

绿色转型的要素收入分配效应 ——来自强制性清洁生产的证据

张兵兵^{1,2}, 张小伟¹, 曹历娟¹

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210000;

2. 南京农业大学 资源环境与发展研究院, 江苏 南京 210000)

摘要:文章将生态环境部发布的五批次强制性清洁生产企业名单与中国工业企业数据库进行匹配,运用多时期双重差分模型考察了强制性清洁生产审核与评估验收政策对企业劳动收入份额的影响。研究发现,该政策能显著提升企业劳动收入份额,且这一结论在经过安慰剂检验、异质性处理偏误等一系列稳健性检验后依然成立。强制性清洁生产审核与评估验收政策对企业劳动收入份额的影响存在显著异质性,具体表现为因地区人力资本水平和企业融资约束差异而呈现不同效果。机制检验表明,该政策通过优化劳动要素配置结构和提升企业 ESG 水平,对企业劳动收入份额产生积极影响。拓展性分析发现,该政策有助于提高普通员工的劳动收入份额,对推动企业内部收入分配公平具有积极作用;同时,劳动力市场整合程度的提升能够增强该政策对企业劳动收入份额的促进效果。文章的研究结论为在推进生态文明建设进程中同步实现共同富裕目标提供了新的思路。

关键词:强制性清洁生产;劳动收入份额;劳动要素配置结构;ESG;收入分配公平

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)09-0004-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250526.101

一、引言

扎实推进共同富裕是中国“十四五”规划与 2035 年远景目标的核心要义。与资本要素相比,劳动要素在分配过程中呈现更加显著的平等属性(皮凯蒂, 2014),因此劳动收入份额不仅反映劳动者共享经济发展成果的程度,更是衡量共同富裕水平的关键指标(易苗等, 2024)。近年来,我国劳动收入份额呈“U 形”变化趋势,虽在 2011 年触底后逐步回升,但整体上仍处低位水平(郑浩天和靳卫东, 2024)。这一趋势不仅制约居民消费潜能释放,为经济持续健康发展埋下隐患,更可能因贫富差距扩大而影响社会稳定。因此,在迈向第二个百年奋斗目标的关键阶段,探索提升劳动收入份额的有效路径,对实现共同富裕的中国式现代化具有重要现实意义。

收稿日期: 2025-02-20

基金项目:江苏省社会科学基金重大项目“新质生产力与产业深度转型升级研究”(24ZD005);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“农村现代化视阈下的中国农村经济管理学理论创新研究”(2024JZDZ061);江苏省高校哲学社会科学实验室建设项目——南京农业大学“大食物安全治理与政策智能实验室”

作者简介:张兵兵(1984—),男,河南新乡人,南京农业大学经济管理学院教授、资源环境与发展研究院研究员;

张小伟(1997—),男,山西临县人,南京农业大学经济管理学院博士研究生;

曹历娟(1981—)(通讯作者),女,江苏洪泽人,南京农业大学经济管理学院副教授。

现有研究大多从技术进步、智能机器普及、市场垄断等维度阐释劳动收入份额提升面临的制约因素(何小钢等, 2023; 肖土盛等, 2023)。但这些研究仅能解释劳动收入份额“U形”曲线的下行阶段, 对于近年来其回升态势却难以提供合理解释。与聚焦经济效率的传统因素不同, 环境规制旨在实现环境保护与可持续发展的协同共赢。在此背景下, 一个值得深入探究的问题是: 环境规制是否有助于维护劳动者权益, 进而成为解释劳动收入份额回升的关键因素? 《中华人民共和国清洁生产促进法》及其衍生的强制性清洁生产审核与评估验收政策(以下简称“强制性清洁生产”)在我国环境规制体系中具有重要地位。前者作为我国首部循环经济立法, 其颁布标志着我国环境治理模式从末端治理全面转向覆盖生产全流程的系统治理(张小筠和刘戒骄, 2019); 后者则是将法律要求转化为企业实践的具体政策工具。两者协同作用, 推动企业实施全链条节能减排。在生产前端, 企业需优化能源结构, 选用环保原料; 在生产中端, 积极推进绿色工艺创新, 强化过程管控; 在生产末端, 部署碳捕集封存等阻断技术(韩冬日等, 2024)。区别于传统末端治理模式下企业仅通过加装烟气处理器、水净化系统等设备实现被动合规, 强制性清洁生产将引领全链条生产经营方式的深度变革, 这必然重塑企业要素配置格局, 对劳动收入份额产生深远影响。一是严格的环境规制有助于优化劳动要素配置结构, 加速绿色技术创新进程, 提升对高技能劳动力的需求, 从而同步提高平均工资与劳动生产率。当工资增速超过生产率增长时, 这将推动劳动收入份额提升。二是系统环境治理的外部压力及绿色声誉的潜在价值促使面临政策约束的企业迫切希望通过 ESG 实践改善企业声誉。在推进 ESG 过程中, 除了环境治理外, 企业还需通过员工持股计划、利润分享等方式提升员工社会保障水平, 从而推动要素收入分配向劳动者倾斜(孟庆斌等, 2019)。

