

政府激励设计与企业全要素生产率

——来自“亩均论英雄”改革的证据

王荣基, 王 珏

(西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127)

摘 要:创新性的政府激励设计是中国从要素投入型向全要素生产率推动型增长模式转变的重要制度保障。文章以政府实施的“亩均论英雄”改革政策为契机,从政府的外部激励视角构建了一个分析框架,进而评估了亩均改革政策对企业全要素生产率的影响和机理。研究发现,亩均改革政策的实施使企业全要素生产率提高了 2.4%,这一结论在经过一系列稳健性测试后依旧成立。影响渠道检验发现,亩均改革政策对企业全要素生产率的提升作用主要通过提高土地配置效率、优化劳动力结构、提高资本投资效率和推动企业绿色转型来实现。异质性分析发现,亩均改革对企业全要素生产率的提升作用主要体现在研发投入较高、碳排放水平较低、资本密集型、亩均规模较大的企业和资源配置扭曲程度较高地区的企业。进一步研究发现,亩均改革政策不以牺牲居民就业和收入为代价,可以显著减少资源消耗和污染物排放,是实现社会帕累托改进的重要举措。文章从企业生产效率视角揭示了地方政府实施亩均改革政策的微观经济效应,研究结论为深化地方经济治理和完善机制设计以推动企业高质量发展提供了重要政策启示。

关键词: 亩均论英雄; 全要素生产率; 渐进 DID; 异质性处理效应

中图分类号: F282; D24 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2024)09-0139-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240715.301

一、引 言

党的二十大报告强调,要着力提高全要素生产率,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。在融入全球价值链过程中,中国依靠人口红利和廉价资源,构建了庞大的产业集群和完整的产业链条,形成了以速度为导向的经济发展路径。然而,随着中国经济迈入高质量发展阶段,传统的以要素推动型的经济增长模式难以为继,提高全要素生产率成为高质量增长的关键。土地是企业投入的核心要素,其优化配置对企业的生产效率十分重要。但在以经济规模和增长速度为导向的条件下,地方政府低价以地引资做大经济规模,使得土地资源在空间上出现了不合理配置(李力行等, 2016; 刘守英等, 2020),资源错配又使中国企业的全要素生产率始终处于较低水平(袁堂军, 2009; 张少辉和余泳泽, 2019)。因此,完善以土地为中心的激励设计不仅是企业健康长远发展的必然要求,也是推动地方政府转变经济发展思路和保障高质量发展的重要内容。

收稿日期: 2024-03-04

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(20BJY090)

作者简介: 王荣基(1997-)(通讯作者),男,河北唐山人,西北大学经济管理学院博士生;

王 珏(1971-),女,上海人,西北大学经济管理学院教授,博士生导师。

为破除资源扭曲的制度性障碍,突破发展瓶颈,2006年,浙江省绍兴县率先提出“亩均论英雄”改革(以下称为亩均改革),构建以“亩均效益”为核心的综合评价体制,从土地供给、金融信贷、税收排污等方面实施差异化政策措施,旨在激发各市场主体的经济活力,提高发展质效。截至2023年,已有江苏省、上海市、山东省等11个省级地区借鉴“浙江模式”,相继开展亩均改革,这为本文评估政府能否引导土地、资金和人才要素从低效地区向高效地区流动以及改革带来的经济影响提供了难得的研究情境。企业作为土地使用的最大主体和经济发展的基本单元,亩均改革政策深刻地嵌入在企业生产函数中。然而,亩均改革政策对企业全要素生产率的影响并不确定。一方面,政府参照评价结果将生产要素配置到综合效益好、符合产业发展方向的企业,激励企业转型发展,提高企业全要素生产率;另一方面,亩均改革政策本身具有较强的经济干预成分,在土地市场不完全的情况下通常会引起资源错配(Restuccia 和 Rogerson, 2017),降低企业全要素生产率。因此,亩均改革政策能否促进企业全要素生产率提升有待进一步验证。

目前,基于亩均改革政策经济效果的研究比较丰富。有学者从土地配置效率视角出发,认为亩均改革政策能通过强化土地集约利用和鼓励企业技术创新等路径来提高经济效率(邓慧慧等, 2020)。还有学者以资源要素差异化配置为突破口,发现亩均改革政策能通过正向激励和反向倒逼方式推动产业升级(王正新等, 2022)。上述研究虽肯定了亩均改革政策在宏观层面的积极效果,但未能将落脚点聚焦到企业层面,缺乏对企业全要素生产率的深入分析并给出微观解释。与本文主题相近的是张莉等(2024)的研究,该文使用全国税收调查数据,在识别企业用地规模基础上,认为亩均改革政策能提高亩均营业收入和亩均所得税较高企业的土地存量,降低亩均增加值较低企业的土地存量。然而,土地配置只是亩均改革政策的一个维度,在金融信贷、人才供给和财税等方面还有一系列围绕该政策的激励措施。本文从生产率视角,将政策效应拓展至企业运营层面,进一步检验该政策对微观经济主体的直接效应,探究亩均改革政策如何通过土地配置、人才结构、投资效率和绿色转型等路径对企业生产率发挥作用。此外,张莉等(2024)使用2008—2015年的数据,考察了亩均改革政策在浙江省的实施效果,但受样本限制,仅观察了政策冲击后一年的表现,未反映政策随时间的动态趋势。而随着亩均改革政策陆续推行,渐进式的政策实施为本文提供了难得的研究情形,因此本文用2010—2022年中国上市公司数据来弥补税收调查数据的时间劣势,以考察亩均改革政策影响企业全要素生产率的动态趋势。

现有关于企业全要素生产率的研究主要集中在以下三个方面:一是从宏观经济政策视角考察了财税政策(李永友和严岑, 2018)、产业政策(钱雪松等, 2018)、经济社会变革(Pan 等, 2022)对企业全要素生产率的影响;二是从企业微观层面探寻了研发投入(Aw 等, 2011)、数字技术应用(赵宸宇等, 2021)、管理效率(李唐等, 2018)等企业异质性特征对全要素生产率的作用效果,肯定了企业内部资源优化配置对生产率的积极作用;三是从政府配置资源行为角度考察城投债发行(吴敏等, 2022)和政府数据开放(彭远怀, 2023)等企业全要素生产率的影响。

现有研究主要从单一的减税激励、环境规制以及企业自身异质性特征视角出发来揭示影响企业全要素生产率的因素。然而,在土地资源稀缺、环境承载能力有限和企业转型内生动力不足的情况下,单一激励措施难以实现地区经济和企业发展的双赢。减税意味着政府让利于企业,政府运用财政收入进行宏观调控的能力有所收缩,而企业通过操纵研发费用获得的“减税红利”也不利于企业创新,影响企业的长远发展(Mansfield, 1986)。与传统“大水漫灌”激励措施不同,作为“精准滴灌”举措的亩均改革政策能够借助亩均效益综合评价体系,充分利用市场竞争,将税收、要素使用、人才和信贷等资源要素精准配置到企业,有效激发了市场主体的积极性。那么,作为政府创新性的激励设计机制——亩均改革政策能否提升企业全要素生产率呢?

