

新质生产力与中国式现代化：影响效应与作用机制

丁玉龙

(安庆师范大学 经济与管理学院,安徽 安庆 246133)

摘要:新质生产力是推动经济社会发展和中国式现代化的重要动力。文章先从理论层面分析了新质生产力对中国式现代化的影响效应与作用机制,再利用2012—2024年中国30个省份的面板数据,从多个方面对二者之间的关系进行实证检验。研究发现:新质生产力对中国式现代化具有显著的正向影响,且该结论在经过一系列稳健性和内生性检验后依然成立。中介效应检验结果表明,新质生产力可以通过促进产业结构合理化与产业结构高级化赋能中国式现代化,即产业结构升级在其中发挥着中介作用。调节效应检验结果表明,政府创新投入可强化产业结构合理化与产业结构高级化在新质生产力赋能中国式现代化过程中的中介作用。门槛效应检验结果表明,政府创新投入具有单一门槛效应,当政府创新投入水平跨越门槛值后,新质生产力对中国式现代化的赋能效应显著增强。

关键词:新质生产力;产业结构升级;产业结构合理化;产业结构高级化;中国式现代化

中图分类号:F062.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2026)03-0005-07

0 引言

推进中国式现代化是建设社会主义现代化强国的根本路径,也是新时代党和国家的关键任务。中国式现代化建设需要完善的制度保障,同时也离不开高水平创新的支撑与深度赋能。2024年《政府工作报告》提出,“大力推进现代化产业体系建设,加快发展新质生产力”,并对发展新质生产力作出了重要战略部署。新质生产力是以关键性和颠覆性技术创新为主导的新型生产力,其创新动能和赋能效应都很强,正在引领企业生产、居民生活和社会治理方式发生深刻变革,对经济社会发展产生了广泛且深远的影响。新质生产力通过引领创新发展,为中国式现代化提供了新机遇和新引擎。厘清新质生产力与中国式现代化的内在逻辑关系,以及二者之间的作用机制,对于强化新质生产力的赋能效应、全面推进中国式现代化具有重要的理论与现实意义。

新质生产力与中国式现代化是当前学术界研究的热点话题,学者们对二者进行了丰富的研究。其一,对新质生产力展开定性分析与定量分析,深入探讨了新质生产力的科学内涵^[1]、根本特征^[2]及发展过程^[3],并且构建了多维指标体系对新质生产力水平进行测度,剖析其区域差异,探讨新质生产力的多维提升路径^[4]。其二,关于中国式现代化的研究。一是中国式现代化的内涵与特征。有学者认为,中国式现代化是基于中国国情,坚持中国共产党领导的社会主义现代化^[5],中国式现代化具有科学性特征^[6]。二是中国式现代化的实现路径与目标。有学者从坚持中国共产党

的领导、促进共同富裕、推动精神文明和美丽中国建设等方面,深刻阐释了中国式现代化的实现路径^[7]。还有学者总结了中国式现代化的经济目标^[8],并基于人口、经济、产业以及社会需求结构等方面,对中国式现代化的经济前景进行了预测^[9]。三是中国式现代化的理论与道路。有学者结合马克思主义现代化理论,深入探讨中国式现代化的理论内涵^[10],分析中国式现代化建设中的宏观经济管理理论^[11]和国家治理理论^[12],并基于金融^[13]视角,对中国式现代化的道路展开探讨。四是中国式现代化的水平测度和影响因素。在中国式现代化的水平测度方面,有学者基于经济、社会、生态、科技教育、生活质量等维度构建指标体系,对中国式现代化水平进行科学测度,并分析其变化趋势^[14]。在中国式现代化的影响因素研究方面,学者们基于不同视角,从生产要素、发展模式、新发展格局、发展理念、发展目标等方面,重点探讨了资本要素投入^[15]、消费驱动型发展模式^[16]、“双循环”新发展格局^[17]、高质量发展理念^[18]以及“双碳”目标^[19]与中国式现代化之间的关系。此外,还有学者从理论上分析了新质生产力与中国式现代化之间的关系,认为新质生产力是推进中国式现代化的重要动力^[20]。

通过梳理相关文献可知,已有研究多是分别对新质生产力和中国式现代化展开分析,而探讨新质生产力与中国式现代化之间关系的文献相对较少。鉴于此,本文将新质生产力与中国式现代化置于统一理论分析框架,实证检验新质生产力对中国式现代化的赋能作用,并进一步探讨产业结构升级的中介效应,以及政府创新投入的调节效应和门槛效应,以期为促进新质生产力发展、推进中国式现代

