

数字经济对高质量发展的影响

——基于中国城市层面的实证分析

宋子华

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年5月8日; 录用日期: 2025年5月27日; 发布日期: 2025年6月27日

摘要

在全球经济格局调整、信息技术发展的大背景下, 数字经济已经成为推动高质量发展的新引擎。以2008~2019年度全国地级市层面数据为基础, 构建多维度评价体系, 利用固定效应模型等方法, 探索数字经济对高质量发展和区域异质性的影响。研究发现, 数字经济发展对高质量发展的积极推动作用显著, 经内生性检验和稳健性检验后, 这一结论仍然成立。区域异质性测试表明, 受数字经济的积极影响, 东、中、西三个区域都很显著, 但各有不同。影响系数最大的是西部地区, 显著和稳定程度较高的是东部地区, 略低的是中部地区。理论上, 本研究拓展了二者关系的研究框架; 实证上, 丰富了经验证据。政策上, 各地应立足区域特征制定策略, 优化资源配置, 加强区域协作, 以强化数字经济对高质量发展的促进作用。

关键词

数字经济, 高质量发展, 区域异质性

The Impact of Digital Economy on High-Quality Development

—An Empirical Analysis Based on China's Cities

Zihua Song

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: May 8th, 2025; accepted: May 27th, 2025; published: Jun. 27th, 2025

Abstract

Against the backdrop of the adjustment of the global economic landscape and the development of

文章引用: 宋子华. 数字经济对高质量发展的影响[J]. 电子商务评论, 2025, 14(6): 3066-3074.
DOI: 10.12677/ecl.2025.1462088

information technology, the digital economy has become a new engine for promoting high-quality development. Based on the data at the prefecture-level city level across the country from 2008 to 2019, a multi-dimensional evaluation system is constructed, and methods such as the fixed effects model are used to explore the impact of the digital economy on high-quality development and regional heterogeneity. The research finds that the development of the digital economy has a significant positive promoting effect on high-quality development. After endogeneity tests and robustness tests, this conclusion still holds. The regional heterogeneity test shows that the positive impact of the digital economy is significant in all three regions, namely the eastern, central, and western regions, but there are differences among them. The region with the largest impact coefficient is the western region, the eastern region has a relatively high level of significance and stability, and the central region has a slightly lower level. Theoretically, this study expands the research framework of the relationship between the digital economy and high-quality development. Empirically, it enriches the empirical evidence. In terms of policies, all localities should formulate strategies based on regional characteristics, optimize the allocation of resources, and strengthen regional cooperation to enhance the promoting effect of the digital economy on high-quality development.

Keywords

Digital Economy, High-Quality Development, Regional Heterogeneity

Copyright © 2025 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

在全球经济格局深刻调整 and 高速发展信息技术的当下，数字经济已经成为新的发动机，对经济增长和转型起到促进作用。党的二十大明确提出“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”，数字经济逐渐成为推动经济结构优化、效益提高、质量变化的关键力量，依靠的是其技术渗透性、要素协同性和创新普惠性。数字技术的广泛应用和创新，正在重塑传统产业和商业模式，并以前所未有的速度为经济发展注入新的生机和动力。同时，作为新时期中国经济发展的重要战略目标，高质量发展强调创新驱动、协调发展、绿色可持续、开放包容、共享共赢，旨在实现经济发展质量和效益的整体提升。在此背景下，深入探究数字经济对高质量发展的影响与效应，不仅具有重要的理论意义，更对指导经济政策制定与实践发展具有迫切的现实需求。

那么，数字经济是否真正促进了中国的高质量发展？数字经济对高质量发展的作用在不同区域上又具有怎样区别？数字经济与高质量发展的研究需构建多层次的理论与实证支撑体系。赵涛等人[1]从理论和实证两个层面，探讨了数字经济促进城市高质量发展的效应及其背后的机制。理论层面，揭示了，数字经济可以通过提升创业活跃度，从而赋能高质量发展。而在实证研究方面，赵涛等人通过城市的数字经济和高质量发展的综合水平，并刻画城市的创业活跃度，在此基础上进行计量分析，论证了数字经济显著促进了高质量发展。而张雪玲等学者[2]更侧重于数字经济内涵的界定以及数字经济发展的增速、协调问题，构建了数字经济发展评价指标体系，运用熵值法与指数法测算我国数字经济发展状况。为本文的数字经济发展的衡量指标奠定了基础。司增绰[3]，蒙恬[4]，陈熹[5]，李敏[6]和 Lin [7]都基于省级面板数据，考察数字经济对行业高质量发展的影响，并分析其传导路径。蒙恬[4]潘方卉[8]在此基础上，还应应用耦合协调度模型考察数字金融与经济高质量发展耦合协调时空演变特征，对我国东、中、西部进行差异化研究。李小花[9]罗双成[10]在“双循环”新发展格局的视角下，探究了数字经济是如何影响高质量发

