

doi. 10. 3724/1005-0566. 20260904

政府补贴何时促进协同创新: 市场结构传导与数字情境的双重调节

高 伟,杜晓恒

(中国矿业大学经济管理学院,江苏 徐州 221116)

摘 要:政府补贴何时能够促进协同创新,又在何种条件下陷入政策失灵?基于2011—2023年中国A股新能源汽车企业面板数据,本文构建产业组织理论模型并系统检验补贴的非线性效应、传导机制与边界条件。研究发现:政府补贴并非单纯有效或失灵,而是一种具有显著阈值依赖与情境约束的政策工具:在合理强度与良好市场环境下能够有效促进协同创新,但超过关键阈值或制度条件不匹配时,补贴会显现边际效率衰减的政策失灵特征。政府补贴总体呈现正向作用,补贴与协同创新存在单一门槛,门槛以下系数约为门槛以上系数的4.2倍,二者同为正,说明补贴由激活区进入饱和区后效应显著衰减而非转为抑制;补贴一方面经由企业规模分布重塑市场结构进而影响协同创新,另一方面经由市场结构作用于资源配置效率,区域市场分割与要素流动壁垒显著削弱市场结构向协同创新的传导,市场结构由静态约束被重构为动态传导机制;数字基础设施的调节作用具有条件性,在高信息透明度环境与高数字化能力企业中为正,在低透明度和制度冲突环境中转为负。本文以门槛依赖取代线性假设、以链式中介取代静态约束、以条件化调节取代普遍赋能,构建政策强度、市场结构、数字情境三维分析框架,并提出分阶段差异化补贴、结构导向的市场改革与数字制度协同的政策思路。

关键词:协同创新;政府补贴;门槛回归模型;数字基础设施;新能源汽车

中图分类号:F42

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2026)09-0041-15

When do government subsidies promote collaborative innovation: Market structure transmission and the dual moderating effect of digital situation

GAO Wei, DU Xiaoheng

(School of Economics and Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China)

Abstract: When do government subsidies promote collaborative innovation, and under what conditions do they lead to policy failure? Using panel data on Chinese A-share new energy vehicle firms from 2011 to 2023, this paper develops an industrial organization model and systematically examines the nonlinear effects, transmission mechanisms, and boundary conditions of government subsidies. The results show that government subsidies are neither uniformly effective nor uniformly ineffective, but rather constitute a policy instrument characterized by pronounced threshold dependence and contextual constraints: they effectively promote collaborative innovation when subsidy intensity remains within an appropriate range and market conditions are favorable, whereas once a critical threshold is crossed or institutional conditions are mismatched, their marginal effectiveness declines, giving rise to features of policy failure. Specifically,

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新发展格局下我国区域产业协同发展的嵌入机理、演化路径及政策选择研究”(22AJY022); 2024年广州市教育局高校科研项目资助(2024312100)。

作者简介:高伟(1974—),男,江苏徐州人,中国矿业大学经济管理学院教授,博士,研究方向为产业经济、区域经济、协同创新。通信作者:杜晓恒。

government subsidies exert an overall positive effect on collaborative innovation; the relationship between subsidies and collaborative innovation exhibits a single threshold, with the coefficient below the threshold being approximately 4.2 times that above it, while both coefficients remain positive, indicating that the subsidy effect declines markedly rather than turning negative as subsidy intensity moves from the activation zone to the saturation zone. Subsidies, on the one hand, reshape market structure through changes in the firm size distribution and thereby affect collaborative innovation, and, on the other hand, influence resource allocation efficiency through market structure; regional market segmentation and barriers to factor mobility significantly weaken the transmission from market structure to collaborative innovation, thereby recasting market structure from a static constraint into a dynamic transmission mechanism. The moderating effect of digital infrastructure is conditional, being positive in environments of high information transparency and among firms with strong digital capabilities, but turning negative in environments of low information transparency and institutional conflict. By replacing the linearity assumption with threshold dependence, static constraints with chain mediation, and universal empowerment with conditional moderation, this paper develops a three-dimensional analytical framework encompassing policy intensity, market structure, and digital context, and derives policy implications for phased and differentiated subsidies, structure-oriented market reform, and coordination between digital development and institutional arrangements.

Key words: collaborative innovation; government subsidy; threshold regression; digital infrastructure; new energy vehicle

创新政策的核心假设在于,政府补贴能够产生可预测且成比例的创新产出。这一线性逻辑植根于新古典经济学传统^[1-2],预设了稳定的信息环境、统一的传导机制和同质化的企业反应,而创新生态系统的数字化转型正在系统性地打破上述前提。中国新能源汽车产业在 2009—2023 年获得超过千亿元的政府补贴,但补贴强度相同的企业,其创新产出差异显著^[3];从美国《通胀削减法案》到欧盟《绿色协议》,类似的政策效应异质性同样普遍存在。由此,本文的核心问题是:在何种条件下补贴才能有效催化协同创新?

现有文献存在三个缺陷。①线性假设仍被广泛沿用。部分研究虽承认非线性关系,但多依赖临时性函数设定;门槛回归虽提供了方法论工具^[4],却未回答门槛位置由何决定。②传导机制仍显模糊。文献已识别信号效应、资源供给与风险分担等渠道,却缺乏整合框架解释补贴如何重塑市场结构并作用于企业间协作,而平台动态与网络效应已改变了创新的组织方式。③数字基础设施的作用尚未得到理论界定。其对创新的推动作用虽被广泛承认,但它如何调节传统政策工具、如何改变决定补贴有效性的信息不对称与协调机制,仍讨论不足。

针对上述缺陷,本文构建并检验数字时代创新政策的条件性理论,提出三个核心机制。①补贴效应应具有门槛依赖性,激活阶段突破协作壁垒,

饱和阶段边际收益递减,以制度转换逻辑取代线性假设。②市场结构由静态环境因素重新界定为动态中介机制,补贴经由重塑企业规模分布、重构市场集中度影响协作的资源配置效率。③数字基础设施的调节效应取决于信息透明度、组织数字化能力与制度协调性,这一判断挑战了数字化普遍赋能的隐含假设。

本文运用 2011—2023 年 105 家中国 A 股新能源汽车企业的面板数据检验上述命题,构建涵盖六个维度的协同创新指数,采用门槛回归识别效应的转换点,并以移动份额法等方式构造工具变量进行因果识别。实证结果揭示了三个关键发现。①补贴效应在统计显著的阈值处发生制度转换,激活阶段的效应强度显著高于饱和阶段。②补贴通过改变企业规模分布、重塑市场集中度、影响协同创新的中介链条发挥作用,而制度摩擦显著削弱特定中介环节。③数字基础设施的调节效应呈现条件依赖性:在高透明度、强数字化能力的情境下放大补贴效应,但在不协调制度环境下反而削弱效果。

本文的边际贡献有三。①推进创新政策理论,将吸收能力理论化为门槛决定因素,使门槛回归由统计工具转化为理论检验手段,实现从政策是否有效向政策在何种条件下有效的转变。②拓展产业组织理论,将市场结构从静态约束重新界定为政策可塑的动态传导机制,并给出链式中介

的经验证据。③推进数字转型理论,提出数字基础设施的三重条件调节框架,为理解政策与技术的互动提供可推广的视角。

上述发现对创新系统理论亦有启示。数字时代之前形成的创新系统框架依托稳定的要素配置,未必能够捕捉当代的创新动态,而政策是否有效日益取决于数字与制度的互补,创新系统研究也应从相对稳定的架构配置转向动态且依赖条件的系统。

一、文献综述,理论分析与研究假设

(一)政府补贴与协同创新:从线性到权变

政府创新补贴的理论基础源于市场失灵的纠正逻辑^[1-2]:创新具有正外部性,导致私人投资不足,因而需要公共干预。该框架隐含假设补贴投入与创新产出之间存在线性、成比例的关系,但实证证据并不支持。激励效应视角认为补贴通过成本补偿、风险降低促进协同创新,挤出效应视角则发现零效应甚至负效应^[5-6]。这些矛盾通常被归因于方法论差异或样本异质性,而非理论假设本身的局限。

近期研究质疑线性假设的适用性,记录了补贴与创新绩效之间的倒U型关系^[7-8],但仍面临三个局限。①方法论的临时性,二次项或分段回归缺乏理论支撑来解释效应为何、在何处转折。②维度的不完整性,现有测度多聚焦企业内部研发支出,较少覆盖联合专利、战略联盟、平台参与等组织间创新活动,而数字情境下的创新日益依托网络协同编排。③机制的模糊性,信号传递、资源供给与风险降低等渠道已被分别识别,却缺乏整合框架解释其交互作用及权变条件。