关于劳动收入份额的研究, 现有文献更多聚焦于经济因素对其产生的负面影响, 其中以技术进步视角的探讨最具代表性。技术进步资本偏向性特征使得企业在生产过程中更倾向于使用资本要素, 从而引发资本对劳动的替代效应, 并削弱劳动者的议价能力, 最终导致劳动收入份额下降(蔡跃洲和陈楠, 2019; 钞小静和周文慧, 2021)。这在一定程度上反映了我国经济快速发展过程中, 追求经济效率所带来的分配结构变化。但随着经济向高质量发展阶段转型, 这些传统因素已难以解释劳动收入份额近年来的回升现象, 这也为后续研究留下了拓展空间。近年来, 部分研究开始关注环境规制与劳动收入份额的关联。胡斌红和杨俊青(2020)发现, 环保法规的强化实施使劳动收入份额呈现先降后升的态势, 其中就业技能结构起到关键作用。Xiao 等(2023)的研究表明, 碳排放权交易能显著提升企业劳动收入份额。高蕾等(2024)证实了低碳城市试点政策对企业劳动收入份额的促进作用。这些研究显示, 环境政策在改善劳动收入分配方面具有一定潜力。在清洁生产政策方面, 清洁生产标准规制能够创造就业红利(张彩云等, 2017), 但也会引发成本转嫁效应, 导致企业通过降低工资方式将环境治理成本转嫁给劳动者, 加剧行业内企业间工资不平等(胡浩然等, 2025)。此外, 有研究聚焦于企业层面强制性清洁生产政策的冲击效应。该政策不仅是实现企业减污降碳协同控制的有效工具(Zhang 等, 2023), 也深刻影响企业就业规模与结构配置, 并对人均工资产生积极影响(安梦天和何爱平, 2024)。梳理现有文献可知, 目前聚焦强制性清洁生产政策的研究仅关注其对就业及人均工资的影响, 尚未建立该政策与劳动收入份额的直接逻辑联系; 而在环境规制与劳动收入份额关系的研究中, 所涉环境政策大多是间接影响劳动收入份额, 缺乏对直接作用于企业生产投入决策的环境政策的研究。这为本文探究强制性清洁生产政策对劳动收入份额的影响及其机制提供了空间。

本文在系统梳理强制性清洁生产对劳动收入份额影响机理的基础上, 通过将生态环境部发布的五批次“实施强制性清洁生产审核并通过评估验收的重点企业名单”(以下简称“清洁生产

名单”)与中国工业企业数据库进行匹配,运用多时期双重差分模型,定量评估了强制性清洁生产政策对劳动收入份额的净效应。研究发现,强制性清洁生产能显著提升企业劳动收入份额,该结论在经过安慰剂检验、异质性处理偏误等一系列稳健性检验后依然成立。强制性清洁生产对企业劳动收入份额的影响存在显著异质性,具体表现为因地区人力资本水平和企业融资约束差异而呈现不同效果。机制检验发现,强制性清洁生产通过优化劳动要素配置结构和提升 ESG 水平两条路径,对企业劳动收入份额产生促进作用。拓展性分析发现,该政策有助于提高普通员工的劳动收入份额,对推动企业内部收入分配公平具有积极作用;同时,劳动力市场整合程度的提升能够增强强制性清洁生产对企业劳动收入份额的促进效应。

本文的研究贡献主要体现在:第一,现有研究大多聚焦于低碳城市试点、碳排放权交易等政策对劳动收入份额的影响,这类政策对企业生产经营的作用机制较为间接,进而对劳动收入份额的影响路径较长且较为复杂。与之不同,强制性清洁生产作为我国污染治理模式从末端治理转向全过程治理的强制性环境规制措施,直接针对企业生产排污环节实施规制,其执行将在企业生产经营全链条引发要素配置的深度调整。本文将强制性清洁生产的影响范围拓展至收入分配领域,识别并量化了该政策对劳动收入份额的净效应,为我国在推进生态文明建设进程中同步实现共同富裕目标提供了微观层面的经验证据。第二,现有文献对劳动收入份额影响因素的探讨大多局限于技术进步、产业结构升级等传统经济因素,忽视了环境规制工具的独特传导机制。本文提出,强制性清洁生产在倒逼企业强化 ESG 实践以摆脱环境劣势的过程中,往往伴随社会保障水平的系统性提升,而这一机制对劳动收入份额的促进作用尚未得到充分关注。本文立足强制性清洁生产的独特属性,深入挖掘其潜在作用机制,构建了从全链条环境治理延伸至劳动收入分配关系的新分析框架。此外,针对现有研究中关于劳动要素配置结构升级对劳动收入份额影响方向的争议,本文的机制检验证实,强制性清洁生产促使企业平均工资增速超过劳动生产率增速,由此引致的劳动要素配置结构升级能显著提升企业劳动收入份额,从而为厘清要素结构与收入分配的关系提供了新的证据支撑。

二、政策背景与理论机制

(一)政策背景。随着中国政府对环境保护与可持续发展重视程度的持续提升,环境规制作为矫正市场失灵的有效政策工具,正逐步成为推动经济绿色转型发展的核心动力。现有研究表明,制造业企业生产活动是造成高达 80% 环境污染物排放的主要来源(郑洁和付才辉, 2020)。正因如此,针对企业生产环节直接实施的环境规制措施成为解决环境外部性问题的关键手段。清洁生产致力于减轻生产过程对环境的负面影响,能够从源头预防或减少污染物排放,同时提升企业市场竞争力(Hicks 和 Dietmar, 2007)。其中,强制性清洁生产聚焦污染问题最突出的重点企业,凭借显著的边际减排成效,在整个清洁生产体系中占据关键地位。中国早在 1992 年便开始在指定省份和行业开展清洁生产试点工作。2002 年,《中华人民共和国清洁生产促进法》正式颁布实施,为强制性清洁生产提供了坚实的法律依据。此后,国家发展和改革委员会与原国家环境保护总局相继出台《清洁生产审核暂行办法》(后更名为《清洁生产审核办法》)、《重点企业清洁生产审核程序的规定》以及《关于深入推进重点企业清洁生产的通知》等系列文件,构建起系统完备的强制性清洁生产制度体系。

强制性清洁生产历经多年发展,呈现三大鲜明特征。第一,规制对象精准锁定重污染企业群体,具体涵盖三类企业:超出国家或地方污染物排放标准、未达地方政府污染物总量控制目标的企业,单位产品能耗超行业限额的企业,生产中使用或排放有毒有害物质的企业。第二,实施

手段具有强制性。企业一旦被纳入“清洁生产名单”，须无条件执行强制性清洁生产审核与评估验收程序，且审核结果将纳入企业环境信用评价体系。对于违规企业，相关部门将通过“信用中国”等权威平台公示，以此强化制度的执行力和威慑力。第三，实施内容覆盖全链条。区别于传统末端治理模式仅在污染产生后加装处理设备，强制性清洁生产构建环境治理闭环管理体系（韩冬日等，2024），要求高耗能企业从前端预防、过程控制到末端阻断全流程落实节能降碳，从源头减少污染排放。这些特点有效保障了强制性清洁生产在环境保护方面的实施成效。然而，该政策对劳动收入份额的影响效应仍需深入探究。