基于此,本文从理论和实证两个角度来剖析政府激励设计对企业全要素生产率的影响及其机理。本文将以各省份推行的亩均改革政策为准自然实验,将省级政策和宏观经济数据匹配到上市公司,通过渐进式双重差分模型检验亩均改革政策对企业全要素生产率的影响。研究结果表明,亩均改革政策能通过提升土地配置效率、优化劳动力结构、提高资本投资效率和促进企业绿色化转型等路径提高企业全要素生产率,并可能在区域用地成本和企业特征等方面存在异质性影响。本文的边际贡献体现在:(1)丰富和拓展了关于亩均改革政策的经济效应研究,是对破除土地要素错配制度性障碍这一脉文献的有效补充。现有文献鲜有对亩均改革这一从地方率先提出并得到广泛推广的制度创新进行研究,本文从生产率视角补充亩均改革政策的微观效应,有助于加深对亩均改革政策经济效应的理解。(2)丰富和拓展了与影响企业全要素生产率的政策制度因素有关的文献。本研究揭示了土地资源稀缺情境下的企业生产率提升路径,有助于深入理解政府外部激励与企业生产率之间的复杂关系,对于探讨公共品稀缺情境下,如何提高公共物品的供给效率具有启发意义。(3)本文的研究结论有较强的现实意义,文章为在市场调节功能存在缺位的条件下,政府利用所掌握的资源对企业实施差别化要素配置,推动企业全要素生产率的提升提供了依据。同时对于推广实施亩均改革政策以保障企业和区域高质量发展也有一定指导和启示。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景。土地是发展经济的基础要素,随着改革开放的持续推进和工业化进入中后期,要素推动型经济增长模式弊端凸显。浙江是我国土地资源稀缺的省份之一,在传统土地配置模式成为制约经济发展重要障碍的条件下,为了解决土地配置不合理难题,2006年浙江省绍兴县发布了《关于加强工业用地节约集约利用的若干意见》,创造性地将农业“亩产”概念应用至工业领域,在全国率先提出“亩均论英雄”概念,并初步建立了以节约集约用地、节能降耗减排为重点的企业“亩产效益”导向机制。2014年5月,浙江省政府印发《关于推广海宁试点经验加快推进资源要素市场化配置改革的指导意见》,选择了改革意愿强烈、资源要素瓶颈制约突出的24个县(市、区)开展改革扩面试点,围绕各类关键生产要素建立了包含综合评价、资源差异化配置、落后产能退出、金融和人才要素保障四大机制,借此优化区域资源要素配置。2015年浙江省印发了《关于全面推行企业分类综合评价加快工业转型升级的指导意见(试行)》,这标志着亩均改革政策已由省内部分地区试点向全省铺开,这项由基层探索向顶层设计发展的地方政府治理政策为全国其他地区提供了“浙江方案”。

“亩均论英雄”作为转变经济发展方式、推动地区高质量发展的改革举措得到了广泛关注。试点工作开始从东部省份向中西部省份推广,各地构建以亩均效益为核心,综合考虑亩均产出、亩均税收、单位能耗等的评价机制。从指标设计来看,大部分地区都将亩均税收、亩均产值、研发投入、单位产值能耗以及污染物排放视为重要考察因素,小部分地区额外加入特色指标进行考察,如山东在社会贡献、技术创新等方面设立加减分项,上海额外考察每吨COD排放的工业增加值,安徽则兼顾亩均新建项目投资等。从评价主体来看,多数地区分规模以上和规模以下工业企业两类开展评价,部分地区对重点排污企业、高新技术企业开展独立评价,还有地区将评价对象由工业延伸至服务业。在此基础上,政府依据指标设计和相应权重计算企业亩均效益评价结果,再将企业分成不同档次,因企施策进行激励引导。

亩均改革政策可能从三个方面对企业产生影响:首先,通过资源差异化配置机制提高资源配置效率。从土地、人才、金融信贷、税收排污等方面对企业实施差别化政策,使得亩均效益越好、综合评价越靠前的企业,受到的政策激励越强,越可能实现提质增效。其次,通过落后产能

退出机制倒逼企业转型升级。亩均效益较差、综合评价落后的企业，受到的政策约束较强，重点帮扶、低效整治和清退关停等措施能促进这类企业转型升级或市场出清。最后，通过金融和人才要素保障机制为企业高效发展提供正向激励。经过多年改革与实践，浙江省亩均效益取得显著提升，见图1。2016—2021年，浙江省规模以上工业企业亩均增加值从99.1万元/亩提升至156.4万元/亩，亩均税收从16.9万元/亩增长至32万元/亩，年平均增长率分别为17.87%和11.56%。^①



图1 2016—2021年浙江省亩均效益情况

数据来源：根据2023年中国信息通信研究院发布的《我国“亩均论英雄”改革地方实践与发展展望》研究报告中数据整理并绘制而成。

(二)理论分析。作为地方政府经济治理和企业外部激励手段的有机结合，亩均改革政策在优化资源配置、纠偏市场失灵、引导产业发展方向等领域具有积极作用，对市场主体产生了深远影响。对企业而言，亩均改革政策的实施可以引导土地、劳动、资本等生产要素的配置方向，缓解长期存在的资源错配问题。企业内部要素配置也随之发生变化，进而作用于企业全要素生产率。此外，亩均改革政策也能通过正向激励和反向倒逼的方式影响企业生产和管理模式，助力企业转型升级，进而提高生产效率。因此，本文将从土地配置效率、劳动力结构、资本投资效率和企业绿色转型四个方面阐述亩均改革对企业全要素生产率的影响机制，理论分析框架见图2。

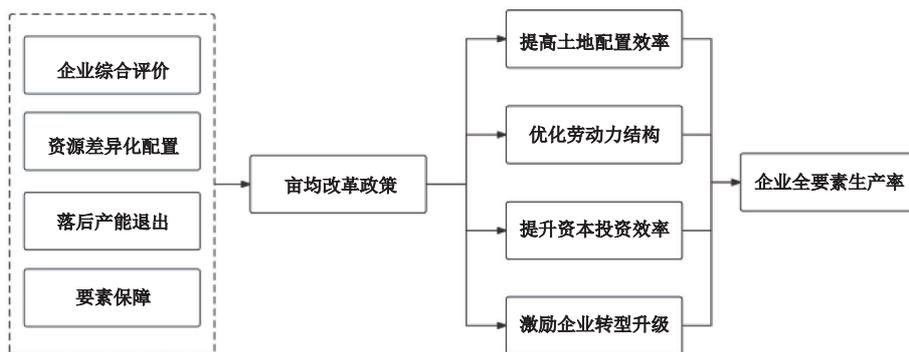


图2 理论分析框架

在财政分权和地方官员“晋升锦标赛”的激励下，地方政府大规模低价出让工业用地来实现“招商引资”，廉价的土地成本导致开发区无序扩张，引起城市土地大量闲置和浪费(周黎安, 2004; 吴群和李永乐, 2010)。这种供地策略本质是政府和企业间信息不对称引发的土地市场失灵，最终导致土地资源向低效率企业集聚，造成严重的土地资源错配，降低了经济总体的全要素生产率(Hsieh和Klenow, 2009)。土地市场信息不对称体现在地方政府缺乏企业用地需求、用地效率和创新能力等关键信息，更倾向对大企业而非用地效率较高和创新能力较强的企业供地，造成土地闲置和用地紧张并存的局面(张莉等, 2019)。因此，缓解信息不对称是提高土地配置效率的重要路径。亩均改革政策从根本上缓解了企业与地方政府的信息不对称。以企业综合评价为核心的亩均改革将亩均产出、亩均税收、亩均技改投资等作为核心指标，将能耗、绿色、研发等作为加减分项，多维收集企业基础信息和动态数据，详细记录企业用地、用能、产出、效益