基金项目:国家社会科学基金青年项目(22CJY024);教育部人文社会科学研究青年基金项目(21YJC790022);安徽省社会科学创新发展研究课题(2023CX027);安徽省高校优秀青年科研项目(2022AH030102)

作者简介:丁玉龙(1988—),男,安徽金寨人,博士,副教授,研究方向:数字经济与新质生产力。

化提供实证参考。

1 理论分析与研究假设

1.1 直接影响

新质生产力可以直接赋能中国式现代化。一是新质生产力有助于促进信息高效流通和资源共享,提高人力资本水平和人口发展质量。同时,新质生产力可通过推动生产要素在城乡之间高效流动,为新型城镇化发展创造良好条件,有利于人口规模巨大的现代化。二是新质生产力能够促进劳动力市场供求信息的精准匹配,助力居民高效就业,增加居民收入,缩小城乡及区域之间的居民收入差距。而且,新质生产力可以优化公共服务布局,助力公共服务均等化,从而促进全体人民共同富裕的现代化。三是新质生产力不仅提高了居民物质生活水平,而且推动了文化广泛传播,拓宽了居民的文化视野,促进了物质文明和精神文明相协调的现代化。四是新质生产力有助于优化要素结构,推动生产要素流向高效率、低能耗部门,减少污染物排放,助力可持续发展,促进人与自然和谐共生的现代化。五是新质生产力可以强化知识、技术与文化的国际交流,提高中国产业在全球价值链中的地位,深化国际贸易合作,促进对外贸易发展,提升对外开放水平,拉近各国人民之间的距离,有利于构建网络空间命运共同体,从而推动走和平发展道路的现代化。基于此,本文提出:

假设1:新质生产力可以直接赋能中国式现代化。

1.2 产业结构升级的中介效应

产业结构升级包括产业结构合理化与产业结构高级化两个方面。一方面,新质生产力可以促进产业结构合理化。新质生产力具有协同效应,可以优化生产要素组合,强化产业之间的协同性与联动性,提高产业之间的协调程度。新质生产力推动优质生产要素流入高效率产业,优化资源配置,提升生产要素与产业之间的匹配程度,促进产业结构合理化。而产业结构合理化可以进一步赋能中国式现代化。一是产业结构合理化可以引导人口合理流动,促进人口形成合理的空间分布格局,有利于人口规模巨大的现代化。二是产业结构合理化可以提升区域产业发展质量和效率,助力区域协调发展,有利于实现全体人民共同富裕的现代化。三是产业结构合理化既可以促进物质产品的生产和消费,也可以优化文化产业布局,有利于推进物质文明和精神文明相协调的现代化。四是产业结构合理化是资源高效配置与集约利用的体现,可以减少资源消耗与浪费,促进绿色发展,有利于人与自然和谐共生的现代化。五是产业结构合理化可以吸引国际资本流入,促进国际贸易合作,有利于走和平发展道路的现代化。

另一方面,新质生产力可以推动产业结构高级化。新质生产力可以通过对传统产业进行改造,催生出新产业、新业态和新模式,从而促进产业结构高级化。而产业结构

高级化可以赋能中国式现代化。一是产业结构高级化会增加对高技能劳动力的需求,倒逼劳动力提升技能水平,并推动健康、养老产业发展,有利于人口规模巨大的现代化。二是产业结构高级化可以带动区域经济增长,缩小区域经济差距,有利于实现全体人民共同富裕的现代化。三是产业结构高级化既能提高物质产品供给质量,又能推动文化产业高质量发展,满足居民对高品质文化的需求,有利于推进物质文明和精神文明相协调的现代化。四是产业结构高级化可以促进高耗能、高污染产业进行绿色转型,降低废水、废气和固体废弃物排放量,有利于人与自然和谐共生的现代化。五是产业结构高级化可以推动对外贸易结构升级,提升产业国际竞争力,增强新发展格局效能,有利于走和平发展道路的现代化。

综上所述,本文提出:

假设2a:新质生产力可以通过促进产业结构合理化赋能中国式现代化。

假设2b:新质生产力可以通过推动产业结构高级化赋能中国式现代化。

1.3 政府创新投入的调节效应

政府创新投入是优化区域产业结构的重要保障,不仅可以为区域信息共享提供创新资金支持,而且可以拓展创新要素流通渠道,促进创新要素自由流动,使其与区域产业高效匹配。政府创新投入还可以吸引高技术产业和创新型人才集聚,优化区域要素组合与资源配置,这均有利于产业结构合理化。此外,政府创新投入还能加速推动先进技术研发与推广,增强创新动能,提升区域创新活跃度,助力知识和技术密集型产业发展和现代化产业体系建设,促进产业结构高级化,进而使新质生产力在更大程度上通过产业结构合理化与产业结构高级化赋能中国式现代化,即政府创新投入强化了产业结构合理化和产业结构高级化的中介作用。基于此,本文提出:

