

# 财政分权、数字新质生产力与经济增长质量

陈司谨

[摘要]以2002-2022年国内30个省级行政区面板数据为样本,深入探究财政分权对经济增长质量的影响及作用机制。研究发现,财政分权在整体上有利于提振地区经济增长质量。传导机制分析证实,财政分权可通过发展数字新质生产力助力经济增长质量提高。异质性检验得出,在不同地理区位、市场化程度与财政压力地区内,财政分权对经济增长质量的作用存有异质性特征。门槛效应检验发现,财政分权对经济增长质量具有非线性特征,高水平财政分权体制实施对经济增长质量提升具有突出带动作用。为此,应推进现代财政制度建设、因地制宜地制定财政分权政策、深入培植数字新质生产力,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。

[关键词]财政分权;数字新质生产力;经济增长质量;新发展理念;现代财政制度

中图分类号:F810.2

文献标识码:A

文章编号:1004-3926(2024)08-0117-13

基金项目:国家社会科学基金一般项目“新发展阶段促进共同富裕的税法保障研究”(22BFX090)、重庆市社会科学规划重大项目“促进成渝双城经济圈建设的税制协同创新研究”(2023ZDSC06)阶段性成果。

作者简介:陈司谨,西南政法大学商学院副教授,博士,研究方向:财政学,审计学。重庆 401120

## 一、引言与文献综述

党的十九大报告明确指出,我国经济发展已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。党的二十大报告强调,“推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。”为达成这一目标,实现资源配置效率的优化,不仅要求供需结构合理调整,更需地方政府间财政体系协调维系。在当前国际形势复杂多变的关键节点,贯彻新发展理念,加强区域间协作与配合,深化供给侧结构性改革,是提升经济增长质量的必由之路,高度契合我国“五位一体”总体战略布局。

尽管影响经济增长质量要素繁多,但中国式财政分权体制是其中关键一环。财政分权不仅直接影响地方经济发展,更在要素配置、产业结构、生产力演进等方面对地区经济增长质量产生深远影响(郭卫军等,2023)<sup>[1]</sup>。国务院办公厅关于印发《知识产权领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案》的通知中指出,借助财政分权优势加强组织领导、落实支出责任、推动省以下改革,逐渐夯实财政分权对经济增长的底层基础。财政分权与垂直化政治治理体系相互融合,为地方政府提供了财政与政治双重激励,激励地方政府采用多样化策略加速经济结构改革,促进经济

增长质量提升。具体而言,在传统治理框架下,以达到考核目标,地方政府更倾向于选择短期见效的投资项目以完成政绩目标,这导致财政支出结构倾向于“重建设、轻民生”(王秋石等,2023)<sup>[2]</sup>。而在我国财政分权体制下,地方政府在资源配置中拥有较大自主权,可强化区域内资源配置,深化产业结构转型升级,驱动经济增长质量提升(龚斌磊等,2023)<sup>[3]</sup>。尤其是地方政府在财政分权治理架构下,通过财政支出策略,如招商引资和税收优惠等,吸引创新人才和资本,以创新驱动强化经济增长质量。

在产业革命与科技革命双轮驱动下,科技创新与产业发展融合路径日渐强化,塑造新质生产力成为科技进步、未来产业发展以及经济增长质量提升的关键所在。中央经济工作会议指出,“要以科技创新推动产业创新,特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生产力。”习近平总书记2023年9月在黑龙江考察时强调,“积极培育未来产业,加快形成新质生产力,增强发展新动能”新质生产力以发挥战略科技力量,强化技术供给,逐步优化产业支撑体系,加速产业结构与经济结构转型,为经济增长质量提高奠定基础。特别是以数字化技术为基础的

数字新质生产力围绕“技术创新—前瞻识别—成果转化”思路,强调高水平数字技术嵌入产业内部,推动传统产业转型升级、科创成果落地转换与优质资源整合应用,筑牢经济增长根基。

现有研究分别就财政分权与经济发展、新质生产力与经济发展两两关系展开探究。就财政分权与经济发展而言,陈黎明等(2024)经由中介效应与空间计量模型检验证实,财政分权可促进经济绿色转型,地方政府行为在该作用关系中具有中介机制;<sup>[4]</sup>韩振等(2023)研究得出,当财政分权处于较高水平时,数字经济对经济高质量发展的作用呈现边际效应递增特征;<sup>[5]</sup>郭然等(2022)采用2003~2017年中国省际面板数据实证得出,财政分权是影响环境规制与经济高质量发展的重要因素,地方政府可通过财政政策与环境政策融合应用多元化推动经济高质量发展;<sup>[6]</sup>赵建国等(2021)实证分析发现,财政分权能够显著赋能经济发展,技术创新是其中的关键机制;<sup>[7]</sup>张腾等(2020)在深入剖析财政分权与经济增长质量的内在机理基础上,探究得出财政分权体制实施可显著强化我国经济增长质量,但该作用呈现较为明显的地区异质性。<sup>[8]</sup>就新质生产力与经济发展而言,李占平等(2024)借助固定效应模式,实证检验发现数字新质生产力对实体经济高质量发展具有积极作用,产业结构升级与技术创新扩散是其中的作用机制;<sup>[9]</sup>刘丸源等(2024)立足于新质生产力科学内涵,解析新质生产力对现代化经济体系构建的强大动力,并提出加快高水平自立自强、优化生产力布局与出台配套政策机制的实践路径;<sup>[10]</sup>王曦(2024)结合2012—2022年我国30个省份的面板数据,检验发现数字新质生产力能够显著促进经济高质量发展,关键通过驱动经济内循环与外循环实现。<sup>[11]</sup>同时,还有学者从新质生产力与区域协调发展、新质生产力与全国统一大市场构建、新质生产力与产业链现代化等关系进行细分维度探讨,细化数字新质生产力与经济增长质量的关系研究(唐琼等,2024;<sup>[12]</sup>许永洪等,2024;<sup>[13]</sup>湛泳等,2024<sup>[14]</sup>)。

综合来看,目前研究在系统地分析财政分权、数字新质生产力与经济增长质量之间关系方面仍显不足,对于这三者之间的作用机制、路径和效果缺乏深入探讨。鉴于此,研究基于我国省级面板数据,构建经济增长质量指标体系,深入探讨财政分权对地区经济增长质量的影响及其内在机制。

同时,考虑到不同财政分权水平下地方政府财政分权实践路径的差异,研究展开门槛效应检验,以此探究财政分权水平变化对经济增长质量影响的异质性。本文的主要边际贡献在于:(1)从财政自主度的视角分析财政分权对经济增长质量的影响,弥补了现有文献主要从财政支出分权、财政收入分权单一角度分析的不足,丰富了地方财政分权理论;(2)揭示财政分权对经济增长质量的影响机制,并探讨不同财政分权水平下政府财政分权实践的阶段性变化,为政府制定更为精准的财政分权实践策略提供参考。