上述局限使既有研究难以说明机制转换与门槛位置的来源,从而限制了补贴政策从经验试错走向理论驱动的精准设计。本文认为,补贴对协同创新的效应具有门槛依赖性,并对应激活与饱和两种机制,二者的转换由政策强度与市场吸收能力的互动决定。激活机制在补贴达到临界水平时发挥作用,表现为降低协同成本以缓解协调摩擦、向合作伙伴提供可信信号以减少信息不对称、培育资源互补能力以支撑联合价值创造。随着补贴继续增加,饱和机制逐步显现,表现为边际信号

价值递减、企业组织能力约束以及过度补贴对市场协作的替代。

门槛效应是市场吸收能力的具体体现,其位置并非任意拟合所得,而由市场主体识别、吸收和转化协同机会的系统性能力决定^[9]。吸收能力越强,创新基础设施、主体学习能力与协作规范越成熟,市场越能在饱和前有效利用更大规模的补贴,从而形成较高门槛;吸收能力有限的市场则更易提前进入饱和状态。

补贴效果还深度嵌入于市场环境之中。在要素市场扭曲显著的地区,企业更倾向于将资源配置于寻租活动,从而削弱补贴的创新激励^[10];而在资源禀赋优越、市场机制较为完善的地区,补贴的挤出效应相对较弱^[11]。可见补贴的激励效应是制度与行为互动的结果,应在异质性市场背景下动态评估。

基于此,本文提出以下假设。

H1a:在未区分补贴区间的线性回归框架下,政府补贴对协同创新具有正向促进作用。

H1b:政府补贴与新能源汽车企业协同创新之间存在非线性关系,呈现阈值效应特征。饱和机制中的效应幅度相对于激活机制更低。

H1c:政府补贴对协同创新的促进作用呈现市场环境的异质性,具体表现为其激励效应在不同市场环境中存在差异。

(二)市场结构:从静态约束到动态传导机制

产业组织理论长期考察市场结构对创新的影响,并由此引出经典的熊彼特之辩。传统的结构—行为—绩效范式将市场结构视为外生的环境约束,通过影响企业战略作用于创新绩效^[12]。这一静态设定在政策评估中存在三方面局限。①忽视政策干预对市场结构的重塑,补贴并非简单叠加于既有结构,而是重构企业规模分布、改变进入退出动态与集中度格局。②割裂地考察补贴与市场结构、市场结构与创新两组关系,缺乏链式中介框架揭示补贴如何经由结构转化为协同创新绩效。③忽视制度摩擦,区域市场分割与要素流动壁垒会系统性削弱或放大结构的中介效应,却很少被纳入政策评估框架。可见,当前框架把市场结构静态化为外生约束,而非可被政策塑造的动态传导机制。

本文认为,市场结构构成补贴影响协同创新的

关键动态中介,其路径为补贴改变企业规模分布、规模分布重塑市场集中度、集中度决定企业间协作的资源配置效率,并通过三个顺序机制运作。①结构重构机制,补贴的选择性分配塑造企业规模格局,对领导企业的补贴通过马太效应强化既有等级结构^[13],偏向挑战者的补贴则促进规模趋同。②集中度转型机制,规模分布通过组成效应直接影响市场集中度,规模高度分层推高集中度,分布均匀则降低集中度并增加同量级竞争者。③资源配置机制,适度集中能够催生具备协调能力的创新网络编排者,而极端集中会诱发主导者的协作抑制,过度分散则因资源碎片化降低协同效率。

市场结构的中介机制在很大程度上依赖制度环境的支持。一方面,区域市场分割破坏补贴信号的跨区域一致性,使结构重构难以形成全国性的规模效应;另一方面,区域市场分割阻碍跨区域协作,抑制技术在区域间的传播。要素流动壁垒则通过限制企业获取跨组织、跨区域的互补资源,削弱结构向协同创新转化的通道。由此,中介机制在制度整合程度较高的市场可以完整发挥作用,在制度碎片化地区则可能被削弱甚至失灵。

基于此,本文提出如下假设。

H2:市场结构在政府补贴与协同创新的关系中发挥中介作用。

市场结构在政府补贴与协同创新之间发挥链式中介作用,其作用路径体现在“政府补贴→企业规模分布→市场集中度→协同创新”的动态传导过程中。

基于此,本文提出如下假设。

H2a:结构重构机制:政府补贴通过调整企业规模分布改变市场结构,进而促进协同创新,其路径体现为“政府补贴→企业规模分布→市场集中度→协同创新”的动态传导过程。

H3a:区域整合机制:区域市场分割会负向调节中介链条中的补贴→市场结构环节和市场结构→协同创新环节。

H3b:资源配置机制:要素流动壁垒会负向调节中介链条中的市场结构→协同创新环节。

(三)数字基础设施:从普遍推动者到权变调节者

数字基础设施已成为创新的关键推动

力^[14-15]。主流理论将其视为协同创新的正向赋能因素,认为良好的基础设施通过降低信息不对称^[16]、减少交易成本并扩大网络效应提升协同创新绩效。这一观点在解释政策与技术的互动方面存在三个局限。①机制描述过于简化,多关注数字基础设施对创新的直接影响,很少考察其与政府补贴的交互,而二者的耦合既能完善数据确权制度与交易规则,又能通过算力支持激活要素流动。②忽视权变条件,数字基础设施的有效性依赖于信息透明度、组织能力和制度协调,缺乏这些条件时,数字化可能加剧错误信息传播、扩大数字鸿沟。③理论阐释不足,现有研究倾向于孤立地考察单一维度,缺乏综合框架揭示数字化与政策之间的多重互动路径。可见,当前框架将数字基础设施视为普遍推动者,而非制度条件约束下的权变调节者。

本文认为,数字基础设施以权变方式调节补贴对协同创新的影响,其方向与幅度取决于三个制度条件。信息传导条件通过信号准确性机制发挥作用:高透明度环境下,数字基础设施加速政策信号与合作伙伴质量信息的精准传播,降低搜索成本与制度匹配摩擦^[16];低透明度或信息扭曲环境下,则可能加速错误信息传播、引发逆向选择。能力匹配条件关注政策与企业数字能力的契合:数字能力强的企业能够借助基础设施识别补贴、获取政策信息并协调复杂协作,而数字受限企业面临数字鸿沟^[17],难以适配数字化中介的政策环境。制度协调条件反映基础设施部署与政策实施之间的互补或冲突:当数据治理、隐私法规、知识产权保护与创新政策保持一致时,二者产生协同效应^[18];在数据本地化要求与协作政策相互冲突时,则形成替代效应。

基于此,本文提出如下假设。

H4:数字基础设施对政府补贴的协同创新促进效应具有正向调节作用。

H4a:信息传导条件:数字基础设施在高透明度环境中正向调节补贴对协同创新的效应,但在低透明度环境中负向调节。

H4b:能力匹配条件:数字基础设施对高数字化转型能力企业正向调节补贴效应,但对低数字化能力企业负向调节。

H4c:系统协同条件:数字基础设施在协调的制度环境下正向调节补贴效应,但在冲突的制度环境下负向调节。

(四)迈向数字时代创新政策的权变理论

综上所述,现有创新政策理论形成于前数字时代,三个理论缺口共同指向一个根本性不足,即无法充分捕捉当代的创新动态。弥补这一不足,需要以机制依赖取代线性假设,把政策效应刻画为在激活与饱和之间的门槛依赖;把市场结构由外生约束界定为可被政策塑造的中介机制;把数字基础设施由普遍推动者理论化为受制度条件约束的权变调节者。三者共同构成数字时代创新政策的权变理论。

基于上述理论演进与研究缺口,本文构建政府补贴影响协同创新的机制框架(见图1),将政策强度、市场结构演化与数字制度情境纳入统一视角:补贴效应的门槛依赖决定其何时有效,市场结构的链式中介决定其如何传导,数字与制度条件决定其在何种情境下被放大或被逆转。

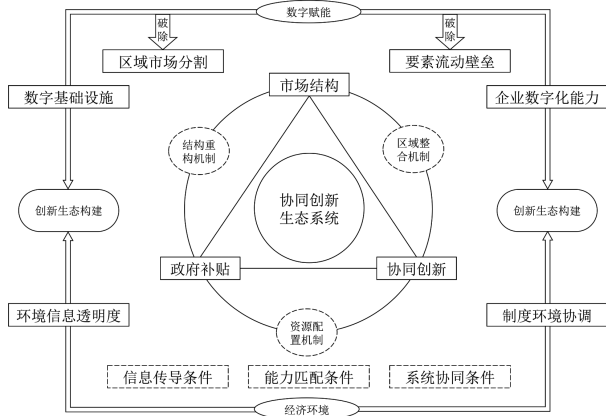


图1 理论分析框架

二、理论模型

为刻画政府补贴影响协同创新的市场结构传导机制以及数字基础设施的调节作用,本节构建一个产业组织模型,揭示补贴由激励阶段向饱和阶段演化的内在逻辑,并为实证分析提供先验依据。

