

· “双碳”目标、绿色发展与生态文明建设研究 ·

环境政策信号的稳就业效应研究^{*}

岳利萍

【摘 要】就业是最基本的民生。在推动经济社会可持续发展进程中，政府释放的环境政策信号在稳就业中发挥了重要作用，充分体现了环境政策与就业政策取向的一致性。文章运用自然语言处理技术扩充环境信息词典，并采用 2012—2022 年沪深两市 A 股上市公司数据，从企业生产全过程视角对政府环境政策信号的就业效应开展实证研究。结果表明，环境政策信号能够显著促进企业创造就业岗位，其积极效应集中体现于资本密集型企业中，对就业的促进作用偏向吸纳中高技能劳动力，并且新增就业岗位主要集中于技术岗位。机制分析表明，环境政策信号主要通过两种路径创造企业就业岗位：一是激励企业在前端预防阶段增加创新研发投入；二是驱动企业在生产过程控制中升级环境管理体系。

【关键词】环境政策信号 稳就业效应 政府工作报告 文本分析

【作者简介】岳利萍，经济学博士，西北大学中国西部经济发展研究院副院长，西北大学经济管理学院副院长、教授、博士生导师。

【中图分类号】F062.9 **【文献标识码】**A

【文章编号】2097-1125 (2026) 06-0120-23

^{*} 本文系国家社会科学基金重点项目“数据要素推进现代化产业体系建设的统计测度研究”(24ATJ001)、陕西省社会科学基金项目“陕西县域特色产业集群推进以人为本新型城镇化的路径研究”(2026ES16)的阶段性成果。西北大学经济管理学院杨京源为本文的数据处理工作作出了一定贡献，特致谢忱。

一、引言

习近平总书记指出,“就业是最基本的民生”,“为民生改善和经济发展提供了重要支撑”。^①2026年政府工作报告提出要“着力稳就业”。^②同时,第十四届全国人民代表大会第四次会议通过的《中华人民共和国生态环境法典》规定,“节约资源和保护生态环境是国家的基本国策”。然而,在追求人与自然和谐共生的现实背景下,环境政策往往会对就业产生“挤出效应”。^③随着中国步入新发展阶段,如何在实践中平衡好优环境与稳就业的关系已成为中国绿色低碳转型面临的现实问题。党的二十届四中全会明确指出,要“促进高质量充分就业”,“加快经济社会发展全面绿色转型”。^④新时代以来,各级政府通过政府工作报告等指导性政策文件持续释放环境政策信号,通过营造透明、稳定和可预期的政策环境和引导市场调节资源配置方向,从而对就业产生影响。探索环境政策信号如何在生态保护与就业改善间形成正向激励,是增强宏观政策取向一致性亟须回答的现实问题。

既有研究主要关注环境政策信号在央地间的多层级传导及其产生的社会效应,^⑤鲜有文献探讨环境政策信号对企业就业的影响。企业作为环境政策信号的接收者,其行为会随政策导向的转变而调整。^⑥既有研究虽然已对环境

① 习近平:《促进高质量充分就业》,《求是》2024年第21期,第4页。

② 李强:《政府工作报告——二〇二六年三月五日在第十四届全国人民代表大会第四次会议上》,《人民日报》2026年3月14日。

③ 参见 Mengdi Liu, Ronald Shadbegian and Bing Zhang, Does Environmental Regulation Affect Labor Demand in China? Evidence from the Textile Printing and Dyeing Industry, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.86, 2017, pp.277–294; 周亚虹、杨岚、姜帅帅:《约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察》,《经济研究》2023年第7期,第104~120页。

④ 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议(二〇二五年十月二十三日中国共产党第二十届中央委员会第四次全体会议通过)》,《人民日报》2025年10月29日。

⑤ 参见李肆:《政策信号的多层级传递与市级政府行为合规:基于环境信息公开案例的实证研究》,《中国软科学》2024年第5期,第188~196页;张同斌、王蕾:《政策信号与流动人口长期居留意愿》,《世界经济》2024年第7期,第97~122页。

⑥ 参见周振华、刘志彪、张二震:《当前企业行为的动态分析:内在的合理性与外在的不合理性的统一》,《经济研究》1986年第10期,第66~71页。

规制的就业效应进行了探讨,但是大多忽略了政策文本蕴含的信号对企业资源配置的导向作用。因此,本文利用自然语言处理技术构建环境政策信号指标,并将该指标与企业数据进行多维度匹配,全面检验环境政策信号为稳就业目标注入绿色动能的经济效应,为保障居民就业、推动绿色低碳转型与实现经济高质量发展提供有益参考。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一,在研究数据方面,丰富了现有环境政策信号类型,重点识别了绿色政策信号。本文利用 Word2Vec 模型进行自动化文本挖掘,系统拓展了与环境政策相关的术语集,构建了覆盖范围更广、可信度更高的环境政策文本分析词典。第二,在研究视角方面,拓展了环境政策信号与稳就业相关性的研究。本文基于信号传递理论和预期理论,厘清了宏观政策文本作为前瞻性信息载体将政府环境治理意图转化为企业就业需求的传导逻辑。第三,在现实意义方面,证实了环境政策信号对稳就业的积极作用。本文从信息传递和预期塑造的微观视角分析了经济主体行为与政策传导机制,为增强环境政策与就业政策取向一致性提供了经验证据。

二、文献综述与研究假说

环境政策对劳动力市场的影响一直是学术界关注的焦点。然而,关于环境政策究竟会增加就业还是减少就业,在既有研究中尚未形成共识。第一类文献基于成本遵循学说,认为严格的环境政策会增加企业污染的治理成本,挤占生产性投资,对就业规模产生抑制作用;^① 第二类文献则基于“波特假说”,认为恰当的环境政策压力可以激发企业的创新补偿效应,实现环境规制

