

# 人工智能与企业ESG表现

## ——基于国家新一代人工智能创新发展试验区的政策效应

何奕淳

南京邮电大学管理学院, 江苏 南京

收稿日期: 2026年4月7日; 录用日期: 2026年4月21日; 发布日期: 2026年6月30日

### 摘要

人工智能作为引领新一轮科技革命的战略技术, 对企业可持续发展与ESG表现具有深远影响。本文以国家新一代人工智能创新发展试验区的批次设立为准自然实验, 构建多期双重差分模型, 基于2009~2024年沪深A股企业数据, 系统考察人工智能创新政策对企业ESG表现的因果效应。研究发现: (1) 试验区政策显著提升辖区企业ESG表现, 经多项稳健性检验后结论依然成立; (2) 机制检验表明, 数字技术创新在政策与ESG表现之间发挥正向中介作用, 媒体关注度则发挥不一致中介作用, 正式制度供给对非正式舆论监督产生部分替代效应; (3) 融资约束对政策效应具有显著负向调节作用, 行业集中度则发挥显著正向调节作用; (4) 政策效应在城市行政等级、数字关注度与市场化程度三个维度上存在显著异质性, 制度环境相对完善地区的政策促进效果更为突出。本文为人工智能政策与企业ESG关系研究提供了新的经验证据, 对优化人工智能创新政策设计与差异化推进ESG治理具有重要政策启示。

### 关键词

国家新一代人工智能创新发展试验区, 企业ESG表现, 人工智能, 融资约束, 行业集中度

# Artificial Intelligence and Corporate ESG Performance

## —Based on the Policy Effects of the Construction of New Generation of National AI Innovative Development Pilot Zones

Yichun He

School of Management, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: April 7, 2026; accepted: April 21, 2026; published: June 30, 2026

## Abstract

As a strategic technology spearheading the new wave of technological revolution, artificial intelligence has a profound impact on corporate sustainability and ESG performance. This paper utilises the phased establishment of the National New Generation Artificial Intelligence Innovation and Development Pilot Zones as a quasi-natural experiment. By constructing a multi-period difference-in-differences model and drawing on data from A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2009 to 2024, we systematically examine the causal effects of artificial intelligence innovation policies on corporate ESG performance. The findings reveal that: (1) policies in the pilot zones significantly enhance the ESG performance of enterprises within their jurisdictions, a conclusion that remains valid following multiple robustness tests; (2) mechanism tests indicate that digital technology innovation mediates positively between policy and ESG performance, whilst media attention mediates inconsistently; formal institutional provision exerts a partial substitution effect on informal public oversight; (3) Financing constraints exert a significant negative moderating effect on policy outcomes, whilst industry concentration exerts a significant positive moderating effect; (4) Policy effects exhibit significant heterogeneity across three dimensions: urban administrative level, digital attention, and degree of marketisation, with policy promotion effects being more pronounced in regions with relatively sound institutional environments. This paper provides new empirical evidence regarding the relationship between AI policies and corporate ESG, offering important policy implications for optimising the design of AI innovation policies and promoting differentiated ESG governance.

## Keywords

The Construction of New Generation of National AI Innovative Development Pilot Zone, Corporate ESG Performance, Artificial Intelligence, Financing Constraints, Industry Concentration

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

当前,人工智能技术正加速渗透至经济社会各领域,其引发的能源消耗、碳排放与资源配置压力日益凸显。国际能源署(IEA)数据显示,2024年全球数据中心用电量约占全球总用电量的1.5%,且仍保持较快增长[1]。因此,人工智能发展已不仅是技术进步议题,也与企业环境治理、社会责任履行和公司治理优化形成紧密联系。

为推动人工智能与实体经济深度融合,科技部自2019年起分批建设国家新一代人工智能创新发展试验区(以下简称“试验区政策”)。围绕人工智能与企业ESG表现之间的关联,已有研究主要沿两条路径展开:一是考察企业层面人工智能应用对ESG表现的影响[2][3];二是以试验区政策为准自然实验识别其对企业全要素生产率[4]、新质生产力[5][6]、劳动份额收入[7]等的影响。相较之下,人工智能创新政策是否以及如何影响企业ESG表现,仍缺乏系统的经验证据。对此,本文构建多期双重差分模型,考察人工智能创新政策对企业ESG表现的因果影响及其内在机制。与既有研究相比,本文的边际贡献在于:(1)从政策供给侧切入,将试验区政策与企业ESG研究框架有机联结;(2)运用区域创新系统理论与利益相关者理论阐释传导逻辑,丰富了创新政策影响企业可持续行为的理论体系;(3)借助区域异质性分析试图

厘清政策效应发挥作用的制度情境依赖特征，为政策精准施策提供了经验依据。

## 2. 理论分析与研究假设

### 2.1. 理论基础

Cooke (1992)和 Lundvall (1992)提出的区域创新系统理论[8] [9]的核心主张是，在特定地理边界内，政府、高校、科研机构与企业之间的协同互动，会影响知识生产、技术扩散体系和创新绩效[10]。

利益相关者理论由 Freeman (1984)提出[11]，该理论则强调，企业的长期价值创造不能仅依赖对股东财富的最大化，还需要持续回应政府、投资者、员工、消费者与社会公众等多元主体的责任诉求。试验区政策一方面，通过强化算力基础设施、研发平台和产业协同，降低企业获取前沿人工智能技术的成本；另一方面通过重塑外部监管与声誉约束，提高企业改善 ESG 表现的激励强度[12] [13]。

