

新质生产力对商贸流通业增长的影响研究

——基于市场化程度的调节作用

宋微^{1,2}, 居香^{1,2}, 史琳^{1*}

¹吉林省科学技术信息研究所, 吉林 长春

²吉林省科技资源基础数据重点实验室, 吉林 长春

收稿日期: 2026年4月28日; 录用日期: 2026年5月28日; 发布日期: 2026年6月25日

摘要

依托2012~2023年中国省域面板数据, 运用双向固定效应模型, 检验新质生产力发展对商贸流通业增长的作用, 同时系统探究市场化程度的调节作用。实证结果显示: 新质生产力发展对商贸流通业增长存在显著推动作用; 调节效应分析发现, 市场化程度具有显著正向调节作用, 即市场化水平越高, 新质生产力对商贸流通业增长的推动效应越显著; 异质性分析表明, 新质生产力的推动作用存在明显区域差异, 在东部和西部地区对商贸流通业增长的推动作用较为显著。据此提出加快技术渗透、深化市场化改革等政策建议。

关键词

新质生产力, 商贸流通业增长, 市场化程度, 双向固定效应模型

Research on the Influence of New Quality Productive Forces on the Growth of Commercial Circulation Industry

—Based on the Adjustment of Marketization Degree

Wei Song^{1,2}, Xiang Ju^{1,2}, Lin Shi^{1*}

¹Institute of Science and Technology Information of Jilin Province, Changchun Jilin

²Key Laboratory of Basic Data for Science and Technology Resources of Jilin Province, Changchun Jilin

Received: April 28, 2026; accepted: May 28, 2026; published: June 25, 2026

*通讯作者。

文章引用: 宋微, 居香, 史琳. 新质生产力对商贸流通业增长的影响研究[J]. 可持续发展, 2026, 16(6): 170-178.

DOI: 10.12677/sd.2026.166235

Abstract

Based on China's provincial panel data from 2012 to 2023, this paper adopts the two-way fixed effects model to examine the impact of new quality productive forces development on the growth of the commercial and circulation industry, and systematically explores the moderating effect of marketization degree. The empirical results indicate that the development of new quality productive forces exerts a significant driving effect on the growth of the commercial and circulation industry. The moderating effect analysis verifies that marketization degree presents a prominent positive moderating effect; that is, a higher marketization level can strengthen the driving influence of new quality productive forces on the commercial and circulation industry. The heterogeneity analysis demonstrates obvious regional differences in the above driving effect, which is more significant in the eastern and western regions. Accordingly, this paper puts forward targeted policy suggestions such as accelerating technological penetration and deepening market-oriented reform.

Keywords

New Quality Productive Forces, Commercial and Circulation Industry Growth, Marketization Degree, Two-Way Fixed Effects Model

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在全球数字经济不断演进和中国经济转型深化的双重背景下，新质生产力作为先进生产力形态，正在深刻重塑商贸流通业的发展格局与增长路径。商贸流通业作为连接生产和消费的关键纽带，其发展水平与效率提升深刻影响着国民经济的发展质态[1]。随着数字经济的快速发展，传统商贸流通业正面临数字化转型和升级的历史性机遇。新质生产力通过技术创新、产业协同、市场拓展等多个维度，推动商贸流通业的发展。自“新质生产力”概念正式提出后，学术界对相关议题的研究关注度持续提升，大量学者围绕其概念的理论内涵、构成维度、发展路径等展开系统性探索，形成了丰富的研究成果。洪银兴(2024)从宏观视角分析，新质生产力涵盖新能源、新科技和数字经济三大领域，本质是可催生发展质变的科技创新[2]。赵峰和季雷(2024)认为新质劳动对象、新质劳动资料和新质劳动技能构成新质生产力的要素支撑体系[3]。程恩富和陈健(2023)指出，发展新质生产力，对于加快推进现代化进程意义重大[4]。李政和廖晓东(2023)指出新质生产力的发展提升了生产效率和增长质量，创造了更多的就业岗位和社会财富[5]。

