

财政补贴对战略性新兴产业的资源配置效应

——以光伏产业为例

王艺明^{1,2} 马晴晴²



(1.厦门大学王亚南经济研究院,福建 厦门 361005;

2.厦门大学经济学院,福建 厦门 361005)

内容提要:为了促进光伏产业的健康有序发展,财政补贴是常见的政策工具。针对财政补贴是否能够通过提升资源配置效率以促进光伏产业高质量发展,本文以2006—2021年中国光伏产业上市公司数据为研究样本,实证检验了财政补贴对企业间资源配置的影响效应及其作用机制。实证研究发现,财政补贴的提升显著降低了光伏企业间的生产率离散度,促进了资源配置效率的提升。财政补贴每提高一个百分点,光伏企业间的资源错配程度平均下降约0.021个百分点。该结论在经过指标替换、考虑反倾销和反补贴政策影响、内生性分析以及政策外生冲击检验等稳健性检验后依然成立。异质性分析结果表明,对于国有企业、在位企业、产业链下游企业以及位于光照资源较缺乏地区的企业,财政补贴对资源配置的促进效应更加明显。机制检验显示,财政补贴通过缓解融资约束、推动企业规模均等化以及降低研发风险机制促进了资源配置效率的提升。本文分析了财政补贴对光伏产业资源配置效率的促进作用,丰富了新兴产业资源配置影响因素的相关文献,为精准实施财政补贴政策促进光伏产业的高质量发展提供了经验支持。

关键词:光伏产业 财政补贴 电价补贴 资源配置 生产率离散度

中图分类号:F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)03—0064—22

一、引言

光伏产业是战略性新兴产业之一,其发展对于调整能源结构、推进能源生产和消费革命、促进生态文明建设具有重要意义。近年来,在国家政策引导与技术革新驱动的双重作用下,光伏产业保持快速增长态势,产业规模持续扩大,技术迭代更新不断。我国对光伏产业的各项支持政策中,财政补贴是极为重要的一项,其目的是通过纠正“市场失灵”以扶持幼稚型光伏产业的发展。财政补贴在增强国内光伏企业面对美国、欧盟等国家和地区反倾销与反补贴政策冲击抵御能力的同时,可以提升国内光伏产业的自主发展能力,以快速在全球范围内占据和扩大市场份额。在财政补贴等支持政策的不断推动下,我国光伏产业在国内和国际上都得到了迅猛发展。在国内,光伏产业新增装机规模保持快速增长,在新能源发电领域已成为新增装机规模最大和增速最快的产业;在国际上,从2009年开始,中国的光伏产品制造占据全球超过55%的份额,已成为全球最大的太阳能电池生产供应国(Zhang等,2010)^[1]。

尽管财政补贴等支持政策有力促进了我国光伏产业的快速发展,但也有学者认为,过度的政

收稿日期:2023-09-23

作者简介:王艺明,男,教授,博士生导师,经济学(金融学)博士,研究领域为政治经济学与财政学,电子邮箱:wym@xmu.edu.cn;马晴晴,女,博士研究生,研究领域为财政政策效应分析,电子邮箱:15420200156344@stu.xmu.edu.cn。通讯作者:马晴晴。

府干预可能产生有限生产资源的错配(Zhang等,2022)^[2],造成产业内全要素生产率损失。尹恒和张子尧(2021)^[3]认为,由资源错配导致的效率损失正逐步成为阻碍中国产业高质量发展的关键因素,微观层面企业间资源的有效配置是产业全要素生产率提升的重要支柱。蒋为和张龙鹏(2015)^[4]认为,在没有政府对产业干预的背景下,生产要素遵循边际产品价值相等的规律从低生产率企业向高生产率企业自由流动,此时劳动、资本和土地等生产要素在整个产业中达到了最优配置。而政府干预可能会影响企业间的资源配置效率,从而打破边际产品价值相等的经济运行规律,生产要素可能会从高生产率企业向低生产率企业流动,使得异质生产率企业间的资源配置偏离最优配置水平(Rotemberg,2019)^[5]。这些研究实际上忽略了战略性新兴产业的独特属性。一方面,战略性新兴产业以重大技术突破和重大发展需求为基础,对经济社会全局和长远发展具有重大引领带动作用,成长潜力巨大;另一方面,战略性新兴产业又具有新兴产业的典型特征,即不寻常的高风险和不确定性以及较低的研发成功率,因此在技术、市场和战略发展等方面都存在极大的不确定性(李晓华和吕铁,2010)^[6]。在发展初期,需要大量投入且产出绩效不佳,很容易把战略性新兴产业视为“低生产率企业”,从而认为对该产业的政策支持会导致资源错配,这显然是不合理的。事实上,美国、德国和日本等发达国家纷纷在风电、光电等新能源领域幼稚时期就已开展税收激励、上网电价补贴等政府干预手段。同样,中国政府也对光伏等新能源领域高度重视并积极进行引导和扶持,如太阳能电力产品退税政策、标杆上网电价补贴政策等,目的是推动战略性新兴产业的快速发展壮大,最终实现资源有效配置。

近年来,学者们围绕财政补贴对企业生产经营的影响开展了很多研究(孟辉和白雪洁,2017^[7];余壮雄等,2019^[8];Yu等,2021^[9];Chen等,2022^[10];Che等,2022^[11])。部分学者认为,财政补贴强度和财政补贴差异阻碍了企业的市场进入和退出,可能产生对创新的挤出效应,从而加剧企业间的资源错配(蒋为和张龙鹏,2015^[4];金晓雨,2018^[12];Zhang等,2022^[2])。而另一部分学者则从企业的生产规模、融资约束、创新投入、创新产出等角度,分析了财政补贴对新能源企业生产经营的积极影响(Wang等,2016^[13];Lin和Luan,2020^[14];孙传旺等,2022^[15];王宏伟等,2022^[16])。前者着眼于制造业视角,实际上忽略了战略性新兴产业的独特属性,也没有考虑国内光伏企业面对的美国、欧盟等国家和地区的反倾销与反补贴政策冲击,后者则主要考察财政补贴对新能源企业生产规模和创新等的影响,没有研究资源错配问题。从现有研究的局限性出发,本文旨在研究财政补贴对新能源领域企业间资源配置效率的影响,实证检验财政补贴是否降低了光伏企业间的资源错配,同时深入分析其作用机制。

在当前我国大规模减税降费和财政收入根本性变化的背景下,财政补贴是否能够真正发挥作用,促进光伏产业内企业间资源配置效率的提升,成为政策制定者和学术界需要回答的重要问题,因此,本文的研究无疑具有重要的理论和政策意义。与现有文献相比,本文的边际贡献在于:首先,在研究层面上,有别于研究产业间资源配置的文献,本文从微观企业视角出发,聚焦于同一产业内不同企业间的资源配置,拓展了财政补贴微观经济效应领域的研究。其次,本文侧重于以光伏产业为例的战略性新兴产业,以直接视角分析财政补贴对战略性新兴产业的影响,进一步丰富了财政补贴是否有利于战略性新兴产业改善资源配置效率的研究,为财政政策的资源配置促进效应提供理论和政策依据。最后,从缓解融资约束、推动企业规模均等化和降低创新风险三方面讨论了财政补贴对资源配置的作用机制,为在实践中如何提高战略性新兴产业的财政政策效果提供了科学依据。

二、理论分析与研究假设

市场机制能够有效优化企业间的资源配置效率,然而,财政政策扶持能够有效弥补新兴产业

资源配置效率与最优配置效率之间的差距。在较为完备的市场环境下,高生产率企业选择进入市场或者扩大生产规模,而低生产率企业则可能会缩减生产规模甚至退出市场。这一过程促使生产要素从低生产率企业向高生产率企业流动,实现资源以均衡价格的形式在企业间进行合理配置,从而提高整个行业的生产率(金晓雨,2018^[12];李青原和章尹赛楠,2021^[17])。

关于外部环境方面,中国在转型升级过程中会面临知识产权保护制度相对不完善、金融市场发展相对滞后以及信息不对称等问题,将导致企业接受的要素价格存在差异,资源配置产生扭曲。光伏等战略性新兴产业的发展具有研发活动的高成本性和正外部性,仅仅依靠市场机制不足以对有限资源进行高效配置,可能会造成投资不足,进而不利于产业的快速发展(杨洋等,2015)^[18]。就光伏产业特征而言,光伏产业作为战略性新兴产业,上游硅材料生产和下游应用发电市场都在国外的“两头在外”特征明显,极易受到海外市场需求冲击的影响,产业发展面临的风险巨大,而抵御风险的能力较弱。此外,中国光伏产业在技术发展方面遭遇发达国家的技术封锁,企业关键核心技术突破的压力骤增,生产经营极易陷入困境,导致资源配置产生扭曲。在此背景下,中国政府运用政策工具进行干预,以弥补市场机制的不足,实现有限资源的高效配置,显得尤为关键(Zhang等,2022)^[19]。因此,本文提出以下假设:

H₁:财政补贴对光伏企业具有资源配置促进效应。

财政补贴通过何种路径促进资源配置效率的提升?本文认为主要有缓解融资约束、推动企业规模均等化和降低研发风险三种作用机制实现这一目标。

第一,财政补贴缓解了光伏企业的融资约束(Lin和Chen,2023)^[20],从而提升光伏产业的资源配置效率。财政补贴对企业资源配置促进效应的发挥,在很大程度上依赖于企业间资本的有效配置,即在生产过程中,低生产率企业不会过少地使用资本,同时,高生产率企业不会过多地使用资本,从而实现资本在企业间的有效配置(简泽等,2018)^[21]。从资源属性角度出发,财政补贴能够通过直接注资的方式,缓解企业的部分融资约束(Wu,2017)^[22],补全其在生产经营过程中的资金缺口(李政等,2019)^[23],从而增加企业的生存和发展概率。通过该机制,新兴产业能够吸纳更多的企业在不同的技术水平和发展路线上进行生产、经营和市场竞争,企业间的资源配置效率将得到大幅度提升。从信号传递角度出发,企业在政府的各种政策引导和干预下,能够避免盲目和“羊群行为”式的投资,这不仅减少了投资的不确定性,同时也提高了企业对投资机会的反应灵敏度,确保企业的实际投资水平与其面临的投资机会相匹配。对于光伏产业而言,财政补贴政策有助于激发社会各类资本对该产业的投资热情,从而促进资源的有效配置。在光伏产业链中,上游关键材料的研发具有较高的难度,而下游生产环节的企业研发生产周期较长,相对而言,中游生产环节企业的进入门槛较低、成本低、风险小、收益快。因此,如果财政补贴倾向于支持上、下游生产环节,则可以促进高端生产环节的扩张,激励企业进行创新,从而实现资源的高效配置(余东华和吕逸楠,2015)^[24]。因此,本文提出以下研究假设:

H₂:财政补贴通过缓解融资约束促进光伏企业间资源配置效率的提升。

第二,财政补贴可以推动产业内企业规模均等化(吴伟伟和张天一,2021)^[25],从而促进企业间资源配置效率的提升。财政补贴的目的不在于使企业的生产经营依赖于政府的资金支援,而是希望发挥杠杆效应,激励企业积极参与研发创新活动以提高企业的自主创新能力^①。王刚刚等(2017)^[26]研究发现,在企业普遍存在融资约束的现实背景下,政府补贴对企业研发投入的激励效应高度依赖于政府补贴的外部融资激励机制。童锦治等(2018)^[27]研究发现,财政补贴显著地激励

^① 客观上确实存在企业骗取财政补贴的情况,王刚刚等(2017)^[26]研究发现,在中国的研发补贴体系里,补贴金额的提升伴随着政府审核的加严。审核过程特别强调对企业的创新与经营实力的评估,这在一定程度上有助于防止企业虚假申报,确保财政补贴的有效使用。

了处于成熟期的非国有企业、高科技企业的研发创新。因此,在面临政策挑战时,一些具有创新精神的企业会利用财政补助政策,以此促进研发创新和采纳新技术,改善其生产和经营状态,以适应激烈的市场竞争。这些企业在不断提升技术和研发新产品的过程中,获得了新技术所带来的经济利益,这进一步激励了它们扩大生产规模的动力。另一方面,有些企业并未将政府补助金用于创新活动,或者尽管利用了政府补贴进行创新,但资金使用效率并不高,未能将研发投入有效转化为技术创新成果。因此,这些企业未能适应新技术的发展环境,可能会逐渐落后于竞争对手,甚至最终被迫退出市场。

企业的成长、进入与退出过程往往伴随着企业规模的变化,这种现象必然会对产业内企业规模分布的动态演变产生影响。大型企业因为资金优势能够进一步扩大其生产规模,而中小型企业可能因为劳动力成本攀升等其他内外部因素的限制,难以进行生产规模的扩张。这种情况可能会导致大量资源过度集聚于大型企业,使得大型企业逐渐占据产业主导地位,甚至在一定程度上形成垄断,进而引起资源配置的扭曲(董直庆等,2023)^[28]。财政补贴能够营造更加公平的市场环境,引导企业结合市场实际情况调整企业生产规模以重新配置资源,从而提升产业内资源配置效率。Melitz(2003)^[29]用理论模型证明了,在竞争市场中,高生产率企业将会进入海外市场,而低生产率企业只能在国内市场中维持生存,或者可能被迫直接退出市场。在财政补贴的作用下,补贴通常以现金的形式流入企业,使得企业以新成长投资者的身份获得了较低价格的资金,从而造成了暂时性的生产率提升(蔡昉,2021)^[30]。在产业动态演进过程中,伴随着企业生产率的变化,市场份额将重新分配给生产率较高的企业(何文韬和肖兴志,2018)^[31],因此,低生产率企业可以在一定程度上扩大其生产规模,这给予了低生产率企业不断调整生产规模和改进技术以适应市场需求的成长契机(Poschke,2018)^[32]。财政补贴进一步优化了产业内各企业的规模分布,强化了市场的正常进入与退出机制(蒋冠宏,2022)^[33],从而提升了产业内资源配置效率。因此,本文提出以下研究假设:

H₃: 财政补贴通过推动企业规模均等化促进光伏企业间资源配置效率的提升。

第三,财政补贴有助于分摊企业研发风险,降低光伏企业创新活动的正外部性和不确定性(Karhunen和Huovari,2015^[34];解维敏等,2009^[35])。作为技术密集型行业,光伏企业的创新活动需要投入大量的资金,创新活动周期长和创新风险较高的特点导致企业对创新活动往往持谨慎态度。创新活动本身的收益不确定性可能导致创新的预期收益和投入成本之间的不匹配问题(何晴等,2022)^[36]。财政补贴作为营业外收入进入企业,能够增加企业的现金流,减轻企业在创新活动中面临的资金压力(Hormiga和García-Almeida,2016^[37];张杰,2021^[38];蔡伟贤等,2022^[39]),并在一定程度上分摊了企业承担的创新风险。因此,财政补贴通过降低企业承担的技术创新风险进而改善产业的资源配置。此外,对于未建立完整创新体系、缺乏自主研发能力的企业而言,特别是如作为技术密集型的光伏企业,其研发周期具有不规律性,研发过程具有不可分割性和市场适用性,因而企业面临的研发支出和研发风险均处于较高水平(王宏伟等,2022)^[40]。在此背景下,考虑到战略性新兴产业创新活动的正外部性较强,财政补贴能够降低企业对于研发风险的敏感度,从而鼓励企业从事创新活动。因此,本文提出以下研究假设:

H₄: 财政补贴通过降低研发风险促进光伏企业间资源配置效率的提升。

三、研究设计

1. 模型设定

为深入探讨财政补贴对光伏产业资源错配的影响,本文参考蒋为和张龙鹏(2015)^[4]的模型构建方法,构建如下计量模型:

$$Dispersion_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Subsidy_{it} + \sum_j \beta_j Control_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示企业和年份; $Dispersion$ 表示企业的资源错配程度; $Subsidy$ 代表财政补贴; 控制变量集合 $Control$ 包括企业年龄、资本密集度、市场竞争、盈利能力和金融支持水平; ε 为随机误差项; α 和 β 分别表示待估参数。

2. 变量设定

(1) 被解释变量。本文采用企业收入生产率分布的离散程度衡量资源错配程度 ($Dispersion$), 企业收入生产率分布的离散程度越大, 表明企业间资源错配程度越高。假定产业总产出可表示为所有企业产出的简单加总, 每个企业的产品都是同质的, 每个企业的生产函数表示为柯布-道格拉斯 (Cobb-Douglas) 生产函数形式:

$$Y_i = A_i (L_i^\alpha K_i^{1-\alpha})^\gamma \quad (2)$$

其中, 下标 i 表示企业, Y_i 表示产出, A_i 代表全要素生产率水平, L_i 为劳动投入, K_i 为资本投入, α 和 $1-\alpha$ 分别表示生产过程中的劳动和资本要素份额, γ 为规模报酬递减系数, α 和 γ 的取值范围均为 $(0, 1)$ 。为简化分析, 设定每个企业在生产过程中的劳动和资本要素所占份额都是相同的, 规模报酬递减系数也一致。

为得到企业的利润函数, 本文参照 Hsieh 和 Klenow (2009)^[41] 的方法, 定义产出扭曲系数 (τ_{y_i}) 为资本和劳动边际产量按相同比例增加而产生的直接扭曲。当企业面临制裁或运输成本较高时, 产出扭曲因子较高; 当该企业收到政府产出补贴时, 产出扭曲因子较低。资本扭曲系数 (τ_{k_i}) 为资本相对于劳动投入偏离的间接扭曲。资本扭曲因子与企业是否能从银行获得利息较低的贷款相关。企业利润最大化问题可表示为:

$$\max \pi_i = (1 - \tau_{y_i}) P Y_i - w L_i - (1 + \tau_{k_i}) R K_i \quad (3)$$

其中, π_i 表示利润函数, P 表示企业的产品价格, w 和 R 分别表示劳动和资本投入的价格, 假定每个企业的产品价格、劳动和资本投入价格都是相同的。

设定产业总产出 (Y) 为产业内总劳动投入 (L) 和总资本投入 (K) 的生产函数, 即 $Y = TFP \times L^\alpha \times K^{1-\alpha}$, TFP 表示产业生产效率。通过将各企业的要素需求函数和产出函数简单加总, 得到产业劳动和资本需求函数。依据 Hsieh 和 Klenow (2009)^[41] 对生产效率的分解方法, 每个企业的全要素生产率 (TFP) 可进一步细分为实际生产率 ($TFPQ$) 和收入生产率 ($TFPR$), 如式 (4) 所示:

$$TFPQ_i \triangleq \frac{Y_i}{(L_i^\alpha K_i^{1-\alpha})^\gamma}, TFPR_i \triangleq \frac{P Y_i}{(L_i^\alpha K_i^{1-\alpha})^\gamma} \quad (4)$$

企业的实际生产率可以理解为该企业的生产技术水平 (A_i), 由于实际生产率不涉及价格因素, 因而能够反映该企业真实的生产力。在完全竞争的要素市场中, 且不存在任何扭曲的情况下, 不同企业的实际生产率可能存在差异, 但所有企业的收入生产率等于产业收入生产率。这意味着实际生产率越高的企业可以配置更多的生产要素用于生产, 直至面临相同要素投入价格的企业收入生产率相等。收入生产率可整理为劳动和资本的边际产品收益函数:

$$TFPR_i \propto \left[\left(\frac{MRPL_i}{w} \right)^\alpha \left(\frac{MRPK_i}{R} \right)^{1-\alpha} \right]^\gamma \propto \left[(1 - \tau_{y_i})^\alpha \left(\frac{1 - \tau_{y_i}}{1 + \tau_{k_i}} \right)^{1-\alpha} \right]^{-\gamma} \quad (5)$$

式 (5) 表明, 在没有产出扭曲和资本扭曲的理想情况下, 产业内所有企业将拥有相同的收入生产率。当产出扭曲或资本扭曲存在时, 企业的产出将小于最优均衡产出水平。因此, 收入生产率不仅可以测度产出和资本扭曲程度, 其分布还可以衡量产业内资源错配情况。通过将所有生产厂商的生产函数简单线性加总, 产业全要素生产率 (TFP) 可表示为各企业实际生产率和收入生产率

的 CES 函数加总：

$$TFP = \frac{Y}{L^\alpha K^{1-\alpha}} = \frac{\left[\sum_{i=1}^M \left(TFPQ_i \frac{\overline{TFPR}}{TFPR_i} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \right]^{1-\gamma}}{(L^\alpha K^{1-\alpha})^{1-\gamma}} \quad (6)$$

式(6)显示,当 $TFPR_i = \overline{TFPR}$ 时, $TFPR_i / \overline{TFPR}$ 的值为 1, 因此, 更进一步说明 $TFPR_i / \overline{TFPR}$ 的值可以衡量扭曲程度。更确切地说, 收入生产率的离散分布可以衡量产业内资源错配的程度, 如式(7)所示：

$$Dispersion_i = \log \frac{TFPR_i}{\overline{TFPR}} \quad (7)$$

(2)核心解释变量。本文参照孔东民等(2013)^[42]、夏清华和黄剑(2019)^[43]的研究方法, 采用财政补贴与企业总收入之比衡量财政补贴强度(*Subsidy*), 以消除企业规模的影响。为便于解释, 财政补贴使用对数形式表示。