### 2.2. 研究假设

#### 2.2.1. 人工智能创新发展实验区与企业 ESG 表现

试验区建设能够改善区域创新生态，增强企业在绿色管理、信息处理和合规披露等方面的能力，并通过更强的监管要求和利益相关者压力推动企业提升 ESG 投入与信息披露质量[14]。据此，本文提出研究假设 H1：试验区政策能够显著提升企业 ESG 表现。

#### 2.2.2. 人工智能创新发展实验区对企业 ESG 表现的影响机制分析

##### 1. 中介效应

数字技术创新是指企业将数字资源、算法能力和数据要素转化为产品、流程和组织变革的重要体现[15] [16]。试验区的批次设立有助于增强企业数字创新产出，并进一步提升绿色研发、能耗管理和 ESG 治理效率。据此，本文提出研究假设 H2：数字技术创新在试验区政策对企业 ESG 表现的影响中发挥正向中介作用。

媒体关注是资本市场的非正式监督机制，能够通过声誉压力影响企业可持续行为[17]。在我国制度情境下，正式制度供给与媒体监督之间存在一定替代关系[18]。试验区政策强化正式监管后，企业负面舆情触发概率下降，媒体关注度可能随之回落。根据不一致中介效应理论[19]，政策可能通过降低媒体关注度形成方向相反间接效应。据此，本文提出研究假设 H3：媒体关注度在试验区政策对企业 ESG 表现的影响中发挥不一致中介作用。

##### 2. 调节效应

试验区政策效应能否转化为企业实质性的 ESG 改善，取决于企业资源禀赋和行业竞争环境。融资约束越高，企业越难以将政策红利转化为绿色研发、治理升级和信息披露投入；行业集中度越高，龙头企业通常拥有更强的资金、技术与组织吸收能力，更容易利用政策资源实现 ESG 改善。据此，本文提出假设 H4：融资约束在试验区政策影响企业 ESG 表现的过程中发挥负向调节作用；假设 H5：行业集中度在试验区政策影响企业 ESG 表现的过程中发挥正向调节作用。

## 3. 研究设计

### 3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2019 年首批国家新一代人工智能创新发展试验区获批为政策起点，选取 2009~2024 年中国沪深 A 股上市企业作为研究样本。企业财务数据主要来自 CSMAR 数据库和 Wind 数据库；宏观经济数据来自《中国统计年鉴 2025》<sup>1</sup>。为保证估计结果可靠，本文剔除金融类上市公司样本及连续三年亏损或

<sup>1</sup>国家统计局. 中国统计年鉴 2025 [EB/OL]. 2025. <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2025/indexch.htm>. 2026-03-14.

被标记为 ST、ST\*及 PT、主营业务发生重大变更的企业，以及核心变量严重缺失的观测值；同时，对连续变量在 1%和 99%分位上进行了缩尾处理。

### 3.2. 变量定义

被解释变量为企业 ESG 表现(ESG)。本文采用华证 ESG 评级并参照高杰英等的做法[20]，将 C 至 AAA 九个等级赋值为 1 至 9，数值越大表示 ESG 表现越好。

核心解释变量为试验区政策(DID)。根据企业注册地所在城市是否获批建设试验区构造处理组虚拟变量 Treat，根据所在城市获批当年及之后年份构造时间虚拟变量 Post，并以 Treat 与 Post 的交互项衡量政策冲击。由于试验区分三批次设立(2019 年、2020 年和 2021 年)，本文采用多期双重差分模型进行估计。

中介变量包括数字技术创新和媒体关注度。数字技术创新参照陶锋等[21]的研究，以企业数字专利申请数量衡量；媒体关注度参照袁业虎和熊笑涵[22]的做法，以企业媒体报道总量除以 1000 进行测度。

调节变量包括融资约束和行业集中度。融资约束参照 Hadlock 和 Pierce[23]，采用 SA 指数衡量；行业集中度参照姜付秀等[24]，采用赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)衡量。控制变量包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(ROA)、现金流水平(Cashflow)、股权集中度(Top10)、董事会规模(Board)和上市年限(ListAge)。

Table 1. Definition of key variables

表 1. 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业 ESG 表现	ESG	华证 ESG 评级，按 C 至 AAA 九个等级分别赋值 1~9
核心解释变量	人工智能创新发展试验区政策	DID	政策虚拟变量与时间虚拟变量的交互项
	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值
	总资产收益率	ROA	净利润与总资产的比值
控制变量	现金流水平	Cashflow	经营活动现金流量净额与总资产的比值
	股权集中度	Top10	前十大股东持股比例之和
	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
	上市年限	ListAge	企业上市年限加 1 后取自然对数

### 3.3. 模型设计

本文构建如下多期双重差分模型检验试验区政策对企业 ESG 表现的影响，并对政策实施前后的个体和时间层面的差异进行控制。

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \sum \beta Control_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中， $i$  表示企业， $t$  表示年份； $ESG_{i,t}$  为企业  $i$  在第  $t$  年的 ESG 表现评分； $DID_{i,t}$  为政策实施的交互项，其系数  $\alpha_1$  反映了试验区政策对企业 ESG 表现的净效应； $Control_{i,t}$  为前述企业层面控制变量集合； $\mu_i$  为企业固定效应，用以控制不随时间改变的企业个体特征； $\lambda_t$  为年份固定效应，用以控制宏观经济环境等随时间变化的因素； $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。为降低序列相关和异方差的影响，本文在企业维度对回归标准误进行了聚类处理。

