

# 重点产业政策如何影响产业间联合创新?

——基于企业专利合作的证据

李建成 陈强远 张莉 宋小宁\*

**摘要:** 基于企业专利合作的微观数据,本文分析了产业间企业联合创新的特征事实,实证检验了重点产业政策对产业间联合创新的影响。研究发现,重点产业政策助推了产业间联合创新。重点产业政策主要通过新企业数量和新合作关系的增长(广延边际)来促进联合创新网络的扩张,平均合作量的增长(集约边际)的作用次之。本研究为高质量发展背景下产业间联合创新的政策制定提供了重要启示。

**关键词:** 产业政策;联合创新;广延边际

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2025.06.13

## 一、引言

联合创新对经济发展的影响显著大于非联合创新(Rosenberg, 1982; David, 1990)。经济主体间的联合创新是知识溢出和技术扩散的重要途径(Inoue et al., 2019)。与前沿技术部门联系更密切、技术距离更相近、技术合作更多的部门,更容易实现技术跃迁并获得国际分工中的比较优势(Hidalgo et al., 2007)。企业也能从联合创新中获益(Katz and Martin, 1997; De Faria et al., 2010)。新一轮芯片和人工智能的科技革命方兴未艾,颠覆性技术越来越多地诞生于跨领域、跨产业的技术创新合作。因此,理清产业联合创新的基本事实和作用机制,是高质量发展背景下创新激励政策设计的前提。

如何促进联合创新? 现有文献主要从文化、制度、交通基础设施、市场整合等各种角度进行了探讨(Hanley et al., 2022; Koh et al., 2025; 李建成等, 2022, 2023)。本文分析重点产业政策对产业内外联合创新的影响。重点产业政策是我国政府推动高质量发展的重要抓手,通过行政和市场双重手段,对优化资源配置效率、调整产业结构等起到了重

\* 李建成,广东外语外贸大学经济贸易学院、大湾区建设与区域协调发展重点实验室、粤商研究中心;陈强远,中国人民大学国家发展与战略研究院;张莉,中山大学岭南学院、广东省哲学社会科学重点实验室——中观经济学与区域产业协同发展重点实验室;宋小宁,中山大学管理学院、现代会计与财务研究中心。通信作者及地址:张莉,广东省广州市海珠区新港西路135号中山大学岭南行政中心,510275;电话:020-84110470;E-mail: zhangL39@mail.sysu.edu.cn。联合通信作者及地址:宋小宁,广东省广州市海珠区新港西路135号中山大学善衡堂,510275;电话:18666080209;E-mail: sxiaon@mail.sysu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目(72303047、72073093、71973158、72472167)、广东省普通高校创新团队项目(2025WCXTD006)、广东省自然科学基金面上项目(2025A1515012148)、广东省哲学社会科学“十四五”规划项目(GD24ES008)、国家社会科学基金重大项目(22&ZD062)的资助。感谢匿名审稿专家和编辑同志的建设性意见,文责自负。

要作用(余明桂等,2016;江飞涛和李晓萍,2018;王贤彬和陈春秀,2023)。

但重点产业政策“是否”以及“如何”推动了产业联合创新?文献对此缺乏研究,学理上仍不明晰,亟待理清影响机制。本文将从以下四个方面展开:第一,特征事实分析。从地理、所有制和企业规模等多个维度,描述企业联合创新的特征事实。第二,政策效应评估。基于手工整理出的地区重点产业政策,设定不同处理组和对照组,检验重点产业政策对企业间联合创新的影响。第三,影响机制分析。探讨重点产业政策影响产业联合创新的作用机制,从产业内竞争、产业间资源重置和技术比较优势培育等方面进行分析。第四,边际源泉识别。分析产业政策促进地区-产业层面创新网络扩张的边际源泉。将企业合作专利在地区-产业层面加总,并将加总量分别在合作的企业、企业间的合作关系两个维度进行边际分解,继而得到总量在两个维度的广延边际和集约边际的变化。

研究发现:第一,规模较大的企业、民营企业更偏好参与联合创新。更多联合创新发生在城市间而非城市内。第二,重点产业政策显著促进了受政策支持的产业间联合创新,经一系列检验后结论依然稳健。第三,机制分析表明,产业间联合创新源自重点产业政策对产业内竞争的促进和产业间资源的重新配置。若地区间技术优势差距较小,产业政策通过建立技术比较优势形成强-强联合的合作模式。第四,重点产业政策主要通过新企业数量和新合作关系的增长(广延边际)来促进联合创新网络的扩张,平均合作量的增长(集约边际)的作用次之。

## 二、文献综述与政策背景

### (一) 文献综述

关于联合创新和产业政策关系的文献主要包括以下两支:

第一支文献关注联合创新的原因、效果和合作关系的识别。联合创新的原因包括企业外部因素和内部因素。就外部因素而言,现有文献发现文化、交通基础设施改善、市场整合等导致合作成本下降,增加了企业参与合作的机会(Hanley et al., 2022; Koh et al., 2025; 李建成等, 2022、2023)。制度质量(金培振等, 2019)、自贸区政策(王明益等, 2023)、土地审批权改革(李建成等, 2024)等制度创新帮助企业建立合作优势。就企业内部因素而言, Cassiman and Veugelers(2002)认为企业对外部知识流的依赖与对内部知识流的保护综合决定了企业的创新合作决策。

企业可以从合作中获取更完整的技术知识体系、合作伙伴所在地的市场信息(De Faria et al., 2010)。D'Aspremont and Jacquemin(1988)发现当知识溢出足够大时,合作相比不合作更有利可图。König et al.(2019)发现企业从专利合作中获益,在产品市场中形成更强大的竞争优势,而政府对合作企业有针对性的研发补贴对整个经济福利的积极影响比一般性补贴更大。孙天阳和成丽红(2020)发现参与合作企业的出口绩效相对更高,企业间合作相比企业和研究机构间的合作对出口的影响更大。合作对生产率的提升不仅在企业层面有效,对参与合作的劳动力生产率提升同样明显(Jarosch et al., 2019)。

识别联合创新关系的文献主要使用了三种方法：问卷调查、使用上市企业研发联盟公告以及使用合作专利数据。前两个方法存在一定缺点，如使用问卷调查数据很难识别动态效果(Cassiman and Veugelers, 2002; 周开国等, 2017)，而使用上市企业研发联盟公告则无法获取非上市企业间的合作过程(徐欣等, 2018)。本文使用合作专利数据来识别不同产业间企业的合作关系，基于该数据的研究大多汇总到地区层面进行宏观加总分析(李建成等, 2022、2024; Hanley et al., 2022; 王明益等, 2023)，较少识别产业层面的冲击。

