应用统计与数据科学

Applied Statistics and Data Science



ART AND TECHNOLOGY PRESS INC.

(517 666 0904)

263 S KENWOOD ST 560

CASPER,WY 82601

Copyright © 2026 by ART AND TECHNOLOGY PRESS INC. (United States)

Complimentary Copy

ART AND TECHNOLOGY PRESS INC
(United States)

编委会名单

主　　编



王国长（Guochang Wang），暨南大学（Jinan University），
邮箱：wanggc023@amss.ac.cn
研究兴趣：函数型数据分析、时间序列、充分性降维、统计与机器学习
functional data analysis, time series, sufficiency dimension reduction, statistics and machine learning

执行副主编



张兴发（Xingfa Zhang），广州大学（Guangzhou University），
邮箱：xingfazhang@gzhu.edu.cn
研究兴趣：金融统计、环境统计、机器学习
financial statistics, environmental statistics, machine learning

编　　委



胡志勇（Zhiyong Hu），广州大学（Guangzhou University）
邮箱：zhyhu65@163.com
研究兴趣：大数据，人工智能，财务与会计
big data, artificial intelligence, finance and accounting



雷田礼（Tianli Lei），深圳职业技术大学（Shen Zhen Polytechnic University）
邮箱：ltl@szpu.edu.cn
研究兴趣：数量经济、高职数学教育
auantitative economics，higher vocational mathematics education



舒连杰（Lianjie Shu），澳门大学（University of Macau），
邮箱：ljshu@um.edu.mo
研究兴趣：量化金融，统计学习，质量控制及管理
quantitative finance, statistical learning, quality control and management



王纬（Wei Wang），山东财经大学（Shandong University of Finance and Economics）
邮箱：wangwei_0115@sdufe.edu.cn
研究兴趣：统计机器学习、应用统计、计量经济
statistical machine learning，applied statistics, econometrics



杨凯（Kai Yang），长春工业大学（Changchun University of Technology）
邮箱：yangkai@ccut.edu.cn
研究兴趣：时间序列分析、高维数据分析、贝叶斯分析
time series analysis，high-dimensional data analysis，bayesian analysis



周彦（Yan Zhou），深圳大学（Shenzhen University）
邮箱：zhouy1016@163.com
研究兴趣：生物统计，数据科学
Biostatistics，data science



李永明（Yongming Li），上饶师范学院（Shangrao Normal University）
邮箱：lym1019@163.com
研究兴趣：非参数统计，金融统计，极限理论与统计大样本性质，小波方法
nonparametric statistics，financial statistics，limit theory and statistical large sample theory，wavelet method



刘照德（Zhaode Liu），广东财经大学（Guang dong University of Finance & Economics）
邮箱：lzhaode@163.com
研究兴趣：经济统计、多元统计、计量分析
economic statistics，multivariate statistics，econometric analysis



王小刚（Xiaogang Wang），北方民族大学（North Minzu University）
邮箱：wongone@163.com
研究兴趣：经济与社会统计
economic and social statistics



严晓东（Xiaodong Yan），西安交通大学（Xi' an Jiaotong University）
邮箱：yanxiaodong@xjtu.edu.cn
研究兴趣：统计机器学习、智能体统计学
statistical machine learning，agent statistics



朱柯（Ke Zhu），香港大学（The University of Hong Kong）
邮箱：mazhuke@hku.hk
研究兴趣：统计建模、金融时间序列分析、计量经济、金融大数据
statistical modeling, financial time series analysis, econometrics, financial big data

应用统计与数据科学

Applied Statistics and Data Science

第2卷 第9期　2026年9月刊

主办单位：ART AND TECHNOLOGY PRESS INC. (United States)

承办单位：广州统计师事务所

指导单位：广东省现场统计学会、广州市统计学会

主　　编：王国长

执行副主编：张兴发

编　　委：胡志勇、李永明、雷田礼、刘照德、舒连杰、王小刚、王　纬、严晓东、杨　凯、朱　柯、周　彦

地　址：263 S KENWOOD ST 560 CASPER,WY 82601

网　址：https://arttechpress.com

本刊说明：

凡向本刊所投稿件，全体作者需签署论文著作权转让声明书和论文发表承诺书，声明、承诺及相关事项如下：

1. 作者将论文的复制权、发行权、网络传播权、翻译权、汇编权、信息网络传播权、改编权等著作权在世界范围内免费转让给本刊。
2. 论文不侵犯他人著作权和其他权利，否则作者将承担由此产生的全部责任，并赔偿由此给出版单位造成的全部损失。
3. 论文署名作者享有该作品的完全著作权，署名作者的身份真实。
4. 论文未曾以任何形式公开发表过。
5. 作者所投本刊稿件，本刊编辑部拥有修改权。

目录 CONTENTS

管理统计 | MANAGEMENT STATISTICS

001 **双并行批处理机环境下生产与配送联合调度** **李潇，郑瑞平**
Joint Scheduling of Production and Distribution under the Environment of Double Parallel Batch Machines Li Xiao, Zheng Ruiping

005 **数字经济时代智能会计赋能企业财务管理转型的实践研究** **曾梁军**
Practical Research on the Financial Management Transformation of Intelligent Accounting Enabling Enterprises in the Digital Economy Era Zeng Liangjun

统计与教育教学 | STATISTICS AND EDUCATION TEACHING

008 **大数据背景下审计人才培养的探索——基于 CiteSpace 的可视化分析** **纪祥勋，赵靖**
Exploration on Training Audit Talents under the Background of Big Data —Visual Analysis Based on CiteSpace Ji Xiangxun, Zhao Jing

011 **认知需求驱动的连续情境项目式教学模式构建——以《机器学习中的概率统计》课程为例** **董平**
Development of a Cognitive-Need-Driven Continuous-Context Project-Based Teaching Model—A Case Study of the Course Probability and Statistics in Machine Learning Dong Ping

015 **大学生国家安全教育的现状与对策研究** **刘艳新**
Research on the Current Status and Countermeasures of National Security Education among College Students Liu Yanxin

统计方法及应用 | STATISTICAL METHODS AND APPLICATIONS

020 **地理探测器驱动的中国区域经济空间分异研究：交互效应与时空演化** **柯蓉，叶倩倩**
Research on Spatial Differentiation of China's Regional Economy Driven by Geo-detectors: Interaction Effects and Spatiotemporal Evolution Ke Rong, Ye Qianqian

025 **ESG 综合评分与资产价值——基于多主体偏好和评级分歧融合视角** **潘娅萍，何泉静，张雅婷，胡煜琳，赵霞**
ESG Comprehensive Scores and Asset Value —A Perspective Based on Multi-agent Preferences and Rating Disagreement Pan Yaping, He Quanjing, Zhang Yating, Hu Yulin, Zhao Xia

034 **数字信贷的广度与深度对服务业创业的差异化影响——来自华南地区县域数据的证据** **晏发发，许旭**
Digital Credit Breadth versus Depth: Differential Effects on Service Sector Entrepreneurship — Evidence from County-Level Data in South China Yan Fafa, Xu Xu

039 **数字经济对长三角城市经济韧性的影响机制与空间溢出研究** **蒙春晓，欧利松**
Research on the Influence Mechanism and Spatial Spillover of Digital Economy on Urban Economic Resilience in the Yangtze River Delta Meng Chunxiao,Ou Lisong

046 **数字普惠金融对新质生产力的影响研究——基于融资约束的中介机制** **冯梦飞**
Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on New-Quality Productive Forces — A Mediating Model Based on Financing Constraints Feng Mengfei

051 **城乡高血压健康管理差异及其传导路径研究——基于多层次序贯 Logistic 模型的实证分析** **童奕宁，宋昕烨，王子妍**
Urban-Rural Differences in Hypertension Health Management and Their Transmission Pathways — An Empirical Analysis Based on a Multilevel Sequential Logistic Model Tong Yining, Song Xinye, Wang Ziyan

双并行批处理机环境下生产与配送联合调度

李潇，郑瑞平
济南大学 管理科学与工程学院，山东 济南 250002
DOI:10.61369/ASDS.2026090001

摘　　要： 针对制造企业中生产加工与配送运输之间存在的协同优化问题，研究双并行批处理环境下生产—配送联合调度问题。考虑工件尺寸、设备容量以及配送容量等实际约束，将工件分配至两台并行批处理设备进行加工，并在加工完成后统一组织配送。以系统总成本最小为目标，建立双并行批处理生产—配送联合调度混合整数规划模型。利用 CPLEX Java API 对模型进行求解，并通过实例分析验证模型有效性。进一步对配送成本灵敏度分析，研究不同成本下的调度规律。结果表明：所建立模型具有较好的可行性与应用价值；通过统筹生产与配送两阶段决策，有助于降低系统整体运营成本，提高企业物流运作效率。

关 键 词： 联合调度；并行机；批处理；分批配送

Joint Scheduling of Production and Distribution under the Environment of Double Parallel Batch Machines

Li Xiao, Zheng Ruiping
School of Management Science and Engineering, University of Jinan, Jinan, Shandong 250002

Abstract: To address the coordination optimization problem between production processing and distribution operations in manufacturing enterprises, this paper investigates the integrated production–distribution scheduling problem in a dual parallel batch–processing environment. Considering practical constraints such as job sizes, machine capacities, and vehicle capacities, jobs are assigned to two parallel batch–processing machines for production and subsequently organized for distribution after completion. With the objective of minimizing the total system cost, a mixed–integer programming model for integrated production and distribution scheduling is developed. The model is solved using the CPLEX Java API, and a numerical example is conducted to verify its effectiveness. Furthermore, a sensitivity analysis on distribution cost is performed to explore scheduling behaviors under different cost scenarios. The results demonstrate that the proposed model is both feasible and effective. By jointly optimizing production and distribution decisions, the model can reduce overall operational costs and improve logistics performance in manufacturing enterprises.

Keywords: integrated scheduling; parallel machines; batch processing; batch delivery

引言

生产与配送作为制造企业供应链运作中的两个关键环节，其决策过程往往相互影响。然而在实际管理中，生产排程与配送计划通常由不同部门分别制定，缺乏统一协调，容易导致产品完工后等待发运、车辆利用率偏低以及运输成本增加等问题[1]。随着企业对整体运营效率要求的不断提高，生产－配送联合调度（Integrated Production and Distribution Scheduling Problem，IPDSP）逐渐成为供应链协同优化领域的重要研究方向。近年来，国内外学者围绕生产与配送协同决策开展了大量研究，并在模型构建与求解方法等方面取得了较为丰富的成果[2]。

现有关于集成生产与配送调度问题（IPDSP）的研究，多数建立在传统生产模式的框架之下，其核心特征在于，一台机器在任一给定时刻仅能加工一个单独的作业或一道单一的工序[3,4]。然而，在诸如集成电路的烧机测试、工业陶瓷的烧制、机械电镀等特定生产场景中，作业的加工过程并非遵循上述传统模式。取而代之的是一种称为并行批加工（parallel batching, p-batch）的模式[5]。

在 p-batch 加工模式下，同一处理批次的作业具有同步启停约束，其中耗时最长的工件通常决定了该批次加工的时间[6]。在物流配送环节，分批配送策略通过动态集货的方式提高车辆装载率，从而降低单位运输成本[7,8]。现有研究多数只围绕单机环境或简单流水车间

作者简介：
李潇（2000.04-），汉族，山东菏泽人，硕士研究生在读，研究方向为企业物流与供应链；
郑瑞平（2002.09-），汉族，山东临清人，硕士研究生在读，研究方向为企业物流与供应链。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

展开，但实际加工环境中，更加常见的是并行设备[9,10]。其中，双并行批处理机是一类具有代表性的生产配置，能够较好反映实际生产过程中的资源协调问题[11]。

相比单一流水线系统，双机环境需要考虑的更多，一方面不仅需要考虑工件在两台设备之间的分配，同时需要协调不同设备上的批次划分与加工顺序[12,13]。并且，涉及到双系统决策，这会进一步增加批次组织难度，因此导致双并行批处理环境下的协同调度问题复杂度明显提高[14,15]。

针对上面提到的这些问题，本文把双并行批处理环境下的生产－配送联合调度问题作为研究对象，在考虑机器容量和车辆运力约束的基础上，建立起一个以系统总成本最小为目标的混合整数规划模型，该模型同时兼顾了机器负荷成本与车辆启用成本这两项。求解方面，采用 CPLEX 求解器来完成，并通过一系列数值实验去分析订单规模、配送成本权重这些参数对调度结果所带来的影响，目的是要揭示系统内在的规律与决策机制，为企业在生产配送一体化环节的决策提供优化支撑。

一、问题描述与模型构建

（一）问题描述

本文研究对象为双并行批处理生产—配送联合调度系统。系统包含两台并行批处理设备以及一个配送阶段。设存在若干待加工工件，每个工件均具有对应加工时间与工件尺寸。所有工件首先需要被分配至两台设备中的一台进行批处理加工。同一批次中的工件可同时开始加工，而批次加工时间由其中加工时间最长的工件决定。由于设备容量有限，每个生产批次中工件尺寸总和不能超过设备容量上限。加工完成后，系统进一步根据配送容量对工件进行统一配送。配送阶段同样存在容量约束。

本文目标是在满足设备容量与配送容量约束条件下，合理安排工件分配、批次划分以及配送组织方式，从而实现系统总成本最小化。

（二）模型假设

为保证模型能够较好反映实际制造场景，同时降低模型求解复杂度，本文在模型构建过程中作如下基本假设：

（1）所有工件在零时刻均可开始加工，即不存在订单动态到达情况；

（2）每个工件仅允许被分配至一台设备进行加工，且不可拆分；

（3）同一生产批次中的所有工件同时开始加工；

（4）同一设备在同一时刻仅能加工一个批次；

（5）配送阶段采用统一配送模式，不考虑车辆路径问题；

（6）配送车辆容量固定，且不同车辆容量一致；

（7）系统目标主要关注加工完成时间与配送批次成本，不考虑人工成本与库存持有成本；

上述假设能够在保证模型合理性的同时，突出本文研究重点，即生产与配送阶段之间的协同优化关系。

（三）符号定义

J={1,2,...,n}	作业集合，n 为作业总数
j	作业索引
M={1,2}	并行设备集合
m	设备索引
K={1,2,...,n}	生产批次集合
k	生产批次索引
L={1,2,...,n}	配送批次集合
l	配送批次索引
p_j	工件 j 的加工时间
s_j	工件 j 的体积（尺寸）
Q_1,Q_2	生产设备容量，配送车辆容量
λ	加工时间成本权重
μ	配送批次成本权重
n	工件总数量
X_{1jk}	若工件 j 被分配至设备 1 的批次 k，则取 1，否则取 0
X_{2jk}	若工件 j 被分配至设备 2 的批次 (k)，则取 1，否则取 0
Y_{1k}	设备 1 批次 k 是否启用
Y_{2k}	设备 2 批次 k 是否启用
T_{1k}	设备 1 批次 k) 的加工时间
T_{2k}	设备 2 批次 k) 的加工时间
W_{kl}	若生产批次 k 分配至配送批次 l，则取 1，否则取 0
Z_l	配送批次 l 是否启用
S_k	生产批次 k 的总尺寸
TC	系统总成本
TC_p	生产阶段成本
TC_d	配送阶段成本

（四）数学模型

在上述问题描述与模型假设基础上，本文建立双并行批处理生产—配送联合调度混合整数规划模型。

系统总成本由两部分叠加构成：一是两台设备上全部批次加工时长之和，以权重 λ 折算为时间成本；二是配送阶段启用的批次数，以权重 μ 折算为运输成本。前者反映在制品占压与设备使用强度，后者反映车辆调度规模与运营支出。两项权重的相对大小代表企业不同的成本偏好，这一设计使模型具有较好的参数适应性。

1. 目标函数

$$\min TC=\lambda\left(\sum_k T_{1k}+\sum_k T_{2k}\right)+\mu\sum_l Z_l \quad (1)$$

$$\sum_k X_{1jk}+\sum_k X_{2jk}=1,\forall j\in\{1,2,...,n\} \quad (2)$$

$$\sum_j s_j X_{1jk}\le Q_1 Y_{1k},\ \forall j,k\in\{1,2,...,n\} \quad (3)$$

$$\sum_j s_j X_{2jk}\le Q_1 Y_{2k},\ \forall j,k\in\{1,2,...,n\} \quad (4)$$

$$\sum_j X_{1jk}\ge Y_{1k}\ \forall j,k\in\{1,2,...,n\} \quad (5)$$

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

$$\sum_{j} X_{2jk} \geq Y_{2k} \quad \forall j,k \in \{1,2,...,n\} \qquad (6)$$

$$\sum_{j} X_{1jk} \leq Y_{1k}, \quad \forall j,k \in \{1,2,...,n\} \qquad (7)$$

$$\sum_{j} X_{2jk} \leq Y_{2k} \quad \forall j,k \in \{1,2,...,n\} \qquad (8)$$

$$T_{1k} \geq p_j X_{1jk} \forall j,k \in \{1,2,...,n\} \qquad (9)$$

$$T_{2k} \geq p_j X_{2jk}, \quad \forall j,k \in \{1,2,...,n\} \qquad (10)$$

$$S_k = \sum_{j} s_j (X_{1jk} + X_{2jk}) \quad \forall j,k \in \{1,2,...,n\} \qquad (11)$$

$$\sum_{k} S_k W_{kl} \leq Q_2 Z_l, \quad \forall k,l \in \{1,2,...,n\} \qquad (12)$$

$$\sum_{l} W_{kl} = Y_{1k} + Y_{2k}, \quad \forall k,l \in \{1,2,...,n\} \qquad (13)$$

$$\sum_{k} W_{kl} \geq Z_l, \quad \forall k,l \in \{1,2,...,n\} \qquad (14)$$

$$X_{1jk}, X_{2jk}, Y_{1k}, Y_{2k}, W_{kl}, Z_l \in \{0,1\} \qquad (15)$$

目标函数（1）是运营总成本的最小化函数，主要由加工和运输成本组成。约束（2）限定了每个作业只分配到某台设备的一个内部批次。保证了作业不被计入多个批次，导致加工时长与容量消耗均失真。约束（3）（4）分别对设备1和设备2施加设备容量限制。同时限定了工件进入空批次的可能。约束（5）（6）保证了加工批次逻辑的完整性：约束（7）（8）保证已启用批次不为空，确保工件只能进入已启用批次。两组约束共同作用，若有一个缺失，或可能导致解中存在”空批”或”悬空工件”等无效结构。约束（9）（10）是对批次 k 内的每个工件 j，均要求 T_{1k}（或 T_{2k}）不低于 p_j，故在最优解中，T_k 将恰好取到批内最大加工时间，避免了直接引入最大值算子带来的非线性问题。约束（11）定义了辅助变量 S_k 为批次 k 的工件尺寸总量；约束（12）约束每个配送批次的累计装载量不超过 Q_2，对配送增加了容量限制。

约束（13）是联结生产与配送两阶段的桥梁约束：保证了已启用的生产批次仅能归属一个配送批次，未启用批次不产生配送需求。约束（14）保证了已启用的配送批次至少包含一个生产批次，防止空车。约束（15）规定各决策变量的类型与取值域。

二、实例求解与灵敏度分析

本文实例源于一家为汽车维修行业提供电镀服务的 P-batch 模式企业。该企业亟需解决电镀批处理调度与分批配送的协同优化问题，此场景是构建与验证本文 IOPDSP_CT 模型的直接对象。

（一）参数设置

案例直接取自某电镀服务企业生产调度与配送的实际应用场景。这家汽车电镀服务企业采用的是并行批处理生产模式，其电镀制品全部需要配送到同一经销商，这就要求企业必须把批处理调度和分批配送协同起来进行优化，从而让运营总成本达到最小。在这一生产过程中，待加工的工件共有十二个，每个工件都带有一个对应的加工时间和工件尺寸属性，这些工件的基础数据可见表1。

表1：工件基础数据

编号	p/h	s/m3
J1	5.5	8
J2	4	6
J3	8.5	11
J4	7	9
J5	4.5	7
J6	6	8
J7	5	7
J8	9	12
J9	7.5	10
J10	6.5	8
J11	8	9
J12	4	6

根据实地考察，系统参数如下：

$Q_1 = 25m^3$；$Q_2 = 35m^3$；$\lambda = PW \cdot EC$；EC=0.5元 / （kWh）λ=12.5元 / 小时；PW=25kW；μ = 500元。

（二）求解结果与分析

该算例采用 CPLEX Java API 求解，首先，通过 CPLEX 将数学模型进行代码实现；对所建立模型进行求解，系统在38.4s 内获得最优调度方案。目标函数值（即运营总成本）达到1925元。结果表明，模型能够在满足设备容量与配送容量约束条件下，实现生产阶段与配送阶段协同优化。

在模型运行过程中，它会根据各工件的加工时间与尺寸自动完成工件分配。由于不同工件在这两项属性上存在较明显的差异，系统需要在“设备负载平衡”与“容量利用率”之间做出权衡。有可能碰到这样一类情形：加工时间偏长、尺寸稍小的工件，适合跟中等加工时间的工件搭配成一个批次，而大尺寸工件则容易受到设备容量约束的限制，往往需要形成相对独立的批次。所以，生产批次的划分本质上是一个典型的组合优化问题。

通过求解结果可知，两台设备的加工负载相对均衡。对于部分加工时间较长的作业，模型会优先将其分配，保证加工时间的作业不会集中投放到同一设备上，以避免某一台设备负载过高，同时也保证系统等待时间不会过长。另外，在满足容量约束的前提下，尽可能的提高批次容量利用率，因此生产批次数量也可以进一步的控制。在配送环节，系统进一步的根据配送容量约束对工件进行重新整合。因为配送批次数量会直接影响运输成本，所以模型会尽可能提高车辆载重率，进一步减少配送次数。

为更直观的说明模型运行结果，本文分别对生产端批次划分结果与配送端组织结果进行分析。利用 CPLEX 求解器对模型进行迭代求解，系统在38.4s 内获得最优调度方案。该模型根据工件加工时间与尺寸差异自动形成生产批次，最终共形成5个加工批次，分别分配至两台并行设备，具体见表2。

表2：生产端调度结果

批次	设备	工件组合	总尺寸 /m³
$B_{1,1}$	M1	J_3, J_8	17.5
$B_{1,2}$	M1	J_4, J_6, J_{10}	19.5
$B_{2,1}$	M2	J_2, J_5	8.5
$B_{2,2}$	M2	J_1, J_7, J_{12}	14.5
$B_{2,3}$	M2	J_9, J_{11}	15.5

由表2可知，组成的5个生产批次均满足设备容量约束要求。可见，该流水线可以根据工件大小不同，自动分配作业，另其组

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

成较为紧凑的批次组合，同时兼顾了不同批次之间的加工时间平衡。为了提高设备利用率，降低系统整体的等待时间，加工时间较长的工件通常会与尺寸相对较小的工件共同组成批次。

考虑配送容量 Q2 = 35及配送成本权重 μ = 500后，系统进一步对生产批次进行配送整合。

最终形成3个配送批次，详见表3

表3：配送端组织结果

配送批次	包含工件	总尺寸 /m³	车辆利用率
L1	J_3, J_8	17.5	50%
L2	J_2, J_5, J_4, J_6, J_{10}	28	80.0%
L3	J_1,J_7, J_9, J_{11}, J_{12}	30	85.7%

L3批次载重30 m³，利用率85.7%，接近满载；L1批次载重17.5 m³，L2批次批次载重28，就加工总时长而言，5个批次合计34h。代入目标函数：

$$TC = 0.5 \times 25 \times 34 + 500 \times 3 = 1925 \text{ 元}$$

上述结果中，配送成本1500元占总成本的77.9%，加工时间成本仅占22.1%，这与 μ = 500的参数设置直接相关——在当前权重配置下，系统调度逻辑的核心驱动力在于压缩配送批次数量，而非压缩加工时长。这一点在后续的权重灵敏度分析中将得到进一步验证。

（三）配送容量协同分析

为进一步分析配送阶段对生产阶段的影响，本研究将配送车辆车型作为关键灵敏度因素进行研究，并通过选用第三方车辆的不同车型，调整车辆容量 Q_2来模拟不同车型条件下的配送能力变化，车辆单次配送成本依据当地物流市场车型租赁价格进行设定。在实际生产场景中，企业采用双并行批处理设备进行加工，订单规模与前文实例基本保持一致，因此实验结果能够较好反映实际运行情况。

实验中，固定加工时间权重 λ=12.5以及配送成本权重 μ=500，令配送容量 Q2分别取 23、35、45、55、65、75。实验结果如表4所示。

表4：不同配送容量下系统运行结果

车型编号	Q2/m³	生产批次数	配送批次数	车辆单次配送成本 / 元	总成本
v_1	25	6	5	450	2668.8
v_2	35	5	3	520	1925
v_3	45	4	3	550	1868.8
v_4	55	5	2	590	1598.8
v_5	65	5	2	630	1678.8
v_6	75	5	2	680	1778.8

由表4可知。选用 v_1车型成本最高，这是因为车辆载荷量较小，需要多次启用车辆运输才能达成运输任务。选用 V_4时成本最低，这是因为随着载荷量增加，只需要两辆自营车辆就可完成配送，同时没有过多的浪费运力，性价比最优。在配送车荷载量由25 m³ 扩大至55 m³ 的区间内，当 Q_2体积整体增大，系统总成本也是降低的趋势，配送批次数由5降至2，这说明适当的调换更高荷载量的车型的确会节省成本。但在配送车荷载量由55 m³ 扩大至75 m³ 的区间，总成本却直线上升。这说明配送容量并非越大越好——当批次数压缩至系统可行下限后，进一步扩容反而会提高总成本，这也是企业值得关注的一点。

另外还有值得关注的一点，配送容量对生产批次也有很大的影响。当配送容量较小，受到单次荷载容量的制约，在生产端需要将工件划分成更小的生产批。

三、结论

针对双并行批处理环境下生产与配送协同优化问题，本文构建了以系统总成本最小化为目标的生产—配送联合调度混合整数规划模型，并利用 CPLEX 求解器进行了实例验证。研究结果表明：

（1）所建立模型能够在满足设备容量与配送容量约束的条件下，实现工件分配、生产批次划分及配送批次组织的协同优化，验证了模型的可行性与有效性。

（2）在双并行批处理环境下，模型能够根据工件加工时间和尺寸特征合理组织生产批次，实现设备负载均衡，并提高设备容量利用率。

（3）配送容量对系统运行具有显著影响。随着配送容量的增加，配送批次数量逐渐减少，车辆载重率不断提高，系统总成本呈现先下降后趋于稳定的变化趋势，表明生产与配送之间存在明显的协同效应。

参考文献

[1] 程八一，李明 . 面向生产 – 库存 – 配送的联合调度问题及蚁群优化算法 [J]. 机械工程学报 ,2015,51(12):202-212.

[2] 罗梦文，王恺 . 考虑车辆路径的多工厂生产与配送联合调度 [J]. 运筹与管理，2024,33(11):51-57.

[3] 刘蓉，周林，王朝，等 . 带并行批处理机的柔性作业车间调度问题研究 [J]. 武汉理工大学学报 (信息与管理工程版),2020,42(1):36-43.

[4] 程八一，黄小曼，杨艳艳，等 . 差异分批模式下的联合成本优化问题及算法 [J]. 管理科学学报 ,2016,19(8):102-112.

[5]Potts C N, Kovalyov M Y. Scheduling with batching: a review[J].European Journal of Operational Research,2000,120(2):228-249.

[6]Boysen N, Fliedner M, Scholl A. Scheduling with batching: a survey[J].International Journal of Production Economics,2009,120(1):1-13.

[7]Pinedo M. Scheduling: Theory, Algorithms, and Systems[M].New York: Springer,2016.

[8]JOO C M, KIM B S. Rule-based meta-heuristics for integrated scheduling of unrelated parallel machines, batches, and heterogeneous delivery trucks[J].Applied Soft Computing, 2017,53:457-476.

[9]Marinoni T.,Montagna J. M.,Fumero Y.A New Integrated Approach for Solving Batching, Production Scheduling and Delivery Problems in Single-Stage Batch Environments[J].Computers & Chemical Engineering,2024,188:108753.

[10]Chen Z L.Integrated production and distribution scheduling: a review[J].Annals of Operations Research,2010,181(1):463-493.

[11]Geurtsen M,Adan J. Akçay A.Integrated Maintenance and Production Scheduling for Unrelated Parallel Machines with Setup Times[J].Flexible Services and Manufacturing Journal,2024,36:1046 - 1079.

[12]Allahverdi A.A survey of scheduling problems with setup times or costs[J].European Journal of Operational Research,2015,246(2):345-378.

[13]Liang, T, Zhou, L. & Jiang, Z.Integrated scheduling of production and material delivery for the intelligent manufacturing system[J].International Journal of Production Research,2025, 63(3), 882 - 903.

[14]Chen Z L.Online Integrated Production and Distribution Scheduling: Review and Extensions[J].INFORMS Journal on Computing,2024,37(2):360 - 380.

[15]Ullrich C A.Integrated machine scheduling and vehicle routing with time windows[J].European Journal of Operational Research,2013,227(1):152-165.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

数字经济时代智能会计赋能企业财务管理转型的实践研究

曾梁军
东莞事通达商务服务有限公司，广东 东莞 523108
DOI:10.61369/ASDS.2026090002

摘　　要： 数字经济更新速度快，带动企业财务管理进入数字化、智能化转型的新阶段。本文立足数字经济时代的现实背景，讨论智能会计对财务转型的赋能意义，并从系统搭建入手，从制度完善、人才培育与安全防护等方面，提出贴合企业发展需要的财务转型实践策略。研究希望帮助企业突破传统财务管控中存在的限制与瓶颈，推动财务工作由基础核算逐步转向价值管理，并为企业数字化财务管理的升级与核心经营竞争力的提升提供一定的理论参考与实践借鉴。
关 键 词： 数字经济时代；智能会计；赋能；财务管理转型；实践

Practical Research on the Financial Management Transformation of Intelligent Accounting Enabling Enterprises in the Digital Economy Era

Zeng Liangjun
Dongguan Stonda Business Service Co., Ltd. Dongguan, Guangdong 523108

Abstract: The rapid update of the digital economy has driven the financial management of enterprises to enter a new stage of digital and intelligent transformation. Based on the realistic background of the digital economy era, this paper discusses the enabling significance of intelligent accounting to financial transformation, and starts from the system construction, from the aspects of system improvement, talent cultivation and safety protection, puts forward the practical strategy of financial transformation that meets the needs of enterprise development. The research hopes to help enterprises break through the limitations and bottlenecks in traditional financial management and control, promote the gradual shift of financial work from basic accounting to value management, and provide some theoretical reference and practical reference for the upgrading of digital financial management and the improvement of core business competitiveness.
Keywords: digital economy era; intelligent accounting; empowerment; financial management transformation; practice

引言

随着数字技术不断渗透到市场经济的各个领域，数字经济逐渐成为带动企业转型升级、提升质量与效率的重要力量[1]，而财务管理是企业经营管理中的核心环节，因此其数字化转型也呈现出一种必然趋势。长期以来，国内不少企业仍然沿用传统的财务管理模式，工作流程固定，管控范围有限，这使得财务工作往往只能停留在事后核算与记账层面，难以对企业经营决策与风险防控形成有效支持[2]。智能会计的推广与应用，则为解决企业财务管理中的这些问题提供了一条新的思路。基于此，本文立足数字经济发展视角，研究智能会计赋能财务转型的实践策略，以期帮助企业重塑财务管控体系、释放财务价值，适配新时代市场发展节奏，实现可持续高质量发展。

一、数字经济时代智能会计赋能企业财务管理转型的研究意义

（一）革新财务工作模式，提升企业财务运营整体效能

在数字经济迅速发展的背景之下，以人工为主的传统财务工作方式问题越来越明显，流程设置过于复杂、办事效率不高、容错空间较小等情况，在一定程度上影响了财务工作的推进。智能会计主要借助数字化与智能化技术，用来替代重复性、基础性的财务核算任务，从而尽量简化账务处理、费用报销、报表编制等各环节的流程[3]。它打破了传统财务工作在时间和空间上的限制，使财务工作能够更偏向自动化、标准化地运行，进而减少人工操作带来的失误，提高财务处理效率与工作质量，并推动企业财务

作者简介：曾梁军（1976.01-），湖南祁东人，东莞事通达商务服务有限公司，中级会计师，研究方向为智能会计。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

运营体系更高效、更有序地运转。

（二）转变财务核心职能，激活企业经营发展内生动力

传统财务管理往往更强调事后核算、账务统计以及报表出具等内容，职能相对单一而且存在滞后性，因此不适应现代企业经营发展的需求。智能会计在企业中的落地应用，推动了企业财务职能出现较为根本的转向，使财务工作从以核算记账为主的基础职能，逐步走向事前预判、事中管控、事后复盘的全流程价值管理[4]。财务人员也因此能够从大量基础事务中抽离出来，把更多精力放在财务规划、风险防控、战略决策辅助等核心工作上，从而更好地发挥财务的价值赋能作用，更精准地对接企业经营发展的需要，进一步激活企业可持续发展的内生动力。

（三）适配数字时代发展，夯实企业市场竞争核心优势

当前数字经济已经成为市场经济发展中的核心主流，企业推进数字化转型也逐渐成为行业发展的必然趋势，而在这一过程中，财务管理的转型往往是企业整体数字化升级的关键环节。智能会计为财务管理数字化转型提供支撑，能够推动企业财务体系与数字经济的发展模式更好地衔接与适配，从而帮助企业逐步搭建较为现代化的财务管控体系。借助智能化手段对企业财务资源进行整合，对经营数据做出梳理，并对经营风险进行把控，为企业的战略布局、投资决策与资源配置提供相对科学的支撑[5]，同时也能提升企业经营的韧性，使企业在复杂多变的市场环境中进一步巩固核心竞争优势。

二、数字经济时代智能会计赋能企业财务管理转型的实践策略

（一）构建智能财务系统，实现财务流程全面升级

数字经济的背景下，企业财务管理要实现转型，其中关键的载体是智能化财务系统平台，这也是用来突破传统财务流程壁垒的重要办法。企业需要结合自身的经营规模、业务模式以及财务方面的具体需求，搭建更适合企业发展需要的智能会计财务体系，把账务核算、费用管控、资金管理、财务报表等基础模块统一整合起来，从而推动财务全流程的自动化运转。依托大数据和人工智能技术，可以在较大程度上替代人工去完成记账、对账、结账等重复性的工作，减少人工操作容易产生的误差，也降低工作效率慢的发生风险[6]。同时，还要打通财务端与业务端的接口，让业务数据与财务数据能够实时互通并同步更新，避免出现数据孤岛的问题，使财务流程更趋向标准化、规范化和高效化，为财务管理的数字化转型提供较为稳固的硬件与系统基础。

（二）健全财务管理制度，规范数字化财务运行体系

智能会计在企业中真正落地之后，传统财务管理制度往往难以对应数字化财务的工作方式，因此把相关配套制度补齐、把制度体系理顺，是推动财务转型能够按部就班展开的重要保障。企业需要立足数字经济的发展要求，同时结合智能会计工作的特点，对既有财务管理制度进行系统梳理并作出修订，从而搭建更能匹配智能化、数字化要求的财务管控机制[7]。企业要把智能财务岗位的职责边界写清楚，把操作规范、审批流程和管控标准进一步明确，并且把数据录入、信息调取、账务处理等各环节的管理要求细化下来，以免在智能化工作中出现流程上的缺口和管理上的空白。企业应当建立常态化的财务监督与自查机制，通过制度约束来规范财务工作行为，保障智能财务系统能够较为规范地运行，使企业财务管理工作在制度上有章可循、有据可依，从而在一定程度上提升财务管控的严谨性与规范性。