商贸流通业作为国民经济的重要组成部分，其增长不仅是产业自身发展的体现，更是畅通经济运行、保障社会民生、促进产业升级与区域协调的关键力量。现有研究从多维度实证检验了新质生产力对商贸流通业的积极推动作用，许福志等(2025)基于省级面板数据，发现新质生产力对商贸流通业发展有显著的驱动作用[6]；廖东声等(2025)利用空间计量模型进一步指出，该影响不仅具有直接促进作用，还存在显著的正向空间溢出效应[7]。汪夏为(2025)与孙晓凯和吴仁平(2025)的研究均表明，新质生产力在推动产业结构升级的基础上，进而提升了城市流通韧性或流通业现代化水平[8] [9]。曹胜亮与王芸歌(2025)除了验证产业结构升级的中介作用外，还发现了技术创新的正向调节效应[10]。综上所述，现有文献为新质生产力促进商贸流通业增长提供了丰富的实证证据，但现有研究大多聚焦于新质生产力对商贸流通业增长的直

接影响，对市场化程度这类关键制度变量的调节作用研究不够充分。因此，本文在既有研究基础上，深入分析市场化程度的调节作用，旨在揭示新质生产力对商贸流通业增长的影响如何随着市场制度环境的完善程度而变化，为制定更具针对性的区域政策提供理论依据。

2. 理论基础与研究假设

新质生产力通过其高科技、高效能和高质量的先进质态，从技术赋能、要素重构与产业跃升三个层面，促进了商贸流通业的增长。新质生产力的核心是创新驱动与全要素生产率的提升，大数据、人工智能、物联网等代表新质生产力的数字技术，精准赋能于供应链管理、仓储物流、市场营销等核心流程，降低交易成本，提升运营效率，构成了推动流通业增长的基础动力。流通效率理论认为技术进步是提升流通效率的关键，新质生产力所催化的生产要素创新性配置，强调数据作为新型关键生产要素的价值，数据要素与传统生产要素的优化组合，驱动商贸流通业向信息化、智能化方向发展。新质生产力通过提升流通效率，转化为行业增长的动力。新质生产力催生新业态与新模式，拓展商贸流通业的增长边界，新零售、智慧物流等新型商业模式不仅创造新的消费场景和价值增长点，更通过产业融合推动商贸流通体系的现代化进程。因此，本文构建如下理论分析框架探讨新质生产力对商贸流通业增长的影响(见图 1)，并基于上述分析，提出研究假设：

H1：新质生产力对商贸流通业增长具有显著正向促进作用。

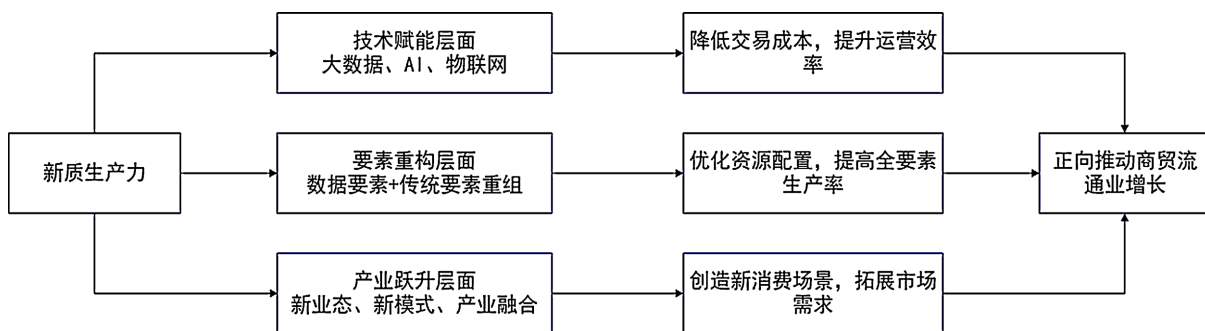


Figure 1. Theoretical framework of new quality productive forces affecting the growth of commercial and circulation industry
图 1. 新质生产力影响商贸流通业增长的理论框架