（二）理论机制。作为衡量要素收入分配格局的核心指标，劳动收入份额反映劳动要素在企业价值创造中的分配比重。其通常定义为劳动收入占企业增加值的比重，亦可理解为平均工资与劳动生产率的比值。在其他条件不变时，就业规模扩大、平均工资上涨以及资本等其他要素收入减少等因素均有助于提升劳动收入份额（Acemoglu 和 Restrepo, 2018; 白重恩等, 2008; 方明月等, 2022）。作为我国首个针对生产全过程控制的环境规制工具，强制性清洁生产可追溯至《中华人民共和国清洁生产促进法》，在推动企业节能减排、践行可持续发展理念方面具有重要作用。该政策聚焦重点监管企业，要求其在生产全流程中严格落实节能减排措施，势必对相关企业生产经营模式与要素配置产生显著影响。第一，政策具有的强制性与全过程控制特征，有助于优化劳动要素配置结构。一方面，强制性清洁生产将增加企业对高技能劳动力的需求，减少对低技能劳动力的需求，进而通过增强高技能劳动力议价能力与工资溢价效应来提升平均工资水平；另一方面，劳动要素配置结构升级将激励企业加快绿色技术创新，从而促进劳动生产率提升。当强制性清洁生产对平均工资的正向影响超过其对劳动生产率的作用时，劳动收入份额将得以提升。第二，在严格的环境规制下，纳入“清洁生产名单”的企业很可能通过积极推进 ESG 实践，改善企业负面形象，规避处罚并争取政府与公众的绿色资金支持。而企业实现 ESG 目标不仅需着力环境治理，还需关注社会民生与员工福利，切实履行社会责任。当企业通过员工持股计划、利润分享等机制履行社会责任时，要素收入分配将向劳动者倾斜，从而对提升劳动收入份额产生正向叠加效应。基于此，本文提出以下假说：

假说 1：强制性清洁生产有利于促进企业劳动收入份额提升。

在强制性清洁生产政策框架下，企业被要求全链条推进节能减排工作。同时，政府通过明确参与企业范围、细化审核评估要求与程序，并将惩戒机制与企业信用体系深度关联，构建了严密的政策保障体系。这一系列举措能够激发企业优化生产工艺、加速绿色技术革新的内生动力，进而推动劳动要素配置结构优化。具体而言，为适应绿色转型需求，一方面，企业需通过外部人才引进与内部员工培养双轨并行，吸纳和培育具备专业技能的高素质劳动力，由此推动对高技能劳动力需求的持续增长；另一方面，受遵循成本上升导致的生产规模收缩，以及绿色业态升级引发的程式化岗位加速淘汰的影响，低技能劳动力的需求空间将显著压缩。在上述两方面因素共同驱动劳动要素配置结构持续优化的过程中，高技能劳动者因其稀缺性及对绿色创新的高度适配性，通常具备更强议价能力和更高边际报酬率，从而使平均工资水平稳步提升（柏培文和杨志才，2019）。同时，劳动要素配置结构升级通过人力资本积累效应，激励企业加大绿色技术研发投入，提高单位时间产出，进而促进劳动生产率提升（Wu 和 Wang, 2022; Wei 等, 2024）。鉴于劳动收入份额是平均工资与平均劳动生产率的比值，强制性清洁生产对劳动收入份额的具体影响取决于两者增长幅度的相对关系。基于此，本文提出以下假说：

假说 2：当平均工资增长率高于劳动生产率增长率时，强制性清洁生产能够通过优化劳动要素配置结构来促进劳动收入份额提升。

在强制性清洁生产构建的严格环境监管体系中,环境规制的刚性约束不仅使纳入审核名单的企业面临行政处罚压力,更可能因环境违规行为而引发社会公众负面舆情,导致融资渠道受限、市值下跌等连锁反应(方颖和郭俊杰,2018;唐松等,2019)。相比而言,环境绩效突出的企业凭借绿色声誉优势,不仅能获得金融机构的绿色信贷支持,更能在资本市场赢得投资者的价值认同(Ng 和 Rezaee, 2020; 凌润泽等, 2024)。在此情况下,列入“清洁生产名单”的企业极有可能通过强化 ESG 实践来规避环境风险,获取绿色发展收益。ESG 评价体系包含环境治理、公司治理和社会责任三大核心维度,其中社会责任维度特别关注企业对员工权益的保障机制。为提升 ESG 评级中的社会表现指标,企业通常通过员工持股计划、利润共享机制等举措优化收入分配结构。这类制度创新既能通过多元化激励体系来增强对高层次人才的吸引力与留任率,又能通过普惠性收入分配改革来直接提升基层员工收入水平(Kong 等, 2022; 毛其淋和王玥清, 2023),由此形成的“人才虹吸效应”与“收入倍增效应”将推动要素收入分配向劳动者倾斜。从定义看,劳动收入份额是劳动报酬占企业增加值的比重,ESG 引导的收入分配向劳动要素倾斜将直接促进劳动收入份额提升。基于此,本文提出以下假设:

假说 3: 强制性清洁生产能够通过提升企业 ESG 水平来促进劳动收入份额提升。

三、研究设计

(一)模型设定。本文将强制性清洁生产政策实施作为准自然实验,把列入“清洁生产名单”的企业设为处理组,其他企业设为控制组,运用多时期双重差分模型评估该政策对企业劳动收入份额的影响,具体模型设定如下:

$$LS_{it} = \alpha + \beta \times mcpa_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \delta_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 j 和 t 分别表示企业、行业 and 年份;被解释变量 LS_{it} 表示企业 i 在 t 年的劳动收入份额;核心解释变量 $mcpa_{it}$ 表示企业 i 在 t 年是否受强制性清洁生产政策影响,若受影响则取值为 1,否则为 0; X_{it} 表示控制变量; λ_i 、 μ_t 和 δ_{jt} 分别表示企业固定效应、年份固定效应和行业—年份固定效应; ε_{it} 表示随机误差项。

