

省以下财政体制改革如何影响企业全要素生产率： 来自“财政省直管县”改革的准自然实验

宋 恒¹, 王树昊¹, 李川川²

(1. 中国财政科学研究院, 北京 100142; 2. 对外经济贸易大学国际经济研究院, 北京 100029)

摘 要: 提高企业全要素生产率是高质量发展的动力源泉, 省以下财政体制改革会对企业全要素生产率产生重要影响, 值得深入探讨。基于中国工业企业微观数据, 将“财政省直管县”改革视为省以下财政体制改革的准自然实验, 从企业税收负担和资源配置维度考察省以下财政体制改革对企业全要素生产率的影响。实证研究结果表明, 相较于没有实行“财政省直管县”改革的地区, 经历“财政省直管县”改革的地区企业全要素生产率显著降低。究其原因, 改革的实际税负渠道带来的负面影响大于资源配置渠道带来的正面影响, 初始税收负担较重或资源错配程度较高的区域所受影响更为显著。基于上述结论给出了相应的政策启示。研究结果丰富了省以下财政体制改革对微观企业影响的研究, 对进一步推进省以下财政体制改革和经济高质量发展具有现实意义。

关键词: “财政省直管县”改革; 企业全要素生产率; 税收负担; 资源配置效率

中图分类号: F812.0 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2024)01-0175-11

How does reform of the fiscal system below the provincial level affect the total factor productivity of enterprises? A study based on the natural experiment of fiscal PMC reform

SONG Heng¹, WANG Shuhao¹, LI Chuanchuan²

(1. China Academy of Fiscal Science, Beijing 100142, China;

2. Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Improving the total factor productivity of enterprises is the driving force for high-quality development, and the reform of the fiscal system below the provincial level will have a significant impact on the total factor productivity of enterprises, which is worth further exploration. This article is based on micro data of Chinese industrial enterprises and regards the reform of “directly managing counties under the jurisdiction of the provincial government” as a quasi natural experiment of the reform of the fiscal system below the provincial level. It examines the impact of the reform of the fiscal system below the provincial level on the total factor productivity of enterprises from the dimensions of enterprise tax burden and resource allocation. The empirical research results indicate that compared to regions that have not implemented the “fiscal province directly governing counties” reform, the total factor productivity of enterprises in regions that have undergone the “fiscal province directly governing counties” reform has significantly decreased. The reason for this is that the negative impact brought by the actual tax burden channel of the reform is greater than the positive impact brought by the resource allocation channel, and the impact is more significant in areas with heavy initial tax burden or high degree of

收稿日期: 2023-10-12 修回日期: 2023-12-24

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(20BGL061); 国家社会科学基金一般项目(21BGJ049)。

作者简介: 宋恒(1994—), 男, 山东金乡人, 中国财政科学研究院博士生, 研究方向为财政理论与政策、财政体制。通信作者: 王树昊。

resource mismatch. The article provides corresponding policy implications based on the above conclusions. This article enriches the research on the impact of sub provincial financial system reform on micro enterprises, and has significance for further promoting sub provincial financial system reform and high-quality economic development.

Key words: fiscal PMC reform; total factor productivity of enterprises; tax burden; resource allocation efficiency

一、问题提出与相关文献综述

我国全要素生产率存在“双低”问题。一是增速低,我国 2008—2022 年全要素生产率增速均值为 1.2%,相比 1978—2007 年增速均值下降了 1.5 个百分点^[1];二是占比低,目前我国全要素生产率水平只有美国的 40%、德国的 43%、日本的 63%。与此同时,着力提高全要素生产率离不开财政体制效能的提升,财政体制是政府确定职能、进行资源配置的重要基础,也是经济体制重要的组成部分^[2],权责清晰的政府间财政关系关乎财政资金的使用范围,对政府官员以及市场主体的行为都具有潜在影响,是决定经济增长的一项制度性安排^[3]。

从制度背景看,1994 年的分税制以及后续的深化改革基本理清了中央与地方的财政关系,但是顶层设计改革并没有从根本上推动地方财政体制改革,省以下财政体制改革明显滞后于中央和地方财政关系改革进度^[4]。我国从 2004 年开始在一些省份推进“财政省直管县”改革的试点工作^[5],并在 2009 年第一次发布了“财政省直管县”改革的指导文件,文件对改革的顶层设计作出指导,各省可结合实际情况选择性地逐步推进改革,主要涉及以下 5 个方面:收支划分、转移支付、财政预决算、资金往来和财政结算。2022 年 6 月,国务院办公厅发布的《关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》指出,“推进省直管县财政改革。按照突出重点、利于发展、管理有效等要求,因地制宜逐步调整优化省直管县财政改革实施范围和方式”^①。省以下财政体制改革既是对分税制改革的延续和深化,也是建设现代财政制度的关键之举,更是提高国家治理能力、促进经济高质量发展的重要抓手。党的二十大报告指出“加快建设现代化经济体系,着力提高全要素生产率”^②。因此,本文将“财政省直管县”改革作为省以下财政体制改革的准自然实验来探究省以下财

政体制改革与企业全要素生产率的关系,剖析财政体制改革与微观主体行为和决策的联系,明晰财政体制因素作用于微观主体的渠道,对于我国省以下财政体制改革的进一步推进以及我国经济的高质量发展有着重要现实意义。

学术界从多个维度、采取多种方法研究“财政省直管县”改革,本文对这些重要文献进行了系统的梳理,主要包括“财政省直管县”改革的必要性和大范围推广的可行性^[6-7],改革对宏观经济增长的影响^[8-9],改革对产业结构的影响^[10],改革对县级财力的影响^[5, 11-12],改革对相关政府主体行为的影响^[13-15],改革对基本公共服务的影响^[16-18],改革对环境治理的影响^[19-21],改革对微观主体行为的影响^[22-24]。目前,学术界在“财政省直管县”改革对微观主体影响的领域相关研究较少,而宏观经济的运行离不开微观基础,如果仅仅研究“财政省直管县”改革的宏观效应而缺乏对相关机制的深入挖掘,则难以评估改革的真实效应。国内关于地方财政体制与企业全要素生产率之间关系的研究文献相对较少,而已有研究普遍认为财政分权可以有效提高地方和企业的经济效益。如史贞^[25]对 2007—2017 年我国上市企业的数据进行分析,研究发现地方财政分权程度越高,企业全要素生产率提升就越显著,特别对于企业全要素生产率处于低迷状态的企业而言,其驱动效果越明显。当前我国正处于经济社会转型的关键阶段,经济高质量发展离不开微观企业全要素生产率的提升,深化财政体制改革是经济转型的重要抓手,要真正明晰财政体制改革的微观路径,在宏观上把握方向、在微观上稳扎稳打,做到宏观与微观的有机统一,从而为经济高质量发展夯实基础。

