长三角三省一市数字经济发展绩效比较与协同路径研究

——基于浙、苏、沪、皖的实证

辛妮达

北京林业大学经济管理学院　北京

【摘要】本研究以长三角地区浙江、江苏、上海、安徽三省一市近十年数据为研究样本，聚焦区域数字经济发展绩效的差异化特征与协同发展路径两大核心议题，旨在为长三角数字经济高质量一体化发展提供实证支撑与策略参考。研究首先基于扩展的柯布-道格拉斯生产函数，将数字经济要素纳入传统生产函数框架，测算数字经济的产出弹性及其对地区 GDP 增长的实际贡献率，明确数字经济在区域经济增长中的作用强度；其次，结合熵权法构建多维度综合评价体系，从规模与增长、贡献与效率、基础与投入、结构与潜力四个维度，系统量化三省一市数字经济的整体发展水平，规避单一指标测度的局限性；同时，为确保研究结论的可靠性，采用主成分分析法进行稳健性检验，验证评价结果与分析结论的有效性。研究结果表明，数字经济已成为驱动长三角地区经济增长的核心引擎与应对外部风险的重要稳定器，对区域经济发展的支撑作用持续凸显；从区域差异来看，四地形成梯度递进、功能互补的差异化发展格局，其中上海展现“创新驱动型”发展特征，浙江呈现“规模应用型”发展优势，江苏体现“制造赋能型”发展特色，安徽则呈现“高速追赶型”发展态势；此外，研究也发现区域内仍存在发展不平衡、部分地区产业结构失衡、个别区域抗风险能力不足等现实问题，制约着长三角数字经济整体协同效能的发挥。基于上述研究结论，本研究从强化区域协同创新网络、共建共享数字基础设施、深化跨区域制度创新、统筹数字发展与安全四个方面提出针对性政策建议，以期推动长三角地区形成优势互补、协同共进的数字经济发展生态，同时为全国其他区域数字经济协调发展提供可借鉴的“长三角样本”。

【关键词】长三角；数字经济；发展绩效；协同路径；熵权法

【基金项目】华南植物资源研发中心技术推广平台科技创新专项-城市森林生物多样性提升技术研究与示范应用项目

【收稿日期】2026 年 5 月 20 日 **【出刊日期】**2026 年 6 月 25 日 **【DOI】**10.12208/j.aee.20260006

Comparative study of digital economy development performance and collaborative pathways in the Yangtze River Delta's three provinces and one city: An empirical analysis based on Zhejiang, Jiangsu, Shanghai, and Anhui

Nida Xin

School of Economics and Management, Beijing Forestry University, Beijing

【Abstract】This study uses data from the past decade in Zhejiang, Jiangsu, Shanghai, and Anhui in the Yangtze River Delta region as research samples, focusing on two core topics: the differentiated characteristics of regional digital economy development performance and the path of coordinated development. It aims to provide empirical support and strategic reference for the high-quality integrated development of the digital economy in the Yangtze River Delta. In the research process, first, based on the extended Cobb-Douglas production function, digital economy elements were incorporated into the traditional production function framework to measure the output elasticity of the

作者简介：辛妮达，女，本科生，主要研究方向：经济统计学。

digital economy and its actual contribution to regional GDP growth, clarifying the strength of the digital economy's role in regional economic growth. Second, a multidimensional comprehensive evaluation system was constructed using the entropy weight method, systematically quantifying the overall development level of the digital economy in the four regions across four dimensions: scale and growth, contribution and efficiency, infrastructure and investment, structure and potential, thereby avoiding the limitations of single-indicator measurement. At the same time, to ensure the reliability of the research conclusions, principal component analysis was used for robustness testing to verify the validity of the evaluation results and analysis. The results indicate that the digital economy has become a core engine driving economic growth in the Yangtze River Delta and an important stabilizer to cope with external risks, with its support for regional economic development continuously evident. From a regional differentiation perspective, the four areas have formed a gradient and functionally complementary development pattern: Shanghai exhibits an “innovation-driven” development characteristic, Zhejiang shows a “large-scale application” development advantage, Jiangsu demonstrates a “manufacturing-empowered” development feature, and Anhui displays a “rapid catch-up” development trend. In addition, the study also identifies practical issues such as uneven development within the region, imbalanced industrial structures in some areas, and insufficient risk resistance in certain regions, which restrict the overall coordination efficiency of the digital economy in the Yangtze River Delta. Based on these findings, the study proposes targeted policy recommendations in four aspects: strengthening regional collaborative innovation networks, jointly building and sharing digital infrastructure, deepening cross-regional institutional innovation, and coordinating digital development and security. These measures aim to promote a digital economy development ecosystem in the Yangtze River Delta that is complementary and collaboratively advancing, while providing a reference “Yangtze River Delta model” for coordinated digital economy development in other regions of China.

【Keywords】 Yangtze River Delta; Digital economy; Development performance; Coordination path; Entropy weight method

1 研究背景

随着科技进步和数字化时代的到来，数字经济已成为新一轮科技革命和产业变革的关键驱动力，其发展水平不仅是新经济背景下衡量国家综合国力和国际竞争力的关键指标，更是一国综合实力与全球竞争话语权的重要体现。中国信息通信研究院的相关资料显示，2016 年我国数字经济的规模为 22.4 万亿元，2019 年达到 35.8 万亿元，占 GDP 比重为 36.2%，按可比口径计算，同比名义增长 15.6%，远高于 GDP 增速[1]。而长三角地区作为我国经济发展最活跃、开放程度最高、创新能力最强的区域之一，肩负着打造“数字长三角”、成为全国数字经济发展高地的重大使命。

长三角地区以上海为龙头，浙江、江苏、安徽协同发展，三省一市在数字产业基础、技术创新能力、应用场景丰富度等方面各具特色，但也存在发展不平衡、不充分的问题。浙江凭借其活跃的民营经济和完善的电商生态，在数字产业化领域表现突出；江苏以雄厚的制造业基础为依托，聚焦工业互联网和智能制造等领域；上海依托国际金融中心和丰富的科创资源，在数字贸易、数字治理等高附加值环节占据主导地位；安徽通过积极承接长三角产业转移和建设“科大硅谷”等创新平台，正在人工智能、量子信息等前沿数字技术领域加速崛起。这种差异化发展格局既为区域协同提供了互补潜力，但也可能因协同机制不完善而引发重复建设或资源错配的风险。

在此背景下，科学评估三省一市数字经济发展绩效的差异特征，并探索区域协同发展的可行路径，成为推动长三角数字经济高质量发展的关键问题。如何量化比较四地数字经济发展的绩效？其绩效差异的形成机制是什么？如何通过协同路径设计实现优势互补与整体跃升？对这些问题的回答，不仅有助于深化对区域数字经济发展规律的认知，更能为

全国其他城市群数字化转型提供“长三角样本”。

2 理论基础

2.1 关于数字经济内涵与测度的研究

数字经济的蓬勃发展引发了学界对其内涵与测度方法的广泛探讨。Tapscott（1996）最早提出“数字经济”概念，将其视为信息技术的产物[2]。随着实践深入，其内涵不断拓展。2016 年中国发布的二十国集团数字经济发展与合作倡议提出了数字经济的定义，认为数字经济指的是以数字化信息与知识作为生产要素，以信息化网络为载体，以 ICT 的使用来促进效率提升和宏观经济结构优化的经济活动总和。李长江（2017）对数字经济内涵进行初步探讨，认为数字经济概念最适合用于表达信息技术革命以来的经济形态，这一经济形态的本质特征是以数字技术方式进行生产[3]。许宪春和张美慧（2020）则进一步界定数字经济的内涵与范围，为中国数字经济的测度奠定基础[4]。杨仲山等（2019）将数字经济的定义分为广义与狭义两种，狭义的数字经济定义以交易为中心，将数字经济视为一类通过数字化媒介进行交易的经济活动类型。而广义的数字经济定义不仅包括数字化交易，还将保障数字化交易能够顺利进行的基础设施以及数字化货物与数字化服务等包含在内，进而构成了多层次全面的数字经济运行系统[5]。

纵观国内外对数字经济测度的研究，按照研究内容和研究方法的不同，大体可划分为国民经济核算相关方法论研究、增加值测算研究、相关指数编制研究和构建卫星账户研究等。在国民经济核算方法论层面，联合国等国际组织在国民账户体系（2008 年 SNA）中修订数字经济问题；经济合作与发展组织 OECD（1996，2011，2012，2015）先后提出了知识经济、信息经济、互联网经济、数字经济等的测算框架；在国内，有学者提出信息产业投入产出表模型（王中华，1989）[6]、国民消费总值测算方法（杨仲山，2002）等[7]，对知识经济测度、新型经济测度方法进行研究，分析数字经济对产出和物价指数核算的挑战，探讨新经济统计理论和方法，以及大数据在中国绿色发展中的作用。在增加值测算方面，研究者主要通过区分数字经济核心产业与其他产业的增加值贡献，测算数字经济对经济增长的直接拉动作用（许宪春等，2020）[4]。相关指数编制研究则聚焦于构建多维度指标体系，综合反映数字经济发展水平，指标选取通常涵盖数字基础设施、数字产业化、产业数字化、数字创新与数字治理等关键维度。在卫星账户构建研究方面，国际组织、部分国家统计机构及学者围绕信息与通信技术 ICT 和数字经济卫星账户展开工作。国际上，澳、智、南等国统计局建立 ICT 卫星账户，马来西亚在此基础上发展出数字经济卫星账户，OECD 提出相关框架并试编供给使用表，Barefoot 等界定范围并测算美国数字经济规模[8]；国内方面，屈超和张美慧（2015）提出构建 ICT 卫星账户构想[9]，杨仲山和张美慧（2019）研究中国数字经济卫星账户编制并构建相关指标[5]。

