

绿色的代价：环境规制与企业劳动收入占比

汪 阳, 王禹诺

(中共厦门市委党校 经济学教研部, 福建 厦门 361027)

[摘要] 本研究利用2015年实施的新《环保法》这一自然实验构建了双重差分模型(DID),以2011—2020年中国沪深上市的A股工业企业为研究对象,考察了严苛的环境规制手段对企业劳动收入占比的影响。结果表明,新《环保法》会显著降低重污染企业的劳动收入占比,这一结果通过了一系列稳健性检验。机制分析表明,企业劳动收入占比的下降主要来源于外部融资的减少和对劳动者平均工资的挤压,前者迫使企业倾向于通过内源融资减轻经营压力,从而减少对劳动者利益的分配,后者则通过直接降低对劳动者平均工资的支出,减少经营成本,且这种降低是针对全体员工,企业内部薪酬差距并未出现明显变化。异质性分析表明,在盈利能力和劳动密集度较高的企业中,由于劳动议价能力较低,劳动收入占比受到负面影响更为显著。同时,在污染水平较低地区和规模较大企业中,劳动收入占比的下降同样更为显著。

[关键词] 新《环保法》;环境规制;劳动收入占比

[中图分类号] F 812.42; F 244

[文献标识码] A

[文章编号] 1008-889X (2025) 03-0052-14

一、引言

环境规制作为处理环境污染负外部性的有效手段,已在各国的环境治理实践中得到广泛应用^[1]。合理的环境规制政策可以通过限制企业的污染排放行为,直接地改善环境质量,降低相关疾病的发病率和死亡率^[2],并通过经济激励导向机制,间接地提升企业劳动生产率和创新能力,并减少城市碳排放^[3-5]。但是,随着环境规制强度的提升,日益高昂的治理成本也可能会增加企业的生产经营成本,进而迫使企业减少产出和削减投入,最终对社会经济的持续性发展产生不利影响。因此,如何平衡环境治理与经济发展目标,一直是中国环境规制政策制定中的难点之一。

分析环境规制带来的成本问题,是平衡环境治理与经济发展目标的决策关键。随着中国对生态环境保护的日益重视,不断提高的环境规制强度驱使本研究思考:相比之前,更为严苛的环境规制手段会通过成本的激增,反过来影响经济发展目标的实现吗?企业作为重要的微观经济主

体,通常承担着各类经济政策变动所带来的社会福利损失,因此,考察环境规制的成本问题必须从微观企业入手。但目前学术界的相关研究还较少,且多围绕企业劳动力需求的变动展开^[6-7]。Liu等利用中国空气污染治理重点城市政策这一自然实验,探讨了环境规制手段所带来的社会成本问题,并发现以企业劳动需求减少为表征的社会福利损失,主要由低技能劳动者承担^[1]。但需要指出的是,企业劳动需求减少只是环境规制所带来的成本问题的一个方面,未能体现劳动者福利损失的全貌。而作为以工资(包括福利)形式向劳动者支付的国民收入,劳动收入的多少直接决定了全体居民生活水平、收入不平等程度、消费需求等指标变化的现实基础^[8]。特别是,微观企业层面的劳动收入占比(即从要素收入分配视角考察的劳动要素收入所占企业总收入的比重)更能直观地反映出劳动者在企业发展中所能分享到“蛋糕”的大小。因此,严苛的环境规制手段对企业劳动收入占比的影响是最值得关注的方面之一。

但是,现有文献多从企业经营绩效、全要素

[收稿日期] 2024-09-27

[基金项目] 福建省社会科学基金(博士扶持项目)“撤县设区对城市经济韧性的影响研究”(FJ2023BF077)

[作者简介] 汪阳(1990—),男,安徽寿县人,讲师,博士,主要从事区域经济、绿色经济研究。

生产率等方面探讨了环境规制手段对企业所带来的负面影响, 而忽略了对劳动收入占比影响的研究。部分研究分析了环境治理对劳动收入占比的非线性影响^[9-10]。但上述研究均缺乏来自微观企业数据层面的实证支持。本研究以此为切入点, 探讨严苛的环境规制手段对企业劳动收入占比的影响。通过对上述问题的解答将有助于理解中国环境规制政策的实施情况, 以便能够进行更好的政策影响评估。

2015年1月1日, 修订后的《中华人民共和国环境保护法》(以下简称“新《环保法》”)正式实施。这一被誉为“史上最严厉”的新《环保法》为本研究回答上述问题提供了可能。相比于市场型环境规制手段, 以新《环保法》为代表的命令型环境规制手段可能会为企业带来更高的减排达标成本^[11], 但也能够更为迅速地减轻日益恶化的环境污染压力, 加之彼时的社会主义市场经济建设尚不完善, 因此, 继续沿用命令型环境规制手段获得决策部门的青睐和应用。从理论上来看, 为了遵守更严格的环境法规, 高污染企业必须改变生产流程或安装减排设备, 以减少污染排放, 而这又会影响到企业内部的污染控制策略, 即企业可能会将由此产生的环境治理成本向内部转移, 从而产生环境规制所带来的成本问题。

鉴于此, 本研究从微观企业层面, 利用新《环保法》实施这一准自然实验, 分析其对企业劳动收入占比的影响, 以便评估严苛的环境规制所需要付出的社会成本。具体来说, 本研究将2011—2020年中国沪深A股上市的重污染企业作为处理组, 非重污染企业作为控制组, 采用DID模型(Difference-in-Differences Model 双重差分模型)构建新《环保法》对上市工业企业劳动收入占比影响的准自然实验框架。本研究通过考察企业劳动收入占比的变动情况, 发现新《环保法》的颁布, 在短期内会大大降低企业劳动收入占比, 这一结果通过一系列稳健性检验。机制分析表明, 企业劳动收入占比的下降主要来源于内源融资效应和平均工资效应: 前者表明, 迫于融资约束压力, 重污染企业为维持正常运转, 会倾向于把大部分利润用于内部资本积累, 通过内源融资的方式减轻融资约束压力, 这必然

会导致对劳动者利益分配的减少; 后者则通过直接降低对劳动者平均工资的支出, 减少经营成本以缓解企业运营压力, 且这种下降是整体员工的下降, 内部薪酬差距并未出现明显变化。异质性分析表明, 盈利能力强和劳动密集型企业的劳动收入占比下降得更为显著。这意味着, 相比于市场型环境规制手段, 命令型环境规制手段可能很难如愿达到企业经营与环境治理双目标的同时实现。