二、研究假说

“财政省直管县”改革为评估省以下财政体制

① 参见 https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/13/content_5695477.htm, 访问时间:2023 年 12 月 14 日。

② 参见 http://www.qstheory.cn/yaowen/2022-10/25/c_1129079926.htm, 访问时间:2023 年 12 月 14 日。

改革对企业全要素生产率的影响提供了准自然实验,改革主要通过两条路径作用于企业全要素生产率,即企业实际税负和地区资源配置效率。

(一)实际税负渠道税收激励与企业全要素生产率:强化效应大于减弱效应

一方面,“财政省直管县”改革产生税负的强化效应,加大县级政府的收入激励,提高县级政府的征税动机,减少辖区内企业的避税空间,提高企业的实际税负。第一,根据第二代财政分权理论,财政分权赋予地方政府更大的自主权,会提高地方政府的责任感,从而提高地方政府财政努力程度^[26]。“财政省直管县”改革作为省以下财政分权的一种措施,同样也会强化县级政府的征税努力,提高辖区内企业的实际税负。第二,权威文献表明地方政府的税收分成比例越高,其征税努力越大^[27]。“财政省直管县”改革提高了县级政府的税收分享比例^[13],会强化县级政府的征税激励,促使县级政府加强税收稽查力度,减少辖区内企业的避税空间,提高辖区内企业的实际税负。第三,根据垄断性政府假说,预算最大化是政府官员追求的目标,在中国式财政分权的背景下,地方政府会通过突破预算约束,缓解地方财政压力^[28]。“财政省直管县”改革赋予县级政府更大的自主权,其预算硬约束机制减弱,加之财政支出刚性,县级政府会扩大财政支出规模。而权威文献表明财政支出规模的扩大会强化县级政府的税收激励,促使县级政府提高征税努力来提高财政自主能力^[5],通过提高征税努力将税负转移给企业,从而提高企业实际税率。

另一方面,“财政省直管县”改革赋予了县级政府更大的自主权,也会产生税负的弱化效应,县级政府会采取税收优惠等方式进行“逐底竞争”,进而获得更多流动性资源,导致辖区内企业的实际税负降低。第一,改革后,县的横向竞争主体由原来隶属于同一个市的少数县增加至隶属于同一个省份的多数县,竞争对手的增多会强化县级政府之间的横向财政竞争,导致实际税率的降低^[29]。第二,改革后转移支付由省政府核定并直接补助到县,避免了市级政府在转移支付方面对县级政府的“挤、卡、压”而形成的“漏斗效应”^[6],增加了县级政府得到的转移支付规模,会降低县级政府

的征税努力^[30]。同时,转移支付的增加使县级政府更有底气参与税收竞争,在有充足财力参与税收竞争的情况下,县级政府会进一步弱化征税努力^[5,13],降低辖区内企业的实际税负。

综上所述,“财政省直管县”改革可能会增强县级政府的征税努力,提高辖区内企业的实际税负,抑制企业全要素生产率的提高;可能会因为转移支付的增加提高其参与税收竞争的能力,弱化其征税动机,降低其辖区内企业的实际税负,促使企业提高全要素生产率。高税率将收窄企业留存收益空间,降低企业的内部融资能力^[31],抑制企业创新投资能力和意愿^[32],对企业全要素生产率的提高产生不利影响。而税收优惠政策会激励企业增加研发投入,提高其技术创新的意愿和能力^[33],进而促进企业全要素生产率的提升^[34]。就现实情况而言,一方面,“财政省直管县”大多是产粮大县、贫困县或者环保任务重的县,改革后转移支付的竞争主体由原来的市与县变为隶属于同一省份的多数县,在竞争压力下改革县可能会选取更理性的方式即提高征税努力来增加财政收入。因为改革增加了县的税收分成比例,相较于竞争转移支付的不确定性,通过提高征税努力来增加财政收入的方式更为确定,对县级政府的吸引力更强。另一方面,县级政府对财政体制改革预期的不确定较强,即县级政府会认为财政体制可能再次发生变化,分成比例也会随之发生变化,而官员的任期有限。因此,县级政府官员会在任期间尽可能利用政策红利提高征管能力,通过增强财政自主能力满足财政支出需求。因而本文认为“财政省直管县”改革强化县级政府征税努力的路径更为突出。

基于上述分析,本文提出研究假说1:“财政省直管县”改革会强化县级政府的税收激励,提高辖区内企业税负,对企业全要素生产率产生不利影响。

(二)辖区内区域资源配置渠道与企业全要素生产率:促进效应抑或抑制效应

一方面,“财政省直管县”改革会产生企业全要素生产率的促进效应,通过化县级政府行为、提高政府行政效率、改善辖区内资源配置效率,从而提高辖区内企业的全要素生产率。其一,根据第

一代财政分权理论,地方政府在掌握辖区内居民需求方面有信息优势,为了保证本地居民数量的稳定性,政府将根据居民对公共产品和服务的偏好履行职能,提高服务质量,优化资源配置效率,从而提高辖区内企业的全要素生产率。“财政省直管县”改革赋予了县级政府更大的自主权,有利于其发挥更强的信息优势,县级政府可以根据掌握的偏好信息对辖区内资源配置进行调整,使其更符合辖区内企业的需求,通过优化资源配置效率实现企业全要素生产率的提升。其二,权威文献表明适度的财政分权使得地方政府有能力通过改善辖区内基础设施建设^[35]和提供多种优惠条件吸引流动性资源,提高企业的创新效率,从而提高全要素生产率。“财政省直管县”改革提高了县级政府的财政自主权,县级政府会倾向于将财力投入到基础设施等生产性支出领域^[19],而公路运输是我国基础设施投资的重点领域,改革会促使县级政府加大对辖区内交通基础设施的投资,提高本地区与其他地区之间的可达性^[36]。县域公路里程的增加、交通成本的下降、市场一体化程度的提高会优化辖区内的资源配置效率,企业全要素生产率将得到提升^[37]。

