

# 数字经济赋能新质生产力发展 ——基于新基建中介视角

赵雪茹

大连海事大学公共管理与人文学院, 辽宁 大连 116026

**摘要:** 数字经济作为新质生产力发展的核心驱动力, 其赋能作用备受关注。本文基于2012-2022年省级平衡面板数据, 运用熵值法, 分别构建新质生产力发展水平、数字经济发展水平与新型基础设施建设水平的评价指标体系, 创新性地将新型基础设施建设作为中介变量。研究表明, 数字经济对新质生产力的赋能效应显著, 且新型基础设施建设在其中发挥中介作用。

**关键词:** 数字经济; 新质生产力; 新型基础设施建设

DOI: 10.64649/yh.shfzykcx.issn3078-8994.202604012

## 0 引言

党的二十大以来, 习近平总书记立足新时代, 创造性地提出了“新质生产力”这个概念。它呈现出高科技、高效能和高质量的特征, 是引领中国未来经济增长的新引擎。数字经济将信息技术作为核心驱动力, 将数据资源作为关键生产要素, 为实现新旧动能转换注入了强劲动力。当下, 数字技术已经融入经济社会发展各层面, 新产业、新业态、新模式不断涌现, 成为经济增长的关键驱动力。在此背景下, 深入剖析数字经济如何赋能新质生产力, 对于提升新质生产力水平具有极为重要的现实意义。

## 1 文献综述

从新质生产力提出以来, 许多学者围绕其测度展开了热烈的讨论, 王珏和王荣基基于劳动者、劳动对象和生产资料的关键特征建立指标体系, 并对中国省级层面的发展水平进行了评估<sup>[1]</sup>。韩文龙等设计了一个综合框架, 不仅包含新型劳动者、劳动资料与对象等实体要素, 还纳入了技术、数据、组织等渗透性要素<sup>[2]</sup>。卢江等将其视为一个集成科技、绿色与数字三大维度的复合系统, 并据此构建了相应的综合评价指标<sup>[3]</sup>。

数字经济作为经济高质量发展的重要推动力之一, 已成为当前的研究热点。部分学者从数字经济对新质生产力的影响效应方面展开研究。宋虹桥等提出数字经济能通过变革生产模式、优化资源分配及创新商业模式, 驱动生产力提升<sup>[4]</sup>。黄庆华等认为数字经济可从挖掘新生产要素、推动技术革新及促进产业升级等方面助力新质生产力发展<sup>[5]</sup>。

## 2 理论分析与假设提出

数字经济是通过对生产力三要素的重构,

为新质生产力注入动力。在劳动力方面, 数字经济的发展要求劳动者具备数字素养和跨学科能力, 推动劳动力结构向知识密集型、技能复合型转变。在劳动对象维度, 数字经济的发展催生了全新的产业形态与经济范式。大数据服务、人工智能训练、云计算等新兴产业的崛起, 不仅拓展了经济活动的边界, 更重要的是构建了以数据为核心生产要素的新型价值创造体系。在劳动资料维度, 数字经济推动生产工具从机械化向智能化方向转变。云计算、大数据、人工智能等技术不仅实现传统工具智能化改造, 更催生工业互联网平台、数字孪生系统、智能机器人等新型劳动资料。在数字经济范式下, 新质劳动资料经历了从机械化工具向智能赋能系统的根本性跃迁, 通过与新质劳动对象的深度融合, 共同构成了新质生产力发展的物质技术基础。基于上述分析, 本文提出假设1:

假设1: 数字经济能够赋能新质生产力的发展。

数字经济赋能新质生产力的实践路径有多种, 吴俊珺和杜文豪认为数字经济可以通过优化产业结构来促进新质生产力发展<sup>[6]</sup>, 张森和温军认为数字经济借助颠覆性技术创新及战略性新兴产业培育, 赋能新质生产力发展<sup>[7]</sup>。

大部分学者探讨数字经济对新质生产力的赋能时, 多聚焦其对产业结构和技术的影响。他们认为数字基础设施是数字经济崛起的基石, 而数字经济发展又通过创新与变革赋能新质生产力, 推动经济高质量发展。但这种视角忽视了数字经济发展与新型基础设施建设的双向互动。实际上, 数字经济发展依赖既有数字基础设施, 更对新型基础设施提出迫切多元需求, 如更高速、稳定的通信网络等。具体而言, 数字经济需求驱动信息基础设施革新, 5G网络等建设因之而生; 推动工业互联网等融合基础设施建设, 促进信息技术与实体经济融合, 推动

