

# 新质生产力对资源配置效率的影响效应研究

徐波 王兆萍 余乐山 刘柯\*

**摘要：**培育和发展新质生产力是新时代提升资源配置效率的重要途径。本文基于 2011~2022 年中国省级面板数据，研究新质生产力对资源配置效率的影响效应及作用机制。结果表明：①新质生产力能够缓解市场扭曲，提升资源配置效率；②新质生产力通过提高劳动生产率、增强市场竞争间接促进资源有效配置；③新质生产力对东部地区资源配置效率的提升作用最强，中部地区次之，西部地区不显著；④新质生产力对资源配置效率表现出负向空间溢出效应；⑤新质生产力促进资源有效配置的过程中存在产业结构门槛。鉴于此，中国应加快培育和发展新质生产力，以此为契机促进资源配置效率有效提升、实现经济高质量发展。

**关键词：**新质生产力；资源配置效率；劳动生产率；市场竞争

DOI: 10.19313/j.cnki.cn10-1223/f.20240417.001

## 一、引言

改革开放以来，我国经济迅速发展，取得了举世瞩目的成绩，但市场在资源配置中的作用仍未充分显现（崔书会等，2019），要素资源错配正严重阻碍我国生产效率的提升。研究表明，若能有效消除资本和劳动力要素错配，我国工业企业全要素生产率将提高 51% 以上（李静等，2012）。2020 年 3 月，国务院《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出，要“促进要素有序流动，提高要素配置效率”；党的二十大报告也明确提出“要破除劳动力流动的体制和政策弊端”。显然，提高经济社会资源配置效率已然成为促进国内国际双循环、实现经济高质量发展的重要议题。

2023 年 9 月，习近平总书记在黑龙江考察时首次提出“新质生产力”一词，强调要“积极培育新能源、新材料、先进制造、电子信息等战略性新兴产业，积极培育未来产业，加快形成新质生产力”。2024 年 1 月，习近平总书记在二十届中央政治局第十一次集体学习时再次强调，“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，必须继续做好创新这篇大文章，推动新质生产力加快发展。”新质生产力的提出不仅丰富了马克思主义政治经济学生产力的内涵，更赋予其中国化、时代化意义，正日益成为新时期破解中国经济发展难题、实现经济高质量发展的动力源泉。作为一种新型质态，新质生产力的发展能否促进资源配置效率的提升呢？二者之间存在何种作用机制？对于不同地区的影响效果有何差异？回答上述问题对于新时期促进我国资源有效配置和经济高质量发展具有重要的政策参考价值。

## 二、文献综述

“生产力”一词最早由法国古典经济学家、重农学派创始人弗朗斯瓦·魁奈（1757）在其著作

\* 徐波，陕西师范大学国际商学院博士研究生；通信作者：王兆萍，陕西师范大学国际商学院教授，E-mail: wangzhaoping99@aliyun.com；余乐山，陕西师范大学国际商学院博士研究生；刘柯，陕西师范大学国际商学院博士研究生。

基金项目：国家社会科学基金资助项目“新就业形态下城市就业劳动力工作时间配置：行为决策、福利效应与实践向度”（21BJY086）

《谷物论》中提出。此后，亚当·斯密（1776）和弗里德里希·李斯特（1847）等人从经济学视角对生产力理论做出进一步论述。马克思和恩格斯（1867）指出：生产力是具有劳动能力的人和生产资料相结合而形成的改造自然的能力，同时，马克思认为“生产力中也包括科学”。2023年，习近平总书记在新一轮科技革命兴起的背景下对生产力理论做出创新，开拓性地提出“新质生产力”的全新概念，这是新时期、新时代中国共产党对马克思主义政治经济学的深化与补充。

目前学界关于新质生产力的研究主要集中在内涵特征、生成逻辑、水平测度等方面。内涵特征方面，主流观点认为新质生产力是以信息化、网络化、智能化为本质特征（纪玉山等，2024），以战略性新兴产业和未来产业为主导（胡莹和方太坤，2024），以整合科技资源而催生的经济系统高效利用自然、改造自然的能力（张林和蒲清平，2023）。生成逻辑方面，现有研究认为新质生产力由“高素质”的劳动者、“新介质”的劳动材料以及“新料质”的劳动对象构成，新质生产力不是对传统生产力的替代或否定，而是依托重大技术突破对传统生产力的复苏和超越（赵峰和季雷，2024），是通过颠覆性技术突破而生成的生产力（纪玉山等，2024）。水平测度方面，当前研究成果主要从生产力三要素或二要素理论构建指标评价体系对省域（王珏和王荣基，2024）及企业（宋佳等，2024）层面的新质生产力水平进行测度。

如何促进资源配置效率有效提升向来是学界广泛关注的热点话题。相关研究主要集中在资源配置效率的影响因素及测度等方面。关于资源配置效率的影响因素，已有研究证实数字经济、政府治理、金融科技、交通基础设施建设等均有助于提高资源配置效率（吕康银等，2023；李青原等，2023；王满仓等，2023；史梦昱等，2022），而信息不对称、城镇化、空气污染则不利于资源配置效率的提升（杜群阳等，2022；于世海等，2022；汪克亮和赵斌，2022）。关于资源配置效率的测度，已有文献主要以资源错配指数对资源配置效率进行表征，如C-D函数（Hsieh & Klenow, 2009；刘诚和夏杰长，2023）、资本和劳动力错配指数（陈永伟和胡伟民，2011）；也有研究以市场化指数（丛屹和俞伯阳，2020）以及全要素生产率（王明益和姚清仿，2022）衡量国家或地区的资源配置效率。中观层面，学者主要采用数据包络模型、两阶段StoNED模型、加成率分布法等方式测度产业资源配置效率（范斐等，2016；杨强和祝宏辉，2024；范德成和杜明月，2018；祝树金等，2021）。微观层面，已有文献主要借助企业利润函数、OP协方差法以及企业全要素生产率等（张天华和张少华，2016；郭晓丹等，2019；吕可夫等，2024）核算企业资源配置效率。

