

产业政策对智能制造企业技术创新的影响

——以《中国制造2025》为准自然实验

王宏, 杜贞浩

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2024年11月19日; 录用日期: 2024年11月26日; 发布日期: 2024年12月27日

摘要

本文以《中国制造2025》产业政策为背景, 研究了产业政策对智能制造企业技术创新的影响, 探究了政府补助、税收优惠和融资约束的中介作用。本文通过对2010年至2022年A股上市公司的面板数据分析, 使用双重差分模型进行检验, 研究结果显示相对于未被扶持的企业, 智能制造企业技术创新水平显著增加。同时, 研究发现政府补助和融资约束在政策实施过程中发挥了显著的中介作用, 而税收优惠的影响较小。此外, 异质性分析表明, 国有企业、东部地区和资本密集型企业受政策影响较大, 但国有企业回归系数不高, 存在波动性。

关键词

智能制造, 企业创新, 双重差分法, 产业政策

The Impact of Industrial Policy on Technological Innovation in Smart Manufacturing Enterprises

—Using Made in China 2025 as a Quasi-Natural Experiment

Hong Wang, Zhenhao Du

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

Received: Nov. 19th, 2024; accepted: Nov. 26th, 2024; published: Dec. 27th, 2024

Abstract

This study investigates the impact of the Made in China 2025 industrial policy on technological

innovation in smart manufacturing enterprises, focusing on the mediating roles of government subsidies, tax incentives, and financing constraints. Using panel data from A-share listed companies between 2010 and 2022, the study employs a difference-in-differences (DID) model for analysis. The results reveal that the technological innovation level of smart manufacturing enterprises has significantly increased compared to non-supported firms. Moreover, the findings indicate that government subsidies and financing constraints play significant mediating roles during policy implementation, while the impact of tax incentives is relatively minor. Heterogeneity analysis further shows that state-owned enterprises, firms in the eastern region, and capital-intensive enterprises are more significantly affected by the policy. However, the regression coefficients for state-owned enterprises are relatively low, indicating volatility.

Keywords

Smart Manufacturing, Corporate Innovation, Difference-in-Differences Method, Industrial Policy

Copyright © 2024 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

中国的制造业在我国经济中占据了举足轻重的地位, 2023 年我国制造业的 GDP 占比为 26.5%, 并且在国际贸易中占比 35.1%, 极大地推动了中国对外贸易的快速增长。然而, 随着时间推移和全球市场的变化, 这种依赖低成本制造和出口导向的传统经济增长模式面临着新的挑战。劳动力成本逐步上升、能源消耗和环境污染问题日益突出、技术创新上的投入不足、创新意识和核心技术的匮乏限制了企业在全价值链中的竞争力。为应对这一趋势, 国务院于 2015 年 5 月出台了《中国制造 2025》。智能制造产业是《中国制造 2025》政策执行的核心部分[1], 被视为提升中国制造业全球竞争力的关键路径, 智能制造有助于减少资源浪费、降低能源消耗, 推动绿色制造的发展。中国的智能制造产业在全球制造业供应链中扮演越来越重要的角色, 特别是在工业机器人、智能设备和自动化解决方案等领域, 成为全球制造业的重要参与者。

本文通过研究《中国制造 2025》政策对智能制造企业技术创新的影响, 深入探讨政策工具组合和融资约束在政策影响智能制造企业技术创新过程中的内在机制。研究结果为政府在调整和优化产业政策时提供了数据支持, 以确保政策的有效性和可持续性。此外, 研究还为智能制造企业在政策引导下改进投资决策提供了依据, 帮助其在快速变化的市场和行业中保持竞争优势。

2. 理论分析和研究假设

2.1. 产业政策和智能制造企业技术创新

产业政策可以通过“资源效应”和“竞争效应”促进智能制造企业技术创新[2]。资源效应包括提供资金、技术支持、税收优惠等, 直接促进企业创新。主要有这几个方面: 一是资金支持, 初创企业通常面临资金短缺的问题, 难以筹集足够的资金用于研发创新[3]。政府通过补贴、贷款、风险投资等方式, 缓解企业的资金压力, 使其能够投入更多资源进行研发和创新。二是技术支持, 部分企业缺乏核心技术和专利积累, 创新基础薄弱, 通过建设科技园区、设立研发中心等, 政府为企业提供技术支持和创新平台, 帮助企业提升技术水平[4]。三是税收优惠, 降低了企业运营成本, 使其能够集中资源于研发, 在有限的

资源下平衡研发投入和市场拓展。四是增强人才引进和法律保护政策,通过制定优惠政策吸引高端人才,为企业提供专业的技术和管理支持[5]。竞争效应是指产业政策通过影响市场竞争环境间接推动企业创新。产业政策可以开放市场,引进外资和技术,促进国内企业与国际企业之间的竞争,提高创新压力和动力,同时设定行业标准和准入门槛,淘汰落后产能,激励企业提升技术水平以符合新标准[6]。

H1: 产业政策对智能制造企业的技术创新具有显著促进作用。

2.2. 政策工具对企业技术创新的作用机制

2.2.1. 政府补贴和企业技术创新

大部分学者认为创新补贴不仅能引导企业的创新方向,还在缓解技术创新中的“市场失灵”问题上发挥了重要作用[7][8]。首先,从企业资金角度来看,企业初期的研发创新成本通常来说比较高昂,资金短缺是企业创新的重要制约因素,并且由于融资限制的存在,我国大多数企业依赖内源融资,而政府补贴作为一种不需要支付利息的内源融资形式,通常是企业的首选[9]。政府可以通过政府补助,对符合条件的企业研发投入提供直接补贴,这要求企业具备合法的经营资质,并处于政策支持的行业。其次,从风险承担角度来看,创新活动本身具有高风险,许多企业可能因为担心失败带来的经济损失而不敢进行大规模投资[10]。面对该情形,政府会设立风险投资基金,参与企业的早期研发项目投资,分担企业的研发风险。此外,政府研发补贴传递了企业技术优势和研发项目质量的积极信号,政府在筛选补贴对象时凭借其信息优势和独立性,可以更准确地确认研发项目的价值[11]-[13],因而在有形和无形提供了担保,增强了企业和投资者的信心[14][15],进一步推动了企业的技术创新。因此,本文提出如下假设:

H2: 产业政策通过增加政府补贴会促进智能制造企业的技术创新。

2.2.2. 税收优惠和智能制造企业技术创新

税收优惠可以看作是对企业的一种事后补贴,部分学者研究税收优惠,并与政府补贴进行比较,认为税收优惠不仅能帮助企业实现税后利润的持续增长,还为企业的研发活动提供了稳定的资金支持[16],并通过对企业规模的分析发现,小规模企业更容易受到政策激励的积极影响[17]。更有学者认为税收抵免的额外效果优于补助金的效果[18],税收抵免比补贴更能增加制造企业的私人投资。税收优惠对企业技术创新的影响主要体现在收入效用和替代效用两个方面[19]。首先,税收优惠的收入效用通过减轻企业税负,实质上为企业增加了可支配的现金流。这些新增收入可以被用于多种用途,包括支付运营成本、分红、储备现金,以及增加研发投入[20]。因此,收入效用通常对企业研发创新具有积极影响。其次,税收优惠的替代效用通过改变企业对不同投入活动的相对价格,尤其是针对研发活动的税收优惠(如研发费用加计扣除),使得研发活动的相对成本下降,企业因此更倾向于将资金投入研发项目中,而减少在其他领域的投入,如市场推广或生产设备升级,从而将更多资源转向研发[21]。因此,本文提出如下假设:

H3: 产业政策通过增加税收优惠会促进智能制造企业的技术创新。

2.2.3. 融资约束和企业技术创新

当政府推出支持企业技术创新的产业政策时,如研发费用税收优惠、创新基金支持、高新技术企业认证等,这些政策会向市场传递出政府高度重视科技创新的信号,从而产生了信号效用[22],该信号效用不仅会影响企业的决策,还会影响金融机构和消费者。首先,企业会将这些政策解读为“创新是未来的趋势”,因此调整研发战略,将更多资源投入到符合政策导向的领域中,以抢占未来市场先机。信号效应降低了企业对创新活动的市场风险预期,增强了在这些领域投入研发的信心,进而增加研发投入[23]。同时,企业的竞争力和成长能力也会随之增强,投资热潮可能推动相关企业股价上涨,这同样有助于减少债务违约的风险。其次,明确的政策信号还会吸引风险投资(VC)、私募股权(PE)等外部资金进入与政策

重点相符的领域,降低企业的融资约束,政府通过政策引导金融机构向特定行业或技术领域的企业提供优惠贷款和信贷支持[24]。最后,政策信号还会影响消费者的购买行为,提高对政策扶持产品的认可度和需求。这种信号吸引了外部资本,降低了企业的融资约束[25]。因此,本文提出如下假设:

H4: 产业政策的信号效用通过降低智能制造企业的融资约束促进企业技术创新。

2.2.4. 市场竞争程度和企业技术创新

市场竞争和产业政策之间存在双向且动态的关系。产业政策通过激励竞争、调整市场结构和引导资源配置来影响市场竞争格局,而市场竞争则反过来影响政策的制定、效果检验和改进,从而影响政策的实施效果[26]。二者共同维持市场的效率和合理性。

在市场竞争中,企业会根据自身优势和市场需求选择不同的研发路径,政策支持在竞争环境中更具诱导性,使企业更愿意加大研发投入,以求在市场竞争中占据优势地位,在激烈的市场环境下,企业为了保持市场地位,会更加重视技术创新,利用政策资源进行创新布局,形成独特的竞争优势[27]。高度竞争的市场中,企业可能采取多样化的创新策略,避免与竞争对手直接冲突,分散风险,并借助政策支持提升整体创新能力[28]。市场竞争能够放大产业政策对企业研发投入的推动作用。在竞争激烈的环境中,企业面临更大的生存压力,更倾向于迅速响应政策激励,主动增加研发投入,以提升自身创新能力和市场竞争力[29]。因此,本文提出如下假设:

H5: 市场竞争程度正向调节产业政策和智能制造企业技术创新的关系。

基于以上分析,本文的机制路线图如图1所示:

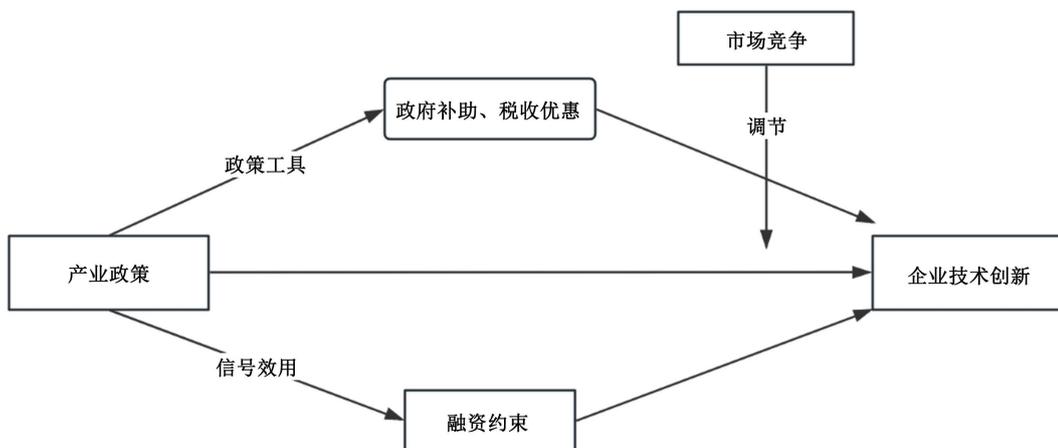


Figure 1. The mechanism of influence roadmap

图1. 影响机制路线图

3. 研究设计

3.1. 样本选取和数据来源

本文以2010年至2022年间我国A股上市公司为样本,主要来源于CSMAR国泰安数据库和上市公司年报。为确保实验的科学性与可靠性,本文根据《中国制造2025》政策文件,参考周济(2015)[30]思路,根据企业的主营业务划分了实验组和对照组。数据处理措施包括:①剔除ST和*ST类公司,减少财务风险影响;②排除金融和房地产行业公司,避免行业间差异;③对数据缺失少于3年的企业采用均值法补全,严重缺失则剔除;④剔除总资产小于或等于零的企业。最终研究样本包括1629家上市公司,共20,646个观测值,其中实验组493家,共6355个观测值。

3.2. 实验设计和变量选取

3.2.1. 模型设定

本文借鉴周黎安等(2005) [31]使用的双重差分法(DID)来评估产业政策对智能制造企业的实施效果。本文采用该方法构建以下模型:

$$RD = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i * \text{Time}_i + \beta_2 \text{Controlit}_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中,其中下标 t 表示年份, i 表示智能制造企业。被解释变量 rd 表示智能制造企业 t 时期的研发强度,用于衡量企业技术创新。变量 Treated 是分组变量,若 Treated 等于 1 则为实验组,代表智能制造企业,而 Treated 等于 0 为对照组,代表未受扶持的企业。变量 time 是时间变量,在政策实施期间(2015 年及之后)取值为 1,之前取值为 0。控制变量 Controlit_i 考虑了企业层面的其他因素, μ_i 表示行业效应, λ_i 表示时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。

3.2.2. 被解释变量

本文参考肖土盛等(2022) [32]的思路,用企业研发投入占营业收入的比例来衡量企业技术创新,该变量能够标准化衡量企业在研发上的相对投入力度,更准确地反映其创新能力和战略方向。

3.2.3. 解释变量

本文的解释变量是 DID,即分组虚拟变量和时间虚拟变量的交互项。本文参考周济(2015) [30]的思路,根据企业的主营业务来划分是否为智能制造企业,如果企业的主营业务范围在政策支持之内,则划为实验组,反之为对照组。时间虚拟变量是根据《中国制造 2025》的实施年份来分的,2015 年及以后虚拟变量为 1,反之则为 0。

3.2.4. 控制变量

在分析企业创新活动影响因素时,本文借鉴安同良等(2009) [33]的研究思路,控制变量包括企业规模(size)、股权性质(soe)、资产负债率(lev)、第一大股东持股比例(top 1)、资产收益率(roa)、固定资产比例(ppe)、流动比率(liquidity)、企业年龄(age)、现金流量(cash)。此外,为检验政策工具组合与融资约束对企业创新的中介作用,以及市场竞争对政策影响的调节作用,还纳入了政府补贴(sub)、税收优惠(tax)、市场竞争(hhi)、融资约束(sa)等变量。具体变量定义见表 1。

Table 1. Variable indicator definition table

表 1. 变量指标定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	研发投入	rd	研发投入金额/营业收入
解释变量	倍差项	$\text{Treated}_i * \text{Time}_i$	分组虚拟变量和时间虚拟变量相乘
控制变量	企业规模	size	企业总资产的自然对数
	资产负债率	lev	总负债与总资产的比率
	资产收益率	roa	企业净利润与总资产的比率
	固定资产比率	ppe	企业固定资产净额与总资产的比率
	现金流量	cash	货币金额与总资产的比率
	流动比率	liquidity	流动资产与流动负债的比率
	企业年龄	age	企业成立年龄的自然对数

续表

	员工人数	number	企业员工人数的自然对数
	第一大股东	Top 1	企业第一大股东的持股比率
	股权性质	soe	国有企业为 1, 民营企业为 0
	融资成本	sa	sa 指数
中介变量	税收优惠	tax	所得税费用与息税前利润的比值
	政府补贴	sub	财政补贴占总资产的比例
调节变量	市场竞争程度	hhi	赫芬达尔指数

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

本节对计量模型中涉及到的产业政策、技术创新相关的各个变量进行了描述性统计分析, 以直观展示各变量的分布情况。涉及 1629 家上市公司在观测期间的所有变量, 共计 20,646 个描述性统计结果如表 2。

Table 2. Descriptive statistics of the full sample data

表 2. 全样本数据描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
研发投入	rd	20,646	0.082	0.480	0.000	0.041	0.969
资产收益率	roa	20,645	0.035	0.199	-5.259	0036	22005
资产负债率	lev	20,645	0.422	0.303	0.008	0412	29.454
流动比率	liquidity	20,645	2.674	4.258	0.033	1660	190,869
现金流量	cash	20,645	0.191	0.141	0.000	0152	0995
企业规模	size	20,645	22.275	1.334	16.185	22,093	28,636
固定资产比率	ppe	20,645	0.214	0.144	0.0007	0185	0902
第一大股东	Top 1	20,646	33.190	14.889	1.840	30,630	99,000
股权性质	soe	20,646	0.363	0.481	0.000	0000	1000
企业年龄	age	20,646	18.658	6.149	2.000	19000	56,000
融资成本	sa	20,646	-3.807	0.290	-5.798	-3814	0000
税收优惠	tax	20,646	0.009	0.011	-0.239	0007	0203
政府补贴	sub	20,534	0.006	0.012	-0.612	0003	0903