对于中介效应的检验，为规避传统中介效应“三步法”检验存在的内生性偏误等问题，本文参考江艇(2022) 研究中的“两步法”思路进一步检验试验区政策能否对中介变量的影响：

$$Me_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 DID_{i,t} + \mu_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

对于调节效应的检验，本文构建如下模型。式(3)中， $MO_{i,t}$ 为调节变量，分别代表融资约束和行业集中度。

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \sum \beta Control_{i,t} + \alpha_2 MO_{i,t} + \alpha_3 MO_{i,t} \times DID_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

## 4. 实证结果与分析

### 4.1. 描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。样本企业ESG表现均值为4.154，标准差1.081，表明企业间存在较明显异质性；DID均值为0.778，说明样本中处理组观测值占比较高，具有开展政策评估的统计基础。其余变量分布总体合理。

Table 2. Descriptive statistics

表2. 描述性统计

变量	Obs	Mean	SD	Min	Max	Median
ESG	47,666	4.154	1.081	1.000	9.000	4.000
DID	47,666	0.778	0.416	0.000	1.000	1.000
Size	47,666	22.200	1.302	19.531	26.452	21.992
Lev	47,666	0.413	0.206	0.030	0.922	0.404
ROA	47,665	0.040	0.065	-0.361	0.254	0.039
Cashflow	47,666	0.048	0.068	-0.226	0.283	0.047
Top10	47,666	0.585	0.155	0.207	0.910	0.594
Board	46,892	2.114	0.198	1.609	2.708	2.197
ListAge	47,666	2.054	0.929	0.000	3.466	2.197

### 4.2. 基准回归结果

表3报告了基准回归结果。无论是否逐步加入控制变量，DID系数均在1%水平上显著为正，表明试验区政策能够显著提升企业ESG表现，研究假设H1得到支持。人工智能作为通用目的技术，不仅提升企业信息处理与资源配置效率，也增强了企业将技术优势嵌入环境治理、社会责任和公司治理场景的能力。

Table 3. Benchmark regression results

表3. 基准回归结果

	(1) ESG	(2) ESG	(3) ESG	(4) ESG	(5) ESG	(6) ESG	(7) ESG
DID	0.150*** (5.59)	0.164*** (6.30)	0.170*** (6.52)	0.170*** (6.55)	0.171*** (6.57)	0.168*** (6.55)	0.165*** (6.43)
Size	0.246*** (14.93)	0.342*** (20.37)	0.332*** (19.60)	0.330*** (19.51)	0.326*** (19.03)	0.316*** (18.65)	0.349*** (19.95)
Lev		-1.305*** (-21.70)	-1.205*** (-19.21)	-1.199*** (-19.13)	-1.172*** (-18.26)	-1.143*** (-17.94)	-1.035*** (-16.19)

续表

ROA		0.603***	0.711***	0.658***	0.706***	0.536***	
		(5.39)	(6.30)	(5.81)	(6.22)	(4.67)	
Cashflow			-0.354***	-0.335***	-0.366***	-0.276***	
			(-4.24)	(-4.02)	(-4.40)	(-3.33)	
Top10				0.208**	0.207**	-0.185**	
				(2.56)	(2.55)	(-2.13)	
Board					-0.163***	-0.173***	
					(-2.85)	(-3.03)	
ListAge						-0.237***	
						(-11.57)	
_cons	-1.418***	-3.021***	-2.864***	-2.828***	-2.873***	-2.306***	-2.340***
	(-3.87)	(-8.24)	(-7.78)	(-7.67)	(-7.75)	(-6.09)	(-6.15)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	47618	47618	47617	47617	47617	46784	46784
R <sup>2</sup>	0.435	0.449	0.449	0.450	0.450	0.453	0.456

注释：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著

### 4.3. 平行性趋势检验

平行趋势假设是双重差分模型成立的关键前提。以政策实施前一期为基期构建动态效应模型后，图 1 显示政策实施前各期系数均不显著，政策实施后系数显著为正且总体呈递增趋势，表明样本满足平行趋势要求，且试验区政策对企业 ESG 表现具有持续累积效应。

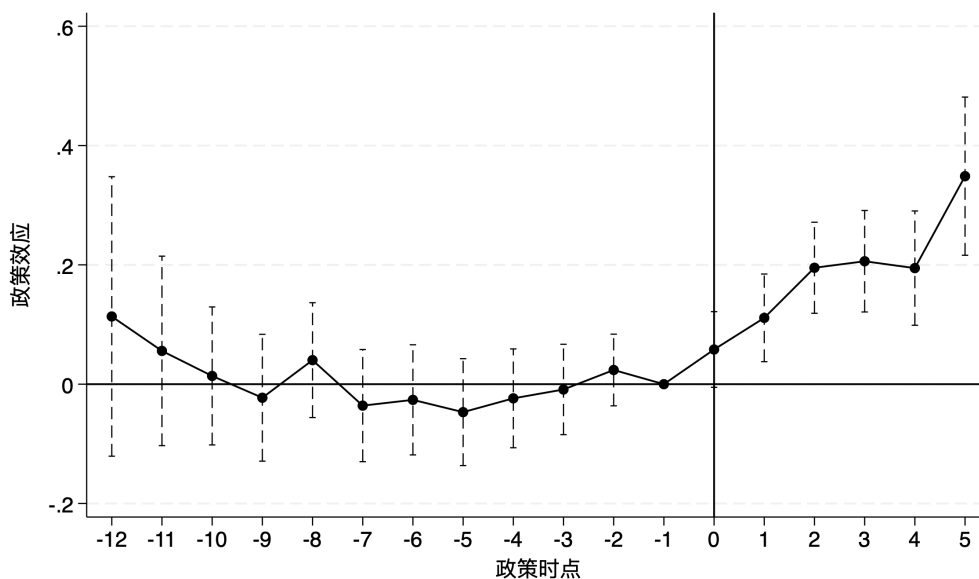


Figure 1. Graph of the test for parallel trends  
图 1. 平行性趋势检验图

#### 4.4. 稳健性检验

为增强结论可信度，本文依次进行了安慰剂检验、倾向得分匹配检验、异质性处理效应检验以及其他稳健性检验。总体结果表明，在改变识别方法、控制其他政策干扰、剔除异常样本和替换被解释变量后，核心结论均保持稳健。