展。江鵬[11]赵乐天[12]从企业层面检验了数字经济对企业高质量发展的影响。卜伟[13]从创新视角出发,运用多种模型多维度检验了创新政策和数字经济对高质量发展的影响及其机制。Guo [14]使用中国的数据,采用双重差分法,从城市经济高质量发展的综合视角,分析了数字经济的影响。Chen [15]采用工具变量估计、倾向分数匹配和赫克曼选择模型,证实数字经济发展直接或通过刺激绿色创新显着促进高质量经济增长。

基于此,本文通过 2008~2019 年中国城市层面的数据,建立产业结构、包容性 TFP、技术创新、居民生活和生态环境 5 个二级指标构成的多维度评价体系,考察数字经济与高质量发展的关系。

2. 理论分析与研究假设

数字经济作为信息技术革命催生的新经济形态,其核心在于通过数据要素的深度整合与数字技术的广泛应用,重塑经济发展模式与增长逻辑。党的二十大报告明确把发展高质量作为首要任务,数字经济则凭借技术渗透性、要素协同性、创新普惠性等特点,成为驱动质量变化、效率变化、动力变化的关键力量。数字经济对高质量发展的影响,从理论层面上可以从以下几个维度展开分析。

2.1. 数字经济与产业结构升级

高质量发展的核心内涵之一是产业结构的高级化与合理化。数字经济通过重构生产要素配置逻辑、重塑技术扩散路径和革新产业组织形态,推动产业结构向高度化、知识化和协同化方向演进。这一过程既体现为传统产业的数字化转型,也表现为新兴产业的爆发式增长,本质上是生产方式与经济形态的系统性变革。其通过两方面推动产业结构优化:其一,数字技术(如人工智能、大数据)赋能传统产业,促进生产流程智能化、资源配置精准化,提升制造业生产效率与附加值,推动“中国制造”向“中国智造”转型;数字经济将数据纳入生产要素体系,形成“数据 + 传统要素”的新型组合模式。根据扩展的柯布 - 道格拉斯模型,数据要素(D)与资本(K)、劳动(L)的融合表现为 $Y = A f(k, L, D)$, 其中数据通过优化要素配置提升全要素生产率。其二,数字经济催生新业态、新模式,如平台经济、共享经济、数字金融等,带动以生产性服务业为代表的第三产业快速发展。生产性服务业作为连接产业上下游的核心环节,其数字化转型能够增强产业间协同效率,优化三次产业比例关系,推动经济从依赖要素投入的粗放型增长向依赖效率提升的集约型增长转变。此外,数字经济的网络外部性特征使得技术扩散效应显著,加速创新成果在产业间的渗透,进一步强化产业结构升级的动力。

2.2. 数字经济与创新能力提升

创新是高质量发展的第一动力,而数字经济为创新体系注入新活力。数字经济通过重塑创新要素配置方式、优化创新生态系统和降低创新交易成本,构建了“数据驱动 - 平台协同 - 制度赋能”的创新效率提升路径。这一过程既包含技术创新的加速迭代,也涉及创新范式的根本转变。一方面,数字技术降低了信息获取成本与沟通壁垒,促进产学研合作与知识共享,形成开放式创新生态。例如,企业通过数字平台实时获取市场需求与技术前沿信息,精准匹配研发资源,缩短创新周期。另一方面,数字金融普惠发展缓解了企业融资约束,尤其为中小微企业和初创企业提供低成本、高效率的融资渠道,激发微观主体创新活力。中国数字普惠金融指数的构建(表 1 指标体系)即体现了数字经济在降低金融服务门槛、提升创新投入可持续性方面的作用。此外,数字经济自身的高创新性(如有效发明专利价值加权的创新指数)直接构成技术创新的重要维度,推动全要素生产率(TFP)提升,特别是包容性 TFP 的测算纳入城乡收入差距等共享发展指标,进一步凸显数字经济对“创新驱动且成果共享”的高质量发展模式的促进作用。