## 二、理论分析与研究假设

伴随中国社会经济步入新旧动能转换的高质量发展新方位,财政分权对经济增长质量的影响效应日益凸显。首先,财政分权显著提升资源配置效率,激发经济增长潜在动能。由于中央政府难以全面洞察各地区发展的具体特征,其在产业规划和公共产品供给上可能面临供给滞后与不足问题(贺唯唯等,2023)<sup>[15]</sup>。这在一定程度上制约地区全要素生产率与经济增长质量提升。但财政分权赋予地方政府更大自主权,使其能够基于本地实际和区位优势,制定更具针对性的财政政策,优化公共产品和基础设施建设,强化资源配置能效,进而提升经济运行效率与经济增长质量。此外,地方政府财政自主权的增强,也有利于其更加灵活地运用财政政策,引导公共和私人资源在不同产业间的有效配置,进一步优化资源配置结构,提振经济增长质量。其次,财政分权有助于完善基础设施建设,为经济增长质量提升奠定坚实基础。随着地方财政分权的逐步落实,地方政府在基础设施建设领域经济投入显著增加(马骅等,2023)<sup>[16]</sup>。这不仅减少生产要素流动障碍,促进知识、技术和人才高效融通,还增强地区对外部投资吸引力,为地区经济发展提供了更多资金支持。最后,财政分权促进地区开放程度的提升,建构开放型经济体制。分权体制下,地方政府为推动地区发展、增加财政收入,通常会鼓励企业积极“走出去”,以虹吸先进技术与管理经验(邱国庆等,2023)<sup>[17]</sup>。同时,地方政府还能自主灵活运用税收等政策利好,进一步吸引外商直接投资,扩大经济对外开放,以开放型经济体制带动经济增长质量整体提升。据此,本文提出假设如下:

假设1:财政分权总体上利于提升经济增长质量。

经济增长质量是一个多维度概念,不仅涵盖经济总量持续增长,还涉及提升全要素生产率乃至培育数字新质生产力。史丹等(2024)的研究揭示了发展地区数字新质生产力与全要素生产率提升之间的正相关关系,强调了数字新质生产力演变对生产效率的直接提升作用(史丹等,2024)<sup>[18]</sup>,通过优化生产要素配置方式间接提升经济增长质量。且数字新质生产力培植以科技创新为底层动能,夯实产业结构转型基础,为经济增长质量提升提供较强助力。但是,在财政分权程度存在异质性背景下,地方政府的财政支出策略对数字新质生产力的影响呈现多样性。具体而言,适度的财政分权对数字新质生产力具有积极作用,但过度财政分权可能引致地方保护主义,抑制市场主体活力,影响市场机制正常运行,进而对经济增长质量产生不利作用。同时,财政分权失当导致的财政收支缺口扩大是地方政府过度介入经济发展的主要诱因。在双重激励下,地方政府可能过度介入产业发展,导致产业结构异化和产能过剩,影响数字新质生产力发展,进而阻滞经济增长质量优化。而在适度财政分权体制下,则可推动域内生产效率提升和产业“集聚效应”凸显,进一步促进数字新质生产力升级。随着集聚效应的增强,产业间的关联效应逐步强化,推动了地区产业链的横向和纵向扩展,催生数字新质生产力,为提升经济增长质量提供有力保障。由此,研究提出假设如下:

假设2:财政分权能够通过影响数字新质生产力提升经济增长质量。

虽然地区经济增长质量的提升在一定程度上受到财政分权的积极推动,然而当财政分权水平偏低时,这种积极效应可能会受到削弱。关键在于,适度财政分权策略有助于增加就业机会、推动产业结构转型升级,促进地区经济增长。但过度分权却可能加剧资源错配现象、弱化产业集聚效应,不利于产业结构与经济结构优化。造成这一现象的潜在原因是“逐底竞争”导致的效率损失(王立平,2023)<sup>[19]</sup>。进一步研究表明,地方政府在财政分权下提高税收优惠以吸引外资直接投资虽然有利于纾解融资约束,但也可能降低资金结构质量,由此可知过度财政分权失度可能不利于经济增长质量提升(陈享光,2023)<sup>[20]</sup>。同时,失序的财政分权不仅会加剧地区间的引资竞争,还会扰乱市场公平竞争秩序,对地区内部投资产生

挤出效应,且此效应随财政分权过度增加而日益显著。因而,在财政分权程度达到一定水平时,政府往往会调整其财政策略。在保持原有政策利好的基础上,将发展锚点转向公共产品,通过提升数字新质生产力来提升经济发展的质量。基于以上分析,研究提出假设如下:

假设3:地方财政分权达到一定水平后方有利于提升经济增长质量。

### 三、研究设计

#### (一)变量定义

##### 1. 被解释变量:经济增长质量

国内学者对经济增长质量(*EGQ*)概念进行详尽探讨,并在广义和狭义两个层面给出阐释。从广义的视角出发,经济增长质量囊括了社会经济发展的多维度指标,并通过规范性价值评估来判定经济发展层次和水平(贺晓宇,2023)<sup>[21]</sup>。相较之下,狭义经济增长质量则集中关注全要素生产率的提升(于井远,2022)<sup>[22]</sup>。经济增长质量相较于传统经济增长概念,呈现出更高增长层次和更全面发展要求。它旨在满足人民群众日益增长的美好生活需求,同时有效解决社会经济发展过程中出现的不平衡、不充分问题(徐雪等,2021)<sup>[23]</sup>。鉴于此,研究构建经济增长质量评价体系,对地区经济增长质量展开深入探究。该体系包含地区经济基础、产业创新发展、区域协调演进、绿色低碳环保、普惠共享发展五大维度,共计27项细分指标(如表1所示),以全面、系统地衡量和评估经济增长质量。

在深入考量新发展理念五个层面的内在关联与核心诉求后,研究对各项一级指标予以均衡的权重分配,并应用熵值法为二级指标赋予权重值。为确保数据的可比性和分析的精准性,此处根据各指标正负属性,在赋值之前采用极差法进行数据无量纲化处理,以此消除不同指标间量纲差异,从而使得各项指标在综合评估中得到合理体现。最后基于各指标权重值,研究进行综合测度以得出各地区经济增长质量。