第二支文献探讨产业政策对企业创新行为的影响。现有研究关于产业政策对企业创新行为影响的结论存在争议。部分文献认为产业政策对企业创新存在正向作用。余明桂等(2016)发现产业政策能够通过信贷提供、税收优惠和加强竞争等渠道显著促进民营企业创新。寇宗来和刘学悦(2020)发现《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020年)》的制定对规模以上工业企业的专利数量、质量与生产率有显著促进作用。但是，也有文献认为产业政策对企业创新存在负向影响。Acemoglu et al.(2018)利用美国的普查数据发现政府补贴对创新未起到预期效果，补贴帮助低生产率企业存活乃至扩张，导致资源错配。夏后学等(2019)发现拿补贴的寻租行为对企业创新有负面影响。张莉等(2019)发现重点产业政策导致过度投资，使得投资效率低下，显著降低了企业生产率。

综上，现有文献有助于我们理解创新合作的形成机制以及产业政策对创新的影响。但仍有以下问题有待研究：第一，现有研究较少涉及对产业空间中的创新合作分布的考察，尤其是产业和地理空间叠加对企业合作伙伴选择的影响。另外，部分基于产业层面合作行为的研究仍在理论层面，缺乏经验研究的支持(D'Aspremont and Jacquemin, 1988; Cai and Li, 2019)，本文为此理论提供了经验分析。

第二，虽有较多文献已使用专利数据刻画创新合作，但仍将数据归类到地区层面进行宏观加总分析(李建成等, 2022、2024; Hanley et al., 2022; 王明益等, 2023)，而没有充分利用合作企业所处产业的信息。本文则充分考虑联合创新在产业层面的特征、影响及机制。另一部分文献未使用加总数据，而是用研发联盟公告或者问卷调查数据来研究企业间的创新伙伴关系(Cassiman and Veugelers, 2002; 周开国等, 2017; 徐欣等, 2018)。使用专利数据刻画合作行为具有如下优势：首先，专利数据的获取以及对合作的量化手段都相对外生，没有主观选择的样本偏差；其次，可获得的合作企业信息较为丰富，可以用于企业配对组的数据分析，并基于合作对象的数据表现分析合作质量；最后，通过专利年份的差异还可以观察合作企业之间历年的合作动态与合作效率。

第三，鲜有研究关注产业政策对产业间联合创新的影响。现有文献主要研究产业政策对企业个体创新的影响，未研究产业政策如何影响企业创新伙伴的选择。然而，企业共同持有专利是广泛存在的事实。如果仅研究产业政策对企业个体创新的影响，产业政策所产生的经济效应或成本都将被大大低估。有鉴于此，本文研究产业政策对产业间联合创新的影响。

## (二) 政策背景

我国中央政府和地方政府历来有设定未来五年发展目标的传统,历次“五年规划”都会确立下一阶段的发展措施、方向以及目标,以统筹中央和地方的资源配置。地方政府根据中央政府颁布的国家“五年规划”,来指导和制定各地方的“五年规划”,并设定了重点发展的产业目录。在“五年规划”文件中,对下一阶段本地区拟重点发展的行业,地方政府会在文本中采用“重点发展”“鼓励发展”“支柱产业”等积极性词汇予以描述。

本文对重点产业的设定遵从宋凌云和王贤彬(2013)、余明桂等(2016)、张莉等(2017,2019)、王贤彬和陈春秀(2023)等文献,即在样本期内基于各省级“十五”规划、“十一五”规划、“十二五”规划的文本,采用如下定义方式:如果某省某产业在该省第某个“五年规划”文件中被认定为重点、鼓励发展或带有积极性词汇描述的产业对象,则设定该省该产业在某个“五年规划”受到产业政策干预。

## 三、数据来源及联合创新的特征事实

### (一) 数据来源与处理

借鉴 Hanley et al.(2022)、李建成等(2022),本文将国家知识产权局专利数据与第二次经济普查微观企业样本(以下简称“二普”)匹配。由于发明专利相比于非发明专利,更体现创新质量(黎文靖和郑曼妮,2016),更能反映企业在联合创新过程中的参与度,故本文仅使用发明专利。选择“二普”作为企业基准样本,是出于以下考虑:首先,相比其他微观企业数据库,“二普”企业信息质量高且数据量大(寇宗来和刘学悦,2020);其次,“二普”还包括服务业企业样本。<sup>①</sup>

如果两个企业在 2000—2015 年中至少有一个合作专利,则将该对企业构造为一组企业合作组,以每对企业合作组在历年的专利合作差异,构造企业 1-企业 2-年份-合作专利量结构的面板数据。该处理有以下优点:首先,将样本限制在仅参与了合作的企业间,不考虑那些从未建立合作关系的企业组,大大减少了对照组的样本量,估计的显著性要求也更高。其次,参与创新的企业是所有企业中的少数(寇总来与刘学悦,2020),而参与联合创新的企业更是创新企业中的少数。因此,把研究样本限定在这一范围,避免了优质企业、一般企业的差异对估计造成的干扰,所有参与合作的企业都可被认为是具有创新的优质企业。最后,样本中新企业进入仅存在于 2008 年之前,企业退出仅存在于 2008 年之后,这可以避免由产业政策引起的竞争效应而导致企业进入退出,继而影响企业间

<sup>①</sup> 但这也带来新的挑战:损失了企业时变特征信息。而采用工业企业数据库虽然具备了企业时变特征信息,但优质的样本时间及时变特征数据只到 2008 年,且无服务业信息。因此,需就三个条件进行取舍权衡:是否需要选择服务业样本、是否需要较长的样本期以及是否需要企业时变特征。“二普”具备前两个条件,而工业企业数据库虽然具有第三个条件,但不能与前两个条件同时具备。但第三个条件缺失后果在本文中相对较轻,在稳健性检验中,控制企业与年份交互固定效应吸收时变特征后,结论依然稳健;进一步讨论中,将数据加总到城市-产业层面,通过交互固定效应可吸收城市、产业的时变特征,此时企业时变特征也无需考虑。据此,选择“二普”作为基准样本相对更合适。

联合创新。

由于2000年之前的合作专利量仅占总合作专利量的0.2%，故本文将回归的样本期设定为2000—2015年。另外，本文还将匹配结果与相关文章中处理的国内与国际专利合作数据进行了比较分析，详情请参见附录I。<sup>①</sup>

