

减税降费对制造业企业新质生产力的影响

——基于双重差分模型

彭涛 朱登 韩欣玉 曹冶

摘要：在全球产业链加速重构和我国高质量发展的关键时期，新质生产力作为突破传统增长瓶颈、实现动能转换的核心路径，已成为制造业企业持续发展的关键所在。本文选取了A股制造业上市公司2015—2022年的面板数据，采用双重差分模型，通过比较享受政策的制造业企业与未享受政策的制造业企业在新质生产力方面的差异，来识别减税降费政策的净效应。结果表明，减税降费政策对制造业企业新质生产力有显著的正向作用；研发投入在减税降费政策影响制造业企业新质生产力的过程中发挥了重要的中介作用，尤其是在高研发投入占比的制造业企业中，减税降费政策的效应更为显著。研究表明，减税降费政策通过激励研发投入，是提升制造业企业新质生产力的有效途径。

关键词：减税降费；新质生产力；中介机制；双重差分模型

一、引言

在全球产业链加速重构与中国经济高质量发展的双重背景下，“新质生产力”的培育已成为突破传统增长瓶颈、实现动能转换的核心路径。新质生产力并非简单的要素规模扩张，而是通过技术创新、智能工具升级与人力资本优化实现全要素生产率的质变^[1]。2024年3月，全国两会期间，“新质生产力”概念得到了全面而深入的阐释与重点聚焦。发展新质生产力，不仅是顺应全球产业变革大势、充分释放生产力潜能、稳健推进中国式现代化的内在要求，更是凝聚全社会发展共识、铸牢中华民族共同体意识的重要战略举措。其核心要义在于通过关键核心技术的重大突破与颠覆性创新，精准把握并牢牢占据战略性新兴产业与未来产业发展的战略高地与领先地位。在全球科技革命与产业变革加速推进的大背景下，新兴产业不断涌现，前沿技术迭代升级步伐不断加快，为新质生产力的发展开辟了更加广阔的空间与前所未有的历史机遇。推动新质生产力发展，就是要把握这些领域的先发优势，推动传统产业转型升级，拓展新质生产力的发展空间^[2]。而减税降费政策作为一项积极的财政政策，以期通过减轻企业税负，释放企业资金流动性，提高企业的研发投入，进而提高企业新质生产力。本文以是否享受减税降费政策作为准自然实验，采用双重差分法（DID），在控制企业流动资产比率等财务结构变量及企业特征变量的基础上，识别减税降费对制造业企业新质生产力的净效应。特别地，通过引入研发投入作为中介变量，构建中介效应模型，揭示“税收优惠释放流动性—研发投入扩张—创新成果转化”的微观作用路径。

二、理论基础与研究假设

减税降费是激发企业活力的直接手段，也是政府赋能企业发展的关键举措。在税收减免、增值

税改革等政策驱动下，企业的创造力与生产力被显著激活。减税降费政策的落地实施有效助力企业削减运营成本，为后续的发展与创新活动奠定了坚实的资金基础，从而为企业加快形成新质生产力起到了重要的推动作用^[3-4]。另一方面，针对先进制造业的增值税加计抵减政策，直接推动企业加大数字化、信息化设备投入，加速生产流程的智能化改造，为新质生产力注入技术升级动力^[5]。

从创新驱动视角看，减税降费释放的资金直接转化为研发投入增量。郭凯明和龚六堂的研究表明，减税降费政策凭借减轻企业资金压力、缓解融资约束，显著推动了企业创新效率的提升与技术升级的步伐^[6]。针对先进制造业量身定制的扶持政策，如研发费用加计扣除与固定资产加速折旧等举措，有效引导企业顺利完成从设备更新换代到数字化转型的全流程整合，促使企业生产力实现质的飞跃与系统性提升。这一政策作用机制与新质生产力发展所强调的前沿技术深度应用及新兴产业蓬勃培育的核心目标高度一致。

从市场竞争激活视角看，减税降费政策通过优化市场环境，倒逼企业提升生产效率与创新能级。Sedlacek 等的理论模型指出^[7]，减税降费政策降低市场进入壁垒，加剧行业竞争，迫使企业通过技术升级维持竞争力。此外，对许多大型生产制造型企业而言，企业生产扩张和技术研发需要大量资金投入，而减税降费举措大幅增加了企业现金流，释放了更多资金，使其能够增加研发活动的投入。这种政策不仅激发了制造业企业的创新动力，而且对于发展新技术和新行业、推动新质生产力的形成具有积极作用^[8]。基于上述分析，提出假设 H1。

