Statistics and Application 统计学与应用, 2026, 15(11), 1-12
Published Online November 2026 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/sa
https://doi.org/10.12677/sa.2026.1511239

Hans汉斯

R & D经费结构与创新产出的差异化关联

——基于2014~2023年省际面板数据

何奕铮，李　明*

成都信息工程大学统计学院，四川 成都

收稿日期：2026年10月2日；录用日期：2026年10月24日；发布日期：2026年11月3日

摘　要

R & D经费在基础研究、应用研究和试验发展之间的配置，可能与不同形态的创新产出呈现不同关联。基于2014~2023年中国31个省级地区的面板数据，以发明专利授权数和规模以上工业企业新产品销售收入分别衡量知识创新与经济创新，采用双向固定效应模型、Global Moran's I和空间杜宾模型，并比较时间、区域及样本设定。相对于试验发展份额，应用研究份额与知识创新产出呈5%水平的负向条件关联，基础研究份额与经济创新产出呈10%水平的负向条件关联，其他基准核心系数未达常用显著性水平。两类产出均有正向空间相关；在陆地邻接设定下，知识创新中两项结构变量的本地直接效应区间不含0，间接效应证据有限。经济创新主方案中，基础研究份额的负向直接与正向间接效应均获区间支持，总效应区间包含0，间接效应的支持随样本变化。经济相似性矩阵下，部分空间效应的方向与统计支持发生变化。结果显示，经费结构的统计关联因产出维度和空间位置而异，部分估计对指标及样本处理敏感。

关键词

R & D经费结构，创新产出，省际面板数据，双向固定效应，空间杜宾模型

Differential Associations between R & D Expenditure Structure and Innovation Output

—Evidence from a Provincial Panel, 2014~2023

Yizheng He, Ming Li*

School of Statistics, Chengdu University of Information Technology, Chengdu Sichuan

Received: October 2, 2026; accepted: October 24, 2026; published: November 3, 2026

*通讯作者。

文章引用: 何奕铮, 李明. R & D 经费结构与创新产出的差异化关联[J]. 统计学与应用, 2026, 15(11): 1-12.
DOI: 10.12677/sa.2026.1511239

Abstract

The allocation of R & D expenditure among basic research, applied research, and experimental development may be associated with different forms of innovation output. Using a 2014~2023 panel of 31 provincial-level regions in China, this study measures knowledge innovation by invention patents granted and economic innovation by new-product sales revenue of industrial enterprises above designated size. It applies two-way fixed effects, Global Moran's I, and a spatial Durbin model, with comparisons across time, regions, and spatial samples. Relative to the omitted experimental-development share, the applied-research share has a negative conditional association with knowledge innovation at the 5% level, while the basic-research share has a negative conditional association with economic innovation at the 10% level. The other core fixed-effects coefficients are not significant at conventional levels. Both outputs exhibit positive spatial correlation. Under land-contiguity weights, the confidence intervals for the direct effects of the two structure variables on knowledge innovation exclude zero, whereas evidence for their indirect effects is limited. For economic innovation, the main sample scheme supports the negative direct and positive indirect effects of the basic-research share; the total-effect interval includes zero, and support for the indirect effect varies across sample schemes. Under economic-similarity weights, some effects change in direction or statistical support. The associations therefore differ by output and spatial location, with some results sensitive to measurement and sample choices.

Keywords

R & D Expenditure Structure, Innovation Output, Provincial Panel Data, Two-Way Fixed Effects, Spatial Durbin Model

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).
http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/
Open Access

1. 引言

2014~2023 年，中国 31 个省级地区 R & D 经费内部支出合计由 13015.63 亿元增至 33357.07 亿元。投入总量持续扩张的同时，经费的活动类型构成缓慢变化：基础研究占比由 4.71%升至 6.77%，试验发展虽然有所回落，2023 年仍占 82.25%。研发经费增长与结构调整同时发生，使投入评价需要回答更具体的问题：在总量之外，资源进入何种研发活动，与何种创新成果相联系？

按研发活动统计口径，基础研究以知识探索为主要任务，应用研究面向较明确的技术目标，试验发展更接近产品与工艺开发[1]。三个环节的成果周期及表现形式不同。发明专利授权数记录可观察的技术知识成果，规模以上工业企业新产品销售收入则记录工业企业新产品进入市场后的名义规模。将两类产出分开分析，才能看清同一经费配置在知识形成与市场转化环节的不同表现。

研发投入与专利产出的计量关系已有较长研究传统，专利计数及区域创新计数为知识产出提供了可比较的代理指标，同时也有覆盖范围和质量测度上的限制[2]-[4]。因此，除总量与专利的相关性外，还需单独分析活动类型结构，并结合不同产出指标考察创新活动。以新产品销售收入补充专利数量，有助于把市场实现阶段纳入同一经验问题。

专利授权与产品销售之间并无一一对应关系。前者受到申请、审查及地区专利倾向影响，后者还涉及工业企业的规模、产业构成与价格。若把两项指标合成单一创新指数，结构份额在不同成果阶段的估