## （二）联合创新的特征事实

**特征事实1** 相比地区内合作，企业更偏好跨地区的合作，且合作效率较高。

在150 341项合作专利中，有60 817项专利发生在城市内的企业间，有89 524项发生在不同城市企业间；有70 709项合作发生在同一个省份内，有79 632项合作发生在不同省份间。根据合作行为是否发生在本地进行分类，本地为1，外地为0。本文发现城市间合作企业数量总共有13 103对，平均每对企业合作专利7项；而本地合作企业数量总共有12 361对，平均合作专利5项。对本城和非本城平均合作量的差异进行 $t$ 检验（见表1），发现 $t$ 统计量拒绝了本城和非本城平均合作量在统计意义上相等的原假设，故本城和非本城平均合作量存在显著差异。省份间合作企业数总共有10 488对，平均合作专利8项；省份内合作企业数总共有14 976对，平均合作专利5项。对本省和非本省平均合作量的差异进行 $t$ 检验（见表1），发现 $t$ 统计量拒绝了本省和非本省平均合作量在统计意义上相等的原假设，故本省和非本省平均合作量存在显著差异。这表明更多的联合创新发生在不同地区之间。

表1 基于企业配对组视角地区内外合作行为差异比较

| 企业是否同城市 | 合作企业对数 | 每对企业合作专利均值 | 差异 | $t$ 值     |
|---------|--------|------------|----|-----------|
| =0      | 13 103 | 7          | 2  | 2.1922**  |
| =1      | 12 361 | 5          |    |           |
| 企业是否同省份 |        |            |    |           |
| =0      | 10 488 | 8          | 3  | 3.2417*** |
| =1      | 14 976 | 5          |    |           |

**特征事实2** 相比不合作但有创新企业，参与合作的企业规模普遍较大且企业规模分布更分散。

为比较专利合作企业的规模分布特征，本文将有联合创新的样本企业规模分布与有创新的总样本企业规模分布进行比较（企业规模以企业全年营业收入计），发现参与合作的企业平均规模相对较大，但规模分布相对更分散，结果见表2。其中，合作企业样本占总样本约14.73%，但规模均值与规模分布标准差比总样本分别高出245%和132%。再比较不同分位数企业规模水平，发现从10分位数到99分位数，有合作的企业规模相较总样本规模超出的比率依分位数递增，超出比率分别为0.6%、183.99%、330.73%、226.07%和332.67%，表明参与合作的企业规模普遍较大。

<sup>①</sup> 限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载。

表 2 企业规模分布比较

| 观测数    | 均值      | 标准差       | 企业规模分位数 |          |           |           |                   |
|--------|---------|-----------|---------|----------|-----------|-----------|-------------------|
|        |         |           | 10th    | 50th     | 90th      | 95th      | 99th              |
| 总样本    |         |           |         |          |           |           |                   |
| 92 384 | 275 215 | 2 468 706 | 620     | 16 076.5 | 318 482   | 963 227   | 4 183 329         |
| 合作样本   |         |           |         |          |           |           |                   |
| 13 612 | 948 936 | 5 721 117 | 624     | 45 655.5 | 1 371 797 | 3 140 836 | $1.81\times 10^7$ |

**特征事实 3** 外资企业的专利合作少于国有企业与民营企业,而国有企业的专利合作效率相对较低。

将企业所有制信息按登记注册类型分为国有企业、民营企业和外资企业三类,选取有创新(包括合作与独立研发)的企业总样本,与有联合创新的企业样本进行比较。两组样本各类所有制企业数量与占比见表 3。相对总样本而言,参与合作创新的企业样本中,国有企业比重相对增加、民营企业和外资企业比重相对减少。但无论是总样本还是合作样本,民营企业占比均超过 50%,是技术创新的主要力量。

表 3 各类所有制企业数量与占比

|      | 国有企业           | 民营企业           | 外资企业           |
|------|----------------|----------------|----------------|
| 总样本  | 10 117(10.07%) | 75 562(75.21%) | 14 789(14.72%) |
| 合作样本 | 4 046(25.45%)  | 9 906(62.31%)  | 1 946(12.24%)  |

注:括号中为占总体比重。

进一步统计合作样本中各类所有制类型企业数量及其比重(见表 4),发现两类特征:其一,无论是合作的企业对数,还是合作的专利量,国有-民营间的跨所有制合作占比最高,其次是国有-国有和民营-民营间的所有制内部合作,外资企业参与的专利合作数量和比重均相对较低;其二,民营-民营、民营-外资、外资-外资三类所有制合作在合作专利量上的比重要高于合作关系 2 倍以上,代表每对合作关系合作了多个专利,合作效率较高。相反,国有企业参与的合作中,合作专利量比重均低于合作系数比重,表明相较于其他所有制企业,国有企业参与的合作效率较低。

表 4 各类所有制企业间合作关系与合作专利的数量与占比

|       | 国有-国有  | 国有-民营  | 国有-外资 | 民营-民营  | 民营-外资  | 外资-外资 |
|-------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|
| 合作系数  | 7 332  | 11 073 | 1 488 | 3 892  | 1 219  | 443   |
| 占比(%) | 28.79  | 43.48  | 5.84  | 15.28  | 4.79   | 1.74  |
| 合作专利量 | 38 534 | 55 118 | 5 176 | 31 696 | 15 393 | 4 301 |
| 占比(%) | 25.63  | 36.66  | 3.44  | 21.08  | 10.24  | 2.86  |

## 四、重点产业政策对产业间联合创新的总体效应

### (一) 模型设定

本文设定如下模型,识别重点产业政策如何影响企业间专利合作:

$$\ln \text{CoPatent}_{ijt} = c + \alpha_1 \text{Both}_{ijt} + \alpha_2 \text{One}_{ijt} + X\beta + \text{Pair}_{ij} + \eta_i + \lambda_j + T_t + \epsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中,企业  $ij$  为一组企业合作组。本文采取了对称设计,即配对样本中同时包括了企业  $i-j$  配对和企业  $j-i$  配对。 $\ln \text{CoPatent}$  为企业  $i, j$  之间在  $t$  年的合作专利量,加 1 后取自然对数处理。本文也设置企业  $i, j$  在  $t$  年是否存在合作的二元变量作为被解释变量,有合作专利为 1,否则为 0。设定:

$$\text{Both}_{ijt} = I[U_{it} = 1 \& U_{jt} = 1], \text{One}_{ijt} = I[(U_{it} = 0 \& U_{jt} = 1) \mid (U_{it} = 1 \& U_{jt} = 0)],$$

其中,  $I[\cdot]$  为指示变量。如果在  $t$  年企业  $i$  和企业  $j$  各自所属产业同时被双方所在的地区(省份)规划为重点产业,则令  $\text{Both} = 1$ ,否则为 0。如果企业  $i$  和企业  $j$  所在产业在  $t$  年仅一方被其所在地区规划为重点产业,则令  $\text{One} = 1$ ,否则为 0。如  $\alpha_1 > 0$ ,表明重点产业政策对重点产业的企业间联合创新存在正向的创造效应。如  $\alpha_2 > 0$ ,表明非重点产业的企业与重点产业的企业间合作增多,反之非重点产业的企业与重点产业间合作减少,产业政策形成了政策内和政策外的分割。

