

## 能源强度硬约束的分配效应：劳动收入份额视角

罗良文 罗志鹏\*

**内容提要** 实现“双碳”目标和推进共同富裕是中国在能源战略和收入分配领域实施的重要举措。本文讨论了能源强度硬约束对劳动收入份额的影响。研究表明，能源强度硬约束显著提升了企业的劳动收入份额，该结论经一系列稳健性检验和内生性处理后仍然成立。能源强度硬约束的劳动收入份额提升效应主要作用渠道为劳动工资风险溢价、劳动-机器资本替代以及劳动议价能力，且该效应存在地区劳动保障制度和企业市场势力异质性。进一步分析发现，宽松的降碳约束没有显著增加劳动收入份额，而能源强度硬约束有助于缩小收入差距。以上结论为优化兼顾公平与效率的节能降碳政策提供了理论依据，同时也为多目标下的政策协同提供了经验借鉴。

**关键词** 能源强度硬约束 劳动收入份额 降碳政策 分配效应

### 一 引言

党的二十大报告提出，逐步转向碳排放总量和强度“双控”制度。2023年7月，中央全面深化改革委员会第二次会议进一步强调，从能耗双控逐步转向碳排放双控，要坚持先立后破。为节约资源、应对气候变化，中国自“十一五”至“十三五”时期先后建立起能源强度、总量以及碳排放强度控制制度。“十四五”时期中国开始探索实施以碳排放强度控制为主、碳排放总量控制为辅的制度，但尚未正式施行碳排放总量控制。能源强度约束是中国较早提出且一以贯之持续施行的能源政策，其主要目标数

\* 罗良文，中南财经政法大学经济学院，电子邮箱：llw@zuel.edu.cn；罗志鹏（通讯作者），中南财经政法大学经济学院，电子邮箱：zhipengluluo@163.com。作者感谢国家社会科学基金重大项目（项目批准号：21&ZD072）、国家社会科学基金一般项目（项目批准号：21BJY111）的资助。

值设定策略和目标分解落实机制也较为成熟。对能源强度约束政策进行深入总结分析,有助于为碳排放双控制度的出台提供理论与经验参考。

此外,作为广泛而深刻的系统性变革,实现“双碳”目标所引发的结构性冲击势必影响到经济社会的方方面面<sup>①</sup>。因此,科学合理的降碳政策亟须在一个更加系统全面的框架下制定与施行。根据中国产业结构特点,高碳排放行业大多集中在吸纳了大量就业的工业特别是制造业。面对约束性节能降碳政策,要素相对价格发生变化将提升劳动作为相对“清洁”要素的重要性。这些因素将改变要素收入分配结构。党的二十大报告也提出,努力提高居民收入在国民收入分配中的比重,提高劳动报酬在初次分配中的比重。节能降碳政策的设计不应仅局限于其效率维度,还应兼顾公平。由此引出的一个更加具体、更深层次的问题是,诸如能源强度目标约束等一系列强制性外部冲击将对初次分配产生怎样的影响?能源强度硬约束能否优化分配结构、缩小收入差距?回答好以上问题有助于在多目标平衡的政策体系中统筹推进“双碳”目标与共同富裕,提高政策的效能与协调性。

节能降碳政策在削减碳排放、提升碳效率等方面的效果已经被政策设计者和学界认可(刘华军等,2022;吴茵茵等,2021;Lemoine & Rudik, 2017;Reynaert, 2021)。与此同时,学者们还对节能降碳政策的溢出效应进行了讨论,讨论议题主要集中在降碳政策的设计与执行偏差所引发的“副作用”(李江龙、徐斌,2018;林伯强,2022)、降碳政策对宏观经济的潜在影响(吴施美等,2022;张宁、张维洁,2019)等方面。目前鲜有研究从战略联动的视角分析降碳政策对劳动力市场的影响。虽然部分研究涉及约束性碳减排对区域就业和工资收入的影响(周亚虹等,2023),但这些研究主要基于宏观机制的讨论,对节能降碳政策如何影响劳动收入份额以及微观机制缺乏讨论。有鉴于此,本文首先对能源强度硬约束进行刻画,再从劳动收入份额的决定因素着手分析和探讨能源强度硬约束对劳动收入份额的影响机制,并基于企业层面的微观数据验证和识别能源强度硬约束对劳动收入份额的影响。

本文的边际贡献包括以下四点。第一,在目前能耗双控向碳排放双控过渡阶段,本文通过整理各城市《政府工作报告》,刻画了历年城市层面能源强度硬约束,分析并总结了能源强度控制及其分解落实机制,提供了城市层面政策遵从效果的数据支撑,增进了“加强碳排放双控基础能力建设,健全碳排放双控各项配套制度”的政策讨论。第二,目前已有文献多聚焦于降碳政策的效率评估,普遍认为市场型降碳措施比政府

<sup>①</sup> “双碳”即碳达峰与碳中和的简称。

指令型降碳措施更为有效。区别于既往研究，本文重点讨论节能降碳政策的收入分配效应，从公平视角提升了节能降碳政策评估的广度和深度，为节能降碳政策多重效应分析提供了一个新的切入视角和理论框架。第三，本文在“双碳”目标和共同富裕愿景下，探讨能源强度硬约束作用于劳动收入份额的微观理论机制，揭示能源强度硬约束在优化分配结构过程中的潜在作用，对协同性战略设计提供了经验借鉴和支撑。第四，本文除了关注劳动、资本等要素间的收入分配平衡，还进一步讨论了能源强度硬约束对企业内部收入分配的影响，有益补充了已有关于劳动收入份额的研究，并为进一步优化收入分配政策提供了启示。

## 二 制度背景与典型事实

长期以来，中国的降碳政策以节能措施为主（林伯强、刘希颖，2010）。林伯强（2022）认为，提高能效是成本低廉且有效的碳减排措施。回溯过去的政策实践，带有强制性的能源强度硬约束是从“十一五”时期开始的。中共中央“十一五”规划建议第一次出现“重视控制温室气体排放”的表述，“十一五”规划纲要首次明确提出了控制能源强度的约束性指标，即单位国内生产总值能源消耗比“十五”期末降低20%左右。国家发展和改革委员会2006年向国务院提交的《“十一五”期间各地区单位生产总值能源消耗降低指标计划》，将全国能源强度约束目标分解到各省。各省也配套出台了相关计划，将省级目标进一步分解到各地州市。此后每个五年规划纲要均涉及能源强度的约束性指标。通过政策梳理不难发现，能源强度约束目标从全国到地方的空间维度分解具有很强的刚性，通常都有明确的文件规定。但地方政府对能源强度约束目标在五年计划周期内时间维度的分解具有很大的灵活性和自由裁量权。具体表现在地方政府每年的《政府工作报告》一旦提出具体的能源强度降低数值目标，将成为政府全年施政的一项硬性约束。

2022年党的二十大报告提出，积极稳妥推进碳达峰碳中和，完善能源消耗总量和强度调控，重点控制化石能源消费，逐步转向碳排放总量和强度“双控”制度。这说明中国降碳目标和手段正从间接向直接转变。但这并不意味着能源总量与强度“双控”制度会立即退出，在较长时间内仍将与碳排放总量和强度“双控”制度共存。事实上，《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》中仍明确提出单位国内生产总值（GDP）能耗下降13.5%的约束性指标。这反映出，作为间接碳减排政策的节能调控措施在未来一段时期内仍是实现“双碳”目标的重要抓手。