计差异可能被掩盖。分别建模既保留了产出口径的可解释性，也为检视相同投入结构在不同成果环节中的表现提供了直接比较。

关于投入结构，既有研究涉及经费来源、研发执行主体及活动类型等不同口径。国内经费结构比较揭示了投入构成的变化[5]，省域专利质量研究讨论基础研究与应用研究的配置[6]；高校样本和省际全要素生产率研究则分别考察三类活动经费的差别及空间关联[7] [8]。这些研究的分析单位和产出定义各异，所得系数对省际创新产出的适用性仍需单独检验。区域创新研究还提示，投入产出关系可能随地区条件、成果周期和邻近联系而变化[9]-[12]。

现有“R & D 结构”概念包含资金由谁提供、研发由谁执行、经费用于何种活动三个问题。这里统一采用第三种口径，以基础研究、应用研究和试验发展经费占比刻画活动类型结构；在总量投入和地区条件之外，分别估计其与知识创新、经济创新的关系。空间分析进一步区分产出水平本身的邻近相似性与控制变量后结构份额的本地、跨地区关联。这一划分使研究对象、产出测度与空间解释保持一致。

研究还面临一项统计解释上的约束：三类份额近似加总为 1，纳入其中两项后，系数必然依赖被省略的一项。把正负号解释为某类经费的独立绝对作用，会忽略份额替代所包含的配置含义。因此，文章在报告回归表之前明确试验发展的参照位置，并在空间模型中进一步用效应分解表述本地与跨地区结果。

研究使用 2014~2023 年中国 31 个省级地区数据，以双向固定效应模型为基准，考察一期、二期滞后及区域交互；根据一阶陆地邻接矩阵计算年度 Global Moran’s I，比较空间自回归模型(SAR)和空间杜宾模型(SDM)，再分解直接、间接和总效应，并报告已有的稳健性及空间样本敏感性结果。文章的增量在于明确试验发展份额的参照地位，将两类产出与同一活动结构对照，并把无条件空间相关、条件空间参数和效应分解分开呈现。估计结果解释为既定样本和模型下的条件统计关联。

2. 理论逻辑与研究设计

2.1. R & D 经费活动类型结构与创新产出

基础研究积累概念、方法与可供后续使用的知识，应用研究将知识指向较明确的问题，试验发展把已有知识用于产品、工艺和生产过程。经费在三类任务之间的配置，可能改变当期可专利化成果、后续技术选择和新产品开发之间的时间分布。基础研究所形成的知识未必在同年成为授权专利，产品销售则还取决于开发、生产与市场接受。因此，同一结构变化与两项产出的当期关系可能不同。

经费份额记录的是相对资源配置。即使基础研究金额持续增加，若其他活动增长更快，其份额仍可能下降。单个项目的研发效率及完整周期成果需结合项目层面和跨期指标评价。活动类型的比较因而同时观察总量与分项金额，并控制投入强度，同时保留两类产出及时间窗口检验。

三类经费占比共同构成总体结构。模型纳入 BasicShare 和 AppliedShare，以 ExperimentalShare 为省略基准组。保持 AppliedShare 和其他条件不变时，BasicShare 的系数表示基础研究份额相对于试验发展份额变化的条件关联；AppliedShare 同理。理论上，较高的前端研发份额可能对应未来知识积累，也可能与当期开发阶段产出形成时间错位。方向由样本估计判断，不预设单向假设。

地区科研机构、产业基础和人才条件不同，结构份额与产出的关系可能因地而异。邻近地区的产出也可能通过科研合作、人员流动、供应链及市场联系相互关联；共同的宏观环境亦可能造成相似分布。时间滞后、区域交互与空间模型分别检视这些维度，空间间接效应仍以模型设定和邻接矩阵为条件。

2.2. 数据来源与变量定义

样本覆盖 2014~2023 年中国 31 个省级地区，理论上有 310 个地区–年份观测。R & D 经费、发明专利授权数及新产品销售收入来自《中国科技统计年鉴》各年度版；经济与社会控制变量来自《中国统计

年鉴》各年度版。新产品销售收入在西藏 2014 年缺失，原研究保持缺失、不插值，因此相关非空间模型为 309 个观测。表 1 给出变量定义与入模口径，表 2 列出描述性统计。

各地区－年份观测以相同统计口径组成面板。研发经费内部支出作为三类活动份额的共同分母，R & D 经费投入强度则以其占 GDP 的比例控制总体研发投入。人均地区生产总值、第三产业占比、人力资本、财政科技支出占 GDP 比重及城镇化率，分别概括发展水平、产业结构、人才与公共投入等地区条件。表 2 中的简单均值对每个地区－年份赋予相同权重，与全国分项金额合计形成的加权占比不同。

