

生产要素创新性配置与新质生产力

——以矿业权市场化配置为例

孙传旺¹, 左旭光¹, 朱学红²

(1. 厦门大学经济学院, 福建厦门, 361005;

2. 中南大学商学院, 湖南长沙, 410083)

摘要: 矿业权市场化配置是生产要素创新性配置的生动体现。基于核心标志视角, 以2011年矿业权市场化配置改革为研究对象, 采用事件研究法论证了生产要素创新性配置对催生新质生产力的作用。分析显示, 生产要素创新性配置有助于催生新质生产力, 表现为矿业资源相关企业的全要素生产率在矿业权市场化配置改革后大幅提升, 完善机制设计将使催生作用更为持续; 优先实施改革的省级行政区的企业受益更大。进一步分析显示, 创新性配置改革协同原创性绿色科技创新更具价值。异质性分析表明, 创新性配置的催生作用更侧重于产业链末端的企业、水和能源类企业, 以及经营范围涉及产业链多阶段的企业。

关键词: 生产要素创新性配置; 新质生产力; 矿业权; 全要素生产率

中图分类号: F062.1

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2025)06-0030-14

2024年1月31日, 习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时强调, 生产要素创新性配置催生新质生产力。党的二十大报告提出“健全资源环境要素市场化配置体系”与“建设高标准市场体系”, “加大油气资源勘探开发和增储上产力度”, 要求确保“能源资源、重要产业链供应链安全”。矿业权是对各类矿产资源进行勘探和开采的资源产权要素, 其市场化配置不仅关系着国有资产的所有权收益, 更事关矿业资源相关企业的高效能发展。矿业权市场化配置改革是生产要素创新性配置的直观体现。

剖析矿业权市场化配置改革进程及其影响, 为充分研究生产要素创新性配置催生新质生产力的作用提供了现实样本。我国的矿业权自2007年《中华人民共和国物权法》颁布后正式确权, 于2011年进行创新性配置改革, 即在全国范围内建立有形市场并颁布交易规则。此次改革实现了矿业权的市场化出让和流转, 矿业权向探矿、采矿领域具有优势的矿业权使用者集中, 调整了各主体间的生产要素配置模式, 引导相关企业提高全要素生产率。新质生产力“以全要素生产率大幅提升为核心标志”, 深入动态地剖析矿业权市场化配置改革对企业全要素生产率的影响, 可以为通过持续优化经济政策工具箱改造提升传统产业, 不断提高油气、关键金属等战略性资源的供应保障能力, 提供有益参考; 也能够为以实践丰富理论, 深入学习领会习近平总书记关于发展新质生产力的重要论述精神, 创新实践

收稿日期: 2025-03-31; **修回日期:** 2025-10-15

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“能源供给侧与需求侧协同绿色低碳发展机制与实现路径研究”(21&ZD109)

作者简介: 孙传旺, 男, 福建福州人, 经济学博士, 厦门大学经济学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 能源与环境经济、数字经济, 联系邮箱: cw_sun@foxmail.com; 左旭光, 男, 安徽铜陵人, 厦门大学经济学院博士研究生, 主要研究方向: 资源与环境经济学; 朱学红, 女, 湖南长沙人, 中南大学商学院研究员、博士生导师, 主要研究方向: 企业管理、资源经济与管理、产业经济学

提供支撑。

在现有研究中，针对生产要素创新性配置影响的研究相对较少，而大多数研究的着眼点仍集中于传统要素确权活动及其影响。部分研究证实资源要素产权的确权活动直接对土地^[1]、林木^[2]、水^[3]、渔业^[4]等行业的生产经营活动发挥了积极作用，并对所在地实现经济繁荣和社会稳定产生了正面影响^[5-7]，进而推动了下游行业和要素市场的效率提升^[8-10]。也有学者认为，由于资源要素种类具有多样性特征，其在保障资源利用方面亦可能存在差异^[11-13]。此外，关于企业全要素生产率的影响因素研究更多地关注要素市场扭曲^[14]、资源投入错配^[15]，以及生产要素的投入水平，如资本要素^[16]、劳动力要素^[17,18]和技术要素^[17]的投入水平，而较少关注资源类生产要素创新性配置产生的正面作用。

因此，本文以 2011 年矿业权市场化配置改革为例，探究了生产要素创新性配置对新质生产力的催生价值。本文依托理论分析，选取 A 股相关上市公司数据，利用事件分析法，讨论了矿业权改革对矿业资源相关企业全要素生产率的影响，从核心标志角度判断此次生产要素创新性配置是否催生了新质生产力。进而，本文从新质生产力的特点和持续优化等角度分析了科技创新和绿色科技创新的影响差异，以及持续完善机制的必要性。此外，本文基于产业链阶段、资源种类、企业规模和经营范围的异质性视角，探究了该改革对不同类型传统企业孕育新质生产力作用的差异。在研究视角上，本文回应了生产要素创新性配置对催生新质生产力的作用的相关研究。以往研究通过构建反映交易市场化程度的指标，或是采用侧重理论层面的政策机制模拟，以识别生产要素配置机制变革的作用^[19,20]，本文则紧扣习近平总书记关于发展新质生产力的重要讲话精神，以矿业权市场化配置改革对矿业资源相关企业全要素生产率的影响为切入点，剖析生产要素创新性配置如何催生新质生产力，进而改造提升传统产业。在研究内容上，本文有针对性地探讨了 2011 年市场化改革和 2017 年阶段性调整的影响。现有的政策分析研究主要聚焦政策冲击所在节点的影响。矿业权市场化配置政策处在长效调整的进程之中，如果仅分析 2011 年改革当期的影响作用，并不能充分验证后续政策持续调整和市场定价机制改善的重要价值。本文采用事件研究法，通过调整时间节点，创新性地分析了 2017 年交易规则和定价机制变动的影响，从而更全面完整地展现了矿业权市场化配置这一生产要素创新性配置的演化过程与不同阶段的作用价值。