假设3:政府创新投入具有正向调节效应,可强化产业结构合理化和产业结构高级化在新质生产力赋能中国式现代化过程中的中介作用。

1.4 政府创新投入的门槛效应

政府创新投入对新质生产力的发展及其赋能效应具有重要影响。当政府创新投入处于较低水平时,支撑新质生产力发展的软件和硬件配套设施尚不完善,新质生产力发展相对缓慢,其规模和质量不足,产生的动能较小,导致新质生产力对中国式现代化的赋能效应较弱。然而随着政府创新投入的不断增加,区域创新能力大大增强,创新环境和相关设施逐渐改善,不仅加速推动了区域新质生产力快速发展,增强了发展活力和动能,而且为新质生产力赋能效应的发挥创造了良好的条件与环境,使得新质生产力对经济社会发展产生的积极效应得以广泛、快速释放,因而新质生产力对中国式现代化的赋能作用显著增强。基于此,本文提出:

假设4:新质生产力对中国式现代化的赋能作用呈现边际效应递增的非线性特征。

2 研究设计

2.1 模型构建

2.1.1 基准模型

为了检验假设1,即新质生产力可以直接赋能中国式现代化,本文构建如下基准模型:

$$CHM_{it} = \alpha_0 + \lambda_1 DEC_{it} + \lambda_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示年份和省份, CHM_{it} 表示中国式现代化, DEC_{it} 表示新质生产力, Z_{it} 表示控制变量, ε_{it} 为随机扰动项。

2.1.2 中介效应模型

本文在基准模型的基础上,以产业结构升级为中介变量,构建如下中介效应模型,实证检验新质生产力赋能中国式现代化的内在机制。

$$CYI_{it} = v_0 + \eta_1 DEC_{it} + \eta_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CHM_{it} = \beta_0 + w_1 DEC_{it} + w_2 CYI_{it} + w_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, CYI_{it} 表示产业结构升级,包括产业结构合理化(REA)和产业结构高级化(GOV)两个方面;其他变量的含义同式(1)。

2.1.3 调节效应模型

本文在模型(3)的基础上,以政府创新投入为调节变量,构建如下调节效应模型:

$$CHM_{it} = \psi_0 + \theta_1 DEC_{it} + \theta_2 CYI_{it} + \theta_3 SIF_{it} + \theta_4 SIF_{it} * CYI_{it} + \theta_5 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, SIF_{it} 为政府创新投入, $SIF_{it} * CYI_{it}$ 表示政府创新投入与产业结构升级的交互项,其他变量的含义同式(1)。

2.1.4 面板门槛模型

本文进一步将政府创新投入作为门槛变量,构建面板门槛模型,探讨新质生产力赋能中国式现代化的非线性特征。

$$CHM_{it} = \pi_1 + \rho_{11} DEC_{it} \times I(SIF_{it} \leq e_1) + \rho_{12} DEC_{it} \times I(e_1 < SIF_{it} \leq e_2) + \rho_{13} DEC_{it} \times I(e_2 < SIF_{it} \leq e_3) + \dots + \rho_{1,n} DEC_{it} \times I(e_{n-1} < SIF_{it} \leq e_n) + \rho_{1,n+1} DEC_{it} \times I(SIF_{it} > e_n) + K_1 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, e_1, e_2, \dots, e_n 为门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数,括号内条件成立时取值为1,否则为0;其他变量的含义同式(1)。

2.2 变量设定

2.2.1 被解释变量

中国式现代化(CHM)。根据中国式现代化的内涵、本质与特征,本文基于人口规模巨大的现代化、全体人民共同富裕的现代化、物质文明和精神文明相协调的现代化、人与自然和谐共生的现代化、走和平发展道路的现代化五个维度选取指标,构建中国式现代化评价指标体系,见表1,并采用熵值法进行测度。