新制度经济学揭示了制度环境对经济绩效的决定性影响，市场化程度作为衡量制度环境的核心指标，反映了资源配置中市场机制发挥作用的广度和深度，新质生产力对商贸流通业的促进作用依赖于市场化程度营造的制度环境。在市场化程度较高的地区，健全的法治和知识产权保护制度有效保障创新收益，激发企业进行技术改造；市场竞争推动企业提升效率与创新突破；要素市场的发育成熟确保技术、人才、数据等高级要素自由流动与优化配置，强化新质生产力的正向效应。在市场化程度较低的地区，可能存在的资源配置失衡、市场壁垒较高等问题，将抑制企业创新活力，阻碍新质生产力的渗透与扩散，从而削弱其对本行业的促进作用。基于以上分析，本文提出研究假设：

H2：市场化程度在新质生产力促进商贸流通业增长的关系中发挥正向调节作用。

3. 变量选取与模型构建

3.1. 变量设定

3.1.1. 被解释变量

商贸流通业增长(GTC)，采用商贸流通业增加值来衡量。商贸流通业增长是规模扩张、效率提升、质

量升级的统一体,本文参考代承霞(2017)的方法,将住宿和餐饮业增加值、批发和零售业增加值,以及交通运输、仓储与邮政业增加值加权计算得到商贸流通业增加值[11]。

3.1.2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为新质生产力发展水平(NLNP),参考卢江等(2024)对新质生产力内涵的界定,新质生产力的理论内涵体现在三个方面:评判标准由要素投入的规模扩张转向数量与质量的动态平衡,制造模式向数字化、网络化集成创新转型、生产过程遵循绿色低碳理念[12]。科技生产力以科技创新为核心引擎,驱动生产环节提质增效;数字生产力体现数字产业与实体产业的深度融合;绿色生产力侧重生产方式的绿色化迭代。基于此,本文参考卢江和王晓楠(2024)的测算方法,构建了涵盖科技生产力、绿色生产力、数字生产力3个一级指标、6个二级指标、15个三级指标的评价体系(见表1),采用熵值法计算各省份每年的新质生产力发展水平[13]。各指标的选取逻辑与理论依据如下:

(1) 科技生产力维度。科技创新是新质生产力的核心驱动力,决定了生产力发展的技术高度与效率水平。从技术投入、创新产出与产业转化三个层面,选取规上工业企业创新经费、国内专利授权数、高技术产业业务收入、R&D人员全时当量、机器人安装密度5个指标,反映科技创新对生产力升级的支撑作用。

(2) 绿色生产力维度。从环境友好与资源节约两个层面,选取工业SO₂排放强度、工业废水排放强度、工业固废综合利用率、能源强度4个指标,衡量生产活动的资源利用效率与环境友好程度。

(3) 数字生产力维度。数字技术是新质生产力的重要载体,通过数字产业化与产业数字化推动生产要素重构。从数字产业基础与产业数字渗透两个层面,选取电子商务销售额、互联网宽带接入端口数、光缆线路密度、软件业务收入、电信业务总量、集成电路产量6个指标,反映数字技术对生产力的赋能水平。

Table 1. Evaluation index system of new quality productive forces

表 1. 新质生产力评价指标体系

目标层	一级	二级	三级	衡量方式	属性
新质生产力发展水平(NLNP)	绿色生产力	环境友好型生产力	废气排放	工业SO ₂ /生产总值(%)	-
			废水排放	工业废水/生产总值(%)	-
		资源节约型生产力	废物利用	工业固体废物综合利用率/产生量(%)	+
			能源强度	能源消费量/生产总值(%)	-
	科技生产力	创新生产力	创新研发	国内专利授权数(个)	+
			创新产品	规上工业企业产业创新经费(万元)	+
			创新产业	高技术产业业务收入(万元)	+
	技术生产力		技术研发	规上工业企业R&D人员全时当量(h)	+
			技术生产	机器人安装原始密度(%)	+
	数字生产力	产业数字生产力	电子商务	电子商务销售额(万元)	+
			网络普及率	互联网宽带接入端口数(个)	+
			数字信息	光缆线路长度/地区面积(m ²)	+
		数字产业生产力	软件服务	软件业务收入(万元)	+
			电信业务通讯	电信业务总量(万元)	+
			电子信息制造	集成电路总量(万块)	+