（三）培育复合型财务人才，夯实财务转型人才支撑

人才是智能会计推动财务管理转型的关键力量，过去单一核算的财务人员，已经很难满足数字化财务工作的需要，企业应当建立系统的人才培养与引进机制，形成一支既有会计专业能力，也具备数字技术素养的复合型财务队伍。面向在职财务人员，企业要定期组织智能会计系统操作、数字化财务管控、大数据财务分析等方面的专项培训，帮助员工逐步调整原来的财务思路，并更加熟练地掌握智能化财务工作的相关技能[8]。企业在招聘环节也要适当优化用人标准，把重点放在吸纳具备会计专业知识、了解数字技术、同时具有一定战略思维的新型财务人才上，并进一步完善人才考核与激励机制[9]，以此带动财务人员的学习动力与工作积极性，推动财务人员由核算型走向管理型、战略型转型，从而为企业财务数字化转型提供较为稳固的人才保障。

（四）搭建安全防护体系，筑牢财务数据安全运行屏障

数字化财务模式下，企业财务数据越来越集中，传输与交互也更为频繁，这使得数据安全风险变成了企业推进智能财务转型时的隐患。为保证财务管理的智能化、数字化能够相对平稳地推进，企业需要搭建一个较为全面、分层推进的财务信息安全防护体系，依托网络安全与数据加密等技术，对财务系统中数据的存储、传输、调取等全流程进行防护，尽量防止数据泄露、丢失、篡改等问题发生[10]。与此同时，还要把财务数据安全管理责任进一步明确，合理划分系统操作权限，落实专人专管的要求，严格控制财务数据的访问与使用流程。定期组织系统安全检测与风险排查，发现问题后及时修复系统漏洞，逐步完善应急处置机制，从而更加有效地应对各类网络安全风险，在较大范围内守护企业核心财务数据安全，保证智能财务体系能够保持稳定并持续运行。

三、智能会计赋能财务管理转型企业实践案例分析

（一）案例企业概况

该集团为区域性多元化经营集团企业，旗下拥有多家全资、控股子公司，业务涵盖装修建材地区总代、智能家居用品的设计制造、连锁家装建材超市运营、出口贸易、仓储配送服务、以及家装装修业务。转型前集团财务管理存在突出问题：各子公司独立做账，会计核算标准不统一；费用报销线下流转，审核周期长；合并资金报表和会计合并报表依靠人工汇总编制；业务与财务系统相互独立，管控滞后；财务团队 90% 人力投入基础核算，经营分析能力和事前控制薄弱。因此集团董事长决心耗费小几千万元来推进集团财务一体化和数智化转型，进行全面智能会计体系建设。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

（二）智能会计转型实施举措

1. 集团化统筹规划，搭建统一智能财务共享平台

集团成立由董事长牵头研发、生产、采购、财务、业务、营运、IT 联合组成数字化转型工作组，制定在两年内实现财务无纸化、自动化转型方案。搭建集团级智能财务共享中心，统一会计政策、科目体系、合同标准、审批流程，打通研发、生产、采购、财务、业务、营运、ERP、资金、税务系统，构建业财税资档一体化平台。

2. 推进业务财务流程再造，落地多场景智能会计应用

全面上线智能结算模块。通过全面部署发票智能识别模块，系统同步对接税务发票查验接口，自动完成发票真伪查验、重复报销校验、红票预警、逾期抵扣提醒，从源头防范假发票、一票多报等内控风险、自动验真查重、预算联动控制，实现单据线上提交、系统初审、异常人工复核；进项发票勾对、月度凭证结转、基础台账更新，完成与供应商自动对账工作并可自动生成结算单支持财务请款审批和银行付讫申请工作；建立合并报表自动化模块，系统自动抵消内部交易，合并报表编制周期缩短至 5 天以内；部署资金流水自动银行存款账自动核对模块，及时汇编集团资金池报表；部署销售营运自动化核销模块，为业绩考核和考评提供准确数据支持。

3. 重塑财务组织，划分共享财务、业务财务、战略财务

基础核算工作归集至集团财务共享中心统一处理；向重点业务板块派驻业务财务，深度参与合同评审、项目测算、成本管控；总部财务团队转型为战略财务，聚焦投融业务、税务筹划、集团资源统筹、风险管控。同时建立数智化财务人才持续培养机制。

4. 构建动态预算与智能分析体系

将全面预算嵌入业务前端，业务立项、采购申请实时校验预算额度；搭建经营分析看板，自动汇总营收、毛利、费用、应收账款、现金流数据，按产品线、子公司、装修项目开展多维度盈利分析，按月自动输出经营分析简报。

（三）转型实施成效

第一，运营效率显著提升。费用报销平均处理时长缩短至3天，基础核算人力投入减半，资深财务老员工都转向经营管理工作；第二，管控标准化水平提高，集团统一核算口径，减少人为账务差错，内控执行力大大提高；第三，业财信息实时互通，预算从事后统计转变为事前控制；第四，有效控制超市店面人为调整业绩，提前转销售的情况得到彻底控制；第五，风险响应速度提升，系统对应收逾期、大额支出、成本异常进行自动预警，经营风险实现早识别、早处置。

（四）案例启示

企业依托智能会计推动财务转型，必须坚持 “制度先行、流程再造、IT 系统支撑、组织配套” 四位一体推进；转型需要集团各单位各部门深度参与，自上而下建立协同机制；同时持续开展数智治理，根据业务变化迭代智能管控规则，保障智能会计体系长期有效运转。

四、结束语

在数字经济快速发展的时代条件下，智能会计对企业财务管理转型具有较强的赋能意义，也是企业打破传统财务发展瓶颈、实现管理现代化升级的重要抓手，会计工作可以通过重构财务流程、延展管控范围、调整并完善价值体系等方式，全面地带动财务工作的更新与改变。同时结合行业发展趋势，文章从系统建设、制度规范、人才培养、安全防控四个方面，搭建出较为完整的财务转型实践框架。企业只有依靠智能会计技术，在财务流程、管理制度、人才体系等方面实现整体升级，才能在更大程度上转变财务职能，释放财务工作的核心价值，满足数字化市场的发展需要，并在一定程度上持续提升企业经营管理水平与市场竞争力。

参考文献

[1] 李加桥 . 智能化时代下企业财务管理转型研究 [J]. 中国市场 ,2024,(27):171-174.

[2] 刘莎 . 人工智能在会计财务管理领域的应用与挑战 [J]. 中国管理信息化 ,2024,27(15):86-89.

[3] 张德磊 . 数智化背景下集团型企业财务管理转型升级的路径探讨 [J]. 国际商务财会 ,2024,(4):89-92.

[4] 李少微 . 大数据背景下事业单位财务管理转型探讨 [J]. 中国乡镇企业会计 ,2023,(12):141-143.

[5] 张颖 . 融资租赁企业的智能财务转型 [J]. 纳税 ,2023,17(32):64-66.

[6] 牛素美 . 人工智能时代行政事业单位财务会计的转型 [J]. 财会学习 ,2023,(26):112-114.

[7] 李海蒲 . 新时代背景下高校财务管理转型的思考 [J]. 商业观察 ,2023,9(10):29-32.

[8] 黄文婷 . 新时代下国有企业财务管理转型研究 [J]. 商业观察 ,2023,9(9):101-104.

[9] 孙健 . 煤炭企业业财融合与财务管理转型探讨 [J]. 煤炭工程 ,2023,55(3):183-187.

[10] 凌冰 . 人工智能时代财务会计向管理会计转型的路径探索 [J]. 纳税 ,2023,17(7):7-9.

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

大数据背景下审计人才培养的探索——基于CiteSpace的可视化分析

纪祥勋，赵靖
哈尔滨华德学院经济管理学院，黑龙江 哈尔滨 150000

DOI:10.61369/ASDS.2026090003

摘　　要： 基于大数据背景，本文以“审计人才培养”为主题，运用CiteSpace软件对CNKI数据库1997–2023年间收录的490篇研究文献进行可视化分析，探究审计人才培养的研究现状及热点，并结合当前审计工作面临的变革与挑战，提出应对策略，为培养复合型审计人才提供一定方向指引。

关 键 词： 大数据；审计人才培养；CiteSpace；可视化

Exploration on Training Audit Talents under the Background of Big Data—Visual Analysis Based on CiteSpace

Ji Xiangxun, Zhao Jing
Harbin Huade University School of Economics and Management, Harbin, Heilongjiang 150000

Abstract: Based on the background of big data, this paper uses CiteSpace software to visually analyze 490 research documents collected in CNKI database from 1997 to 2023, explores the research status and hot spots of audit personnel training, and puts forward countermeasures in combination with the changes and challenges faced by the current audit work, so as to provide certain direction guidance for training compound audit personnel.

Keywords: big data; training of audit talents; CiteSpace; visualization

引言

早在2015年8月发布的《国务院关于印发促进大数据发展行动纲要的通知》中明确指出：“大数据正日益对全球生产、流通、分配、消费活动以及经济运行机制、社会生活方式和国家治理能力产生重要影响，需加大大数据关键技术研发、产业发展和人才培养力度，着力推进数据汇集和发掘，深化大数据在各行业创新应用，促进大数据产业健康发展”[1]。2021年11月工业和信息化部发布的《“十四五”大数据产业发展规划》显示，“十三五”时期，我国大数据产业快速起步。据测算，产业规模年均复合增长率超过30%，2020年超过1万亿元，发展取得显著成效，逐渐成为支撑我国经济社会发展的优势产业[2]。由此可见，大数据在我国经济体系中的战略地位日益凸显，其驱动作用持续增强。

与此同时，大数据技术正推动传统审计模式向智能化方向转型，审计目标的全覆盖逐步成为常态；在技术融合不断深化的背景下，审计从业人员亟需提升数据思维能力和数字技术素养。因此，如何培育适应新时期需求的复合型审计人才，已成为亟待解决的重要课题。基于此，本文在对中国知网近三十年相关文献进行可视化分析的基础上，系统梳理大数据环境下审计人员面临的变革与挑战，进而提出针对性的应对策略。

一、可视化分析

（一）数据选取

本文以中国知网（CNKI）为数据来源，采用高级检索方式，以“审计人才培养”作为检索主题词，检索时间跨度设定为1997年至2023年。通过对初步检索结果进行系统筛选，并结合人工方式剔除不相关文献，最终获得490篇期刊论文，以此作为后续文献计量分析的研究样本。

（二）研究方法

本研究运用陈超美团队开发的CiteSpace V软件，辅以文献

基金项目：黑龙江省教育科学“十四五”规划2025年度重点课题：“多模态AI驱动下财务管理专业‘三阶四维’创新教学模式研究”（GJB1425156）。

作者简介：
纪祥勋（1992–），男，山东临沂人，讲师，硕士，主要从事财务管理及审计教学研究；
赵靖（1989–），女，黑龙江哈尔滨人，副教授，硕士，主要从事财务管理及审计教学研究。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

计量分析手段，对审计人才培养领域的科研进展与前沿方向展开多维考察。在现状梳理上，重点围绕发文量变动轨迹、阶段性演进特征及来源期刊布局等方面进行归纳；在深层挖掘上，基于文献数据构建关键词共现网络，借助可视化图谱，明确该领域内的热点集聚区域与演化路径，并最终归结出具有代表性的核心研究论题。

（三）研究设计

1. 文献总体趋势分析

文献产出的时间序列变化能够映射出学界对特定领域的关注程度。借助 CNKI 平台1997--2023年的数据，本研究采用知识图谱方法梳理了审计人才培养研究的演进轨迹。图1显示，尽管各年份发文数量有所起伏，但长期趋势呈上升走向。统计期内，年度发文从1997年的1篇增至2022年的48篇，均值达21.30篇 / 年，反映出该研究主题的学术影响力正持续增强。

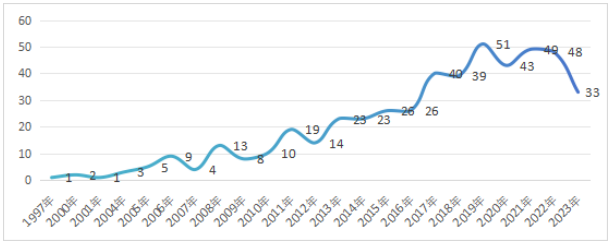


图1：样本文献总体趋势分析

关于文献来源类别，图2的统计结果表明，在全部490篇文献中，普通期刊占比超过85%，核心期刊合计仅占14.69%。其中，北大核心期刊发文59篇（12.04%），CSSCI 期刊发文13篇（2.65%）。由此可见，高质量研究成果所占份额较小，该领域学术产出的整体水平尚待加强。

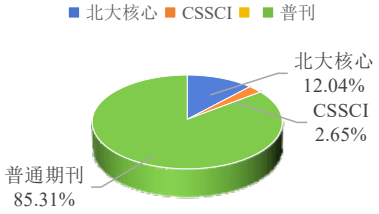


图2：文献来源类别分布

2. 关键词共现分析

第一，高频关键词。本文通过“Node Types”设置为“Keyword”，绘制出如图3中高频关键词的知识图谱：

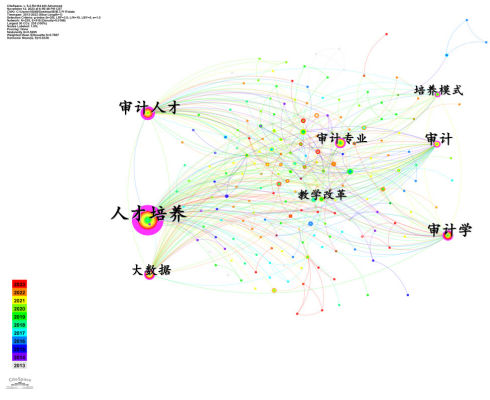


图3：高频关键词分析

借助高频关键词聚类分析，可有效识别审计人才培养研究中的核心议题。依据 CNKI 数据库1997-2023年的文献计量数据，下表汇总了词频排名前16位的关键词。该领域高频词分析显示，“大数据”出现25次，同时，“信息化”和“创新”等反映大数据时代特征的词汇也呈现较高频次。

表：审计人才培养相关文献高频关键词

排名	关键词	频次	中心度	首次出现年份
1	人才培养	116	0.82	2013
2	审计人才	47	0.28	2013
3	审计学	40	0.16	2013
4	审计	37	0.14	2013
5	大数据	25	0.13	2017
6	审计专业	23	0.15	2015
7	培养模式	17	0.1	2013
8	教学改革	17	0.06	2014
9	培养	15	0.08	2013
10	国际化	14	0.05	2014
11	审计教学	14	0.08	2014
12	创新	10	0.03	2014
13	应用型	10	0.03	2013
14	信息化	10	0.03	2013
15	国家审计	9	0.04	2017
16	内部审计	8	0.02	2013

关于研究热点的考察，本文对审计人才培养文献进行了关键词聚类，并利用“TimeLine View”获取时区图知识图谱（图4）。图4显示，1997-2023年的文献聚类为7个主题。接下来，本文将综合既有研究，借助知识图谱方法系统揭示该领域核心研究维度的相互关联。

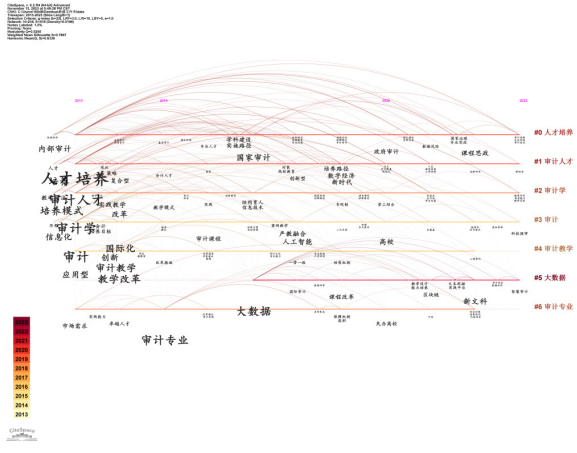


图4：审计人才培养关键词时区知识图谱分析

（四）研究结论

本文以 CNKI 收录的1997-2023年490篇审计人才培养文献为对象，采用 CiteSpace V 的计量与图谱方法，剖析该领域研究动态与演进规律。发现表明：近三十年学术关注度虽逐步提升，但年均产出（21.30篇）与核心期刊占比（12.86%）均处于低位，揭示了理论积淀薄弱及学科支撑不足的困境，阻碍了学科向纵深迈进。同时，热点分析显示，教学机制创新及智能化技术应用（如智能审计、数字化转型）已成主流方向，反映出技术驱动下学科范式转型的必然性。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

二、大数据背景下审计工作的变革

（一）审计工作理念的转变

传统审计以监督为导向，侧重于对被审计单位的事后集中审查。大数据时代则推动审计边界从财务数据向业务数据乃至外部数据延伸，促使数据挖掘向纵深发展。在恪守独立性准则的前提下，审计人员借助大数据技术对企业信息进行深度剖析，以识别潜在问题，为经营决策提供参考依据[3]。胡璟懿等（2019）进一步指出，传统审计以因果探寻为逻辑基础，而大数据技术所提供的事前、事中、事后多维数据，使审计人员能够对各类项目信息进行全面测算，进而释放相关关系分析的潜力，降低对因果逻辑的路径依赖[4]。由此，大数据正驱动审计理念完成双重转型：一是从“监督型单一导向”转向“监督＋服务型复合导向”，二是从“因果逻辑推演”转向“相关性关系挖掘”。

（二）审计工作流程的变革

传统审计以财务报告完成后的集中审查为主，限于特定时点和场所，侧重于核查已发生事项，滞后性明显，难以实现对异常经营的连续监督。大数据技术的应用则打破了时空约束，使审计能够动态监测被审计单位的日常运营与财务状况，高效收集审计证据与数据资源，并在事后监督基础上，补足事前与事中环节，形成全流程审计链条。

张俊瑞等（2023）进一步指出，审计管理重心正趋于智能化与信息化。数字经济发展促使注册会计师借助大数据平台对审计作业实施实时监控，随时复核审计方案、工作底稿与报告[5]。由此，大数据推动审计流程实现两大跃升：由“事后审计”升级为“事前事中事后全覆盖”，由“阶段性审计”升级为“连续性审计”。

（三）审计工作方法的转变

因时间与成本约束，传统审计难以全覆盖，抽样审计遂成主流方法。但抽样法自身缺陷常致样本偏差与主观误判，使审计结论失准，并诱发审计风险。大数据技术的出现则改变了这一局面：通过跨行业、跨公司的全域数据采集，可实现对企业全部交易事项的审计覆盖，助推审计向系统化、模块化、智能化转型，让全面审计成为现实。孙涛（2023）亦指出，数据挖掘等大数据分析手段及机器学习模型的应用，有助于审计人员更精准地识别异常交易、预测风险，从而提高审计质量[6]。由此，大数据正推动审计方法实现从“抽样审计”到“全样审计”的实质性转变。

三、大数据背景下新型审计复合型人才培养的路径

（一）构建明确的人才培养目标

高质量的审计人才是现代化国家治理体系与治理能力建设的重要支撑，而制定清晰的人才培养目标则是高质量育人的先决条件。董丽英等（2020）指出，当前“大而全”的培养目标定位不利于高层次应用型审计人才培养，高校应在大数据审计背景下，结合自身教育资源与培养专长，确立明确目标以输出社会所需审计人才[7]。为此，高校必须顺应时代新要求，转变培养理念，以大数据应用型审计人才为导向，构建理论教学与实践应用融合的培养模式。同时，需将人才培养目标纳入专业培养方案，并细化为课程目标、教学目标和评价要求，确保各教学环节与培养目标保持高度一致。

（二）调整优化大数据与审计课程设置

传统审计课程教学偏重理论灌输，实践环节相对薄弱，致使学生毕业后难以胜任实际岗位的工作要求。大数据与审计课程的融合则对学生的实践能力提出了更高要求——在掌握审计专业知识之余，还需具备运用前沿技术解决实务问题的素养。张悦（2021）建议，可通过引入大数据技术平台、数据可视化等教学内容，培育学生的数字化思维，使其掌握大数据分析的程序语言与工具；同时，结合人工智能与大数据的原理和技术，对现有会计审计实验室进行迭代升级，为学生创造大数据情境下的实操机会[8]。基于此，高校应以校企协同为依托，搭建智能审计实践平台，选取真实企业案例嵌入课程教学，并设计虚拟仿真的审计实训活动，持续强化学生将审计理论知识转化为实践应用的能力。

（三）强化师资队伍建设

高质量的审计人才培养，离不开强有力的师资保障。曾永安（2022）认为，高校欲培养复合型审计人才，须先行打造复合型教师队伍，并提议对教师实施大数据技术专项培训，促进大数据技术与审计专业的深度结合[9]。为此，师资队伍需顺应社会发展动态，持续优化调整，重点从三方面发力：（1）拓宽选聘渠道，吸纳具有丰富审计实战经验的“双师型”教师，优化师资结构；（2）定期组织大数据审计专题培训与研讨活动，提升教师的大数据审计理论素养与技术应用能力；（3）通过挂职锻炼和顶岗实践等方式，推动审计专业教师深入企业实务场景，增强实践操作能力，切实达成理论与实践的有效衔接。

四、结论

本文运用 CiteSpace V 对 CNKI 数据库中审计人才培养主题文献进行文献计量学可视化分析，获得两点结论：一是该领域文献总量偏少，研究质量尚需提升；二是研究焦点集中在教学改革、大数据、信息化与创新等方面。基于热点分析与时代趋势研判，本文进一步探讨了大数据时代审计工作的深刻变革，并据此提出审计人才培养的优化建议。

参考文献

[1] 胡穗，胡南 . 政府数据开放：中美比较与路径优化 [J]. 湖湘论坛，2017，30 (04)：118-123.
[2] 夏小禾 . 工信部：2025年我国大数据产业测算规模将突破3万亿元 [N]. 机电商报，2021-12-13 (A01).
[3] 隗和莉 . 大数据背景下企业审计工作面临的挑战及突围策略 [J]. 财会学习，2023，(03)：103-105.
[4] 胡璟懿，匡尧，张兰澜，刘云飞 . 大数据对企业内部审计的影响探究 [J]. 财政监督，2019，(23)：93-96.
[5] 张俊瑞，危雁麟，尹兴强，汪方军 . 企业数据资源信息披露影响审计收费吗？——基于文本分析的经验证据 [J]. 审计研究，2023，(03)：60-71.
[6] 孙涛 . 大数据对财务会计审计的影响与变革 [J]. 财会学习，2023，(25)：134-136.
[7] 董丽英，杨浩然 . 探索大数据审计背景下高层次应用型审计人才培养 [J]. 审计月刊，2020，(02)：40-42.
[8] 张悦，杨乐，韩钰，邱保印 . 大数据环境下的审计变化、数据风险治理及人才培养 [J]. 审计研究，2021，(06)：26-34+60.
[9] 曾永安 . 大数据环境下高校复合型审计人才培养研究 [J]. 赤峰学院学报（汉文哲学社会科学版），2022，43 (12)：91-94.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

认知需求驱动的连续情境项目式教学模式构建——以《机器学习中的概率统计》课程为例

董平

上海对外经贸大学 统计与数据科学学院，上海 201620

DOI:10.61369/ASDS.2026090004

摘　　要： 生成式人工智能的发展对机器学习课程的人才培养提出了新的要求，教学重点需在知识传授和模型实现的基础上，进一步聚焦模型内核理解、建模思维与创新思维培养。本文以《机器学习中的概率统计》课程为例，推动教学设计由“上好一节课”拓展至“上好一门课”，探索机器学习课程的整体性改革路径。教学团队在前期问题驱动、项目实践和数字化课程建设基础上，构建认知需求驱动的连续情境项目式教学模式。该模式以认知需求为内在驱动力，以连续情境贯穿课程全过程，围绕同一现实问题域，从不同建模视角组织模块任务，培养学生多视角分析与解决问题的能力。在课程组织上，以“双层递进”为主线，以“三线协同”为支撑，强化模块间的认知递进，促进模块内部项目推进、模型发展与认知发展的协同。在长期课程建设中，学生在学习参与、项目实践、成果展示和学科竞赛等方面表现良好，问题分析、模型应用和创新实践能力也得到持续提升。该模式为机器学习类课程由单课时层面的教学设计向课程整体层面的系统重构提供了参考。

关 键 词： 认知需求；连续情境；项目式教学；双层递进；机器学习课程

Development of a Cognitive-Need-Driven Continuous-Context Project-Based Teaching Model—A Case Study of the Course Probability and Statistics in Machine Learning

Dong Ping

School of Statistics and Data Science, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620

Abstract: The rapid development of generative artificial intelligence has placed new demands on talent cultivation in machine learning education. Beyond knowledge acquisition and model implementation, greater emphasis is now needed on understanding the underlying principles of models and developing modeling and innovative thinking. Taking Probability and Statistics in Machine Learning as an example, this study explores a holistic approach to course reform by extending instructional design from teaching “a good lesson” to “a good course”. Building on previous practices in problem-driven learning, project-based practice, and digital course development, the teaching team developed a cognitive-need-driven continuous-context project-based teaching model. The model takes cognitive needs as the internal driving force and uses continuous contexts to connect the learning process throughout the course. Through a mechanism of “dual-level progression and three-line coordination”, the course content and teaching process are reorganized to reflect different modeling perspectives, and promote cognitive progression across modules and the coordinated development of project advancement, model learning, and cognitive development within each module. Continuous teaching practice has demonstrated positive outcomes in student engagement, project-based practice, presentation of learning outcomes, and academic competitions, while students have also shown further development in problem analysis, model application, and innovative practice. This model provides a reference for machine learning courses seeking to move from lesson-level instructional design toward holistic course-level reconstruction.

Keywords: cognitive needs; continuous context; project-based learning; dual-level progression; machine learning course

基金项目：上海高校市级重点课程；上海对外经贸大学“数智”课程建设。

作者简介：董平（1989—），女，河北人，博士，讲师，硕士研究生导师，研究方向为统计机器学习、高维统计分析等。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

引言

本文以《机器学习中的概率统计》课程为对象。针对机器学习课程模型多、知识关联紧密，而教学设计往往侧重单个知识点和单课时、缺乏课程整体衔接的问题，探索由“上好一节课”向“上好一门课”拓展的教学改革路径。本文的主要创新体现在以下三个方面：（1）由单课时设计拓展到课程整体设计。从整门课程出发统筹知识结构、项目任务与学习过程，以同一现实问题域贯穿不同教学模块，从不同建模视角设置相互关联的任务，培养学生多视角分析与解决复杂问题的能力，并建立不同模型之间的内在联系。（2）以认知需求驱动模型学习。不再按照既定知识顺序直接引入新模型，而是通过任务递进，使学生在运用已有方法解决问题的过程中逐渐认识其适用边界与局限，由此产生学习新模型、比较不同方法并尝试改进方法的内在需要。（3）构建以“双层递进”为主线、“三线协同”为支撑的课程组织机制。在课程层面形成模块间的认知递进，在模块内部促进项目推进、模型发展与认知发展的协同，引导学生由模型应用走向模型理解、方法选择、灵活迁移与方法创新。

一、课程改革背景与现实需求

人工智能的快速发展正在重塑高校人才培养的知识结构与能力要求。《教育强国建设规划纲要（2024—2035年）》及教育数字化相关政策提出，要推进人工智能赋能教育教学，促进课程体系与教学模式改革[1,2]。特别是在生成式人工智能能够辅助知识检索、代码生成和模型实现的背景下，机器学习课程的教学重点不宜仅停留在模型公式、算法步骤和程序实现层面，而应更加注重学生对模型内核的理解，引导其认识模型的适用条件，并能够根据问题变化进行方法选择、调整与改进，从而培养建模思维与创新思维，提升运用模型解决现实问题的能力[3-5]。

《机器学习中的概率统计》是上海对外经贸大学面向应用统计专业本科三年级学生开设的专业选修课，共32学时、2学分。课程立足概率统计理论，以机器学习模型为主要载体，面向真实问题开展建模教学，着力建立统计理论与人工智能方法之间的联系。教学内容涵盖分类、聚类、回归、降维和序列建模等基本方法，同时注重揭示模型背后的概率统计思想，并通过模型比较、方法改进和开放性任务，培养学生的问题分析、模型应用、方法选择与创新实践能力。

近年来，国内高校不断推进机器学习和人工智能类课程教学改革，相关探索涉及知识迁移贯通、项目式学习、AI平台支持、认知发展和深层学习等方面，课程教学逐渐由知识讲授向实践应用、自主学习和创新能力培养拓展[6-10]。项目式学习对知识深层理解与迁移应用的促进，有赖于合理的任务设计、知识联系和学习支持，而非简单增加项目数量[7,10]。从课程整体组织来看，若仍以单个模型配套单个案例或项目，学生虽然能够依次掌握不同算法，却容易将其理解为相互独立的知识单元，难以把握不同模型所对应的问题视角、适用条件及其内在联系，也不利于形成多视角分析和解决复杂问题的能力。

《机器学习中的概率统计》课程前期已开展问题式驱动与ADDIE教学设计，并引入真实案例、项目实践、科研反哺和学科竞赛，在模型理解与实际应用方面积累了较为丰富的教学实践[11,12]。随着课程建设逐步深入，教学关注点也由模型的理解与应用拓展到问题认识与模型学习之间的内在联系。学生不仅需要掌握模型的原理与应用，还需要理解任务条件的变化如何带来新的建模需求，认识已有方法在不同条件下的适用边界，并在问题分析过程中形成学习新方法、比较不同方法和改进已有方法的需要。

由此可见，当前课程改革需要突破单个知识点、单个模型和单个项目的局部设计，从整门课程出发重新审视情境设计、知识组织、模型学习与学生认知发展之间的关系。如何引导学生对同一类复杂问题从不同建模视角展开分析，使不同模型随着认知的深化而自然衔接，并在这一过程中形成模型理解、方法选择与创新思维，成为课程改革需要解决的核心问题。

二、认知需求驱动的连续情境项目式教学模式构建

针对这一核心问题，课程将认知需求、连续情境与项目式学习有机融入课程设计与实施，构建认知需求驱动的连续情境项目式教学模式，其框架如图1所示。

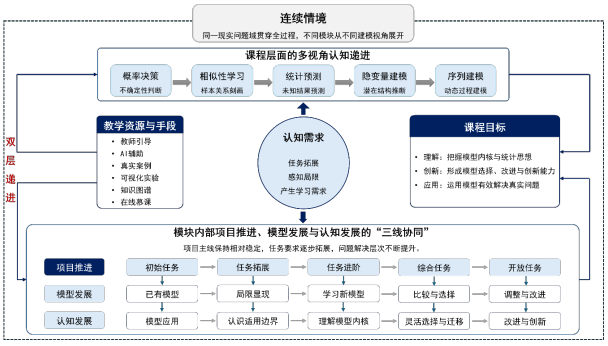


图1：认知需求驱动的连续情境项目式教学模式框架

认知需求是该模式运行的内在驱动力。本文所称的认知需求，是指学生在解决问题过程中，由已有知识与当前任务之间的不匹配而产生的深化问题认识、学习新方法和改进已有方法的内在需要。与按照既定知识顺序直接引入新模型相比，该模式强调将新知识的学习建立在真实任务需求之上。已有研究表明，先让学生尝试解决问题，再进入新知识的学习，有助于促进学生对后续知识的理解[13]。同时，项目式学习的成效还取决于合理的任务

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

设计、知识联系和学习支持[7,10,14]。

连续情境是贯穿整门课程的问题载体。课程以相对稳定的现实问题域为基础，根据不同阶段的学习需要设置相互关联的任务，使学生能够在连续的问题背景中展开学习。连续情境并不要求各模块使用完全相同的数据或完成相同任务，而是允许任务目标、数据内容和分析方法随课程推进而变化，同时保持各模块之间的问题关联。

在课程组织上，该模式形成课程层面与模块内部相互衔接的“双层递进”结构。课程层面的递进从不同建模视角组织各模块学习任务，使学生由单一视角分析拓展到多视角分析，并建立不同模型之间的联系。模块内部则以项目为主线，将项目推进、模型发展和认知发展的“三线协同”嵌入任务实施全过程：项目任务由初始任务走向进阶、综合与开放任务；模型发展由已有方法应用走向新模型引入、比较选择与调整改进；学生认知则由掌握模型使用走向认识适用条件、理解模型内核以及方法迁移与创新。两个层面的递进相互衔接，共同构成整门课程的认知发展路径。

真实案例、实际数据以及科研成果转化的实践问题构成课程的重要问题与数据资源，教师引导、AI 辅助、可视化实验、知识图谱和在线学习资源等则为教学实施提供必要支持。教师通过任务组织和关键问题引导学生推进学习，AI 工具和可视化实验辅助模型理解、方案比较与结果分析，知识图谱和在线资源支持自主学习与开放探索，从而为学生在真实问题解决中开展模型学习与方法探索创造条件。

三、课程体系重构与项目设计

（一）连续情境下的五模块课程重构

在课程实施中，选取航空安全监测与风险预警作为贯穿五个模块的现实问题域，基于飞行运行数据设置相互关联的学习任务。不同模块分别从不确定性判断、样本关系刻画、未知结果预测、潜在结构推断和动态过程建模等视角展开，使学生在同一现实背景下从不同角度分析和认识复杂问题。

据此，课程重构为概率决策、相似性学习、统计预测、隐变量建模和序列建模五个模块。学习任务从基于已有信息进行风险判断，逐步延伸到识别相似状态与群体结构、预测未知结果、揭示观测指标背后的潜在结构并描述飞行状态的动态演化。不同任务对应不同的问题抽象与建模方式，使原本相对分散的机器学习模型在同一问题域中建立联系，形成课程层面的认知递进。具体设计见下表。

表：连续情境下的课程模块与项目任务设计

课程模块	认知主题	项目任务	主要模型与方法
概率决策	不确定性判断	根据飞行环境与运行指标判断风险状态并进行决策	朴素贝叶斯、逻辑斯谛回归、最大熵模型
相似性学习	样本关系刻画	检索相似飞行状态，发现风险群体与异常模式	K 近邻、KD 树、K-means、DBSCAN
统计预测	未知结果预测	根据已有运行信息预测飞行参数与风险指标， 并开展跨机型或跨机场迁移预测	线性回归、核回归、迁移学习
隐变量建模	潜在结构推断	从多维观测指标中发现潜在风险结构与运行状态	高斯混合模型、EM 算法、PCA
序列建模	动态过程建模	分析飞行事件序列及风险状态随时间的演化过程	n-gram、马尔可夫模型、隐马尔可夫模型

通过五个模块的连续学习，学生逐步认识到同一复杂问题可以根据不同分析目标抽象为具体模型，并以此选择相应的方法，从而建立问题需求与模型方法之间的联系，形成从问题出发进行建模与方法选择的思维方式。

（二）模块内部的递进式项目设计

模块内部以连续项目贯穿学习过程，不同模型随着任务变化依次展开。以相似性学习模块为例，设置“航空运行状态识别与风险模式发现”项目，将风险状态识别、相似样本检索、潜在群体发现、复杂结构识别和开放分析等任务贯穿于同一项目中，具体过程如图 2 所示。

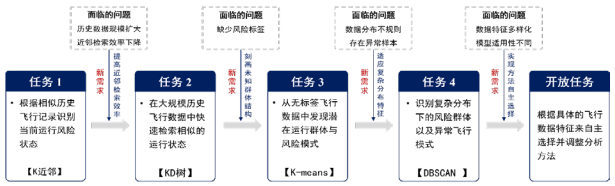


图2：相似性学习模块项目任务与模型学习过程示意图

项目从有标签历史飞行数据的风险状态识别开始，学生通过查找相似历史记录学习 K 近邻方法。随着历史数据规模扩大，近邻检索效率下降，学习任务转向大规模数据下的快速检索，并学习 KD 树方法。当风险标签缺失时，任务进一步转向无标签数据中的潜在群体与风险模式发现，由此学习 K-means；面对不规则数据分布和异常样本，则进一步学习 DBSCAN。项目最后设置开放任务，不再指定具体模型，由学生根据数据特征自主选择方法，并尝试调整距离度量、模型参数或分析方案。

在这一过程中，前一阶段面临的问题成为下一阶段学习需求的来源，并进一步转化为新的项目任务。模型因此不是按照既定顺序依次讲授，而是伴随项目中的实际需要进入学习过程。学生也由使用单一方法完成任务，逐渐发展到认识方法适用条件、比较不同模型并自主作出选择，从而将项目推进、模型发展与认知发展落实到具体教学活动中。

四、课程评价与改革成效

课程采用过程性评价与成果评价相结合的方式，在考查基本知识和模型方法掌握情况的同时，关注学生的问题分析、模型选择、方法比较与改进能力。期末考核以课程论文和实际项目为主，并结合成果展示、现场答辩以及教师、企业导师和学生互评等方式进行综合评价。

（1）课程吸引力逐步提升。根据历年选课记录，课程选课人数由开设初期的35人增加到目前的110人，选课规模总体呈增长

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

趋势，在一定程度上反映了学生对课程的关注和认可。

（2）项目实践不断拓展。课程项目由模型实现逐渐延伸到问题分析、方法比较、结果解释和成果展示，部分学生还将分析结果开发为交互式应用，项目学习的完整性和实践性得到增强。

（3）创新实践得到延伸。学生将课程所学应用于统计建模、市场调查与分析等学科竞赛以及创新实践项目，课程学习逐渐由课堂任务拓展到更加综合的实际问题分析。

（4）课程学习与科研训练相互促进。教学团队将科研项目、前沿方法和实际研究问题适度融入课程，部分学生进一步将课程中形成的建模思路和分析方法应用于科研训练、毕业论文及相关研究，在课程学习与专业研究之间形成了较好的衔接。

五、结束语

当模型调用和代码实现日益便捷，机器学习课程更需要关注学生能否理解为什么选择某种模型，以及面对问题变化时如何比较、调整和改进方法。本文从课程整体出发，以连续的现实问题为依托重新组织模块任务与模型学习，使学生在解决问题的过程中建立问题需求与模型方法之间的联系，并由单纯会使用模型，逐渐走向理解模型、选择方法与开展创新。

从课程建设与实施情况看，学生在学习参与、项目实践、创新竞赛和科研训练等方面表现良好。后续将继续优化模块间的任务衔接与开放性项目设计，探索连续情境项目的沉浸式、游戏化呈现方式，通过更具交互性的任务情境增强学生的学习体验，同时完善课程评价与学习过程数据采集，为教学模式的持续改进提供依据。

参考文献

[1] 中共中央，国务院 . 教育强国建设规划纲要（2024—2035 年）[A/OL].2025-01-19.

