站的通勤距离数据经作者于 2021 年 10 月 24 日采用高德地图 App 测得；火车到达时间数据来源于 12306 官网，查询时间设定为 2021 年 10 月 25 日，当日从上海至北京共计 43 个车次（参见：<https://www.12306.cn/index/>）。其中，将 Z 字头和 T 字头及 1462 次列车平均到达时间作为两地普快列车所需时间，将 D 字头动车与 G 字头高铁平均到达时间作为两地乘坐高速列车所需时间。特别地，若仅以 G 字头高铁高速列车平均到达时间衡量高速列车所需时间，则两地到达时间缩短为 5 小时 30 分钟。

与 2010 年^①全国各城市以上三种类别产业的企业地区分布情况及研发创新进展，以试图反映这种“泛区域政策”^②带来的区域地理距离约束打破对创新水平的影响。

图 1.6—图 1.8 分别展示了 2010 年中国以上三种类别国有及规模以上企业的地区分布数量及相应的专利情况。以电子元件及组件制造行业(4061)为例：首先，在该行业企业数量排名前列的城市中，各地区相关企业数量总体上较 2008 年有所增长。总体上，中国从事电子元件及组件制造的企业数量由 2008 年的 5258 家增加到 2010 年的 5428 家。其中，深圳市 2008 年企业数量为 461 家，2010 年增加到 474 家；东莞市企业数量由 2008 年 327 家增加到 2010 年 357 家，综合反映出该行业专业化集聚程度得到了进一步增强。其次，从该行业企业数量排名较前的城市企业专利申请和授权看，相较于 2008 年的专利申请和授权情况，2010 年相关城市同样均拥有相对更多的数量。如苏州市该行业的专利申请与授权数量分别由 2008 年的 274 和 187 件增加到 2010 年的 401 和 279 件；深圳市同样以各 641 与 627 的专利申请和授权数量大幅超过了 2008 年的 387 和 210 件，并凭借全年各 17.84%和 24.55%的专利申请和授权数量占比再次成为该产业全国性的创新研发中心。此外，配电开关控制设备制造(3923)和电线电缆制造(3931)行业的基本情况与之类似，这里不再展开赘述。但值得注意的是，这些不同产业都显著地存在着高度集聚在几个地区，且各自贡献了该行业较高占比的专利创新成果等典型特征，再次体现了类似的产业多样化集聚程度加剧促进创新发展水平的潜在推论。

此外，图 1.9 分别汇报了高铁开通之前(2007 年)以及陆续建设过程中(2013 和 2019 年)，中国各城市的电信业务(信息化)水平与专利申请和授权总量(创新水平)之间的分年度散点图。以城市间电信业务总量与专利申请总量关系为例，随着高铁建设进程不断推进(亦即时间的不断推移)，相较早期时间，同样数量的电信业务(信息化)水平往往对应着更高的专利申请总量(创新水平)。也就是说，综合不同阶段区域信息化水平与创新发展之间的散点图分布，可以发现其呈现出明显向右上方移动的特征。

上述基本事实似乎表明，以 2008 年后开始修建的高铁为代表的“泛区域政策”

^① 鉴于 2011 年之前将每年主营业务收入(销售额)在 500 万元以上的企业定义为规模以上，2011 年起将标准提高为 2000 万元以上，因此，为保证样本的统计口径一致性和可对比性，本文最终选用 2008 与 2010 年的企业数据进行动态比较分析。具体地，2008 年《中国工业企业数据库》共统计了中国 412212 家工业企业，2010 年统计数量增加到 442539 家。

^② 除高铁的开通运营外，还涵盖如“泛珠三角区域”和“1 小时经济圈”等旨在加强区域间及区域内部一体化发展的政策等。

通过逐步打破地区间地理距离约束，一方面，既有利于扩大各城市与外部城市联系的有效边界^[15-16]，如扩大城市服务业的发展空间等^[17]；另一方面，基于“线上交流”、“面对面交流”和知识空间溢出视角，又能够有效促进各类别企业员工实现跨地区的相互交流、学习和知识共享，最终提升整体创新水平^[18-21]。此外，还似乎意味着随着高铁开通和区域一体化发展，其不仅通过打破地理距离约束增强了“面对面交流”的效率，还极大可能地增强了互联网“线上交流”对创新发展的促进效应^①。

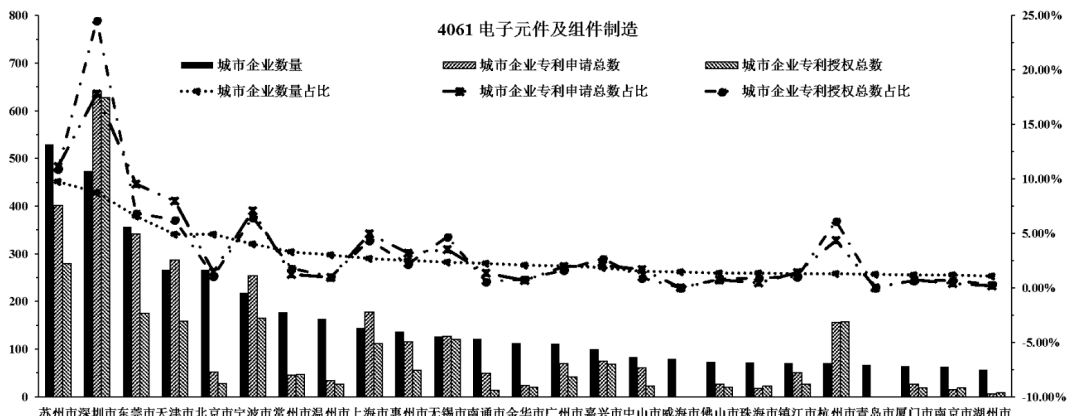


图 1.6 2010 年电子元件及组件制造国有及规模以上企业数排名前 25 地级市分布情况
Fig. 1.6 Distribution of State-owned and above-scale electronic components manufacturing enterprises ranked top 25 cities in 2010

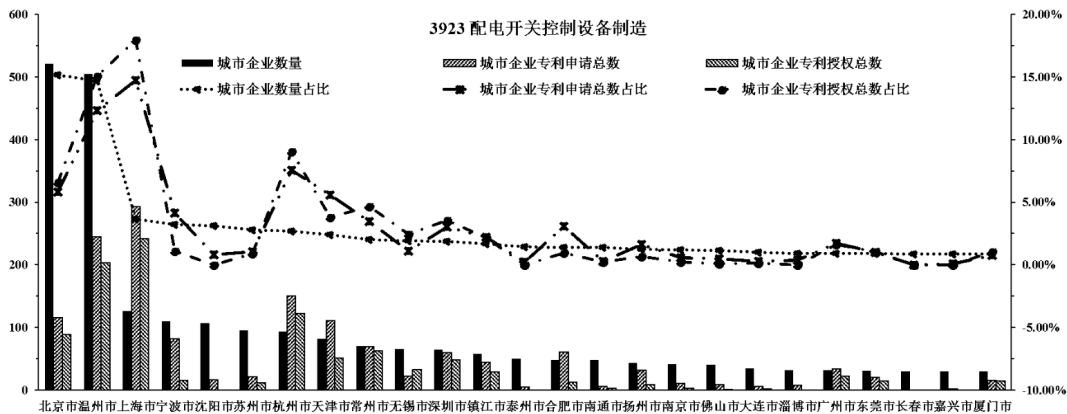


图 1.7 2010 年配电开关控制设备制造国有及规模以上企业数排名前 25 地级市分布情况
Fig. 1.7 Distribution of State-owned and above-scale switch control equipment manufacturing enterprises ranked top 25 cities in 2010

① 一般地，人们的线上交流与合作往往建立在现实生活中相互熟悉的情况下，因此，高铁开通带来的地理距离约束弱化既有利于稳固已建立的合作关系，又有利于科研人员之间线下结识扩大彼此社交圈，从而有效改善互联网“线上交流”的沟通效率和合作网络，以此增强创新成果研发，并最终促进区域创新发展。

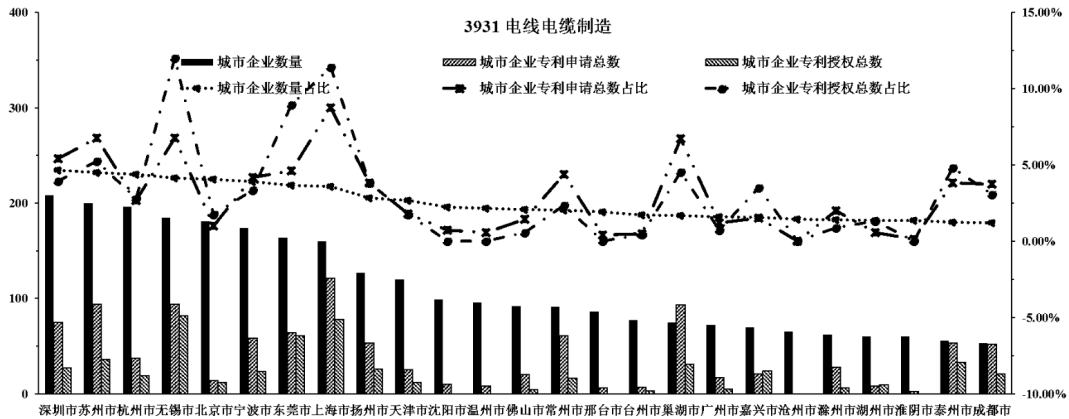


图 1.8 2010 年中国电线电缆制造国有及规模以上企业数排名前 25 地级市分布情况

Fig. 1.8 Distribution of State-owned and above-scale wire and cable manufacturing enterprises ranked top 25 cities in 2010

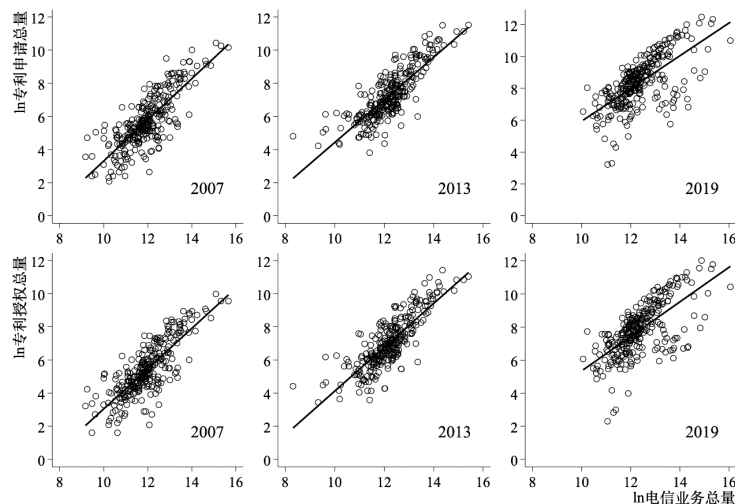


图 1.9 2007、2013、2019 年中国信息化水平与区域创新发展散点图

Fig. 1.9 Scatter diagram of China informatization level and regional innovation development of 2007, 2013 and 2019

1.1.2 研究目标

①明确生产性服务业专业化集聚对区域创新水平提升的影响效应

一方面，生产性服务业专业化集聚对区域创新发展的理论作用机制是什么？另一方面，以中国各地级市为研究对象，地区生产性服务业专业化集聚是否的确有利于发挥创新要素的规模效应，进而促进创新水平提升？

②研究生产性服务业多样化集聚对区域创新水平提升的影响效应

具体而言，生产性服务业多样化集聚对区域创新水平提升的影响机制如何？同时，相较于产业专业化集聚，其是否更能够带动区域整体创新水平提升？

③考察互联网信息化发展水平对区域创新水平提升的影响效应

鉴于近年来中国互联网信息技术的逐渐普及和发展，其在增强人们（特别是企业研发人员）之间“线上交流”，并最终提升区域创新水平的作用机理及其实际效果究竟如何？

④检验地理距离约束打破对区域创新水平提升的影响效应

随着近年来“泛区域政策”（如高铁、区域一体化以及城市群都市圈等）的实施与建设，其所带来的地理距离约束打破，对以企业研发人员为代表的创新要素空间流动影响效应怎样？特别地，地理距离约束的逐渐弱化究竟是否更有利于促进区域创新水平提升？

⑤探讨影响区域创新水平提升的作用机制及其重要启示

在地理距离约束逐步打破的背景下，通过构建空间计量模型以实证检验生产性服务业集聚、信息化水平对区域创新水平的直接影响及其空间溢出效应。并在相关研究发现的基础上，总结归纳生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及信息化水平究竟如何对区域创新发展及其空间溢出效应施加重要影响？最终提炼出有利于区域创新水平提升的政策建议与启示（如产业分工与布局、互联网信息技术发展以及高铁网络未来规划建设重点等）。

1.2 研究内容与文章结构

1.2.1 研究内容

①界定相关概念内涵，并总结提炼出本文的理论机制

对产业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平及地理距离约束强度的相关概念进行定义和阐释，在其基础上探讨生产性服务业集聚、信息化水平促进区域创新发展的内在理论传导机制。

②构建相关指数，并结合研究数据进行量化测度

分别构建产业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平和区域可达性指数，对中国生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束强度进行量化测度。

③构建考虑知识空间溢出的空间计量模型以实证检验理论机制的合理性

通过构建考虑知识空间溢出的空间计量模型，并以不同时期地理距离约束强度作为空间权重矩阵纳入模型，以实证检验在区域地理距离约束逐步弱化的现实情况下，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及信息化水平对区域创新发展的影响效应。

④对研究结果进行稳健性与内生性检验，确保结果可靠

具体而言，为确保本文研究结论的合理性和可靠性，分别采用替换空间权重矩阵、替换城市创新指数作为区域创新水平代理变量、控制更多潜在因素、采用工具变量两阶段回归等方法就实证结果进行稳健性与内生性检验。

⑤总结提炼影响区域创新水平提升的理论作用机制

通过总结归纳相关实证研究结果，以揭示生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束打破对区域创新发展的实际影响，并在此基础上结合理论传导机制进行总结提炼，得出有利于中国整体区域创新发展水平的政策建议与启示。

1.2.2 文章结构

第一章，绪论。本章主要交待本研究的相关背景及其基本特征事实，引出本文的研究目标和内容，并对本研究等主要意义、拟采用的研究方法、文章结构以及创新与难点等展开说明。

第二章，理论作用机理与相关文献回顾。本章主要对产业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束强度的相关概念进行定义和阐释，并在此基础上探讨其对区域创新水平提升的理论作用机理。

第三章，空间计量模型、指标体系与数据来源。本章重点构建考虑知识空间溢出效应的空间计量模型，以不同时期地理距离约束强度作为权重矩阵纳入模型；介绍生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束强度的相关概念及其计算方法，以及相关数据来源与处理。

第四章，实证结果分析。实证分析在地理距离约束逐步弱化的现实情况下，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及信息化水平对区域创新发展的影响效应，并结合相关实证结果，总结出具体的理论影响机制。

第五章，拓展研究：稳健性检验与内生性探讨。本章主要就本文实证结果进行稳健性与内生性检验，以确保相关研究结果及其推论可靠。

第六章，基本结论与启示。本章主要结合理论作用机理与实证研究结果，总结提炼出相应的政策建议与启示。

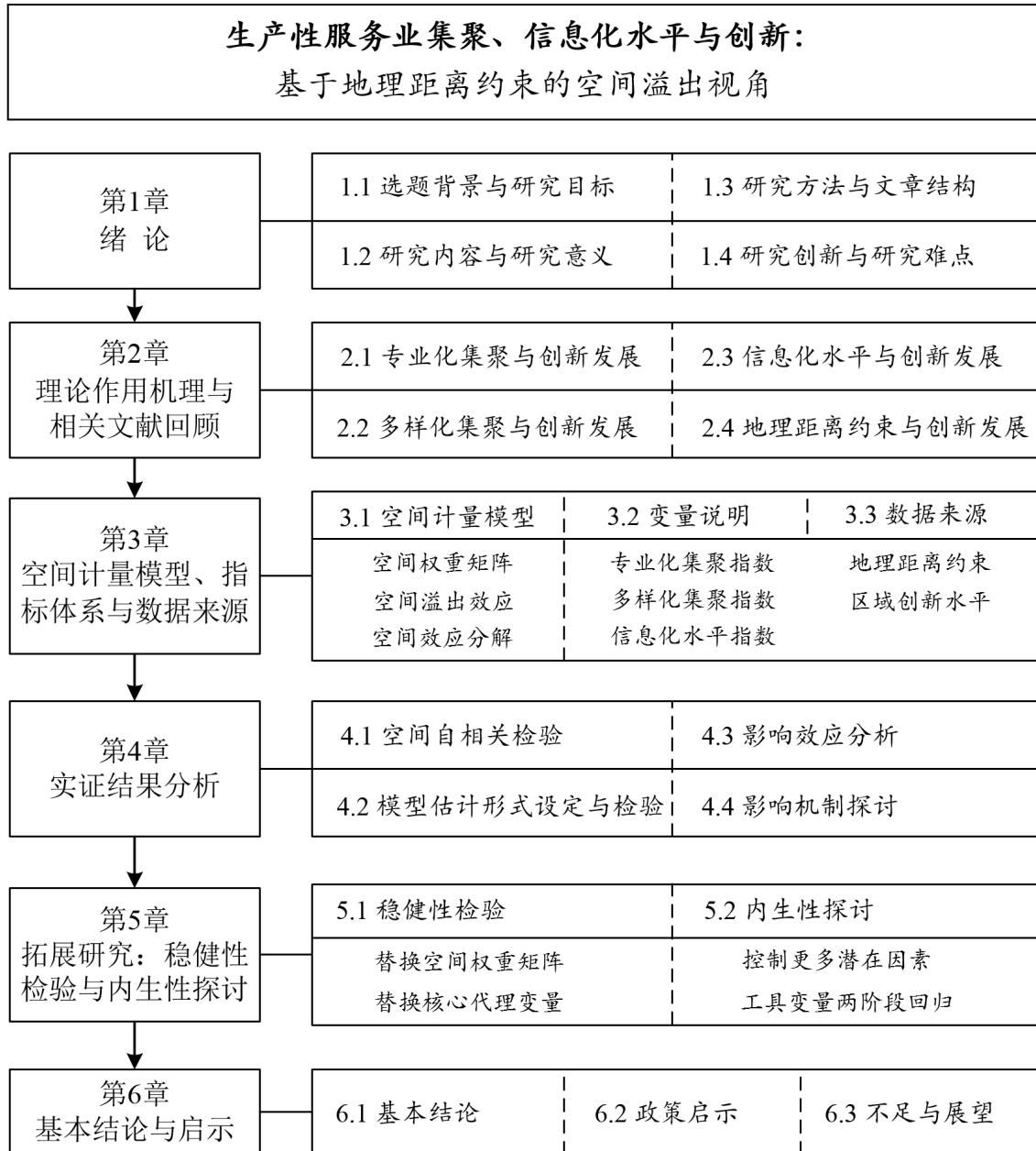


图 1.10 论文框架图

Fig.1.10 Research frame map

1.3 研究方法与研究意义

1.3.1 研究方法

①构建指标指数测度相关变量

分别采用 Krugman 专业化指数、改进的相对多样化指数和信息化水平指数测度城市层面生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及互联网信息化发展水平；通过综合爬取 12306、绿行买火车票和智行 App 网站数据，获取各城市间双向完整的火车与动车通行时间、每日发车频次等区域可达性指标作为反映地理距离约束

强度的代理变量。

②采用考虑知识空间溢出的空间计量模型进行影响效应评估

以地区间火车与动车通行时间、每日发车频次变化等刻画地理距离约束强度，将其作为空间权重矩阵纳入空间计量模型，以反映在地理距离约束强度逐渐弱化的现实情况下，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚和信息化水平对区域创新发展的影响效应，同时从侧面反映出打破区域间地理距离约束对区域创新水平提升的重要性。

③更换核心代理变量等方法进行稳健性与内生性检验

分别采用替换反地理距离空间权重矩阵、城市创新指数^[22]作为区域创新水平代理变量、控制更多潜在因素、采用工具变量两阶段回归等方法，对实证结果进行稳健性与内生性检验，以确保本文主要研究结论可靠。

1.3.2 研究意义

①弥补并丰富产业集聚对创新发展影响的理论研究视角

本文提出了生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束四个维度共同影响区域创新发展的全新理论框架，补充并丰富了现有研究理论机制。

②有利于提供新时期产业布局和结构调整的相关政策建议和启示

通过检验生产性服务业专业化集聚与多样化集聚对区域创新水平提升的直接影响和空间溢出效应，以及其对区域创新影响效应的相对有效性，可为新时期进行合理的产业分工布局和结构调整提供理论指导和现实佐证。