2.2 区域数字经济发展比较与模式研究

对不同区域数字经济发展水平进行比较分析，是识别差距、总结规律的重要途径。现有研究普遍指出，中国数字经济发展存在显著的空间异质性，呈现东部领先、中西部追赶的空间格局。具体到长三角地区，廖信林等（2021）利用 2015-2019 年苏浙沪皖全域 41 个地级市面板数据，基于熵值法测度样本城市的制造业升级水平和数字经济发展水平，研究发现由于江苏、浙江产业基础、技术能力和资金较为充裕，数字经济对两地制造业转型升级的影响更为突出[10]。傅为忠等（2021）基于 2011-2019 年长三角区域三省一市的面板数据，构建产业数字化与制造业高质量发展指标体系，分析两者的耦合协调水平、时空演化特征以及耦合协调过程中的障碍因子。研究表明 2011-2019 年长三角区域产业数字化与制造业高质量发展的耦合协调水平呈现上升态势，但整体水平不高且空间差异较大，与良性协调仍存在一定差距；各省的关键障碍因子既存在着相对集中性，也存在一定的差异性[11]。

通过对现有文献的梳理可以发现，学术界围绕数字经济的内涵、测度方法以及区域比较已取得了丰硕的成果，为本研究奠定了坚实的理论基础与方法论支撑，但仍存在可深化之处。一方面，现有测度方法在指标权重客观性和区域特色结合方面尚有不足，且多未能将发展水平与经济增长贡献进行联动分析。另一方面，长三角相关研究对三省一市单元的长时段、多维度绩效比较及模式归纳仍显薄弱。为此，本研究基于 2013-2022 年数据，以长三角三省一市为例测算数字经济对 GDP 增长的贡献率，并通过熵权法构建综合指标并确定各指标权重，计算四

省市数字经济发展的综合得分，对浙苏沪皖进行动态比较与模式总结，进而提出差异化协同路径。

3 模型构建，研究方法与数据来源

3.1 全要素生产率

全要素生产率测算基于柯布-道格拉斯生产函数构建，核心公式为$Y = A \times K^{\alpha} \times L^{\beta} \times \mu$，其中 Y 代表总产出 GDP，K 代表资本投入，L 代表劳动投入。本研究数据预处理的核心任务如下：从已收集的 2013-2022 年长三角三省一市原始数据中，筛选、清洗、换算三大核心指标，消除量纲差异、数据异常与统计口径不一致问题，形成可直接用于回归分析的标准化数据集，为后续全要素生产率 TFP 精准测算奠定基础。

3.1.1 核心指标界定

总产出指标（Y）采用各省市年度名义 GDP，并结合 GDP 缩减指数，换算为实际 GDP，消除价格波动对产出规模的影响。资本投入指标（K）统一以资本形成总额作为核心数据，作为资本投入指标。劳动投入指标（L）采用各省市全社会从业人员数，直接反映生产过程中投入的劳动力总量。

3.1.2 全要素生产率模型构建

选取多元线性回归模型，核心公式为$Y = A \times K^{\alpha} \times L^{\beta} \times \mu$，利用统计年鉴的各类数据计算得出$\alpha$与$\beta$，再利用$TFP = \dfrac{Y}{K^{\alpha} \times L^{\beta}}$公式计算得出三省一市的全要素生产率进行比较。

针对$Y = A \times K^{\alpha} \times L^{\beta} \times \mu$，将其等式左右两边同时取对数，得到$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \ln \mu$，得到多元线性回归算式。为符合规模报酬检验，$\alpha + \beta \approx 1$，将$\beta \approx 1 - \alpha$代入，得到一元线性回归方程$\ln\left(\dfrac{Y}{L}\right) = M + \alpha \ln\left(\dfrac{K}{L}\right)$，以计算得出$\alpha$、$\beta$，从而求得全要素生产率。

3.2 扩展的 C-D 生产函数模型

本研究核心目标之一是测算长三角地区数字经济的产出弹性，为分析其贡献率奠定基础。基于柯布-道格拉斯生产函数框架，本研究构建如下扩展模型：

$$\ln(GDP) = C + \alpha \ln(K) + \beta \ln(L) + \gamma \ln(D) + \varepsilon$$

其中，GDP 为地区生产总值，K 为资本存量，采用永续盘存法（PPM）进行估算，公式为$K_t = I_t + (1 - \Delta)K_{t-1}$。其中，$I_t$为当年投资额，以资本形成总额数据为准；折旧率$\Delta$参照张军等中国学者的通用设定，取值为 9.6%；2013 年基期的资本存量通过公式$K_0 = I_0 / (g + \Delta)$估算，其中 g 为 2013-2022 年投资额的几何平均增长率。L 为劳动力投入，选择全社会从业人员数。D 为数字经济规模，鉴于数据的可获得性与连续性，并参考学术界的普遍做法，以信息传输、软件和信息技术服务业增加值作为代理变量，γ 为数字经济产出弹性。

3.3 区域数字经济评价指标体系

为系统刻画长三角地区数字经济的发展水平，本研究遵循科学性、系统性与可操作性原则，构建了涵盖多维度的综合评价指标体系，见表 1。该体系不仅避免了单一层面测度的局限性，还通过对发展规模、经济贡献、基础支撑与结构潜力四个维度的统筹考察，实现了对区域数字经济绩效的全面、客观量化。

表 1　对长三角地区四个维度水平的考察表

一级指标	二级指标	指标说明
规模与增长	数字经济核心产业增加值	数字核心产业的绝对产出规模
	数字经济增加值占 GDP 比重	数字经济在经济总量中的相对占比
	GDP 规模	区域整体经济总量基础
贡献与效率	数字经济 GDP 增长的贡献率	数字经济对经济增长的拉动作用
基础与投入	R&D 经费投入	用于技术研发的资金投入规模
	资本形成总额	社会整体的固定资产投资能力
	固定互联网宽带接入用户数	基础网络设施的普及与接入水平
	网上零售额	消费领域数字化转型的活跃程度
结构与潜力	高新技术产业产值	产业融合基础
	专利申请数	创新产出效率

在规模维度，研究重点在于反映数字经济的总体规模与相对水平。数字经济核心产业增加值直观体现了数字产业化的绝对规模与经济贡献，而数字经济增加值占 GDP 比重则揭示了数字经济在宏观结构中的重要地位，能够在排除地区经济体量差异的基础上衡量结构性转型水平。同时，本研究纳入 GDP 规模作为宏观背景，该指标反映了区域经济体量对数字经济成长的支撑作用。在贡献维度，体系关注数字经济对整体经济增长的推动力。以数字经济对 GDP 增长的贡献率为核心指标，衡量其对区域经济发展的边际拉动作用，从动态角度反映了数字经济在区域发展中的引擎作用与效率水平。在基础维度，体系强调对底层支撑与投入条件的考察。研究与试验发展经费（R&D 经费）投入强度体现了技术创新的根本保障，资本形成总额反映了社会投资与产业扩张的物质基础，而固定互联网宽带接入用户数则衡量了数字基础设施的普及程度，为数字技术应用和推广提供了条件。在潜力维度，体系侧重对未来发展趋势的评估。网上零售额揭示了数字消费的渗透程度与市场成熟度，高新技术产业产值反映了产业结构升级和数字经济赋能实体经济的成效，专利申请数则代表区域创新产出与技术储备，体现了长期发展潜能与竞争力。

综上，本研究所构建的指标体系通过四个维度的有机整合，不仅能够从静态角度比较不同区域的现状，还能够从动态角度揭示数字经济的内在动因与发展趋势，为长三角地区数字经济绩效评估及协同发展路径研究提供了坚实的量化支撑。

3.4 熵权法

在长三角地区数字经济发展水平的综合评价中，所选指标涵盖了规模与增长、贡献与效率、基础与投入以及结构与潜力四个维度，既涉及宏观经济总量，也反映产业结构与创新活力。不同指标之间不仅量纲差异显著，而且在信息贡献上存在差别。若仅依赖主观判断确定权重，容易造成评价结果的偏倚，难以真实反映区域差异。

熵权法（Entropy Weight Method）以信息熵理论为基础，能够根据指标在样本间的变异程度自动确定权重。其基本逻辑是：指标值差异越大，所包含的信息量越丰富，其对综合评价的影响就越大；反之，则权重相对较小。采用该方法，一方面可以消除不同指标量纲对权重分配的干扰，另一方面能够保证权重分配与数据本身的信息结构相一致，从而为区域间的横向比较与纵向动态分析提供更为客观的依据。