(一)消费者需求函数

假定产业中存在 n 个新能源汽车企业,企业 i 位于城市 j , 城市 j 中的新能源汽车企业数量为 n_j , 时期 t 的协同创新投入水平为 $c_{ijt} \in [0, \bar{c}]$ 、产量为 q_{ijt} ($q_{ijt} \geq 0$)。基于产品差异化,消费者对创新带来

的产品质量提升具有更高的支付意愿,反需求函数设定为:

$$P_{jt} = a_j - b \sum q_{ijt} + \theta CI_{jt} \quad (1)$$

其中, a_j 为城市 j 的基础需求; b 为价格敏感度; $CI_{jt} = \sum c_{ijt}$ 为城市 j 的总协同创新水平; θ 反映协同创新通过提升产品质量和技术含量对消费者支付意愿的正向影响($a_j > 0, b > 0, \theta > 0$)。

(二)企业生产函数

企业 i 的生产成本函数为:

$$TC_{ijt} = \left(\frac{\gamma}{2}\right) q_{ijt}^2 - \delta \sum_{k \neq i} c_{kjt} q_{ijt} \quad (2)$$

生产成本函数第一项中, γ 为边际成本递增参数($\gamma > 0$)。第二项为技术溢出带来的成本节约,其大小受数字基础设施(DI_{jt})调节,基础设施水平越高则溢出系数 δ 越大: $\delta = \delta^0 + \delta^1 DI_{jt}$ ($\delta^0 > 0, \delta^1 > 0$)。企业 i 的协同创新成本函数为:

$$CC_{ijt} = \left(\frac{\varphi}{2}\right) c_{ijt}^2 - \eta \sum_{k \neq i} c_{kjt} c_{ijt} \quad (3)$$

其中, φ 为创新成本参数; η 为企业 i 与同城市其他企业 k 开展协同创新带来的成本节约。二者反映同城企业间协同创新的网络效应($\varphi > 0, \eta > 0$)。

(三)政府补贴函数

政府对企业 i 的补贴取决于其协同创新投入:

$$S_{ijt} = s_{jt} g \quad (4)$$

其中, $s_{jt} \geq 0$ 为城市 j 在时期 t 的补贴强度。基于中国新能源汽车产业的补贴实践,补贴函数 $g(\cdot)$ 具有分段形式:

$$g(c_{ijt}) = \begin{cases} \alpha^1 c_{ijt}, & c_{ijt} \leq \bar{c}^1 \\ \alpha^1 \bar{c}^1 + \alpha^2 (c_{ijt} - \bar{c}^1) - \beta (c_{ijt} - \bar{c}^1)^2, & \bar{c}^1 < c_{ijt} \leq \bar{c}^2 \\ \alpha^1 \bar{c}^1 + \alpha^2 (\bar{c}^2 - \bar{c}^1) - \beta (\bar{c}^2 - \bar{c}^1)^2, & c_{ijt} > \bar{c}^2 \end{cases} \quad (5)$$

其中, $\alpha^1 > \alpha^2 > 0, \beta > 0$ 。上述设定反映了补贴的边际递减特征:初期补贴力度较大,超过门槛 $\bar{c}^1$ 后边际激励效应下降。

(四)企业决策与均衡

企业 i 的利润函数为:

$$\pi_{ijt} = P_{jt} q_{ijt} - TC_{ijt} - CC_{ijt} + S_{ijt} \quad (6)$$

企业进行两阶段博弈:第一阶段同时选择协同创新投入,第二阶段同时选择产量。第二阶段中企

业 i 给定创新投入选择产量最大化,一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_{ijt}}{\partial q_{ijt}} = a_j - 2bq_{ijt} - b \sum_{k \neq i} q_{ikt} + \theta CI_{jt} - \gamma q_{ijt} + \delta \sum_{k \neq i} c_{kjt} = 0 \quad (7)$$

根据对称性,在均衡时所有企业选择相同产量 q_{jt}^* , 解得:

$$q_{jt}^* = \frac{a_j + \theta CI_{jt} + \delta(n_j - 1) \bar{c}_{jt}}{b(n_j + 1) + \gamma} \quad (8)$$

其中, $\bar{c}_{jt} = \frac{CI_{jt}}{n_j}$ 为平均协同创新水平。将市场出清条件下的均衡产量代入利润函数,在对称均衡下企业 i 选择相同的创新水平 c_{jt}^* 以实现预期利润最大化,一阶条件为:

$$\left. \frac{\partial \pi_{ijt}}{\partial c_{ijt}} \right|_{c=c^*} = [\theta n_j + \delta(n_j - 1)] q_{jt}^* - [\varphi - 2\eta(n_j - 1)] c_{jt}^* + s_{jt} g'^* = 0 \quad (9)$$

其中,

$$g'(c_{ijt}) = \begin{cases} \alpha^1, c_{ijt} \leq \bar{c}^1 \\ \alpha^2 - 2\beta c_{ijt}, c_{ijt} > \bar{c}^1 \end{cases} \quad (10)$$

则政府补贴对协同创新的边际影响为:

$$\frac{\partial c_{ijt}}{\partial s_{jt}} = \begin{cases} \frac{\alpha^1}{\varphi - 2\eta(n_j - 1) - \frac{[\theta n_j + \delta(n_j - 1)]^2}{b(n_j + 1) + \gamma}}, c_{ijt} \leq \bar{c}^1 \\ \frac{\alpha^2 - 2\beta(c_{ijt} - \bar{c}^1)}{\varphi - 2\eta(n_j - 1) - \frac{[\theta n_j + \delta(n_j - 1)]^2}{b(n_j + 1) + \gamma} + 2\beta s_{jt}}, c_{ijt} > \bar{c}^1 \end{cases} \quad (11)$$

可见,政府补贴对协同创新的边际效应呈现非线性特征,初期补贴的边际激励作用强于后期。

(五) 市场结构的演化

城市 j 时点 t 的赫芬达尔指数为:

$$HHI_{jt} = \sum_{i=1}^{n_j} \left(\frac{q_{ijt}}{\sum_{k=1}^{n_j} q_{ikt}} \right)^2 \quad (12)$$

为在基准模型中引入市场结构中介渠道,需建立赫芬达尔指数与企业协同创新分布之间的函数关系。在对称均衡邻域内保持总创新水平不变,令企业 i 短暂偏离平均创新 Δc_{ijt} , 代入 HHI_{jt} 的定义式,可得修正后的集中度函数:

$$HHI_{jt} = \frac{1}{n_j} + \frac{[\theta - \delta(n_j - 1)]^2}{n_j A_{jt}^2 \bar{q}_{jt}^2} Var_{jt}(c_{ijt}) \quad (13)$$

其中 $Var_{jt}(c_{ijt})$ 为城市内企业创新投入的样本方差,反映补贴对创新分布的差异化激励; $\bar{q}_{jt}$ 为城市 j 在时点 t 企业产量的均值; $A_{jt} = b(n_j + 1) + \gamma$ 。为获得解析解,假设创新投入离散度对补贴水平的边际响应为常数,即 $\frac{\partial Var_{jt}(c_{ijt})}{\partial s_{jt}} = v_j (v_j > 0)$, v_j 为补贴强度对创新投入离散度的影响系数。将 HHI_{jt} 的传导路径代入创新决策一阶条件,利用隐函数定理对 s_{jt} 求导,可得均衡创新对补贴的边际效应:

$$\frac{dc_{ijt}^*}{ds_{jt}} = \underbrace{\frac{g'(c_{ijt}^*)}{-F_c}}_{\text{补贴直接效应}} + \underbrace{\frac{\zeta \frac{[\theta - \delta(n_j - 1)]^2}{n_j A_{jt}^2 \bar{q}_{jt}^2} v_j}{-F_c}}_{\text{市场结构中介效应}} \quad (14)$$

其中, $F_c = \frac{[\theta n_j + \delta(n_j - 1)]^2}{b(n_j + 1) + \gamma} - [\varphi - 2\eta(n_j - 1)] + s_{jt} g''$ 。参数 ζ 的符号反映市场结构的经济效应: $\zeta > 0$ 时,高集中度通过规模经济或融资便利降低边际协同创新成本; $\zeta < 0$ 时,集中度上升诱发合谋惰性而抑制协同创新。在 $F_c < 0$ 的二阶条件下,市场结构中介效应的方向取决于 ζv_j 的符号。

(六) 数字基础设施的调节机制

为检验数字基础设施能否放大政府补贴对协同创新的激励,本文在两阶段博弈框架中引入数字与补贴的交互机制。将企业一阶条件写成隐式函数并对最优解交叉求导可得 $\frac{\partial^2 c^*}{\partial s_{jt} \partial DI_{jt}} > 0$, 即数字基础设施越强,补贴对协同创新的边际激励越大。