$X$  是一组代表城市经济特征的控制变量。其中,人均 GDP、总人口、外商直接投资、固定资产投资等变量通过双边城市加和后取自然对数处理,城市的偏远度、是否有机场等变量则两个城市分别控制。城市经济数据来自《中国城市统计年鉴》。 $\text{Pair}_{ij}$  为企业配对固定效应,  $T_t$  为年份固定效应。在行业层面,使用各企业所在行业的固定效应 ( $\eta_i$ 、 $\lambda_j$ ) 来控制每个行业的技术需求、合作需求可能存在的差异,以及其他行业内不随时间变化的未观测因素。 $\epsilon_{ijt}$  为误差项。本文也将在稳健性检验中讨论单边企业固定效应、企业和年份交互固定效应、企业特征属性等不同控制变量后的估计结果。<sup>①</sup>

### (二) 实证结果

#### 1. 基准回归

模型(1)的回归结果见表 5。其中,第(1)、(2)列的因变量为企业是否有合作的二元变量(有合作为 1,否则为 0),第(3)、(4)列的因变量为企业合作的专利数(数量加 1 后取对数)。第(1)、(3)列均使用概率线性模型采用最小二乘法(OLS)进行估计。根据第(1)列结果,发现当企业所在产业均被各地方政府设为重点产业后,企业合作概率增加 3.87 个百分点<sup>②</sup>,重点产业与非重点产业的企业间合作概率提升 0.74 个百分点。根据第(3)列结果,发现在设立重点产业后,重点产业的企业间专利合作量相比设立前增加 5.99 个百分点,重点产业与非重点产业的企业间专利合作量相比设立前增加 1.08 个百分点,以上结果均统计显著。使用逻辑回归模型(Logit)对是否合作的二元变量进行估计(列(2),

① 限于篇幅,各变量描述性统计请参见附录 II。

②  $0.0387 = e^{0.0380} - 1$ 。

报告的系数已转化为边际效应)、使用泊松伪极大似然模型(PPML)对合作的专利数进行估计(列(4)),报告的系数已转化为边际效应),结果仍然显著。

表 5 基准回归结果

|                                             | Y=是否合作                |                      | Y=合作的专利数              |                       |
|---------------------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                             | OLS                   | Logit                | OLS                   | PPML                  |
|                                             | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                   |
| <i>Both<sub>ijt</sub></i>                   | 0.0380***<br>(0.0044) | 0.0003**<br>(0.0001) | 0.0599***<br>(0.0078) | 0.5960***<br>(0.1080) |
| <i>One<sub>ijt</sub></i>                    | 0.0074***<br>(0.0018) | 0.0001*<br>(0.00004) | 0.0108***<br>(0.0032) | 0.3352***<br>(0.0899) |
| 控制变量                                        | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     |
| 行业 <i>i</i> FE,行业 <i>j</i> FE               | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     |
| 企业对 FE                                      | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     |
| 年份 FE                                       | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     |
| Adj.R <sup>2</sup> [Pseudo R <sup>2</sup> ] | 0.0782                |                      | 0.2296                | 0.7069                |
| 观测值                                         | 660 362               | 650 184              | 660 362               | 650 280               |

注：\*  $p<0.1$ ，\*\*  $p<0.05$ ，\*\*\*  $p<0.01$ 。控制变量为城市(配对组)层面控制变量。列(1)、(3)、(4)括号中为在企业配对组层面聚类稳健标准误,列(2)括号中为通过 Bootstrap 方法计算的标准误。Logit 和 PPML 模型报告的参数均是转化为平均边际效应后的参数。如无特别说明,后文回归的控制变量、固定效应与标准误聚类层次设定均同式(1)。

2. 稳健性检验

稳健性检验包括控制多维聚类与多维交互固定效应、子样本检验、加入企业特征的再检验、剔除明星合作企业的干扰、考虑开发区主导产业的影响,以及对异质性处理效应和内生性问题的解决。<sup>①</sup>

五、机制分析

(一) 产业内促进竞争与产业间资源分配的影响

1. 重点产业政策促进产业内竞争与产业间资源优先分配的效应

重点产业政策对产业内和产业间创新合作的影响是不同的。在产业内,为了争取各种产业政策资源的支持,产业内企业竞争加剧,存在促进竞争效应;在产业间,重点产业相比非重点产业具有资源分配的优先权,因而在合作过程中重点产业的企业会被优先选择。首先,检验重点产业政策在产业内的竞争效应是否使得资源分配相对更均等,继而产业内竞争进一步加强。Aghion et al.(2015)利用中国工业企业数据发现产业政策资源(如政府补贴)在产业内被平等分配时,显著提升了企业全要素生产率。借鉴 Aghion et al.(2015),引入各城市各产业内政府补贴获得不均等度指标来衡量资源分配的不均等度

<sup>①</sup> 限于篇幅,稳健性检验详情请参见附录Ⅲ。

( $Compet_{ckt}$ )<sup>①</sup>。如果政府补贴的不均衡度降低,代表产业内资源分配更公平,促进竞争效应越强。模型构建如下:

$$Results_{ckt} = c + \alpha_1 Policy_{pkt} + \eta_c \times T_t + \eta_k \times T_t + \epsilon_{ckt}, \quad (2)$$

其中,  $Results_{ckt}$  为城市  $c$  的产业  $k$  在  $t$  年的资源分配表现,具体使用各产业内政府补贴获得不均衡度  $Compet_{ckt}$  来衡量,如果  $Compet_{ckt}$  越大,则越不均等,促进竞争效应越弱。 $Policy_{pkt}$  为省份  $p$  产业  $k$  在  $t$  年是否为重点产业,是为 1,否则为 0。 $\eta_c$  为城市固定效应, $\eta_k$  为产业固定效应, $T_t$  为年份固定效应,由于数据结构在城市-产业-年度有三个维度的方差,可实现交互固定效应控制, $\eta_c \times T_t$  控制了城市层面时变和时不变特征, $\eta_k \times T_t$  控制了产业层面时变和时不变特征, $\epsilon_{ckt}$  为误差项。企业政府补贴来源于 1998—2008 年中国工业企业数据库,估计结果见表 6 列(1)。结果显示,产业政策系数显著小于 0,重点产业政策显著降低产业政府补贴获得的不均衡度,存在显著的产业内促进竞争效应。