一、政策背景与理论分析

（一）政策背景

矿业权涵盖探矿权与采矿权，指权利人依法在已登记的矿区或工作区内进行矿产资源勘探与开采，获取矿产品并排除他人干涉的法定权利。目前，我国针对矿业权相关制度进行的改革基本可以分为三个阶段。第一阶段为确权阶段(1996—2009 年)。1996 年重新修订的《中华人民共和国矿产资源法》颁布，标志着中国矿业权产权的形成，该法规定了矿业权取得和流转的相关制度。2007 年，《中华人民共和国物权法》出台，矿业权的产权性质得以正式确认。中央于 1998—2009 年出台了一系列矿业权相关制度，在产权确权的规范性层面不断规范着矿业权产权建设、发展及管理相关制度。2010 年，我国开展了第二阶段的制度设计。在此阶段，从国家层面发布了矿业权市场化配置试行规则，推动全国建立规范化的有形交易市场。随着制度体系的完善，矿产资源的出让与转让机制逐步成熟，各类市场主体依法公开参与竞争。2012 年至今为第三阶段，是矿业权市场化配置制度完善与方向调整的阶段。在这一阶段，国家逐步调整矿业权市场化交易规则，改革的重点由交易制度规范转向出让收益调整，即由收取政府规定的一次性价款转向以市场化手段确定矿业权出让收益。从整体上来看，矿

业权市场化配置改革由地方自发探索转向了中央统一规范,并继续处于调整状态。研究矿业权市场化交易进程对全要素生产率的作用,对于充分理解新的生产力理论、积极培育和发展新质生产力具有重要价值。

(二) 理论分析

高效合理的生产要素配置结构深刻影响着新质生产力^[21]。生产要素创新性配置要求生产要素和配置方式双重变革,以匹配新质生产力的发展。具体而言,要通过创新配置方式推动各类生产要素的合理高效利用,并实现先进生产要素向新质生产力主体的顺畅流动^[22]。这一配置过程突出创新驱动性和协调统一性,追求生产要素和配置方式的双重调整,要求在全国范围内实现生产要素顺利流向新质生产力的发展方向^[23]。

矿业权市场化配置兼具上述两种特性。在创新驱动性方面,该配置方式改革要求采用市场交易方式,实现自然资源产权流转至效率更高的企业。传统的要素流转主要指生产要素,而矿业权市场化交易的对象是矿业资源勘探和开采的权利,要求对产权进行交易,而不是矿产品。这对矿产品的勘探和开采提出了更高要求,也更容易在该领域催生新质生产力。此外,在我国,数据或其他资源的产权仍处于确权阶段,相关产权的市场化交易仍在起步阶段。矿业权市场化交易的制度演变将与其他资源类要素的充分流动提供先验性支持。同时,阶段性调整的规则也体现了灵活性、创新性和实用性。在协调统一性方面,该改革要求在全国范围内实施统一的交易标准与规范。相较于其他资源环境类要素市场,矿业权市场已较早地在全国范围内建立,并适时地进行了规则调整。综合而言,相较于数据要素或其他资源产权要素,矿业权市场所交易的生产要素较为新颖,配置方式演进的创新性强,当前阶段可以较好地表征生产要素的创新性配置。

新质生产力“以全要素生产率大幅提升为核心标志,特点是创新”^[24]。而全要素生产率的提升将为新质生产力的形成和发展创造条件^[25]。“新质生产力本身就是绿色生产力”,生产要素创新性配置对新质生产力的促进效能体现在全要素生产率的大幅提高上,也体现在绿色创新的协同效应上。若矿业权市场化配置大幅提高了全要素生产率,绿色科技创新呈现出显著的调节作用,就可以验证习近平总书记关于生产要素创新性配置催生新质生产力的关键论断。因此,矿业权市场化配置对全要素生产率的影响状况将直观地表征生产要素创新性配置对催生新质生产力的重要价值。

二、研究设计与数据来源

(一) 研究设计

1. 模型构建

为具体估计生产要素创新性配置对新质生产力的催生价值,本文基于核心标志视角,使用事件研究法^[26,27],构建了实证模型。此次要素创新性配置在全国层面统一进行,而部分地方在改革前已自发地开展交易,因此难以识别其影响的明确时间。事件研究法可以较好地拟合出改革前后因变量与事前趋势的偏离状况^[28,29]。此外,该方法可分析全要素生产率受影响的长期变化,从而判断其是否出现了“大幅提升”,以此规避使用其他方法核算新质生产力在选取指标时可能存在的主观性问题^[28]。本文首先采用非参数方法估计了改革前三年及改革后三年的年份系数,该模型的基本形式如式(1)所示:

$$Y_{i,t} = \sum_{k \geq -3, k \neq 0}^3 \mu_k + \beta X_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Y_{i,t}$ 表示被解释变量,为矿业资源相关企业的全要素生产率;系数 α_i 和 λ_t 分别表示公司和年份层面的固定效应。该模型的关键系数为所有的 μ_k ,也就是与被删除的关键事件年份系数 μ_0 相独

立的系数^①，它表征了因变量在各时点的状况。 $X_{i,t}$ 表示各控制变量，同时考虑了是否排除控制变量后的结果。

同时，若将 $\mu_{k>0}$ 解释为生产要素创新性配置的冲击效应，则要求各 $\mu_{k>0}$ 的值呈现出与其他 μ_k 的值相异的趋势，否则 $\mu_{k>0}$ 仍是事前趋势的延续，即改革并未产生显著影响。因此，本文在式(1)中增加了事前线性趋势 δt ，以判断其是否存在，具体见式(2)：

$$Y_{i,t} = \sum_{k \geq 0}^3 \mu_k + \delta t + \beta X_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

(2)

在之后的事件研究中，事前线性趋势项 δt 的值将表示全要素生产率变动的事前趋势。此时，式(2)中的 μ_k 表示改革实施后的影响与事前趋势的差异状况。若改革不存在显著作用，则式(2)中的 μ_k 与改革前的事前趋势项之间将不存在显著差异。

2. 变量选取

基于 OP 法和 LP 法^[30]，本文测度了中国矿业相关产业 A 股上市公司的企业全要素生产率(total factor productivity, TFP)。参考前人的变量设计^[31, 32]，并基于前述主要变量分析和模型构建，本文选取了企业层面所需要的各项变量，变量设定如表 2 所示。

表 2 变量设定

变量类型	标签	变量名	变量定义
因变量	T_{OP}	全要素生产率	OP 法计算
	T_{LP}		LP 法计算
控制变量	S_1	企业规模	年总资产的自然对数
	L	资产负债率	年末总负债除以年末总资产
	R	总资产收益率	净利润/总资产平均余额
	T_Q	托宾 Q 值	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	S_2	企业性质	国有控股企业取值为 1，其他为 0
	F	公司成立年限	$\ln(\text{当年年份}-\text{公司成立年份}+1)$