样本企业在研发投入(rd)上存在显著差异, 研发投入占营业收入比例平均为 8.2%, 标准差 0.48, 最大值和最小值差距高达 96.9%, 因此企业在研发策略上有明显的差异性。财务指标方面, 样本企业资产负债率(lev)均值为 0.422, 资产收益率(roa)均值为 0.0347, 流动资产比率(liquidity)均值为 2.674。从产业政策来看, 税收优惠(tax)均值为 0.009, 区间从-0.239 到 0.203, 显示部分企业享受较大税收优惠, 而部分则为负。政府补助(sub)均值为 0.006, 标准差 0.012, 差异显著。

4.2. 基准回归

在本节中, 为了验证产业政策对智能制造企业技术创新的影响, 本文利用模型(1)进行了基准回归, 回归结果如表 3:

Table 3. Baseline regression
表 3. 基准回归

变量	(1)	(2)
	rd	rd
did	0.034*** (4.134)	0.019*** (2.757)
常数项	0.069*** (44.389)	-0.684*** (-4.777)
样本量	20646	20645
R ²	0.768	0.809
Controls	未控制	控制
个体固定效用	控制	控制
时间固定效应	控制	控制

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著, 括号中为聚类稳健标准误。

根据表 3 的回归结果, 列(1)和列(2)显示, 产业政策与智能制造企业技术创新之间存在显著的正相关关系, 并且均在 1%的水平下显著。加入控制变量后的回归系数为 1.9%, 这表明在该产业政策的影响下, 智能制造企业的技术创新得到了显著提升。同时, 回归结果还显示, 产业政策与企业的股权性质之间均存在负相关关系, 且均在 5%的显著性水平下显著。因此初步推断产业政策对民营企业的作用可能更为显著。

基于以上分析, 本文得出以下结论: 产业政策对智能制造企业的技术创新有明显的促进作用, 因此假设 H1 成立。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. PSM-DID 检验

本文首先采用倾向得分匹配法(PSM), 目标是使实验组与对照组在协变量上尽可能相似, 以确保两者具有共同的趋势。具体实施步骤如下。

首先将选取的控制变量作为协变量, 对数据进行随机排序。其次将是否属于产业政策内扶持的企业作为被解释变量 *treated*, 将协变量作为解释变量, 使用 Logit 模型进行回归以计算倾向得分, 并采用最近邻匹配方法进行 1:1 匹配。

通过倾向得分匹配的结果, 本文得到了与实验组具有相似特征的对照组样本, 将这些参与匹配的样本纳入到 DID 回归模型中进行参数估计。在此基础上, 本文采用双重差分法, 根据一对一的最近邻匹配法的回归结果对模型(1)进行了双向固定效应估计, 此外, 本文还根据一对多的最近邻匹配法的回归结果做了检验, 回归结果如表 4 所示:

Table 4. Post-Matching regression results
表 4. 匹配后回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	rd	rd	rd	rd
did	0.034*** (4.132)	0.020*** (2.784)	0.025*** (2.963)	0.012* (1.773)
常数项	0.069*** (44.350)	-0.698*** (-4.879)	0.077*** (33.667)	-0.707*** (-4.028)
样本量	20640	20639	13646	13646
R ²	0.768	0.809	0.783	0.829
Controls	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效用	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号中为聚类稳健标准误。

根据回归结果，列(1)和列(2)展示了一对一匹配法回归结果，样本量为 20,640 个。列(3)和列(4)则基于一对多匹配法行双重差分回归，样本量为 13,646 个。

列(1)的回归结果显示，在不考虑控制变量时，DID 系数为 0.034，并在 1%的显著性水平下显著，表明产业政策显著促进了智能制造企业的技术创新。列(2)加入控制变量后，DID 系数降至 0.02 并依然显著，表明政策的促进作用依然存在。在列(3)和列(4)的更严格样本选择下，DID 系数分别为 0.025 和 0.012，其中列(4)仅在 10%的显著性水平下显著，显示政策促进作用减弱。控制变量分析表明，企业员工数量、现金流量、企业规模和资产收益率对研发投入有正向影响，而资产负债率和股权性质对创新活动呈负相关。

4.3.2. 平行趋势检验

在使用双重差分法评估政策效果时，需确保实验组与对照组在政策实施前满足同趋势假设。如果这一假设不成立，政策效应的评估可能会受到先验差异的影响，无法准确反映政策的真实影响。本文将通过如下平衡趋势检验模型进行验证：

$$RD = \beta_0 + \beta_1 \sum \text{Treated}_i * \text{Before(After)}_{it} + \beta_3 \text{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在该模型中，本文引入了虚拟变量 Before 和 After，用于衡量样本观测时点相对于智能制造产业政策实施的时间顺序。具体而言，当 Before(n)的值为 1 时，表示样本观测时点位于政策实施前 n 年；而当 After(n)的值为 1 时，表示观测时点位于政策实施后 n 年。

根据图 2 的平行趋势检验结果，在智能制造企业政策实施之前(pre(1~5)的时间点)，样本的回归系数保持在较低水平(均小于 0.02)，并且在 5%的水平下均不显著。从 2011 年到 2013 年，系数逐渐降低。原因可能是，中国经济增速放缓(从 2010 年的两位数增长降至个位数增长)，可能导致企业收入增长疲软，限制了其研发投入能力。