##### 2. 解释变量:财政分权

当前,评估财政分权(*RFD*)的量化指标涵盖财政支出分权以及财政收入分权等多个维度,这些指标虽各有侧重,但在实际应用中均存在一定局限性(吕冰洋等,2021)<sup>[24]</sup>。其中,财政自主度这一指标强调地方政府依靠自身财政资源满足其财政支出需求的能力(陈平泽等,2023)<sup>[25]</sup>。它



不仅是地方政府财政自主性的现实体现,而且从数据应用角度来看,该指标在跨地区、跨时间的比较分析中显示出更强适用性。相较于财政收入和支出分权两种衡量方式,财政自主度更能有效地捕捉地区差异性,因而在面板数据分析中更具优势(陈平泽等,2023)<sup>[26]</sup>。基于上述考量,笔者参考郭健等(2021)研究,选择财政自主度作为财政

分权的度量指标。<sup>[27]</sup>采用城市人均一般预算支出(收入)在中央、省级与城市人均一般预算支出(收入)总和中所占的比重来衡量财政分权程度,以此准确反映地方政府财政自主性和独立性。当该比重数值较高时,意味着该地区财政分权程度相对较高,反之则表明财政分权程度较低。

表 1 经济增长质量指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	测度方式	单位	属性
	地区经济 体量	产业发展结构	工业生产指数 (IPI)	-	正
		全要素生产率	产业总产出/总投入	%	正
	地区经济 稳定	城镇调查失业率	失业人口/劳动力人口	%	负
		通货膨胀率	生产者物价指数 (PPI)	-	-
		金融结构	存款余额/国内生产总值	元	正
产业 创新 发展	产业 创新 投入	R&D 经费投入	地区 R&D 经费在地区生产总值中占比	%	正
		技术人员投入	R&D 人员全时当量	人年	正
	产业 创新 产出	专利授权量	专利授权量	件	正
		技术市场成交额	技术市场成交合同平均金额	元	正
		高新产品销售收入	高新技术产品 (服务) 收入占当年总收入比重	%	正
区域 协调 演进	区域 经济 协调	产业结构协调度	各产业增加值占 GDP 的比重	%	正
		财政收支平衡度	财政赤字率	%	负
		最终消费率	最终消费支出/国内生产总值	%	正
	区域 民生 协调	地区居民收入差距	基尼系数	-	负
		恩格尔系数	食品支出总额占个人消费支出总额之比	%	负
绿色 低碳 环保	低碳 能耗 排放	资源消耗率	单位 GDP 能耗	吨标准煤/万元	负
		能源利用率	可再生能源/总能源消费量	%	正
		碳排放强度	单位 GDP 的碳排放量	千克/万元	负
	绿化 环保 治污	环境治理投入	环境治理投入/地区财政支出	元	正
		湿地覆盖程度	湿地面积/土地面积	%	正
		治污减排水平	污水周处理量	万立方米	正
普惠 共享 发展	公共 基础 设施	电力能源供应	电力系统总装机容量	亿千瓦	正
		网络普及率	光纤宽带接入端口数	个	正
		文化基础设施	人均拥有学校数量	人/本	正
	公共 服务 体系	交通运输服务	人均公路网密度	人/平方千米	正
		医疗卫生服务	每千人拥有医护人员数	-	正
		社会保障服务	社会保险覆盖率	%	正

3. 中介变量:数字新质生产力

在马克思主义政治经济学视角下,生产力被界定为特定历史阶段中人类社会开发和利用自然资源以进行物质生产的能力,它构成了社会进步的核心驱动力(王世泰等,2024)<sup>[28]</sup>。随着科技革

命的浪潮,习近平总书记针对当前国内外发展态势,对生产力概念进行了深入拓展,提出了新质生产力的概念。新质生产力并非是对传统生产力的简单否定,而是对其的继承与革新。本文所聚焦的则是数字领域的新质生产力——数字新质生产

力(*NQP*)。它的“新”主要体现在三个核心要素上:新质数字劳动者、新质数字劳动资料和新质数字劳动对象。新质数字劳动者,即受教育水平显著提升、数字化职业技能持续强化的现代劳动者。新质数字劳动资料则是指基于大数据、人工智能、云计算、区块链等数字技术,深度嵌入实体经济内部,助力生产活动向数字化、信息化、智能化转变的新型数字生产设备。而新质数字劳动对象,则

是指在技术演进创新驱动下所形成的以高质量、高效益、环境友好为特征的数字产业,尤其是战略性新兴产业和未来产业。

为全面而准确地评估数字新质生产力的发展水平,研究遵循可获得性、科学性和全面性原则,构建包含新质数字劳动者、新质数字劳动对象和新质数字劳动资料三个维度的指标体系,具体指标详见表2。

表2 数字新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	测度方式	单位	属性
新质数字劳动者	数字劳动技能	数字劳动力技能水平	劳动年龄人口平均受教育年限	年	正
		数字劳动者人力支撑	高校在校人数/总人口	%	正
		数字劳动者人力结构	科学研究、技术服务组织从业者/总就业者数量	%	正
	数字劳动生产率	数字科研成果应用	科研成果应用于社会数字经济建设项目数量/总项目数量	%	正
		数字科研经济转化	科研成果应用于社会数字生产并实现产值增加数量/总项目数量	%	正
		数字劳动人均工资	数字产业在岗职工平均工资	元	正
新质数字劳动对象	数字产业发展	数字产业发展增速	数字产业投资增长率	%	正
		电子商务产业规模	有电子商务交易活动的企业数/总企业数	%	正
		机器人产业发展	经营范围涵盖机器人的上市公司数量	个	正
	低碳生态治理	战略性新兴产业发展	经营范围涵盖新能源的上市公司数量	个	正
		数字化环保投入	数字化环境保护项目支出/政府公共财政支出	%	正
		数字化污染治理度	数字化工业废水治理设施数/土地面积	套/万平方米	正
新质数字劳动资料	物质劳动资料	数字域名应用数量	每百家企业拥有网站数	个	正
		数字产业耗能占比	电力消费总量/能源消费总量	%	正
	无形劳动资料	数字经济政策支持	省级政府工作报告数字经济词频/字符总数	%	正
		数字技术市场活力	技术合同成交额/GDP	%	正

此处以熵权法测度数字新质生产力水平,先通过极差法对原始数据展开标准化处理,而后测算各项具体指标的信息熵(鲁邦克等,2022)<sup>[29]</sup>。

$$X_{it} = \frac{Y_{it}}{\sum_{i=1}^n Y_{it}} \tag{1}$$

$$Z_t = -\ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_{it} \ln Y_{it} \tag{2}$$