(3)控制变量。为控制其他因素对企业间资源配置效率的潜在影响, 本文参照现有文献选取以下控制变量: 1)企业年龄(*Age*)。用上市公司年报所属年份与企业成立日期之差加 1 的对数形式表示。企业年龄往往与生产效率相关, 企业年龄越大, 经营经验较为丰富, 生产技术水平相对较高(Chen 等, 2022)^[10], 从而企业的生产率越接近产业平均水平。企业年龄可以控制企业不同成长阶段对资源配置效率的影响。2)资本密集度(*Fix*)。用企业固定资产净值与总资产的比值衡量。固定资产占比越高的企业通常具有更高的临界生产率水平, 其生产率分布的离散程度相对较低(蒋为, 2016)^[44]。3)市场竞争(*Margin*)。计算公式为(营业收入-营业成本)/营业收入, 用来衡量企业的市场竞争力。企业间的竞争越激烈, 资源在企业间的流动性越高, 企业间的资源配置效率越高。企业年龄、资本密集度和市场竞争可以控制企业自身因素对资源错配的影响。4)盈利能力(*Roa*)。用营业利润与营业收入之比表示, 用来控制企业盈利能力对资源配置的影响(刘贯春等, 2017)^[45]。5)资产负债率(*Roe*)。用负债合计与资产总计之比表示, 以控制企业杠杆率对资源配置的影响(刘贯春等, 2017)^[45]。6)金融支持水平(*Finance*)。用筹资活动产生的现金流量净额与资产总计之比表示, 生产流程较多的企业更容易获得信贷资金, 企业生产率提升较快, 从而降低了企业间的资源错配。盈利能力、资产负债率和金融支持水平在一定程度上可以体现企业的盈利能力和融资特征以及面临的成长机会, 从而影响企业间的资源配置效率。

3. 数据来源与参数校准

本文数据来源于 2006—2021 年中国 109 家光伏上市公司年报, 年报数据源自 CSMAR 数据库, 光伏企业基本信息来源于 WIND 数据库。企业产出、资本和劳动要素投入分别用年报中的营业收入、资产总计和支付给职工以及为职工支付的现金表示。本文使用资产总计而不使用固定资本存量衡量资本要素投入的原因是, 受限于固定资本存量数据的可获得性以及资产总计还包括了金融优惠和政府补贴等。使用支付给职工以及为职工支付的现金衡量劳动力而不是劳动力人数的原因有两点: 一是支付给职工的现金与劳动雇佣人数是高度相关的, 而且包括临时雇员的工资; 二是公司会根据工作时长和人力资本质量支付工资报酬。

此外, 模型中的外生参数也需要设定。本文的主要外生参数分别为劳动要素投入份额(α)、生产规模报酬递减系数(γ)和资本租金率(R)。由于光伏企业为资本密集型, 设定劳动要素投入份额 $\alpha=0.1$, 资本要素投入份额为 0.9。参考孟辉和白雪洁(2017)^[7]的参数设定, 资本租金率等于折旧率 0.2 和利率 0.03 之和, 即 $R=0.23$ 。资本租金率的设定会影响资本扭曲和产出扭曲, 但是不会影响两者之间的相对水平。为贴合实际生产情况, 设定规模报酬递减系数 $\gamma=0.8$ 。

四、实证分析

1. 样本的特征事实

(1) 光伏产业的资源错配程度分析。图1列示了2006—2021年企业间收入生产率分布的箱线图。图1结果表明,从横截面方面分析,收入生产率的极差变化比较明显,这反映了企业间资源错配程度持续动态变化。从中位数方面分析,收入生产率偏离中间值程度在2006—2009年间有明显的下降,2009—2021年则逐步呈平稳上升趋势。这表明,中国光伏企业间的资源错配程度有所加剧,可能与投资扩张引起的光伏产业产能过剩相关(王宏伟等,2022)^[16]。

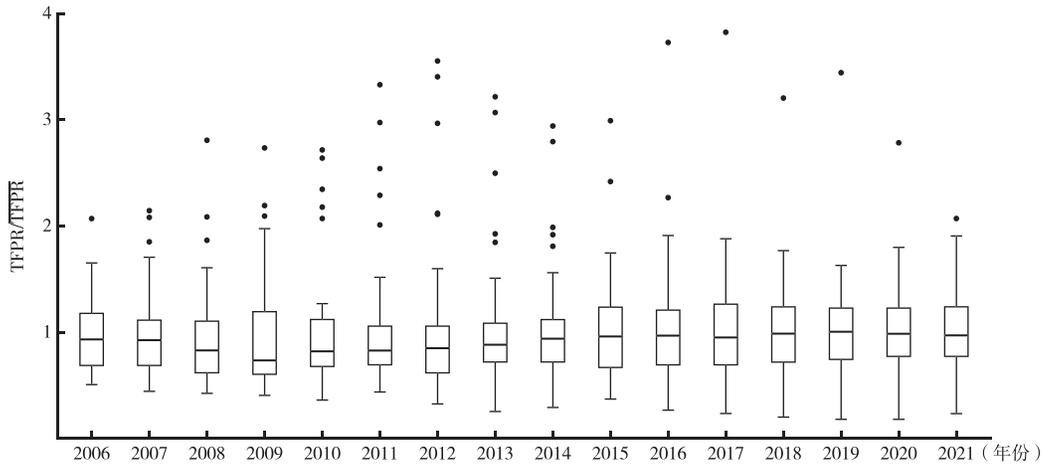


图1 2006—2021年企业间收入生产率分布

注:图中箱子的上、下底分别是数据的上四分位数和下四分位数,箱子的高度为数据的波动程度,方框内的中线为中位数,箱子外部的圆点为离群值

(2) 光伏产业潜在产出改善和总产出变化来源分析。1) 光伏产业潜在产出改善。产业资源配置效率(Y_R)可表示为存在资源扭曲的产量(Y)与不存在资源扭曲的产量(Y_e)的比值,如下式所示:

$$Y_R = \frac{Y}{Y_e} = \left[\sum_{i=1}^m \left(\frac{A_i}{A} \frac{TFPR}{TFPR_i} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \right]^{1-\gamma} \quad (8)$$

当 $Y_R=1$ 时,表示产业内不存在资源配置扭曲,产业内配置效率达到最优状态;当 $Y_R=0$ 时,表示产业内存在完全资源配置扭曲,产业内生产配置效率达到最小;当 $Y_R \in (0, 1)$ 时, Y_R 的值越接近于1,表明产业内生产配置效率越高,潜在产出改善可通过有效产出与实际产出的比值(Y_e/Y)来表示。潜在产出改善的值越大,表明实际产出与有效产出差距越大,从而说明资源错配程度越严重。

2) 光伏产业总产出效率损失分解。为分析产出扭曲因子和资本扭曲因子对光伏产业总产出的相对影响,本文参考Yu等(2021)^[9]的研究,将效率损失进行分解。通过对企业利润最大化函数的推导可得:

$$\left(\frac{Y_i}{A_i} \right)^{\frac{1}{\gamma}} = \left[\frac{(1 - \tau_{Y_i}) P A_i \alpha y}{w^\alpha} \right] \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}} \left[\frac{1}{(1 + \tau_{K_i}) R} \right]^{\frac{1-\alpha}{1-\gamma}} \quad (9)$$

对式(9)等号左右两边取对数,随后进行全微分分解,这样可将企业层面产出的变化归因于产出扭曲系数(τ_{Y_i})和资本扭曲系数(τ_{K_i})的变化。产业的产出变化可表示为各企业产出变化的加总,这种变化亦可通过产出扭曲(τ_{Y_i})和资本扭曲(τ_{K_i})的变化来解释,具体如式(10)所示:

$$1 = \frac{\sum_{i=1}^M \left(\frac{Y_i}{Y} \times \frac{-\gamma}{1 - \tau_{Y_i}} \right) d\tau_{Y_i}}{\frac{dY}{Y}} + \frac{\sum_{i=1}^M \left[\frac{Y_i}{Y} \times \frac{-\gamma(1 - \alpha)}{1 - \gamma} \frac{1}{1 + \tau_{K_i}} \right] d\tau_{K_i}}{\frac{dY}{Y}} \quad (10)$$

