

DOI: 10.19361/j.er.2022.03.02

绿色信贷政策对劳动收入份额的影响研究

——基于人力资源与信贷资源再配置视角

范源源 李建军*

摘要: 本文基于资源再配置视角,以2012年中国银行业监督管理委员会颁布的《绿色信贷指引》为准自然实验,利用2009—2018年中国上市公司的微观数据构建双重差分模型评估了绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响。研究表明:绿色信贷政策的实施显著降低了重污染企业的劳动收入份额。机制分析表明,重污染企业劳动收入份额的变动主要源于两种不同的资源再配置效应:一方面,绿色信贷政策可以发挥人力资源升级效应,促使重污染企业劳动收入份额的提升;另一方面,绿色信贷政策会产生信贷约束效应,导致重污染企业劳动收入份额的减少。进一步分析表明,绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的降低效应对国有企业、劳动密集型企业 and 经营风险较大的企业更为显著。据此,本文认为完善绿色金融体制以进一步激励企业加大绿色创新、重视高质量人力资本积累是实现环境规制与劳动收入份额“双赢”的有效举措。

关键词: 绿色信贷;劳动收入份额;资源再配置效应;双循环

中图分类号: F062.2

一、引言

党的十九届五中全会提出,坚持扩大内需这个战略基点,加快培育完整内需体系,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来。扩大内需的重点是扩大消费需求,而收入则是消费的基础(许永兵,2021)。此外,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,展望2035年,人民生活更加美好,人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。也就是说,提高居民收入在国民收入分配中的比重,既是扩大内需构建国内大循环的需要,更是推进共同富裕的客观要求。因此,探究影响劳动收入份额的因素具有重要的理论和现实意义。

作为推动供给侧结构性改革的关键点,绿色信贷政策在中国经济发展和环境保护中一

* 范源源,西南财经大学财政税务学院,邮政编码:611130,电子信箱:dufefyy@sina.com;李建军(通讯作者),西南财经大学财政税务学院,邮政编码:611130,电子信箱:lijj@swufe.edu.cn。

本文得到教育部人文社会科学研究一般项目“税制改革视角下的企业税收遵从:实证评估与政策研究”(项目编号:19YJA790039)和国家社会科学基金重点项目“政府间横向税收分配的内在逻辑、激励效应与机制优化研究”(项目编号:20AJY019)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,作者文责自负。

直发挥着重要作用。理论上,绿色信贷政策的加强无疑会加剧重污染企业的融资约束,倒逼其进行绿色创新,从而影响重污染企业的劳动收入份额。部分学者的研究表明,绿色信贷会显著抑制重污染企业的信贷融资(丁杰,2019),而当面临外部融资约束时,企业可能会选择减少劳动雇员或者降薪来筹集资金,从而导致劳动收入份额的降低(罗长远、陈琳,2012)。因此,绿色信贷政策的信贷约束效应成为重污染企业劳动收入份额下降的重要原因之一。也有学者认为环境规制能够发挥“波特效应”,倒逼重污染企业进行绿色创新(Brunnermeier and Cohen, 2003)。因此,作为环境规制重要手段的绿色信贷政策的实施可以迫使重污染企业改变以往粗放式的生产方式,产生与绿色创新相匹配的对高技能劳动者的需求,拉高高技能劳动者的工资及比重,从而促使劳动收入份额的提升。由此可见,绿色信贷政策影响重污染企业劳动收入份额的两种途径作用方向不一,有待实证检验。

为此,本文借助中国银行业监督管理委员会(简称银监会)颁布《绿色信贷指引》这一外生政策冲击提供的准自然实验来识别因果关系。2012年2月,中国银监会印发了《绿色信贷指引》,以行政督导的形式要求商业银行在配置信贷资源时,应该考虑企业及其关联方生产经营活动中的环境风险,以限制重污染、高耗能企业盲目扩张,引导其绿色健康发展。基于此,本文利用2009—2018年中国沪深A股上市公司的微观数据,尝试回答如下问题:绿色信贷政策是提高还是降低了重污染企业的劳动收入份额?绿色信贷政策通过何种机制影响重污染企业劳动收入份额?绿色信贷政策对异质性重污染企业劳动收入份额的影响是否呈现非对称性?

本文可能的贡献在于:其一,本文补充了关于绿色信贷政策实施的经济后果和劳动收入份额影响因素的文献。现有研究绿色信贷影响的文献,大多关注绿色信贷实施对企业的投资行为(苏冬蔚、连莉莉,2018)、信贷融资(丁杰,2019)以及企业绿色创新(王馨、王营,2021;季宇等,2021)等的影响。有关劳动收入份额变化的研究考虑了FDI(郭玉清、姜磊,2012)、要素市场分割(王宋涛等,2016)、劳资议价能力(王展祥、龚广祥,2017)以及制造业产出服务化(陈丽娟、沈鸿,2019)等因素的影响。较少有学者探究绿色信贷实施对要素收入分配的影响,本文是对以上文献的补充和拓展。其二,本文以《绿色信贷指引》的颁布为准自然实验较好地识别了绿色信贷政策与重污染企业劳动收入份额之间的因果关系。这不仅为实现环境规制与劳动收入份额“双赢”提供了经验证据,还为构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,将实施扩大内需战略与深化供给侧结构性改革有机结合,设计系统性、兼容性政策,提供有益参考。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

1995年发布的《中国人民银行关于贯彻信贷政策与加强环境保护工作有关问题的通知》要求各级金融部门在信贷工作中落实国家环保政策,以支持环境保护工作。2007年7月,为了进一步抑制高耗能、重污染产业的盲目扩张,国家环保总局、中国人民银行、中国银监会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,绿色信贷这一全新的绿色金融政策工具被应用在中国环境治理之中。

2012年2月,为了进一步贯彻落实节能减排,促进银行业金融机构落实绿色信贷,中国

银监会印发《绿色信贷指引》,要求银行业金融机构应当对国家重点调控的限制类以及有重大环境风险的行业实行有差别、动态的授信政策,对存在重大环境和社会风险的客户实行名单制管理,将客户环境和社会风险的管理状况作为决定信贷资金拨付的重要依据,对环境和社会表现不合规的客户,不予授信;对出现重大环境隐患的已授信项目,可以中止直至终止信贷资金拨付。《绿色信贷指引》明确要求严格控制对“两高一剩”产业的信贷投放,引导重污染产业的健康发展。

(二) 模型分析与假设提出

基于人力资源和信贷资源的再配置效应,本文将绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响分解为绿色信贷政策的人力资源升级效应与融资约束效应。