① 参见 Mengdi Liu, Ronald Shadbegian and Bing Zhang, Does Environmental Regulation Affect Labor Demand in China? Evidence from the Textile Printing and Dyeing Industry, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.86, 2017, pp.277–294; 刘英俊、李海风:《环境规制与企业劳动雇佣——基于新〈环保法〉实施的准自然实验》,《产业经济研究》2023年第4期,第69~82页;安梦天、何爱平:《前端环境规制、清洁生产与就业冲击——来自重点企业清洁生产审核的经验证据》,《财贸经济》2024年第1期,第124~140页;周亚虹、杨岚、姜帅帅:《约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察》,《经济研究》2023年第7期,第104~120页。

与就业增长的“双重红利”，并且这种促进作用更偏向技能型劳动力。^①此外，也有研究表明环境政策对就业无显著影响。^②

既有研究围绕环境政策与就业问题展开了深入探讨，其结论之所以存在分歧，主要是忽略了环境政策文本蕴含的信号对市场和企业预期的导向作用。近年来，随着预期理论的发展，相关研究逐渐开始关注此类信号的动态引导作用。^③根据预期理论，政府释放的环境政策信号会引导企业变更生产策略。在“推动有效市场和有为政府更好结合”的宏观治理背景下，^④政府工作报告对市场主体的导向作用更加明显。尽管文本量化分析方法日趋成熟，^⑤但是鲜有研究将其用于考察环境政策信号对企业就业的影响。因此，本文以地市级政府工作报告为语料，构建环境政策信号指标，从企业生产全过程控制视角出发，考察其对企业就业的影响。^⑥

在前端预防阶段，环境政策信号主要通过激励企业增加创新研发投入影响其雇佣决策。根据诱致性创新理论，要素相对价格变化的预期将引导技术进步的方向。^⑦波特假说进一步指出，适度的环境规制能够促进企业进行绿色创新。环境政策信号趋严意味着预期污染成本上升，进而激励企业增加研

① 参见 Eli Berman and Linda T.M. Bui, Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Air Basin, *Journal of Public Economics*, Vol.79(2), 2001, pp.265–295; 王锋、葛星：《低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据》，《中国工业经济》2022年第5期，第81~99期；余东华、孙婷：《环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力》，《中国工业经济》2017年第5期，第35~53页。

② 参见陆旸：《中国的绿色政策与就业：存在双重红利吗？》，《经济研究》2011年第7期，第42~54页。

③ 参见 Caroline Flammer, Corporate Green Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol.142(2), 2021, pp.499–516。

④ 《中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议公报》，人民出版社2020年版，第14页。

⑤ 参见 Xiaoyu Wang, Hong Zhao and Hongzhi Zhu et al., Towards Intelligent Policy Analysis: A Discourse Structure Parsing Technique for Chinese Government Document, *Information Processing and Management*, Vol.60(4), 2023, pp.1–26。

⑥ 《中华人民共和国生态环境法典》第149条明确规定，污染防治要坚持“源头防控……加强全过程监督管理”。

⑦ 参见 Philippe Aghion, Antoine Dechezleprêtre and David Hémous et al., Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry, *Journal of Political Economy*, Vol.124(1), 2016, pp.1–5。

发投入,寻求能够提高资源利用效率、减少非期望产出的新技术或新工艺。^①企业研发投入的增加会在生产过程中或末端环节带来绿色专利等形式的创新产出。因此,知识与技术密集型企业研发投入的增加会直接扩大其对高技能劳动力的需求,^②进而增加企业就业。基于上述分析,本文提出研究假说H1。

H1: 环境政策信号促使企业增加前端预防投入,对企业就业产生积极影响。

在过程控制阶段,企业通过调整内部组织管理结构响应环境政策信号,带来就业岗位的增加。权变理论认为,企业会根据外部环境的变化动态调整其内部管理体系,有效识别政策意图,把握随之而来的机遇和应对相应的挑战。^③因此,企业有必要建立健全内部环境管理体系,包括加强生产全流程监控、完善数据收集、强化合规审查等。新增的管理职能会提升企业组织管理的复杂程度,客观上创造新的岗位需求。为确保环境管理目标的实现,企业必须在新增岗位上配置具备相应技能的劳动力,进而增加企业就业。基于上述分析,本文提出研究假说H2。

H2: 环境政策信号驱动企业优化生产过程管控机制,对企业就业产生积极影响。

在末端治理阶段,企业通过增加末端治理投资实现污染物达标排放,响应环境政策信号,进而带动企业就业岗位的增加。环境政策信号趋严预示着政府对环境质量的要求将持续提升,在这种情况下企业有动机进行前瞻性末端治理投资,将污染控制嵌入生产流程的必要环节并确保生产经营活动合规。末端治理活动在本质上延长了企业生产链条,增加了新的劳动力需求。在环境污染治理设施的建设、运营、维护等多个阶段均须增加人力资本投入,如

① 参见 Raphael Calel and Antoine Dechezleprêtre, Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market, *Review of Economics and Statistics*, Vol.98(1), 2016, pp.173–191。

② 参见 James Harrigan, Ariell Reshef and Farid Toubal, Techies, Trade, and Skill-biased Productivity, *NBER Working Paper Series*, No. 25295, 2018, pp.1–68。

③ 权变理论是管理学中强调“视情况而定”的范式,其核心主张是不存在普遍适用的最佳管理原则或组织结构,管理效能取决于在特定情境下多种内外部因素的适配或匹配。参见 Fred Luthans, The Contingency Theory of Management: A Path out of the Jungle, *Business Horizons*, Vol. 16(3), 1973, pp.67–72。