从劳动收入份额的变动特征上看，全球劳动收入份额自 20 世纪初开始呈现违背“卡尔多典型事实”的下降趋势（Karabarbounis & Neiman, 2014）。图 1 展示了中国单位 GDP 能耗与劳动收入份额的变化情况。单位 GDP 能耗可以作为以单位 GDP 能耗下降为目标的能源强度硬约束的反测度。可以看到，中国单位 GDP 能耗总体呈现倒 U 形的变化趋势，而劳动收入份额则呈现 U 形的变化趋势，二者具有明显的负相关关系，即能源强度硬约束与劳动收入份额有较强的正相关关系。二者的转折区间均出现在 2005 - 2007 年间，这与中国能源强度硬约束开始的时间节点（“十一五”时期）接近。因此，有理由推测能源强度硬约束对劳动收入份额的变化起到部分推动作用。虽然图 1 仅呈现了能源强度硬约束与劳动收入份额的相关关系，具体的因果关系后文会进行识别与讨论，但这无疑增强了本文探究能源强度硬约束是否以及如何影响劳动收入份额的研究动机。

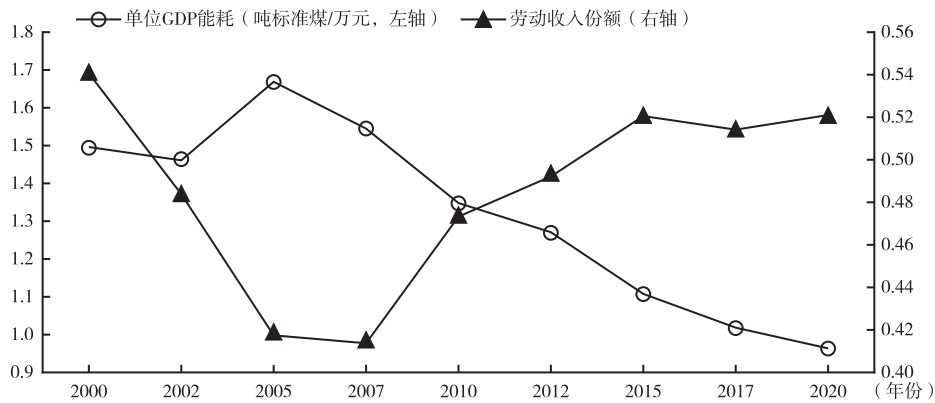


图 1 单位 GDP 能耗与劳动收入份额的变化情况

注：劳动收入份额为劳动者报酬/增加值；单位 GDP 能耗为能源消费总量/GDP；计算涉及的价值量均转换为可比价格。

资料来源：根据国家统计局网站数据计算得到。

### 三 理论分析与研究假设

从理论上考察劳动收入份额的变动目前有两种研究思路。第一种是在外部冲击下研究高劳动收入群体对低劳动收入群体的替代。从宏观视角，这种替代是经济部门的结构变化，反映在经济模型中表现为异质性生产厂商占比的相对变化（Acemoglu & Restrepo, 2018）。另一种则是在外部冲击下从微观视角分析单位平均劳动收入份额的

变化，反映在经济模型中则是代表性厂商的行为所引致的后果（Oberfield & Raval, 2021）。由于本文主要基于企业层面的微观样本，无法识别产业结构等宏观因素变动导致的结构性劳动收入份额变动。此外，Kehrig & Vincent（2021）的研究也发现，美国制造业劳动收入份额的整体下降不是由于企业进入-退出、“超级明星”企业增长更快或大型企业降低其劳动收入份额所致，更多的是微观层面企业劳动收入份额的全面下降引起的。因此，本文基于第二种思路并参考文雁兵和陆雪琴（2018）对劳动收入分配决定机制的讨论，从企业风险、要素替代、劳动议价能力三个视角分析能源强度硬约束的微观收入分配效应。

首先，从企业风险视角分析，严格的环境监管使企业面临的“信贷违约”“关停并转”风险增加（曹军新、姚斌，2014；罗知、齐博成，2021）。这些因素叠加推升了企业经营中内部与外部的不确定性（罗党论等，2016），也容易造成决策扭曲进而陷入亏损，扩大企业所在地的系统性风险（范剑勇等，2021）。已有研究认为，企业风险通过改变企业雇员与企业所有者的风险担当影响劳动收入份额。在激励相容约束以及确定性等价条件下，劳动者的期望工资与企业风险负相关，这使得劳动收入份额与企业风险正相关（贾坤、申广军，2016）。此外，企业风险也增加了企业裁员降薪的可能性并对劳动收入份额产生负面影响。但总体而言，能源强度硬约束针对的企业或者行业并未涵盖所有地区的所有企业。在全局就业环境不发生改变的前提下，职工可以“跳槽”到其他未受到政策冲击的企业或者行业。因此，受到政策影响的企业或行业需要支付更多的工资风险溢价对不确定性进行补偿，进而提升了劳动收入份额。

其次，从要素替代视角分析，劳动收入份额是一个相对的概念，取决于劳动和其他要素的替代弹性。无论是市场型还是指令型的节能减排措施，均会对单位能源服务价格形成政策性的外生加价（王班班、齐绍洲，2016）。企业根据要素的相对成本，重新调整投入配置。由于劳动与能源的替代性较强，而能源与资本则具有一定互补性（于立宏、贺媛，2013），在能源强度硬约束下，相较于雇佣劳动的成本，雇佣资本的潜在成本升高，因此表现出劳动对资本的替代效应。资本形成在核算过程中有多种类型，部分资本能耗较高，且表现出对劳动的强替代，例如耗能较高的机器设备。部分资本能耗较小，与劳动的互补性较强，例如增强劳动生产率的办公设备以及与技术研发相关的人力资本累积（Acemoglu & Restrepo, 2018）。因此，当企业受到能源强度硬约束政策冲击时，人力资本的累积速度快于机器资本。由于收入分配中人力资本回报主要以劳动报酬的形式体现，能源强度硬约束最终表现为劳动对机器资本的替代效应，进而促进劳动收入份额的提升。



最后,从劳动议价能力视角分析,当要素报酬分配中不存在摩擦或者扭曲时,劳动收入份额应与劳动对生产的贡献份额一致,即劳动收入份额取决于劳动生产率与其他要素生产率的比值。但要素报酬的分配往往与要素贡献不成比例(Dube et al., 2016)。根据经验数据分析,厂商在工资定价中往往具有一定的垄断势力(Cauvel & Pacitti, 2022),这种垄断势力使工资偏离均衡点,形成工资减价(诸竹君等, 2023)。能源强度硬约束缩小了企业雇佣其他要素的可行集,削弱了企业在劳动力市场中的垄断势力,强化了劳动的议价能力,进而减少工资定价对其影子价格的偏离,促进劳动收入份额的提升。

根据上述分析,能源强度硬约束可以通过提高劳动工资风险溢价、劳动-机器资本替代以及劳动议价能力三个渠道来提高企业劳动收入份额。据此,本文提出以下核心假设。

H1: 能源强度硬约束将促进企业劳动收入份额的提高。

劳动保障制度对企业雇佣劳动以及工资水平产生棘轮效应,即劳动保护制度越健全,企业在裁减员工、降薪时将受到越严格的约束(刘媛媛、刘斌, 2014)。能源强度硬约束下,裁员、降薪是企业面对政策冲击可行的非均衡调整方式。但劳动保障制度使企业裁员、降薪面临更高昂的道德、经济、法律成本(蒋帆、于大川, 2021)。因此,劳动保障制度使企业朝更有利于劳动者的方向调整生产决策,进而扩大能源强度硬约束对劳动收入份额的正向效应。据此,本文提出第二个假设。