(二) 数据来源

由于 2007 年矿业权才正式得以确权，结合模型设计需要，本文选取 2008 年之前上市的矿业资源全产业链 A 股上市公司作为研究样本，基准回归所需考察的年份系数区间为 2008—2014 年^②，而改革方向调整的影响部分考察的年份系数区间为 2014—2019 年。数据来源于万得数据库(WIND)A 股上市公司数据库。表 3 展示了描述性统计的结果。

表 3 样本描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
T_{OP}	7 500	12.088 5	0.836 2	6.298 9	16.806 9
T_{LP}	7 500	12.552 4	0.872 2	6.736 2	16.943 0
S_1	7 502	22.428 8	1.497 8	16.116 7	28.636 5
L	7 502	0.589 0	1.633 5	9.007 1	96.959 3
R	7 503	0.027 4	0.346 1	-14.586 0	20.787 6
T_Q	7 304	2.041 8	3.426 3	0.152 8	122.189 5
S_2	7 503	0.617 0	0.486 2	0.000 0	1.000 0
F	7 503	2.835 0	0.353 8	0.693 1	3.737 7

基于证券业所属行业代码,根据主要业务范围,本文区分了企业资源种类异质性和产业链异质性^③。特别需要说明的是,以地下水为代表的水资源属于规定的矿产资源,其勘探和开采属于矿业权的管辖范围,砂石等其他非金属矿产也属于矿业权的管辖范围^④。

三、实证检验

(一) 基准分析

本文先基于式(1)的非参数方法估计事件时间 μ_k (k 为-3至3的整数)的值,进而采用式(2)估计改革前的事前趋势 δt ,以描述市场化配置改革前矿业资源相关企业全要素生产率的变化状况;将两者叠加,生成描述改革影响作用的图1。通过判断这些企业全要素生产率变动的长期趋势,本文将明晰生产要素创新性配置对新质生产力的催生作用。

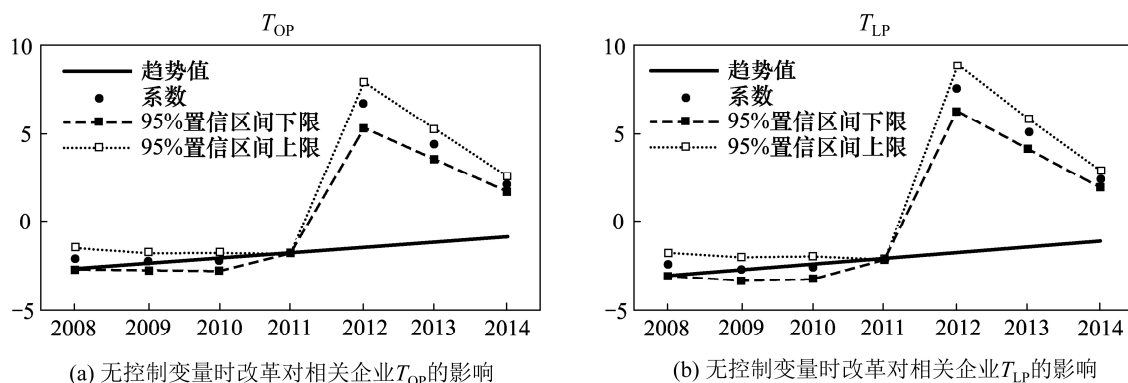


图1 未考虑控制变量时改革的影响^⑤

根据图1可知,改革前各 μ_k ($k < 0$)均在95%的水平上显著小于0,事前线性趋势 δt (由其斜率表示)小于1。依照改革前变动趋势,改革前各 μ_k ($k < 0$)的值虽然缓慢变大,但在研究区间内小于0,且改革后各 μ_k ($k > 0$)的值均在95%的水平上显著大于0。这表明,矿业权市场化配置改革在2011年后使相关企业全要素生产率的变动状况脱离了既定的线性趋势。因此,没有控制变量时,该改革显著提高了全要素生产率,该影响持续存在,但增幅呈下降态势。

表4提供了在不考虑控制变量且 $k > 0$ 的条件下,式(1)和(2)中 μ_k 和 δt 的值。表4列(1)和列(3)显示了通过式(1)所估计的矿业权市场化配置改革对相关企业全要素生产率的影响,即式(1)中的 μ_k ;而列(2)和列(4)则为通过式(2)所估计的各年份系数与前定线性趋势项差 μ_k ,以及事前趋势项 δt 。列(1)和列(3)显示,各 μ_k 显著正向影响了全要素生产率,其系数值在99%的水平上显著,但均从2012年的7左右下降至2014年的2左右。列(2)和列(4)显示,改革前的全要素生产率均存在显著的事前趋势 δt ,其系数值均在0.3左右,且均在99%的水平上显著;式(2)中的 μ_k 仍正向影响了全要素生产率,其系数值在99%的水平上显著,但均从2012年的8左右下降至2014年的3左右。上述结果表明,改革后的第一年,相较于改革前,相关企业的全要素生产率大幅上升,且显著异于原有的线性趋势项。而在改革后的2至3年,相关企业的全要素生产率的上升势头持续回落。图2和表5则呈现了考虑控制变量后的结果:除数值有所减小外, μ_k 和 δt 的变动趋势和显著性仍与未考虑控制变量时的结果相同。这再次验证了改革对相关企业全要素生产率的显著影响及其变动状况。

本节验证了“生产要素的创新性配置催生新质生产力”。其具体表现为,在考虑控制变量前后,矿业权市场化配置均促进了矿业资源相关企业全要素生产率的大幅提升。矿业资源相关企业依托规范

表4 未考虑控制变量时改革的影响

变量	T_{OP}		T_{LP}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非参数估计	参数估计	非参数估计	参数估计
第一年效应(μ_1)	6.627*** (0.651)	7.587*** (0.748)	7.539*** (0.661)	8.654*** (0.760)
第二年效应(μ_2)	4.361*** (0.439)	5.001*** (0.503)	4.979*** (0.442)	5.723*** (0.508)
第三年效应(μ_3)	2.138*** (0.231)	2.458*** (0.262)	2.453*** (0.223)	2.825*** (0.256)
前定趋势项(δt)		0.320*** (0.043)		0.372*** (0.046)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.817 0	0.817 1	0.836 0	0.836 0
样本量	4 994	4 994	4 994	4 994