式(10)中,等号右边第一项反映了源自产出扭曲因子变化带来的产出变化比例,第二项表示源自资本扭曲因子变化带来的产出变化比例。

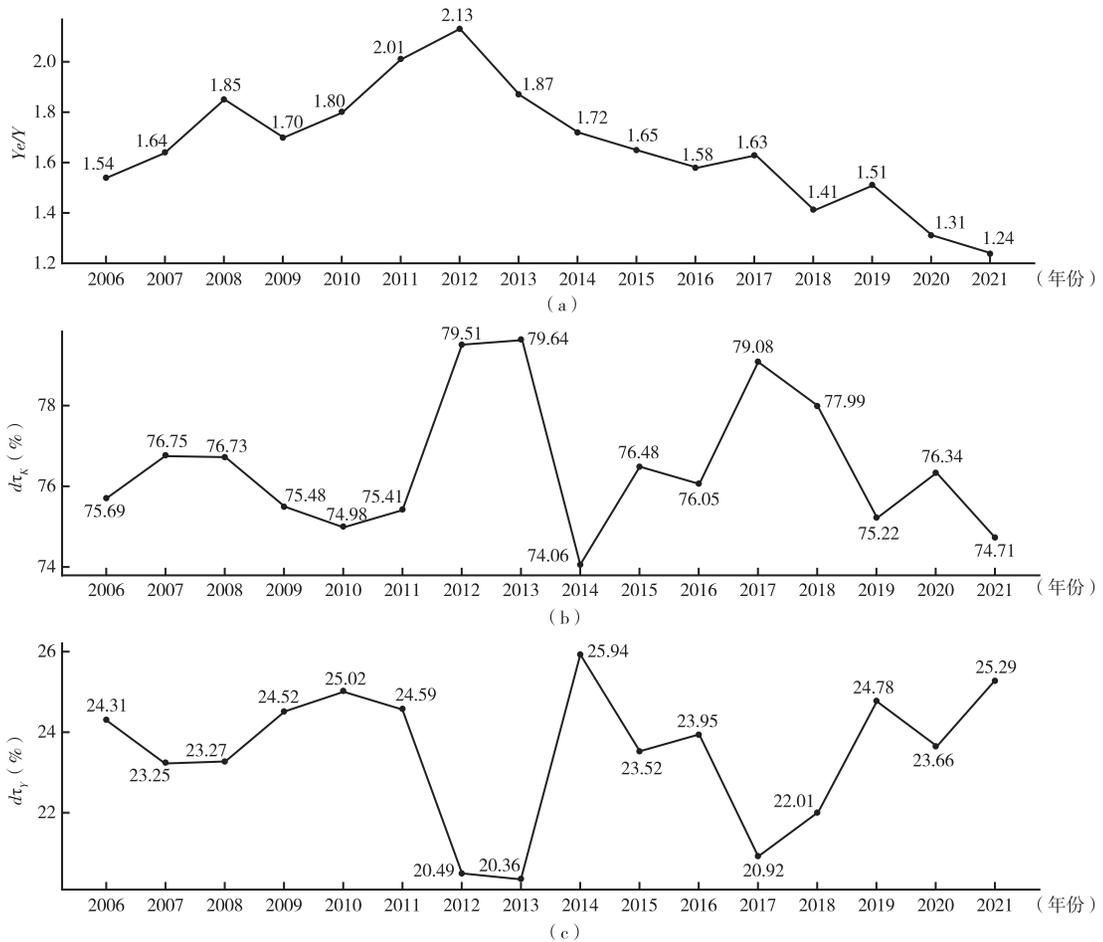


图2 2006—2021年光伏产业潜在产出改善变化及总产出变化来源

图2列示了2006—2021年光伏产业潜在产出改善变化及总产出变化的来源。图2(a)显示,2006—2012年中国太阳能光伏发电产业的潜在产出改善呈现出持续上升趋势,这表明,在该时期光伏产业内资源错配程度加剧。这一时期正值光伏产业呈井喷式增长之际,投资驱动是产业生产规模扩张的主要因素,造成了产能过剩的局面,导致资源配置的扭曲(孟辉和白雪洁,2017)^[7]。然而,2012—2021年中国光伏产业的潜在产出改善则呈下降趋势,这可能与欧盟和美国对中国光伏产品出口发起的反倾销和反补贴调查有关,这促使中国淘汰落后产能和进行技术变革,从而在一定程度上缓解了光伏产业资源错配的情况。这一转变亦反映了中国光伏产业在抵御外部冲击方面的脆弱性,突显了实施财政补贴政策以促进光伏企业创新和自主发展能力的必要性。图2(b)和图2(c)分别描述了2006—2021年总产出变化中资本扭曲和产出扭曲可解释的百分比。可以发现,资本扭曲是光伏产业资源错配的主要影响因素,资本扭曲可解释70%~80%的潜在产出变化,而产出扭曲可解释20%~25%的潜在产出变化。这一发现突显了光伏产业在快速发展时期对

于投资扩张的高度依赖性。

(3)主要变量描述性统计分析。表1列示了2006—2021年主要变量经对数化处理后的描述性统计结果。其中,资源错配的均值为-0.098,标准差为0.446,这表明,光伏企业间资源错配的差距较大;同时,财政补贴的均值为-5.295,标准差为1.617,显示出财政补贴的离散程度较高,与王宏伟等(2022a)^[16]的研究结论相一致。

表1 主要变量描述性统计结果

| 变量名称 | 变量符号 | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|-------------------|------|--------|-------|---------|--------|
| 资源错配 | <i>Dispersion</i> | 1044 | -0.098 | 0.446 | -1.700 | 1.341 |
| 财政补贴 | <i>Subsidy</i> | 1044 | -5.295 | 1.617 | -13.320 | -1.251 |
| 企业年龄 | <i>Age</i> | 1044 | 1.981 | 0.758 | 0.000 | 3.434 |
| 资本密集度 | <i>Fix</i> | 1044 | 0.280 | 0.167 | 0.002 | 0.846 |
| 市场竞争 | <i>Margin</i> | 1044 | 0.231 | 0.111 | -0.300 | 0.630 |
| 盈利能力 | <i>Roa</i> | 1044 | 0.041 | 0.338 | -8.057 | 0.541 |
| 资产负债率 | <i>Roe</i> | 1044 | 0.467 | 0.222 | 0.040 | 2.861 |
| 金融支持水平 | <i>Finance</i> | 1044 | 0.062 | 0.139 | -0.247 | 0.694 |

2. 基准回归结果

根据式(1)的模型设定,财政补贴对企业间资源错配效应的基准回归结果如表2所示。在表2中,第(1)列未加入任何控制变量,仅在控制了个体和年份固定效应后,单独考察了财政补贴对资源错配的影响。第(2)列加入公司特征变量,第(3)列和第(4)列则分别进一步控制了公司成长机会和融资约束对资源错配的影响。控制个体和年份固定效应后,在逐步加入控制变量的过程中,财政补贴的估计系数变化幅度不大,且均在1%的水平上显著为负。在加入了所有控制变量后,第(4)列的回归结果表明,在控制其他因素不变的条件下,财政补贴平均增加一个百分点,企业间生产要素资源错配的程度将下降约0.021个百分点。这一结果说明,光伏产业财政补贴降低了企业间的收入生产率离散程度,具有资源配置促进效应,从而验证了本文假设H₁的基本观点。

表2中的控制变量回归系数与预期一致。特别地,第(4)列的结果显示,企业年龄的估计系数为负,这表明,年龄较小企业的资源错配程度较大。因为新企业进入市场并存续可能并不是因为低生产成本和技术优势,而是由于财政补贴的扶持(Yu等,2021)^[9]。资本密集度的回归系数显著为负,表明资本密集度较高的企业资源错配程度较小。固定资产占比越高,使得企业的临界生产率水平提高,则会降低企业间的资源错配水平(蒋为,2016)^[44]。市场竞争的回归系数显著为负,表明市场竞争力越强,将会限制低生产率企业的市场进入,企业间的资源错配程度将有所缓解。盈利能力和资产负债率的回归系数显著为正,这表明,企业盈利能力越强,资产负债率越高,企业的临界生产率下降,加剧了企业间的资源错配。金融支持水平的回归系数显著为负,说明金融支持水平的提升会减轻资源从高生产率企业向低生产率企业的流动,从而降低企业间的资源错配程度。

表2 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Subsidy</i> | -0.030*** (-3.47) | -0.027*** (-3.94) | -0.022*** (-3.52) | -0.021*** (-3.50) |
| <i>Age</i> | | -0.025 (-0.36) | -0.069 (-1.13) | -0.121** (-2.06) |
| <i>Fix</i> | | -0.772** (-2.86) | -0.763** (-2.83) | -0.851** (-3.15) |

续表 2

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Margin</i> | | -1.054** (-3.04) | -1.209*** (-3.60) | -1.166*** (-3.48) |
| <i>Roa</i> | | | 0.303*** (3.58) | 0.310*** (3.69) |
| <i>Roe</i> | | | 0.492** (3.13) | 0.503** (3.32) |
| <i>Finance</i> | | | | -0.427*** (-5.07) |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -0.257*** (-5.60) | 0.270* (1.95) | 0.171 (1.14) | 0.314** (2.02) |
| 观测值 | 1041 | 1041 | 1041 | 1041 |
| R ² | 0.705 | 0.749 | 0.781 | 0.792 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为回归系数的 *t* 值，下同

3. 稳健性检验

在探究了财政补贴是否对企业资源错配程度产生影响后，为提高实证结果的稳健性，本文将从指标替换、考虑反倾销和反补贴政策的影响、内生性分析和政策冲击角度进行稳健性检验。

(1) 指标替换。1) 替换被解释变量。遵循 Yu 等 (2021)^[9] 的方法，本文使用标准化收入生产率低散度 (*DispersionSD*) 来替代原有的被解释变量，计算公式为 $(TFPR_{it} - \overline{TFPR}_t) / \sigma_t^{TFPR}$ ，其中 σ_t^{TFPR} 为第 *t* 年所有企业收入生产率的标准差。基于替换被解释变量的回归结果如表 3 第 (1) 列所示，财政补贴的回归系数在 5% 的水平上显著为负，这表明，即使采用不同资源错配的测度方法，本文的基本观点依旧成立。2) 替换核心解释变量。借鉴蒋为和张龙鹏 (2015)^[4] 的做法，本文将核心解释变量财政补贴替换为财政补贴差异 (*SubsidySD*)，计算公式为 $(Subsidy_{it} - \overline{Subsidy}_t) / \sigma_t^{Subsidy}$ ，其中 $\sigma_t^{Subsidy}$ 为第 *t* 年所有企业财政补贴的标准差。此外，借鉴吴敏等 (2022)^[46] 的做法，将核心解释变量财政补贴替换为财政补贴存量 (*Substock*)，存量指标可以更全面地反映财政补贴的规模。回归结果分别见表 3 第 (2) 列和第 (3) 列，可以发现，财政补贴差异和财政补贴存量的回归系数至少在 5% 的水平上显著为负，由此表明，在替换了核心解释变量后，财政补贴的提升仍然降低了企业间的资源错配程度，从而验证了基准回归结果的稳健性。

(2) 反倾销和反补贴政策的影响。鉴于欧美大幅削减国内光伏产业补贴，导致光伏产品滞销严重，为提高本土光伏产品销售量，在 2012 年纷纷开始对中国光伏产品发起反倾销和反补贴调查，这直接对中国光伏产业出口产生了严重冲击，使得中国光伏产业发展遭遇严峻挑战。本文以 2012 年作为时间分割点，将样本划分为 2006—2011 年和 2012—2021 年两个时间段进行实证分析，旨在探究反倾销和反补贴调查是否影响了财政补贴对中国光伏产业资源配置的影响。分组回归结果见表 3 第 (4) 列和第 (5) 列，结果显示，欧美的“双反”政策实施后，财政补贴对企业间的资源配置促进效应有所下降。考虑到中国光伏产业链上游硅材料生产和下游能源生产两端在外的特征十分明显，95% 左右的光伏产品都是销往海外市场，中国光伏产业自身对海外市场冲击的抵御能力较弱 (Wang 等, 2016)^[13]。尽管近年来中国光伏产业技术进步很快，但自身尚未建立完善的研发创新体系 (Lin 和 Luan, 2020)^[14]。因此，在欧美的“双反”政策实施后，财政补贴对资源配置的促进效应有所减弱。这表明，考虑到欧美的“双反”政策的影响，财政补贴对光伏产业资源配置效率的提升作用并未改变，基准回归结果具有稳健性。

表 3 稳健性检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 替换被解释变量 | 替换核心解释变量 | | 双反政策前 | 双反政策后 |
| <i>Subsidy</i> | -0.037** (-2.66) | | | -0.031** (-3.28) | -0.023** (-3.16) |
| <i>SubsidySD</i> | | -0.040*** (-3.76) | | | |
| <i>Substock</i> | | | -0.092** (-3.25) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.981** (3.09) | 0.429** (2.82) | 0.063 (0.31) | 0.417** (2.07) | 0.145 (0.78) |
| 观测值 | 1041 | 1041 | 1041 | 188 | 839 |
| R ² | 0.811 | 0.793 | 0.805 | 0.897 | 0.824 |