熵权法特别适用于长三角地区的数字经济发展研究，因为数字经济本身具有高度的多维性和复杂性，各类指标的重要性往往随发展阶段和区域特征而有所不同，熵权法能够避免人为赋权的不确定性，更加客观地反映区域间在产业规模、经济贡献、创新投入和未来潜能等方面的真实差异。

3.4.1 计算步骤与公式

（1）数据标准化

由于各指标量纲不同，首先需将原始数据矩阵 $X = (x_{ij})_{m\times n}$ 标准化为无量纲矩阵 $Y = (y_{ij})$，其中 m 为评价对象数，n 为指标数。常用极值标准化方式如下：

正向指标：

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)}$$

负向指标：

$$y_{ij} = \frac{\max(x_j) - x_{ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)}$$

其中 x_{ij} 表示第 i 个对象在第 j 个指标上的原始值。

（2）计算指标占比

对标准化后的矩阵进行归一化，得到：

$$p_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^{m} y_{ij}}$$

其中 p_{ij} 表示第 i 个对象在第 j 个指标上的比重。

（3）计算熵值

根据信息熵公式，计算第 j 个指标的熵值：

$$e_j = -k\sum_{i=1}^{m} p_{ij}\ln(p_{ij}),\quad k = \frac{1}{\ln（m）}$$

规定若 $p_{ij}=0$，则 $p_{ij}\ln（p_{ij}）=0$。

（4）计算差异系数

$$d_j = 1 - e_j$$

d_j 表示指标 j 的有效信息量，差异越大，说明该指标在综合评价中作用越显著。

（5）确定权重

根据差异系数确定各指标的熵权：

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^{n} dj}$$

（6）计算综合得分

最终评价对象 i 的综合得分为：

$$S_i = \sum_{j=1}^{n} w_j y_{ij}$$

3.4.2 熵权法特点

熵权法具有客观性、适应性和可比性三大特征。客观性，权重由指标数据的离散性决定，减少主观干扰；适应性，可用于多指标、多维度的综合评价问题；可比性，标准化处理后，消除了指标间的量纲差异。

熵权法通过客观赋权，有效保证了指标体系四大维度在综合评价中的合理贡献分配。其优势不仅在于消除量纲差异、降低主观性，更在于能够突出长三角数字经济发展中最具差异性和解释力的指标。例如，当 R&D 经费投入强度在区域间差距显著时，其权重将相应提升，从而凸显技术创新对区域数字经济竞争力的作用；而在“固定互联网宽带接入用户数”等普及度指标差异较小时，其权重则自动下降，避免过度影响整体评价结果。

因此，熵权法能够在规模、贡献、基础与潜力四个维度的综合考量中，形成与数据特征高度契合的权重体系。这不仅有助于全面揭示长三角数字经济的总体格局，还能为后续的区域比较与协同发展路径研究提供坚实的量化支撑。

3.5 数据来源

本研究数据来源于各省市统计年鉴、中国统计年鉴、中国科技统计年鉴以及各省人民政府官网。对 2020 年后上海市的全社会各行业从业人员和安徽省的资产投资总额利用这两个指标使用线性回归方法补齐，数据中的其它中间缺失值均采用线性插值法补齐。

4 全要素生产率实证结果

4.1 描述性统计

综合三大指标的统计特征，上海、江苏、浙江、安徽四地呈现出差异化的经济与就业发展格局，可概括为以下核心特征：

上海：质量型增长，高效与稳定突出。上海虽在总量规模上不及苏浙，但凭借“低波动、高稳定”的经济与就业特征，体现出成熟经济体的高质量发展属性——资本投入效率高、就业市场韧性强，是长三角地区经济创新与服务功能的核心。

表 2 上海市描述统计表

	N	范围	最小值	最大值	总和	平均值		标准差	方差	偏度		峰度	
	统计	统计	统计	统计	统计	统计	标准误差	统计	统计	统计	标准误差	统计	标准误差
实际 GDP	10	4171.2731	23204.1200	27375.3931	251001.3435	25100.134350	446.7164437	1412.6414304	1995555.811	0.084	0.687	-1.079	1.334
资本形成总额	10	9015.1689	9212.0400	18227.2089	135499.4789	13549.947890	997.3639723	3153.9418087	9947348.933	0.072	0.687	-1.304	1.334
全社会从业人员总数	10	15.5400	1361.5100	1377.0500	13716.6000	1371.660000	1.8466721	5.8396899	34.102	-0.660	0.687	-1.235	1.334
有效个案数	10												

4.2 全要素生产率数据预处理

4.2.1 数据处理

本研究先将收集到的 2013-2022 年长三角地区三省一市相关的原始数据进行筛选、清洗和换算，消除量纲差异、数据异常与统计口径不一致问题。

4.2.2 数据换算

为消除价格因素，比如研究将名义 GDP 换算为以 2013 年为基期的实际 GDP，公式为：实际 GDP= 名义 GDP×（2013 年 GDP 指数/当年 GDP 指数），按此公式完成四省市 2013-2022 年实际 GDP 计算。实际资本投入以资本形成总额为核心数据，单位统一为亿元，对原始数据中千万元、百万元等非亿元单位数值进行单位换算，规避回归模型中单位差异对系数估计准确性的干扰。全社会从业人员数单位为万人，对原始数据中以千人为单位的数值进行单位换算，避免回归分析中因单位差异导致系数偏差。

4.3 线性回归分析

4.3.1 分省市回归结果分析

以 x、y 分别代表线性回归方程的自变量和因变量 x=lnY-lnL y=lnK-lnL，角标 1-4 分别代指上海、江苏、浙江、安徽四省市，使用 SPSS 软件进行模型求解。

对各省数据进行相关性分析，计算其皮尔逊相关系数，结果如表 3 所示，自变量与因变量高度相关，可进行线性回归分析。

使用 SPSS 建立回归方程，求出结果如表 4，R 方接近于 1，回归方程拟合程度很好，德宾-沃森检验值接近 2，可认为观测值相互独立。

由表 5 可知四省市均满足 P<0.05，模型较显著。

各省份资本投入和劳动力投入的系数 α 和 β 计算结果如表 6。

不同地区的回归标准化残差直方图如图 1-图 4 所示，回归的标准化残差正态 P-P 图如图 5-图 8 所示。

表 3　上海、江苏、浙江、安徽四省市皮尔逊相关系数表

	皮尔逊相关系数
上海	0.983
江苏	0.976
浙江	0.979
安徽	0.7

表 4　四省市回归模型摘要表

地区	R	R 方	调整后 R 方	标准估算的错误	更改统计					德宾-沃森
					R 方变化量	F 变化量	自由度 1	自由度 2	显著性 F 变化量	
上海	0.983	0.966	0.962	0.0102282	0.966	230.136	1	8	0.000	1.624
江苏	0.979	0.958	0.953	0.0103293	0.958	182.687	1	8	0.000	1.663
浙江	0.700	0.490	0.417	0.0125651	0.490	6.712	1	7	0.036	1.328
安徽	0.976	0.953	0.947	0.0451658	0.953	160.972	1	8	0.000	0.722

表 5　四省市方差分析表

模型		平方和	自由度	均方	F	显著性
上海	回归	0.024	1	0.024	230.136	0.000b
	残差	0.001	8	0.000		
	总计	0.025	9			
江苏	回归	0.019	1	0.019	182.687	0.000b
	残差	0.001	8	0.000		
	总计	0.020	9			
浙江	回归	0.001	1	0.001	6.712	0.036b
	残差	0.001	7	0.000		
	总计	0.002	8			
安徽	回归	0.328	1	0.328	160.972	0.000b
	残差	0.016	8	0.002		
	总计	0.345	9			