另一方面,作为省以下财政体制改革的准自然实验,“财政省直管县”改革可能形成制度障碍,政策干预可能会加剧县级政府对辖区内资源配置效率的扭曲效应,产生抑制效应。其一,“财政省直管县”改革会加剧地区之间的竞争、强化县级政府的“地方保护主义意识”。为了防止流动性资源外流,县级政府会采取倾向性的经济政策干预市场,通过“以邻为壑”的不正当手段影响产品、要素市场的正常流动^[38],造成市场分割、强化资源配置的本地化,扭曲市场配置资源的效率,造成资源错配^[39],并成为影响技术进步偏向的主要因素^[40],从而抑制技术效率的改善,阻碍企业全要素生产率的提升^[41]。其二,“财政省直管县”改革后县级政府对关键要素市场的控制程度增强,由于晋升压力的存在,县级政府会将资本等要素引导至短期内能带来经济增长和税收收入的产业和项目中,当县级政府采用盲目投资、过度优惠等刺激性政策干预县域资源配置时,会引致资源错配程度的加强^[42],导致辖区内企业资源的实际需求与供给的适配性减弱,最终导致企业全要素生产率的损失。

基于以上分析,本文提出以下研究假说:

假说2:“财政省直管县”改革会改善县级政府行为,通过优化资源配置为企业生产经营创造良好的环境,促进辖区内企业全要素生产率得到提升。

假说3:“财政省直管县”改革会加剧县级政府对辖区内资源配置效率的扭曲效应,抑制企业全要素生产率的提高。

三、省以下财政体制改革对企业全要素生产率影响的研究设计

(一)模型选择

从全国范围内看,各省推进“财政省直管县”改革是渐进式的,从2004年开始陆续进行改革,同时各省内部各个县实行改革的时点也不一致,无法使用传统的DID计算全国范围内的政策效应,为保证回归结果的外部有效性,本文采取多期DID的估计方法,构建多期DID模型:

$$Y_{ijt} = \alpha_1 + \alpha_2 PMC_{jt} + \theta_1 X_{ijt} + \theta_2 Z_{jt} + \lambda_i + \mu_t + \nu_p + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*代表企业,*j*代表县,*t*代表年份,*p*代表省份。 Y_{ijt} 表示位于*j*县的*i*企业在*t*年的全要素生产率; PMC_{jt} 表示企业所在的*j*县在*t*年是否进行了“财政省直管县”改革,如果在*t*年及以后年份进行了改革则赋值为1,否则为0; Z_{jt} 表示县域层面的控制变量,包括企业所在县的产业结构、地区生产总值、财政宽裕度、金融发展水平和居民人口; X_{ijt} 表示企业层面的控制变量,包括企业资产规模、财务杠杆、盈利能力、员工数量、企业年龄和是否为国企的企业特征变量;模型同时加入了省份固定效应 ν_p 控制省份层面不随时间变化的不可观测因素对全要素生产率的影响,加入个体固定效应 λ_i 控制企业层面不随时间变化的不可观测因素对全要素生产率的影响,加入年份固定效应 μ_t 控制随时间变化的不可观测因素对全要素生产率的影响。 ε_{ijt} 表示球形扰动项。

(二)变量选取

1. 企业全要素生产率。企业全要素生产率是一个生产效率的概念,体现了企业将所有生产要素投入转化为产出的比例,可以理解为扣除所有要素贡献后“剩余”的生产率水平,目前多认为是由于技术进步或者制度优化等非生产性投入要素对产出增长的贡献。本文使用企业全要素生产率

(*TFP*)作为因变量。对于 *TFP* 的计算,本文首先参考李苏苏等^[43]的方法对缺失的相关指标进行插补,并对插补后的数据参考鲁晓东等^[44]、胡珺等^[45]、张宽等^[46]所采用的 OP 法、LP 法测算 *TFP*,最后借鉴 Akerberg 等^[47]创建的 ACF 方法测算企业的 *TFP*。本文将 OP 法算出来的 *TFP* 作为基准回归的被解释变量,然后通过更换其他两种方法计算出来的 *TFP* 来检验基准回归结果的稳健性。

2. 县域特征变量。本文参考王小龙等^[13]、刘勇政等^[5]的研究,选取县域特征变量包括产业结构、地区生产总值、财政宽裕度、金融发展水平和居民人口。

3. 企业特征变量。本文参考李广众等^[22]、汪兵韬等^[23]的研究选取以下控制变量:一是资产规模,通常而言资产规模大的企业具有生产方面的规模递增效应以及成本方面的规模递减效应,其全要素生产率可能更高。二是财务杠杆,一般而言,财务杠杆越大,其市场预期越好,所以其全要素生产率可能更高。三是盈利能力,企业盈利能力越高,越有可能将资金用于研发投入,全要素生产率可能会越高。四是员工数量,劳动力对全要素生产率有着重要影响,但要区分复杂劳动与简单劳动,工业企业多为简单劳动,因此员工数量越多可能会对全要素生产率产生不利影响。五是企业年龄,老企业转型升级比较困难,所以其年龄越大,企业的全要素生产率可能越低。六是是否为国企,国有企业相对于民营企业而言行政管理较

为僵硬,管理效率较为低下,因此国有企业的全要素生产率可能更低。

(三)数据来源

本文以 2000—2013 年中国工业企业数据库为基础,并辅之《中国县域统计年鉴》的相关数据,以“财政省直管县”改革作为省以下财政体制改革的准自然实验,从企业税收负担和资源配置维度考察省以下财政体制改革对企业全要素生产率的影响。对于中国工业企业数据库,本文参照聂辉华等^[48]的方法进行以下处理:①根据企业名称和法人代码为主要信息进行手工匹配,先将企业按照企业代码和企业名称进行两次分组,然后进行“交叉匹配”,对于存在年份重复的观测值根据法人代表名称、地址等关键信息进行人工识别;②剔除销售额、总资产或职工人数等关键指标缺失的观测值,并删除总资产小于固定资产、总资产小于流动资产的异常值;③删除海南省、浙江省、宁夏回族自治区的样本,因为这 3 个省份在 2000 年以前就已经实行了“财政省直管县”改革;④删除北京市、上海市、天津市和重庆市这 4 个直辖市,并且删除大连市、青岛市、宁波市、深圳市和厦门市这 5 个计划单列市,因为这 9 座城市的行政管理体制特殊,在财政方面与中央联系密切;⑤对数据在 1% 水平上缩尾处理来剔除异常值。经过上述数据清洗步骤,最终保留 364 240 家企业的 1 190 134 个观测值。本文使用的主要变量、名称含义与描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量及统计性描述