(3)内生性检验。在探讨财政补贴对企业间资源错配产生影响的同时,需要考虑到企业间的资源错配也可能会反作用于政府的财政补贴措施,使得政府采取相应财政措施以发挥市场机制的调节作用,从而存在双向因果关系,这可能会导致估计结果偏误。因此,需要考虑模型中可能存在的内生性问题,本文将使用工具变量法处理潜在的内生性问题。在工具变量选择上,本文参考孙传旺等(2022)^[15]构建财政补贴工具变量的思路,使用当年其他企业的平均财政补贴作为当年该企业财政补贴的工具变量。具体地,分年度加总各企业的财政补贴,对于每一个企业而言,将年度光伏产业财政补贴加总减去该企业的财政补贴得到光伏产业内其他企业财政补贴总额,再将该值除以该年度除该企业外的企业数目,从而得到当年其他企业的平均财政补贴,以此作为该企业当年财政补贴的工具变量。由于同一年份其他企业财政补贴均值对该企业资源配置效率影响较小,工具变量满足外生性假设。

两阶段回归检验的结果如表4第(1)和第(2)列所示。在第(1)列中,工具变量在1%的水平上显著为负,说明该企业获得的财政补贴与当年其他企业获得的财政补贴呈负相关关系。根据第(2)列的结果,财政补贴回归系数在1%的水平上显著为负,这表明,有效控制内生性问题后,财政补贴确实能够提升光伏企业的资源配置效率,证实了基准回归结果的稳健性。此外,第(2)列显示,KP-LM统计量为38.723,识别不足检验在1%水平上显著,说明工具变量不存在识别不足的问题。弱识别检验结果CD-Wald F统计量为1113.215,远大于16.38,通过了Stock-Yogo在10%水平上的显著性检验,表明工具变量不存在弱工具变量的问题。验证了所选工具变量的有效性。

表 4 内生性和政策冲击回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| | 第一阶段回归 | 第二阶段回归 | 双重差分法 |
| <i>Subsidy</i> | | -0.033*** (-3.64) | |
| <i>IV-Subsidy</i> | -0.378*** (-7.29) | | |
| <i>Treat × Post</i> | | | 0.163** (2.03) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |

续表 4

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------------------------|--------|---------------------|-----------------|
| | 第一阶段回归 | 第二阶段回归 | 双重差分法 |
| 常数项 | | | 0.218 (1.07) |
| 观测值 | 1041 | 1041 | 775 |
| R ² | | 0.312 | 0.819 |
| KP-LM 统计量 (识别不足检验) | | 38.723 [0.000] | |
| CD-Wald F 统计量 (弱识别检验) | | 1113.215 {16.38} | |

注:[]内为统计检验的p值;{|}内为 Stock-Yogo 检验在 10% 水平上的临界值

(4)政策外生冲击检验。双重差分法以外生性政策冲击为基础,能够有效控制内生性问题造成的偏误。因此,为避免内生性问题对估计结果造成的偏误,本文借鉴 Du 和 Takeuchi(2020)^[47]的研究方法,基于 2013 年实施的标杆上网电价补贴政策,使用双重差分法对本文的假设 H₁进行再检验。在中国光伏产业的发展过程中,2013 年开始实施的标杆上网电价补贴政策是对中国光伏产业发展影响程度较大、影响范围较广的财政补贴政策。值得注意的是,此次政策的目的是降低全国所有区域的电价补贴力度。

1)标杆上网电价补贴政策。2013 年 8 月,国家发展改革委发布《关于发挥价格杠杆作用促进光伏产业健康发展的通知》,该文件明确了依据资源条件和建设成本的不同,将全国各省份划分为 I、II、III 三类资源区。相较于 I 和 II 类资源区的企业,III 类资源区企业可获得的电价补贴较高,这种不同资源区企业电价补贴的差距为本文建立双重差分模型检验电价补贴调低政策对资源错配的影响提供了可能。将位于电价补贴较高的 III 类资源区企业作为处理组,位于电价补贴较低的 I 和 II 类资源区企业作为控制组,以检验降低财政补贴对光伏企业资源错配的影响。由于电价补贴政策开始于 2011 年,从 2021 年开始实行平价上网政策,因此政策冲击检验的样本期设定为 2011—2020 年,构建双重差分模型如式(11)所示:

$$Dispersion_{it} = \rho_0 + \rho_1 Treat_i \times Post_t + \sum_j \beta_j Control_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,*i*表示企业,*t*表示年份。*Treat_i*表示处理组与控制组的虚拟变量,位于 III 类资源区企业为处理组,取值为 1;位于 I 和 II 类资源区企业为控制组,取值为 0。*Post_t*为政策时间虚拟变量,2013 年及之后年份取值为 1,之前年份取值为 0。交乘项 *Treat* × *Post* 的系数表示平均处理效应,即调低电价补贴政策实施的净效应。控制变量与基准模型保持一致。

使用双重差分法的前提是处理组和控制组满足平行趋势假设,本文将政策实施前的一期作为基期进行平行趋势检验。表 5 为电价补贴调低政策实施的动态效应,结果显示,政策出台前至后第 2 期的回归系数尽管略微上升,但并不显著,表明处理组和控制组在政策实施前并未有显著差异。政策出台当期至后两期,III 类资源区和 II 类资源区并未有显著差异,说明政策效果存在滞后性,与 Du 和 Takeuchi(2020)^[47]得到的电价补贴调低政策的政策效应具有滞后性相一致。因此,可以认为处理组和控制组满足平行趋势假设。表 4 第(3)列给出了双重差分法的回归结果,结果显示,*Treat* × *Post* 的估计系数在 5% 的水平上显著为正,这表明,在双重差分法缓解内生性问题后,降低财政补贴显著加剧了资源错配,从而验证了原有结论的稳健性。

表 5 平行趋势检验回归结果

| 变量 | (1) |
|--------------|-----------------|
| <i>Pre_1</i> | 0.064 (0.65) |

续表 5

| | |
|----------------|-------------------------------|
| 变量 | (1) |
| <i>Current</i> | 0.143 (1.58) |
| <i>Post_1</i> | 0.136 (1.45) |
| <i>Post_2</i> | 0.107 (1.41) |
| <i>Post_3</i> | 0.188 [*] (1.82) |
| <i>Post_4</i> | 0.199 [*] (1.82) |
| <i>Post_5</i> | 0.227 ^{**} (2.00) |
| <i>Post_6</i> | 0.268 ^{**} (2.24) |
| <i>Post_7</i> | 0.311 ^{**} (3.02) |
| 控制变量 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 |
| 常数项 | 0.186 (0.90) |
| 观测值 | 775 |
| R ² | 0.822 |

2) 电价补贴退坡政策。实际上,标杆上网电价补贴政策经历了逐步退坡的过程。根据国家发展和改革委员会、财政部和国家能源局连续发布的一系列通知^①,明确规定在2013年、2016年、2017年、2018年、2019年和2020年连续实施不同阶段的电价补贴退坡政策,并自2021年开始实施平价上网政策,具体如表6所示。本文进一步检验了在连续的电价补贴退坡政策过程中,财政补贴对光伏产业资源配置效率的影响是否发生了变化。

表6 光伏发电上网电价机制政策(元/千瓦时)

| 资源区 | 资源区所包括的地区 | 2013 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 |
|-----|---|------|------|------|------|------|------|
| I | 宁夏,青海海西、甘肃嘉峪关、武威、张掖、酒泉、敦煌、金昌,新疆哈密、塔城、阿勒泰、克拉玛依,内蒙古除赤峰、通辽、兴安盟、呼伦贝尔以外地区 | 0.9 | 0.8 | 0.65 | 0.5 | 0.4 | 0.35 |
| II | 北京,天津,黑龙江,吉林,辽宁,四川,云南,内蒙古赤峰、通辽、兴安盟、呼伦贝尔,河北承德、张家口、唐山、秦皇岛,山西大同、朔州、忻州,陕西榆林、延安,青海、甘肃、新疆除I类外其他地区 | 0.95 | 0.88 | 0.75 | 0.6 | 0.45 | 0.4 |
| III | 除I类、II类资源区以外的地区 | 1 | 0.98 | 0.85 | 0.7 | 0.55 | 0.49 |

数据来源:国家发展和改革委员会、财政部和国家能源局

^① 主要包括2013年的《关于发挥价格杠杆作用促进光伏产业健康发展的通知》(发改价格[2013]1638号)、2015年的《关于完善陆上风电光伏发电上网标杆电价政策的通知》(发改价格[2015]3044号)、2016年的《关于调整光伏发电陆上风电标杆上网电价的通知》(发改价格[2016]2729号)、2018年的《关于2018年光伏发电有关事项的通知》(发改能源[2018]823号)、2019年的《关于完善光伏发电上网电价机制有关问题的通知》(发改价格[2019]761号)和2020年的《关于2020年光伏发电上网电价政策有关事项的通知》(发改价格[2020]511号)。

首先,电价补贴政策的动态效应可以在一定程度上反映电价补贴退坡政策的资源配置效应变化。根据表 5 的数据显示,政策出台当期至后两期,III类资源区企业与其他资源区企业并未有显著差异,政策出台后第 3 期至第 7 期,III类资源区企业与其他资源区企业开始出现显著差异,回归系数呈现逐渐上升的趋势。这表明,在持续的电价补贴政策退坡过程中,财政补贴对光伏产业资源配置的影响逐渐变大。

其次,在满足平行趋势假设的前提下,本文借鉴 Du 和 Takeuchi(2020)^[47]以及 Dong 等(2021)^[48]的做法,构建考虑多重政策变化和时间异质性的双重差分模型,以检验在连续电价补贴退坡政策下,财政补贴对光伏产业资源配置影响的变化,如式(12)所示:

$$Dispersion_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{2013,it} + \alpha_2 DID_{2016,it} + \alpha_3 DID_{2017,it} + \alpha_4 DID_{2018,it} + \alpha_5 DID_{2019,it} + \alpha_6 DID_{2020,it} + \sum_j \beta_j Control_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,*DID*表示政策虚拟变量与资源区虚拟变量的乘积,*DID*_{2013,*it*}的取值为当企业属于 III 类资源区且样本期在 2013—2015 年时,该值取 1,否则取 0。*DID*_{2016,*it*}的取值为当企业属于 III 类资源区且样本期在 2016 年时,该值取 1,否则取 0。*DID*_{2017,*it*}、*DID*_{2018,*it*}、*DID*_{2019,*it*}和 *DID*_{2020,*it*}的定义与 *DID*_{2016,*it*}类似。不同时点的 *DID* 项的回归系数各自代表了在对应年份标杆上网电价补贴退坡政策实施时,III类资源区企业与其他企业资源配置的差异,从而可以捕捉潜在的时变差异(Dong 等,2021)^[48]。控制变量与基准模型保持一致。