配备技术人员和操作工人等。^① 因此，环境政策信号通过激励企业增加末端治理投资，扩大对劳动力的需求。基于上述分析，本文提出研究假说 H3。

H3：环境政策信号引导企业增加末端治理投资，对企业就业产生积极影响。

综上所述，环境政策信号主要通过前端预防、过程控制以及末端治理三个阶段的机制路径影响企业就业规模，其理论传导机制如图 1 所示。

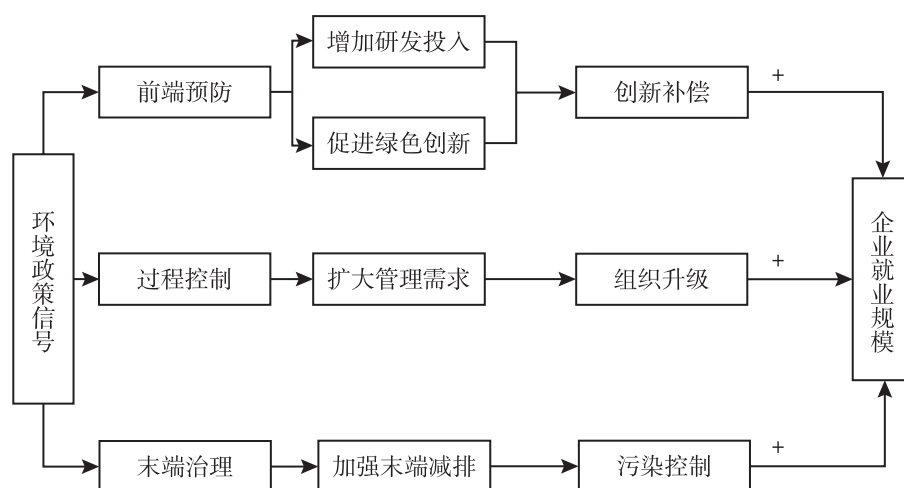


图 1 环境政策信号影响企业就业规模的理论传导机制

三、研究设计

（一）数据来源

2012 年，党的十八大提出“加快生态文明建设，形成中国特色社会主义事业总体布局”，^② 进一步明确了生态文明建设的战略地位；2022 年，党的二十大胜利召开，系统总结了新时代我国生态文明建设取得的历史性成就、发生的历史性变革；2023 年，中共中央、国务院对新时代新征程开启全面推

① 参见 Giovanni Marin and Francesco Vona, The Impact of Energy Prices on Employment and Environmental Performance: Evidence from French Manufacturing Establishments, *Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper*, Art.1220, 2017, pp.1-49。

② 胡锦涛：《坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进 为全面建成小康社会而奋斗——在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告（2012 年 11 月 8 日）》，《人民日报》2012 年 11 月 18 日。

进美丽中国建设新篇章作出全面部署。^① 因此,为确保环境政策语料的纯粹性与完整性,本文选取2012—2022年沪深两市A股上市公司数据作为研究样本。其中,被解释变量和企业控制变量数据来自国泰安(CSMAR)数据库,城市控制变量数据来自历年《中国城市统计年鉴》,环境法规数据来自生态环境部、自然资源部网站公布的官方文件及北大法宝数据库。解释变量数据提取自285个地级市的政府工作报告,相关文本主要通过对各地级市政府官方网站、百度百科等网站的手动检索结果整理获得。由于解释变量是地级市层面的宏观数据,被解释变量是企业层面的微观数据,故而本文对两类数据进行了有效匹配。^② 为规避异常样本干扰,本文还剔除了ST、*ST、金融业企业以及关键变量缺失的数据样本。此外,为消除通货膨胀等价格因素的干扰,本文将2012年作为基期,利用各地级市居民消费价格指数(CPI)对人均国内生产总值(人均GDP)、企业管理费用等连续型变量进行了价格平减处理。

(二) 变量选取与指标含义

1. 被解释变量

企业就业($Lnemp$)。本文参考既有研究,将沪深两市A股上市公司员工总数加1后取对数作为衡量企业就业的指标。^③

2. 核心解释变量

环境政策信号(EPS)。既有研究多采用词典法衡量政府环境信号,该方法的优势在于操作逻辑清晰且较易复现,但其核心在于构建准确的环境信息词典,词典的完整性和实用性会直接影响文本信息的提取效果。目前,该方法依据的环境信息词典绝大部分是人工构建的,会因环境信息词汇覆盖不完整而导致信号提取不准确。因此,本文利用Word2Vec模型扩展现有环境信息词典,使其覆盖范围更广、更可信、更准确。

Word2Vec是用于生成词嵌入(Word Embeddings)的机器学习模型,能够将文本中的词汇转换为数值向量,从而捕捉单词之间的语义关系。本文环

① 参见《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/202401/content_6925405.htm, 2026年3月16日。

② 本文利用Stata软件,以企业所在地级市代码与年份为共同识别变量,通过merge命令将地级市层面的宏观数据与企业层面的微观数据进行横向合并。

③ 参见毛其淋、王玥清:《ESG的就业效应研究:来自中国上市公司的证据》,《经济研究》2023年第7期,第86~103页。

境信息词典的构建步骤如下：第一，系统采集全国范围内各地级市政府发布的年度工作报告文本，建立覆盖本文研究时段的全样本数据库；第二，结合 jieba 中文分词库对政府工作报告的文本进行预处理，包括文本清洗、去除停用词^①以及基于词典的分词处理；第三，运用 Word2Vec 模型构建语义分析框架，通过 Skip-gram 模型训练词向量，并且在经过迭代优化后形成能够有效捕捉词汇语义关联的特征空间；第四，将既有研究构造的环境信息词汇作为种子词，通过计算余弦相似度在训练好的词向量空间中筛选相似度前 20 的扩展词汇，在剔除重复词和部分关联性不强的词汇后形成更加丰富的环境信息词典，种子词及扩展词汇如表 1 所示；第五，参考既有研究，根据扩展后的环境信息词典识别在政府工作报告中包含预设环境信息词汇的完整句子，并将此句子的字数占当年政府工作报告全文总字数的比值作为环境政策信号指标。^②