Table 1. Variable definitions and measurement
表 1. 变量定义与测度

变量	定义与测度	入模口径	数据来源
LnPatent	知识创新产出：ln (发明专利授权数 + 1)	对数	中国科技统计年鉴各年度版
LnNewProduct	经济创新产出：ln (规模以上工业企业新产品销售收入 + 1)	对数；原值为万元、当年价格	中国科技统计年鉴各年度版
BasicShare	基础研究经费占比：基础研究经费/R & D 经费内部支出	0~1 比例	中国科技统计年鉴各年度版
AppliedShare	应用研究经费占比：应用研究经费/R & D 经费内部支出	0~1 比例	中国科技统计年鉴各年度版
ExperimentalShare	试验发展经费占比：试验发展经费/R & D 经费内部支出	0~1 比例；主模型不同时纳入	中国科技统计年鉴各年度版
RDIntensity	R & D 经费投入强度：R & D 经费内部支出/GDP	0~1 比例	中国科技统计年鉴各年度版
LnGDPpc	人均地区生产总值：ln (人均地区生产总值 + 1)	对数	中国统计年鉴各年度版
ThirdShare	第三产业增加值占 GDP 比重：第三产业增加值/GDP	0~1 比例	中国统计年鉴各年度版
HumanCapital	人力资本：每十万人口高等学校平均在校生数	人/十万人	中国统计年鉴各年度版
FiscalTech	财政科学技术支出占 GDP 比重：财政科学技术支出/GDP	0~1 比例	中国统计年鉴各年度版
Urbanization	城镇化率：城镇人口/常住人口	0~1 比例	中国统计年鉴各年度版

Table 2. Descriptive statistics of main variables
表 2. 主要变量描述性统计

变量	N	Mean	Std	Min	Max
知识创新产出(对数)	310	8.5413	1.5944	3.5264	11.8716
经济创新产出(对数)	309	17.0577	1.8076	10.4484	20.0670
基础研究经费占比	310	0.0803	0.0627	0.0181	0.4306
应用研究经费占比	310	0.1322	0.0623	0.0370	0.4322

续表

试验发展经费占比	310	0.7875	0.1146	0.1665	0.9365
R & D 经费投入强度	310	0.0184	0.0120	0.0019	0.0684
人均 GDP(对数)	310	11.0061	0.4286	10.1307	12.2075
第三产业占比	310	0.5191	0.0819	0.3703	0.8485
人力资本	310	2926.1226	884.1286	1220.0000	5839.0000
财政科技支出占 GDP 比重	310	0.0050	0.0027	0.0016	0.0129
城镇化率	310	0.6157	0.1194	0.2615	0.8947

注：西藏 2014 年新产品销售收入缺失，经济创新 N = 309；其他主变量 N = 310。

知识创新采用 ln (发明专利授权数 + 1)，经济创新采用 ln (规模以上工业企业新产品销售收入 + 1)。新产品销售收入原值以万元记录、按当年价格统计；章节中的全国汇总金额统一按亿元叙述。BasicShare、AppliedShare、ExperimentalShare 及其他比例变量均以 0~1 入模。上海 2021 年 R & D 经费总额与三项活动经费之和存在轻微官方口径差异，三项占比和约为 100.1081%；保留年鉴值，不人为归一化。

2.3. 基准模型

分别对两项对数产出估计地区和年份双向固定效应模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 BasicShare_{it} + \beta_2 AppliedShare_{it} + \gamma\, RDIntensity_{it} + \delta' Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中，μ_i 和 λ_t 分别表示地区、年份固定效应；Controls 包括人均 GDP 对数、第三产业占比、人力资本、财政科技支出占 GDP 比重和城镇化率，R & D 经费投入强度单独列示。标准误按地区聚类。固定效应利用地区内随时间变化的信息，并控制地区稳定特征与共同年度变化；随时间变化的未观测因素仍可能影响估计。占比提高 1 个百分点对应变量增加 0.01，对数模型中的百分比换算依据 $\exp(0.01\beta)-1$。正文按条件统计关联解释系数。

地区聚类允许同一地区的误差在不同时点相关，年份固定效应则吸收全国共同的年度变化。两项产出使用完全相同的结构变量和控制项，便于比较系数模式。报告的 R^2 用于描述各模型在样本内的拟合，结构关系的稳定性结合后续滞后、区域、空间和稳健性结果判断。

2.4. 空间权重矩阵与空间计量模型

空间权重矩阵 W 依据省级一阶陆地邻接关系构建并行标准化。年度 Global Moran's I 用于描述产出水平的无条件空间相关；主口径 M1 保留海南零邻接行，M2 剔除海南并重构 W，用作敏感性比较。空间面板模型为满足邻接结构要求剔除海南。知识创新采用 30 个省级地区 × 2014~2023 年平衡面板；经济创新主方案 A 同时剔除海南和西藏，为 29 个省级地区 × 2014~2023 年，方案 B 仅剔除海南并改用 2015~2023 年 30 个省级地区数据。两方案同时改变地区成员和时间起点。

为检验空间估计对地区联系定义的敏感性，以既定样本期内 LnGDPpc 的地区均值 g_i 构造经济相似性矩阵，定义见式(4)。经济发展水平越接近，权重越大；对角线为 0，$\varepsilon = 10^{-6}$，并进行行标准化。替代估计保持原空间样本、变量和固定效应不变。