注：P 值在 10%、5%和 1%的水平分别被表示为*、**和***，括号内为稳健标准误。

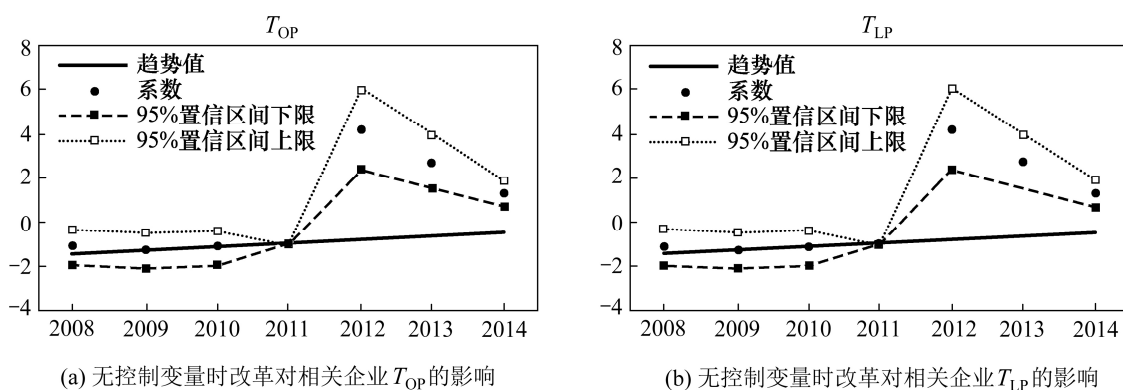


图2 考虑控制变量后改革的影响

表5 考虑控制变量后改革的影响

变量	T_{OP}		T_{LP}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非参数估计	参数估计	非参数估计	参数估计
第一年效应(μ_1)	4.196*** (0.917)	4.684*** (1.054)	4.199*** (0.931)	4.692*** (1.071)
第二年效应(μ_2)	2.733*** (0.613)	3.058*** (0.705)	2.743*** (0.623)	3.072*** (0.716)
第三年效应(μ_3)	1.328*** (0.308)	1.490*** (0.354)	1.338*** (0.311)	1.502*** (0.358)
前定趋势项(δt)		0.162*** (0.059)		0.164*** (0.060)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.851 3	0.851 3	0.872 5	0.872 5
样本量	4 853	4 853	4 853	4 853

注：同表4。

化矿业权交易市场,能够积极灵活地配置矿业权这一生产要素,使之更好地服务于培育新质生产力的进程,表现为全要素生产率的大幅提升。此外,由于该改革着重关注矿业权出让(转让)的规范性问题,对使用费无明确规定,从而使得此次改革与矿业权所对应矿产品的未来收益的关联性较弱,其影响也逐渐减弱。

(二) 内生性检验

1. 分组检验

矿业权创新性配置的具体过程是,部分地方结合自身实际情况提出具体措施,经当时的国土资源部批准,自下而上先行实施。而全国性的市场秩序普遍建立是从2010年要求各地建立矿业权有形市场开始的,到2011年年底交易规则颁布后才基本完成。因此,在2010年前成立矿业权有形市场的省份,其改革进程是由当地经济发展需要推动的,具有一定的内生性质;对于2010年后由中央要求建立矿业权有形市场的省份而言,该政策影响的外生性则更强。因此,本文以企业所在省份是否在2010年前开设矿业权有形市场为标准,将样本公司区分为两组^⑥。

依据式(1)和式(2),对上述两组进行回归,回归结果如图3所示。图3的子图(c)和(d)表示对2010年前所在省份设置了矿业权有形市场的企业样本组进行分析的结果。对于在国家宣布进行改革后才设置矿业权交易有形市场的省份的企业,图3的子图(a)和(b)展示了与图1和图2相似的趋势。而图3的子图(c)和(d)中的系数虽然与子图(a)和(b)中的系数相似,但前定趋势项在置信区间的下限上方,说明改革的影响并不显著。分组检验的结果说明矿业资源相关企业全要素生产率的变动事实上受中国矿业权市场化配置政策的影响,不能拒绝相关政策冲击存在外生性作用的假设。

2. 共同趋势检验

若上述两组企业在改革前存在共同的趋势,但在改革后出现了分野,就能证明两组企业因改革而出现了全要素生产率的差异,该情况也可表明改革进程对实验组的影响是外生的。本文构建了模型(3):