表1 中国式现代化评价指标体系

维度	一级指标	二级指标	属性
人口规模巨大的现代化	人口规模	城镇化率	+
		人口密度	+
	医疗条件	人均医疗卫生支出	+
		每千人口卫生技术人员数	+
		每万人口医疗卫生机构床位数	+
	社会保障	每万人口医疗卫生机构数	+
人均社会保障和就业支出		+	
每千名老年人口养老床位数		+	
全体人民共同富裕的现代化	财政与交通	人均住房保障支出	+
		一般公共预算支出	+
		公路里程数	+
	区域共享	人均交通运输支出	+
		城乡居民医疗保健支出相对差距	-
		城乡居民收入相对差距	-
物质文明和精神文明相协调的现代化	居民收支	人均地区生产总值相对差距	-
		农村居民人均可支配收入	+
		城镇居民人均可支配收入	+
		城镇非私营单位就业人员平均工资	+
	文化水平	居民人均消费支出	+
		人均拥有公共图书馆藏量	+
人与自然和谐共生的现代化	资源与污染	博物馆从业人员数	+
		群众文化机构从业人员数	+
		单位GDP电力消耗量	-
		二氧化硫排放量	-
	环境治理	氮氢排放量	-
		一般工业固体废物产生量	-
走和平发展道路的现代化	贸易绩效	生活垃圾无害化处理率	+
		森林覆盖率	+
	外资企业	人均进出口总额	+
		外商投资单位就业人员平均工资	+

2.2.2 解释变量

新质生产力(DEC)。根据新质生产力的内涵与特征,基于科学性、客观性与数据可获取性原则,本文从新型基础设施建设、劳动生产力、科技生产力、数字生产力四个维度选取指标,构建新质生产力评价指标体系,如表2所示。同样采用熵值法进行测度。

表2 新质生产力评价指标体系

维度	一级指标	二级指标	属性
新型基础设施建设	互联网基础设施	互联网域名数	+
		互联网宽带接入端口数	+
	移动电话基础设施	移动电话用户数	+
劳动生产力	劳动力投入	移动电话交换机容量	+
		科学研究和技术服务业就业人员	+
	人力资本支撑	信息传输、软件和信息技术服务业就业人员	+
科技生产力	科技创新投入	15岁及以上文盲人口占比	-
		R&D经费投入	+
	科技创新产出	R&D人员全时当量	+
数字生产力	数字产业业务量	专利申请数	+
		专利授权数	+
		新产品销售收入	+
	产业数字化水平	快递业务量	+
数字产业业务量	电子商务采购额	+	
	软件业务收入	+	
产业数字化水平	有电子商务交易活动的企业数	+	
	企业每百人使用计算机数	+	

2.2.3 中介变量

(1)产业结构合理化(*REA*)。本文采用泰尔指数测算产业结构合理化水平,具体计算公式为: $REA = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_i}{Y} \ln\left(\frac{Y_i/L_i}{Y/L}\right)$,其中, $i(i=1,2,3)$ 表示产业, Y_i 和 L_i 分别表示第*i*产业的增加值和从业人数, Y 表示地区生产总值, L 表示总就业人数。*REA*的值越大,表示产业结构合理化水平越低;反之,则越高。

(2)产业结构高级化(*GOV*)。由于产业结构层次是产业结构高级化的重要体现,因此,本文采用如下公式测度产业结构高级化水平: $GOV = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_i}{Y} \times i$, i 和 Y 的含义同上。*GOV*的值越大,表明产业结构高级化水平越高;反之,则越低。

2.2.4 调节变量和门槛变量

政府创新投入(*SIF*)。为了分析政府创新投入对“新质生产力—产业结构升级—中国式现代化”这一过程的调节效应,并考察新质生产力对中国式现代化的非线性影响,本文将政府创新投入作为调节变量和门槛变量,并利用R&D经费投入中的政府资金与地区R&D经费总额之比乘以100衡量。

2.2.5 控制变量

为了提高估计结果的准确性与可信度,本文选取如下控制变量:一是财政涉农支出(*TRD*),使用各地区人均财政农林水事务支出衡量。二是经济发展水平(*HAP*),采用人均GDP衡量。三是金融支持(*FCD*),采用人均财政金融支出额衡量。四是生态治理投资(*FIC*),采用各地区人均水土保持及生态治理项目投资额衡量。五是固定资产投资(*GDT*),采用人均固定资产投资额衡量。

2.3 数据来源

考虑到数据的完整性与可得性,本文采用2012—2024年中国30个省份(不含西藏和港澳台)的平衡面板数据作为研究样本。相关数据主要来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、各省份统计年鉴等。对于少量缺失数据,采用插值法补全。