表 1 种子词及扩展词汇

种子词	扩展词汇
环境保护	环保、环境治理、保护环境、区域保护、保护林、环境污染
环保	减排、环保型、削煤、降碳、减碳、低碳
绿色	绿色生态、零碳、循环、清洁、生态、再生能源、以竹代塑、低能耗、节约资源、碳达峰、碳循环、绿氢、生态化、高值化
清洁	洁净、双代、替代、废水处理、洁净煤、改电、以电代、循环式、煤改、错峰
低碳	“双碳”、近零碳、节能产品、无废、可再生能源、可再生、碳中和、增汇
蓝天	净土、碧水、青山、净空、蓝天白云、净水、清波、大气
绿水	水净、绿山、绿水长流、山清水秀、天蓝、青山常在

① 停用词指在文本中无核心语义贡献、高频泛化出现的虚词或通用功能词，如中文的“的”“和”“在”，英文的“the”“and”等。本文在预处理阶段将上述词汇予以移除以降低文本噪声。

② 参见邵帅、葛力铭、朱佳玲：《人与自然何以和谐共生：地理要素视角下的环境规制与环境福利绩效》，《管理世界》2024 年第 8 期，第 119~143 页。

续表

种子词	扩展词
青山	碧水青山、青山绿水、清水、碧海、天蓝、绿树、绿水青山
生态	生态建设、生态系统、自然生态、生态环境、海岸带、湿地、生态区域、生态景观、生态旅游、生态效益、海岸线、岸滩
空气	空气质量、大气环境、地表水、水质、PM _{2.5} 、PM ₁₀ 、SO ₂
气候	气候变化、碳汇、减污降碳
污染	大气污染、水污染、土壤污染、污染源、工业污染、VOC、尾气、荒漠化
二氧化硫	化学需氧量、氨氮、氮氧化物、COD、二氧化氮、烟尘、粉尘
化学需氧量	二氧化氮、氨氮、氮氧化物、总氮
雾霾	灰霾
颗粒物	臭氧、臭氧浓度、总磷、扬尘
二氧化碳	能耗、污染物、达峰、低消耗、低污染
能耗	用水量、耗电、排放、耗水、能效、高耗能、水耗
燃煤	燃气锅炉、窑炉、煤场、黄标车、工业锅炉、脱硫、煤炉
散煤	三散、燃煤、洁净煤、煤改、扬尘、涉气、改气、改电、散烧、气煤、柴油、煤扬尘、柴油车、臭气
排污	排放、排污权、涉水、达标排放、一证式、偷放
偷排	漏排、超排、超标、依法取缔、毁草、倾倒
尾气	废气、排气、烟尘、VOCs、污染监测、粉尘、燃烧、异味、油烟
节能	限排、降耗、节煤、建筑节能、节能型、降损、压煤
减排	削煤、耗能、控煤、防治、标准煤、控排
脱硫	除尘、烟气、火电、工业锅炉、废气、废水
脱硝	冷凝

注：笔者剔除了部分无意义和重复的词汇；VOCs（Volatile Organic Compounds）为挥发性有机物，是 VOC 的复数形式。COD（Chemical Oxygen Demand）为化学需氧量。

3. 控制变量

为缓解遗漏变量对模型估计结果的影响，本文参考既有研究，控制了企业层面的变量，即企业成长能力、企业规模、资产负债率、现金流状况；^①控制了城市层面的变量，即人口规模、产业结构（第二产业占比和第三产业占比）、人均 GDP。此外，模型还纳入环境法规控制变量，该变量以地区环保处罚案件数量加 1 后取对数衡量各地区环境规制强度，从而尽可能反映环境政策信号的净效应。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	变量定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
企业就业	企业员工总数（人）	22448	7.5796	1.2803	2.3026	13.2147
环境政策信号	根据文中方法进行衡量	17130	0.1286	0.0323	0.0252	0.3476
企业成长能力	企业的托宾 Q 值	22448	2.1327	1.9543	0.6085	78.7512
企业规模	企业年末资产总额（万元）	22448	22.1736	1.3552	16.7575	28.6365
资产负债率	企业总负债与总资产的比值（%）	22448	0.4144	0.2399	0.0098	8.6118
现金流状况	企业现金流净额与总资产比值（%）	22448	0.0458	0.0756	-0.7623	1.1697
人口规模	地级市人口数量（万人）	18301	812.4164	426.6652	19.7647	1519.7
第二产业占比	各地市级城市第二产业增加值占 GDP 比重（%）	17624	38.0409	11.7554	11.7058	81.8200
第三产业占比	各地市级城市第三产业增加值占 GDP 比重（%）	17624	58.4619	13.7261	15.2000	83.8000
人均 GDP	各地市级城市人均国内生产总值（元）	18293	114077	42550	8809	218118
环境法规	地区环保处罚案件数量（件）	16997	5.3144	2.9914	0	9.4523

注：笔者对企业就业、企业规模和环境法规 3 个变量进行了对数化处理。

^① 参见阳镇、凌鸿程、陈劲：《城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新》，《世界经济》2024 年第 1 期，第 211~232 页。

(三) 模型设定

考察环境政策信号对企业就业的影响，本文构建模型如下：

$$Lnemp_{ict} = \alpha + \beta EPS_{c,t-1} + \gamma City_{c,t-1} + \delta Company_{it} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{ict} \tag{1}$$