Table 1. Indicator system of the digital economy**表 1.** 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
数字经济综合发展指数	互联网普及率	每百人互联网用户数	+
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比	+
	互联网相关产出	人均电信业务总量	+
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数	+
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	+

2.3. 研究假说

基于上述理论分析，数字经济通过产业结构升级、创新效率提升、可持续发展促进等机制，对高质量发展形成正向驱动。尽管区域间可能存在影响差异，但核心作用方向具有一致性。据此，本文提出以下研究假设：

假设 1：数字经济的增长显著促进高质量发展的进程。

假设 2：数字经济对高质量发展的影响存在区域异质性，具体表现为不同区域(东、中、西部)的作用强度与显著性存在差异。

3. 研究设计

3.1. 模型设定

为研究数字经济对经济高质量发展的线性影响，本文设定模型如下：

$$EH_{km} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{km} + \lambda Control_{km} + t_k + \varepsilon_{km}$$

其中， k 表示地区， m 表示年份， EH 表示经济高质量发展， Dig 表示数字经济， $Control$ 表示控制变量， t 表示个体固定效应， ε 表示随机误差项。

3.2. 数据来源

为避免公共卫生事件以及金融危机对于中国经济的冲击，且考虑到数据的可获得性问题，故本文选取 2008~2019 年中国城市层面的数据来研究数字经济对于经济高质量发展的影响。本文的数据来源广泛，其中包括但不限于：《中国农村统计年鉴》《中国城乡统计年鉴》，以及各省份统计年鉴、Wind 数据库、中国经济社会大数据研究平台等。

3.3. 变量选取

被解释变量：经济高质量发展。虽然之前学术界大多数学者将全要素生产率作为衡量经济水平发展的指标，但是由于数据波动以及层次单一问题，无法全面、深刻地测度经济现状。故本文借鉴赵涛[1]等人的做法，设定了由产业结构、包容性 TFP、技术创新、居民生活和生态环境 5 个二级指标构成的多维度评价体系，对全国各地级市的经济高质量发展进行测算。

核心解释变量：数字经济。目前，国内外学者对于数字经济具体的测度指标尚未达成共识，随着时代演变，数字经济的内涵越来越丰富。本文借鉴张雪玲[2]和赵涛[1]的做法，构建以下指标体系并通过熵值法来测度中国城市层面的数字经济水平。熵值法可排除人为干扰因素，相对于主观赋值法而言，它能客观评价各种指标的相对重要程度，并广泛应用于客观赋权的社会经济领域。本文利用熵值法的优点，

对各指标赋予熵权后再进行测算，将数字经济系统视为由多维信息构成的“熵系统”，通过数据离散度量化指标的信息价值，实现从“数据碎片化”到“系统整体性”的跃升。其逻辑内核可概括为：以信息熵衡量不确定性，用数据变异度决定指标权重，再以综合指数集成系统特征。这一方法既契合数字经济的“数据驱动”本质，也为复杂经济系统的评估提供了可复制的方法论框架，实现科学性与经济意义的统一。

本文参考前人的研究，从宏观层面中选取控制变量。其中包括户籍人口，人均地区生产总值，教育业从业人员，第三产业从业人员，医院卫生院数以及自然增长率等。

4. 实证结果与分析

4.1. 豪斯曼检验

豪斯曼检验(Hausman Test)是在面板数据或时间序列数据分析中常用的一种旨在确定固定效应模型和随机效应模型之间选择的统计方法。在经济学、社会学及其他社会科学领域的研究中，选择合适的模型对于确保研究结果的准确性和可靠性至关重要。

豪斯曼检验基于以下假设：如果模型的误差项与解释变量不相关，则固定效应模型和随机效应模型的估计系数应该是一致的，但可能具有不同的效率；然而，如果误差项与解释变量相关，则固定效应模型的估计系数将是一致且有效的，而随机效应模型的估计系数可能是不一致的。因此，豪斯曼检验通过比较两个模型中同一系数的估计值差异来检验这种相关性。