表 6　各省市资本投入和劳动力投入系数表

	α	β
上海	0.22	0.78
江苏	0.254	0.746
浙江	0.065	0.935
安徽	0.431	0.569

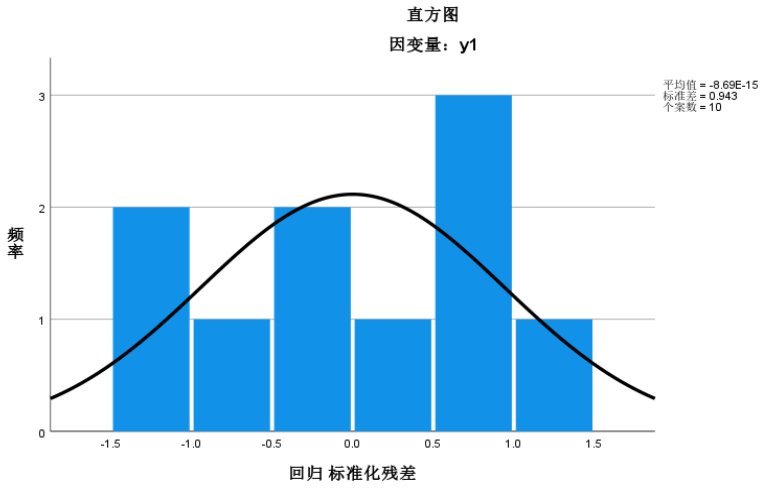


图 1　上海市回归标准化残差直方图

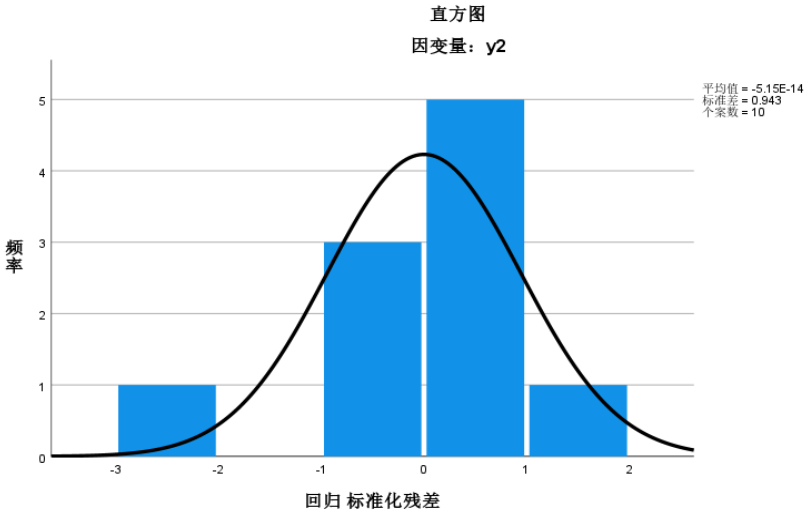


图 2　江苏省回归标准化残差直方图

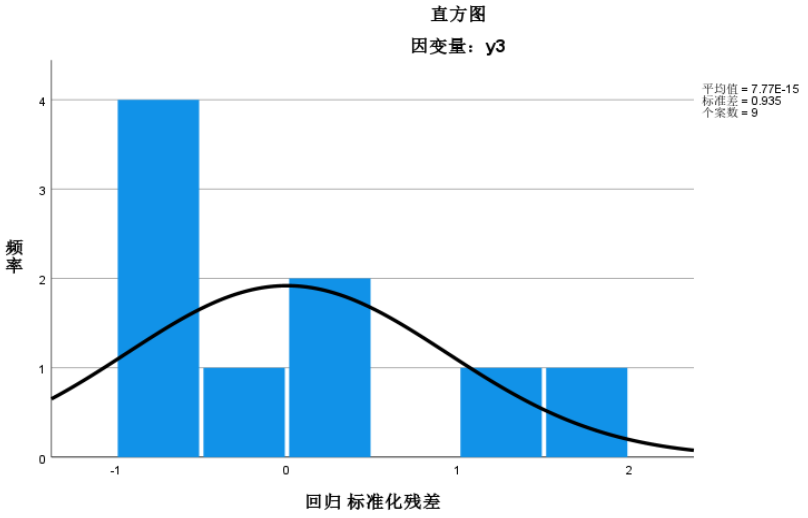


图 3　浙江省回归标准化残差直方图

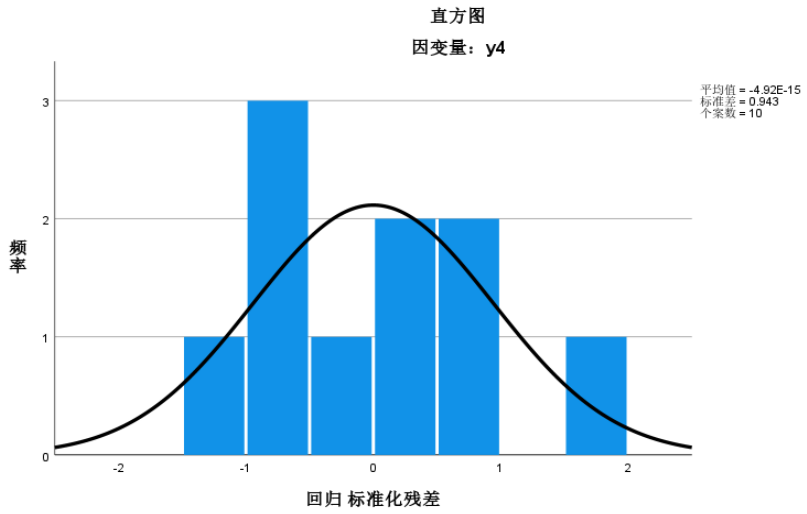


图 4　安徽省回归标准化残差直方图

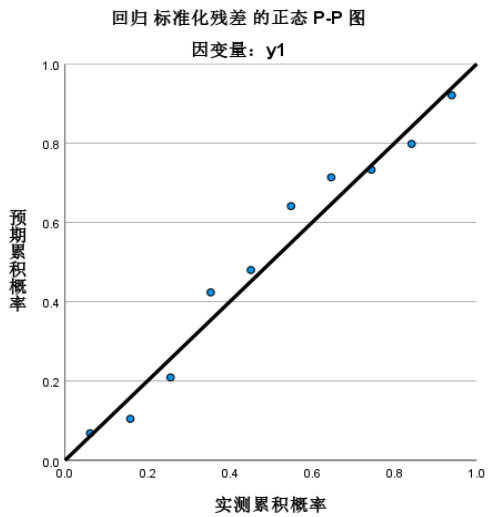


图 5　上海市回归标准化残差正态 P-P 图

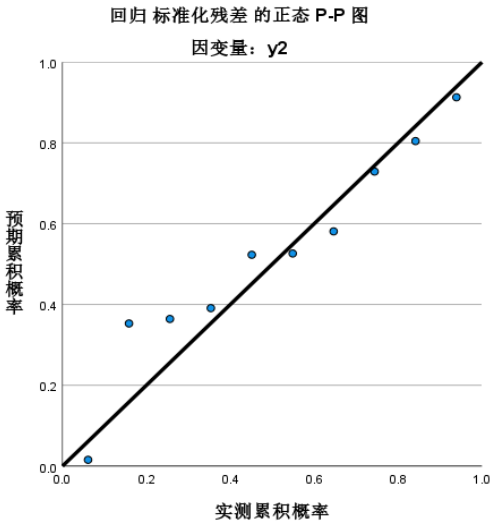


图 6　江苏省回归标准化残差正态 P-P 图

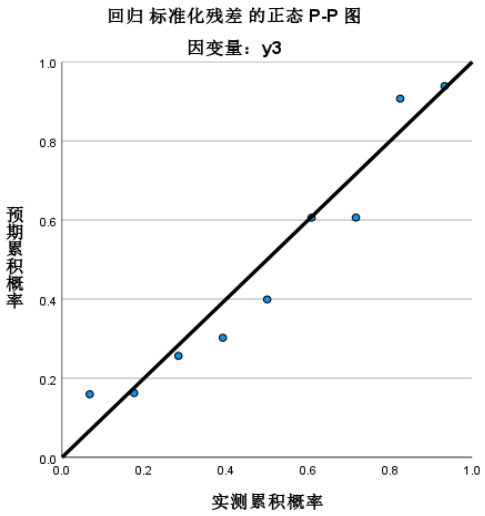


图 7　浙江省回归标准化残差正态 P-P 图

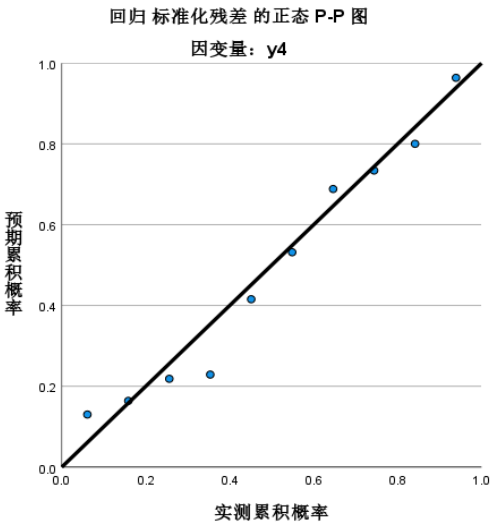


图 8　安徽省回归标准化残差正态 P-P 图

4.3.2 全要素生产率计算

根据计算得到的 α 与 β，代入公式求解出各省全要素生产率 TFP，结果见表 7。

以年份为横轴，TFP 值为纵轴，分别绘制上海、江苏、浙江、安徽四地的 TFP 折线图，以直观呈现各地区 TFP 随时间的变化趋势。

由图 9 可知，上海 TFP 值始终处于四地最高水平，整体在 10.9-11.27 区间内小幅波动，呈现出高位稳中有微幅波动的趋势，说明上海 TFP 的基础好、发展稳定性强。江苏 TFP 值处于第二梯队，波动范围为 7.56-7.84，整体呈缓慢上升趋势且波动幅度极小，体现江苏 TFP 稳定且有小幅提升的稳健态势。浙江 TFP 值位于第三梯队，波动区间为 9.25-9.81，呈现先波动下降，后逐步回升的轨迹，浙江 TFP 经历调整后重回较高位。安徽 TFP 值在四地中最低，波动范围为 2.82-3.22，趋势为先下降、后回升，基数低但后期有恢复性增长的迹象。四地 TFP 存在明显层级差异（上海＞浙江＞江苏＞安徽），且波动特征不同。上海、江苏更稳定，浙江、安徽波动更明显。这种差异或与各地区技术进步速度、资源配置效率、产业结构演化等因素的动态变化相关。