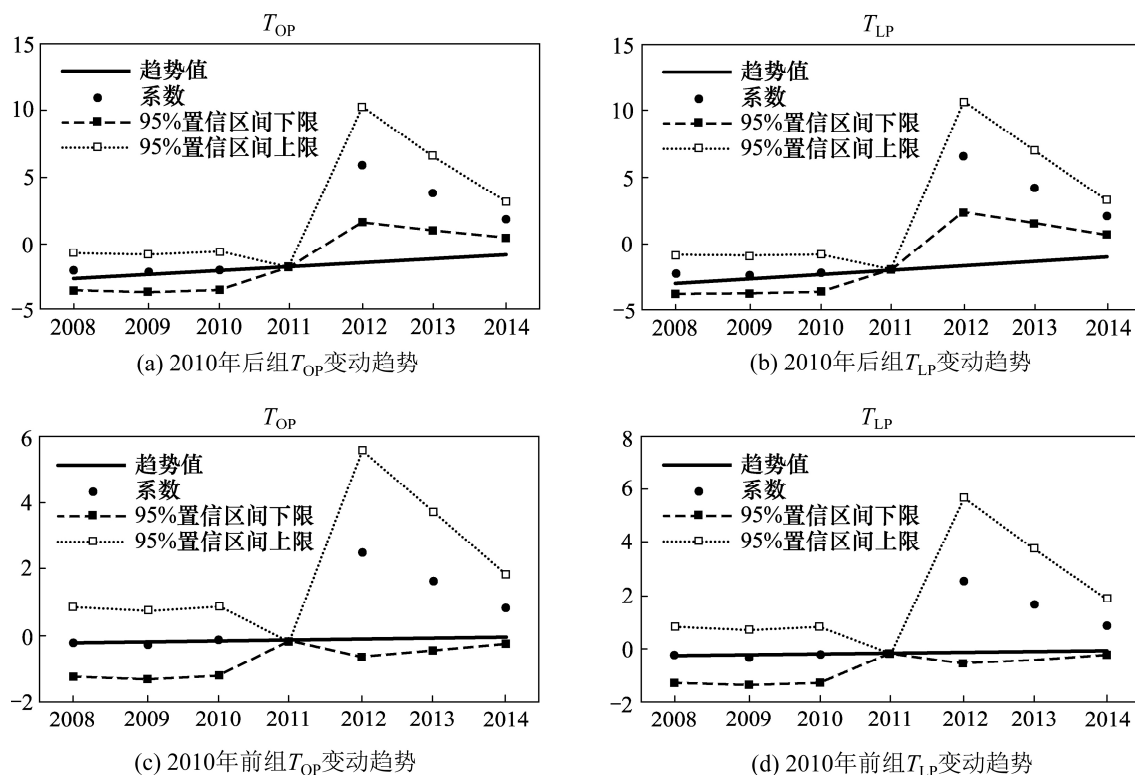


图3 分组检验结果图

$$Y_{i,t} = MP \sum_{k \geq -3, k \neq 0}^3 \mu_k + \beta X_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

(3)

其中， MP 代表是否因国家要求而进行矿业权市场化配置改革的省份，若企业所在省份在 2010 年后建立了矿业权有形市场， MP 则为 1，否则为 0，其他指标均相同。 MP 和 μ_k 的交互项表示按照国家要求进行改革的省份的企业所受到的改革冲击效应。如果 $MP \times \sum_{k \geq -3}^{-1} \mu_k$ 接近 0 且显著，则改革前两组存在共同趋势。式(3)的估计结果如表 6 所示。

表 6 显示，改革前两组间并不存在显著差异，但应国家要求进行改革后，相较于另一组，2010 年后建立了矿业权有形市场的省份的企业组的全要素生产率出现了显著差异。上述内生性检验的结果均说明，矿业权市场化配置改革的政策冲击具有外生性。

值得注意的是，改革后，应国家要求进行改革的省份的企业组的全要素生产率要显著低于另一组。这表明矿业权市场化配置改革虽然会促进相关企业全要素生产率的提高，但相较于改革源自内生要求的省份的企业来说，其全要素生产率变动反而较弱。较早实施改革省份的企业能更好地适应生产要素创新性配置的客观要求，可以在改革后占据先发优势，更有助于培育和发展新质生产力。此外，本文还采用了双重差分检验，检验结果也进一步验证了基准分析和共同趋势检验的结果。

表 6 共同趋势检验				
变量	OP		LP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非参数估计	参数估计	非参数估计	参数估计
2010 年后组×改革前三年($MP \times \mu_{-3}$)	-0.023 (0.050)		-0.020 (0.049)	
2010 年后组×改革前二年($MP \times \mu_{-2}$)	-0.016 (0.045)		-0.015 (0.043)	
2010 年后组×改革前一年($MP \times \mu_{-1}$)	-0.023 (0.041)		-0.023 (0.040)	
2010 年后组×改革后一年($MP \times \mu_1$)	-0.122*** (0.040)	-0.111*** (0.035)	-0.118*** (0.039)	-0.108*** (0.034)
2010 年后组×改革后二年($MP \times \mu_2$)	-0.095** (0.038)	-0.080** (0.033)	-0.089** (0.037)	-0.074** (0.032)
2010 年后组×改革后三年($MP \times \mu_3$)	-0.030 (0.041)	-0.014 (0.036)	-0.025 (0.040)	-0.010 (0.035)
前定趋势项(δt)		-1.399*** (0.306)		-1.400*** (0.312)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.851	0.852	0.872	0.873
样本量	4 853	4 853	4 853	4 853

注：同表 4。

综合内生性检验的结果，本文充分验证了矿业权市场化配置改革这一生产要素创新性配置行为所产生的影响的外生性。同时，本文发现率先适应改革的企业的全要素生产率水平的提升幅度更大，这也进一步验证了生产要素创新性配置对新质生产力的催生价值。

(三) 进一步分析

1. 科技创新的调节作用

新质生产力的“特点是创新”，新质生产力也是绿色生产力。技术创新对矿业资源相关企业也存在重大影响^[33, 34]。为明确科技创新在生产要素催生新质生产力过程中发挥的调节作用，本文构建分析模型(4)和(5)：

$$Y_{i,t} = \sum_{k \geq -3, k \neq 0}^3 \mu_k \times patent_{i,t} + \beta X_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

(4)

$$Y_{i,t} = \sum_{k \geq 0}^3 \mu_k \times patent_{i,t} + \delta t + \beta X_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

(5)

其中， $patent_{i,t-1}$ 代表相关企业滞后一期的绿色技术创新水平，其他变量含义不变。由于新质生产力强调原创性科技创新，新质生产力本身就是绿色生产力，本文选择用绿色发明专利授权量和授权的绿色发明专利累计引用量作为衡量指标^[35]，探讨高水平绿色科技创新的调节作用。

表 7 显示了对式(4)和式(5)的估计结果。表中各列显示，各年份效应与绿色发明专利授权量和引用量的交互项对企业全要素生产率产生了显著的促进作用。这充分证明了高质量绿色科技创新的重要性，进一步验证了“新质生产力特点是创新”“新质生产力本身就是绿色生产力”等重要论断。上述结果充分说明，绿色科技创新可助力生产要素创新性配置，催生新质生产力，矿业资源相关行业的改造提升离不开生产要素的创新性配置和绿色科技创新的充分参与。

表 7 技术创新水平的调节作用

变量	T_{OP}		T_{LP}		T_{OP}		T_{LP}	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	非参数估计	参数估计	非参数估计	参数估计	非参数估计	参数估计	非参数估计	参数估计
第一年效应*	0.002***	0.003***	0.002***	0.003***	0.001**	0.001***	0.001**	0.001***
绿色专利	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
第二年效应*	0.001*	0.001***	0.001*	0.001***	0.001**	0.000***	0.001**	0.001***
绿色专利	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
第三年效应*	0.001**	0.001***	0.001**	0.001***	0.000*	0.000***	0.000*	0.000***
绿色专利	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
前定趋势项		-1.457*** (0.324)		-1.475*** (0.332)		-0.008 (0.006)		-0.010* (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
是否是绿色专利引用量	否	否	否	否	是	是	是	是
样本量	4 805	4 805	4 805	4 805	4 851	4 851	4 851	4 851
R^2	0.851	0.852	0.872	0.873	0.842	0.842	0.864	0.864