首先，参照陈强等[25]的方法进行混合安慰剂检验。图 2 显示，500 次伪处理估计系数主要集中在零值附近，真实估计系数位于分布右侧尾部，说明基准结果并非由随机因素驱动。

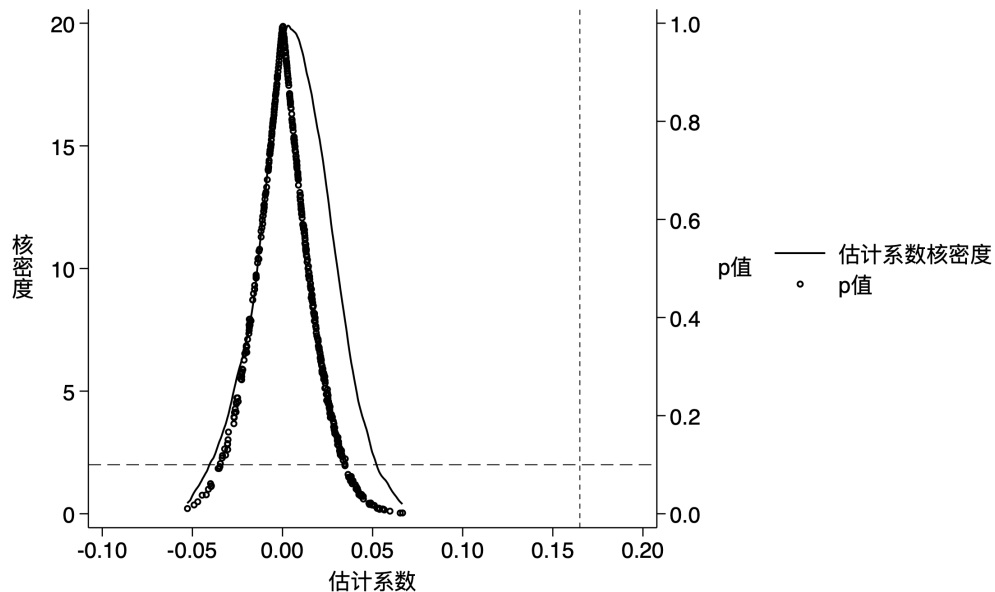


Figure 2. Placebo test chart  
图 2. 安慰剂检验图

其次，采用 1:1 近邻匹配实施 PSM-DID。表 4 显示，匹配后各协变量标准化偏差绝对值均明显下降并控制在较低水平；图 3 至图 5 进一步表明，匹配后处理组与控制组在共同支撑区间内具有更好的可比性。

Table 4. Balance test results  
表 4. 平衡性检验结果

变量	样本	均值		标准误(%)	标准误绝对值减少(%)	T 检验	
		处理组	控制组			T 值	P 值
Size	未匹配	22.25	22.15	7.800	97.90	0	1.28*
	匹配	22.25	22.26	-0.200		-0.170	0.866
Lev	未匹配	0.411	0.414	-1.700	50.80	0.0700	1.09*
	匹配	0.411	0.413	-0.800		-0.860	0.392
ROA	未匹配	0.0393	0.0411	-2.700	72.90	0.00300	0.980
	匹配	0.0393	0.0398	-0.700		-0.760	0.446
Cashflow	未匹配	0.0440	0.0509	-10.10	89.80	0	1.03*
	匹配	0.0440	0.0433	1		1.060	0.291

续表

Top10	未匹配	0.593	0.578	9.600	96.40	0	1.030
	匹配	0.593	0.594	-0.300		-0.360	0.721
Board	未匹配	2.110	2.118	-4.300	93.50	0	1.15*
	匹配	2.110	2.110	-0.300		-0.290	0.771
ListAge	未匹配	2.032	2.073	-4.400	76.30	0	1.08*
	匹配	2.032	2.041	-1		-1.080	0.282