空间拓展先比较 SAR 与 SDM。SDM 同时纳入邻近地区产出和解释变量，可写为：

$$Y_{it} = \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + W X_{it}\theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 ρ 是控制结构变量、控制变量及固定效应后的条件空间依赖参数。SAR 为全部 WX 系数等于 0 时的受限模型，采用自由度为 8 的 LR 联合检验选择模型，并以 Wald 联合检验辅助核验。SDM 中的 β 与 WX 系数对应结构方程参数，本地或跨地区平均效应由影响矩阵分解得到；对第 k 个解释变量，影响矩阵为：

$$S=\left(I-\rho W\right)^{-1},\mathrm{Impact}_k=S\left(\beta_k I+\theta_k W\right) \tag{3}$$

由于空间滞后项使一个地区的变化可经邻接网络反馈到本地，SDM 结构方程中的单个参数与平均边际关联并不相同。直接效应包含本地反馈，间接效应汇集其余地区的平均响应，总效应为二者之和。陆地邻接矩阵刻画地理相邻关系，经济相似性矩阵刻画发展水平接近程度，分别对应两类地区联系定义。

其对角元素平均值、非对角元素行和平均值及两者之和分别给出直接、间接与总效应。两类权重矩阵下的效应 95%区间均基于参数及协方差矩阵的 5000 次有效模拟计算。

$$\tilde{w}_{ij}^{E}=\begin{cases}\dfrac{1}{\left|g_i-g_j\right|+\varepsilon} & i\neq j\\ 0 & i=j\end{cases},\quad w_{ij}^{E}=\frac{\tilde{w}_{ij}^{E}}{\sum_{j=1}^{N}\tilde{w}_{ij}^{E}} \tag{4}$$

3. R & D 经费结构与创新产出的基本特征

样本期内，31 个省级地区 R & D 经费内部支出合计由 13015.63 亿元增至 33357.07 亿元，按现价口径累计增长 156.28%。三类研发活动经费金额均增加，但增长步调不同。基础研究经费由 613.54 亿元增至 2259.12 亿元，份额由 4.71%升至 6.77%；试验发展经费由 11003.56 亿元增至 27436.46 亿元，其份额由 84.54%降至 82.25%，仍占主体。应用研究占比在约 10%~11%之间波动，2023 年为 10.98%。份额变化发生在各类投入绝对金额增长的背景下，占比回落与经费增加同时存在。

两类创新产出也在增长。发明专利授权数的全国省级合计由 2014 年的 157,795 件增至 2023 年的 812,905 件。新产品销售收入 2018 年为 197094.10 亿元，2023 年为 341334.00 亿元，五年间名义增幅约 73.18%；2014 年西藏缺失，因此不以 2014 年 30 个省级地区与 2023 年 31 个省级地区汇总值计算可比增幅。新产品销售收入的变化仍受价格和工业规模影响。

地区差异较明显。2023 年东部省级地区均值发明专利授权数为 57200.10 件，西部为 8169.50 件；同年东部省级地区均值新产品销售收入 22975.78 亿元，西部为 2421.96 亿元。区域内部也存在较宽的省际范围，单一均值不足以概括所有地区。投入份额和两类产出的这些差异为后续面板与空间分析提供经验背景，结构关联由后续模型估计。

从研发结构看，2023 年东部省级地区均值基础研究占比为 7.80%，中部为 5.37%，西部和东北分别为 9.82%与 11.15%。这些省级地区均值与全国金额加权占比不相同，也不代表区域内每一地区。2023 年东部基础研究占比在 2.85%~19.47%之间，西部在 3.35%~26.67%之间，说明区域内部差异同样显著。相同区域标签下，科研与产业任务可能不同，回归中的区域交互项因此检验平均关联差异，而不把地区均值直接解释为配置成效。

两类产出的增长速度和地区层次亦不完全一致。专利授权数的全国汇总在 2014~2023 年增长约 415.17%，而新产品销售收入的可比描述限定在样本范围一致的 2018~2023 年。两项指标分别反映授权成果数量和当年价格下的销售规模，后续模型按各自口径分别以对数形式估计，并以描述性结果作为理解样本规模与地区差异的背景。

2023 年东部与西部的新产品销售收入、发明专利授权数水平均存在差距，两项指标覆盖的主体和成果环节却不同。地区间的水平差异也说明，固定效应模型与简单跨地区均值比较识别的信息并不相同。区分地区内变化和省际水平，是阅读下文结构系数的重要前提。

4. 实证结果与分析

4.1. 基准回归结果

表 3 合并报告两类产出的双向固定效应估计，括号内为地区聚类稳健标准误。核心变量均完整保留，包括未达常用显著性水平的系数。

Table 3. Two-way fixed-effects estimates for R & D expenditure structure and innovation output
表 3. R & D 经费结构与创新产出的双向固定效应结果