表 6 重点产业内促进竞争效应

|                                           | 产业内促进竞争: $Compet_{ckt}$ | 产业间资源优先分配: $TSubsidies_{ckt}$ |
|-------------------------------------------|-------------------------|-------------------------------|
|                                           | (1)                     | (2)                           |
| $Policy_{pkt}$                            | -0.0057***<br>(0.0021)  | 0.2506***<br>(0.0890)         |
| $\eta_c \times T_t$ 、 $\eta_k \times T_t$ | 是                       | 是                             |
| Adj.R <sup>2</sup>                        | 0.4681                  | 0.3869                        |
| 观测值                                       | 30 096                  | 57 800                        |

注:括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

其次,检验重点产业政策是否使得该产业相比其他产业会被分配更多资源。使用该产业所有企业政府补贴的获得总量( $TSubsidies_{ckt}$ )来替代  $Compet_{ckt}$  加入式(2)回归。估计结果见表 6 的第(2)列,系数显著大于 0,表明重点产业获得更多的资源。可见,相比非重点产业的企业,重点产业的企业能获得更多的政府资源分配(余明桂等,2016;张莉等,2019)。重点产业内,相比其他产业,政府补贴分配也更加均等,产生了促进竞争效应,这一过程加强了企业竞争和生产率(Aghion et al., 2015)。

## 2. 产业内竞争、产业间资源分配导致联合创新行为变化

重点产业政策影响企业发展的核心机制是产业内促进竞争、产业间资源优先分配。非重点产业是否会向重点产业“分一杯羹”,寻求联合创新的机会?这一潜在机会在产业内和产业间、城市内和城市间有何差异?

就产业内和产业间而言,由于产业内存在市场竞争,企业很难达成合作(Bloom et al., 2013),除非竞争的市场范围不存在重叠(李建成等,2024)。然而,重点产业政策加强了产业内的竞争效应,而产业间不仅不存在竞争,还存在技术上的互补(Cai and Li, 2019)。因此,相比产业内,重点产业政策应当优先促进产业间的企业联合创新。设置变量  $Nin$ ,当两家合作企业属于不同产业时, $Nin$  为 1,反之为 0,将其与重点产业政策变量交互后

①  $Compet_{ckt}$  是 Aghion et al.(2015)中企业指标  $Herf\_subsidy$  在城市-产业层面的标准差。

加入模型(1)。估计结果见表 7 列(1),发现重点产业政策与 *Nin* 交互项系数显著为正,即相比产业内,重点产业政策优先促进了产业间的企业联合创新,符合预期。

就城市内和城市间而言,当其他企业向重点产业寻求优势资源支持时,这一“求助权”显然在地理上越邻近,则成本越低,被帮助的顺序也越优先。在此视角下,由于重点产业能获得更多的资源分配,当企业距离重点产业企业的地理距离越近时,可受到更多的技术溢出、获得更多资源支持。据此,企业优先寻求地理邻近重点产业的合作资源。所以,相比城市间,重点产业政策应当优先促进城市内的企业联合创新。设置变量 *NSameCity*,当两家合作企业位于不同城市时为 1,反之为 0,将其与重点产业政策变量交互后加入模型(1)。估计结果见表 7 列(2),发现重点产业政策与 *NSameCity* 交互项系数显著为负,即城市内相比城市间,重点产业政策优先推动了城市内企业联合创新,符合预期。

综合两方面的检验,城市内的相同产业虽然距离近、合作成本低、资源分享容易,但存在较高的竞争,而竞争导致了合作减少。但不同城市的相同产业内的企业则可能存在合作机会。虽然,产业内竞争弱化了合作动机,但如果产业内企业不存在较高竞争,甚至不需要竞争同一市场,那么攻克产品难关时所需的技术相似性能吸引双方企业协同发展。重点产业吸引了更多的补贴资源,因此即便是产业内的企业,其合作收益依然存在,特别是向拥有前沿技术的企业寻求技术合作机会,从而获取知识溢出与资源分配能大大提高企业绩效。此时开展联合创新是有利的,相较于地理邻近,技术相近对知识溢出的促进作用更强(Bloom et al., 2013)。那么,什么条件下竞争市场范围重叠度低,或者竞争的不利影响远小于合作的正面收益呢?不同城市相同产业的企业间竞争相对较小,其本地市场重叠度低。故在产业政策影响下,竞争关系较小的相同产业合作要高于其他情形。据此,模型(1)加入产业政策变量与 *NSameCity*、*Nin* 三者交互项,估计结果见表 7 列(3)。结果显示,交互项系数显著为正,表明重点产业政策导致不同城市相同产业间联合创新更多,多于不同城市不同产业、相同城市相同产业、相同城市不同产业,该结果与特征事实 1 一致。产业政策引致产业内竞争、产业间资源优先分配,协同作用下推动企业联合创新策略性变化。

表 7 产业内外机制协同导致的联合创新策略性变化检验

|                                             | (1)                   | (2)                    | (3)                   |
|---------------------------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>Both<sub>ijt</sub></i>                   | 0.0163<br>(0.0116)    | 0.0990***<br>(0.0145)  | 0.0584***<br>(0.0102) |
| <i>Both<sub>ijt</sub> × NSameCity</i>       |                       | -0.0701***<br>(0.0161) |                       |
| <i>Both<sub>ijt</sub> × Nin</i>             | 0.0867***<br>(0.0156) |                        |                       |
| <i>Both<sub>ijt</sub> × NSameCity × Nin</i> |                       |                        | 0.0361**<br>(0.0152)  |

(续表)

|                                        | (1)                   | (2)                  | (3)                   |
|----------------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| $One_{ijt}$                            | 0.0018<br>(0.0030)    | 0.0130**<br>(0.0054) | 0.0038<br>(0.0030)    |
| $One_{ijt} \times NSameCity$           |                       | -0.0047<br>(0.0060)  |                       |
| $One_{ijt} \times NIn$                 | 0.1361***<br>(0.0214) |                      |                       |
| $One_{ijt} \times NSameCity \times In$ |                       |                      | 0.1317***<br>(0.0220) |
| Adj.R <sup>2</sup>                     | 0.2299                | 0.2296               | 0.2298                |
| 观测值                                    | 660 362               | 660 362              | 660 362               |

## (二) 重点产业政策的信号机制

重点产业政策的目标在于促进该产业发展、提升发展质量,这一政策能够向市场发出利好信号,会引导潜在合作企业与该产业的企业合作。退一步而言,产业政策支持的企业即便当前不具备技术优势,在产业政策支持下也有望培育出技术优势。

据此,分两步检验该机制。第一,产业政策支持的企业会吸引更多合作伙伴,且这一效应不受技术优势缺失的影响,即两个企业当前在各自产业均不具有显性技术比较优势时,也不影响重点产业政策的信号机制发挥作用。相反,如果信号机制不强烈,或受到市场环境干扰导致信号机制无法作用,那么当产业不具有技术比较优势时,政策便不会起作用。