本研究的边际贡献主要有以下几点: (1) 研究视角及对象的创新。与以往文献不同, 本研究基于微观企业的数据, 从劳动收入占比的视角探讨了严苛的环境规制手段所带来的社会成本。同时, 与本研究视角较为相似的文献是韩晓祎等^[11], 但其所探讨的是2018年颁布的《中华人民共和国环境保护税法》这一市场型环境规制手段所带来的影响, 而本研究所探讨的是2015年施行的新《环保法》这一命令控制型环境规制手段所带来的影响。本研究的探讨完善了对不同类型环境规制手段的政策效应评估。(2) 丰富了既往对严苛环境规制手段产生的负面影响的研究。在既往的研究中, 多基于“波特假说”理论和环境治理的“双重红利”理论, 强调了环境规制对环境保护和企业创新的正向促进作用, 而鲜有研究从环境规制强度的角度, 考虑严苛的环境规制手段对经济社会发展所起到的“负面”效应。(3) 提供了解释劳动收入占比下降的新视角。近年来, 由于劳动收入占比对社会稳定、收入分配、消费需求等方面的重要影响, 其U型变动的趋势已成为社会广泛关注的热点之一。本研究从严苛的环境规制影响企业内部环境治理成本转移的视角, 为企业劳动收入占比的下降提供了一个新的视角。

二、制度背景与机制分析

(一) 制度背景

2014年4月24日, 新《环保法》经第十二届全国人民代表大会常务委员会第八次会议审议通过, 于2015年1月1日正式实施。不同于能够任意转嫁成本的市场型环境规制手段, 以新《环保法》为代表的命令控制型环境规制手段,

其初衷旨在通过严格的行政命令,在短期内快速实现环保目标,正如习近平总书记所指出的:“只有实行最严格的制度、最严密的法治,才能为生态文明建设提供可靠保障。”^[12]因此,新《环保法》的颁布实施有一定的现实需求。改革开放以来,中国在经历了经济的高速发展之后,开始面临严峻的环境污染问题。2014年3月14日,国家环保部发布首个全国性大规模调查,结果显示,中国有2.8亿居民使用不安全饮用水。《全球环境绩效指数报告》历年的数据显示,“十一五”期间,在参评的近150个国家或地区中,中国环境绩效指数的排名在第90~130位区间^[13]。对保护和改善环境的迫切需求,促使决策部门制定颁布了以命令控制型为特点的新《环保法》。

相比之前,新《环保法》克服了原环保法在舆论监督、政府责任、处罚力度、信息公开等方面的不足,明确了各类市场主体的法律责任,强化了以下几个问题:(1)正式提出“信息公开、公众参与”,强调一切单位和个人都有保护环境的义务,要求全社会要形成法律知识宣讲和违法行为舆论监督的氛围。(2)增强政府问责机制,明确各级政府的职能部门在环境治理和监管中的权力和义务,并正式提出将环境保护目标完成情况纳入政绩考核内容,作为考核评价的重要依据,并接受社会的监督。(3)强化对违法行为的处罚力度。对违法排放污染物的企业进行罚款并责令改正,若拒不改正则对违法企业责令改正之日的次日起,按照原处罚数额按日连续处罚,并同时直接责任人处以拘留等行政处罚。(4)要求政府和企业均要定期依法公布环境质量、污染物排放和减排设施建设等相关环境信息,并由社会舆论进行监督。

值得注意的是,严格的规制手段与企业行为之间并非简单的“压力-响应”关系,在复杂背景之下,理论上应遵循的“谁污染,谁治理,谁承担成本”原则可能将会被打破。在行业竞争压力及企业生存压力陡增之下,重污染企业可能会通过各种方式将环境治理成本转嫁出去,从而演变成政策成本由全社会买单的政策执行困境,无形中提高了政策执行成本,这显然违背了政策制定初衷,也违背了习近平生态文明思想的

核心内涵。因此,在社会及学界均不断强调环境规制手段对环境治理和经济增长分别具有“正向效应”的背景之下,准确识别出环境规制手段可能存在的“负面效应”以及企业应对路径,可以在完善政策制定机制、提升政策人文关怀、呵护企业成长等方面提供更为丰富的决策参考。所以,本研究以新《环保法》实施为契机,试图探讨命令型环境规制手段可能存在的负面政策效果。

(二) 机制分析

根据新《环保法》的变动特征,可以明显发现重污染企业的违法成本大幅上升,同时由于政府部门和银行部门的被监管压力骤增,重污染企业作为环境保护政策执行的最终落脚点,将面临更大的融资约束压力和经营压力。一方面,考虑到重污染企业未来的经营压力情况,银行部门必然会对相关企业的信贷进行收紧,而信贷资金来源的紧缺,又会加剧企业持续经营的压力^[14];另一方面,来自政府部门的监管压力将迫使重污染企业增加环保投资,通过加强减排设施的建设来降低排放物的浓度^[1],而这部分支出又将进一步加剧企业的经营压力。此时,高企的经营压力将迫使重污染企业寻找新的资金来源或减少原有的运营成本,而这最终均将通过下述的内源融资效应和平均工资效应,影响到企业的劳动收入占比。

1. 内源融资效应。通常,企业的融资方式大致可以分为2种:(1)内源融资,主要表现为企业的留存收益,也就是税后收入减去对投资者支付的剩余。(2)外源融资,即通过一定方式向企业之外的其他经济主体筹集资金,它进一步又可以分为债务融资和股权融资^[15]。由于目前中国金融体制以主银行制为核心,绝大多数企业主要从外部的银行系统获取融资,以维持企业的生产连续性^[16]。而随着新《环保法》的正式实施,对重污染企业的处罚和监管力度逐步加大,与此同时,来自政府对绿色信贷政策的倡导力度以及公众、社会对重污染企业的舆论监督强度也在不断增强。为避免出现不可控的额外损失,众多商业银行对重污染企业的贷款做出了更为严格的规范要求,这种信贷收紧的行为提高了企业获得外部资金的成本,削减了原有的外部融资来源渠道。当面临外部融资渠道受阻的情况

下, 企业为进行正常的再生产, 将会考虑通过利润留成的方式进行内源融资^[17]。此时, 相比之前, 企业利润的大部分将被用于企业内部资本积累, 而不再用于企业内部的员工薪酬支付。这种在融资约束压力下的“对内索取”行为的存在, 将直接导致企业劳动收入占比的下降。