H1：减税降费可以有效提升制造业企业新质生产力水平。

新质生产力的核心在于技术创新驱动的生产效率跃升，其形成高度依赖企业研发投入的持续性与有效性。从资金约束视角看，高税负对研发投入的抑制效应在近年研究中被多次验证：高正斌等基于中国工业企业数据库的研究发现，税费负担每增加 1 个百分点，中小企业研发投入强度下降 1.8%，远高于大型企业的 0.9%，凸显了减税对破解创新资源约束的关键意义^[9]。

减税降费对研发投入的激励机制是通过增值税留抵退税、研发费用加计扣除等政策降低实际税负直接增加企业可支配资金。Liu&Mao 的跨国比较研究表明，实施结构性减税的国家中，制造业企业研发投入增长率平均提高 2.7 个百分点，其中现金流增加的贡献率达 68%，且不同政策工具的作用存在差异^[10]。郭凯明和龚六堂利用动态面板模型分析发现，减税政策使制造业企业突破性研发项目的投入概率提升 19%，这类高风险、高回报项目通过技术代际跃迁为新质生产力提供源头支撑^[6]。

与此同时，根据国家税务总局的统计数据，2023 年企业在研发费用加计扣除政策中累计获益达 1.85 万亿元，其中制造业企业占比接近六成。税费负担的有效减轻，为企业发展注入了更充足的动力，使其经营步伐更加稳健。从资金流向来看，多数企业会将政策红利转化为技术研发投入——通过开展新技术与新产品研究，企业能够吸引更多的市场关注并获取订单，而活跃的市场交易又为企业带来更可观的利润。当企业拥有更多可支配资金时，又会进一步加大研发创新力度，由此形成促进技术进步的良性循环。基于上述分析，提出假设 H2。

H2：减税降费可以通过增加制造业企业的研发投入提升企业新质生产力水平。

三、研究设计

（一）模型构建

运用双重差分模型检验减税降费政策对制造业企业新质生产力的影响，构建如下模型：

$$Y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 * D_j * D_t + \gamma X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 Y_{it} 表示企业 i 在第 t 年的新质生产力 N_{pro} ， D_j 为分组虚拟变量，划分实验组和对照组。享受到 2019 年大规模普惠性减税政策的企业为实验组， $D_j=1$ ，反之则为 0。模型以 2019 年设定为实验时点，2019 年及之后 $D_t=1$ ，之前 $D_t=0$ 。 $D_j * D_t$ 为交互项，设定为模型中的解释变量，若实验组企业 i 在第 t 年受到减税降费政策的影响，那么 $D_j * D_t=1$ ，反之则为 0； X_{it} 为一系列控制变量， u_i 为个体固定效应， η_t 为时间固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量定义

被解释变量：企业新质生产力指标。新质生产力的核心在于创新，并充分考虑了劳动对象在生产过程中的作用和价值。本文借鉴冯儒花等^[11]的研究，选取劳动力和生产工具作为一级指标，且为了减少和避免权重确定过程中人为主观因素的干扰，采用熵值法对各指标进行赋权，具体如表 1 所示。

表 1 企业新质生产力构成

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	方向	权重		
劳动力	活劳动	研发人员薪资占比	研发费用—工资薪酬/营业收入	+	0.21		
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	+	0.09		
		高学历人员占比	本科以上学历人数/员工人数	+	0.09		
	物化劳动	制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的工资) / (经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)			+	0.07
			固定资产占比	固定资产/资产总额	+	0.05	
		硬科技	研发折旧摊销占比	研发费用—折旧摊销/营业收入	+	0.28	
生产工具	软科技	无形资产占比	无形资产/资产总额	+	0.12		
		总资产周转率	营业收入/平均资产总额	-	0.07		
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	+	0.02		