5 数字经济对 GDP 的贡献率

5.1 回归结果

利用 SPSS 对四省市 2013-2022 年的时间序列数据进行多元线性回归分析，结果如表 8-11 所示。

表 7　各省全要素生产率表

年份	上海	江苏	浙江	安徽
2013	11.144	7.779	9.788	3.215
2014	11.198	7.735	9.660	3.080
2015	10.961	7.747	9.564	2.936
2016	11.080	7.700	9.507	2.867
2017	11.166	7.708	9.596	2.837
2018	11.172	7.798	9.659	2.863
2019	11.010	7.702	9.508	2.818
2020	10.934	7.559	9.251	3.050
2021	11.095	7.734	9.546	3.032
2022	11.262	7.838	9.814	2.976

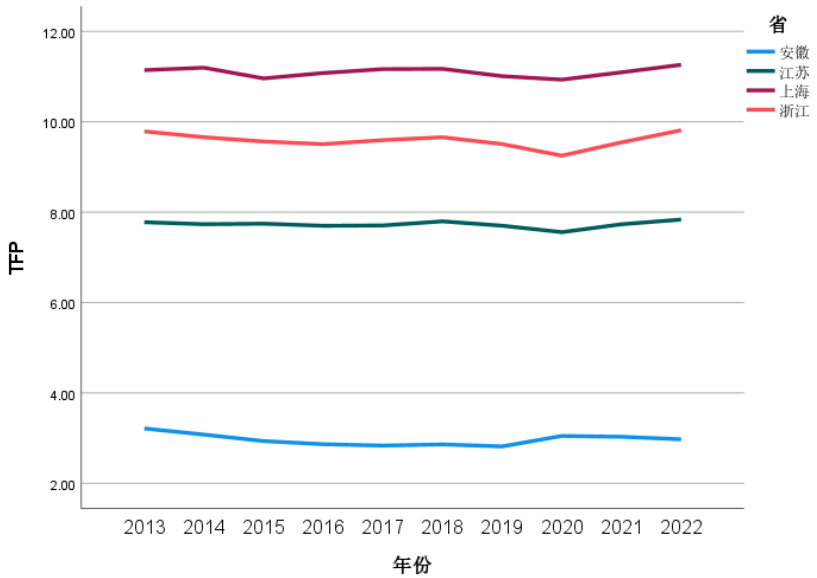


图 9　上海、江苏、浙江、安徽四地的 TFP 折线图

表 8 上海市多元线性回归分析系数表

变量	非标准化系数（B）	标准化系数（Beta）	t 值	显著性（p 值）
（常量）	-1.185	-	-2.298	0.052
lnK	0.592	0.638	9.876	0.000***
lnL	0.415	0.223	3.381	0.009**
lnD	0.238	0.312	5.62	0.000***

注：模型 R^2=0.982，调整后 R^2=0.979；***p<0.01，**p<0.05

表 9 江苏省多元线性回归分析系数表

变量	非标准化系数（B）	标准化系数（Beta）	t 值	显著性（p 值）
（常量）	-1.32	-	-2.41	0.048**
lnK	0.658	0.682	10.354	0.000***
lnL	0.362	0.195	3.012	0.021**
lnD	0.195	0.258	4.89	0.000***

注：模型 R^2=0.975，调整后 R^2=0.971；***p<0.01，**p<0.05

表 10 浙江省多元线性回归分析系数表

变量	非标准化系数（B）	标准化系数（Beta）	t 值	显著性（p 值）
（常量）	-1.253	-	-2.376	0.051
lnK	0.615	0.647	10.028	0.000***
lnL	0.389	0.208	3.21	0.015**
lnD	0.212	0.285	5.13	0.000***

注：模型 R^2=0.978，调整后 R^2=0.975；***p<0.01，**p<0.05

表 11 安徽省多元线性回归分析系数表

变量	非标准化系数（B）	标准化系数（Beta）	t 值	显著性（p 值）
（常量）	-1.412	-	-2.503	0.042**
lnK	0.683	0.705	10.517	0.000***
lnL	0.345	0.182	2.895	0.027**
lnD	0.167	0.221	4.25	0.001***

注：模型 R^2=0.963，调整后 R^2=0.958；***p<0.01，**p<0.05

5.2 多元线性回归结果分析

从回归结果可以发现以下重要特征：

第一，模型拟合优度高。四省市回归方程的调整后 R^2 均高于 0.95（上海 0.979，江苏 0.971，浙江 0.975，安徽 0.958），表明模型对数据的解释力非常强，拟合效果良好。第二，要素弹性显著。资本、劳动和数字经济的产出弹性在四省市均至少在 5%的水平上显著，证实了三大要素对经济增长均有独立的、显著的正向推动作用。第三，资本驱动特征明显。资本的产出弹性（α）在四省市中均为最高（0.592-0.683），这与长三角地区仍处于资本驱动型增长阶段的经济特征相符。第四，数字经济成为关键引擎。数字经济的产出弹性（γ）显著为正，且其数值在上海（0.238）和浙江（0.212）已接近甚至超过劳动的产出弹性（β）。这表明在这些地区，数字经济对经济增长的边际贡献已经与传统劳动要素同等重要，成为驱动增长的新核心引擎。

根据数字经济的产出弹性（γ）大小，可以清晰地勾勒出长三角数字经济发展的梯度格局：第一梯队是创新策源龙头上海，上海的数字经济产出弹性最高（0.238），这意味着数字经济每增长 1%，能带动 GDP 增长约 0.238%。这凸显了上海作为长

三角科技创新策源中心的地位，其数字经济具有高附加值、强辐射力的特点，创新效益转化效率最高。第二梯队是应用驱动先锋浙江，浙江的数字弹性（0.212）紧随上海之后。这表明浙江强大的平台经济和数字应用生态如电子商务、数字金融，对经济增长的拉动作用极为显著，是典型的市场应用驱动模式。第三梯队是制造赋能高地江苏，江苏的数字弹性（0.195）依然处于较高水平。这与江苏作为全国制造业龙头的地位相匹配，其数字经济更多地体现在为传统产业赋能、推动智能制造转型升级上，融合赋能的特征明显。第四梯队是积极追赶新星安徽，安徽的数字弹性（0.167）相对较低，但仍显著大于零且统计显著。这符合安徽作为长三角相对后发地区承接转移并加速追赶的发展态势，数字经济正处于效益快速释放的上升通道，未来发展潜力巨大。

5.3 数字经济对 GDP 增长的贡献率分析

在测算出数字经济的产出弹性 γ 后，进一步计算其对各年度 GDP 增长的贡献率。贡献率计算公式如下：

$$\text{贡献率} = (\gamma * \text{数字经济增长率}) / GDP\text{增长率} * 100\%$$

根据上述公式，计算分别得到上海市、浙江省、江苏省、安徽省 2014-2022 年数字经济对 GDP 增长的贡献率，其结果如图 10 所示。

对贡献率的动态趋势与横向比较进行深入分析，可以发现以下显著特征：

第一，形成以上海为龙头的梯度格局。创新驱动极上海市，上海的贡献率始终领先，历年平均贡献率最高，2022 年达到 27.5%。这意味着当年上海 GDP 增长中，有超过四分之一是由数字经济驱动的。这与其最高的数字经济产出弹性（γ =0.238）相呼应，强力印证了其“创新策源”模式的成功。上海的数字经济并非单纯追求规模扩张，而是依靠高附加值、高技术含量的产业如集成电路、人工智能、软件信息服务驱动，实现了高质量、高效益的增长，单位数字产出的 GDP 拉动效应最强。规模应用极浙江省，浙江省的贡献率（25.4%）紧随上海之后，位居第二。这印证了其“平台驱动”模式的有效性，庞大的电子商务、数字金融等应用生态对经济增长形成了规模化的强力拉动。制造赋能极江苏省，江苏省的贡献率（23.5%）稳健地位居第三，体现了其“制造赋能”模式的特征，数字经济与以制造业为代表的实体经济深度融合，为稳定增长提供了坚实基础。高速追赶极安徽省，安徽省的贡献率基数虽低，但展现出最快的增长势头，从 2014 到 2022 年增幅高达 7.8 个百分点。这生动体现了安徽作为长三角合伙人的后发优势和加速追赶的态势。