上式中, $Y_{it}$ 表示第*i*个省级行政区第*t*个具体指标的标准化结果, $X_{it}$ 表示第*i*个省级行政区第*t*个具体指标所占比重, $Z_t$ 表示第*t*个具体指标的熵值。在此基础上计算权重( $W$ )与数字新质生产力综合指数( $S$ )。

$$W_t = \frac{1-E_t}{k-\sum_{t=1}^k E_t} \tag{3}$$

$$S_i = \sum_{i=1}^n W_t \times Y_{it} \tag{4}$$

4. 控制变量

为有效规避遗漏关键变量可能导致的估计偏差,结合实际,并参考既有文献(王珏等,2024)<sup>[30]</sup>,引入以下控制变量:(1)既有经济基础(*EEB*),以地区人均国内生产总值进行表征。(2)财政收入增长率(*FRG*),以财政收入增长率=(本期财政收入额-对比期财政收入额)/对比期财政收入额表示。(3)数字基站数量(*DBS*),以地区移动通信4G和5G基站部署数量表示。(4)城镇化水平(*RUR*),以地区城镇人口/常住总人口表示。(5)人口分布密度(*PDD*),各省级行政区常住人口数量与区域土地面积之比。(6)系统性金融风险(*SFR*),各省级行政区年末贷款余额与存款余额之比进行表征,这一数值越高表明该地区系统性金融风险越大。

## (二) 数据来源与说明

研究选取 2003—2022 年国内 30 个省级行政区面板数据作为观测样本。所使用原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业年鉴》《中国信息年

鉴》《国民经济和社会发展统计公报》、各省份统计年鉴、国泰安 (CSMAR) 数据库及中国研究数据服务平台 (CNRDS)。样本数据描述性统计结果如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计

变量	符号	OBS	AVG	SE	MIN	MAX
经济增长质量	$EGQ$	600	0.1753	0.149	0.048	0.838
财政分权	$RFD$	600	0.124	0.148	0.001	0.926
数字新质生产力	$NQP$	600	25.169	12.467	6.133	65.885
既有经济基础	$EEB$	600	11.557	0.547	8.868	12.933
财政收入增长率	$FRG$	600	0.625	0.187	0.149	0.962
数字基站数量	$DBS$	600	1.586	0.828	0.245	3.674
城镇化水平	$RUR$	600	0.554	0.148	0.293	0.927
人口分布密度	$PDD$	600	0.564	0.787	0.009	3.827
系统性金融风险	$SFR$	600	1.482	1.835	0.049	11.955

## (三) 模型设计

## 1. 静态面板模型

为验证财政分权水平对地区经济增长质量的影响效应,先构建静态固定效应模型以验证二者间关系(李振叶等,2020)<sup>[31]</sup>。具体模型如下所示:

$$EGQ_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 RFD_{it} + \sigma_2 \theta_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

上式中,  $i$  表示省级行政区,  $t$  表示年份,  $EGQ_{it}$  则为  $i$  省级行政区在  $t$  年时的经济增长质量;  $RFD_{it}$  表征  $i$  省级行政区在  $t$  年时的财政分权程度;  $\theta_{it}$  为所涉各项控制变量;  $\mu_i$  为时间固定效应;  $\delta_i$  为地区固定效应;  $\varepsilon_{it}$  则表示随机扰动项。

## 2. 中介效应检验模型

地区财政分权实践可推动地区内部生产技术、生产资料的革新,进而对地区生产力与资源配置效率产生影响。为探究财政分权是否可以经由发展数字新质生产力对经济增长质量带来影响,研究以数字新质生产力作为中介变量,建构中介效应检验模型如下:

$$EGQ_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 RFD_{it} + \sigma_2 \theta_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$NQP_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 RFD_{it} + \sigma_2 \theta_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$EGQ_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 RFD_{it} + \sigma_2 NQP_{it} + \sigma_3 \theta_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

上式中,  $NQP_{it}$  为  $i$  省级行政区在  $t$  年时的数字新质生产力指数,其余变量含义同上。

## 3. 门槛效应模型

当地区财政分权程度尚处于低位时,地方行

政机构会侧重于通过提高基建水平、释放政策利好等路径吸纳区域内外多元资金;随着地区财政分权程度走深,财政自主水平不断提升,地方行政机构通常会更倾向于引入高质量、高效率的产业资本(谭小芬等,2021)<sup>[32]</sup>,地区经济增长质量与财政分权间可能存在非线性关系。因此建构如下门槛模型以对这一非线性特质展开进一步检验。

$$EGQ_{it} = \omega_0 + \omega_1 RFD_{it} \cdot I(RFD_{it} \leq \gamma_1) + \omega_2 RFD_{it} \cdot I\left\{\gamma_1 < RFD_{it} \leq \gamma_2\right\} + \dots + \omega_{n+1} RFD_{it} \cdot I(\gamma_n < RFD_{it}) + \sigma_1 \theta_{it} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

上式中,  $I(\cdot)$  表征示性函数,  $\gamma$  表示门槛变量,  $\omega_0$ 、 $\omega_1$  与  $\omega_3$  各为财政分权程度演进对经济增长质量的非线性影响。

## 四、实证检验

## (一) 基准回归分析

在基准回归分析中,研究采用最小二乘法模型 (OLS) 与固定效应模型 (FE) 以实证检验财政分权对经济增长质量的具体影响(赵宇等,2023)<sup>[33]</sup>。基准回归结果如表 4 所示。具体而言,表中列(1)和(2)列展示了最小二乘法模型 (OLS) 的回归结果,列(3)(4)列则报告固定效应模型 (FE) 的回归结果。为了确保分析结果的准确性,研究在固定效应模型中同时控制时间和地区因素的潜在干预。从表 4 可知,两种模型下解释变量的系数符号均为正,且通过显著性检验。即便在控制了个体差异、时间变迁以及其他潜在干扰因素后,这一正向

效应仍在统计上高度显著(显著性水平为1%)。进一步分析发现,当地方财政分权水平提升1个百分点时,地区经济增长质量将相应提升0.295个单位,这一结论与研究假设1相契合,证实地方政府通

过深化财政分权,有效吸引外部资金注入。这些新增投资不仅为地区内现有生产力带来助益,还加速数字新质生产力培育,从而对地区经济增长质量提升带来现实利好。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
财政分权( <i>RFD</i> )	0.583 *** (9.884)	0.353 *** (6.591)	0.291 * (1.87)	0.295 *** (3.13)
既有经济基础( <i>EEB</i> )		0.089 *** (4.645)		0.132 ** (2.416)
财政收入增长率( <i>FRG</i> )		-0.269 *** (-4.497)		-0.743 *** (-3.798)
数字基站数量( <i>DBS</i> )		0.023 ** (2.156)		0.016 (0.857)
城镇化水平( <i>RUR</i> )		0.158 (1.315)		-0.463 (-1.287)
人口分布密度( <i>PDD</i> )		0.115 *** (4.821)		0.226 (1.219)
系统性金融风险( <i>SFR</i> )		-0.023 *** (-3.864)		-0.049 *** (-4.472)
个体固定效应	<i>NO</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>YES</i>
时间固定效应	<i>NO</i>	<i>NO</i>	<i>YES</i>	<i>YES</i>
常数项	0.099 *** (5.793)	-0.797 *** (-5.542)	0.067 *** (3.451)	-0.557 (-0.962)
<i>N</i>	600	600	600	600
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.196	0.636	0.576	0.732