变量类型	变量名	变量代码	变量定义	均值	最大值	最小值	标准差
被解释变量	企业全要素生产率	<i>TFP_OP</i>	使用 OP 法计算全要素生产率	1.529	9.264	-9.557	1.077
		<i>TFP_ACF</i>	使用 ACF 法计算全要素生产率	2.294	9.305	-8.557	1.058
		<i>TFP_LP</i>	使用 LP 法计算全要素生产率	4.143	10.200	-6.221	1.102
核心解释变量	“财政省直管县”改革	<i>PMC</i>	企业所在县进行了“财政省直管县”改革取值 1,否则取值 0	0.386	1.000	0.000	0.487
县域层面控制变量	产业结构	<i>industry</i>	第二产业产值占 GDP 的比重	0.503	0.815	0.169	0.134
	地区生产总值	<i>lngdp</i>	地区生产总值的对数	14.000	16.740	11.130	1.136
	财政宽裕度	<i>fiscal</i>	财政收入与财政支出之比	0.530	1.151	0.088	0.267
	金融发展水平	<i>finance</i>	金融机构贷款余额与金融机构存款余额之比	1.350	3.407	0.395	0.619
	居民人口	<i>lnpop</i>	常住人口的对数值	4.140	5.136	2.375	0.571
企业层面控制变量	资产规模	<i>size</i>	企业资产的对数值	9.962	14.07	7.036	1.409
	财务杠杆	<i>lev</i>	企业总负债与总资产之比	0.500	1.310	0.003	0.296
	盈利能力	<i>roa</i>	利润总额与总资产之比	0.167	1.167	-0.133	0.251
	员工数量	<i>staff</i>	全部从业人员年平均人数的对数值	4.853	7.591	2.565	0.996
	企业年龄	<i>age</i>	企业存续时间(年)	9.848	49.000	1.000	9.299
	是否为国企	<i>soe</i>	国企赋值为 1,否则为 0	0.087	1.000	0.000	0.282

四、“财政省直管县”改革与企业全要素生产率的实证分析

(一) 基准回归

本文用“财政省直管县”改革作为省以下财政体制改革的准自然实验,评估省以下财政体制改革对企业全要素生产率的影响。表 2 报告了“财政省直管县”改革对企业全要素生产率影响的估计结果,列(1)、列(2)、列(3)均控制了省份固定效应、个体固定效应和时间固定效应,并逐步加入县域特征变量和企业特征变量。结果显示,无论是否加入控制变量,相较于没有实行“财政省直管县”改革的地区,经历“财政省直管县”改革的地区企业全要素生产率显著降低。说明改革强化了县级政府的税收激励或者加剧了县级政府对辖区内资源配置效率的扭曲程度,抑制了辖区内企业全要素生产率的提升。

表 2 “财政省直管县”改革对企业全要素生产率的影响

序号	(1)	(2)	(3)
变量	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>PMC</i>	-0.033 *** (-8.406)	-0.026 *** (-6.690)	-0.022 ** (-5.944)
<i>industry</i>	-	0.378 *** (18.514)	0.218 *** (12.810)
<i>lngdp</i>	-	0.258 *** (33.196)	0.164 *** (21.304)
<i>fiscal</i>	-	-0.049 *** (-5.976)	-0.061 *** (-7.239)
<i>finance</i>	-	-0.001 *** (-2.873)	-0.002 *** (-3.435)
<i>lnpop</i>	-	0.083 *** (2.592)	0.170 *** (5.463)
<i>size</i>	-	-	0.127 *** (57.462)
<i>lev</i>	-	-	0.053 *** (9.604)
<i>roa</i>	-	-	1.695 *** (298.353)
<i>staff</i>	-	-	-0.329 *** (-116.370)
<i>age</i>	-	-	-0.001 *** (-2.697)
<i>soe</i>	-	-	-0.039 *** (-4.264)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	1.557 *** (996.721)	-2.551 *** (-15.814)	-1.451 *** (-9.227)
观测值	953 125	951 074	869 754
<i>R</i> ²	0.660	0.661	0.720

注:***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义;括号内为 t 值。

同时,控制变量对企业全要素生产率的影响

符合预期,产业结构和地区生产总值对企业全要素生产率的影响显著为正,说明较高的经济发展水平和较优的产业结构会对辖区内企业全要素生产率的提升产生积极作用。财政宽裕度对企业全要素生产率的影响显著为负,因为财政宽裕度水平越高代表该县财政自主能力越强,而自有财力主要来自税收分享,自有财力多说明其税收征管激励较强,不利于企业全要素生产率的提升。居民人口对企业全要素生产率的影响显著为正,表明在劳动力丰富的县域,企业所能招到高素质、从事复杂劳动的劳动力较多,从而对企业全要素生产率产生正面影响。就企业的性质而言,国有企业的全要素生产率低于民营企业的全要素生产率,因为国有企业体制没有民营企业体制灵活,其创新驱动也没有民营企业积极,所以其全要素生产率较低。相对于年龄短的企业,年龄长的企业全要素生产率较低,这是因为年龄长的企业经营时间较长,转型需要较强魄力和实力,转型成本较大,所以相对于新成立的企业,老牌企业的全要素生产率会更低。员工数量对于企业全要素生产率的影响显著为负,这是因为工业企业多为简单劳动,雇员数量越多说明其科技水平不高,所以其全要素生产率较低。资产规模、财务杠杆和盈利能力等因素对企业全要素生产率的影响显著为正,符合预期。