借鉴 Hidalgo et al.(2007),引入技术显性比较优势指标,计算方法如下:

$$TRCA_{ckt} = I[A_{ckt} > 1],$$

其中,  $A_{ckt} = \frac{x(c,k,t)}{\sum_i x(c,k,t)} / \frac{\sum_c x(c,k,t)}{\sum_{c,i} x(c,k,t)}$ ,  $x(c,k,t)$  为城市  $c$  产业  $k$  在  $t$  年的独立发明专利申请量。

$A_{ckt}$  越大,越具有技术优势。设定当  $A_{ckt} > 1$  时,  $TRCA_{ckt}$  为 1,城市  $c$  产业  $k$  在  $t$  年具有显性技术比较优势,否则为 0。按照双边城市的产业是否具有显性技术比较优势对模型(1)进行分组检验,估计结果见表 8。根据列(1),当合作企业双方所在地区行业均不具有技术比较优势,但双方所在地区行业均为重点产业时,仍然显著提高企业专利合作,相比均非重点产业的企业间合作,合作专利量产出提升 4.9%。而双方所在地区行业仅有一方为重点产业时,合作专利量产出提升 1.69%。根据列(2),对合作企业双方所在地区行业仅有一方不具有技术比较优势的组别回归,发现同为重点产业和仅一方为重点产业也都存在正向促进作用。结论符合预期,即便当下技术比较优势缺失,产业政策仍对企业搜寻合作伙伴起到引导作用。

表 8 信号机制与技术比较优势

|                                             | $TRCA_{ikt}^i = TRCA_{ikt}^j = 0$ | $TRCA_{ikt}^i \neq TRCA_{ikt}^j$ | $TRCA_{ikt}^i = TRCA_{ikt}^j = 0$ |
|---------------------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
|                                             | (1)                               | (2)                              | (3)                               |
| $Both_{ijt}$                                | 0.0490***<br>(0.0098)             | 0.0554***<br>(0.0132)            | 0.0544***<br>(0.0094)             |
| $One_{ijt}$                                 | 0.0169**<br>(0.0069)              | 0.0106***<br>(0.0037)            | 0.0135 *<br>(0.0078)              |
| $Both_{ijt} \times  A_{ikt}^i - A_{ikt}^j $ |                                   |                                  | -0.0390**<br>(0.0178)             |
| $One_{ijt} \times  A_{ikt}^i - A_{ikt}^j $  |                                   |                                  | 0.0085<br>(0.0080)                |
| Adj.R <sup>2</sup>                          | 0.1776                            | 0.2049                           | 0.1781                            |
| 观测值                                         | 135 272                           | 298 864                          | 135 272                           |

第二,产业政策可以培育出技术比较优势,从而建立重点产业间的技术合作优势,稳定并加强合作关系。那么,当合作的两个企业在均不具备技术比较优势的情况下,其产业的相对优势差距越小,重点产业政策越能帮助双方同步提升技术比较优势,而非拉大技术比较优势差距,继而提高合作效率,此时重点产业政策作用更强。

通过  $|A_{ikt}^i - A_{ikt}^j|$  构建两个企业所在地区-产业间的相对技术优势差距,其值越大,差距越大。当合作企业所在产业均不具备技术比较优势,但相对技术优势差距较小时,那么产业政策能够帮助双方同步建立技术比较优势,从而加强合作。如果差距过大,那么很难同步建立技术比较优势,则不利于稳定或加强合作关系。将  $|A_{ikt}^i - A_{ikt}^j|$  与产业政策交互项代入模型(1),估计结果见表 8 第(3)列,  $Both$  与  $|A_{ikt}^i - A_{ikt}^j|$  交互项结果符合预期,当两个企业各自所在的该地区该产业在全国范围内不具备显性技术比较优势,但同时受到重点产业扶持且技术优势差距越小时,产业政策越能促进两者间联合创新。 $One$  与  $|A_{ikt}^i - A_{ikt}^j|$  的交互项不显著,一方没有受到政策扶持,那么技术比较优势的差距机制自然不存在。

六、产业联合创新网络扩张分析

联合创新网络的扩张可以分为两个维度:一是参与合作的企业,即点维度;二是每对企业间建立的合作关系,即边维度。在点维度上,产业联合创新网络扩张表现为两个方面:一是新的企业开展联合创新,即网络中参与合作的新节点出现;二是某企业合作量的增加,即企业在网络中的加权中心度增加,节点变大。在边维度上,网络扩张也表现为两个方面:一是企业之间建立新的合作关系,即新边出现,这对企业可能是已在网络中但无

合作,也可能是新加入网络;二是一对合作企业间专利合作量提升,边增厚。

将企业配对的合作数据在城市-产业-年份层面加总获得每个城市每个产业每年的总体合作专利量。首先,在节点维度将合作专利量( $Point\_Total$ )分解为每年进入联合创新网络的企业数量(点维度的广延边际, $Point\_EM$ )和每个企业的平均合作专利量(点维度的集约边际, $Point\_IM$ ),三者间满足如下关系: $Total_{ckt}^{point} = N_{ckt}^{point} \times (Total_{ckt}^{point} / N_{ckt}^{point})$ 。其中, $N_{ckt}$ 为城市 $c$ 产业 $k$ 在 $t$ 年进入联合创新网络、参与合作的企业量 $Point\_EM$ 。 $Total_{ckt} / N_{ckt}$ 为城市 $c$ 产业 $k$ 在 $t$ 年每个企业的平均合作专利量 $Point\_IM$ 。两边取对数后,有 $\ln Total_{ckt}^{point} = \ln N_{ckt}^{point} + \ln (Total_{ckt}^{point} / N_{ckt}^{point})$ 。

其次,在边维度将总体合作专利量( $Edge\_Total$ )分解为每年该地区该产业的合作关系系数,即建立合作关系的企业配对数(边维度的广延边际, $Edge\_EM$ )和每年每个合作关系或者每对合作企业间的平均合作专利量(边维度的集约边际, $Edge\_IM$ ),故三者间满足如下关系: $Total_{ckt}^{edge} = N_{ckt}^{edge} \times (Total_{ckt}^{edge} / N_{ckt}^{edge})$ 。其中, $N_{ckt}^{edge}$ 为城市 $c$ 产业 $k$ 在 $t$ 年合作关系的数量( $Edge\_EM$ )。 $Total_{ckt}^{edge} / N_{ckt}^{edge}$ 则为城市 $c$ 产业 $k$ 在 $t$ 年每对合作关系的平均合作专利量( $Edge\_IM$ )。两边取对数,有 $\ln Total_{ckt}^{edge} = \ln N_{ckt}^{edge} + \ln (Total_{ckt}^{edge} / N_{ckt}^{edge})$ 。