其中，下标 i 表示企业， c 表示企业所在城市， t 表示年份； $Lnemp_{ict}$ 表示企业 i 所在城市 c 在第 t 年的企业就业指标， α 、 β 、 γ 、 δ 为待估参数； $EPS_{c,t-1}$ 为核心解释变量，表示城市 c 在第 $t-1$ 年的环境政策信号值，滞后一期体现了环境政策信号传导与企业响应的时滞，并可缓解模型可能存在的内生性问题；为缓解遗漏变量的干扰，在模型中纳入城市层面控制变量（ $City_{c,t-1}$ ）和企业层面控制变量（ $Company_{it}$ ），并进一步控制企业固定效应（ μ_i ）和年份固定效应（ ρ_t ）； ε_{ict} 为随机扰动项。由于核心解释变量为城市层面变量，故而模型采用基于城市层面的聚类稳健标准误，以获得更稳健的研究结果。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表 3 展示了模型的基准回归结果。其中，列（1）仅将核心解释变量纳入模型，同时控制了企业固定效应和年份固定效应，结果显示环境政策信号的系数为 0.2451，在 10% 的水平上显著为正；列（2）在列（1）的基础上加入企业层面控制变量，结果显示环境政策信号的系数为 0.4979，在 1% 的水平上显著为正；列（3）则进一步加入城市层面控制变量，结果显示环境政策信号的系数为 0.4065，在 1% 的水平上显著为正，说明环境政策信号每提高 1 个百分点可以带动企业就业人数平均增加 0.4065%。上述结果表明，环境政策信号能够促进企业扩大就业规模。

表 3 模型的基准回归结果

变量	(1) 企业就业	(2) 企业就业	(3) 企业就业
环境政策信号	0.2451* (0.1365)	0.4979*** (0.1078)	0.4065*** (0.1033)

续表

变量	(1) 企业就业	(2) 企业就业	(3) 企业就业
企业成长能力	—	0.0020 (0.0050)	0.0012 (0.0050)
资产负债率	—	0.1765*** (0.0501)	0.1808*** (0.0515)
现金流状况	—	0.1576 (0.1014)	0.1554 (0.1026)
企业规模	—	0.6920*** (0.0195)	0.6923*** (0.0197)
环境法规	—	—	0.0021 (0.0035)
人口规模	—	—	-0.0004*** (0.0001)
人均 GDP	—	—	3.97×10^{-7} (3.83×10^{-7})
第二产业占比	—	—	-0.0007 (0.0056)
第三产业占比	—	—	0.0037 (0.0060)
常数项	7.6436*** (0.0175)	-7.9116*** (0.4218)	-7.8474*** (0.7139)
固定效应	是	是	是
样本量	16604	16604	16468
组内 R ²	0.0002	0.4225	0.4218

注：括号中的数值为基于城市层面的聚类稳健标准误；***、** 和 * 分别表示估计值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

（二）内生性处理

模型的基准回归结果显示，环境政策信号对企业就业具有促进作用。然而，这一估计结果可能受到内生性问题的影响，进而导致因果关系的识别存在偏误。内生性问题的来源主要有以下三点。第一，遗漏变量偏误。一些随时间变化且无法测度的城市特征，如地方政府的治理能力，可能同时影响环境政策信号和企业就业规模。第二，测量误差。本文构建的环境政策信号指标是对真实政策意图的不完全测度，其测量误差可能与模型中的其他变量相关。第三，样本选择偏误。环境政策信号可能系统性影响企业的进入与退出决策，导致基于存续企业样本估计得到的就业效应存在偏误。因此，本文采用工具变量法缓解模型的内生性问题。

有效的工具变量须同时满足相关性和排他性。本文参考既有研究，构建如下两个工具变量。第一，构造官员激励与公众压力交互项，将之作为工具变量。^① 通过将描述市委书记是否处于晋升窗口期且新到任的虚拟变量与公众环境污染搜索指数进行交互，构建环境政策信号的第一个工具变量。^② 在相关性方面，处于晋升窗口期且新到任的市委书记通常有更强的晋升激励，对上级政策精神和公众舆论更为敏感。当公众对环境问题的关注度上升时，这类官员更有动机通过在政府工作报告中强化环境政策信号塑造良好的政治形象。在排他性方面，官员的个人特征是事先决定的，而公众的环境关注度则是宏观情绪指标，二者对城市微观层面的就业冲击而言都是外生的。第二，构造历史因素与全国层面变量的交互项。^③ 通过将描述样本城市在历史上是否属于酸雨控制区或者二氧化硫污染控制区（简称“两控区”）的虚拟变量与中央环境政策信号进行交互，构建第

① 参见 John A. List and Daniel M. Sturm, How Elections Matter: Theory and Evidence from Environmental Policy, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.121(4), 2006, pp.1249-1281。

② 本文参考既有研究，以 54 周岁为划分标准，判断地级市市委书记是否处于晋升窗口期。既有研究指出，地级市官员在年龄超过 54 周岁以后其进一步晋升的概率显著下降，因此，54 周岁通常被视为地方官员晋升激励的重要年龄节点。参见纪志宏、周黎安、王鹏等：《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》，《金融研究》2014 年第 1 期，第 1~15 页。

③ 参见 Nathan Nunn and Nancy Qian, US Food Aid and Civil Conflict, *American Economic Review*, Vol.104(6), 2014, pp.1630-1666。

二个工具变量。在相关性方面，历史上被划为“两控区”的城市本身就是国家环保政策的重点关注对象。^①当中央政府的环境政策基调收紧时，“两控区”地方政府面临更大压力，从而会进一步增强其环境政策信号。在排他性方面，城市是否划入“两控区”由1998年的历史决策决定，而中央环境政策信号反映的是国家顶层设计，二者对单个城市当期的微观经济冲击是相对外生的。