(二) 稳健性检验

为保证结果的稳健性,本文通过平行趋势检验、安慰剂检验、子样本回归、更换被解释变量和 PSM + DID 检验基准回归结果的稳健性。

1. 平行趋势检验

DID 并不要求处理组和控制组在改革之前完全一致,两组之间可以存在一定的差异,但是这种差异要在改革之前不随时间变化而变化,即满足平行趋势假说,这是 DID 的前提条件。就本文的研究而言,如果改革前处理组和控制组的全要素生产率差异并没有随时间变化,则说明满足平行趋势假说。基于此,本文进行了平行趋势检验,见表 3 中列(1)。检验结果表明,“财政省直管县”改革前 1~3 年,控制组和处理组的企业全要素生产率具有相同的变化趋势,满足平行趋势假设。并

且,改革后当年企业全要素生产率出现了显著下滑,验证了基准回归结果的准确性。

表3 平行趋势检验、更换被解释变量、子样本回归和 PSM + DID

变量	平行趋势检验	更换被解释变量		子样本回归	PSM + DID
序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
指标	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Year</i> ₋₃	-0.002 (-0.235)	-	-	-	-
<i>Year</i> ₋₂	0.000 (0.049)	-	-	-	-
<i>Year</i> ₋₁	0.008 (1.161)	-	-	-	-
<i>Year</i> ₀	-0.021 *** (-3.345)	-	-	-	-
<i>PMC</i>	-	-0.029 *** (-8.269)	-0.024 *** (-6.571)	-0.017 *** (-3.415)	-0.013 ** (-2.067)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-1.247 *** (-6.295)	-1.471 *** (-9.911)	-1.473 *** (-9.606)	-1.827 *** (-9.158)	-0.630 *** (-2.598)
观测值	869 754	869 754	869 754	242 410	386 090
<i>R</i> ²	0.721	0.759	0.725	0.628	0.744

注:1. ***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义;括号内为 t 值。2. 控制变量包括县域控制变量和企业控制变量,限于篇幅本文不再一一报告控制变量的回归结果,固定效应包括省份、企业和年份固定效应。

2. 安慰剂检验

为了排除“财政省直管县”改革政策实施之后其他政策或随机因素对处理组和控制组趋势的影响,保证企业全要素生产率仅受“财政省直管县”改革的影响,本文进行安慰剂检验。本文通过虚构处理组的方式进行安慰剂检验,即多次随机挑选部分企业作为受到政策影响的处理组,其余企业作为控制组进行回归,通常而言在此虚构方式下得到的结果理应不显著。如果结果显著,说明原来的估计结果存在偏误,即使通过平行趋势检验也不能认定“财政省直管县”改革与企业全要素生产率的因果关系。基于此,本文从样本中挑选一部分企业作为受到政策影响的处理组,将其他样本作为控制组进行回归分析,得到虚拟的回归系数,重复 500 次,绘出它们的概率密度分布图。理想状态下,该分布将大致分布于 0 值两侧,且远离真实的回归系数。回归结果显示安慰剂检验估计系数大致呈正态分布,均匀覆盖 0 两侧,远离真实的回归系数值 -0.022 (见

图 1),表明本文基准回归的结果并不是偶然得到的,也没有受到其他政策和随机性因素的影响,安慰剂检验完美通过。

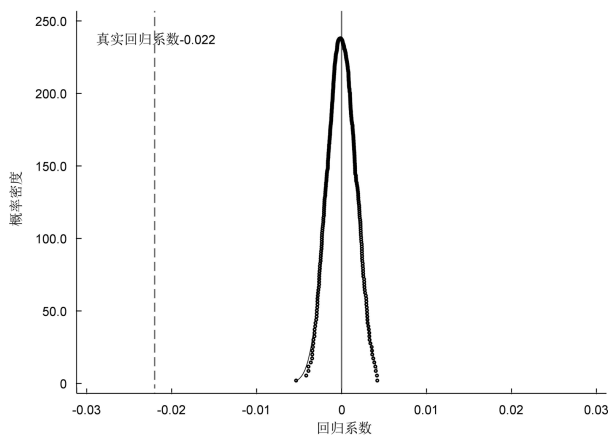


图1 安慰剂检验

3. 更换被解释变量和子样本回归

本文通过更换被解释变量和子样本回归的方式来验证结果的稳健性。就更换被解释变量而言,本文选用 LP 法和 ACF 法重新测度企业的全要素生产率,见表 3 中列(2)、列(3)。结果表明:更换被解释变量后,“财政省直管县”改革对企业全要素生产率的影响依然显著为负,说明基准回归的结果不受测量误差的影响;就子样本回归而言,本文只保留样本期内在同一县经营时间超过 8 年的企业样本,以更完整地捕捉整个“财政省直管县”改革政策周期对企业全要素生产率的净影响,回归结果与基准回归一致,结果稳健。见表 3 中列(4)。

4. PSM + DID

因为各省在进行“财政省直管县”改革时试点县的选择具有不同的政策出发点,主要选择产粮大县、经济强县、贫困县或者环保任务重的县,可能存在样本自选择问题。对此,本文采用 PSM + DID 的估计方法进行回归。综合李广众等^[22]、汪兵韬等^[23]关于倾向得分匹配的变量选取,在县级层面,以县域人口的对数(*lnpop*)、财政宽裕度(*fiscal*)、经济规模(*lngdp*)、规模以上工业企业数量(*lnfirms*)和是否贫困县(*poor_county*) 5 个协变量进行处理组和对照组之间一对一的最近邻匹配,在此基础上与工业企业数据匹配。从匹配结果看,匹配后大多数变量的标准化偏差下降,同时

所有变量的 t 检验结果不拒绝处理组和控制组无系统性差异的原假设,匹配结果较好。随后,本文用匹配的结果进行 DID,PSM + DID 后的结果与基准回归结果一致,说明结果稳健性较强,见表 3 中列(5)。