现有文献对新质生产力和资源配置效率进行了广泛而深入的探索，研究成果颇丰，但仍然存在以下问题：第一，多数文献从理论分析的视角对新质生产力展开研究，仅有少数文献对新质生产力水平进行测度。第二，鲜有研究对新质生产力与资源配置效率的关系进行定性与定量分析。有鉴于此，本文将在以下两个方面做出边际贡献：第一，以2011~2022年中国30个省份为研究样本，从新质劳动者、新质劳动资料及新质劳动对象3个维度构建新质生产力指标评价体系，并科学、客观、全面地测算新质生产力水平。第二，采用科学的方法探析新质生产力对资源配置效率的影响效应、作用机制、异质性及非线性影响效应。本文研究结论为培育和发展新质生产力、实现资源有效配置与经济高质量发展提供理论指引。

### 三、理论分析与假设提出

#### （一）新质生产力对资源配置效率的直接影响

新质生产力包括受教育水平、技能素养提高的新质劳动者，实现数字化、信息化、智能化的新

质劳动资料及以战略性新兴产业、未来产业为主的新质劳动对象。新质生产力作为一种更为高级的生产力，能够矫正资源错配，提高资源配置效率，具体表现在以下三个方面：

首先，就新质劳动者而言。第一，劳动者受教育水平、技能素养的提升从根本上提高人力资本素质，进而劳动者从事更为复杂的劳动，经济社会生产、分配、销售等环节的运行效率得以提高，资源错配程度得到缓解，市场资源有效配置。第二，人力资本素质的提升意味着劳动力可从事工作的广度和深度的强化，劳动力在市场信息的引导下突破原有的生产部门和地域空间限制，从事多样性的工作，流动性增强，进而劳动力就业市场的竞争程度不断加强，劳动力实现合理配置，资源配置效率得以提升。

其次，就新质劳动资料而言。第一，数字化平台等有形劳动资料能够解决信息不对称问题，可以及时、精准地引导劳动力、资本等生产要素实现供需匹配，提高要素资源配置效率。第二，科技创新等无形劳动资料能够推动生产方式的更新迭代，提高经济社会生产效率，促使生产要素在市场机制和价格信号的引导下向生产效率高的部门流动，通过资源要素的重组实现资源有效配置。

再者，就新质劳动对象而言。第一，较之传统产业，战略性新兴产业、未来产业在技术创新、生产方式、经营管理等方面拥有较大优势，从而在市场竞争中获取更高的经济利润，根据“逐利性”特征可知，资本等生产要素会迅速向新质产业集聚，配置效率提高。第二，战略性新兴产业、未来产业的培育和发展能够创造大量的新职业和新岗位，而拥有高等教育水平和技能素养的劳动力能够迅速与新职业、新岗位相匹配，从而改善劳动力资源配置。

基于以上分析，本文提出研究假设 H1：

H1：新质生产力对资源配置效率提升具有积极影响。

## （二）新质生产力对资源配置效率的间接影响

新质生产力通过提高劳动生产率提升资源配置效率。一方面，新质生产力能够提升劳动生产率。马克思（1867）认为，“大工业把巨大的自然力和自然科学并入生产过程，必然大大提高劳动生产率。”而由关键技术创新引领的战略性新兴产业、未来产业等新质产业是在大工业基础上的进一步跃升，必然会在更大程度上提升劳动生产率。另一方面，高的生产率意味着生产部门获得优于其他部门的超额利润，进而诱发其他生产部门的生产要素向本部门集聚，生产要素错配程度得以缓解，劳动力、资本等生产要素得到有效配置。

新质生产力通过加强市场竞争提升资源配置效率。一方面，新质生产力能增强市场竞争。根据“核心-边缘”模型，新质生产力的发展会在一定空间范围内产生集聚的向心力，不断吸引周边地区劳动力、资本等生产要素向本地区集聚，进而增强本地区市场竞争。另一方面，市场竞争的增强能够提升资源配置效率。市场竞争产生的“挤出效应”能够促使优质生产要素从盈利能力弱、生产率低的落后产业流出，转而流向盈利能力强、生产率高新质产业，从而提升整体资源配置效率。

基于以上分析，本文提出研究假设 H2a、H2b：

H2a：新质生产力通过提高劳动生产率提升资源配置效率。

H2b：新质生产力通过加强市场竞争提升资源配置效率。

## （三）新质生产力对资源配置效率的异质性影响

由于地理区位、资源禀赋、产业政策的差异，我国经济社会表现出较为明显的区域异质性特征，如东中西差异、南北差异、沿海地区和内陆地区的发展差异等。地区间的发展差距可能导致新质生

产力对资源配置效率的影响存在差异：首先，东部地区人力资源丰富、数字基础设施完备、交通设施完善、战略性新兴产业及未来产业布局早、金融资本及相关制度健全，因而新质生产力发展水平高，有利于资源配置效率提升。其次，中西部地区由于劳动力平均受教育程度相对较低，主要依赖传统产业发展，创新能力弱、技术发展滞后，因而新质生产力发展水平较低，不利于资源有效配置。基于以上分析，本文提出研究假设 H3：

H3：新质生产力对资源配置效率的影响具有区域异质性。

#### （四）新质生产力对资源配置效率的非线性影响

习近平总书记指出：培育和发展新质生产力的关键在于新能源、新材料、电子信息、先进制造业为主的新兴产业以及未来产业的培育，关键领域技术的创新必将促进新质生产力的形成。新质生产力的培育与发展将重塑产业形态，推动产业结构升级。因此，新质生产力对资源配置效率的影响可能存在产业结构门槛。具体表现为：新质生产力对本地区资源配置效率的促进效应随产业结构升级的提升呈现下降的趋势。基于以上分析，本文提出研究假设 H4：