H2: 在劳动保障制度完善的地区,能源强度硬约束对企业劳动收入份额的提升效应更大。

企业受到能源强度硬约束时不会承受所有的政策冲击。一方面,部分约束冲击可以在产品市场沿生产链转嫁给消费者或者其他关联企业。另一方面,企业也可以在金融市场融资以填补政策的遵从成本,这本质上是将政策遵从成本转移到未来。两种方式均减少了企业当下对政策的实际遵从。企业对政策成本的转移程度取决于两个因素。一方面,企业将政策成本转嫁给消费者或者其他关联厂商,需要企业在产品市场拥有一定垄断定价权(童锦治等, 2015)。企业价格加成越高,市场优势越大,其转嫁外部冲击引发额外成本的能力就越强(陈小亮、陈伟泽, 2017)。另一方面,企业将政策成本转移到未来,需要在金融市场进行融资。融资成本越低,其向未来平滑外部冲击引发的额外成本越低,向其他企业转移风险的能力也越强(杨子暉等, 2020)。因此,价格加成高、融资成本低的企业,能够凭借其在市场上的优势地位减少实际的能源强度硬约束遵从,劳动收入份额受到的影响也相应降低。据此,本文提出第三个假设。

H3: 市场势力越强的企业,能源强度硬约束对其劳动收入份额的提升效应越弱。

## 四 实证研究设计

### （一）回归模型

为了检验理论分析假设，本文的实证分析基准回归模型设定如下：

$$ls_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 eic_{j,t} + \beta_2 cvf_{i,t} + \beta_3 cvc_{j,t} + \gamma_i + \lambda_t + \mu_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式（1）中， $i$ 表示企业， $j$ 表示地区， $t$ 表示年份， $k$ 表示行业。 $ls_{i,t}$ 为企业劳动收入份额。 $eic_{j,t}$ 为本文关注的核心解释变量能源强度硬约束，当地区受到能源强度硬约束时取值1，反之取值0。 $cvf_{i,t}$ 为企业层面控制变量， $cvc_{j,t}$ 为地区层面控制变量。 $\gamma_i$ 为企业固定效应， $\lambda_t$ 为年份固定效应， $\mu_{k,t}$ 为行业-年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

### （二）变量构造

#### 1. 被解释变量：劳动收入份额（ $ls$ ）

由于本文主要从微观层面进行分析，故采用企业职工收入份额作为劳动收入份额的微观代理变量。具体构造方法参考肖土盛等（2023）的研究，采用要素成本法测算，以“支付给职工以及为职工支付的现金”除以“营业收入-营业成本+支付给职工以及为职工支付的现金+固定资产折旧”作为劳动收入份额的衡量指标。其中，“支付给职工以及为职工支付的现金”不仅包含工资、奖金、津贴等工资性收入，还包含了保险、公积金等福利收入，能够较为准确合理地度量职工收入水平。

#### 2. 核心解释变量：能源强度硬约束（ $eic$ ）

本文的核心解释变量为能源强度硬约束。能源强度硬约束的代理变量须具备强约束力和实质性特征，且变量的主体是地方政府。根据既往实践，为了让政策“因地制宜”地落地施行，中国治理体系中的“行政发包制”特征突出（周黎安，2007）。特别是在节能减排等具体目标方面，中央的五年规划纲要中约束性指标最终会层层分解到地方政府，且中央的约束性指标设定之初也会参考地方政府上报的情况。因此，企业受到的政策干预更多地取决于所在区域政府执行的决心与力度。面对“由下上报”或者“由上下达”的能源强度目标，主政者经过研判后会采取两种不同的方式将目标分配到各年执行。一方面，如果分解指标随经济发展“自然”实现，则地方政府不会将其作为反复提及的核心工作目标。另一方面，如果该指标的实现存在一定难度，地方政府将在当年政府工作报告中明确具体目标进行政策性宣誓。由于地方政府工作报告是一年工作重点的阐述性文件，且是一种政策性的宣誓（徐现祥、刘毓芸，2017），政府在该年度的工作会以此为导向。因此，地方政府是否在其政府工作报告中宣誓能

源强度目标成为识别该地区是否受到能源强度硬约束的一个重要体现。秉持这一原则，借鉴余泳泽等（2020）的方法，本文通过识别地方政府工作报告中全年约束性目标是否包含具体的能源强度降低数值目标作为构造能源强度硬约束的依据。具体而言，若地方政府工作报告中有明确具体的能源强度降低数值目标<sup>①</sup>，本文则将该地区视作存在能源强度硬约束，*enic* 取值为 1，反之则视为不存在能源强度硬约束，*enic* 取值为 0。一些地方政府工作报告中模糊性地提出“加快节能改造”“争取完成省级政府下达的节能减排目标”等表述，本文不将其视为受到实质性的能源强度硬约束。

### 3. 控制变量

本文除了设置固定效应控制部分时间、企业两个平行维度以及年份 - 行业交叉维度的混杂因素外，还加入了一系列城市和企业层面的控制变量，控制可能同时影响政府决策和企业劳动收入份额的混杂因素。本文在城市层面加入的控制变量为：经济发展水平 (*pgdp*)，以地区人均 GDP 对数衡量；产业结构 (*indstru*)，以地区第二产业 GDP 占地区 GDP 的比重衡量；基础设施水平 (*road*)，以地区道路总面积对数衡量。在企业层面加入的控制变量为：企业规模 (*size*)，以企业总资产对数衡量；企业年龄 (*age*)，以企业上市的年数对数衡量；总资产负债率 (*tl*)，以企业的负债合计与总资产的比值衡量；现金流量 (*cflow*)，以企业经营活动产生的现金流净额与总资产的比值衡量；资产利润率 (*roa*)，以企业净利润与总资产的比值衡量；产权性质 (*soc*)，以是否是国有企业衡量；第一大股东持股比 (*top*)，以第一大股东持股数占总股数比重衡量；机构持股比 (*ish*)，以机构持股数占总股数比重衡量。此外，鉴于部分企业的高管同时担任人大代表、政协委员等兼职，参与了《政府工作报告》决策、起草、修订等过程。为了缓解由此产生的内生性问题，本文在回归模型中还控制了政治关联变量。政治关联 (*pc*) 变量的构造方法参考范子英和周小昶 (2022) 的研究，若企业高管有人大代表、政协委员等任职情况取值为 1，反之取值为 0。

### 4. 机制变量

本文考察的渠道机制分别为工资风险溢价、劳动 - 机器资本替代以及劳动议价能力。首先，工资风险溢价 (*risk*) 采用企业风险作为代理变量。职工对于企业风险的认知受到所处地区整体经济环境的影响，当所在地区亏损的企业比重增加，职工会增加对风险的期望补偿。参考贾琄和申广军 (2016) 的研究，企业风险以当年地区亏损上市公司数与该地上市公司总数的比值衡量。其次，能源强度硬约束冲击使劳动要素投入替代与能源使用密切相关的资本要素投入。由于资本统计核算中包含装修费、办公

<sup>①</sup> 例如武汉市政府在 2009 年的政府工作报告中提到“万元生产总值综合能耗下降 4% 以上”。



设备等受冲击影响较小的资本品，参考钱雪松和石鑫（2024）的研究，本文采用员工人数与固定资本原值项目类型中机器设备资本期末余额的比值对数度量劳动-机器资本替代（*lkr*）。最后，劳动议价能力（*lbp*）与工资定价高低正相关，而劳动工资是由劳动者与厂商在劳动力市场中互动达到均衡所决定。厂商在劳动力市场具备一定垄断定价权，劳动要素工资价格低于其影子价格。偏离影子价格部分被称为工资减价，可以作为劳动议价能力的度量。参考诸竹君等（2023）的研究，本文在超越对数生产函数下估计工资减价，并将工资减价倒数作为劳动议价能力的测度。