Table 2. Hausman test
表 2. Hausman 检验

	(1)
	EH
Dig	0.134*** (12.80)
控制变量	YES
Constant	0.140*** (17.85)
Observations	4737

t statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

在设定的显著性水平(如 0.05)下，判断检验统计量的 p 值是否小于显著性水平。如果是，则拒绝原假设(即误差项与解释变量不相关)，选择固定效应模型；否则，接受原假设，选择随机效应模型。根据表 2 的豪斯曼检验结果显示，本文将选择固定效应模型而非随机效应模型。

4.2. 基准回归

表 3 结果表明，Dig 与 EH 呈现明显的正相关关系，各回归列表中的 Dig 系数均为正向且高度显著，表明数字经济的发展能够有效地带动更高质量的发展水平。户籍人口人均 GDP 系数在控制变量方面为正，具有显著性，说明其增加对优质发展的正向促进作用，或源于人口带来的劳动力和消费效应，以及经济发展的支撑力，户籍人口的人均 GDP 系数为正。而医院卫生院数系数为负且显著，或涉及资源利用

Table 3. Baseline regression
表 3. 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	EH	EH	EH	EH	EH	EH	EH
Dig	0.367*** (45.70)	0.317*** (37.50)	0.117*** (12.16)	0.0743*** (7.28)	0.0755*** (7.37)	0.0719*** (7.04)	0.0683*** (6.65)
户籍人口		0.000338*** (13.61)	0.000143*** (6.40)	0.000160*** (5.93)	0.000168*** (6.08)	0.000176*** (6.40)	0.000182*** (6.58)
人均 GDP			0.00000141*** (32.66)	0.00000153*** (33.41)	0.00000154*** (33.44)	0.00000150*** (32.67)	0.00000151*** (32.71)
教育业从业人数				-0.00102 (-1.29)	-0.000381 (-0.41)	-0.000387 (-0.42)	-0.000335 (-0.36)
第三产业从业人数					-0.0000848 (-1.34)	-0.0000660 (-1.05)	-0.0000663 (-1.05)
医院卫生院数						-0.0000287*** (-6.34)	-0.0000277*** (-6.08)
自然增长率							-0.000415** (-3.07)
_cons	0.282*** (277.93)	0.140*** (13.48)	0.177*** (19.33)	0.172*** (17.17)	0.167*** (15.66)	0.170*** (16.05)	0.170*** (15.97)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3952	3667	3655	3370	3370	3370	3348

t statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

效率、健康以及生活压力问题；人口自然增长率系数为负且显著，可能是资源分配压力等因素导致其不利于高质量发展。模型控制了个体效应，保证结果稳健性，样本量也相对充足。基于此，政策应在数字经济、推进数字产业化和产业数字化等方面加大投入；合理制定吸引人才和持续推动经济增长的人口政策，实现人口与经济的良性互动和优质发展；同时，优化配置教育、医疗资源，为更好地服务于优质发展，促进第三产业结构升级。

4.3. 内生性检验

创新政策与数字经济能够相互协调，形成合力共同推进高质量发展[13]。参考前人的做法，本文用地方企业活力(每百人创新企业数)作为数字经济的工具变量。结果如表 4 所示，Cragg-Donald Wald-F 和 Kleibergen-Paak rk LM 统计量值分别为 1067.083 和 826.596。这些发现表明，所选工具变量是合适的，且未出现弱工具变量的情况。在第二阶段中，Dig 的系数依然保持显著，说明在排除内生性问题后，基准回归结果仍然有效。

5. 稳健性检验

为检验基准回归结果的稳健性，本研究采取了两种方法。其一，选用数字经济(Dig)的二级指标替换原指标重新进行回归分析；其二，将被解释变量高质量发展(EH)先加 1 后取对数，转化为 $\ln_EH$ 形式再

Table 4. Endogeneity test
表 4. 内生性检验

	(1)	(2)
	Dig	EH
地方企业活力	0.0370*** (31.20)	
Dig		0.523*** (10.69)
控制变量		YES
F statistic	YES	1067.083
LM statistic		826.596
_cons	0.00214 (0.89)	0.228*** (53.71)
N	3738	3654

t statistics in parentheses; **p* < 0.05, ***p* < 0.01, ****p* < 0.001.