1. 信息传导效应

信息环境对政策信号的传导具有关键影响。设定 IT_{it} 为环境信息透明度 ($IT_{it} \in [0, 1]$), 则有效补贴强度可表示为:

$$s'_{ijt} = s_{ijt} (1 + \tau DI_{jt}) \quad (15)$$

其中,函数 $\tau(IT_{it})$ 反映信息透明度的调节作用,具体可表示为:

$$\tau(IT_{it}) = \begin{cases} \tau_- < 0, IT_{it} \leq \bar{IT} \\ \tau_+ > 0, IT_{it} > \bar{IT} \end{cases} \quad (16)$$

可见,信息透明度较高时,数字基础设施能够放大政策信号 ($\tau_+ > 0$)、提升资源配置效率;信息透明度较低时,则可能因信息扭曲 ($\tau_- < 0$) 而强

化企业寻租或补贴错配。

2. 能力匹配效应

数字基础设施的作用还取决于企业数字化能力与基础设施水平之间的匹配程度,据此设定有效协同创新成本为:

$$\varphi'_{ijt} = \varphi[1 - \mu \min\{DC_{it}, DI_{jt}\}] \quad (17)$$

其中, φ 为创新成本系数, $\mu \in (0, 1)$ 表示企业数字化能力 (DC_{it}) 与数字基础设施的匹配程度。当二者均较高且相互匹配时,创新成本显著下降;任一环节存在短板,则创新提升受限。

3. 制度协调效应

制度环境协调度影响协同创新网络的运行效率,其有效系数可表示为:

$$\eta'_{ijt} = \eta(1 + \nu DI_{jt}) \quad (18)$$

其中, η 为网络效应参数 ($\eta > 0$), 函数 $\nu(IC_{it})$ 反映制度环境协调的调节作用: $\nu(IC_{it}) = \nu^0 + \nu^1 IC_{it}$ ($\nu^1 > 0$)。制度协调度较高时,产权保护、市场准入及信息共享机制的完善降低了协同创新中的交易成本与信任摩擦,强化数字化网络的扩散功能。

三、实证研究设计

(一) 数据来源与变量说明

本文选取 2011—2023 年中国 A 股新能源汽车上市公司为研究样本,共 105 家企业,数据来源于 Wind 等数据库、CNRDS 平台以及各省份和地级市统计年鉴。样本处理如下:剔除连续 3 年被标记为 ST、SST、*ST、S*ST 的样本以及关键指标缺失严重的样本,剔除非持续经营企业,对连续变量作上下 1% 缩尾,对部分缺失数据作线性插值。

被解释变量为协同创新,对企业专利、合作等变量作主成分分析构建综合指标(见表 1),并以熵权 TOPSIS 法和文本分析法分别构建指标用于稳健性检验。解释变量为政府补贴,以企业年度政府补助总额度量。

控制变量涵盖企业、省市以及产业链供应链三个层面,分别经主成分分析降维为企业运营指标、宏观环境指标和产业链供应链指标。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	含义	二级指标	数据来源
被解释变量	col	协同创新	企业联合申请授权专利	Wind、CNRDS 数据库
			新产品或服务的增长比例	Wind、CSMAR 数据库
			专利发明人的人数(对人数和申请单位数均大于 1 的指标进行了筛选)	Wind、CSMAR 数据库
			专利代理机构参与数量(对大于 1 的指标进行了筛选)	Wind、CSMAR 数据库
			董事网络关系	CSMAR 数据库的董监高个人特征文件,使用 Pajek 软件计算出
解释变量	sub	政府补贴	企业获得的年度政府补助总额	Wind、CSMAR 数据库
			企业战略联盟	CNRDS 数据库、上市公司战略联盟公告
中介变量	HHI	市场结构	赫芬达尔指数	Wind、CSMAR 数据库
	dis	企业规模分布	企业规模分布 Pareto 指数	使用公式(31)计算
	eff	资源配置效率	企业过度投资	使用公式(32)计算
调节变量	diginf	数字基础设施	对 5 个相关省市指标进行主成分分析	CNRDS、CSMAR 等数据库
	bar	要素流动壁垒	使用全国统一大市场中 3 个指标的平均数表征	CNRDS、CSMAR 等数据库
	seg	区域市场分割	使用居民消费价格指数、相邻城市数量等城市截面指标(共 7 个)计算	CNRDS、CSMAR 等数据库
	infew	环境信息透明度	企业层面 5 个指标的样本百分等级的平均值	CNRDS、CSMAR 等数据库
	digtra	企业数字化能力	无形资产中与数字化技术相关部分占无形资产总额的比例	CNRDS、CSMAR 等数据库
	inscoo	制度环境协调	企业年报中不确定性词语数量占总词数量的比例	CNRDS、CSMAR 等数据库
	c_mac	宏观指标	对宏观层面的 10 个相关指标进行主成分分析	CNRDS、CSMAR 等数据库
控制变量	c_cha	产业链、供应链指标	对产业链、供应链层面的 7 个相关指标进行主成分分析	CNRDS、CSMAR 等数据库
	c_ent	企业运营指标	对企业层面的 7 个相关指标进行主成分分析	CNRDS、CSMAR 等数据库

(二) 模型设定

本文设定固定效应模型为:

$$col_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 sub_{i,t} + \rho' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (19)$$

其中, i, j, t 分别代表企业、城市和年份; $col_{i,t}$ 为协同创新; $sub_{i,t}$ 为政府补贴^①; $X_{i,j,t}$ 为控制变量; $Firm$ 、 $Year$ 、 $City$ 分别为企业、年份和城市固定效应; $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机误差项。

为了进一步探究政府补贴的非线性效应,构建二次项模型以及门槛回归模型进行分析。

$$col_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 sub_{i,t} + \omega_2 sub_{i,t}^2 + \omega' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (20)$$

$$col_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 sub_{i,t} \cdot I(sub_{i,t} < \chi) + \varphi_2 sub_{i,t} \cdot I(sub_{i,t} \geq \chi) + \varphi' X_{i,j,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,j,t} \quad (21)$$

其中,门槛变量为政府补贴, $I(\cdot)$ 为取值 1 或 0 的示性函数,满足括号内条件即为 1,否则为 0。

为验证影响机制,本文参考中介效应识别的

① 根据数据特点,回归时对自变量和因变量作开平方处理,下同。

相关讨论^[19],并在其基础上增加中介变量对被解释变量的回归^[20-21],建立四段式中介效应模型,同时以 Sobel 检验和 Bootstrap 检验作进一步判断。

$$HHI'_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma_1 sub_{i,t} + \Gamma' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (22)$$

$$col_{i,t} = \Theta_0 + \Theta_1 HHI'_{i,t} + \Theta' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (23)$$

$$col_{i,t} = \Lambda_0 + \Lambda_1 HHI'_{i,t} + \Lambda_2 sub_{i,t} + \Lambda' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (24)$$

其中, $sub_{i,t}$ 是解释变量; $col_{i,t}$ 是被解释变量; $HHI'_{i,t}$ 是中介变量。变量选取与实证模型(19)一致。

数字基础设施采用主成分分析法衡量,分项数据为移动电话数、每百人移动电话用户数、移动电话基站数、每百人互联网用户数、人均电信业务总量五个省市级指标。构建交互项时对相关变量作标准化处理,并按数字基础设施的中位数分组回归。

$$col_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 sub_{i,t} + \kappa_2 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} + \kappa_3 diginf_{j,t} + \kappa' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (25)$$

进一步从环境信息透明度、企业数字化能力、制度环境协调三个角度构建式(26)~式(28)所示的双重调节效应模型。环境信息透明度以企业层面 5 个指标的样本百分等级均值衡量^②^[22];企业数字化能力以无形资产中数字化技术相关部分的占比衡量^[23];制度环境协调以年报中不确定性词语数量占总词数的比例衡量^[24]。

$$col_{i,t} = \varpi_0 + \varpi_1 sub_{i,t} + \varpi_2 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} + \varpi_3 diginf_{j,t} + \varpi_4 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} \times infenv_{i,t} + \varpi_5 sub_{i,t} \times infenv_{i,t} + \varpi_6 diginf_{j,t} \times infenv_{i,t} + \varpi_7 infenv_{i,t} + \varpi' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (26)$$

$$col_{i,t} = \iota_0 + \iota_1 sub_{i,t} + \iota_2 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} + \iota_3 diginf_{j,t} + \iota_4 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} \times digtra_{i,t} + \iota_5 sub_{i,t} \times digtra_{i,t} + \iota_6 diginf_{j,t} \times digtra_{i,t} + \iota_7 digtra_{i,t} + \iota' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (27)$$

$$col_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_2 sub_{i,t} + \sigma_3 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} +$$

$$\sigma_4 diginf_{j,t} + \sigma_5 sub_{i,t} \times diginf_{j,t} \times inscoo_{i,t} + \sigma_6 sub_{i,t} \times inscoo_{i,t} + \sigma_7 diginf_{j,t} \times inscoo_{i,t} + \sigma_8 inscoo_{i,t} + \sigma' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (28)$$