生产方式转变；还支持创新基础设施建设，为新质生产力发展注入持续动力。基于上述分析，本文提出假设2：

假设2：数字经济能够通过促进新型基础设施建设赋能新质生产力。

### 3 研究设计

#### 3.1 模型设计

为探讨数字经济是否赋能新质生产力发展，本文构建如下基准模型：

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \alpha_2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i$ 表示省份个体， $t$ 表示年份， $NQP_{it}$ 表示城市 $i$ 在 $t$ 年份的新质生产力发展指数； $DIG_{it}$ 表示城市 $i$ 在 $t$ 年份的数字经济发展指数； $C_{it}$ 代表一系列控制变量， $\mu_i$ 为省份固定效应； $\lambda_t$ 为时间固定效应， $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

#### 3.2 变量选取

(一)被解释变量：新质生产力发展水平(NQP)

对新质生产力发展水平的测算，需紧密围绕其基本内涵展开，也就是聚焦于劳动者素质、劳动资料效能、劳动对象特性以及三者优化组合所实现的质的跃升。参照韩文龙<sup>[2]</sup>等人相关研究成果，本文构建指标体系，并运用熵值法

这一客观赋权方法，对新质生产力的发展水平予以衡量。

(二)解释变量：数字经济(DIG)

本文参考王军<sup>[8]</sup>等的研究，从数字基建、数字产业化、产业数字化、数字创新环境四个维度，构建数字经济发展水平综合评价指标体系。

(三)中介变量：新型基础设施建设(NIC)

本文参考张自然<sup>[9]</sup>等和王亚飞等<sup>[10]</sup>的研究，从信息基础设施建设，融合基础设施建设和创新基础设施建设三个方面构建指标体系。

(四)控制变量(C)：借鉴前人研究，本文将城镇率(Urban)，产业结构(Industr)、外贸依赖度(Openup)、人力资本水平(Hcl)、财政支持力度(Govin)作为控制变量。

#### 3.3 数据来源

为了确保数据的全面性与可得性，选取2012—2022年中国30个省份(除西藏、港澳台外)作为研究样本，所使用的数据主要来源于国家(地方)统计局、统计年鉴、工信部、《中国高技术产业统计年鉴》、《北京大学数字普惠金融指数》、国民经济与社会发展年度报告等权威资料，具体的描述性统计数据如表1所示。

表1描述性统计

变量	变量含义	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新质生产力	NQP	0.133	0.140	0.006	0.823
解释变量	数字经济	DIG	0.123	0.104	0.014	0.599
中介变量	新型基础设施建设	NIC	0.203	0.153	0.022	1.000
控制变量	城镇化率	Urban	0.599	0.130	0.229	0.938
	产业结构	Industr	1.384	0.751	0.611	5.283
	外贸依赖度	Openup	0.265	0.268	0.008	1.354
	人力资本水平	Hcl	0.021	0.006	0.009	0.044
	财政支持力度	Govin	0.254	0.105	0.107	0.758

### 4 实证分析

#### 4.1 基准回归

表2汇报了数字经济赋能新质生产力的回归结果，列(1)未加控制变量及固定效应，系数1.069，1%水平显著；列(2)加入个体与年份固定效应，系数0.339，1%水平显著；列(3)在列(2)基础上加控制变量，系数0.387，1%水平显著。三组系数为正且显著，表明数字经济可显著推动新质生产力发展，假设1成立。

表2基准回归分析

变量	(1) NQP	(2) NQP	(3) NQP
DIG	1.069***	0.339***	0.387***
	(0.045)	(0.126)	(0.146)
C	否	否	是
	否	是	是
个体固定效应	否	是	是
常数项	0.002	0.091***	0.076
	(0.007)	(0.016)	(0.063)
观测值	330	330	330
R <sup>2</sup>	0.628	0.932	0.940

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

## 4.2 内生性检验

数字经济与新质生产力相互促进、存在内生性。为缓解此问题,本文借鉴刘传明和马青山<sup>[11]</sup>的方法,以地形起伏度与时间趋势项的交互项(记为DE\*YEAR)作工具变量。地形起伏度反映地势复杂程度,平坦地区利于数字基建与经济发展,满足相关性。而且地形稳定,引入时间趋势可探究其不同年份对数字经济的影响。