变量	知识创新	经济创新
BasicShare	−1.1086 (0.7008)	−1.3864* (0.7366)
AppliedShare	−1.0443** (0.4441)	0.9594 (0.8906)
RDIntensity	8.2002 (7.4293)	13.3992 (10.6256)
LnGDPpc	0.6483 (0.5175)	0.9659 (0.8351)
ThirdShare	0.5868 (0.9756)	−3.4158 (2.3890)
HumanCapital	−0.0000 (0.0001)	−0.0000 (0.0001)
FiscalTech	32.1500** (14.7836)	32.2343* (18.6749)
Urbanization	−0.6833 (1.3106)	5.9899** (2.4927)
地区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	310	309
R^2	0.9931	0.9830

注：括号内为地区聚类稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10%显著性水平。

知识创新模型中，AppliedShare 系数为−1.0443，p = 0.0255，在 5%水平上有负向统计支持；以试验发展份额为参照，提高 1 个百分点对应约 1.04%的较低发明专利授权数。BasicShare 点估计为−1.1086，p = 0.1242，未达到常用显著性水平。经济创新模型中，BasicShare 系数为−1.3864，p = 0.0696，在 10%水平上得到负向统计支持，1 个百分点对应约 1.38%的较低新产品销售收入；AppliedShare 点估计为 0.9594，p = 0.2899，未达到常用显著性水平。

这两组系数以 ExperimentalShare 为参照，刻画控制地区、年份及既定协变量后的相对配置关系。知识创新与经济创新得到统计支持的结构变量不同，提示结果依赖产出定义。控制变量中，财政科技支出占 GDP 比重在知识创新模型中为正且达 5%水平；经济创新模型中的城镇化率为正并达 5%水平，财政科技支出占比达 10%水平。其余控制变量多数未达常用显著性水平。

表 3 中的知识创新模型有 310 个观测，经济创新模型因西藏 2014 年新产品销售收入缺失而有 309 个；对应 R^2 分别为 0.9931 和 0.9830。两类 R^2 较高与地区、年份固定效应及地区规模差异有关，不改变核心结构系数的显著性判断。因此，基准结果主要关注 AppliedShare – 知识创新和 BasicShare – 经济创新两组获得统计支持的关系。

4.2. 时间与地区差异

将结构份额分别滞后一期和二期后，知识创新的 AppliedShare 仍为负，但 p 值分别为 0.1545 和 0.1579；BasicShare 点估计转为正，均未达 10%水平。经济创新的 BasicShare 滞后系数转为正，AppliedShare 滞后系数仍为正，均未达常用显著性水平。滞后一期和二期的样本量分别降为 279 和 248；现有模型没有形成稳定、单向、显著的跨期模式。

区域交互模型以东北为参照。知识创新中，BasicShare × 东部系数为−3.1162 (p = 0.0391)，东部相对东北的条件关联更负；BasicShare × 西部为−3.1566 (p = 0.0528)，在 10%水平获得一定支持。其余区域交互项未达常用显著性水平，经济创新的六个区域交互项也未形成稳定统计证据。交互系数识别相对于东北的差异，各地区合计效应需通过相应联合检验判断。

东北仅有 3 个省级地区，中部有 6 个省级地区，交互估计主要用于比较区域之间的系数差别。知识创新中的东部和西部结果集中于 BasicShare，现有区域差异证据主要限于这一变量。经济创新未得到相应证据，也与基准模型中各产出侧重点不同的事实相呼应。地区分析保留获得统计支持的差异，同时承认小区域样本使推断范围受到限制。

4.3. 空间相关性与空间计量结果

表 4 概括无条件空间相关和模型选择。M1 口径下，2014~2023 年知识创新的 Global Moran’s I 介于 0.3714~0.4473，经济创新介于 0.4033~0.5456；各年度 999 次置换检验的 p 值均小于 0.01。正值说明相邻地区的产出水平具有正向空间相关。M2 剔除海南后，两类产出的区间分别为 0.3771~0.4507 和 0.4194~0.5848，各年度仍有统计支持。经济创新 2014 年的西藏观测保持缺失。

Table 4. Spatial correlation of innovation output and SAR/SDM comparisons
表 4. 创新产出空间相关性与 SAR/SDM 比较

分析	产出/方案	样本	统计量	p 值	SDM ρ (p 值)
Global Moran’s I	知识创新 M1	2014~2023 年	0.3714~0.4473	各年度<0.01	—
Global Moran’s I	经济创新 M1	2014~2023 年	0.4033~0.5456	各年度<0.01	—
LR (df = 8)	知识创新	30 地区 × 2014~2023 年	20.4149	0.0089	−0.1662 (0.0525)
LR (df = 8)	经济创新 A	29 地区 × 2014~2023 年	18.4335	0.0182	−0.3410 (<0.01)
LR (df = 8)	经济创新 B	30 地区 × 2015~2023 年	3.7625	0.8779	−0.1983 (0.0299)