2. 平均工资效应。在企业生产运营过程中, 营运资本作为企业流动资产的净头寸, 主要用于支付工人工资、销售支出等^[16]。当企业受到融资约束时, 企业将难以获取用于维持日常经营活动的营运资金, 此时的企业更倾向于通过减少劳动力雇佣或者降低工资来缓解营运资金的削减。这意味着, 随着环境规制强度的提升, 与之相伴的融资约束, 将会导致重污染企业劳动收入占比的下降。而从企业生产要素获得的角度来说, 调整劳动要素的需求所需花费的成本相对较少, 即在劳动力市场供应充足的情况下, 企业更愿意通过削减劳动力需求和平均工资来应对融资约束加强所带来的负面影响^[11]。且在要素市场化配置尚未完善的情况下, 劳动要素很难充分地在不同行业或地区进行流动。这将会进一步加剧企业对劳动要素需求的调整行为。最终, 重污染企业的劳动收入占比将不可避免地出现下降趋势。

综上, 严苛的环境规制手段对重污染企业劳动收入占比的影响机制见图1。

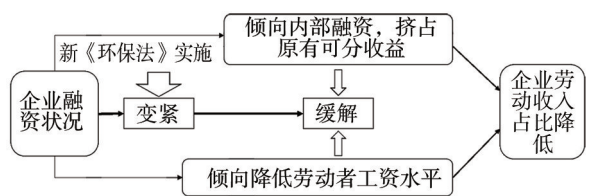


图1 机制分析示意图

三、研究设计

(一) 样本选取和数据来源

本研究以2011—2020年所有在A股上市的中国工业企业为研究对象。为确保样本数据的合理性与有效性, 按照惯例, 使用以下标准对样本

进行选取: (1) 剔除样本期内ST、*ST企业。(2) 剔除相关数据缺失严重的样本。(3) 剔除资产负债率小于0和大于1的样本。(4) 剔除2015年以后新上市样本。其中, 样本企业的财务数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR), 其他数据来源于各地统计年鉴。本研究对主要连续型变量进行了1%的双侧分位数缩尾处理。最终, 本研究共获得一套包含1458家上市企业2011—2020年约14091个观测值的非平衡面板数据。

(二) 识别策略

为探讨严苛的环境规制手段对企业劳动收入占比的影响, 本研究基于双重差分模型(DID)构建如下模型:

$$L_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 P_{2015} \times T_{ij} + \beta_2 C_{ijt} + \theta_i + \delta_t + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \tag{1}$$

其中, 下标*i*、*j*、*t*分别表示样本企业、行业、年份; *L*表示企业劳动收入占比, 参考李文静等^[18]的做法, 本研究将其定义为(应付职工薪酬总额变化值+支付给职工以及为职工支付的现金-高管薪酬总额)/企业总营业收入。同时, 本研究使用未减去高管薪酬总额的劳动收入占比(*U*)作为被解释变量, 进行回归, 以佐证基准回归结果。因为新《环保法》正式实施时间起点为2015年1月1日, 所以本研究将*P*₂₀₁₅表示政策冲击是否发生的虚拟变量, 在政策发生及之后取值为1, 反之则取值为0。另外, 新《环保法》对重污染工业企业的处罚力度相较于非重污染工业企业更大, 因此, 本研究参考王丽萍等^[19]的研究, 将重污染工业企业设定为实验组, 非重污染工业企业设定为控制组^①。*T*表示样本企业是否处于实验组的虚拟变量, 根据前述标准, 是取值为1, 反之则取值为0, 最终获得实验组样本企业695个, 控制组样本企业763个; *P*₂₀₁₅ × *T*_{*ij*}为关键变量, 其系数β₁为本研究所关心的关键参数, 若显著为负, 则表示严苛的环境规制手段会对企业劳动收入占比产生负面影响; α₀为截距项; ε_{*ijt*}为随机误差项。θ_{*i*}为企业

① 具体地, 将行业代码为B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C30、C31、C32、C33、D44的17个行业作为重污染行业, 将行业代码为C20、C21、C24、C33、C34、C35、C36、C37、C38、C39、C40、C41等12个行业作为非重污染行业, 具体涉及木材、家具、电子、机械、设备、仪表以及其他制造业等。

个体固定效应； δ_i 为时间固定效应，通过控制时变因素缓解其对实证结果的影响； γ_j 为行业层面固定效应，通过控制不可观测的行业层面非时变因素，用以缓解可能存在的行业异质性对实证结果的影响； C_{ijt} 为企业层面的控制变量，本研究选取了资产负债率、企业规模（使用资产总额的对数衡量）、总资产净利润率（使用净利润与资产总额之比衡量）、独立董事占比、股权集中度（使用第一大股东持股数量占总股本比重

衡量）、劳动密度（使用员工人数与资产总额之比衡量）、现金流（使用经营活动产生的净现金流与资产总额之比衡量）7 个控制变量。此外，为解决潜在的异方差和序列相关问题，本研究将所有多期面板回归中的标准误聚类到企业个体层面。

（三）统计性描述

本研究所使用的主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>L</i>	劳动收入占比(%)	14 091	12.378	7.310	4.950	39.302
<i>S</i>	SA 指数	14 091	-3.780	0.264	-5.284	-2.126
<i>F</i>	FC 指数	14 091	0.460	0.292	0	0.995
<i>W</i>	WW 指数	14 091	-1.031	0.272	-24.345	-0.581
<i>E</i>	内部留存收益变化量与总资产之比	14 091	0.148	0.236	0.012	0.564
<i>H</i>	企业期末现金及现金等价物余额与总资产之比	14 091	0.153	0.125	0.011	0.621
<i>M</i>	工人平均工资(万元)	14 091	10.715	5.742	3.283	36.711

表 2 基准回归结果^①

变量	(1) <i>U</i>	(2) <i>L</i>	(3) <i>L</i>
交互项	-0.616 *** (-2.591)	-0.751 *** (-3.230)	-0.761 *** (-3.515)
控制变量	否	否	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
常数项	12.767 *** (182.127)	12.599 *** (184.010)	31.223 *** (5.702)
观测值	14 091	14 091	14 091
<i>R</i> ²	0.733	0.732	0.777

四、基准结果及分析

（一）基准结果

基准回归结果见表 2。其中，第（1）列、第（2）列均未加入控制变量，分别使用 *U* 和 *L* 这 2 类劳动收入占比统计口径作为被解释变量，并同时控制了企业固定效应、年份固定效应、行业固定效应；第（3）列在第（2）列的基础上进一步加入了控制变量。可以看出，各列交互项系数都显著为负，这表明，新《环保法》的实施的确降低了劳动收入占比。严苛的环境规制手段，在试图抵达既定的环保目标的同时，也会对企业劳动者的利益产生负向影响，进一步加剧劳动者与资本所有者之间的利益差距。

① ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为 t 值,标准误经公司层面聚类调整。下表同。

(二) 平行趋势检验

使用双重差分模型的重要前提条件之一是平行趋势假设，即要求实验组和对照组在事件发生之前无系统性差异。在新《环保法》实施之前，实验组和对照组中样本企业的劳动收入占比具有类似的时间趋势。如果共同趋势的要求无法满足，那么政策实施之前的趋势差异将会导致基准估计结果的偏差。为此，本研究将基准回归方程改为公式（2），以2014年为基期，检验实验组和对照组的劳动收入占比在新《环保法》实施前是否具有平行趋势。

$$L_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{k=2011}^{2020} \beta_k D_k \times T_{ijt} + \beta_2 C_{ijt} + \theta_i + \delta_t + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

在此，本研究将基准回归方程中的交互项分解为实验组虚拟变量与时间虚拟变量的交叉项。例如， $D_{2014} \times T_i$ 代表2014年时间虚拟变量与实验组虚拟变量的交叉项，可以帮助识别出在2014年实验组与控制组样本企业的劳动收入占比之间的差异。

平行趋势检验结果见图2。图2中竖虚线表示系数估计值处于95%的置信区间内。可以看出，在2015年之前，实验组和控制组的劳动收入占比变动趋势在整体上是平行的，但是在新《环保法》政策于2015年开始正式实施以来，实验组的劳动收入占比开始逐渐低于对照组，并在2018年差异达到最大，随后差异逐步缩小，这可能是来源于实验组企业的融资约束得到一定程度的缓解。得益于绿色转型路线的明确以及地区经济发展的压力，各地监管层面对污染企业的强监管，逐步转变为在监管中注重保障企业的存续，从而在一定程度上减轻了重污染企业的融资压力。企业得以重新获得一些外部融资渠道，而不再倾向于通过内部利润留成，或是直接减少劳动力工资水平的方式来维持企业的持续经营。因此，图2的结果可以进一步佐证本研究双重差分模型的设定可以满足平行趋势的要求。

(三) 稳健性检验

1. 在环境治理压力与日俱增的背景下，重污染企业很有可能出于预期管理的考虑，在政策实施前已采取诸如变换融资渠道、降低员工工资水平等一系列举措，从而对本研究基准回归结果

产生一定影响。有鉴于此，为进一步确保本研究基准回归结果的稳健性及模型使用的准确性，本研究尝试检验企业是否存在一定的预期效应。具体地，本研究构造新《环保法》施行前1年的时间虚拟变量（ P_{2014} ），然后与 T 变量形成新的交互项，并加入到基准回归模型中进行估计。相关结果见表3第（1）列。可以看出，新增交互项并不显著，这意味着重污染企业并未根据新《环保法》颁布的可能性进行预期管理，新《环保法》的实施具有较强的外生性。

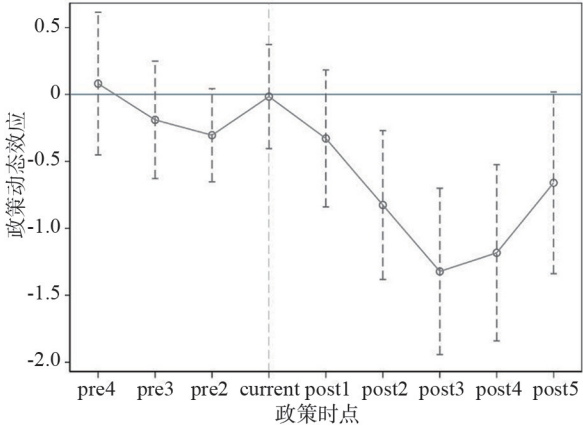


图2 平行趋势检验

2. 排除外部干扰因素。在本研究的样本考察期内，来自外部的其他政策和冲击均可能会对企业劳动收入占比的变动情况形成干扰，进而影响实证结果的准确性和稳健性。有鉴于此，本研究分别从薪酬要求和内部举措2个角度，控制潜在的政策影响，进而得到更为“干净”的实证结果和研究结论。

在薪酬要求方面，本研究认为各地实施的最低工资标准可能会对企业劳动收入占比产生影响，一直不断提高的最低工资标准可能会提高普通劳动者的收入，从而减缓劳动收入占比的下降。为此，在基准回归的基础上，本研究进一步控制了企业所在地的最低工资标准。在内部举措方面，当新《环保法》实施后，各地政府会面临更为严苛的环保指标考核和污染问责，进而影响地方官员晋升^[20]。为避免此类问责出现，并保护地方税源，各地政府有动机通过加大环境污染治理投入，缓解企业在面临环境规制时所需承

担的资金压力，进而减少企业“向内部索取”的倾向。这将会对企业劳动收入占比产生一定影响。为此，本研究使用各地当年环境污染治理投入与 GDP 的比值作为内部举措的代理变量，在

基准回归的基础上，对这一内部举措进行控制。结果见表 3 第（2）列、第（3）列所示，在排除了最低工资标准和环境污染治理投入力度的干扰之后，交互项仍显著为负。

表 3 稳健性检验

变量	(1) 预期效应	(2) 最低工资	(3) 治理力度	(4) PSM-DID	(5) 城市-年份 固定效应	(6) 政策影响 强度
交互项	-0.634 *** (-2.952)	-0.768 *** (-3.543)	-0.717 *** (-3.328)	-0.763 *** (-3.521)	-0.579 ** (-2.481)	
新交互项	0.003 (0.013)					
控制变量	是	是	是	是	是	是
最低工资标准		控制				
污染治理力度			控制			
A × 交互项						-1.223 *** (-3.918)
B × 交互项						-0.576 ** (-2.507)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市-年份固定效应	否	否	否	否	是	否
常数项	34.769 *** (6.244)	31.735 *** (5.799)	29.871 *** (5.322)	31.166 *** (5.691)	27.301 *** (4.527)	31.252 *** (5.704)
观测值	14 091	14 091	14 091	14 053	13 080	14 091
R ²	0.778	0.777	0.778	0.777	0.783	0.777

3. PSM-DID。为了解决可能存在的样本选择偏误问题，本研究选取前文中的 7 个控制变量作为匹配变量，使用倾向得分匹配双重差分法（PSM-DID）进行稳健性检验。PSM-DID 能够根据企业之间不同协变量的相似度进行匹配，进而得出除政策实施外与实验组最为接近的控制组，使匹配后的 2 组样本企业除了受政策实施影响存在差异外，其他方面基本保持一致，那么，根据匹配好的样本进行回归，可以尽量降低事前实验组与控制组的非一致性趋势^[21]。使用 PSM-DID 进行回归的稳健性检验结果见表 3 中第（4）列，得出了与基准回归保持一致的结论。这意味着，尽可能排除样本选择偏误问题之后，新《环保法》的实施仍然显著降低了重污染企业的劳动收入占比，本研究的基准结果具有稳健性。