工具变量法的回归结果如表4所示。其中，列（1）和列（2）展示了两阶段最小二乘法（2SLS）的估计结果，第一阶段回归结果显示，两种工具变量的系数均在1%的水平上显著为正。该结果表明，当公众更关注当地环境时，处于晋升窗口期且新到任的市委书记会更有力度地强化本地环境政策信号”。^②在历史上被划为“两控区”的城市在响应中央环境政策时表现得更为积极，相应地会增强其环境政策信号。第二阶段回归结果显示，环境政策信号的系数显著为正，与基准回归中系数的符号保持一致。此外，Kleibergen-Paap rk LM 统计量在5%的水平上显著拒绝了“工具变量识别不足”的原假设，表明模型不存在过度识别问题；过度识别检验 Hansen J 统计量的 p 值为 0.3340，大于 0.10，无法拒绝所有工具变量均为外生的原假设，说明工具变量具有较好的外生性。同时，回归结果的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量低于弱工具变量检验要求的临界值，表明可能存在弱工具变量问题。因此，本文参考既有研究，进一步采用有限信息最大似然法（LIML）进行估计。^③当工具变量存在弱识别问题时，由于2SLS估计量会系统性偏向存在内生性偏误的普通最小二乘法（OLS）估计量，而LIML估计量对弱工具变量问题具有稳健性，故而采用该方法估计可得到更加可靠的因果效应估计结果。如果LIML与2SLS的估计结果没有明显差异，那么说

① 参见《国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区有关问题的批复》（国函〔1998〕5号），https://www.gov.cn/zhengce/content/2010-11/22/content_5181.htm，2026年3月18日。

② 参见岳利萍、杨欣怡：《双重环境目标约束下的产业转型升级：“减污降碳”何以“协同增效”》，《中国人口·资源与环境》2024年第1期，第46~58页。

③ 参见方颖、赵扬：《寻找制度的工具变量：估计产权保护对中国经济增长的贡献》，《经济研究》2011年第5期，第138~148页；林晨、陈荣杰、徐向宇：《外部产业投资与区域协调发展——来自“三线建设”地区的证据》，《经济研究》2022年第3期，第173~190页。

明估计结果受弱工具变量影响导致的偏误较小。估计结果如表 4 中列（3）和列（4）所示，没有明显差异。因此，弱工具变量问题对本文估计结果的影响较小，表明在考虑内生性问题后，模型获得的结论依然稳健。

表 4 工具变量法的回归结果

变量	（1）2SLS 环境政策信号	（2）2SLS 企业就业	（3）LIML 环境政策信号	（4）LIML 企业就业
工具变量 1	0.0001*** (0.0000)	—	0.0001*** (0.0000)	—
工具变量 2	0.4384*** (0.1568)	—	0.4384*** (0.1568)	—
环境政策信号		1.5805* (0.8292)		1.5890* (0.8349)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	12039	12039	12039	12039
Kleibergen- Paap rk Wald F 统计量	—	7.1100	—	7.1100
Kleibergen- Paap rk LM 统 计量的 p 值	—	0.0210	—	0.0210
Hansen J 统计 量的 p 值	—	0.3340	—	0.3346

（三）稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验，结果如表 5 所示。列（1）为将核心解释变量替换为“环境政策信号 1”进行回归的结果，“环境政策信号 1”的值定义为环境信息词汇所在句子的总字数取对数，用以检验基准回归结果是否依

赖于环境政策信号的具体度量方式；列（2）至列（6）中的核心解释变量为“环境政策信号”；列（2）和列（3）为对被解释变量进行 1% 和 5% 的缩尾处理后的回归结果；列（4）为将年份固定效应替换为更严格的行业 - 年份交互固定效应后的回归结果；列（5）和列（6）分别为将标准误聚类在行业层面和企业层面的回归结果。所有结果均显示，环境政策信号的系数依然显著为正，表明基准回归模型的结论是稳健的。

表 5 稳健性检验结果

变量	(1) 企业就业	(2) 企业就业	(3) 企业就业	(4) 企业就业	(5) 企业就业	(6) 企业就业
环境政策信号 1	0.0237* (0.0129)	—	—	—	—	—
环境政策信号	—	0.3732*** (0.1052)	0.2701*** (0.1000)	0.3070*** (0.0944)	0.4065*** (0.1462)	0.4065*** (0.1198)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	否	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
行业 - 年份交互 固定效应	否	否	否	是	否	否
样本量	16468	16468	16468	16395	16468	16468
组内 R ²	0.4214	0.4339	0.4230	0.4180	0.4218	0.4218

五、作用机制检验与异质性分析

（一）作用机制检验

1. 前端预防

在前端预防阶段，环境政策信号能否通过驱动企业增加创新投入促进就业？本部分参考既有研究，采用研发投入强度（研发投入占营业收入的比

重)、研发人员占比(研发人员数占员工总人数的比重)作为创新投入的代理指标,将企业绿色专利申请量和授权量作为被解释变量,考察环境政策信号对企业绿色创新活动的影响。^①

前端预防机制的检验结果如表 6 所示。列(1)和列(2)表明,环境政策信号显著促进了企业研发投入强度的提升和研发人员占比的增加。进一步地,在回归中同时纳入研发投入强度与环境政策信号,列(3)结果显示,在控制环境政策信号后,研发投入强度对企业就业的促进作用依然显著,而环境政策信号的估计系数不再显著,表明环境政策信号通过激励企业增加研发投入拉动就业。列(4)和列(5)表明,环境政策信号对企业绿色创新活动影响的估计结果并不显著,这可能是因为企业绿色创新活动存在时滞与类型差异,并且其本身具有内在的高风险性与不确定性。