注：M1 保留海南零邻接行，M2 剔除海南后知识创新 I 为 0.3771~0.4507，经济创新 I 为 0.4194~0.5848，各年 p < 0.01。Moran’s I 的 p 值来自 999 次置换检验。知识创新与经济创新 A 的 LR 检验拒绝 8 个 WX 系数联合为 0，方案 B 未拒绝；ρ 的 p 值见括号。

SAR 与 SDM 的 LR 比较中，知识创新、经济创新方案 A 和方案 B 的统计量分别为 20.4149、18.4335

和 3.7625，自由度均为 8，p 值分别为 0.0089、0.0182 和 0.8779。知识创新与经济创新 A 拒绝 WX 系数联合为 0 的原假设，方案 B 未拒绝，Wald 联合检验结论一致。后续以 SDM 报告知识创新与经济创新主方案，方案 B 保持相同模型形式用于样本敏感性比较。知识创新 SDM 的 $\rho = -0.1662$ ($p = 0.0525$)，在 10%水平得到支持；经济创新方案 A 的 $\rho = -0.3410$ ($p < 0.01$)，方案 B 为−0.1983 ($p = 0.0299$)。Moran's I 描述无条件邻近相似性，ρ 反映既定变量与固定效应下的条件空间依赖，两者回答不同问题。

知识创新 SDM 的 BasicShare 和 AppliedShare 结构方程系数分别为−1.1114 和−0.8625，均达 1%水平，两个对应 WX 系数未达常用显著性水平。经济创新方案 A 的 BasicShare 系数为−1.8304 ($p = 0.0720$)，W × BasicShare 系数为 7.0073 ($p = 0.0021$)；方案 B 的 BasicShare 为−1.2824 ($p = 0.0652$)，AppliedShare 为 1.4447 ($p = 0.0068$)，W × BasicShare 未达常用显著性水平。原始参数随经济创新样本构造改变，下一节以效应分解判断平均本地与跨地区关联。

经济相似性矩阵下，知识创新、经济创新 A 和 B 的 ρ 分别为 0.0653 ($p = 0.3874$)、−0.2538 ($p < 0.01$)和−0.2284 ($p = 0.0130$)。知识创新两项结构系数仍为负且达 1%水平，W × AppliedShare 由正转负；经济创新 A 的 W × BasicShare 降至 1.1736 ($p = 0.5104$)，W × AppliedShare 为−6.6298 ($p < 0.01$)。

4.4. 空间效应分解

表 5 列出 BasicShare 与 AppliedShare 的直接、间接和总效应及 95%区间。知识创新中，BasicShare 直接效应为−1.0892，区间[−1.8391, −0.3380]；AppliedShare 直接效应为−0.9045，区间[−1.5099, −0.2971]，均不含 0。两者的间接效应区间均包含 0；BasicShare 总效应为−1.6436，区间[−3.2486, −0.0256]，AppliedShare 总效应区间包含 0。本地结构关联有较明确统计支持，跨地区间接效应证据有限。

Table 5. Direct, indirect and total effects from the SDM
表 5. SDM 直接效应、间接效应与总效应

产出/方案	结构变量	直接效应(95%CI)	间接效应(95%CI)	总效应(95%CI)
知识创新	BasicShare	−1.0892 [−1.8391, −0.3380]	−0.5544 [−1.9954, 0.8894]	−1.6436 [−3.2486, −0.0256]
知识创新	AppliedShare	−0.9045 [−1.5099, −0.2971]	1.0500 [−0.1161, 2.1805]	0.1456 [−1.1818, 1.4819]
经济创新 A	BasicShare	−2.3941 [−4.3694, −0.4204]	6.2547 [2.6713, 9.9004]	3.8606 [−0.1456, 7.8585]
经济创新 A	AppliedShare	−0.2090 [−1.3867, 0.9642]	−0.1620 [−2.0183, 1.7410]	−0.3710 [−2.5122, 1.7944]
经济创新 B	BasicShare	−1.3158 [−2.6734, 0.0446]	0.6913 [−1.9702, 3.3265]	−0.6245 [−3.6478, 2.4255]
经济创新 B	AppliedShare	1.4702 [0.4130, 2.5340]	−0.5276 [−2.5667, 1.4380]	0.9426 [−1.2675, 3.1252]

注：A 为 29 个省级地区 ×2014~2023 年主方案；B 为 30 个省级地区 ×2015~2023 年敏感性方案。95%区间基于 5000 次有效参数模拟；占比变量以 0~1 入模。

经济创新主方案 A 中，BasicShare 直接效应为−2.3941，区间[−4.3694, −0.4204]；间接效应为 6.2547，区间[2.6713, 9.9004]。两个区间均不含 0，但方向相反，总效应点估计 3.8606 的区间[−0.1456, 7.8585]包含 0。AppliedShare 三类效应区间均包含 0。方案 B 中，BasicShare 间接效应仍为正，点估计 0.6913，区

间[−1.9702, 3.3265]包含 0；其直接效应区间也包含 0，AppliedShare 直接效应转为正且区间不含 0。BasicShare 间接效应的统计支持随 A/B 样本构造变化。上述判断以影响矩阵分解结果为依据。