③实证检验互联网信息技术发展对区域创新发展的重要性，为后续信息化基础设施建设提供现实佐证和参考

通过检验互联网信息化发展对区域创新水平提升的影响效应，可在当前面临世纪疫情考验下，为后续加强信息化基础设施建设，从而发挥“线上交流”的重要优势，以此促进生产技术进步和经济高质量发展提供重要参考。

④实证测度地理距离约束打破对区域创新发展的重要影响，为后续高铁建设和区域一体化政策推广提供现实佐证

通过对比和检验地理距离约束逐步弱化之前和之后两个阶段，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及信息化水平对区域创新发展的影响效应差异，可为地理距离约束打破增强创新生产要素流动，最终促进区域创新水平提升的理论作用机制提供现实佐证，并为中国后续高铁网络线路规划和建设重点提供理论支撑和经验支持。

1.4 研究创新与研究难点

1.4.1 研究创新

①研究视角与理论机制创新

已有研究大多围绕产业专业化集聚^[23]与多样化集聚^[4]两个维度探讨产业集聚对区域创新发展的影响机制^[2-3,24-25]。

然而, 现有研究普遍忽略了以下基本事实: 一方面, 近年来互联网信息技术的逐渐发展与普及, 为人们之间越来越多的“线上交流”与科研合作等提供了潜在的可能性, 从而有利于区域创新水平提升。另一方面, 随着地区间交通基础设施改善以及区域一体化政策规划的相继出台等, 显著改善了省级和城市层面的行政壁垒和区域可达性。事实上, 随着城市间地理距离约束逐步弱化, 势必会扩大与其他城市联系和辐射的有效边界, 通过增强跨地区间相同或不同行业的人员交流、学习和知识共享, 最终对其创新水平提升产生重要影响。

因此, 区别于已有研究, 本文的一个最重要贡献在于强调了包含产业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平与地理距离约束在内的四个维度对区域创新发展的重要性, 并与之对应地重构了产业集聚影响区域创新水平提升的理论机理。

②研究方法创新

不同于传统研究仅采用面板固定效应评估产业集聚对创新影响, 一方面, 本文不仅考虑了知识空间溢出效应, 分别构建了各城市间火车与动车通行时间、每日发车频次的空间权重矩阵, 刻画了地理距离约束强度变化, 可以更大程度地反映真实信息; 另一方面, 本文通过更换空间权重矩阵、替换核心代理变量以及缓解内生性等方法进行稳健性与内生性检验, 综合确保了研究结论的可靠性。

③研究数据创新

已有研究受限于数据的可得性以及微观数据处理的复杂性, 大多采用省级和城市层面的宏观数据进行实证研究^[26-31]。因此, 区别于已有研究, 本文在数据收集和处理过程中, 首先对城市层面与企业层面的相关数据进行了匹配处理, 从企业微观层面揭示了产业专业化集聚、多样化集聚和互联网信息化水平影响区域创新发展的基本特征事实。

其次, 本文区分了不同类别专利(实用新型专利、外观设计专利、发明专利)及专利价值信息(专利更新时间、专利年费缴纳年限)等特征。具体而言, 首先采用发明专利授权量作为区域创新水平的代理变量进行主体模型估计; 同时, 借鉴寇宗来和刘学悦基于专利更新模型测算的城市创新指数^[22]进行稳健性检验。

最后, 考虑到传统研究对于高铁开通情况的刻画大多采用“某地区是否开通高铁”原则构造虚拟变量的做法, 具有无法有效区分各地区间实际通行时间和每日发

车频次等差异性的局限。因此,本文通过综合爬取 12306 官网、绿行买火车票和智行 App 数据,获取到全国各城市双向完整的火车与动车通行时间、每日发车频次等信息,并以此构造全国地级市层面的地理距离约束强度矩阵,可以更加真实、合理地反映出高铁开通与区域一体化政策打破行政壁垒所带来的地理距离约束弱化。

④研究发现创新

已有研究鲜有探讨互联网信息化发展水平(“线上交流”)以及地理距离约束弱化(“面对面交流”)对创新发展的影响效应,或者鼓吹互联网发展可完全取代“面对面交流”的“地理距离已死论”。

区别于已有研究,本文区分了可编码的显性知识与不可编码的隐性知识,并强调了组织间员工经验交流、培训和学习等隐性知识因具有不易转移、难以规范和容易失真等特点无法通过互联网进行有效分享,但是企业创新所必需的重要要素,提出了“线上交流”与“面对面交流”并非完全互相替代关系的观点,并在此基础上通过构建空间计量模型证实了与地理距离约束弱化“面对面交流”成本降低和效率提升相结合,“线上交流”能够有效发挥互联网信息技术对区域创新的正向空间溢出效应,为中国后续持续推进工业互联网新型基础设施建设体系化,重视国家综合立体交通网建设及区域一体化发展规划同时并重,具有重要的战略和现实意义。

1.4.2 研究难点

①重构创新发展理论机制

尽管本文提出并强调了生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束四个维度对创新发展具有重要影响,但需要深入思考如何将其构建到统一的理论框架中。

②微观数据获取与整理

其一,为了将海量的企业微观数据(中国《工业企业数据库》每年统计的数据量便超过 30 万条)与城市层面宏观数据进行匹配使用,其前期数据整理和处理工作量较为庞大;其二,为了反映地理距离约束强度随时间的变化情况,需要从 12306 官网、绿行买火车票及智行 App 等平台爬取火车与动车实际运行数据,以构建全国各城市间双向完整的地理距离约束强度矩阵,这不仅需要较好的网络“爬虫”和“反反爬虫”技术,且是一个较为繁杂和耗时的工程^①。

^①事实上,仅单个空间权重矩阵维度便多达 283×283 ,即 80089 个元素,仅爬取和处理各城市间双向完整的火车与动车相关运营数据便花费了近两个月时间。

2 理论作用机理与相关文献回顾

通过对现有文献整理归纳,已有研究主要从生产性服务业专业化集聚和多样化集聚等方面探讨对创新发展的影响效应。然而,已有研究普遍忽视了近年来互联网信息技术的发展以及地理距离约束弱化和打破,对加强跨地区间相同和不同行业从业人员知识交流共享具有极其重要的影响。特别是类似于中国这种信息化发展较快、交通基础设施建设水平较高、区域一体化发展持续深化推进的国家和地区,互联网基础设施建设和地理距离约束对创新水平提升的重要性更加不言而喻。因此,在拓展已有理论基础,本文认为生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平和地理距离约束等四个方面综合驱动了区域创新发展水平提升(图 2.1)。

2.1 生产性服务业专业化集聚与创新发展

从定义上看,产业专业化集聚即指同一产业为了共享基础设施和劳动力市场来降低成本,往往会大量聚集在某一特定区域内,引发该产业的企业与劳动力均向该区域集聚,并呈现出典型的“核心—外围”结构的现象^[23]。在此基础上,Marshall^[23]进一步指出,同一产业内部企业选择集聚在同一地区(专业化集聚)可以通过发挥规模效应^[2]、促进企业间面对面交流、知识信息共享和技术溢出^[32-33],加速新技术在行业内的扩散和应用,最终有利于创新水平提升^[3,25]。因此,这种产业专业化集聚对创新的促进作用通常也被称为 MAR 外部性(图 2.1)。

具体而言,产业专业化集聚主要通过规模经济效应和知识共享扩散两个渠道驱动区域创新发展。(1)根据新经济地理学理论,由于同一地区同一产业的基础设施和人力资源均具有一定专用性,产业专业化集聚可以通过降低成本发挥规模效应,进而达到规模报酬递增的理想效果^[1]。在此基础上,根据交易成本理论,产业专业化集聚所带来的成本降低效应^①,有利于降低交易成本对研发投入的挤出效应,各企业通过将更多资本投入到研发之中^[34],从而促进本企业的创新进步。(2)产业专业化集聚企业内部之间通过基础设施和人力资源的共建共享,有利于加强相互间知识交流,从而提高创新效率和创新能力^[23,35]。同时,随着该地区这种特定行业技术能力提升,也有利于产生一种知识空间溢出效应,由此引发邻近地区同行业的相互借鉴模仿,进一步增强该行业整体创新发展水平^[2]。

从国内外实证研究发现看:其一,较多学者证实了产业专业化集聚有利于促进

^① 如通过促进信息流动降低了信息搜索成本、企业为应对信息不对称所付出的专用性投资,以及交易过程中产生的沟通成本等。

区域和企业创新发展。Baptista and Swann 通过研究 1975—1982 年英国 248 家制造业企业发现,相较于产业集聚区外的企业,处于专业化集聚区内的企业通常拥有更高的创新绩效^[36]。Beaudry and Breschi 以 1990—1998 年意大利和英国各 26055 与 37724 家制造业企业为样本,证实了产业专业化集聚对企业技术创新的推动作用^[37]。Carlino et al.使用美国 1990—1999 年 280 个大都市区数据,实证发现以城市就业密度为代理变量的产业专业化集聚程度增加一倍将显著促进该地区人均专利量上升 20%^[38]。霍春辉和杨锐采用中国 2006—2013 年省级层面数据研究发现,产业专业化集聚对电子产业和仪器仪表业等高新技术产业创新绩效具有显著正向促进效应^[28]。类似的,杨浩昌等以中国 2007—2017 年 26 省市高技术产业为研究对象,再次佐证了产业专业化集聚通过促进绿色技术创新和生产效率提高,进而形成规模经济和技术溢出效应,并最终驱动绿色技术创新绩效提升的作用机制^[30]。

其二,也有部分学者认为产业专业化集聚与创新之间存在着非线性关系。Li 基于 2009 年中国 30 个省市的 29 类两位数碳化硅制造业数据,发现中国的确存在产业专业化集聚对创新水平提升的外部性,同时制度环境在其中具有重要的正向调节作用^[27]。Zhang 利用 1998—2007 年中国工业企业数据库研究发现,产业专业化集聚度过高会引发拥挤效应,导致竞争成本和趋同现象加剧,反而不利于企业创新水平提升,即两者之间存在着先促进后抑制的“倒 U”型关系^[39]。与之类似地,衣保中和郭思齐以中国 2003—2013 年工业企业数据库为数据来源,通过测度以地级市为单位的各类别行业的专业化集聚水平,证实了产业集聚可以通过信息外溢促进新知识、新技术传播显著提高技术创新,但整体呈现出典型的“倒 U”型特征^①,并且环境规制在其中扮演者重要的负向调节作用^[40]。吴敬伟和江静使用中国 2005—2019 年的 30 个省级的面板数据,证实了生产性服务业集聚可以显著地促进技术创新,但过度集聚反而会导致产业融合从而抑制技术创新^[41]。此外,徐丹和于渤以 2010—2018 年长三角城市群 26 个城市为研究样本,发现高技术产业专业化集聚对区域创新能力具有“倒 N”型非线性影响,且经济发展水平越高,专业化集聚对创新的正向促进作用越明显^[42]。

2.2 生产性服务业多样化集聚与创新发展

从内涵上看,产业多样化集聚是一个与产业专业化集聚相对应的概念,其主要

^① 理论上,这种“倒 U”型关系主要是由产业的集聚效应、拥挤效应以及竞争效应的共同作用所造成。其中,集聚效应与竞争效应对创新主要起促进作用,拥挤效应主要起到抑制作用(参见 [117] 谢臻. 中国高技术产业专业化集聚对创新效率的影响——工资激励效应视角[D]. 北京交通大学, 2020.)。

指不同行业间的企业^①为了降低运输成本^②和实现资源互补，通常会选择在同一地理空间上横向集聚，形成产业多样化发展的经济特征，以发挥一体化配套产业链优势^[4]。Jacobs^[4]进一步揭示，通过创造产业多样化的环境，产业多样化集聚有利于不同行业类别的企业间互补性知识技术的交流融合^[2]，提高新思想和新技术“碰撞”成功的概率^[25]，最终提升创新发展水平。因此，这种产业多样化集聚对创新的外部效应通常也被称为 Jacobs 外部性（图 2.1）。

理论上，产业多样化集聚对创新的作用机制主要包括范围经济效应和互补性知识融合两个方面。（1）受限于制度环境、历史因素和技术突破瓶颈等客观现实，单一产业往往会将人力、物力和财力集中在某一特定领域进行研发创新，而容易忽视对行业外其他领域新技术的引进，由此导致单一产业存在研发创新的路径依赖性^[2]。因此，得益于产业多样化集聚的独特优势，其能够通过形成相对完整的产业链^③，最大程度地深化该地区内产业间的分工与合作，进而呈现出显著的范围经济效应，并最终通过降低路径依赖实现创新水平提升。具体而言，根据 Teece 提出的创新获益理论框架^[43]，“技术独占性”^④是企业通过创新获益的重要来源之一。产业多样化集聚最大程度地降低了不同行业间企业的信息获取和资源交换成本，并加强了行业间的要素资源共享和产业关联与转移程度，能够显著地减轻单一行业或企业研发创新失败的市场风险，从而激励和保证整个区域创新研发活动的继续开展^[44]。（2）在诱导形成相对完整的产业链的基础上，产业多样化集聚还有利于发挥不同产业间知识资源积累的“公共池”效应^[2]，通过对创新资源的有效整合和优化配置，在“干中学”中推动产业间的互补性知识技术溢出与融合，最终促进多样化集聚区域内企业整体创新技术水平提升^[30]。

事实上，国内外已有较多的学者证实了以上理论机制的客观存在，但由于选取的数据和方法等差异，得到的影响效应也不尽相同。其一，相较于多样化集聚，产业专业化集聚能够更有利于促进创新水平提升。柳卸林和杨博旭基于中国 2003—2017 年 30 个省市的面板数据，研究尽管产业专业化和多样化集聚均会显著促进区域创新绩效提升，但从空间溢出视角看，专业化集聚对周边地区创新发展存在显著促进作用，而多元化集聚则呈现出负向影响效应^[2]。李勇辉等构建 2003—2016 年长江经济带 108 个地级市的面板数据同样发现，生产性服务业专业化集聚对当地和周边地区的技术创新均具有显著的促进作用，反观多样化集聚发现其不但不利

^① 这样的产业之间通常具有上下游产业链关系。

^② 此处的“运输成本”既包括两地间的实际货物运输成本，也包括两地间的时间成本。

^③ 特别地，对于本身便具有上下游产业链关系的产业，这种促进效应将更加明显。

^④ 技术独占性指技术创新者阻止他人模仿或使用其创新技术，获得独有技术所带来的全部或大部分收益。

于当地技术创新发展，并且还会对周边地区产生负向的空间溢出效应^[3]。

其二，相较于专业化集聚，产业多样化集聚对创新的驱动效应更加明显。Glaeser et al.指出行业间的知识溢出更有利于彼此学习，获得新想法和创新^[45]。Feldman and Audretsch 基于美国小企业管理局创新数据库（United States Small Business Administration's Innovation Data Base, SBIDB），研究发现产业专业化集聚并不有利于促进创新产出，相反地，通过共享科学技术基础，具有技术互补性的产业多样化集聚更能促进企业创造新产品^[24]。Beaudry and Schiffauerova 进一步证实，尽管通过产业专业化和多样化集聚各自的外部性均可以实现创新水平提升，但具有差异性的行业或企业在地理空间上集聚更有利于新技术或新产品创造，亦即产业多样化集聚才是驱动创新发展的主要动力源泉^[32]。与之类似地，Antonietti and Cainelli^[46]、Hanlon and Miscio^[47]以及陈羽洁等^[48]分别使用意大利制造业企业数据、英国 31 个城市产业数据和 28 省市面板数据，同样证实了相较于产业专业化集聚，多样化集聚对创新的影响效应更为明显。换句话说，产业多样化集聚程度越高，其区域生产率也将越高，并且城市规模越大的地区这种促进效应也将越加明显；同时，产业专业化集聚反而会抑制区域生产率提高^[49]。特别地，产业专业化与多样化集聚对创新的影响效应同样可能呈现出显著的地区异质性特征^[50]。

其三，也有部分学者认为产业多样化集聚与创新具有非线性影响关系。张宗益和李森圣通过构建 1985—2009 年 28 个省市 23 个行业的面板数据，采用时变参数与动态面板模型研究发现，高新技术行业产业专业化和多样化集聚均对产业发展呈现出“U”型和“倒 U”型等非线性特征^[26]。陈大峰等基于中国 2003—2018 年 271 个地级市的面板数据，发现产业专业化集聚对创新水平提升具有显著的正向促进作用，同时产业多样化集聚与创新之间存在着“倒 U”型关系^[25]。此外，Wang et al.基于中国 2001—2011 年 30 个省市的面板数据，研究发现即便产业多样化集聚能够显著促进城市创新发展，其仍然可能受到 R&D 投入和开放水平等因素的调节效应影响，从而呈现出非线性特征^[29]。

2.3 互联网信息化水平与创新发展

鉴于近年来中国高铁和互联网均取得较大发展，故在探讨信息化水平对创新发展的影响效应之前，有必要厘清“线上交流”与“面对面交流”两者之间是否存在绝对的替代关系。事实上，之所以需要将以上两种不同的交流方式对创新发展的影响效应进行比较严格的界定，是由于当前存在部分学者持有互联网技术的发展可以完全取代线下面对面交流的观点，并以此鼓吹“地理距离已死论”^[51-52]。然而，较多的经验证据已经表明，尽管互联网信息技术发展的确可以通过降低企业创新不确定性、增加企业融资渠道、商业模式创新^[53]、创新资源配置优化^[54-55]以及创

新知识外溢^[56]等渠道，对区域创新水平提升带来预期的促进效应（亦即由互联网信息化发展所带来的 IDE 外部性），但“线上交流”与“面对面交流”事实上并非能够完全互相替代的关系^[57]。

总体来看，拓展创新合作网络以及提升知识交流效率均是互联网信息技术驱动创新水平提升的重要因素。（1）随着互联网信息技术的发展，其通过降低企业创新的资金和人力成本（如搜寻成本、模仿成本、运输成本、经验交流时间与团队间协作成本等）^[58-59]，对稳固企业之间已经建立的合作关系，以及企业与科研院形成的产学研合作模式具有重要现实意义。同时，借助互联网信息技术的开放性信息共享功能，还能够进一步拓宽从事创新技术和产品研发人员之间的人际合作网络。事实上，随着经济全球化和一体化进程的加快以及知识经济时代的到来，国内外创新专利技术面临着被越来越多相互引用和借鉴的需求，而互联网作为一种高效便捷的知识流传递和共享技术，能够最大程度地为专利所有者及其潜在引用者之间构建一种直接的快捷的“线上交流”渠道，通过相互间的交流与反馈拓展创新合作网络，并最终催生新技术的研发创造^[56]。（2）“线上交流”是否可以取代部分“面对面交流”，需要视具体的知识特性而定。具体而言，Glaeser^[60]以及 Storper and Venables^[61]指出，知识可以分为可编码的显性知识（Codified Knowledge）和不可编码的隐性知识（Non-codified Knowledge）。前者的确可以通过互联网等载体和媒介进行有效传播，但后者由于具有不易转移、难以规范和容易失真等特点，往往需要组织之间员工进行经验交流、培训和学习才能获得，而这种知识既无法通过互联网进行直接传播分享，同时又是企业进行创新发展所必需的尤为重要的要素。因此，“线上交流”一方面既不能完全替代“面对面交流”对创新的重要影响，但如果利用好“线上交流”所带来的知识交流效率提升，又在理论上能够更加有利地促进区域创新发展。

从国内外相关实证研究结果看，已有较多的学者证实了互联网信息技术发展对区域创新水平提升的理想效果。通过深度和广泛地运用互联网信息技术，企业能够以较低的时间和资金成本实现显性知识的传播和共享^[62]。从大数据的优势视角出发，Mcguire et al.强调了企业借助于互联网信息技术能够实现具有前瞻性的产品研发，在提高产品和服务质量的同时加速产业创新升级^[63]。郭家堂和骆品亮以 2002—2014 年中国 31 个省级单位为研究对象，发现互联网发展能够显著地促进中国的技术进步和全要素生产率，但对技术效率具有抑制作用^[64]。黄群慧等采用 2003—2014 年中国制造业企业数据分析发现，互联网发展通过加速企业研发人员学习效应的能力和效率，大幅缩减了企业间技术创新协作的时间成本，的确显著地促进了城市和制造业企业整体生产率提升^[65]。类似地，余泳泽等通过构建 2007—2014 年中国 230 个地级市的面板数据，再次证实了随着互联网发展，其在加快信

息传播的同时,显著地提升了专利的国内外引用以及创新知识溢出^[56]。换句话说,互联网对企业主动的进行创新性的生产技术和产品创新活动均具有积极的显著影响^[66-67]。