H4：新质生产力对资源配置效率的影响存在非线性产业结构门槛。

## 四、研究设计

### （一）研究样本

#### 1. 变量选取

##### （1）被解释变量

资源配置效率（Allocation）。资源有效配置是指在市场机制的作用下，要素自由流动到生产效率高的部门，从而实现产出最大化的帕累托最优状态，而资源错配或者市场扭曲意味着这一状态的偏离。借鉴 Hsieh & Klenow（2009）、陈永伟等（2011）及刘诚等（2023）的做法，本文采用 C-D 函数推导各省份的市场扭曲程度间接衡量资源配置效率，二者之间的关系表现为：市场扭曲程度越高，资源配置效率越低。计算过程如下：

##### ①设定模型：

$$\ln Y_{it} = c + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$$

##### ②劳动边际产出和资本边际产出：

$$MP_L = \beta Y_{it}/L_{it}; MP_K = \alpha Y_{it}/K_{it}$$

##### ③劳动和资本对应的市场扭曲程度：

$$disL_{it} = |\beta Y_{it}/w_{it}L_{it} - 1|; disK_{it} = |\alpha Y_{it}/r_{it}K_{it} - 1|$$

##### ④总的市场扭曲程度：

$$dist_{it} = disK_{it}^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} disL_{it}^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}}$$

其中， $Y_{it}$ 表示  $i$  省份在  $t$  年的实际地方生产总值，本文以 2011 年为基期，通过剔除各年度的价格因素测算出实际 GDP； $K_{it}$ 代表  $i$  省份在第  $t$  年的资本存量，借鉴张军等（2004）的做法，以 2011 年为基期对各年度固定资产投资（ $I_{i,t}$ ）进行衡量，进而用永续盘存法对各年度的实际资本存量进行测算，计算公式为： $K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \sigma)K_{i,t-1}$ ， $\sigma$ 取 9.6%。 $L_{it}$ 表示第  $i$  个省份在第  $t$  年的劳动人数，选取年末城镇从业人数进行表征。 $MP_L$ 、 $MP_K$ 分别表示劳动边际产出与资本边际产出； $disL_{it}$ 、 $disK_{it}$ 分别表示劳动力市场和资本市场的扭曲程度； $w_{it}$ 为劳动力价格，采用各年度就业人员平均工

资表示； $r_{it}$ 表示资本价格，将其设定为 10%。

(2) 核心解释变量

马克思主义政治经济学认为，生产力是特定历史时期人类社会利用自然、改造自然、进行物质资料生产的能力，是人类社会进步的的决定性力量（马克思，1867）。新质生产力是习近平总书记立足于新一轮科技革命，准确把握国内外发展形势对生产力概念的拓展和延伸。新质生产力不是对传统生产力的否定，而是对传统生产力的继承与发展。新质生产力的“新”主要体现在新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象，其中，新质劳动者是指平均受教育水平显著提升、职业技能不断强化、人力资本素质提高的劳动者，是具备快速学习能力、充分掌握并熟练使用现代技术和高端设备的新型人才；新质劳动资料主要指以关键领域重大技术突破为动力，通过大数据、人工智能、云计算、区块链等新技术与实体经济的深度融合，以此实现数字化、信息化、智能化的生产设备；新质劳动对象指在科技创新、数字技术、人工智能等技术驱动下形成的高质量、高效益、环境友好型产业，以战略性新兴产业和未来产业为主。

根据可获得性、科学性及全面性原则，本文从新质劳动者、新质劳动对象及新质劳动资料 3 个维度构建新质生产力指标评价体系，选取劳动者素质、劳动者就业结构、劳动者创业理念、新质产业、生态治理、环保力度、污染物排放、有形劳动资料及无形劳动资料 9 个一级指标和 23 个二级指标对其进行全面、精准的衡量，具体指标见表 1。

表 1 新质生产力指标评价体系

目标层	维度层	一级指标	二级指标	指标属性
新质生产力	新质劳动者	劳动者素质	人均受教育年限（年）	+
			高等院校在校生占比（%）	+
		劳动者就业结构	计算机服务和软件从业人员占比（%）	+
			R&D 全职人员占比（%）	+
		劳动者创业理念	创业活跃度	+
	新质劳动对象	新质产业	战略性新兴产业增加值占比（%）	+
			人均电信业务总量（万元）	+
		生态治理	机器人数量（个）	+
			森林覆盖率（%）	+
		环保力度	环境保护支出占比（%）	+
			二氧化硫排放量（万吨）	-
		污染物排放	工业固体废物排放量（万吨）	-
			废水 COD（万吨）	-
			二氧化碳排放量（万吨）	-
			公路里程（公里）	+
新质劳动资料	有形劳动资料		铁路里程（公里）	+
			光纤长度（公里）	+
			人均互联网宽带接入端口数（个）	+
			每百人互联网宽带接入用户数（户）	+
			能源消耗总量（万吨标准煤）	-
	无形劳动资料		每百人中拥有移动电话数（部）	+
			人均专利授权量（个）	+
			人均 R&D 经费投入（元）	+

(3) 控制变量

为减少遗漏变量缺失导致模型估计结果存在的偏误，借鉴郭晓丹等（2019）、李青原等（2021）的研究，本文选取政策干预（govn）、外资依存度（fdi）、贸易开放度（open）及消费水平（cons）

作为控制变量，其中：以地方财政支出占 GDP 比重作为政策干预的表征变量，以外商直接投资作为外资依存度的表征变量，以进出口总额代表贸易开放度，以人均社会消费品零售额对消费水平进行考量。