注:括号内数值为固定效应t值;\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%水平上显著,下同。

(二)中介机制检验

通过中介效应检验,深入探讨数字新质生产力在经济增长质量提升中的中介作用机制(张苏等,2024)<sup>[34]</sup>。首先,通过式(6)的回归分析验证了地方财政分权对经济增长质量提升的正向推动作用。随后,利用式(7)回归模型进一步检验地方财政分权对数字新质生产力发展的积极影响,结果显示该影响效应在10%的显著性水平下显著。最后,在式(4)回归分析中,综合考察地方财政分权与数字新质生产力对经济增长质量的协同效应,具体结果详见表5。根据表5回归结果列(2),可知财政分权对培育数字新质生产力具有显著正向影响,这一结论通过10%显著性水平检验。反

映出,通过深化推进财政分权,地方政府能够有效推动地区数字新质生产力升级与优化。同时,列(3)报告了财政分权与数字新质生产力对经济增长质量的协同促进作用。两者系数符号均为正,且均在1%显著性水平下通过检验。该结果强有力地证实了数字新质生产力作为中介路径的存在。也就是说,财政分权通过促进数字新质生产力发展,进而提升地方经济增长质量。综上所述,假设2得证。地方政府的财政分权行为不仅有利于培育数字新质生产力的升级,而且通过优化数字新质生产力,对提升地方经济增长质量产生了深远影响。

表5 中介机制检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)
财政分权( <i>RFD</i> )	0.295 *** (3.134)	0.964 * (1.835)	0.235 *** (3.281)
数字新质生产力( <i>NQP</i> )			0.064 *** (3.210)
既有经济基础( <i>EEB</i> )	0.132 ** (2.417)	1.228 ** (2.486)	0.052 (0.854)
财政收入增长率( <i>FRG</i> )	-0.743 *** (-3.791)	-1.472 (-1.576)	-0.657 *** (-3.824)



变 量	(1)	(2)	(3)
数字基站数量( <i>DBS</i> )	0.016 (0.842)	-0.373 ** (-2.624)	0.039 ** (2.581)
城镇化水平( <i>RUR</i> )	-0.463 (-1.281)	-1.658 (1.506)	-0.366 (-1.297)
人口分布密度( <i>PDD</i> )	0.226 (1.215)	1.585 (1.467)	0.132 (0.864)
系统性金融风险( <i>SFR</i> )	-0.049 *** (-4.471)	-0.299 *** (-3.512)	-0.031 ** (-2.458)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
常数项	-0.557 (-0.961)	-7.896 * (-1.952)	-0.043 (-0.084)
<i>N</i>	600	600	600
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.746	0.893	0.787

### (三)稳健性检验

#### 1. 替换解释变量

虽然地方行政机构在财政分权实践中采取多元策略,然而由于国内生产总值在区域经济发展进程与地方官员考核评价中的重要影响,地方经

济发展现实需求往往会对行政机构的财政分权实践产生显著影响。为更精确地反映这一关联机制,参考相关研究成果(李齐云,2023)<sup>[35]</sup>,从国内生产总值视角出发,对财政分权指标进行重新构建。具体方式如下所述:

$$RFD = \frac{\text{相邻省份最高人均GDP}}{\text{本省GDP}} \times \frac{\text{国内省份最高人均GDP}}{\text{本省GDP}} \quad (9)$$

将新构建财政分权指标引入既有模型展开回归分析,所得结果详见表6列(1)。由此可知,解释变量财政分权的系数仍维持正值,并在1%水平上呈现显著。变量替换后分析结果与基准回归结果高度吻合。

此外,为更全面衡量地区的财政分权程度,采用地方政府财政支出在总支出中占比作为替代指标,该指标可客观反映地方政府在财政支出上的权重,从而体现其财政分权程度。在基准回归中,使用城市人均一般预算支出(收入)在中央、省级与城市人均一般预算支出(收入)总和中所占比重来衡量财政分权程度,而此次替换则是以省级政府财政支出占总支出的比重为准。将替换后的新

解释变量引入模型(5)后,得到回归结果见表6列(2)。由结果可知,替换测度指标后的解释变量财政分权系数仍显著为正,证实回归结果具备较强稳健性。

#### 2. 完善实证路径

实证分析中如果不同截面间存在异方差现象,可能导致实证结果出现偏差。为确保研究结论的精确性和可靠性,本研究通过面板数据的稳健标准误估计方法对模型展开稳健性检验。结果见表6列(3),由此可知,财政分权变量的系数符号仍为正且通过显著性检验,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
财政分权( <i>RFD</i> )	0.011 *** (2.913)	0.018 * (1.916)	0.159 *** (2.835)
既有经济基础( <i>EEB</i> )	0.178 ** (2.764)	0.114 * (1.812)	0.066 (1.687)
财政收入增长率( <i>FRG</i> )	-0.389 ** (-2.485)	-0.639 ** (-2.861)	-0.387 *** (-4.324)
数字基站数量( <i>DBS</i> )	1.834 (1.263)	0.638 (0.324)	1.643 (1.739)
城镇化水平( <i>RUR</i> )	-0.287 (-0.681)	-0.488 (-1.213)	-0.518 ** (-2.674)



变量	(1)	(2)	(3)
人口分布密度( <i>PDD</i> )	1.429 (1.573)	1.213 (1.385)	0.598 ** (2.471)
系统性金融风险( <i>SFR</i> )	-0.049 *** (-4.651)	-0.053 *** (-5.152)	-0.047 *** (-5.658)
常数项	-1.494 *** (-3.587)	-0.678 (-1.315)	0.159 *** (2.834)
模型	<i>FE</i>	<i>FE</i>	<i>FE</i>
<i>N</i>	600	600	600
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.683	0.688	0.683

(四) 内生性检验

鉴于地区经济增长质量较高的地区通常对财政分权的落实水平较高,且财政分权带来的资金注入也可能对地区经济增长质量产生深远影响。故本研究中核心变量间可能有复杂因果关系,进而引发内生性困厄。为规避这类问题对研究结果的潜在干扰,此处采取相应措施干预内生性问题(朱琴等,2016)<sup>[36]</sup>。