2.4 地理距离约束与创新发展的

总体来看,现有研究围绕产业专业化集聚^[23]和多样化集聚^[4]维度,已经就产业集聚对创新发展的作用机理展开了较为深入的探讨。然而,其均忽视了近年来交通基础设施建设和区域一体化战略等实施引发区域可达性提升,进而打破地理距离约束的基本事实。例如陈宇峰和叶志鹏研究发现地方保护主义与区域行政壁垒是导致市场分割加剧的重要原因,且地区间高速公路等行政性高收费、乱收费、乱设卡进一步加剧了地区间行政壁垒,与之相反地,铁路基础设施建设则能够显著地促进地区间市场整合,破除省际间“以邻为壑”的区域行政壁垒^[68]。随着地区间行政制度壁垒降低,又能够有效降低市场垄断程度、提高经济社会福利^[69]。事实上,随着地区间地理距离约束和行政壁垒逐渐打破,以及地区间时间成本的大幅缩减,一方面,势必会扩大地区间的有效联系和辐射边界^[11-13];另一方面,亦将进一步增强原本处于有效联系和辐射范围内的地区间各行业人员的交流、学习和知识共享效率^[70-71],最终在产业专业化集聚、多样化集聚和信息化发展的基础上,对创新水平提升进一步施加重要影响。与前文类似,本文将这种因高铁开通和区域一体化战略实施所引发“空间吞噬效应”^①(Shrinking Continent Effect),打破传统空间尺度和行政区划下的地理距离约束,由此扩大地区间的有效边界,从而增强不同地区间相同和不同行业人员的组织学习(Organization Learning)和交流(Communication),并最终影响区域创新水平提升的外部效应称为SOC外部性^②(图2.1)。

具体而言,本文认为地理距离约束打破主要从空间吞噬效应和面对面交流两个渠道对创新水平提升产生影响。(1)伴随着传统空间尺度和行政壁垒打破,空间吞噬效应有利于增强地区间企业员工的沟通效率和范围。Krugman认为本地区的知识等要素不会由于存在地理边界,而仅作用于初始地,其往往具有明显的空间溢出效应^[1]。同时,已有研究表明,产业集聚所产生的知识空间溢出效应存在着随地理距离扩大而衰减的特征^[72]。因此,如何降低知识空间外溢过程中的衰减程度,或者如何最大程度地延长其有效溢出的距离,是助力实现整体创新水平提升的关

^① 也被称为时空压缩效应。

^② 亦即各地区行业员工之间社交关系增强所带来的新思想、新技术交流碰撞,最终影响创新的外部性(Social Externality)。

键。值得庆幸的是,近年来中国高铁开通所带来的空间吞噬效应^[9]以及区域一体化发展战略^[13],能够极大地改善地区间的可达性,形成“经济走廊”和经济圈,逐渐弱化和消除城市之间的边界概念^[73],进而有效扩大地区间人员相互沟通的边界范围^[12,74]。例如,王雨飞和倪鹏飞指出,上海市在20世纪90年代对长三角城市群的辐射范围仅仅包含沪宁铁路与沪杭铁路沿线的杭州、常州、无锡、嘉兴和苏州等城市,但随着近年来中国高铁项目建设进程的快速推进,2014年时上海市已与周边9个城市建成了“1小时经济圈”,与周边25个城市建成了“2小时经济圈”,其辐射范围甚至涵盖了江苏与浙江全省以及安徽省的大部分城市^[75]。事实上,随着交通网络建设以及区域一体化进程的加快和完善,这种空间吞噬效应有利于大幅缩短地区间的达到时间,加速人力资本等生产要素的空间流动,并促进地区间企业员工在信息技术等方面的交流^[76],进一步提高相互间的经济联系强度以及知识溢出可能性^[77],进而提升地区间创新水平的整体提升^[78]。(2) 面对面交流(Face to Face)有利于激发新思想、新技术融合共享和知识溢出。具体而言,面对面交流对创新发展的影响效应主要体现在以下三个方面:其一,地理距离约束打破提升了区域可达性,降低了地区间的交通成本^①,有利于提升跨地区间人员的沟通频率和效率,并增加其创新思想碰撞和合作的概率^[79];其二,地理距离约束打破意味着地区间的有效边界扩张^[80],企业员工可以同相较以往更远距离的地区间实现日际往返,由此提供更多的学习交流机会,从而有利于企业自身创新水平提升^[81];其三,一般情况下,线上交流与合作往往建立在现实生活中相互熟识的情况下,“线下交流”是人们实现后续“线上交流”的基础,高铁开通带来的地理距离约束弱化既有利于稳固已建立的合作关系,又有利于科研人员之间线下结识扩大彼此社交圈,显著改善互联网线上交流与合作效率,提高创新成果研发成功率,最终促进区域创新发展。

综上,本文提出如下理论假说:

H1: 生产性服务业专业化集聚对区域创新水平提升具有显著的直接和间接促进效应

H2: 生产性服务业多样化集聚对区域创新水平提升具有显著的直接和间接促进效应

H3: 互联网信息化水平并不能完全替代“面对面交流”的隐性知识共享,其对区域创新水平的影响效应并不明显

H4: 地理距离约束打破能够有效增强生产性服务业专业化集聚、多样化集聚以及信息化水平对区域创新的促进效应

^① 此处的“交通成本”既指两地间的实际出行成本,也指两地间的时间成本。

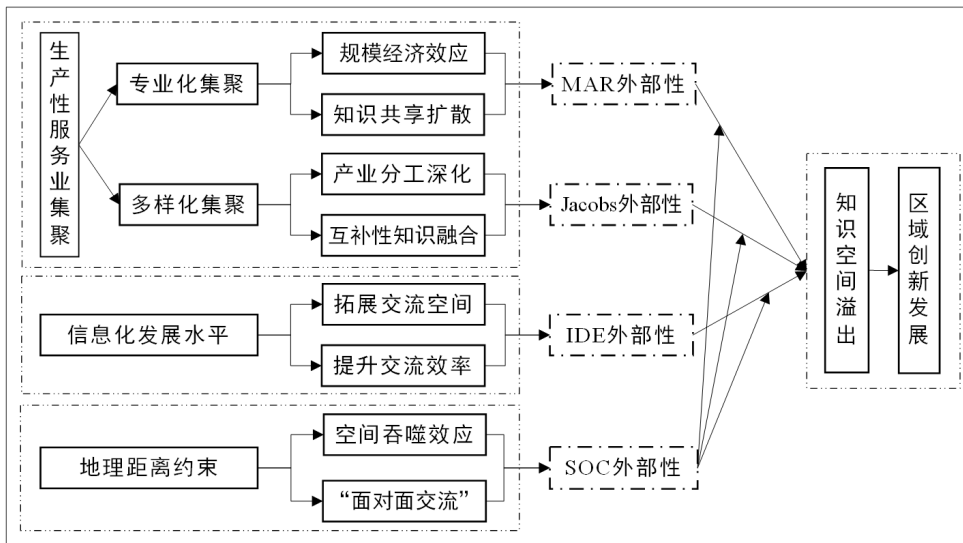


图 2.1 生产性服务业集聚、信息化水平和地理距离约束对创新的影响作用机理

Figure 2.1 Theoretical mechanism of producer services agglomeration on innovation

3 空间计量模型、指标体系与数据来源

3.1 考虑知识空间溢出的空间计量模型

3.1.1 空间计量模型的适用背景与发展历程

①为什么采用空间计量模型？

鉴于人类经济活动总是在一定的时间和空间维度上进行的，如相同或具有上下游关联的产业总是倾向于在同一地理空间聚集，故理论上产业集聚不仅在时间维度上对创新具有影响，并且在空间维度上也存在着潜在的相关性，特别是类似于本文所研究的“产业集聚与创新”这种带有明显空间溢出效应的主题。换句话说，除了本地区产业集聚会对创新产生作用外，邻近地区产业集聚同样可能会影响本地区的创新活动；进一步地，考虑到知识空间溢出效应的客观存在，本地区和邻近地区的创新活动本身也极有可能在空间维度上表现出较强的关联性。

然而，由于传统面板数据模型仅仅关注于本地区对自身的影响，无法有效刻画和控制邻近地区对本地创新发展的影响，因此，本文认为有必要引入空间计量模型的相关概念和方法，通过构建考虑知识空间溢出的空间计量模型，在防止空间溢出效应影响内生性的同时，有效测度生产性服务业集聚以及创新本身对创新的空间影响效应，并准确识别出地区间空间溢出影响的总效应、直接效应与间接效应。

②空间计量模型的发展历程

通过回顾空间计量经济学的发展历程，可以发现自 Moran 引入“空间自相关”概念，提出（全局）莫兰指数（Global Moran's I）^[82]后，在 1974 年 5 月召开的荷兰统计协会年会上，Paelinck 首次提出建立空间计量经济学分支^[83]。1979 年，Paelinck and Klaassen 正式提出“空间计量经济学”（Spatial Econometrics）术语，但并未给出明确定义，只是基本给出了空间计量模型设定的 5 个原则^[84]^①。同年，Tobler 提出了著名的地理学第一定律（Tobler's First Law of Geography），强调了空间联系（Spatial Association）与空间依赖（Spatial Dependence）的特性^[85]^②。在此基础上，Cliff and Ord 对“空间自相关”概念进行了明确定义，并进行了建立空间自回归模型（Spatial Autoregressive Model）的开拓性工作^[86-87]。此后，Anselin 发表《空间计量经济学：方法和模型》（Spatial Econometrics: Methods and Models）

^① 包括空间依赖性、空间关系非对称性、空间距离解释因素的重要性、事前和事后交互作用的差别以及建模中空间因素的重要性。（参见 [105] 胡亚权. 空间面板数据模型及其应用研究[D]. 华中科技大学, 2012.）

^② 地理学第一定律揭示，任何事物都相关，相近的事物关联更紧密（Everything is related to everything else, but near things are more related to each other），可以理解为空间自相关。

著作，标志着空间计量经济学分支的正式建立^[88]，并吸引了更多学者对空间计量经济学理论和方法展开深入探讨和应用。其中，Anselin 发展了空间自相关的局部分析指标（LISA），即局部莫兰指数（Local Moran's I），并将空间计量模型归纳为空间自回归模型（Spatial Autoregression, SAR）和空间误差模型（Spatial Error Model, SEM）两种类型^[89]；Goodchild 提出了地理学第二定律，即空间局部异质性（Spatial Local Heterogeneity）和空间分层异质性（Spatial Stratified Heterogeneity）^[90]；Elhorst^[91]、Lesage^[92]等学者对空间计量经济学进行了系统介绍，并将其从截面数据扩展到面板数据模型框架中。特别地，Lesage and Pace 构建了同时包含解释变量和被解释变量空间滞后项的空间杜宾模型（Spatial Durbin Model, SDM）^[93]。Debarsy et al.^[94]、Elhorst^[95]等将空间计量经济学从静态推广到了动态领域。此后，Heckert and Mennis^[96]、Dubé et al.^[97]、Delgado and Florax^[98]以及 Butts^[99]等进一步将双重差分法和空间计量模型相结合，提出并发展了空间双重差分模型（Spatial Difference in Difference, SDID）。此外，空间计量模型的新进展还体现在为简化参数估计形成的空间矩阵指数模型（MESS）、被解释变量由连续型扩展到离散型的空间离散模型（如空间 Probit 模型、空间 Tobit 模型）以及模型形式由线性扩展到非线性的空间半参数模型（如半参数空间自回归模型、含空间内生变量的半参数模型、空间变系数模型、地理加权模型及其半参数模型）等方面^[83]。

3.1.2 空间计量模型估计前的准备：空间自相关检验

理论上，产生空间交互关系的原因主要有样本地理位置接近（Geographical Proximity）、截面个体间具有互相竞争与合作关系、同一群体中个体对特定个体的模仿行为、空间溢出效应（Spillover Effect）以及样本在行政区划上邻近导致实际边界不清晰引起测量误差等 5 种情况。由于只有存在空间相关性，才能建立空间计量模型^[100]，故本文所研究的创新实际上是否的确存在明显的空间自相关性？这关乎本研究究竟能否采用空间计量模型进行实证估计。因此，有必要在进行空间计量模型估计前，对创新的空间依赖性进行空间相关性检验。

当前用于全局空间自相关检验的方法主要包括 Moran's I^[82,101]和 Geary's C^[86-87] 统计量，局部自相关检验则主要包括局部 Moran's I^[89]、局部 Geary's C^[89]、Getis-Ord Gi^[102]和 G*i^[103]统计量^①[104]。其中，构造 Moran's I 统计量是检验全局空间自相关最常见方法，其基本形式如下：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (3.1)$$

式 (3.1) 中， I 为全局 Moran's I 统计量，假定其服从渐近正态分布； X 为待检

① Getis-Ord Gi 与 Getis-Ord G*i 的主要区别在于前者要求 $i \neq j$ ，后者则计算所有索引情况。

验全局空间自相关变量, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$; W 为行标准化后的空间权重矩阵; i, j 表示不同地区, n 为地区总个数。进一步对式(3.1)进行标准化处理, 可以据此检验地区间的全局空间自相关性:

$$z_I = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad (3.2)$$

式(3.2)中, $E[I] = -\frac{1}{n-1}$, $V[I] = E[I^2] - E[I]^2$ 。经过方差归一化后, 其值处于 $[-1, 1]$ 。因此, 当 $z_I > 0$ 且显著时, 表明存在正向空间自相关; 当 $z_I = 0$ 时, 表明变量在地区间随机分布, 不存在空间自相关; 当 $z_I < 0$ 且显著时, 表明存在负向空间自相关。

值得注意的是, 一旦空间相关性检验结果表明变量的确存在着某种空间自相关, 那么便不能忽视这种空间依赖性。例如, 对于本应采用 SAR 模型的研究而言, 使用传统面板数据模型会导致得到的估计参数非一致; 对于本应采用 SEM 模型的研究而言, 会由于相关统计量有偏, 导致模型参数估计值非有效^[105]。在此情况下, 有必要采用空间计量模型进行更加合理的参数估计。

3.1.3 空间计量模型的一般形式与模型选择

经过国内外学者的长期发展, 空间计量模型的一般形式如下:

$$\begin{cases} Y = \alpha + \rho WY + X\beta + WX\theta + \mu \\ \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \end{cases} \quad (3.3)$$

式(3.3)中, Y 为被解释变量; X 为(一系列)外生解释变量; W 为经行标准化后的非负空间权重矩阵; ρ 为空间自回归系数, 衡量邻近地区被解释变量对本地区被解释变量的影响效应; β 为一系列待估计参数, 反映本地区解释变量对被解释变量的影响; θ 为衡量邻近地区解释变量对本地区被解释变量的影响效应系数; λ 为空间自相关系数, 衡量随机误差项对本地区被解释变量的影响效应; α 为个体效应项; μ 和 ε 为随机误差项。

对式(3.3)进行分解, 可以得到 7 种具体的空间计量模型: (1) 当 $\rho \neq 0$ 且 $\theta = \lambda = 0$ 时, 式(3.1)简化为反映被解释变量间内生交互效应的空间自回归模型(Spatial Autoregression, SAR), 也被称为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)。(2) 当 $\lambda \neq 0$ 且 $\rho = \theta = 0$ 时, 式(3.1)简化为反映随机误差项交互效应的空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。(3) 当 $\theta \neq 0$ 且 $\rho = \lambda = 0$ 时, 式(3.1)简化为反映解释变量间外生交互效应的空间自变量滞后模型(Spatial Lag of X Model, SLX)。(4) 当 $\rho \neq 0$ 、 $\lambda \neq 0$ 且 $\theta = 0$ 时, 式(3.1)简化为反映被解释变量间内生交互效应和随机误差项交互效应的广义空间回归模型(Spatial Autocorrelation, SAC)。(5) 当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 且 $\lambda = 0$ 时, 式(3.1)简化为反映被解释变量间内生交互效应和解释变量间外生交互效应的空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。

(6) 当 $\theta \neq 0$ 、 $\lambda \neq 0$ 且 $\rho = 0$ 时, 式(3.1)简化为反映解释变量间外生交互效应和随机误差项交互效应的空间杜宾误差模型(Spatial Durbin Error Model, SDEM)。

(7) 当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 且 $\lambda \neq 0$ 时, 式(3.1)为反映被解释变量间内生交互效应、解释变量间外生交互效应和随机误差项交互效应的广义嵌套空间模型(Generalized Nesting Spatial, GNS)。

总体来看, 当前学术界主要采用空间自相关模型(SAR)、空间误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)三种形式, 但由于空间杜宾模型(SDM)综合考虑了解释变量和被解释变量的空间依赖性, 故其在测度空间溢出效应方面具有独特优势^[106], 可以将其视为研究空间溢出效应问题的标准框架。事实上, 优先考虑空间杜宾模型(SDM)的主要原因还体现在, 相较于忽略误差项的空间依赖性只会导致一些估计效率的损失, 忽略解释变量的外生交互效应往往代价很大^[107]。Greene指出如果忽略了一个或多个相关的解释变量, 则容易导致余下变量的估计系数有偏且非一致性^[108]。故采用空间杜宾模型(SDM)可以有效地防止遗漏变量带来的偏差^[93]。同时, 即便经检验后真实的数据生成过程为空间自相关模型(SAR)或空间误差模型(SEM)中的一种, 采用空间杜宾模型(SDM)得到的估计系数仍然是无偏的^[107]。

因此, 本文优先介绍和采用考虑知识空间溢出效应的空间杜宾模型(SDM), 该模型基本形式如式下^①:

^① 事实上, 在确定采用空间杜宾模型(SDM)作为基本实证方法前, 本文还考虑了采用新近发展的空间双重差分模型(SDID), 但由于以下几个原因, 本文决定暂不选择SDID方法。第一, 目前主流的SDID实质上只是空间自变量滞后模型(SLX)的一种形式, 现有文献大多将政策变量与时间变量的交互项作为核心解释变量统一纳入到SLX模型的右侧进行系数估计, 将得到的直接效应和间接效应估计结果作为政策对本地区和邻近地区的空间溢出效应。一方面, 本文并不关注“是否开通高铁”对创新的政策效应及其空间溢出效应; 另一方面, 与王雨飞等观点类似, 本文认为采用“0-1虚拟变量”刻画高铁开通政策的做法并不符合现实, 实际上忽视了开通高铁的不同地区在通达性、便利性以及自身区位优势等方面存在的客观差异。第二, 尽管本文并未直接将“是否开通高铁”纳入实证模型, 但本文通过构建地级市层面双向完整的火车和动车到达时间、每日发车频次非对称空间权重矩阵的形式, 实质上已经考虑了理论机制环节对高铁开通和区域一体化政策引发地理距离约束逐渐弱化的影响效应; 同时, 本文所构建的地级市层面双向完整的非对称空间权重矩阵, 还相较于传统“0-1虚拟变量”的做法更加有效地区分了发达与不发达地区在开通高铁后对邻近地区空间溢出效应的影响差异。第三, 尽管Butts提出了一种分别考虑政策发生地区对政策发生地区和未发生地区的空间溢出效应, 以及政策未发生地区对政策发生地区和未发生地区的空间溢出效应的SDID估计框架。本文认为这是相较于空间自变量滞后模型(SLX)形式的SDID更为合理的政策空间效应估计方法, 但遗憾的是, 该方法目

$$Y_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} \theta + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

式 (3.4) 中各参数含义同式 (3.3)，不再赘述^①。

3.1.4 空间计量模型的空间效应分解

鉴于前文理论分析得出，本地区与邻近地区的生产性服务业集聚及其创新活动本身均会对本地区的创新水平产生潜在的冲击，因此，为有效测度这种知识空间溢出效应大小，有必要借鉴 Lesage and Pace^[93]等做法，采用偏微分方法对式 (3.4) 的估计效应进行分解。

首先，为简化表述，可将式 (3.4) 改写为向量形式：

$$Y = \alpha + \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (3.5)$$

其次，将式 (3.5) 中 ρWY 项移到左边，通过合并整理得：

$$(I - \rho W)Y = (X\beta + WX\theta) + \alpha + \varepsilon \quad (3.6)$$

再次，在式 (3.6) 两端左乘 $(I - \rho W)^{-1}$ 得：

$$Y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1}(\alpha + \varepsilon) \quad (3.7)$$

最后，对式 (3.7) 中 Y 与 X 的第 k 个变量 x 分别求一阶偏导得：

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \quad \dots \quad \frac{\partial Y}{\partial x_{nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & \theta_k w_{12} & \dots & \theta_k w_{1n} \\ \theta_k w_{21} & \beta_k & \dots & \theta_k w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \beta_k & \vdots \\ \theta_k w_{n1} & \theta_k w_{n2} & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

Lesage and Pace^[93]和 Debarys et al.^[94]将式 (3.8) 右边矩阵主对角线元素的平均值定义为空间直接效应，矩阵非对角线元素的行（或列）加总的平均值定义为空间间接效应，两者之和定义为总效应。其中，空间直接效应测度本地区变量变化对该地区被解释变量的直接影响；空间间接效应则反映邻近地区变量变化对本地区被解释变量的间接影响，即空间溢出效应^[100]。