4. 添加城市-年份固定效应。为了减轻政

策效应在城市-年份层面的异质性问题，本研究在基准回归的基础上增加了控制维度，即加入了城市-年份固定效应。回归结果见表 3 第（5）列，尽管交互项系数有所减小，但新《环保法》实施对重污染企业劳动收入占比的负面影响依然显著，这进一步证明了基准结果的稳健性。

5. 政策实施的影响强度。为了进一步直观地展示新《环保法》实施对企业劳动收入占比的负面影响，特别是对污染更为严重企业的针对性，本研究参考 Liu 等^[1]的做法，将实验组中的样本企业分为污染更严重的企业和污染相对较轻的企业。具体来说，就是选取分行业的工业二氧化硫排放量、工业烟（粉）尘排放量、工业废水排放量和工业固体废物量 4 类污染排放物，参考苏冬蔚等^[22]的做法，对各类污染物排放数据进行线性标准化并加总，从而计算出事件发生前

一年(即2014年)各行业的污染排放强度,并根据行业污染排放强度的均值对39个工业部门进行分类,结合样本企业所属行业类别,将实验组分为“更脏”的重污染企业(A)和“清洁”的重污染企业(B)这2类。将上述分类的虚拟变量分别与基准回归模型中的交互项相乘,最终得出表3中第(6)列的回归结果。回归结果的交互项系数显示,“更脏”的重污染企业对劳动收入占比的负面影响要远大于“清洁”的重污染企业,并高于基准回归结果。这意味着,重污染企业的劳动收入占比在新《环保法》实施的过程中的确受到负面影响,且污染排放强度更大的企业受到的负面影响更大。上述结论进一步验证了本研究基准回归结果的稳健性。

6. 安慰剂检验。为了排除偶然性事件对基准回归结果的影响,本研究进行安慰剂检验,即将样本企业随机分配至实验组和控制组后再通过基准回归式进行实证检验。理论上,由于“伪”实验组和“伪”控制组都是随机设置的,新《环保法》的实施不会对“伪”实验组的劳动收入占比产生显著影响,交互项回归系数应在零值附近,否则本研究的模型设计存在偏差。为此,本研究重复500次上述过程,并绘制了交互项系数的核密度图(见图3)。可以看出,交互项系数多分布在零值周围,并接近于正态分布,且大部分P值均在0.1以上,基准回归的系数值(-0.761)为离群值,属于小概率事件。这说明,新《环保法》对企业劳动收入占比的影响并不是偶然性事件,本研究的研究结论具有稳健性。

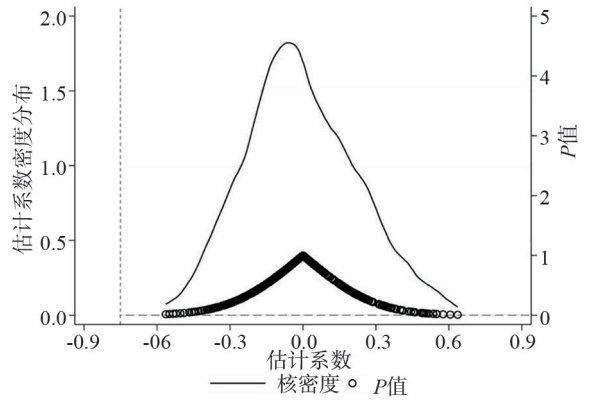


图3 安慰剂检验

五、潜在机制分析

根据 Fazzari 等^[23]的定义,融资约束通常是指由于市场不完备、金融产品供需结构错配等因素而导致企业融资成本过高的情况,这会使得企业的生产运营无法达到最优水平。正如前文所述,严苛的环境规制手段会通过限制融资来源、增加环保类支出,影响企业正常经营,进而逼迫企业倾向于“对内索取”,即通过内部利润留存和降低劳动者平均工资水平的方式,来缓解资金短缺所带来的经营压力,从而导致劳动收入占比下降。

需要指出的是,上述机制成立的前提条件在于新《环保法》的实施的确影响了重污染企业的融资情况,并且增加了环保类支出。因此,在验证上述2类机制之前,本研究首先考察了新《环保法》实施对重污染企业所面临融资约束和环保类支出的影响。

在考察融资约束情况方面,本研究在基准回归方程的基础上,将构造的融资约束指数作为被解释变量进行考察。其中,融资约束指数根据构造的复杂程度来区分,可分为单一指标和复合指标2类:(1)单一指标法一般使用单一指标来规避构造因子过多而导致的内生性问题,但容易受到其他因素影响。(2)复合指标法可以克服非预期因素的干扰,但构造较为复杂^[24]。目前,学术界常用的融资约束代理变量为复合指标,主要包括FC指数、WW指数和SA指数3类。由于SA指数主要使用企业总资产规模和企业经营年限作为构造因子,较好地缓解了内生性及外界非预期因素干扰问题,本研究采用SA指数作为融资约束的代理变量,并使用WW指数和FC指数作为稳健性检验。其中,SA指数和WW指数为负,绝对值越大,代表企业受到的融资约束程度就越高,测度出的FC指数(取值在0~1之间)为正,数值越大,代表企业的融资约束问题越严重。表4第(1)列、第(2)列、第(3)列显示了企业在新《环保法》实施后所面临的融资约束情况。可以看出,无论使用哪一种度量方法,交互项系数都显著为正,这意味着企业的确在严苛的环境规制手段下,面临较强的融

资约束，这种压力将迫使企业寻找新的资金来源来维持正常的经营活动。

表 4 潜在机制分析(1)

变量	(1) <i>S</i>	(2) <i>F</i>	(3) <i>W</i>	(4) <i>I</i>
交互项	0.011*** (2.588)	0.065*** (6.621)	0.023** (2.027)	0.006** (2.085)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.780*** (-3 125.154)	0.437*** (151.568)	-1.032*** (-327.311)	-0.029 (-0.8234)
观测值	13 958	13 384	12 593	2 319
<i>R</i> ²	0.955	0.768	0.029	0.274

在考察环保类支出方面，本研究参考谢东明^[25]的研究，从“在建工程”和“管理费用”的明细项目中提取出带有与环保相关的词汇（如“环保”“废水”“废渣”“废气”“光伏”“清洁”等关键词）的投资项目，加总后得到企业环保投资额，并用其与资产总额之比作为企业环保类支出的代理变量（*I*），在基准回归方程的基础上，作为被解释变量进行回归。回归结果见表 4 第（4）列。可以看到，新《环保法》的实施显著地增强重污染企业的环保类支出，进而挤占了企业的现金流，加剧了企业流动性的缺失，最终迫使企业节约其他开支来维持正常的经营活动^①。