(二)变量定义

1. 被解释变量:企业劳动收入份额(LS_{it})。本文使用劳动报酬占企业增加值的比重来计算企业劳动收入份额,具体计算方法如下:

$$\text{劳动收入份额} = \frac{\text{劳动报酬}}{\text{企业增加值}} = \frac{\text{工资薪酬总额}}{\text{工资薪酬总额} + \text{营业利润} + \text{本年折旧} + \text{利息} + \text{间接税}} \quad (2)$$

其中,间接税包括主营业务产品销售税金及附加、应交增值税以及管理费用中的税金。

2. 核心解释变量:强制性清洁生产($mcpa_{it}$)。 $mcpa_{it}$ 为反映企业 i 在 t 年是否受强制性清洁生产政策影响的虚拟变量。若企业被列入“清洁生产名单”,则视为受到政策冲击,反之则未受影响。^①具体而言,若企业 i 在 t 年进入“清洁生产名单”,则 $mcpa_{it}$ 在当年及后续年份取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量。参考现有研究,本文选取以下控制变量:资本产出比(ky),采用企业固定资产与主营业务产品销售收入 的比值来衡量;企业间接税率($indirecttax$),采用主营业务产品销售收入及税金三者之和与工业增加值的比值来衡量;资产负债

^① 根据政策规定,逾期未完成或验收不合格的企业将被重新纳入后续审核名单。鉴于这些企业的状况与直接受政策影响的企业具有相似性,本文亦将其界定为处理组。

率(*debt*),采用企业负债总额与总资产的比值来衡量;杠杆率(*leverage*),采用企业负债总额与工业增加值的比值来衡量;企业规模(*size*),采用企业主营业务产品销售收入的自然对数来衡量;企业年龄(*age*),采用企业当年年份与开业年份的差值加1后取自然对数来衡量;经济发展水平(*Pergdp*),采用企业所在省份人均GDP的自然对数来衡量;产业结构(*Str*),采用企业所在省份第三产业与第二产业的比值来衡量。

(三)数据说明。本文所用数据主要来自生态环境部发布的五批次“清洁生产名单”与2000—2013年中国工业企业数据库。^①参照现有研究,本文从企业信息重新匹配与识别、异常样本剔除以及行业分类代码统一等方面对样本进行清洗,^②继而将入选“清洁生产名单”的企业与工业企业数据库逐条匹配,最终得到包含441 577条观测值、138 984家企业的非平衡面板数据集。

四、实证结果分析

(一)基准回归分析。为考察强制性清洁生产对企业劳动收入份额的影响,本文首先开展基准回归分析,结果如表1所示。列(1)在引入核心解释变量的基础上仅控制了企业固定效应,*mcpa*的系数在1%水平上显著为正。列(2)—列(4)在列(1)的基础上逐步纳入年份固定效应、行业—年份固定效应以及控制变量,*mcpa*的系数始终显著为正。基准回归结果表明,强制性清洁生产能显著促进企业劳动收入份额提升。

表1 基准回归分析

	<i>LS</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mcpa</i>	0.0274*** (0.0025)	0.0219*** (0.0025)	0.0203*** (0.0026)	0.0070*** (0.0024)
控制变量	未控制	未控制	未控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	控制	控制
行业—年份固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本量	441 576	441 576	441 576	441 419
<i>R</i> ²	0.792	0.793	0.794	0.823

注:括号内为在企业层面聚类处理的稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。若无特别说明,下表同。

(二)平行趋势检验。运用多时期双重差分模型的基本前提是平行趋势假设成立,即政策实施前处理组与对照组应呈现相似的变化轨迹。若两者趋势存在差异,则模型估计结果可能产生偏误,难以准确识别政策的真实效应。本文采用事件分析法构建如下模型进行平行趋势检验:

$$LS_{it} = \alpha + \beta_k \sum_{k=-6}^{k=4} D_{k,t} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \delta_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $D_{k,t}$ 为一组虚拟变量, $k < 0$ 表示政策实施前第 k 年, $k = 0$ 表示政策实施当年, $k > 0$ 表示政策实施后第 k 年。由于政策实施前后的观测值较少,本文将政策实施前7年及之前的相对年份统一设置为-7,将政策实施后第4年及之后的相对年份统一设置为4,以 $k = -7$ 为基期。图1展示了平行趋势检验结果,在政策实施前,处理组与对照组满足平行趋势假设。

① 鉴于企业首次进入“清洁生产名单”的年份为2003年,本文将样本起始年份设定为2000年(即2003年向前回溯三年)。此外,2008—2010年中国工业企业数据库中的工资薪酬数据存在缺失,无法准确获取这三年的劳动收入份额数据。为确保数据完整性与研究严谨性,本文最终选取并匹配2000—2007年以及2011—2013年的工业企业数据作为研究样本。

② 为避免极端值的影响,本文还对工业企业数据库数据进行了1%的缩尾处理。

(三)稳健性检验

1. 安慰剂检验。本文通过随机设定进入“清洁生产名单”的企业、随机分配进入名单时间,并基于模型(1)重复开展1000次回归模拟进行安慰剂检验。结果显示,主要系数估计值集中分布于0附近,且多数 P 值大于0.1。这表明强制性清洁生产对劳动收入份额的促进效应并非源于其他随机因素,从而验证了基准回归结果的稳健性。