3.1.5 非对称反时间距离与发车频次空间权重矩阵

相较于传统面板数据模型，空间计量模型的最显著特征即考虑了邻近地区对本地区的影响，而衡量“邻居间关系”的关键正是空间权重矩阵。但由于不同空间

前还停留在数据模拟阶段，在具体区分和构建包含“实验组”与“控制组”相互作用的 4 种类型空间权重矩阵时还尚未有合理的做法。（参见 [78] 王雨飞，倪鹏飞，赵佳涵，等. 交通距离、通勤频率与企业创新——高铁开通后与中心城市空间关联视角[J]. 财贸经济, 2021:1-16.; [99] Butts K. Difference-in-Differences Estimation with Spatial Spillovers [R]. eprint arXiv:2105.03737. 2021.）

^① 在实际建模过程中，通常采用拉格朗日乘数检验（Lagrange Multiplier Test）、似然比检验（Likelihood Ratio Test）、沃特检验（Wald Test）、豪斯曼检验（Hausman Test）以及联合显著性检验（Joint Significance Test）等确定最终模型形式。

权重矩阵会对模型估计和检验结果产生明显的差异影响，故构建一个符合现实情况的空间权重矩阵显得尤为重要。

理论上，相较于中西部经济基础和创新水平均较落后地区，中国东部经济发达且创新能力较高地区对邻近地区的知识空间溢出效应会更加明显。然而，传统（外生）对称空间权重矩阵，类似 0-1 邻接、反地理距离以及反经济距离等，既无法区分发达与不发达地区对邻近地区知识空间溢出效应的差异，又不具备时变特征，也就无法体现近年来高铁开通和区域一体化战略实施打破区域行政壁垒，引发地区间地理距离约束逐渐弱化的基本事实。同时，不同于以往研究采用地区间地理距离除以各类型列车设计时速衡量通行时间的做法^[6,109-111]，本文认为采用实际列车运营数据可以更加真实地反映实际情况。

因此，为有效解决以上局限，本文区分了 2008 年以前未开通高铁（*pre*）和截止样本期（2019 年）开通高铁后（*post*）2 种情况，通过分别构建两个时期的空间权重矩阵，对地理距离约束逐渐弱化客观事实的进行动态刻画。具体而言，本文根据地区间每日列车发车频次和通行时间数据，构建了中国 283 个地级市间^①高铁开通前后两个阶段双向完整的非对称反通行时间距离空间权重矩阵（ $W_{T(pre)}$ 与 $W_{T(post)}$ ）、非对称每日发车频次空间权重矩阵（ $W_{F(pre)}$ 与 $W_{F(post)}$ ）以及两者加权的非对称嵌套空间权重矩阵（ $W_{(pre)}$ 与 $W_{(post)}$ ）：

$$W_{T(pre)ij} = \begin{cases} 1/\min \{T_{Kij}, T_{Zij}, T_{Tij}, T_{Oij}\} & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (3.9)$$

$$W_{T(post)ij} = \begin{cases} 1/\min \{T_{Cij}, T_{Dij}, T_{Gij}\} & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (3.10)$$

$$W_{F(pre)ij} = \begin{cases} F_{Kij} + F_{Zij} + F_{Tij} + F_{Oij} & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (3.11)$$

$$W_{F(post)ij} = \begin{cases} F_{Kij} + F_{Zij} + F_{Tij} + F_{Oij} + F_{Cij} + F_{Dij} + F_{Gij} & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (3.12)$$

$$W_{(pre)ij} = \alpha W_{T(pre)ij}^Z + \beta W_{F(pre)ij}^Z \quad (3.13)$$

$$W_{(post)ij} = \alpha W_{T(post)ij}^Z + \beta W_{F(post)ij}^Z \quad (3.14)$$

式（3.9）—（3.14）中， i 、 j 为不同地区； W 为空间权重矩阵； T 为地区间列车通行时间； F 为地区间每日列车发车频次；K、Z、T、O、C、D、G 为列车类型，其中 K、Z、T、O（四位数车次）字头为火车方案，C、D、G 字头为动车方案^②；

^① 选取 283 个地级市作为研究对象的具体原因见 3.3 节。

^② 根据国家铁路局出台的《高速铁路设计规范》（TB10621-2014）和《中长期铁路网规划（2016）》相关规定，所有设计运行时速达 250 公里（含预留）及以上的新线、经改造后设计运行时速达 200 公里以上的既有客运专线铁路的动车组列车均属高铁范畴。

W^z 为经行标准化后的空间权重矩阵（所有空间权重矩阵在进行模型估计前均已进行了行标准化处理）； α 、 β 为权重系数，考虑到列车通行时间和发车频次对地区间的通行效率均有重要影响，故分别取为 1/2。

需要说明的是，发车频次空间权重矩阵 $W_{F(pre)}$ 和 $W_{F(post)}$ 仅计算拥有直达车次的地区间每日火车和动车发车频次^①；若无，则计为“0”。反时间距离空间权重矩阵 $W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$ 的通行时间数据采用“有直达列车则分别采用火车和动车最短直达运行时间；若无，则计算两地区间全程分别按火车和动车中转的最短运行时间（包括中转停留时间）”原则^[112]计算最少小时数^②。

3.2 变量说明

3.2.1 被解释变量

①区域创新水平

已有文献大多采用专利申请量^[2,3]、专利授权量^[25]和城市创新指数^[113]等指标反映创新。一方面，相较于专利申请量侧重从投入角度体现创新活动，专利授权量能够更好地体现创新活动的实际产出，同时专利授权还需缴纳年费；另一方面，不同类型专利^③承载的技术复杂度和实际转化效果具有明显差异，而发明专利因其技术含量高、创新价值大和实际转化率高特性^[3]，可以更好地反映创新的实际价值。综上，本文采用发明专利授权量的对数值（ $\ln INN$ ）衡量区域创新水平，并在 5.1 节采用寇宗来和刘学悦测算的城市创新指数^[22]进行稳健性检验^④。

3.2.2 核心解释变量

在参考《国民经济行业分类（GB/T4754-2017）》和 2019 年国家统计局印发的《生产性服务业统计分类（2019）》^⑤的基础上，本文综合余泳泽等^[72]、Shao et al.^[114]、

^① 需要注意的是， $W_{F(post)}$ 反映的是当前各城市间每日火车和动车直达方案的总发车频次。

^② 具体而言，为获得以上空间权重矩阵的完整数据，本文使用 Python 综合爬取了中国铁路运营官网（12306 中国铁路客户服务中心）（直达方案）、绿行买火车票（最多两次换乘方案）和智行火车票 App（最多三次换乘方案）各类型列车（火车和动车）的通行时间和每日发车频次等实际运营数据，具体思路见附录 C。

^③ 专利一般分为发明专利、实用新型专利及外观设计专利三种类型。

^④ 之所以不在主体模型直接采用城市创新指数作为创新的代理变量，是因为该指数最新时间仅到 2016 年，且无法通过自行测算更新到最新样本期 2019 年以确保为平衡面板数据。

^⑤ 《生产性服务业统计分类（2019）》将生产性服务业的范围界定为生产活动提供的“研发设计与其他技术服务”，“货物运输、通用航空生产、仓储和邮政快递服务”，“信息服务”，“金融服务”，“节能与环保服务”，“生产性租赁服务”，“商务服务”，“人力资源管理与职业教育培训服务”，“批发与贸易经纪

曹小曙等^[115]、赵欣然^[116]以及李军花^[113]等关于生产性服务业的划分，将“交通运输、仓储和邮政业”、“信息传输、计算机服务和软件业”、“批发和零售业”、“金融业”、“租赁和商业服务业”、“科学研究、技术服务和地质勘查业”和“教育业”七个行业界定为生产性服务业。

①生产性服务业专业化集聚

对于产业专业化集聚（MAR 外部性）的测量，目前学术界常用的方法有从业人员密度^[117]、区位熵^[116,118-119]、相对专业化集聚指数^[25,120]和 Krugman 专业化指数^[2-3]等。为反映出本地区相较于全国的相对专业化集聚程度，本文最终采用 Krugman 专业化指数测度生产性服务业专业化集聚程度，计算公式如下：

$$MAR_{it} = \sum_{j=1}^n \left| \frac{E_{ijt}}{\sum_j^n E_{ijt}} - \frac{\sum_{i=1}^m E_{ijt}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n E_{ijt}} \right| \quad (3.15)$$

式（3.15）中， MAR 表示*i*地区第*t*年的生产性服务业专业化集聚程度； E 表示*i*地区*j*产业第*t*年的就业人数； m 为地区总个数； n 为产业总个数。需要说明的是，由于会计和估价范围不清，中国服务业产值容易被严重低估^[121]，故为确保计算结果的准确性和方便性，不同于 Glaeser et al.^[45]以及彭向和蒋传海^[122]等采用产业产值或增加值的做法，本文借鉴于斌斌^[120]、黄繁华和郭卫军^[119]和李勇辉等^[3]等做法采用生产性服务业就业人数进行测算（下同）。

②生产性服务业多样化集聚

已有文献大多采用多样化指数^{①[25,119,123]}、赫芬达尔—赫希曼指数（Herfindahl-Hirschman Index, HHI）的倒数^[2,48,113,118,122]以及 1 减 HHI^[49,124]等方法测度产业多样化集聚程度（Jacobs 外部性）。由于以上指数均基于每个地区自身数据进行测算，无法反映出该地区在全国的相对情况，故本文采用如下改进的相对多样化指数：

$$Jacobs_{it} = \frac{1/\sum_{j \neq j'}^n \left[\frac{E_{ijt}}{\sum_{j=1}^n E_{ijt} - E_{ijt}} \right]^2}{1/\sum_{j \neq j'}^n \left[\frac{\sum_{i=1}^m E_{ijt}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n E_{ijt} - \sum_{i=1}^m E_{ijt}} \right]^2} \quad (3.16)$$

式（3.16）中， $Jacobs$ 表示*i*地区第*t*年相对于全国的生产性服务业多样化集聚程度； E 表示*i*地区*j*产业第*t*年的就业人数； m 为地区总个数； n 为产业总个数。值得注意的是，计算时需要去除*j*产业自身的就业人数，以避免某产业专业化集聚对多样化集聚结果的影响^[2]。

代理服务”，“生产性支持服务”10类。（参见 国家统计局：关于印发《生产性服务业统计分类（2019）》的通知，2019-04-18，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2019-09/05/content_5427530.htm）

① 计算公式为： $Jacobs'_{it} = 1/\sum_j |s_{ijt} - s_{jt}|$ 。

③互联网信息化水平

已有研究表明信息基础设施建设是高校、科研机构和企业间进行知识交流和转移的重要平台,较好的互联网信息化水平可以有效地降低交易和沟通成本^[116],促进区域内各主体间进行协同创新^[2],加速知识扩散和创新要素流通^[125],最终显著促进城市创新效率^[126]。同时,由于前文已经从理论上证实了“线上交流”对不可编码隐性知识的不可替代性,故本文借鉴已有研究,采用电信业务总量^①的对数($\ln TTS$)作为互联网“线上交流”信息化水平的代理变量(IDE外部性),检验互联网“线上交流”对区域创新的影响效应。

3.2.3 控制变量

本文重点分析在地理距离约束弱化的情况下,生产性服务业专业化集聚、多样化集聚和信息化水平对创新的影响和空间溢出效应,因此,为确保结果稳健,在式(3.4)中还需控制其他可能影响创新的变量。参考现有文献^[2,3,25,28,120,122],本文选取如下控制变量:

①地区经济发展水平

已有研究表明,经济发展水平越高的地区,创新需求与强度均相对更大^[113];同时,地区经济发展还为资金、人力和技术等创新要素投入提供了重要的物质基础支持^[2],促进区域创新成果转化。因此,本文将地区人均GDP的对数($\ln PGDP$)纳入模型,以有效控制地区经济发达度对创新的影响。

②人力资本投资效应

人力资本作为推动区域技术创新的必要物质条件^[3],其通过人们之间知识传播与创新思想交流^[122],可以实现创新知识溢出和创新效率提升^[116]。因此,本文采用每万人普通高等学校在校人数的对数($\ln perSTU$)衡量人力资本投资效应。

③科研财政投入力度

科研财政投入是确保创新科研活动顺利开展的主要资金来源^[3],而地区公共科技研究强度对创新产出和知识溢出具有重要影响^[28]。因此,本文选取地区R&D投入额(科学支出)的对数($\ln RD$)衡量科研财政投入力度。

④市场扩张效应

理论上,本地市场需求规模扩大可以有效激发市场活力,企业进而拥有更大的动力进行产品创新研发,以期占有更多的市场份额获取超额利润^[127]。因此,本文采用社会消费品零售总额的对数($\ln Market$)衡量市场扩张效应对创新的影响。

^① 如前文 1.1.1 节所述,电信业务总量指以货币形式表示的电信企业为社会提供的各类电信服务的总数量。本文认为,相较于单纯从“量”的角度计算“国际互联网用户数”,该指标能够更加真实地反映地区实际建设和应用的互联网信息化发展水平。

⑤环境规制效应

已有研究表明,命令型和投资型环境规制^[128]以及“节能低碳”政策^[129]均会显著促进企业绿色技术创新能力,但也有文献认为环境规制在对本地区创新能力没有显著影响的同时,却显著抑制了邻近地区创新活动^[113]。因此,为控制和检验环境规制的影响效应,本文选取工业二氧化硫排放量的对数($\ln SO_2$)作为环境规制效应的代理变量。

3.3 数据来源与处理

鉴于2008年京津城际铁路开通运营后,标志着中国正式迎来“高铁时代”,故样本区间应至少包含2008年及以后阶段;同时,考虑到数据的可得性和可比性,以及2019年后中国乃至全球爆发了“世纪疫情”,为剔除疫情因素可能对本研究产生的影响,样本区间原则上应不超过2019年^①。此外,由于2008年中国部分地区已经开通了高铁,故本文保留了2007年全国均无高铁的时期,以便于更好地对比和反映火车和动车之间的差异。综上,本文最终的样本区间为2007—2019年。

根据2020年《中国城市统计年鉴》可知中国目前共有297个地级市(不含地区、自治州和盟),其中不包括2011年撤销的巢湖市和2019年撤销的莱芜市。由于样本区间为2007—2019年,为确保得到平衡面板数据,本文剔除了近年来新设立的12个地级市^②以及截至2021年年底仍未开通列车线路的舟山市、保山市和思茅市;同时,鉴于莱芜市在2007—2018年均存在完整的统计数据,为增加样本量以最大程度确保系数估计结果稳健,本文保留了莱芜市并对其2019年数据进行了拟合填补。

综上,本文最终构建了2007—2019年中国283个地级及以上城市的面板数据。其中,相关统计数据来源于历年《中国城市统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》,并对相关数据进行如下处理:首先,对部分缺失数据采用趋势外推法进行补齐;其次,鉴于《中国城市统计年鉴》中“当年实际使用外资金额”单位为万美元,故采用CSMAR数据库中人民币元对美元汇率换算成万元;再次,对所有货币统计数据均以2007年为基期,采用消费者价格指数进行平减,以消除物价波动影响;最后,对除比值外的各数据均做取自然对数处理,以消除异方差影响和便于系数的经

^① 实际上,由于数据可得性,当前最新数据也只能获取到2020年《中国城市统计年鉴》中2019年各地级市的相关统计数据。

^② 具体包括2011年设立的毕节市和铜仁市,2012年设立的三沙市,2013年设立的海东市,2015年设立的儋州市,2016年设立的日喀则市、昌都市、林芝市、山南市、吐鲁番市和哈密市以及2017设立的那曲市。

济解释，选取的各项指标及其描述性统计见表 3.1^①。

表 3.1 变量描述性统计表
Table 3.1 Descriptive statistics of variables

变量名	变量含义	样本量	标准差	最小值	均值	最大值
<i>lnINN</i>	发明专利授权量取对数	3679	1.9631	0.0000	4.3813	10.8804
<i>lnMAR</i>	产业专业化集聚取对数	3679	0.4023	-2.7348	-0.9902	0.4820
<i>lnJacobs</i>	产业多样化集聚取对数	3679	0.7772	-6.2552	-0.8619	0.9516
<i>lnTTS</i>	信息化水平取对数	3679	1.0149	8.3121	12.1955	16.2120
<i>lnPGDP</i>	人均 GDP 取对数	3679	0.6403	4.5449	10.3130	12.8692
<i>lnSTU</i>	每万人大学生数取对数	3679	1.2214	-2.3656	4.5338	7.1787
<i>lnRD</i>	科研财政支出取对数	3679	1.4246	-1.0800	9.8546	15.2526
<i>lnMarket</i>	社会消费品零售总额取对数	3679	1.0889	5.2323	15.1341	18.5759
<i>lnSO2</i>	工业二氧化硫排放量取对数	3679	1.2350	0.6931	10.1990	13.4341

^① 本文未在实证部分采用《中国工业企业数据》的主要原因在于，该数据库仅提供了 1998-2013 年全部国有及规模以上（企业每年主营业务收入（销售额）在 500 万元以上，2011 年起调整为 2000 万元以上）非国有工业企业数据，因而存在数据更新时间较慢、对规模以上企业的划分标准不统一两个明显的局限性。综上，该数据并不能较好地反映和服务于本文的研究主题。

4 实证结果分析

4.1 空间自相关检验

如 3.1.2 节所述, 本文采用空间计量领域最为成熟且应用最广的全局莫兰指数 (Global Moran's I), 以检验本文所研究的区域创新水平是否的确存在明显的空间自相关性, 从而确定是否有必要构建空间计量模型。

首先, 表 4.1 展示的全局莫兰指数检验结果总体表明区域创新水平的确具有典型的自相关特征, 且其相关性随着时间呈现出不断增长趋势。具体而言, 表 4.1 中 (1) — (6) 列分别汇报了高铁开通前后地区间双向完整的非对称反时间距离空间权重矩阵 ($W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$)、每日发车频次空间权重矩阵 ($W_{F(pre)}$ 和 $W_{F(post)}$) 以及综合两者的嵌套空间权重矩阵 ($W_{(pre)}$ 和 $W_{(post)}$) 下, 区域创新水平 ($\ln INN$) 的全局莫兰指数, 根据检验结果可以看出, 中国各城市的创新水平空间自相关性在 2007-2019 年所有年份均在 1% 的水平下显著大于 0, 并且在所有 6 种空间权重矩阵下的历年全局莫兰指数均呈现出了逐渐上升的态势。这意味着中国各城市间的创新发展水平不但存在着显著的正向空间自相关性, 且具有随着时间发展空间集聚不断增强的典型特征。

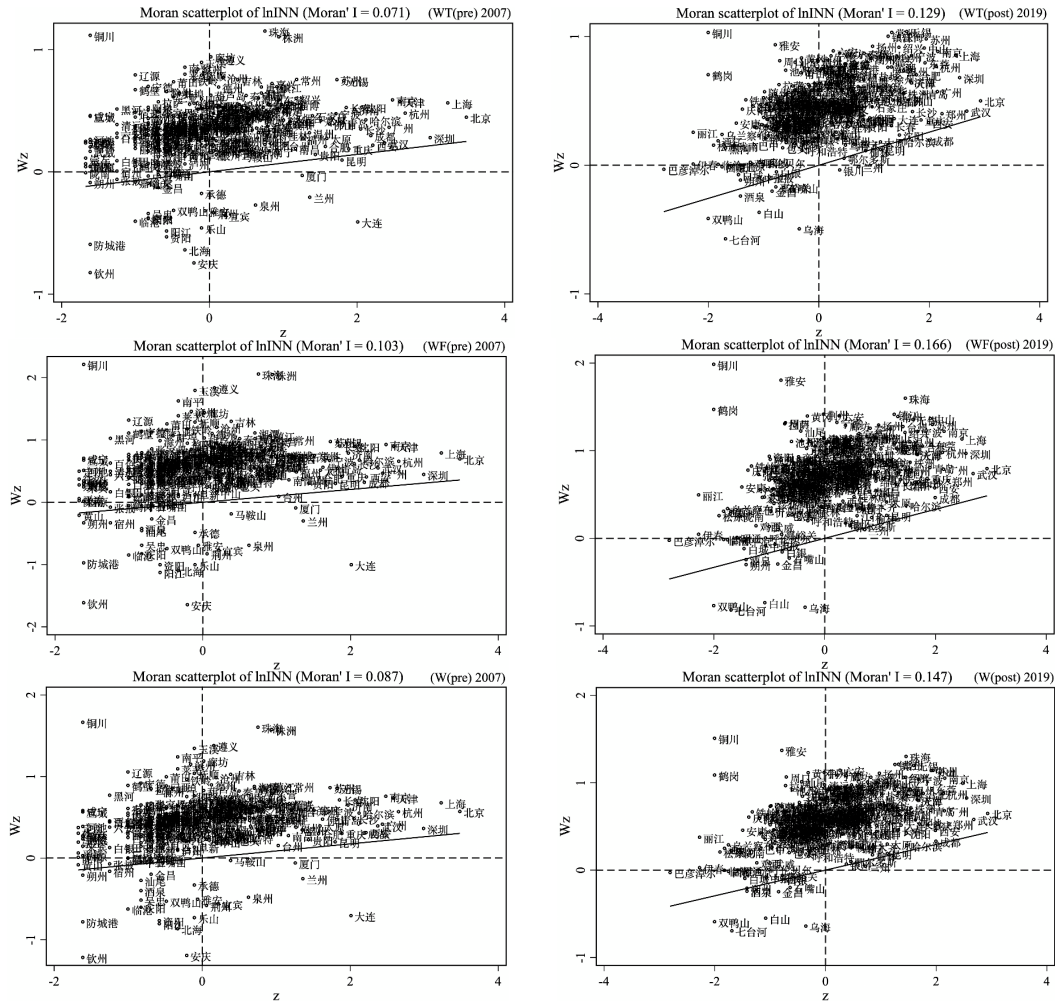
其次, 为了更加直观地体现中国各城市创新水平的空间特征, 本文进一步选取了 2007 年和 2019 年两个代表性年份 (即研究样本的始末年份), 绘制了中国各城市创新水平的莫兰指数散点图 (见图 4.1)。相关结果再次证实: (1) 所有 6 种空间权重矩阵下的中国区域创新水平均具有显著的正向空间自相关性, 同时, 大部分城市处于第一象限和第三象限, 呈现出了典型的高高集聚 (High-high Cluster) 和 低低集聚 (Low-low Cluster) 特征; (2) 即便更换不同的空间权重矩阵, 中国各城市创新水平仍然表现出了随着时间的推移, 其空间自相关性显著提升、且高高集聚现象不断增强 (亦即处于第一象限的城市数量和占比均逐渐增加) 的基本事实。因此, 上述结果初步证实了应用空间计量模型就本文研究主题展开深入探讨的必要性。