3 实证分析

3.1 基准回归分析

本文采用逐步加入控制变量的方法进行基准回归分析,结果见表3。其中,列(1)中未加入控制变量,列(2)至列(6)中逐步加入控制变量。回归结果均显示,新质生产力可显著促进中国式现代化。可能的原因是:新质生产力可以为资源共享提供动能,改善地区公共服务状况,为人口规模巨大的现代化提供保障。新质生产力可以促进区域协调发展,缩小收入差距,有利于全体人民共同富裕。新质生产力可以改善居民物质和文化生活状态,促进物质文明和精神文明相协调。新质生产力可以提高资源利用效率,优化生态环境,促进人与自然和谐共生。新质生产

力可以提升中国产业的全球价值链地位,推动中国对外贸易的发展。因此,新质生产力可以直接赋能中国式现代化,假设1得以验证。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DEC</i>	0.6378*** (0.0255)	0.4803*** (0.0232)	0.1853*** (0.0484)	0.1919*** (0.0453)	0.1867*** (0.0454)	0.1876*** (0.0455)
<i>TRD</i>		0.0038*** (0.0003)	0.0031*** (0.0003)	0.0030*** (0.0003)	0.0029*** (0.0003)	0.0029*** (0.0003)
<i>HAP</i>			1.0773*** (0.1577)	0.9226*** (0.1490)	0.8725*** (0.1530)	0.8512*** (0.1606)
<i>FCD</i>				0.0138*** (0.0019)	0.0137*** (0.0019)	0.0138*** (0.0019)
<i>FIC</i>					0.3374 (0.2417)	0.3189 (0.2455)
<i>GDT</i>						0.0552 (0.1247)
常数项	9.7877*** (0.3598)	5.3209*** (0.4265)	3.1230*** (0.5146)	3.5828*** (0.4853)	3.8829*** (0.5301)	3.7964*** (0.5655)
F	627.59	590.21	459.21	407.21	327.03	271.94
R ²	0.6361	0.7673	0.7942	0.8206	0.8216	0.8217
观测值	390	390	390	390	390	390

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,()内为标准误。下同。

列(6)中控制变量的估计结果显示,财政涉农支出、经济发展水平、金融支持的回归系数均显著为正,表明这些控制变量对中国式现代化均具有显著的促进作用。可能的原因是:财政涉农支出可推动农村基础设施建设和民生项目发展,助力改善居民生活条件,缩小城乡差距,促进区域协调发展,为中国式现代化提供坚实的财政保障。经济发展水平是中国式现代化的关键支撑,经济发展水平的提升不仅可以丰富居民的文化生活,推动精神文明建设,而且可以促进就业,提高居民收入,缩小城乡收入差距,实现共同富裕。此外,经济发展水平的提升还推动了国际贸易的发展,深化了国际合作,有利于和平发展。因此,经济发展水平的提升显著促进了中国式现代化。金融支持是驱动中国式现代化的重要动力,金融支持在改善产业结构、提高产业发展质量和生态环境质量、促进绿色发展等方面具有积极作用,为中国式现代化提供了金融保障。生态治理投资、固定资产投资的回归系数为正,但不显著。原因可能是:现阶段,中国生态治理投资和固定资产投资规模不足,资金利用效率有待提高,投资结构存在不平衡现象,导致其对中国式现代化的赋能效应尚未充分显现。

3.2 稳健性检验

(1)特殊值处理

为排除异常值及直辖市样本的影响,本文分别采用双向缩尾5%和剔除直辖市样本两种方式,对特殊值进行处理,回归结果分别见下页表4列(1)和列(2)。可以看出,新质生产力的回归系数都在1%的水平上显著,表明新质生产力对中国式现代化具有显著的促进作用,说明基准回归结果稳健。

(2)更换解释变量和被解释变量的测度方法

将熵值法更换为主成分分析法,分别对新质生产力和

表4 稳健性检验结果

	特殊值处理		更换解释变量和被解释变量的测度方法			分时段估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
DEC	0.1550*** (0.0433)	0.2118*** (0.0527)	4.9862*** (0.6373)	0.0269*** (0.0031)	0.4907*** (0.0440)	0.1026* (0.0608)	0.1674** (0.0702)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	2.3900*** (0.5324)	2.5489*** (0.5910)	10.1083*** (1.0429)	-1.5303*** (0.0391)	-0.9479*** (0.0720)	2.2006*** (0.7689)	6.7718*** (1.2760)
F	261.29	209.02	311.34	631.57	714.11	180.70	61.33
R ²	0.8158	0.8039	0.8407	0.9146	0.9237	0.9049	0.6434
观测值	390	338	390	390	390	150	240