[2] 教育部等九部门 . 关于加快推进教育数字化的意见 [A/OL].2025-04-16.

[3] 顾小清，王成梁，王培均，等 . 生成式人工智能赋能教学的机制、需求与路径 [J]. 中国教育学刊，2025,(4):15-22.

[4] 祝智庭，赵晓伟，沈书生 . 融智课堂：融入 AI 大模型的创新课堂形态 [J]. 电化教育研究，2024,45(12):5-12+36.

[5] 孙阳，李明珠，徐放，等 . 智能时代背景下创新人才培养模式的探索与实践 [J]. 高教学刊，2026,12(8):74-76+81.

[6] 李爽，韩锐，李轩涯 . 基于知识迁移贯通的机器学习课程教学改革 [J]. 计算机教育，2024,(5):53-58.

[7] 桑国元，王佳怡 . 数字技术赋能项目式学习：现实图景、逻辑理路与生态系统 [J]. 电化教育研究，2025,46(9):22-29.

[8] 丁卉 . 开源 AI 平台助力人工智能类课程项目式自主协作教学模式研究 [J]. 计算机教育，2024(6):120-124.

[9] 董理，彭成斌，严迪群，等 . 基于层次化认知模型的本科机器学习课程教学改革 [J]. 计算机教育，2023(5):91-95.

[10] 郝莉，冯晓云，郭永春，等 . 促进深层学习的项目式课程教学创新设计理论与方法 [J]. 高等工程教育研究，2025(3):6-18.

[11] 董平，赵霞 . 基于问题式驱动和 ADDIE 模型的跨学科选修课程教学设计 [J]. 曲阜师范大学学报（自然科学版），2025,51(1):122-128.

[12] 范彩云，董平 . 围绕专业人才培养目标的数据挖掘与机器学习课程教学改革与实践 [J].Applied Statistics and Data Science, 2025, 1(3):60-63.

[13]Sinha T,Kapur M.When problem solving followed by instruction works: Evidence for productive failure[J].Review of Educational Research,2021,91(5):761-798.

[14]Guo P,Saab N,Post L S,et al.A review of project-based learning in higher education: Student outcomes and measures[J].International Journal of Educational Research,2020,102:101586.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

大学生国家安全教育的现状与对策研究

刘艳新

广州航海学院 党政办公室，广东 广州 510725

DOI:10.61369/ASDS.2026090005

摘　　要： 随着国际形势深刻变化和非传统安全风险上升，国家安全教育已成为高校落实立德树人根本任务的重要内容。本研究以广东省534名大学生为调查对象，采用问卷调查法考察国家安全教育现状。研究发现：学生对总体国家安全观认知良好，但新兴领域存在盲区；高校教育覆盖面广，但教学形式单向灌输，实践与互动薄弱；课程枯燥是影响教育效果的核心障碍，学科间认知差异显著。基于此，本文提出构建递进式课程体系、推广案例教学与模拟演练及建立协同育人机制，推动国家安全教育提质。

关 键 词： 国家安全教育；总体国家安全观；大学生；教育现状；实证调查

Research on the Current Status and Countermeasures of National Security Education among College Students

Liu Yanxin

University Party and Administrative Office, Guangzhou Maritime University, Guangzhou, Guangdong 510725

Abstract: Against the backdrop of profound shifts in the international landscape and the growing prevalence of non-traditional security threats, national security education has become an integral component of higher education institutions' mission to cultivate morally grounded and socially responsible graduates. Drawing on a questionnaire survey of 534 college students in Guangdong Province, this study systematically examines the current state of national security education. The findings reveal that students demonstrate a generally satisfactory understanding of the holistic national security concept, yet significant knowledge gaps persist in emerging security domains; institutional coverage is broad, but pedagogical approaches remain predominantly unidirectional, with practical engagement and interactive learning conspicuously underdeveloped; curriculum monotony constitutes the primary barrier to educational effectiveness, and notable cognitive disparities exist across disciplines. On this basis, the study proposes constructing a progressive, tiered curriculum framework, mainstreaming case-based instruction and simulation exercises, and establishing a collaborative education mechanism, with the aim of advancing national security education toward higher quality and greater impact.

Keywords: national security education; holistic national security concept; college students; educational status; empirical survey

引言

国家安全是国家生存发展和社会稳定运行的重要基础。随着数字技术快速发展与国际竞争日益加剧，国家安全已从传统的政治、国土、军事领域，拓展至经济、文化、社会、网络、生态、太空、深海等多个领域，呈现出跨领域、综合化和日常化的特征。大学生作为国家未来发展的重要力量，其国家安全意识、风险识别能力和责任担当水平，直接关系到总体国家安全观在青年群体中的认同与落实。近年来，国家持续推进国家安全教育制度化建设，强调将其纳入国民教育体系，高校已通过公共课程、思政课堂、专题讲座、校园宣传等多种方式开展教育实践，取得了一定成效。然而，现实中仍存在新兴领域认知不足、教学形式单一、实践环节薄弱等问题，不同群体学生的学习兴趣与参与意愿亦存在明显差异。因此，通过实证调查全面呈现大学生国家安全教育的实际状况、精准诊断现存问题，对于高校完善课程体系、创新教学形式、提升教育实效性具有重要的理论价值与现实意义。

当前学术界关于大学生国家安全教育的研究成果丰硕，主要聚焦于总体国家安全观的理论阐释、教育路径的宏观构建以及特定时代背景下的教学创新。在课程建构层面，杨鉴炜（2026）立足国家安全战略全局，提出大学生总体国家安全观培育体系，为高校课

基金项目：教育部人文社会科学研究专项任务项目（高校辅导员研究）（22JDSZ3091）。

作者简介：刘艳新（1980-），讲师，广州航海学院党政办公室副主任，硕士，研究方向：国家安全教育、思想政治工作。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

程改革提供理论支撑[1]；乔芬等（2026）阐释教材体系向教学体系转化的三重价值，从多维路径提出增强教育实效的对策[2]；宁小双（2026）从政府、高校与学生协同发力的视角提出多维优化路径[3]；焦艳和蒋丽婷（2026）主张通过多元教学与协同体系提升学生国家安全素养[4]。在创新路径层面，付彦林等（2026）提出通过内容重组、模式重构、队伍重建与生态重塑推动教育高质量发展[5]；李之慧（2026）构建“课堂+网络+实践”三位一体体系以应对数字时代教育困境[6]；杨思琪和张权（2026）构建四维联动系统，论证数字化赋能国家安全教育的可行性[7]；臧诗宇和管桂翠（2025）聚焦算法推荐的双重效应，提出多元主体协同破解信息茧房困局的路径[8]。在思政融合层面，倪秀茹（2026）实证表明课程优化与情境教学能有效促进知行转化[9]；薛晶晶和郑玉莲（2026）针对方式单一等困境提出多维度革新体系[10]；张环环（2026）强调构建常态化育人机制，推动教育理念向价值塑造与能力提升并重转型[11]；蒋华林（2025）提出以政治、法治、德治三重规制构建动态平衡结构[12]；邱坤等（2025）结合实践主张以总体国家安全观引领教育，强化育人实效[13]。在实证研究层面，崔琦和李海涛（2026）主张将戍边文化融入边疆国家安全教育，重构课程体系[14]；陆妍（2026）挖掘红色文化育人价值，提出优化策略[15]；李骞（2025）以四川内江某高校为样本，实证揭示学生认知与行为的群体特征[16]；王岱飚和王浩明（2025）基于海南五校调查，指出总体国家安全观融入思政教育深度不足的问题[17]；Zhao（2025）提出融合安全教育与国家安全教育的体系化路径[18]；刘腾飞（2025）与周源（2025）则分别从价值引领和思政课教师履职角度，探析国家安全教育提质的优化路径[19,20]。

综上所述，现有研究普遍认同系统化、协同化教育模式在提升大学生国家安全素养中的核心作用，为本研究提供了坚实的理论基础。然而，已有文献多侧重于政策解读与理论思辨，基于大规模实证数据的现状调查相对薄弱；针对不同群体（如年级、学科）认知差异及其实际参与意愿的微观分析尚显不足。随着非传统安全领域的拓展，如何有效破解“新兴领域认知度低”“教学形式单一”等现实困境，仍需更具针对性的数据支撑。基于此，本研究通过问卷调查实证考察大学生国家安全教育的实施现状、认知水平与短板需求，不仅是对现有理论研究的有益补充，更旨在为高校精准优化教育资源配置、创新协同育人机制提供科学的现实依据。

一、研究设计与方法

（一）问卷设计与数据来源

本研究采用自编问卷《大学生国家安全教育现状调查》进行数据收集。问卷共25题，涵盖五个核心部分：一是基本信息（学校类型、学科门类、年级、政治面貌）；二是国家安全认知情况（总体国家安全观了解程度、16个安全领域识别、系统教育必要性判断）；三是学校国家安全教育实施情况（课程开设、接触途径、内容时效性与形式满意度）；四是教育资源短板与学生参与意愿（缺乏内容、影响因素、实践意愿、国际形势关注度等）；五是教育效果自评及开放性建议。单选题主要采用李克特五级量表，多选题采用二分计分。问卷经预调查与专家评审，具有良好的信度与效度。

调查于2026年4月面向广东省多所高校在读大学生开展，采用线上问卷形式定向推送。共回收问卷534份，经逻辑校验与缺失值处理，有效问卷534份，有效率100%。

（二）样本特征描述

在534份有效样本中，学校类型以普通本科为主（93.82%），同时包含985/211高校（2.06%）及高职高专（3.37%）。学科分布呈现工科（49.81%）、理科（22.47%）和文科（12.73%）为主导的特征，艺术体育（9.55%）及医科（0.56%）也有涉及。年级结构上，低年级占比较高，大一、大二分别占45.32%和24.16%，大三、大四及研究生依次递减，符合在校生自然分布规律。政治面貌以共青团员（54.68%）和群众（40.26%）为主体，中共党员（含预备党员）占4.87%。总体而言，样本涵盖了不同类型的学生群体，结构分布合理，能够较好地反映广东省高校大学生的总体特征，具有较高的代表性和研究效度。如表1所示。

表1：大学生总体国家安全观了解程度分布

了解程度	比例
非常了解	33.52%
比较了解	43.26%
一般	20.22%
不太了解 / 完全不了解	3.00%

（三）研究方法

本研究在方法设计上坚持定量分析与定性解释相结合、总体描述与差异检验相结合的原则。具体运用以下统计与分析方法：第一，描述性统计，通过频数、百分比、均值等指标，描述样本结构、学生认知水平、学校教育供给及满意度的总体特征；第二，差异检验，运用交叉分析、Pearson卡方检验、Kruskal-Wallis检验等方法，比较不同年级、学科、政治面貌学生在国家安全认知与教育评价上的显著性差异，并采用McNemar检验和配对样本t检验，比较传统与新兴安全领域认知差异；第三，相关分析，运用Spearman等级相关分析，探究认知水平与实践参与意愿之间的关联性；第四，文本挖掘，针对开放性建议，采用词频统计、主题归类和情感倾向分析，提取高频关键词，归纳学生核心诉求与真实体验。

二、大学生国家安全教育现状分析

（一）国家安全认知水平总体良好但存在新兴领域盲区

国家安全认知是衡量教育效果的核心指标。调查显示，大学生对“总体国家安全观”的认知呈积极态势，表示“非常了解”和“比较了解”的学生合计达76.8%，表示“一般”的占20.22%，而“不太了解”或“完全不了解”的仅占3.0%。二项检验结果（$p < 0.001$）证实，大学生对总体国家安全观的认知显著高于中等水平。如表2所示。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

表2：政治安全与太空安全认知的一致性分布

	认知太空安全	不认知太空安全	合计
认知政治安全	403（77.5%）	117（22.5%）	520（97.4%）
不认知政治安全	1（7.1%）	13（92.9%）	14（2.6%）
合计	404（75.7%）	130（24.3%）	534（100%）

在安全领域识别能力方面，受访学生平均知晓14.2个安全领域，整体认知广度较好。然而，认知率存在显著的结构性分化。传统安全范畴如政治安全（97.4%）、军事安全（95.1%）、经济安全（94.6%）、国土安全（93.5%）和文化安全（93.6%）认知率均超过90%，已形成广泛共识。相对而言，新兴战略疆域的认知率偏低，太空安全（75.7%）、深海安全（76.2%）、极地安全（78.3%）均不足80%，核安全（83.5%）与生物安全（84.1%）也处于中等水平。以认知率最高的政治安全与较低的太空安全进行配对 McNemar 检验，结果显示两者差异极显著（$p < 0.001$）。这表明，尽管学生具备较好的传统安全意识，但高校教育对太空、深海等新兴领域的渗透依然不足，存在明显的认知盲区。如表3所示。

表3：政治安全与太空安全认知差异的统计检验

检验方法	统计量值	自由度	显著性
McNemar 检验	—	—	<0.001

（二）学校教育实施覆盖面广，但形式偏于单向

调查显示，国家安全教育已基本纳入我国高校教学体系。79.96% 的学生所在学校开设了必修课程，13.67% 开设了选修课程，超过93% 的高校已通过课程形式落实了国家安全教育。在教育途径上，课堂讲授是绝对主流（87.64%），其次为专题讲座（69.85%）和主题班会（66.85%）。然而，社会实践（42.13%）和同学交流（38.95%）等互动性较强的途径使用比例相对较低，反映出当前教育方式仍以单向传授为主，体验式与交互式教学有待加强。如表4和5所示。

表4：国家安全教育课程开设情况

课程开设情况	百分比
有，必修	79.96
有，选修	13.67
没有	1.69
不清楚	4.68

表5：教育内容时效性与形式满意度的配对样本 t 检验结果

评价指标	均值	标准差	均值差	t 值	自由度	显著性
时效性评分	1.61	0.773	−0.034	−1.512	533	0.131
满意度评分	1.65	0.822	–	–	–	–

在教育内容时效性与形式满意度方面，学生采用1–5分进行评价（1分最优）。时效性评分均值为1.61，满意度评分均值为1.65，配对样本 t 检验表明两者无显著差异（$p=0.131$）。虽然整体评价偏向正面，但仍有12%—15% 的学生评价为“一般”或负面，提示教育内容吸引力和形式创新性尚有提升空间。如表6和7。

表6：参与国家安全相关实践或志愿活动的意愿

意愿程度	百分比
非常愿意	49.4
比较愿意	33.9
一般	13.7
不太愿意	2.2
完全不愿意	0.8

表7：国际形势与国家安全动态关注度

关注程度	百分比
经常关注	54.9
偶尔关注	41.4
很少关注	3.4
从不关注	0.3

（三）学生参与意愿与行为意愿强烈，且与认知正相关

学生的参与意愿是检验教育效果的外在体现。调查显示，高达83.3% 的学生表示“非常愿意”或“比较愿意”参与国家安全相关的社会实践或志愿活动，96.3% 的学生“经常”或“偶尔”关注国际形势与国家安全动态，93.1% 的学生表示系统接受或简单了解过网络安全相关教育，覆盖面较为普遍。如表8所示。

表8：网络安全或反间谍教育接受情况

接受程度	百分比
是，系统接受过	42.9
是，简单了解过	50.2
没有	6.2
不清楚	0.7

为探究认知水平与参与意愿的关联，本研究采用卡方检验与 Spearman 等级相关分析。交叉表显示，在“非常了解”总体国家安全观的学生中，73.2%“非常愿意”参与实践；而在“一般”了解的学生中，该比例降至22.2%。卡方检验结果（$p < 0.001$）和 Spearman 相关系数（$r=0.392$，$p < 0.01$）均证实两者存在显著正相关。认知水平越高，主动参与实践的意愿越强。这一发现提示，高校在教育中应坚持知识传授与价值引领相结合，通过深化认知来激发行为参与。

三、教育效果的影响因素与问题诊断

（一）教育资源存在实践与互动供给不足

在“当前国家安全教育中最缺乏的是”多选题中，学生平均选择2.36项，说明资源短板是多维度的。选择比例最高的是“实践环节”（54.31%），其次是“互动形式”（43.45%）和“国际比较内容”（40.07%）。相比之下，“系统教材”（30.90%）和“专业师资”（28.65%）的提及率相对较低。这表明，学生对教育资源的需求已从传统的“有没有教材 / 教师”转向“能不能体验 / 互动”，当前教育资源配置存在“重知识传授、轻实践体验”“重单向输出、轻互动参与”的结构性失衡，如表9所示。

表9：认知水平与参与意愿的关联性检验

检验方法	统计量值	自由度	显著性
皮尔逊卡方	146.655	16	< 0.001
Phi 系数	0.524	—	< 0.001
克莱姆 V	0.262	—	< 0.001
Spearman 系数	0.392	—	< 0.01

（二）核心障碍是课程枯燥与形式单一

在影响学习效果的因素中，“课程枯燥”（52.43%）和“形式单一”（51.69%）是最突出的两项，比例均过半，其次是“缺乏激励机制”（35.39%）和“个人兴趣不足”（29.78%）。对比分析

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

显示，选择“课程枯燥”和“形式单一”的学生，其整体教育效果评分显著低于未选择者。这说明，影响学习效果的关键矛盾不在于学生不重视，而在于现有内容和呈现方式未能有效激发学习兴趣，如表10所示。

表10：国家安全教育中最缺乏的内容

缺乏资源类型	人数	比例（%）
实践环节	290	54.31
互动形式	232	43.45
国际比较内容	214	40.07
系统教材	165	30.90
专业师资	153	28.65
网络教育平台	119	22.28
其他	88	16.48

（三）群体差异存在低年级热与高年级冷

运用 Kruskal–Wallis 检验分析不同群体的认知差异，结果显示年级间认知指数差异极显著（$p < 0.001$）。大一（84.4）和大二（82.9）学生的认知指数较高，而大三（75.7）、大四（76.8）和研究生（73.2）明显偏低，表明国家安全教育存在"前期集中、后期弱化"的结构性问题。

学科间认知指数也存在显著差异（$p=0.025$）。工科（83.2）和理科（80.1）较高，文科（77.8）和艺术体育（78.5）偏低。文科学生对理论概念熟悉度高，但在领域识别广度上不及理工科，提示同质化教学难以满足不同专业需求。此外，不同政治面貌间的认知指数差异不显著（$p=0.391$），说明教育已在普通学生群体中形成较广覆盖。如表11至13所示。

表11：影响学习效果的主要因素

影响因素	人数	比例（%）
课程枯燥	280	52.43
形式单一	276	51.69
缺乏激励机制	189	35.39
个人兴趣不足	159	29.78
内容脱离实际	156	29.21
时间安排不合理	130	24.34
教师水平有限	87	16.29
其他	73	13.67

表12：主要影响因素与整体教育效果评分比较

影响因素	选择该因素者评分均值	未选择者评分均值	检验结果
课程枯燥	3.93	4.34	$p < 0.001$
形式单一	3.96	4.30	$p < 0.001$
内容脱离实际	3.97	4.19	$p=0.032$
教师水平有限	3.83	4.18	$p=0.009$

表13：不同年级学生国家安全认知差异

年级	人数	“非常了解 / 比较了解”比例（%）	平均识别领域数	认知指数
大一	242	79.3	14.30	84.4
大二	129	79.8	14.08	82.9
大三	115	73.9	12.67	75.7
大四	29	65.5	13.00	76.8
研究生	19	57.9	12.68	73.2

四、学生教育需求与偏好分析

（一）偏好教育形式为重沉浸、渴互动、厌说教

当代大学生对国家安全教育的形式展现出鲜明的偏好特征。调查显示，高达67.23%的学生将“增加案例分析”置于首位，期望通过剖析真实案例（如校园贷陷阱、无意泄密事件等），将宏大的国家战略与个人切身利益相连接。“开展模拟演练”以63.86%的支持率位居第二，反映出学生渴望掌握反诈对抗、应急疏散等自我保护与反制技能。超过半数（51.69%）的学生希望“组织参观实践”，期望打破教室边界，在国家安全教育基地或高科技实验室中获得沉浸式体验。相比之下，传统的“邀请专家讲座”（45.88%）和单纯的“利用新媒体平台”（47.19%）支持率相对较低，说明学生对单向灌输和表面化的新媒体形式已产生倦怠。如表14所示。

表14：不同学科学生国家安全认知差异

学科门类	人数	“非常了解 / 比较了解”比例（%）	平均识别领域数	认知指数
文科	68	85.3	12.13	77.8
理科	120	75.0	13.68	80.1
工科	266	78.2	14.19	83.2
医科	3	100.0	16.00	100.0
艺术体育	51	64.7	13.67	78.5
其他	26	69.2	14.12	80.6

（二）跨学科融合与国际视野拓展

在课程结合方面，学生普遍倾向于将国家安全知识与现有教学体系有机融合。军事理论课（72.10%）与思政课（67.98%）支持率最高，专业课程（40.07%）也有一定比例。这启示高校应推行定制化融通，如在经管类专业融入金融安全，在信息类专业强调网络与数据安全。此外，高达83.9%的学生认为有必要引入国外国家安全教育内容进行比较学习，折射出当代大学生具备更为开阔的国际视野，期望在全球坐标系中理解我国总体安全战略。如表15所示。

表15：引入国际比较教育的必要性

态度	百分比
非常必要	50.19
有必要	33.71
一般	12.36
不太必要	2.25
完全不必要	1.49

（三）家庭角色认知与教育效果自评

在协同育人方面，67.79%的学生认为家庭在国家安全教育中应扮演“重要角色”，说明防范网络诈骗、保护隐私等安全意识的养成与家庭熏陶密切相关。在教育整体效果自评上，均值达到4.12（满分5分），超七成学生给出积极评价（4分及以上），反映出近年来高校教育取得了显著成效。然而，仍有20.04%的学生给出3分的一般评价，这部分学生是教育提质增效的关键突破口，若能增加案例剖析与情景模拟，极有可能将其转化为高满意度人群。如表16至17。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

表16：家庭在国家安全教育中的角色认知

角色定位	百分比
重要角色	67.79
一般角色	20.41
辅助角色	9.18
不需要参与	2.26

表17：教育整体效果自评得分

评分	百分比
1分	2.25
2分	2.43
3分	20.04
4分	31.27
5分	44.01

结合开放题文本挖掘（共识别184条实质建议），高频词“实践”“活动”“形式”“案例”进一步印证了学生对实践化、趣味化和现实化的核心诉求。建设性建议占比达63.6%，说明学生态度总体积极，关键在于解决“怎样让学生愿意学、学得进、用得上”的问题。

五、结论与对策建议

（一）主要结论

本研究通过对广东省534名大学生的实证调查，得出以下主要结论：第一，大学生国家安全认知水平总体良好，但新兴安全领域存在显著盲区，传统领域认知率普遍超90%，而太空、深海等新兴领域不足80%；第二，高校教育实施覆盖面广，但教学形式偏于单向灌输，实践与互动环节薄弱，成为教育资源的主要短板；第三，学生参与意愿强烈，且认知水平与参与意愿呈显著正相关；第四，课程枯燥与形式单一是影响教育效果的核心障碍；第五，群体差异显著，呈现“低年级热、高年级冷”的年级递减趋势，且不同学科认知优势各异；第六，学生核心需求集中于增加案例分析、模拟演练与校外实践，并期待跨学科融合与国际视野拓展。

（二）对策建议

基于上述结论，为推动高校国家安全教育从“知识普及”向“提质增效”转型，提出以下四项对策建议：

第一，构建分年级递进式课程体系，实现全过程覆盖。破除“大一集中、后期弱化”的教育模式，建立“大一启蒙 + 大二大三专业融入 + 大四及研究生专题深化”的递进式体系，将国家安全教育纳入毕业离校、科研保密培训等环节。同时推动学科差异化教学，根据文科、理工科、艺术体育等专业特点，定制化融入相应安全内容，避免同质化。

第二，丰富教学形式，从单向灌输转向沉浸体验。大力增加案例教学，将真实危害事件转化为教学案例以激发共情；推广模拟演练与情景教学，定期组织反诈对抗、数据泄露沙盘推演等活动，将知识转化为实战技能；拓展校外实践基地，与国家安全部门、网安企业及历史纪念馆合作，开展现场教学，增强环境场域的育人效果。

第三，创新教育载体，拓展国际比较与新媒体深度交互。摒弃表面化的图文推送，利用虚拟现实（VR）、互动小程序等新技术开发沉浸式体验产品，构建校园在线交流社区。在思政课或专题讲座中增设国际安全比较模块，组织跨国案例研讨，培养学生的批判性思维与战略大局观，实现“技术赋能”与“国际视野”双轮驱动。

第四，健全协同育人与动态监测保障机制。强化师资培训，重点提升教师的案例教学与情景模拟能力，并邀请实务部门专家进校授课。构建学校、家庭、社会协同育人生态，发挥家庭在日常安全教育中的渗透作用。建立常态化监测机制，定期运用实证方法跟踪学生认知与满意度变化，为教育方案的动态优化提供科学依据。

参考文献

[1] 杨鉴炜 . 高校国家安全教育课程教学改革的多维思考——评《新时代大学生总体国家安全观培育研究》[J]. 安全与环境学报 ,2026,26(5):2068.

[2] 乔芬 , 赵雷鹰 , 刘跃进 . 教材体系向教学体系转化的路径探析——以《国家安全教育大学生读本》为例 [J]. 中国大学教学 ,2026,(4):81-87.

[3] 宁小双 . 新时代加强大学生国家安全意识教育的价值意蕴与实践进路研究 [J]. 佳木斯大学社会科学学报 ,2026,44(4):143-146.

[4] 焦艳 , 蒋丽婷 . 新时代大学生国家安全素养培育路径研究 [J]. 新疆财经大学学报 ,2026, (1):54-60.

[5] 付彦林 , 姜伦 , 盛义保 . 数字时代大学生国家安全教育契机、危机与转机 [J]. 中国军转民 ,2026,(6):82-84.

[6] 李之慧 . 数字时代大学生总体国家安全观教育问题与对策研究 [J]. 产业与科技论坛 ,2026,25 (6):262-264.

[7] 杨思琪 , 张权 . 数字化赋能大学生国家安全教育机遇、困境及路径研究 [J]. 中国军转民 ,2026,(2):94-96.

[8] 臧诗宇 , 管桂翠 . 算法推荐视域下大学生总体国家安全观教育的问题审视与应对策略 [J]. 文教资料 ,2025, (22):60-63.

[9] 倪秀茹 . 高校思想政治教育与大学生总体国家安全观培养的融合路径 [J]. 世纪桥 ,2026, (4):36-38.

[10] 薛晶晶 , 郑玉莲 . 意义、困境和路径：总体国家安全观视域下的大学生国家安全教育 [J]. 佳木斯大学社会科学学报 ,2026,44(2):79-82.

[11] 张环环 . 新时代构建大学生总体国家安全观教育长效机制研究 [J]. 坦克装甲车辆 ,2026, (2):127-128.

[12] 蒋华林 . 大学生总体国家安全观认同的三重规制 [J]. 教育评论 ,2025, (10):56-65.

[13] 邱坤 , 顾亦然 , 祁保华 . 新时代大学生国家安全教育的价值意蕴与实践进路——以南京邮电大学实践为例 [J]. 濮阳职业技术学院学报 ,2025,38 (6):67-71.

[14] 崔琦 , 李海涛 . 戍边文化融入边疆地区大学生国家安全教育的逻辑进路 [J]. 新疆和田学院学报 ,2026,45(2):49-55.

[15] 陆妍 . 红色文化视域下大学生国家安全教育的内涵拓展与育人实践探析 [J]. 中国多媒体与网络教学学报 (中旬刊),2026,(1):106-109.

[16] 李骞 . 国家安全教育课程开设差异对大学生认知行为的影响研究 [J]. 产业与科技论坛 ,2025,24 (24):43-45.

[17] 王岱飚 , 王浩明 . 自媒体环境下总体国家安全观融入大学生思想政治教育的价值与路径 [J]. 湖北开放职业学院学报 ,2025,38 (21):113-116.

[18] Zhao W .The Integration Path of Safety Education and National Security Education for College Students in the New Era[J].Educational Innovation Research,2025,3 (10):140-143.

[19] 刘腾飞 . 全媒体时代大学生国家安全意识培养研究 [J]. 科技传播 ,2025,17 (22):115-118.

[20] 周源 . 新时代大学生总体国家安全观教育的路径探析 [J]. 时代青年 ,2025, (42):126-128.

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

地理探测器驱动的中国区域经济空间分异研究：交互效应与时空演化

柯蓉，叶倩倩
上海对外经贸大学统计与数据科学学院，上海 201620
DOI:10.61369/ASDS.2026090006

摘　　要： 破解区域经济发展不平衡难题，关键在于厘清其空间分异特征及多因子交互机制。本文构建包含市场化指数、交通通达度、资源禀赋、人力资本、文化积淀及生态环境六维指标体系，运用地理探测器模型定量测度我国区域经济空间分异的驱动因子及其交互效应。实证结果表明：市场化程度、交通水平与教育水平是主导区域经济发展的核心解释变量，而矿产资源、文化与环境因素的解释力相对较弱。交互探测发现，市场化进程与其他因子的双因子耦合显著提升了模型的解释力（qq 值增强），揭示了区域经济空间差异并非单一线性作用的结果，而是市场化主导下多要素非线性协同演化的产物。本研究为制定差异化的区域协调政策提供了一定的统计依据。

关 键 词： 地理探测器；区域经济；空间分异；交互效应

Research on Spatial Differentiation of China's Regional Economy Driven by Geo-detectors: Interaction Effects and Spatiotemporal Evolution

Ke Rong, Ye Qianqian
School of Statistics and Data Science, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620

Abstract: Addressing the persistent challenge of regional economic imbalance in China hinges on clarifying its spatial heterogeneity characteristics and multi-factor interaction mechanisms. This study constructs a six-dimensional indicator system encompassing marketization index, traffic accessibility, resource endowment, human capital, cultural accumulation, and ecological environment. Employing the Geodetector model, we quantitatively measure the driving factors and their interaction effects on the spatial differentiation of China's regional economy. Empirical results indicate that marketization degree, transportation infrastructure, and education level serve as the core explanatory variables dominating regional economic development, whereas mineral resources, cultural factors, and environmental conditions exhibit relatively weaker explanatory power. Notably, interaction detection reveals that the bivariate coupling of marketization with other factors significantly enhances the model's explanatory power (indicated by increased q-values). This finding suggests that spatial disparities in regional economies are not the result of simple linear actions but rather the product of non-linear synergistic evolution of multiple elements led by the marketization process. This research provides robust statistical evidence for formulating differentiated policies to promote coordinated regional development.