表 4.1 区域创新水平的莫兰指数空间自相关检验

(Y= $\ln INN$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
2007	0.071***	0.066***	0.103***	0.079***	0.087***	0.073***
	[4.955]	[5.249]	[3.883]	[3.872]	[4.288]	[4.424]
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

(Y=lnI/N)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
2008	0.092*** [6.308] (0.000)	0.089*** [6.986] (0.000)	0.129*** [4.821] (0.000)	0.111*** [5.362] (0.000)	0.110*** [5.379] (0.000)	0.100*** [6.017] (0.000)
2009	0.106*** [7.263] (0.000)	0.098*** [7.664] (0.000)	0.149*** [5.581] (0.000)	0.122*** [5.861] (0.000)	0.128*** [6.213] (0.000)	0.110*** [6.588] (0.000)
2010	0.114*** [7.775] (0.000)	0.100*** [7.806] (0.000)	0.159*** [5.927] (0.000)	0.120*** [5.781] (0.000)	0.137*** [6.621] (0.000)	0.110*** [6.593] (0.000)
2011	0.109*** [7.432] (0.000)	0.104*** [8.041] (0.000)	0.151*** [5.619] (0.000)	0.124*** [5.982] (0.000)	0.130*** [6.298] (0.000)	0.114*** [6.809] (0.000)
2012	0.113*** [7.684] (0.000)	0.110*** [8.506] (0.000)	0.153*** [5.696] (0.000)	0.133*** [6.388] (0.000)	0.133*** [6.438] (0.000)	0.121*** [7.239] (0.000)
2013	0.120*** [8.161] (0.000)	0.122*** [9.454] (0.000)	0.166*** [6.185] (0.000)	0.152*** [7.282] (0.000)	0.143*** [6.925] (0.000)	0.137*** [8.159] (0.000)
2014	0.115*** [7.822] (0.000)	0.114*** [8.830] (0.000)	0.156*** [5.807] (0.000)	0.138*** [6.637] (0.000)	0.135*** [6.560] (0.000)	0.126*** [7.519] (0.000)
2015	0.121*** [8.219] (0.000)	0.132*** [10.150] (0.000)	0.159*** [5.908] (0.000)	0.165*** [7.879] (0.000)	0.140*** [6.767] (0.000)	0.148*** [8.797] (0.000)
2016	0.127*** [8.628] (0.000)	0.131*** [10.132] (0.000)	0.168*** [6.249] (0.000)	0.162*** [7.738] (0.000)	0.148*** [7.134] (0.000)	0.147*** [8.703] (0.000)
2017	0.111*** [7.585] (0.000)	0.111*** [8.587] (0.000)	0.150*** [5.602] (0.000)	0.138*** [6.613] (0.000)	0.131*** [6.342] (0.000)	0.124*** [7.410] (0.000)
2018	0.115*** [7.802] (0.000)	0.122*** [9.456] (0.000)	0.147*** [5.470] (0.000)	0.150*** [7.185] (0.000)	0.131*** [6.334] (0.000)	0.136*** [8.099] (0.000)
2019	0.129*** [8.728] (0.000)	0.129*** [9.927] (0.000)	0.179*** [6.668] (0.000)	0.166*** [7.904] (0.000)	0.154*** [7.441] (0.000)	0.147*** [8.727] (0.000)

注：***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著；方括号内为 z 值；圆括号内为 p 值。

图 4.1 区域创新水平的全局莫兰指数散点图 ($Y=\ln INN$)Fig. 4.1 Scatter diagram of Global Moran's Index for regional innovation ($Y=\ln INN$)

4.2 空间计量模型估计形式检验与设定

前文 1.1.1 节基本特征事实、2.1—2.4 节相关理论机制以及 4.1 节空间自相关检验结果，一定程度上揭示和证实了生产性服务业集聚、信息化水平以及地理距离约束同区域创新发展之间具有显著的空间耦合特征，且以发明专利授权量为代表的中国区域创新发展水平的确存在着明显的空间依赖性。换句话说，上述理论基础和基本事实均表明和强调了采用空间计量模型和方法进行实证估计的必要性。因此，本文进行如下空间计量模型估计形式筛选和检验，以验证相较传统普通面板模型，运用空间计量模型可以更加合理地反映本研究实际情况的直觉。

首先，本文采用普通面板回归模型对生产性服务业集聚与区域创新发展的关系进行考察，以此作为空间效应检验前的准备工作。根据相关估计结果（见表 4.2）可以发现，生产性服务业专业化集聚（ $\ln MAR$ ）、多样化集聚（ $\ln Jacobs$ ）和信息化水平（ $\ln TTS$ ）均在 1% 的显著性水平上对区域创新水平提升具有促进效应，这在

一定程度上再次为本文得出的关于“生产性服务业集聚、信息化水平有利于促进区域创新发展”的基本理论推断的合理性提供了实证支持。

其次，在普通面板回归模型估计结果的基础上，本文进一步借助 LM 检验是否的确存在显著的空间误差效应（Spatial Error）或空间滞后效应（Spatial Lag）。根据 LM 检验相关结果（见表 4.3），无论是高铁开通前后的非对称反时间距离空间权重矩阵（ $W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$ ）、每日发车频次空间权重矩阵（ $W_{F(pre)}$ 和 $W_{F(post)}$ ）、亦或两者的嵌套空间权重矩阵（ $W_{(pre)}$ 和 $W_{(post)}$ ），其 Moran's I、LM 检验及稳健 LM 检验结果均证实了在不同地理距离约束下（高铁开通前后的空间权重矩阵），生产性服务业集聚与信息化水平对中国区域创新水平的影响既具有明显的空间误差效应，又存在显著空间滞后效应，故非常有必要采用考虑溢出效应的空间计量模型。

再次，尽管 LM 检验已经证实了本研究采用空间计量模型的必要性和合理性，但其还无法帮助确定空间自相关模型（SAR）、空间误差模型（SEM）以及空间杜宾模型（SDM）中的具体形式。因此，本文进一步分别构建并估计了以上 6 种空间权重矩阵与 3 种空间计量模型相结合的 18 个空间计量模型回归结果，并采用 LR 检验和 Wald 检验综合筛选出恰当的空间计量模型形式。表 4.3 中 LR 检验和 Wald 检验相关结果表明，无论是对于 SEM 与 SDM，还是 SAR 与 SDM 之间的“择优选择”而言，其 LR 和 Wald 统计量均在 1% 的显著性水平上显著拒绝了原假设，亦即表明无论对于何种空间权重矩阵，单纯采用 SAR 或者 SEM 考察生产性服务业集聚与区域创新的空间溢出效应都容易导致估计结果出现偏误。换句话说，为了确保相关实证结果的可靠性和有效性，应当采用同时考虑了解释变量和被解释变量空间依赖性的空间杜宾模型（SDM）进行实证估计。

然后，在选取 SDM 作为实证估计方法的基础上，本文进一步根据 Hausman 检验结果，以确定究竟采用随机效应还是固定效应。根据表 4.3 中 Hausman 检验结果，对于所有 6 种空间权重矩阵，其均在 1% 的显著性水平上拒绝了采用随机效应的原假设，即对于本研究样本而言，采用固定效应估计结果将优于随机效应。

最后，在确定选择固定效应下的 SDM 作为估计模型的基础上，本文进一步采用联合显著性检验（Joint Significance Test）对个体固定、时间固定以及双固定效应进行筛选，从而确定最终的模型估计形式。联合显著性检验（约束模型检验）结果表明（表 4.3），相较于个体和时间单固定效应而言，采用个体与时间双固定效应进行估计可以更好地拟合和反映现实情况。综上，本文最终采用个体与时间双固定效应下的空间杜宾模型（SDM）就生产性服务业集聚与信息化水平对区域创新发展的直接影响及其空间溢出效应展开探讨。

表 4.2 普通面板 OLS 估计结果

Table 4.2 Panel OLS regression results

(Y=lnINN)	Coefficient	Std. error	t	P>t	[95% conf. interval]	
lnMAR	0.2791***	0.0457	6.10	(0.000)	0.1894	0.3687
lnJacobs	0.0829***	0.0280	2.96	(0.003)	0.0280	0.1379
lnTTS	0.0754***	0.0225	3.35	(0.001)	0.0313	0.1196
lnPGDP	0.4231***	0.0302	14.02	(0.000)	0.3639	0.4823
lnSTU	0.2083***	0.0143	14.56	(0.000)	0.1802	0.2364
lnRD	0.4234***	0.0177	23.91	(0.000)	0.3886	0.4581
lnMarket	0.7981***	0.0255	31.32	(0.000)	0.7481	0.8480
lnSO2	-0.0859***	0.0110	-7.84	(0.000)	-0.1073	-0.0644
_cons	-16.8736***	0.3504	-48.15	(0.000)	-17.5607	-16.1866
N	3679		Adj. R ²		0.8464	

注：***, **和*分别表示在 1%, 5%和 10%水平上显著；括号内为 p 值。

表 4.3 空间计量模型估计形式检验与设定

Table 4.3 Test and setting of estimation form of spatial econometric model

(Y=lnINN)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
LM Test						
Spatial error:						
Moran's I	37.545*** (0.000)	39.482*** (0.000)	27.184*** (0.000)	29.793*** (0.000)	31.158*** (0.000)	33.805*** (0.000)
LM statistic	1365.332*** (0.000)	1495.775*** (0.000)	725.960*** (0.000)	863.581*** (0.000)	949.408*** (0.000)	1106.338*** (0.000)
Robust LM statistic	1361.840*** (0.000)	1507.482*** (0.000)	687.075*** (0.000)	850.852*** (0.000)	925.458*** (0.000)	1104.802*** (0.000)
Spatial lag:						
LM statistic	32.119*** (0.000)	21.265*** (0.000)	53.302*** (0.000)	33.487*** (0.000)	44.875*** (0.000)	28.217*** (0.000)
Robust LM statistic	28.628*** (0.000)	32.973*** (0.000)	14.417*** (0.000)	20.758*** (0.000)	20.924*** (0.000)	26.681*** (0.000)
LR Test						
Spatial error	61.46*** (0.000)	115.35*** (0.000)	53.84*** (0.000)	113.61*** (0.000)	56.96*** (0.000)	114.30*** (0.000)
Spatial lag	30.12*** (0.000)	76.50*** (0.000)	25.96*** (0.001)	72.85*** (0.000)	27.03*** (0.001)	73.77*** (0.000)
Wald Test						
Spatial error	61.13*** (0.000)	112.23*** (0.000)	53.84*** (0.000)	112.45*** (0.000)	56.77*** (0.000)	112.43*** (0.000)
Spatial lag	29.64*** (0.000)	74.82*** (0.000)	25.65*** (0.001)	71.38*** (0.000)	26.71*** (0.001)	72.55*** (0.000)
Hausman Test						
Hausman test	2914.54*** (0.000)	868.42*** (0.000)	2323.42*** (0.000)	438.76*** (0.000)	1880.43*** (0.000)	557.27*** (0.000)

$(Y=\ln I/N)$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
Joint Significance Test						
Fixed effect ind or both	32.85*** (0.001)	39.76*** (0.000)	122.35*** (0.000)	79.89*** (0.000)	65.17*** (0.000)	54.74*** (0.000)
Fixed effect time or both	3409.80*** (0.000)	3603.53*** (0.000)	3602.78*** (0.000)	4180.12*** (0.000)	3489.04*** (0.000)	3857.08*** (0.000)

注：***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著；括号内为 p 值。

4.3 区域创新发展的影响效应分析

在地理距离约束逐渐弱化的现实背景下（包括地区间列车通行时间逐步缩减、每日发车频次逐渐增加等），采用时空双固定效应下的空间杜宾模型就生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平对区域创新发展的影响效应估计结果如表 4.4 所示。其中，（1）—（6）列分别汇报了各城市间在高铁开通前后的非对称反时间距离空间权重矩阵（ $W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$ ）、每日发车频次空间权重矩阵（ $W_{F(pre)}$ 和 $W_{F(post)}$ ）以及两者嵌套的空间权重矩阵（ $W_{(pre)}$ 和 $W_{(post)}$ ）的估计结果。特别地，（1）、（3）、（5）列为高铁开通前，即地理距离约束强度较大情况下的回归结果；（2）、（4）、（6）列则为高铁开通后，即地理距离约束逐渐弱化情况下的回归结果。

首先，SDM 的空间自相关系数（ ρ ）反映了邻近地区创新发展对本地区创新活动的影响效应。根据表 4.4 回归结果可以发现：一方面，无论采用何种空间权重矩阵，邻近地区的创新发展水平均在 1%显著性水平上对本地区创新发展具有正向促进作用；另一方面，相较于高铁开通前的空间权重矩阵回归结果，地理距离约束弱化后的区域创新发展空间自相关系数均得到了不同程度的显著提升。换句话说，以上估计结果证实了中国各城市创新发展的确具有显著的空间溢出效应，邻近地区的创新研发活动会直接影响到本地区的创新发展水平，亦即存在明显的“区域抱团现象”；同时，随着地理距离约束的逐渐弱化，这种知识空间溢出现象还将得到进一步增强。

其次，生产性服务业专业化集聚（ $\ln MAR$ ）对区域创新发展呈现出了显著的促进效应。从表 4.4（1）—（6）列回归结果看，在控制了其他可能的影响因素不变的情况下，生产性服务业专业化集聚对区域创新发展的直接影响估计系数均在 1%的水平下显著为正；此外，在考虑对比高铁开通前后的差异后发现，相较于高铁开通前，地理距离约束弱化后的空间计量模型估计结果整体上同样得到了一定程度的提升。上述回归结果意味着，生产性服务业专业化集聚的确可以有效地驱动区域创新发展；同时，也证实了在地理距离约束逐渐弱化的现实情况下，生产性服务业专业化集聚程度提升有利于进一步发挥 MAR 外部性，从而促进区域创新发展，故

理论假说 1 和 4 得证。

再次，生产性服务业多样化集聚 ($\ln Jacobs$) 同样具有推动区域创新发展的预期影响效应。表 4.4 (1) — (6) 列回归结果表明，保持其他影响因素不变，在 1% 的显著性水平下，生产性服务业多样化集聚能够有效地提升区域创新发展水平，即 $Jacobs$ 外部性的客观存在，故理论假说 2 得证。然而，尽管与生产性服务业专业化集聚 ($\ln MAR$) 的正向促进效应类似，但一方面，从地理距离约束改变前后的影响系数差异看，生产性服务业多样化集聚对区域创新发展的影响情况并没有得到显著改善；另一方面，从生产性服务业专业化集聚和多样化集聚的影响效应大小看，无论是直接影响效应 ($\ln Jacobs$) 还是考虑空间溢出效应 ($Wx\ln Jacobs$) 结果，相较于多样化集聚，生产性服务业专业化集聚更有利于促进区域创新水平提升，这与柳卸林和杨博旭^[2]以及李勇辉等^[3]的基本研究结论一致。

最后，互联网信息化发展水平 ($\ln TTS$) 对本地区创新活动并没有明显影响，但在地理距离约束弱化情况下，能够显著地提升邻近地区的区域创新发展水平。具体而言，无论地理距离约束改变与否，在控制其他影响因素不变情况下，所有空间权重矩阵的回归结果均显示本地区互联网发展对自身创新发展水平提升没有显著影响，故理论假说 3 得证。同时，从空间溢出效应视角看，在地理距离约束强度较高的阶段，邻近地区的互联网发展只对本地区创新水平具有潜在的促进效应；但在地理距离约束弱化后，其无论在统计意义上（通过了 5% 显著性水平检验）还是经济意义上（影响系数呈现出明显提升态势，如从 (1) 列中 0.0526 增大到 0.4019）均表现出了显著的空间溢出效应，亦即实现了 IDE 外部性与 SOC 外部性相结合的预期效果，故理论假说 4 得证。

表 4.4 时空双固定效应下空间杜宾模型回归结果

(Y= $\ln INN$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
Spatial						
ρ	0.6896*** (0.0553)	0.6984*** (0.0628)	0.3946*** (0.0459)	0.4939*** (0.0687)	0.5183*** (0.0549)	0.5901*** (0.0713)
Main						
$\ln MAR$	0.1645*** (0.0592)	0.1645*** (0.0565)	0.1666*** (0.0601)	0.1690*** (0.0568)	0.1660*** (0.0596)	0.1674*** (0.0565)
$\ln Jacobs$	0.1280*** (0.0404)	0.1260*** (0.0397)	0.1309*** (0.0406)	0.1309*** (0.0397)	0.1299*** (0.0404)	0.1289*** (0.0396)
$\ln TTS$	0.0162 (0.0270)	-0.0003 (0.0269)	0.0184 (0.0271)	-0.0030 (0.0269)	0.0176 (0.0271)	-0.0022 (0.0269)
$\ln PGDP$	0.0329 (0.1016)	0.0188 (0.1036)	0.0533 (0.0988)	0.0218 (0.1033)	0.0432 (0.1002)	0.0181 (0.1038)
$\ln perSTU$	0.0620 (0.0523)	0.0493 (0.0492)	0.0574 (0.0513)	0.0410 (0.0472)	0.0588 (0.0518)	0.0440 (0.0481)

(Y=lnINN)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
lnRD	0.1498*** (0.0366)	0.1228*** (0.0341)	0.1714*** (0.0380)	0.1408*** (0.0351)	0.1621*** (0.0374)	0.1320*** (0.0346)
lnMarket	0.0513 (0.0371)	0.0404 (0.0339)	0.0571 (0.0396)	0.0457 (0.0350)	0.0546 (0.0384)	0.0431 (0.0343)
lnSO2	0.0304 (0.0239)	0.0447* (0.0239)	0.0290 (0.0239)	0.0453* (0.0238)	0.0297 (0.0238)	0.0453* (0.0238)
Wx						
lnMAR	0.5046* (0.2669)	0.4840* (0.2717)	0.2813* (0.1476)	0.3195** (0.1553)	0.3598* (0.1903)	0.3840* (0.1981)
lnJacobs	0.0350 (0.1818)	-0.0065 (0.2143)	0.0134 (0.0993)	0.0329 (0.1296)	0.0191 (0.1291)	0.0222 (0.1629)
lnTTS	0.0526 (0.1231)	0.4019** (0.1761)	0.0158 (0.0675)	0.2729** (0.1130)	0.0255 (0.0871)	0.3272** (0.1386)
lnPGDP	0.0310 (0.3685)	-0.2630 (0.3783)	0.0994 (0.2328)	-0.0459 (0.2580)	0.0903 (0.2879)	-0.1165 (0.3080)
lnperSTU	-0.0621 (0.1320)	-0.3741* (0.2100)	-0.0143 (0.0648)	-0.2080 (0.1289)	-0.0297 (0.0871)	-0.2740* (0.1605)
lnRD	0.2210* (0.1254)	0.3987*** (0.1373)	0.1006 (0.0763)	0.2435** (0.0982)	0.1410 (0.0958)	0.3062*** (0.1155)
lnMarket	0.0167 (0.2288)	0.0377 (0.4057)	0.0144 (0.1221)	-0.0095 (0.2698)	0.0144 (0.1602)	0.0018 (0.3265)
lnSO2	-0.0571 (0.0798)	-0.0919 (0.0824)	-0.0400 (0.0453)	-0.0461 (0.0517)	-0.0482 (0.0580)	-0.0618 (0.0638)
Variance						
σ^2_e	0.1926*** (0.0114)	0.1905*** (0.0112)	0.1970*** (0.0117)	0.1926*** (0.0114)	0.1953*** (0.0116)	0.1914*** (0.0113)
Fixed ID	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Fixed TIME	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	3679	3679	3679	3679	3679	3679
R ²	0.573	0.536	0.760	0.679	0.713	0.636