注释：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

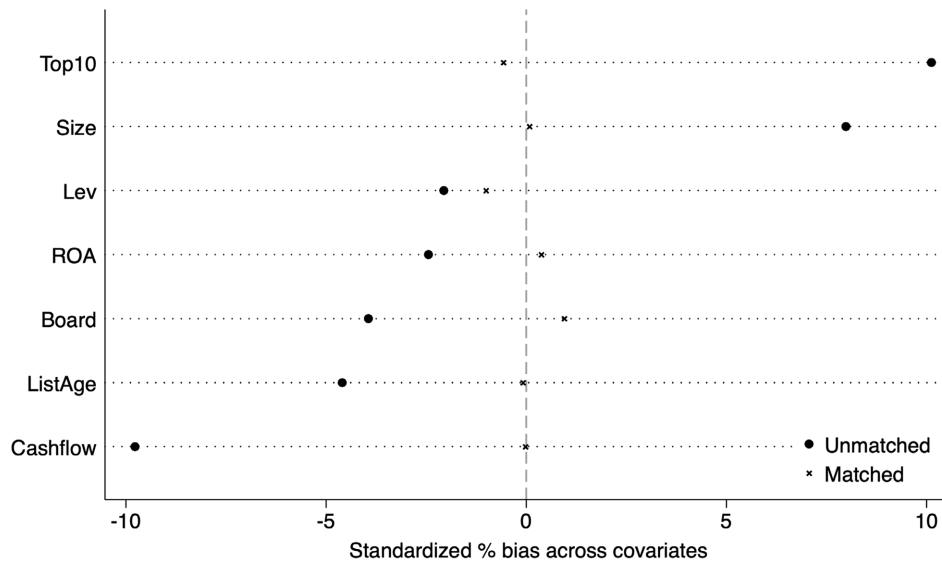


Figure 3. Standardised deviation of each variable

图 3. 各变量标准化偏差

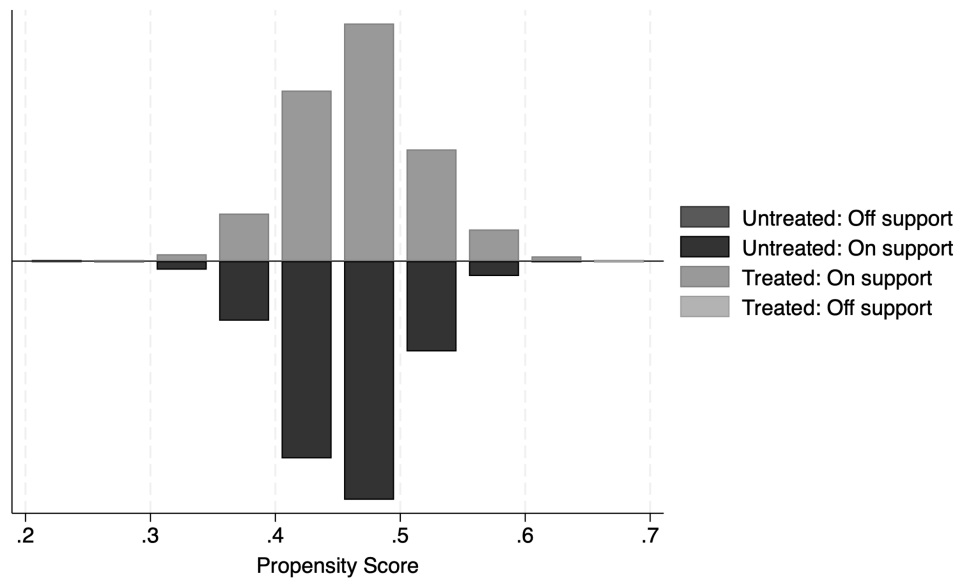


Figure 4. The common range of inclination scores

图 4. 倾向得分的共同取值范围

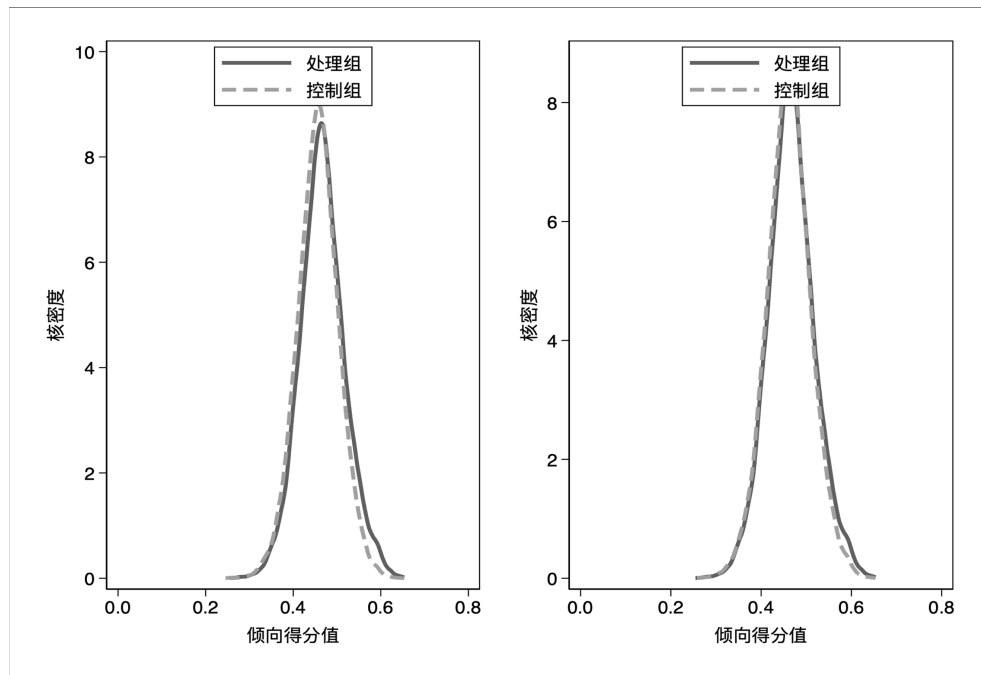


Figure 5. Probability density plots before and after matching  
图 5. 匹配前后的核概率密度图

再次，考虑多期双重差分在异质性处理效应下可能产生偏误，本文分别依据 de Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille [26]以及 Callaway 和 Sant'Anna [27]的研究思路，采用更稳健的动态识别方法进行检验。图 6 显示，政策实施前系数在零值附近波动，实施后系数持续显著为正，与基准结论一致。