(4) 中介变量及门槛变量

为探究新质生产力对资源配置效率的作用机制，本文引入中介效应模型，选取劳动生产率（laborq）、市场竞争程度（competition）为中介变量，具体的：选取人均 GDP 作为劳动生产率的表征变量，以各地区对应年份上市公司数量衡量市场竞争程度。此外，将产业结构高级化指数<sup>①</sup>作为门槛变量（indus），衡量新质生产力对资源配置效率的产业结构门槛。各变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量		平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	allocation	0.761	0.602	0.007 6	3.453 9
	nqf	0.340	0.114	0.167	0.720
核心解释变量	govn	24.868	10.453	8.622	64.301
	fdi	83.607	81.785	0.032	357.596
控制变量	open	1 496.551	2 359.881	3.328	12 795.7
	cons	2.307	1.217	0.496	7.264
	laborq	11.192	5.784	3.127	36.759
中介变量	competition	111.883	138.784	10	834
	indus	2.383	0.129	2.166	2.838

2. 数据来源

本文以 2011~2022 年中国 30 个省份（西藏、香港、澳门及台湾除外）的面板数据为样本展开研究，所选数据来源于 2012~2023 年《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》、各省份统计年鉴以及国民经济和社会发展公报等。

(二) 模型设计

1. 新质生产力测算方法

为避免层次分析法、德尔菲法对指标赋权时主观性较强的缺点，本文采用客观赋权法测度新质生产力水平。CRITIC 赋权法通过评价指标的对比强度和冲突性进行赋权（Diakoulaki, 1995），但 CRITIC 赋权法无法对指标之间的离散性进行权衡，而 TOPSIS 熵权法能够有效弥补该模型的这一缺陷，因此，本文将 CRITIC 与 TOPSIS 熵权法组合对新质生产力进行全面、科学、客观的测度。计算公式为：

(1) 标准化处理

$$\begin{aligned} \text{正向指标: } x'_{ij} &= \frac{x_{ij}-x_{min}}{x_{max}-x_{min}} \\ \text{负向指标: } x'_{ij} &= \frac{x_{ij}-x_{max}}{x_{max}-x_{min}} \end{aligned}$$

(2) 根据 CRITIC 法计算权重，计算第 j 项指标的信息量：

$$c_j = \frac{\sigma_i}{x_j} \sum_{i=1}^m (1 - |r_{ij}|)$$

① 产业结构高级化指数=1\*第一产业占比+2\*第二产业占比+3\*第三产业占比。

(3) 计算第  $j$  项指标的权重:

$$w_{j1} = \frac{c_j}{\sum_{j=1}^n c_j}$$

(4) 计算 CRITIC 法得分:

$$C_1 = \sum_{j=1}^n w_{j1} x'_{ij}$$

(5) 根据 TOPSIS 熵权法对指标进行归一化处理:

$$p_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^m x'_{ij}}$$

(6) 计算信息熵:

$$H_i = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln(p_{ij})$$

(7) 确定 TOPSIS 熵权法下各指标的权重:

$$w_{j2} = \frac{1 - H_i}{\sum_{j=1}^n (1 - H_i)}$$

(8) 计算标准化矩阵:

$$V = (v_{ij})_{m \times n} = (w_{j2} * p_{ij})_{m \times n}$$

(9) 确定正理想解和负理想解:

$$\text{正理想解: } V^+ = \{\max v_j\} = \{v_1^+, v_2^+, \dots, v_n^+\}$$

$$\text{负理想解: } V^- = \{\max v_j\} = \{v_1^-, v_2^-, \dots, v_n^-\}$$

(10) 确定到正理想解和负理想解的距离:

$$\text{正理想解: } S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^+)^2}$$

$$\text{正理想解: } S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (v_{ij} - v_j^-)^2}$$

(11) 计算各方案的相对贴进度:

$$C_2 = \frac{S_i^-}{S_i^+ + S_i^-}$$

(12) 计算新质生产力得分:

$$C = \beta C_1 + (1 - \beta) C_2, \beta = 0.5$$

## 2. 基准回归模型

为探究新质生产力对资源配置效率的影响效应, 本文构造二者关系的一般基准回归模型, 设计如下:

$$\ln allocation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln nqf_{it} + \alpha_2 \ln control_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

其中,  $allocation_{it}$  表示  $i$  地区第  $t$  年对应的资源配置效率,  $nqf_{it}$  表示  $i$  地区第  $t$  年的新质生产力,  $control_{it}$  表示系列控制变量,  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  分别表示常数项、新质生产力回归系数及各控制变量的回归系数矩阵;  $\gamma_i$  与  $\delta_t$  分别表示个体、时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

### 3. 中介模型

为探究新质生产力对资源配置效率的作用机制，本文构建中介效应模型（温忠麟等，2014），计算公式为：

$$\ln middle_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln nqf_{it} + \beta_2 \ln control_{it} + \theta_i + \mu_t + \tau_{it}$$

$$\ln allocation_{it} = \beta_3 + \beta_4 \ln nqf_{it} + \beta_5 \ln control_{it} + \beta_6 \ln middle_{it} + \theta_i + \mu_t + \tau_{it}$$

其中， $middle_{it}$ 为中介变量，分别为劳动生产率（laborq）与市场竞争程度（competition）。

### 4. 空间杜宾模型

新质生产力也可能通过空间溢出效应对资源配置效率造成影响，因此，本文引入空间杜宾模型探析二者之间的空间溢出效应，模型设计为：

$$\begin{aligned} \ln allocation_{it} = & \rho_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln allocation_{it} + \eta_1 \ln nqf_{it} + \varphi control_{it} + \eta_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln nqf_{it} \\ & + \eta_3 \sum_{j=1}^n w_{ij} control_{it} + u_i + \epsilon_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中， $\rho_1$ 表示资源配置效率的空间滞后项系数， $\eta_2$ 表示新质生产力的空间滞后项系数， $\eta_3$ 表示控制变量的空间滞后项系数， $w_{ij}$ 分别表示逆地理距离矩阵、一阶经济地理距离嵌套矩阵、二阶经济地理距离嵌套矩阵。