将上述各指标作为被解释变量代入如下模型:

$$\ln CoPatent_{ckt} = c + \alpha_1 Policy_{pkt} + \eta_c \times T_t + \eta_k \times T_t + \eta_c \times \eta_k + \epsilon_{ckt}, \quad (3)$$

其中, $\ln CoPatent_{ckt}$ 为城市 $c$ 的产业 $k$ 在 $t$ 年的合作专利动态,分别为从点维度计算的年总合作专利量 $\ln Total_{ckt}^{point}$ 、年进入联合创新网络中的企业数 $\ln N_{ckt}^{point}$ 和每个企业的年平均合作专利量 $\ln (Total_{ckt}^{point} / N_{ckt}^{point})$ ,以及从边维度计算的年总合作专利量 $\ln Total_{ckt}^{edge}$ 、年合作关系数 $\ln N_{ckt}^{edge}$ 和每对合作企业的年平均合作专利量 $\ln (Total_{ckt}^{edge} / N_{ckt}^{edge})$ 。 $Policy_{pkt}$ 为省份 $p$ 的产业 $k$ 在 $t$ 年是否为重点产业,是为1,否则为0。 $\eta_c$ 为城市固定效应, $\eta_k$ 为产业固定效应, $T_t$ 为年份固定效应, $\eta_c \times T_t$ 、 $\eta_k \times T_t$ 、 $\eta_c \times \eta_k$ 分别为城市、年份和产业的两两交互固定效应,样本期为2000—2015年, $\epsilon_{ckt}$ 为误差项。估计结果见表9,Panel A为从节点维度计算的该产业层面联合创新网络的广延边际的估计结果,Panel B为从边维度计算的该产业层面联合创新网络的扩张边际的估计结果。

表9 重点产业政策下联合创新网络的扩张机制

|                           | 城市-产业层面               |                       |                      |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                           | (1)                   | (2)                   | (3)                  |
| Panel A:联合创新网络中点维度扩张的二元边际 |                       |                       |                      |
|                           | $Point\_Total$        | $Point\_EM$           | $Point\_IM$          |
| $Policy$                  | 0.0831***<br>(0.0226) | 0.0515***<br>(0.0120) | 0.0316**<br>(0.0127) |
| Adj.R <sup>2</sup>        | 0.7098                | 0.7119                | 0.6170               |
| 观测值                       | 84 880                | 84 880                | 84 880               |

（续表）

| 城市-产业层面                   |                       |                       |                      |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                           | (1)                   | (2)                   | (3)                  |
| Panel B:联合创新网络中边维度扩张的二元边际 |                       |                       |                      |
|                           | <i>Edge_Total</i>     | <i>Edge_EM</i>        | <i>Edge_IM</i>       |
| <i>Policy</i>             | 0.0815***<br>(0.0235) | 0.0546***<br>(0.0143) | 0.0269**<br>(0.0109) |
| Adj.R <sup>2</sup>        | 0.7048                | 0.7226                | 0.5678               |
| 观测值                       | 84 880                | 84 880                | 84 880               |
| 固定效应                      | 是                     | 是                     | 是                    |

注：括号中为在城市层面聚类的稳健标准误。

Panel A 的结果发现,当某产业被某地区设为重点产业后,该地区该产业所有企业的专利合作总量、进入联合创新网络的企业数量以及每个企业的平均合作专利量均显著增加。特别地,该产业所有企业总合作专利量的增加(8.31%)中,大部分来自广延边际,即进入联合创新网络的企业数量的增加(提升 5.15%,占比 62%),每个企业的平均合作专利量增加 3.16%(占比 38%)。Panel B 的结果发现,当某地区某产业被设为重点产业后,该地区该产业所有企业建立的合作关系中,专利合作总量、合作企业对数以及每对合作关系的平均合作专利量均显著增加。特别地,该产业所有企业建立的合作关系年均总合作专利量产出增加(8.15%)中,大部分同样来自广延边际,即合作系数的增加(提升 5.46%,占比 67%),每对合作关系的平均合作专利量增加 2.69%(占比 33%)。因此,产业政策促进产业联合创新网络的扩张主要通过广延边际,而集约边际的贡献占 1/3 左右。

七、政策含义

本文研究了重点产业政策对产业间联合创新的影响和作用机制,分析了重点产业政策“是否”,以及“如何”影响产业间联合创新。在高质量发展背景下,本文的发现对于优化重点产业政策以推动产业间联合创新具有重要的政策启示:

第一,在产业层面,发挥重点产业在创新网络中的引领作用。首先,应充分激发重点产业的创新活力,强化重点产业之间的创新互助,并发挥重点产业对非重点产业的外溢效应,通过鼓励重点产业企业承担重大技术攻关课题等,带动前沿新技术研发,布局科技产业新赛道,以科技竞争力赢取高质量发展;其次,通过搭建联合创新网络在线平台、联合共建实验室等多种方式,推动重点产业开放创新资源、分享技术创新需求和重大技术攻关突破等信息,推动重点企业、中小企业、高校和科研院所等多方协同联动,并建立起有效的合作创新成果收益分配机制,形成技术创新伙伴需求精准且快速匹配、各类创新资源共融共通、创新收益分配激励合理的高质量创新网络联合体。

第二,在区域层面,立足区域产业差异化的技术比较优势与创新需求,建立企业主导的创新联合体的跨区域合作机制。鉴于重点产业政策导致不同城市相同产业间联合创新更多,通过各地区差异化的重点产业政策统筹推进、重塑创新链的空间布局,统筹推进区域科技创新能力发展,将开发研究、中间试验、产业化等环节依据差异化的技术比较优势与创新需求进行合理空间分配,推动产业链、创新链的各环节企业间发挥最大优势,高质量完成联合创新任务。

第三,持续优化营商环境,降低联合创新的制度性交易成本。一方面,广延边际是产业政策促进联合创新网络的主要增长源泉。因此,持续优化营商环境,鼓励、保障新企业进入市场、新企业进入联合创新网络平台是创新网络联合体扩张的核心。以审批手续等为代表的制度性交易成本的降低有助于充分激发新企业进入活力。另一方面,优越的营商环境能够为企业参与创新伙伴网络提供确定性的政策信心和制度保障,降低参与联合创新、参与创新联合体的风险,提升联合创新网络韧性,保障联合创新网络治理,推进联合创新网络持续健康发展。