表 6 前端预防机制的检验结果

变量	(1) 研发投入强度	(2) 研发人员占比	(3) 企业就业	(4) 绿色创新活动	(5) 绿色创新活动
环境政策信号	1.9670* (0.3836)	0.0446** (0.0210)	0.1871 (0.1310)	-7.3384 (5.0071)	4.7143 (6.7582)
研发投入强度	—	—	0.0027** (0.0012)	—	—
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	14050	11972	14163	14392	13856
组内 R ²	0.0151	0.0050	0.4535	0.0010	0.0023

综合来看,在前端预防阶段,环境政策信号通过激励企业增加研发投入和促进绿色创新,对扩大企业就业规模产生积极影响。

① 参见李磊、刘博聪、李川川:《海外技术“引进来”与自主创新“走出去”》,《经济研究》2024 年第 11 期,第 72~88 页;姚加权、张锐澎、郭李鹏等:《人工智能如何提升企业生产效率?——基于劳动力技能结构调整的视角》,《管理世界》2024 年第 2 期,第 101~116 页。

2. 过程控制

在过程控制阶段，环境政策信号能否通过驱动企业环境管理体系升级促进就业？本部分选取企业管理人员数量和管理费用作为代理变量，考察企业内部管理体系升级的就业效应。如果环境政策信号促使企业通过加强合规与风险监控健全内部管理体系，那么最直接的表现就是相关管理岗位规模的扩张。此外，这一过程还伴随着环境监测制度建设、合规审查及日常运营等方面的非生产性支出的增加，进而引致管理费用的上升。

过程控制机制的检验结果如表 7 所示。环境政策信号对企业管理人员数量和企业管理费用影响系数均在 5% 的水平上显著为正。这表明，企业在接收到环境政策信号后，确实通过增设管理岗位完善其内部的环境管理体系。同时，管理费用的显著上升进一步印证了企业为健全环境管理体系进行了资源投入。因此，在过程控制环节，环境政策信号通过驱动企业内部管理体系升级，带动管理岗位需求扩张，从而对企业就业产生积极影响。

表 7 过程控制机制的检验结果

变量	(1) 企业管理人员数量	(2) 企业管理费用
环境政策信号	0.4106** (0.1626)	0.2831** (0.1321)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
样本量	15890	15529
组内 R ²	0.2316	0.4237

3. 末端治理

在末端治理阶段，环境政策信号能否通过引导企业增加环境治理投资促进就业？本部分采用文本分析方法，基于上市公司年报相关内容构建两个代理变量。第一，构建企业“是否进行末端治理”指标，用于衡量企业对末端治理的关注度。若公司年报提及与末端治理有关的词汇，则该虚拟变量取值为 1，否则为 0。第二，构建企业“末端治理投资金额”指标，用于衡量企业对末端治理投入的资金规模。该指标由年报中与末端治理关键词相关的具体

投资数额表示。

末端治理机制的检验结果如表 8 所示。列（1）和列（2）表明，环境政策信号对是否进行末端治理以及末端治理投资金额的影响系数均不显著；列（3）表明，末端治理行为本身确实能够显著促进企业就业。这一结果表明环境政策信号未能促使企业进行末端治理，进而无法通过这一机制带动企业就业增长。其原因在于环境政策信号与环境规制的作用逻辑存在差异。环境政策信号主要作为一种“软约束”手段引导企业预期，激励企业通过前端技术革新实现长期转型；而末端治理更多地是企业应对行政处罚等“硬约束”的手段，是企业为满足合规要求开展的被动治理。由于本文已控制了环境行政处罚等强制性规制变量，故而环境政策信号对末端治理的边际促进效应被抵消。这也从侧面印证了环境政策信号更多地引导企业从被动治污转向主动创新。

表 8 末端治理机制的检验结果

变量	(1) 是否进行末端治理	(2) 末端治理投资金额	(3) 企业就业
环境政策信号	0.0980 (0.1313)	-0.0856 (1.4486)	—
末端治理	—	—	0.0498*** (0.0178)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	15656	15656	15656
组内 R ²	0.0050	0.0010	0.4227

（二）异质性分析

1. 企业要素密集度

企业的要素结构决定了其在面对外部政策时的响应模式和调整能力。资本密集型企业与劳动密集型企业在技术水平、污染特征和组织结构上存在差异，对环境政策信号的解读和反应也不尽相同。一方面，资本密集型企业

（如重化工、能源等行业企业）是环境监管的重点对象，面临的政策响应压力更大；另一方面，这类企业也拥有更雄厚的资金和多样化的技术支撑其进行绿色转型。因此，本文根据要素密集度对企业样本进行分组，检验环境政策信号的稳就业效应在何种类型的企业中更为显著。

本部分参考既有研究，以企业固定资产净值与员工人数的比值衡量企业要素密集度。^① 根据企业要素密集度中位数大小，将企业样本划分为资本密集型与劳动密集型两组进行分组回归，结果如表 9 所示。在资本密集型企业中，环境政策信号的影响系数在 1% 的水平上显著为正，而在劳动密集型企业中不显著。这表明，环境政策信号对企业就业的促进作用主要源自资本密集型企业。主要原因是此类企业拥有更雄厚的资金和更先进的技术，能够通过前端创新和过程管理升级响应环境政策信号。

表 9 企业要素密集度的异质性估计结果

变量	(1) 资本密集型	(2) 劳动密集型
环境政策信号	0.5315*** (0.1154)	0.0299 (0.1524)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
样本量	8034	7286
组内 R ²	0.4481	0.4055

2. 企业就业技能结构

前文分析结论显示，环境政策信号的稳就业效应主要集中在资本密集型企业，那么这类企业内部劳动力需求的增加是否均匀影响所有类型的员工？新增就业是否存在劳动技能偏向？本部分将分析视角进一步聚焦于劳动力技能层面，检验环境政策信号引致的就业增长是否存在“技能偏向”。这不仅能够将研究层面从就业数量扩展到就业质量，而且为前文的机制路径提供了更