① 作者根据公开资料整理并计算而得。

和用工等情况,形成企业精准画像,有效降低地方政府与企业用地之间的信息摩擦,引导政府将土地要素更多配置到亩均营收和亩均所得税较高的高效企业中,提高土地资源配置效率(张莉等,2024),破除影响企业生产率提升的土地要素障碍。此外,亩均改革政策在土地一级市场明确了投资强度和市场准入条件,通过“选择效应”挤出生产效率较低的企业,为高效率企业提供生存的空间(席强敏和梅林,2019),激励企业提高生产效率以适应激烈的市场竞争。因此本文提出假说1:亩均改革政策能够通过提高土地配置效率推动企业全要素生产率的提升。

亩均改革的综合评价机制除了看重企业的亩均产出和亩均税收外,还着重考察企业的创新发展。在这种创新激励的驱动下,企业之间形成“晋升锦标赛”。从劳动力需求视角来看,企业为了在亩均评价中获得较为靠前的位次,会增加对研发人员等高质量人力资本的需求,以期提高创新产出。从劳动力供给视角看,政策会优先支持亩均评价较高的地区建设科创中心、孵化器、加速器等产业创新服务综合体,这会带来创新人才的集聚,增加劳动力的供给。劳动力供给增多可以显著降低企业劳动力的调整成本(Heim和Meyer,2004;孙鲲鹏等,2021)。一方面,人才集聚可以扩大劳动力市场规模,提高企业和员工的匹配质量,降低企业对劳动力的搜寻成本;同时,较高质量的劳动力也会减少企业的培训成本和磨合的时间损失。另一方面,劳动市场规模的扩大降低了劳动力议价能力,企业有更大的自主权来决定工资水平和招聘规模,能降低用工成本。从劳动力替代视角看,高质量人力资本推动的研发活动会推动生产技术革新和组织形式调整,劳动者需要更新人力资本以满足岗位升级后的技能要求来获得加薪红利,否则将会退出劳动市场,这两种情形均会导致企业内部劳动力结构偏向技术密集型(Li等,2020)。高质量人力资本作为研发活动的主体能提升企业知识存量 and 创新能力,促进企业全要素生产率的提升。因此,本文提出假说2:亩均改革政策能通过优化劳动力结构推动企业全要素生产率的提升。

地方政府以地引资发展地方经济的同时,企业同样具有迎合政府扩大投资的激励,导致非效率投资(刘斌和袁利华,2016)。一是企业为了获得稀缺土地资源和相关服务,忽视自身生产条件和市场环境,盲目扩大生产和追加投资来迎合政府扩大产能规模和发展经济的要求,导致过度投资。二是由于地方政府引资过程中重规模轻质量的发展导向,创新企业难以获得足够的土地供给和资金支持,造成投资不足。土地要素供给约束、创新项目涌现以及企业退出通道梗阻等因素会导致出现高效率企业由于缺乏土地供应而投资不足和低效率企业由于土地充裕而过度投资并存的局面,影响企业生产率的进一步提升(程开明和于静涵,2022)。亩均改革则能从以下几方面推动企业生产率的提升:首先,亩均改革政策可以借助综合评价获知企业的关键经营信息,并主动为土地边际报酬异质的企业匹配合适的地块,使得企业的土地要素总投入和总产出接近最优生产规模,进而提高企业投资效率。其次,亩均改革政策能通过要素保障机制,设立“亩均英雄贷”金融服务模式,为效率较高和创新企业提供信贷支持,缓解企业融资约束和投资不足,推动生产率的提升。最后,亩均改革政策可以通过落后产能退出机制,加强对投资过度企业工业闲置用地的收储,强化低效用地治理,抑制低效企业产能的扩张并降低投资规模,使企业将资金用于工艺迭代升级和技术改进环节,进而促进企业生产率的提升。因此,本文提出假说3:亩均改革政策能够通过提高资本投资效率推动企业全要素生产率的提升。

亩均改革政策将企业绿色发展和环境价值作为重要考察标准,会对企业产生环境规制作用,推动企业向绿色化转型。一方面,亩均改革政策通过正向激励方式推动企业绿色转型。为了获得较高评分以得到优惠政策,企业会主动调整生产行为。政策激励引致的企业生产要素再配置和产品转换会显著提升产品质量,为企业转型升级提供动力(Manova和Yu,2017),推动企业全要素生产率的提升。另一方面,亩均改革政策能通过反向倒逼方式推动企业绿色转型。亩均

改革政策能倒逼企业淘汰落后产能,加快企业绿色技术创新和绿色工艺应用,提高企业资源整合效率,减少能源损耗。绿色化转型是指企业通过绿色技术创新而降低污染物排放和生产更低碳环保的新产品(Wicki 和 Hansen, 2019)。因此,绿色技术创新也是采用环境友好型技术和工艺改革传统业务的手段。一方面,绿色技术创新能帮助企业克服规模报酬递减的问题,绿色技术创新成果的转化能帮助企业将绿色技术贯穿到产品生产、运输、销售、回收等全方位流程,降低企业经营成本和提升盈利空间,进而提高企业全要素生产率;另一方面,绿色技术创新人员的集聚效应能进一步强化知识溢出,知识、技术和管理经验在组织内的产出和扩散加快了技术创新的步伐,提升了绿色技术的研发效率,能对企业全要素生产率形成正向反馈。据此,本文提出假说 4:亩均改革政策能够通过促进企业绿色转型推动企业全要素生产率的提升。

三、研究设计

(一)识别策略。为了精准识别亩均改革政策对企业全要素生产率的影响,本文将各省份实施的亩均改革政策作为冲击事件,构建双重差分估计框架,设定如下基准模型:

$$Tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{it} + \beta Cvs + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Tfp 为企业全要素生产率; $Policy$ 为核心解释变量,即亩均改革政策; Cvs 表示对企业全要素生产率产生影响的控制变量集;下标 i 、 t 分别表示企业和年份;为了缓解未观测因素对企业的影响,分别控制企业和年份固定效应 μ_i 和 η_t ; ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量选取。