### （三）数据说明

本文实证分析使用2003-2021年地级市和直辖市所辖A股上市公司的样本。被解释变量以及企业层面控制变量来自中国经济金融研究数据库（CSMAR），城市层面控制变量来自《中国城市统计年鉴》、EPS全球统计数据/分析平台、万德（Wind）以及中国研究数据服务平台（CNRDS），核心解释变量能源强度硬约束指标的构造与识别基于各地《政府工作报告》，即各地市长每年在地方人民代表大会上所作年度工作报告。本文所采用的《政府工作报告》主要来源是地方政府门户网站。部分政府门户网站没有提供较早年份的《政府工作报告》，本研究采用依申请公开的方式获得。为了降低异常值和离群值对计量结果的影响，本文对数据进行以下处理：第一，由于金融行业受到的监管以及自身的资产负债情况均具有特殊性，故剔除金融行业样本；第二，剔除ST、\*ST、PT等非正常交易状态的样本；第三，剔除关键变量严重缺失的样本；第四，剔除明显不符合会计准则的异常值样本；第五，剔除观测值不足两年的样本；第六，对企业层面的连续变量进行前后1%的截尾处理。经处理后的变量描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

| 变量类型         | 变量           | 观测值   | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值    |
|--------------|--------------|-------|--------|--------|--------|--------|
| 被解释变量        | <i>ls</i>    | 34267 | 0.281  | 0.132  | 0.049  | 0.756  |
| 核心解释变量       | <i>eic</i>   | 34267 | 0.327  | 0.469  | 0      | 1      |
| 企业层面<br>控制变量 | <i>size</i>  | 34267 | 22.024 | 1.332  | 18.989 | 25.985 |
|              | <i>age</i>   | 34267 | 2.143  | 0.821  | 0.000  | 3.296  |
|              | <i>tl</i>    | 34267 | 0.450  | 0.216  | 0.054  | 1.016  |
|              | <i>cflow</i> | 34267 | 0.046  | 0.074  | -0.195 | 0.261  |
|              | <i>roa</i>   | 34267 | 0.033  | 0.071  | -0.319 | 0.290  |
|              | <i>soc</i>   | 34267 | 0.467  | 0.499  | 0      | 1      |
|              | <i>top</i>   | 34267 | 35.362 | 15.310 | 8.790  | 75.190 |
|              | <i>ish</i>   | 34267 | 48.483 | 24.280 | 0.438  | 95.981 |
|              | <i>pc</i>    | 34267 | 0.283  | 0.450  | 0      | 1      |

续表

| 变量类型         | 变量             | 观测值   | 均值      | 标准差    | 最小值     | 最大值    |
|--------------|----------------|-------|---------|--------|---------|--------|
| 城市层面<br>控制变量 | <i>pgdp</i>    | 34267 | 11.304  | 0.623  | 7.841   | 15.675 |
|              | <i>indstru</i> | 34267 | 42.210  | 11.597 | 9.490   | 90.970 |
|              | <i>road</i>    | 34267 | 8.431   | 1.019  | 2.639   | 10.178 |
| 机制变量         | <i>risk</i>    | 34267 | 0.088   | 0.104  | 0.000   | 1.000  |
|              | <i>lkr</i>     | 21661 | -11.890 | 1.647  | -19.765 | -0.128 |
|              | <i>lbp</i>     | 29548 | -2.431  | 0.800  | -6.599  | 1.952  |

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR 数据库、Wind 数据库、EPS 数据库、CNRDS 数据库计算得到。

## 五 实证结果与分析

### (一) 基准回归

表 2 汇报了基准回归的结果。回归结果显示，各模型核心解释变量的估计系数均在 1% ~ 5% 水平上显著为正，假设 H1 得到验证，即能源强度硬约束会促进企业劳动收入份额的提升。以第 (4) 列的回归结果为例，相较于没有能源强度硬约束的城市，有能源强度硬约束城市的企业劳动收入份额平均提高了 0.0046 个单位，即能源强度硬约束年平均提升劳动收入份额约 1.64% ( $=0.0046/0.281 \times 100\%$ )。

表 2 基准回归结果

|                | 劳动收入份额               |                       |                      |                       |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                | (1)                  | (2)                   | (3)                  | (4)                   |
| 能源强度硬约束        | 0.0039**<br>(0.0019) | 0.0054***<br>(0.0018) | 0.0034**<br>(0.0016) | 0.0046***<br>(0.0016) |
| 控制变量           | 否                    | 否                     | 是                    | 是                     |
| 企业固定效应         | 是                    | 是                     | 是                    | 是                     |
| 年份固定效应         | 是                    | 是                     | 是                    | 是                     |
| 行业 - 年份固定效应    | 否                    | 是                     | 否                    | 是                     |
| 观测值            | 34267                | 34267                 | 34267                | 34267                 |
| R <sup>2</sup> | 0.5465               | 0.5975                | 0.6673               | 0.6956                |

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR 数据库、Wind 数据库、EPS 数据库、CNRDS 数据库计算得到。

## （二）稳健性检验

为提高估计结果的可靠性和可信度，本文通过替换被解释变量、改变样本研究时期、改变标准误聚类层级以及固定效应口径、排除其他政策干扰等方式对基准模型结果进行稳健性检验。首先，已有研究以“支付给职工以及为职工支付的现金/营业总收入”度量企业劳动收入份额（施新政等，2019），本文采用该测算方法构建新的劳动收入份额指标进行稳健性检验。回归结果如表3第（1）列所示，关键解释变量系数仍然在5%的水平上显著，回归系数估计值为0.0025。由于营业收入包含了一些非要素收入，降低了核算的劳动收入份额指标。此外，由于劳动收入份额的取值范围为 $[0, 1]$ ，本文参照李稻葵等（2009）的做法将劳动收入份额以 $\ln[ls/(1-ls)]$ 形式进行转换构造劳动收入份额指标。回归结果如表3第（2）列所示，核心解释变量的系数为0.0231且在1%水平上显著。

表3 稳健性检验结果

|                | 替换被解释变量               |                        | 改变样本研究时期               |                        | 改变标准误聚类层级              | 改变固定效应口径               | 排除其他政策干扰               |                        |                        |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                | (1)                   | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    | (7)                    | (8)                    | (9)                    |
| 能源强度硬约束        | 0.0025 **<br>(0.0012) | 0.0231 ***<br>(0.0084) | 0.0058 ***<br>(0.0016) | 0.0059 ***<br>(0.0017) | 0.0046 ***<br>(0.0014) | 0.0046 ***<br>(0.0016) | 0.0046 ***<br>(0.0016) | 0.0046 ***<br>(0.0016) | 0.0050 ***<br>(0.0017) |
| 控制变量           | 是                     | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 企业固定效应         | 是                     | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 年份固定效应         | 是                     | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 行业-年份固定效应      | 是                     | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 观测值            | 34258                 | 34267                  | 31695                  | 29429                  | 34267                  | 34267                  | 34267                  | 34267                  | 31850                  |
| R <sup>2</sup> | 0.7118                | 0.7042                 | 0.7004                 | 0.6947                 | 0.6954                 | 0.6956                 | 0.6956                 | 0.6956                 | 0.6946                 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；除第（5）列外，括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR数据库、Wind数据库、EPS数据库、CNRDS数据库计算得到。

其次，由于 A 股上市公司在研究期间经历了 2008 年国际金融危机以及 2015 年证券市场异常波动的冲击，本文将 2008 - 2009 年作为国际金融危机的时间窗口，将 2015 年作为证券市场异常波动影响的时间窗口。表 3 第 (3) 列为剔除 2008 - 2009 年样本的回归结果，第 (4) 列为同时剔除 2008 - 2009 年样本以及 2015 年样本的回归结果。可以看到，剔除两次冲击影响后，回归系数分别为 0.0058 和 0.0059，且均在 1% 水平上显著。