表 7 电价补贴退坡回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------------------|----------------------|-------------------|
| <i>DID</i> ₂₀₁₃ | 0.143** (2.28) | 0.095* (1.72) |
| <i>DID</i> ₂₀₁₆ | 0.187 (1.55) | 0.155 (1.49) |
| <i>DID</i> ₂₀₁₇ | 0.269** (2.05) | 0.166 (1.54) |
| <i>DID</i> ₂₀₁₈ | 0.299** (2.06) | 0.194 (1.65) |
| <i>DID</i> ₂₀₁₉ | 0.355** (2.27) | 0.235** (2.01) |
| <i>DID</i> ₂₀₂₀ | 0.367** (2.49) | 0.278** (2.41) |
| 控制变量 | 不控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 |
| 常数项 | -0.266*** (-3.80) | 0.212 (1.04) |
| 观测值 | 775 | 775 |
| R ² | 0.744 | 0.822 |

表 7 列示了电价补贴退坡的估计结果。第(1)列为不加入控制变量的估计结果,第(2)列则加入了控制变量,并控制了个体和年份固定效应,结果显示,*DID*₂₀₁₃的回归系数在 10% 的水平上显著,*DID*₂₀₁₆、*DID*₂₀₁₇和 *DID*₂₀₁₈的回归系数较为不显著,*DID*₂₀₁₉和 *DID*₂₀₂₀的回归系数在 5% 的水平上显著,说明 2013 年第一次实行电价补贴退坡政策效应显著,2016 年、2017 年和 2018 年实行的第二次、第

三次和第四次政策效应不显著,可能与时间相隔较短相关,2019年和2020年实行的第五次和第六次政策效应变的较为显著,长期而言,电价补贴退坡的政策效应较为明显。 $Did_{2013} \sim Did_{2020}$ 的回归系数分别为0.095、0.155、0.166、0.194、0.235和0.278,呈逐渐增长的态势,说明电价补贴退坡政策促进了企业间资源错配的程度,且影响程度随着退坡政策的实行不断增大,进一步验证了财政补贴的提升对资源配置促进效应的结论。电价补贴政策退坡可能会导致光伏企业为获得“量”的补贴而增加上网电量(孙传旺和占妍泓,2023)^[49],造成资源错配程度的加剧。

4. 财政补贴对企业资源错配的非线性影响检验

进一步地,本文检验了财政补贴对战略性新兴产业资源配置效率是否可能存在非线性影响:在战略性新兴产业发展初期,财政补贴可能产生资源错配效应,而随着财政补贴强度的进一步加大,长期内财政补贴可能产生资源配置效应。

首先,本文利用散点图直观刻画了财政补贴与企业资源错配之间的关系,如图3所示。从图3可以观察到,财政补贴与企业资源错配存在着明显的“倒U”型非线性关系:随着财政补贴强度的提高,企业资源错配程度先上升后下降。这表明,在战略性新兴产业发展初期财政补贴可能存在资源错配效应,而在长期财政补贴具有资源配置效应。因此,本文证实了财政补贴与企业资源错配之间存在非线性关系。

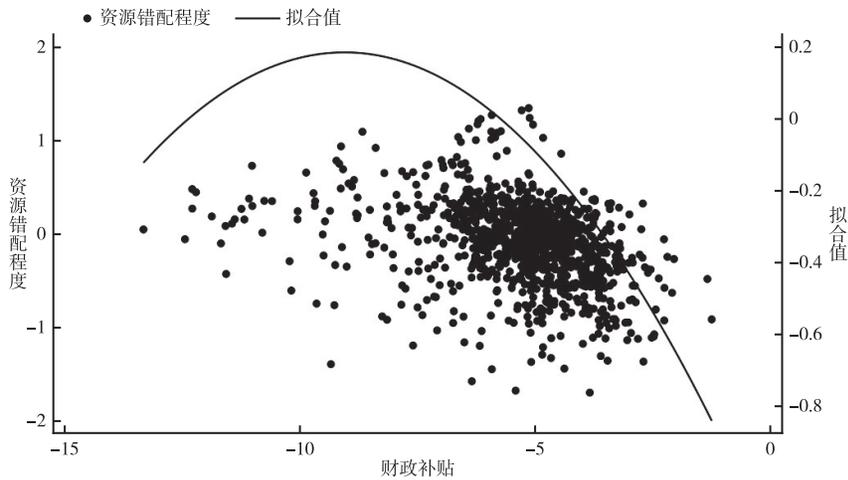


图3 财政补贴与企业资源错配程度的关系

注:因为财政补贴强度取对数后为负数,所以横轴范围为负数

其次,本文从实证角度检验了财政补贴对企业资源错配的倒U型非线性关系,回归结果如表8所示。其中, $Subsidy^2$ 表示财政补贴变量的平方项,其他变量与式(1)保持一致。具体地,第(1)列为不加控制变量的回归结果,第(2)列为加入控制变量并进一步控制个体和年份固定效应后的回归结果,结果显示,财政补贴平方项在5%的水平上显著为负。这说明,财政补贴与企业资源错配之间存在“倒U”型非线性关系。导致这种非线性关系的原因可能在于,在发展初期,战略性新兴产业面临高风险,需要大量资本等要素投入,但企业绩效不佳,导致财政补贴在初期可能引发资源错配。随着财政补贴强度的提升以及战略性新兴产业的逐渐成熟和发展,长期来看,财政补贴开始发挥资源配置促进的作用^①。

^① 最后,本文借鉴了Lind和Mehlum(2010)^[50]关于“倒U”型关系的检验步骤,在Stata软件中使用utest命令对表8第(2)列的回归结果进行了检验。结果显示,财政补贴对企业资源错配影响系数的斜率呈现先正(0.042)后负(-0.075)的特征;财政补贴系数的极值点为-8.958,位于[-13.320, -1.251]区间内。U型关系检验的P值为0.061,小于0.1,因此拒绝了不存在“倒U”型关系的原假设。

表 8 非线性影响检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|-----------------------------|----------------------|---------------------|
| <i>Subsidy</i> | -0.105** (-2.75) | -0.087** (-2.62) |
| <i>Subsidy</i> ² | -0.006** (-2.20) | -0.005** (-2.17) |
| 控制变量 | 不控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 |
| 常数项 | -0.483*** (-3.80) | 0.127 (0.71) |
| 观测值 | 1041 | 1041 |
| R ² | 0.707 | 0.794 |

五、机制检验与异质性分析

1. 机制检验

本文将从融资约束、企业规模均等化和研发风险三个角度深入解读财政补贴对资源配置促进效应的微观机制。遵循江艇(2022)^[51]提出的机制检验方法,分别将机制变量融资约束、企业规模均等化和研发风险作为被解释变量代入式(1)中进行回归。

(1)缓解融资约束机制。本文参考李青原和章尹赛楠(2021)^[17]的做法,将滞后一期长期负债率(*Loan*)作为企业获取银行信贷的代理变量。长期负债率由长期负债合计占资产总计的比重计算得到。将长期负债率作为机制变量代入式(1)进行回归检验,回归结果见表9第(1)列。财政补贴对长期负债率的回归系数为0.004,在5%的水平上显著,说明财政补贴的增加有助于缓解企业的融资约束,使得企业获取更多的银行信贷,提高了企业间的资源配置效率,从而验证了假设H₂。

(2)推动企业规模均等化机制。为检验财政补贴是否通过降低企业规模离散度而对资源配置产生影响,本文将企业规模离散度(*SizeD*)和标准化企业规模离散度(*SizeSD*)作为机制变量纳入式(1)进行回归检验,其中企业规模(*Size*)用总收入的对数值衡量,企业规模离散度的计算公式为 $\log(Size_i / \overline{Size}_i)$,标准化企业规模离散度的计算公式为 $\log((Size_i - \overline{Size}_i) / \sigma_i^{Size})$ 。回归结果分别如表9第(2)和第(3)列所示。结果显示,财政补贴对企业规模离散度和标准化企业规模离散度的回归系数分别为-0.002和-0.035,均在5%的水平上显著,说明政府补贴对企业规模离散度具有负向作用,促使企业规模向均等化发展,推动了企业规模均等化成长,进而提高了企业间的资源配置效率,假设H₃得以验证。

(3)降低研发风险机制。基于企业外部视角,若企业研发投入强度高于当年所有企业中位数水平,则该企业研发能力较强,处于研发后期阶段,研发风险较低;若企业研发投入强度低于当年所有企业中位数水平,则该企业研发能力较弱,处于研发前期阶段,研发风险较高。参考何晴等(2022)^[36]的做法,设置研发风险(*Risk*)为二值变量,当企业处于研发的前期阶段则为高研发风险阶段,取值为1;当企业处于研发的后期阶段则为低研发风险阶段,取值为0。将研发风险作为机制变量代入式(1)进行回归,回归结果见表9第(4)列。结果显示,财政补贴对研发风险的回归系数为-0.023,在5%的水平上显著,表明财政补贴降低了企业参与研发活动的风险,使得企业自身更愿意参与研发创新活动,从而提高了企业间的资源配置效率,进一步验证了假设H₄。

表 9 机制检验回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | <i>Loan</i> | <i>SizeD</i> | <i>SizeSD</i> | <i>Risk</i> |
| <i>Subsidy</i> | 0.004** (2.39) | -0.002** (-2.66) | -0.035** (-2.88) | -0.023** (-2.20) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -0.185** (-3.27) | -0.065*** (-4.77) | -1.213*** (-5.17) | 0.723*** (3.96) |
| 观测值 | 914 | 1041 | 1041 | 1041 |
| R ² | 0.701 | 0.893 | 0.896 | 0.546 |

2. 异质性分析

(1) 国有企业和非国有企业。财政补贴与企业产权性质相关,国有企业和非国有企业的财政补贴资源配置效应可能有所不同。对光伏企业按国有企业和非国有企业分组进行回归检验,回归结果见表 10 第(1)和第(2)列,财政补贴对资源错配的回归系数均在 5% 的水平上显著为负,且对国有企业的的影响效应较大。与非国有企业相比,国有企业承担着政策性负担,企业面临的融资约束较低,财政补贴更有利于激励企业进行投资和研发创新行为(吴敏等,2022)^[46],而大部分非国有企业没有显性和隐形担保,在捕捉外部需求而扩张产能时受制于融资约束(Hsieh 和 Song, 2015)^[52],所以,财政补贴对国有企业的资源配置效应较大。

(2) 在位企业和新进企业。新进企业与在位企业的生产运营经验不同,可能受财政补贴的影响不同。由于本文的样本区间为 2006—2021 年,参考何文韬和肖兴志(2018)^[31]的分类方法,将 2006 年之前成立的企业归类为在位企业,2006 年及以后成立的企业归类为新进企业。将企业样本区分为新进企业和在位企业进行分组回归,回归结果如表 10 第(3)和第(4)列所示,结果表明,在位企业财政补贴的回归系数在 5% 的水平上显著为负,而新进企业财政补贴的回归系数未能通过 10% 的显著性水平。可能的解释是,在位企业凭借长期经营已占据市场份额,具有较大的比较优势,而新进企业在进入市场时由于自身限制不能迅速的抢占市场份额(何文韬和肖兴志, 2018)^[31]。