1. 人力资源升级效应

环境规制可以通过增加企业的治污成本,将其污染的外部性内部化,同时也会激发企业绿色创新,而这些创新可以部分甚至全部抵消掉环境规制给企业带来的成本(Porter and Linde, 1995)。企业创新离不开高技能的人才,环境规制的趋紧会使企业更加重视绿色生产和治污减排技术的研发,进而增加企业对高技能劳动者的需求,提升技能溢价(余东华、孙婷,2017)。绿色信贷作为环境规制的一种重要政策工具,推行节约、环保和可持续发展等理念,在注重对绿色经济、低碳经济和循环经济支持的同时,强调防范环境和社会风险,以此优化信贷结构。绿色信贷政策截断了“两高”类污染企业相当一部分的信贷资金来源,给企业持续经营造成压力,限制企业扩大规模,进而倒逼企业通过技术创新进行升级以避免绿色信贷政策对其授信的限制(徐胜等,2018),使企业进入环境规制的“波特假说”状态,产生与技术研发相匹配的对高技能劳动力的需求(胡斌红、杨俊青,2020)。除研发外,节能减排企业也需要聘用更多的高技能劳动者来改进产品制作过程、进行环境管理等。高技能劳动力需求的增加可以提高企业平均工资,进而提升企业劳动收入份额。换言之,绿色信贷政策产生的人力资源升级效应会促使重污染企业劳动收入份额的上升。

2. 融资约束效应

《绿色信贷指引》从政策制度、流程管理和监督检查等多个方面对商业银行推行绿色信贷做出了具体的规范,特别是强化了银行的监管责任,银行的信贷行为有了“硬约束”。商业银行会收紧对重污染企业的信贷,进而加剧重污染企业融资约束(Liu et al., 2019)。此外,随着政府对环境治理的重视以及公众环保意识的提升,来自政府和公众的压力使得商业银行也更加重视自身的环保责任,积极执行绿色信贷政策,对重污染企业进行信贷限制,尤其是对国有重污染企业进行更严格的信贷约束(丁杰,2019)。

当面临流动资金不足时,企业可能会考虑通过内源融资的方式来筹集资金,进而影响到对劳动者的工资支付(祝树金、赵玉龙,2016),尤其是受到信贷融资约束的民营企业更可能通过压低工资来进行内源融资(汪伟等,2013)。罗长远和陈琳(2012)实证研究也说明了融资约束与劳动收入份额呈负相关,当企业通过信贷获得资金的能力受限时,倾向于通过减少劳动力雇佣或者降低工资来筹集资金。这意味着,绿色信贷政策产生的融资约束效应会导致重污染企业劳动收入份额的下降。

绿色信贷政策的人力资源升级效应和融资约束效应还存在相互影响。理论上,绿色信贷政策的融资约束效应会制约人力资源升级效应。因为严格的信贷约束会导致重污染企业

可用于雇佣高技能人才来进行研发创新的资金减少(陆菁等,2021),进一步抑制了企业人力资本的优化。此外,绿色信贷政策的人力资源升级效应有利于减弱融资约束效应,重污染企业通过引进高技能人才等进行绿色创新和清洁生产,可以在一定程度上减弱绿色信贷约束、吸引更多的投资,同时不断扩大市场份额,提升财务绩效,进而缓解其融资约束(徐胜等,2018)。

由以上分析可知,绿色信贷政策会通过“人力资源升级效应”和“融资约束效应”两种途径影响重污染企业劳动收入份额,且两种途径作用方向不同,总效应到底是提升劳动收入份额还是降低劳动收入份额需要通过进一步分析来探究。

3.理论模型分析

借鉴白重恩等(2008)的研究,本文基于新古典要素分配模型考察绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响。考虑典型企业*i*使用劳动要素*L*和资本要素*K*进行生产,企业的生产函数为CES形式,因此,设定企业的生产函数为:

$$Y_{it} = [\alpha(A_{it}K_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(B_{it}L_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

(1)式中: Y_{it} 为企业*i*在*t*时期的产出, A_{it} 为企业*i*在*t*时期资本投入*K*的效率, B_{it} 为企业*i*在*t*时期劳动投入*L*的效率。 α 为行业*j*的要素分配参数, σ 为劳动和资本之间的替代弹性。

假设企业*i*在*t*时期产品的价格为 P_{it} ,*t*时期行业*j*的价格指数为 P_t ,*t*时期行业*j*的产出为 Y_t ,则企业面临的产品需求函数为:

$$Y_{it} = \left[\frac{P_{it}}{P_t} \right]^{-\sigma} Y_t \quad (2)$$

(2)式中: σ 为产品*i*的需求弹性,且 $\sigma > 1$ 。

因此设定企业的目标函数如下:

$$\text{Max } P_{it}Y_{it} - w_tL_{it} - r_tK_{it} \quad (3)$$

(3)式中: w_t 为*t*时期劳动力的价格, r_t 为*t*时期资本的价格。借鉴祝树金和赵玉龙(2016),当企业面临融资约束时,目标函数的约束条件为:

$$\text{s.t. } w_tL_{it} \leq \varphi(K_{it-1}) \quad (4)$$

假设 $\varphi(K_{it-1}) = \phi K_{it-1}$, ϕ 的范围为(0,1)。综合(1)、(2)、(3)式,并设 λ 为信贷约束的拉格朗日乘数,可得价格选择函数为:

$$P_{it} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{w_t(1+\lambda)}{(1-\alpha)B_{it}} \left(\frac{B_{it}L_{it}}{Y_{it}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (5)$$

假设企业资本*K*的效率会受到企业研发投入的影响:

$$A_{it} = F(R_{it}, X_{it}) \quad (6)$$

(6)式中: R_{it} 为*t*时期企业研发投入,且 $F_R > 0, F_{RR} < 0; X_{it}$ 为*t*时期影响 A_{it} 的其他因素。最终,可以得到劳动收入份额为:

$$LS_{it} = \frac{w_tL_{it}}{P_{it}Y_{it}} = \frac{\sigma-1}{\sigma(1+\lambda)} \left[1 - \alpha \left(\frac{A_{it} \times K_{it-1}}{Y_{it}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] \quad (7)$$

根据式(7)可知,资本偏向型技术进步系数 A_{it} 要对劳动收入份额产生正向影响的前提是资本劳动替代弹性 σ 小于1,即资本与劳动互补。目前,虽然中国资本与劳动是互补还是