再次，表 3 第 (5) 列为标准误聚类到行业层面的回归结果，第 (6) 列为将行业 × 年份固定效应中行业的分类口径从中国证监会《上市公司行业分类指引（2012 年修订）》中的大类改变为门类的回归结果。结果显示，能源强度硬约束的回归系数与基准回归结果基本一致且均在 1% 水平上显著。

最后，苏栎芳等（2021）的研究发现，“营改增”政策以及国企改革对劳动收入份额产生较大影响。为了剔除以上政策的干扰，本文在回归中进一步控制以上两个政策效应。具体而言，参考鹏飞等（2020）对“营改增”政策的识别，本文在行业维度将建筑业，房地产业，住宿和餐饮业，金融业，水利、环境和公共设施管理业，居民服务、修理和其他服务业，教育，卫生和社会工作，文化、体育和娱乐业作为对照组行业，其他行业作为处理组行业。在地区 - 时间维度，所在地为江苏、安徽、福建、广东、浙江、湖北、北京、天津的“营改增”政策发生年份设置为 2012 年，即 2012 年之前年份取值为 0，2012 年及之后年份取值为 1。除上述区域外的地区“营改增”政策发生年份设置为 2013 年。

本文将受政策影响行业与政策实施时间的交互项作为识别“营改增”政策的关键变量加入基准回归模型中，回归结果如表 3 第 (7) 列所示，能源强度硬约束的估计系数没有改变，且在 1% 水平上显著。参考易阳等（2021）关于国企改革政策的识别策略，本文将相对于样本初始时期国有股累计转让比例达 5% 的国有企业视作实施了混改，将国有股累计转让比例达 5% 的时间节点作为混改实施的时间节点构造混改发生的指示变量。是否实施混改与混改实施时间的交互项即为识别国企改革的关键变量。将该交互项加入基准回归模型后的回归结果如表 3 第 (8) 列所示，能源强度硬约束的估计系数同样没有改变，且在 1% 水平上显著。此外，为了排除其他环境政策的影响，本文还参考余泳泽等（2020）的研究构造了地方政府污染目标约束政策变量。如表 3 第 (9) 列所示，在控制地方政府污染目标约束后回归结果依然稳健。

### （三）内生性处理

为了缓解遗漏变量导致的内生性问题，本文采用工具变量法选取“官员晋升积极性×官员晋升压力”作为能源强度硬约束的工具变量。官员晋升积极性使用“全国市长平均上任年龄/本市市长上任年龄”加以刻画，官员晋升压力则使用“本省内地级市数量”衡量。由于样本包含直辖市，考虑到直辖市同级别的晋升竞争压力，直辖市的“本省内地级市数量”取值设定为4，即全国直辖市数量。

工具变量的选取需同时满足相关性和排他性。从“官员晋升积极性”与能源强度硬约束相关性上看，对于相对年轻的市长，其未来获得晋升的潜力更大、提升政绩的积极性也更高，因此有更加强烈的动机提出能源强度硬约束目标以突出政绩。在“官员晋升积极性”的排他性方面，市长年龄并不直接影响企业的行为，而是通过节能降碳政策间接影响劳动收入份额。余泳泽和潘妍（2019）认为，虽然各省所辖地级市数量存在差异，但省级层面干部职位数量基本相同，地级市数量越多的省份省内晋升压力越大。此外，由于“标尺效应”的存在，地方政府目标设定会受到其他同级地方政府的影响。因此，同级压力越大，该地区提出能源强度硬约束目标的倾向性就越强，“官员晋升压力”满足相关性要求。在“官员晋升压力”的排他性方面，其他地区设置的目标对本地区经济系统造成的影响有限，且本地区的企业也没有动机影响其他地区的能源强度目标。因此“官员晋升压力”也满足排他性要求。此外，一些研究认为生态资源丰富的地区受到上级环境监管的力度更大。这些地区提出能源强度硬约束目标的倾向也更高。考虑到这一问题，本文还参考商玉萍等（2023）的研究，采用了“河流密度×滞后一期的能源强度硬约束”作为工具变量进行了补充性的检验。

表4汇报了工具变量法的回归结果。第（1）列和第（2）列为采用“官员晋升积极性×官员晋升压力”作为工具变量的回归结果。第一阶段“官员晋升积极性×官员晋升压力”对能源强度硬约束的回归系数为0.0691，且通过了1%的显著性水平检验。结果说明“官员晋升积极性×官员晋升压力”显著提高了地区设置能源强度硬约束的概率。第二阶段采用“官员晋升积极性×官员晋升压力”对能源强度硬约束的回归拟合值与企业劳动收入份额进行回归，回归系数为0.0163，在10%水平上显著。该结果与基准回归的结论一致。第（3）列和第（4）列为采用“河流密度×滞后一期的能源强度硬约束”作为工具变量的回归结果，结果与第（1）列和第（2）列相近。以上回归结果说明，采用工具变量法有效缓解内生性问题后，能源强度硬约束仍显著提升了企业劳动收入份额，与基准回归结论一致。



表 4 工具变量回归结果

|                               | 能源强度硬约束                | 劳动收入份额               | 能源强度硬约束                | 劳动收入份额                |
|-------------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
|                               | (1)                    | (2)                  | (3)                    | (4)                   |
| 能源强度硬约束                       |                        | 0.0163 *<br>(0.0096) |                        | 0.0132 **<br>(0.0062) |
| 官员晋升积极性 × 官员晋升压力              | 0.0691 ***<br>(0.0031) |                      |                        |                       |
| 河流密度 × 滞后一期能源强度硬约束            |                        |                      | 2.2800 ***<br>(0.0905) |                       |
| 控制变量                          | 是                      |                      | 是                      |                       |
| 企业固定效应                        | 是                      |                      | 是                      |                       |
| 年份固定效应                        | 是                      |                      | 是                      |                       |
| 行业 - 年份固定效应                   | 是                      |                      | 是                      |                       |
| 拉格朗日乘子 (LM) 统计量               | 456.315 ***            |                      | 795.329 ***            |                       |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 506.606                |                      | 635.348                |                       |
| 观测值                           | 34129                  |                      | 32414                  |                       |
| R <sup>2</sup>                | 0.2420                 |                      | 0.2410                 |                       |

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR 数据库、Wind 数据库、EPS 数据库、CNRDS 数据库计算得到。

#### (四) 渠道机制分析

本部分对能源强度硬约束影响劳动收入份额的渠道机制进行检验，结果如表 5 所示。第 (1) 列为能源强度硬约束对企业风险的回归结果。能源强度硬约束的回归系数为 0.0037，且通过了 5% 的显著性水平检验，说明能源强度硬约束增加了企业面临的风险。第 (2) 列为同时加入能源强度硬约束和企业风险对劳动收入份额的回归结果，能源强度硬约束回归系数为 0.0044，通过了 10% 的显著性水平检验。该系数小于基准回归中的系数 0.0046，说明存在能源强度约束通过增加企业风险提高劳动收入份额的机制。

第 (3) 列为能源强度硬约束对劳动 - 机器资本替代的回归结果，结果显示能源强度硬约束促进了劳动对机器资本的替代。第 (4) 列为同时加入能源强度硬约束和劳动 - 机器资本替代对劳动收入份额的回归结果。两者同时纳入后，能源强度硬约束的回归系数变为不显著，说明能源强度约束通过增加劳动 - 机器资本替代提高劳动收入份额的机制成立。

第（5）列为能源强度硬约束对劳动议价能力的回归结果，结果表明能源强度硬约束增强了劳动者的议价能力。第（6）列为同时加入能源强度硬约束和劳动议价能力对劳动收入份额的回归结果，结果也证实了能源强度约束通过增加劳动议价能力提高劳动收入份额的机制。