Keywords: regional economic disparity; spatial heterogeneity; geographical detector; interaction effects

引言

区域不平衡会产生社会不公平、经济发展阻碍、资源浪费、地区间矛盾和冲突以及不利于可持续发展的影响。因此，研究区域间的相互作用机制和时空演化规律，分析经济发展的变动特征对于新发展格局下培育新的经济增长动能、促进我国区域经济协调发展至关重要。在区域层面考察不同省份之间的空间相互作用可以推动经济增长和实现整体发展的目标。虽然中国取得了显著的成就，但各地区的经济增长仍存在明显差异。沿海地区和少数发达城市的经济发展相对较好，而一些内陆地区和贫困地区的发展相对滞后。一些地区在经

基金项目：本论文是上海对外经贸大学2026年《经济时空大数据探索性分析》重点课程建设的案例成果。
作者简介：
柯蓉（1975.05-），汉族，广东汕头人，上海对外经贸大学，教授，研究方向：时空统计学；
叶倩倩（1998.07-），汉族，安徽滁州人，上海对外经贸大学，硕士研究生在读，研究方向：数据挖掘。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

济发展中依赖于传统产业，导致产业结构趋同化问题突出。这种情况可能导致资源配置不合理，创新能力欠缺以及环境压力增加。部分区域在进行经济转型时面临动力不足的问题。

在区域经济发展测度方面，马茹 , 罗晖等（2019）[1] 基于高质量供给、高质量需求、发展效率、经济运行和对外开放五大维度表现构建了中国经济发展评价指标体系 , 并据此对比分析中国区域经济高质量发展总体态势。任保平（2019）[2] 认为测度经济发展应涵盖城市基建、经济发展、教育养老、医疗保健、生态环境等五个方面。黎文勇（2020）[3] 认为衡量区域经济发展应从高校、稳定、协调、持续和共享发展等方面展现。目前我国经济区域发展不平衡问题仍然突出，邓创，曹子雯（2023）[4] 从区域联动视角入手分析我国经济发展的区域发展不平衡现象并结合空间自回归逆分解系数识别区域间经济高质量发展的联动效应，精确地测算各省份经济发展水平变动对其他省份的影响效应。经济增长和区域经济发展中，不同地区的经济发展可能存在着空间相关性。

经济增长和区域经济发展的研究中，学者开始考虑空间关联与异质性的影响。苏屹和林周周 (2014)[5] 基于空间面板数据模型研究了区域创新的空间效应及其影响因素，文章认为地理特征和社会经济特征均会对区域创新活动产生影响，其中社会经济特征对其影响更大。曹伟等 (2016)[6] 基于空间面板数据模型针对汇率对一带一路沿线国家贸易的影响做了深入研究。Royuela 和 Garcia(2015)[7] 使用空间面板误差模型对哥伦比亚地区经济社会的收敛问题，研究指出，通过深化市场和社会因素，空间相关性加快了经济的收敛速度。Azor í n(2017)[8] 使用西班牙近省际面板数据研究产出增长阈值和失业问题。

近年来，人口流动与区域经济发展的空间异质性成为研究热点。曹吉云等（2017）[9] 则从宏观层面探讨了经济地理与社会政治因素对区域经济一体化的影响，发现社会政治因素的作用不容忽视。上述研究从微观人口流动、中观产业韧性到宏观区域一体化，多维度揭示了空间异质性的形成机制与影响因素。张金哲等（2021）[10] 运用地理探测器分析山东省的区域经济差异影响因素，邱瑾等（2025）[11] 运用空间混合回归与地理加权回归模型，揭示了经济型与社会型流动人口时空格局的显著差异，发现经济因素对经济型流动人口的影响呈现更强的空间异质性，且社会因素对两类人口的影响力已超过经济因素。

综上所述，早期研究运用空间回归模型揭示了经济型与社会型流动人口的空间异质性，但难以定量识别各因素的具体贡献度；虽从宏观层面探讨了经济地理与社会政治因素对区域经济一体化的影响，但未能深入分析因素间的交互作用。而王劲峰等 [12] 提出的一种探测空间异质性方法地理探测器恰好弥补了上述不足：它不仅能够通过因子探测定量评估各因素对空间分异的解释力，还能通过交互作用探测揭示因素间的协同或拮抗效应。例如，熊书华等（2023）[13] 运用地理探测器成功识别出产业多样化和疫情管控力度是新疆旅游经济韧性空间分异的核心影响因素，并发现其交互作用远大于单一因素。可见，地理探测器作为空间异质性分析的重要工具，能够有效弥补传统回归模型在因素识别与交互分析方面的局限，为深入理解区域经济与人口流动的空间分异机制提供了科学方法。田娟娟等（2022）[14] 基于30个省份的面板数据，分别运用探索性空间数据分析法及地理探测器考察了我国省域碳排放时空分布特征与驱动因素。

本文在新发展格局背景下研究不同层次区域经济发展现状以及空间关联效应，进而基于地理探测器建立有关统计测度模型，从而研究区域经济增长的影响机制与影响区域经济演变的主要因素。

一、数据与模型

（一）模型 – 地理探测器

地理探测器是一种基于空间异质性理论的新兴统计工具，主要用于分析空间数据。其核心思想是：若某个自变量对因变量具有显著影响，则二者在空间分布上应表现出一定的相似性。

地理探测器擅长分析类型变量，对于顺序量、比值量或间隔量，只需进行适当的离散化处理，亦可利用该工具进行统计分析 [12]。因此，通过探测自变量与因变量空间分布的一致性，可揭示自变量对因变量分布的解释程度。在样本量小于30的情况下，地理探测器具有更高的统计精度，同时能有效克服传统计量回归中常见的多重共线性问题。

地理探测器通过分别计算各单因子 q 值及两因子叠加后的 q 值，并加以比较，可判断两因子之间是否存在交互作用，以及交互作用的强弱、方向、线性或非线性等特征。两因子叠加不仅包括相乘关系，也涵盖其他关系，只要存在关联，均可被检测出来 [12]。

地理探测器包含因子探测、交互作用探测、风险区探测等模块。被广泛用于以下领域 : 土地利用、公共健康、区域经济、 区域规划、旅游、考古、地质、气象、植物、生态、环境、污染、遥感和计算机网络中。

因子探测主要探测因变量的空间分异性，及各自变量对因变量空间分异的解释程度，用值来表示，表达式为 :

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \sigma_h^2}{N\sigma^2} \qquad (1)$$

式中 :q 的取值范围为 [0,1]，值越大说明因子对被解释变量空间分异的解释力度越强，N 表示省份数量，h 为探测因子分层数，N_h 表示层 h 省份数量，σ^2 为全国人均 GDP 的方差，σ_h^2 表示层 h 人均 GDP 的方差。

交互作用探测分别计算两个因子 X_1 和 X_2 对 Y 的 q 值 :$q(X_1)$ 和 :$q(X_2)$，然后计算两个因子交互作用（叠加 X_1 和 X_2 两个图层相切所形成的新的多边形分布）的 q 值 :$q(X_1 \cap X_2)$，并将其与 $q(X_1)$、$q(X_2)$ 值对比，以识别两个因子的相互作用对因变量的影响增强还

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

是减弱?

风险区探测主要检验被解释变量在不同区域的均值是否存在显著差异，用统计量 t 来检验，表达式为：

$$t_{y_{h=1}-\bar{y}_{h=2}}=\frac{\overline{Y}_{h=1}-\overline{Y}_{h=2}}{\left[\frac{Var\left(\overline{Y}_{h=1}\right)}{n_{h=1}}+\frac{Var\left(\overline{Y}_{h=2}\right)}{n_{h=2}}\right]^{1/2}} \quad (2)$$

在揭示我国省域经济发展空间分异与空间集聚特征的基础上，本文运用地理探测器方法，深入探究我国经济发展空间分异的驱动因素，旨在识别影响不同省份经济发展水平的主导因素，从而为更准确地把握我国区域经济发展格局提供参考依据。

各省份经济发展水平受多种社会经济因素的综合影响。另外基于文献以及数据可得性，本文选取市场化指数、矿产资源、交通水平、环境水平、文化水平、教育水平6个影响因子，具体如表1所示。

表1：经济发展水平空间分异影响因子

影响因子	符号	指标说明
市场化指数	mkt	各省份市场化的相对进程
矿产资源	min	五种矿产资源加权总量
交通水平	tra	铁路、水路和公路的加权里程数
环境水平	env	水资源、年平均气温、耕地面积等指标构成
文化水平	cul	方言区个数、民族比例和馆藏文物等指标构成
教育水平	edu	高校数量和少儿读取册数等指标构成

（二）数据来源

为了更好进行多时期区域经济空间变异对比，本文主要选取2012，2017，2021年数据，所需要的地区生产总值、三种交通方式各省份的里程数、水资源总量、年平均气温、耕地面积、馆藏文物、高校数量和少儿读册数均来自中国统计年鉴。市场化指数来自王小鲁、樊纲和胡李鹏团队的中国分省份市场化指数数据库查询得到。五种矿产资源来自自然资源部《中国矿产资源报告》。为了对地区的教育、文化、环境水平进行综合评估对相关数据进行加权处理。由于地理探测器只能处理类型变量，因此，需基于自然间断点分级法将自变量进行离散化处理。

二、我国区域经济发展水平时空分布特征分析

首先，选取2012年、2017年和2021年三个年份的地区生产总值作为衡量区域经济发展水平的指标，利用 Tableau 软件绘制各年份的空间分布图，通过对比分析，归纳其时空演变特征，结果如图1所示。

从图1可以看出，2012至2021年间，我国人均生产总值持续稳步增长，31个省份的高质量发展水平总体呈上升趋势。从空间分布来看，区域经济差距呈现东、中、西依次递减的格局，且这一差距在样本期内略有扩大。省际比较显示，经济基础较好的地区往往保持着更强的竞争优势，且增长速率相对更高。从具体省市看，广东、上海、北京及天津始终居于前列，其中京沪两地对全国整体经济增长、区域结构调适以及空间再组织具有显著的引领效应。这种格局的形成，与我国在新发展框架下将城市群定位为生产力布局核心锚点的政策取向高度一致。

在排名方面，上海、北京、浙江、江苏、广东、山东居前，而广西、贵州、海南、吉林相对靠后。位居前列的均为东部省份，而排名靠后的省份则分散于东部、西南和东北地区。考察各省份高质量发展指数的时序变化，东部、西北及东北地区的波动幅度较小，中部地区整体呈上行趋势，西南地区则出现一定下滑。在整个样本区间内，地带间的差异显著高于地带内差异，可见地带间差距是造成区域经济非均衡发展的主因。如图1所示，东部与中部、西部之间的差距远大于中部与西部之间的差距，东部与中西部的差距对实现区域经济相对均衡具有决定性影响。近年来，中部地区增长动能增强，高质量发展增速明显提升，尤其山东、江西、四川、浙江等省份进步较为突出。

从各省级单元高质量发展指数的时序演变来看，东部、西北及东北地区的指数走势相对平稳，中部地区整体呈稳步攀升态势，而西南地区则表现出一定的下行倾向。在整个研究时段内，三大地带间的差异显著超出各地带内部各省份之间的差异，表明地带间的不均衡乃是总体差距的主要成因。如图1所示，东部与中部、东部与西部之间的经济发展落差，明显大于中部与西部之间的落差，这意味着东部同中西部之间的差距状况，在很大程度上左右着全国经济能否迈向相对均衡。近年来，中部地区增长后劲持续释放，高质量发展增速显著提高，四川、山东、浙江、江西等省份的进步尤为突出。

省域空间关联强度的测算结果，整体呈现出中部最高、东部次之、西部最低的梯度递减格局。之所以形成这种分布，是因为空间关联度的测度同时取决于地区间经济水平的关联紧密程度以及地理区位的邻近性。从地理空间看，中部地区内部各省份间的平均距离小于东部和西部，而其经济发展水平又正好落在三大地带的中间位置，双重因素叠加之下，该区域的空间关联度自然居于首位。聚焦到具体省份，空间关联度排名前三的依次为山东、湖南和黑龙江，排名后三位的则为北京、甘肃和天津。上述结果，为后续空间辐射效应模型的设定与估计提供了来自数据层面的经验参照。



图1：2012-2021年中国地区生产总值空间格局变化

三、区域经济发展水平空间分异影响因素分析

（一）因子探测结果分析

地理探测器结果表明，6个因子均对省份地区经济发展水平的

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

空间分布格局产生影响，说明省份经济发展水平分布受市场化程度、交通水平、矿产资源、文化水平、教育水平和环境水平等因素共同作用。

其中中国分省份市场化指数是衡量各直辖市、省自治区产品市场的发育程度、政府与市场的关系、市场中介组织的发育、要素市场的发育程度、非国有经济的发展，以及法律制度环境方面相对进程的综合指标体系，反映的是各省份市场化进程的相对水平，而非市场化的绝对程度。根据图2-a 空间分布显示可知，市场化指数较高的区域主要集中在东部沿海及中部地区，这与我国各省份生产总值的空间分布格局具有较高的相似性。基于此可以推断，市场化进程是推动区域经济发展的核心驱动因素之一。

由图2-b 的省级交通水平的空间分布显示，湖北、四川、湖南和山东等省份公共交通公里数较高，虽然省份面积不是排名前列但是却承载了我国较大一部分的交通公里数，相反新疆、内蒙古、西藏和青海等我国面积大省交通公里数却处于末尾位置，初步判断，交通发展水平是影响各省经济发展的重要因素。图2-c 展示了中国各省份的矿产资源分布状况，可以看出新疆和内蒙古的矿产资源最为丰富，其次陕西、云南和贵州的矿产资源也相对较多。图2-d 展示出了中国31个省份教育水平的空间分布。教育水平较高的省份主要位于泛长三角地区，以及珠三角地区。此外北京、上海、山东和四川教育水平最高。江苏、浙江、安徽、湖南和湖北次之，而西藏、青海和内蒙古偏远地区的教育水平则较差。参照空间分布图，可以初步看出教育水平和区域经济发展水平空间分布存在一定的相似性。图2-e 是中国文化底蕴空间分布，四川、陕西和山东拥有最高的文化底蕴水平。同时可以发现，上海、湖北和江苏仅次于上面最高的几个省份。图2-f 是中国各省份环境水平空间分布，由于环境水平由年平均气温、水资源总量和耕地面积构成，西藏和青海在这些方面有优势，所以这两个省份环境水平远远高于其他省份。

表2：因子探测结果

自变量	mar	tra	min	edu	cul	env
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
q	0.4316	0.3725	0.1246	0.3067	0.1429	0.1817

各影响因子解释力都在10% ~ 50%，按照影响因子解释力的大小可将其分为核心影响因子和次级影响因子。核心影响因子包括市场化程度（mar）、交通水平 (tra)、教育水平 (edu)，影响因子的解释力均超过30%。各个省份市场化程度（mar）、交通水平 (tra) 表示城市市场化程度和交通便利程度，解释力分别为0.43和0.37，说明城市市场化程度对经济发展有很大影响。市场化进程可以促进生产率的提高和经济增长，市场化改革在推动中国经济增长中扮演着非常关键的角色。运输基础设施的数量和质量与经济发展水平之间的关系是显而易见的。教育水平 (edu) 的解释力为0.3067，经济发展与教育的传播密切相关。Krause 教授观察到，“教育在经济进步理念上带来革命。”教育为经济增长提供了刺激，因为它教导了诚实、爱国主义和冒险。因此，教育正在成为经济发展的引擎。

次要影响因子矿产资源（min）、文化水平 (cul)、和环境水平 (env), 他们的解释力大约在10% 的水平。矿产资源（min）的解释力在0.12，自然资源的可用性及其适当利用被认为是区域发展的重要决定因素，如果这些地区自然资源丰富，并采用现代技术来利用，那么它们可以迅速达到更高的发展水平。尽管拥有种类繁多的自然资源，但由于缺乏基础设施和技术，有些地区仍然无法实现更高的发展水平。自然资源的可用性及其适当利用仍然是经济增长的重要决定因素。文化水平 (cul) 的解释力在0.14，健全的文化建设也建立了有利于经济发展的更好环境。文化活动改善了人们的心理设置。他们变得更加足智多谋、富有成效和精力充沛，以继承增长和发展因素。文化还改变了人类的效率和愿望，这些效率和愿望是资源创造的积极力量。健全的文化氛围也远离了腐败、迷信、改善人民生活和生计的政治骚乱。环境水平 (env) 的解释力在0.18，合适的自然环境是区域发展的重要组成部分，商业环境是一种自然支持，包括合适的气候、平衡的更富有、合适的自然环境，即没有洪水和干旱等。像在我们国家自然环境总是促进发展活动，但在某些地区极端的自然环境会造成困难。

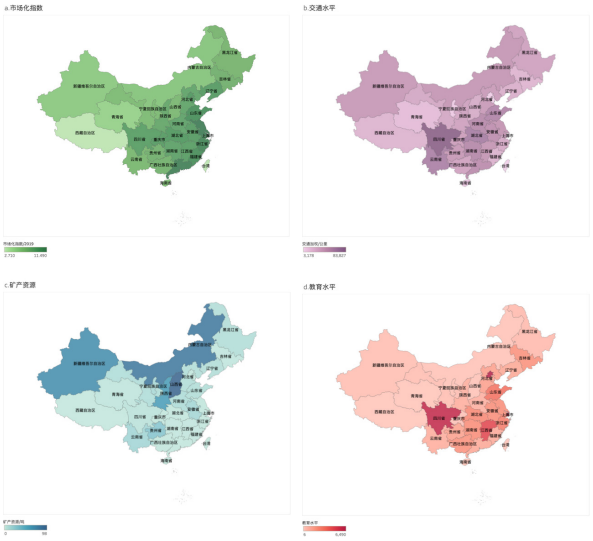


图2：2021年6个影响因子的空间分布

（二）交互作用探测结果分析

本文采用地理探测器中的交互探测方法，分析不同因子对区域经济发展空间分布所呈现的交互效应。六个因子共生成18对交互作用结果（见表3）。由表3可知，所有自变量经过交互探测后，均表现出双因子增强效应，即在两两变量交互作用下，因子对因变量的解释力显著提升。这表明，任意两个变量经过交互后，其对区域经济差异的解释能力均强于单一变量。由此可以推断，区域经济发展水平的空间格局并非由单一因素主导，而是多种因素共同作用的结果。

表3：交互作用探测结果

交互作用	mar	tra	min	edu	cul	env
mar	0.4316					
tra	0.6854	0.3725				
min	0.4628	0.4089	0.1246			
edu	0.6726	0.5139	0.3816	0.3067		
cul	0.4938	0.4027	0.1836	0.3927	0.1429	
env	0.4836	0.4102	0.1603	0.3849	0.2014	0.1819

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

从q值来看，市场化与交通水平的交互作用最强（0.6854），然后是市场化程度与教育水平(0.6726)，交通水平与教育水平（0.5139）和市场化程度与文化水平（0.4938）。相较于其他因子之间的交互作用，市场化程度与其余五个因子的交互作用均更为显著，这充分表明，市场化程度与其他因素的结合，是影响区域经济发展空间分布的最主要因素。结合上述因子探测结果可以推断，六种驱动因素均为影响区域经济发展水平空间分布的重要因子。然而，所有社会因子在与市场化程度这一变量结合后，与区域经济发展水平之间呈现出更为紧密的关联。这进一步说明，区域经济发展水平的空间分布差异，本质上源于各省份市场化进程的差异，但各省份经济发展水平的高低，仍然取决于其社会其他条件的具体状况。换言之，对于目前较发达的省份需要保持现状并发挥优势地方，但是对于发展力度不够的地区，虽然自然资源丰富、环境状况良好但经济水平仍然不高的省份需要思考如何转换自己优势的地方。

四、结论

本文基于地理探测器模型，系统分析了2012—2021 年中国31个省份区域经济空间分异的驱动机制。主要结论如下：

1. 区域经济发展水平呈“东高西低、南升北降”的梯度格局，且省际差距在样本期内略有扩大；空间上表现出显著的正向集聚与路径依赖特征。

2. 因子探测结果显示，六大因素均对区域经济分异产生显著影响（q值 > 0.1，p < 0.01）。其中，市场化程度（q = 0.4316）、交通水平（q = 0.3725）和教育水平（q = 0.3067）为核心因子，解释力均超过30%；矿产资源、文化水平与环境水平为次级因子，解释力介于0.12 - 0.18之间。

3. 交互探测进一步表明，任意两因子叠加均产生“双因子增强”效应，尤以市场化∩交通（q = 0.6854）、市场化∩教育（q = 0.6726）最为突出，说明市场化改革是放大其他要素红利、塑造区域差异的关键杠杆。

4. 区域差距本质上是市场化进程与社会经济基底条件空间不匹配的结果：东部省份凭借高市场化、高连通度与高人力资本形成良性循环；中西部虽具备资源或环境优势，却因市场化滞后难以转化为增长动能。

综上，新发展格局下缩小区域差异的关键在于“以市场化改革为牵引、以基础设施与人力资本为支撑”的协同路径。欠发达地区应通过深化要素市场改革、提升交通网络密度、扩大高质量教育供给，把潜在比较优势转化为现实增长极，最终实现区域协调发展和共同富裕。

参考文献

[1] 马茹，罗晖，王宏伟，等. 中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究 [J]. 中国软科学，2019,(7):60-67.

[2] 任保平，何苗. 高质量发展背景下中国经济差距的时空演化及其影响机理分析 [J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2019,39(6):47-57.

[3] 黎文勇. 中国区域经济高质量发展水平测度——以长三角地区为例 [J]. 统计与决策，2022,38(13):21-25.

[4] 邓创，曹子雯. 我国经济高质量发展的区域联动效应及其转化机制研究 [J]. 统计研究，2023,40(4):34-45.

[5] 苏屹，林周周. 区域创新活动的空间效应及影响因素研究 [J]. 数量经济技术经济研究，2017,34(11):63-80.

[6] 曹伟，罗建强. 人民币汇率变动对进口贸易的影响——基于中国与”一带一路”沿线国家分行业贸易面板数据的研究 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2020,(4):64-79.

[7]Royuela V,Garcí a G A.Economic and social convergence in Colombia[J].Regional Studies,2015,49(2):219-239.

[8]Azorí n Abellá n C M,Arnáiz Sá nchez P,Maquilón Sá nchez J J.Revisión de instrumentos sobre atención a la diversidad para una educación inclusiva de calidad[J]. Revista Mexicana de Investigación Educativa,2017,22(75):1021-1045.

[9] 曹吉云，佟家栋. 影响区域经济一体化的经济地理与社会政治因素 [J]. 南开经济研究，2017,(6):20-39.DOI:10.14116/j.nkes.2017.06.002.

[10] 张金哲，李磊. 山东省区域经济差异时空演变特征及影响因素研究 [J]. 绿色科技，2021,23(16):266-269.

[11] 邱瑾，俞沈悦. 经济型与社会型人口流动的时空演变特征差异 [J]. 地理科学，2025,45(8):1822-1832.DOI:10.13249/j.cnki.sgs.20240008.

[12] 王劲峰，徐成东. 地理探测器：原理与展望 [J]. 地理学报，2017,72(1):116-134.

[13] 熊书华，刘逸，陈兵. 危机事件影响下的区域旅游经济韧性时空分异研究——以新疆为例 [J]. 湖南师范大学自然科学学报，2023,46(4):123-132.

[14] 田娟娟，张金锁. 基于地理探测器的中国碳排放时空分布特征及驱动因素研究 [J]. 生态经济，2022, 38 (7): 13-20+27.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

ESG 综合评分与资产价值
——基于多主体偏好和评级分歧融合视角

潘娅萍，何泉静，张雅婷，胡煜琳，赵霞 *
上海对外经贸大学 统计与数据科学学院，上海 201620
DOI:10.61369/ASDS.2026090007

摘　　要： 考虑到评级分歧及不同主体 ESG 偏好差异的客观存在，选取我国2020–2024年 A 股80家上市公司为研究样本，以四家主流评级机构的 ESG 数据为基础，利用模糊逻辑系统、TOPSIS 综合评价及信息熵等，构建融合多主体 ESG 偏好与评级分歧的 ESG 综合得分，分析其优势，并利用资本资产定价模型，研究其对资产价值的影响。结果表明：新的 ESG 综合评分有更好的解释效果，ESG 表现与其资产价值呈现显著的正相关关系，而且具有行业及区域异质性。研究结论可为企业可持续性发展能力评价及长期价值投资决策提供重要参考。

关 键 词： 多主体偏好；评级分歧；ESG 综合评分；资产价值

ESG Comprehensive Scores and Asset Value
—A Perspective Based on Multi-agent Preferences and Rating Disagreement

Pan Yaping, He Quanjing, Zhang Yating, Hu Yulin, Zhao Xia*
School of Statistics and Data Science, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620

Abstract: Considering the existence of rating divergences and variations in ESG preferences among different agents, 80 A–share listed companies in China from 2020 to 2024 are taken as the research sample. Based on ESG data from four mainstream rating agencies, a comprehensive ESG score integrating multi–agent ESG preferences and rating inconsistencies is developed through fuzzy logic systems, the TOPSIS method, and information entropy. Its advantages are analyzed, and the Capital Asset Pricing Model is employed to examine the impact of ESG performance on asset value. Results show that the new ESG composite score demonstrates stronger explanatory power. ESG performance is significantly and positively correlated with asset value, with notable industry and regional heterogeneity. These findings provide an important reference for evaluating corporate sustainability and making long–term value investment decisions.

Keywords: multi–entity preference; rating divergence; comprehensive ESG score; asset value

引言

在全球可持续发展的大背景下，环境、社会和治理（ESG）作为衡量企业可持续发展能力的重要指标，备受各界关注。2024年，沪深北证券交易所发布可持续发展报告，为上市公司 ESG 信息披露提供规范，助力中国特色 ESG 评价标准的推进（韦夏怡，2025[1]）。当前国内 ESG 评分领域仍面临诸多挑战。一方面，国内 ESG 评级机构众多，评级分歧较大，这使企业制定相关战略决策增加了难度，也影响了投资者信心。另一方面，国内 ESG 评分过程中主观因素影响较多。各评级机构在指标赋权、负面事件处理等方面判断各异；同时，随着 ESG 理念的深入，不同主体在 ESG 偏好上的差异也逐渐显现。这些问题可能导致投资者及管理决策者对企业风险、资本成本和资产价值的误判，影响了资本市场的健康发展。鉴于此，本文将致力于从 ESG 评级分歧和多主体偏好两个视角，对 ESG 评分进行综合改进，并进一步探究其对资产价值的影响。

基金项目：上海市哲学社会科学规划基金项目（2023ZJB001）。
作者简介：
潘娅萍(2003–)，女，浙江台州人，本科，应用统计专业；
何泉静(2003–)，女，安徽合肥人，本科，应用统计专业；
张雅婷(2003–)，女，甘肃会宁人，本科，应用统计专业；
胡煜琳(2003–)，女，河南焦作人，本科，经济统计专业。
通讯作者：赵霞（1972–），女，山东莒南人，教授，博士生导师，研究方向：金融统计、经济统计等。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution–Non Commercial 4.0 International License.

目前关于ESG表现与资产价值关系的研究较为丰富，学者们发现良好的ESG表现能使公司在股票市场中有更高的收益（白雄等，2022[2]；徐凤敏等，2023[3]；田鹏，2023[4]；王磊等，2025[5]），促进企业价值提升（俞莹等，2025[6]），对投资组合优化、期权定价和影子无风险利率等理论模型有重要影响（Lauria等，2022[7]）。但是，上述这些研究主要基于单一评级机构的ESG数据，未充分考虑到不同机构间的ESG评级存在的显著差异（Gibson等，2021[8]；Avramov等，2022[9]）。然而，我们知道ESG评级分歧客观存在，吴红军等（2023）[10]分析了ESG评级分歧的表现、原因及对策，指出评级标准和方法上的差异是导致评级分歧的重要原因。Berg等（2022）[11]使用六家主要评级机构的数据，研究发现：不同机构所选指标、属性集范围与评分权重差异是ESG评级分歧主要来源。为了缓解这种分歧，国内外学者考虑对ESG评级分歧进行度量并纳入到相关研究中，探究其影响。目前已有文献中提出了多种ESG评级分歧的量化指标，比如标准差、变异系数、百分比（分位数）排名标准差、成对标准差均值、二元重分类法等（张云齐等（2023）[12]、宋献中等（2023）[13]、江媛等（2025）[14]、李瑞前等（2024）[15]、冯钰婷等（2024）[16]、Wang等（2024）[17]、Shi和Yao（2025）[18]）。进一步，学者们也探讨了ESG评级分歧对资产定价的影响，研究发现：ESG评级分歧会显著降低公司股票收益（赵子铱等，2024[19]；Tu等，2025[20]）、加剧了信息不对称，影响公司债券的定价（王垒等，2024[21]；田利辉等，2024[22]；孙光林等，2025[23]）、降低股价崩盘风险（邵艳等，2025[24]）、放大股价同步性（刘向强等，2023[25]、陈宏韬等，2025[26]）和降低非国有企业股票流动性（Zhang等，2025[27]）等。

那么，如何减弱ESG评级分歧的影响呢？利用多家评级机构的ESG评级数据，产生一个新的ESG综合评价指标，代替单一评级机构的数据，是一个可行的思路。例如，Bissoondoyal-Bheenick（2024）[28]采用等权平均、主成分分析、投票平均与最优加权四种聚合方法，对三家评级机构的ESG评分进行整合分析。Su和Sun（2023）[29]通过CPT-TOPSIS模型构建ESG综合评分，并发现此综合评分相比单一评分在实际投资中降低了风险。除了评级分歧，学者们还发现ESG评分存在主体偏好性（Billio等，2021[30]；Barkemeyer等，2023[31]）。为了降低这种主体偏好造成的影响，学者们有使用随机多标准决策分析、群体决策法等对能源绩效、学生表现、ESG评分进行研究（Song等，2017[32]、Yu等，2023[33]、Liu等，2021[34]、Lu等，2023[35]）。举例而言，Lu等（2023）[35]基于模糊推理系统及群体决策法，提出了一种多主体偏好ESG评估法，并用皮尔逊相关系数法验证了方法的有效性。但是，上述学者都没有考虑ESG评级分歧对ESG评分的影响。

综上，现有文献围绕ESG评级分歧的成因、测度及其与资产价格的关系等，均有较为丰富的研究，但是还有一些问题值得深入探究。一方面，已有研究分别考虑了评级分歧和多主体偏好对资产价值的影响，但是还没有同时考虑这二者的ESG系统评分及其与资产价值的关系。另一方面，ESG综合评分在不同地区、行业与企业规模下的资产定价效应，缺乏更细致的异质性识别与机制分析。由此，本文将基于四家主流评级机构的企业ESG数据，融合模糊推理系统、TOPSIS综合评价法与信息熵法，构建了一套考虑多主体偏好和评级分歧的ESG综合评分体系，并进一步运用资产定价模型与异质性分析，从多维度验证该评分指标的有效性与适用性。

一、数据、研究假设、研究框架与模型

（一）数据来源和预处理

本研究以2020-2024年A股上市公司的相关数据作为研究样本。研究涉及的财务指标包括个股收益率、市场组合收益率、无风险收益率、市值、账面市值比这5个关键指标，其中沪深300指数被用作市场组合收益率的参考指标，数据来源于CSMAR、Wind数据库和锐思数据库。考虑ESG数据的完整性和ESG评级的跨期持续性（Wimmer，2013[36]），本文选取Wind、华政、彭博和润灵环球四家权威评级机构在2024年1月发布的ESG数据进行研究，数据来源于Wind数据库。在数据预处理方面，参考Khan等（2016）[37]的研究，本文对存在缺失交易的股票在缺失期间不纳入组合，其他期间正常计算；经过缺失值删除与数据平稳化处理后，最终获得1050行×17列包含公司ESG评分与季度财务指标的有效数。

本文选取了80家A股上市公司进行研究，有以下几点原因：第一，数据可得性与质量限制。由于ESG评级数据存在显著的机构间差异和披露不完整的问题，本研究在整合了四家主流评级机构的ESG数据并经过数据清洗（包括删除缺失值、处理异常值等）后，最终只保留了数据质量达标的80家公司样本。第二，行业覆盖的代表性。本研究选择的样本公司类型覆盖面较广，这样可以保证行业的相对多样性与代表性。第三，研究方法复杂性与计算可行性。由于本研究采用了模糊逻辑系统、TOPSIS综合评价法及三因子模型等多层次分析方法，较大的样本量会显著增加计算的复杂度，80家公司的样本规模可以同时兼顾模型稳健性和计算效率。

（二）理论分析与研究假设

一方面，不同评级机构由于评估标准、偏好权重和数据获取能力的差异，往往对同一企业给出分歧较大的评分。这种评级分歧会加剧投资者面临的“信息不对称”问题，使市场参与者难以准确判断企业的ESG实际表现，从而影响投资决策效率。根据群体决策理论，综合多个评估主体的判断可在保持个体差异基础上实现集体智慧的优化决策，尤其适用于不确定性高、评估主观性强的情境。因此，与单一机构评分相比，多主体综合评分更具稳健性与代表性，有望提升其在资本市场中的解释力和实用价值。

另一方面，企业在环境、社会和治理方面的积极作为有助于

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

提升其品牌形象、员工忠诚度与运营效率，进而带来更稳健的财务表现。这类企业通常具备较强的风险防控能力与可持续盈利能力，因此对投资者而言更具吸引力。同时，ESG 表现优异的企业通常面临更低的环境违规风险、供应链中断风险及治理风险，表明市场要求的风险溢价更低，从而降低融资成本，提升股票估值。

综合上述两方面，我们提出如下两个研究假设。

研究假设1：相较于单家评级机构测算的 ESG 评分，考虑多主体偏好的综合评分对研究资产定价更具优势。

研究假设2：ESG 评分与企业的股票收益率呈正相关。

（三）研究框架及模型方法

1. 研究框架

本研究首先基于四家主流评级机构的 ESG 数据，利用群体决策矩阵，建立6种 E、S、G 不同偏好的矩阵、用模糊逻辑系统处理评估过程中的模糊性和不确定性，结合 TOPSIS 综合评价法、信息熵法构建一个考虑多主体偏好与评级分歧的新的 ESG 综合评分。然后，通过皮尔逊相关系数、斯皮尔曼等级相关系数分析改进前后评分之间的关系。最后，利用Fama-French 三因子模型，验证构建的 ESG 评分的优越性，并通过异质性分析和建立固定效应模型，探索 ESG 表现与股票投资收益率的关系。框架思路图见图1。

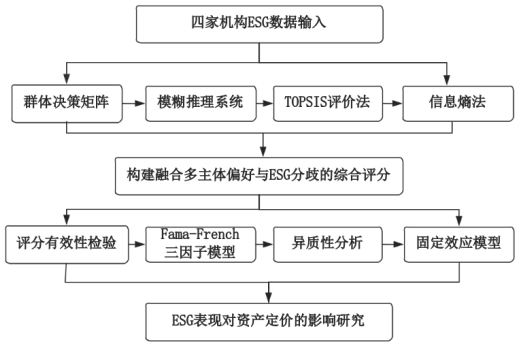


图1：研究框架思路图

2. 研究模型与方法

（1）群体决策

群体决策通过利用权重分配与标准化处理，来综合多主体偏好。本文依据决策者对 ESG 各维度的重要性偏好，划分如下6种情况：E > S > G，E > G > S，S > E > G，S > G > E，G > E > S，G > S > E，计算群体决策矩阵，参考 Song 等（2017）[32] 的研究，将 E>S>G（ES_1）情况下的 ESG 评分 S_{i1} 表示如下：

$$s_{i1}=\max\left\{x_{i1}^{*},\frac{x_{i1}^{*}+x_{i2}^{*}}{2},\frac{x_{i1}^{*}+x_{i2}^{*}+x_{i3}^{*}}{3}\right\}, \tag{1}$$

其中，x_{ij}^{*} 代表第 i 家企业在第 i 个维度上标准化后的结果，i 为企业序号；j 取值为1、2、3，在 ES_1 情况下，分别对应环境、社会、治理维度，在 ES_2 情况下，分别对应环境、治理、社会维度，其他情况以此类推。群体决策矩阵为：

$$S_{m\times 6}=\begin{bmatrix} s_{11} & \cdots & s_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{m1} & \cdots & s_{m6} \end{bmatrix}, \tag{2}$$

其中，S_{ip} 指第 种情景下第 i 家企业的 ESG 评分，$S_{m\times 6}$ 反映不同偏好下各企业的 ESG 表现情况，其中 m 表示企业，取值区域是 $\{C_1,C_2,\cdots,C_{80}\}$。

（2）模糊推理系统

模糊推理系统是一种模仿人类近似推理的能力去处理具有模糊性的问题，并产生确定结果的系统。

首先，进行模糊化处理。利用三角模糊隶属函数，将精确的 ESG 得分转化为语言变量隶属度。

其次，进行模糊推理。使用“if-then”规则和“product-sum”模糊算子进行聚合运算，考虑各因素重要程度，得出多个因素对企业 ESG 表现的综合影响，如下：

$$R=\begin{pmatrix} r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1n} \\ r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ r_{m1} & r_{m2} & \cdots & r_{mn} \end{pmatrix}\times\begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_n \end{pmatrix}, \tag{3}$$