替代仍存争议,但即使资本会对劳动产生一定的“挤出效应”,这种效应通常来说是针对低技能劳动力,而资本深化带来的技术进步也会导致对高技能人力资本需求的增加(周茂等,2018)。20世纪以来的技术进步提升了市场对高技能劳动力的需求(Katz and Margo,2014),也就是说,资本偏向型的技术进步离不开高质量人力资本的配合,进而带来工资溢价,促使劳动收入份额的提升。由此,在其他条件不变的情况下,当要素替代弹性 ε 小于1时,劳动收入份额会随着资本偏向型技术进步系数 A_{it} 的增大而增大,即受到绿色信贷约束的企业,会加大企业绿色创新,进而提升企业人力资本水平,最终通过劳动技能收入结构调整对企业劳动收入份额产生正向影响。此外,在其他条件不变的情况下,当(4)式成立时,企业融资约束越大,劳动收入份额就越小,即绿色信贷约束会强化企业融资约束,资金的紧张会挤出劳动者工资,进而降低企业劳动收入份额。同时,融资约束还会减少企业可用于研发的资金,制约企业进行创新,导致劳动收入份额的进一步下降。为验证绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响方向,接下来本文利用中国上市公司的微观数据,构建双重差分模型进行分析。

三、数据说明与实证模型设计

(一) 数据说明

本文选取2009—2018年中国沪深A股上市公司为研究样本,将样本区间限制在2009年以后的主要原因在于2007年、2008年均有绿色信贷相关政策出台,将样本限制在2009年以后,可以在一定程度上避免之前政策对结果的干扰。本文对样本进行了如下筛选:(1)剔除金融行业上市公司,因为其财务制度与其他行业公司有较大差异;(2)剔除ST和ST*的公司;(3)剔除财务数据缺失的样本。最终得到观测值24066个,此外,为了防止异常值对回归结果的干扰,本文还对所有连续变量进行了上下各1%的缩尾处理。本文的基本财务数据来自国泰安数据库和WIND数据库,宏观层面的数据来自《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和中国各省市统计年鉴。

(二) 模型设计

本文以2012年《绿色信贷指引》实施为准自然实验,构建双重差分模型考察绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响,基准模型如下:

$$LS_{it} = \delta_0 + \delta_1 Treat_{it} \times Post_t + \beta \cdot X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(8)式中:被解释变量 LS_{it} 代表企业 i 第 t 年的劳动收入份额。借鉴胡奕明和买买提依明·祖农(2013)的做法,本文以劳动者薪酬与期末总资产之比来衡量上市公司职工劳动收入份额,其中劳动者薪酬的具体计算方法为“支付给职工以及为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬”。 $Treat_{it}$ 为政策虚拟变量,当企业属于重污染行业,则取1,否则为0,借鉴陈幸幸等(2019)的做法,根据2008年环境保护部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》来确定重污染行业名单。 $Post_t$ 为时间虚拟变量,2012年及以后定义为1,否则为0。借鉴罗长远和陈琳(2012)、施新政等(2019)的做法,本文还控制了一系列影响企业层面劳动收入份额的变量,包含企业规模、企业性质、股权集中度、资产收益率、资本密集度、资本产出比、资本结构和经济发展水平,变量具体定义如表1所示。此外, γ_t 是年度固定效应, u_i 是企业固定效应, ε_{it} 是残差项。本文关注的回归系数 δ_1 ,它刻画了绿色信贷政策对受政策冲击的重污染企业劳动收入份额的影响。

表 1 主要变量定义

变量	符号	变量度量标准
被解释变量	<i>LS</i>	劳动收入份额:(支付给职工以及为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬)/期末总资产
核心解释变量	<i>Treat Post</i>	是否为重污染企业:企业为重污染行业的企业取 1, 否则为 0。 2012 年及以后取 1, 之前取 0。
控制变量	<i>SIZE</i>	企业规模:期末总资产(元)的对数
	<i>SOE</i>	企业性质:民营企业取 1, 国有企业取 0
	<i>RATIO</i>	股权集中度:公司前十大股东持股比例
	<i>ROA</i>	资产收益率:税后净利润/期末总资产
	<i>CAP</i>	资本密集度:公司期末总资产/期末总收入
	<i>COR</i>	资本产出比:公司期末固定资产净额/期末总收入
	<i>LEV</i>	资本结构:公司期末总负债/期末总资产
	<i>GRO</i>	经济发展水平:公司所在省份人均 GDP(元)的对数除以 10

(三)描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表 2。可以看出,*LS* 的均值为 0.0665, 标准误为 0.0481, 最小值为 0.0046, 最大值为 0.2646, 说明样本企业的劳动收入份额存在较大差异。*Treat* 的均值为 0.2713, 表明属于重污染行业的上市公司样本占总样本的 27.13%。

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	中位数	标准误	最小值	最大值
<i>LS</i>	0.0665	0.0552	0.0481	0.0046	0.2646
<i>Treat</i>	0.2713	0	0.4447	0	1
<i>Post</i>	0.7767	1	0.4165	0	1
<i>SIZE</i>	22.0179	21.8219	1.3444	19.2962	27.0689
<i>SOE</i>	0.3825	0	0.4860	0	1
<i>RATIO</i>	0.5941	0.6061	0.1588	0.2244	0.9485
<i>ROA</i>	0.0422	0.0398	0.0574	-0.2346	0.2046
<i>CAP</i>	2.5429	1.9118	2.2492	0.3962	15.3846
<i>COR</i>	0.5081	0.3195	0.6145	0.0058	3.8462
<i>LEV</i>	0.4251	0.4151	0.2148	0.0471	0.9608
<i>GRO</i>	1.1007	1.1058	0.0470	0.9761	1.1851

四、实证分析

(一)基准回归结果分析

绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额影响的回归结果列示于表 3。第(1)列的回归分析中只加入了年度和个体固定效应作为控制变量,结果显示交乘项 *Treat*×*Post* 的回归系数显著为负;在第(2)列进一步加入企业特征变量,交乘项 *Treat*×*Post* 的系数依然显著为负;此外,为了克服非平衡面板数据随着时间改变样本组成的潜在缺点,本文采用平衡面板数据对基准回归模型重新进行回归。结果如表 3 列(3)和列(4)所示,交乘项 *Treat*×*Post* 的回归