3.1.3. 调节变量

市场化程度(MD), 采用“市场化指数”作为衡量指标。指标的选取参考王小鲁、樊纲等编制的《中国分省份市场化指数报告》系列研究成果[14]。

3.1.4. 控制变量

为确保核心变量间关系估计结果的精准性, 本文选取人力资本水平(HCL)、城镇化水平(UL)、人口规模(PS)及政府干预程度(GID)作为控制变量。其中人力资本水平以“高等学校在校生人数占总人口的比重”为衡量标准, 城镇化水平以“城镇人口占总人口的比重”予以衡量; 人口规模采用“年末常住人口的对数”测算; 政府干预程度采用“政府预算内支出占生产总值的比值”衡量。

3.2. 模型构建

(1) 双向固定效应模型。

为了验证假设 1 新质生产力发展对商贸流通业增长的作用, 本文设计如下基准模型:

$$GTC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NLNP_{it} + \alpha_2 CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份, GTC_{it} 表示第 i 个省份在 t 时期内的商贸流通业增长; $NLNP_{it}$ 表示第 i 个省份在 t 时期内的新质生产力发展水平; CV_{it} 表示第 i 个省份在 t 时期内的控制变量, 包括城镇化水平、人口规模、人力资本水平和政府干预程度; α_0 为常数项, α_1 、 α_2 为各变量的回归系数; μ_i 表示个体固定效应, 控制地区层面不随时间变化的因素; λ_t 表示时间固定效应, 控制时间层面的共同冲击; ε_{it} 为随机误差项。

(2) 调节效应模型。

为验证假设 2 中市场化程度的调节作用, 本文在基准模型的基础上, 加入解释变量与调节变量的交互项进行检验, 模型设定如下:

$$GTC_{it} = \theta_0 + \theta_1 NLNP_{it} + \theta_2 DOM_{it} + \theta_3 NLNP_{it} \times DOM_{it} + \theta_4 CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, DOM_{it} 表示第 i 个省份在 t 时期内的市场化程度, $NLNP_{it} \times DOM_{it}$ 表示新质生产力发展水平与市场化程度的交互项, 通过其系数值及显著性来判断市场化程度的调节作用。

3.3. 数据来源

本文所需全部数据均源自官方发布的权威统计资料, 具体包含《中国统计年鉴》[15]《中国城市统计年鉴》[16]《中国工业统计年鉴》[17]《中国环境统计年鉴》[18]《中国火炬统计年鉴》[19]《中国能源统计年鉴》[20], 针对存在数据缺失的情形, 采用线性插值法予以补齐。

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归分析

为验证假设 1, 本文构建如上基准模型, 回归结果如表 2 所示。其中, 列(1)为不纳入控制变量时新质生产力发展对商贸流通业增长的影响, 回归系数为 0.738, 在 5% 的统计水平下显著。列(2)表示在纳入城镇化水平(UL)、人口规模(PS)、人力资本水平(HCL)、政府干预程度(GID)等控制变量后, 新质生产力的回归系数为 1.151, 且在 1% 的统计水平下显著, 相较于列(1), 新质生产力对商贸流通业增长的促进作用进一步增强, 说明在考虑其他因素后, 新质生产力的促进作用更为显著, 假设 1 得到验证。

4.2. 稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性, 本文从剔除干扰样本、缓解内生性两个维度开展稳健性检验, 结果

如表 3 所示。列(1)表示对核心变量进行 1%水平的缩尾处理后重新回归的结果,回归系数为 0.903,在 1%水平上显著,表明排除极端值干扰后,基准结论稳健。直辖市在经济基础、政策资源等方面有显著差异,因此本文采用焦青霞和刘岳泽(2022)的处理方法,剔除 4 个直辖市样本,结果如列(2)所示,系数为 1.496,在 1%水平上显著,说明排除直辖市特殊属性后,核心关系仍成立[21]。为缓解可能存在的内生性问题,本文选取滞后一期的新质生产力作为工具变量,进行 2SLS 回归,结果如列(3)所示,回归系数为 2.583,在 10%水平上显著,说明在考虑内生性影响后,前文基准回归结果依然可靠。