表 10 异质性检验回归结果:企业性质、新进与在位企业

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | 国有企业 | 非国有企业 | 在位企业 | 新进企业 |
| <i>Subsidy</i> | -0.025** (-2.89) | -0.021*** (-3.45) | -0.024** (-3.38) | -0.001 (-0.15) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.268 (0.55) | 0.122 (0.74) | 0.366** (2.24) | 0.170 (0.70) |
| 观测值 | 222 | 818 | 933 | 108 |
| R ² | 0.814 | 0.814 | 0.786 | 0.895 |

(3) 光伏产业链上、中和下游企业。从产业链视角出发,光伏产业上游、中游和下游生产环节因其具有不同的内在特征而展现出企业间的异质性,因此,有必要分析不同生产环节企业所接受的财政补贴对资源错配的影响。本文参考《战略性新兴产业分类(2022)》的产业链划分,将光伏产

业分为上游、中游和下游生产环节,分子样本进行异质性分析。上游生产环节包括太阳能材料制造,中游生产环节包括太阳能设备和生产装备制造,下游生产环节包括太阳能发电运营维护、工程施工和技术服务。具体而言,产业链上游涉及有机化学原料制造、半导体器件专用设备制造等;产业链中游主要包括光伏设备及元器件制造和光学仪器制造等;产业链下游包含太阳能发电及工程施工等。根据公司经营范围,将样本企业区分为上游、中游和下游生产环节,需要注意的是,光伏企业可同时从事上游、中游和下游生产环节的生产经营。

将光伏企业按照上游、中游和下游生产环节分组进行回归分析,回归结果见表11第(1)一(3)列,财政补贴对光伏产业链上、中和下游企业资源配置效率均具有提升作用,财政补贴每增加1个百分点,上、中和下游企业资源配置效率分别平均上升约0.031、0.022和0.020个百分点。财政补贴对上游企业的影响作用最大,这在某种程度上反映了政府和企业对研发创新的高度重视,财政补贴有效降低了上游生产环节的研发风险。光伏产业链中游生产环节的发展模式较为成熟,技术创新门槛较低(王宏伟等,2022)^[16],从而财政补贴对中游企业的资源配置影响程度小于上游企业。而下游企业建设和开发光伏发电项目时对资金的需求量较大,加之下游生产环节技术密集度较低,因此融资约束成为限制财政补贴对下游企业资源配置促进效应的关键因素。

表 11 异质性检验回归结果:产业链和光照资源区

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 上游企业 | 中游企业 | 下游企业 | III类区企业 | II类区企业 |
| <i>Subsidy</i> | -0.031*** (-4.23) | -0.022** (-2.99) | -0.020** (-3.03) | -0.019** (-2.90) | -0.050** (-2.36) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.492** (2.38) | 0.404** (2.06) | 0.396** (2.07) | 0.448** (2.68) | -0.365 (-0.93) |
| 观测值 | 619 | 725 | 833 | 828 | 184 |
| R ² | 0.796 | 0.786 | 0.800 | 0.745 | 0.866 |

(4)II类和III类光照资源区。由于光照资源的不同,光伏企业的发电量将有明显的差异,因此财政补贴的资源配置效应也将有明显差异。2013年国家发展和改革委员会发布《关于发挥价格杠杆作用促进光伏产业健康发展的通知》(发改价格[2013]1638号),根据光伏产业资源条件和建设成本的不同,将全国各省份划分为I、II和III三类资源区。鉴于I类资源区的数据较少,本文仅对II和III类资源区企业进行考察。分组回归结果见表11第(4)和第(5)列,结果显示,财政补贴对II类资源区的资源配置促进效应大于III类资源区,原因可能在于II类资源区相对于III类资源区光照资源较缺乏,同时,在其他发展资源如融资水平、政策支持力度和经济集聚水平上也处于劣势,因此财政补贴能在更大程度上缓解企业的融资压力,从而对资源配置效率的提升作用更为显著。

六、结论与建议

如何有效提升光伏产业的资源配置效率已成为学术界和各级政府关注的焦点,当前,政府部门运用财政补贴大力扶持光伏产业的发展。在此背景下,财政补贴是否以及如何对光伏企业资源配置效率产生影响是亟待解答的重要问题。本文采用2006—2021年中国光伏产业上市公司数据,

通过构建计量模型检验了财政补贴对中国光伏企业资源配置的促进效应。研究表明:首先,财政补贴是影响中国光伏企业资源配置效率提升的重要原因,财政补贴每提高一个百分点,企业间资源配置效率将平均提升约0.021个百分点。在考虑指标替换、反倾销和反补贴政策影响、控制内生性问题和政策冲击检验后,该结论仍然是稳健的。其次,财政补贴的资源配置促进效应在企业所有制、新进与在位企业、上中下游生产环节、II类与III类资源区存在着显著的异质性。最后,财政补贴通过缓解融资约束、推动企业规模均等化与降低研发风险机制显著提升了光伏企业间的资源配置效率。

本文的研究结果表明,财政补贴有效提升了企业间的资源配置效率,使得新兴产业内有限资源在企业间有效配置。因此,在评估财政政策的资源配置效应时,一方面,需要考虑政策在整个产业内的影响效应,重视企业间的协同发展;另一方面,需要认识到中国光伏产业的财政补贴政策是在产业内出现严重危机的情况下实施的,首要目的是缓解中国光伏产业面临的危机,为中国光伏产业发展寻找新路径,因此,应具体、全面地理解新兴产业的政策扶持。基于此,本文提出如下政策建议:

第一,应进一步完善光伏产业的财政补贴政策,最大化发挥财政补贴政策的实施效率。本文的实证结果表明,光伏产业的财政补贴政策有助于企业间资源配置效率的提升,因此应当积极发挥财政补贴政策对战略性新兴产业的引领作用,确保财政补贴力度控制在合理范围内,并完善光伏产业财政补贴政策实施效率的综合评价监管机制,包括财政补贴的事前和事后评价,最大化发挥财政补贴政策的实际效果。在市场机制的调节作用无法实现有限资源的有效配置时,需要借助外部手段和措施进行指引。随着财政补贴充分发挥作用与光伏产业的逐渐发展,应注重发挥市场机制的调节作用,激励光伏企业增强自主创新能力,最终实现中国光伏产业的高质量发展。

第二,及时调整财政补贴政策实施的重点,减少政策实施过程中的异质性偏差,促进光伏产业的均衡发展。在制定财政补贴政策时应有的放矢,应当考虑包括企业所有权性质、是否为新创企业、所处产业链生产环节、自然资源禀赋情况、研发风险状况等特征,针对不同发展特征和属性的企业,不断地调整针对性、差异化补贴政策,最终形成精准的财政补贴政策。鉴于光伏产业财政补贴政策的实施是阶段性的而非长久的,政府部门需在准确预测光伏产业发展趋势的基础上,确保政策实施的稳定性和动态性,不断调整财政补贴政策以适应光伏产业的发展规律,避免企业过度依赖财政补贴而产生“寻租”行为。不同发展特征和属性企业的财政补贴效应有所不同,政策制定者应该通过多元政策组合的搭配使用,并完善金融支持体系,建立光伏产业的公平竞争环境,确保所有权性质、成立时间、所处产业链生产环节、自然资源禀赋情况、研发风险状况不同的企业均能够平等享受财政补贴政策带来的红利,促进光伏产业的均衡良性发展。

第三,借助光伏产业财政补贴政策退出的契机,倒逼光伏企业增强自主发展能力。光伏产业发展规划是国家政策导向的,但在平价无补贴、市场化发展的大背景下,光伏产业财政补贴政策的退坡势必会促进国内市场的良性发展、倒逼光伏产业内企业重新洗牌、淘汰低于平均产业生产率的企业。为避免光伏产业对财政补贴政策的长期依赖,政策制定者应该进一步完善财政补贴政策的退出机制,在财政补贴政策逐渐退出的同时,加强创建公平的市场竞争环境,激励国内光伏企业在公平的市场竞争中提升自身核心技术,向国际一流先进技术靠拢。同时,光伏产业财政补贴政策的退出可能会导致企业投资的“脱实向虚”,政策制定者需密切关注财政补贴政策退出可能带来的系统性风险,合理引导社会各类资本向更需要资金支持、有潜力的企业流动。

当然,尽管本文已经在财政补贴对资源配置效率影响方面进行了深入分析,但本文的研究内容尚存在着一定的局限性。首先,对于光伏产业而言,标杆上网电价补贴政策是一项相当重要的

财政补贴具体举措。鉴于缺少企业获得的具体电价补贴相关数据,本文只能在内生性检验部分通过双重差分法展现电价补贴对光伏产业的资源配置效应,未能直接采用企业获得的实际电价补贴数据进行测度。其次,财政补贴可细分为研发补贴与非研发补贴,受限于数据的可获得性,本文没有进一步考察研发补贴和非研发补贴对资源配置效率的不同影响。最后,财政补贴政策在光伏产业链上、中和下游之间可能存在政策的传导效应,但由于受产业链生产环节企业数据的限制,本文并未针对光伏产业链不同生产环节进一步展开研究,这仍是未来研究中值得进一步探讨的研究领域。