政策实施当年，样本系数开始出现显著变化，且在之后几年中逐渐增加，显著性水平也随之提升。这意味着，政策实施后，智能制造企业创新活动日益活跃，政策对企业研发投入的促进效果愈加明显。

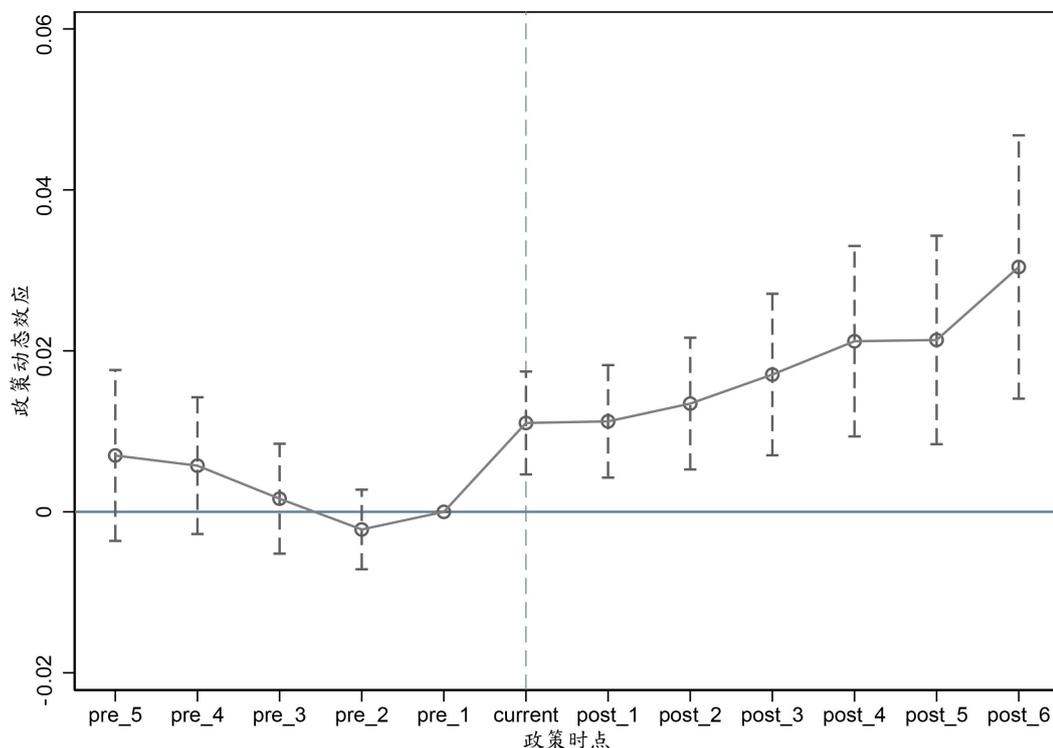


Figure 2. Parallel trend test chart

图 2. 平行趋势检验图

4.3.3. 反事实检验

本文在应用双重差分(DID)回归时,基本前提是实验组与对照组在政策实施前必须具备平行趋势。即在未实施“中国制造 2025”政策的情况下,实验组和对照组的企业研发投入强度随时间的变化应无显著差异。为验证这一前提,本文选择了 2010 至 2014 年作为政策实施前的研究窗口,并选取 2012 年和 2013 年作为虚拟政策年份进行反事实检验。表 5 为本文假设 2012 年和 2013 年作为政策实施年份的回归结果。

根据反事实检验的回归结果,改变虚拟年份至 2012 年或 2013 年后,加入控制变量的样本回归系数均未表现出显著性,同时核心解释变量 DID 的系数也非常低,这表明之前的分析结论并非受到时间或其他随机因素的影响。因此,可以推断本文的结论较为稳健和可靠。

Table 5. “Counterfactual” test results

表 5. “反事实”检验结果

变量	2013		2012	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	rd	rd	rd	rd
did	0.027*** (3.577)	0.012* (1.807)	0.023*** (2.992)	0.009 (1.242)
常数项	0.069*** (37.887)	-0.695*** (-4.857)	0.069*** (34.749)	-0.700*** (-4.901)
样本量	20,646	20,645	20,646	20,645

续表

R ²	0.767	0.808	0.767	0.808
Controls	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效用	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号中为聚类稳健标准误。

4.3.4. 安慰剂检验

为了验证 2015 年智能制造产业政策变化对扶持企业的技术创新的实际影响，并排除其他不可观测事件的干扰，本文采用了随机抽取处理组的安慰剂检验方法。具体而言，通过进行 500 次随机抽样回归，如果政策确实对企业技术创新产生了影响，那么随机抽样的回归结果应该不会表现出与实际政策实施结果类似的显著性或趋势，本文计算并绘制了自变量系数的核密度估计结果(见图 3)。