其中，r 代表模糊评估值，a 表示各因素的重要程度。

最后，进行去模糊化处理，用三角模糊数的质心作为去模糊化的精确值（Gong C, 2022）[38]，得 ESG 评分值 S_{ip}''，然后得到含6种偏好的群体决策矩阵 $S_{m\times 6}''$。

（3）TOPSIS 综合评价法

TOPSIS 综合评价法是一种以比较各评价对象与正理想解和负理想解的距离来确定其相对优劣的方法。

首先，确定正理想解（PIS）和负理想解（NIS），

$$PIS:\hat{s}_p^{Max}=\max\left(s_{1p}'',s_{2p}'',\cdots,s_{mp}''\right), \tag{4}$$

$$NIS:\hat{s}_p^{Min}=\min\left(s_{1p}'',s_{2p}'',\cdots,s_{mp}''\right), \tag{5}$$

其中，$\hat{s}_p^{Max}$ 代表在第种情景下所有企业 ESG 得分中的最大值，$\hat{s}_p^{Min}$ 则表示最小值。

其次，计算各企业到正理想解和负理想解的距离，

$$B_i^{+}=\sqrt{\sum_{p=1}^{6}\left(s_{ip}''-\hat{s}_p^{Max}\right)^2},\ B_i^{-}=\sqrt{\sum_{p=1}^{6}\left(s_{ip}''-s_p^{Min}\right)^2}, \tag{6}$$

其中，B_i^{+} 和 B_i^{-} 分别衡量了第 i 家企业与正、负理想解之间的差异程度。

最后，计算综合得分 B_i，

$$B_i=\frac{B_i^{-}}{B_i^{-}+B_i^{+}}, \tag{7}$$

（4）Fama-French 三因子模型

Fama-French 三因子模型是用于解释资产预期收益率的一种模型（Fama& French，1993）[39]，建模步骤如下。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

首先，基于市值和账面市值比对数据进行排序和分组，得到6个规模－价值组合，并计算规模因子（SMB）和价值因子（HML）。

$$SMB=\frac{SH+SN+SL}{3}-\frac{BH+BN+BL}{3}, \tag{8}$$

$$HML=\frac{SH+BH}{2}-\frac{SL+BL}{2}, \tag{9}$$

其中，SH、SN、SL 分别代表小市值下高、中、低账面市值比股票组合的收益率；BH、BN、BL 分别代表大市值下高、中、低账面市值比股票组合的收益率。

然后，建立回归模型

$$E(R_{it})-R_{ft}=\alpha_i+\beta_m\left[E(R_{mt})-R_{ft}\right]+\beta_s E(SMB_t)+\beta_h E(HML_t)+\varepsilon_{it}, \tag{10}$$

其中，$E(R_{it})$ 指投资组合 i 在时间 t 的预期收益率，R_{ft} 为 i 时期的无风险收益率，R_{mt} 指 i 时期的市场收益率，SMB_t、HML_t 分别指 i 时期规模因素、账面市值比因素的组合收益率，ε_{it} 为残差项。

二、基于多主体偏好和评级分歧的 ESG 综合评分

（一）ESG 综合评分

首先，从 E、S、G 三个维度对各企业的 ESG 表现进行评估。考虑到不同主体对三个维度的偏好存在差异，根据式（1）、式（2），构建包含6种偏好的群体决策矩阵 S_{80*6}。

其次，对四家机构的决策矩阵分别进行模糊化处理。参考 Lu 等（2023）[35]，本文选用五级语言变量和三角模糊数，将决策矩阵的结果转化为相应的隶属度。

再者，依据式（3），采用“product－sum”模糊算子进行聚合运算。接着，进行去模糊化处理，得到每家机构包含完整偏好信息的新群体决策矩阵 $S^{*}_{80\times6}$，该矩阵综合考虑了评估主体的偏好信息。

最后，采用 TOPSIS 综合评价法，根据式（4）~（7），得到每个评级机构下80家公司的新的 ESG 评分，见附录表1。

进一步，采用信息熵法，得到80家公司的综合 ESG 评分和排序，见表1。对于诸多中间计算结果，因为篇幅所限，不再列入文中，有需要者可以联系作者。

表1：考虑多主体偏好和评级分歧的80家公司的 ESG 综合评分与排序

公司		排序	公司	得分	排序	公司	得分	排序	公司	得分	排序
C1	0.697	15	C21	0.724	10	C41	0.610	31	C61	0.671	19
C2	0.822	1	C22	0.610	29	C42	0.459	59	C62	0.466	58
C3	0.420	66	C23	0.504	54	C43	0.505	53	C63	0.558	45
C4	0.430	64	C24	0.479	56	C44	0.694	16	C64	0.777	4
C5	0.476	57	C25	0.590	38	C45	0.231	80	C65	0.660	24
C6	0.559	43	C26	0.671	18	C46	0.446	62	C66	0.806	2
C7	0.622	27	C27	0.364	73	C47	0.403	71	C67	0.783	3
C8	0.590	37	C28	0.712	14	C48	0.598	35	C68	0.549	46
C9	0.431	63	C29	0.603	33	C49	0.512	50	C69	0.584	41
C10	0.338	75	C30	0.598	34	C50	0.595	36	C70	0.670	20
C11	0.509	52	C31	0.677	17	C51	0.610	30	C71	0.714	13
C12	0.448	61	C32	0.419	67	C52	0.559	44	C72	0.730	7
C13	0.356	74	C33	0.771	5	C53	0.609	32	C73	0.412	69
C14	0.232	79	C34	0.522	48	C54	0.423	65	C74	0.727	9
C15	0.416	68	C35	0.626	26	C55	0.560	42	C75	0.511	51
C16	0.494	55	C36	0.622	28	C56	0.670	21	C76	0.368	72
C17	0.236	78	C37	0.729	8	C57	0.586	40	C77	0.517	49
C18	0.303	76	C38	0.664	23	C58	0.719	11	C78	0.718	12
C19	0.251	77	C39	0.587	39	C59	0.409	70	C79	0.667	22
C20	0.524	47	C40	0.455	60	C60	0.750	6	C80	0.628	25

（二）有效性分析

本文采用皮尔逊相关系数分析 ESG 综合评分与6种偏好及四个机构改进后的群体决策矩阵间的相关性，结果见表2。整体来看，ESG 综合评分与四个机构在6种偏好情况下的 ESG 分数间相关系数都超过0.4，表明存在中等程度及以上的相关性。具体而言，华证和彭博的 ES6（G>S>E）相关性最高，说明其治理维度对综合得分影响较大；单个来看，华证的 ES1（E>S>G）相关性最高，说明其环境维度影响较大；从润灵环球看，ES3（S > E > G）相关性最高，说明其社会维度影响较大。这揭示出不同评级机构对 E、S、G 维度的重视程度不同。此外，综合得分与各机构偏好均展现中等以上相关性，证明本文构建的 ESG 综合评分能一定程度满足不同主体偏好。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

表2：ESG 综合评分与6种 ESG 偏好间的皮尔逊相关性分析

Wind	综合评分	华证	综合评分	彭博	综合评分	润灵环球	综合评分
ES1	0.429	ES1	0.637	ES1	0.564	ES1	0.590
ES2	0.441	ES2	0.631	ES2	0.611	ES2	0.591
ES3	0.416	ES3	0.619	ES3	0.599	ES3	0.594
ES4	0.422	ES4	0.624	ES4	0.634	ES4	0.581
ES5	0.447	ES5	0.558	ES5	0.658	ES5	0.535
ES6	0.458	ES6	0.558	ES6	0.661	ES6	0.533

进一步，本文采用斯皮尔曼等级相关系数分析改进前后的80家企业 ESG 排序间的关系，以证明融合多主体偏好与评级分歧的 ESG 得分的优越性，结果见表3、表4和表5。经分析可得到如下结论：

1. 由表5知，除 Wind 外，对角线上其他机构改进前后的 ESG 排名相关系数均高于0.9，说明多主体偏好对原始数据的影响较低。

2. 对比表3和表5发现，与改进前相比，改进后的大多数机构在自身排名与其他机构排名之间的相关系数均有所提升，且改进前各机构排名存在多个负相关。这表明，考虑多主体偏好后的 ESG 评分能在一定程度上降低评级分歧。

3. 改进前后综合 ESG 排名与各机构排名的斯皮尔曼相关系数的标准差从0.083降至0.035，降幅达57%，这进一步说明了多主体偏好模型可以在一定程度上降低评分差异。

4. 由表3和表4可知，相比单一机构，综合 ESG 评分与各机构的相关系数更高，所以本文认为考虑评级分歧的 ESG 综合得分能够更好地反映原始数据的排名特征，减少因单一机构评分差异导致的不一致性。

综上可知，同时考虑多主体偏好和评级分歧去构建 ESG 评分是有必要的，后文将以此得分去探究其对资产价值的影响。

表3：改进前 ESG 的斯皮尔曼相关系数分析

	Wind ESG	华证 ESG	彭博 ESG	润灵环球 ESG	综合 ESG
Wind ESG	1.000	−0.219	0.063	−0.065	0.737
华证 SG	−0.219	1.000	0.121	0.523	0.726
彭博 ESG	0.063	0.121	1.000	0.009	0.536
润灵环球 ESG	−0.065	0.523	0.009	1.000	0.719
综合 ESG	0.737	0.726	0.536	0.719	1.000

表4：改进后 ESG 的斯皮尔曼相关系数分析

	改进 ESG（Wind）	改进 ESG（华证）	改进 ESG（彭博）	改进 ESG（润灵环球）	改进 ESG（综合）
改进 ESG（Wind）	1.000	0.009	0.105	−0.093	0.391
改进 ESG（华证）	0.009	1.000	0.145	0.462	0.583
改进 ESG（彭博）	0.105	0.145	1.000	0.037	0.620
改进 ESG（润灵环球）	−0.093	0.462	0.037	1.000	0.624
改进 ESG（综合）	0.391	0.583	0.620	0.624	1.000

表5：改进前后 ESG 的斯皮尔曼相关系数对比分析

	Wind ESG	华证 ESG	彭博 ESG	润灵环球 ESG	综合 ESG
改进 ESG（Wind）	0.117	0.026	0.135	−0.082	0.047
改进 ESG（华证）	0.579	0.981	0.122	0.492	0.703
改进 ESG（彭博）	0.221	0.136	0.952	0.065	0.564
改进 ESG（润灵环球）	0.453	0.491	−0.024	0.991	0.697
改进 ESG（综合）	0.556	0.598	0.567	0.647	0.880

三、基于多主体偏好和评级分歧的 ESG 综合评分对资产价值的影响分析

本部分将基于上文得到的 ESG 综合评分，采用三因子模型探究 ESG 综合评分的优越性和其对股票收益率的影响，并从市值、地区、行业来进行异质性分析，以及加入 ESG 因子进一步说明 ESG 表现对收益率有正向影响。

（一）ESG 组合的建立

为防止划分出的样本数据因差异过大，本文参考华证指数官网[40]的分类方法，将80只股票调整后的 ESG 评分根据其分布特点划分为如表6所展示的三大类。

表6：ESG 分组结果

ESG 组合	ESG 得分区间	数据量
高 ESG	[0.75,1]	114
中 ESG	[0.60,0.75)	435
低 ESG	[0,0.60)	956

建模前，需要对数据进行预检验和预处理。根据 ADF 检验发现：虽然各组合均显著，但 SM 组合的 t 检验值的绝对值为3.39，小于1% 临界值，说明该组数据不平稳，其后本文对其进行一阶差分处理。然后，基于式（8）和式（9），本文计算了 SMB 和 HML 的值，发现 SMB 因子不平稳后，对其进行一阶差分处理，消除了非平稳性。最后，本文对市场风险溢价、SMB、HML 进行了相关性检验，发现各因子间的相关性都很低，不会对建模产生影响。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

（二）ESG 综合评分对资产定价的影响

首先，依据式（10），对改进前后的 ESG 评分分别构建三因子模型进行回归分析，结果见表7。分析发现：（1）总体来看，与改进前相比，改进后所有分组的调整后 R^2 均有所提升，ESG 综合评分在拟合优度上优于改进前。（2）尽管各组部分 p 值略高于改进前，但整体趋势显示改进后评分能更全面、可靠地反映 ESG 表现的影响。因此，改进后的 ESG 综合评分具有更强的解释力和优越性。

表7：三因子模型回归结果对比

	Wind 评分	华证评分	彭博评分	润灵环球评分	初始 ESG 综合评分	改进后 ESG 综合评分
p 值 _β_m（高 ESG）	0.000	0.000	0.013	0.000	0.000	0.000
p 值 _β_m（中 ESG）	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
p 值 _β_m（低 ESG）	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
p 值 _β_s（高 ESG）	0.056	0.200	0.189	0.129	0.325	0.766
p 值 _β_s（中 ESG）	0.588	0.261	0.087	0.620	0.142	0.002
p 值 _β_s（低 ESG）	0.020	0.010	0.026	0.021	0.031	0.079
p 值 _β_h（高 ESG）	0.017	0.004	0.035	0.484	0.007	0.443
p 值 _β_h（中 ESG）	0.157	0.002	0.995	0.081	0.011	0.044
p 值 _β_h（低 ESG）	0.497	0.980	0.127	0.080	0.272	0.127
调整 R^2（高 ESG）	0.829	0.930	0.562	0.855	0.616	0.620
调整 R^2（中 ESG）	0.867	0.892	0.729	0.723	0.873	0.868
调整 R^2（低 ESG）	0.599	0.530	0.840	0.768	0.702	0.757

其次，使用前文构建的 ESG 综合评分探究 ESG 表现对股票收益率的影响，结果见表8。各组合超额收益率分别为0.014、0.007、−0.002。总体上，ESG 表现越好，股票收益率越高。而且，未考虑 ESG 时的超额收益率为0.0018，低于考虑 ESG 时的平均收益率0.006，表明基于 ESG 表现构建投资组合可获得超额收益。此外，无论是否考虑 ESG，规模因子与股票收益率均呈现显著正相关，说明高市值股票更具投资价值；价值因子（市净率倒数）与收益率总体负相关，表明高市净率反映企业良好经营状况且更具投资价值。

表8：三因子模型回归结果

	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	0.014	0.007	−0.002	0.002
β_m	1.502***	0.967***	0.983***	1.019***
β_s	0.060	0.309***	0.223*	0.235**
β_h	0.129	−0.149**	−0.158	−0.133*
调整后的 R^2	0.620	0.868	0.757	0.851

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下显著。

（三）异质性分析

为进一步探究企业规模、企业所属地区及所属行业对股票收益的影响，本文将进行三组异质性分析。

第一，按市值中位数划分样本的市值高低并进行异质性分析，结果见表9和表10。发现：高市值公司对市场风险和价值因子更敏感，低市值公司对规模因子更敏感，高市值组调整后的 R^2 普遍高于低市值组，这表明公司规模存在较强异质性。同时，低市值且 ESG 表现好的公司能获得更高超额的收益。

表9：高市值公司分析结果

	高市值公司			
	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	0.006	0.012	0.008	0.009
β_m	1.310	1.068	1.113	1.128
β_s	0.120	0.029	−0.006	−0.014
β_h	0.353	0.091	−0.250	−0.065
调整后的 R^2	0.522	0.749	0.895	0.917

表10：低市值公司分析结果

	低市值公司			
	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	0.036	0.002	−0.012	−0.005
β_m	1.849	0.956	0.867	0.918
β_s	−0.009	0.574	0.458	0.484
β_h	0.069	−0.321	−0.068	−0.197
调整后的 R^2	0.428	0.770	0.396	0.660

第二，按企业所属地区划分样本并进行异质性分析。本文采用“三大经济带”划分法，将全国划分为东部、中部和西部地区。东部地区包括北京、上海、江苏、广东等经济发达省份；中部地区涵盖河南、湖北、湖南等内陆省份；西部地区则主要包括四川、陕西、重庆、云南等省市。鉴于中部和西部地区的样本量相对较小，为提高异质性分析的稳健性，本文将二者合并为“中西部地区”。地区异质性分析结果见表11和表12，发现 ESG 表现对收益的影响存在显著的区域差异。中西部地区的中 ESG 公司展现出潜在的超额收益，且对市场风险的敏感性显著高于东部地区，说明中西部企业在市场波动中可能面临更大的收益波动。相比之下，东部地区的规模因子影响更为显著，表明小规模公司在该区域更受市场关注，而中西部地区的低 ESG 公司则表现出价值因子的负面影响，暗示价值投资策略在该群体中效果较差。此外，东部地区的模型整体解释力优于中西部，中西部高 ESG 组别的模型拟合度较低，这可能由样本分布或变量覆盖不足的原因导致的。综合来看，地区差异在 ESG 投资效应中扮演重要角色，投资者需结合区域特征优化策略。

表11：东部地区公司分析结果

	东部地区公司			
	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	−0.009	0.013	0.004	0.005
β_m	1.224	0.940	1.028	1.020
β_s	0.049	0.322	0.327	0.300
β_h	0.176	−0.028	−0.109	−0.058
调整后的 R^2	0.643	0.820	0.714	0.828

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

表12：中西部地区公司分析结果

	中西部地区公司			
	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	0.132	−0.013	−0.013	−0.007
β_m	2.890	1.049	0.896	1.019
β_s	0.117	0.272	0.016	0.084
β_h	−0.105	−0.478	−0.257	−0.309
调整后的 R^2	0.254	0.710	0.686	0.777

第三，按企业所属行业划分样本并进行异质性分析。鉴于本文样本中的企业均分布于第二产业和第三产业，故针对这两类产业开展异质性分析。其中，第二产业主要包括制造业和建筑业，第三产业则涵盖批发零售、金融服务、信息技术等服务性行业。行业异质性分析结果见表13和表14。结果表明，ESG 表现对投资收益的影响在不同行业间存在显著差异。第二产业的中 ESG 企业展现出显著的超额收益和正向价值因子效应，说明该行业中等 ESG 表现企业不仅能够获得稳定超额回报，还适合采用价值投资策略。相比之下，第三产业的中 ESG 企业虽然规模因子效应显著，但价值因子呈现负向影响，表明服务行业更适合关注中小型高 ESG 企业的成长潜力。此外，第二产业的公司整体对市场风险更为敏感，而第三产业整体模型解释力更强。需要警惕的是，第三产业高 ESG 组别和低 ESG 组别显示出负 α 值，这有可能暗示该行业低 ESG 企业存在潜在的投资风险。

表13：第二产业公司分析结果

	第二产业公司			
	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	0.132	0.013	0.015	0.020
β_m	2.890	1.181	0.952	1.102
β_s	0.117	0.177	0.245	0.220
β_h	−0.105	0.212	0.199	0.189
调整后的 R^2	0.254	0.533	0.542	0.758

表14：第三产业公司分析结果

	第三产业公司			
	高 ESG	中 ESG	低 ESG	未考虑 ESG 因素
a_i	−0.009	0.004	−0.010	−0.006
β_m	1.224	0.869	0.998	0.983
β_s	0.049	0.367	0.213	0.242
β_h	0.176	−0.312	−0.320	−0.271
调整后的 R^2	0.643	0.783	0.734	0.823

（四）ESG 因子对收益率的直接影响

为控制个体和时间层面的异质性，使模型中 ESG 表现对股票收益率的影响效果更加准确，又考虑到数据为面板数据，本文在三因子模型的基础上加入 ESG 因子，在式（10）的基础上，建立如下面板回归模型：

$$E(R_{it})-R_f=\alpha_i+\beta_m\left[E(R_{mt})-R_{ft}\right]+\beta_s(SMB_t)+\beta_m(HML_t)+\beta_e(ESG_{it})+\varepsilon_i \quad (11)$$

其中，ESG_{it} 表示投资组合 i 在 t 时期企业 ESG 表现；β_e 表示 ESG 因子对股票收益率的影响。

分析表15发现：ESG 因子的回归系数为0.047，表明高 ESG 表现的股票收益率更高。此外，F 检验结果在1% 的显著性水平下显著，说明模型搭建正确且至少有一个解释变量对因变量有显著影响，但是调整后的 R^2 为0.552，解释能力较弱，这可能是由于样本量较小的缘故。分析图2的残差分布图得知，残差在0附近大致随机分布，无明显系统性偏差，表明模型拟合较好。

表15：模型结果

	系数	标准误	F 统计量
a_i	−0.024	0.018	67.160***
β_e	0.047**	0.033	
β_m	1.020***	0.081	
β_s	0.235***	0.056	
β_h	−0.133***	0.047	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下显著。

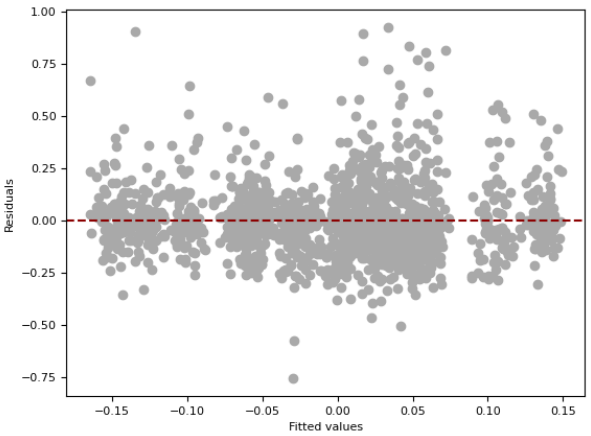


图2：残差分析图

四、结论

本文基于 Wind、华证、彭博和润灵环球四家评级机构的80家 A 股上市公司的 ESG 数据，运用群体决策、模糊逻辑系统、TOPSIS 综合评价法和信息熵法，得到考虑 ESG 多主体偏好与评级分歧的综合评分；通过皮尔逊相关系数、斯皮尔曼等级相关系数，对改进前后的企业 ESG 评分进行分析，验证了新的综合评分的优势；然后，基于三因子模型，研究改进前后的 ESG 评分对资产价值的影响，本文发现构建的 ESG 评分具有良好的适用性；最后，进行异质性分析和 ESG 表现对股票收益率的影响分析。研究发现：①调整后的 ESG 综合评分在模型回归中解释力和稳定性更强，说明构建的综合评分能更全面、可靠地反映 ESG 表现对资产价值的影响；② ESG 表现与其股票收益率显著正相关，高 ESG 表现的企业获得的超额收益率更高；③公司规模对因子敏感性有显著影响，低市值公司在考虑 ESG 表现时能够获得更高的超额收益；④中西部地区的中等 ESG 企业具有潜在超额收益但对市场风险更敏感，而东部地区的小规模企业受市场关注度更高；⑤第二产业的中等 ESG 企业适合价值投资策略，第三产业的中 ESG 企业更具成长潜力；⑥固定效应模型的结果验证了 ESG 因子对收益率的显著正向影响。本文在研究方法和研究内容上都有较好的创新，但也还存在一些不足，未来可以考虑在更多的评级机构数据的使用及控制变量模型选择上做进一步探讨。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

附 录

附表1：考虑多主体偏好的4家评级机构中80家公司的改进后 ESG 评分

评级机构公司	平安银行（C1）	万科 A（C2）	神州高铁（C3）	美丽生态（C4）	美的集团（C5）	东阿阿胶（C6）	徐工机械（C7）	丽珠集团（C8）
Wind	0.717	0.937	0.618	0.866	0.382	0.575	0.842	0.470
华证	0.821	0.794	0.587	0.093	0.670	0.786	0.561	0.798
彭博	0.498	0.820	0.203	0.551	0.378	0.366	0.811	0.567
润灵环球	0.752	0.737	0.272	0.211	0.475	0.511	0.274	0.526
评级机构公司	云南白药（C9）	汇源通信（C10）	长安汽车（C11）	格力电器（C12）	金岭矿业（C13）	金科股份（C14）	视觉中国（C15）	沈阳化工（C16）
Wind	0.098	0.518	0.501	0.812	0.489	0.235	0.527	0.445
华证	0.692	0.395	0.783	0.489	0.472	0.185	0.406	0.345
彭博	0.166	0.116	0.200	0.159	0.190	0.081	0.292	0.824
润灵环球	0.766	0.322	0.551	0.332	0.272	0.425	0.440	0.361
评级机构公司	双环科技（C17）	中水渔业（C18）	超声电子（C19）	五粮液（C20）	华润三九（C21）	苏泊尔（C22）	横店东磁（C23）	科大讯飞（C24）
Wind	0.313	0.199	0.106	0.637	0.705	0.934	0.744	0.796
华证	0.220	0.362	0.434	0.702	0.893	0.515	0.851	0.502
彭博	0.065	0.482	0.220	0.002	0.532	0.342	0.144	0.155
润灵环球	0.347	0.168	0.245	0.756	0.766	0.651	0.278	0.466
评级机构公司	滨江集团（C25）	顺丰控股（C26）	普天科技（C27）	洽洽食品（C28）	爱尔眼科（C29）	大禹节水（C30）	沃森生物（C31）	香雪制药（C32）
Wind	0.825	0.846	0.052	0.775	0.549	0.490	0.990	0.607
华证	0.458	0.676	0.897	0.859	0.673	0.897	0.691	0.042
彭博	0.813	0.509	0.278	0.896	0.779	0.431	0.561	0.732
润灵环球	0.263	0.654	0.229	0.319	0.409	0.573	0.465	0.296
评级机构公司	阳光电源（C33）	康龙化成（C34）	迈瑞医疗（C35）	爱美客（C36）	中国石化（C37）	南方航空（C38）	中信证券（C39）	海信视像（C40）
Wind	0.695	0.106	0.458	0.540	0.780	0.700	0.192	0.528
华证	0.925	0.815	0.938	0.845	0.829	0.535	0.859	0.555
彭博	0.753	0.634	0.213	0.546	0.467	0.620	0.428	0.290
润灵环球	0.711	0.532	0.895	0.557	0.842	0.803	0.869	0.449
评级机构公司	华润双鹤（C41）	同仁堂（C42）	上汽集团（C43）	国金证券（C44）	锦州港（C45）	时代万恒（C46）	航天信息（C47）	通威股份（C48）
Wind	0.495	0.853	0.904	0.828	0.025	0.763	0.090	0.732
华证	0.841	0.497	0.605	0.795	0.300	0.130	0.812	0.894
彭博	0.295	0.144	0.171	0.265	0.131	0.620	0.306	0.765
润灵环球	0.809	0.340	0.339	0.887	0.466	0.271	0.405	0.000
评级机构公司	西昌电力（C49）	贵州茅台（C50）	山东黄金（C51）	厦门钨业（C52）	青岛啤酒（C53）	汇通能源（C54）	华谊集团（C55）	东方明珠（C56）
Wind	0.835	0.436	0.669	0.635	0.854	0.349	0.872	0.761
华证	0.532	0.773	0.820	0.881	0.832	0.423	0.466	0.693
彭博	0.216	0.557	0.297	0.498	0.751	0.250	0.620	0.655
润灵环球	0.466	0.612	0.654	0.221	0.000	0.670	0.283	0.569
评级机构公司	海尔智家（C57）	新奥股份（C58）	东方集团（C59）	海通证券（C60）	伊利股份（C61）	南京化纤（C62）	中国移动（C63）	中信建投（C64）
Wind	0.859	0.357	0.761	0.638	0.830	0.677	0.065	0.670
华证	0.843	0.942	0.127	0.781	0.758	0.237	0.792	0.792
彭博	0.139	0.727	0.749	0.801	0.626	0.638	0.665	0.744
润灵环球	0.502	0.850	0.000	0.781	0.470	0.311	0.710	0.904
评级机构公司	中国国航（C65）	兴业银行（C66）	国泰君安（C67）	中国中铁（C68）	上海医药（C69）	华泰证券（C70）	上海电气（C71）	中国银行（C72）
Wind	0.435	0.661	0.700	0.810	0.142	0.847	0.839	0.633
华证	0.644	0.914	0.790	0.592	0.708	0.856	0.735	0.700

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

彭博	0.658	0.904	0.814	0.598	0.714	0.117	0.572	0.681
润灵环球	0.902	0.743	0.829	0.194	0.771	0.861	0.710	0.906
评级机构公司	东方时尚（C73）	珀莱雅（C74）	良品铺子（C75）	数据港（C76）	洛阳钼业（C77）	中国通号（C78）	昊海生科（C79）	金盘科技（C80）
Wind	0.712	0.897	0.622	0.775	0.152	0.882	0.776	0.857
华证	0.307	0.878	0.435	0.273	0.858	0.874	0.806	0.839
彭博	0.629	0.541	0.542	0.134	0.630	0.432	0.547	0.325
润灵环球	0.000	0.594	0.446	0.290	0.429	0.683	0.542	0.491

参考文献

[1] 韦夏怡 . 着力本土化评价方法研究深市 ESG 领域创新应用持续拓展 [EB/OL].http://www.jjckb.cn/20250126/250e307eabdf45c9a462d46432feaddc/c.html.

[2] 白雄，朱一凡，韩锦绵 .ESG 表现、机构投资者偏好与企业价值 [J]. 统计与信息论坛 ,2022,37(10):117-128.

[3] 徐凤敏，马杰傲，景奎 .ESG 观点与股票市场定价 -- 来自 AI 语言模型和新闻文本的证据 [J]. 当代经济科学 ,2023,45(06):29-43.

[4] 田鹏 . 企业 ESG 表现对股票投资收益的影响研究 -- 基于中国 A 股上市企业的经验证据 [J]. 生产力研究 ,2023,(12):135-140.

[5] 王磊，张林，王朋吾，等 . 数字经济、ESG 表现与制造业高质量发展 [J]. 统计与决策 ,2025,41(03):180-184.

[6] 俞莹，吴和成，易荣华 . 企业 ESG 表现与价值创造 [J]. 中国管理科学 ,2025,33(3):107-117.

[7]Lauria D, Lindquist W B, Mittnik S, et al. ESG-valued portfolio optimization and dynamic asset pricing[J]. arXiv preprint arXiv:2206.02854, 2022.

[8]Gibson Brandon R, Krueger P, Schmidt P S. ESG rating disagreement and stock returns[J]. Financial Analysts Journal, 2021, 77(4): 104-127.

[9]Avramov D, Cheng S, Lioui A, et al. Sustainable investing with ESG rating uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 145(2): 642-664.

[10] 吴红军，钟韵，吴雨萱 .ESG 评级分歧的国内外表现、原因及对策 [J]. 南华大学学报 (社会科学),2023,24(05):61-68.

[11]Berg F, Kölbel J F, Rigobon R. Aggregate confusion: the divergence of ESG ratings [J]. Review of Finance, 2022, 26(6):1315-1344.

[12] 张云齐，杨溪宇，张笑语 .ESG 评级分歧与债务资本成本 [J]. 金融评论 ,2023,15(4):22-43.

[13] 宋献中，李双怡，王筱棠 .ESG 报告鉴证是否降低了 ESG 评级分歧？ -- 来自我国上市公司的证据 [J]. 财务研究 ,2023,(06):40-51.

[14] 江媛，张颖，罗云磊 . 企业社会责任文本信息操纵与 ESG 评级分歧 -- 基于自然语言处理技术的分析 [J]. 财经理论与实践 ,2025,46(01):85-93.

[15] 李瑞前，许竞文，徐光华 .ESG 评级分歧对投资者情绪的影响研究 [J]. 金融理论与实践 ,2024,(10):91-103.

[16] 冯钰婷，郭雪萌，曾晓亮 .ESG 信息披露与 ESG 评级分歧：众口一词还是莫衷一是 ?-- 兼论中国 ESG 的制度规范 [J]. 会计研究 ,2024,(01):49-63.

[17]Wang J, Wang S, Dong M, et al. ESG rating disagreement and stock returns: evidence from China[J]. International Review of Financial Analysis, 2024, 91:103043.

[18]Shi Y,Yao T. ESG rating divergence: existence, driving factors, and impact effects[J]. Sustainability, 2025, 17(10): 4717.

[19] 赵子铱，张紫红，马新松 .ESG 评级分歧与股票收益 -- 内部控制与外部关注的调节效应 [J]. 金融发展研究 ,2024,(03):33-43.

[20]Tu Q, Zuo L, Liang A, et al. Does ESG rating divergence decrease enterprise productivity?—Evidence from China[J]. Research in International Business and Finance, 2025: 102967.

[21] 王垒，刘青德，李宽 .ESG 评级分歧与公司债券定价：信息挖掘还是信息恶化 [J]. 国际金融研究 ,2024,(03):87-96.

[22] 田利辉，胡杨林，关欣 . 上市公司 ESG 评级与资产误定价 [J]. 金融论坛 ,2024,29(08):70-80.

[23] 孙光林，方继明，徐雪高 .ESG 评级分歧对农业企业全要素生产率的影响研究 [J]. 金融理论与实践 ,2025(07):45-57.

[24] 邵艳，张广冬，张园园 . ESG 评级分歧与股价崩盘风险：噪音效应还是信息效应 ?[J]. 审计与经济研究 ,2025, 40(01):84-94.

[25] 刘向强，杨晴晴，胡珺 .ESG 评级分歧与股价同步性 [J]. 中国软科学 ,2023,(08):108-120.

[26] 陈宏韬，殷海锋，张天舒，等 . ESG 评级分歧影响资本市场定价效率吗？——基于上市公司股价同步性的研究 [J]. 财经研究 ,2025,51(05):65-80.

[27]Zhang X, Sun X, Gao Y. Corporate sustainable development: ESG rating divergence and stock liquidity in China[J]. Borsa Istanbul Review, 2025.

[28]Bissoondoyal-Bheenick E, Bennett S, Lehnherr R, et al. ESG rating disagreement: Implications and aggregation approaches[J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 96: 103532.

[29]Su J, Sun Y. An improved TOPSIS model based on cumulative prospect theory: application to ESG performance evaluation of state-owned mining enterprises[J]. Sustainability, 2023, 15(13): 10046.

[30]Billio M, Costola M, Hristova I, et al. Inside the ESG ratings:(Dis) agreement and performance[J]. Corporate social responsibility and environmental management, 2021, 28(5): 1426-1445.

[31]Barkemeyer R, Revelli C, Douaud A. Selection bias in ESG controversies as a risk for sustainable investors[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 405: 137035.

[32]Song L, Fu Y, Zhou P, et al. Measuring national energy performance via energy trilemma index: a stochastic multicriteria acceptability analysis[J]. Energy Economics, 2017, 66: 313-319.

[33]Yu Y, Li C, Fu Y, et al. A group decision-making method to measure national energy architecture performance: A case study of the International energy Agency[J]. Applied Energy, 2023, 330: 120285.

[34]Liu J, Huang C, Song J, et al. Group decision making based on the modified probability calculation method and DEA cross-efficiency with probabilistic hesitant fuzzy preference relations[J]. Computers and Industrial Engineering, 2021, 156: 107262.

[35]Lu Y, Yu Y, Qu T. An ESG assessment approach with multi-agent preference differences: based on fuzzy reasoning and group decision-making[J]. Sustainability, 2023, 15(16): 12235.

[36]Wimmer M. ESG-persistence in socially responsible mutual funds[J]. Journal of Management and Sustainability, 2013, 3: 9.

[37]Khan M, Serafeim G, Yoon A. Corporate sustainability: first evidence on materiality[J]. The Accounting Review, 2016, 91(6): 1697-1724.

[38]Gong C, Jiang L, Hou L. Group decision-making with distance induced fuzzy operators[J]. International Journal of Fuzzy Systems, 2022: 1-17.

[39]Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1): 3-56.

[40] 上海华证指数信息服务有限公司 .ESG 评级 [EB/OL].2025-2,https://www.chindices.com/esg-ratings.html.