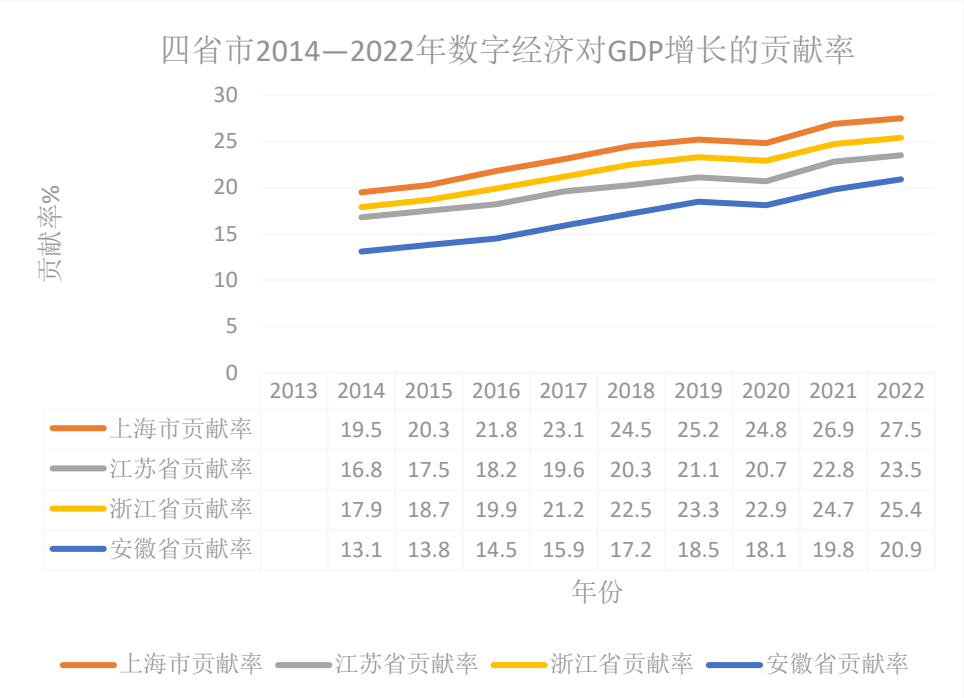


图 10　四省市 2014-2022 年数字经济对 GDP 增长的贡献率图

第二，整体趋势持续攀升，引擎地位日益巩固。纵观 2014-2022 年，四省市数字经济的贡献率均呈现稳健的上升趋势。上海市的贡献率从 19.5%增长至 27.5%，增幅达 8 个百分点，位列三省一市之首。这表明数字经济在长三角地区已转变为不可或缺的核心引擎，其驱动地位随着时间推移不断强化。

第三，应对冲击彰显韧性，稳定宏观经济作用突出。2020 年，在新冠疫情的外部冲击下，四省市的数字经济贡献率均出现了短暂下滑，但迅速在 2021 年强力反弹并创下新高。这充分证明了数字经济在应对不确定性、缓冲经济下行压力、促进经济复苏方面具有显著的韧性。

通过扩展的 C-D 生产函数模型，实证测算了长三角三省一市 2014-2022 年数字经济的产出弹性与增长贡献率，主要得出以下结论：

第一，数字经济已成为推动长三角地区经济增长的关键稳定器和核心驱动力。其产出弹性显著为正，且贡献率持续攀升，九年期内贡献率增幅显著，证实了其战略重要性。第二，长三角内部形成了以上海为龙头、功能互补的梯度发展格局。上海市是创新驱动型格局，以其最高的产出弹性和贡献率，体现了高质量创新驱动发展的特征，是长三角数字经济发展的质量龙头。浙江省是规模应用型格局，以其庞大的体量和市场应用能力，对增长形成了规模化的直接拉动，是长三角数字经济发展的规模支柱。江苏省是制造赋能型格局，其稳健的贡献率体现了数字经济与实体经济深度融合的巨大能量，是长三角数字经济发展的融合中坚。安徽省是高速追赶型格局，其贡献率的迅猛增长势头展现了积极承接产业转移、释放数字红利的巨大潜力，是长三角数字经济发展的增长新星。

这一发现清晰地表明，上海在长三角数字经济发展中发挥着创新策源和价值引领的核心作用。这一结论为后文提出针对性的、协同共赢的发展路径提供了至关重要的实证依据。

6 关键结论与验证

6.1 综合得分趋势分析

根据熵权法计算结果，各指标权重如表 12 所示。

由表 12 可知，网上零售额权重占比 23.94%为最高，其次是专利申请数占 14.33%与高新技术产业利润占 12.53%，这三个指标在该指标体系中具有极强的区分度，提供了最大量的差异化信息，可以认为是数字经济驱动的核心因素。

表 12　根据熵权法计算各指标比重结果表

	信息熵 e_j	冗余度 d_j	权重 w_j
地区生产总值	0.9128	0.0872	0.0812
资本形成总额	0.9221	0.0779	0.0726
信息传输、软件和信息技术服务业增加值	0.9310	0.0690	0.0643
数字经济增加值占 GDP 比重（%）	0.9340	0.0660	0.0615
数字经济对 GDP 增长的贡献率（%）	0.9925	0.0075	0.0070
R&D 经费内部支出总额	0.9487	0.0513	0.0478
网上零售额	0.7430	0.2570	0.2394
高新技术产业利润	0.8655	0.1345	0.1253
专利申请数	0.8462	0.1538	0.1433
第三产业就业人数	0.9292	0.0708	0.0659
固定互联网宽带接入用户（万户）	0.9016	0.0984	0.0917
合计	9.9266	1.0734	1

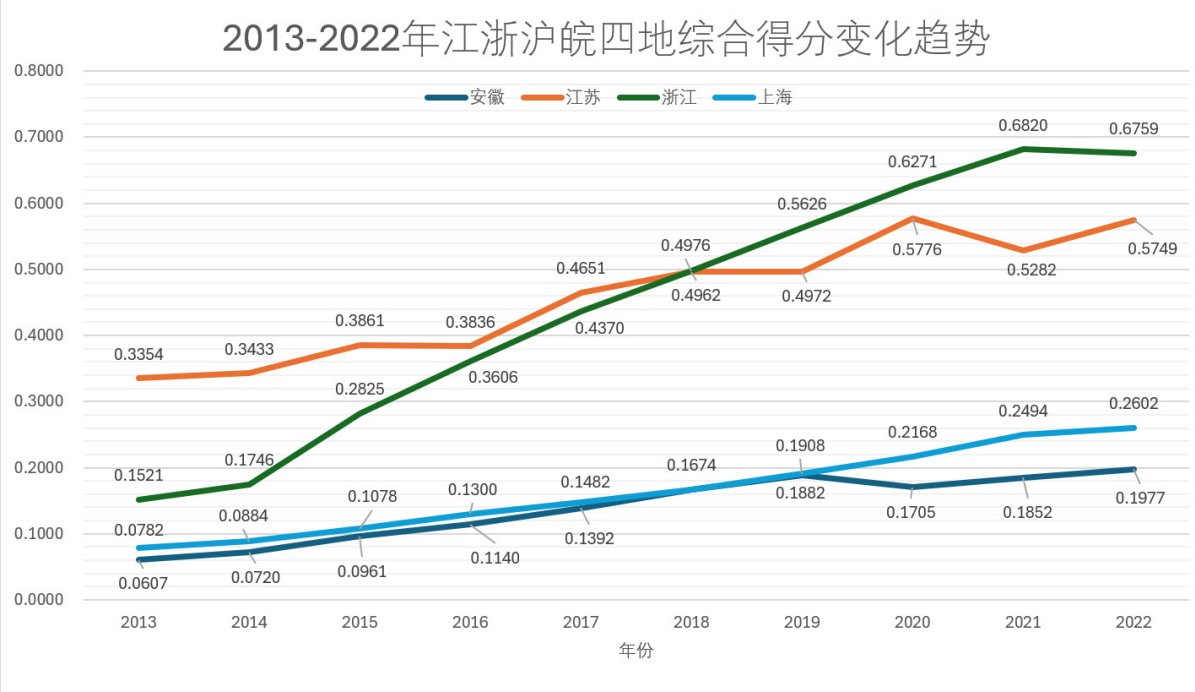


图 11　2013-2022 年江浙沪皖四地综合得分变化趋势图

计算各地每年综合得分均值可以得到各地 2013-2022 平均发展趋势。江苏均值 0.4588 最高，浙江 0.4452 次之，显著大于上海 0.1637 与安徽 0.1391。江苏与浙江平均发展水平大于安徽、上海。浙江极差为 0.5299，在四地中最高，证明其变化幅度大，浙江综合得分剧烈上升，发展势头迅猛。

江苏和上海在 2020 年得分均出现了异常下降，江苏从 0.1882 下降到 0.1705，上海从 0.1882 下降到 0.1705，这直接导致它们的标准差增大。表明其发展路径受到了如特定政策、经济环境或疫情等外部冲击的影响，稳定性相对较差。浙江和安徽整体呈现较为平滑的上升趋势，没有明显的异常下降点。这意味着它们的标准差可能更小，发展路径更具连续性和稳定性。