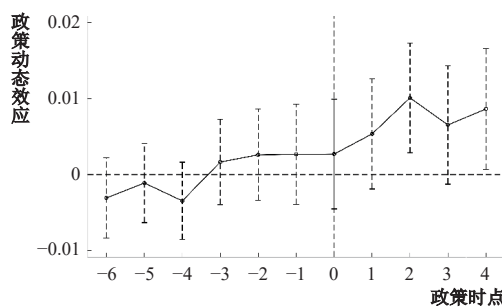


图1 平行趋势检验

2. 排除其他政策干扰。本文排除了可能影响强制性清洁生产与企业劳动收入份额的一些政策冲击。(1)2003年实施的清洁生产标准政策通过制定行业清洁标准强化制度约束,可能与强制性清洁生产形成政策重叠;(2)2007年启动的排污权有偿使用和交易制度试点在部分省份实行污染物排放权定额分配与有偿交易,可能影响企业环保行为;(3)2008年起推行的环境信息披露政策通过舆论与监管压力强化了企业环境责任,可能影响企业参与清洁生产的积极性;(4)1999年实施的“高校扩招”政策显著增加了高技能劳动力供给,可能改变劳动力市场结构与企业薪酬体系;(5)2008年实施的新《劳动合同法》增强了劳动者权益保障,增加了企业用工成本,从而可能引致薪酬结构调整;(6)2009年出台的“限薪令”对国有企业高管收入设限,可能影响企业内部收入分配格局。

为排除同期政策干扰,本文采取以下处理方法:(1)引入清洁生产标准政策虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项($clean$);(2)将排污权有偿使用和交易制度试点政策虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项($deal$)纳入模型;(3)引入环境信息披露政策虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项($disclose$);(4)在模型中加入“高校扩招”政策虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项($N_college$);(5)将新《劳动合同法》政策虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项(law)纳入模型;(6)引入企业所有制形式虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互项($salary$)。由表2结果可知, $mcpa$ 的系数均显著为正,表明在排除同期政策干扰后,强制性清洁生产仍对企业劳动收入份额产生显著影响。

表2 排除其他政策干扰

	LS					
	清洁生产标准	排污权	环境信息披露	“高校扩招”	新《劳动合同法》	“限薪令”
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$mcpa$	0.0071*** (0.0024)	0.0077*** (0.0024)	0.0062*** (0.0024)	0.0073*** (0.0024)	0.0070*** (0.0024)	0.0070*** (0.0024)
$clean$	-0.0011 (0.0018)					
$deal$		-0.0062*** (0.0011)				
$disclose$			0.0228*** (0.0018)			
$N_college$				0.0050*** (0.0013)		

续表 2 排除其他政策干扰

	LS					
	清洁生产标准	排污权	环境信息披露	“高校扩招”	新《劳动合同法》	“限薪令”
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>law</i>					-0.0047*** (0.0010)	
<i>salary</i>						-0.0017 (0.0011)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	441 419	441 419	441 419	419 140	441 419	441 419
<i>R</i> ²	0.823	0.823	0.824	0.824	0.823	0.823

3. 异质性处理效应检验。现有研究表明，采用双重固定效应(TWFE)估计多时期双重差分模型时，可能因处理效应异质性而导致估计结果偏离真实值(Goodman-Bacon, 2021)。为缓解该问题，本文参考 Callaway 和 Sant’Anna(2021)提出的 CSDID 检验方法以规避 TWFE 估计量偏误。表 3 列(1)结果显示，CSDID 估计量的处理趋势与基准回归一致，表明强制性清洁生产有助于提升企业劳动收入份额。此外，本文还采用 Borusyak 等(2021)提出的方法进行估计，结果如列(2)所示，与基准回归结论相符，表明研究结论稳健。

表 3 异质性稳健估计

	Callaway和Sant’Anna(2021)估计	Borusyak等(2021)估计
	(1)	(2)
<i>mcpa</i>	0.0121**(0.0050)	0.0082*** (0.0024)

4. 预期效应检验。为准确评估政策实施的净效应，需要考察企业在强制性清洁生产政策实施前是否已形成劳动收入份额调整的有效预期，即是否存在预期效应。基于此，本文将处理组虚拟变量与政策实施前 1 年的年份虚拟变量的交互项 *predict* 纳入模型(1)进行回归分析。如表 4 列(1)所示，*predict* 的系数较小且不显著，表明预期效应并不存在。

表 4 稳健性检验

	预期效应检验	样本选择问题		更换样本区间
		剔除资源型城市	剔除不合格企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mcpa</i>	0.0073*** (0.0024)	0.0072*** (0.0026)	0.0072*** (0.0024)	0.0064* (0.0036)
<i>predict</i>	0.0028 (0.0027)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	441 419	365 247	440 972	278 388
<i>R</i> ²	0.823	0.823	0.823	0.831

5. 样本选择问题。资源型城市普遍强化环境治理,可能使其更易受强制性清洁生产政策影响,进而导致样本选择问题。为此,本文剔除资源型城市样本以增强结论可靠性。此外,处理组包含政策实施范围内的全部企业(不论是否达标),为确保分析准确性,本文进一步剔除逾期未完成整改或验收未通过的企业。如表 4 列(2)和列(3)所示, *mcpa* 的系数显著为正,表明基准回归结果是稳健的。

6. 更换样本区间。鉴于 2007 年后中国工业企业数据库可能存在数据准确性问题,本文仅保留 2000—2007 年样本进行稳健性检验。如表 4 列(4)所示,核心解释变量的系数显著为正,验证了基准回归结果的稳健性。

7. 其他稳健性检验。(1)针对变量可能存在的序列相关性,本文将标准误分别聚类至省份、省份-年份、城市-年份和行业-年份层面进行检验。(2)除了采用要素收入法外,本文还基于要素成本增加值法重新测算劳动收入份额(*LS1*);此外,为改善变量分布特性,本文进一步对 *LS* 和 *LS1* 进行 Logistic 变换。(3)与普通地级市相比,直辖市和省会城市在经济、政治和生态建设等方面具有显著优势,本文剔除这些城市样本以排除其对估计结果的干扰。上述稳健性检验结果与基准回归保持一致,进一步强化了本文研究结论。

(四)异质性分析

1. 地区人力资本。在企业绿色转型过程中,高素质人才的充足供给是推动劳动力技能升级与组织管理创新协同发展的关键要素(林澜等, 2023; 吴金柯等, 2023)。在人力资本密集地区,企业能够根据经营需求灵活调整劳动要素配置结构,这种要素配置优化机制将增强强制性清洁生产的政策效果。为验证这一推断,本文采用企业所在省份高校在校学生数来衡量地区人力资本水平,并按中位数将样本划分为人力资本水平高、低两组进行回归分析。如表 5 列(1)和列(2)所示,在人力资本水平高的地区,强制性清洁生产对当地企业劳动收入份额的促进作用更加显著。