### 5. 空间门槛模型

为进一步检验新质生产力对资源配置效率的非线性溢出效应，参考 Hansen（1999）的面板门槛模型，且考虑到新质生产力对资源配置效率的空间溢出效应，本文以产业结构升级（indus）为门槛变量，构造空间门槛模型，模型设计公式如下：

$$\begin{aligned} allocation_{it} = & \rho_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} allocation_{it} (indus \leq \gamma) + \rho_3 \sum_{j=1}^n w_{ij} allocation_{it} (indus > \gamma) \\ & + \eta_4 nqf_{it} (indus \leq \gamma) + \eta_5 nqf_{it} (indus > \gamma) + \varphi_1 control_{it} (indus \leq \gamma) \\ & + \varphi_2 control_{it} (indus > \gamma) + \eta_6 \sum_{j=1}^n w_{ij} nqf_{it} (indus \leq \gamma) \\ & + \eta_7 \sum_{j=1}^n w_{ij} nqf_{it} (indus > \gamma) + \eta_8 \sum_{j=1}^n w_{ij} control_{it} (indus \leq \gamma) \\ & + \eta_9 \sum_{j=1}^n w_{ij} control_{it} (indus > \gamma) + u_i + \epsilon_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

## 五、结果分析

### （一）基准回归分析

根据 Hausman、F 检验结果，本文选取个体、时间双固定效应的面板数据研究新质生产力对资源配置效率的影响效应，基准回归结果如表 3 所示。其中，第（1）列不加入控制变量，第（2）列~第（5）列依次加入政策干预（govn）、外资依存度（fdi）、贸易开放度（open）及消费水平（cons）控制变量。观察第（1）列~第（5）列发现，新质生产力（nqf）的回归系数均为负数，并且在对应的显著性水平下拒绝了原假设，这表明新质生产力可以缓解资源错配程度，促进资源的有效配置，假说 H1 得以验证。



表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnnqf	-0.333* (-1.73)	-0.410** (-1.99)	-0.349* (-1.72)	-0.382* (-1.94)	-0.475** (-2.46)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间/个体	固定	固定	固定	固定	固定
R <sup>2</sup>	0.096	0.097	0.257	0.446	0.489
N	360	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值表示 t 值。

（二）稳健性检验

本文采用替换核心解释变量、剔除直辖市及缩尾处理的方法，对基准回归模型的稳健性进行检验。首先，本文用滞后一期的核心解释变量替换原新质生产力数据进行样本估计，回归结果如表 4 第（1）列所示，新质生产力在 1%的显著性水平下拒绝了原假设。其次，由于政策倾向性的巨大差异可能导致直辖市的新质生产力异于其他地区，因此，剔除北京、天津、重庆及上海 4 个直辖市进行样本回归，估计结果显示，新质生产力在 5%的显著性水平下同样拒绝了原假设。然后，本文对原始数据进行 1%水平缩尾处理以有效剔除原面板数据的异常值，对应的新质生产力的回归系数依然显著为负。综上，新质生产力能够显著促进资源配置效率的提升，原模型稳健，所得结论可靠。

表 4 稳健性及内生性检验结果

变量	替换核心解释变量 (1)	剔除直辖市 (2)	缩尾处理 (3)	系统 GMM (4)
lnnfq	-0.551*** (-2.40)	-0.473** (-2.18)	-0.441*** (-2.59)	-0.853* (-1.903)
L.lnallocation	—	—	—	0.725*** (8.791)
R <sup>2</sup>	0.479	0.447	0.454	—
Arellano-Bond AR (2)	—	—	—	-0.91 [0.364]
Hansen Test	—	—	—	13.42 [0.570]
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/个体	固定	固定	固定	固定
N	330	312	360	330

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；圆括号内数值表示 t 值，方括号内数值表示 p 值。

（三）内生性检验

为检验新质生产力与资源配置效率互为因果而导致的内生性问题，以及由于样本统计误差所导致的结果偏误，本文采用系统 GMM 模型检验模型内生性〔见表 4 第（4）列〕。首先，模型的 Hansen 检验未通过 10%显著性水平下的原假设，即模型变量设定不存在过度识别，说明工具变量的选取是有效的。其次，二阶序列相关检验结果 AR（2）证明变量不存在自相关问题，说明模型设定可以有效克服内生性问题。

（四）机制检验

为进一步分析新质生产力对资源配置效率的作用机制，本文引入中介效应模型对其进行实证检验。首先，分别以劳动生产率（laborq）与市场竞争程度（competition）为被解释变量，以新质生

产力（*lnqf*）作为核心解释变量进行回归，检验结果如表 5 中（1）~（2）列所示。可以发现：新质生产力对应的回归系数显著为正，即新质生产力显著提升劳动生产率、加强市场竞争。进一步地，分别在原面板数据中加入劳动生产率（*lnlaborq*）、市场竞争程度（*lncompetition*）进行回归，结果如表 5 第（3）~（4）列所示，劳动生产率（*lnlaborq*）、市场竞争程度（*lncompetition*）对应的回归系数显著为负，即劳动生产率、市场竞争水平的提高能够显著缓解市场扭曲，提升资源配置效率。进一步地，将列（1）~（4）结合，得出以下结论：新质生产力通过提高劳动生产率、加强市场竞争改善市场扭曲程度，促进资源有效配置假设 H2a、H2b 得以验证。

表 5 中介效应检验结果

	<i>lnlaborq</i> (1)	<i>lncompetition</i> (2)	<i>lnallocation</i> (3)	(4)
<i>lnnqf</i>	0.319*** (4.26)	0.287*** (3.34)	-0.438** (-2.27)	-0.398** (-2.25)
<i>lnlaborq</i>	—	—	-0.452* (-1.73)	—
<i>lncompetition</i>	—	—	—	-0.284** (-2.52)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.638	0.019	0.437	0.369
时间/个体	固定	固定	固定	固定
N	360	360	360	360