中国式现代化水平进行测度,回归结果见表4列(3)和列(4);此外,本文还同时采用主成分分析法对二者进行测度,回归结果见表4列(5)。以上回归结果均显示,新质生产力依然可以显著促进中国式现代化,说明基准回归结果具有稳健性。

(3)分时段估计

2017年1月,国务院办公厅印发《关于创新管理优化服务培育壮大经济发展新动能加快新旧动能持续转换的意见》,提出实施创新驱动的新举措,可能会对新质生产力的发展产生积极影响。因此,本文以2017年为分界点,将总样本划分为2012—2016年和2017—2024年两个子样本,并进行分组回归,结果分别见表4列(6)和列(7)。可以看出,新质生产力的回归系数均显著为正,再次证明新质生产力赋能中国式现代化这一结论具有稳健性。

3.3 内生性处理

本文采用工具变量法进行内生性处理,分别使用1985年每万户电话数(TEL)、1985年人均函件数量(LET)与上一年全国互联网投资额(INT)相乘,构造交互项作为新质生产力的工具变量;同时,还选择新质生产力的滞后一期(DEC_{t-1})作为工具变量。采用两阶段最小二乘法进行回归,结果见表5。可以看出,新质生产力的回归系数均显著为正,表明在处理了内生性问题后,新质生产力仍可显著促进中国式现代化。

表5 内生性处理:工具变量法

	工具变量1: TEL×INT		工具变量2: LET×INT		工具变量3: DEC _{t-1}	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
DEC		0.4938*** (0.1123)		0.2404*** (0.0810)		0.2119*** (0.0522)
工具变量	0.0375*** (0.0042)		1.2412*** (0.0971)		0.9880*** (0.0197)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.6356*** (0.5963)	5.2039*** (0.7602)	-1.7055*** (0.5562)	4.0390*** (0.6449)	0.4096 (0.2573)	4.4481*** (0.6678)
R ²	0.8730	0.7989	0.8934	0.8210	0.9807	0.7931
Anderson canon. corr. LM	66.575 [0.0000]		113.737 [0.0000]		292.442 [0.0000]	
Cragg-Donald Wald F	80.318 [16.38]		163.495 [16.38]		2522.796 [16.38]	
观测值	390		390		360	

注:[]内为P值,[]内为Stock-Yogo弱识别检验的10%水平上的临界值。

3.4 中介效应检验

基于前文的理论分析,本文对产业结构升级的中介效

应进行检验,回归结果见表6。在产业结构合理化方面,列(2)中新质生产力的回归系数显著为负,表明新质生产力可以促进产业结构合理化。列(3)中,新质生产力与产业结构合理化的回归系数均显著,且与列(1)中的基准回归结果相比,列(3)中新质生产力的回归系数有所下降,说明在新质生产力赋能中国式现代化的过程中,产业结构合理化发挥了部分中介效应。假设2a得以验证。在产业结构高级化方面,列(4)中新质生产力的回归系数显著为正,说明新质生产力可以促进产业结构高级化。列(5)中新质生产力与产业结构高级化的回归系数均显著为正,且与列(1)相比,列(5)中新质生产力的回归系数也有所下降,说明产业结构高级化在新质生产力赋能中国式现代化的过程中也发挥了部分中介效应。假设2b得以验证。

表6 中介效应检验结果

	基准回归	产业结构升级				
		产业结构合理化			产业结构高级化	
		CHM	REA	CHM	GOV	CHM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
DEC	0.1876*** (0.0455)	-0.0428*** (0.0117)	0.1427*** (0.0446)	0.0015*** (0.0004)	0.1412*** (0.0451)	
REA			-1.0481*** (0.1986)			
GOV					31.8564*** (6.5394)	
控制变量	是	是	是	是	是	
常数项	3.7964*** (0.5655)	-0.5808*** (0.1459)	3.1876*** (0.5573)	0.8006*** (0.0045)	-21.7075*** (5.2640)	
F	271.94	40.82	254.75	106.27	251.45	
R ²	0.8217	0.4090	0.8348	0.6430	0.8329	
观测值	390	390	390	390	390	