Table 2. Benchmark regression analysis

表 2. 基准回归分析

变量	(1)	(2)
NLNP	0.738** (2.15)	1.151*** (3.92)
UL		-0.594 (-0.99)
PS		0.000595*** (8.39)
HCL		29.73*** (5.54)
GID		-0.588*** (-2.73)
_cons	-2.822*** (-53.73)	-5.230*** (-13.73)
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本数	244	244
R ²	0.810	0.881

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著。下同。

Table 3. Robustness test

表 3. 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
NLNP	0.903*** (2.97)	1.496*** (4.46)	2.583* (1.568)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	244	211	210
R ²	0.894	0.886	0.858

4.3. 调节效应检验

为验证市场化程度在新质生产力作用于商贸流通业增长过程中的调节作用,本文将市场化程度纳入回归,结果如表 4 所示。列(1)为未纳入调节项的基准回归,列(2)纳入市场化程度以及新质生产力与市场

化程度的交互项。列(2)显示新质生产力的回归系数为 0.705，在 5%的水平下显著，新质生产力与市场化程度的交互项回归系数为 0.266，在 1%的水平下显著。说明市场化程度能够正向调节新质生产力对商贸流通业增长的促进作用，即市场化程度越高，新质生产力推动商贸流通业增长的效果越强，假设 2 得到验证。

Table 4. Moderating effect test
表 4. 调节效应检验

变量	(1)	(2)
NLNP	1.151*** (3.92)	0.705** (2.29)
MD		-0.0604*** (-4.50)
NLNP_MD		0.266*** (3.22)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本数	244	210
R ²	0.881	0.858

4.4. 异质性分析

为探究新质生产力对商贸流通业增长影响的区域异质性，本文将样本分为东部、中部、西部区域进行回归。表 5 显示，东部地区核心解释变量的系数为 1.070，在 1%的水平上显著，表明在东部地区新质生产力对商贸流通业增长存在显著的正向影响，东部地区产业结构高级化程度较高，数字经济、高端服务业与商贸流通业深度融合，营商环境、要素市场化配置及配套政策体系更为完善，新质生产力的技术创新、要素升级优势能够快速渗透到流通环节，转化为行业增长动能。中部地区回归系数未通过显著性检验，表明该区域内新质生产力尚未对商贸流通业增长发挥明显作用，从现实特征来看，中部地区虽有交通枢纽优势，但产业结构仍以传统制造业、基础服务业为主，高端科创资源不足，加之政策侧重工业转型，对商贸流通业数字化转型扶持不足，科创要素与流通产业融合不畅，导致新质生产力溢出效应

Table 5. Heterogeneity analysis
表 5. 异质性分析

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
NLNP	1.070*** (2.79)	-0.0627 (-0.07)	2.058** (2.45)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	74	64	106
R ²	0.925	0.973	0.904

难以释放。西部地区样本的回归结果中，回归系数为 2.058，在 5%水平上显著(t 值为 2.45)，呈现出显著的正向影响，且系数绝对值大于东部地区，西部地区商贸流通业基础薄弱、发展基数较低，政策倾斜补齐基建短板后，新质生产力具备更强边际增长效应。同时西部大开发、陆海新通道等战略红利的释放，西部地区加快布局现代流通新业态，后发优势凸显，其赋能弹性显著高于东部。

5. 结论与建议

5.1. 结论

本文依托 2012~2023 年中国省域面板数据，运用双向固定效应模型，验证新质生产力发展对商贸流通业增长的作用，同时深入探究市场化程度的调节作用。实证分析结果表明：新质生产力发展对商贸流通业增长发挥着显著的促进作用，这一结论在经过稳健性检验后仍然成立；调节效应分析发现，市场化程度具有显著正向调节作用；从区域层面的异质性特征来看，东部地区与西部地区的新质生产力对当地商贸流通业增长均呈现出显著的推动效果，而中部地区新质生产力的这一作用并未通过显著性检验。

5.2. 建议

一是深化市场化改革，强化调节作用。聚焦流通市场准入、要素流动、成果转化重点领域推进改革，放宽商贸流通业市场准入限制，减少地方行政保护与过度干预，纠正流通领域资源错配；健全人才、技术、数据等要素跨区域自由流动机制，搭建商贸流通创新成果市场转化平台，放大新质生产力对商贸流通业业态升级效率提升的驱动作用。