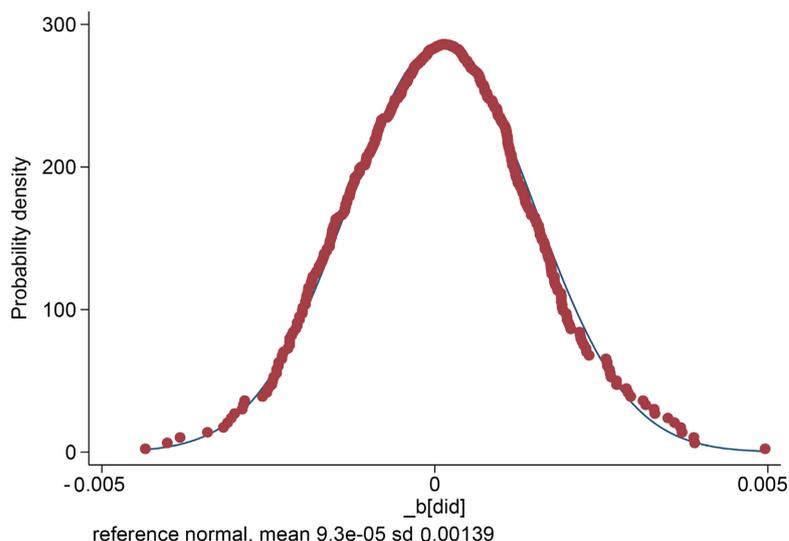


Figure 3. Placebo test results
图 3. 安慰剂检验结果

根据图 3 的检验结果，自变量系数值大多集中在 0 附近，且绝大多数系数并不显著，同时所有样本的回归系数值均小于真实回归系数值。这一结果表明，企业研发投入的变化主要受到了 2015 年产业政策的影响。通过随机抽样的方法，本文有效排除了其他潜在干扰因素，使得分析结果更具稳健性和可靠性。这进一步验证了研究假设，即 2015 年政策变化对智能制造企业技术创新产生了显著的影响。

4.4. 异质性分析

4.4.1. 企业股权性质的检验

为了细化智能制造产业政策的实施效果，本文将样本企业按股权性质分为国有企业和民营企业，并分别对两类企业进行回归检验，结果见表 6：

从结果来看，根据列(2)和列(4)的数据，产业政策对国有企业的双重差分(DID)回归系数显著高于民营企业。然而，尽管国有企业的系数较大，但其显著性水平较低，这表明与民营企业相比，产业政策对国有企业的促进作用更大，但这一促进作用并不稳定，存在较大的不确定性和波动性。原因可能是：首先，

Table 6. DID test results for enterprises with different ownership types
表 6. 分所有制企业 did 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业		民营企业	
	rd	rd	rd	rd
did	0.043** (1.636)	0.029* (1.231)	0.024*** (4.109)	0.012*** (2.846)
常数项	0.124*** (25.983)	-2.557*** (-3.736)	0.044*** (38.472)	-0.430*** (-5.786)
样本量	7461	7461	13141	13140
R ²	0.775	0.807	0.743	0.843
Controls	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效用	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号中为聚类稳健标准误。

国有企业在政策响应上的灵活性和适应性通常不如民营企业强，导致政策效果在统计上不够显著。其次，国有企业的样本数量相对较少，这可能导致回归系数虽然较大，但显著性水平较低。因此，尽管产业政策对国有企业有更大的促进作用，但这种作用的稳定性和可靠性还有待进一步探讨。

4.4.2. 分行业视角的检验

在评估产业政策的实施效果时，行业异质性对政策的有效性产生了显著影响。由于各行业中企业对生产要素的依赖程度存在差异，政策效果在不同行业之间可能表现出不同的力度和效果。这意味着，政策对某些行业的促进作用可能更为显著，而在其他行业中则相对较弱或不明显。本文借鉴鲁桐等(2014) [34]的研究方法，采用聚类分析将企业分为资本密集型、劳动力密集型和技术密集型三类，并通过 4 位行业代码精确定位企业行业。具体的回归分析结果如表 7 所示：

Table 7. DID regression results by industry
表 7. 分行业双重差分回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	rd	rd	rd
did	-0.0261 (0.254)	0.0218*** (0.260)	-0.0102* (0.723)
常数项	-36.54*** (7.112)	-45.37*** (6.846)	-21.79 (19.35)
样本量	7755	9906	2135
R ²	0.824	0.805	0.692
Controls	控制	控制	控制
个体固定效用	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号中为聚类稳健标准误。

通过对回归结果的分析,发现产业政策的实施对不同企业类型产生了异质性影响。具体而言,劳动密集型和技术密集型企业的政策系数 DID 均为负数,表明政策对这两类企业的技术创新有抑制作用。相比之下,资本密集型企业的政策系数显著为正,且绝对值大于劳动密集型和技术密集型企业,显示政策对资本密集型企业的技术创新有显著促进作用。

这一现象原因可能是:第一,《中国制造 2025》聚焦技术创新和智能制造,对劳动密集型产业关注较少,抑制了其创新活动。第二,技术密集型产业依赖高端市场,政策优惠可能偏向于劳动密集型和资本密集型企业,以促进经济稳定。第三,技术密集型企业研发难度大,政策补贴未必能有效激励研发,企业可能更倾向于扩张。第四,技术密集型行业样本数量少,可能导致统计偏差,影响回归结果的显著性。

4.5. 影响机制检验

4.5.1. 政策工具和融资约束的中介检验

产业政策通过政府补贴和税收减免直接为企业提供资金支持和成本优势,同时通过释放利好投资信号,改善融资环境,从而间接增强企业获得外部资金的能力。这两个方面共同作用,有效缓解了企业在研发投入中的资金资源和融资约束,显著提高了企业的研发投入强度。本小节将构建中介效应模型,使用逐步回归法对上述政策工具以及信号效应产生的融资约束减免两方面带来的影响机制进行检验,构建以下模型:

$$RD = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i * \text{Time}_i + \beta_2 \text{Controlit}_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Medium} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i * \text{Time}_i + \beta_2 \text{Controlit}_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$RD = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i * \text{Time}_i + \beta_2 \text{Medium} + \beta_3 \text{Controlit}_i + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中变量 Medium 是本文使用的中介变量,包括政府补贴(sub)、税收优惠(tax)和融资约束(ra)。使用 Stata 17 的 Sobel test 分别对上面三个指标进行中介检验,最终检验结果见表 8:

Table 8. Mediation regression results

表 8. 中介回归结果

	融资约束		政府补助		税收优惠	
	z	P > z	z	P > z	z	P > z
Sobel 检验	-9.383	0	6.029	0	4.24	0
中介效用	-9.383	0	6.029	0	4.24	0
直接效用	18.27	0	14.637	0	14.369	0
总效用	15.853	0	15.783	0	14.716	0
中介效用占比	-0.13		0.111		0.027	

回归结果显示,政府补助、融资约束和税收优惠在产业政策对智能制造企业技术创新的影响中均起到显著的中介作用,显著性水平平均达到 1%,假设 H2、H3、H4 成立。其中,政府补助的中介效应占比为 11.1%,融资约束为 13%,税收优惠仅占 2%。

这表明,虽然税收优惠理论上能降低企业税负,但其实际中介作用较小。原因在于,政府补助直接以现金形式注入企业,可以立即用于研发投入,因此其中介作用更为显著。融资约束的缓解则提供了更多的资金流,有助于增加研发投入。相比之下,税收优惠的效果较为间接,会受到企业盈利状况的影响,如果企业盈利水平低,则税收优惠的减税效果不明显,并且税收优惠通常体现在长期财务报表中,不会立即影响企业的现金流或短期研发支出。

4.5.2. 市场竞争的调节作用

市场竞争程度对智能制造企业技术创新的影响具有双重性质,既能激励创新,也可能抑制创新。首先,从激励作用来看,竞争促使企业不断寻求提高自身竞争力的途径,企业在面临激烈竞争时,往往会加大研发投入,创新产品和服务,提高市场占有率和品牌价值。然而,过度的竞争也可能带来负面影响。由于创新成果在激烈的市场竞争中更容易被快速模仿,企业的创新回报周期变短,导致创新活动的风险增大,特别是在知识产权保护不足的情况下,企业的研发成果难以得到有效保护,创新投入的收益可能无法抵消成本。此外,过度竞争还可能导致市场利润率下降,削弱企业的财务实力,进一步抑制其在研发上的投入。为了更好地理解市场竞争程度在产业政策实施过程中的调节作用,本文引入了一下调节变量模型(6):

$$RD = \beta_0 + \beta_1 Treated_i * Time_i + \beta_2 hhi + \beta_3 Treated_i * Time_i * hhi + \beta_4 Control_{it} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Table 9. Moderating effect test results
表 9. 调节效用检验结果

变量	(1)
	rd
did	0.019*** (2.698)
hhi	-0.034*** (-3.154)
交互项	-0.073*** (-3.329)
常数项	-0.749*** (-4.934)
样本量	20032
R ²	0.812
Controls	控制
个体固定效用	控制
时间固定效应	控制

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号中为聚类稳健标准误。

根据回归结果,市场竞争程度与产业政策的交互项在 1%的显著性水平下表现出显著性,且市场竞争程度和产业政策两个指标在 1%和 5%的水平下分别显著。这一结果明确表明,市场竞争程度在政策实施中发挥了重要的调节作用,假设 H5 成立。具体来看,HHI 的回归系数为负,意味着市场竞争越激烈(即 HHI 值越低),政策效果越好。这说明尽管市场竞争可能带来一定的创新风险,但整体而言,市场竞争对智能制造企业的技术创新具有更强的促进作用。这进一步验证了竞争机制在推动企业创新方面的积极作用,特别是在该产业政策的支持下,竞争能够更加显著地激励智能制造企业创新,提升其市场竞争力和技术进步的动力(表 9)。

5. 研究结论和政策建议

5.1. 研究结论

通过以上分析发现,相较于未受扶持的企业,产业政策对智能制造企业技术创新有显著的促进作用。经稳健性检验进一步验证了这一结论。政府补助、税收优惠和融资约束在政策实施过程中都发挥了显著的中介作用,其中税收优惠的中介效用最小,而政府补助和融资约束的效用更为明显,这表明直接的政策工具对企业技术创新更有效,同时政策信号有效降低了企业融资的门槛。在异质性分析方面,国有企业受政策影响的系数较大,但显著性较低,这主要因为国有企业更容易获得政府政策支持,同时政策并未完全适应所有国有企业的特征,导致政策效果存在较大波动。东部地区的政策效果显著优于西部和中部,主要由于东部地区企业数量多、经济发达、基础设施完善以及市场竞争活力强。与技术密集型和劳动密集型企业相比,资本密集型企业的技术创新受政策影响最为显著,因其对资本的高度依赖、政策导向的支持和市场需求的敏感响应,政策支持有效促进了这些企业的技术进步和市场竞争能力。

5.2. 建议

5.2.1. 政府方面

首先,优化政策工具组合。鉴于政府补助对智能制造企业技术创新的促进作用最显著,建议增加对高科技和创新型企业的政府补助支持,尤其是那些在关键技术领域有潜力的企业。虽然税收优惠效用较小,但仍应优化设计,增大力度使其更好地激励企业创新。还可以加大公共创新采购政策的实施力度,通过政府需求激励企业技术创新。

其次,政府可以实施差异化政策。针对国有企业,设计灵活的激励措施,减少对传统产业的支持;对民营企业,提供精准的资金和市场激励,加大支持力度。地区政策应因地制宜,东部地区侧重高端科技,中西部关注基础设施和产业基础。根据行业特点,制定有针对性的财政补贴和税收优惠政策。

最后,提高政策透明度,确保信息公开,避免信息不对称影响激励效果,要强化执行和监督,确保政策落地,及时收集反馈并据此调整优化。

5.2.2. 企业方面

首先,企业应增强研发投入的战略规划,根据自身发展阶段和市场需求,制定明确的研究战略,确保研发投入的有效性和持续性,合理分配研发资源,结合企业的技术发展方向和市场需求,优先支持具有高潜力的研发项目。