3.5 调节效应检验

本文将政府创新投入作为调节变量,实证分析其对作用机制产生的调节效应,具体包括以下两个方面:一是政府创新投入对产业结构合理化的中介机制的调节效应。下页表7列(1)为产业结构合理化中介效应检验第三步的回归结果;列(2)在此基础上加入政府创新投入及其与产业结构合理化的交互项,以进行调节效应检验。列(2)的结果显示,政府创新投入与产业结构合理化交互项的回归系数显著为负,且与列(1)中产业结构合理化的回归系数符号相同,表明政府创新投入强化了产业结构合理化在新质生产力赋能中国式现代化过程中的中介作用。二是政府创新投入对产业结构高级化的中介机制的调节效应。列(3)为产业结构高级化中介效应检验第三步的回归结果,列(4)在此基础上加入政府创新投入及其与产业结构高级化的交互项,以进行调节效应检验。列(4)中的调节效应检验结果显示,政府创新投入与产业结构高级化交互项的回归系数显著为正,且与列(3)中产业结构高级化的回归系数符号相同,表明政府创新投入也强化了产业结构高级化在新质生产力赋能中国式现代化过程中的中介作用。假设3得以验证。

表7 调节效应检验结果

	对产业结构合理化的调节效应		对产业结构高级化的调节效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DEC	0.1427*** (0.0446)	0.1151*** (0.0399)	0.1412*** (0.0451)	0.1336*** (0.0426)
SIF*REA		-0.0453*** (0.0093)		
REA	-1.0481*** (0.1986)	-0.0268 (0.2711)		
SIF*GOV				0.7483** (0.3101)
GOV			31.8564*** (6.5394)	8.3377 (9.8087)
SIF		0.1236*** (0.0292)		-0.4551* (0.2711)
控制变量	是	是	是	是
常数项	3.1876*** (0.5573)	-0.4595 (0.9083)	-21.7075*** (5.2640)	-7.0654 (8.2424)
F	254.75	263.45	251.45	239.73
R ²	0.8348	0.8711	0.8329	0.8601
观测值	390	390	390	390

3.6 门槛效应检验

本文进一步将政府创新投入作为门槛变量进行门槛效应检验。表8显示,经过300次Bootstrap自助法反复抽样后,政府创新投入仅通过了单一门槛检验,门槛值为50.1222。

表8 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	F值	P值	临界值			BS次数	门槛值
				1%水平	5%水平	10%水平		
SIF	单一门槛	39.5200	0.0867	90.7957	51.2068	35.5210	300	50.1222
	双重门槛	11.0700	0.5633	84.7886	45.5308	35.3781	300	52.0628

基于门槛效应检验结果,本文构建面板门槛模型进行回归分析,结果见表9。由表9可知,在不同门槛区间,新质生产力的回归系数均在1%的水平上显著,说明新质生产力可显著促进中国式现代化。进一步分析发现,当政府创新投入水平小于或等于门槛值时,新质生产力的回归系数为0.2210;而当政府创新投入水平跨越门槛值后,新质生产力的回归系数提升至0.4045,增幅较大。这表明随着政府创新投入水平的提高,新质生产力对中国式现代化的赋能效应显著增强,即新质生产力对中国式现代化的促进作用具有边际效应递增的非线性特征,假设4得以验证。

表9 门槛效应回归结果

	CHM
DEC×I(SIF≤50.1222)	0.2210***(0.0437)
DEC×I(SIF>50.1222)	0.4045***(0.0561)
控制变量	是
常数项	3.2358***(0.5466)
F	262.08
R ²	0.8386
观测值	390

4 结论与建议

4.1 结论

本文基于2012—2024年中国30个省份的面板数据,实证检验了新质生产力对中国式现代化的影响效应与作

用机制,所得结论如下:(1)新质生产力可以直接赋能中国式现代化,在经过特殊值处理、更换解释变量和被解释变量的测度方法、分时段估计等稳健性检验和基于工具变量法的内生性检验后,这一结论仍然成立。(2)新质生产力可以通过促进产业结构合理化与产业结构高级化赋能中国式现代化,即产业结构升级可在新质生产力与中国式现代化之间发挥中介效应。(3)政府创新投入可强化产业结构合理化与产业结构高级化在新质生产力赋能中国式现代化过程中的中介作用。(4)新质生产力对中国式现代化的赋能作用呈现边际效应递增的非线性特征,当政府创新投入水平跨越门槛值后,新质生产力对中国式现代化的赋能作用显著增强。

4.2 建议

基于以上结论,本文提出如下建议:

一是多措并举,推动新质生产力发展。在加速推动新型基础设施建设的基础上,进一步加大对高新技术的研发投入力度,完善技术创新机制,加速技术创新成果落地与应用,为培育新质生产力提供关键性和颠覆性技术支撑。积极培养高素质人才,为推动新质生产力发展提供人力资源储备。