解释变量：减税降费。本文借鉴刘骏和刘峰^[12]的研究，采用企业税费负担测度减税降费。将企业支付的各项税费作为考察减税政策的影响，设置了一个虚拟变量以体现减税降费政策对制造业企业新质生产力的影响。根据上市公司证监会行业分类，将涉及 2019 年普惠性减税政策的制造业企业取值为 1；未涉及的企业取值为 0。当样本年度为增值税减税政策实施年度（2019 年）之后取值为 1，否则为 0。若 λ_1 系数为正，则表明减税政策确实促进了制造业企业新质生产力的提升。

控制变量：本文选择流动资产占比（ $curr_t$ ）、资产负债率（ Lev ）、总资产周转率（ Ato ）、总资产净利润（ Roa ）、营业利润率（ Opm ）、公司规模（ $Size$ ）作为控制变量。具体变量定义见表 2。

表 2 具体变量定义

变量	变量符号	变量解释
流动资产占比	curr	流动资产净额/总资产
资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
总资产周转率	Ato	营业收入/平均资产总额
总资产净利润	Roa	净利润/总资产平均余额
营业利润率	Opm	营业利润/营业收入
公司规模	Size	公司总资产

（三）数据来源及预处理

初始样本为 2015—2022 年上证和深证的 A 股制造业上市公司，并进行了相关处理：删除样本期间 ST 或 PT 的上市公司；删除资产负债率大于 1 的公司；删除主要变量数据严重缺失的样本，最后，对所有涉及的连续型变量进行 1% 和 99% 水平的缩尾处理，以消除异常值的干扰。数据来源于 CSMAR 数据库。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计

变量的描述性统计结果见表 3。全样本观测值总量为 3968。A 股上市制造业企业新质生产力均值为 0.122，最大值为 0.548，最小值为 0.05，标准差为 0.039，说明不同制造业企业之间的新质生产力水平存在一定差异。

表 3 描述性分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Npro	3968	0.122	0.039	0.05	0.548
Dtdj	3968	0.185	0.389	0	1
Lev	3968	0.395	0.178	0.02	1.096
curr	3968	0.574	0.154	0.068	0.986
Roa	3968	0.04	0.072	-1.06	0.439
Opm	3968	0.077	0.193	-3.20	1.602
Size	3968	1.167e+10	2.717e+10	3.512e+08	4.939e+11
Ato	3968	0.622	0.327	0.047	3.089

（二）基准检验

根据上文模型的构建，得出了减税降费政策对制造业企业新质生产力的基准回归结果（表 4）。其中列（1）表示未控制时间、个体固定效应及控制变量，政策变量对企业新质生产力的回归系数为 0.007，在 1% 水平上显著为正。列（2）加上了一系列控制变量之后，回归系数为 0.003，仍在 1% 水平上显著为正，但相比未加入控制变量时有所下降。然而，由于未控制时间、个体效应，回归结果

的第一、第二列模型拟合优度均较低，分别为 0.004 和 0.145。列（3）在加入列控制变量的基础上进一步引入双向固定效应，使得模型的拟合优度达到 0.883，减税降费政策对企业新质生产力的回归系数为 0.004，在 1% 水平上显著。基于此，可以得出减税降费政策对制造业企业的新质生产力具有促进作用，假设 1 得以证明，即减税降费可以有效提升制造业企业新质生产力水平。

表 4 减税降费对制造业企业新质生产力的影响

variable	(1) Npro	(2) Npro	(3) npro
D _{tj} ^d	0.007***	0.003**	0.004***
	(4.165)	(2.010)	(3.730)
Lev		-0.047***	-0.026***
		(-12.339)	(-7.864)
currt		-0.025***	-0.058***
		(-6.536)	(-15.951)
Roa		0.092***	-0.011
		(6.053)	(-1.509)
Opm		-0.069***	-0.025***
		(-12.668)	(-9.552)
Size		0.000	-0.000*
		(1.596)	(-1.713)
Ato		-0.027***	0.003*
		(-13.469)	(1.794)
cons	0.120*** (175.757)	0.171*** (61.440)	0.165*** (60.414)
时间效应	No	No	Yes
个体效应	No	No	Yes
N	3968	3968	3968
R ²	0.004	0.145	0.882
F	17.349	96.130	89.986

注：***p<0.01，**p<0.05，*p<0.10。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验