1. 被解释变量:企业全要素生产率(Tfp)。目前对全要素生产率的衡量主要基于柯布—道格拉斯生产函数,使用参数法、半参数法和广义矩估计法进行估计。半参数法由于能够缓解联立性、同时性和样本选择偏误造成的估计偏差,成为目前学界的主流做法。本文参考现有研究(任胜钢等, 2019; 赵宸宇等, 2021),采用半参数 LP 法测算企业全要素生产率。

2. 核心解释变量:亩均改革政策($Policy$)。其中, $Policy = Du \times Dt$,将实施亩均改革政策省份作为处理组($Du=1$),其余省份作为对照组($Du=0$);在处理组中,在亩均改革政策实施当年及之后的年份,将 Dt 设为 1, 否则为 0。^①

3. 控制变量。本文控制了企业层面和宏观经济层面控制变量。其中,企业层面控制变量包括:①企业规模($Size$),用企业员工规模的自然对数表示;②资产负债率(Lev),用企业负债总额与资产总额之比表示;③盈利能力(Roa),用企业净资产收益率表示;④企业年龄($Lnage$),用年份减去企业成立时间的自然对数表示;⑤股权集中度($Top1$),用第一大股东持股占比表示;⑥企业治理结构($Dual$),董事长和总经理两职合一取 1, 否则取 0;⑦企业性质(Soe),当企业性质为国有企业时,设为 1, 否则为 0;⑧行业竞争度(Hhi),用主营业务收入计算的赫芬达尔指数表示,计算公式为 $Hhi_j = \sum_{i=1}^n (sale_{ij} / \sum_{i=1}^n sale_{ij})^2$ 。宏观经济层面控制变量包括:①地区经济发展水平($Lngdp$),用地区经济生产总值的自然对数表示;②产业结构(Is),用第三产业增加值与第二产业增加值之比表示;③政府支出(Gov),用政府一般公共预算支出占 GDP 的比重表示;④对外开放程度($Open$),用地区进出口总额占 GDP 的比重表示。

(三)数据处理和说明。本文实证分析部分使用两类数据库。一是上市公司数据,数据来源为国泰安数据库(CSMAR),部分缺失值通过 Wind 数据库和手工查找进行补齐。此外对数据进行如下处理:①剔除退市、ST、*ST 的企业样本;②剔除资不抵债和年龄为负的样本;③保留工业

^① 政策信息根据地方政府网站整理,限于篇幅,留存备索。

上市公司样本；④剔除关键数据缺失的样本；⑤为减弱异常值影响，对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。二是省级数据，数据来源为 CNRDS 数据库，对所有变量以 2010 年为基期进行平减处理。最终获得 2010—2022 年间 1948 家上市公司，21 233 个企业—年份有效样本量。^①

四、实证结果分析

(一)基准回归结果。为了检验亩均改革政策对企业全要素生产率的影响，估计方程(1)中的双重差分模型。估计结果见表 1 的列(1)–列(3)。结果显示，核心解释变量(*Policy*)的系数均在 1% 的水平上显著为正，说明亩均改革政策能显著提高企业全要素生产率。具体而言，实施亩均改革政策能使企业全要素生产率提升 2.4%。根据估计系数计算企业全要素生产率的标准差变化发现，亩均改革政策的实施促使企业全要素生产率上升了 0.0569 个标准差，具有较强的统计显著性和经济显著性。

表 1 基准回归结果

	(1) <i>Tfp</i>	(2) <i>Tfp</i>	(3) <i>Tfp</i>
<i>Policy</i>	0.027*** (0.008)	0.023*** (0.007)	0.024*** (0.007)
企业特征	不控制	控制	控制
宏观特征	不控制	不控制	控制
观测值	21 221	21 220	21 220
<i>Adj.R</i> ²	0.565	0.598	0.600

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内数值为标准误；本表还控制了企业和年份固定效应；下表统同。

(二)平行趋势检验。应用双重差分模型的前提是处理组和对照组满足平行趋势，即亩均改革政策实施之前两组地区的企业全要素生产率呈现相同的变动趋势。为进行平行趋势检验，本文运用事件研究法构建以下模型：

$$Tfp_{it} = \alpha_0 + \beta \sum_{\theta=-5}^{\theta=5} Event_{it}^{\theta} + \beta Cvs + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*Event*代表样本所处年份相对于亩均改革政策实施年份的时间距离变量； θ 表示政策实施前后的第 θ 年， θ 取值为 0 时表示政策实施当年；其余变量均与基准回归模型保持一致。为了避免多重共线性对模型的影响，剔除负一期并绘制企业全要素生产率相对于政策实施时点的动态效应图。若回归系数在政策实施之前均不显著差异于 0，则平行趋势假定成立，处理组和对照组在政策实施之前的企业全要素生产率同步变化。图 3 展示了

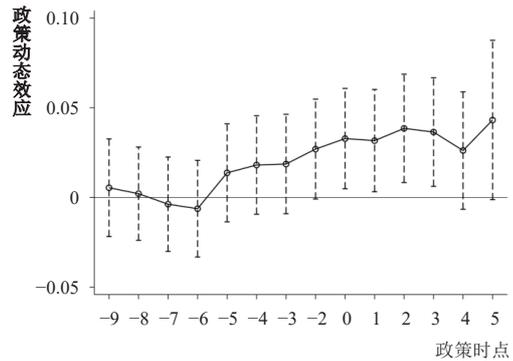


图 3 平行趋势检验

在 95% 置信区间下企业全要素生产率的平行趋势检验结果。由图可知，*Event*的回归系数在亩均改革政策实施之前均在 0 附近波动，说明亩均改革政策实施地区与非亩均改革政策实施地区的企业全要素生产率不存在显著差异，满足平行趋势假设。

(三)安慰剂检验。为了检验企业全要素生产率的提高是由亩均改革政策实施引起，而不是

① 限于篇幅，变量描述性表格未列示，备索。

由于遗漏重要变量、产业政策和其他未观测因素产生的有偏结论,本文设计随机亩均改革政策实施地区和随机年份进行安慰剂检验,并将以上安慰剂检验重复 1000 次并绘制回归系数和 P 值的核密度函数分布图。图 4 表明,回归系数的概率分布呈现均值为 0 的正态分布,远小于基准回归中 $Policy$ 的系数 0.024,同时其对应概率的 P 值大部分大于 0.1。可见,随机设定的伪亩均改革政策不会显著影响企业全要素生产率,排除了偶然因素对全要素生产率提升的影响。