四、实证分析

(一)基准回归

表 2 报告了基准回归结果。第(1)列未加入固定效应,第(2)列加入固定效应。第(2)列显示,政府补贴对协同创新的影响在 1% 水平上显著为正,说明在未区分补贴区间的线性框架下,补贴的提升有利于协同创新,假设 H1a 得到验证。这与既有的激励效应视角一致,表明针对性补贴能够通过宏观调控引导企业开展协同创新。

表 2 政府补贴对协同创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>col</i>			
<i>sub</i>	0.062 5 *** (0.015 5)	0.031 9 *** (0.010 0)	0.094 0 *** (0.032 9)	—
<i>sub2</i>	—	—	-0.000 0 ** (0.000 0)	—
门槛值 <i>q</i>	—	—	—	13.345 4
<i>sub</i> (<i>sub</i> ≤ <i>q</i>)	—	—	—	0.015 0 *** (0.003 7)
<i>sub</i> (<i>sub</i> > <i>q</i>)	—	—	—	0.003 6 ** (0.001 8)
<i>c_mac</i>	—	0.003 7 (0.020 7)	0.000 6 (0.021 0)	0.004 8 (0.017 4)
<i>c_cha</i>	—	-0.014 9 (0.009 7)	-0.011 7 (0.009 9)	-0.015 2 ** (0.008 5)
<i>c_int</i>	—	-0.002 3 (0.017 9)	0.002 3 (0.018 2)	0.011 9 (0.016 3)
Constant	0.458 7 *** (0.019 4)	0.505 5 *** (0.046 0)	0.519 1 *** (0.046 9)	—
<i>N</i>	1 365	1 364	1 334	1 365
Number of <i>id</i>	105	105	105	105
Controls	否	是	是	是
Year FE	否	是	是	是
City FE	否	是	是	否
Firm FE	否	是	是	是
95% 置信区间				[12.413 2, 13.405 1]
Adj-R ²	0.012 6	0.895 5	0.897 5	0.067 1

注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。括号内是稳健标准误。门槛回归使用的是 R^2 , Bootstrap 抽样 1 000 次。由于企业所在城市在样本期内基本不变,城市属性已被企业固定效应吸收,门槛回归未再单独控制城市固定效应。实证分析使用 Stata 17。下同。

② 这 5 个数据为:盈余质量指标、企业信息披露考评分值、分析师跟踪人数、分析师盈余预测准确性、是否聘请国际四大作为其年报的审计师。

(二)政府补贴的非线性效应分析

线性结果仅反映平均效应,无法揭示补贴效应可能存在的非线性变化。根据挤出效应视角,补贴若与市场机制相悖,其实际效果会被削弱。为此,本文在回归方程中同时纳入补贴的一次项和二次项。表2第(3)列显示,一次项系数为正,二次项系数为负,表明补贴对协同创新的边际效应随补贴强度提高而递减,假设H1b获得初步支持,同时说明假设H1a所刻画的正向效应主要体现在补贴水平较低至中等的区间。这一递减特征反映补贴作用由激活机制向饱和和机制转变,可能的原因在于,过高补贴存在政策边际效用衰减问题,并可能通过资源替代、竞争扭曲与激励错配导致研发路径依赖^[6]。

为刻画机制转换的临界位置,进一步以补贴为门槛变量进行门槛回归。表2第(4)列显示,模型支持单一门槛。门槛以下补贴的系数为0.0150,门槛以上降至0.0036,两区间系数同为正而前者边际效应约为后者的4.2倍,说明补贴进入饱和区后边际激励显著衰减,但在样本范围内尚未转为抑制。

(三)机制分析

1. 基于市场环境的异质性分析

本文按市场化程度与企业市场地位作异质性检验。市场化程度以樊纲和王小鲁的市场化指数表征,市场地位以企业营业收入占行业营业收入的比重度量,并按各自中位数分为高低两组^[25]。结果如表3所示,处于高市场化程度和高市场地位的企业,政府补贴对协同创新具有显著的正向影响。而对处于其他市场环境的企业,政府补贴并未发挥显著的促进作用。这说明,补贴的促进作用在市场化程度较高、市场地位较强的企业中更为突出,假设H1c得到支持,这与制度情境依赖视角相呼应。可能的原因在于:①企业倾向于将总部布局于产业链辐射力较强的城市,由此形成新能源汽车联系网络,补贴能够强化优势企业的技术主导地位,助其占据协同创新网络的关键节点;②成熟的市场竞争环境迫使企业将补贴用于提升核心竞争力,发达的要素市场降低了资源错配程度,较完善的知识产权保护提供了规则保障。

表3 异质性分析

变量	高市场化程度	低市场化程度	高市场地位	低市场地位
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>col</i>			
<i>sub</i>	0.0531** (0.0228)	0.0216* (0.0116)	0.0360*** (0.0126)	0.0239 (0.0262)
<i>N</i>	679	666	602	754
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>City FE</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是
<i>Adj-R²</i>	0.9181	0.8897	0.8870	0.9146

2. 基于市场结构的中介效应分析

结合产业组织理论,市场结构反映产业内部的竞争强度与资源配置状态。补贴通过降低进入壁垒以促进中小企业参与、引导资源向高创新效率主体流动两条路径推动市场结构优化;市场结构则通过竞争压力催化协同网络形成、提升要素流动性与配置效率、缓解信息不对称三条路径促进协同创新。因此,首先对市场结构的中介机制进行回归,结果如表4所示。根据回归以及检验的结果,在新能源汽车产业,政府补贴会通过优化市场结构(降低集中度)来促进协同创新。本文假设H2得到验证。

表4 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>HHI</i>	<i>col</i>	<i>col</i>
<i>sub</i>	-0.0054** (0.0028)	—	0.0312*** (0.0100)
<i>HHI</i>	—	-0.1575** (0.0730)	-0.1287* (0.0710)
<i>Constant</i>	0.1747*** (0.0131)	0.5686*** (0.0479)	0.5280*** (0.0479)
<i>N</i>	1364	1364	1364
<i>Sobel Z</i>	-4.3778***		
<i>Bootstrap 置信区间</i>	[0.0426, 0.1026]		
<i>Controls</i>	是		
<i>Year FE</i>	是		
<i>City FE</i>	是		
<i>Firm FE</i>	是		
<i>Adj-R²</i>	0.7817	0.8944	0.8956

上述结果与产业发展实际相吻合。新能源汽车产业发展初期受益于补贴等针对性政策,补贴在引导良好市场结构形成方面发挥了关键作用,目前已步入以市场机制为主导的阶段。传统汽车制造商与新兴造车势力深度参与角逐,市场呈现竞合并存态势,企业得以借助自由竞争条件与信息共享机制,通过多方合作实现优势互补。

补贴还可通过差异化激励发挥结构重构机制,重塑企业规模结构进而动态改变市场结构。下面以 SEM 方法构建链式中介模型检验该机制,企业规模分布采用地级市层面的 Pareto 指数测度:

$$\Pr(SC_i > sc) = A \cdot SC_i^{-\alpha} \quad (29)$$

其中, SC_i 代表企业 i 的规模; $\Pr(SC_i > sc)$ 代表企业 i 的规模大于临界值 sc 的概率,该概率值等于按照企业规模倒序排列后所属位序 ($L_{i,j,t}$) 占地级市新能源汽车企业总数 ($N_{i,t}$) 的比值; A 为模型参数。随后进行对数线性化来估计指数:

$$\ln\left(\frac{L_{i,j,t}}{N_{i,t}}\right) = \ln A_{i,j,t} - \delta' \ln SC_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (30)$$

其中,指数 δ' 代表企业规模分布的 Pareto 指数。考虑到式(30)所得到的 Pareto 指数 δ' 估计值可能会存在偏误^[26],进行如下修正:

$$\ln\left(\frac{L_{i,j,t}}{N_{i,t}} - \frac{1}{2}\right) = \ln A_{i,j,t} - \eta' \ln SC_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (31)$$

本文按注册地将企业汇总至地级市层面,据式(31)估计各市的 Pareto 指数。根据 Zipf 法则,当 η' 趋近于 1 时,表示该地级市新能源汽车企业的规模分布趋向均匀,市场结构呈现出更为分散的特征,偏向于充分竞争状态;而当 $\eta' < 1$ 且越小时,表明企业规模分布偏离均匀状态的程度越高,即存在少数头部企业主导市场的寡占态势,中小企业规模相对较小,市场结构呈现出明显的层级分化特征。