系数依然显著为负。以上结果都表明,《绿色信贷指引》颁布后,相对于非重污染企业,受政策影响的重污染企业的劳动收入份额显著下降。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0029 ** (0.0013)	-0.0042 *** (0.0011)	-0.0033 ** (0.0015)	-0.0045 *** (0.0013)
<i>SIZE</i>		-0.0160 *** (0.0011)		-0.0143 *** (0.0014)
<i>SOE</i>		0.0003 (0.0027)		0.0007 (0.0028)
<i>RATIO</i>		0.0011 (0.0035)		0.0006 (0.0043)
<i>ROA</i>		-0.0071 (0.0062)		-0.0201 *** (0.0074)
<i>CAP</i>		-0.0036 *** (0.0002)		-0.0029 *** (0.0002)
<i>COR</i>		-0.0008 (0.0009)		-0.0025 *** (0.0010)
<i>LEV</i>		0.0159 *** (0.0030)		0.0061 (0.0039)
<i>GRO</i>		0.0533 (0.0401)		0.0814 * (0.0425)
常数项	0.0606 *** (0.0007)	0.3468 *** (0.0454)	0.0572 *** (0.0006)	0.2876 *** (0.0498)
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24 066	24 066	14 730	14 730
<i>R</i> ²	0.0217	0.1881	0.0217	0.1691

注:括号内为标准误,经过了企业的 cluster 调整;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。下同。

(二) 面板分位数模型回归结果分析

为了进一步呈现绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响,本文还采用了面板分位数回归模型进行估计。表 4 列示了基于面板分位数回归模型的估计结果,可以看出,在分位数 0.2 到 0.5 的范围内,绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响不显著;在分位数 0.65 到 0.95 的范围内,绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额有显著的负向影响,且系数的绝对值大小和显著性均呈现上升趋势。绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的负向影响主要存在于位于较高分位数的企业,且负向作用随着劳动收入份额的提高而逐步增强,对处于较低分位数的企业的影响则不显著。可能的原因在于对于劳动收入份额本身较低的企业而言,由于受到最低工资标准和劳动力退出等约束,企业通过压缩劳动者收入来应对绿色信贷约束的空间较小,而对于劳动收入份额较高的重污染行业上市公司而言,其通过降薪等进行内源融资的可操作性更大。

表 4 面板分位数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	q20	q35	q50	q65	q80	q95
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0021 (0.0014)	0.0010 (0.0015)	0.0001 (0.0017)	-0.0041* (0.0021)	-0.0092*** (0.0029)	-0.0181*** (0.0065)
常数项	0.2623*** (0.0496)	0.2539*** (0.0564)	0.3702*** (0.0644)	0.3424*** (0.0828)	0.4673*** (0.1075)	0.8304*** (0.3215)
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24 066	24 066	24 066	24 066	24 066	24 066
R ²	0.0982	0.0990	0.0904	0.0717	0.0461	0.0185

(三) 内生性问题

本文以《绿色信贷指引》的颁布作为准自然实验,采用双重差分法检验绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响,理论上能够解决由随着时间改变的不可观测的遗漏变量等引起的内生性问题。为了进一步提高估计结果的稳健性,本文还进行动态效应分析、倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)与熵平衡-双重差分法检验。

1. 动态效应分析

表 3 仅汇报了绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的平均作用,动态效应检验不仅可以展现绿色信贷政策对劳动收入份额的动态影响,也能检验潜在遗漏变量和互为因果问题。为此,本文构建模型(9)式进行动态效应分析:

$$LS_{it} = \theta_0 + \mu_{-2}T_{-2} + \mu_{-1}T_{-1} + \mu_0T_0 + \mu_1T_1 + \dots + \mu_6T_6 + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9)式中: T_0 表示《绿色信贷指引》颁布当年, T_{-1} 和 T_{-2} 为《绿色信贷指引》颁布前一年和前两年, T_1 至 T_6 为《绿色信贷指引》颁布后第一年到第六年,《绿色信贷指引》颁布前第三年为基准年。图 1 绘制了 μ_t 的估计结果和置信区间。从图 1 可以看出,《绿色信贷指引》颁布以前的回归系数都不显著异于 0,说明《绿色信贷指引》颁布之前处理组的企业与对照组的企业劳动收入份额无显著差异,平行趋势假设成立。在《绿色信贷指引》颁布之后,回归系数均显著为负,且从数值来看,其绝对值除 2014 年略有下降以外,呈现逐渐上升趋势。可能的原因在于,政府实施绿色发展战略,绿色信贷的执行力度也在不断增强。以上结果表明,绿色信贷政策会引起受政策影响的重污染企业的劳动收入份额下降,这一结果不受反向因果和遗漏变量等影响。

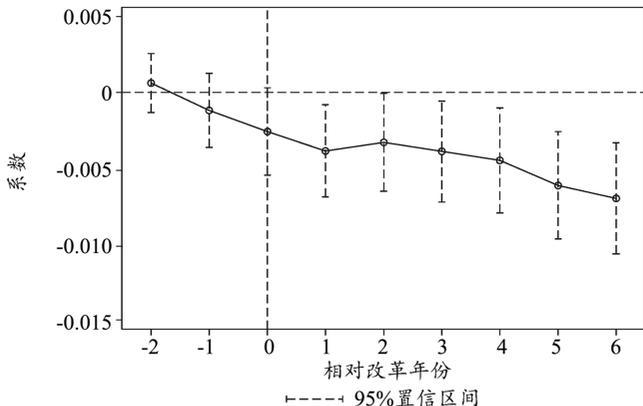


图 1 平行趋势检验

2. 考虑样本选择性偏差

由于重污染企业与非重污染企业的特征不同,本文的结果可能是由受绿色信贷政策影响的重污染企业自身的特征导致的。为排除这种可能,本文采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)和熵平衡-双重差分法进行进一步检验。

首先,采用倾向得分匹配法为位于重污染行业的企业寻找配对样本。本文考虑了可能影响企业受到绿色信贷约束的因素,选取了企业规模、企业性质、资产收益率、研发投入比例和企业年龄等作为匹配变量。^①然后,根据倾向得分采用一对三的最近邻匹配法进行匹配。最后,以匹配后的样本重新进行回归分析。回归结果见表5列(1)所示,可以看出,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在1%的水平上显著为负。其次,本文借鉴 Hainmueller (2012) 的方法,采用熵平衡法来保证重污染企业与非重污染企业的各协变量高阶矩上分布的相似性,以减少估计时的选择偏误。这里同样选取企业规模、企业性质、资产收益率、研发投入比例和企业年龄来进行匹配。然后,用熵平衡匹配后的数据进行双重差分检验,回归结果见表5列(2)所示,可以看出,交乘项 $Treat \times Post$ 的回归系数在1%的水平上显著为负,表明进一步解决可能存在的样本选择偏误后,本文结论依然稳健。