注：括号内为标准误；***，**和*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著。

4.4 区域创新发展的影响机制探讨

尽管 4.3 节已经就不同地理距离约束强度下，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平对区域创新发展的影响效应进行了总结和分析，但考虑到有必要就影响区域创新发展的各种因素具体作用机制展开检验，且以 SDM 得到的点估计结果分析各因素的空间溢出效应可能存在潜在的偏误。因此，本文借鉴 Lesage and Pace^[93]等采用偏微分方法对影响效应进行分解的做法，以有效测度和检验各影响因素的空间溢出效应，并在此基础上总结归纳其具体作用机制。表 4.5 详细汇报了 6 种空间权重矩阵下，各影响因素对区域创新发展的直接效应、间接效应和总效应。根据空间效应分解结果可以看出：

首先，生产性服务业专业化集聚 (lnMAR) 对区域创新发展具有显著的直接促进效应和正向空间溢出效应。根据表 4.5 分解结果可知，无论何种空间权重矩阵下，生产性服务业专业化集聚的直接效应均在 1% 的显著性水平为正，其间接影响系数

则分别通过了 1%、5%和 10%的显著性水平检验，再次说明其生产性服务业专业化集聚的确可以有效驱动区域创新发展水平提升。此外，相较于地理距离约束变化之前，在地理距离约束弱化后，生产性服务业专业化集聚进一步显著增强了对区域创新发展的直接和间接促进效应。以上结果再次充分证实了生产性服务业专业化集聚能够有效提升本地区和邻近地区的创新发展水平，且地理距离约束强度在其过程中具有明显的增强作用。换句话说，根据集聚经济学理论，生产性服务业专业化集聚程度越高，越有利于通过创造良好的营商环境、引导创新要素合理配置和促进创新资源共享等方式，发挥出创新知识和技术的正向空间溢出，最终促进整体行业和区域的技术创新发展。

其次，生产性服务业多样化集聚 ($\ln Jacobs$) 能够有效促进本地区创新发展水平，但对邻近地区的正向空间溢出效应并不显著。具体而言，不同空间权重矩阵下，生产性服务业多样化集聚对区域创新发展影响的直接效应均在 1%水平下显著为正，但地理距离约束弱化对其影响效应并不明确（在 $W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$ 以及 $W_{(pre)}$ 和 $W_{(post)}$ 两组空间权重矩阵下表现为减弱，在 $W_{F(pre)}$ 和 $W_{F(post)}$ 空间权重矩阵下表现为增强）。同时，在所有地理距离约束空间权重矩阵下，生产性服务业多样化集聚对区域创新发展具有潜在的正向作用但并不显著。此外，无论是从直接效应还是间接效应看，生产性服务业专业化集聚对区域创新发展的影响效应均远远大于多样化集聚（在统计和经济双重含义上皆如此）。上述事实说明：（1）生产性服务业多样化集聚同样有利于提升本地区创新发展水平，只是影响效应弱于专业化集聚。换句话说，生产性服务业专业化集聚在当前发展阶段可能是促进区域创新发展的重要驱动力^[3]。（2）产业多样化发展虽然可以有效带动本地区发展，但由于通常难以形成地区独有的“品牌效应”和区位优势，无法发挥出预期显著的正向空间溢出效应，且该情况并没有因地理距离约束弱化得到有效缓解。

再次，互联网信息化发展水平 ($\ln TTS$) 对本地区创新发展不存在显著促进效应，但在地理距离约束弱化的现实背景下能够有效发挥正向空间溢出效应。根据空间效应分解结果可知，在所有地理距离约束空间权重矩阵下，信息化水平均不能显著促进本地区创新发展水平提升。究其原因可能是本地区的产业专业化和多样化集聚在地理位置上较近，且产业间长期保持着固定的合作关系，故“线上交流”的频率及其效率并不明显。从空间溢出视角看，尽管在地理距离约束强度较高情况下，信息化水平对区域创新发展的影响效应也同样并不明显；但当地理距离约束弱化之后（无论以何种空间权重矩阵刻画），其影响系数均在 5%水平上得到了不同程度的显著提升（如从 $W_{T(pre)}$ 下的 0.1953 提升到 $W_{T(post)}$ 下的 1.3739）。考虑跨区域产业之间的合作时，由于地区间距离相对较远，采用“线上交流”的可能性会相应增加，但由于“线上交流”仅能够实现对显性知识的交流、学习和共享，而这类知

识对创新研发的作用并不明显，故在地区间地理距离约束强度较高时并不能有效促进区域创新发展；特别地，当地理距离约束弱化后，跨区域间的人员流动成本（主要指时间成本）降低，此时通过同时合理利用好“线上交流”具有的显性知识交流效率提升以及“面对面交流”对隐性知识的学习效应，可以更加有利地带动知识空间溢出和整体区域创新发展水平提升。可见，如 2.3 节和 2.4 节理论所述，“线上交流”与“面对面交流”并非可以相互完全替代的关系，并且通过有效利用好两种方式可以达到更好的预期效果。

最后，进一步考察其他潜在因素对区域创新发展的影响效应发现，所有控制变量均对本地区创新发展水平提升具有经济意义上的正向促进效应，但对邻近地区的影响效应具有不一致性。具体而言：（1）在地理距离约束变化之前，区域经济发展水平（ $\ln PGDP$ ）对本地区和邻近地区创新发展的直接与间接影响系数均为正但不显著，说明地区经济发展通过提供创新要素等物质基础支持，一定程度上可以带动区域创新发展；但在地理距离约束弱化后，尽管其对本地区创新活动同样表现出了潜在正向作用，但在 $W_{T(post)}$ 、 $W_{F(post)}$ 和 $W_{(post)}$ 空间权重矩阵下均呈现出了负向空间溢出效应，即对邻近地区具有潜在的虹吸效应。也就是说，随着地区间地理距离约束的逐渐打破，各城市间经济发展将对创新活动出现“排他性”的影响。（2）人力资本投资（ $\ln perSTU$ ）对本地区创新发展具有潜在正向影响，但对邻近地区存在着潜在的挤出效应。尽管相关估计结果并未通过显著性水平检验（可能的原因是在测度生产性服务业集聚时已经采用了各行业的细分就业人员数进行计算，一定程度上与本文以每万人普通高等学校在校人数衡量的人力资本产生重合导致），但作为推动区域技术创新的必要物质条件，人力资本对于各城市后续的创新研发活动均具有重要意义。（3）在地理距离约束变化前后两个阶段，所有空间权重矩阵下的空间效应分解结果均表明，作为区域创新活动开展的主要资金来源，科研财政投入（ $\ln RD$ ）对本地区和邻近地区的创新水平提升均在 1% 或 5% 水平上存在显著的激励效应，该结果与理论预期一致。（4）在不同空间权重矩阵情况下，市场规模（ $\ln Market$ ）对本地区与邻近地区均存在潜在的正向扩张效应。具体而言，市场规模扩张意味着各个城市均面临着更大的潜在市场需求，由此进一步诱导企业进行生产技术改进和产品创新，以期抢占更多市场份额。（5）环境污染程度越高（ $\ln SO_2$ ），企业有更大的动力进行绿色技术创新和产品研发，从而促进本地区的创新水平。特别地，在地理距离约束弱化情况下，这种正向激励效应将得到进一步显著增强（如从 $W_{T(pre)}$ 不显著的 0.0288 提升到 $W_{T(post)}$ 在 10% 水平下显著的 0.0426）。但与此同时，由于环境污染的转移效应，这将额外增加邻近地区的污染治理成本，从而对其创新研发带来潜在的负效应，这与理论基本一致^[113]。

表 4.5 区域创新发展影响因素的直接效应、间接效应和总效应分解

Table 4.5 Direct, indirect and total effect of influencing factors of regional innovation development

(Y=lnINN)	(1) $W_{T(pre)}$	(2) $W_{T(post)}$	(3) $W_{F(pre)}$	(4) $W_{F(post)}$	(5) $W_{(pre)}$	(6) $W_{(post)}$
Direct Effect						
lnMAR	0.1808*** (0.0623)	0.1812*** (0.0601)	0.1767*** (0.0624)	0.1808*** (0.0596)	0.1778*** (0.0622)	0.1809*** (0.0596)
lnJacobs	0.1306*** (0.0402)	0.1277*** (0.0394)	0.1319*** (0.0399)	0.1328*** (0.0391)	0.1313*** (0.0399)	0.1308*** (0.0391)
lnTTS	0.0203 (0.0264)	0.0115 (0.0260)	0.0217 (0.0262)	0.0058 (0.0259)	0.0211 (0.0262)	0.0077 (0.0259)
lnPGDP	0.0329 (0.0984)	0.0119 (0.1007)	0.0544 (0.0962)	0.0196 (0.1010)	0.0442 (0.0974)	0.0144 (0.1012)
lnperSTU	0.0619 (0.0497)	0.0415 (0.0473)	0.0579 (0.0490)	0.0369 (0.0455)	0.0592 (0.0494)	0.0385 (0.0463)
lnRD	0.1586*** (0.0361)	0.1359*** (0.0338)	0.1768*** (0.0375)	0.1498*** (0.0348)	0.1685*** (0.0369)	0.1424*** (0.0342)
lnMarket	0.0529 (0.0403)	0.0424 (0.0367)	0.0585 (0.0422)	0.0466 (0.0371)	0.0561 (0.0411)	0.0443 (0.0366)
lnSO2	0.0288 (0.0227)	0.0426* (0.0227)	0.0275 (0.0229)	0.0440* (0.0227)	0.0282 (0.0228)	0.0438* (0.0227)
Indirect Effect						
lnMAR	2.1788** (1.0218)	2.2324* (1.1798)	0.5977** (0.2466)	0.8496** (0.3564)	0.9799** (0.4187)	1.2872** (0.5985)
lnJacobs	0.4752 (0.6385)	0.3358 (0.7687)	0.1224 (0.1655)	0.2157 (0.2589)	0.2076 (0.2769)	0.2778 (0.4133)
lnTTS	0.1953 (0.4204)	1.3739** (0.6695)	0.0350 (0.1114)	0.5340** (0.2284)	0.0673 (0.1842)	0.8044** (0.3639)
lnPGDP	0.2837 (1.2700)	-0.7724 (1.3399)	0.2234 (0.3923)	-0.0384 (0.5196)	0.2790 (0.6177)	-0.2123 (0.7805)
lnperSTU	-0.0767 (0.3809)	-1.2176* (0.7251)	0.0106 (0.0897)	-0.3825 (0.2473)	-0.0036 (0.1537)	-0.6350 (0.3895)
lnRD	1.1021** (0.4654)	1.7152*** (0.6432)	0.2829** (0.1233)	0.6330*** (0.2037)	0.4803** (0.2016)	0.9761*** (0.3304)
lnMarket	0.1385 (0.7544)	0.1955 (1.3517)	0.0512 (0.1984)	0.0172 (0.5089)	0.0740 (0.3312)	0.0525 (0.7771)
lnSO2	-0.1143 (0.2663)	-0.1982 (0.2881)	-0.0445 (0.0730)	-0.0410 (0.1018)	-0.0649 (0.1192)	-0.0785 (0.1586)
Total Effect						
lnMAR	2.3597** (1.0419)	2.4136** (1.2028)	0.7744*** (0.2675)	1.0303*** (0.3797)	1.1577*** (0.4385)	1.4681** (0.6212)
lnJacobs	0.6058 (0.6505)	0.4636 (0.7779)	0.2543 (0.1792)	0.3485 (0.2693)	0.3390 (0.2894)	0.4086 (0.4228)
lnTTS	0.2156 (0.4279)	1.3855** (0.6738)	0.0567 (0.1200)	0.5399** (0.2334)	0.0884 (0.1921)	0.8121** (0.3682)
lnPGDP	0.3166 (1.2642)	-0.7604 (1.3357)	0.2778 (0.3937)	-0.0188 (0.5195)	0.3231 (0.6148)	-0.1979 (0.7778)
lnperSTU	-0.0148 (0.3731)	-1.1761 (0.7286)	0.0685 (0.0934)	-0.3456 (0.2551)	0.0556 (0.1517)	-0.5965 (0.3948)
lnRD	1.2607*** (0.4679)	1.8511*** (0.6461)	0.4597*** (0.1283)	0.7828*** (0.2068)	0.6488*** (0.2047)	1.1186*** (0.3331)
lnMarket	0.1914 (0.7708)	0.2378 (1.3621)	0.1097 (0.2166)	0.0638 (0.5169)	0.1300 (0.3481)	0.0968 (0.7857)
lnSO2	-0.0854 (0.2649)	-0.1556 (0.2852)	-0.0170 (0.0747)	0.0030 (0.1010)	-0.0367 (0.1194)	-0.0347 (0.1566)

(Y=lnINN)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{F(pre)}$	$W_{F(post)}$	$W_{(pre)}$	$W_{(post)}$
<i>Fix ID</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Fix TIME</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	3679	3679	3679	3679	3679	3679
<i>R²</i>	0.573	0.536	0.760	0.679	0.713	0.636

注：括号内为标准误；***，**和*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著。

5 拓展研究：稳健性检验与内生性探讨

5.1 稳健性检验

① 替换反地理距离空间权重矩阵

事实上，前文综合使用地理距离约束变化前后的 6 种空间权重矩阵已经得出了较为稳健的估计结果，为进一步确保主要研究结论的可靠性，本文采用对称反地理距离空间权重矩阵 (W_D) 作为前文实证结果的基本对照，该矩阵构建方式为：

$$W_D = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{if } i = j \end{cases} \quad (5.1)$$

其中， d_{ij} 为两地质心距离。

根据反地理距离空间权重矩阵 (W_D) 的空间杜宾模型估计结果 (见表 5.1 第 (1) 列)，再次证实了生产性服务业专业化集聚与多样化集聚均在 1% 水平上对区域创新发展具有显著促进作用，且专业化集聚的影响效应明显高于多样化集聚，而信息化水平对本地区创新发展影响并不明显的基本结论。与 4.3 节表 4.4 回归结果对比发现，其结论保持高度一致，充分说明了主体模型回归结果稳健。与此同时，值得注意的是，反地理距离空间权重矩阵 (W_D) 下生产性服务业专业化集聚、多样化集聚和信息化水平均对邻近地区创新发展不存在影响，而这很显然并不符合直觉和实际情况，从侧面体现了本文构建的反映全国各城市间双向火车与动车通行时间、每日发车频次等信息的地理距离约束空间权重矩阵的合理性及优越之处。

② 更换考虑专利价值的城市创新指数作为被解释变量

前文 4.3 节主体回归模型考虑了不同类型专利的实际技术复杂度和科研转化效果差异，采用技术含量和创新价值均更为突出的发明专利授权量的对数值 ($\ln INN$) 衡量区域创新水平。为进一步强调有效的专利授权存量，本文采用寇宗来和刘学悦基于专利更新模型测算的城市创新指数^[22]的对数值 ($\ln INNI$) 作为区域创新水平的代理变量进行稳健性检验。

以地理距离约束变化前后的反时间距离空间权重矩阵 ($W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$) 为例，相关估计结果如表 5.1 第 (2) — (3) 列所示，总体上，其主要解释变量与 4.3 节主体回归模型的影响系数方向和大小基本保持一致，故整体而言本文的相关研究发现较为稳健。只是部分变量显著性水平与主体回归模型存在细微差异，可能的原因是由于经合并后的样本量较小^①以及该指数考虑了专利的历史存量等情况。

^① 该指数年限为 2003—2016 年，与本文数据合并后得到 2007—2016 年 283 个地级市共计 2830 个样本。

5.2 内生性探讨

理论上,可能导致内生性问题的主要原因有遗漏变量、反向因果关系以及变量测量误差等,由于本文实证数据均来自于《中国城市统计年鉴》以及手工整理得到的地理距离约束空间权重矩阵,故其变量测量误差问题无法预测和避免,因此本文主要采用控制更多潜在影响因素以及工具变量两阶段回归方法以有效缓解可能的内生性问题。

①控制更多潜在影响因素

(1) 外商直接投资。较多研究表明,外商直接投资所带来的人力资本水平提升、企业间竞争与合作以及示范与效仿,会对区域创新发展产生影响^[25,116],只是其既可能存在正向技术外溢效应,也可能会导致竞争挤压作用^[122]。综上,本文在已有控制变量基础上,进一步控制外商直接投资的影响。具体而言,选取当年实际使用外资金额的对数($\ln FDI$)衡量物质资本投资效应。

(2) 地区金融发展水平。理论上,地区金融发展水平越高,该地区企业进行创新所面临的信贷融资约束便越小^[130],进而为企业进行生产技术改进和产品创新提供动力和保障^[113]。因此,本文在实证模型中进一步纳入金融机构年末存贷款余额的对数($\ln FIN$),以控制地区金融发展对区域创新发展的潜在影响。

(3) 行业竞争性环境。除了强调产业专业化集聚和多样化带来的集聚外部性差异,Marshall^[23]和 Jacobs^[4]关于产业集聚观点的差异性还体现在对于垄断和竞争市场究竟谁更有利于促进创新发展。总体而言,Marshall 更加强调垄断对技术创新增长的促进效应^[23],而 Jacobs 则更加倾向于加剧企业竞争更能够驱动产业创新发展^{①[122,131]}。正是以上两种关于竞争强度对创新发展的不同看法,激发了 Porter 关于产业竞争性环境对创新发展外部效应的探讨,即 Porter 外部性^[132]。总体来看,Porter 外部性理论认为相较于不同产业之间,同一产业内的企业市场竞争性环境对创新发展具有更加重要的影响^[118]。具体而言,一方面,通过市场份额竞争效应,可以增加企业创新压力和动力^[31,127,133];另一方面,通过获取和追求产品创新的超

① 具体而言,Marshall 考虑到知识溢出效应的客观存在,导致企业加大研发投入所取得的创新成果很容易被其他企业所模仿,因而难以获得技术创新所带来的超额利润,进而打击企业的创新动力;而市场垄断可以最大程度地保证加大研发投入的企业能够独占其创新成果,同时企业获取更多的超额利润又有利于进一步激励企业持续的研发创新。故相较于竞争,垄断可以更有效地提高企业的创新积极性。与之相反地, Jacobs 更强调企业竞争对创新的重要性:一方面,新企业的进入不仅可以显著地加剧市场已有企业的技术创新竞争,促进企业不断进行推陈出新;另一方面,在市场高度竞争的环境下,还有利于激发在某特定行业具有专长的新企业进入,通过发挥不同产业间知识资源积累的“公共池”效应,助力于推动实现区域整体产业创新水平提升。

额利润，激励企业提高生产效率^[31,134]。

从产业竞争性环境的测度方面看，Glaeser et al.^[45]较早采用式（5.2）对产业竞争性进行了测度（Porter 外部性），此后 Feldman and Audretsch^[24]、彭向和蒋传海^[122]、吴三忙和李善同^[118]、张宗益和李森圣^[26]以及黄繁华和郭卫军^[119]等学者也采用了这种方法。

$$Porter_{it} = \sum_{j=1}^n \frac{N_{ijt}/G_{ijt}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n N_{ijt} / \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n G_{ijt}} \quad (5.2)$$

式（5.2）中， $Porter$ 表示*i*地区第*t*年的生产性服务业市场竞争环境； N 表示*i*地区*j*产业第*t*年的企业数； G 表示*i*地区*j*产业第*t*年的产业增加值； m 为地区总个数； n 为产业总个数。特别地，如果该值大于 1，说明该地区产业竞争超过了全国平均水平。鉴于数据可得性，通常采用各地区限额以上批发零售贸易总企业数和限额以上批发零售贸易业商品销售总额进行计算。

值得注意的是，近年来也有部分学者出于更加合理地反映地区各生产性服务业的竞争性环境需要^[31,120,135-136]，提出在式（3.17）的基础上构建将生产性服务业的集聚程度纳入考虑的产业竞争性指数的做法。

$$Comp_{it} = MAR_{it} \times Porter_{it} \quad (5.3)$$

然而，本文认为一方面，从计量经济学理论看，变量 $Porter$ 与 MAR 之间存在明显的多重共线性，极易导致实证结果估计偏误；另一方面，变量 $Comp$ 的系数实际上衡量的是竞争性环境对产业专业化集聚的调节效应。因此，为确保最终实证结果的可靠性，本文将采用式（5.2）测度并控制行业竞争性环境对区域创新发展可能的影响。