表 5 异质性分析

	人力资本水平高	人力资本水平低	融资约束程度高	融资约束程度低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mcpa</i>	0.0086*** (0.0031)	0.0009 (0.0051)	0.0048 (0.0033)	0.0101** (0.0041)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	213 125	193 490	193 815	192 583
<i>R</i> ²	0.858	0.835	0.840	0.849

2. 企业融资约束。为考察强制性清洁生产对融资约束程度不同的企业劳动收入份额的异质性影响,本文采用利息支出与固定资产的比值作为融资约束衡量指标,并按该指标中位数对样本进行划分。分组回归结果如表 5 列(3)和列(4)所示,强制性清洁生产对融资约束程度低的企业劳动收入份额的影响更加显著,而对融资约束程度高的企业影响不显著。可能的解释是,面对强制性清洁生产带来的合规压力,融资约束水平低的企业凭借充足的资金流动性,能更加从容地承担生产设备升级、工艺流程改造以及污染治理系统革新所需的高额成本投入。这类企业更有能力将资源配置于高技能劳动力雇佣与 ESG 体系建设,通过优化劳动要素配置结构和提

升企业社会责任水平,实现生产效率与劳动者权益的双重提升,从而显著促进劳动收入份额增长。

(五)机制检验。为验证强制性清洁生产通过优化劳动要素配置结构来提升劳动收入份额的作用机制,本文基于2000—2019年中国A股上市公司数据,^①参照江艇(2022)的研究方法,采用一步法进行机制检验。具体而言,借鉴肖土盛等(2022)的做法,本文从学历和职业类型双维度构建技能员工占比指标来反映劳动力技能结构,分别以高学历员工占比(*Edu*)和高技能员工占比(*Skill*)进行衡量。如表6列(1)和列(2)所示,*mcpa*的系数显著为正,表明强制性清洁生产有助于优化劳动要素配置结构。劳动要素配置结构升级既能提升平均工资水平,又可促进劳动生产率提高。强制性清洁生产对平均工资的提升效应更加显著时将有利于劳动收入份额提升。

然而,当前学术界对劳动要素配置结构升级与劳动收入份额的关系尚未形成一致结论,存在两种截然不同的观点。因此,本文探讨的劳动要素配置结构升级对劳动收入份额的影响,特别是强制性清洁生产对平均工资与劳动生产率的影响相对大小,仍需进一步验证。本文进一步考察了强制性清洁生产实施后平均工资和劳动生产率的变化情况。具体而言,本文采用工资总额与职工人数之比来衡量平均工资,以企业增加值与职工人数之比来表示劳动生产率,并分别通过平均工资增长率(*R_wage*)、劳动生产率增长率(*R_LP*)以及两者差值(*Dis*)进行检验。如表6列(3)至列(5)所示,*mcpa*的系数均显著为正,表明强制性清洁生产在提升平均工资的同时,也显著提高了劳动生产率,且其对平均工资的促进作用更加显著,从而促进劳动收入份额提升。

表6 劳动要素配置结构

	<i>Edu</i>	<i>Skill</i>	<i>R_wage</i>	<i>R_LP</i>	<i>Dis</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>mcpa</i>	0.0906** (0.0451)	0.1691*** (0.0556)	0.9434*** (0.1545)	0.7255*** (0.1493)	0.2179** (0.1053)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	23 123	21 650	7 695	7 695	7 695
<i>R</i> ²	0.241	0.899	0.053	0.064	0.062

在探究强制性清洁生产通过提升企业ESG水平来促进企业劳动收入份额提升的作用机制时,本文选取华证ESG评级(*ESG*)作为企业ESG水平的代理变量。如表7列(1)所示,核心解释变量的系数显著为正,表明强制性清洁生产政策能够有效提升企业ESG水平。为深入剖析两者关系,本文进一步聚焦ESG框架各分项维度,探究强制性清洁生产与环境保护水平(*ESG_E*)、社会责任水平(*ESG_S*)和公司治理水平(*ESG_G*)的关系。列(2)和列(3)中核心解释变量的系数均显著为正;列(4)中的系数虽未通过显著性检验,但系数符号与理论预期一致。这表明该政策在提升企业环境保护水平的同时,对企业社会责任水平提升具有溢出效应。鉴于企业常通过实施员工持股计划、构建利润共享机制等方式优化内部劳资分配结构,而企业社会责任水平的提升将有助于提升劳动收入份额。

^① 为避免公共卫生事件对研究结果的影响,本文将样本截止期限设定为2019年。控制变量包括企业年龄(*age*)、企业规模(*size*)、资本产出比(*ky*)、资产负债率(*debate*)、产权性质(*nature*)、董监高是否具有金融背景(*background*)、经济发展水平(*Pergdp*)以及产业结构(*Str*)。

表 7 企业 ESG 水平

	ESG	ESG_E	ESG_S	ESG_G
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mcpa</i>	0.4000*** (0.0695)	0.3426*** (0.0781)	0.6575*** (0.0969)	0.0664 (0.0907)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	24 628	24 628	24 628	24 628
R^2	0.553	0.643	0.664	0.517