其次,企业应提升创新管理能力,培养和激励创新文化,鼓励员工提出新想法,形成良好的创新氛围,并投资于人才的培训和引进,提升员工的技术水平和创新能力。

再次,企业应有效利用政策工具,主动了解并申请相关的政府补助和融资支持,利用政策工具降低研发成本,充分利用税收优惠政策,减少企业税负,将节省的资金投入到研发中。

最后,要关注市场信息。在适度的市场竞争环境中提升企业的研发力度,保持对市场动态的敏感性,也可以与科研机构、大学和其他企业建立合作关系,共同推动技术创新和市场应用。

参考文献

- [1] 周济. 智能制造是“中国制造 2025”主攻方向[J]. 企业观察家, 2019(11): 54-55.
- [2] 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[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [3] 杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 174-191.
- [4] 江军. 所得税优惠对企业技术创新的激励作用——基于减税降费背景下的实证分析[J]. 价值工程, 2020, 39(32): 75-77.

- [5] Edquist, C. (2013) *Systems of Innovation: Technologies, Institutions and Organizations*. Routledge.
- [6] 张杰, 郑文平, 新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J]. *中国工业经济*, 2017(10): 118-136.
- [7] Lerner, J. (2009) The Empirical Impact of Intellectual Property Rights on Innovation: Puzzles and Clues. *American Economic Review*, **99**, 343-348. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.343>
- [8] Kleer, R. (2010) Government R&D Subsidies as a Signal for Private Investors. *Research Policy*, **39**, 1361-1374. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2010.08.001>
- [9] 张俭, 张玲红. 研发投入对企业绩效的影响——来自 2009-2011 年中国上市公司的实证证据[J]. *科学决策*, 2014(1): 54-72.
- [10] 张孟, 李文川. 政府补贴、资本结构与企业研发投入——基于农业上市公司的实证研究[J]. *中国商论*, 2023(7): 131-134.
- [11] Arrow, K.J. (1962) The Economic Implications of Learning by Doing. *The Review of Economic Studies*, **29**, 155-173. <https://doi.org/10.2307/2295952>
- [12] 白俊红. 中国的政府 R&D 资助有效吗?来自大中型工业企业的经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 2011, 10(4): 1375-1400.
- [13] Meuleman, M. and De Maeseneire, W. (2012) Do R&D Subsidies Affect SMEs' Access to External Financing? *Research Policy*, **41**, 580-591. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2012.01.001>
- [14] 樊琦, 韩民春. 政府 R&D 补贴对国家及区域自主创新产出影响绩效研究——基于中国 28 个省域面板数据的实证分析[J]. *管理工程学报*, 2011, 25(3): 183-188.
- [15] Kasahara H, Shimotsu K, Suzuki M. (2014) Does an R&D Tax Credit Affect R&D Expenditure? The Japanese R&D Tax Credit Reform in 2003. *Journal of the Japanese and International Economies*, **31**, 72-97. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2013.10.005>
- [16] 谭劲松, 冯飞鹏, 徐伟航. 产业政策与企业研发投入[J]. *会计研究*, 2017(10): 58-64, 97.
- [17] 孟庆玺, 尹兴强, 白俊. 产业政策扶持激励了企业创新吗?——基于“五年规划”变更的自然实验[J]. *南方经济*, 2016, 45(12): 1-25.
- [18] 邵传林. 制度环境、财政补贴与企业创新绩效——基于中国工业企业微观数据的实证研究[J]. *软科学*, 2015, 29(9): 34-37, 42.
- [19] 郑春美, 李佩. 政府补助与税收优惠对企业创新绩效的影响——基于创业板高新技术企业的实证研究[J]. *科技进步与对策*, 2015, 32(16): 83-87.
- [20] 阳镇, 凌鸿程, 陈劲. 经济政策不确定性、企业社会责任与企业技术创新[J]. *科学学研究*, 2021, 39(3): 544-555.
- [21] 李万福, 杜静. 税收优惠、调整成本与 R&D 投资[J]. *会计研究*, 2016(12): 58-63, 96.
- [22] 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.
- [23] 陈洋林, 宋根苗, 张长全. 税收优惠对战略性新兴产业创新投入的激励效应评价——基于倾向评分匹配法的实证分析[J]. *税务研究*, 2018(8): 80-86.
- [24] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018(9): 98-116.
- [25] 严若森, 陈静, 李浩. 基于融资约束与企业风险承担中介效应的政府补贴对企业创新投入的影响研究[J]. *管理学报*, 2020, 17(8): 1188-1198.
- [26] 王克敏, 刘静, 李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. *管理世界*, 2017, 33(3): 113-124, 145, 188.
- [27] 张新民, 张婷婷, 陈德球. 产业政策、融资约束与企业投资效率[J]. *会计研究*, 2017(4): 12-18, 95.
- [28] 逯东, 朱丽. 市场化程度、战略性新兴产业政策与企业创新[J]. *产业经济研究*, 2018(2): 65-77.
- [29] 陈晓, 李美玲, 张壮壮. 环境规制、政府补助与绿色技术创新——基于中介效应模型的实证研究[J]. *工业技术经济*, 2019, 38(9): 18-25.
- [30] 周济. 智能制造——“中国制造 2025”的主攻方向[J]. *中国机械工程*, 2015, 26(17): 2273-2284.
- [31] 周黎安, 陈烨. 中国农村税费改革的政策效果: 基于双重差分模型的估计[J]. *经济研究*, 2005, 40(8): 44-53.
- [32] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. *管理世界*, 2022, 38(12): 220-237.
- [33] 安同良, 周绍东, 皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应[J]. *经济研究*, 2009, 44(10): 87-98, 120.
- [34] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. *经济研究*, 2014, 49(6): 115-128.