表 5 所示的链式中介效应模型结果表明,政府补贴不仅能够直接促进协同创新,而且能够通过企业规模分布和市场集中度产生显著的间接影响,企业规模分布与市场结构共同构成链式中介路径。企业规模分布的优化能够推动市场结构的调整,使得市场结构在效应传导过程中表现出非单一方向的传导效应:在企业规模分布的前置作用下,不同中介路径呈现方向差异。本文假设 H2a 得到验证。

表 5 结构重构机制

名称	路径	效应系数	Bootstrap 95% 置信区间	
			区间下限	区间上限
间接效应	政府补贴→企业规模分布→协同创新	0.018 3 ***	0.012 4	0.024 2
	政府补贴→市场结构→协同创新	-0.017 3 ***	-0.024 9	-0.009 6
	政府补贴→企业规模分布→市场结构→协同创新	0.055 5 ***	0.024 8	0.086 4
直接效应	政府补贴→协同创新	0.056 7 ***	0.024 7	0.088 6

3. 基于制度摩擦的调节效应分析

在链式中介机制的基础上进一步考察制度摩擦。区域市场分割削弱补贴对市场结构的优化效果,并弱化市场结构的协同创新驱动效应;要素流动壁垒则阻隔跨主体溢出,限制创新主体通过市场机制提升协同效率。本文依次构建交互项进行回归,并在 SEM 方法中以 Bootstrap 检验,构建交互项时对相关变量作标准化处理。其中,要素流动壁垒以全国统一大市场中商品市场壁垒、劳动力市场壁垒、资本市场壁垒三个指标的均值表示;区域市场分割以居民消费价格指数、相邻城市数量等城市截面数据按年份计算^[27],选用 7 大类居民消费价格指数^③,依次经计算相对价格绝对值、去均值、计算相对价格波动、按城市合并方差得到。

表 6 与表 7 的结果显示,区域市场分割与要素流动壁垒均显著削弱了市场结构到协同创新路径的作用强度,即在制度摩擦较强的地区,补贴即便改善了市场结构,其正向传导也会受到抑制,假设 H3a 得到部分验证,假设 H3b 得到验证。这意味着补贴要充分发挥激励效果,还需同步推进区域市场一体化和要素市场化改革,降低制度性壁垒,为补贴效应的传导提供制度保障。

4. 基于数字基础设施的调节效应分析

表 8 第(1)列显示,政府补贴对协同创新的影响受到数字基础设施的正向调节,假设 H4 得到验证。可能的原因在于,数字基础设施可与补贴等政策配合,改善创新条件、增加合作主体间的关联,并通过创新溢出、贸易网络连接推动经济地理格局重塑,形成创新资源的集聚效应。

③ 这 7 类居民消费价格指数为:食品消费价格指数,烟酒及用品消费价格指数,衣着消费价格指数,家庭设备及其用品消费价格指数,医疗保健用品消费价格指数,交通和通讯工具消费价格指数,娱乐教育文化用品消费价格指数。

表6 制度摩擦的调节效应检验结果:
区域市场分割与要素流动壁垒

调节变量	(1) 区域市场分割	(2) 要素流动壁垒
调节路径	市场结构→协同创新	市场结构→协同创新
变量	<i>col</i>	<i>col</i>
<i>HHI</i>	-0.239 1 ** (0.113 5)	-0.447 3 (0.339 2)
<i>seg_HHI</i>	-0.086 5 *** (0.030 4)	—
<i>seg</i>	-0.065 8 (0.049 6)	—
<i>bar_HHI</i>	—	-0.009 0 ** (0.004 5)
<i>bar</i>	—	-0.050 2 (0.047 7)
<i>N</i>	1 220	876
<i>Controls</i>	是	是
<i>Year FE</i>	是	是
<i>City FE</i>	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是
<i>Adj-R²</i>	0.902 0	0.897 8

表7 有调节的中介效应检验

变量	要素流动壁垒				
调节路径	3种 不同指标	效应系数	SE	Bootstrap 95% 置信区间	
市场结构→ 协同创新	Eff1 (M-SD)	-0.017 0 **	0.000 1	-0.034 0	-0.005 9
	Eff1 (M)	-0.016 5 **	0.000 2	-0.029 5	-0.007 0
	Eff1 (M+SD)	-0.016 1 **	0.000 4	-0.027 8	-0.007 2
变量	区域市场分割				
市场结构→ 协同创新	Eff1 (M-SD)	-0.013 9 **	0.000 2	-0.027 1	-0.004 9
	Eff1 (M)	-0.015 8 **	0.000 1	-0.024 5	-0.008 7
	Eff1 (M+SD)	-0.017 7 **	0.000 1	-0.030 6	-0.007 9

注:Bootstrap 抽样1 000次,表中使用的是标准误;限于篇幅,只报告显著的调节路径。

表8 数字基础设施的调节效应检验

变量	数字基础设施		
	总体	差	好
	(1)	(2)	(3)
	<i>col</i>	<i>col</i>	<i>col</i>
<i>sub</i>	0.009 2 (0.008 8)	0.029 3 ** (0.013 3)	-0.011 7 (0.010 4)
<i>sub × diginf</i>	0.022 7 *** (0.005 3)	0.036 8 *** (0.011 7)	0.025 6 *** (0.006 7)
<i>diginf</i>	0.614 4 *** (0.026 2)	0.513 9 *** (0.045 1)	0.521 2 *** (0.040 0)
<i>N</i>	1 364	683	681
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是
<i>City FE</i>	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是
<i>Adj-R²</i>	0.946 1	0.948 9	0.986 6

表9第(3)列、第(6)列显示,透明的环境信息与较强的企业数字化转型能力会强化数字基础设施的正向调节效应,而第(2)列显示,在信息扭曲严重的环境中,数字基础设施可能加速错误信息传播,负向调节补贴效应,假设H4a得到验

证。第(5)列显示,较弱的数字化转型能力并未展现负向调节,第(9)列显示,协调的制度环境亦未展现正向调节,假设H4b、假设H4c仅得到部分验证。可能的原因在于:①地方政府对企业数字化转型的支持措施缓解了资金等约束,数字技术扩散在一定程度上缩小了能力鸿沟;②市场体系驱动下形成的研发联盟具有制度功能补充作用,中国产业政策的多层嵌套特征也使不同层级政策工具形成功能互补。

5. 市场结构作用的进一步分析

为进一步探究市场结构的作用,本文从资源配置效率角度构建链式中介模型。资源配置效率以企业投资效率衡量^[28],并以过度投资度量投资效率^[29]。

$$inv_{i,t} = \Omega_0 + \Omega_1 gro_{i,t-1} + \Omega_2 lev_{i,t-1} + \Omega_3 roa_{i,t-1} + \Omega_4 age_{i,t-1} + \Omega_5 siz_{i,t-1} + \Omega_6 inv_{i,t-1} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (32)$$

其中,*inv*为固定资产原价占期初资产总额的比重,*gro*为主营业务收入增长率,*lev*为资产负债率,*roa*为总资产收益率,*age*为企业年龄,*siz*为总资产的自然对数,*inv_{i,t-1}*为企业上一期的固定资产投资。当式(32)的残差大于0时,过度投资*oveinv*取值等同于残差;残差小于0时意味着投资不足,*oveinv*取值为0^[28]。

表10的结果显示,两条单独的中介效应均显著为负,而依次经由市场结构和资源配置效率的链式中介效应显著为正。这一结果在一定程度上印证了挤出效应视角:补贴可能扭曲市场信号、诱发策略性创新行为,从而降低资源配置效率;但结构与效率相继作用的链式路径显著为正,说明补贴的净效果取决于结构效应与效率效应的相对大小,需要在竞争与效率之间取得平衡。

(四)稳健性检验

为验证基准结论的可靠性,本文对表2第(2)列进行了一系列稳健性检验。第一,筛选样本,剔除样本来源最多的广州市企业,以规避潜在的样本自选择问题^[11]。第二,修改样本区间,考虑新冠疫情影响将区间调整为2011—2019年。第三,更换为企业层面的聚类标准误。第四,构造滞后变量,分别使用被解释变量的滞后一期和滞后二期。第五,排除创新型城市、知识产权示范城市政策的