表 5 渠道机制检验结果

|                | 工资风险溢价                |                        | 劳动 - 机器资本替代            |                        | 劳动议价能力                 |                        |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                | 工资风险溢价                | 劳动收入份额                 | 劳动 - 机器<br>资本替代        | 劳动收入份额                 | 劳动议价能力                 | 劳动收入份额                 |
|                | (1)                   | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
| 能源强度硬约束        | 0.0037 **<br>(0.0017) | 0.0044 ***<br>(0.0016) | 0.2900 ***<br>(0.0314) | 0.0024<br>(0.0019)     | 0.0284 ***<br>(0.0099) | 0.0023<br>(0.0014)     |
| 工资风险溢价         |                       | 0.0536 ***<br>(0.0067) |                        |                        |                        |                        |
| 劳动 - 机器资本替代    |                       |                        |                        | 0.0049 ***<br>(0.0012) |                        |                        |
| 劳动议价能力         |                       |                        |                        |                        |                        | 0.0973 ***<br>(0.0030) |
| 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 - 年份固定效应    | 是                     | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 观测值            | 34267                 | 34267                  | 21411                  | 21411                  | 29484                  | 29484                  |
| R <sup>2</sup> | 0.2992                | 0.6969                 | 0.7522                 | 0.7213                 | 0.7838                 | 0.7822                 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR数据库、Wind数据库、EPS数据库、CNRDS数据库计算得到。

### （五）异质性分析

基准模型结果显示，能源强度硬约束整体提升了劳动收入份额。但能源强度硬约束的劳动收入份额效应是否因地区制度或企业特征存在差异？对此进行讨论，有利于促进能源强度硬约束等降碳政策因地制宜、因企施策，提高政策精准性。

在劳动保障制度方面，本文从劳动保护和法律保障两个维度进行考察。劳动争议处理率是地区劳动保护的重要体现。参考吴敏等（2023）的研究，本文采用“当期劳动争议案件结案数/（当期劳动争议案件受理数 + 上期劳动争议案件未结案数）”进行

衡量。法律制度环境体现了地区的法律保障，参考钱雪松和石鑫（2024）的研究，本文采用樊纲指数中的“市场中介组织的发育与法律制度环境指数”进行度量。由于劳动争议处理率是劳动保护的反测度，因此在设置劳动保护虚拟变量时根据中位数原则，劳动争议处理率高于中位数水平的取值为 0，反之取值为 1。当“市场中介组织的发育与法律制度环境指数”高于中位数时，法律保障虚拟变量取值为 1，反之取值为 0。表 6 中第（1）列汇报了劳动争议处理率虚拟变量与能源强度硬约束的交互项对劳动收入份额的回归结果，交互项的系数为 0.0224，通过了 5% 的显著性水平检验。表 6 中第（2）列汇报了地区法律保障水平虚拟变量与能源强度硬约束的交互项对劳动收入份额的回归结果，交互项的系数为 0.0152，通过了 5% 的显著性水平检验。以上回归结果表明，地区劳动保障制度能够强化能源强度硬约束对劳动收入份额的提升效应。

表 6 异质性检验结果

|                  | 劳动保护                  | 法律制度                  | 金融市场势力                 | 产品市场势力                |
|------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                  | (1)                   | (2)                   | (3)                    | (4)                   |
| 劳动保护 × 能源强度硬约束   | 0.0224 **<br>(0.0113) |                       |                        |                       |
| 法律保障 × 能源强度硬约束   |                       | 0.0152 **<br>(0.0078) |                        |                       |
| 金融市场势力 × 能源强度硬约束 |                       |                       | -0.0078 **<br>(0.0034) |                       |
| 产品市场势力 × 能源强度硬约束 |                       |                       |                        | -0.0047 *<br>(0.0025) |
| 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 - 年份固定效应      | 是                     | 是                     | 是                      | 是                     |
| 观测值              | 34267                 | 34267                 | 34267                  | 34267                 |
| R <sup>2</sup>   | 0.6956                | 0.6957                | 0.6960                 | 0.6957                |

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误；回归中均加入了交互项变量的单独项。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR 数据库、Wind 数据库、EPS 数据库、CNRDS 数据库计算得到。

在企业市场势力方面，本文从企业金融市场势力和产品市场势力两个维度进行考察。融资成本能够反映企业金融市场势力，故本文采用“债务利息支出/负债合计”衡

量企业的融资成本。鉴于融资成本是企业金融市场势力的反向测度，若企业融资成本高于中位数，则企业金融市场势力虚拟变量取值为0，反之取值为1。价格加成体现了企业的产品市场势力。参考 De Loecker & Warzynski (2012) 的研究，本文首先以中间品估计替代弹性，再依据利润最大化的对偶问题估计价格加成。若价格加成高于行业中位数，则企业产品市场势力虚拟变量取值为1，反之取值为0。表6中第(3)列汇报了企业金融市场势力虚拟变量与能源强度硬约束的交互项对劳动收入份额的回归结果，交互项的系数为-0.0078，通过了5%的显著性水平检验。表6中第(4)列汇报了企业产品市场势力虚拟变量与能源强度硬约束的交互项对劳动收入份额的回归结果，交互项的系数为-0.0047，且在10%水平上显著。以上回归结果说明企业的市场势力削弱了能源强度硬约束对劳动收入份额的提升效应。

## 六 进一步分析

根据前文的分析结论，能源强度硬约束显著提高了劳动收入份额。由此进一步引申出两个重要问题。第一，弹性低碳约束是否会产生同样的收入分配效应？第二，劳动收入份额“蛋糕”做大后，企业内部的收入差距是否扩大？

表7汇报了低碳城市试点政策以及碳交易试点政策两种弹性较大的低碳约束对劳动收入份额的回归结果。第(1)列为根据低碳城市试点政策构造的双重差分变量单独对劳动收入份额回归的结果，第(2)列为低碳城市试点以及能源强度硬约束共同对劳动收入份额回归的结果。以上两个回归结果显示，低碳城市试点政策对劳动收入份额的变化没有显著影响。第(3)列为根据碳交易试点政策构造的双重差分变量单独对劳动收入份额回归的结果，第(4)列为碳交易试点以及能源强度硬约束共同对劳动收入份额回归的结果。以上两个回归结果显示，与能源强度硬约束相反，碳交易试点政策抑制了劳动收入份额。从执行强度来看，低碳城市试点政策较为宽松、弹性较大，对企业整体行为的结构性影响较低。而碳交易试点政策建立起了企业减排成本的跨地区转移渠道，企业倾向于深化高耗能资本以获得更高额的收益，同时在碳市场中购买配额，因此碳交易试点政策对劳动收入份额产生抑制效应。已有研究认为，市场型降碳措施效率更高、减排成本更低。根据本文的研究结论，政府指令型的节能降碳措施能够在一定程度上促进公平。因此，在实际政策执行中二者的统筹结合有助于效率与公平的兼顾。

表 7 “软约束”政策效应比较

|                | 低碳城市试点             | 低碳城市试点                 | 碳交易试点                   | 碳交易试点                   |
|----------------|--------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                | (1)                | (2)                    | (3)                     | (4)                     |
| 能源强度硬约束        |                    | 0.0046 ***<br>(0.0016) |                         | 0.0050 ***<br>(0.0016)  |
| 低碳城市试点         | 0.0011<br>(0.0028) | 0.0003<br>(0.0028)     |                         |                         |
| 碳交易试点          |                    |                        | -0.0128 ***<br>(0.0037) | -0.0132 ***<br>(0.0037) |
| 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 - 年份固定效应    | 是                  | 是                      | 是                       | 是                       |
| 观测值            | 34141              | 34141                  | 34141                   | 34141                   |
| R <sup>2</sup> | 0.6956             | 0.6957                 | 0.6960                  | 0.6962                  |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误；根据《国家发展改革委关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》《国家发展改革委关于开展第二批低碳省区和低碳城市试点工作的通知》《国家发展改革委关于开展第三批国家低碳城市试点工作的通知》确定低碳城市试点名单，根据《国家发展改革委办公厅关于开展碳排放权交易试点工作的通知》确定碳交易试点名单。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR数据库、Wind数据库、EPS数据库、CNRDS数据库计算得到。