(三)影响机制分析

基准回归表明,相较于没有实行“财政省直管县”改革的地区,经历“财政省直管县”改革的地区企业全要素生产率显著降低,“财政省直管县”改革对企业全要素生产率的影响显著为负,本文下面将探析改革究竟通过何种机制产生影响。根据理论分析,“财政省直管县”改革通过两个渠道影响企业全要素生产率的提升,即企业税负和县域资源配置效率。参考江艇^[49]的研究,进行中介分析应聚焦解释变量和被解释变量因果关系的可信度,只要提出的中介变量对被解释变量的影响直接,再识别解释变量对中介变量因果效应机制的有效性,就可以说明解释变量通过中介变量影响被解释变量,不需要使用逐步法进行检验。就本文研究而言,“财政省直管县”改革对企业全要素生产率的因果关系已经在文章的基准回归部分论证,而中介变量对企业全要素生产率的影响已经在本文的研究假说部分通过文献支撑论证,因此本文只要验证“财政省直管县”改革的实际税负渠道和资源配置渠道就可以证明机制分析的有效性。对此下文将进行详细分析。

1. 实际税负渠道

为了检验假设 1,即“财政省直管县”改革会强化县级政府的税收激励,提高辖区内企业税负,对企业全要素生产率的提升产生不利影响,本文对“财政省直管县”改革的实际税负渠道进行了检验。第一,本文检验了解释变量和被解释变量的因果关系(见表 2);第二,检验解释变量对中介变量的因果效应,即检验“财政省直管县”改革对企业实际税负的影响,见表 4 中列(1)、列(2)。对于企业实际税负,本文借鉴范子英等^[50]的研究,使用应交所得税/利润总额刻画企业实际有效税率(ETR),这项指标越高表明企业税负越重,对企业全要素生产率的抑制作用越强。同时,宏观税负是

地区企业税负的集中反映,为了保证结果的稳健性,本文使用中口径的宏观税负(MTB)从宏观维度评估改革的税负效应,见表 4 中列(3)、列(4)。结果显示,改革后企业的实际税率增加了 0.8%,改革显著提高了企业的实际税负,同时改革对县域宏观税负的影响为此提供了佐证,保证了回归结果的稳健性。从结果看,相对于竞争转移支付的不确定性,通过提高征税努力而增加财政收入的方式更为确定,对县级政府的吸引力更强,县级政府会选择加强税收征管来增加税收收入,“财政省直管县”改革对县级政府的税收激励效应大于税收竞争效应,验证了假说 1。

表 4 “财政省直管县”改革的中介效应

变量类型	实际税负渠道				资源配置渠道	
	企业实际税负		县域中口径宏观税负		资源错配指数	
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
序号	ETR	ETR	MTB	MTB	RMI	RMI
PMC	0.008 *** (9.602)	0.008 *** (9.512)	0.002 *** (3.343)	0.001 *** (3.896)	-0.271 *** (-8.621)	-0.103 *** (-3.320)
县域控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
企业控制变量	No	Yes	-	-	-	-
企业固定效应	Yes	Yes	-	-	-	-
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.134 *** (457.004)	-0.204 *** (-5.873)	0.046 *** (72.330)	0.279 *** (77.033)	0.105 *** (7.806)	2.072 *** (2.892)
观测值	801 054	784 749	21 659	21 602	21 639	21 587
R ²	0.481	0.484	0.351	0.669	0.172	0.238

注:1. *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号内为 t 值。2. 县域控制变量包括产业结构、地区生产总值、财政宽裕度、金融发展水平和居民人口,企业控制变量包括企业资产规模、财务杠杆、盈利能力、员工数量、企业年龄和是否为国企,限于篇幅原因,本文不再一一报告控制变量的回归结果。

2. 资源配置渠道

资源配置效率是决定全要素生产率的重要因素,“财政省直管县”改革给予了县级政府更大的自主权,一方面县级政府可以根据本地企业偏好合理配置资源,加强本地交通基础设施建设,优化县域资源配置效率,从而提高辖区内企业全要素生产率;另一方面也可能形成制度障碍、加剧地区间竞争、强化地方保护,导致县域资源错配,抑制辖区内企业全要素生产率的提高。就资源配置效率的测算而言,本文参照宋马林等^[51]的研究,首先基于县域年末金融机构各项贷款余额/GDP、城镇固定资产投资完成额/GDP、年末单位从业人员数/年末总人口数和(小学 + 普通中学在校学生数)/年末总人口 4 个指标,采用全局主成分分析法计算要素市场发育程度,然后根据各地区要素市场发

育程度与最高要素市场发育程度的相对差距作为资源错配指数(*RMI*),资源错配指数越大,说明该县资源错配程度越高。基于此,本文考察了“财政省直管县”改革的资源配置渠道,见表4中列(5)、列(6)。结果表明,改革对资源错配的影响在1%的水平上显著为负,即改革降低了资源错配程度,提高了资源配置效率,对辖区内企业全要素生产率的提高起到了积极作用,验证了假设2。

同时,从最终结果看,“财政省直管县”改革对企业全要素生产率的影响显著为负,而改革的资源配置渠道会优化辖区内企业的资源配置效率、提高企业的全要素生产率,由此可推论:“财政省直管县”改革的实际税负渠道带来的负面影响大于资源配置渠道带来的正面影响。

(四)异质性分析

因为政府在不同初始禀赋下会采取不同行为,所以本文进一步考察不同初始禀赋条件下改革对企业全要素生产率的影响,即考察改革对不同初始税收负担和不同初始资源配置效率的县域企业全要素生产率的影响,为本文的研究进行进一步探索。

1. 初始税收负担的异质性

“财政省直管县”改革会加强县级政府的税收激励,强化县级政府的税收征管从而抑制辖区内企业全要素生产率的提升,但不同县域的初始税收负担不同,政府采取的行为也不同,其产生的结果可能也不同。基于此,本文探究改革对不同初始税收负担县域企业全要素生产率的影响。本文采取如下步骤进行研究:第一,对县域初始的宏观税负进行分组,因为样本期内最早实行改革的县是2004年,为保证分组的外生性和科学性,所以本文根据2000—2002年各县宏观税负的均值进行排序,并将县分为高税负组和低税负组,高税负组赋值为1,低税负组赋值为0,生成变量 MT ;第二,本文使用 PMC 和 MT 的交互项进行回归。结果显示,相较于初始税收负担较低的县,税收负担较高的县企业全要素生产率所受负面影响更大,见表5列(1)、列(2)。本文认为相对于初始税收负担较低的县,税收负担较高县的企业避税空间较小,税