二是全面统筹新质生产力发展，缩小区域差距。加强区域间新质生产力发展的统筹协调，发挥东部地区创新资源和产业优势，输出新质生产力发展的经验、技术与人才，助力完善新质生产力相关配套体系，促进新质生产力与商贸流通业的产业融合。进一步放大西部地区新质生产力的促进效应，巩固新质生产力对商贸流通业增长的推动作用。针对中部地区的现实短板，从政策扶持、资金投入、科创引流多方面赋能，补齐高端科创资源短板，完善商贸流通数字化基础设施，畅通科创要素与流通产业融合渠道，为新质生产力赋能商贸流通业增长创造基础条件。

三是完善基础设施建设，助力新质生产力发挥作用。提升城镇化质量，推动城镇化与商贸流通业协同发展，让城镇化进程更好地为商贸流通业提供需求支撑与发展空间。提升人口素质，为新质生产力发展和商贸流通业升级提供人力资源保障。在人力资本培育上，培养更多适应新质生产力和商贸流通业发展的高素质人才，为行业运营管理、技术应用与创新发展注入智力动力。

基金项目

吉林省财政厅 2026 年度吉林省基本科研经费项目“新质生产力支撑吉林省‘四个经济’高质量发展的路径选择与政策优化研究”(JX-JBKY-2026-14)。

参考文献

- [1] 代伟鹏, 张娜. 区域数字经济与商贸流通业耦合协调发展及其影响因素——基于皖江城市群的实证分析[J]. 商业经济研究, 2024(5): 189-192.
- [2] 洪银兴. 发展新质生产力 建设现代化产业体系[J]. 当代经济研究, 2024(2): 7-9.
- [3] 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(1): 92-101.
- [4] 程恩富, 陈健. 大力发展新质生产力加速推进中国式现代化[J]. 当代经济研究, 2023(12): 14-23.
- [5] 李政, 廖晓东. 发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J]. 政治经济学评论, 2023(6): 146-159.
- [6] 许福志, 黄杰龙, 崔静. 新质生产力对商贸流通业高质量发展的影响效应及异质性研究[J]. 商业经济研究,

- 2025(16): 5-9.
- [7] 廖东声, 邓秋怡, 庄定鹏. 新质生产力与商贸流通业高质量发展——基于空间计量模型的实证分析[J]. 商业经济研究, 2025(14): 184-188.
- [8] 汪夏为. 新质生产力发展对城市流通韧性的影响效应分析[J]. 商业经济研究, 2025(16): 24-27.
- [9] 孙晓凯, 吴仁平. 新质生产力对流通业现代化发展的影响效应研究[J]. 商业经济研究, 2025(2): 9-12.
- [10] 曹胜亮, 王芸歌. 新质生产力对城乡商贸流通一体化的影响——基于中介效应和调节效应的实证[J]. 商业经济研究, 2025(14): 5-10.
- [11] 代承霞. 物流业发展对商贸流通业增长的促进作用实证分析[J]. 商业经济研究, 2017(18): 65-67.
- [12] 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): 1-17.
- [13] 卢江, 王晓楠. 因地制宜发展新质生产力的现实依据与实施路径——来自西部地区九大城市群的经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(5): 13-28.
- [14] 王小鲁, 樊纲, 李爱莉. 中国分省份市场化指数报告(2024) [R]. 北京: 中国经济出版社, 2025.
- [15] 国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2024.
- [16] 国家统计局城市社会经济调查司. 中国城市统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2024.
- [17] 国家统计局工业统计司. 中国工业统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2025.
- [18] 国家统计局生态环境部. 中国环境统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2024.
- [19] 工业和信息化部火炬高技术产业开发中心. 中国火炬统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2024.
- [20] 国家统计局能源统计司. 中国能源统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2024.
- [21] 焦青霞, 刘岳泽. 数字普惠金融、农业科技创新与农村产业融合发展[J]. 统计与决策, 2022, 38(18): 77-81.