注：同表 4。

2. 出让机制的创新性调整

发展新质生产力，必须持续优化支持绿色低碳发展的经济政策工具箱，建立高标准市场体系。2017

年，《矿业权交易规则》正式颁布。同时，矿业权流转的政府收益由价款调整为出让收益。这些举措意味着中国矿业权市场化配置改革的方向由明确交易规范转向调整收益机制。为了验证上述举措的必要性和影响的持续性，本文基于2014—2019年上市公司的数据，进一步厘清了2017年的改革方向调整对矿业资源相关企业全要素生产率的影响^⑦。

图4显示了估计的图像结果。图像显示，持续优化矿业权创新性配置后，两种方法计算出的全要素生产率均显著异于事前趋势，显著抬升后又趋向平缓。这说明改革方向调整对相关企业的全要素生产率产生了正向影响，且作用不断增强。生产要素创新性配置不仅要明确产权收益的所有者，而且要充分利用市场价格信号机制，从而长效激活生产要素创新性配置对发展新质生产力的催生作用。

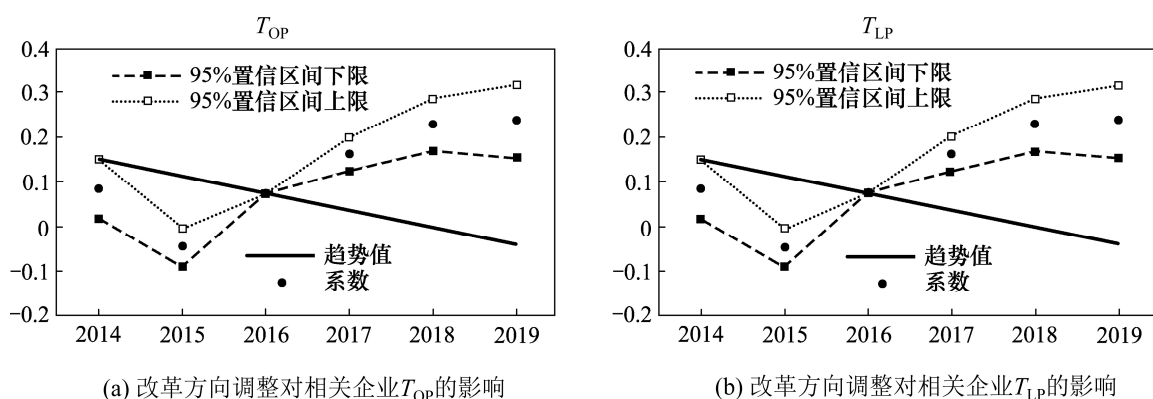


图4 改革方向调整的影响作用

四、异质性分析

(一) 产业链异质性分析

要围绕发展新质生产力布局产业链，应明确位于何种产业链阶段的企业更能发挥出生产要素创新性配置的催生价值。基于企业所处的不同行业，本文分析了矿业权市场化配置改革对处于不同产业链阶段的企业的全要素生产率的影响。本文考虑了改革对采矿、粗加工和精细加工企业的全要素生产率的影响^⑧。从时间维度看，在采矿阶段，全要素生产率受影响的持续时间最短；在下游的粗加工与精细加工阶段，影响持续时间更长。在强度方面，改革对采矿阶段企业的影响效应显著减弱、强度不足；而对下游加工阶段企业的影响效应强度虽有下降，但降幅与主效应相近。总体而言，改革影响的持续时间和强度随产业链向下游延伸而延长和增强。尽管改革针对的是采矿业，但实际影响最显著的反而是下游的精细加工企业。上述结果反映出，采矿企业受市场化改革的冲击并不持续，对发展新质生产力的需求相对不敏感。而矿业资源粗加工企业属于类垄断性企业，其成本直接受上游矿业权定价的影响，比采矿企业更愿意参与矿业权市场竞争，整合生产要素以发展新质生产力。在精细加工阶段，企业直接参与市场竞争，对发展新质生产力的需求更为迫切，因而其受到的生产要素创新型配置的影响最为明显。

(二) 资源种类异质性分析

矿业资源相关行业要发展新质生产力，提升产业链、供应链的韧性和安全水平，必须考虑所依赖资源种类的禀赋条件。基于资源种类的异质性，本文分析了矿业权市场化配置改革对不同资源种类企业全要素生产率的影响。本文估计了水和能源、金属资源和其他非金属资源企业的全要素生产率受改革的影响：水和能源企业受到改革的显著影响，且明显偏离既定趋势；金属资源企业的全要素生产率

受改革影响不显著,且偏离效应不显著;其他非金属企业受改革的弱显著影响,但偏离效应不显著。水和能源企业的全要素生产率受改革影响的作用始终显著;金属资源企业受矿业资源相关企业自身禀赋的显著影响;其他非金属资源企业受市场秩序影响更明显。三者的作用时长和强度各不相同。

(三) 企业规模异质性分析

矿业权的创新性配置要求其在不同规模的矿业资源企业间合理流转,以满足企业催生新质生产力的要求。参考前人的思路^[36],通过区分企业规模,本文将样本公司划分为大型企业和中小型企业,进一步分析了企业规模的异质性特征。为了方便比较组间差异,通过构建年份系数 μ_k 和企业规模分组变量的交乘项,剖析了矿业权市场化配置改革对矿业资源相关企业的影响是否因企业规模而产生显著差异。结果显示,矿业权市场化配置对矿业资源相关企业的影响不因企业规模的异质性而产生显著差异。矿业权创新性配置的催生作用对各类规模企业的影响是一致的。