收征管强度增加对其生产经营影响较大,而初始税收负担较低县的企业原来避税空间较大,这些企业本身就存在政府加强税收征管的预期,所以加强税收征管对其负面影响相对较小。

2. 资源配置效率的异质性

就改革对不同初始资源配置效率县的企业全要素生产率影响而言,本文参照上文方法进行分组,对资源错配程度较高的县赋值为1,资源错配程度较低的县赋值为0,并生成变量 RC ,然后使用 PMC 和 RC 的交互项进行回归,考察改革对不同初始资源配置效率县企业全要素生产率的影响。结果显示,相较于初始资源错配较低的县,资源错配较高的县企业全要素生产率所受正面影响更大,见表5列(3)、列(4)。本文认为,相较于初始资源错配较低的县,初始资源错配较高的县提升空间较大,资源配置效率的微小改善就可以使得辖区内企业全要素生产率得到较大提升,而资源错配程度较低的县改善空间本身就窄,叠加正面影响边际递减效应,导致改革对初始资源错配较高的县企业全要素生产率的正面影响更为突出。

表5 “财政省直管县”改革的异质性分析

变量类型	不同初始税收负担		不同初始资源错配程度	
序号	(1)	(2)	(3)	(4)
指标	TFP_OP	TFP_OP	TFP_OP	TFP_OP
$PMC \times MT$	-0.059 *** (-9.259)	-0.024 *** (-3.852)	-	-
$PMC \times RC$	-	-	0.013 * (1.663)	0.062 *** (6.211)
PMC	-0.009 * (-1.816)	-0.013 *** (-2.945)	-0.035 *** (-8.532)	-0.038 *** (-8.019)
县域控制变量	No	Yes	No	Yes
企业控制变量	No	Yes	No	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.556 *** (994.416)	-1.416 *** (-9.036)	1.557 *** (997.086)	1.412 *** (44.822)
观测值	953 125	869 754	953 125	871 443
R^2	0.660	0.720	0.660	0.720

注:1. ***、* 分别表示在 $p < 0.01$ 与 $p < 0.1$ 时有统计学意义;括号内为 t 值。2. 县域控制变量包括产业结构、地区生产总值、财政宽裕度、金融发展水平和居民人口,企业控制变量包括企业资产规模、财务杠杆、盈利能力、员工数量、企业年龄和是否为国企,限于篇幅原因,本文不再一一报告控制变量的回归结果。

五、简要结论与政策启示

(一)简要结论

基于中国工业企业微观数据,将“财政省直管

县”改革视为省以下财政体制改革的准自然实验,从企业税收负担和资源配置维度考察省以下财政体制改革对企业全要素生产率的影响。研究发现:第一,相较于没有实行“财政省直管县”改革的地区,经历“财政省直管县”改革的地区企业全要素生产率显著降低,该研究结果在进行了平行趋势检验、安慰剂检验、更换被解释变量、子样本回归和 PSM + DID 等一系列检验后依然稳健,表明以“财政省直管县”改革为准自然实验的省以下财政体制改革确实会对企业高质量发展产生负面影响。第二,改革的实际税负渠道带来的负面影响大于资源配置渠道带来的正面影响,导致改革后辖区内企业全要素生产率下降。第三,相较于初始税收负担较低的县,税收负担较高的县企业全要素生产率所受负面影响更大;相较于初始资源错配较低的县,资源错配较高的县企业全要素生产率所受正面影响更大。

(二)政策启示

第一,发挥省以下财政体制在优化资源配置的重要作用。坚持激励与约束并重,充分调动省以下各级政府的积极性。合理划分省以下各级事权,明晰界定省以下各级财政支出责任,通过优化权责配置减少基层负担;理顺省以下政府间收入关系,优化财力格局,通过合理的收入分享方式调节各级政府行为,并逐步清理不当干预市场的税收政策,提高政府在优化资源配置方面的作用。

第二,降低财政体制改革对市场主体异化效应的负面效应。“财政省直管县”改革虽然在加强县级政府财力保障、提高行政管理效率方面起到了积极作用,但是对微观主体的异化影响同样值得关注,在改革的过程中地方政府要把握改革的分寸和力度,建立激励相容的约束机制以及相应的评估制度,配套相应的优化措施,在培植税源积极性的同时,通过积极的减税降费举措,切实减少负面影响。为企业提供财税支持的同时,也要注重与时俱进地为企业营造良好的营商环境,多管齐下助推企业全要素生产率提升。

第三,优化地方财政体制提升企业全要素生产率的宏微观传导机制。在社会上营造鼓励创新

的氛围,通过给予税收优惠、财政科技支出等方式,引导企业加大创新投入,提升政策的精准性,减少企业融资约束,注重形成企业核心竞争力,助力提升企业全要素生产率。

参考文献:

- [1]陈彦斌,谭涵予. 提高全要素生产率的政策选择[J]. 中国金融,2023(12):74-75.
- [2]楼继伟. 中国政府间财政关系再思考[M]. 北京:中国财政经济出版社,2013:296.
- [3]高琳. 分权的生产率增长效应:人力资本的作用[J]. 管理世界,2021,37(3):67-83,6-8.
- [4]贾康. 论中国省以下财政体制改革的深化[J]. 地方财政研究,2022(9):4-13,91.
- [5]刘勇政,贾俊雪,丁思莹. 地方财政治理:授人以鱼还是授人以渔:基于省直管县财政体制改革的研究[J]. 中国社会科学,2019(7):43-63,205.
- [6]张占斌. 政府层级改革与省直管县实现路径研究[J]. 经济与管理研究,2007(4):22-27.
- [7]刘尚希,李成威. 财政“省直管县”改革的风险分析[J]. 当代经济管理,2010,32(10):1-8.
- [8]刘冲,乔坤元,周黎安. 行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据[J]. 世界经济,2014,37(10):123-144.
- [9]韦东明,顾乃华,韩永辉. “省直管县”改革促进了县域经济包容性增长吗? [J]. 财经研究,2021,47(12):64-78.
- [10]王立勇,高玉胭. 财政分权与产业结构升级:来自“省直管县”准自然实验的经验证据[J]. 财贸经济,2018,39(11):145-159.
- [11]贾俊雪,张永杰,郭婧. 省直管县财政体制改革、县域经济增长与财政解困[J]. 中国软科学,2013(6):22-29, 52.
- [12]刘志红,王艺明. “省直管县”改革能否提升县级财力水平? [J]. 管理科学学报,2018,21(10):1-13.
- [13]王小龙,方金金. 财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争[J]. 经济研究,2015,50(11):79-93, 176.
- [14]李广众,贾凡胜. 财政层级改革与税收征管激励重构:以财政“省直管县”改革为自然实验的研究[J]. 管理世界,2020,36(8):32-50.
- [15]李永友,刘炯,王芳. 财政改革与地方政府支出激励[J]. 经济研究,2022,57(8):40-57.
- [16]谭之博,周黎安,赵岳. 省管县改革、财政分权与民生:基于“倍差法”的估计[J]. 经济学(季刊),2015,14(3):1093-1114.
- [17]丁树,杨燕英,王惠敏. 省直管县财政试点推进了县