以 2019 年为基期进行平行趋势检验，结果如图 1 所示。从图 1 可以看出，在政策实施前，实验组与控制组的新质生产力不存在显著差异，因此满足平行趋势假定。在政策实施后，新质生产力开始呈现显著上升趋势，后面可能由于受疫情影响，各地采取封锁、隔离等措施，导致工人返岗困难，

制造业企业劳动力供给不足。即便有减税降费带来的资金支持，也因人力匮乏，新质生产力相关的研发、生产活动难以正常开展，从而阻碍其提升。

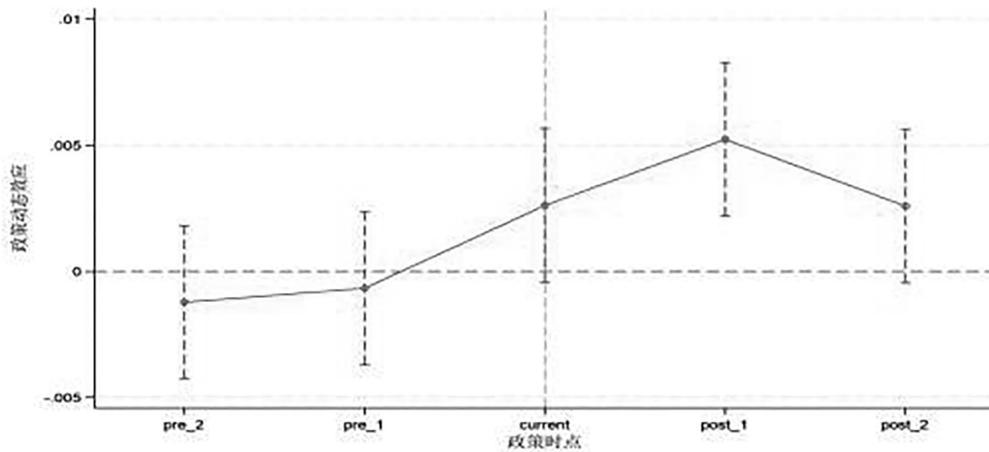


图 1 平行趋势检验结果

2. 安慰剂检验

安慰剂检验旨在验证减税降费政策对制造业新质生产力的影响是否真实有效，而非由其他偶然或随机性因素所引起。通过随机抽样的方式构建了“伪政策虚拟变量”，并据此对系数与 p 值的分布状况进行了检验，检验结果如图 2 所示。在大量随机模拟过程中，生成的伪政策虚拟变量所对应的系数大多趋近于 0。这意味着通过随机因素很难产生与真实政策效应类似的结果，而且 p 值大多数都高于虚线，说明不拒绝原假设，即伪政策虚拟变量与结果无显著关联。从侧面有力地印证了减税降费政策效应的可靠性，并非由随机性因素所导致。

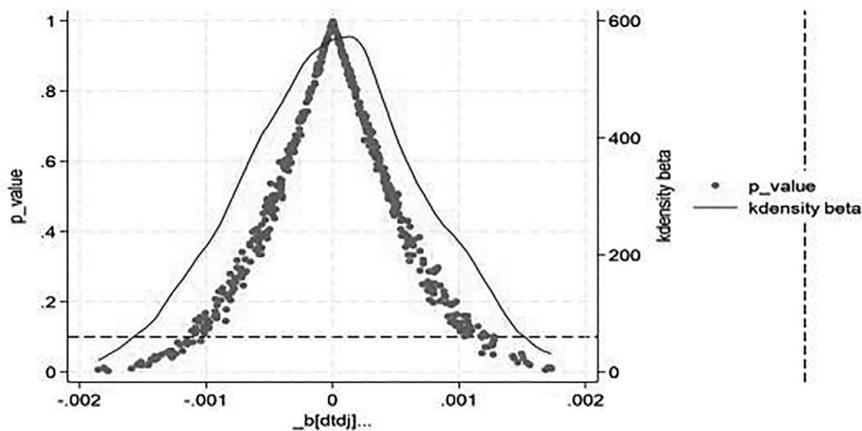


图 2 安慰剂检验结果

3. 更换被解释变量

为进一步验证研究结论的稳健性，本研究对被解释变量进行了变换处理，将新质生产力取对数后进行替换。随后，重新进行了回归分析，结果呈现于表 5 列（1）。分析结果显示，回归系数为 0.024，且该系数在 1% 的显著性水平上显著为正。为深入探究减税降费政策对制造业企业技术创新的持续性影响，本文特别针对研发投入占比这一关键指标，进行了 t+1 期的滞后回归分析。同样地，