次回归。从表 5 回归结果来看，列(1)中数字化普惠金融指数对 EH 的回归系数为 0.000237，且在 1%水平上显著(*t* 值为 30.21)，列(2)中 Dig 对 ln_EH 的回归系数为 0.0518，同样在 1%水平上显著(*t* 值为 6.77)，且两列均控制了相关控制变量与个体固定效应。这表明在改变解释变量与被解释变量形式后，关键变量的显著性与方向未发生明显改变，进一步验证了基准回归结果的可靠性与稳定性。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

	(1)	(2)
	EH	ln_EH
数字化普惠金融指数	0.000237*** (30.21)	
Dig		0.0518*** (6.77)
控制变量	YES	YES
个体固体效应	YES	YES
_cons	0.229*** (19.53)	0.164*** (20.72)
N	2512	3348

t statistics in parentheses; **p* < 0.05, ***p* < 0.01, ****p* < 0.001.

6. 异质性检验

在前文已明确数字经济发展对高质量发展具有促进作用的前提下，为进一步剖析数字经济在不同区域的影响差异，本研究将数据按区域划分为东部、中部和西部，开展异质性检验。从表 6 异质性检验结果来看，东部地区数字经济(Dig)对高质量发展(EH)的回归系数为 0.0667，在 1%水平上显著，对应的 *t* 值

为 4.47；中部地区 Dig 对 EH 的回归系数是 0.0671，在 5%水平上显著， t 值为 3.01；西部地区 Dig 对 EH 的回归系数为 0.102，在 1%水平上显著， t 值达到 4.91。并且，三个区域均对相关控制变量进行了控制，截距项也呈现显著状态。这清晰地表明，数字经济对高质量发展的促进作用在东、中、西部均切实存在，然而，也存在着一定程度的区域异质性。

Table 6. Heterogeneity test

表 6. 异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	EH (东部)	EH (中部)	EH (西部)
Dig	0.0667*** (4.47)	0.0671** (3.01)	0.102*** (4.91)
控制变量	YES	YES	YES
_cons	0.244*** (26.02)	0.212*** (19.15)	0.156*** (8.49)
N	1151	1194	1003

t statistics in parentheses; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

具体而言，这种异质性体现在多个方面。西部地区数字经济对高质量发展的促进作用幅度相对更大，意味着在西部，数字经济每变动一个单位，对高质量发展的提升效果更为明显。东部地区结果的显著性和可靠性较高，反映出在东部较为成熟的经济环境下，数字经济与高质量发展之间的关联更为稳定和确定。相较之下，中部地区在显著性上稍逊一筹，说明其数字经济对高质量发展的促进作用在统计推断上的把握度略低。

这种区域异质性的根源较为复杂，与不同区域的经济基础、产业结构、技术水平、政策环境等诸多因素紧密相关。西部地区数字经济影响系数最大，源于“技术追赶效应”与“政策赋能效应”的双重作用，西部地区传统要素成本(土地、劳动力)较低，数字经济基础设施的边际投入产出比显著高于东部；国家“十四五”数字经济规划的发布使西部数字经济投资连续高速增长。东部地区数字经济影响系数显著但边际效益趋缓，源于“技术-产业-制造协同演化的成熟生态系统，凭借发达的经济基础，在数字经济应用的广度和深度上具备先发优势，长期的积累使其能更高效地将数字经济与产业发展融合，进而推动高质量发展，其作用的显著性和可靠性也因此较高。而中部地区面临东西部的“双向虹吸”：人才、资本向东部流动，同时西部凭借政策红利吸引制造业梯度转移。且由于产业结构调整步伐相对滞后，在与数字经济融合的过程中面临一定阻碍，使得数字经济对高质量发展的促进作用在显著性上表现欠佳。

7. 结论与启示

本研究根据 2008~2019 年中国城市层面的数据，通过理论分析和实证检验，对数字经济对优质发展的影响及其所处地区的异质性进行了系统的探讨。研究发现，数字经济的发展对高质量的发展有着显著的正向推动作用，在克服了内生性问题、变量测度方式的更换等稳健性检查后，这一结论仍然成立。区域异质性检查显示，东、中、西部地区均显著存在数字经济对优质发展的促进作用，但差异明显：西部地区数字经济影响系数最大，在数字经济投入中体现后发地区获得较高边际效益的幅度为(0.102, 1%的水平显著)，东部地区系数为 0.0667，具有较高的显著性和稳定性，在成熟的经济环境中体现了数字经济与产业发展的深度融合效应；中部地区系数为 0.0671 (5%水平显著)，显著性稍低，与产业结构调整滞后、