(四) 其他稳健性检验

1. 进一步控制地区经济发展水平

地区经济发展水平是影响劳动收入份额最重要的因素之一。为了进一步排除地区发展水平对本文结果的影响,首先在基准回归模型中控制了“城市-年份固定效应”来替换地区实际经济发展水平变量,以控制随着时间改变的地区动态特征的影响;其次,本文还借鉴施新政等(2019)的做法,在基准回归模型中加入初期的地区经济发展水平和改革变量($Post$)的交乘项,即允许《绿色信贷指引》颁布前经济发展水平不同的地区的劳动收入份额的时间趋势存在差异。上述回归结果如表5列(3)和列(4)所示,本文关注的政策效应变量的系数依旧显著为负,说明在排除地区经济发展水平差异的影响后,本文的基准回归结果依旧稳健。

2. 重污染行业的重新界定

考虑到《上市公司环保核查行业分类管理名录》与中国证券监督管理委员会2012年修订的《上市公司行业分类指引》中两位数行业不匹配,本文借鉴苏冬蔚和连莉莉(2018)的方法计算了2011年各行业的污染排放强度 p_j ,其值越大说明该行业污染越严重,受政策影响越大。在此基础上,本文设置了两种政策效应变量:一是重新定义双重差分模型中的交乘项为 $p \times Post$,也即采取强度双重差分变量;二是定义交乘项为 $treat_2 \times Post$, $treat_2$ 为虚拟变量,当 p 大于其均值时,取值为1,否则为0。然后重新进行回归。估计结果如表5列(5)和列(6)所示,可以看到,新的双重差分变量的估计系数依旧显著为负,说明本文回归结果的稳健性。

^①匹配后样本满足平衡性假设和共同支撑假设,限于篇幅,具体结果不在此列示。

表 5 稳健性检验结果(一)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PSM-DID	熵平衡-DID	年度-城市 固定效应	地区特有趋势	强度 DID	重新界定 重污染行业
$Treat \times Post$	-0.0044*** (0.0014)	-0.0041*** (0.0012)	-0.0029** (0.0012)	-0.0040*** (0.0011)		
$p \times Post$					-0.0063*** (0.0011)	
$treat_2 \times Post$						-0.0070*** (0.0012)
常数项	0.2625*** (0.0612)	0.3828*** (0.0286)	0.4331*** (0.0273)	0.4021*** (0.0234)	0.3457*** (0.0550)	0.3437*** (0.0550)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度×城市	No	No	Yes	No	No	No
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11 046	18 219	24 066	24 066	16 214	16 214
R ²	0.2085	0.8861	0.2931	0.1879	0.2273	0.2286

3. 更换被解释变量的度量指标

为了避免单一度量指标可能存在的度量偏差问题,本文对被解释变量的度量方式进行了替换。首先,借鉴王雄元和黄玉菁(2017)的做法,以支付给职工以及为职工支付的现金与营业总收入之比,作为劳动收入份额的衡量指标。其次,借鉴魏下海等(2013),对劳动收入份额进行 logistic 转换,并取自然对数的方式生成被解释变量。本文分别采用上述两个指标作为被解释变量重新对基准模型进行回归。估计结果如表 6 列(1)和列(2)所示,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数依旧显著为负,支持了本文的结论。

4. 考虑样本选择对估计结果的影响

采用时间跨度过长的数据可能带来序列相关问题,进而低估双重差分估计量的标准差,使得 t 统计量偏大,导致过度拒绝原假设(Bertrand and Mullainathan, 2004)。为此,本文仅选取政策前后三年的数据,即 2009—2015 年的公司数据为样本,重新对基准模型进行回归。估计结果如表 6 列(3)所示,可以看到,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数依旧显著为负。此外,考虑到生活服务业、房地产业等非重污染行业的企业与重污染行业的企业特征具有较大的差异,本文仅保留制造业企业的样本对基准模型进行回归。估计结果如表 6 列(4)所示,可以看到,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数依旧显著为负。这表明在考虑样本选择问题后,本文的回归结果仍然稳健。

表 6 稳健性检验结果(二)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	-0.0078*** (0.0021)	-0.0525*** (0.0188)	-0.0033*** (0.0010)	-0.0051*** (0.0013)
常数项	0.6018*** (0.0906)	1.3474* (0.7869)	0.3564*** (0.0562)	0.3446*** (0.0559)
控制固定变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24 066	24 024	14 714	14 903
R ²	0.3940	0.3893	0.2371	0.2517

5.使用宏观数据检验本文的结论

采用上市公司样本可能存在样本选择问题,从而影响本文结论的外部有效性和普遍性。为此,本文基于2009—2016年各省份的面板数据,从宏观层面验证绿色信贷政策与劳动收入份额之间的因果关系。首先,借鉴谢婷婷和刘锦华(2019)的研究,以各省六大高耗能产业利息支出占比(*LOAN*)作为绿色信贷政策的替代变量,其值越大,代表该省绿色信贷约束越小。此外,劳动收入份额用各省的劳动者报酬与劳动者报酬、固定资产折旧和营业盈余之和的比值衡量。同时,选取了第一产业、第二产业和第三产业的增加值占GDP的比重、进出口总额占GDP的比重、加权平均的人均受教育年限等作为控制变量。估计结果,如表7所示。可以看出,绿色信贷约束 *LOAN* 系数显著为正,意味着绿色信贷约束越小,劳动收入份额越高。这一检验从宏观层面进一步支持了本文的基本结论。

表7 宏观层面的验证结果

	(1)	(2)
<i>LOAN</i>	0.1180*** (0.0330)	0.1341** (0.0598)
常数项	0.4982*** (0.0226)	0.5609*** (0.1349)
控制变量	No	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
N	248	239
R^2	0.1043	0.2826

6.安慰剂检验结果

如果无论企业是否属于重污染行业结论都成立,那么绿色信贷政策对劳动收入份额的影响的显著性将失去统计意义。因此,本文将是否为重污染企业这一状态随机分配给样本企业,然后用生成的模拟虚拟变量与 *Post* 的交乘项对基准模型进行回归,500次随机分配产生的处理组和控制组重复回归的结果如图2所示,可以看出虚构的交乘项的回归系数都集中在零附近,表明本文构造的虚假处理效应并不存在。