占比变量以 0~1 入模，因而 1 个百分点的点估计换算须乘以 0.01 后再用指数形式表达。知识创新中两项直接效应分别约对应−1.08%和−0.90%的较低产出；经济创新方案 A 的 BasicShare 直接和间接效应分别约为−2.37%与 6.45%的点估计。百分比换算只转换单位，区间是否包含 0 的判断不变。尤其在方案 A 中，由于总效应区间包含 0，其总体关联方向仍存在较大不确定性。

经济创新主方案中 BasicShare 的负向本地直接效应与正向跨地区间接效应之间的方向差异，可从研发成果周期及区域分工理解。基础研究到产品开发和市场销售的时间链条较长。在 R & D 投入强度及其他条件给定时，基础研究份额相对于试验发展份额提高，可能伴随开发和产业化环节的相对资源配置变化，形成当期新产品销售收入的负向本地关联。基础知识可通过科研合作、人才流动和技术交流跨越地区边界。中国中心城市的高校、科研机构及研发资源集聚，可与周边地区的制造和成果转化能力形成分工，知识生产与技术应用、制造及市场转化可在不同地区完成。这为空间关联的方向差异提供了可能解释，具体渠道的区分需要更细粒度的合作与流动数据。

4.5. 稳健性与样本敏感性

表 6 汇总原研究已有的替代产出、剔除四个直辖市及 1%与 99%缩尾检验。替换知识创新指标为专利授权数后，AppliedShare 仍为负并达 5%水平；替换经济创新指标为技术市场技术流向合同金额后，AppliedShare 转为显著负值，BasicShare 不显著。剔除直辖市后，两项基准中获得支持的负向关系仍在原显著性层级附近；缩尾后，知识创新的两个核心系数均未达 10%水平，而经济创新 BasicShare 负向系数达 1%水平。

Table 6. Robustness and sample sensitivity checks
表 6. 稳健性与样本敏感性检验

检验	BasicShare	AppliedShare	N
替换知识产出 – 专利授权数	−0.5094 (0.4686)	−1.4545** (0.5641)	310
替换经济产出 – 技术市场合同金额	1.0184 (1.2545)	−2.3419*** (0.7251)	310
剔除直辖市 – 知识创新	−1.0929 (0.6712)	−1.0334** (0.4596)	270
剔除直辖市 – 经济创新	−1.4250* (0.7827)	1.0847 (0.9104)	269
缩尾 – 知识创新	−0.7214 (0.8253)	−0.8355 (0.5167)	310
缩尾 – 经济创新	−2.1659*** (0.7284)	1.0574 (1.0755)	309

注：括号内为地区聚类稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%、10%显著性水平。各列均纳入既定控制变量和地区、年份固定效应；经济创新空间样本敏感性见表 4、表 5。

这些检验表明，估计关系会随产出指标和极端值处理改变。经济创新 SDM 的 A/B 比较还显示，剔除地区与调整时间窗口可改变本地效应、ρ 及部分结构参数的判断。基准结果、空间分解和敏感性检验共

同显示，部分估计关系对指标、样本和模型设定存在依赖。

替代指标改变了被解释变量所覆盖的经济活动：技术市场合同金额与工业企业新产品销售收入覆盖不同的市场活动环节。缩尾检验改变极端观测的权重，剔除直辖市则改变样本的行政与产业构成。三类处理对应不同的敏感性来源，各列结果应分别解读。空间方案 A 保留 2014 年但剔除西藏，方案 B 保留西藏却舍弃各省级地区 2014 年，两套结果的差异同时包含横截面与时间覆盖变化。

替代空间权重矩阵检验结果见表 7。

Table 7. Decomposition of SDM effects under the economic-similarity weight matrix
表 7. 经济相似性权重矩阵下的 SDM 效应分解

产出/方案	结构变量	直接效应(95%CI)	间接效应(95%CI)	总效应(95%CI)
知识创新	BasicShare	−1.1524 [−1.8909, −0.4074]	−1.1271 [−3.3384, 1.0467]	−2.2795 [−4.7456, 0.1227]
知识创新	AppliedShare	−0.9076 [−1.5195, −0.2981]	−0.7406 [−2.3878, 0.8496]	−1.6482 [−3.5238, 0.1740]
经济创新 A	BasicShare	−3.3565 [−5.2678, −1.4351]	1.7212 [−1.2666, 4.7033]	−1.6353 [−4.9326, 1.6908]
经济创新 A	AppliedShare	−0.0223 [−1.1766, 1.1173]	−5.6292 [−7.7959, −3.5781]	−5.6515 [−7.9785, −3.4614]
经济创新 B	BasicShare	−1.1062 [−2.4170, 0.2189]	0.6831 [−1.0509, 2.4726]	−0.4231 [−2.4894, 1.7002]
经济创新 B	AppliedShare	1.3855 [0.2823, 2.4593]	0.4382 [−1.1821, 2.0718]	1.8237 [0.0072, 3.5948]