(四) 经营范围异质性分析

矿业资源产业链具有复杂性,仅生产经营矿业资源单一产业链阶段相关产品并不能满足企业的赢利需求,矿业资源相关企业也在不断开拓其主营范围之外的产业链上下游市场,以方便生产要素自由流动和培育新质生产力。通过区分企业经营范围是否跨越产业链的不同阶段^⑨,本文分析了矿业权市场化配置改革对这两组企业的影响状况及持续性差异,以此更好地识别生产要素创新性配置的作用。检验结果显示,在改革后的第一年,矿业权市场化配置改革对经营范围涉及多个产业链阶段的企业的生产要素生产率产生的影响显著更强,但后续并不再存在显著差异。这说明经营范围涉及多个产业链阶段的企业较早地利用了矿业权市场传递的价格信号,并努力协调自身成本和产品结构,培育了新的生产力。

五、结论与建议

持续促进生产要素创新性配置是催生新质生产力的客观要求。健全完善矿业权产权市场化配置,既能创新生产要素配置方式,也是更好催生中国矿业资源相关企业新质生产力的有力保障。以矿业权市场化配置的改革为例,本文通过构建理论和实证模型,重点评估了生产要素创新性配置对催生矿业资源相关企业新质生产力的影响作用。本文发现:矿业权市场化配置改革正向显著作用于矿业资源相关企业的全要素生产率,但从长期来看,其作用有所回落;率先进行改革的省份的企业将主动培育新质生产力。进一步分析显示:绿色发明专利产生了显著的正向调节作用;持续优化矿业权市场化交易机制,也将产生更为长效的作用。异质性分析表明:精细加工企业受生产要素创新性配置催生新质生产力的作用突出;水和能源企业受到的影响最为显著;该改革的影响不因企业规模的异质性而存在差异;经营范围涉及多个产业链阶段的企业则受益更多。

基于本文的研究结论,针对资源要素产权市场化配置改革的进程,本文提出如下政策建议。

(1) 创新先进优质生产要素的配置方式,需要重视市场交易制度建设的持续性,以及收益机制的竞争性和长效性。要坚持通过市场价格信号,充分考虑相关要素使用收益的长期特征,推动实现资源要素产权的市场化定价与交易的长效竞争,使产权使用者明确其资产价值的长期回报状况与要素投入水平,从而更好地促进不同行业的新质生产力的长效提升。

(2) 鼓励有意愿的地区先行先试,推动传统行业加强原创性绿色科技创新。应妥善应对地方自发的生产要素创新性配置行为,以合理设计出让收益机制为重心,积极总结经验,以创新并持续优化配置方式,培育原创性的绿色技术创新,为在更大范围内培育新质生产力提供优渥土壤,促进传统行业企业的全要素生产率大幅提升。

(3) 引导矿业初级产品生产企业重视产权市场价格信号, 延长生产链条, 依托产权市场培育新的生产力。鼓励采矿等阶段的企业依靠矿业权出让收益再次调整的现实条件, 基于矿业权市场的价格信号调整定价措施, 激发其培育新质生产力以实现全要素生产率跃升的主观意愿; 鼓励企业充分开发、吸收、利用各类新质生产力, 提高矿产品勘探和开采能力, 开发、吸收复杂精细的矿业资源产品加工工艺, 努力形成规模生产和跨产业链生产。

(4) 充分考虑不同资源要素收益的长期状况, 实施具有差异性和更为灵活的产权定价机制。要充分衡量不同资源要素的长短期收益状况, 设计有竞争性的出让机制, 保障各种规模的市场主体充分参与市场竞争, 以价格手段为切入点, 构建长期有效的资源要素产权市场, 活化产权配置, 便利产业链下游的价格信号传导, 助力相关企业的全要素生产率持续提升。

注释:

- ① 2011 年, 全国范围内矿业权市场化交易的有形市场产生, 交易规则初步形成。《国土资源部关于印发〈矿业权交易规则(试行)〉的通知》的发布时间为 2011 年 12 月 31 日, 正式执行该规则的时间为 2012 年 3 月 1 日。因此, 本文将比较年份设置为政策执行年, 即政策第零年 2011 年。
- ② 由于样本中不存在对照组以及本文区间设计的现实要求, 基准回归及相关小节中舍弃了一个年份系数变量, 以规避其他可能存在的共线性约束。
- ③ 限于篇幅, 分类情况留存备案。
- ④ 相关规定见 2006 年国土资源部《关于进一步规范矿业权出让管理的通知》(国土资发〔2006〕12 号), 该规定现已废止。
- ⑤ 图 1 中横轴代表年份, 纵轴代表 μ_k 系数值。 μ_k 的系数值由实心点“系数”代表, 其中 k 代表-3 至 3 的整数, 分别对应横轴上的 2008—2014 等年份; 线性趋势 δt 由实线“趋势值”代表, 对其水平进行了调整, 以符合非参数估计; μ_0 由 μ_{-3} 经线性趋势 δt 系数处理而得出, 其公式为 $\mu_0 = \mu_{-3} + \delta t \times 3$ 。图中也展示了 μ_k 系数值的 95% 置信区间的上限和下限, 分别由对应的虚线代表。子图(a)显示的是对因变量为 OP 法计算出的全要素生产率(T_{OP})进行估计的结果; 子图(b)显示的是对因变量为 LP 法计算出的全要素生产率(T_{LP})进行估计的结果。以下图像中各模块所表示的含义与图 1 相同。
- ⑥ 本文依据公开的新闻报道及政府部门官方网站信息, 人工整理出 2010 年前设立矿业权有形市场的省级行政区, 具体包括河北、山西、内蒙古、辽宁、江西、湖南、海南、贵州、云南、甘肃和西藏。公开新闻报道的统计信息来源于: <http://www.chinamagnesium.org/index.php?v=show&cid=81&id=9490>。
- ⑦ 此处将基期设置为改革方向调整的前一年, 即 2016 年; 由此估计事前趋势, 并讨论 2017—2019 年相关企业全要素生产率的变动状况。
- ⑧ 由于废弃物处理阶段的企业较少, 因此本文对其不做考虑和分析。由于篇幅所限, 异质性分析的图像和数值等留存备案。
- ⑨ 通过识别矿业资源相关企业的主营产品类型和主营产品名称的数目是否超过 1, 本文初步区分了企业经营范围的异质性; 通过人工核对主营产品类型超过 1 类的企业的主营产品名称情况, 最终得到了经营范围异质性的分组变量。若企业经营范围涉及产业链的不同阶段, 则分组变量取值为 1, 否则为 0。