表 5.1 第（4）—（5）列汇报了额外控制外商直接投资（ $\ln FDI$ ）、地区金融发展水平（ $\ln FIN$ ）和行业竞争性环境（ $\ln Comp$ ）后，非对称反时间距离空间权重矩阵（ $W_{T(pre)}$ 和 $W_{T(post)}$ ）的空间杜宾模型估计结果。经过与 4.3 节表 4.4 回归结果对比可知，在考虑了可能存在的遗漏变量问题情况下，在地理距离约束变化前后，生产性服务业专业化集聚、多样化集聚和信息化水平的影响效应同主体回归模型结论保持高度一致，表明前文相关研究结论具有可靠性。

②采用工具变量两阶段回归缓解可能的内生性问题

一方面，地区科研财政投入越多，越有利于为创新研发提供专项资金支持，从而促进区域创新发展；另一方面，某地区的历史创新成果较多，理论上又可能反向诱导增加地区科研财政投入，由此可能使得科研财政投入与区域创新活动之间存在潜在的反向因果关系问题，导致估计结果产生偏误。因此，本文借鉴已有相关研究，选取地区教育财政投入额的对数（ $\ln EDU$ ）作为地区科研财政投入力度的工具变量，并采用两阶段回归再次对模型结果进行估计和检验，以有效缓解可能存在的

内生性问题。

本文工具变量选取的合理性体现在：一方面，教育财政投入的主要受益对象为小、初、高中学和高等学校学生，并非直接参与创新活动的技术研发人员，即不会直接影响区域创新水平，满足排他性假定；另一方面，以高等学校学生为代表的学生群体作为创新研发的后备军，又与区域创新发展具有密切联系和较强的相关性。

相关检验结果如表 5.1 第 (6) — (7) 列所示，其中，第 (6) 列为以教育财政投入力度 ($\ln EDU$) 为工具变量的第一阶段回归结果，教育财政投入力度对科研财政投入力度的影响系数在 1% 水平下显著为正 (0.9123)，可见所选取的工具变量与潜在具有内生性的解释变量存在强相关性，不存在弱工具变量问题^①。第 (7) 列为在地理反距离空间权重矩阵 (W_D) 下，以第一阶段回归结果得到的科研财政投入力度的拟合值 ($\ln RD'$) 进行的 SDM 估计，结果显示在使用工具变量缓解内生性后，尽管生产性服务业专业化集聚、多样化集聚和信息化水平等核心解释变量相较表 5.1 第 (1) 列存在细微差异，但其影响系数方向、相对大小及显著性并未发生明显变化，即主体回归模型中生产性服务业专业化集聚和多样化集聚均在 1% 水平上可以显著促进区域创新发展，且前者的影响效应明显高于后者，但信息化水平对本地区创新发展影响并不明显的基本结论仍然成立，再次证实了本文相关研究结果具有稳健性和可靠性。

表 5.1 稳健性与内生性检验

Table 5.1 Robustness and endogeneity test

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Y=	W_D	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$		W_D
	$\ln INN$	$\ln INNI$	$\ln INNI$	$\ln INN$	$\ln INN$	$\ln RD$	$\ln INN$
Spatial							
ρ	0.8110*** (0.0261)	0.8895*** (0.0200)	0.9027*** (0.0167)	0.7337*** (0.0396)	0.7405*** (0.0407)		0.7904*** (0.0299)
Main							
$\ln MAR$	0.1615*** (0.0597)	0.0542 (0.0470)	0.0570 (0.0447)	0.1530** (0.0600)	0.1547*** (0.0582)	-0.0337 (0.0390)	0.1570** (0.0617)
$\ln Jacobs$	0.1144*** (0.0403)	0.0851*** (0.0295)	0.0774*** (0.0288)	0.1153*** (0.0414)	0.1124*** (0.0408)	0.0106 (0.0258)	0.1050*** (0.0407)
$\ln TTS$	0.0166 (0.0275)	0.0130 (0.0216)	0.0138 (0.0212)	0.0043 (0.0276)	0.0055 (0.0275)	-0.0299* (0.0179)	0.0175 (0.0284)
$\ln PGDP$	0.0593 (0.0963)	-0.1188 (0.0950)	-0.1052 (0.0862)	-0.0185 (0.1197)	0.0076 (0.1113)	0.6550*** (0.0464)	-0.0032 (0.1094)
$\ln perSTU$	0.0730 (0.0475)	0.0930*** (0.0336)	0.0964*** (0.0331)	0.0720 (0.0491)	0.0717 (0.0482)	-0.1042*** (0.0230)	0.0763 (0.0465)
$\ln RD^{(y)}$	0.1090*** (0.0347)	0.0589** (0.0280)	0.0465* (0.0262)	0.1198*** (0.0349)	0.1070*** (0.0338)		0.1424* (0.0851)
$\ln EDU$						0.9123*** (0.0493)	

^① 由于本文回归过程中工具变量数与内生解释变量数相等（恰好识别），故不需要进行过度识别检验。

5 拓展研究：稳健性检验与内生性探讨

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	W_D	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$	$W_{T(pre)}$	$W_{T(post)}$		W_D
Y=	lnINN	lnINNI	lnINNI	lnINN	lnINN	lnRD	lnINN
lnMarket	0.0364 (0.0342)	0.0216 (0.0188)	0.0214 (0.0177)	0.0498 (0.0442)	0.0437 (0.0429)	0.1427*** (0.0352)	0.0271 (0.0353)
lnSO2	0.0174 (0.0252)	0.0281 (0.0196)	0.0326* (0.0198)	0.0229 (0.0235)	0.0258 (0.0240)	-0.0376*** (0.0136)	0.0185 (0.0258)
lnFDI				-0.0141 (0.0182)	-0.0090 (0.0181)		
lnFIN				0.3990*** (0.1200)	0.3461*** (0.1191)		
lnComp				0.0253 (0.0339)	0.0200 (0.0343)		
Wx							
lnMAR	0.3525 (0.7509)	0.8958* (0.5143)	0.2458 (0.5095)	0.5817 (0.6278)	-0.0334 (0.5843)		0.4082 (0.7648)
lnJacobs	-0.1437 (0.4660)	0.3018 (0.3113)	-0.0259 (0.2731)	-0.0133 (0.4422)	-0.3940 (0.3872)		-0.1950 (0.4682)
lnTTS	0.2625 (0.3067)	0.0415 (0.2345)	0.0699 (0.2009)	0.5734** (0.2862)	0.4963* (0.2853)		0.3300 (0.3180)
lnPGDP	-1.4179** (0.6105)	-0.7457* (0.4141)	-1.1624** (0.4595)	-0.3185 (0.6053)	-0.9214 (0.6419)		-3.9515*** (0.8827)
lnperSTU	-0.0542 (0.4321)	-0.7953** (0.3619)	-0.5926 (0.3797)	-0.5283 (0.5300)	-0.5988 (0.4646)		-0.0987 (0.4428)
lnRD	0.9173*** (0.2137)	0.9978*** (0.1857)	0.9833*** (0.1612)	0.8071*** (0.2232)	0.7599*** (0.2111)		3.7210*** (0.7173)
lnMarket	0.7682 (0.5811)	-0.2761 (0.4017)	0.1828 (0.5451)	0.2641 (0.4764)	0.7112 (0.5693)		0.6391 (0.6006)
lnSO2	0.1174 (0.1591)	-0.0368 (0.1647)	-0.1715 (0.1472)	-0.1441 (0.1691)	-0.2096 (0.1552)		0.1305 (0.1623)
lnFDI				-0.3149** (0.1352)	-0.3272** (0.1272)		
lnFIN				0.0834 (0.9724)	0.8804 (0.9523)		
lnComp				-0.1566 (0.2244)	-0.0816 (0.2254)		
Variance							
σ_2_e	0.1915*** (0.0111)	0.0703*** (0.0092)	0.0686*** (0.0091)	0.1928*** (0.0113)	0.1905*** (0.0111)		0.1923*** (0.0112)
$_cons$						-9.2318*** (0.7661)	
Fixed ID	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Fixed TIME	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	3679	2830	2830	3679	3679	3679	3679
R ²	0.379	0.282	0.270	0.436	0.374	0.636	0.290

注：括号内为标准误；***，**和*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著。

6 基本结论与启示

6.1 基本结论

通过梳理产业专业化集聚、多样化集聚、信息化水平以及地理距离约束弱化具有潜在促进区域创新发展提升的基本事实, 本文就上述研究对象之间的理论作用机理展开深入探讨, 总结出了影响区域创新发展的 MAR 外部性、Jacobs 外部性、IDE 外部性以及 SOC 外部性。在理论分析基础上, 本文以中国 2007—2019 年 283 个地级及以上城市为样本, 并经手工整理得到反映各地级市间地理距离约束强度的空间权重矩阵, 在此基础上采用 Moran's I 以及系列空间计量模型估计形式检验方法证实了中国各城市创新发展水平具有显著的空间依赖性, 从而进一步构建了考虑知识空间溢出的时空双固定效应下的空间杜宾模型, 以实证分析不同地理距离约束下, 生产性服务业专业化集聚、多样化集聚和信息化水平对区域创新发展的影响效应, 并就影响区域创新发展的潜在机制展开探讨。此外, 经系列稳健性与内生性检验, 确保了本文主要研究结论的合理性和可靠性。本文的主要研究结果表明:

第一, 中国各城市创新发展水平具有典型的空间自相关特征, 且其知识空间溢出效应明显, 并随着时间推移呈现不断增长态势。具体而言, 一方面, 全局莫兰指数检验结果显示, 在所有空间权重矩阵下, 中国区域创新水平均具有显著正向空间自相关, 且高高集聚现象随着时间推移不断增强; 另一方面, 空间杜宾模型估计结果表明, 无论采用何种空间权重矩阵, 区域创新发展的空间自相关系数均在 1% 水平上显著, 且在地理距离约束弱化后其空间溢出效应得到进一步增强, 即中国各城市的确具有显著的创新知识空间溢出效应, 并随着地理距离约束弱化而不断增强。

第二, 生产性服务业专业化集聚对本地区和邻近地区创新发展水平提升均具有显著促进作用, 且地理距离约束弱化能够有效地提升其影响效应。根据空间杜宾模型估计结果可知, 无论在何种空间权重矩阵下, 生产性服务业专业化集聚对区域创新发展的直接效应均在 1% 的显著性水平为正, 且间接影响系数同样通过了不同水平的显著性检验, 并且对比地理距离约束变化前后发现这种直接和间接影响效应均在不同程度上得到了增强, 说明生产性服务业专业化集聚程度越高, 既有利于本地区创新研发活动开展, 又能够有效发挥知识的正向空间溢出, 带动邻近地区整体创新水平提升。

第三, 生产性服务业多样化集聚能够显著地提升本地区创新发展水平, 但其影响效应弱于专业化集聚, 同时对邻近地区的正向促进效应并不明显, 且地理距离约束弱化对其并没有显著的改善效果。一方面, 尽管生产性服务业多样化集聚在 1% 的显著性水平下能够有效地提升本地区创新发展水平, 但对邻近地区的影响效应

并不显著；另一方面，在所有空间权重矩阵下，生产性服务业多样化集聚的正向促进效应均明显低于专业化集聚，即现阶段生产性服务业专业化集聚对区域创新水平提升的带动效果更加明显，是促进区域创新发展的重要驱动力。

第四，仅仅依靠互联网信息化发展“线上交流”对本地区和邻近地区的创新发展水平提升并没有显著影响，但结合地理距离约束弱化带来的“面对面交流”成本降低和效率提升，则能够起到有效发挥出互联网信息技术的正向空间溢出效应。由于本地区产业在空间地理位置上相对较近，其借助于“线上交流”的频率及其沟通效率远不及“面对面交流”明显，故在所有空间权重矩阵下，信息化水平均无法有效促进本地区创新发展水平提升。此外，对于跨区域的企业而言，由于其地理位置相对较远，“线上交流”的频率和需求均相对更高，但由于“线上交流”仅对显性知识的学习与共享效果明显，而真正能够更有效促进创新产出的往往来自于类似经验、阅历等隐形知识，故在地理距离约束较强的阶段（即交通通达度较低），信息化水平提升对邻近地区创新发展的空间溢出效应依然不明显；然而，随着地理距离约束弱化，使得原本距离较远的两个企业之间的员工进行“面对面交流”的时间成本以及沟通频率等均得到显著改善，故在“面对面交流”共享隐形知识的同时，合理利用好“线上交流”对显性知识的学习效率能够显著地发挥知识的空间溢出效应，进而提升地区之间整体创新发展水平。特别地，还证实了“线上交流”与“面对面交流”并非是相互完全替代关系，只有有效利用好两种方式，才能更好地达到预期效果。

第五，地区经济发展、人力资本投资、科研财政投入、市场规模扩张以及环境规制力度等均在经济意义上能够促进本地区创新发展水平提升，但其对邻近地区的影响效应差异需要分别对待。具体而言，地区经济发展、人力资本投资和环境规制力度对区域创新发展的空间溢出均具有潜在的挤出效应；科研财政投入和市场规模扩张则对本地区以及邻近地区创新水平提升均存在着正向激励效应。

6.2 政策启示

根据上述研究结论，本文从生产性服务业专业化与多样化集聚规模和结构、互联网信息化发展及未来高铁建设与区域一体化政策规划等角度提出以下政策建议。

第一，合理规划全国以及地区层面的生产性服务业产业布局与结构优化，注重发挥产业专业化集聚的独特优势，适度兼顾地区产业多样化发展。鉴于相较于生产性服务业多样化集聚，专业化集聚对区域创新发展水平提升具有更加积极的直接促进和空间溢出效应这一基本事实，中央和地方政府在“十四五”及未来时期应当进一步做好产业集群发展战略规划，更加突出和注重利用当地经济基础和区位优势，形成具有本土特色的产业专业化与多样化集聚模式，致力于实现由产业集聚到创

新集聚的优势转换和互补。

第二，“线上交流”与“面对面交流”并非能够相互完全替代关系，既要持续推进工业互联网新型基础设施建设体系化，推进云改数转战略，提供数字基础设施新供给；又要重视以高铁为代表的国家综合立体交通网建设以及区域一体化发展规划的重要战略意义。因此，一方面，从前瞻性思考“互联网+”背景下未来数字化信息基础设施建设内容，形成切实高效的产业集群内外部“线上交流”的学习与合作模式；另一方面，从全局性谋划中国未来交通基础设施网络规划，切实推进《国家综合立体交通网规划纲要》关于交通基础设施网与物流运输服务网、信息网以及能源网等融合发展目标实现，致力于突破区域间地理距离约束对创新要素资源合理流动和优化配置造成的束缚，整体性推进区域间产业技术创新资源“共建、共研、共享、共用、共赢”，最终实现中国各地区整体创新发展水平提升。

第三，重视科研财政投入和市场规模扩张对区域整体创新发展的促进作用，同时尽可能地避免地区经济增长的虹吸效应、人力资本投资的挤出效应以及环境污染的区际转移效应等对邻近地区的潜在不利因素。在后续区域间创新要素合作共享过程中，需要充分考虑地区间的发展差异和空间溢出效应，避免形成具有“排他性”的新区域主义，避免出现“污染天堂”和“以邻为壑”等转嫁负面效益的不利局面，特别注意各地方政府的战略目标及其规划统一，促进地区间良性竞争和协调发展。

6.3 不足与展望

本文的主要不足之处在于：第一，在刻画地理距离约束方面，由于数据的可得性以及时间限制，本文仅考虑了地区间火车和动车的实际通行信息，而未将公路、航空等通行信息纳入模型（如距离较近的两个城市之间，人们更倾向于选择自驾等公路出行；而两个城市距离越远，人们选择航空出行的可能性也将越大），如果能够进一步获取到以上通行信息，可能会使本文研究结论更符合现实情况和更加具有说服力。

第二，从估计方法看，尽管本文采用了空间计量领域较为主流和成熟的空间杜宾模型进行实证分析，但如前文 3.1.3 节脚注所述，随着空间计量模型估计方法的进一步发展和完善，后续如果能够采用更为前沿的空间双重差分模型（SDID）就本文研究问题进行更加深入的探讨，可能会得到更加具有现实意义的结论。

第三，受限于本人学识、精力和时间限制，本文相关理论作用机理、空间计量模型估计原理及其实证结果解读等方面难免出现不足甚至缺陷，由此对可能给读者带来的困扰等深表歉意，同时本人也将在后续学习和生活过程中继续查漏补缺，不断提升自身的专业知识和理论素养。

参 考 文 献

- [1] Krugman P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. *The Journal of Political Economy*, 1991,99(3):483-499.
- [2] 柳卸林, 杨博旭. 多元化还是专业化? 产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究[J]. *中国软科学*, 2020(9):141-161.
- [3] 李勇辉, 沈波澜, 林森. 生产性服务业集聚、空间溢出与城市技术创新——基于长江经济带 108 个城市面板数据的实证分析[J]. *经济地理*, 2021:1-17.
- [4] Jacobs J. *The Economy of Cities*[M]. New York: Vintage Books USA, 1969.
- [5] Sasaki K., Ohashi T., Ando A. High-speed Rail Transit Impact on Regional Systems: Does the Shinkansen Contribute to Dispersion[J]. *The Annals of Regional Science*, 1997,31(1):77-98.
- [6] 宗会明, 黄言. 高速铁路对成渝城市群区域可达性和城市相互作用格局的影响[J]. *人文地理*, 2019,34(3):99-107.
- [7] 刘梦雨, 沈丽珍. 高铁发展对城市对间联系的影响及异质性研究——以南京市为例[J]. *地理科学进展*, 2021,40(4):647-659.
- [8] Spiekermann K., Wegener M. The shrinking continent: new time-space maps of Europe[J]. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 1994,21(6):653-673.
- [9] Spiekermann K., Wegener M. The Shrinking Continent: Accessibility, Competitiveness, and Cohesion[J]. *European Spatial Research and Planning*, 2008,177(4):115-140.
- [10] Deng T., Wang D., Yang Y., Yang H. Shrinking cities in growing China: Did high speed rail further aggravate urban shrinkage?[J]. *Cities*, 2019,86:210-219.
- [11] 姜博, 初楠臣, 王媛, 于晓雷, 赵映慧, 薛睿. 高速铁路影响下的城市可达性测度及其空间格局模拟分析——以哈大高铁为例[J]. *经济地理*, 2014,34(11):58-62.
- [12] Yin M., Bertolini L., Duan J. The effects of the high-speed railway on urban development: International experience and potential implications for China[J]. *Progress in Planning*, 2015,98:1-52.
- [13] 宋冬林, 姚常成. 高铁运营与经济协调会合作机制是否打破了城市群市场分割——来自长三角城市群的经验证据[J]. *经济理论与经济管理*, 2019(2):4-14.
- [14] 汪德根, 章莹. 高速铁路对长三角地区都市圈可达性影响[J]. *经济地理*, 2015,35(2):54-61.
- [15] 郭进, 白俊红. 高速铁路建设如何带动企业的创新发展——基于 Face-to-Face 理论的实证检验[J]. *经济理论与经济管理*, 2019(5):60-74.
- [16] 霍鹏, 魏剑锋. 城市间高铁开通影响了产业集聚态势吗?——以知识密集型服务业为例[J]. *产业经济研究*, 2021(4):13-26.

- [17] 邓涛涛, 王丹丹, 程少勇. 高速铁路对城市服务业集聚的影响[J]. 财经研究, 2017,43(7):119-132.
- [18] Dong X. High-speed railway and urban sectoral employment in China[J]. Transportation Research Part a: Policy and Practice, 2018,116:603-621.
- [19] 何凌云, 陶东杰. 高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020,37(2):125-142.
- [20] Hu Y., Deng T., Zhang J. Can commuting facilitation relieve spatial misallocation of labor?[J]. Habitat International, 2020,106:102136.
- [21] Jin Z., Yang Y., Zhang L. Geographic proximity and cross-region merger and acquisitions: Evidence from the opening of high-speed rail in China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2021,68:101592.
- [22] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R].复旦大学产业发展研究中心, 2017.
- [23] Marshall A. Principles of Economics[M]. London: Macmillan, 1890.
- [24] Feldman M. P., Audretsch D. B. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition[J]. European Economic Review, 1999,43(2):409-429.
- [25] 陈大峰, 闫周府, 王文鹏. 城市人口规模、产业集聚模式与城市创新——来自 271 个地级及以上城市的经验证据[J]. 中国人口科学, 2020(5):27-40.
- [26] 张宗益, 李森圣. 高技术产业集聚外部性特征的动态性和差异性研究——基于时变参数估计的分析[J]. 产业经济研究, 2014(3):22-31.
- [27] Li X. Specialization, institutions and innovation within China's regional innovation systems[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2015,100:130-139.
- [28] 霍春辉, 杨锐. 集聚外部性对产业创新绩效的影响[J]. 经济管理, 2016,38(3):20-32.
- [29] Wang Y., Pan X., Li J., Ning L. Does technological diversification matter for regional innovation capability? Evidence from China[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2016,28(3):323-334.
- [30] 杨浩昌, 李廉水, 张发明. 高技术产业集聚与绿色技术创新绩效[J]. 科研管理, 2020,41(9):99-112.
- [31] 于斌斌, 吴丹. 生产性服务业集聚如何提升制造业创新效率?——基于集聚外部性的理论分析与实证检验[J]. 科学决策, 2021(3):18-35.
- [32] Beaudry C., Schiffauerova A. Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate[J]. Research Policy, 2009,38(2):318-337.
- [33] 王文翌, 安同良. 产业集聚、创新与知识溢出——基于中国制造业上市公司的实证[J]. 产业经济研究, 2014(4):22-29.
- [34] Coase R. H. The Nature of the Firm[J]. Economica, 1937,16(4):386-405.