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值表示 t 值。

（五）空间溢出效应

1. 空间自相关检验

在进行空间溢出效应检验前，有必要对面板数据进行空间自相关进行初步检验，本文通过构造逆地理距离矩阵（ $W_1$ ）、一阶经济地理距离嵌套矩阵（ $W_2$ ）、二阶经济地理距离嵌套矩阵（ $W_3$ ）辅助检验面板数据的空间自相关性，结果如表 6 所示。

表 6 空间自相关检验结果

矩阵类型	Moran's I	LM test		Robust LM test	
		Spatial Error	Spatial Lag	Spatial Error	Spatial Lag
$W_1$	10.794***	87.822***	33.697***	54.295***	0.169
$W_2$	10.552***	95.959***	42.405***	54.512***	0.958
$W_3$	10.887***	104.548***	47.210***	57.778***	0.440
Hausman		37.99***			

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

首先，逆地理距离矩阵（ $W_1$ ）、一阶经济地理距离嵌套矩阵（ $W_2$ ）、二阶经济地理距离嵌套矩阵（ $W_3$ ）状态下对应的莫兰指数均为正数，并且在 1%的显著性水平下拒绝了原假设。其次，LM 检验结果中 Spatial Error、Spatial Lag 均在 1%的显著性水平下拒绝原假设，Robust LM 检验结果中空间误差（Spatial Error）项拒绝了原假设。进一步地，LR 和 Wald 检验均拒绝了空间杜宾模型（SDM）退化为空间误差模型（SEM）与空间自回归模型（SAR）的原假设（见表 7），且 Hausman 检验值在 1%的显著性水平下拒绝了原假设。因此，本文选取时空双固定的空间杜宾模型探讨新质生产力对资源配置效率的线性空间溢出效应。

表 7 LR 和 Wald 检验结果

矩阵类型	LR 检验		Wald 检验	
	SDM 退化为 SEM	SDM 退化为 SAR	SDM 退化为 SEM	SDM 退化为 SAR
$W_1$	35.63***	39.24***	35.36***	8.19**
$W_2$	36.49***	40.25***	17.84**	20.62***
$W_3$	40.23***	40.61***	20.93***	19.56**

注：“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

2. 空间溢出效应实证结果

本文采用偏微分法（LeSage，2009）将新质生产力对资源配置效率的影响效应进行分解，整理结果如表 8 所示。首先，不论是逆地理矩阵（ $W_1$ ）、一阶经济地理距离嵌套矩阵（ $W_2$ ）还是二阶经济地理距离嵌套矩阵（ $W_3$ ），新质生产力的回归系数显著为负，进一步验证了研究假设 1。其次，新质生产力的空间滞后系数显著为正，这表明本地区新质生产力的提升能够显著加剧相邻地区市场扭曲，降低资源配置效率。究其原因：新质生产力的发展将导致生产要素在价格信号的影响下从周边地区向本地区集聚，生产要素的空间集聚一方面导致了本地区资源配置效率的提升，另一方面则导致了新质生产要素空间分布失衡，相邻地区生产要素配置不足，从而周边地区市场扭曲程度加剧。再次，市场扭曲程度的空间滞后系数显著为负，这表明资源配置效率在空间范围内存在“虹吸效应”，本地区资源配置效率的提升将加剧相邻地区要素市场扭曲，可能是由于：本地区资源配置效率的提升意味着本地区要素市场完备、生产效率高、从事经济活动各项成本较低，从而对周边地区产生较大的向心力，吸引大量的劳动力、资本向本地区集聚，资源配置效率进一步提升。与此相反，劳动力与资本流出的地区将会出现要素短缺的情形，资源错配程度提高。

表 8 空间溢出效应结果

效应	系数	( $W_1$ )	( $W_2$ )	( $W_3$ )
直接效应	lnnqf	-0.324* (-1.89)	-0.391** (-2.15)	-0.428** (-2.32)
间接效应	W.lnnqf	3.267*** (2.600)	2.620** (2.08)	1.111* (1.69)
空间滞后项	$\rho$	-1.438*** (-5.30)	-0.821*** (-3.09)	-0.611*** (-4.65)
控制变量		控制	控制	控制
时间/空间		固定	固定	固定

注：“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值表示 t 值。

（六）异质性分析

由于自然资源、市场发育程度、交通基础设施及政策差异的存在，新质生产力对资源配置效率的影响效应可能存在区域异质性。因此，根据国家统计局的划分标准，本文将研究区域划分为东部地区、中部地区及西部地区<sup>①</sup>分别进行回归，结果如表 9 所示。就回归系数的显著性而言，东部地区与中部地区新质生产力的回归系数显著为负，而西部地区新质生产力的回归系数不显著，这表明东部地区与中部地区新质生产力能够显著促进资源有效配置，降低市场扭曲程度，而西部地区新质生产力未能对资源配置效率产生显著影响。就回归系数的大小而言，东部地区新质生产力的回归系数最大（1.243），中部地区次之（0.818），这表明新质生产力对东部地区资源配置效

① 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、广东、山东、海南及辽宁；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林及黑龙江；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏及新疆。

率的作用最强，中部地区逊于东部地区。究其缘由：由于区域经济发展差异的存在，具有先发优势的东部地区和中部地区经济基础好、新兴产业布局早、产业结构完善，数字技术、交通基础设施完备，新质生产力对此二类地区的作用显著，而西部地区经济起步晚、基础薄弱、产业结构单一，加之交通网络滞后、数字基础设施并不完备，因而新质生产力未能对资源配置效率产生显著影响。

表 9 异质性分析结果

	东部地区	中部地区	西部地区
lnnqf	-1.243*** (-2.734)	-0.818* (-1.74)	0.331 (1.01)
控制变量	控制	控制	控制
时间/个体	固定	固定	固定
R <sup>2</sup>	0.455	0.403	0.443
N	132	96	132