参考文献

- [1] Zhang, X., W. Ruoshui, H. Molin, and Martinot, E. A Study of the Role Played by Renewable Energies in China's Sustainable Energy Supply[J]. *Energy*, 2010, 35, (11): 4392-4399.
- [2] Zhang, T., S. Xu, and S. Zhang. Are Export Tax Rebates Patronage for Chinese Firms? An Analysis of Productivity[J]. *China Economic Review*, 2022, 75: 1-17.
- [3] 尹恒, 张子尧. 产品市场扭曲与资源配置效率——异质性企业加成率视角[J]. *北京: 经济研究*, 2021, (11): 119-137.
- [4] 蒋为, 张龙鹏. 补贴差异化的资源误置效应——基于生产率分布视角[J]. *北京: 中国工业经济*, 2015, (2): 31-43.
- [5] Rotemberg, M. Equilibrium Effects of Firm Subsidies[J]. *American Economic Review*, 2019, 109, (10): 3475-3513.
- [6] 李晓华, 吕铁. 战略性新兴产业的特征与政策导向研究[J]. *北京: 宏观经济研究*, 2010, (9): 20-26.
- [7] 孟辉, 白雪洁. 新兴产业的投资扩张、产品补贴与资源错配[J]. *北京: 数量经济技术经济研究*, 2017, (6): 20-36.
- [8] 余壮雄, 董洁妙, 米银霞. 补贴竞争的奖赏机制与效率分析[J]. *北京: 经济学动态*, 2019, (1): 28-42.
- [9] Yu, C.H., X. Wu, W.C. Lee, and J. Zhao. Resource Misallocation in the Chinese Wind Power Industry: The Role of Feed-In Tariff Policy[J]. *Energy Economics*, 2021, 98, 105236.
- [10] Chen, G., A. M. Herrera, and S. Lugauer. Policy and Misallocation: Evidence from Chinese Firm-Level Data [J]. *European Economic Review*, 2022, 149, 104260.
- [11] Che, X.J., P. Zhou, and K.H. Chai. Regional Policy Effect on Photovoltaic (PV) Technology Innovation: Findings from 260 Cities in China[J]. *Energy Policy*, 2022, 162, 112807.
- [12] 金晓雨. 政府补贴、资源误置与制造业生产率[J]. *北京: 财贸经济*, 2018, (6): 43-57.
- [13] Wang, H., S. Zheng, Y. Zhang, and K. Zhang. Analysis of the Policy Effects of Downstream Feed-In Tariff on China's Solar Photovoltaic Industry[J]. *Energy Policy*, 2016, 95: 479-488.
- [14] Lin, B., and R. Luan. Do Government Subsidies Promote Efficiency in Technological Innovation of China's Photovoltaic Enterprises? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 254, 120108.
- [15] 孙传旺, 占妍泓, 林伯强. 新能源企业增值税政策的规模效应与创新效应[J]. *北京: 经济研究*, 2022, (9): 46-64.
- [16] 王宏伟, 朱雪婷, 李平. 政府补贴对光伏产业创新的影响[J]. *北京: 经济管理*, 2022, (2): 57-72.
- [17] 李青原, 章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (5): 95-113.
- [18] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. *北京: 管理世界*, 2015, (1): 75-86, 98, 188.
- [19] Zhang, A.H., S.M. Sirin, C. Fan, and M. Bu. An Analysis of the Factors Driving Utility-Scale Solar PV Investments in China: How Effective was the Feed-In Tariff Policy? [J]. *Energy Policy*, 2022, 167, 113044.
- [20] Lin, B., and Y. Chen. Impact of the Feed-in Tariff Policy on Renewable Innovation: Evidence from Wind Power Industry and Photovoltaic Power Industry in China [J]. *The Energy Journal*, 2023, 44, (2): 29-46.
- [21] 简泽, 徐扬, 吕大国, 卢任, 李晓萍. 中国跨企业的资本配置扭曲: 金融摩擦还是信贷配置的制度偏向[J]. *北京: 中国工业经济*, 2018, (11): 24-41.
- [22] Wu, A. The Signal Effect of Government R&D Subsidies in China: Does Ownership Matter? [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2017, 117: 339-345.
- [23] 李政, 杨思莹, 路京京. 政府补贴对制造企业全要素生产率的异质性影响[J]. *北京: 经济管理*, 2019, (3): 5-20.
- [24] 余东华, 吕逸楠. 政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例[J]. *北京: 中国工业经济*, 2015, (10): 53-68.

- [25]吴伟伟,张天一.非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究[J].北京:管理世界,2021,(3):137-160,10.
- [26]王刚刚,谢富纪,贾友.R&D补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J].北京:中国工业经济,2017,(2):60-78.
- [27]童锦治,刘诗源,林志帆.财政补贴、生命周期和企业研发创新[J].北京:财政研究,2018,(4):33-47.
- [28]董直庆,姜昊,王林辉.“头部化”抑或“均等化”:人工智能技术会改变企业规模分布吗?[J].北京:数量经济技术经济研究,2023,(2):113-135.
- [29]Melitz, M.J.The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J].Econometrica, 2003, 71, (6): 1695-1725.
- [30]蔡昉.生产率、新动能与制造业——中国经济如何提高资源重新配置效率[J].北京:中国工业经济,2021,(5):5-18.
- [31]何文韬,肖兴志.进入波动、产业震荡与企业生存——中国光伏产业动态演进研究[J].北京:管理世界,2018,(1):114-126.
- [32]Poschke, M.The Firm Size Distribution Across Countries and Skill-Biased Change in Entrepreneurial Technology[J].American Economic Journal: Macroeconomics, 2018, 10, (3): 1-41.
- [33]蒋冠宏.中国产业政策的均衡效应分析——基于政府补贴的视角[J].北京:中国工业经济,2022,(6):98-116.
- [34]Karhunen, H., and J.Huovari.R&D Subsidies and Productivity in SMEs[J].Small Business Economics, 2015, 45: 805-823.
- [35]解维敏,唐清泉,陆姗姗.政府R&D资助、企业R&D支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据[J].北京:金融研究,2009,(6):86-99.
- [36]何晴,刘净然,范庆泉.企业研发风险与补贴政策优化研究[J].北京:经济研究,2022,(5):192-208.
- [37]Hormiga, E., and D.J.García-Almeida.Accumulated Knowledge and Innovation as Antecedents of Reputation in New Ventures [J].Journal of Small Business and Enterprise Development, 2016, 23, (2): 428-452.
- [38]张杰.中国政府创新政策的混合激励效应研究[J].北京:经济研究,2021,(8):160-173.
- [39]蔡伟贤,沈小源,李炳财,柴美华.增值税留抵退税政策的创新激励效应[J].北京:财政研究,2022,(5):31-48.
- [40]王宏伟,朱雪婷,殷晨曦.中国光伏产业发展及电价补贴政策影响研究[J].北京:数量经济技术经济研究,2022,(7):90-112.
- [41]Hsieh, C.T.and P.J.Klenow.Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J].The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124, (4): 1403-1448.
- [42]孔东民,刘莎莎,王亚男.市场竞争、产权与政府补贴[J].北京:经济研究,2013,(2):55-67.
- [43]夏清华,黄剑.市场竞争、政府资源配置方式与企业创新投入——中国高新技术企业的证据[J].北京:经济管理,2019,(8):5-20.
- [44]蒋为.增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J].北京:世界经济,2016,(5):54-77.
- [45]刘贯春,陈登科,丰超.最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析[J].北京:中国工业经济,2017,(7):62-80.
- [46]吴敏,曹婧,毛捷.地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制[J].北京:经济研究,2022,(1):107-121.
- [47]Du, Y., and K.Takeuchi.Does a Small Difference Make a Difference? Impact of Feed-In Tariff on Renewable Power Generation in China[J].Energy Economics, 2020, 87, 104710.
- [48]Dong, C., R.Zhou, and J.Li.Rushing for Subsidies: The Impact of Feed-In Tariffs on Solar Photovoltaic Capacity Development in China[J].Applied Energy, 2021, 281, 116007.
- [49]孙传旺,占妍泓.电价补贴对新能源制造业企业技术创新的影响——来自风电和光伏装备制造业的证据[J].北京:数量经济技术经济研究,2023,(2):158-180.
- [50]Lind, J.T., and H.Mehlum.With or without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship.Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72, (1): 109-118.
- [51]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].北京:中国工业经济,2022,(5):100-120.
- [52]Hsieh, C.T., and Z.M.Song.Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China (No.w21006) [R].National Bureau of Economic Research, 2015.

The Resource Allocation Effect of Fiscal Subsidies on Strategic Emerging Industries: A Case Study of the Photovoltaic Industry

WANG Yi-ming^{1,2}, MA Qing-qing²

(1.The Wang Yanan Institute for Studies in Economics,Xiamen University,Xiamen,Fujian,361005,China;

2.School of Economics,Xiamen University,Xiamen,Fujian,361005,China)

Abstract: The photovoltaic industry is one of the strategic emerging industries in China. Its development is of significant importance for adjusting energy industries, advancing the revolution of energy production, and promoting the construction of ecological civilization. In order to promote the healthy and orderly development of the photovoltaic industry, fiscal subsidy is a common policy tool. In recent years, under the dual effects of national policy guidance and technical innovation, the photovoltaic industry has maintained a rapid growth trend, with the industry scale continuously expanding and technology undergoing constant iterations and upgrades. Among the various support policies for the photovoltaic industry in China, fiscal subsidies are extremely important. The purpose is to correct the “market failure” to support the development of the infant photovoltaic industry. Similarly, developed countries such as the United States, Germany and Japan have fiscal subsidies for the photovoltaic industry. While enhancing the resilience of domestic photovoltaic companies against the impact of anti-subsidy and anti-dumping policies from the United States, Europe, and other countries, it can also improve the independent development capability of the domestic photovoltaic industry to quickly occupy and expand market share globally.

Aiming at whether fiscal subsidies can promote the high-quality development of the photovoltaic industry by enhancing resource allocation efficiency, this paper empirically investigates the impact of fiscal subsidies on inter-enterprise resource allocation and its mechanism by utilizing data from listed companies in China's photovoltaic industry from 2006 to 2021 as the sample. The empirical study reveals the following findings: An increase in fiscal subsidies significantly reduces productivity dispersion among photovoltaic companies, thereby enhancing resource allocation efficiency. On average, a one percentage point increase in fiscal subsidies leads to a decrease of approximately 0.021 percentage points in resource mismatch between photovoltaic companies. This conclusion is still valid after the robustness test of index replacement, effect of anti-dumping and countervailing policy, endogeneity analysis and exogenous impact test. The positive impact of fiscal subsidies on resource allocation is particularly pronounced for state-owned companies, incumbent companies, companies operating in the downstream industrial chain as well as companies located in areas with lower light resources. Mechanism analysis indicates that fiscal subsidies promote resource allocation by easing financing constraints, fostering growth equality among companies and reducing R&D risks. These conclusions provide empirical support for the implementation of fiscal subsidy policies aimed at promoting the high-quality development of the photovoltaic industry.

Under the current backdrop of large-scale tax and fee reductions and fundamental changes in fiscal revenue in China, whether fiscal subsidies can truly play a role and promote the improvement of resource allocation efficiency among enterprises in the photovoltaic industry has become an important issue that policymakers and academics need to address. Therefore, this paper undoubtedly has important theoretical and policy significance. Compared with the existing literature, the marginal contribution of this paper is as follows: Firstly, this paper starts from the micro perspective of photovoltaic companies in the field of new energy, focusing on resource allocation among different enterprises within the photovoltaic industry, extending the research on the microeconomic effects of financial subsidies. Secondly, it emphasizes the analysis of the enhancement of resource allocation efficiency of financial subsidies to strategic emerging industries, providing theoretical and policy bases for fiscal policies to promote the development of strategic emerging industries. Thirdly, it discusses the mechanism of the effect of fiscal subsidies on resource allocation from three aspects: reducing financing constraints, promoting the equalization of the size of enterprises, and reducing innovation risk, providing a scientific basis for improving the effects of fiscal policies in practice.

Key Words: photovoltaic industry; fiscal subsidies; feed-in tariff; resource allocation; productivity dispersion

JEL Classification: D24, E23, H25

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.03.004

(责任编辑:张任之)