知识创新两项直接效应在经济相似性矩阵下仍为负且区间不含 0；BasicShare 总效应仍为负但区间包含 0，AppliedShare 间接和总效应由正转负，区间均包含 0。经济创新 A 的 BasicShare 负向直接效应保留区间支持，正向间接效应区间包含 0，总效应由正转负；AppliedShare 间接与总效应均为负且区间不含 0。经济创新 B 的 BasicShare 三类效应区间均包含 0，AppliedShare 正向直接效应保持区间支持，间接效应由负转正且区间包含 0，总效应区间为[0.0072, 3.5948]。部分空间效应对权重定义存在一定敏感性。

5. 结论与启示

基于 2014~2023 年中国省际面板，研究比较 R & D 经费活动类型结构与知识、经济创新产出的条件关联，并用空间统计和 SDM 效应分解考察邻近联系。试验发展份额在模型中为省略基准组，结构系数反映相对配置关系。

研究得到四点主要发现。第一，R & D 经费总量持续扩张，基础研究份额渐进提高，试验发展仍占主体。第二，双向固定效应估计中，应用研究份额与知识创新产出在 5%水平呈负向条件关联，基础研究份额与经济创新产出在 10%水平呈负向条件关联；另外两项核心系数未达常用显著性水平，滞后模型也未形成稳定的单向模式。第三，两类产出均表现出正向空间相关，陆地邻接设定下知识创新两项结构变量的直接效应均为负且区间不含 0，间接效应区间包含 0，BasicShare 总效应为负且区间不含 0。第四，经济创新主方案中 BasicShare 的负向直接效应与正向间接效应均获区间支持，总效应区间包含 0；方案 B 的间接效应区间包含 0。经济相似性矩阵检验显示，部分空间效应的方向与统计支持随权重定义变化。

这些结果提示，投入评价宜同时记录三类经费的金额和份额，并按研发任务和成果周期选择指标。

知识成果数量与工业企业新产品名义销售对应不同环节，适合分别追踪；份额变化也应与投入总量及项目进度共同阅读。跨区域讨论可结合实际科研合作、人员流动和产业联系核验空间模型所呈现的关联，尤其要保留 A/B 样本构造和效应区间信息。

在经费配置的实际评估中，基础研究、应用研究与试验发展的项目目标宜分别对应知识积累、技术验证和产品开发等可观察进展，再结合完成时间审视当期指标。省际比较还应同时给出产出规模与活动份额，避免把研发规模较大地区的加权结构视为典型地区的配置。空间结果提示邻近地区可能共同面临相似环境，跨地区协作关系可结合项目合作、人员流动和产业联系资料进一步识别。

研究使用省级聚合数据，发明专利授权数未衡量专利质量，新产品销售收入为名义指标。双向固定效应仍可能受到随时间变化的遗漏因素与反向因果影响，因此结论解释为条件统计关联。空间模型分别刻画陆地相邻与经济发展水平相近地区之间的条件关联。

基金项目

2023 年国家统计局统计信息技术与数据挖掘重点实验室&中国政府统计研究中心开放课题重大项目(SDL202301)，国家社会科学基金重大项目(No.21 & ZD153)。

参考文献

[1] OECD (2015) Frascati Manual 2015: Guidelines for Collecting and Reporting Data on Research and Experimental Development. OECD Publishing.

[2] Hausman, J., Hall, B.H. and Griliches, Z. (1984) Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship. *Econometrica*, **52**, 909-938. https://doi.org/10.2307/1911191

[3] Griliches, Z. (1990) Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey. *Journal of Economic Literature*, **28**, 1661-1707. https://doi.org/10.3386/w3301

[4] Acs, Z.J., Anselin, L. and Varga, A. (2002) Patents and Innovation Counts as Measures of Regional Production of New Knowledge. *Research Policy*, **31**, 1069-1085. https://doi.org/10.1016/S0048-7333(01)00184-6

[5] 孙莹. R&D经费投入趋势演变与启示——基于交叉结构视角的国际比较[J]. 上海行政学院学报, 2023, 24(1): 100-111.

[6] 曹峥林, 蒋绍琴. 研发投入结构对省域专利质量的影响——基于长江经济带的实证分析[J]. 科技创业月刊, 2023, 36(8): 34-44.

[7] 孙伦轩, 曹清峰. 经济增长视角下高校 R&D 经费支出结构及其影响差异——基于省际面板数据的实证研究(1999-2011) [J]. 教育科学, 2014, 30(3): 56-60.

[8] 刘树林, 刘奥勇. 空间溢出效应视角下 R&D 经费结构对全要素生产率的影响[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版), 2018, 20(4): 71-80.

[9] 项歌德, 朱平芳, 张征宇. 经济结构、R&D 投入及构成与 R&D 空间溢出效应[J]. 科学学研究, 2011, 29(2): 206-214.

[10] 吴玉鸣, 何建坤. 研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析[J]. 管理科学学报, 2008, 11(4): 59-66.

[11] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7): 43-55, 65.

[12] 张可. 经济集聚与区域创新的交互影响及空间溢出[J]. 金融研究, 2019(5): 96-114.