五、拓展性分析

如前文所述, 强制性清洁生产政策在引导企业践行绿色生产的同时, 对提升劳动收入份额具有显著作用。这引申出两个值得深入探讨的问题: 第一, 劳动者群体通常分为普通员工与高管两类, 劳动收入份额相应地可细分为普通员工劳动收入份额与高管劳动收入份额(施新政等, 2019)。在企业运营架构中, 不同层级员工的角色定位与职能各异, 发挥的作用也有所不同。那么, 强制性清洁生产政策的资源重新配置效应是否会对普通员工与高管的劳动收入份额产生差异化影响? 第二, 强制性清洁生产所激发的绿色技术创新促使企业增加对高技能劳动力的需求并挤出低技能劳动力, 推动劳动要素配置结构转型升级, 这是劳动收入份额上升的主要来源。然而, 在劳动力市场分割严重的地区, 劳动力要素的流动性阻滞会产生双重抑制效应: 一方面, 市场分割导致的技能错配会阻碍高技能劳动力向绿色转型企业的有效配置; 另一方面, 这种流动性约束使企业难以通过劳动要素配置结构升级来抵消环境规制成本压力, 最终导致绿色技术创新对劳动收入份额的提升效应呈现边际递减特征。那么, 在加快建设全国统一大市场的背景下, 劳动力流动性的提升能否通过缓解技能错配和分摊环境成本, 强化清洁生产政策对劳动收入份额的正向影响? 这些问题不仅可为企业平衡政策实施中的短期利益与长期战略提供启示, 也能为政府权衡经济效益与社会公平提供决策参考。

(一) 收入分配公平。提升普通员工的劳动收入比例有助于缩小贫富差距, 增强居民消费能力, 从而为经济良性循环注入强劲动力(江轩宇等, 2023)。为考察强制性清洁生产对不同收入主体间劳动收入分配的影响, 本文将劳动收入份额拆分为高管劳动收入份额(*MLS*)和普通员工劳动收入份额(*LIS*)。表 8 列(1)以 *MLS* 为被解释变量, *mcpa* 的系数不显著; 列(2)以 *LIS* 为被解释变量, *mcpa* 的系数显著为正。这表明强制性清洁生产显著提升了普通员工的劳动收入份额, 但对高管劳动收入份额的影响有限。进一步地, 参考孔东民等(2017)的研究, 本文采用高管平均薪酬与员工平均薪酬的比值来衡量企业内部薪酬差距(*Gap*)。列(3)中 *mcpa* 的系数显著为负, 进一步证明强制性清洁生产有助于促进普通员工议价能力提升, 缩小企业内部薪酬差距。

(二) 劳动力流动。为检验劳动力流动程度提升是否在强制性清洁生产政策实施过程中促进劳动收入份额提升, 本文选取城市工资基尼系数作为地区劳动力市场分割程度(*Index*)的代理变量,^①并引入强制性清洁生产与地区劳动力市场分割程度的交互项(*mcpa*×*Index*)。如表 8 列(4)所示, 交互项系数显著为正, 表明在劳动力市场分割程度较低、劳动力流动性较强的地区, 强制性清洁生产政策能更有效地促进企业劳动要素优化配置, 从而显著提升企业劳动收入份额。

① 本文采用“1-城市工资基尼系数”来测度劳动力市场分割程度, 其数值越大, 意味着市场分割程度越低, 劳动力流动性越强。

表 8 拓展性分析

	<i>MLS</i>	<i>LIS</i>	<i>Gap</i>	<i>LS</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mcpa</i>	-0.0005(0.0006)	0.0120**(0.0058)	-0.7818**(0.3665)	-0.0616*** (0.0237)
<i>Index</i>				0.0103(0.0097)
<i>mcpa</i> × <i>Index</i>				0.1011*** (0.0356)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	31 355	31 355	31 377	441 419
<i>R</i> ²	0.103	0.735	0.574	0.823

六、结论与政策启示

本文在探讨强制性清洁生产对企业劳动收入份额影响机制的基础上，基于生态环境部 2003—2012 年发布的五批次“清洁生产名单”，将其与中国工业企业数据库匹配，运用多时期双重差分模型识别了该政策对企业劳动收入份额的净效应。结果显示，强制性清洁生产能显著提升企业劳动收入份额，该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。政策效应呈现显著异质性：在地区层面，人力资本水平高的地区实施该政策更利于提升企业劳动收入份额；在企业层面，融资约束程度低的企业中政策促进效果更加明显。机制检验揭示，强制性清洁生产通过优化劳动要素配置结构和提升 ESG 水平产生积极影响。拓展性分析显示，该政策促进普通员工议价能力提升，有助于缩小企业内部薪酬差距，推动收入公平分配；此外，提高劳动力市场整合程度能够强化政策效果。这些发现为深化环境治理与优化收入分配格局提供了重要的政策启示。

第一，着力强化强制性清洁生产执行效能，有序扩大政策覆盖范围。建议中央及地方环保部门加大政策推广力度，推动其从传统高污染行业逐步延伸至其他行业，全面释放清洁生产潜力，加速产业结构绿色转型。同时，完善配套法规体系，明晰责任主体，细化执行标准，加大监管力度，保障政策实施的规范性与有效性，为企业可持续发展和劳动者权益保障提供坚实支撑。

第二，立足地区与企业异质性特征，优化强制性清洁生产实施路径。建议政府为融资约束程度高的企业提供专项低息贷款、绿色信贷担保等定向融资支持，设立技术改造基金资助设备购置与员工培训，并实施分阶段合规要求以缓解转型压力。针对人力资本薄弱的地区，通过政企合作开展清洁生产技术培训，推动职业院校开设绿色技能课程等校企合作项目，配套人才引进激励政策，系统提升当地技术适配能力，确保政策有效实施与劳动收入份额提升。

第三，完善政策保障体系，促进环保与经济协同发展。建议政府建立绿色技能认证体系，引导企业向高技能岗位转型；实施清洁生产技术创新奖励计划，鼓励企业研发应用新技术、新工艺，提升资源利用效率，降低生产成本。同时，构建清洁生产与劳动收入份额联动的 ESG 评价体系，对达标企业给予融资便利和税收优惠，并要求企业披露环境投入与员工福利改善的关联数据，实现企业绿色转型与收入分配改善的协同共进。

主要参考文献：

[1]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[J]. 财贸经济, 2024, (1): 124-140.