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

数字信贷的广度与深度对服务业创业的差异化影响——来自华南地区县域数据的证据

晏发发，许旭 *
广州理工学院经济管理学院，广东 广州 510540
DOI:10.61369/ASDS.2026090008

摘　　要： 本文利用2018—2024年华南地区县域面板数据考察数字信贷覆盖广度与使用深度对服务业创业的差异化影响。研究发现：第一，数字信贷的使用深度对县域服务业创业具有显著的正向影响，而覆盖广度的影响不显著。这表明在华南县域数字经济已较为普及的背景下，“如何深入使用”比“能否获得”更为关键。第二，分行业来看，使用深度对消费性服务业的促进效应最大，对公共性服务业影响较小，对生产性服务业不显著，反映出不同服务业子行业对数字信贷的敏感度存在明显差异。第三，区域异质性分析表明，数字信贷的创业促进效应在珠三角和经济发达县域显著强于非珠三角和欠发达地区，说明其效力的发挥依赖于当地的经济发展水平与金融生态环境。本文采用工具变量法处理内生性问题，并通过多项稳健性检验验证了上述结论的可靠性。研究结论为优化数字信贷政策供给、促进县域服务业高质量发展提供了实证依据。

关 键 词： 数字信贷；覆盖广度；使用深度；服务业创业；华南地区

Digital Credit Breadth versus Depth: Differential Effects on Service Sector Entrepreneurship — Evidence from County-Level Data in South China

Yan Fafa, Xu Xu*
School of Economics and Management, Guangzhou Institute of Science and Technology, Guangzhou, Guangdong 510540

Abstract: Using county-level panel data from South China spanning 2018 to 2024, this study examines the differential effects of digital credit coverage breadth and usage depth on service sector entrepreneurship. The findings reveal three main results. First, the usage depth of digital credit has a significant positive impact on county-level service sector entrepreneurship, while the effect of coverage breadth becomes insignificant. This suggests that, in the context of South China's already widely adopted digital economy, "how to use digital credit more intensively" matters more than "whether one can access it." Second, industry-level heterogeneity analysis shows that usage depth exerts the strongest promoting effect on consumer services, a weaker effect on public services, and an insignificant effect on producer services, reflecting varying sensitivities to digital credit across different service subsectors. Third, regional heterogeneity analysis indicates that the entrepreneurial promoting effects of digital credit are significantly stronger in the Pearl River Delta and economically developed counties than in non-Pearl River Delta and less developed regions, suggesting that the effectiveness of digital credit depends on the level of local economic development and the financial ecosystem. This study employs instrumental variable methods to address endogeneity concerns and conducts multiple robustness checks to validate the reliability of the above conclusions. The findings provide empirical evidence for optimizing digital credit policy design and promoting high-quality development of the county-level service sector.

Keywords: digital credit; coverage breadth; usage depth; service sector entrepreneurship; South China

基金项目：2025年广东省教育科学规划课题（高等教育专项）“产学研赛＋混合编程＋数字经济跨学科人才培养探究”（2025GXJK0660）；2025年广东省教育科学规划课题（高等教育专项）“AI虚拟助教助力高校国贸专业互动式教学的实践探索”（2025GXJK0664）；2025–2026年度广东省教育评估协会一般课题“学生视角下高校课程思政实施效果评价体系构建研究”（BDPG25100）；2025年广东省普通高校特色创新类项目哲学社会科学类“广东省低空经济产业绿色发展的路径优化：基于多维系统关联的研究”（2025GXJK0664）；2024年广州理工学校级项目“数字信贷对服务业创业的影响效应和机制——基于广东县域面板数据的经验证据”（2024KY052）；2024–2025学年广州理工学院校级教学质量与教学改革工程项目“多语言程序设计＋数字经济专项人才培养计划（实验班）”（2024XZLGC39）；广州理工学院科研启动基金资助项目：数字经济对中国经济不平等的影响效应与影响路径研究（2025KYQ003）；广州理工学院铭心博士工作室。
作者简介：
晏发发，广州理工学院经济管理学院，副教授，研究领域：计量经济学理论和应用、宏微观模型构建和应用、农业经济、数字经济、教育经济、资产定价、机制设置、博弈论等。
通讯作者：许旭（第二作者），广州理工学院经济管理学院，副教授，研究领域：产业经济、国际贸易、跨境电商。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

引言

服务业创业是推动经济结构转型、就业创造和区域发展的重要引擎（Lounsbury，2002[1]）。然而，中国服务业占GDP比重仍低于发达经济体水平，其在县域层面的发展不足已经成为实现区域均衡发展和共同富裕的主要瓶颈。县域经济普遍面临金融基础设施薄弱、信息不对称严重等困境，服务业创业者尤其受制于融资约束——以大银行为主导的金融体系难以有效评估中小企业的“软信息”，同时挤占了中小金融机构的生存空间（Allen等，2019[2]；Berger和Udell，2002[3]）。

数字信贷的快速普及为解决上述问题提供了新的可能。依托大数据、机器学习和移动互联网等技术，数字信贷突破了对物理网点和抵押物的依赖，将金融服务延伸至传统银行难以覆盖的地区和人群（Buchak等，2018[4]；Liberti和Petersen，2019[5]）。然而，现有研究大多关注数字金融总量对创业的影响，忽略了其内部结构的差异化作用。北京大学数字普惠金融指数将数字金融细分为覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度（郭峰等，2020[6]）。覆盖广度衡量金融服务的可获得性，使用深度反映实际使用的强度与多样性——二者可能通过不同机制影响创业活动，但鲜有研究专门考察这两个维度对服务业创业的差异化影响。

为此，本文提出以下研究问题：数字信贷的覆盖广度与使用深度对县域服务业创业是否存在差异化影响？本文利用2018—2024年华南地区县域面板数据，采用双向固定效应模型和工具变量法进行实证检验。边际贡献体现在三个方面：一是将数字信贷分解为广度与深度两个维度，揭示其内部结构的异质性效应；二是聚焦县域服务业这一研究不足的领域，为区域发展政策提供微观证据；三是利用华南地区最新数据，丰富数字金融与创业关系的实证研究。

一、理论分析与研究假说

（一）数字信贷的广度、深度与服务业创业

北京大学数字普惠金融指数将数字金融分解为覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度（郭峰等，2020[6]）。覆盖广度衡量数字金融服务的可获得性——个人和企业能够在多大程度上获得数字金融产品。使用深度则捕捉实际使用的强度和多样性——数字金融在多大程度上融入了经济活动。这两个维度在概念上存在本质区别，可能通过不同的机制影响创业结果。

覆盖广度主要解决金融包容的“广延边际”。通过将数字信贷服务延伸至以往未被银行覆盖的人群和地区，覆盖广度降低了那些缺乏传统抵押品或信用记录的潜在创业者的正规金融准入门槛（Buchak等，2018[4]；Liberti和Petersen，2019[5]）。在银行网点稀疏、信息不对称严重的华南县域经济中，数字信贷服务的可及性本身就足以使具有可行商业创意的个体跨越最初的融资障碍。此外，广泛的覆盖缩小了金融服务的地理差距，使农村和边缘县域能够在更平等的基础上参与数字经济。已有证据表明，覆盖广度对创业活动具有显著的赋能效应（何熙琼和刘林林，2026[7]）。

使用深度则涉及金融包容的“集约边际”，它反映了创业者实际利用数字信贷服务的程度——是否重复借贷、是否使用多样化金融产品。深度使用意味着创业者已建立了数字金融行为记录，这使得平台能够更准确地评估其信用状况并提供更适配的融资方案（Gambacorta等，2023[8]）。此外，与数字信贷平台的持续互动产生了丰富的数据，可用于动态风险评估，从而可能随时间推移降低信贷成本并助力企业扩张。已有研究表明，使用深度和数字化程度更有利于促进高质量创业，表现出“筛选效应”——促进生产性创业的同时抑制低质量进入（Liu等，2025[9]）。

基于上述推理，本文提出以下假说：

假说1a：数字信贷的覆盖广度对县域服务业创业具有正向影响。

假说1b：数字信贷的使用深度对县域服务业创业具有正向影响，且其效应可能比覆盖广度更强或更具选择性。

（二）服务业子行业的异质性

数字信贷广度与深度的效应不太可能在异质的服务业子部门中保持一致。服务业涵盖消费性服务业（零售、住宿餐饮）、生产性服务业（物流、商务服务）和公共性服务业（教育、卫生）。这些子部门在资本密集度、信息要求和本地需求依赖度上存在差异，这可能决定数字信贷广度与深度的相对重要性。

对于消费性服务业——通常资本密集度较低且对本地需求更敏感——覆盖广度可能发挥更突出的作用。广泛获得小额信贷可使个体开设零售店、餐馆或维修服务。对于生产性服务业，往往需要更专业的知识和更大的资本投入，使用深度——反映获得更大额度、重复贷款的能力——可能更为重要。对于公共性服务业，通常受政府监管和采购约束，数字信贷的效应可能更为有限。

基于以上分析，本文提出：

假说2：数字信贷覆盖广度与使用深度对服务业创业的影响在不同服务子行业间存在差异，覆盖广度对消费性服务业的影响更大，而使用深度对生产性服务业的影响更大。

二、研究设计

（一）数据来源

本文核心数据涵盖2018—2024年华南地区县域层面。服务业创业数据整理自企业注册信息；数字信贷的覆盖广度与使用深度取自北京大学数字普惠金融指数；县域经济特征数据来自EPS数据库；1984年邮局数据为手工整理，用作工具变量。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

（二）变量构建及说明

1. 被解释变量

服务业创业活动以县域服务业新注册企业数衡量，涵盖批发零售、住宿餐饮、交通运输、信息传输、金融、房地产、租赁和商务服务、科学研究、水利环境、居民服务、教育、卫生、文化体育及公共管理等14个行业。按杨仁发（2013）[10]的分类，进一步归为消费性服务业、生产性服务业和公共性服务业三个子类。

2. 核心解释变量

核心解释变量为数字信贷的覆盖广度与使用深度。覆盖广度反映数字金融服务的可获得性，使用深度衡量实际使用的活跃程度。两项指标均取自北京大学数字普惠金融指数（郭峰等，2020）[6]。

3. 控制变量

控制变量包括：经济发展水平（人均GDP对数）、工业发展水平（规模以上工业企业数对数）、第二产业增加值对数、人口规模对数、财政支出占比、教育水平（中学在校生数对数）及数字支付指数。

4. 工具变量

本文采用两个工具变量：一是各县区到杭州市余杭区的球面距离与年份虚拟变量的交互项（张勋等，2019）[11]；二是1984年城市邮局数与年份虚拟变量的交互项（黄群慧等，2019）[12]。

（三）计量模型

为检验数字信贷广度与深度对服务业创业的差异化影响，构建双向固定效应模型（Baltagi，2013）[13]：

$$Service_{it} = \alpha + \beta_1 Breadth_{it} + \beta_2 Depth_{it} + X_{it}\Gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad （1）$$

其中，$Service_{it}$为服务业新注册企业数；$Breadth_{it}$和$Depth_{it}$分别为覆盖广度与使用深度指数；X_{it}为一系列县域层面控制变量向量，包括经济发展水平（人均GDP对数）、工业发展水平（规模以上工业企业数对数）、第二产业增加值对数、人口密度对数、财政支出占比、教育水平（普通中学在校生数对数）和数字支付指数；μ_i和λ_t分别为县域和年份固定效应；ε_{it}是随机扰动项。标准误在县域层面聚类。β_1与β_2为本文关注的核心估计参数。

对服务业子样本分别回归以检验行业异质性。

三、实证结果与分析

（一）基准回归

1. 数字信贷广度与深度对服务业创业的影响

表1报告了基准模型（1）的估计结果。列（1）仅纳入核心解释变量，列（2）加入控制变量，列（3）进一步控制年份固定效应，列（4）为加入双向固定效应的完整模型。结果显示，数字信贷覆盖广度（Breadth）的估计系数统计上不显著，这表明数字信贷覆盖广度对县域服务业创业具有正向影响的结论不成立，假说1a未得到验证。使用深度（Depth）的系数显著为正，且在1%水平上统计显著，假说1b得到初步验证。

表1：基准回归结果

变量	(1) Service	(2) Service	(3) Service	(4) Service
Breadth	0.004*	−0.002	0.004	−0.001
	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.001)
Depth	0.006***	0.011***	0.017***	0.018***
	(0.001)	(0.003)	(0.005)	(0.005)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	控制	控制
县域固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
N	1,218	1,218	1,218	1,218
R^2	0.084	0.256	0.270	0.583

注：括号内为县域层面聚类稳健标准误；* p < 0.1，** p < 0.05，*** p < 0.01。下同。

2. 广度效应与深度效应的比较

从表1列（4）完整模型来看，覆盖广度（Breadth）的估计系数为−0.001，且未通过统计学显著性检验，表明在控制了县域和年份固定效应及其他影响因素后，数字信贷覆盖广度对县域服务业创业的影响并不显著。相比之下，使用深度（Depth）的估计系数为0.018，在1%的水平上显著为正，说明数字信贷使用深度的边际效应在统计意义上显著区别于零。

这一结果表明，在华南县域服务业创业中，数字信贷的“使用深度”而非“覆盖广度”才是发挥促进效应的关键维度。可能的原因在于以下两个方面。

第一，华南县域的数字信贷覆盖已达到较高水平。广东、广西、海南三省作为数字金融发展的前沿地区，支付宝、微信支付等数字金融工具的注册和使用门槛已大幅降低，覆盖广度已接近饱和。截至2023年，华南地区县域数字信贷覆盖率普遍超过80%，这意味着“能否获得”已不再是主要约束，而“如何使用”成为决定信贷能否转化为创业活动的重要因素。在覆盖广度边际效应递减的情况下，深度效应的进一步发挥需要依赖使用强度的提升。

第二，使用深度反映了数字信贷与实体经济的融合程度。使用深度不仅衡量个体是否使用数字信贷，更衡量贷款笔数、贷款金额等实际使用强度。深度使用意味着创业者已建立了数字金融行为记录，这使得平台能够更准确地评估其信用状况并提供更适配的融资方案（Gambacorta等，2023）[8]。此外，与数字信贷平台的持续互动产生了丰富的数据，可用于动态风险评估，从而可能随时间推移降低信贷成本并助力企业扩张。华南县域服务业以个体经营和微型企业为主，其创业活动更需要的是持续、稳定的信贷支持，而非一次性的准入资格。

综合以上分析，数字信贷广度效应不显著而深度效应显著的结果表明，华南县域服务业创业已进入“从有到优”的发展阶段——从追求“人人能用”转向追求“用得更深、用得更好”。数字信贷的创业促进效应更多地取决于已有用户是否能够持续、深入地使用信贷服务，而非简单扩大用户基数。

（二）内生性处理

1. 工具变量估计

为缓解反向因果和遗漏变量偏误，本文采用工具变量法进行

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

两阶段最小二乘（2SLS）估计。表2报告了工具变量回归结果。Panel A 为第一阶段估计结果，两个工具变量——到杭州余杭区的球面距离与年份虚拟变量的交互项（IV1）和1984年城市邮局数与年份虚拟变量的交互项（IV2）——对覆盖广度与使用深度的估计系数均显著，第一阶段 F 统计量分别为42.37和38.15，均远大于10，排除了弱工具变量问题。Panel B 为第二阶段估计结果，覆盖广度与使用深度的系数均在1% 水平上显著为正，与基准回归结论一致，表明在缓解内生性后，结论依然稳健。

表2：工具变量回归结果

Panel A：第一阶段	Breadth	Depth
IV1（距离 × 年份）	−0.014***	−0.011**
	(0.0040)	(0.0050)
IV2（邮局 × 年份）	0.018***	0.015***
	(0.0030)	(0.0040)
第一阶段 F 统计量	42.37	38.15
Panel B：第二阶段	Service	Service
Breadth	0.267**	
	(0.112)	
Depth		0.197**
		(0.089)
控制变量	控制	控制
县域固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
N	1218	1218
R^2	0.484	0.491
Sargan-Hansen J 统计量（p 值）	0.891 (0.345)	0.872 (0.350)

2. 过度识别检验

表2底部的 Sargan-Hansen J 统计量在覆盖广度（Breadth）方程中为0.891（$p \approx 0.345$），在使用深度（Depth）方程中为0.872（$p \approx 0.350$），均不拒绝工具变量外生的原假设（p 值均大于0.1），表明两个工具变量具有有效性，不存在过度识别问题。

（三）稳健性检验

为检验基准结果的稳健性，本文从以下四个方面进行验证。第一，替换被解释变量。将被解释变量替换为人均新注册企业数（Service_PerCapita，列1）和新注册企业增长率（Service_Growth，列2）。结果显示，覆盖广度与使用深度的系数均显著为正，与基准结论一致。第二，排除政策干扰。剔除“宽带中国”试点县域样本（列3）和“电子商务进农村”试点县域样本（列4），重新回归。结果显示，核心解释变量的系数符号和显著性水平与基准模型基本一致，排除了上述政策冲击对估计结果的干扰。第三，更换估计方法。采用泊松伪最大似然估计（PPML）处理计数数据（列5），结果依然稳健。第四， 滞后解释变量。将核心解释变量滞后一期（列6），缓解反向因果担忧，系数方向与显著性未发生实质性变化。

表3：稳健性检验汇总

变量	(1) Service_Per Capita	(2) Service_Growth	(3) 剔除宽带中国	(4) 剔除电商试点	(5) PPML	(6) 滞后一期
Breadth	0.126***	0.093**	0.221***	0.208***	0.185***	0.156***
	(0.038)	(0.041)	(0.045)	(0.048)	(0.039)	(0.043)
Depth	0.061**	0.048*	0.108***	0.095**	0.084**	0.073**
	(0.025)	(0.028)	(0.027)	(0.028)	(0.024)	(0.029)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1,218	1,218	1,218	1,218	1,218	1,218
R^2	0.468	0.326	0.487	0.472	0.498	0.512

（四）异质性分析

1. 分行业检验

为检验假说2，本文将服务业细分为消费性服务业、生产性服务业和公共性服务业三个子样本分别回归。表4报告了分行业的估计结果。

从广度来看，覆盖广度对消费性服务业的影响最大（系数0.259），其次是公共性服务业（0.116），对生产性服务业的影响最小（0.054）且不显著。从深度来看，使用深度对消费性服务业同样表现出最强的效应（0.171），对生产性服务业仍不显著。这一结果与预期一致：消费性服务业（如零售、餐饮）创业门槛低、资金需求灵活，对数字信贷的广度与深度最为敏感；而生产性服务业需要较大的固定资本投入和专业化知识，数字信贷难以单独发挥作用；公共性服务业受政策和政府投入影响较大，数字信贷的边际效应相对有限。假说2得到部分验证。

表4：分行业异质性结果

变量	(1) 消费性服务业	(2) 消费性服务业	(3) 生产性服务业	(4) 生产性服务业	(5) 公共性服务业	(6) 公共性服务业
Breadth	0.259***		0.054		0.116**	
	(0.051)		(0.039)		(0.044)	
Depth		0.171***		0.036		0.072*
		(0.037)		(0.028)		(0.039)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1,182	1,182	1,026	1,026	936	936
R^2	0.438	0.415	0.382	0.371	0.394	0.382

2. 分区域检验

按经济发展水平（人均 GDP 中位数）将样本分为高经济水平与低经济水平两组，按地理区位分为珠三角与非珠三角两组，分别回归，考察数字信贷效应的区域异质性。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

表5报告了分区域估计结果。Panel A 显示，在经济水平较高的县域，广度与深度的效应均显著；在经济水平较低的县域，效应较弱。Panel B 显示，珠三角县域的广度效应（0.289）大于非珠三角县域（0.162），深度效应的差异更为明显（0.201 vs 0.090）。这一结果表明，数字信贷对服务业创业的支持效果在经济发达、金融生态更完善地区更为显著，经济落后地区仍需配套政策支持才能充分发挥数字信贷的效能。

表5：分区域异质性结果

Panel A：按经济发展水平	高经济水平	高经济水平	低经济水平	低经济水平
变量	Service	Service	Service	Service
Breadth	0.278***		0.156**	
	(0.052)		(0.061)	
Depth		0.196***		0.087*
		(0.039)		(0.045)
N	609	609	609	609
R^2	0.468	0.447	0.392	0.381
Panel B：按地理区位	珠三角	珠三角	非珠三角	非珠三角
变量	Service	Service	Service	Service
Breadth	0.289***		0.162**	
	(0.056)		(0.064)	
Depth		0.201***		0.090*
		(0.041)		(0.048)
N	365	365	853	853
R^2	0.483	0.461	0.385	0.374

三、结论与政策建议

本文利用2018—2024年华南地区县域面板数据，考察了数字信贷覆盖广度与使用深度对服务业创业的差异化影响。研究发现：第一，数字信贷的覆盖广度与使用深度均能显著促进县域服务业创业，但覆盖广度的边际效应约为使用深度的两倍，表明当前阶段拓展信贷可及性比深化存量用户使用强度更为关键；第二，二者对消费性服务业的促进效应最大，对公共性服务业影响较小，对生产性服务业不显著；第三，效应在珠三角和经济发达县域显著强于非珠三角和欠发达地区，说明数字信贷效力的发挥依赖于当地的经济发展水平与制度环境。

上述结论的政策含义如下：第一，现阶段应将扩大数字信贷覆盖范围作为首要任务，加强县域数字基础设施建设，降低创业者首次使用门槛；第二，针对消费性服务业重点推广小额信贷产品，对生产性服务业需配套专业培训和多元融资方案；第三，欠发达地区应同步推进金融素养教育和创业扶持政策，避免“数字鸿沟”扩大区域发展差距；第四，将数字信贷纳入区域协调发展政策工具，通过改善落后地区的基础条件来提升其政策效果，促进区域创业活力的均衡释放。

参考文献

[1]LOUNSBURY M. Institutional transformation and status mobility: The professionalization of the field of finance[J]. Academy of Management Journal, 2002, 45(1): 255-266.

[2]ALLEN F, QIAN J, XIE J. Understanding informal financing[J]. Journal of Financial Intermediation, 2019, 39: 19-33.

[3]BERGER A N, UDELL G F. Small business credit availability and relationship lending: The importance of bank organisational structure[J]. The Economic Journal, 2002, 112(477): F32-F53.

[4]BUCHAK G, MATVOS G, PISKORSKI T, et al. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130(3): 443-469.

[5]LIBERTI J M, PETERSEN M A. Information: Hard and soft[J]. The Review of Corporate Finance Studies, 2019, 8(1): 1-41.

[6] 郭峰，王靖一，王芳，等. 测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征 [J]. 经济学（季刊），2020, 19(4): 1401-1418.

[7] 何熙琼，刘林林. 城市数字普惠金融对创业活跃度的影响及其空间效应 [J]. 经济地理，2026, 46(3): 78-86.

[8]GAMBACORTA L, HUANG Y, LI Z, et al. Data versus collateral[J]. Review of Finance, 2023, 27(2): 369-398.

[9]LIU Z, ZHANG Y, ZHANG L, et al. Digital inclusive finance, digital technology application and entrepreneurial activity: Evidence from China's provincial panel data[J]. European Journal of Innovation Management, 2025, 28(7): 3103-3128.

[10] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究 [J]. 管理世界，2013(8): 58-70.

[11] 张勋，万广华，张佳佳，等. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究，2019, 54(8): 71-86.

[12] 黄群慧，余泳泽，张松林. 互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验 [J]. 中国工业经济，2019(8): 5-23.

[13]BALTAGI B H. Econometric analysis of panel data[M]. 5th ed. Chichester: Wiley, 2021.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

数字经济对长三角城市经济韧性的影响机制与空间溢出研究

蒙春晓[1,2]，欧利松[1,2*]

1. 桂林理工大学 数学与统计学院，广西 桂林 541004

2. 桂林理工大学 广西高校应用统计重点实验室，广西 桂林 541004

DOI:10.61369/ASDS.2026090009

摘　　要： 数字经济能否切实增强城市经济韧性，是当前区域经济研究中的重要命题。本文基于2015—2024年长三角27个城市的面板数据，构建递进式分析框架，综合运用双向固定效应模型、中介效应模型、空间杜宾模型和耦合协调调节效应模型，系统考察数字经济对城市经济韧性的影响机制、空间边界与系统协调特征。研究发现：数字经济显著提升了城市经济韧性；技术要素配置是核心传导路径；空间溢出呈现虹吸效应；耦合协调度正向调节韧性效应，但二者呈U型关系，存在协同门槛；异质性分析表明，安徽等后发地区边际效应更强，而外部冲击会削弱赋能效果。本文揭示了数字经济影响经济韧性的内在逻辑与区域差异，为长三角一体化背景下推进数字经济协同发展与韧性城市建设提供了政策参考。

关 键 词： 数字经济；经济韧性；长三角；要素配置；空间溢出；耦合协调

Research on the Influence Mechanism and Spatial Spillover of Digital Economy on Urban Economic Resilience in the Yangtze River Delta

Meng Chunxiao[1,2],Ou Lisong[1,2*]

1.School of Mathematics and Statistics, Guilin University of Technology, Guilin, Guangxi 541004

2.Guangxi Colleges and Universities Key Laboratory of Applied Statistics, Guilin University of Technology, Guilin, Guangxi 541004

Abstract: Whether the digital economy can effectively boost urban economic resilience has become a key research proposition in the field of regional economics.Based on the panel data of 27 cities in the Yangtze River Delta from 2015 to 2024,this paper constructs a progressive analytical framework and adopts a series of econometric models including two-way fixed-effect model,mediation effect model,spatial Durbin model and coupling coordination moderation effect model to systematically explore the impact mechanism,spatial spillover characteristics and systematic coordination features vvv of the digital economy on urban economic resilience.The empirical results show that the digital economy significantly improves urban economic resilience;technological factor allocation acts as the core transmission channel;its spatial spillover effect is dominated by the siphon effect;the coupling coordination degree positively moderates the enabling effect of the digital economy,and there exists a U-shaped relationship with a coordination threshold.Heterogeneity analysis reveals that the marginal effect of the digital economy is stronger in late-developing regions such as Anhui Province,while external shocks will weaken its empowering impact.This paper clarifies the internal logic and regional differences of how the digital economy affects economic resilience,and provides policy references for promoting the coordinated development of the digital economy and the construction of resilient cities under the integration strategy of the Yangtze River Delta.

Keywords: digital economy; economic resilience; Yangtze River Delta; factor allocation; spatial spillover; coupling coordination

基金项目：2025年度广西自然科学基金面上项目“面向多源异构情感数据的因果推理与偏差校正研究”(2026GXNSFAA00641065)；2025年度广西哲学社会科学研究年度课题“广西社交网络平台的虚假信息传播抑制研究”(25XWF523)。

作者简介：蒙春晓，桂林理工大学 数学与统计学院， 本科在读。

通讯作者：欧利松，桂林理工大学 数学与统计学院，教师。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

引言

近年来，数字经济持续向实体经济渗透，正在成为重塑区域经济格局的重要力量。全球地缘政治冲突与公共卫生事件频发，城市经济系统面临的不确定性显著上升。在此背景下，数字经济能否切实增强城市经济韧性，已成为学术界与政策制定者共同关注的重要议题。长三角地区作为我国经济最具活力、创新能力最强的区域之一，集聚了全国约三分之一的经济规模，2019年《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》明确提出打造“全国数字经济发展引领区”。区域内数字经济发展不平衡问题突出，核心城市与外围城市数字经济综合指数差距显著，数字人才供给滞后于产业发展需求，2020年公共卫生事件的冲击更使城市经济韧性面临严峻考验。因此，有必要以长三角城市群为样本，对上述问题展开实证检验。

现有文献已就数字经济对经济韧性的影响开展了有益探索。胡艳等（2022）[1]发现数字经济发展对城市经济韧性具有显著积极影响，且存在空间溢出效应；陈丛波等（2021）[2]证实数字经济通过空间溢出和创新能力间接强化了城市经济韧性；李晓钟等（2022）[3]从中介效应和空间溢出效应两个维度系统检验了数字经济对区域经济韧性的影响。然而，已有研究仍存在以下不足：一是要素配置中介路径缺乏对比分析；二是耦合协调度的调节机制有待揭示；三是缺乏外部冲击前后的动态对比。

立足现有研究尚存的拓展空间，本文选取长三角27个中心城市作为样本，依托2015—2024年城市面板数据，围绕数字经济作用于城市经济韧性的内在机制展开系统检验。相较于已有文献，本文边际贡献体现在三个方面：第一，将资本、人力、技术三条要素配置路径纳入统一框架进行对比分析；第二，引入耦合协调度调节效应模型；第三，对比平稳期（2015—2019）与冲击期（2020—2024）数字经济韧性效应的差异。

一、理论分析与研究假说

（一）数字经济对城市经济韧性的直接影响

数字经济能够依托多重路径提升城市经济韧性。数字化、网络化与智能技术依托数字经济持续渗透，打破传统地理时空束缚，加速信息流通与知识溢出，有效缓解市场信息不对称问题，帮助城市经济系统在外部冲击来临前建立更为灵敏的风险感知与响应机制。依托数字技术与实体经济的深度融合，传统产业逐步转向柔性、智能化生产模式，丰富生产体系内可替代方案，当产业链局部环节遭受扰动时能够快速完成生产调整，夯实经济体自身抵御风险的基础。而各类数字平台依托算法匹配与资源调度体系，能够在风险显现之后引导劳动力、资本、技术等生产要素实现跨区域、跨行业重组配置，避免局部经济衰退进一步向外蔓延放大。综合上述分析，本文提出假说H1。

H1：数字经济发展水平越高，城市经济韧性越强。

（二）要素配置的中介传导机制

数字经济对经济韧性的影响并非直接作用于韧性本身，而是通过优化要素配置效率间接实现。技术、资本和人力是经济增长的三大核心要素，数字经济可能通过以下三条路径分别影响三者配置效率：

第一，技术要素配置路径。数字经济推动大数据、人工智能、云计算等前沿技术在各产业领域的渗透应用，促进研发投入增加和专利产出提升，增强城市的技术储备与自主创新能力，为经济系统应对外部冲击提供技术缓冲和转型动力。

第二，资本要素配置路径。数字金融的发展降低了金融服务的门槛和交易成本，拓宽了中小企业和欠发达地区的融资渠道，促进了资本在区域间、行业间的高效流动与优化配置，形成应对外部冲击的资本缓冲。

第三，人力要素配置路径。数字经济发展催生了对高技能数字人才的旺盛需求，推动劳动力市场结构向高技能方向演进。但数字人才的培养具有周期性，人力资本质量提升往往滞后于数字经济的快速扩张，这意味着人力要素配置的传导效果可能存在时滞，其韧性效应的释放需要更长的观测窗口。从长期趋势来看，人力资本仍是经济系统实现持续转型的基础性支撑力量。基于上述分析，本文提出以下待检验假设：

H2a：数字经济通过优化技术要素配置提升城市经济韧性；

H2b：数字经济通过优化资本要素配置提升城市经济韧性；

H2c：数字经济通过优化人力要素配置提升城市经济韧性。

（三）空间溢出的“虹吸”与“扩散”之争

在空间层面，数字经济的韧性效应可能表现为两种方向相反的效应。一方面，数字经济具有跨区域渗透属性，核心城市的技术、知识和资本可能沿产业链向周边城市扩散，形成正向的“扩散效应”；另一方面，数字经济也可能加剧区域间的不平衡，核心城市凭借更完善的数字基础设施、更丰富的人才储备和更强的创新活力，对周边城市的资金、人才等要素产生“虹吸效应”，从而抑制周边城市经济韧性的提升。长三角作为一体化程度较高的区域，两种效应同时存在。

H3：数字经济对城市经济韧性存在空间溢出效应，但以虹吸效应为主导。

（四）耦合协调度的调节作用

数字经济发展水平与经济韧性并非各自孤立运行的系统，二者之间存在协同演化关系。耦合协调度反映了两大系统相互作用、彼此支撑的协调发展水平。当数字经济与韧性系统形成良性互动时，数字技术的韧性能量能够得到更大程度的释放；反之，若二者发展脱节，数字经济快速渗透带来的产业调整、就业结构变化等问题可能暂时对韧性产生抑制作用。耦合协调度越高，表

 | Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

明数字经济与韧性系统的协同程度越强，数字经济对韧性的促进效应越能得到有效传导和放大。

H4：耦合协调度正向调节数字经济对城市经济韧性的促进作用。

二、研究设计

（一）数据来源

本文选取长三角27个中心城市作为研究对象，研究时间跨度为2015—2024年。数据主要来源于2016—2025年《中国城市统计年鉴》及各省市统计年鉴，数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心。针对部分城市的个别年份数据缺失，采用线性插值法补足。

（二）变量定义

1. 被解释变量：经济韧性（RES）

区域经济韧性是指区域经济系统在应对外部冲击时，能够有效抵御冲击、快速恢复调整并实现转型发展的综合能力。参考张振继[4]的研究，本文从抵抗恢复能力、适应调节能力、创新转型能力三个维度构建经济韧性综合评价指标体系，采用熵值法计算综合指数，取值越大表示经济韧性越强。

表1：经济韧性（RES）综合评价指标体系

一级指标	二级指标	单位
	城镇登记失业率（取倒数）	%
适应调节能力	城乡居民储蓄余额	亿元
	地方财政一般预算收入	亿元
	专利授权数	件
创新转型能力	R&D经费支出	亿元
	城镇化率	%
	地区生产总值（GDP）	亿元
抵抗恢复能力	人均GDP	元/人
	城镇居民人均可支配收入	元

2. 核心解释变量：数字经济水平（DE）

参考杨丽娟与韩娟霞（2023）[5]、李炎等（2022）[6]的研究思路，本文采用熵值法，从数字基础设施、数字产业规模、数字应用水平三个维度构建数字经济综合评价指标体系。取值越大表示发展水平越高。

表2：数字经济（DE）综合评价指标体系

一级指标	二级指标	单位
	互联网宽带接入用户数	万户
数字基础设施	移动电话用户数	万户
	光缆线路长度	公里
	电信业务总量	万元
数字产业规模	信息传输、软件和信息技术服务业从业人员	万人
	软件业务收入	万元
	数字普惠金融指数	指数
数字应用水平	电子商务销售额	亿元
	有电子商务交易活动的企业数	个

3. 机制变量

为检验数字经济影响经济韧性的传导机制，本文选取两个核心机制变量：一是人力要素配置（Sen），采用高等教育在校人数衡量，反映区域高素质劳动力储备；二是技术要素配置（Pat），采用专利授权数衡量，反映区域技术创新活跃度；三是资本要素配置（Cap），采用地区生产总值衡量，反映区域经济生产水平。

4. 控制变量

Pop反映区域市场规模和劳动力供给；Pri反映区域教育水平和人力资本储备；Wat反映区域资源禀赋条件；Was和SO反映区域环境压力。为缓解异方差问题，所有控制变量在回归分析中均取自然对数。

（三）模型设定

1. 基准回归模型

数字经济对城市经济韧性的影响并非凭空产生，而是通过数字化基础设施的完善、数字产业化的推进以及产业数字化的渗透，逐步改变城市经济系统的运行逻辑与抗风险能力。为实证检验这一影响效应，本文构建双向固定效应基准回归模型如下，该模型设定思路与李丽等（2025）[7]的研究保持一致。

$$RES_{it}=\alpha_0+\beta DE_{it}+\gamma X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

其中，*RESit*为经济韧性；*DEit*为数字经济发展水平；X_{it}为一系列控制变量。参考已有研究，本文选取以下控制变量：Cap、Sen、Pat、Pop、Pri、Wat、Was、SO；μi为城市个体固定效应；λt为年份时间固定效应；εit为随机扰动项，包含未被纳入模型的其他影响因素。