## 参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., U. Akcigit, H. Alp, N. Bloom, and W. Kerr, "Innovation, Reallocation, and Growth", *American Economic Review*, 2018, 108(11), 3450-3491.
- [2] Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros, "Industrial Policy and Competition", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(4), 1-32.
- [3] Bloom, N., M. Schankerman, and J. Van Reenen, "Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry", *Econometrica*, 2013, 81(4), 1347-1393.
- [4] Cai, J., and N. Li, "Growth Through Inter-sectoral Knowledge Linkages", *Review of Economic Studies*, 2019, 86(5), 1827-1866.
- [5] Cassiman, B., and R. Veugelers, "R&D Cooperation and Spillovers: Some Empirical Evidence from Belgium", *American Economic Review*, 2002, 92(4), 1169-1184.
- [6] D'Aspremont, C., and A. Jacquemin, "Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers", *American Economic Review*, 1988, (5), 1133-1137.
- [7] David, P., "The Dynamo and the Computer: An Historical Perspective on the Modern Productivity Paradox", *American Economic Review*, 1990, 80, 355-361.
- [8] Davis, D. R., and J. I. Dingel, "A Spatial Knowledge Economy", *American Economic Review*, 2019, 109(1), 153-70.
- [9] De Faria, P., F. Lima, and R. Santos, "Cooperation in Innovation Activities: The Importance of Partners", *Research Policy*, 2010, 39(8), 1082-1092.
- [10] Hanley, D., J. Li, and M. Wu, "High-Speed Railway to the Prosperity of Innovation Collaboration", *Regional Science and Urban Economics*, 2022, 93, 103717.
- [11] Hidalgo, C. A., B. Klinger, A. L. Barabási, and R. Hausmann, "The Product Space Conditions the Development of Nations", *Science*, 2007, 317, 482-487.
- [12] Inoue, H., K. Nakajima, and Y. U. Saito, "Localization of Collaborations in Knowledge Creation", *Annals of Regional Science*, 2019, 62(1), 119-140.
- [13] Jarosch, G., E. Oberfield, and E. Rossi-Hansberg, "Learning from Co-workers", 2019, NBER Working paper

No. w25418.

- [14] 江飞涛、李晓萍,“改革开放四十年中国产业政策演进与发展——兼论中国产业政策体系的转型”,《管理世界》,2018年第10期,第73—85页。
- [15] 金培振、殷德生、金柱,“城市异质性、制度供给与创新质量”,《世界经济》,2019年第11期,第99—123页。
- [16] Katz, S., and B. Martin, “What Is Research Collaboration”, *Research Policy*, 1997, 26(1), 1-18.
- [17] Koh, Y., J. Li, and J. Xu, “Subway, Collaborative Matching, and Innovation”, *Review of Economics and Statistics*, 2025, 107(2), 476—493.
- [18] König, M. D., X. Liu, and Y. Zenou, “R&D Networks: Theory, Empirics, and Policy Implications”, *Review of Economics and Statistics*, 2019, 101(3), 476-491.
- [19] 寇宗来、刘学说,“中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响”,《经济研究》,2020年第3期,第83—99页。
- [20] 李建成、陈强远、程玲、黄丹蕾,“地区信任与超大规模市场优势——基于区域经济互动的视角”,《统计研究》,2023年第3期,第114—125页。
- [21] 李建成、程玲、吴明琴,“政府协调下的市场整合与企业创新伙伴选择”,《世界经济》,2022年第4期,第187—216页。
- [22] 李建成、黎婉玉、黄丹蕾、张莉,“土地‘放管服’改革与跨区域合作创新效率”,《中国工业经济》,2024年第3期,第100—118页。
- [23] 黎文靖、郑曼妮,“实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响”,《经济研究》,2016年第4期,第60—73页。
- [24] Rosenberg, N., *Inside the Black Box: Technology and Economics*. Cambridge England: Cambridge University Press, 1982.
- [25] 宋凌云、王贤彬,“重点产业政策、资源重置与产业生产率”,《管理世界》,2013年第12期,第63—77页。
- [26] 孙天阳、成丽红,“协同创新网络与企业出口绩效——基于社会网络和企业异质性的研究”,《金融研究》,2020年第3期,第96—114页。
- [27] 王明益、陈林、张中意等,“自由贸易试验区的协同创新网络效应:空间断点与地理识别”,《世界经济》,2023年第3期,第94—124页。
- [28] 王贤彬、陈春秀,“重点产业政策与制造业就业”,《经济研究》,2023年第10期,第34—54页。
- [29] 夏后学、谭清美、白俊红,“营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据”,《经济研究》,2019年第4期,第84—98页。
- [30] 徐欣、郑国坚、张腾涛,“研发联盟与中国企业创新”,《管理科学学报》,2019年第11期,第33—53+81页。
- [31] 余明桂、范蕊、钟慧洁,“中国产业政策与企业技术创新”,《中国工业经济》,2016年第12期,第5—22页。
- [32] 张莉、朱光顺、李世刚、李夏洋,“市场环境、重点产业政策与企业生产率差异”,《管理世界》,2019年第3期,第114—126页。
- [33] 张莉、朱光顺、李夏洋、王贤彬,“重点产业政策与地方政府的资源配置”,《中国工业经济》,2017年第8期,第63—80页。
- [34] 周开国、卢允之、杨海生,“融资约束、创新能力与企业协同创新”,《经济研究》,2017年第7期,第94—108页。

## Industrial Policies and Co-innovation Across Industry: Evidence of Enterprise Patents Cooperation

LI Jiancheng

(Guangdong University of Foreign Studies)

CHEN Qiangyuan

(Renmin University of China)

ZHANG Li\* SONG Xiaoning\*\*

(Sun Yat-sen University)

**Abstract:** Based on micro-level data of corporate cooperative patents, we attempt to analyze the empirical characteristics of inter-industry joint innovation among firms and empirically examines the impact of key industry policies on inter-industry collaborative innovation. We find that key industry policies have facilitate inter-industry joint innovation. Key industrial policies primarily facilitate the expansion of collaborative innovation networks through the growth in the number of new firms and new collaborative relationships (extensive margin), followed by an increase in the average volume of cooperation (intensive margin). These findings provide insights into policy formulation aimed at promoting inter-industry joint innovation within the context of high-quality development.

**Keywords:** industry policy; collaborative innovation; extensive margin

**JEL Classification:** L52, D85, O32

---

\* Corresponding Author; ZHANG Li, Sun Yat-sen University, Haizhu District, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-20-84110470; E-mail: zhangL39@mail.sysu.edu.cn.

\*\* Joint Corresponding Author; SONG Xiaoning, Sun Yat-sen University, Haizhu District, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-18666080209; E-mail: sxiaon@mail.sysu.edu.cn.