- [35] Li Y., Håkansson J., Mihaescu O., Rudholm N. Agglomeration economies in urban retailing: are there productivity spillovers when big-box retailers enter urban markets?[J]. *Applied Economics Letters*, 2019,26(19):1586-1589.
- [36] Baptista R., Swann P. Do firms in clusters innovate more?[J]. *Research Policy*, 1998,27(5):525-540.
- [37] Beaudry C., Breschi S. Are firms in clusters really more innovative?[J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2003,12(4):325-342.
- [38] Carlino G. A., Chatterjee S., Hunt R. M. Urban density and the rate of invention[J]. *Journal of Urban Economics*, 2007,61(3):389-419.
- [39] Zhang H. How does agglomeration promote the product innovation of Chinese firms?[J]. *China Economic Review*, 2015,35:105-120.
- [40] 衣保中, 郭思齐. 产业集聚对中国工业行业技术创新的影响研究——基于不同环境规制行业的比较[J]. *内蒙古社会科学*, 2020,41(6):109-118.
- [41] 吴敬伟, 江静. 生产性服务业集聚、产业融合与技术创新[J]. *上海经济研究*, 2021(7):69-80.
- [42] 徐丹, 于渤. 高技术产业集聚对区域创新能力的影响研究——基于长三角城市群的实证考察[J]. *软科学*, 2021,<https://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20210727.1508.029.html>: 1-15.
- [43] Teece D. J. Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world[J]. *Research Policy*, 2018,47(8):1367-1387.
- [44] Agovino M., Rapposelli A. Agglomeration externalities and technical efficiency in Italian regions[J]. *Quality & Quantity*, 2015,49(5):1803-1822.
- [45] Glaeser E. L., Kallal H. D., Scheinkman J. A., Shleifer A. Growth in Cities[J]. *Journal of Political Economy*, 1992,100(6):1126-1152.
- [46] Antonietti R., Cainelli G. The role of spatial agglomeration in a structural model of innovation, productivity and export: a firm-level analysis[J]. *The Annals of Regional Science*, 2011,46(3):577-600.
- [47] Hanlon W. W., Miscio A. Agglomeration: A long-run panel data approach[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017,99:1-14.
- [48] 陈羽洁, 赵红岩, 张建磊, 徐奕红. 专业化、多样化集聚对两阶段创新效率的影响——基于创意产业面板数据分析[J]. *软科学*, 2020,34(7):75-81.
- [49] 洪佳月. 服务业多样化集聚、创新能力与城市生产率[D]. 南京财经大学, 2020.
- [50] 刘乃全, 吴友, 赵国振. 专业化集聚、多样化集聚对区域创新效率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. *经济问题探索*, 2016(2):89-96.
- [51] Cairncross F. *The Death of Distance: How the Communications Revolution Will Change Our*

- Lives[M]. Massachusetts: Harvard University Press, 2001.
- [52] 徐德英, 韩伯棠. 地理、信息化与交通便利邻近与省际知识溢出[J]. 科学学研究, 2015,33(10):1555-1563.
- [53] 白雪洁, 孙献贞. 互联网发展影响全要素生产率: 成本、创新还是需求引致[J]. 中国人口·资源与环境, 2021,31(10):105-117.
- [54] 汪芳, 石鑫. 互联网、行业竞争程度与创新效率[J]. 科研管理, 2021.
- [55] 田洪刚, 杨蕙馨. 互联网发展与创新绩效: 三维理论框架和异质性验证[J]. 南方经济, 2021(12):93-111.
- [56] 余泳泽, 刘凤娟, 庄海涛. 互联网发展与技术创新: 专利生产、更新与引用视角[J]. 科研管理, 2021,42(6):41-48.
- [57] 陆铭. 大国大城: 当代中国的统一、发展与平衡[M]. 上海: 上海人民出版社, 2016.
- [58] Forman C., Zeebroeck N. V. From wires to partners: How the Internet has fostered R&D collaborations within firms[J]. Management Science, 2012,58(8):1549-1568.
- [59] Goldfarb A., Tucker C. Digital Economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019,57(1):3-43.
- [60] Glaeser E. L. Learning in Cities[J]. Journal of Urban Economics, 1999,46(2):254-277.
- [61] Storper M., Venables A. J. Buzz: face-to-face contact and the urban economy[J]. Journal of Economic Geography, 2004,4(4):351-370.
- [62] Bloom N., Garicano L., Sadun R., Van Reenen J. The Distinct Effects of Information Technology and Communication Technology on Firm Organization[J]. Management Science, 2014,60(12):2859-2885.
- [63] Mcguire T., Manyika J., Chui M. Why Big Data is the new competitive advantage[J]. Ivey Business Journal, 2012(7):1-13.
- [64] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10):34-49.
- [65] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8):5-23.
- [66] Bertschek I., Fryges H., Kaiser U. B2B or Not to Be: Does B2B E-Commerce Increase Labour Productivity?[J]. International Journal of the Economics of Business, 2006,13(3):387-405.
- [67] Glavas C., Mathews S. How international entrepreneurship characteristics influence Internet capabilities for the international business processes of the firm[J]. International Business Review, 2014,23(1):228-245.
- [68] 陈宇峰, 叶志鹏. 区域行政壁垒、基础设施与农产品流通市场分割——基于相对价格法的分析[J]. 国际贸易问题, 2014(6):99-111.
- [69] 王璐, 吴群锋, 罗頔. 市场壁垒、行政审批与企业价格加成[J]. 中国工业经济, 2020(6):100-

- 117.
- [70] Zhang X., Wu W., Zhou Z., Yuan L. Geographic proximity, information flows and corporate innovation: Evidence from the high-speed rail construction in China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2020,61:101342.
- [71] 孙文浩, 张杰. 高铁网络能否推动制造业高质量创新[J]. *世界经济*, 2020(12):151-175.
- [72] 余泳泽, 刘大勇, 宣烨. 生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析[J]. *金融研究*, 2016(2):23-36.
- [73] 刘生龙, 胡鞍钢. 交通基础设施与中国区域经济一体化[J]. *经济研究*, 2011,46(3):72-82.
- [74] 叶德珠, 潘爽, 武文杰, 周浩. 距离、可达性与创新——高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究[J]. *财贸经济*, 2020,41(2):146-161.
- [75] 王雨飞, 倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J]. *中国工业经济*, 2016(2):21-36.
- [76] 岑锦豪. 高铁对区域经济一体化的影响研究——以长三角城市群为例[D]. 吉林大学, 2020.
- [77] 刘志红, 王利辉. 交通基础设施的区域经济效应与影响机制研究——来自郑西高铁沿线的证据[J]. *经济科学*, 2017(2):32-46.
- [78] 王雨飞, 倪鹏飞, 赵佳涵, 王雅琦. 交通距离、通勤频率与企业创新——高铁开通后与中心城市空间关联视角[J]. *财贸经济*, 2021:1-16.
- [79] Kivimäki M., Lämsäalmi H., Elovainio M., Heikkilä A., Lindström K., Harisalo R., Sipilä K., Puolimatka L. Communication as a determinant of organizational innovation[J]. *R&D Management*, 2000,30(1):33-42.
- [80] 邓涛涛, 王丹丹. 中国高速铁路建设加剧了“城市蔓延”吗?——来自地级城市的经验证据[J]. *财经研究*, 2018,44(10):125-137.
- [81] 陈婧, 方军雄, 秦璇. 交通发展、要素流动与企业创新——基于高铁开通准自然实验的经验证据[J]. *经济理论与经济管理*, 2019(4):20-34.
- [82] Moran P. Notes on continuous stochastic phenomena[J]. *Biometrika*, 1950(37):17-23.
- [83] 周建, 高静, 周杨雯倩. 空间计量经济学模型设定理论及其新进展[J]. *经济学报*, 2016,3(2):161-190.
- [84] Paelinck J., Klaassen L. *Spatial Econometrics*[M]. Farnborough: Saxon House, 1979.
- [85] Tobler W. R. Lattice Tuning[J]. *Geographical Analysis*, 1979,11(1):36-44.
- [86] Cliff A. D., Ord J. K. *Spatial Autocorrelation*[M]. Pion, 1973.
- [87] Cliff A. D., Ord J. K. *Spatial Processes: Models and Applications*[M]. Pion, 1981.
- [88] Anselin L. *Spatial econometrics: Methods and models*[M]. *Studies in Operational Regional Science*, 1988.

- [89] Anselin L. Local Indicators of Spatial Association-LISA[J]. *Geographical Analysis*, 1995,27(2):93-115.
- [90] Goodchild M. F. The fundamental laws of GIScience[R]. Paper presented at the Summer Assembly of the University Consortium for Geographic Information Science, Pacific Grove, CA, June: 2003.
- [91] Elhorst J. P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. *International Regional Science Review*, 2003,26(3):244-268.
- [92] Lesage J. P. An Introduction to Spatial Econometrics[J]. *Revue D'économie Industrielle*, 2008(123):19-44.
- [93] Lesage J., Pace R. K. 6.1 Comparison of spatial and non-spatial models[M]//Introduction to Spatial Econometrics. New York: 2009:340.
- [94] Debarsy N., Ertur C., Lesage J. P. Interpreting dynamic space-time panel data models[J]. *Statistical Methodology*, 2012,9(1):158-171.
- [95] Elhorst J. P. Chapter 3 - Spatial Panel Data Models[M]//Spatial Econometrics. 2014:37-93.
- [96] Heckert M., Mennis J. The Economic Impact of Greening Urban Vacant Land: A Spatial Difference-In-Differences Analysis[J]. *Environment and Planning a: Economy and Space*, 2012,44(12):3010-3027.
- [97] Dubé J., Legros D., Thériault M., Des Rosiers F. A spatial Difference-in-Differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices[J]. *Transportation Research Part B: Methodological*, 2014,64:24-40.
- [98] Delgado M. S., Florax R. J. G. M. Difference-in-differences techniques for spatial data: Local autocorrelation and spatial interaction[J]. *Economics Letters*, 2015,137:123-126.
- [99] Butts K. Difference-in-Differences Estimation with Spatial Spillovers[R]. eprint arXiv:2105.03737. 2021.
- [100] 吴燕. 空间计量经济学模型及其应用[D]. 华中科技大学, 2017.
- [101] Moran P. The Interpretation of Statistical Maps[J]. *Journal of the Royal Society of London Series B*, 1948(10):243-251.
- [102] Getis A., Ord J. K. The analysis of spatial association by use of distance statistics[J]. *Geographical Analysis*, 1992(24):189-206.
- [103] Getis A., Ord J. K. Local spatial statistics: An overview[M]//In: Longley, P. and Batty, M., Eds. *Spatial Analysis: Modeling in A GIS Environment*. New York: John Wiley & Sons, 1996:261-277.
- [104] 沈绿珠. 空间关联分析及其应用[J]. *统计与决策*, 2006(8):28-30.
- [105] 胡亚权. 空间面板数据模型及其应用研究[D]. 华中科技大学, 2012.

- [106]袁华锡,刘耀彬,封亦代.金融集聚如何影响绿色发展效率?——基于时空双固定的SPDM与PTR模型的实证分析[J].中国管理科学,2019,27(11):61-75.
- [107]姜磊,柏玲.空间面板模型的进展:一篇文献综述[J].广西财经学院学报,2014,27(6):1-8.
- [108]Greene W. H. Econometric Analysis (6th ed)[M]. Pearson Prentice Hall, 2005.
- [109]赵丹,张京祥.高速铁路影响下的长三角城市群可达性空间格局演变[J].长江流域资源与环境,2012,21(4):391-398.
- [110]梅琳,黄柏石,敖荣军,高喆.长江中游城市群高速铁路可达性格局及演变[J].经济地理,2018,38(6):62-68.
- [111]Yu M., Fan W. Accessibility impact of future high speed rail corridor on the piedmont Atlantic megaregion[J]. Journal of Transport Geography, 2018,73:1-12.
- [112]冯长春,丰学兵,刘思君.高速铁路对中国省际可达性的影响[J].地理科学进展,2013,32(8):1187-1194.
- [113]李军花.城市群视角下生产性服务业集聚对城市创新力的影响[D].暨南大学,2020.
- [114]Shao S., Tian Z., Yang L. High speed rail and urban service industry agglomeration: Evidence from China's Yangtze River Delta region[J]. Journal of Transport Geography, 2017,64:174-183.
- [115]曹小曙,洪浩霖,梁斐雯.高铁对中国城市群生产性服务业集聚的影响[J].热带地理,2019,39(3):440-449.
- [116]赵欣然.生产性服务业集聚对中国区域创新效率的影响研究——基于长江经济带的实证分析[D].南京:南京财经大学,2020.
- [117]谢臻.中国高技术产业专业化集聚对创新效率的影响——工资激励效应视角[D].北京交通大学,2020.
- [118]吴三忙,李善同.专业化、多样化与产业增长关系——基于中国省级制造业面板数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2011,28(8):21-34.
- [119]黄繁华,郭卫军.空间溢出视角下的生产性服务业集聚与长三角城市群经济增长效率[J].统计研究,2020,37(7):66-79.
- [120]于斌斌.生产性服务业集聚如何促进产业结构升级?——基于集聚外部性与城市规模约束的实证分析[J].经济社会体制比较,2019(2):30-43.
- [121]岳希明,张曙光.我国服务业增加值的核算问题[J].经济研究,2002(12):51-59.
- [122]彭向,蒋传海.产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J].经济学(季刊),2011,10(3):913-934.
- [123]于斌斌,金刚.城市集聚经济与产业结构变迁的空间溢出效应[J].产业经济评论(山东),2014(4):89-123.
- [124]张萃.什么使城市更有利于创业?[J].经济研究,2018,53(4):151-166.
- [125]余泳泽,刘大勇.我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链

- 视角下的多维空间面板模型研究[J]. 管理世界, 2013(7):6-20.
- [126]蒋仁爱, 李冬梅, 温军. 互联网发展水平对城市创新效率的影响研究[J]. 当代经济科学, 2021,43(4):77-89.
- [127]Gu L. Product market competition, R&D investment, and stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 2016,119(2):441-455.
- [128]董景荣, 张文卿, 陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. 产业经济研究, 2021(3):1-16.
- [129]邓玉萍, 王伦, 周文杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J]. 统计研究, 2021,38(7):76-86.
- [130]Tadesse S. Financial Architecture and Economic Performance: International Evidence[J]. Journal of Financial Intermediation, 2002,11(4):429-454.
- [131]沈能, 赵增耀. 集聚动态外部性与企业创新能力[J]. 科研管理, 2014,35(4):1-9.
- [132]Porter M. E. The Competitive Advantage of Nations with A New Introduction[M]. New York: Free Press, 1990.
- [133]Combes P. Economic Structure and Local Growth: France, 1984–1993[J]. Journal of Urban Economics, 2000,47(3):329-355.
- [134]郑冠群, 徐妍, 安磊. 制造业产业集聚与企业创新——基于市场份额视角的 Porter 外部性检验[J]. 南开经济研究, 2021(3):239-256.
- [135]王海宁, 陈媛媛. 产业集聚效应与地区工资差异研究[J]. 经济评论, 2010(5):72-81.
- [136]杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国 269 个城市的实证研究[J]. 管理世界, 2013(8):41-52.

附录

A. 作者在攻读学位期间发表的论文目录:

[1] 康继军, 郑维伟. 中国内陆型自贸区的贸易创造效应: 扩大进口还是刺激出口[J]. 国际贸易问题, 2021(2):16-31.

B. 作者在攻读学位期间取得的科研成果目录:

C. 地级市间双向火车和动车通行信息爬取思路:

首先, 通过“requests”模块的“get”方法请求 12306 官网, 得到全国共计 3220 个车站名称和代码。

其次, 将所有地级市名与第一步得到的“站点名称和代码”进行匹配。由于经验证发现 12306 官网可以实现城市和站点的迷糊匹配, 故每个城市仅需保留一个匹配结果。如输入出发站为“北京”时, 该平台会自动匹配所有北京市内的站点, 包括北京北“VAP”、北京东“BOP”、北京“BJP”、北京南“VNP”和北京西“BXP”等, 故仅需保留其中一个代码即可(如“VAP”)。同时, 需要注意巴彦淖尔市和河池市并没有直接以城市名作为站点名称, 故需考虑分别爬取巴彦淖尔市内的临河“LHC”、五原“WYC”、巴彦高勒“BAC”、乌拉特前旗“WQC”、杭锦后旗“HDC”以及河池市内的宜州“YSZ”、金城江“JJZ”站点。

再次, 借助“requests”模块的“get”方法, 实现对 12306 官网中所有地级市双向的火车和动车直达车次信息爬取。由于 12306 官网提供的“接续换乘”功能需在用户登陆的情况下才能使用, 尽管技术上可以采用“selenium”模块实现浏览器模拟登陆, 但这种爬取方案效率极低, 特别是类似于本研究仅一个空间权重矩阵便需要 $283 \times 283 = 80089$ 次访问量而言, 其可实现性极低; 并且该功能也仅提供“一次换乘”方案, 仍获取不到对于需要连续换乘两次及以上才能到达的两个地区间车次信息(主要是所需通行时间信息), 故本环节仅爬取 12306 官网中各地级市间的往来直达车次信息。此外, 受限于服务器数据保护, 在实际爬取过程中还需注意“反爬”问题, 本研究综合运用“fake_useragent”模块伪装用户代理、“selenium”模块获取实时 cookie 以及更换代理 IP 等方式实现“反反爬”。

然后, 在获得地级市双向直达列车车次信息基础上, 通过“requests”模块的“post”方法请求绿行买火车票平台。该平台提供了地区间最多两次中转换乘的出行方案, 可以确保获取得到绝大部分地区间的往来换乘车次信息。

最后, 在获得地级市双向直达和最多两次换乘列车车次信息基础上, 通过“mitmproxy”模块实现对“智行火车票”App 中地区间最多三次中转换乘方案爬取, 最终得到中国 283 个地级市间双向完整的火车和动车通行信息。

D. 学位论文数据集:

关键词		密级		中图分类号	
生产性服务业集聚; 信息化水平; 区域创新发展; 地理距离约束; 空间溢出效应		公开		F061.5; F062.9; F53; U2-9	
学位授予单位名称		学位授予单位代码		学位类别	
重庆大学		10611		学术学位	
学位级别		硕士学位		论文语种	
论文题名		并列题名		中文	
生产性服务业集聚、信息化水平与创新		基于地理距离约束的空间溢出视角			
作者姓名		郑维伟		学号	
				20190202056t	
培养单位名称		培养单位代码			
重庆大学		10611			
学科专业		研究方向		学制	
应用经济学		区域经济与生态经济		3年	
学位授予年		2022		论文提交日期	
		2022年3月		论文总页数	
		69		导师姓名	
		康继军		职称	
		教授		答辩委员会主席	
		张荣		教授	
电子版论文提交格式					
文本 (√) 图像 () 视频 () 音频 () 多媒体 () 其他 ()					

致 谢

时维四月，序属三春。壬寅之年，虎报佳音！

渝之沙区，余之学区；三载春秋，四季更替。
象牙塔内，上下求索；吾之宏愿，矢志不移！

经院之行，踽踽而行；腹稿功成，吾之幸事！
思及于此，感念师恩；立德树人，乃为人师。

吾之发肤，皆自父母；待吾而立，以事双亲！
郑氏宗亲，期许良多；立身行道，怎忘初心？

道义之交，贵在知心；不忘故旧，天涯比邻。
嵩之乐章，常伴吾身；隐忍冷静，午夜森林。

绝代佳人，莫失莫忘；才下眉头，却上心头。
今夕何夕，明日何时？时光如尔，岁月无痕。

不畏将来，不念过往；迎难而上，百炼成钢。
路漫修远，困知勉行；格物致新，厚德泽人！

郑雍伟

二〇二二年肆月拾捌日

于 渝