表 8 汇报了能源强度硬约束的劳动收入内部差异效应。第 (1) 列至第 (5) 列分别为能源强度硬约束对高管层劳动收入份额、监管层劳动收入份额、董事层劳动收入份额、“董监高”群体劳动收入份额和普通职工劳动收入份额的回归结果。可以看到，无论对“董监高”群体劳动收入份额单独回归还是进行整体回归，能源强度硬约束的回归系数均不显著。能源强度硬约束对普通职工劳动收入份额的回归系数为 0.0040，且通过了 1% 的显著性水平检验。以上结果表明，能源强度硬约束对劳动收入份额的内部结构产生了显著的影响，政策有助于缩小企业内部的收入差距。该结果的一个可能解释是，当企业面临外部成本提升压力时，由于裁员和降薪具有高昂的法律和道德成本，因此企业首先会通过减少公司福利等方式压缩劳动成本。“董监高”群体往往福利性收入占比更高，受到的影响更大，因此其劳动收入份额下行的压力较普通员工更大。另外，能源强度硬约束能够通过提高企业的风险水平、劳动 - 机器资本替代以及劳动议价能力进而促进劳动收入份额提高。但由于“董监高”群体工资普遍已处高位且人数不



易变动，因此其劳动收入份额上行的推力较普通员工更小。两个方面的综合力量导致“董监高”等高薪人群的劳动收入份额对能源强度硬约束不敏感，而普通职工的劳动收入份额在企业受到能源强度硬约束后显著上升。

表 8 劳动收入内部差异效应回归结果

|                | 高管层                | 监事层                | 董事层                | “董监高”              | 普通职工                  |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|
|                | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                   |
| 能源强度硬约束        | 0.0001<br>(0.0001) | 0.0000<br>(0.0000) | 0.0001<br>(0.0001) | 0.0002<br>(0.0002) | 0.0040***<br>(0.0015) |
| 控制变量           | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     |
| 企业固定效应         | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     |
| 年份固定效应         | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     |
| 行业 - 年份固定效应    | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                     |
| 观测值            | 32418              | 32501              | 34062              | 24780              | 32387                 |
| R <sup>2</sup> | 0.6322             | 0.6100             | 0.6092             | 0.6555             | 0.7052                |

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数值表示在企业层面聚类的稳健标准误。

资料来源：根据历年《中国城市统计年鉴》和地方政府《政府工作报告》、CSMAR 数据库、Wind 数据库、EPS 数据库、CNRDS 数据库计算得到。

## 七 研究结论与政策建议

本文手工收集和识别了 2003 - 2021 年间地级市与直辖市《政府工作报告》中的能源强度硬约束目标，并匹配了所在地 A 股上市公司样本，在此基础上实证检验了能源强度硬约束对企业劳动收入份额的影响。本文主要有以下研究结论。第一，基准回归分析结果表明，相比于其他企业，受到实质性能源强度硬约束的企业劳动收入份额显著提高，平均效应为 0.0046 个单位，即能源强度硬约束在各年中提升企业劳动收入份额均值约 1.64%。该结论在一系列稳健性检验和处理内生性问题后仍然成立。第二，机制分析表明，工资风险溢价、劳动 - 机器资本替代以及劳动议价能力是能源强度硬约束影响分配结构的重要渠道。第三，异质性分析表明，劳动保护制度完善、法律制度健全的地区对劳动者的保障力度更大，能源强度硬约束对企业劳动收入份额的提升效应更强；融资约束低、价格加成高的企业，其拥有对外部转嫁政策成本的能力更强，对能源强度硬约束实际遵从的程度更弱，进而削弱了能源强度硬约束对劳动收入份额

的提升效应。此外,进一步的研究还发现,低碳城市试点政策、碳交易试点政策这类执行力度较为宽松的低碳约束政策没有对劳动收入份额产生显著促进作用;能源强度硬约束对普通职工劳动收入份额的提升效应显著,而对“董监高”群体劳动收入份额的提升效应不显著,这有助于缩小企业内部的工资收入差距。

根据以上结论,本文提出的政策建议如下。第一,重视节能降碳政策的分配效应,统筹兼顾效率与公平。本文的研究结论显示,能源强度硬约束具有显著的收入分配效应,而碳交易试点政策等市场型政策则抑制了劳动收入份额的增加。基于该结论,气候治理政策所考虑的政策后果不能仅停留在影响气候变化的因素上,还应重视由此可能引发的新现象与新问题。节能降碳政策的设计与施行若仅考虑该政策对碳排放的影响,或是该政策对碳排放及经济增长的联合影响(碳强度或碳效率),将不利于准确把握与发现宏观经济运行规律,易形成经济分析或政府治理中的盲区。因此,应加强节能降碳政策事前评估的纵深性与广泛性,将包括劳动收入份额在内的一系列影响社会公平的重要民生问题纳入考虑。一方面减少“拉闸限电”等运动式减碳行动对民生的影响,另一方面力图在降低碳排放的过程中更多惠及民生。此外,还应建立更加有效的政策事后追踪机制,持续关注 and 监测政策对收入分配格局的影响,及时了解和掌握节能降碳政策施行过程中的新情况,设置反馈调节机制,促进气候治理更加有效且更为公平。充分发挥政府与市场的优势,实现效率与公平的兼顾。

第二,预防和化解节能降碳政策的潜在风险,提升节能降碳政策的分配效应质量。本文的研究结果揭示了协同推进“双碳”目标与共同富裕两大战略的潜在可能性。但值得注意的是,机制分析结论显示,降碳政策对劳动收入份额的提升渠道并非都有利于高质量发展(虽然这些渠道都显著提高了劳动收入份额)。从中国目前的发展阶段看,节能降碳政策下企业不确定性增加会对经济的稳定性和竞争力造成损害,而提高劳动议价能力则是完善分配制度的一个重要抓手。因此,在掌握与考虑气候治理政策的分配效应基础上,不仅要政策的力度进行综合研判分析,还应针对政策目标实现过程中的不利影响出台相应配套措施,避免节能降碳政策导致企业风险扩大化。一方面在法律法规层面加强对劳动者的制度性保护,另一方面也要通过财政、金融等政策引导企业在低碳化转型中更加重视劳动者权益,提升节能降碳政策的分配效应质量。

第三,以低碳化转型为契机,合理减少劳动收入的气候问题外部性成本。本研究表表明,能源强度硬约束不仅能够提升劳动收入份额,还有助于降低企业内部的收入差距。这意味着节能降碳政策不仅能做大劳动收入的“蛋糕”,也有助于分好劳动收入的“蛋糕”。该结论具有一定的政策含义:气候问题内部化对低收入劳动群体是相对有利

的。换言之，在没有将气候问题内部化时，气候问题的外部性成本主要由低收入群体承担。因此，应抓住低碳化转型的有利契机，推动建立和健全市场化、法治化的保障机制，将更多的气候问题外部性成本内部化。充分评估气候问题所引发的高温、极端天气等事件对劳动者实际工资以及名义工资不成比例的影响，合理增加高温津贴等法定劳动津贴，逐步降低并消解低收入群体在气候问题外部性中所承担的成本，促进劳动要素报酬配比更加公平，赋能共同富裕提速增效。