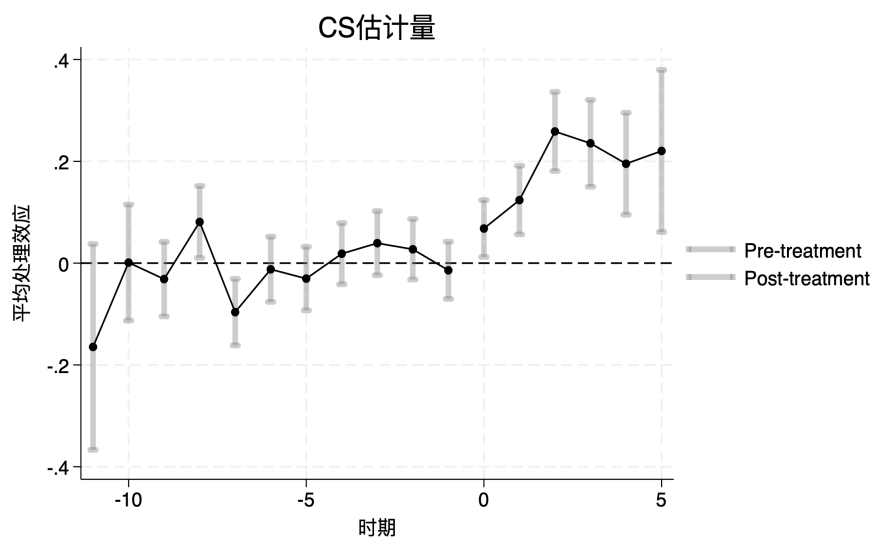


Figure 6. Testing of alternative estimation methods  
图 6. 替代性估计方法检验

最后，本文进一步控制人工智能创新应用先导区政策、剔除 2015 年样本、剔除直辖市样本，并参照谭劲松等[28]以华证 ESG 综合评分替换被解释变量。表 5 显示，DID 系数始终显著为正，说明主结论具有较强稳健性。

**Table 5.** Propensity score matching, controlling for other policy confounders, and other robustness tests  
**表 5.** 倾向得分匹配、控制其他政策干扰和其他稳健性检验

变量	(1) 倾向得分匹配	(2) 控制其他政策干扰	(3) 剔除异常区间	(4) 剔除直辖市	(5) 替换被解释变量
DID	0.1250*** (0.0303)	0.1686*** (0.0264)	0.1622*** (0.0258)	0.1651*** (0.0257)	0.0076*** (0.0012)
_cons	-2.2343*** (0.4520)	-2.3437*** (0.3806)	-2.4419*** (0.3857)	-2.3403*** (0.3805)	0.4184*** (0.0184)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
N	24,931	46,784	44,474	46,784	46,784
R <sup>2</sup>	0.4998	0.4560	0.4552	0.4560	0.4797

注释：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

#### 4.5. 内生性处理检验

为缓解潜在内生性问题，本文以核心解释变量的滞后一期作为工具变量。表 6 结果显示，工具变量与当期政策变量具有较强相关性，且不存在弱工具变量问题；第二阶段回归结果显示，DID 系数依然显著为正，说明在控制潜在内生性后，本文结论仍然成立。

### 5. 异质性分析

#### 5.1. 城市行政等级的异质性

在政策传导的制度环境差异方面，本文参考白俊红等(2022) [29]的研究按照城市的行政等级进行

**Table 6.** Endogenous test results  
**表 6.** 内生性检验结果

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
L.DID	0.7488*** (197.6140)	
DID		0.2201*** (5.9845)
控制变量	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	3.9e+04 [16.38]	
Kleibergen-Paap rk LM statistic	2486.70***	
Observations	40,119	40,119
R <sup>2</sup>	0.860	0.040

注释：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

划分,将省会城市、计划单列市与经济特区城市等级虚拟变量赋值为1,其他城市赋值为0,分组回归结果见表7列(1),(2)。结果显示,试验区政策对行政等级较高城市中企业的ESG表现具有显著的提升效应。相较于一般地级市,行政等级较高的城市往往在政策资源获取、基础设施建设以及政府治理能力等方面具有显著优势,能够为试验区建设提供更为充分的制度支撑与公共服务供给。

## 5.2. 城市数字关注度的异质性

在政策与数字治理协同环境方面,本文借鉴刘毛桃等[30]的做法,采用文本挖掘分析方法,统计各地区历年政府工作报告中“数字”相关关键词的词频占比,以此衡量地方政府的数字关注程度,并以中位数为界将样本进行划分,回归结果见表7列(3)与列(4)。结果显示,试验区政策对位于高数字关注度地区企业的ESG表现具有显著促进作用。这一结果表明,地方政府的数字治理意志是试验区政策效应有效传导的重要支撑。地方政府对数字经济的重视程度越高,往往意味着其在推进人工智能基础设施建设、出台配套扶持政策以及营造数字营商环境等方面具有更强的主动性与执行力,从而为企业参与和响应试验区政策创造了更有利的外部条件。

**Table 7.** Results of the heterogeneity test

**表 7.** 异质性检验结果

变量	(1) 行政等级较高 城市	(2) 行政等级较低 城市	(3) 高数字关注度	(4) 低数字关注度	(5) 高市场化程度	(6) 低市场化程度
DID	0.167*** (4.83)	0.064 (0.57)	0.135*** (4.01)	0.050 (0.21)	0.180*** (6.60)	0.090 (0.55)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	27825	18467	26955	4714	40889	5344
R <sup>2</sup>	0.465	0.453	0.483	0.581	0.455	0.472