在控制了一系列相关变量及时间、个体效应后，再次进行了回归分析，结果如表 5 列（2）所示。分析结果显示，回归系数为 0.003，且该系数同样在 1% 的显著性水平上显著为正。上述结果表明，在对被解释变量进行变换后，变量间的关系依然保持正向且具有高度的统计显著性，有力地证明了前述结果的正确性与可靠性，即减税降费政策对新质生产力确实存在积极的促进作用，且该作用在严格的统计检验下具有稳定性。

表 5 更换被解释变量检验结果

Variable	(1) ln_npro	(2) npro_1
Dtdj	0.024*** (3.789)	0.003*** (2.794)
Lev	-0.239*** (-11.214)	-0.011*** (-2.937)
Curr	-0.464*** (-19.793)	-0.039*** (-9.393)
Roa	-0.212*** (-4.411)	0.008 (0.969)
Opm	-0.106*** (-6.251)	-0.015*** (-5.342)
Size	-0.000 (-1.551)	-0.000 (-0.469)
Ato	0.068*** (5.768)	-0.001 (-0.594)
_cons	-1.814***	0.151***
	(-102.713)	(47.567)
时间效应	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes
N	3968	3472
R ²	0.899	0.880
F	105.503	23.915

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.10$ 。

4. PSM 检验

根据李邈等^[13]的研究方法，由于实验组样本较少且匹配变量较多，为了避免因过多样本匹配失败所造成的信息损失，本文采用 1 对 2 的近邻匹配。匹配后的平衡性检验结果如表 6 所示，列（5）显示匹配之后所有的控制变量的偏差值均小于 10%，在一定程度上保证了处理组与控制组在协变量层面的可比性，使得两组之间的差异更多地可归因于政策干预，而非控制变量的差异。表中最后一列展示了匹配之后全部的 t 检验结果，均不显著，可以认为处理组与控制组在控制变量上不存在显著差异。这表明匹配成功平衡了两组的控制变量，使得基于匹配后样本进行的因果效应估计更为可靠，减少了因控制变量不平衡导致的估计偏差。

表 6 倾向得分匹配检验结果

variable	Unmatched Matched	mean		%bias	t	t-test p> t
		treated	control			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lev	U	0.3873	0.3993	-6.7	-2.05	0.040
	M	0.38705	0.38407	1.7	0.45	0.654
currt	U	0.57485	0.57386	0.7	0.20	0.845
	M	0.57487	0.57316	1.1	0.31	0.758
Roa	U	0.02176	0.05146	-40.7	-12.90	0.000
	M	0.02309	0.02372	-0.9	-0.23	0.012
Opm	U	0.04061	0.09838	-28.7	-9.20	0.822
	M	0.043	0.04327	-0.1	-0.03	0.974
Size	U	9.7e+09	1.3e+10	-11.0	-3.43	0.001
	M	9.8e+09	9.3e+09	1.5	0.48	0.634
Ato	U	0.57401	0.6506	24.3	-7.17	0.000
	M	0.57363	0.56671	2.2	0.67	0.505

确认倾向得分匹配已成功平衡处理组与控制组的控制变量，使得两组在控制变量上具备良好可比性后，进一步开展 PSM-DID 分析。相关回归结果见表 7。结果显示，经过近邻匹配后，回归系数为 0.003，且该系数在 1% 水平上显著。这一结果表明，之前所提出的假设依然成立。本文所关注的减税降费政策干预对制造业企业新质生产力存在显著的正向作用，且这种正向作用在经过倾向得分匹配和双重差分法的严谨分析后，依然稳健且具有统计学意义，进一步为上文结论的可靠性提供了坚实支撑。

表 7 PSM-DID 结果

variable	npro
Dtdj	0.003*** (3.003)
Lev	-0.021*** (-5.401)
currt	-0.056*** (-12.739)
roa	-0.018* (-1.710)
opm	-0.021*** (-6.395)
size	-0.000 (-1.034)
ato	0.005** (2.216)
Cons	0.161** (48.143)