### 参考文献：

- 曹军新、姚斌（2014），《碳减排与金融稳定：基于银行信贷视角的分析》，《中国工业经济》第9期，第97-108页。
- 陈小亮、陈伟泽（2017），《垂直生产结构、利率管制和资本错配》，《经济研究》第10期，第98-112页。
- 范剑勇、刘念、刘莹莹（2021），《地理距离、投入产出关系与产业集聚》，《经济研究》第10期，第138-154页。
- 范子英、周小昶（2022），《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》第2期，第118-136页。
- 贾坤、申广军（2016），《企业风险与劳动收入份额：来自中国工业部门的证据》，《经济研究》第5期，第116-129页。
- 蒋帆、于大川（2021），《解雇规制对就业稳定性的影响——基于〈劳动合同法〉实施效果的实证研究》，《劳动经济研究》第6期，第98-120页。
- 李稻葵、刘霖林、王红领（2009），《GDP中劳动份额演变的U型规律》，《经济研究》第1期，第70-82页。
- 李江龙、徐斌（2018），《“诅咒”还是“福音”：资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长？》，《经济研究》第9期，第151-167页。
- 林伯强（2022），《碳中和进程中的中国经济高质量增长》，《经济研究》第1期，第56-71页。
- 林伯强、刘希颖（2010），《中国城市化阶段的碳排放：影响因素和减排策略》，《经济研究》第8期，第66-78页。
- 刘华军、石印、郭立祥、乔列成（2022），《新时代的中国能源革命：历程、成就与展

- 望》，《管理世界》第 7 期，第 6-24 页。
- 刘媛媛、刘斌（2014），《劳动保护、成本粘性与企业应对》，《经济研究》第 5 期，第 63-76 页。
- 罗党论、廖俊平、王珏（2016），《地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据》，《经济研究》第 5 期，第 130-142 页。
- 罗知、齐博成（2021），《环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据》，《经济研究》第 2 期，第 174-189 页。
- 彭飞、许文立、吕鹏、吴华清（2020），《未预期的非税负担冲击：基于“营改增”的研究》，《经济研究》第 11 期，第 67-83 页。
- 钱雪松、石鑫（2024），《加强劳动保护提高了劳动收入份额吗？——基于〈劳动合同法〉实施的经验研究》，《经济学（季刊）》第 1 期，第 286-302 页。
- 商玉萍、潘洲、孟美侠（2023），《中国城市多中心空间战略的创新绩效研究——基于集聚经济与舒适度的视角》，《经济学（季刊）》第 3 期，第 965-982 页。
- 施新政、高文静、陆瑶、李蒙蒙（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，第 21-37 页。
- 苏棣芳、陈昌楠、蓝嘉俊（2021），《“营改增”与劳动收入份额：来自中国上市公司的证据》，《财贸经济》第 1 期，第 44-61 页。
- 童锦治、苏国灿、魏志华（2015），《“营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究》，《财贸经济》第 11 期，第 14-26 页。
- 王班班、齐绍洲（2016），《市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证》，《中国工业经济》第 6 期，第 91-108 页。
- 文雁兵、陆雪琴（2018），《中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角》，《经济研究》第 9 期，第 83-98 页。
- 吴敏、王亚慧、黄玖立（2023），《劳动保护与外资企业进入模式——来自〈劳动合同法〉出台的经验证据》，《国际贸易问题》第 9 期，第 71-87 页。
- 吴施美、郑新业、安子栋（2022），《气候治理与短期经济波动：气候变化奥肯定律》，《经济学动态》第 4 期，第 49-66 页。
- 吴茵茵、齐杰、鲜琴、陈建东（2021），《中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角》，《中国工业经济》第 8 期，第 114-132 页。
- 肖土盛、董启琛、张明昂、许江波（2023），《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》，《中国工业经济》第 4 期，第 117-135 页。

- 徐现祥、刘毓芸 (2017), 《经济增长目标管理》, 《经济研究》第7期, 第18-33页。
- 杨子暉、陈雨恬、张平森 (2020), 《重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对》, 《管理世界》第5期, 第13-35页。
- 易阳、蒋肱、刘庄、辛清泉 (2021), 《政府放权意愿、混合所有制改革与企业雇员效率》, 《世界经济》第5期, 第130-153页。
- 于立宏、贺媛 (2013), 《能源替代弹性与中国经济结构调整》, 《中国工业经济》第4期, 第30-42页。
- 余泳泽、潘妍 (2019), 《中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释》, 《经济研究》第3期, 第150-165页。
- 余泳泽、孙鹏博、宣烨 (2020), 《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》, 《经济研究》第8期, 第57-72页。
- 张宁、张维洁 (2019), 《中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗?》, 《经济研究》第1期, 第165-181页。
- 周黎安 (2007), 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期, 第36-50页。
- 周亚虹、杨岚、姜帅帅 (2023), 《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》第7期, 第104-120页。
- 诸竹君、谢然成、郭志芳、余骁 (2023), 《服务型制造技术创新与企业劳动要素市场势力——基于BERT语言模型的微观证据》, 《中国工业经济》第12期, 第135-152页。
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2018). The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment. *American Economic Review*, 108 (6), 1488-1542.
- Cauvel, Michael & Aaron Pacitti (2022). Bargaining Power, Structural Change, and the Falling U. S. Labor Share. *Structural Change and Economic Dynamics*, 60, 512-530.
- De Loecker, Jan & Frederic Warzynski (2012). Markups and Firm-Level Export Status. *American Economic Review*, 102 (6), 2437-2471.
- Dube, Arindrajit, Thomas William Lester & Michael Reich (2016). Minimum Wage Shocks, Employment Flows, and Labor Market Frictions. *Journal of Labor Economics*, 34 (3), 663-704.
- Karabarbounis, Loukas & Brent Neiman (2014). The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics*, 129 (1), 61-103.



- Kehrig, Matthias & Nicolas Vincent (2021). The Micro-Level Anatomy of the Labor Share Decline. *The Quarterly Journal of Economics*, 136 (2), 1031 – 1087.
- Lemoine, Derek & Ivan Rudik (2017). Steering the Climate System: Using Inertia to Lower the Cost of Policy. *American Economic Review*, 107 (10), 2947 – 2957.
- Oberfield, Ezra & Devesh Raval (2021). Micro Data and Macro Technology. *Econometrica*, 89 (2), 703 – 732.
- Reynaert, Mathias (2021). Abatement Strategies and the Cost of Environmental Regulation: Emission Standards on the European Car Market. *The Review of Economic Studies*, 88 (1), 454 – 488.

## **The Distributional Effect of Binding Energy Intensity Constraints: From the Perspective of Labor Income Share**

Luo Liangwen & Luo Zhipeng

(School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law)

**Abstract:** Achieving “dual carbon” goals and promoting common prosperity are key measures in China’s energy strategy and income distribution. This paper discusses the impact of binding energy intensity constraints on the share of labor income. Research shows that binding energy intensity constraints significantly increase the share of labor income in enterprises, and this conclusion holds true even after various robustness tests and addressing endogeneity. The main ways binding energy intensity constraints increase labor income share are through labor wage risk premium, labor-machine capital substitution, and labor bargaining power, and this effect varies depending on regional labor protection systems and the market power of enterprises. Further analysis shows that non-binding carbon reduction constraints do not significantly increase labor income share, whereas binding energy intensity constraints help reduce income disparity. These conclusions provide a theoretical basis for optimizing energy-saving and carbon-reduction policies that balance fairness and efficiency, and offer empirical insights for coordinating policies with multiple objectives.

**Keywords:** binding energy intensity constraints, labor income share, carbon reduction policies, distributional effect

**JEL Classification:** P21, D21, D33

(责任编辑: 马 超)