二是优化产业结构,促进产业结构升级。完善要素配置体制机制,打通生产要素流动中存在的多维堵点,加快促进生产要素广泛、顺畅流动,缓解资源错配,推动生产要素与各产业高效匹配,促进产业结构合理化。同时,积极利用数字技术对传统产业进行改造和升级,强化技术赋能效应,提高产业结构层次,促进产业结构高级化,充分发挥新质生产力对中国式现代化的积极效应。

三是增加政府创新投入,强化新质生产力对中国式现代化的赋能效应。加大政府创新投入力度,整合不同地区、部门的创新资源,优化创新环境,增强创新动能,促进产业结构升级。同时,以政府创新投入为依托,推动政务服务数字化、智能化转型,完善数字政府建设,提升政府治理能力,为新质生产力高效赋能中国式现代化提供高质量的创新环境和政务服务。

参考文献:

[1]孟捷,韩文龙.新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J].经济研究,2024,59(3).
 [2]刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(3).
 [3]方敏,杨虎涛.政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J].经济研究,2024,59(3).
 [4]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3).
 [5]韩保江,李志斌.中国式现代化:特征、挑战与路径[J].管理世界,2022,38(11).
 [6]张亚光,毕悦.中国式现代化的百年探索与实践经验[J].管理世界,2023,39(1).
 [7]宁吉喆.中国式现代化的方向路径和重点任务[J].管理世界,2023,39(3).
 [8]洪银兴.论中国式现代化的经济学维度[J].管理世界,2022,38(4).
 [9]中国式现代化研究课题组.中国式现代化的理论认识、经济前景与

- 战略任务[J].经济研究,2022,57(8).
- [10]裴长洪,倪江飞.中国式现代化理论是马克思主义的创新发展——党的二十大精神学习中的思考[J].经济研究,2023,58(2).
- [11]程霖,岳翔宇,夏艳秋.宏观经济管理理论创新与中国式现代化:标识性概念演进的视角[J].经济研究,2023,58(1).
- [12]欧阳康.中国式现代化视域中的国家制度和国家治理现代化[J].中国社会科学,2023(4).
- [13]何德旭,张雪兰.从金融视角看中国式现代化道路[J].中国社会科学,2023(5).
- [14]赵西君,郭剑锋,季小妹,等.中国式现代化指标体系构建与实证研究[J].社会科学家,2023(7).
- [15]胡家勇.在中国式现代化建设中发挥好资本的作用[J].经济动态,2022(10).
- [16]史琳琰,张彩云,胡怀国.消费驱动型发展的理论逻辑、生成路径及对中国式现代化的启示[J].经济学家,2023(2).
- [17]戴翔.双循环推进中国式现代化的逻辑及路径[J].财贸研究,2022,33(11).
- [18]刘伟,范欣.以高质量发展实现中国式现代化,推进中华民族伟大复兴不可逆转的历史进程[J].管理世界,2023,39(4).
- [19]车丽娟,于法稳.“双碳”目标助推中国式现代化的内在逻辑、现实问题与实践路径[J].重庆社会科学,2023(8).
- [20]张林.新质生产力与中国式现代化的动力[J].经济学家,2024(3).
- (责任编辑 梁 红)

New Quality Productivity and Chinese-style Modernization: Impact Effect and Action Mechanism

Ding Yulong

(School of Economics and Management, Anqing Normal University, Anqing Anhui 246133, China)

Abstract: New quality productivity is an important driving force to promote economic and social development and Chinese path to modernization. This paper first analyzes the influencing effect and action mechanism of new quality productivity on Chinese path to modernization from the theoretical level, and then empirically tests the relationship between the two from many aspects by using the panel data of 30 provinces in China from 2012 to 2024. The research finds that the new quality productivity has a significant positive impact on Chinese path to modernization, and that this conclusion is still true after a series of robustness and endogenous tests. The mediating effect test results show that the new quality productivity can empower Chinese path to modernization by promoting the rationalization and advancement of industrial structure, that is, the industrial structure upgrading plays a mediating role in it. The regulatory effect test results show that the government innovation investment can strengthen the mediating role of the rationalization and advancement of industrial structure in the process of new quality productivity enabling Chinese path to modernization. The threshold effect test results show that government innovation investment has a single threshold effect, and that when the level of government innovation investment crosses the threshold value, the empowering effect of new quality productivity on Chinese path to modernization is significantly enhanced.

Key words: new quality productivity; industrial structure upgrading; rationalization of industrial structure; advancement of industrial structure; Chinese path to modernization