续表

variable	npro
时间效应	Yes
个体效应	Yes
N	2791
R ²	0.893
F	51.208

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10。

(四) 中介效应

减税降费政策的推行，首先直接减轻了制造业企业的税费负担，使企业的可支配资金增加。基于对企业自身发展的考量，企业倾向于将部分释放的资金投入到研发活动，即增加研发投入。而研发投入的增加有助于企业开展技术创新、优化生产流程、开发新产品等，这些活动最终将提升企业的新质生产力。

这一过程中，研发投入作为中介变量，连接了减税降费政策与企业新质生产力，形成了“减税降费—研发投入增加—企业新质生产力提升”的传导路径。在中介效应分析中，政策变量 ($D_t * D_j$) 对研发投入 (Rd) 的回归系数为 0.669，且在 1% 的显著性水平上显著，这清晰表明减税降费政策变量对研发投入存在显著的正向推动作用，即减税降费政策的实施会有力促使制造业企业增加研发投入。当将研发投入作为中介变量引入，考查其对企业新质生产力的影响时，政策变量对新质生产力的回归系数变为 0.002，在 5% 的水平上显著，而研发投入对新质生产力的回归系数为 0.003，在 1% 的水平上显著。这一结果揭示了研发投入在减税降费政策影响企业新质生产力的过程中充当了重要的中介角色。从模型整体拟合效果看，中介效应模型样本量 3968，R² 为 0.908，高于基准回归的 0.882，F 值为 225.432，也高于基准回归的 89.986。这进一步表明，纳入研发投入这一中介变量后，模型对制造业企业新质生产力的解释力度显著增强，更精准地刻画了变量之间的内在联系。基于此，假设 2 成立。

表 8 中介效应检验结果

变量	基准回归 Npro	Rd	中介效应 Npro
$D_t * D_j$	0.004***	0.669***	0.002**
	(3.730)	(3.997)	(2.084)
Rd			0.003*** (31.510)
Cons	0.165***	10.240***	0.137***
	(60.414)	(21.762)	(53.337)
控制变量	Yes	Yes	Yes

续表

变量	基准回归 Npro	Rd	中介效应 Npro
时间效应	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes
N	3968	3968	3968
R ²	0.882	0.783	0.908
F	89.986	84.490	225.432

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10。

（五）异质性检验

基于中介效应分析结果，进一步按研发投入水平进行异质性检验，划分标准为：研发投入占比大于5%的制造业企业归为高研发投入组。从表9第1列高研发投入组的回归结果来看，减税降费政策变量的系数为0.008，在1%水平上显著，表明在高研发投入组中，减税降费政策对制造业企业新质生产力存在显著的正向促进作用。变量企业杠杆的系数为-0.025，在1%水平上显著，意味着高研发投入组中，资产负债率越高，对制造业企业新质生产力的负向影响越显著。其他变量亦呈现出相应显著的负向或正向系数，显示出在高研发投入组情境下，这些因素与企业新质生产力间存在特定关联。上述结果揭示了在高研发投入水平下，政策及各因素对制造业企业新质生产力的影响特征，为细化理解政策作用机制和企业发展影响因素提供了有力支撑。

表9 异质性检验结果

	(1) Npro	(2) npro
Dtdj	0.008*** (3.592)	0.001 (1.049)
Lev	-0.025*** (-3.022)	-0.023*** (-9.230)
curt	-0.067*** (-7.919)	-0.055*** (-19.315)
Roa	-0.028 (-1.498)	-0.014** (-2.279)
Opm	-0.021*** (-4.151)	-0.007** (-2.043)
Size	-0.000 (-1.552)	-0.000 (-0.391)
Ato	-0.035*** (-5.022)	0.011*** (9.176)
cons	0.333***	0.107***

续表

	(1) Npro	(2) npro
时间效应	(17.460) Yes	(26.864) Yes
个体效应	Yes	Yes
N	1490	2478
R ²	0.862	0.850
F	24.902	28.376

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10。

五、总结与建议

(一) 研究结论

本文基于2015—2022年A股上市公司的数据，运用双重差分模型与中介效应检验，研究了减税降费政策与制造业企业新质生产力之间的关系，以及减税降费政策通过影响制造业企业研发投入进而作用于新质生产力的机制。主要研究结论如下：