一方面,研究运用两阶段最小二乘法。本文选择邻省国内生产总值的平均水平以及解释变量财政分权的滞后一期数据作为代理变量以反映财政分权水平。在选择工具变量时,注意确保其与地区财政分权密切相关,同时避免工具变量经由其他途径对地区经济增长质量产生直接影响。因相邻省级行政区的社会经济发展水平常被用作本省财政分权的参考表征,且既有财政分权水平也会对未来的地方资金带来影响。同时,这两个变量并不会对当期经济增长质量形成直接影响效

应,符合外生性标准。

另一方面,为解决小样本量与弱工具变量的问题,研究采用了系统广义矩估计(*GMM*)法。这一方法结合差分 *GMM* 与水平 *GMM*,可为有限样本提供更为准确估计。因此,系统广义矩估计较为适用于本研究。

表7报告了详细分析结果。具体而言,表7列(1)与列(2)分别呈现了两阶段最小二乘法以及广义矩估计法的回归分析结果。列(1)显示,在引入工具变量后,解释变量财政分权的系数符号仍显著为正,基本耦合基准回归结果。Cragg - Donald *F* 统计量数值超过10,意味着不存在弱工具变量的问题。此外,LM 检验结果证实工具变量为可识别状态。观察表7列(2)回归结果可知,更换模型并未改变回归结果稳健性。总体而言,表7回归分析结果证实,在考虑内生性问题的情况下,财政分权对经济增长质量的积极影响仍然是稳健的,从而支持了研究结论。

表7 内生性检验结果

变 量	(1)	(2)
财政分权( <i>RFD</i> )	0.284 *** (2.771)	0.025 *** (6.823)
经济增长质量( <i>EGQ</i> )		0.854 *** (216.479)
既有经济基础( <i>EEB</i> )	0.128 *** (6.284)	0.858 *** (138.247)
财政收入增长率( <i>FRG</i> )	0.182 *** (3.856)	-0.001 (-0.179)
数字基站数量( <i>DBS</i> )	2.286 *** (3.625)	0.139 *** (23.967)
城镇化水平( <i>RUR</i> )	0.002 ** (2.361)	1.523 *** (8.784)
人口分布密度( <i>PDD</i> )	-0.055 (-1.273)	0.173 *** (7.684)
系统性金融风险( <i>SFR</i> )	-0.018 *** (-4.112)	-0.015 (-0.889)

变 量	(1)		(2)	
既有经济基础( <i>EEB</i> )	-1.415*** (-7.812)		-0.009*** (-13.641)	
常数项	0.284*** (2.775)		-0.131*** (-5.256)	
模型	2SLS		SYS-GMM	
	工具变量 强度检验	298.983	AR(1)	0.015
	模型冗余性 检验	32.821	AR(2)	0.397
Sargen			0.986	
<i>N</i>	600		600	

### (五) 异质性分析

研究的前两个关键假设已得到验证,即财政分权对经济增长质量具有正面效应,且数字新质生产力在此过程中发挥重要的中介作用。上述研究结论均基于全国整体视域展开研判,存在一定程度的宽泛性。为准确探究不同区域的具体情况,本文依据国务院发布划分标准,按东部、中部和西部三大地区对30个省级行政区面板数据进行划分,进一步深入探讨在地区差异、市场化水平及财政压力的不同状况下这种影响效应是否存在异质性。

#### 1. 经济地区异质性

由于资源禀赋和地区特征的不同,各地政府的财政分权实践策略可能呈现异质性。此处以东部、中部和西部三组样本展开实证探究,检验财政分权对经济增长质量的影响是否存在地域性差异。由表8列(1)(2)(3)报告的东部、中部与西部回归结果可知,三个地区的财政分权系数符号均为正,反映出不同省份的财政分权实践均在一定程度上有助于提升经济增长质量。然而,不同区域中财政分权对经济增长质量的影响效能存在异质性。具体而言,中部地区的影响效应最为显著,西部地区次之,东部地区效应相对较小。

造成这一现象的原因可能在于,在探讨国内社会主义市场经济建设的语境下,地域资源分配和区位优势呈现出显著地域差异。中、东、西三大区域,因地理环境和资源禀赋不同,导致发展呈现出一定程度的不均衡性。具体而言,东部凭借其优越地理位置和经济环境,产业结构相对完善,数字新质生产力发展较为成熟。相对而言,中西部地区经济发展则稍显滞后,且在数字基础设施等方面尤为薄弱,社会经济结构升级潜力较大。着

眼于财政分权,同等情况下等量资金注入对东部地区的影响力较小,但在促进中西部地区培育数字新质生产力方面的作用则更为明显,因而财政分权的辐射效应对于提高当地经济增长质量具有更为显著影响效能。

表8 地区异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
财政分权( <i>RFD</i> )	0.366*** (0.087)	0.482* (0.231)	0.452** (0.143)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
<i>N</i>	220	160	220
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.757	0.848	0.945

#### 2. 市场化程度的地区异质性

鉴于地区间经济发展水平的不均衡,市场化改革推进在不同地域呈现出显著差异,这直接导致地区间市场化程度存在异质性。在市场化程度较高的地区,社会经济信息不对称现象相对较少,市场价格机制更为完善,政府行政职能发挥也更为高效。相反,在市场化程度较低的地区,商业信息流通转换相对不畅,地方政府可能对市场进行更多干预,从而在一定程度上限制了市场在资源配置中的主动性(冯英杰等,2020)<sup>[37]</sup>。为了深入探讨这一现象,本研究依据各省份的市场化程度,将样本数据划入低、中、高三组,并进行相应的检验。表9报告了三组样本的回归结果,其中列(1)(2)(3)代表低、中、高三种不同市场化程度下的测度结果。

分析表9可知,若地区的市场化程度处于低位,财政分权与经济增长质量呈现负相关趋势。然而,伴随市场化程度渐趋走高,财政分权逐渐转

变为促进经济增长质量提升的关键因素。造成这一转变原因可能在于,市场化程度较低的地区往往经济发展水平也较低,资金流动方向多集中于产业结构单一、技术水平较低、经济附加值有限的传统产业,对培植数字新质生产力的推动作用不强。同时,这些地区的行政机构在财政分权推动进程中可能存在对于市场活动的过度干预,为追求短期经济增长忽视环境规制,致使地区资金投入对生态环境造成一定负面效应,进而对经济增长质量产生消极影响。但在市场化程度较高的地区,由于数字基础设施较为完备,市场机制更为成熟,政府干预较少,市场这只“无形的手”在社会经济资源配置中占据主导地位,能够有效激发多元市场主体主动性与积极性,提升创新投入力度,推动数字新质生产力发展,从而对经济增长质量起到积极影响。