接下来，本研究将对前文所提到的 2 类潜在作用机制进行验证。

（一）倾向内源融资的作用机制

由于中国目前的融资体系为主银行模式，即使存在企业经营不确定性或逆向选择问题，以债

务融资为主的外部融资依然是中国上市公司融资的主要渠道，其中，银行信贷更是上市公司的重要资金来源。而银行的信贷决策通常与贷款对象所面临的经营风险息息相关：当严苛的环境规制手段降低了银行对贷款对象的经营预期，企业所能够获得的营运资金将逐步减少。为了应对融资困境，企业不得不转而寻求以内部利润留存为主的内源融资，这种对劳动者所能分到利润的侵占，降低了企业劳动收入占比。

参考胡恒强等^[15]的做法，本研究使用企业内部留存收益变化量与总资产的比值来表征内源融资情况（*E*），其中内部留存收益变化量由企业盈余公积和未分配利润的变化量构成。此外，本研究还使用企业期末现金及现金等价物余额与总资产的比值（*H*），即企业可使用的资金情况，用作稳健性检验。结果见表 5 第（1）列、第（2）列所示。可以看出，新《环保法》实施以后，在面临较强的融资约束情况下，重污染企业的内源融资明显增加，进而降低了企业劳动收入占比。

（二）倾向降低劳动者平均工资水平的作用机制

一般而言，营运资金作为企业流动资产的净头寸，主要被企业用来支付工人工资、保障生产和销售等其他项目。而许多企业的规模相对较小，其营运资金通常依赖银行信贷等外部融资^[16]。当融资约束趋强时，企业获取营运资金的成本将变高，此时，为了减轻经营压力，企业有动机减少原有支付给工人的工资水平或减少雇员数量，进而降低劳动收入占比。

为验证这一机制，本研究考察了企业员工数量（*X*）和员工平均工资水平（*M*）的变动情况。其中，为与前文劳动收入占比的口径保持一致，企业员工数量及平均工资水平均剔除了高管数量及人数。结果见表 5 第（3）列、第（4）列所示。可以看出，在严苛的环保规制手段下，当企业获取外部资金的成本越来越高时，减少雇员数量或降低工资水平来减轻经营压力成为企业的选

① 需要指出的是，由于环保类支出的数据缺失较为严重，本部分样本量仅有 2 319 个，但依然对本研究的观点起到了一定支持作用。

投稿网址：<http://xuebao.jmu.edu.cn/>

择，而这将最终导致企业劳动收入占比的降低。

与此同时，为进一步考察这种环境规制压力的转移对象是否涉及全体员工，本研究参考魏志华等^[26]的研究，考察了企业内部薪酬差距的变化情况。其中，企业内部薪酬差距使用高管平均薪酬和普通员工平均工资的比值来衡量（*G*），并使用其对数值（*J*）进行稳健性检验。考虑到独立董事薪酬恒定和部分高管不领取薪酬等问题可能会干扰企业内部薪酬差距的测算结果，本研

究将管理层规模定义为“董监高总人数－独立董事人数－未领取薪酬董监高人数”。结果见表5第（5）列、第（6）列所示。与通常的认知不同，新《环保法》的实施对企业劳动收入占比的影响是全方位的，严苛的环境规制所带来的运营成本被转嫁给了企业的全体员工，尽管普通员工的议价能力、供给弹性可能相对高管层而言较为弱势，但在企业面临经营压力趋紧的情况下，全体员工可能会遭遇到同样待遇。

表5 潜在机制分析(2)

变量	(1) <i>E</i>	(2) <i>H</i>	(3) <i>X</i>	(4) <i>M</i>	(5) <i>G</i>	(6) <i>J</i>
交互项	0.034 *** (3.813)	0.041 *** (7.102)	-476.161 *** (-5.014)	-0.622 *** (-3.148)	0.116 (-1.323)	0.033 (-0.815)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.130 *** (49.601)	0.137 *** (80.821)	4 012.563 *** (143.719)	10.892 *** (187.686)	3.146 *** (-122.322)	11.812 *** (-994.884)
观测值	14 091	14 091	14 091	14 091	14 091	14 091
<i>R</i> ²	0.679	0.492	0.890	0.690	0.666	0.573

（三）机制量化分解

为进一步检验上述机制的合理性和解释力度，本研究参考宋弘等^[27]的做法，对机制进行量化分解。具体来说，就是根据基准回归式，计算出每种机制所能解释部分占总效应中的比重，进而判断所提出机制的合理性，并直观地观察每种机制的解释力度。

$$\begin{aligned} L_{ijt} &= \alpha_0 + \beta_1 P_{2015} \times T_{ij} + \beta_2 C_{ijt} + \theta_i + \delta_t + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \\ M^p_{ijt} &= \alpha_1 + \eta^p P_{2015} \times T_{ij} + \beta_3 C_{ijt} + \theta_i + \delta_t + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \\ L_{ijt} &= \alpha_2 + \sum_p \kappa^p M^p_{ijt} + \chi P_{2015} \times T_{ij} + \beta_4 C_{ijt} + \theta_i + \delta_t + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \\ \hat{\beta}_1 &= \hat{\chi} + \sum_p \hat{\kappa}^p \hat{\eta}^p \\ R &= \hat{\kappa}^p \hat{\eta}^p / \beta_1 \end{aligned}$$

通过计算并分类加总，得到最终的机制量化结果：由于企业倾向内源融资带来的解释比重为

14.82%，倾向降低运营成本（包括减少雇员数量和降低员工平均工资水平）带来的解释比重为28.34%，上述机制一共解释了总效应中的43.17%。这一结果表明，本研究所提出的机制具有一定的合理性与解释力度。

六、进一步研究

前文实证结果表明，新《环保法》的实施会导致企业面临较强的融资约束，进而迫使企业倾向通过内源融资和降低营运成本（减少雇员数量和降低员工平均工资水平）来维持企业运转，从而对企业的劳动收入占比产生显著的负面影响。那么，劳动者议价能力较强企业的劳动收入占比所受到的负面影响会更少吗？同时，由于地区污染水平及企业规模不同，其对新《环保法》政策实施所产生的效果均有所不同，可能存在的异质性问题亟待讨论。本研究将试图围绕