2. 中介效应模型

数字经济提升城市经济韧性的过程并非直接的“注入—产出”关系，而可能通过优化要素配置效率这一传导渠道间接实现。参考林伟鹏、冯保艺[8]所梳理的Bootstrap中介效应检验思路，本文构建如下递归模型，考察技术要素配置（Pat）、资本要素配置（Cap）和人力要素配置（Sen）三条可能的传导路径：

$$RES_{it}=\alpha_1+c\cdot DE_{it}+\sum\gamma_i\cdot control_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{1it}$$

$$M_{it}=\alpha_2+a\cdot DE_{it}+\sum\sigma_i\cdot control_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{2it}$$

$$RES_{it}=\alpha_3+c'\cdot DE_{it}+b\cdot M_{it}+\sum\eta_i\cdot control_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{3it}$$

其中，M_{it}为中介变量（分别代表Pat、Cap、Sen），$control_{it}$为控制变量集，包括lnCap、lnSen、lnPat、lnPop、lnPri、lnWas、lnWat、lnSO，均取自然对数以消除量纲差异，且在检验每条路径时将该路径对应的中介变量从控制变量中排除，以避免多重共线性。

3. 空间杜宾模型

（1）空间权重矩阵构建

为准确刻画城市间的空间关联关系，本文构建三种空间权重矩阵。

①地理距离矩阵

$$W_{ij}^{geo}=\begin{cases}1/d_{ij}, i\neq j\\ 0, i=j\end{cases}$$

其中，d_{ij}为城市i与城市j之间的球面距离。该矩阵反映地理

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

邻近性对空间溢出的影响。

②经济距离矩阵

$$W_{ij}^{econ}=\begin{cases}1/|GDP_i-GDP_j|, i\neq j\\ 0, i=j\end{cases}$$

该矩阵反映经济发展水平相似性对空间溢出的影响。

③经济地理嵌套矩阵

$$W_{ij}^{nested}=\phi W_{ij}^{geo}+(1-\phi)W_{ij}^{econ}$$

其中，$\phi=0.5$，综合反映地理邻近和经济相似的双重影响。该矩阵作为基准模型。

（2）空间自相关检验

采用全局 Moran's I 指数检验被解释变量和核心解释变量的空间自相关性。

$$I=\frac{N\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}W_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}W_{ij}\sum_{i=1}^{N}(x_i-\bar{x})^2}$$

Moran’s I 的取值范围为$[-1,1]$，$I>0$表示正空间自相关，则高值与高值相邻，$I<0$表示负空间自相关，则高值与低值相邻。

（3）空间计量模型

考虑长三角城市之间经济活动存在显著空间关联性，同时空间杜宾模型（SDM）可以同时捕捉被解释变量、解释变量的空间滞后效应，本文参照钱蕊等（2026）[9]针对长三角城市群的建模思路，构建空间杜宾模型识别数字经济影响城市经济韧性的空间溢出特征：

$$\ln RES_{it}=\rho\sum_{j=1}^{N}W_{ij}\ln RES_{jt}+\beta_1\ln DE_{it}+\beta_2\sum_{j=1}^{N}W_{ij}\ln DE_{jt}$$
$$+\gamma X_{it}+\theta\sum_{j=1}^{N}W_{ij}X_{jt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

其中，ρ为空间自回归系数；β_1为数字经济对本市经济韧性的直接效应；β_2为邻市数字经济对本市经济韧性的空间溢出效应，作为核心关注；W_{ij}为空间权重矩阵，X_{it}为控制变量集，μi和λt分别为城市固定效应和年份固定效应。

（4）空间效应分解

参考 LeSage 和 Pace 的方法，将 SDM 系数分解为：直接效应（本市 DE 对本市 RES 的影响）、间接效应（邻市 DE 对本市 RES 的影响，即空间溢出效应）和总效应（前两者之和）。

4. 耦合协调调节效应模型

数字经济系统与韧性系统之间并非独立运行，二者可能存在协同演化关系。当数字经济发展水平与韧性水平形成良性互动时，前者对后者的促进作用可能被放大；反之，若二者发展脱节，数字经济快速渗透带来的结构调整阵痛可能暂时抑制韧性提升。为检验这一机制，本文首先构建两系统的耦合协调度模型：

$$C=2\times\frac{\sqrt{DE\times RES}}{DE+RES}$$

$$D=\sqrt{C\times T},\quad T=\alpha DE+\beta RES$$

其中，为两系统综合发展指数，参考已有研究[10]，本文取$\alpha=\beta=0.5$，赋予数字经济与城市经济韧性同等权重，进而计算二者耦合协调度 D。

耦合协调水平能够反映系统间协同联动状态，为厘清协同特征在数字经济赋能城市经济韧性过程中产生的调节作用，构建调节效应模型：

$$RES=\alpha_0+\beta_1DE+\beta_2D+\beta_3(DE\times D)+\gamma X+\mu+\lambda+\varepsilon$$

上式中，为数字经济与耦合协调度的交互项。当系数β_3显著为正时，意味着耦合协调度能够正向强化数字经济对城市经济韧性的促进效应。

协同作用并非简单线性关系，二者互动效果可能伴随协调水平变化呈现差异化特征。为捕捉这种非线性特征，本文进一步纳入耦合协调度二次项，考察数字经济边际效应随协调水平的演变规律：

$$Marginal_Effect_{it}=\theta_1D_{it}+\theta_2D_{it}^2$$

若$\theta_1<0$，$\theta_2>0$，表明二者存在 U 型关系，对应的拐点位置为$D^*=-\theta_1/(2\theta_2)$。

在明晰耦合协调的作用规律基础上，为识别制约两大系统协同提升的主要短板，引入障碍度模型量化各指标约束程度：

$$O_{ij}=\frac{(1-x_{ij}^*)\times w_j}{\sum_j(1-x_{ij}^*)\times w_j}\times100\%$$

其中，x_{ij}^*为标准化后的指标值，w_j为权重，O_{ij}为障碍度。

5. 异质性

数字经济对城市经济韧性的作用效果，在不同城市能级、不同发展阶段下可能存在分化。为捕捉上述差异化特征，本文基于前文构建的双向固定效应模型开展分组回归。

本文分别从城市能级、所属省份、时间阶段三个维度实施分组回归，开展异质性检验。各组保持相同模型设定以保障结果可比，详细分组标准如表3所示。

表3：异质性分析分组标准

异质性类型	划分标准	分组说明
分时期	2015-2019年、2020-2024年	平稳期 vs 冲击期
分城市类型	核心城市（7个）、外围城市（20个）	基于经济发展水平
分省份	上海、江苏、浙江、安徽	四大省级行政单元

三、实证结果分析

（一）基准回归结果

数字经济对经济韧性的基准回归结果如表4所示。列（1）为不加入任何控制变量的单变量回归，列（2）为加入全部控制变量后的混合回归，列（3）和列（4）分别为逐步加入城市个体固定效应与双向固定效应的估计结果。列（4）中数字经济系数为0.2484，在1% 水平上显著，表明数字经济每提高1个单位，城市

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

经济韧性提升约0.25个单位，假设H1成立。

表4：基准回归结果

变量	(1)RES	(2)RES	(3)RES	(4)RES
DE	0.8171*	0.3707*	0.1626*	0.2484*
	(21.000)	(7.954)	(4.279)	(5.335)
Cap		0.0090	0.0117	−0.0557**
		(1.323)	(1.061)	(−3.119)
Sen		0.0344***	−0.0194	−0.0359**
		(4.776)	(−1.649)	(−2.751)
Pat		0.0572***	0.0746***	0.0888***
		(5.944)	(9.464)	(9.964)
Pop		0.0980***	0.1684***	0.1930***
		(5.200)	(3.288)	(3.907)
Pri		−0.1557***	0.1086***	0.0555
		(−9.883)	(3.115)	(1.628)
Was		0.0146*	−0.0031	−0.0159
		(1.882)	(−0.287)	(−1.430)
Wat		0.0281***	0.0106*	0.0213**
		(4.344)	(1.756)	(2.660)
SO		−0.0333***	−0.0375***	−0.0322**
		(−3.811)	(−4.745)	(−3.457)
城市固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	否	是
cons	0.0423***	−0.8911***	−1.9872***	−1.3589***
	(4.372)	(−12.431)	(−5.295)	(−3.498)
N	270	270	270	270
R^2	0.622	0.842	0.965	0.971

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内为*t*值。下表同。

（二）中介效应结果

相较于传统Sobel检验，Bootstrap法构造置信区间具备更优良的统计性质，因此本文采用重复抽样500次的Bootstrap-BCa方法开展中介效应检验，若间接效应置信区间不含0，则中介效应成立。

三条要素配置路径的检验结果如表3所示。技术要素配置、资本要素配置的中介效应显著存在，而人力要素配置路径未通过显著性检验，假设H2a、H2b得到验证，H2c不成立。上述结果说明，当前数字经济能够依托技术、资本要素配置渠道提升城市经济韧性，但受限于人才供给短板，人力要素配置的传导作用尚未显现。

表5：中介效应检验结果

路径	效应	系数	P值	Bootstrap标准误	BCa 95%置信区间	中介占比
Pat	c	0.2484***	0.0000	0.0615	[0.1351,0.3694]	—
	c’	0.0999***	0.0007	0.0172	[0.0419,0.1579]	—
	ab	0.1485**	0.0166	0.0620	[0.0427,0.2819]	59.80%
Cap	c	0.2484***	0.0000	0.0615	[0.1351,0.3694]	—
	c’	0.1346***	0.0002	0.0612	[0.0175,0.2542]	—
	ab	0.1138*	0.0562	0.0631	[0.0271,0.2561]	45.81%
Sen	c	0.2484***	0.0000	0.0615	[0.1351,0.3694]	—
	c’	0.2260***	0.0000	0.0584	[0.1166,0.3444]	—
	ab	0.0005	0.9222	0.0051	[−0.0043,0.0170]	—

（三）空间溢出效应结果

1. 局空间自相关检验

为验证样本是否存在空间关联特征，本文基于嵌套空间权重矩阵测算2015—2024年RES与DE的全局Moran’s I指数，检验结果如表6所示。整个观测周期内，数字经济与城市经济韧性的Moran’s I指数均持续在1%的统计水平上显著为正，说明两大变量均存在显著的空间正向集聚特征，高发展水平城市在地理空间上呈现抱团分布的态势，初步证明样本具备空间计量建模的必要性。从时序演化趋势来看，城市经济韧性的空间自相关系数由期初0.2690逐年回落至期末0.1932，空间集聚强度呈现稳步衰减态势，区域间韧性发展差距有所收敛；而数字经济的Moran’s I指数长期稳定维持在0.36~0.41区间内波动，空间集聚格局并未发生明显变动，数字经济空间分布结构具备较强稳定性。以上自相关检验结果，为后文构建空间杜宾模型开展溢出效应分解提供了可靠的统计前提。

表6：全局Moran’s I检验结果

年份	RES的Moran's I	RES的p值	DE的Moran's I	DE的p值
2015	0.2690	0.0001***	0.3560	0.0000***
2016	0.2825	0.0000***	0.3944	0.0000***
2017	0.2793	0.0001***	0.3990	0.0000***
2018	0.2666	0.0001***	0.3966	0.0000***
2019	0.2558	0.0002***	0.3865	0.0000***
2020	0.2479	0.0003***	0.3971	0.0000***
2021	0.2143	0.0013***	0.4073	0.0000***
2022	0.2039	0.0020***	0.4076	0.0000***
2023	0.2005	0.0023***	0.3914	0.0000***
2024	0.1932	0.0032***	0.3887	0.0000***

2. 空间计量模型选择

LM-lag和LM-error均在1%水平上显著，空间滞后效应和空间误差效应均存在。则本文采用能够同时捕捉两类空间效应的空间杜宾模型进行估计。

表7：LM检验结果

检验统计量	统计值	p值
LM-lag	20.1919	0.0000
LM-error	20.1919	0.0000

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

3. 空间杜宾模型估计结果

采用极大似然法对双向固定效应空间杜宾模型进行参数估计，全部估计数值整理在表8。空间滞后项系数符号预示数字经济存在负向空间溢出特征，需依靠效应分解判断真实作用路径。

表8：SDM 模型估计结果摘要

系数	估计值	含义
空间自回归系数	0.5455	邻市韧性上升1%→本市韧性上升0.55%
DE 系数	0.5562	本市 DE 上升1%→本市韧性上升0.56%
W×DE 系数	−0.4729	邻市 DE 上升1%→本市韧性下降0.47%

4. 空间效应分解

通过偏微分拆解方式将回归系数剥离为直接效应、间接效应与总效应，三类效应具体测算数值统一放置于后续表格。数字经济直接效应显著为正，对本地城市经济韧性形成稳定支撑作用。间接效应显著为负，验证H3假设，长三角城市群数字经济发展呈现明显要素极化虹吸特征，与周耿等（2024）[11]针对长三角城市的实证结论高度契合；罗汉祥等（2025）[12]在数字产业空间溢出研究中也证实，数字经济发展更易产生要素单向集聚的虹吸效应，正向涓滴辐射作用相对偏弱。整体总效应依旧保持正向显著，说明数字经济对长三角城市群整体具备综合赋能价值，本地发展红利能够对冲区域极化带来的消极空间溢出。

表9：SDM 模型空间效应分解结果

效应类型	估计值	含义
直接效应	0.5452	本市 DE 提升本地韧性
间接效应	−0.3617	邻市 DE 对本地产生虹吸效应
总效应	0.1834	区域净影响仍为正

（四）耦合协调度的调节效应结果

1. 耦合协调度时空演化特征

时序维度上，2015—2024年长三角耦合协调度持续稳步提升，十年间整体协同水平涨幅明显，即便在2020—2022年外部冲击阶段依旧保持增长，两大系统表现出较强的抗扰动适配能力。空间层面呈现东高西低的分布特征，上海、苏州、南京协同水平领跑区域，皖南城市耦合协调水平相对偏低，苏南、浙北片区系统联动效果更优。

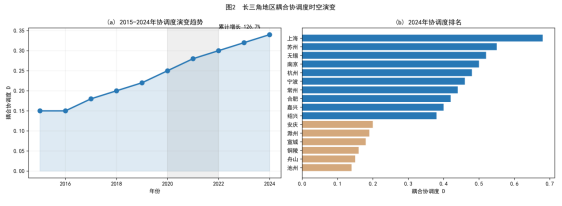


图1：长三角27市协调度时空演化特征

2. 调节效应分析

为验证耦合协调度在数字经济影响城市经济韧性过程中的正向调节作用，本文引入交互项开展回归检验，并绘制简单斜率对比图直观展示作用差异。不同协调水平下拟合直线斜率逐级抬升，直观反映耦合协调度的正向调节效果。两大系统协同程度越高，数字经济对城市经济韧性的赋能效果释放越充分，调节假设得到验证。

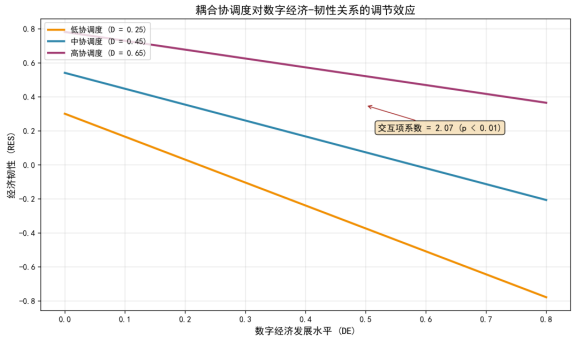


图2：调节效应回归结果

3.U 型关系检验

进一步检验数字经济影响城市经济韧性是否随耦合协调度产生非线性变化，拟合结果呈现显著 U 型特征，曲线拐点对应耦合协调度0.464。在协同水平低于临界值阶段，两大系统磨合存在结构性摩擦，数字经济正向作用被抵消；当耦合协调度突破拐点之后，系统适配性大幅提升，数字经济对经济韧性的助推效应重新释放并持续增强。

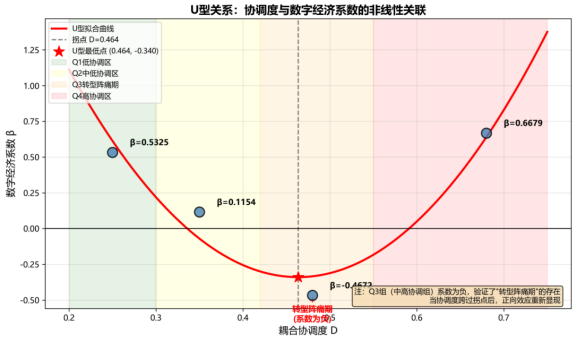


图3：U 型关系检验结果

（五）异质性分析结果

1. 时间维度异质性

分阶段回归结果反映出外部环境冲击带来的影响差异，平稳区间内数字经济对城市经济韧性的赋能力度更强，特殊冲击阶段驱动效应有所回落，风险扰动会一定程度削弱数字化发展的正向赋能效果。

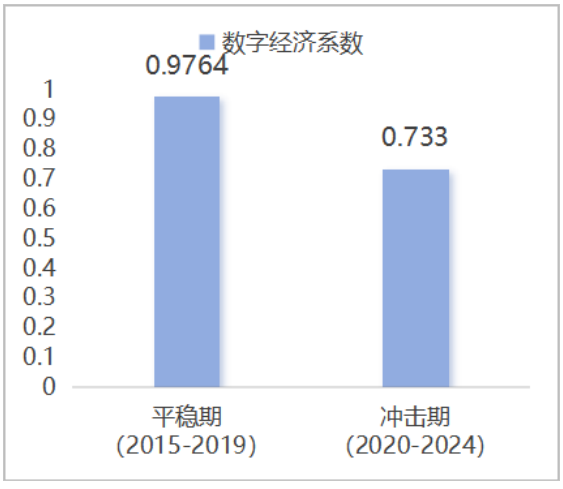


图5：分时期异质性回归结果图

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

2. 调节效应分析

按照城市能级分组检验可见，核心城市数字化发展的韧性提升效应远高于外围城市，作用强度差距较为明显，数字经济赋能过程存在典型马太效应，发展底子更优、数字基建更完备的中心城市能够收获更高红利。

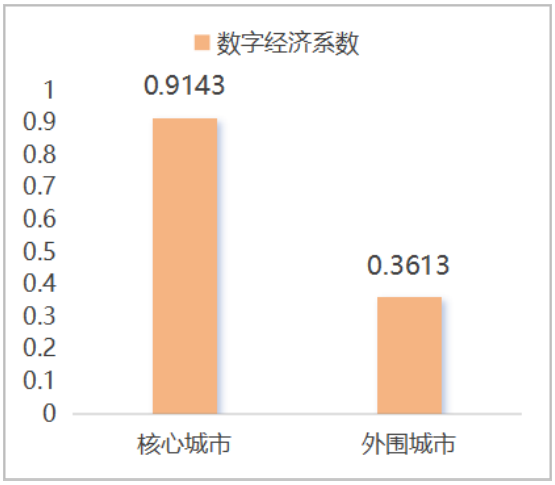


图6：分城市异质性回归结果

3. 省级区域异质性

分省份样本回归呈现出差异化特征，安徽省表现出明显的后发优势，数字经济边际提振作用更为突出；江浙地区系数相对偏低，其中浙江省效应仅边缘显著，侧面印证发达区域数字经济已步入边际效益递减阶段，后发地区依靠数字化追赶可释放更大增量空间。

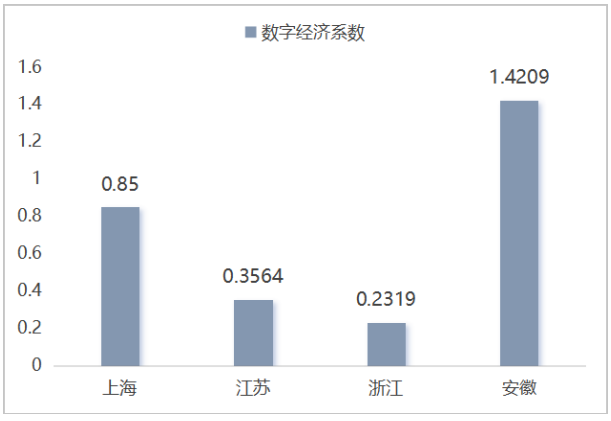


图7：分省份异质性回归结果

四、结论与建议

（一）主要结论

本文多维度实证检验长三角数字经济对城市经济韧性的作用机制，得到如下结论：第一，数字经济能够显著提升城市经济韧性，该正向驱动效应经过多种稳健性处理后依旧成立。传导路径层面，技术与资本要素配置构成核心中介渠道，人力资本供给不足制约了传导效能释放。第二，数字经济对城市经济韧性存在显著负向空间溢出，区域内要素虹吸效应占据主导，中心城市持续吸附周边优质资源，拉大了城市群内部发展差距。第三，数字经济与城市经济韧性耦合协调水平逐年稳步提升，但区域梯度分化特征明显，耦合度能够正向调节二者作用关系，且随着协调度提升呈现先降后升的 U 型非线性规律，中等协同阶段存在系统磨合的转型阵痛。第四，赋能效果存在明显异质性，外部环境冲击会弱化数字经济拉动作用；安徽等后发区域具备数字化后发优势，发达省市逐步进入边际效益递减阶段。

（二）政策建议

结合本文实证得出的各项研究发现，从长三角一体化发展实际出发提出如下优化对策：第一，补齐要素短板，畅通内部传导路径。持续加大数字技术研发投入，推动数实深度融合；同步完善数字人才引育与培养体系，破解人力资本约束，打通完整传导链条。第二，统筹区域协同，消解要素虹吸负面影响。依托长三角一体化制度设计搭建要素柔性流动机制，推动数字基础设施共建共享，将中心城市极化虹吸效应转化为产业、技术正向扩散效应。第三，分类施策提升系统耦合水平。对耦合协调度较高的城市继续优化两大系统匹配度；对低协同城市重点补齐数字底座与产业配套短板，帮助其跨越非线性临界拐点。第四，实施区域差异化发展策略。鼓励安徽等后发地区适度超前布局数字基建，充分释放数字化后发追赶红利；发达城市侧重提质增效，规避边际效益持续递减问题。

参考文献

[1] 胡艳，陈雨琪，李彦 . 数字经济对长三角地区城市经济韧性的影响研究 [J]. 华东师范大学学报 (哲学社会科学版),2022,54(1):143-154.

[2] 陈丛波，叶阿忠 . 数字经济、创新能力与区域经济韧性 [J]. 统计与决策 ,2021,37(17):10-15.

[3] 李晓钟，吴文皓，顾国达 . 数字经济发展能否提升区域经济韧性 ?——基于中介效应、门槛效应和空间溢出效应的研究 [J]. 浙江大学学报 (人文社会科学版),2022,52(12):21-39.

[4] 张振继，杨慧玲 . 新质生产力与经济韧性提升：影响效应及作用机制 [J]. 统计与决策 ,2026,42(05):5-10.DOI:10.13546/j.cnki.tjyjc.2026.05.001.

[5] 杨丽娟，韩娟霞 . 甘肃省数字经济发展水平测度及预测 [J]. 科技和产业 ,2023,23(6):79-86.

[6] 李炎，黄瑞，朱晓琪，等 . 青岛市数字经济发展综合评价研究 [J]. 中国市场 ,2022,(35):193-195.DOI:10.13939/j.cnki.zgsc.2022.35.193.

[7] 李丽，吴柳 . 数字经济是否提升了经济韧性？——基于中介效应和空间溢出效应的研究 [J]. 安徽工业大学学报 (社会科学版),2025,42(4):1-6.

[8] 林伟鹏，冯保艺 . 管理学领域的曲线效应及统计检验方法 [J]. 南开管理评论 ,2022,25(1):155-166.

[9] 钱蕊，董克，张晓芳 . 金融集聚对经济高质量发展的空间溢出效应研究——基于长三角城市的实证分析 [J]. 嘉兴大学学报 ,2026,38(4):72-83.

[10] 钱丽，邵真真，邵莹莹 . 数字经济与城市韧性耦合协调关系及影响因子研究——以长三角为例 [J/OL]. 成都理工大学学报 (社会科学版),1-14[2026-07-27].https://link.cnki.net/urlid/51.1641.c.20250626.1730.006.

[11] 周耿，王宇伟，范从来 . 数字经济、区域壁垒与统一大市场——来自长三角地区的证据 [J]. 山西财经大学学报 ,2024,46(6):17-31.DOI:10.13781/j.cnki.1007-9556.2024.06.002.

[12] 罗汉祥，项朝阳 . 涓滴还是虹吸？数字产业集群政策对农民的增收效应 [J]. 山西财经大学学报 ,2025,47(11):66-78.DOI:10.13781/j.cnki.1007-9556.2025.11.006.

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

数字普惠金融对新质生产力的影响研究
——基于融资约束的中介机制

冯梦飞
广东外语外贸大学 数学与统计学院，广东 广州 511400
DOI:10.61369/ASDS.2026090010

摘　　要： 新质生产力是推动经济高质量发展的重要动力，而企业作为新质生产力形成与发展的微观主体，其生产力水平提升依赖于创新资源和金融资源的有效配置。作为数字技术与传统金融深度融合形成的新型金融模式，数字普惠金融在优化金融资源配置、缓解企业融资约束方面发挥着重要作用。本文基于2011—2023年沪深A股上市公司数据，实证检验数字普惠金融对企业新质生产力的影响及其作用机制。研究发现：数字普惠金融能够显著提升企业新质生产力，在经过替换被解释变量、内生性处理等稳健性检验后，结论依然成立。机制分析表明，数字普惠金融能够通过缓解企业融资约束，改善企业融资环境，为技术创新和生产方式升级提供资金支持，进而促进企业新质生产力提升。本文研究拓展了数字普惠金融经济效应研究的微观视角，揭示了数字金融赋能企业新质生产力发展的内在机制，并为进一步发挥数字金融作用、推动企业高质量发展提供了理论依据和政策启示。

关 键 词： 数字普惠金融；新质生产力；融资约束

Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on New-Quality Productive Forces — A Mediating Model Based on Financing Constraints

Feng Mengfei
School of Mathematics and Statistics, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, Guangdong 511400

Abstract: New-quality productive forces are an important driving force for high-quality economic development. As a micro-entity responsible for the formation and development of new-quality productive forces, enterprises rely on the effective allocation of innovation resources and financial resources to improve productivity. As a new financial model that combines digital technology with traditional finance, digital inclusive finance plays an important role in optimizing the allocation of financial resources and alleviating the constraints on enterprise financing. Based on the data of China's A-share listed companies from 2011 to 2023, this study empirically examines the impact of digital inclusive finance on the new-quality productive forces of enterprises and explores its basic mechanism. The results show that digital inclusive finance has significantly promoted the improvement of corporate new-quality productive forces. After a series of robustness checks, including replacing dependent variables and solving potential endogenous problems, the research results are still reliable. Mechanism analysis further reveals that digital inclusive finance enhances corporate new-quality productive forces by alleviating financing constraints, improving firms' financing environments, and providing financial support for technological innovation and production transformation. This study expands the micro-level research of the economic consequences of digital inclusive finance, reveals the internal mechanism of digital finance to promote the development of new-quality productive forces of enterprises.

Keywords: digital inclusive finance; new-quality productive forces; financing constraints

引言

新质生产力作为推动经济高质量发展的重要动力，是新时代生产力理论与实践发展的重要体现。相较于传统生产力，新质生产力以科技创新为核心驱动力，以数字技术、数据要素和现代产业体系为重要支撑，强调生产要素的优化组合与生产方式的系统性变革。企业作为经济活动的重要参与者，是新质生产力形成和发展的微观基础。企业生产效率和发展质量的提升不仅需要技术创新能力的支撑，也

作者简介：冯梦飞，广东外语外贸大学数学与统计学院，硕士研究生在读，研究方向为社会经济统计。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

离不开资本、数据、人才等资源的有效投入。然而，创新活动通常具有投入规模大、回报周期长和不确定性高等特点，企业在研发投入、设备更新以及数字化改造过程中往往面临较大的资金压力，融资约束成为制约企业生产效率提升和创新能力释放的重要因素。金融作为现代经济运行的重要基础，在促进资源配置优化和推动产业升级过程中发挥着关键作用。传统金融体系由于受到信息不对称、服务成本较高以及风险识别能力不足等因素影响，在服务部分企业尤其是创新型企业时存在一定局限，导致金融资源难以充分流向具有发展潜力的企业。随着数字技术快速发展，数字普惠金融逐渐成为金融体系改革的重要方向。通过利用大数据、人工智能等数字技术，数字普惠金融能够提高金融机构的信息处理能力，降低金融服务成本，并扩大金融资源覆盖范围，为企业融资提供新的解决路径。

数字普惠金融的发展不仅改变了金融资源配置方式，也为企业新质生产力提升创造了新的条件。一方面，数字金融技术能够增强企业信息可获得性，提高企业与金融机构之间的信息匹配效率，降低融资过程中的信息不对称问题，从而缓解企业融资困难；另一方面，数字普惠金融能够改善金融资源配置方式，使资金更加有效地流向具有创新需求和发展潜力的企业，为技术创新、生产设备升级以及数字化转型提供支持。因此，数字普惠金融可能成为促进企业新质生产力发展的重要推动因素。总体来看，已有研究为理解数字金融促进新质生产力发展提供了较为丰富的理论基础和经验证据。但由于数字普惠金融影响企业发展的路径具有复杂性，现有研究仍有进一步拓展的可能。具体而言，现有研究更多关注数字金融对企业创新、经营绩效等结果变量的影响，对于数字普惠金融如何改善企业融资环境，并进一步作用于新质生产力提升的内在机制仍缺乏充分讨论。因此，本文从融资约束视角出发，对数字普惠金融影响企业新质生产力的作用路径进行检验。

基于此，本文以2011—2023年沪深A股上市公司为研究对象，考察数字普惠金融对企业新质生产力的影响及其机制分析。相较于已有研究，本文可能的边际贡献主要体现在以下几个方面：第一，从企业微观层面拓展了数字普惠金融经济后果研究，将数字普惠金融与企业新质生产力纳入统一分析框架，为理解数字金融赋能企业生产力提升提供新的经验证据。二，从融资约束角度揭示数字普惠金融影响企业新质生产力的作用路径，为理解数字金融发挥作用的内在逻辑提供经验证据。第三，为推动数字金融发展、优化金融资源配置以及促进企业新质生产力培育提供一定政策启示。

一、理论基础和研究假设

（一）数字普惠金融影响新质生产力的理论基础

新质生产力是以科技创新为核心驱动力，以数字技术、数据要素和现代产业体系为重要支撑的新型生产力形态，其发展依赖于生产要素优化组合和创新资源高效配置。金融作为现代经济运行的重要支撑，通过影响资本供给与资源配置，为新质生产力形成提供必要条件。潘锡[1]指出，金融体系通过科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融和数字金融五大路径，为新质生产力培育提供支持。作为数字技术与金融服务结合形成的新型金融模式，数字普惠金融突破了传统金融服务在信息获取、服务范围和交易成本方面的限制，能够扩大金融资源覆盖范围，提高金融服务效率，从而为企业创新活动和生产方式变革创造条件。

信息不对称理论认为，企业融资活动中的信息获取困难会增加金融机构识别风险的成本，使部分企业难以获得充足资金支持。借助大数据、云计算等数字技术，数字普惠金融提高了企业信息透明度，降低了金融机构与企业之间的信息不对称程度，从而改善企业外部融资环境。师栋楷[2]指出，数字普惠金融能够通过信息效应和融资效应，有效纠正传统金融体系中的资源错配问题，为企业生产力转型提供资金屏障。

资源配置理论强调，经济增长和生产力提升的关键在于生产要素能够实现有效组合。数字普惠金融通过降低金融服务门槛，提高金融资源配置效率，使资金、技术和数据等要素更加顺畅地流向创新能力较强和发展潜力较高的企业。杨国玉和唐亮[3]以及陈培彬等[4]的研究表明，数字普惠金融通过提升科技创新能力、推动市场化水平和促进产业结构升级，为企业技术创新与数字化转型提供了重要支撑。

创新生态系统理论认为，新质生产力的发展并非单一主体作用的结果，而是技术、资本、产业和制度环境共同作用形成的动态过程。数字普惠金融能够连接金融机构、企业和创新资源，促进创新生态系统内部资源流动与协同。张鑫瑜和王静美[5]从创新生态系统视角指出，数字普惠金融能够通过金融服务动态适配与创新资源优化配置推动新质生产力发展。关涵和赵曌[6]研究发现，数字普惠金融能够正向调节数字创新生态系统对新质生产力的赋能作用，进一步说明数字金融环境能够强化企业整合外部创新资源的能力。

综上所述，信息不对称理论、资源配置理论与创新生态系统理论从不同视角阐明了数字普惠金融对新质生产力的赋能逻辑，其核心均在于通过破解金融抑制、优化要素供给，为微观企业的创新突破与生产力跃迁提供支撑。

（二）数字普惠金融对企业新质生产力的直接效应

企业新质生产力的形成以科技创新为核心驱动力，具有高投入、长周期和高风险等特征，高度依赖外部金融资源的持续供给与高效配置。传统金融体系下，服务门槛高、资源错配等问题限制了企业的创新活力。数字普惠金融依托数字技术重塑了金融资源配置模式，能够从多个维度直接赋能企业新质生产力发展。

首先，数字普惠金融凭借覆盖广度与数字化程度，突破了地理与成本限制，扩大了金融服务的包容性。崔耕瑞[7]指出，数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度均能够推动新质生产力提升，李井林等[8]基于上市公司数据证实了数字普惠金融对

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

企业新质生产力的显著正向驱动作用。其次，数字普惠金融能够有效降低金融服务的边际成本，显著提升企业的技术创新能力。刘彬[9]研究发现数字普惠金融能够显著促进企业技术创新；赖妍等[10]进一步指出，数字普惠金融能够通过缓解研发资本错配和研发人力错配促进企业新质生产力提升。综上，数字普惠金融通过驱动企业数字化转型，促进生产要素优化组合与智能化改造赋能企业生产方式向高科技、高效能、高质量方向升级。基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：数字普惠金融能够显著提升企业新质生产力。

（三）数字普惠金融对企业新质生产力的间接效应

企业培育与发展新质生产力需要大量的研发投入、设备更新以及数字化改造，这些活动离不开稳定、持续的资金支持。然而，由于信息不对称、缺乏合格抵押物以及金融资源配置偏差等原因，企业普遍面临融资约束压力，限制了其创新效能与生产效率的提升。数字普惠金融作为一种新型金融模式，能够打破传统金融的融资壁垒，通过缓解融资约束推动企业新质生产力的提升。

一方面，数字普惠金融能够有效缓解企业的融资约束。陈卫平等[11]的研究表明，数字普惠金融能够利用数字授信等工具拓宽融资渠道，降低金融机构风控成本。这极大地降低了金融服务门槛[12]，纠正了传统金融资源在不同环境属性的行业错配、不同城市层级间的空间错配问题，使企业能够获得更加适配的发展资金[13]。另一方面，融资约束的缓解能够为企业新质生产力提升提供必要支撑。戴璇和翟启帆[14]研究指出，数字普惠金融能够通过加强融资支持技术创新、提升产业链协同效率、创新金融服务模式以及推动智能制造转型等路径，促进企业新质生产力提升。因此，当企业融资约束得到缓解后，企业能够获得更多资源支持技术创新和生产方式升级，从而推动新质生产力形成与发展。综上，数字普惠金融能够通过改善企业融资环境、缓解融资约束，为企业技术创新和生产方式转型提供资金保障，进而促进企业新质生产力提升。基于上述分析，本文提出如下假设：