表 9 信息传导条件,能力匹配条件与系统协同条件

变量	环境信息透明度			企业数字化能力			制度环境协调		
	总体	差	好	总体	差	好	总体	差	好
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	col	col	col	col	col	col	col	col	col
sub	0.013 7 * (0.008 3)	0.039 5 ** (0.016 3)	-0.014 2 (0.013 5)	0.006 8 (0.008 8)	0.002 0 (0.010 6)	0.021 1 (0.015 2)	0.009 0 (0.009 1)	0.003 4 (0.016 7)	0.039 0 ** (0.019 7)
sub × diginf	0.002 2 (0.005 4)	0.004 5 (0.007 9)	-0.009 9 ** (0.004 4)	0.020 8 *** (0.005 3)	-0.020 9 * (0.011 3)	0.011 0 (0.008 8)	0.025 2 *** (0.005 7)	0.052 3 *** (0.010 9)	0.031 9 (0.022 7)
diginf	0.603 0 *** (0.028 4)	0.644 8 *** (0.064 1)	0.548 8 *** (0.071 2)	0.600 3 *** (0.027 1)	0.516 1 *** (0.102 3)	0.837 3 *** (0.055 8)	0.619 3 *** (0.026 7)	0.667 2 *** (0.050 0)	0.864 9 *** (0.108 4)
sub × diginf × infenv	0.009 1 (0.006 3)	-0.022 3 ** (0.010 6)	0.052 9 *** (0.010 4)	—	—	—	—	—	—
sub × infenv	0.000 2 (0.006 0)	-0.017 8 ** (0.008 1)	0.038 3 ** (0.015 7)	—	—	—	—	—	—
diginf × infenv	0.004 8 (0.006 4)	0.005 9 (0.016 1)	-0.022 8 (0.017 1)	—	—	—	—	—	—
infenv	0.037 4 (0.032 1)	-0.073 9 (0.062 1)	-0.018 0 (0.060 4)	—	—	—	—	—	—
sub × diginf × digtra	—	—	—	0.014 8 *** (0.005 6)	-0.010 6 (0.012 1)	0.050 1 *** (0.011 6)	—	—	—
sub × digtra	—	—	—	-0.004 6 (0.006 0)	-0.007 4 (0.009 3)	-0.043 7 *** (0.009 8)	—	—	—
diginf × digtra	—	—	—	-0.000 3 (0.005 8)	-0.006 3 (0.021 8)	-0.062 3 *** (0.012 1)	—	—	—
digtra	—	—	—	0.000 8 (0.005 5)	-0.002 5 (0.012 7)	0.008 0 (0.011 2)	—	—	—
sub × diginf × inscoo	—	—	—	—	—	—	-0.000 8 (0.006 2)	-0.027 9 *** (0.009 3)	0.018 5 (0.031 6)
sub × inscoo	—	—	—	—	—	—	0.001 5 (0.005 1)	0.009 5 (0.008 0)	0.034 3 (0.025 1)
diginf × inscoo	—	—	—	—	—	—	-0.003 4 (0.005 1)	-0.018 4 *** (0.006 6)	0.072 2 ** (0.031 7)
inscoo	—	—	—	—	—	—	-0.041 4 (0.039 7)	-0.030 7 (0.057 6)	-0.410 5 * (0.211 6)
N	1 341	669	649	1 351	661	680	1 335	656	664
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Adj-R ²	0.945 4	0.947 8	0.953 7	0.946 9	0.953 2	0.958 1	0.946 7	0.946 0	0.956 2

表 10 市场结构作用的进一步分析

名称	路径	效应系数	Bootstrap 95% 置信区间	
			区间下限	区间上限
间接效应	政府补贴→市场结构→协同创新	-0.018 6 ***	-0.027 0	-0.011 6
	政府补贴→资源配置效率→协同创新	-0.001 7 **	-0.003 2	-0.000 6
	政府补贴→市场结构→资源配置效率→协同创新	0.075 1 ***	0.045 8	0.105 5
直接效应	政府补贴→协同创新	0.054 9 ***	0.024 8	0.087 4

影响。第六,更换被解释变量的衡量方式,先以熵权 TOPSIS 法重新测算协同创新,再利用 Python 对企业年报分词并基于关键词构建词典^④,将词频数

据与既有数据整合后重新测算。检验结果见表 11,基准结论保持稳健。

政府补贴相对协同创新看似外生,但仍可能存在内生性问题,本文以工具变量法予以缓解。首先使用移动份额法,将 2016 年补贴退坡政策冲击与企业所在行业和城市在政策实施前的历史补贴依赖度交互,构建第一个工具变量;随后引入新能源示范城市政策作为第二维政策冲击,构建四维交互工具变量;最后以企业自身滞后两期的补贴值作为工具变量^[30],进行两阶段最小二乘回归。

④ 关键词为:研发合作,合作研发,技术合作,合作创新,创新合作,协同,协同研发,协同创新,协同效应,多主体协同,跨部门协作,协作开发,内部协同,联合开发,共同研发,共同创新,联合创新,产学研,创新联盟,战略联盟,知识共享,信息共享,资源共享,知识互补,风险共担。

表 11 稳健性检验

变量	筛选样本	调整样本 区间	使用聚类标 准误差	滞后一期	滞后二期	创新型城市	知识产权 示范城市	熵权 TOPSIS 法	结合词频 统计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	col	col	col	L. col	L2. col	col	col	col	col
sub	0.032 4 *** (0.010 0)	0.040 4 *** (0.012 7)	0.031 9 ** (0.015 0)	0.048 0 *** (0.010 7)	0.047 7 *** (0.011 5)	—	—	0.005 0 ** (0.002 0)	0.005 5 *** (0.002 0)
cxxcity	—	—	—	—	—	-0.011 7 (0.029 0)	—	—	—
zscqsfcity	—	—	—	—	—	—	0.048 4 (0.038 9)	—	—
N	1 207	944	1 364	1 258	1 153	1 365	1 365	1 364	1 364
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	否	否	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Adj-R ²	0.899 0	0.911 2	0.891 8	0.904 6	0.907 4	0.892 4	0.892 5	0.485 3	0.473 0

第一阶段回归中,IV1、IV2 和 IV3 均与政府补贴显著相关,其中 IV1 和 IV2 系数为负,IV3 系数为正。KP LM 统计量拒绝识别不足的原假设,KP Wald F 统计量高于 Stock-Yogo 临界值,不存在明显弱工具变量问题;Hansen J 检验的 p 值为0.511 2,不能拒绝工具变量整体外生的原假设。第二阶段结果与基准回归结论一致。

为了缓解自选择偏差而导致的内生性问题,本文使用 PSM-DID 方法:

$$col_{i,t} = \zeta_0 + \zeta_1 Treat_i \times Post_t + \zeta' X_{i,j,t} + Firm + Year + City + \varepsilon_{i,j,t} \quad (33)$$

对全样本进行混合年份的倾向得分匹配,协变量为控制变量,将样本期内补贴超过中位数的样本作为实验组,按 0.05 标准卡尺的最邻近匹配方法与对照组作 1:1 无放回匹配,再依据模型(33)进行 DID 估计。表 12 第(3)列显示,Treat $\times$ Post 的系数显著为正。

为处理高维控制变量导致的冗余问题,进一步采用双重机器学习进行检验,分别使用套索回归和弹性网络算法,结果见表 12 第(4)列、第(5)列,核心解释变量的系数显著为正。

为缓解遗漏变量的影响,本文设定可观测变量与不可观测遗漏变量的相对重要性 δ_0 以及模型的 $R_{max}^{[31]}$,将 δ_0 取为 1,并将基准回归的 R^2 乘以 1.3 倍以确定 R_{max} 。结果如表 13 所示, β^* 位于估计参数的取值区间内且 $\delta_0 > 1$,证明了结果的稳健性。

表 12 内生性分析

变量	工具变量法		PSM-DID	套索回归	弹性网络
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	sub	col	sub	sub	sub
sub_IV1	-0.224 1 ** (0.099 2)	—	—	—	—
sub_IV2	-0.253 1 ** (0.108 5)	—	—	—	—
sub_IV3	0.384 8 *** (0.080 9)	—	—	—	—
sub	—	0.054 9 ** (0.023 6)	—	0.032 9 *** (0.010 1)	0.032 2 *** (0.001 0)
Treat $\times$ Post	—	—	0.053 3 ** (0.024 8)	—	—
Kleibergen-Paap rk LM statistic	27.619		—	—	—
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	28.862 [13.91]		—	—	—
Hansen J (p 值)	0.511 2		—	—	—
N	1 348	1 348	1 201	1 365	1 365
Controls	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是
Adj-R ²	—	0.009 5	0.896 1	—	—

注:工具变量法的结果中,使用 centered- R^2 ;PSM-DID 的结果中,使用的是 Adj- R^2 。

表 13 遗漏变量检验

	standard	Estimated value	Omitted variables bias
(1)	$\beta^* (R_{max}, \delta) \in [0.000 2, 0.000 6]$	$\beta^* (R_{max}, \delta) = 0.000 3$	Unlikely
(2)	$\delta > 1$	$\delta = 9.142 8$	Unlikely

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于 2011—2023 年中国 A 股新能源汽车上市企业数据,考察了政府补贴影响协同创新的作用机制与边界条件。补贴效应并非有效或失灵的二元结果,而呈现显著的非线性与情境依赖特征;在补贴强度合理、市场机制较为完善且信息环境较为透明时能够有效激发协同创新;而在超过关键门槛或制度环境存在扭曲时,其激励作用