吸收数字技术能力等因素有关。这一结果印证了数字经济影响的区域分化特征，与各地区经济基础、技术水平和政策环境的差异密切相关。

在理论层面，本研究通过产业结构升级、创新能力提升等促进优质发展的内在机制，拓展了数字经济与优质发展关系的研究框架，为认识数字经济的经济效应提供了新的视角。从实证上讲，结合固定效应模型、工具变量法等计量方法，通过构建多维度优质发展评价体系和数字经济指标体系，在相关领域丰富经验证据，保证了研究结论的可靠性。

政策启示方面，各地应立足区域特征制定差异化策略：东部地区要实现从先发优势到生态引领的高阶化路径；打造“数字孪生 + 产业集群”融合示范工程，设立数字技术前沿探索基金，重点突破 6G 通信、类脑计算、量子计算等“卡脖子”技术，并构建数据要素市场化配置东部枢纽。创新“监管沙盒 + 敏捷治理”机制，建立数字经济动态评估指标体系。中部地区急需破解转型阵痛与协同瓶颈的困境，可以实施老旧设备智能化改造专项行动，构建东中部数字经济协同走廊，创建产业转型试验区破解结构锁定，建立中部各省数字经济政策协同平台，统一数据开放标准以促进经济协同发展。西部地区需放大后发优势与政策红利的精准赋能，打造数据要素西进战略枢纽，实施特色产业数字化倍增计划，构建“政策 + 人才”双轮驱动体系。加强地区间经济交流和产业分工协作，结合地区资源禀赋和发展优势实现合理分工，发挥全国统一大市场的规模经济效益[10]。

本研究仍存在一定局限，例如未深入探讨数字经济影响高质量发展的具体中介机制(如人力资本、环境效率等)，未来可进一步结合微观数据展开机制分析，为数字经济精准赋能高质量发展提供更细致的政策路径。

参考文献

- [1] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [2] 张雪玲, 焦月霞. 中国数字经济发展指数及其应用初探[J]. 浙江社会科学, 2017(4): 32-40, 157.
- [3] 司增绰, 刘世泉. 数字经济推动制造业高质量发展的路径及其实证检验[J]. 科学管理研究, 2023, 41(6): 80-89.
- [4] 蒙恬, 姚聪莉. 数字金融与实体经济高质量耦合协调发展的统计评价[J]. 统计与决策, 2024, 40(8): 150-155.
- [5] 陈熹, 邢凯. 数字金融在促进经济高质量发展中的作用与机制研究[J]. 江西社会科学, 2023, 43(11): 79-89.
- [6] 李敏. 数字金融、产业结构升级与实体经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2025, 41(3): 141-146.
- [7] Ye, L. (2025) Digital Economy and High-Quality Agricultural Development. *International Review of Economics & Finance*, 99, Article ID: 104028. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.104028>
- [8] 潘方卉, 陈淼. 数字金融与经济高质量发展: 双向赋能还是单向驱动——基于时空交互视角[J]. 金融发展研究, 2024(2): 16-26.
- [9] 杨小花. “双循环”新发展格局、数字经济与制造业高质量发展[J]. 技术经济与管理研究, 2024(3): 32-39.
- [10] 罗双成, 刘建江, 王莹. 国内统一大市场与制造业高质量发展——基于数字经济的门槛效应分析[J]. 统计与决策, 2025, 41(8): 136-141.
- [11] 江鹏, 刘建江, 许调蓉. 数实融合促进企业高质量发展了吗[J]. 宏观经济研究, 2024(10): 72-89.
- [12] 赵乐天. 区域数字经济、供应链集中度与高质量发展[J]. 财会通讯, 2025(5): 47-51.
- [13] 卜伟, 张应允. 创新政策、数字经济与高质量发展——来自中国 286 个地级及以上城市的证据[J]. 工业技术经济, 2025, 44(4): 99-109.
- [14] Guo, B.N., et al. (2023) Impact of the Digital Economy on High-Quality Urban Economic Development: Evidence from Chinese Cities. *Economic Modelling*, 120, Article ID: 106194. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106194>
- [15] Chen, Z.A. and Xing, R.K. (2025) Digital Economy, Green Innovation and High-Quality Economic Development. *International Review of Economics & Finance*, 99, Article ID: 104029. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.104029>