表 9 市场化程度异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
财政分权(RFD)	-0.137 *** (-3.452)	0.051 (0.823)	0.275 ** (2.674)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
N	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.966	0.849	0.838

3. 财政压力的地区异质性

财政压力是影响地区行政机构财政分权实践的关键因素。鉴于地方税收立法权的缺乏与地方财政支出的刚性,行政机构倾向于通过深入落实财政分权来提振地区资金投入针对性,进而通过经济总量的增长来化解财政资金约束,地区财政压力直接影响了行政机构的财政分权政策落实。在财政分权水平接近的条件下,处在异质性财政压力背景下的地区在财政分权效能上可能表现出不同。为深入探究这一现象,本研究依据财政压力程度将样本划分为高、中、低三组,并展开相应回归分析。表 10 报告了财政压力异质性检验结果,其中列(1)(2)(3)分别对应高、中、低财政压力下的实证结果。

从表 10 可知,尽管财政分权对处于异质性财政压力情况地区的经济增长质量均有正向推动作用,但效果存在显著差异。具体而言,财政压力较低的地区在财政分权实践中更能促进经济增长质量的提升。其原因可能在于面临财政压力较低地

区的行政机构有余力可将更多关注点放在经济增长的结构与质量,倾向于引进强创新型、高技术型有利于培植本土数字新质生产力的高质量项目。相较而言,面临较大财政压力的地区,由于存在达成经济增长目标、扩充经济体量的紧迫性,行政机构在财政分权过程中可能在一定程度上放宽对资金投入流向的监管尺度,较少关注地区经济结构、产业合理性以及生产力质量,因而其财政分权对经济增长质量的提升效果相对有限。

表 10 财政压力异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
财政分权(RFD)	0.149 ** (2.523)	0.124 (1.325)	0.187 *** (3.341)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
N	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.932	0.918	0.823

五、进一步分析

(一) 门槛效应检验

为深入探究财政分权和经济增长质量二者间可能存在的非线性关联,研究选取财政分权作为关键的门限变量,并通过门限回归模型实证检验研究假设,具体数据详见表 11,似然比检验图见图 1。观察表 11 可知,研究支持关于单一门限的初步假设。进一步地,经由门槛模型的回归分析,可以确定财政分权的门槛值是 0.256。这一数值与似然比检验的图示结果相吻合,从而为理解两者间关系提供有力数据支撑。

表 11 财政分权门槛效应检验结果

类型	残差平方和 RSS	F	P	结果
单门槛	0.451	49.923	0.021	拒绝 H0
双门槛	0.425	18.485	0.263	接受 H0

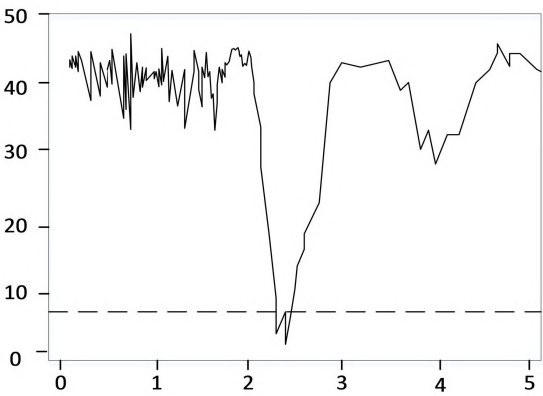


图 1 门槛值似然比统计量



## (二) 门槛回归分析

根据前述研究,表12报告了门槛效应回归结果。由此揭示,财政分权与经济增长质量间并非简单线性关系,而呈现出显著非线性关系,并体现出财政分权程度较低时阻滞、水平较高时推动的明显异质性。具体而言,若财政分权程度未达到门槛值0.256,财政分权实践会对经济增长质量造成一定阻滞。这主要是由于在财政分权初期,地方行政机构面临较大财政资金约束,可能导致对流入资金的结构质量与运作效率把控不严。此外,较低水平的财政分权往往伴随着“逐底竞争”现象,进一步影响地区经济增长质量提升。然而,一旦财政分权程度跨越了这一门槛值,即超过0.256,地方财政分权实践便可对经济增长质量产生积极推动作用。此时,两者呈现出显著正相关关系。其原因在于随着地方财政分权程度的走深向实,地方行政机构也在着力改善地区经济结构、转变产业发展方向、提升数字新质生产力水平,以吸纳更多优质资金涌入。这一结果不仅契合研究理论预期,也使得假设3得证。

表12 门槛效应检验结果

变量	EGQ
$RFD \leq 0.256$	-0.175 ** (-1.882)
$RFD > 0.256$	0.231 *** (4.679)
既有经济基础(EEB)	0.115 *** (5.142)
财政收入增长率(FRG)	-0.496 *** (-7.412)
数字基站数量(DBS)	0.029 ** (2.413)
城镇化水平(RUR)	-0.019 (-0.135)
人口分布密度(PDD)	0.279 *** (4.835)
系统性金融风险(SFR)	-0.045 *** (-5.531)
常数项	-0.779 *** (-5.816)
N	600
R <sup>2</sup>	0.741

## 结论

### (一) 研究结论

本研究基于2003—2022年国内30个省级行

政区面板数据,实证探究了财政分权对经济增长质量的具体影响及其作用机制。研究结果表明,(1)财政分权在总体上对地区经济增长质量起到积极推动作用。(2)数字新质生产力是财政分权影响经济增长质量的关键中介传导机制。具体而言,地方政府在落实财政分权时,直接作用于本土经济结构优化与生产力迭代,有助于培植数字新质生产力,进一步提升地区经济增长质量。(3)异质性检验得出,中部地区的财政分权对经济增长质量的影响效应最为显著、西部地区次之、东部地区效应相对较小;市场化程度较高地区内,财政分权对经济增长质量的作用更突出;财政压力较低地区内,财政分权实践中更能促进经济增长质量提升。(4)高水平财政分权可对经济增长质量产生积极推动作用。

### (二) 政策建议

第一,推进现代财政制度建设。政府应不断完善财政分权顶层设计,为经济增长质量稳步提升构建一个更为健全的制度环境。在这一过程中,必须紧密结合经济社会发展的整体战略,科学规划并合理安排中央与地方之间的财权与财力关系,确保地方政府事权与支出责任的高度契合。进一步优化创新环境,提升创新质量所需的“软件”与“硬件”条件,为培植数字新质生产力提供现实基础。特别地,应从根本上解决当前存在的“小马拉大车”“大脚穿小鞋”等财政权责不匹配的问题,以高效率财政制度统筹经济发展。