^① 参见毛其淋、王玥清：《ESG 的就业效应研究：来自中国上市公司的证据》，《经济研究》2023 年第 7 期，第 86~103 页。

为微观的证据。

本部分将员工按照受教育程度分为高技能型员工（研究生及以上学历员工）、中技能型员工（本专科学历员工）、低技能型员工（高中及以下学历员工和其他员工）三组，分组回归结果如表 10 所示。环境政策信号对企业就业的影响呈现技能偏向性特征：在高技能型员工组和中技能型员工组中，环境政策信号的影响系数均显著为正；在低技能型员工组中，环境政策信号的影响系数未通过显著性检验。这一结果表明，环境政策信号对企业就业的影响主要体现在对中高技能劳动力需求的扩张上。这与前文机制分析结果一致，企业为响应环境政策信号而增加的研发投入和开展的绿色创新活动，均伴随着对拥有较高学历背景人才的需求。

表 10 企业就业技能结构的异质性估计结果

变量	(1) 高技能型员工	(2) 中技能型员工	(3) 低技能型员工
环境政策信号	0.6441*** (0.1845)	0.5306*** (0.1089)	0.0389 (0.2503)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	12743	13295	16468
组内 R ²	0.3318	0.4802	0.1120

3. 企业就业岗位结构

前文的机制分析已经证实环境政策信号通过驱动企业管理结构升级增加管理岗位。然而，为全面厘清环境政策信号对企业内部劳动力的完整影响，本部分进一步检验其对生产岗、技术岗及其他岗位的影响，进而揭示环境政策信号引导企业人力资本结构变迁的路径。回归结果如表 11 所示，环境政策信号对不同岗位的确存在差异化影响。环境政策信号显著促进企业技术人员规模增长，这一结果可以从前端预防机制中得到更好的解释，即企业为响应环境政策信号加大绿色创新投入力度，对研发人员等技术岗人员的需求随之增加。环境政策信号对生产人员就业的影响并不显著，与前文对末端治理机制的检验结果一致。从理论上讲，由于企业新增污染治理设施的运营维护需

要新增工人，故而末端治理机制应创造生产岗位。然而，机制检验结果表明，环境政策信号未能驱动企业增加末端治理投入。因此，生产人员的整体就业水平并未出现显著提升。

表 11 企业就业岗位结构的异质性估计结果

变量	岗位类型		
	(1) 生产岗	(2) 技术岗	(3) 其他岗位
环境政策信号	0.2350 (0.1667)	0.5369*** (0.1557)	0.3910*** (0.1482)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	13806	15845	16012
组内 R ²	0.2506	0.2912	0.2160

六、结论与启示

在中国推进经济社会发展全面绿色转型的关键阶段，各级地方政府通过政府工作报告持续释放环境政策信号，而作为稳就业和创造就业主体的企业在接收到环境政策信号后能否将绿色动能转化为促进就业的驱动力，是值得关注的重要问题。本文以 2012—2022 年地级市政府工作报告为语料，利用 Word2Vec 模型扩展现有环境信息词典并以此为基础构建环境政策信号指标，将其与沪深两市 A 股上市公司数据进行匹配，从微观层面考察环境政策信号对企业就业的影响及作用机制。研究表明，环境政策信号显著扩大了企业就业规模，在缓解内生性问题和进行一系列稳健性检验后该结果依然成立。从企业生产全过程控制视角展开的机制检验表明，环境政策信号通过驱动企业强化前端创新和过程管理，促进企业就业规模扩大。异质性分析表明，环境政策信号的就业促进效应在资本密集型企业中更加显著，并且相较低技能劳动力，其对中高技能劳动力就业的促进效应更为突出。此外，对企业就业结构的分析结果显示，环境政策信号能够显著提升技术岗位和其他岗位人员的

就业水平，对生产岗位人员就业的促进作用并不显著。根据本文研究结论，提出如下政策建议。

第一，强化环境政策信号的引导功能，实现环保与就业目标协同推进。本文研究证实，政府释放的环境政策信号能够有效引导企业预期，显著扩大企业就业规模，表明当前环境政策与就业政策的目标取向是一致的。因此，应充分认识环境政策信号在扩大就业中的积极作用，通过在政府工作报告等官方文件中持续释放清晰、稳定、可预期的绿色转型信号，将环境治理压力转化为创造高质量就业岗位的绿色动能，实现优环境和稳就业的双重目标。

第二，畅通信号传导渠道，精准支持企业全面绿色转型的用人需求。本文研究表明，环境政策信号通过增加前端创新投入与升级过程管理体系两种机制促进就业。为确保环境政策信号能够顺利转化为就业岗位，企业需要制定精准的配套措施，重点支持前端研发和过程管理环节的绿色转型，确保环境政策信号顺利地转化为新增就业岗位。

第三，实施差异化配套支持措施，前瞻性调整劳动力市场布局。本文研究发现，环境政策信号的就业促进效应主要集中于资本密集型企业，并且新增岗位多为中高技能型岗位。针对劳动密集型企业对环境政策信号响应较弱的现状，应降低企业绿色转型的边际成本，防止因合规成本上升而挤出低技能岗位。鉴于环境政策信号引致的偏向中高技能劳动力的需求特征，为缓解低技能劳动力面临的结构性失业风险，应设立跨部门协同的“绿色就业转型基金”，为传统生产岗位的低技能工人提供转岗技能培训，帮助其向设备维护等新增的技能型岗位平滑过渡，从而在实现环境保护目标的同时保障就业市场包容性增长。

（责任编辑：任朝旺 张虹）