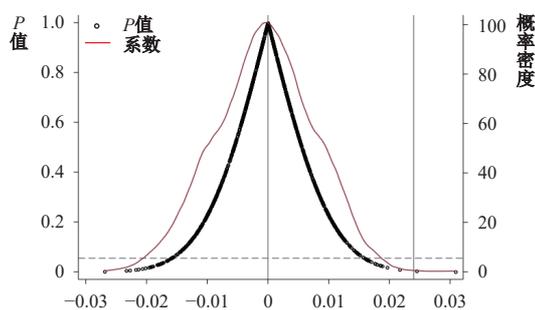


图 4 安慰剂检验

(四) 稳健性检验。^①

1. 平行趋势假设敏感性分析。即使处理前通过了趋势检验也不能判断平行趋势假设成立,因为这可能会造成因果推断偏差(Roth 等, 2023)。Rambachan 和 Roth(2023)提出对政策处理后的时点进行敏感性分析,以检验政策效应显著的时点是否稳健。本文参考 Biasi 和 Sarsons(2022)的做法,设置一个标准误作为平行趋势的最大偏离程度,若在不同偏离程度中,点估计量的置信区间显著异于 0,则表明平行趋势具有较强的稳健性。因此,本文对政策实施后的当期、第一期、第二期和第三期进行了敏感性检验。结果显示,企业全要素生产率的提升效应显著。

2. 异质性处理效应检验。在满足平行趋势检验的前提下,交叠 DID 的估计结果可能会存在因异质性处理效应而产生的估计偏误(Goodman-Bacon, 2021; Callaway 和 Sant'Anna, 2021)。交叠 DID 的情形下, $TWFE$ 估计量是多个标准 $DID(2 \times 2)$ 估计系数的加权平均,标准 DID 估计量就是以方差为权重的组间处理效应的加权平均,且所有权重都为正。但当处理效应随时间变化时,标准 DID 估计量会产生负权重,要用 Bacon 分解进行诊断。本文负权重占比仅为 4.53%,负权重造成的偏误问题并不严重,表明异质性处理效应不会对本文的基本结论产生显著影响。此外,本文使用 De Chaisemartin 和 d'Haultfoeuille(2024)提出的稳健估计量($DIDM$)来处理固定效应模型中可能存在的异质性处理效应。在亩均改革政策实施之前,政策效应不显著;而在亩均改革政策实施后,企业生产率的提升作用显现。这表明本文基本结论是稳健的。

3. 改变企业全要素生产率的衡量方式。分别使用 ACF 法和 OP 法对企业全要素生产率进行测算,检验替换变量衡量方式对回归结果的敏感性。结果仍显示本文的研究结论稳健。

4. 剔除位于浙江省的企业样本。亩均改革率先在浙江省提出,先在多个县、市、区试点并于 2015 年推广至全省,后被其他省份借鉴。若以 2015 年作为浙江省亩均改革政策的实施年份,则忽视了 2015 年之前亩均改革政策对浙江省内部分试点地区企业全要素生产率的影响,造成估计结果的偏误。回归结果表明,剔除位于浙江省企业样本后的政策效应依然显著。

5. 平衡面板。为了保证政策冲击对企业的影响在样本期内有一个完整的过程,缓解企业进入和退出对企业生产率和政策经济后果的估计偏误,本文将数据整理成平衡面板进行回归。核心解释变量的系数显著为正,说明考虑企业进入和退出后,基准回归结论仍然保持不变。

6. 缓解样本选择偏差。样本特征在组间不可比导致的样本选择偏差会产生内生性问题,这也可能会导致出现亩均改革政策提高企业全要素生产率的现象。为了缓解样本选择偏差的干扰,本文利用倾向得分匹配(PSM)为每个处理组企业匹配与之特征类似的对照组企业。本文以

^① 限于篇幅,留存备索。

基准回归中的控制变量为协变量,运用 *logit* 模型估计企业受到政策冲击的概率,采用 *K* 近邻匹配 1:4 的比例选取控制组企业,回归结果依然稳健。

7. 工具变量回归。市场化水平高和营商环境好的地区,地方政府更具有服务和创新意识,会主动进行制度创新来实施亩均改革政策,进而使该地区的企业全要素生产率水平更高,这将导致内生性问题。因此,本文设计经济增速目标与该地区地形起伏度的交互项作为亩均改革政策的工具变量。该工具变量满足相关性和外生性要求,具有一定的合理性。回归结果表明,在利用工具变量处理了潜在的内生性问题后,本文的基本结论保持不变。

8. 两阶段双重差分模型。为进一步识别亩均改革的政策效应。本文参考贾俊雪等(2023)的做法,使用两阶段双重差分模型予以验证。第一阶段是事件研究,估计平行趋势检验中方程(2)的 β 系数, β 识别了亩均改革政策的年度效应;第二阶段是政策效应的识别,以第一阶段估计出的 β 作为被解释变量,以亩均改革政策(*Policy*)为核心解释变量。两阶段双重差分估计结果表明,核心解释变量的系数均在 5% 的水平上显著为正,结论与基准回归一致。

9. 排除竞争性假说。基准回归结论可能会受到同期其他政策的干扰,需要逐一排除。因此,本文分别控制“一带一路”倡议、碳排放权交易试点政策、创新型产业集群试点政策和数字经济政策。将四种竞争性政策考虑在内时,核心解释变量的系数显著为正,结论稳健。

五、影响渠道检验

(一)土地配置效率提升机制检验。据前文阐述,亩均改革能降低政府和企业之间的信息不对称,提高土地资源配置效率。对此,本文将上市公司与中国土地市场网所公布的土地交易数据匹配,得到上市公司的土地交易信息,包括企业供地面积、成交价格、土地来源和动工时间等。本文设计以下变量反映土地配置效率:第一,用实际交地时间与合同签订时间的间隔表示,时间间隔越长,土地供给效率越低(李建成等,2024)。第二,土地来源是否为现有建设用地,现有建设用地通常指已开发的闲置、空置、低效的国有建设用地,低效土地的再配置是亩均改革政策提高土地配置效率的重要方面。第三,由于上市公司并未披露企业用地规模和占地面积信息,本文使用企业城镇土地使用税表征企业用地面积,因为城镇土地使用税计算方式为企业实际占地面积乘以适用单位税额,在税率保持稳定的情况下,土地使用税越高,企业用地规模越大(黄玖立和冯志艳,2017)。因此,借助企业营业收入与城镇土地使用税的比值来近似代替企业“亩均产出”,根据亩均产出的大小划分高、低两组,构建政策变量与亩均产出大小的交互项(*Policy*×*Ms*),并纳入基准模型来考察亩均改革政策是否增加了亩均产出较高企业的供地面积。

表 2 汇报了土地配置效率提升机制的检验结果。列(1)结果显示,亩均改革政策显著缩短了土地的平均交易时间(*Lntime*),提高了土地供给效率;列(2)结果表明,亩均改革政策提高了现有建设用地的供给概率(*Pland*),通过对闲置和低效用地的治理来满足企业的用地需求。为了进一步检验政府是否将闲置和低效土地配置到效率较高的企业中,将亩均改革政策与亩均产出的交互项(*Policy*×*Ms*)对企业供地面积(*Lnland*)进行回归,列(3)结果表明,交互项的系数显著为正,说明亩均改革政策使得亩均产出较高企业的供地面积更多,土地配置效率得以提高。综上所述,亩均改革能通过土地配置效率提升机制促进企业全要素生产率,假说 1 得以验证。