第二,因地制宜地制定财政分权政策。在推动地区经济发展与产业结构升级的过程中,需根据各地实际情况进行精准施策。对于经济基础薄弱、财政收入较低的区域,应综合运用税收返还、转移支付等手段,充实地方政府财政实力,并鼓励其加大对科技创新投入力度,以全面提升经济增长质量。而对于经济基础扎实、财政收入充裕的地区,则应强化财政支出的绩效评估,引导地方政府调整投资偏好,加速产业结构优化升级,从而进一步提高经济增长质量。

第三,深入培植数字新质生产力。就顶层设计而言,政府针对数字新质生产力培植需求,应建立以中央为主导,中央与地方协同参与的共建机制。在此过程中,需适度减轻地方政府在此类研发投入中的财政负担,以防范因成本收益不对等而导致的供给不足和效率低下问题,从而加大区域技术研发力度,推动数字新质生产力发展。同

时,突出地方政府在创新领域的支持作用。地方政府需紧密结合国家最新政策导向,强化在科技人才培养、创新融资等方面的功能,以构建地区间梯次递进的创新联动网络,推动数字新质生产力发展,并最终为经济增长质量提升提供有力支撑。

## 参考文献:

- [1]郭卫军,李光勤. 财政分权如何影响共同富裕——兼论分权的适度区间[J]. 上海财经大学学报,2023(3).
- [2]王秋石,李睿莹. 减税降费、财政分权与地方财政风险[J]. 经济社会体制比较,2023(6).
- [3]龚斌磊,张启正,袁菱苒等. 财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例[J]. 管理世界,2023(7).
- [4]陈黎明,戴涛,谭朵朵,等. 财政分权、地方政府行为与经济绿色转型[J]. 财经理论与实践,2024(2).
- [5]韩振,韩凤芹. 数字经济、财政分权与经济高质量发展——基于中国224个城市面板数据的实证分析[J]. 经济问题探索,2023(6).
- [6]郭然,梁艳. 环境规制、财政分权与经济高质量增长[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2022(3).
- [7]赵建国,齐默达,关文. 财政分权赋能经济发展的新路径——基于技术创新路径的检验[J]. 财政研究,2021(11).
- [8]张腾,蒋伏心,韦朕韬. 财政分权对我国经济增长质量的影响机理研究[J]. 华东经济管理,2020(11).
- [9]李占平,王辉. 数字新质生产力与实体经济高质量发展:理论分析与实证检验[J]. 统计与决策,2024(10).
- [10]刘丸源,季雷. 新质生产力与现代化经济体系研究[J]. 政治经济学评论,2024(3).
- [11]王曦. 数字新质生产力、国内国际双循环与经济高质量发展[J]. 统计与决策,2024(10).
- [12]唐琼,孙健. 新质生产力促进城乡区域协调发展的机理与路径[J]. 湖南社会科学,2024(3).
- [13]许永洪,黄泽霖. 新质生产力和全国统一大市场的高质量发展与协同逻辑[J]. 经济学家,2024(6).
- [14]湛泳,李胜楠. 新质生产力推进产业链现代化:逻辑、机制与路径[J]. 改革,2024(5).
- [15]贺唯唯,侯俊军. 财政分权、公共服务供给与包容性增长[J]. 财经理论与实践,2023(1).
- [16]马骅,谢华. 财政分权、产业协同集聚与城市绿色发展[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2023(9).
- [17]邱国庆,李静雯. 中国式财政分权对区域创新的影响:“竞次”还是“竞优”[J]. 科研管理,2023(3).
- [18]史丹,孙光林. 数据要素与新质生产力:基于企业全要素生产率视角[J]. 经济理论与经济管理,2024(4).
- [19]王立平,王明杰. 数字经济、财政分权度与税收努力[J]. 西安财经大学学报,2023(2).
- [20]陈享光,李晶晶. 中国式分权与共享发展[J]. 经济纵横,2023(2).
- [21]贺晓宇,张二宇. 新型数字基础设施建设与经济增长质量提升[J]. 现代经济探讨,2023(11).
- [22]于井远. 税制结构优化与地区经济增长质量——基于包容性全要素生产率视角[J]. 经济评论,2022(2).
- [23]徐雪,王永瑜. 中国省域新型城镇化、乡村振兴与经济增长质量耦合协调发展及影响因素分析[J]. 经济问题探索,2021(10).
- [24]吕冰洋,马光荣,胡深. 蛋糕怎么分:度量中国财政分权的核心指标[J]. 财贸经济,2021(8).
- [25]陈平泽,刘星月,李易轩. “双一流”建设背景下财政自主度与高等教育资源配置效率研究——来自新型财政自主度指标的经验证据[J]. 江西财经大学学报,2023(3).
- [26]陈平泽,刘星月,王劲. 财政分权提高了地方医疗卫生服务供给效率和水平吗?——基于精细化的财政自主度指标的实证检验[J]. 地方财政研究,2023(3).
- [27]郭健,张明媛,于倩等. 财政分权与高质量发展——兼论分权的“适度区间”[J]. 财政研究,2021(11).
- [28]王世泰,曹劲松. 新质生产力的缘起、生成动力与培育机理——基于马克思主义政治经济学视角[J]. 南京社会科学,2024(3).
- [29]鲁邦克,金大卫. 我国经济发展平衡性充分性的测度与空间动态演进[J]. 统计与决策,2022(5).
- [30]王珏,王荣基. 新质生产力:指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报,2024(1).
- [31]李振叶,刘杨程,徐斌. “互联网+”对工业高质量发展的影响——基于面板中介效应模型的估计[J]. 科技进步与对策,2020(14).
- [32]谭小芬,张文婧. 财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化[J]. 经济研究,2021(6).
- [33]赵宇,汪发元. 数字化水平、公共政策对共同富裕的影响——基于长江经济带的实证[J]. 统计与决策,2023(24).
- [34]张苏,朱媛. 人口老龄化、数字化转型与新质生产力发展[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2024(3).
- [35]李齐云,周雪. 财政分权、经济增长目标与全要素生产率[J]. 商业研究,2023(1).
- [36]朱琴,姜彩楼. 知识产权贸易对环境全要素生产率的影响研究——基于跨国样本的内生性检验[J]. 统计与信息论坛,2016(8).
- [37]冯英杰,钟水映,赵家玲等. 市场化程度、资源错配与企业全要素生产率[J]. 西南民族大学学报(人文社科版),2020(5).

收稿日期 2024-05-12 责任编辑 刘梅