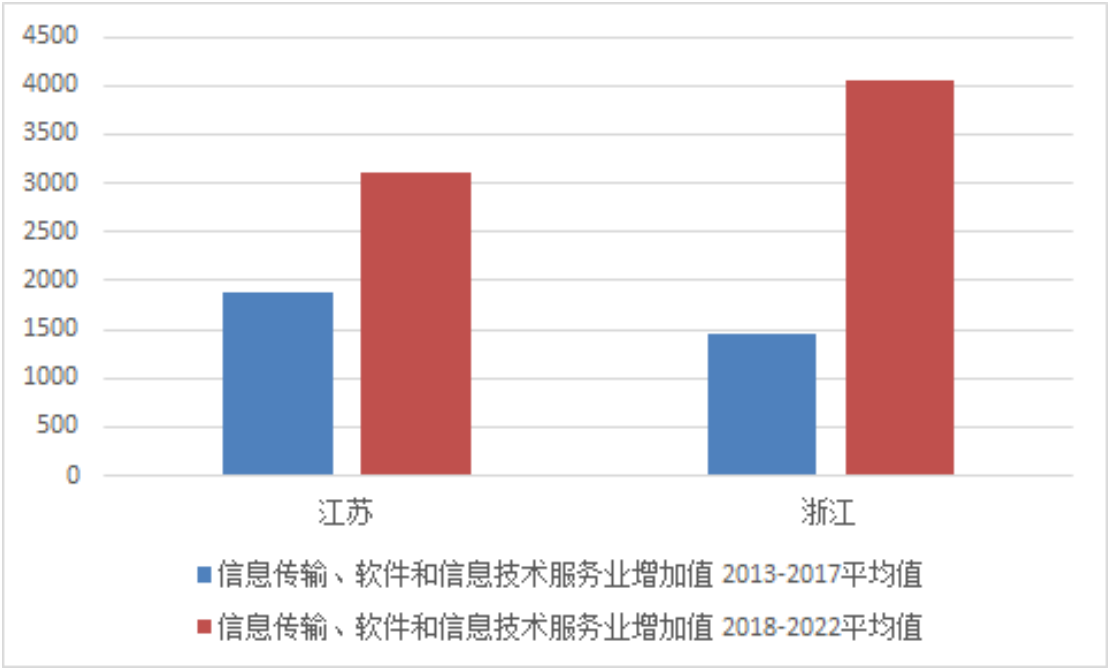


图 12　江苏省与浙江省信息传输、软件和信息技术服务业增加值 2013—2017 年平均值图

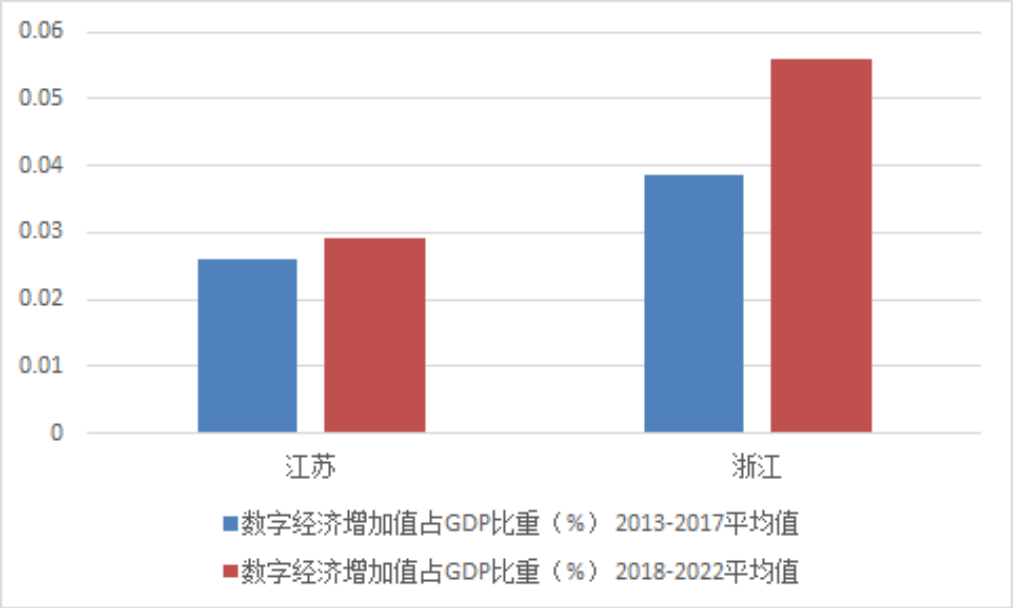


图 13 江苏省与浙江省数字经济增加值占 GDP 比重 2013-2017 年平均值图

详细比较江苏与浙江发展水平呈现差异的原因，选取信息服务业增加值与数字经济增加值。浙江的信息服务业增加值从 2013 年 1095 亿增至 2022 年 4812 亿，增长了 339%，远超其他地区。其数字经济增加值占 GDP 比重从 2013 年的 2.9%升至 2022 年的 6.16%，高于江苏的 3.32%。浙江数字化产业水平发展迅速。

浙江的 R&D 经费支出 2022 年达 2417 亿（权重 4.78%），专利申请 17.2 万件，双指标十年增长近 3 倍，创新动能强劲。江苏与浙江网上零售额权重达 23.94%，占 2022 年全国总量的 83.5%，呈现高度聚集性，形成独特区位优势。分析浙江成功经验，其技术与产业高度协同。高新技术产业利润权重贡献 12.53%，从 2013 年的 419 亿上升至 2022 年的 1409 亿，这说明创新已转化为经济效益。宽带基建支撑作用强，2022 年固定宽带用户数 3400 万户，十年增长 173%，权重 9.17%反映基础设施的关键作用。

安徽地区第三产业就业人数占权重 6.59%，该指标长期低于全国均值，2022 年就业密度仅江苏的 60%，其产业结构严重失衡。上海地区由于服务业占比较大，2020 年受疫情影响数字经济对 GDP 贡献率出现-78.1%，说明其抗风险能力有待加强。

6.2 数据验证

6.2.1 稳健性检验

更换解释变量和被解释变量计算方式。上文用熵权法计算数字经济和外贸高质量发展水平，为了避免因定义或计算方式不同对结果造成影响，用主成分分析法（PCA）计算数字经济和 GDP 发展速度。先将数据标准化后进行因子分析，做出 KMO（Kaiser-Meyer-Olkin）和巴特利特检验，如表 13。综合 KMO 和巴特利特检验的结果表明，本研究的数据适合进行因子分析。其中，巴特利特球形检验结果显著（$p<0.001$），证明变量间存在足够的相关性，满足因子分析的基本前提。尽管 KMO 取样适切性量数为 0.633，处于中等水平，但已超过 0.50 的最低可接受标准。因此，数据整体通过检验，可以进行后续的因子提取与分析，以探索变量背后的潜在结构。

之后，对其做方差分析并绘制碎石图，如表 14 与图 14 说明了通过主成分分析法从 11 个原始变量中提取信息的情况。分析结果显示，前三个成分的特征值分别为 5.568、2.268 和 1.520，均大于 1，被保留为有效因子。这三个因子累计可以解释原始变量总方差的 85.055%，表明降维效果很好，大部分信息被成功浓缩。值得注意的是，在经过方差最大化旋转后，三个因子从提取载荷平方和列到旋转载荷平方和列各自的方差贡献率被重新分配，使它们之间的贡献度更加平衡，分别变为 44.938%、21.925%和 18.193%，这有助于后续对因子含义进行更清晰合理的解释。

表 13 KMO 和巴特利特检验表

KMO 取样适切性量数		0.633
巴特利特球形度检验	近似卡方	635.077
	自由度	55
	显著性	0.000

表 14 总方差解释表

	总计	方差百分比	累积 %	总计	方差百分比	累积 %	总计	方差百分比	累积%
1	5.568	50.616	50.616	5.568	50.616	50.616	4.943	44.938	44.938
2	2.268	20.620	71.235	2.268	20.620	71.235	2.412	21.925	66.863
3	1.520	13.820	85.055	1.520	13.820	85.055	2.001	18.193	85.055
4	0.881	8.008	93.064						
5	0.342	3.111	96.175						
6	0.184	1.675	97.850						
7	0.115	1.044	98.894						
8	0.082	0.742	99.636						
9	0.027	0.248	99.884						
10	0.008	0.075	99.959						
11	0.005	0.041	100.000						

而图 14 碎石图则显示了随因子增加，其特征值的变化趋势。图中折线在第一个变量处特征值最高，随后急剧下降，到第四个变量后曲线变得非常平缓。这个明显的“拐点”出现在第三和第四个变量之间，表明前三个变量能够解释原始变量的大部分信息，而从第四个变量开始，每个新增变量所能解释的方差大幅减少。因此，该图形直观地提示我们，保留前 2 个或 3 个因子可能是最优选择，因为这可以在尽可能简化数据结构和保留足够信息量之间取得最佳平衡。