(二)优化劳动力结构机制检验。创新人才是企业开展创新活动的关键。亩均改革政策通过支持建设产业创新服务综合体引起创新人才集聚,并将效应引导至企业内部,激励企业开展研发活动,推动企业生产率增长。本文借鉴王林辉等(2022)的做法构建企业劳动力结构指标,分别用高技能劳动力与低技能劳动力的比值(*Hlabor*)以及研发人员占员工总数的比重(*Rlabor*)表示。表 2 列(4)和列(5)显示,核心解释变量的系数显著为正,说明亩均改革政策能显著提高企

业对高技能劳动力和研发人员的雇佣比例,使企业的劳动力结构得到优化,推动企业全要素生产率的提升,假说 2 得以验证。

(三)提升资本投资效率机制检验。理论分析表明,提高资本投资效率是亩均改革政策促进企业生产效率提升的重要路径。本文参考现有文献做法(Richardson, 2006),对企业投资效率进行测算。表 2 列(6)汇报了检验结果,核心解释变量的系数显著为负,说明亩均改革政策降低了企业非效率投资,提高了企业投资效率,从而推动了企业全要素生产率的提升,假说 3 得以验证。

(四)企业转型机制检验。在中国经济由“要素驱动”向“创新驱动”转型的背景下,传统企业面临成本上升和需求不足的双重考验,追求商业和组织变革从而推动企业转型成为提升全要素生产率的手段。亩均改革能赋予企业转型一种外部激励,地方政府利用土地、金融、财税等手段正向推动企业提质增效,挖掘发展潜力;政府也能利用市场出清、腾笼换鸟等措施反向倒逼企业转型升级,提高生产和运营效率。因此,本文从企业绿色化转型角度考察亩均改革提升企业全要素生产率的渠道。本文参考胡洁等(2023)的做法衡量企业绿色化转型,根据《国际专利分类绿色清单》将上市公司申请的绿色专利进行分类,分别计算绿色专利申请数量(取自然对数,表示为 $Gre1$)和绿色专利申请占所有专利申请的比例($Gre2$)。表 2 列(7)和列(8)结果表明,核心解释变量的系数显著为正,说明亩均改革政策能推动企业向绿色化转型进而提高企业全要素生产率,假说 4 得以验证。

表 2 影响渠道检验结果

	土地配置效率			劳动力结构		投资效率	企业转型	
	(1) $Ln\text{time}$	(2) $Pland$	(3) $Lnland$	(4) $Hlabor$	(5) $Rlabor$	(6) Inv	(7) $Gre1$	(8) $Gre2$
$Policy$	-0.312*** (0.116)	0.213*** (0.016)	0.282* (0.162)	0.099*** (0.003)	0.275** (0.131)	-0.013** (0.006)	0.039** (0.019)	0.011*** (0.000)
$Policy \times Ms$			0.024* (0.012)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2657	2876	1949	20974	14304	16278	16331	22699
$Adj.R^2$	0.549	0.419	0.494	0.678	0.853	0.081	0.666	0.623

六、异质性分析

(一)资源配置扭曲异质性。设立开发区是地方政府重要的产业政策,与之共生的是为吸引资本要素而产生的低地价、低税率、低标准的地方政府间的“逐底竞争”(杨其静等, 2014),进而引起土地资源错配并降低企业全要素生产率。本文根据中国土地市场网中的土地出让数据计算各省级行政区年度工业用地出让的亩均价格。由于政府在土地征收和出让环节具有双垄断地位,地方政府采取低价出让工业用地方式进行招商引资对工业用地价格造成了严重扭曲,因此工业用地出让价格越低,代表土地资源错配越严重(李力行等, 2016)。为检验在不同土地资源错配地区亩均改革政策对企业生产率的影响差异,本文引入政策变量与资源扭曲程度变量的交互项($Policy \times Dis$)。表 3 列(1)结果表明,该交互项的回归系数显著为正,说明亩均改革政策在资源扭曲较高的地区更能提高企业的全要素生产率。因此,对于要素扭曲较高的地区,亩均改革的激励设计导向应着力于破解要素配置扭曲难题,将土地、资金和人才引导至所需领域,因地制宜地发展新质生产力。

(二)研发强度异质性。技术进步是企业全要素生产率提升的重要因素,而企业的技术进步则取决于研发强度。因此,不同研发强度的企业在面对亩均改革政策冲击时的表现往往不同。本文用企业研发投入占营业收入的比重衡量研发强度,当研发强度高于中位数时,将 Rd 赋值为 1, 否则为 0, 构建亩均改革政策与企业研发强度的交互项($Policy \times Rd$)并纳入基准模型中。表 3

列(2)结果表明,交互项的系数显著为正,说明亩均改革政策更能促进研发强度高企业的生产率。可见,引导企业加大核心研发投入、促进企业创新能力提升是亩均改革政策激励机制的核心要义。然而,中国技术创新长期面临“数量长足、质量跛脚”的困惑,高质量技术创新相对落后(陈强远等,2020)。而新质生产力之“质”,则是强调以创新驱动作为关键要素。因此,为了转变创新主体在实践中“重量不追质”的功利性目标,在政策设计中不仅要考虑研发投入,还要提高对企业创新质量的偏向性激励,以促进政策设计对技术创新质量的提升作用。

表3 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Tfp</i>	<i>Tfp</i>	<i>Tfp</i>	<i>Tfp</i>	<i>Tfp</i>
<i>Policy</i>	0.020*** (0.007)	-0.0031 (0.006)	0.021* (0.007)	0.008 (0.007)	0.012* (0.006)
<i>Policy</i> × <i>Dis</i>	0.052*** (0.015)				
<i>Policy</i> × <i>Rd</i>		0.014* (0.008)			
<i>Policy</i> × <i>Ce</i>			-0.095*** (0.005)		
<i>Policy</i> × <i>Cap</i>				0.014* (0.006)	
<i>Policy</i> × <i>Ms</i>					0.201*** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22612	19416	22683	19335	22681
<i>Adj. R</i> ²	0.688	0.745	0.692	0.716	0.705

(三)碳排放强度异质性。在亩均改革政策实践中,各地着重关注企业发展中的绿色价值和环境价值,引导企业节能减排。因此,亩均改革政策会对不同碳排放强度的企业产生异质性影响。本文参考王浩等(2022)的做法计算企业的碳排放总和,用企业碳排放总和与营业收入的比值表示企业的碳排放强度,当碳排放强度高于中位数时,将*Ce*赋值为1,否则为0,进而构建亩均改革政策与企业碳排放强度的交互项(*Policy*×*Ce*)并纳入基准回归中。表3列(3)的结果显示,交互项的系数显著为负,说明亩均改革政策更能促进碳排放强度低企业的生产率,即碳排放较低企业受到的正向激励作用要强于碳排放较高企业所受到的反向倒逼作用。资源环境受约束条件下的经济发展更需要完善的制度,而绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力,这也说明将碳排放指标纳入激励设计框架的必要性和迫切性。