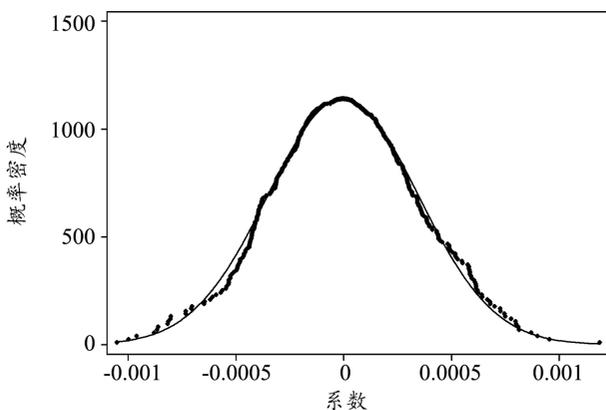


图2 安慰剂检验

五、机制分析和异质性分析

(一) 机制分析

1. 绿色信贷政策的人力资源升级效应

绿色信贷政策的重要目标是通过信贷资源的调配引导重污染企业绿色发展,在促进环境保护的同时激励企业绿色创新,而这种创新需求会提高重污染上市公司对高技能劳动力的需求,进而促使其劳动收入份额的提升,即产生人力资源升级效应。

由于上市公司未公开披露其各类工人的比重,本文参考申广军等(2020)的思路,以年份-行业-地区为一个单元,计算出高技能劳动工人比重 τ^* 作为衡量人力资源升级的指标。然后,以高技能劳动工人比重作为被解释变量,重新对基准模型进行回归,结果如表8列(2)所示。可以看到,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数显著为正,说明绿色信贷约束激励重污染行业的企业雇佣更多的高人力资本劳动者,产生了人力资源升级效应。进一步,本文同时将高技能劳动工人比重作为解释变量加入到基准模型中进行回归,结果如表8列(3)所示。可以看到,高技能劳动工人比重的回归系数显著为正。这表明,人力资源升级在中介效应模型中具体表现为遮掩效应。也就是说,重污染企业人力资源的升级可以弱化绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的降低作用。

表8 人力资源升级效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	LS	τ^*	LS
$Treat \times Post$	-0.0045*** (0.0015)	0.3572* (0.1847)	-0.0046*** (0.0015)
τ^*			0.0003*** (0.0001)
常数项	0.2138*** (0.0733)	5.0489 (7.4605)	0.2122*** (0.0732)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
N	12 312	12 312	12 312
R^2	0.2212	0.0042	0.2229

注:列(1)为剔除高技能劳动工人比重数据缺失的样本后,采用基准模型(8)的估计结果。

2. 绿色信贷政策的融资约束效应

前文理论分析表明,绿色信贷政策产生的融资约束效应会导致企业劳动收入份额的下降。为了验证该机制,本文借鉴鞠晓生等(2013)的研究,以SA指数的绝对值作为企业融资约束的度量指标。同时,为了消除企业自身指标包含的信息过量或者不足的问题,本文计算了年份-城市-行业-所有权单元内企业融资约束的均值,以此作为被解释变量,重新对基准模型进行回归,结果如表9列(2)所示。可以看出,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数显著为正,说明绿色信贷政策加剧了重污染企业的融资约束。进一步,本文同时将融资约束(SA)作为解释变量加入到基准模型中进行回归,结果如表9列(3)所示。可以看到,融资约束(SA)的回归系数显著为负,表明融资约束会引起劳动收入份额的下降。这表明,绿色信贷政策产生的融

资约束效应降低了重污染企业劳动收入份额。

上文的实证结果表明绿色信贷政策通过给重污染企业带来融资惩罚效应,降低了企业劳动收入份额。为了进一步明确绿色信贷政策如何影响企业融资约束,本文分别从企业信贷融资能力和信贷融资成本两个角度考察绿色信贷政策对企业融资约束的影响。首先,本文以企业获得的长期(短期)贷款占总资产的比例来衡量企业长期(短期)信贷融资能力,将其作为被解释变量进行回归,估计结果如表9列(4)和列(5)所示。可以看到,绿色信贷政策显著降低了重污染企业的长期信贷融资能力,而对其短期信贷融资能力的影响不显著。其次,本文使用企业财务费用占总负债的比例作为企业融资成本的代理变量,将其作为被解释变量进行回归,如表9列(6)的结果显示,绿色信贷政策显著提高了重污染企业的融资成本。

表9 融资约束效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LS	SA	LS	长期融资	短期融资	融资成本
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0042*** (0.0011)	0.0111** (0.0048)	-0.0040*** (0.0011)	-0.0097*** (0.0030)	0.0047 (0.0035)	0.0026** (0.0013)
SA			-0.0190*** (0.0063)			
常数项	0.3468*** (0.0454)	2.7069*** (0.2084)	0.3982*** (0.0492)	-0.2506** (0.1229)	0.1881 (0.1330)	-0.0780* (0.0429)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24 066	24 066	24 066	20 148	22 956	24 066
R ²	0.1881	0.7116	0.1926	0.1605	0.2972	0.1465

注:列(1)为采用基准模型(8)的估计结果。

3. 中介效应分析

考虑到上述两种机制之间可能会存在相互影响,本文在该部分展开多变量中介效应分析,估计结果见表10所示。首先,第(1)列的结果表明绿色信贷政策显著降低重污染企业劳动收入份额。其次,第(2)列和第(3)列结果表明绿色信贷政策显著提高了重污染企业人力资本水平以及融资约束。此外,第(4)列的结果表明绿色信贷政策产生的人力资源升级效应引起了重污染企业劳动收入份额的提高,但融资约束效应导致了重污染企业劳动收入份额的下降,且总的来说,重污染企业劳动收入份额呈现下降趋势。最后,本文还将两个中介变量的交乘项($\tau^* \times SA$)加入到模型中,估计结果如列(5)所示,可以看到,在控制两者的交互作用后,融资约束(SA)对重污染企业劳动收入份额的影响依旧显著为负,然而高技能劳动工人比重(τ^*)对重污染企业劳动收入份额的影响不显著,且总体上,重污染企业劳动收入份额依旧呈现下降趋势。可能的原因在于,由于绿色信贷政策的融资约束效应不仅导致重污染企业普通员工工资及其规模受到压缩,同时还制约了重污染企业绿色创新,导致人力资源升级效应受到抑制。同时,人力资源升级效应难以在短期内实现财务绩效提升,突破融资约束限制,最终导致重污染企业劳动收入份额的下降。