第一，减税降费政策对制造业企业新质生产力呈现出显著的正向影响。该政策能够有效释放企业的资金流动性，提升企业资金运用的灵活度，从而直接为新质生产力的提升注入强劲动力。

第二，作用机制研究表明，减税降费政策能够显著促进制造业企业增加研发投入，研发投入的增加确实能有效推动新质生产力的提升，研发投入增加是减税降费政策影响制造业企业新质生产力的有效传导路径。

第三，异质性检验发现，对于重视研发创新、研发投入较高的制造业企业而言，减税降费政策能够发挥更大的激励作用，进一步激发其创新潜能。此类企业能够更好地借助政策红利，加大研发力度、突破技术瓶颈，在发展新技术和新行业方面取得更大进展，从而在推动新质生产力形成的进程中发挥引领示范作用。

(二) 政策建议

为充分发挥减税降费政策对制造业企业新质生产力形成的促进作用，提出以下建议：

一是完善“政策寻企”机制。利用税收大数据精准识别符合条件的制造业企业，动态推送适配政策信息，推广智能算法匹配企业特征与政策标签，并优化政策享受流程，扩大“免申即享”范围。

二是加大对中小微企业的定向支持。可阶段性提高中小微企业研发费用加计扣除比例，并深化“银税互动”，将纳税信用转化为融资额度。同时，应延续现有普惠性税收政策，如延长增值税小规模纳税人免税政策，以增强企业长期投入信心。

三是建立政策效果动态评估机制。根据经济周期变化和制造业企业创新需求，适时调整政策力度与方向，确保政策实施的精准性和科学性，全面提升政策效能。此外，需优化企业端政策预期管理，不仅要加快税收立法进程，更要建立起动态评估机制，定期跟踪政策效果，及时调整政策重点，完善研发费用界定标准，减少政策执行争议。

四是优化制造业企业研发投入结构。通过税收抵免政策支持制造业企业聚焦核心高新技术攻关，

推动企业联合上中下产业链协同创新，超前布局前沿性、引领性、颠覆性技术；鼓励企业采购智能设备，推动数字化转型与智能化升级，并建立研发准备金机制，帮助企业降低研发成本，引导企业提前规划研发资金储备，确保资金专款专用。

作者简介：彭涛，朱登，韩欣玉，曹冶，东华理工大学数字经济与资源管理学院。

参考文献

- [1] 孙世强，侯耀威. 财税激励政策对企业新质生产力的影响研究[J]. 当代经济研究，2025（1）：114-128.
- [2] 周文，许凌云. 论新质生产力：内涵特征与重要着力点[J]. 改革，2023（10）：1-13.
- [3] 龚雅娴. 企业数字化转型：文献综述与研究展望[J]. 产经评论，2022（1）：40-47.
- [4] ZHOU S, ZHOU P, JI H. Can digital transformation alleviate corporate tax stickiness: The mediation effect of tax avoidance[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 184: 122028.
- [5] 李丹，邱文帅. 减税降费对企业新质生产力的影响——基于制造业上市公司的研究[J]. 统计与管理，2024，39（12）：84-93.
- [6] 郭凯明，龚六堂. 减税降费与产业结构变迁[J]. 经济学（季刊），2023，23（5）：1723-1740.
- [7] SEDLACEK P, STERK V. Reviving American entrepreneurship? Tax reform and business dynamism[J]. Journal of Monetary Economics, 2019, 105: 94-108.
- [8] LIU X, LIU J, WU H, et al. Do tax reductions stimulate firm productivity? A quasi-natural experiment from China[J]. Economic Systems, 2022, 46（4）：101024.
- [9] 高正斌，张开志，倪志良. 减税能促进企业创新吗？——基于所得税分享改革的准自然实验[J]. 财政研究，2020（8）：86-100.
- [10] LIU Y Z, MAO J. How do tax incentives affect investment and productivity? Firm-level evidence from China[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2019, 11（3）：261-291.
- [11] 冯儒花，王东. 减税降费政策对制造业企业技术创新的影响——基于双重差分法的实证检验[J/OL]. 当代经济，1-13[2025-04-20].
- [12] 刘骏，刘峰. 财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据[J]. 会计研究，014（1）：21-27+94.
- [13] 李邈，郑志刚. 控制权转让场景下的表决权委托与企业绩效[J]. 管理世界，2024，40（10）：189-208.