- 域基本公共服务均等化吗? [J]. 中国软科学, 2023(3): 74-84.
- [18] 高秋明, 杜创. 财政省直管县体制与基本公共服务均等化: 以居民医保整合为例 [J]. 经济学(季刊), 2019, 18(4): 1351-1372.
- [19] 蔡嘉瑶, 张建华. 财政分权与环境治理: 基于“省直管县”财政改革的准自然实验研究 [J]. 经济学动态, 2018(1): 53-68.
- [20] 王小龙, 陈金皇. 省直管县改革与区域空气污染: 来自卫星反演数据的实证证据 [J]. 金融研究, 2020(11): 76-93.
- [21] 田雅群, 何广文, 范亚辰, 等. “省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗: 基于县域空气质量的研究 [J]. 中国农村经济, 2023(3): 101-119.
- [22] 李广众, 贾凡胜. 政府财政激励、税收征管动机与企业盈余管理: 以财政“省直管县”改革为自然实验的研究 [J]. 金融研究, 2019(2): 78-97.
- [23] 汪兵韬, 陈金皇, 王小龙. “省直管县”改革、资源配置与企业高质量发展 [J]. 经济与管理研究, 2021, 42(4): 73-88.
- [24] 袁媛. 财政扁平化改革与企业经营绩效 [J]. 河南社会科学, 2022, 30(10): 96-105.
- [25] 史贞. 财政分权与企业全要素生产率: 促进还是抑制?: 基于地方政府行为的实证检验 [J]. 贵州社会科学, 2020(4): 114-122.
- [26] 李政, 杨思莹. 财政分权、政府创新偏好与区域创新效率 [J]. 管理世界, 2018, 34(12): 29-42, 110, 193-194.
- [27] 赵永辉, 付文林, 冀云阳. 分成激励、预算约束与地方政府征税行为 [J]. 经济学(季刊), 2020, 19(1): 1-32.
- [28] 胡洪曙, 李捷. 财政竞争、预算软约束与企业税负 [J]. 经济管理, 2022, 44(6): 153-171.
- [29] 宁静, 赵旭杰. 纵向财政关系改革与基层政府财力保障: 准自然实验分析 [J]. 财贸经济, 2019, 40(1): 53-69.
- [30] 付文林, 赵永辉. 财政转移支付与地方征税行为 [J]. 财政研究, 2016(6): 16-27.
- [31] 于文超, 殷华, 梁平汉. 税收征管、财政压力与企业融资约束 [J]. 中国工业经济, 2018(1): 100-118.
- [32] AKCIGIT U, KERR W R. Growth through heterogeneous innovations [J]. Journal of political economy, 2018, 126(4): 1374-1443.
- [33] 韩凤芹, 陈亚平. 税收优惠真的促进了企业技术创新吗?: 来自高新技术企业 15% 税收优惠的证据 [J]. 中国软科学, 2021(11): 19-28.
- [34] 燕洪国, 潘翠英. 税收优惠、创新要素投入与企业全要素生产率 [J]. 经济与管理评论, 2022, 38(2): 85-97.
- [35] 杨刚强, 李梦琴, 孟霞. 人口流动规模、财政分权与基本公共服务资源配置研究: 基于 286 个城市面板数据空间计量检验 [J]. 中国软科学, 2017(6): 49-58.
- [36] 叶杰, 陈新. 解码中国之治: 财政分权改革与县域交通发展: 以财政省直管县为准自然实验的探索性研究 [J]. 中国行政管理, 2021(3): 21-29.
- [37] 刘冲, 吴群锋, 刘青. 交通基础设施、市场可达性与企业生产率: 基于竞争和资源配置的视角 [J]. 经济研究, 2020, 55(7): 140-158.
- [38] 妥燕方, 孔令池. 经济增长目标约束是否会加剧“以邻为壑”? [J]. 现代经济探讨, 2022(8): 25-39.
- [39] 俞立平, 张宏如, 钟昌标, 等. 市场分割、创新政策与高技术产业创新 [J]. 中国软科学, 2022(5): 22-34.
- [40] 袁礼, 欧阳晓. 发展中大国提升全要素生产率的关键 [J]. 中国工业经济, 2018(6): 43-61.
- [41] 邓晓兰, 刘若鸿, 许晏君. 经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率 [J]. 财政研究, 2019(4): 23-41.
- [42] 韦东明, 顾乃华, 刘育杰. 雾霾治理、地方政府行为和绿色经济高质量发展: 来自中国县域的证据 [J]. 经济科学, 2022(4): 64-77.
- [43] 李苏苏, 叶祥松, 张少华. 中国制造业企业全要素生产率测度研究 [J]. 学术研究, 2020(3): 105-113.
- [44] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [45] 胡珺, 方祺, 龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率: 基于中国碳排放权交易机制的自然实验 [J]. 经济研究, 2023, 58(4): 77-94.
- [46] 张宽, 雷卓骏, 李后建. 市场准入管制与企业全要素生产率: 来自负面清单的证据 [J]. 世界经济, 2023, 46(5): 152-176.
- [47] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators [J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [48] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012, 35(5): 142-158.
- [49] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [50] 范子英, 赵仁杰. 财政职权、征税努力与企业税负 [J]. 经济研究, 2020, 55(4): 101-117.
- [51] 宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效 [J]. 经济研究, 2016, 51(12): 47-61.

(本文责编: 辛 城)