明显弱化,甚至通过改变市场结构和降低资源配置效率增加政策失效风险。

第一,政府补贴对协同创新具有显著的正向影响,且该影响随补贴强度提高而边际递减。门槛检验支持单一门槛,门槛以下与以上的系数分别为 0.015 0 与 0.003 6,前者约为后者的 4.2 倍,二者同为正,说明补贴由激活阶段进入饱和阶段后效应显著衰减,但在样本范围内尚未转为抑制。补贴的促进作用还存在市场环境异质性,对市场化程度较高、市场地位较强的企业更为显著。第二,市场结构在补贴影响协同创新的过程中发挥中介作用。单独考察时,补贴通过降低市场集中度产生正向间接效应;进一步的 SEM 结果显示,市场结构作为单独路径发挥负向中介作用,而“补贴→企业规模分布→市场集中度→协同创新”的链式路径显著为正。这表明补贴需在促进竞争与维持合理集中度之间取得平衡。区域市场分割与要素流动壁垒显著削弱了市场结构向协同创新的传导效应。第三,数字基础设施的调节效应呈现明显的条件依赖:在高信息透明度环境中显著正向调节,在低透明度环境中转为负向调节;对数字化能力较强的企业,正向调节效应更为显著;在制度冲突环境下产生显著负向调节,而制度协调环境下的正向调节并不显著。

(二)理论贡献

本文的理论贡献体现在三个方面。第一,丰富了创新政策效应的非线性理论,通过门槛回归识别政策效应的转换点,并将门槛位置与市场吸收能力相联系,推动创新政策研究从是否有效转向何时有效、如何有效。第二,拓展了市场结构在政策传导中的作用机制,将市场结构由产业组织理论中的外生约束重新界定为政策可塑的中介变量,构建补贴到企业规模分布、市场集中度再到协同创新的完整传导链条,为产业政策与竞争政策的协调提供理论依据。第三,深化了数字基础设施的条件化作用理论,超越数字化普遍赋能的简化假设,从信息透明度、能力匹配和制度协调三个维度揭示其作用的异质性,并将政策工具、市场结构与数字基础设施纳入统一框架,推动创新系统研究从静态要素分析转向动态机制探讨。

(三)政策启示

第一,实施分阶段、差异化的补贴策略。鉴于补

贴效应的门槛依赖性,应建立补贴强度的动态监测机制,识别政策处于激活阶段还是饱和阶段;对处于激活阶段的对象可适当提高补贴强度,对接近或超过门槛的对象则应从直接补贴转向税收优惠、政府采购、平台支持等间接激励。同时,因地制宜制定补贴标准,在市场化程度较高的地区充分发挥补贴与市场机制的互补作用,在创新基础薄弱的地区将补贴与创新基础设施建设和人才培养相结合。与此配套,需完善涵盖协同创新产出、市场结构变化、资源配置效率等多维度的补贴效果评估体系。

第二,优化市场结构,促进协同创新生态建设。应实施结构导向的差异化补贴策略:在市场过度集中的领域,通过分散化补贴支持中小企业成长;在过度分散的领域,通过整合化补贴培育领军企业以发挥其网络组织者作用。同时推进区域市场一体化改革与要素市场化改革,降低创新要素的跨区域流动成本。提升资源配置效率,加强对补贴资金使用的监督评估,完善知识产权保护制度,防止过度投资和资源错配。

第三,推进数字基础设施与政策工具的协同发展。在信息环境较好、企业数字化能力较强的地区加快数字基础设施建设,充分发挥其对补贴政策的放大作用;在信息环境较差、数字化能力薄弱的地区则应优先进行信息环境治理和数字能力培育,避免加剧信息不对称与数字鸿沟。同时完善企业信息披露制度,规范数字平台的信息传播行为。数字能力提升应有所区分,对中小企业提供普惠性的数字技术培训与工具支持,对领军企业支持其开展前沿数字技术应用。并建立跨部门的政策协调机制,化解数字技术应用与数据治理、隐私保护、知识产权保护之间的制度冲突。

(四)研究局限与未来展望

本文研究尚存以下局限性。样本限于上市公司,可能存在选择偏误,未来需纳入非上市中小企业以检验结论的普适性;13 年的样本跨度对揭示长期演化机制仍显不足;尽管采用多种方法控制内生性,政策内生性与企业自选择仍构成因果识别挑战;基于中国情境的发现亦需跨国验证以检验外部效度。此外,门槛值与调节效应系数基于特定时期和样本估计得出,不同产业与时期的政策设计需结合自身特征加以调整。

参考文献:

- [1] ARROW K J. Economic welfare and the allocation of resources for invention[M] // ROWLEY C K, ed. Readings in industrial economics: volume two, private enterprise and state intervention. London: Macmillan, 1972: 219-236.
- [2] NELSON R R. The simple economics of basic scientific research[J]. Journal of political economy, 1959, 67(3): 297-306.
- [3] 周燕, 潘遥. 财政补贴与税收减免:交易费用视角下的新能源汽车产业政策分析[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 133-149.
- [4] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603.
- [5] 梁睿昕, 李姚矿. 政府创新政策对数字企业技术创新激励效应研究[J]. 统计研究, 2023, 40(11): 40-52.
- [6] HAN J, GUO J E, CAI X, et al. An analysis on strategy evolution of research & development in cooperative innovation network of new energy vehicle within policy transition period[J]. Omega, 2022, 112: 102686.
- [7] BRONZINI R, IACHINI E. Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach[J]. American economic journal: economic policy, 2014, 6(4): 100-134.
- [8] LIU Z, ZHOU J, LI J, et al. More is less: the dual role of government subsidy in firms' new product development[J]. Journal of business research, 2024, 185: 114908.
- [9] COHEN W M, LEVINTHAL D A. Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation[J]. Administrative science quarterly, 1990, 35(1): 128-152.
- [10] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新:所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, 2015(1): 75-86, 98, 188.
- [11] WANG X, LI Z, SHAIKH R, et al. Do government subsidies promote financial performance? fresh evidence from China's new energy vehicle industry[J]. Sustainable production and consumption, 2021, 28: 142-153.
- [12] SCHERER F M, ROSS D. Industrial market structure and economic performance[M]. 3rd ed. Boston: Houghton Mifflin, 1990.
- [13] MERTON R K. The Matthew effect in science: the reward and communication systems of science are considered[J]. Science, 1968, 159(3810): 56-63.
- [14] NAMBISAN S, LYYTINEN K, MAJCHRAK A, et al. Digital innovation management: reinventing innovation management research in a digital world[J]. MIS quarterly, 2017, 41(1): 223-238.
- [15] YOO Y, BOLAND R J, LYYTINEN K, et al. Organizing for innovation in the digitized world[J]. Organization science, 2012, 23(5): 1398-1408.
- [16] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of economic literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [17] DIMAGGIO P, HARGITAI E, CELESTE C, et al. Digital inequality: from unequal access to differentiated use[M] // NECKERMAN K M, ed. Social inequality. New York: Russell Sage Foundation, 2004: 355-400.
- [18] MILGROM P, ROBERTS J. Complementarities and fit strategy, structure, and organizational change in manufacturing[J]. Journal of accounting and economics, 1995, 19(2/3): 179-208.
- [19] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [20] 曾国安, 苏诗琴, 彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济, 2023(8): 155-173.
- [21] 牛志伟, 许晨曦, 武瑛. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J]. 管理世界, 2023, 39(2): 83-100.
- [22] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究, 2014(10): 193-206.
- [23] LI P, ZHAO X. The impact of digital transformation on corporate supply chain management: evidence from listed companies[J]. Finance research letters, 2024, 60: 104890.
- [24] 聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020, 43(6): 77-98.
- [25] 申志轩, 祝树金, 文茜, 等. 政府数字采购与企业数字化转型[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(5): 71-91.
- [26] GABAIX X, IBRAGIMOV R. Rank $-1/2$: a simple way to improve the OLS estimation of tail exponents[J]. Journal of business & economic statistics, 2011, 29(1): 24-39.
- [27] 余泳泽, 胡山, 杨飞. 国内大循环的障碍:区域市场分割的效率损失[J]. 中国工业经济, 2022(12): 108-126.
- [28] 倪婷婷, 王跃堂. 区域行政整合、要素市场化与企业资源配置效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(11): 136-156.
- [29] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of accounting studies, 2006, 11(2): 159-189.
- [30] 尹志锋, 曹爱家, 郭家宝, 等. 基于专利数据的人工智能就业效应研究:来自中关村企业的微观证据[J]. 中国工业经济, 2023(5): 137-154.
- [31] OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence[J]. Journal of business & economic statistics, 2019, 37(2): 187-204.