注释:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

## 5.3. 城市市场化程度的异质性

在市场机制完善程度方面,本文借鉴俞红海等[31]、李延喜等[32]的做法,以市场化指数作为该地区市场化程度的衡量指标,其中,当公司所在地区的市场化指数大于当年所有地区市场化指数均值时,虚拟变量赋值为1,否则取0。回归结果见表7列(5)与列(6)。结果显示,在市场化程度高的城市子样本中,试验区政策对企业ESG表现的促进效应最为显著。这意味着,较完善的市场环境、更充分的竞争机制以及更强的组织吸收能力[33][34],能够更有效地将人工智能知识溢出转化为ESG提升。

## 6. 机制检验

### 6.1. 中介效应检验

本文依循江艇(2022)提出的两步法,将数字技术创新和媒体关注度作为中介变量展开检验。表8第(2)列报告了以数字技术创新为被解释变量的回归结果。可见,试验区政策的实施显著提升了试验区内企业数字技术创新产出水平明显增强;已有研究也证实数字技术创新能够显著改善企业ESG表现[35],据此

假设 H2 得到支持。表 8 第(3)列报告了以媒体关注度为被解释变量的回归结果。通过结果可以看出，试验区政策的实施显著降低了试验区内企业所受到的媒体报道关注强度，而媒体关注度通常能够促进企业 ESG 表现改善[36] [37]，这表明正式制度约束在一定程度上替代了非正式舆论监督，从而形成方向相反的间接效应，假设 H3 得到支持。

**Table 8.** Mediating effect  
**表 8.** 中介效应

变量	(1) ESG	(2) Digitech	(3) Media
DID	0.171*** (6.60)	4.249*** (4.27)	-0.037*** (-3.92)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
N	46,319	46,319	45,809
R <sup>2</sup>	0.456	0.666	0.766

注释：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

通过以上中介效应分析可知，试验区政策对企业 ESG 表现的净正向总效应，是由数字技术创新正向渠道所带来的强正向间接效应，超越并掩盖了媒体关注度下降所导致的负向间接效应的共同作用结果。正式制度渠道的正向驱动力主导了政策效果的方向，而媒体非正式监督渠道则在政策作用的空间内产生了方向相反的抑制性贡献，假设 H4 得到支持。

## 6.2. 调节效应检验

为进一步揭示外部环境在试点政策影响机制中的调节作用，本研究现分别从融资约束和行业集中程度来构建调节模型。回归结果如表 8 所示。列(1)报告了融资约束调节效应的检验结果。结果表明融资约束对试验区政策促进企业 ESG 表现的效果具有显著的负向调节作用。随着企业融资约束程度的加深，试验区建设对 ESG 表现的正向激励效果被显著削弱，假设 H2 得到经验数据的支持。列(2)报告了行业集中程度调节效应的检验结果。行业集中度对试验区政策促进企业 ESG 表现的效果具有显著的正向调节作用，行业集中度越高，试验区建设对企业 ESG 表现的促进效应越强，假设 H5 得到证实。

**Table 9.** Modulating effect  
**表 9.** 调节效应

变量	(1) 融资约束	(2) 行业集中程度
DID	0.129*** (4.89)	0.160*** (5.33)
DID × SA	-0.343*** (-5.18)	
SA 指数	-0.972*** (-7.38)	

续表

DID × HHI		0.305***
		(4.68)
HHI		0.005
		(0.09)
控制变量	YES	YES
个体固定	YES	YES
时间固定	YES	YES
N	46,319	34,722
R <sup>2</sup>	0.460	0.481

注释：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

## 7. 结论与启示

本研究以国家新一代人工智能创新发展试验区的分批设立为准自然实验，基于 2009~2024 年沪深 A 股上市企业数据，系统考察了人工智能创新政策对企业 ESG 表现的影响。研究发现：试验区政策显著提升企业 ESG 表现，并在多种稳健性和内生性检验下保持稳定；数字技术创新是重要的正向传导渠道，媒体关注度则表现出不一致中介效应；融资约束削弱政策效应，行业集中度强化政策效应；政策效应在城市行政等级、数字关注度与市场化程度较高地区更为显著。

基于上述结论，本文提出三点启示：第一，应持续完善试验区配套政策，推动算力基础设施、数据资源开放与产学研协同平台建设，增强人工智能创新政策对企业 ESG 治理的溢出带动作用。第二，应关注融资约束较强企业的资源可得性，通过绿色金融、科技金融和政策性担保等工具，提升企业将政策红利转化为 ESG 改善的能力。第三，应结合城市治理基础、数字治理能力和市场化水平实施差异化推进策略，在制度环境较弱地区加强配套支持和政策协同，提升政策落地效果。

需要说明的是，本文样本主要覆盖上市公司，未来可进一步纳入非上市企业并从空间溢出、供应链传导等角度拓展研究。

## 基金项目

2025 年国家级大学生创新创业训练计划资助项目“数据要素驱动农业企业新质生产力发展：理论机制与实证检验”（项目编号：202510293082Z）。

## 参考文献

- [1] IEA (2025) Energy and AI. <https://www.iea.org/reports/energy-and-ai>
- [2] Liu, Y. and Shen, X. (2025) Navigating ESG in the Artificial Intelligence Era: Evidence from AI Pilot Zones in China. *International Studies of Economics*, 21, 131-146. <https://doi.org/10.1002/ise3.70011>
- [3] 宋诚, 李季刚. 人工智能技术与企业 ESG 表现[J]. 企业经济, 2026, 45(3): 140-149.
- [4] 周卫华, 朱传杰. 人工智能创新发展与企业全要素生产率——来自国家新一代人工智能创新发展试验区的证据[J]. 工业技术经济, 2025, 44(10): 79-88.
- [5] 欧阳金琼, 魏德强, 王雨濛. 人工智能对新质生产力的影响——基于新一代人工智能创新发展试验区的政策效应[J]. 软科学, 2025, 39(3): 28-36.
- [6] 廖斌, 韩雷. 人工智能对新质生产力发展的影响研究——基于国家新一代人工智能创新发展试验区的考察[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2025, 42(3): 100-114.