H2: 数字普惠金融通过缓解融资约束提升企业新质生产力。

二、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文以2011—2023年沪深A股上市公司为研究对象，并对样本进行以下筛选与处理：1. 剔除样本期内被特别处理(ST)、退市风险警告(*ST)的样本；2. 剔除金融及保险行业的企业；3. 剔除关键变量数据缺失严重的样本；4. 对连续变量进行上下1%的缩尾处理。经过上述筛选后，最终获得24953个公司－年度观测值。数据来源方面，数字普惠金融指数来自于北京大学数字金融研究中心测算的数据，新质生产力、融资约束FC指标、控制变量数据均来源于CSMAR数据库。

（二）变量定义

1. 被解释变量

新质生产力（NQPF）。本文企业层面新质生产力的测度直接参考肖有智[15]的指标体系，从实体性要素、渗透性要素两大维度，围绕劳动力、生产资料、研发创新、数字化组织、数据要素等层面构建指标，综合测量企业新质生产力发展水平。

2. 解释变量

数字普惠金融指数（DFI）。本文采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数衡量企业所在城市数字普惠金融发展水平，并将其作为核心解释变量。

3. 控制变量

为减少遗漏变量对回归结果的影响，本文结合已有研究，从企业特征和地区环境两个层面选取相关控制变量，具体包括：企业规模（Size），以期末总资产的自然对数衡量；企业上市年龄（Age），以上市年限自然对数衡量；资产负债率（Lev）；审计意见（Opinion），若企业被出具标准无保留审计意见时取1，否则取0；两职合一（Dual），若董事长与总经理为同一人时取1，否则取0；第一大股东持股比例（Top1）；城市经济发展水平（GDP），使用城市生产总值的自然对数表示；城市产业结构（IS），使用第三产业增加值占第二产业增加值的比重表示。

（三）模型设定

为检验数字普惠金融对企业新质生产力的影响，文章构建如下模型：

$$NQPF_{it}=\beta_0+\beta_1 DFI_{it}+\beta_m Controls_{it}+\sum Year+\sum Company+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，i为企业，t为年份，NQPF表示企业新质生产力，DFI表示企业对应的城市数字普惠金融，Controls表示一系列控制变量，Year为年份固定效应，Company为企业固定效应。

三、实证结果与分析

（一）描述性统计

表1：变量描述性统计

Table 1: Descriptive Statistics of Variables

	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
NQPF	24953	0.0438	0.0660	0.0001	0.0203	1.3567
DFI	24953	2.5491	0.8168	0.2898	2.7440	3.7322
Size	24953	22.3148	1.3775	14.9416	22.0985	28.6969
Age	24953	2.9714	0.3375	1.2754	3.0082	4.3074
Lev	24953	0.4196	0.2111	0.0075	0.4102	3.9191
Opinion	24953	0.9715	0.1663	0.0000	1.0000	1.0000
Dual	24953	0.3200	0.4665	0.0000	0.0000	1.0000
Top1	24953	0.3410	0.1491	0.0220	0.3172	0.8999
GDP	24953	9.2150	1.0877	5.0649	9.4232	10.7626
IS	24953	1.8341	1.2283	0.1131	1.4274	6.3874

主要变量的描述性统计结果如表1所示。研究最终样本共24953个观测。被解释变量新质生产力（NQPF）在企业间分化明显。核心解释变量数字普惠金融（DFI）体现出样本企业所处地区数字普惠金融发展存在差异。企业规模、企业年龄、资产负债率、股权结构、审计特征以及城市层面经济、产业相关变量均呈现合理分布，变量取值整体处于正常范围，为后续实证回归提供了数据基础。

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

（二）主回归

表2：基准检验与稳健性检验

Table 2: Benchmark Regression and Robustness Tests

	(1)	(2)	(3)
	NQPF	F.NQPF	F2.NQPF
DFI	0.0347***	0.0363***	0.0308***
	(0.0079)	(0.0082)	(0.0076)
Controls	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	24953	19800	16577
Adj R^2	0.686	0.699	0.702

Standard errors in parentheses

$^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$

数字普惠金融对企业新质生产力影响基准回归结果如表2列（1）所示。结果显示，数字普惠金融的系数在1%的显著性水平上均显著为正，表明数字普惠金融能够显著提升企业新质生产力，假设H1得到验证。列（2）列（3）报告了对被解释变量新质生产力的向前一期和之后两期处理，结果仍然显著，通过了稳健性检验。

（三）内生性检验

表3：工具变量回归

Table 3: InstrumentalVariable Regression

	(1)	(2)
	IV	NQPF
IV	−0.0001***	
	(−49.3471)	
DFI		0.0376***
		(6.3455)
Cragg-Donald Wald F	5154.951	
Kleibergen-Paap Wald rk F	2435.138	
Controls	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	24951	24951
Adj. R^2	0.980	0.016

t-statistics in parentheses

$^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$

借鉴张勋等[16]的方法，本文选取企业注册所在城市到杭州的球面距离与全国其他城市数字普惠金融年度均值的交互项作为工具变量。工具变量法回归结果如表3所示。列（1）为工具变量第一阶段回归结果，可见工具变量的系数显著，说明工具变量与核心解释变量存在较强的相关关系，满足工具变量的相关性要求。列（2）为工具变量第二阶段回归结果，核心解释变量系数显著为正，进一步佐证基准回归结论。识别检验结果表明，KleibergenPaap rk LM 统计量拒绝识别不足的原假设，CraggDonald Wald F 与 KleibergenPaap Wald rk F 统计量均高于对应临界值，不存在弱工具变量问题，工具变量选取有效。

（四）机制检验

表4：FC 融资约束的中介效应检验

Table 4: Mediation Effect Test of Financing Constraints (FC)

	(1)	(2)	(3)
	NQPF	NQPF	NQPF
DFI	0.0347***	−0.0528**	0.0338***
	(0.0079)	(0.0242)	(0.0079)
FC			−0.0183***
			(0.0033)
Controls	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	24953	24953	24953
Adj R^2	0.686	0.862	0.687

Standard errors in parentheses

$^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$

本文选取FC指标作为融资约束的代理变量。中介效应检验结果如表4所示。列（1）报告了数字普惠金融对企业新质生产力的基准回归结果，核心解释变量系数显著为正，数字普惠金融能够促进企业新质生产力提升。列（2）检验数字普惠金融对中介变量融资约束的作用，结果显示核心解释变量系数显著为负，说明数字普惠金融能够有效缓解企业的融资约束。列（3）将数字普惠金融与融资约束同时纳入回归模型，二者系数均通过显著性检验。综合三步检验结果可知，融资约束在数字普惠金融影响企业新质生产力的过程中发挥部分中介效应，即数字普惠金融可以通过缓解企业融资约束，进而推动企业新质生产力提升。各列均纳入控制变量，同时控制企业固定效应与年份固定效应。

四、结论与政策建议

（一）研究结论

本文基于2011—2023年沪深A股上市公司数据，考察了数字普惠金融发展对企业新质生产力的影响，并进一步从融资约束角度分析其作用路径。通过实证分析，本文得到以下主要结论：

第一，数字普惠金融能够有效促进企业新质生产力提升。研究发现，数字普惠金融与企业新质生产力之间存在显著正向关系，表明数字普惠金融发展能够有效推动企业新质生产力增长。经过向前一期和向前两期被解释变量以及内生性处理等检验后，研究结论仍然成立，说明数字普惠金融对企业新质生产力具有稳定的促进作用。

第二，融资约束是数字普惠金融影响企业新质生产力的重要传导渠道。研究结果表明，数字普惠金融能够显著降低企业融资约束水平，同时融资约束的缓解能够进一步促进企业新质生产力提升，说明数字普惠金融并非仅通过直接资金供给发挥作用，而是通过改善企业融资环境、优化资源配置效率，为企业创新活动和数字化转型提供更加充足的资金保障。该结论进一步揭示了数

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

字金融赋能企业发展的内在逻辑。

（二）政策建议

结合本文实证回归与机制检验结果，从多方主体出发给出对应的政策启示。

从政府治理角度，需要夯实数字金融的底层硬件条件，同步完善监管规则与数据治理工作。结合本文中介效应检验不难发现，数字基础设施是释放数字普惠金融效能的前提。政府应当持续加大大数据、云计算、分布式算力等底层数字资源的投入力度，推动跨部门的数据互通，缓解长期存在的数据孤岛问题。在鼓励金融业态创新的前提下，也不能忽视风险端的管控，要搭建动态风险预警框架，做好商业信息与用户数据安全防护。适度设置监管容错空间，以此规避算法偏见、新型金融风险不断累积，为数字普惠金融赋能企业新质生产力，营造稳定可落地的制度环境。

对于金融机构而言，产品端的数字化改造，是缓解企业融资约束的现实抓手，而融资约束恰恰是制约科创企业创新发展的关键堵点。过去传统授信模式高度依赖抵押物，很多具备创新潜力的企业因此难以获得信贷支持。金融机构可以整合企业税务、生产运营等多维度信息，搭建适配企业全生命周期的数字信用评估模式，逐步弱化抵押物在授信环节的权重。围绕科创企业不同发展阶段的资金诉求，开发差异化数字金融工具，切实降低企业的融资成本与准入门槛，引导信贷资源更多流向掌握核心技术的实体企业。

落到企业自身层面，市场主体也需要主动把握数字金融发展带来的红利，完成内部生产要素的再配置。企业是培育新质生产力的微观载体，不能被动等待外部金融资源供给，而要主动利用数字化工具调整内部资源配置逻辑。企业通过数字普惠金融获取的外部资金，应当更多倾斜到研发攻关、设备迭代、智能化改造这类高投入的项目之上。只有外部金融赋能与企业自身创新能力相互结合，才能真正推动生产模式朝着高技术、高效率的方向转型。

参考文献

[1] 潘锡泉 . 金融支持我国新质生产力发展的客观现实、逻辑机制及实践路径——基于金融“五篇大文章”的视角 [J]. 当代经济管理 ,2025,47(6):79-87.

[2] 师栋楷 . 数字普惠金融对制造业企业新质生产力的影响及作用机理 [J]. 经济问题 ,2024,(12):78-87.

[3] 杨国玉 , 唐亮 . 基于数字普惠金融视角的新质生产力及其关系研究 [J]. 云南民族大学学报 (哲学社会科学版),2024,41(5):84-94.

[4] 陈培彬 , 黄可权 , 朱朝枝 . 数字普惠金融与新质生产力：影响效应及机制检验 [J]. 征信 ,2024,42(10):54-63.

[5] 张鑫瑜 , 王静美 . 数字普惠金融如何赋能新质生产力发展 [J]. 财会月刊 ,2026,47(1):111-116.

[6] 关涵 , 赵曌 . 数字创新生态系统赋能新质生产力：理论分析与经验证据 [J]. 统计与决策 ,2025,41(11):29-34.

[7] 崔耕瑞 . 数字普惠金融对新质生产力的影响研究 [J]. 财经论丛 (浙江财经大学学报),2025,(4):52-65.

[8] 李井林 , 阳镇 , 陈劲 . 数字普惠金融与企业新质生产力 [J]. 企业经济 ,2026,45(6):139-149.

[9] 刘彬 . 数字普惠金融对企业新质生产力提升路径研究 [J]. 财会通讯 ,2026,(10):38-42.

[10] 赖妍 , 温美琪 , 谢洋秀 . 数字普惠金融、研发资源错配与中小企业新质生产力 [J]. 金融理论与实践 ,2025,(5):84-96.

[11] 陈卫平 , 朱佳 , 王佳炜 , 等 . 数字普惠金融对现代设施农业发展的影响研究 [J]. 农村金融研究 ,2024,(8):43-55.

[12] 林建华 , 鞠智超 . 数字普惠金融赋能城乡共同富裕的影响与机制研究——基于新质生产力视角 [J]. 云南民族大学学报 (哲学社会科学版),2024,41(4):106-119.

[13] 陈堃辉 , 黄志刚 . 数字普惠金融、融资约束与企业新质生产力 [J]. 技术经济与管理研究 ,2026,(2):75-82.

[14] 戴璇 , 翟启帆 . 数字普惠金融对电池企业新质生产力的影响 [J]. 电池 ,2025,55(3):572-575.

[15] 肖有智 , 张晓兰 , 刘欣 . 新质生产力与企业内部薪酬差距——基于共享发展视角 [J]. 经济评论 ,2024,(3):75-91.

[16] 张勋 , 万广华 , 张佳佳 , 等 . 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究 ,2019,54(8):71-86.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

城乡高血压健康管理差异及其传导路径研究
——基于多层次序贯 Logistic 模型的实证分析

童奕宁，宋昕烨，王子妍
上海对外经贸大学，上海 201620
DOI:10.61369/ASDS.2026090011

摘　　要： 基于2011年中国健康与营养调查（CHNS）横断面数据，围绕高血压“知晓—治疗—控制”的阶段递进过程，采用单阶段 Logistic 模型、序贯 Logistic 模型和共享社区随机截距的多层次序贯 Logistic 模型考察城乡差异，并运用 KHB 方法考察教育与收入在城乡知晓差异中的统计中介作用。结果表明，城乡差异主要集中于高血压知晓阶段，治疗和控制阶段差异均未达到统计显著水平；联合模型显示社区层面存在明显聚类效应；教育年限和最高学历的统计中介效应显著，对数收入的中介效应不显著。农村高血压管理应将干预重点前移至主动筛查和疾病识别环节，促进健康教育与基层健康服务协同衔接。

关 键 词： 高血压；城乡差异；健康管理；序贯 Logistic 模型；多层次模型

Urban-Rural Differences in Hypertension Health Management and Their Transmission Pathways — An Empirical Analysis Based on a Multilevel Sequential Logistic Model

Tong Yining, Song Xinye, Wang Ziyan
Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620

Abstract: Based on cross-sectional data from the 2011 China Health and Nutrition Survey (CHNS), this study examines urban–rural differences across the sequential stages of hypertension awareness, treatment, and control. Single-stage logistic models, sequential logistic models, and a multilevel sequential logistic model with a shared community random intercept are employed. The KHB method is used to assess the statistical mediating roles of education and income in the urban–rural awareness gap. The results show that the disparity is concentrated in the awareness stage, whereas differences in treatment and control are not statistically significant. A clear community clustering effect is observed. Years of education and highest educational attainment have significant mediating effects, while log income does not. Rural hypertension management should therefore prioritize active screening and early identification and strengthen coordination between health education and primary health services.

Keywords: hypertension; urban–rural disparities; health management; sequential Logistic model; multilevel model

引言

高血压是目前我国居民最常见的慢性病之一，患病人数众多，长期控制不佳会增加心脑血管疾病的发生风险，造成较大的医疗和经济负担[1-3]。高血压健康管理是疾病知晓、接受治疗和达到血压控制三个相互衔接的阶段，阶段之间存在条件依赖关系[4-5]。现有研究已从城乡、收入、教育和医疗保障等角度考察高血压健康公平，并采用 Logistic 回归、广义估计方程和序贯模型识别相关因素[6-11]。序贯 Logistic 模型可将知晓、治疗和控制视为连续管理链条，适合分析各阶段条件概率；社区医疗资源、健康服务和社会环境还可能使同一社区内个体的健康管理结果具有相关性[12,13]。目前，将阶段递进关系与社区聚类特征结合的研究仍有拓展空间。因此，本文利用中国健康与营养调查数据，分别建立单阶段 Logistic 模型、三阶段序贯 Logistic 模型和多层次序贯 Logistic 模型，识别城乡差异集中出现的管理阶段，并采用 KHB 方法考察教育、收入等因素在知晓阶段城乡差异中的统计中介作用，为城乡高血压健康管理精准干预提供实证依据。

作者简介：
童奕宁（2003—），男，浙江人，上海对外经贸大学金融管理学院，本科在读，研究方向为金融统计；
宋昕烨（2005—），女，山西人，上海对外经贸大学统计与数据科学学院，本科在读，研究方向为区块链、多模态等；
王子妍（2006—），女，上海人，上海对外经贸大学统计与数据科学学院，本科在读，研究方向为应用统计学。

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

一、数据来源与研究设计

（一）数据来源与样本筛选

本文使用中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey，CHNS）2011年横断面数据[14]。该轮调查同时提供个体血压测量、疾病诊断与用药、人口社会经济特征、城乡属性及社区信息，能够满足阶段递进分析需要。研究对象限定为18岁及以上成年人，剔除缺少有效血压测量、城乡属性或模型核心协变量的记录。按照统一判定标准识别高血压患者后，知晓阶段形成3340个未加权有效样本；在其中具有明确既往诊断信息的1105名知晓者中估计治疗阶段；在报告当前使用降压药且具备有效血压控制结局信息者中，控制阶段形成744个未加权有效样本。三个阶段均以个人为观测单位，不合并其他调查年份，也不存在同一受访者跨波次重复计入。文中城乡管理率依据2011年调查权重计算，模型样本量为未加权人数，因而不能用加权管理率反推下一阶段样本量。

（二）变量定义

本文以城乡属性为核心解释变量，城市居民赋值为1，农村居民赋值为0。CHNS调查由受训人员在受访者静坐休息至少10分钟后测量右臂血压，连续测量3次，每次间隔不少于1分钟，本文取3次有效读数的均值。符合以下任一条件者判定为高血压患者：平均收缩压不低于140mmHg、平均舒张压不低于90mmHg、曾由医生诊断为高血压，或调查时正在使用降压药物[14]。知晓定义为高血压患者自报曾获医生诊断；治疗定义为已知晓者调查时正在使用降压药物；控制定义为已治疗者平均收缩压低于140mmHg且平均舒张压低于90mmHg。控制变量包括性别、年龄、教育年限、年收入、身体质量指数（BMI）、合并症和社区城市化指数；合并症指糖尿病、心肌梗死或中风任一项。变量定义见表1。

表1：变量定义

变量类型	变量名称	变量定义及赋值
结局变量	高血压知晓	高血压患者自报曾由医生诊断为高血压=1，否则=0
	高血压治疗	已知晓者调查时正在使用降压药物=1，否则=0
	血压控制	已治疗者平均SBP<140 mmHg且平均DBP<90 mmHg=1，否则=0
核心解释变量	城乡属性	城市=1，农村=0
个体层控制变量	性别	男性=1，女性=0
	年龄	调查对象实际年龄，单位为岁
	教育年限	调查对象受教育年限，单位为年
	年收入	年收入取自然对数
	BMI	身体质量指数
	合并症	糖尿病、心肌梗死、中风任一项=1，否则=0
社区层变量	城市化指数	连续型指标，数值越大表示社区城市化程度越高

（三）模型设定

高血压健康管理具有阶段递进特征，患者知晓病情后方可进入治疗阶段，接受治疗后再进入控制阶段。单阶段Logistic模型将知晓、治疗和控制分别作为相互独立的二分类结局，三个模型均以全部高血压患者为分析样本；未进入后续阶段者在相应结局中记为0，该设定不施加前序阶段条件。序贯Logistic模型则按照管理链条重新界定风险集，知晓阶段以全部高血压患者为样本，治疗阶段仅在已知晓者中估计P（治疗=1 | 知晓=1），控制阶段仅在已治疗者中估计P（控制=1 | 治疗=1）。在此基础上，多层次序贯模型加入三阶段共享的社区随机截距并控制省份固定效应，表示为，$logit\left[P\left(Y_{sij}=1\mid R_s,\ X_{ij},\ u_j\right)\right]=\alpha_s+\beta_s Urban_{ij}+\gamma_s' X_{ij}+\delta_p+u_j$ 其中s=1、2、3分别表示知晓、治疗和控制，R_S 为相应风险集，u_j 为三阶段共享的社区随机截距。阶段固定效应参数分别估计，城乡效应以优势比（OR）报告。机制分析限定于城乡差异显著的知晓阶段，分别建立KHB-A、KHB-B和KHB-C三个模型，依次纳入教育年限、最高学历和对数收入，每个模型均控制年龄、性别、BMI、合并症、社区城市化指数和省份固定效应，并采用社区聚类稳健标准误。KHB分解报告总效应、直接效应、间接效应和中介比例，置信区间采用1000次Bootstrap估计。教育年限与最高学历反映相近教育维度，不在同一模型中同时纳入。

二、城乡高血压健康管理三阶段差异的实证分析

（一）高血压健康管理三阶段的基本特征

基于高血压健康管理的递进路径，本文分别比较城乡居民在知晓、治疗和控制三个阶段的表现。本文对高血压的判定沿用CHNS测量与自报信息相结合的原则：平均收缩压≥140mmHg或平均舒张压≥90mmHg，或自报曾被医生诊断为高血压，即判为高血压（H=1），全样本共识别出18586名高血压患者，粗知晓率为38.5%。在构建三阶段序贯模型时，为保证各阶段协变量可比，采用listwise删除剔除核心协变量缺失记录；其中lnincome（年收入取对数）在高血压患者中的缺失率高达81.2%，导致大量记录被排除，最终形成知晓阶段未加权有效样本3340人，知晓率为33.4%。该比例低于Wei等（2021）报告的55.7%，主要源于两方面：其一，本文在协变量完整样本中估计，而被剔除者多为健康素养与医疗资源可及性较低的群体；其二，本文未对社区或省份进行加权外推，且「知晓」仅取「自报曾获医生诊断」单一口径。因此样本结构与文献[14]不完全一致，结果不可直接比较，但内部逻辑自洽、口径明确。

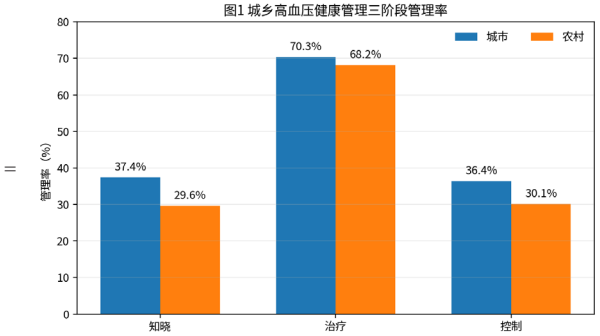


图1：城乡高血压健康管理三阶段管理率

注：管理率为按2011年CHNS调查权重计算的加权比例；3340、1105和744分别为序贯模型知晓、治疗和控制阶段的未加

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

权有效样本量。加权比例不能用于反推下一阶段未加权人数。

城市居民高血压知晓率为37.4%，农村居民为29.6%，相差7.8个百分点；治疗阶段城市居民治疗率为70.3%，农村居民为68.2%，相差2.1个百分点；控制阶段城市居民控制率为36.4%，农村居民为30.1%，相差6.3个百分点。城乡差距在治疗阶段缩小，在控制阶段有所回升，并非依次递减。结合回归结果可知，较为稳定的城乡差异主要集中在疾病知晓环节，治疗和控制阶段虽存在描述性差距，但均未达到统计显著水平。由此表明，城乡健康管理差异具有阶段性，不能将控制阶段的不显著结果解释为城乡差异完全不存在。

（二）不同模型下城乡差异的估计结果

三类模型的比较结果见表2。单阶段 Logistic 模型将三个管理结局作为彼此独立的结局，并统一以3340名高血压患者为风险集；序贯 Logistic 模型依据前序状态分别在3340名高血压患者、1105名已知晓者和744名已治疗且控制结局完整者中估计条件概率；多层次序贯 Logistic 模型在序贯风险集基础上进一步控制社区聚类。三种设定均显示，知晓阶段城市居民具有显著优势，治疗和控制阶段的城乡差异未达到统计显著水平。多层次序贯模型中，知晓阶段 OR 为1.313（95%CI：1.05 ~ 1.64，P=0.0178）；治疗阶段 OR 为0.996（95%CI：0.75 ~ 1.33，P=0.9781）；控制阶段 OR 为1.275（95%CI：0.87 ~ 1.87，P=0.2124）。不同模型下城乡效应的方向与显著性判断基本一致，表明主要结论对风险集界定和社区聚类调整具有一定稳健性。

表2：城乡高血压健康管理三阶段主要估计结果

管理阶段	序贯模型样本量	城市 / 农村管理率	单阶段 LogisticOR（95%CI）	序贯 LogisticOR（95%CI）	多层次序贯 LogisticOR（95%CI）
知晓	3340	37.4%/29.6%	1.333（1.17 ~ 1.52）P<0.001	1.333（1.07 ~ 1.67）P=0.012	1.313（1.05 ~ 1.64）P=0.0178
治疗	1105	70.3%/68.2%	1.032（0.79 ~ 1.35）ttP=0.816	1.032（0.77 ~ 1.39）P=0.834	0.996（0.75 ~ 1.33）P=0.9781
控制	744	36.4%/30.1%	1.282（0.93 ~ 1.77）P=0.131	1.282（0.88 ~ 1.87）P=0.198	1.275（0.87 ~ 1.87）P=0.2124

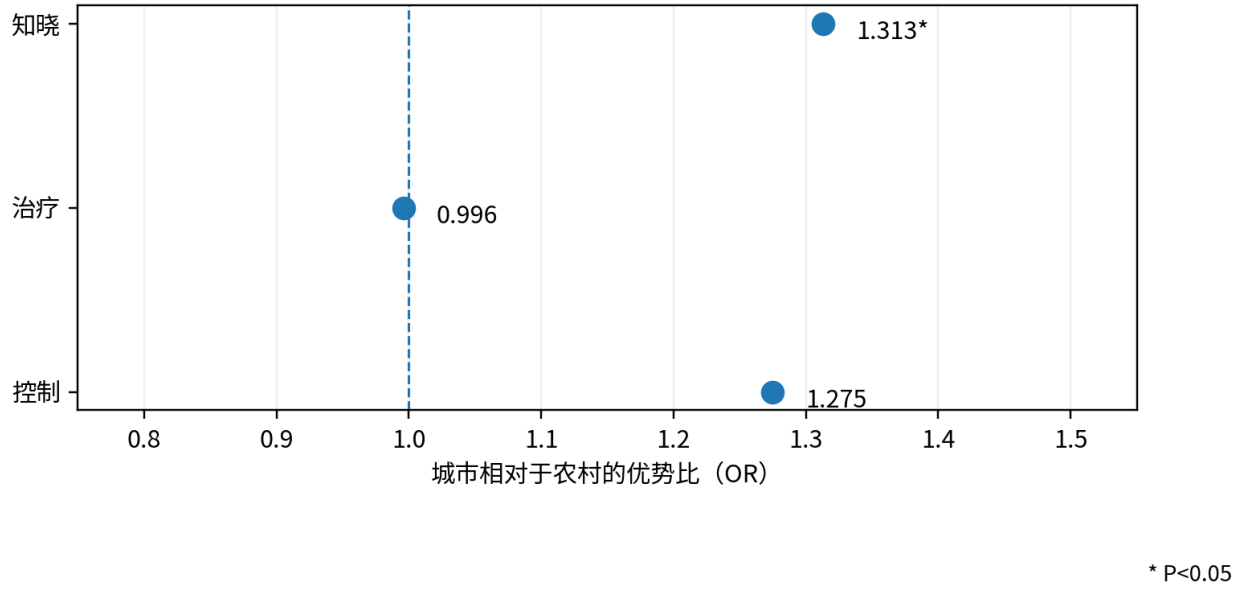


图2：多层次序贯 Logistic 模型下城乡效应

注：OR 以农村居民为参照组，OR>1表示城市居民具有较高的阶段进入优势。表中95%CI 依据原稿保存的 OR、P 值和标准误按 Wald 方法复核；P 值分别列于相应模型结果下方。单阶段模型三个结局均以3340名高血压患者为风险集；序贯及多层次序贯模型样本量依次为3340、1105和744。

（三）社区聚类效应与模型比较

高血压健康管理除受个体人口社会经济特征影响外，还会受到社区层面未观测因素影响。本文多层次序贯模型采用三阶段共享的社区随机截距，阶段固定效应参数分别估计，因此只产生一个反映联合模型社区聚类程度的总体 ICC，而非三个阶段各自独立的 ICC。共享随机截距联合模型与不含随机效应模型的似然比检验在1% 水平上显著；总体 ICC 为0.1798，设计效应（DEFF）为2.87，表明同一社区居民的健康管理结果存在相关性。纳入社区随机效应后，城乡变量在知晓阶段仍然显著，治疗、控制阶段均不显著。随机截距显著只能说明社区层面存在聚类结构，不能直接证明差异由基层医疗资源、健康服务质量或社区健康氛围造成。较为谨慎的解释是，社区环境差异可能与居民高血压健康管理水平相关，具体原因仍需结合直接测量的社区变量识别。

（四）稳健性分析

本文采用单阶段 Logistic 模型、三阶段序贯 Logistic 模型和多层次序贯 Logistic 模型比较城乡核心效应的方向与显著性。三种设定均表明，知晓阶段城市居民具有显著优势，治疗、控制阶段城乡差异未达到统计显著水平。模型诊断结果显示，知晓、治疗阶段的结局分布存在不平衡现象，不能将某一个拟合指标作为

Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

预测能力的唯一标准，控制阶段 AUC 值为0.622。因此，本文综合比较各模型核心效应的方向、区间估计和显著性，据此判断核心结论的稳健性。研究仅使用2011年横断面数据，不涉及跨波次重复观测；社区内相关性通过共享社区随机截距和社区聚类稳健标准误加以处理。横断面设计不能建立时间先后顺序，KHB 分解仅反映统计意义上的中介关系，不能作因果解释。

三、城乡高血压管理差异的统计传导路径

前文结果表明，城乡差异主要集中于高血压知晓阶段。为考察教育与收入在该差异中的统计中介作用，并避免教育年限与最高学历高度相关造成模型不稳定，本文设置三个相互独立的 KHB 模型：KHB-A 以教育年限为中介变量，KHB-B 以最高学历为中介变量，KHB-C 以对数收入为中介变量。三个模型使用同一知晓阶段样本和相同控制变量，并采用1000次 Bootstrap 估计95% 置信区间。KHB-A 的间接效应为0.0747，95% 置信区间为0.0469 ~ 0.1072，中介比例为22.7%；KHB-B 的间接效应为0.0945，95% 置信区间为0.0591 ~ 0.1197，中介比例为26.2%，两项教育指标的间接效应均达到统计显著水平。KHB-C 的间接效应为0，95% 置信区间为 -0.0336 ~ 0.0286，P=0.9985，中介比例为0，未发现显著的收入统计中介作用。各比例对应不同模型，只用于比较各中介变量单独纳入时的解释程度，不作加总。上述结果反映变量间的统计分解关系，不构成因果机制证据。

表3：KHB 中介效应分解结果

KHB 模型及中介变量	间接效应	95% 置信区间	P 值	中介比例
KHB-A：教育年限	0.0747	0.0469 ~ 0.1072	<0.001	22.7%
KHB-B：最高学历	0.0945	0.0591 ~ 0.1197	<0.001	26.2%
KHB-C：对数收入	0.0000	−0.0336 ~ 0.0286	0.9985	0.0%

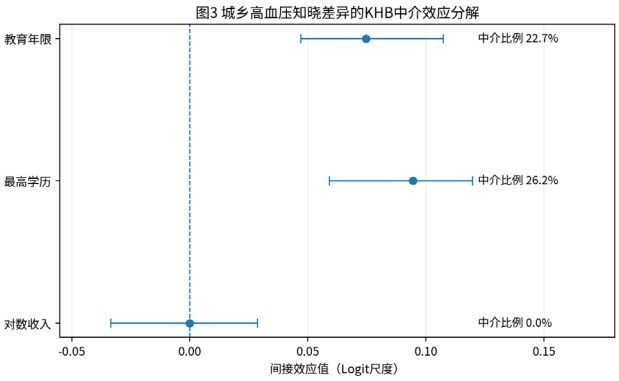


图3：城乡高血压知晓差异的 KHB 统计中介效应分解

注：教育年限、最高学历和对数收入分别对应 KHB-A、KHB-B 和 KHB-C 三个独立模型；各模型使用相同样本与控制变量。中介比例为间接效应占总效应的比例，95% 置信区间基于1000次 Bootstrap 估计，各比例不作加总解释，结果仅表示统计中介关系。

四、结语

本文基于2011年 CHNS 横断面数据，从知晓、治疗和控制三个阶段考察城乡高血压健康管理差异。研究发现，城乡差异主要集中于高血压知晓阶段，治疗和控制阶段差异均未达到统计显著水平；共享社区随机截距的联合模型显示社区层面存在明显聚类效应；分别设定的 KHB 模型表明，教育年限和最高学历具有显著统计中介作用，对数收入的中介效应不显著。农村高血压管理应将干预重点前移，加强主动筛查、健康信息传播与早期识别，推动健康教育、家庭医生签约和基层随访协同开展。受横断面设计限制，本文结论仅反映变量间统计关联，后续可利用追踪数据进一步识别动态变化与因果关系。

参考文献

[1] 国家心血管病中心国家基本公共卫生服务项目基层高血压管理办公室，国家基层高血压管理专家委员会 . 国家基层高血压防治管理指南2025版 [J]. 中国循环杂志，2025,40(9):836-850.
[2] 国家心血管病中心，中国心血管健康与疾病报告编写组 . 中国心血管健康与疾病报告 2023概要 [J]. 中国循环杂志，2024，39(7)：625-660.
[3] 国家心血管病中心 . 中国心血管健康与疾病报告2024[M]. 北京：中国协和医科大学出版社，2025.
[4] 国家卫生健康委等六部门 . 关于加强基层慢性病健康管理服务的指导意见 [EB/OL].2025-10-29.
[5] 中共中央，国务院 . “健康中国2030”规划纲要 [A/OL]. 2016-10-25.
[6]PENG W Y, LIN S Q, CHEN B W, et al. Area-level socioeconomic inequalities in mortality in China: a nationwide cohort study based on the ChinaHEART project[J]. The Lancet Public Health, 2024, 9(12):e1014-e1024.
[7]China Health and Nutrition Survey (CHNS).China Health and Nutrition Survey[DB/OL].Chapel Hill:University of North Carolina at Chapel Hill; Beijing:Peking University Health Science Center.https://chns.cpc.unc.edu/.
[8]AKL C, AKIK C, GHATTAS H, et al. The cascade of care in managing hypertension in the Arab world: a systematic assessment of the evidence on awareness, treatment and control[J]. BMC Public Health, 2020, 20(1):835.
[9]DATTA B K, ANSA B E, HUSAIN M J. An analytical model of population level uncontrolled hypertension management: a care cascade approach[J]. Journal of Human Hypertension, 2022, 36:726-731.
[10]FONTIL V, BIBBINS-DOMINGO K, KAZI D S, et al. Simulating strategies for improving control of hypertension among patients with usual source of care in the United States: the blood pressure control model[J]. Journal of General Internal Medicine, 2015, 30(8):1147-55.
[11]HAGGSTROM G W. Logistic regression and discriminant analysis by ordinary least squares[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1983, 1(3):229-238.
[12]LEE C, AYERS S L, KRONENFELD J J, et al. The importance of examining movements within the US health care system: sequential logit modeling[J]. BMC Health Services Research, 2010, 10:269.
[13]GORDON-LARSEN P, ATTARD S M, HOWARD A G, et al. Accounting for selectivity bias and correlation across the sequence from elevated blood pressure to hypertension diagnosis and treatment[J].American Journal of Hypertension,2018,31(1):63-71.
[14]WEI J, MI Y, LI Y, et al. Factors associated with awareness, treatment and control of hypertension among 3579 hypertensive adults in China: data from the China Health and Nutrition Survey[J]. BMC Public Health, 2021, 21:423.

 Copyright © This Work is Licensed under A Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.