上述问题展开进一步研究。

（一）环境规制与劳动者议价能力

1. 企业盈利能力与劳动收入占比。一般而言，盈利能力越强的企业往往在应对劳资谈判时更具优势：受限于多种限制因素，中国劳动力在行业和地区间的流动性较差^[13]，而具有较强盈利能力的企业往往占据行业中的垄断地位，由此导致劳动者常常在劳资谈判中处于弱势地位。当企业面临外部环保压力时，其所需承担的成本通常会转嫁到议价能力较弱的劳动者身上，此时，企业的劳动收入占比下降较大。为此，本研究使用营业利润与营业总收入之比来衡量企业的盈利能力，并使用中位数将样本企业分为较强组和较弱组。盈利能力越强，企业的议价能力就越强，而劳动者的议价能力就越弱，从而使企业劳动收入下降得更为显著。结果见表 6 第（1）列、第（2）列所示。可以看到，企业盈利能力越强，

其劳动收入占比受到新《环保法》的负面影响越强。

2. 劳动密集度与劳动收入占比。劳动密集度通常反映出企业是劳动密集型还是资本密集型的程度。其中，劳动密集型企业多以低技能劳动者为主，相比于调整资本和技术投入，低技能劳动者供给充足、调整成本较低，劳动密集型企业在外环境压力下，更愿意调整低技能劳动者^[1]，在这种情况下，劳动密集型企业的劳动者议价能力显然也会较低。此时，当企业遇到更为严苛的环境规制手段时，其劳动收入占比下降得更为显著。本研究使用劳动密集度中位数，将样本企业分为较高组和较弱组。结果见表 6 第（3）列、第（4）列所示。可以看到，劳动密集度越高的企业，其劳动收入占比所受到的负面影响更重。

表 6 劳动者议价能力与劳动收入占比

变量	(1) 盈利能力较强	(2) 盈利能力较弱	(3) 劳动密集度较高	(4) 劳动密集度较弱
交互项	-1.058 *** (-3.051)	-0.461 * (-1.977)	-0.858 ** (-2.428)	-0.314 (-1.214)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
常数项	12.197 *** (210.581)	12.149 *** (156.787)	44.593 *** (5.192)	45.182 *** (6.674)
观测值	6 914	6 891	6 914	6 997
R ²	0.757	0.842	0.712	0.830

（二）异质性分析

1. 基于地区污染水平的异质性分析。本研究所要关注的是新《环保法》实施对重污染企业劳动收入占比的影响，需要对比重污染企业和非重污染企业之间的政策实施差异。但是，通常重污染地区的非重污染企业受到环境规制的强度要明显高于地处于低污染地区的同类企业，进行

全样本分析时，单纯使用非重污染企业作为控制组容易受到地区政策实施强度的影响，得到的政策实施效果并不“干净”。为此，我们根据全国 2014 年各个省级层面的 CO₂ 排放量数据，以中位数为界限，将全样本分为重污染地区样本和低污染地区样本，从而进行异质性分析。结果见表 7 第（1）列、第（2）列所示。可以发现，无

论是在重污染地区还是低污染地区,新《环保法》的实施均对重污染企业劳动收入占比产生负向影响,但这种影响在重污染地区相对较小且仅在10%的水平上显著。上述结果意味着重污染地区的非重污染企业的确受到较强的环境规制影响,从而导致处理组与控制组之间的差异较小,但同时也说明新《环保法》对企业劳动收入占比的影响依然存在,对本研究基准回归结果并无显著影响。

2. 基于企业规模的异质性分析。受限于企业规模的大小,不同企业所面临的融资约束也不尽相同。为进一步分析不同规模下新《环保法》实施与企业劳动收入占比之间的关系,本研究根据企业规模的中位数,将全部样本分为规模较大的企业组和规模较小的企业组。结果见表7第

(3)列和第(4)列所示,可以发现,在规模较大的企业组中,新《环保法》对重污染企业劳动收入占比的负面影响较弱,交互项系数为负但不显著,而在规模较小的企业组中,交互项系数显著为负。上述结果说明,企业规模的确会影响企业经营方式。对于较大规模的企业来说,其自身资金较为雄厚,外部融资环境较为宽松,新《环保法》实施对融资约束的影响不至于传递到劳动收入占比这一层级,其在劳务支出方面存在一定迟滞效应,且规模较大的企业一般均具有较大的市场份额,企业的生存和发展能够得到保障。而规模较小的企业则与之相反,较弱的资金来源及较低的市场份额,均促使其必须在融资渠道和经营成本上做出一定调整,进而对企业劳动收入占比产生负向影响。

表7 异质性分析

变量	(1) 非重污染地区	(2) 重污染地区	(3) 规模较小	(4) 规模较大
交互项	-0.812 ^{***} (-2.753)	-0.121 [*] (-1.718)	-0.589 ^{***} (-3.981)	-0.020 (-0.304)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
常数项	24.831 ^{***} (147.584)	20.543 ^{***} (126.125)	15.962 ^{***} (159.330)	36.857 ^{***} (150.691)
观测值	5 340	9 751	9 325	4 566
R ²	0.761	0.854	0.813	0.724

七、结 语

随着中国经济从高速增长转向高质量发展阶段,人们开始逐渐意识到生态环境建设与经济建设协同发展的紧迫性与必要性。然而,以改善环境为目标的环境规制政策在具体的实践过程中,却可能会因为实施强度问题带来高昂的社会成本。企业劳动收入占比作为初次收入分配中的重要内容、作为劳动者收入情况的直观展示、作为社会成本在微观层面上的具体体现,研究其在严

苛的环境规制手段下的变动情况,具有重要意义。

因此,围绕环境规制的成本问题,本研究利用2015年实施的新《环保法》这一自然实验,利用双重差分模型探讨了严苛的环境规制对企业劳动收入占比的影响。研究结果表明,严苛的环境规制显著地降低了企业劳动收入占比。对潜在机制的分析表明,重污染企业为应对环境规制强度提升所带来的融资约束压力,会倾向通过“对内索取”的方式缓解持续运营压力,即通过提升内源融资和减少平均工资的方式,将环境规

制所带来的成本转移到企业内的劳动者身上,且企业内部的高管和普通员工均受到影响。上述2类机制解释了43.17%的总效应,其中,在盈利能力强和劳动密集型的企业中,劳动者的议价能力相对较弱,这2类企业的劳动收入占比受到的负面影响更为显著。环境规制试图达到的环境治理和经济发展协同发展目标,可能并未完美实现。

有鉴于此,本研究认为,需要相关政策制定部门,一方面,要从法律保护的角度,通过发挥工会力量、提高最低工资水平等方式,保障劳动者的基本权益,不以损害劳动者利益为代价实现环境治理目标;另一方面,重污染企业“对内索取”的根本原因在于信贷政策收紧所导致的融资约束问题,这意味着在倡导绿色发展的当下,不能实施倾向性较强的绿色信贷政策,而必须实践以可持续发展为目标、将低碳转型中的重污染企业也纳入到绿色融资目标体系中的转型金融概念^[28],通过帮助重污染企业缓解运营压力,才能有效地缓解环境治理所带来的社会成本问题。