- [7] 曾江洪, 赵丹. 人工智能发展对企业劳动收入份额的影响——来自国家新一代人工智能创新发展试验区的证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2025, 31(5): 97-110.
- [8] Cooke, P. (1992) Regional Innovation Systems: Competitive Regulation in the New Europe. *Geoforum*, **23**, 365-382. [https://doi.org/10.1016/0016-7185\(92\)90048-9](https://doi.org/10.1016/0016-7185(92)90048-9)
- [9] Lundvall, B.A. (1992) National Systems of Innovation: Toward a Theory of Innovation and Interactive Learning. Anthem Press.
- [10] Cooke, P., Gomez Uranga, M. and Etxebarria, G. (1997) Regional Innovation Systems: Institutional and Organisational Dimensions. *Research Policy*, **26**, 475-491. [https://doi.org/10.1016/s0048-7333\(97\)00025-5](https://doi.org/10.1016/s0048-7333(97)00025-5)
- [11] Freeman, R.E. (1984) Strategic Management: A Stakeholder Approach. Cambridge University Press.
- [12] 胡洁, 于宪荣, 韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 90-111.
- [13] 唐秋雨, 谭伟杰, 申明浩, 等. 人工智能技术能提高企业 ESG 表现吗?——基于动态博弈的成本收入分析[J]. 财经研究, 2025, 51(2): 94-108.
- [14] Huang, Y., Liu, S., Gan, J., Liu, B. and Wu, Y. (2024) How Does the Construction of New Generation of National AI Innovative Development Pilot Zones Drive Enterprise ESG Development? Empirical Evidence from China. *Energy Economics*, **140**, Article 108011. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.108011>
- [15] Nambisan, S., Lyytinen, K., Majchrzak, A. and Song, M. (2017) Digital Innovation Management: Reinventing Innovation Management Research in a Digital World. *MIS Quarterly*, **41**, 223-238. <https://doi.org/10.25300/misq/2017/41:1.03>
- [16] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [17] 阳镇, 陈劲, 凌鸿程. 媒体关注、环境政策不确定性与企业绿色技术创新——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 管理工程学报, 2023, 37(4): 1-15.
- [18] 权小锋, 吴世农. 媒体关注的治理效应及其治理机制研究[J]. 财贸经济, 2012(5): 59-67.
- [19] MacKinnon, D.P., Krull, J.L. and Lockwood, C.M. (2000) Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect. *Prevention Science*, **1**, 173-181. <https://doi.org/10.1023/a:1026595011371>
- [20] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 等. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, 2021(11): 24-34, 72.
- [21] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 68-91.
- [22] 袁业虎, 熊笑涵. 上市公司 ESG 表现与企业绩效关系研究——基于媒体关注的调节作用[J]. 江西社会科学, 2021, 41(10): 68-77.
- [23] Hadlock, C.J. and Pierce, J.R. (2010) New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. *Review of Financial Studies*, **23**, 1909-1940. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq009>
- [24] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本[J]. 世界经济, 2009, 32(10): 46-59.
- [25] 陈强, 齐霁, 颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验: 一个实践的指南[J]. 管理世界, 2025, 41(2): 181-220.
- [26] de Chaisemartin, C. and D'Haultfoeuille, X. (2020) Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, **110**, 2964-2996. <https://doi.org/10.1257/aer.20181169>
- [27] Callaway, B. and Sant'Anna, P.H.C. (2021) Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*, **225**, 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- [28] 谭劲松, 黄仁玉, 张京心. ESG 表现与企业风险——基于资源获取视角的解释[J]. 管理科学, 2022, 35(5): 3-18.
- [29] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.
- [30] 刘毛桃, 方徐兵, 李光勤. 政府数字关注与企业数字创新——来自政府工作报告文本分析的证据[J]. 中国经济学, 2023(3): 111-142, 350-352.
- [31] 俞红海, 徐龙炳, 陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究, 2010, 45(8): 103-114.
- [32] 李延喜, 包世泽, 高锐, 等. 薪酬激励、董事会监管与上市公司盈余管理[J]. 南开管理评论, 2007(6): 55-61.
- [33] Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R. and Howitt, P. (2005) Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship. *Quarterly Journal of Economics*, **120**, 701-728. <https://doi.org/10.1162/0033553053970214>
- [34] Cohen, W.M. and Levinthal, D.A. (1990) Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation. *Administrative Science Quarterly*, **35**, 128-152. <https://doi.org/10.2307/2393553>
- [35] 杨仁发, 杨静. 数字技术创新对企业 ESG 表现影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(11): 93-104.

- 
- [36] He, F., Guo, X. and Yue, P. (2024) Media Coverage and Corporate ESG Performance: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, **91**, Article 103003. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.103003>
- [37] Gu, L. and Li, Q. (2025) The Impact of Media Attention on Firm ESG Decisions: The Role of Sinful Industries. *Finance Research Letters*, **85**, Article 108086. <https://doi.org/10.1016/j.flr.2025.108086>