表3中,列(1)呈现第一阶段回归结果,DE\*YEAR回归系数在1%水平显著。列(2)给出第二阶段结果,Cragg-Donald Wald F统计量达12.16,超经验值10,说明工具变量选取合理。数字经济回归系数0.916,在5%水平显著为正,表明控制内生性后,数字经济仍推动新质生产力发展。

表3内生性检验结果

变量	(1) 第一阶段 DIG	(2) 第二阶段 NQP
DE*YEAR	-0.002*** (-3.487)	
DIG		0.916** (2.226)
C	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
常数项	0.422*** (11.032)	
观测值	330	330
R <sup>2</sup>	0.938	0.070

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

## 4.3 中介效应检验

根据前文分析,数字经济可以通过影响新型基础设施建设来影响新质生产力发展的。根据江艇<sup>[12]</sup>两步法,建立以下机制模型:

$$NQP_{it} = \beta_0 + \beta_1 NIC_{it} + \beta_2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NIC_{it} = \delta_0 + \delta_1 DIG_{it} + \delta_2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

## 参考文献:

- [1] 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. DOI:10.19331/j.cnki.jxufe.20231124.001.
- [2] 韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,41(06):5-25. DOI:10.13653/j.cnki.jqte.20240418.001.
- [3] 卢江,王煜萍,郭子昂.数字基础设施建设对新质生产力发展的影响[J].上海经济研究,2024(12):16-29.
- [4] 宋虹桥,张夏恒.数字化转型赋能新质生产力:机理、挑战与路径选择[J].北京理工大学学报(社会科学版),2024,26(06):41-51+73. DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2024.0613.
- [5] 黄庆华,何思雨.数字经济赋能新质生产力发展的理论逻辑与实现路径[J].中国国情国力,

其中,NIC为中介变量新型基础设施建设水平。当 $\beta_1$ 、 $\delta_1$ 显著时,表明解释变量可以通过中介变量影响被解释变量。

根据式(2)(3)进行回归,如表4列(1)(2) $\beta_1$ 、 $\delta_1$ 分别为0.447和0.892,且均在1%水平下显著,说明数字经济能够通过促进新型基础设施建设来赋能生产力,假设2成立。

表4中介效应检验结果

变量	(1) NQP	(2) NIC
DIG		0.892*** (0.059)
NIC	0.447*** (0.132)	
C	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
常数项	0.060 (0.054)	0.024 (0.019)
观测值	330	330
R <sup>2</sup>	0.942	0.989

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

## 5 结论与启示

### 5.1 结论

本文研究结论如下:(1)数字经济可推动新质生产力发展,经内生性检验,此结论仍可靠。(2)数字经济可以通过促进新型基础设施建设来赋能新质生产力的发展。

### 5.2 建议

基于以上研究结论,本文提出以下研究启示:(1)应将数字经济作为培育新质生产力的确定性抓手,加大政策扶持与资金投入。(2)数字经济通过促进新型基础设施建设赋能新质生产力,政府应统筹规划,加大5G基站、数据中心、工业互联网等新型基建投入,引导社会资本参与,形成数字经济与新型基建相互促进的良好局面,为新质生产力发展筑牢根基。

2024, 9 (09) : 9-12.

[6] 吴俊珺, 杜文豪. 数字经济赋能新质生产力: 理论机制与实证检验 [J]. 工业技术经济, 2025, 44 (06) : 47-56.

[7] 张森, 温军. 数字经济创新与新质生产力发展融合共生: 基本要义、形成机理与实现路径 [J]. 现代经济探讨, 2025 (10) : 15-25.

[8] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(07):26-42.

[9] 张自然, 马原, 杨玉玲. 新质生产力背景下中国新型基础设施的测度与分析 [J]. 经济与管理研究, 2024, 45(08):17-39. DOI:10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2024.08.002.

[10] 王亚飞, 黄欢欢, 石铭等. 新型基础设施建设对共同富裕的影响机理及实证检验 [J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(09):192-203.

[11] 刘传明, 马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验 [J]. 中国人口科学, 2020(03): 75-88+127-128.

[12] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022,(05):100-120. DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2022.05.005.

**作者简介:** 赵雪茹(2001—), 女, 汉, 山东潍坊, 大连海事大学在读硕士, 研究方向: 行政管理。