参考文献:

- [1] 程令国, 张晔, 刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J]. 管理世界, 2016, 32(1): 88—98.
- [2] LISCOW Z D. Do property rights promote investment but cause deforestation? Quasi-experimental evidence from Nicaragua[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2013, 65(2): 241—261.
- [3] BROWNE O R, JI X J. The economic value of clarifying property rights: Evidence from water in Idaho's snake river basin[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2023, 119: 102799.
- [4] FOX K J, GRAFTON R Q, KIRKLEY J, et al. Property rights in a fishery: Regulatory change and firm performance[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46(1): 156—177.
- [5] ARAGÓN F M. Do better property rights improve local income?: Evidence from First Nations' treaties[J]. Journal of

- Development Economics, 2015, 116: 43–56.
- [6] CASTAÑEDA DOWER P, PFUTZE T. Land titles and violent conflict in rural Mexico[J]. Journal of Development Economics, 2020, 144: 102431.
- [7] DE JANVRY A, EMERICK K, GONZALEZ-NAVARRO M, et al. Delinking land rights from land use: Certification and migration in Mexico[J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3125–3149.
- [8] BU D, LIAO Y. Land property rights and rural enterprise growth: Evidence from land titling reform in China[J]. Journal of Development Economics, 2022, 157: 102853.
- [9] MONTERO E. Cooperative property rights and development: Evidence from land reform in el Salvador[J]. Journal of Political Economy, 2022, 130(1): 48–93.
- [10] 李宁, 何文剑, 仇童伟, 等. 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效[J]. 管理世界, 2017, 33(3): 44–62.
- [11] AYRES A B, EDWARDS E C, LIBECAP G D. How transaction costs obstruct collective action: The case of California's groundwater[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 91: 46–65.
- [12] GRAINGER C A, COSTELLO C J. Capitalizing property rights insecurity in natural resource assets[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2014, 67(2): 224–240.
- [13] RICO-STRAFFON J, WANG Z H, PANLASIGUI S, et al. Forest concessions and eco-certifications in the Peruvian Amazon: Deforestation impacts of logging rights and logging restrictions[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2023, 118: 102780.
- [14] 盖庆恩, 朱喜, 程名望, 等. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015, 50(5): 61–75.
- [15] 文东伟. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊), 2019, 19(2): 617–638.
- [16] LIANG Y. Impact of financial development on outsourcing and aggregate productivity[J]. Journal of Development Economics, 2022, 154: 102770.
- [17] ABEBE G, MCMILLAN M, SERAFINELLI M. Foreign direct investment and knowledge diffusion in poor locations[J]. Journal of Development Economics, 2022, 158: 102926.
- [18] IMBERT C, SEROR M, ZHANG Y F, et al. Migrants and firms: evidence from China[J]. American Economic Review, 2022, 112(6): 1885–1914.
- [19] 盖庆恩, 李承政, 张无垠, 等. 从小农户经营到规模经营: 土地流转与农业生产效率[J]. 经济研究, 2023, 58(5): 135–152.
- [20] 徐升艳, 陈杰, 赵刚. 土地出让市场化如何促进经济增长[J]. 中国工业经济, 2018(3): 44–61.
- [21] 张永刚. 基于新质生产力的生产要素创新和优化配置[J]. 学术界, 2024(5): 87–94.
- [22] 范欣, 宋晓雨. 生产要素创新性配置赋能新质生产力发展的作用机理与实现路径[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2025(2): 120–135, 207.
- [23] 冯果, 吕佳欣. 生产要素创新性配置的内在机理与法治进路[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2025, 78(2): 16–27.
- [24] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J]. 环境与可持续发展, 2024, 49(4): 4–6.
- [25] 任保平. 生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 12–19.
- [26] CHEN S, LAN X H. Tractor vs. animal: Rural reforms and technology adoption in China[J]. Journal of Development Economics, 2020, 147: 102536.
- [27] DOBKIN C, FINKELSTEIN A, KLUENDER R, et al. The economic consequences of hospital admissions[J]. The American Economic Review, 2018, 102(2): 308–352.
- [28] 宋佳, 张金昌, 潘艺. ESG 发展对企业新质生产力影响的研究: 来自中国 A 股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 1–11.
- [29] 张子尧, 黄炜. 事件研究法的实现、问题和拓展[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 71–92.
- [30] 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, 12(2): 541–558.
- [31] 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.
- [32] XUE S Y, ZHANG B H, ZHAO X F. Brain drain: The impact of air pollution on firm performance[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2021, 110: 102546.

- [33] 邵留国, 李漪瑶, 蓝婷婷. 伴生机制下中国镓资源可持续供给和铝减排协同发展路径研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2025, 31(3):138–153.
- [34] 孙涵, 陈璐, 成金华, 等. 技术创新对关键矿产资源可供性的动态影响仿真模拟: 以锂资源为例[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2025, 31(4): 113–127.
- [35] 毛其淋, 石步超. 通向绿色发展之路: 智能制造与企业绿色转型[J]. 世界经济, 2024, 47(9): 152–182.
- [36] 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, 57(1): 107–121.

Innovative allocation of production factors and new quality productive forces—Market-based allocation of mineral right as an example

SUN Chuanwang¹, ZUO Xuguang¹, ZHU Xuehong²

(1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: The market-based allocation of mineral rights is a vivid embodiment of the innovative allocation of production factors. Based on the perspective of core factors, and taking the 2011 reform of market-based allocation of mineral rights as the research object, this study, by employing an event study, testifies how innovative factor allocation promotes new quality productive forces. The analysis shows that innovative allocation of production factors significantly enhance new quality productive forces, as evidenced by the fact that the total factor productivity of enterprises related to mining resources has increased significantly and substantially after the reform of market allocation of mineral rights, that the improved mechanism design would make the promotion effect more sustainable, and that enterprises in provincial-level administrative regions that prioritize implementing reforms stand to benefit more significantly. Further analyses show that innovative allocation reforms are more valuable in synergizing with original green technological innovations. Heterogeneity analyses reveal that the catalytic effect of innovative allocation is more focused on firms at the end of the chain, firms of energy type and water type, and firms that operate across multiple stages of the chain.

Key words: innovative allocation of production factors; new quality productive forces; mineral rights; total factor productivity

[编辑：郑伟，刘咏丹]