[参考文献]

- [1] LIU M, TAN R, ZHANG B. The costs of “blue sky”: Environmental regulation, technology upgrading, and labor demand in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 150 (4): 102–610.
- [2] 屠西伟. 环境规制的减污效应、机制与资源再配置效应 [J]. *北京理工大学学报 (社会科学版)*, 2025, 27 (1): 103–114.
- [3] LI X, DU K, OUYANG X, et al. Does more stringent environmental regulation induce firms’ innovation? Evidence from the 11th Five-year Plan in China [J]. *Energy Economics*, 2022 (112): 106–110.
- [4] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗: 来自环保目标责任制的证据 [J]. *中国工业经济*, 2021 (2): 136–154.
- [5] 赵振智, 程振, 吕德胜. 环境规制对我国城市碳排放的影响: 门槛特征与空间效应 [J]. *技术经济与管理研究*, 2024 (11): 67–72.
- [6] CURTIS E M. Who loses under cap-and-trade programs? The labor market effects of the nox budget trading program [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100 (1): 151–166.

- [7] 王勇, 谢婷婷, 郝翠红. 环境成本上升如何影响企业就业增长: 基于排污费修订政策的实证研究 [J]. *南开经济研究*, 2019 (4): 12–36.
- [8] KARABARBAROUNIS L, NEIMA B. The global decline of the labor share [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (1): 61–103.
- [9] 胡斌红, 杨俊青. 环境规制与劳动收入份额: 可以实现双赢吗 [J]. *财经科学*, 2020 (2): 92–105.
- [10] 李金叶, 胡佳霖. 环境规制对劳动收入份额的影响路径研究: 基于直接效应与间接效应视角 [J]. *生态经济*, 2021, 37 (11): 174–181.
- [11] 韩晓祎, 许雯雯. 市场型环境规制的要素收入分配效应: 谁承担了环境治理的成本 [J]. *财贸经济*, 2023, 44 (5): 126–143.
- [12] 习近平. 论坚持人与自然和谐共生 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2022: 44–45.
- [13] 陈诗一, 刘朝良, 金浩. 环境规制、劳动力配置与城市发展 [J]. *学术月刊*, 2022, 54 (2): 48–62.
- [14] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. *管理世界*, 2021, 37 (6): 173–188.
- [15] 胡恒强, 范从来, 杜晴. 融资结构、融资约束与企业创新投入 [J]. *中国经济问题*, 2020 (1): 27–41.
- [16] 汪伟, 郭新强, 艾春荣. 融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费 [J]. *经济研究*, 2013, 48 (11): 100–113.
- [17] 祝树金, 赵玉龙. 融资约束如何影响劳动收入份额 [J]. *统计研究*, 2016, 33 (9): 55–62.
- [18] 李文静, 赵立萍, 许诺, 等. 《公平竞争审查制度》能缩小企业劳动收入份额的地区差距吗? [J]. *南开管理评论*, 2024, 27 (9): 89–99.
- [19] 王丽萍, 姚子婷, 李创. 新环保法对上市工业企业绩效影响的准自然实验研究 [J]. *产业经济研究*, 2021 (4): 115–128.
- [20] 罗党论, 赖再洪. 重污染企业投资与地方官员晋升: 基于地级市1999–2010年数据的经验证据 [J]. *会计研究*, 2016 (4): 42–48.
- [21] DEHEJIA R H, WAHBA S. Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84 (1): 151–161.
- [22] 苏冬蔚, 连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. *金融研究*, 2018 (12): 123–137.
- [23] FAZZARI S M, HUBBARD R G, PETERSEN B C.

- Financing constraints and corporate investment [J].
Brookings Papers on Economic Activity, 1998 (1):
141 – 195.
- [24] 张庆国，黄杏子. 国有企业融资约束、全要素生
产率与西部地区经济高质量发展 [J]. 南开经济
研究, 2021 (6): 179 – 196.
- [25] 谢东明. 地方监管、垂直监管与企业环保投资：
基于上市 A 股重污染企业的实证研究 [J]. 会计
研究, 2020 (11): 170 – 186.
- [26] 魏志华，王孝华，蔡伟毅. 税收征管数字化与企
业内部薪酬差距 [J]. 中国工业经济, 2022 (3):
152 – 170.
- [27] 宋弘，孙雅洁，陈登科. 政府空气污染治理效应
评估：来自中国“低碳城市”建设的经验研究
[J]. 管理世界, 2019, 35 (6): 95 – 108.
- [28] 熊礼慧，董希淼，方嘉奇. 转型金融的国际实践
及启示 [J]. 中国金融, 2023 (12): 85 – 86.

The Costs of “Green”: Environmental Regulation and Enterprises’ Labor Income Shares

WANG Yang, WANG Yunuo

(Party School of Xiamen Municipal Committee of the Communist Party of China,
Department of Economics, Xiamen 361027, China)

Abstract: How to balance the intensity of environmental regulation and its incurred costs is the key to formulating a reasonable environmental protection policy. The new *Environmental Protection Law* implemented in 2015 is the strictest environmental protection law in China’s history. This paper constructs a difference-in-differences model (DID), taking the A-share industrial enterprises listed in Shanghai and Shenzhen of China from 2011 to 2020 as the research object to empirically study the effect of the strict environmental protection law on labor income shares. The results show that the new *Environmental Protection Law* significantly reduced the labor income share of heavily polluting firms, and that this result passed a series of robustness tests. The mechanism analysis shows that the decrease in the labor income share of enterprises mainly came from the reduction of external financing and the squeeze on the average wage of workers: the former forced enterprises to reduce the operating pressure through endogenous financing, thus reducing the distribution of benefits to workers; the latter reduced operating costs by directly reducing the expenditure on average wages for workers, and this reduction was targeted at all employees, with no significant change in the internal salary gap within the enterprise. Heterogeneity analysis shows that the labor income share of stronger profitability firms or higher labor intensity firms declined more significantly due to the low bargaining power of labor. Further research shows that the green innovation ability of enterprises improved significantly, but this was only manifested in the “quantity” of the improvement, not in its “quality”. This study is instructive for the formulation of environmental policies that aim to achieve the “dual realization” of environmental governance and economic development goals.

Key words: New *Environmental Protection Law*; environmental regulation; labor income shares

(责任编辑 陈蒙腰)