注：“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值表示 t 值。

总而言之，新质生产力对资源配置效率的影响效应表现出区域异质性，具体为：东部地区最强，中部地区次之，西部地区不显著，假设 H3 得以验证。

（七）非线性分析

为检验新质生产力对资源配置效率的非线性影响效应，本文以产业结构高级化指数为门槛变量，构造空间门槛模型对二者的关系进行实证研究。首先，通过 Bootstrap 法 300 次自助反复抽样确定门限的数量及门槛值（见表 10），可以发现：单一门槛下对应的 F 统计量在 5%的显著性水平下拒绝了“0 门槛”的原假设，而双重门槛和三重门槛对应的 F 统计量无法拒绝“单门槛”的原假设，这表明新质生产力对资源配置效率的影响存在单一门槛效应，且对应的门槛值为 2.362。

表 10 空间门槛模型检验结果

门槛个数	F 值	P 值	10%临界值水平	5%临界值水平	1%临界值水平
一门槛	51.240	0.030	38.744	47.375	57.098
二门槛	24.200	0.317	34.661	44.604	57.370
三门槛	16.870	0.487	33.223	50.419	—
门槛值	2.362				
95%置信区间	[2.357,2.363]				

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内数值表示 t 值。

接下来通过单一门槛探究新质生产力对资源配置效率的非线性影响效应（见表 11）。就新质生产力本身而言，不同产业结构水平下新质生产力对资源配置效率呈现出不同的影响效应，即：当低于门槛值时，新质生产力的回归系数为-0.509；当高于门槛值时，新质生产力对资源配置效率的估计参数为-0.488，随着产业结构不断优化，新质生产力对资源配置效率的影响效应呈现出下降的趋势。就新质生产力的空间滞后系数而言，当产业结构水平低于门槛值时，本地区新质生产力的发展对相邻地区的市场扭曲程度的回归系数为 0.663；当产业结构升级高于门槛值时，本地区新质生产力的发展对相邻地区资源配置效率的抑制效应有所下降。就资源配置效率而言，本地区资源配置效率的提高将显著抑制相邻地区资源的有效配置，但这种抑制效应表现出下降的趋势。

简而言之，新质生产力对资源配置效率的影响存在产业结构门槛。具体表现为：随着产业结构水平的提高，新质生产力对本地区资源配置效率的促进作用呈现出依次下降的变动态势，本地区新

质生产力的提高对相邻地区要素市场的扭曲效应有所下降假设 H4 得以验证。

表 11 空间门槛模型估计结果

变量	回归系数	t 值
W.allocation (Indus≤2.362)	-0.023***	-2.640
W.allocation (Indus>2.362)	-0.013***	-2.160
nqf (Indus≤2.362)	-0.509**	-2.030
nqf (Indus>2.362)	-0.488*	-1.850
W.nqf (Indus≤2.362)	0.663***	4.180
W.nqf (Indus>2.362)	0.342**	2.170

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

六、结论与启示

（一）研究结论

本文采用 2011~2022 年中国 30 个省份的面板数据，测度新质生产力水平及资源配置效率，并利用面板固定效应模型、空间杜宾模型、空间门槛模型评估新质生产力对资源配置效率的影响效应及作用机制。研究发现，新质生产力的发展促进资源有效配置，降低了资源错配程度。机制检验表明，新质生产力通过提高劳动生产率、加强市场竞争促进资源配置效率的提升。空间溢出效应检验表明，各省份资源配置效率表现为负的空间溢出效应，本地区新质生产力的发展加剧了相邻地区资源错配程度。异质性分析发现，新质生产力对东部地区资源配置效率的影响作用最大，中部地区次之，西部地区则表现为不显著。非线性门槛估计结果表明，新质生产力对资源配置效率的影响效应存在产业结构门槛。

（二）启示

首先，加快培育和发展新质生产力。第一，夯实基础教育，加强新型复合型人才培养。人力资本素质的提升是新质生产力得以持续发展的根本因素，政府及高等院校应立足于社会基本矛盾与国家战略，着眼于生产力发展，培养与新质生产力相匹配的新型人才。第二，加强数字基础设施建设。各级政府应加大数字基础设施建设力度，尤其注意数字基础设施建设的区域差异，这体现在：加强对中部地区、西部欠发达地区的数字基础设施的倾斜力度。第三，推动关键领域技术创新。技术创新是生产力发展的核心动力，应基于国家战略前沿，加强关键领域技术的攻关，解决制约经济高质量发展的“卡脖子”问题。第四，数实结合，推动产业数字化转型。全面推进大数据、人工智能、区块链等数字技术与传统产业深度融合，加快以劳动力、资本、土地等生产要素为主导的相关产业在生产方式、管理模式上的变革，实现产业数字化转型。

其次，以新质生产力为发展契机全面提升资源配置效率。第一，加强社会主义市场经济体制机制建设。市场经济能够有效促进经济主体间形成竞争机制，促进要素有序流动。因此，应加强社会主义市场经济体制机制建设，完善政策法规，进一步强化市场在资源配置中的决定性作用，促进资源有效配置。第二，由于新质生产力对不同地区资源配置效率的影响表现出区域异质性特征，意味着各地区要因因地制宜，聚焦于特色产业、发挥比较优势，实行差异化的新质生产力发展战略。