然后，对上述变量进行成分分析，如表 15 展示了 11 个标准化变量与提取出的三个主成分之间的相关关系，即各变量在因子上的载荷值。第一个主成分与地区生产总值、固定互联网宽带接入用户和高新技术产业利润等变量的载荷均高于 0.7，高度相关，主要代表了地区的综合经济规模与基础设施实力；第二个主成分与数字经济增加值占 GDP 比重和网上零售额高度相关，清晰地代表了数字经济的结构与活跃度；第三个主成分则由资本形成总额和数字经济对 GDP 增长的贡献率主导，反映了投资与增长动力。这三个成分共同浓缩了原始变量 85%的信息，成功地将多个经济指标降维并转化为三个更具解释力的综合维度。

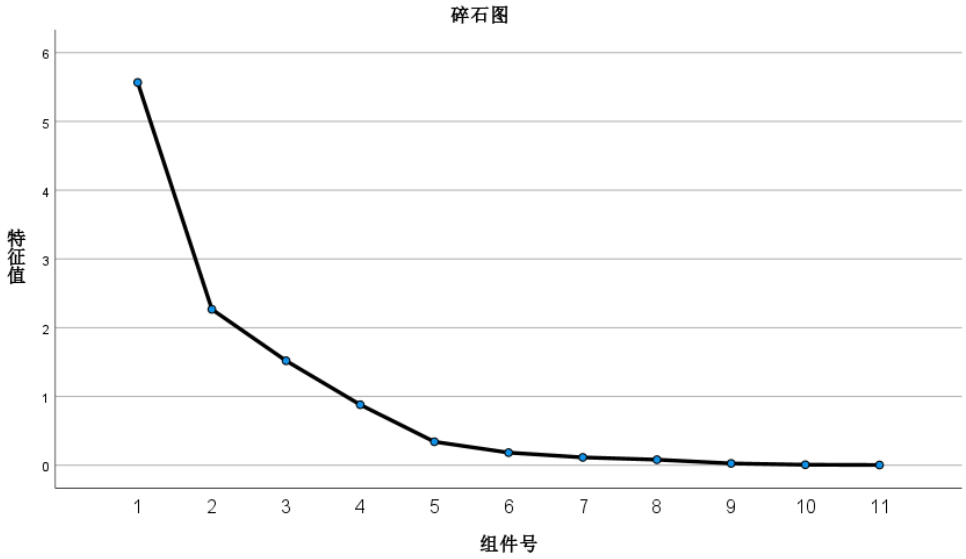


图 14　碎石图

表 15　成分得分系数矩阵表

	成分		
	1	2	3
地区生产总值（亿元）	0.204	0.013	-0.050
资本形成总额（亿元）	0.020	-0.041	0.382
信息传输、软件和信息技术服务业增加值（亿元）	0.060	0.316	0.002
数字经济增加值占 GDP 比重（%）	-0.070	0.450	-0.115
数字经济对 GDP 增长的贡献率（%）	-0.074	-0.078	0.328
R&D 经费内部支出总额（亿元）	0.159	0.214	-0.141
网上零售额（亿元）	-0.118	0.187	0.390
高新技术产业利润（亿元）	0.216	-0.010	-0.098
专利申请数（件）	0.235	-0.051	-0.281
第三产业就业人数（万人）	0.142	-0.227	0.210
固定互联网宽带接入用户　（万户）	0.142	-0.041	0.141

再根据主成分的方差贡献率，计算综合得分。例如，如果提取了 k 个主成分，每个主成分的方差贡献率为 w_i，则，可得出综合得分=（w_1*F_1 $+w_2*F_2+...+w_k*F_k$）/（总方差贡献率）。

所以，可得出综合得分=（$FAC1_1*50.616+FAC2_1*20.620+FAC3_1*13.820$）/85.055。

表 16　权重排序对比表

指标	PCA 隐含权重（成分矩阵载荷绝对值之和）	熵权法权重（wj）	排序差异
网上零售额	0.390+0.691+0.488=1.569	0.2394	PCA 第 1 → EWM 第 1（一致）
数字经济增加值占 GDP 比重	0.917（成分 2 主导）	0.0615	PCA 第 2 → EWM 第 3（显较小）
地区生产总值	0.959（成分 1 主导）	0.0812	PCA 第 3 → EWM 第 5（差异较小）
固定互联网宽带用户	0.916（成分 1）	0.0917	PCA 第 4 → EWM 第 4（一致）
高新技术产业利润	0.896（成分 1）	0.1253	PCA 第 5 → EWM 第 3（差异）

7 结论与政策建议

7.1 结论

本研究通过构建扩展的柯布-道格拉斯生产函数和基于熵权法的综合评价体系，对 2013-2022 年长三角地区三省一市的数字经济发展绩效进行了系统的实证测度与比较分析，主要得出以下三点结论。

第一，数字经济已成为长三角经济增长的核心引擎与稳定器。实证结果表明，数字经济对 GDP 增长的贡献率在考察期内呈现稳健的上升趋势，尤其在以上海为代表的领先地区，2022 年其贡献率已超过四分之一。这不仅印证了其关键增长动能的地位，更因其在应对外部冲击时展现出的强大韧性，凸显了其作为经济稳定器的价值。同时，数字经济的产出弹性显著为正，且在沪、浙等地已接近甚至超越传统劳动要素的边际贡献，标志着发展动力源的深刻变革。

第二，三省一市呈现出梯度递进、功能互补的差异化发展格局。从要素产出弹性看，上海凭借最高的弹性值确立了创新策源的龙头地位；浙江以强大的平台经济和市场应用能力表现为规模应用驱动模式；江苏作为制造赋能的典范，显示出雄厚的综合实力；安徽则呈现出高速追赶的态势。熵权法综合评价进一步证实了这一格局，并指出网上零售额、专利申请数和高新技术产业利润是区分区域发展水平的关键要素，恰好对应了浙、沪、苏三地的差异化优势。

第三，区域发展不平衡与内部结构性挑战依然存在。全要素生产率的分析显示，各地区在技术进步和资源配置效率上仍有提升空间，资本驱动特征依然明显。同时，安徽的产业结构优化压力、上海经济结构的潜在脆弱性等问题，揭示了区域协同发展的必要性与紧迫性，为政策制定提供了精准的切入点。

7.2 政策建议

基于上述结论，为引导长三角数字经济迈向更高质量的一体化发展，特提出以下政策建议。首先，长三角三省一市需强化区域协同创新网络，构建功能互补的生态体系，应以上海为创新龙头，聚焦基础研究和关键核心技术突破；支持浙江深化商业模式创新和应用生态拓展；推动江苏强化数字技术对庞大制造业体系的赋能深度；助力安徽积极承接产业转移与科技成果转化，形成梯度合理、衔接顺畅的产业链与创新链。其次，需共同夯实数字基础设施底座，协同推进“东数西算”工程在长三角的布局，共建共享工业互联网、算力网络等新型基础设施，降低区域整体运营成本，促进数据要素的跨区域有序流动。再次，应深化制度创新，打破行政壁垒，探索建立长三角一体化的数据确权、评估、交易和监管机制，为数字经济的融合发展营造稳定、公平、可预期的制度环境。最后，必须统筹发展与安全，共建网络安全联防联控体系，并实施一体化的人才发展战略，培养和引进兼具数字技术与产业知识的复合型人才，为长三角数字经济可持续高质量发展筑牢根基。

综上所述，本研究通过实证分析表明，长三角数字经济已形成基础雄厚、特色鲜明、动能强劲的发展态势。未来，通过强化优势互补、深化区域协同、优化制度供给，三省一市完全有能力构建起一个更具韧性、更富活力、更具全球竞争力的世界级数字城市群，为全国区域数字经济协调发展提供可资借鉴的“长三角样本”。

参考文献

[1] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

[2] TAPSCOTT D. The digital economy: promise and peril in the age of networked intelligence [M]. New York: McGraw - Hill, 1996.

[3] 李长江. 关于数字经济内涵的初步探讨[J].电子政务,2017,(09):84-92.

[4] 许宪春,张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J].中国工业经济,2020,(05):23-41.

[5] 杨仲山,张美慧.数字经济卫星账户:国际经验及中国编制方案的设计[J].统计研究,2019,36(05):16-30.

[6] 王中华.信息产业投入产出表的编制及其模型应用[J].中南财经大学学报,1989,(04):57-60.

[7] 杨仲山.国民经济核算方法论纲[M].北京：中国统计出版社，2002.

[8] Barefoot K., Curtis D., Jolliff W., Nicholson J. R., Omohundro R. Defining and Measuring the Digital Economy [R]. US Department of Commerce Bureau of

Economic Analysis, Washington, DC, 2018(15): 210.

[9] 屈超,张美慧.国际 ICT 卫星账户的构建及对中国的启示[J].统计研究,2015,32(07):74-80.

[10] 廖信林,杨正源. 数字经济赋能长三角地区制造业转型升级的效应测度与实现路径[J].华东经济管理, 2021, 35(06):22-30.

[11] 傅为忠,刘瑶. 产业数字化与制造业高质量发展耦合协调研究——基于长三角区域的实证分析[J].华东经济管理,2021,35(12):19-29.

版权声明：©2026 作者与开放获取期刊研究中心(OAJRC)所有。本文章按照知识共享署名许可条款发表。
https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/

OPEN ACCESS