(四)要素密度异质性。随着人力成本的提高和企业数智化进程的加快,企业逐渐减少雇佣人数,产生“机器人”的现象,企业生产率得到显著提升(王永钦和董雯,2020)。为了考察亩均改革政策对不同要素密度企业生产率的影响,根据企业固定资产与员工人数比值的中位数,将企业划分为资本密集型和劳动密集型,当企业为劳动密集型时,*Cap*取1,否则取0,并构建亩均改革政策与企业要素密度的交互项(*Policy*×*Cap*)纳入基准回归中。表3列(4)的结果表明,交互项的系数显著为正,说明亩均改革政策更能促进劳动密集型企业提高生产率。加快劳动密集型等传统行业的转型升级是发展新质生产力的重要推动力,在亩均改革的激励设计下,劳动密集型企业转型动力得以强化,企业内新质生产力得以发挥,亩均改革的激励成效更显著。

(五)企业亩均收入异质性。在政策设计中,亩均收入通常会在企业综合评价中占据较高权重。因此,亩均收入是政府在实施综合评价和差异化激励措施中需要考虑的重要因素,亩均收入更高的企业通常会获得更多金融信贷和人才补贴等优惠政策。本文根据企业亩均营业收入的中位数,将样本划分为亩均收入高和亩均收入低两类企业,当企业亩均收入高于中位数时,将*Ms*赋值为1,否则为0,进而构建亩均改革政策与企业亩均产出的交互项(*Policy*×*Ms*)并纳入基准回归中。表3列(5)表明,交互项的系数显著为正,亩均改革政策更能促进亩均收入较高企业

的全要素生产率。这充分说明，政策激励的初衷并不是使企业盲目扩大生产规模和提高营收总量，而是为了避免出现“大而不强”“全而不优”等问题。因此，激励政策设计具有筛选效应，筛选出“真英雄”予以激励，这也是发展新质生产力的关键，即“质优”。

七、拓展分析：亩均改革的社会福利分析

在环境资源约束下实现经济社会的高质量发展是亩均改革政策的应有之义。然而其中的一项重要矛盾是能否在不损失社会福利的前提下实现资源的最低消耗，即亩均改革政策是否是实现社会帕累托改进的政策措施。本文从两个视角考察亩均改革政策的社会福利效应：一是从生态环境视角，本文选取地区层面的工业用水(Lniw)、能源消耗(Ec)、二氧化硫排放(So2)、工业废水排放(Lniwd)、固体废弃物排放(Sw)和能源消耗结构(Enst)六个指标；二是从社会价值视角，本文选取地区层面的就业(Lnemp)和居民收入(Lnwage)两个指标。

表 4 的结果表明：首先，亩均改革政策显著降低了工业用水、能源消耗、二氧化硫排放和工业废水排放，对固体废弃物排放没有显著影响，这印证了亩均改革政策能优化企业要素资源投入配置，推动企业转型升级，从而在宏观层面表现为资源消耗和污染物排放的降低。其次，亩均改革政策还能促进能源消耗结构的转型，可以有效降低碳排放。最后，亩均改革政策还能提高就业和居民收入，这说明亩均改革政策的生态环境改善效应并不以牺牲居民就业和收入为代价，也说明了企业的高质量发展能通过“数”和“质”的双重途径改善社会就业环境。综上，亩均改革政策能有效改善社会福利，是实现社会帕累托改进的重要举措。

表 4 拓展分析结果

	生态环境						社会价值	
	(1)Lniw	(2)Ec	(3)So2	(4)Lniwd	(5)Sw	(6)Enst	(7)Lnemp	(8)Lnwage
Policy	-0.162*** (0.033)	-0.142** (0.057)	-0.078*** (0.023)	-0.055* (0.032)	-0.016 (0.052)	0.018** (0.007)	0.060*** (0.005)	0.025*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	360	360	360	360	360	360	360	360
Adj.R ²	0.987	0.950	0.951	0.981	0.964	0.986	0.992	0.993

八、研究结论和政策启示

在经济高质量发展和构建现代化经济体系的背景下，本文以亩均改革政策为准自然实验，运用渐进双重差分模型，选取 2010—2022 年中国 A 股上市公司数据，综合运用多种识别策略考察了亩均改革政策对企业全要素生产率的影响和作用渠道。研究发现：(1)亩均改革政策能显著提高企业全要素生产率，该结论在平行趋势检验、安慰剂检验和一系列稳健性检验的测试下依然成立。(2)影响渠道分析发现，亩均改革政策对企业全要素生产率的提升作用主要是通过提高土地配置效率、优化劳动力结构、提高资本投资效率和推动企业绿色转型来实现。(3)异质性分析发现，亩均改革政策对企业全要素生产率的提升作用在要素扭曲程度较高的地区、研发投入高、亩均收入高和碳排放较低的劳动密集型企业样本中更强。(4)进一步分析发现，亩均改革政策在推动企业全要素生产率的背景下，还能有效降低资源消耗和污染物排放，促进经济“数”和“质”的双重发展，是实现社会帕累托改进的重要举措。

本文的研究启示如下：第一，积极推动亩均改革政策的实施，完善政府激励设计机制。亩均改革政策作为地方经济治理的创新实践，能够通过构建亩均效益综合评价机制和实施差别化政

策促进企业长远发展。对于已经实施的省份,需要积极探索更标准化、科学化和差异化的评价系统。将各项激励和约束政策有效渗透到各地企业,将发展目标转移到企业提质增效上来。对于未实施的省份,需要有效识别政策实施阻力,在财政支持和经济转型的可承受范围内,推动亩均改革政策的尽快落地。第二,深入推进亩均改革政策,提升资源要素配置效率。为了进一步激发企业活力,政府需要将有限的土地、资金和人才配置到高效的企业中,这要求政府准确识别真假“英雄”。可以建立省级大数据分析处理平台,对接企业各个阶段的“亩均”基础数据,经核实和比对后,形成“亩均”大数据共享库,以帮助政府更好决策和更加高效地配置资源。第三,企业应抓住亩均改革政策实施的机遇,从低效发展路径转移到绿色化的高效发展路径上来。提高绿色技术创新能力,让绿色技术充分赋能主营业务,提高能源利用效率,减少污染排放。

参考文献:

- [1]程开明,于静涵.中国城市土地供给错配:特征事实及对全要素生产率的影响效应[J].中国土地科学,2022,(8):43-54.
- [2]陈强远,林思彤,张醒.中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量[J].中国工业经济,2020,(4):79-96.
- [3]邓慧慧,赵晓坤,李慧榕.土地资源优化配置如何影响经济效率?——来自浙江省“亩均论英雄”改革的经验证据[J].中国土地科学,2020,(7):32-42.
- [4]胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023,(7):90-111.
- [5]黄玖立,冯志艳.用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制[J].中国工业经济,2017,(9):100-118.
- [6]贾俊雪,罗理恒,顾嘉.地方政府环境规制与经济高质量发展[J].中国工业经济,2023,(5):99-117.
- [7]李建成,黎婉玉,黄丹蕾,等.土地“放管服”改革与跨区域合作创新效率[J].中国工业经济,2024,(3):100-118.
- [8]李力行,黄佩媛,马光荣.土地资源错配与中国工业企业生产率差异[J].管理世界,2016,(8):86-96.
- [9]李唐,董一鸣,王泽宇.管理效率、质量能力与企业全要素生产率——基于“中国企业——劳动力匹配调查”的实证研究[J].管理世界,2018,(7):86-99.
- [10]李永友,严岑.服务业“营改增”能带动制造业升级吗?[J].经济研究,2018,(4):18-31.
- [11]刘斌,袁利华.土地资源获取、股权投资增加与企业投资过度[J].南开管理评论,2016,(2):75-86.
- [12]刘守英,王志锋,张维凡,等.“以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究[J].管理世界,2020,(6):80-92.
- [13]彭远怀.政府数据开放的价值创造作用:企业全要素生产率视角[J].数量经济技术经济研究,2023,(9):50-70.
- [14]钱雪松,康瑾,唐英伦,等.产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J].中国工业经济,2018,(8):42-59.
- [15]任胜钢,郑晶晶,刘东华,等.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2019,(5):5-23.
- [16]孙鲲鹏,罗婷,肖星.人才政策、研发人员招聘与企业创新[J].经济研究,2021,(8):143-159.
- [17]王浩,刘敬哲,张丽宏.碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据[J].经济学报,2022,(2):28-75.
- [18]王林辉,姜昊,董直庆.工业智能化会重塑企业地理格局吗[J].中国工业经济,2022,(2):137-155.
- [19]王永钦,董雯.机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J].经济研究,2020,(10):159-175.
- [20]王正新,龚吉明,严祥武.资源要素差别化配置的产业升级效应——基于“亩均论英雄”改革的经验研究[J].浙江社会科学,2022,(12):26-36.

- [21]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].经济研究,2022,(1):107-121.
- [22]吴群,李永乐.财政分权、地方政府竞争与土地财政[J].财贸经济,2010,(7):51-59.
- [23]席强敏,梅林.工业用地价格、选择效应与工业效率[J].经济研究,2019,(2):102-118.
- [24]杨其静,卓品,杨继东.工业用地出让与引资质量底线竞争——基于 2007~2011 年中国地级市面板数据的经验研究[J].管理世界,2014,(11):24-34.
- [25]袁堂军.中国企业全要素生产率水平研究[J].经济研究,2009,(6):52-64.
- [26]张莉,程可为,范子英.产业用地配置改革与城市内土地错配——基于微观企业土地存量数据的研究[J].经济学(季刊),2024,(2):465-480.
- [27]张莉,程可为,赵敬陶.土地资源配和经济展展质量——工业用地成本与全要素生产率[J].财贸经济,2019,(10):126-141.
- [28]张少辉,余泳泽.土地出让、资源错配与全要素生产率[J].财经研究,2019,(2):73-85.
- [29]赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,2021,(7):114-129.
- [30]周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究,2004,(6):33-40.
- [31]Aw B Y, Roberts M J, Xu D Y. R&D investment, exporting, and productivity dynamics[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(4): 1312-1344.
- [32]Biasi B, Sarsons H. Flexible wages, bargaining, and the gender gap[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2022, 137(1): 215-266.
- [33]Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [34]De Chaisemartin C, d'Haultfoeuille X. Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2024: 1-45.
- [35]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [36]Heim B T, Meyer B D. Work costs and nonconvex preferences in the estimation of labor supply models[J]. *Journal of Public Economics*, 2004, 88(11): 2323-2338.
- [37]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [38]Li J, Shan Y, Tian G, et al. Labor cost, government intervention, and corporate innovation: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101668.
- [39]Manova K, Yu Z. Multi-product firms and product quality[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 109: 116-137.
- [40]Mansfield E. The R&D tax credit and other technology policy issues[J]. *American Economic Review*, 1986, 76(2): 190-194.
- [41]Pan W, Xie T, Wang Z, et al. Digital economy: An innovation driver for total factor productivity[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 139: 303-311.
- [42]Rambachan A, Roth J. A more credible approach to parallel trends[J]. *Review of Economic Studies*, 2023, 90(5): 2555-2591.
- [43]Restuccia D, Rogerson R. The causes and costs of misallocation[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(3): 151-174.
- [44]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, (11): 159-189.

- [45]Roth J, Sant'Anna P H C, Bilinski A, et al. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature[J]. *Journal of Econometrics*, 2023, 235(2): 2218–2244.
- [46]Wicki S, Hansen E G. Green technology innovation: Anatomy of exploration processes from a learning perspective[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2019, 28(6): 970–988.

Government Incentive Design and Enterprise TFP: Evidence from the “Per-Mu Hero” Reform

Wang Rongji, Wang Jue

(School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Summary: Innovative government incentive design is a crucial institutional guarantee for China's transformation from a factor-input-driven growth model to a TFP-driven one. Using the “Per-Mu Hero” reform policy implemented by the government as a case study, this paper constructs an analytical framework from the perspective of the government's external incentives and evaluates the impact and mechanism of the policy on enterprise TFP. The study finds that the implementation of the policy increases enterprise TFP by 2.4%. Impact channel testing reveals that the policy enhances enterprise TFP mainly by improving land allocation efficiency, optimizing the labor structure, increasing capital investment efficiency, and promoting the green transformation of enterprises. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of the policy on TFP is most pronounced in enterprises with higher R&D investment and lower carbon emissions, capital-intensive enterprises, large-scale enterprises, and enterprises in regions with higher resource allocation distortions. Furthermore, the policy significantly reduces resource consumption and pollutant emissions without sacrificing residents' employment and income.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, it enriches and expands research on the economic effect of the “Per-Mu Hero” reform policy and supplements the literature on breaking institutional barriers of land factor mismatch. Second, it broadens relevant literature on policy and institutional factors behind changes in TFP. Third, it provides theoretical guidance and policy insights to ensure high-quality development of enterprises and regions through the promotion and implementation of the policy.

The insights from this paper are that: First, the government should actively promote the “Per-Mu Hero” reform policy and improve the government incentive design mechanism. As an innovative practice of local economic governance, the policy can foster the long-term development of enterprises by building a comprehensive evaluation mechanism of “Per-Mu Hero” benefits and implementing differentiated policies. Second, further promotion of the policy is needed to enhance resource allocation efficiency. To stimulate enterprise vitality, the government should allocate land, funds, and talents to the enterprises in need, requiring accurate identification of genuine “Heroes”. Third, enterprises should seize the opportunity presented by the “Per-Mu Hero” reform policy to transition from inefficient development paths to green and efficient ones. They should enhance their green technology innovation capabilities, improve staff skill training, optimize capital structures, and drive their healthy and sustainable development.

Key words: Per-Mu Hero; TFP; progressive DID; heterogeneous treatment effect

(责任编辑 石 慧)