表 10 中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LS	τ^*	SA	LS	LS
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0045*** (0.0015)	0.3572* (0.1847)	0.0191*** (0.0060)	-0.0044*** (0.0015)	-0.0044*** (0.0015)
τ^*				0.0003*** (0.0001)	0.0006 (0.0013)
SA				-0.0104** (0.0049)	-0.0103** (0.0050)
τ^* ×SA					-0.0001 (0.0003)
常数项	0.2138*** (0.0733)	5.0489 (7.4605)	3.5675*** (0.2894)	0.2492*** (0.0758)	0.2490*** (0.0759)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12 312	12 312	12 312	12 312	12 312
R ²	0.2212	0.0042	0.7299	0.2240	0.2240

注:回归时均剔除高技能劳动工人比重数据缺失的样本。

(二) 异质性分析

1. 产权性质差异与劳动收入份额

中国重污染行业如能源、化工、钢铁和冶金等聚集了大量国有企业,《绿色信贷指引》实施后,地方政府更加注重环境因素,使得银行基于非经济因素的考虑向国有重污染企业的借款减少,尤其是长期借款的减少(Liu et al., 2019)。此外,面临信贷约束的重污染行业国有企业通过引进高技能人才改进生产工艺和进行绿色创新的动力相对较弱。因此,本文预期绿色信贷政策对国有企业劳动收入份额的影响主要表现为融资约束效应,绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的降低作用在国有企业中会更明显。为此,本文将样本区分为国有企业与非国有企业,进行分组回归,估计结果如表 11 列(1)和列(2)所示。可以看到,在国有企业样本组,交乘项 *Treat*×*Post* 的系数显著为负,而在非国有企业样本组,交乘项 *Treat*×*Post* 的系数则不显著,同时两系数相等检验也在 5%的水平上显著拒绝原假设。这表明绿色信贷政策显著降低了国有重污染企业的劳动收入份额,而对非国有重污染企业劳动收入份额影响的综合效应则不明显。

2. 劳动密集度差异与劳动收入份额

上文的分析表明,绿色信贷政策会加大企业外部融资约束,进而导致企业通过减少职工工资来降低成本。一般而言,低收入劳动者大多处于劳动密集度高的企业(刘行、赵晓阳, 2019),低收入者的人力资本水平较低且具有同质性,在劳资双方谈判中议价能力往往较低,在企业面临资金压力时更容易被降薪。因此,本文预期绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响应主要存在于劳动密集度较高的企业。其中劳动密集度为企业员工人数与企业营业收入的比例。按照不同行业各年度劳动密集度的中位数将样本分为高低两组进行回归,大于样本中位数的企业定义为劳动密集度较高的企业,否则为劳动密集度较低的企业。表 11 的列(3)和列(4)结果显示,在劳动密集度较低的企业样本组中,交乘项 *Treat*×*Post* 的系数不显著,而在劳动密集较高的企业样本组中,交乘项 *Treat*×*Post* 的系数显著为负,同时两

系数相等检验也在 1% 的水平上显著拒绝原假设,证明了本文的推理。

3. 企业经营风险与劳动收入份额

绿色信贷政策会增大企业的融资约束,这使得企业在遭遇负面冲击时更容易陷入经营困境。此时,企业通过裁员或者降薪来化解经营风险的需求更大。基于此,本文预期绿色信贷政策对重污染企业劳动收入份额的影响对于经营风险更大的企业而言应该更为显著。为此,本文借鉴刘行和赵晓阳(2019),以经营杠杆系数来衡量企业经营风险,其中经营杠杆系数=(净利润+所得税费用+财务费用+固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧+无形资产摊销+长期待摊费用摊销)/(净利润+所得税费用+财务费用)。企业经营杠杆系数越大,其营业收入下降对利润下滑的影响更大,企业遭遇负面冲击时陷入困境的可能性也就越大。本文按照不同行业各年度企业经营风险的中位数将样本分为高低两组进行回归,大于样本中位数的企业定义为经营风险较高的企业,否则为经营风险较低的企业。表 11 的列(5)和列(6)结果表明,在经营风险较低的企业样本组,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数不显著,而在经营风险较高的企业样本组,该系数显著为负,同时两系数相等检验也在 1% 的水平上显著拒绝原假设。这说明,绿色信贷政策对劳动收入份额的影响主要存在于经营风险较高的重污染企业,与本文预期相符。

表 11 异质性回归结果

	产权性质		劳动密集度		经营风险	
	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 低	(4) 高	(5) 低	(6) 高
$Treat \times Post$	-0.0051*** (0.0015)	-0.0022 (0.0015)	0.0007 (0.0011)	-0.0081*** (0.0018)	0.0007 (0.0016)	-0.0071*** (0.0014)
常数项	0.3178*** (0.0582)	0.4143*** (0.0707)	0.2243*** (0.0541)	0.4398*** (0.0757)	0.3913*** (0.0659)	0.2623*** (0.0628)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9 441	15 149	12 288	12 281	11 225	11 237
R^2	0.1736	0.2056	0.1395	0.2478	0.2246	0.2091
组间系数差异检验	$P=0.010$		$P=0.000$		$P=0.000$	

六、研究结论及启示

作为构建绿色金融政策体系的重要组成部分,绿色信贷的实施对企业微观行为的影响是一个在理论和实践中都非常重要的话题。本文利用中国沪深 A 股上市公司的数据,考察绿色信贷政策对劳动收入份额的影响。研究发现:《绿色信贷指引》颁布后,相对于非重污染企业,重污染企业的劳动收入份额显著降低。机制分析表明,绿色信贷政策可以通过人力资源升级效应和融资约束效应两种渠道影响企业劳动收入份额,两种机制作用方向相反,前者会提升企业劳动收入份额、后者会降低企业劳动收入份额。此外,绿色信贷政策对劳动收入份额的影响对于国有企业、劳动力成本较高的企业、经营风险较大的企业更为显著。