- [2]白重恩, 钱震杰, 武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J]. 经济研究, 2008, (8): 16–28.
- [3]柏培文, 杨志才. 劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响[J]. 管理世界, 2019, (5): 78–91.
- [4]蔡跃洲, 陈楠. 新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (5): 3–22.
- [5]方明月, 林佳妮, 聂辉华. 数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国 A 股上市公司的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (11): 50–70.
- [6]方颖, 郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究, 2018, (10): 158–174.
- [7]何小钢, 朱国悦, 冯大威. 工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据[J]. 中国工业经济, 2023, (4): 98–116.
- [8]胡浩然, 施炳展, 宋颜群. 实施清洁生产行业标准扩大了企业间工资不平等[J]. 经济学(季刊), 2025, (1): 155–172.
- [9]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.
- [10]孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017, (10): 144–157.
- [11]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[J]. 经济研究, 2023, (7): 86–103.
- [12]林澜, 武力超, 余泳泽. 外商直接投资赋能企业绿色技术创新: 产业关联与知识流动[J]. 商业经济与管理, 2023, (5): 61–78.
- [13]凌润泽, 潘爱玲, 张国珍. 绿色并购与重污染企业创新投资——基于合法性视角的分析[J]. 商业经济与管理, 2024, (5): 55–67.
- [14]孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗?——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界, 2019, (11): 209–228.
- [15]施新政, 高文静, 陆瑶, 等. 资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据[J]. 经济研究, 2019, (12): 21–37.
- [16]唐松, 施文, 孙安其. 环境污染曝光与公司价值——理论机制与实证检验[J]. 金融研究, 2019, (8): 133–150.
- [17]托马斯·皮凯蒂. 21 世纪资本论[M]. 巴曙松, 陈剑, 余江, 等译. 北京: 中信出版社, 2014.
- [18]肖土盛, 董启琛, 张明昂, 等. 竞争政策与企业劳动收入份额——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 中国工业经济, 2023, (4): 117–135.
- [19]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, (12): 220–235.
- [20]易苗, 刘朋春, 郭白滢. 机器人应用、企业规模分化与劳动收入份额[J]. 世界经济, 2024, (6): 176–200.
- [21]张彩云, 王勇, 李雅楠. 生产过程绿色化能促进就业吗——来自清洁生产标准的证据[J]. 财贸经济, 2017, (3): 131–146.
- [22]张小筠, 刘戒骄. 新中国 70 年环境规制政策变迁与取向观察[J]. 改革, 2019, (10): 16–25.
- [23]郑浩天, 靳卫东. 数字经济发展与劳动收入份额变动——兼论数字技术进步的“生产率悖论”[J]. 经济评论, 2024, (1): 90–104.
- [24]郑洁, 付才辉. 企业自生能力与环境污染: 新结构经济学视角[J]. 经济评论, 2020, (1): 49–70.
- [25]Acemoglu D, Restrepo P. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488–1542.
- [26]Hicks C, Dietmar R. Improving cleaner production through the application of environmental management tools in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2007, 15(5): 395–408.
- [27]Kong X W, Jiang F, Zhu L. Business strategy, corporate social responsibility, and within-firm pay gap[J]. Economic Modelling, 2022, 106: 105703.
- [28]Ng A C, Rezaee Z. Business sustainability factors and stock price informativeness[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 64: 101688.

- [29]Wei X H, Jiang F, Su Y Q. More green, less labor gains? Green factory and labor income share in China[J]. *Energy Economics*, 2024, 133: 107481.
- [30]Wu Q Y, Wang Y Y. How does carbon emission price stimulate enterprises' total factor productivity? Insights from China's emission trading scheme pilots[J]. *Energy Economics*, 2022, 109: 105990.
- [31]Xiao D, Yu F, Guo C H. The impact of China's pilot carbon ETS on the labor income share: Based on an empirical method of combining PSM with staggered DID[J]. *Energy Economics*, 2023, 124: 106770.
- [32]Zhang B B, Wang N, Yan Z J, et al. Does a mandatory cleaner production audit have a synergistic effect on reducing pollution and carbon emissions?[J]. *Energy Policy*, 2023, 182: 113766.

The Factor Income Distribution Effect of Green Transition: Evidence from Mandatory Cleaner Production

Zhang Bingbing^{1,2}, Zhang Xiaowei¹, Cao Lijuan¹

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210000, China; 2. Institute of Resources Environment and Development, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210000, China)

Summary: Promoting common prosperity is a core goal of the Chinese path to modernization, and the improvement of labor income share holds great significance. Environmental regulations aim to achieve a win-win situation for both ecological protection and sustainable development. Against this backdrop, a question worth exploring in depth is whether environmental regulations are conducive to safeguarding the interests of workers and thus serve as a key factor in explaining the rebound of labor income share? Specifically, the Mandatory Cleaner Production Audits (MCPA), as a means of full-chain environmental governance, requires enterprises to implement energy-saving and emission-reduction measures across all stages of production. This transformation will undoubtedly reshape the allocation mode and efficiency of production factors in enterprises, and have a profound impact on labor income share.

This paper leverages five batches of the list of key enterprises implementing MCPA and passing it released by the Ministry of Ecology and Environment. Matching the list with the China Industrial Enterprise Database, it employs a multi-period DID model to investigate the impact of MCPA on the labor income share of enterprises. The results demonstrate that MCPA significantly promotes the increase in labor income share, and this impact exhibits significant heterogeneity depending on regional human capital levels and corporate financing constraints. Mechanism testing reveals that MCPA positively affects labor income share by optimizing the labor factor allocation structure and enhancing ESG performance. Further extended analysis finds that MCPA increases the labor income share of ordinary employees, contributing to greater internal income distribution fairness. Moreover, promoting labor market integration strengthens the positive effect of MCPA on labor income share.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, it innovatively expands the scope of the impact of MCPA to the field of income distribution, identifies and quantifies its net effect on labor income share, and provides micro-level empirical evidence for China to actively promote the construction of ecological civilization and achieve the goal of common prosperity simultaneously. Second, it focuses on the uniqueness of mandatory clean production, delves into its underlying mechanisms, and constructs a new analytical paradigm that extends from full-chain environmental governance to labor income distribution relationships.

Key words: mandatory cleaner production; labor income share; labor factor allocation structure; ESG; income distribution fairness

(责任编辑 康健)