## 参考文献

- [1] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011,10(04):1401-1422.
- [2] 丛屹, 俞伯阳. 数字经济对中国劳动力资源配置效率的影响[J]. 财经理论与实践, 2020,41(02):108-114.
- [3] 崔书会, 李光勤, 豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究, 2019,36(02):76-87.
- [4] 杜群阳, 周方兴, 战明华. 信息不对称、资源配置效率与经济周期波动[J]. 中国工业经济, 2022,(04):61-79.
- [5] 范德成, 杜明月. 高端装备制造业技术创新资源配置效率及影响因素研究——基于两阶段 StoNED 和 Tobit 模型的实证分析[J]. 中国管理科学, 2018,26(01):13-24.
- [6] 范斐, 张建清, 杨刚强等. 环境约束下区域科技资源配置效率的空间溢出效应研究[J]. 中国软科学, 2016(04):71-80.
- [7] 弗朗斯瓦·魁奈. 魁奈经济著作选集[M]. 北京: 商务印书馆, 1979.
- [8] 弗里德里希·李斯特. 政治经济学与国民体系[M]. 北京: 商务印书馆, 1961.
- [9] 郭晓丹, 张军, 吴利学. 城市规模、生产率优势与资源配置[J]. 管理世界, 2019,35(04):77-89.
- [10] 胡莹, 方太坤. 再论新质生产力的内涵特征与形成路径——以马克思生产力理论为视角[J]. 浙江工商大学学报, 2024(02):39-51.
- [11] 纪玉山, 代栓平, 杨秉瑜等. 发展新质生产力 推动我国经济高质量发展[J]. 工业技术经济, 2024,43 (02):3-28.
- [12] 李静, 彭飞, 毛德凤. 资源错配与中国工业企业全要素生产率[J]. 财贸研究, 2012,23(05):46-53.
- [13] 李青原, 胡龙吟, 蔡长昆等. 地方政府经济职能转变与资源配置效率——以政府工作报告的内容分析为例[J]. 经济科学, 2023,(03):82-97.
- [14] 李青原, 章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. 中国工业经济, 2021,(05):95-113.
- [15] 刘诚, 夏杰长. 线上市场、数字平台与资源配置效率: 价格机制与数据机制的作用[J]. 中国工业经济, 2023,(07):84-102.
- [16] 吕康银, 梁孝成, 贾利雯. 数字经济发展与企业劳动资源配置效率[J]. 商业研究, 2023,(06):69-77.
- [17] 吕可夫, 于明洋, 阮永平. 企业数字化转型与资源配置效率[J]. 科研管理, 2023,44(08):11-20.
- [18] 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(06):1-11.
- [19] 马克思. 资本论:第一卷[M]. 北京: 人民出版社, 2002.
- [20] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯文集: 第 8 卷[M]. 北京: 人民出版社, 2009.
- [21] 史梦昱, 沈坤荣, 闫佳敏. 交通基础设施建设与行业资源配置效率改善——基于县级道路指数的研究[J]. 产业经济研究, 2022,(06):72-85.
- [22] 汪克亮, 赵斌. 空气污染对中国劳动力资源配置效率的影响[J]. 调研世界, 2022,(03):11-19.
- [23] 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, 2024,37(01):31-47.
- [24] 王满仓, 聂一凡, 王耀平等. 金融科技、企业融资与信贷资源配置效率[J]. 统计与信息论坛, 2023,38(05):67-78.
- [25] 王明益, 姚清仿. 自由贸易试验区建设如何影响城市资源配置效率[J]. 国际贸易问题, 2022(06):38-54.
- [26] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014,22(05):731-745.

- [27] 习近平. 牢牢把握东北的重要使命 奋力谱写东北全面振兴新篇章[N]. 人民日报, 2023-09-10(001).
- [28] 亚当·斯密. 国富论[M]. 北京: 商务印书馆, 1979.
- [29] 杨强, 祝宏辉. 我国农业资源配置效率的空间差异与驱动因素分析[J/OL]. 统计与决策, 2024,(05):62-66.
- [30] 于世海, 许慧欣, 孔令乾. 数字经济水平对中国制造业资源配置效率的影响研究[J]. 财贸研究, 2022,33(12):19-34.
- [31] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004,(10):35-44.
- [32] 张林, 蒲清平. 新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023,29(06): 137-148.
- [33] 张天华, 张少华. 偏向性政策、资源配置与国有企业效率[J]. 经济研究, 2016,51(02):126-139.
- [34] 赵峰, 季雷. 新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制[J]. 学习与探索, 2024,(01):92-101+175.
- [35] 祝树金, 罗彦, 段文静. 服务型制造、加成率分布与资源配置效率[J]. 中国工业经济, 2021,(04):62-80.
- [36] Diakoulaki D, Mavrotas G, Papayannakis L. Determining objective weights in multiple criteria problems: The critic method[J]. Computers & Operations Research, 1995, 22(7): 763-770.
- [37] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [38] 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.
- [39] LeSage J, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Chapman and Hall/CRC, 2009.

## Study of the Impact of New Quality Productive Forces on Resource Allocation Efficiency

BO XU ZHAOPING WANG LESHAN YU KE LIU

(International Business School of Shaanxi Normal University)

**Abstract:** Cultivating and developing New Quality Productivity is an important way to improve the efficiency of resource allocation in the new era. Based on provincial panel data from 2011 to 2022 in China, this study investigates the impact and mechanism of New Quality Productivity on resource allocation efficiency. Results show that: ①New Quality Productivity can reduce the degree of market distortion and improve resource allocation efficiency. ② New Quality Productivity can indirectly promote the effective resource allocation efficiency by improving labor productivity and enhancing market competition. ③ The improvement of resource allocation efficiency by New Quality Productivity is the strongest in the eastern region, followed by the central region, and not significant in the western region. ④ New Quality Productivity exhibits a negative spatial spillover effect on resource allocation efficiency. ⑤ There is an industrial structure threshold in the process of promoting resource allocation efficiency through New Quality Productivity. In view of this, China should accelerate the cultivation and development of New Quality Productivity, taking it as an opportunity to promote effective improvement of resource allocation efficiency and achieve high-quality economic development.

**Keywords:** New Quality Productivity; resource allocation efficiency; labor productivity; market competition

(执行编辑: 周冬)