本文研究蕴涵着重要的政策含义:首先,重污染企业通过增加高技能劳动者占比进行人力资源优化,有利于提升劳动收入份额。因此,应增强绿色信贷对重污染企业进行生态创新

的正向促进作用,继续严格执行对重污染企业信贷限制,通过信贷规制“倒逼”企业改进生产工艺和生产流程,驱动企业雇佣高技能劳动力,促进企业人力资本升级,带动劳动者收入水平提高。其次,短期内虽然绿色信贷的融资约束效应有利于淘汰一批落后产能,但同时也会加剧重污染企业的经营风险,使有意愿转型升级的企业陷入“融资难”的困境,制约重污染企业通过人力资本投资等方式进行绿色创新,从而背离实施绿色信贷的目标。因此,地方政府和金融机构可以建立动态调整的奖惩机制,积极引导重污染企业加大环保投资,拓宽绿色金融客户的覆盖面,给予有绿色创新意愿且符合授信条件的企业定向金融支持,推动企业人力资源优化,从而发挥绿色信贷政策的绿色红利、技术红利、转型升级红利和劳动者收入红利等多重红利。最后,当面临如融资约束等各种压力时,企业可能会通过削减劳动者收入来达到节约成本的目的,使绿色信贷等政策给普通就业者带来不利影响。为此,在制定环境等政策时,应充分考虑政策的次生效应以及可能对劳动者收入或要素分配格局的影响,加大针对重污染企业绿色创新的特别税收优惠及专项补贴,完善社会保障体系、劳动者权益保护和职业技术教育培训等基本制度,避免政策成本向普通劳动者转嫁,以化解可能产生的负效应。

参考文献:

- 1.白重恩、钱震杰、武康平,2008:《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》,《经济研究》第8期。
- 2.陈丽娟、沈鸿,2019:《制造业产出服务化对企业劳动收入份额的影响:理论基础与微观证据》,《经济评论》第3期。
- 3.陈幸幸、史亚雅、宋献中,2019:《绿色信贷约束、商业信用与企业环境治理》,《国际金融研究》第12期。
- 4.丁杰,2019:《绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应》,《经济评论》第4期。
- 5.郭玉清、姜磊,2012:《FDI对劳动收入份额的影响:理论与中国的实证研究》,《经济评论》第5期。
- 6.胡斌红、杨俊青,2020:《环境规制与劳动收入份额:可以实现双赢吗》,《财经科学》第2期。
- 7.胡奕明、买买提依明·祖安,2013:《关于税、资本收益与劳动所得的收入分配实证研究》,《经济研究》第8期。
- 8.季宇、姜金涵、宋兰旗,2021:《绿色信贷对低碳技术进步的影响研究——基于中国省级面板数据的实证检验》,《云南财经大学学报》第9期。
- 9.鞠晓生、卢荻、虞义华,2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第1期。
- 10.刘行、赵晓阳,2019:《最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税?》,《经济研究》第10期。
- 11.陆青、鄢云、王韬璇,2021:《绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角》,《中国工业经济》第1期。
- 12.罗长远、陈琳,2012:《融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究》,《金融研究》第3期。
- 13.申广军、姚洋、钟宁桦,2020:《民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题》,《管理世界》第2期。
- 14.施新政、高文静、陆瑶,2019:《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》,《经济研究》第12期。
- 15.苏冬蔚、连莉莉,2018:《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》第12期。
- 16.汪伟、郭新强、艾春荣,2013:《融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费》,《经济研究》第11期。
- 17.王宋涛、温思美、朱腾腾,2016:《市场分割、资源错配与劳动收入份额》,《经济评论》第1期。
- 18.王馨、王莹,2021:《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期。
- 19.王雄元、黄玉菁,2017:《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花》,《中国工业经济》第4期。
- 20.王展祥、龚广祥,2017:《劳动报酬份额偏离程度分析——基于劳资议价能力的视角》,《经济评论》第1期。
- 21.魏下海、董志强、黄玖立,2013:《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经

- 验证据》,《经济研究》第8期。
22. 谢婷婷、刘锦华,2019:《绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?》,《中国人口·资源与环境》第9期。
 23. 徐胜、赵欣欣、姚双,2018:《绿色信贷对产业结构升级的影响效应分析》,《上海财经大学学报》第2期。
 24. 许永兵,2021:《扩大消费:构建“双循环”新发展格局的基础》,《河北经贸大学学报》第2期。
 25. 余东华、孙婷,2017:《环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力》,《中国工业经济》第5期。
 26. 周茂、陆毅、李雨浓,2018:《地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计》,《经济研究》第11期。
 27. 祝树金、赵玉龙,2016:《融资约束如何影响劳动收入份额》,《统计研究》第9期。
 28. Bertrand, M., and D. S. Mullainathan. 2004. “How Much Should We Trust Differences-in-differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics* 119(1):249-275.
 29. Brunnermeier, S. B., and M. A. Cohen. 2003. “Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries.” *Journal of Environmental Economics and Management* 45(2):278-293.
 30. Hainmueller, J. 2012. “Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies.” *Political Analysis* 20(1):25-46.
 31. Katz, L. F., and R. A. Margo. 2014. “Technical Change and the Relative Demand for Skilled Labor: The United States in Historical Perspective.” In *Human Capital in History: The American Record*. Edited by L.P. Boustan, C. Frydman and R. A. Margo, 15-57. Chicago: University of Chicago Press.
 32. Liu, X., E. Wang, and D. Cai. 2019. “Green Credit Policy, Property Rights and Debt Financing: Quasi-Natural Experimental Evidence from China.” *Finance Research Letters* 29:129-135.
 33. Porter, M. E., and C. Linde. 1995. “Toward a New Conception of the Environment: Competitiveness Relationship.” *Journal of Economic Perspectives* 9(4):97-118.

Research on the Impact of Green Credit Policy on Labor Income Share: Based on the Perspective of Human Capital and Credit Constraint Reallocation

Fan Yuanyuan and Li Jianjun

(School of Public Finance and Taxation, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the perspective of resource reallocation, this article uses the 2012 “Green Credit Guidelines” as a quasi-natural experiment, and uses the micro data of Chinese listed companies from 2009 to 2018 to construct a difference-in-differences model to evaluate the impact of green credit policy on the labor income share of heavily polluting companies. The research results show that the impact of green credit policy significantly reduces the labor income share of heavily polluting companies. Mechanism analysis shows that changes in the labor income share of heavily polluting enterprises are mainly due to two different resource reallocation effects. On one hand, the green credit policy can exert the effect of upgrading human resources and promote the increase of the labor income share of heavily polluting enterprises; on the other hand, the green credit policy will have a credit constraint effect, resulting in a reduction in the labor income share of heavily polluting enterprises. Further analysis shows that this effect is more significant for state-owned enterprises, labor-intensive enterprises, and higher operating risk enterprises. Based on these, this article believes that perfecting the green financial system to further encourage enterprises to increase green innovation and attach importance to the accumulation of high-quality human capital is an effective measure to achieve a “win-win” of environmental regulation and labor income share.

Keywords: Green Credit, Labor Income Share, Resource Reallocation Effect, Dual Circulation

JEL Classification: E25, G21, G28

(责任编辑:赵锐、彭爽)