区域实践

数字新质生产力区域差异及收敛性测度

——基于省域耦合协调模型的实证分析

崔和瑞，孙 笑

（华北电力大学经济管理系，保定 071000）

摘要：数字新质生产力以数字化和智能化为关键特征，是经济高质量发展的核心驱动力。选取2013—2022年中国省级面板数据，基于耦合协调度模型测算数字新质生产力发展水平，随后分析其区域差异和空间收敛特征。结果表明：数字新质生产力发展水平逐年上升，4大区域差异显著且呈现东、中、西、东北地区依次递减的空间分布特征；总体差异呈波动下降态势，区域间差异是总体差异的主要来源；全国和东中西部地区均存在显著的绝对β收敛和条件β收敛特征，东北地区仅存在条件β收敛，城镇化率、经济水平、对外开放程度和科技研发投入水平对数字新质生产力水平收敛的影响具有区域异质性。

关键词：数字新质生产力；耦合协调度模型；区域差异；空间收敛

中图分类号：F124.3 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)03－0149－10

数字经济是经济发展中创新最为活跃、影响最为广泛的领域之一。近年来，中国数字经济规模持续快速增长，占GDP比重逐年攀升[1]。根据中国信息通信研究院发布的数据，中国数字经济规模从约10万亿元增长到约30万亿元用了约6年时间（2012—2018年），而从30万亿元增长到50万亿元仅用了约2年时间（2020—2022年），展现出强大的发展韧性与加速度。数字经济的发展不仅能增强经济社会发展新动能，还能为新质生产力蓄势赋能[2]。基于对数字经济、新质生产力及二者之间关系的研究，有学者提出了数字新质生产力这一概念。简单来说，数字新质生产力就是数字经济时代孕育出的新形式的生产力，是新质生产力的重要方面。

当前阶段，针对数字新质生产力展开的研究主要包括数字新质生产力的内涵、形成路径、测度方法及影响效应等层面。从内涵及形成路径来看，数字新质生产力可概念化表述为基于新质生产力理论，遵循价值共创与价值共享理念，发挥数字技术的赋能与平权功能，创新数字生产力新样态进而推进共同富裕目标的创新质态[3]。要以数实深度融合为核心、以数字产业价值链升级为重点、以工业化质量的提高和工业化方式的转变来提升数字新质生产力[4]。同时，在当前数字经济背景下要注重发挥技术创新的赋能效应[5]。从测度方法来看，杨华和洪新敏[6]认为数字新质生产力通过将数字技术和传统生产要素有效融合进而实现社会高质量发展目标，故从数字劳动力、数字劳动对象、数字生产资料3个维度构建数字新质生产力评价指标体系；李占平和王辉[7]则基于数字新质生产力的创造性和动态先进性，选取研发能力、经济活力、生产动力及劳动潜力作为一级指标。从影响效应来看，部分学者分析研究了数字新质生产力对产业链韧性[8]、共同富裕[9]和经济高质量发展[10]的影响及作用机制。总体来说，关于数字新质生产力的理论研究已形成较为丰富的成果，但量化分析层面仍存在明显完善空间，尤其缺乏对不同区域数字新质生产力发展水平的深度解构与系统探析，难以充分回应区域协调发展的现实需求。

从中国区域经济发展实际来看，“东南高、西北低”的不均衡特征长期存在，而数字经济对区域差距的影响呈现双重性。一方面，它能通过推动区域

收稿日期：2025-09-11

基金项目：河北省社会科学基金（HB20YJ013）；河北省社会科学基金规划项目（HB23ZT008）

作者简介：崔和瑞（1967—），男，河北保定人，博士，教授，研究方向为区域经济；通信作者孙笑（1998—），女，河北衡水人，硕士研究生，研究方向为数字经济。

间创新协同、打破地理空间限制、提升落后地区发展能力和优化资本要素配置，强化中心城市对周边城市的辐射带动作用，助力缩小区域发展差距[11]；另一方面，发达地区凭借技术先发优势，使得具有技能偏向性的数字技术在当地应用成本更低、数字要素积累速度更快，进而释放更大经济价值，反而可能加剧区域经济发展的不均衡与不平等[12]。这种双重效应下，精准把握各区域数字新质生产力的发展水平与演变趋势，成为破解区域发展失衡、夯实区域协调发展基础的关键前提，也凸显了相关量化研究的必要性。

具体而言，本文的边际贡献体现在：①重新梳理数字经济与新质生产力之间的相互作用关系，并利用耦合协调度模型对2013—2022年中国30个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）的数字新质生产力水平进行测算，为后续研究提供借鉴；②借助Dagum基尼系数及其分解探究全国数字新质生产力发展水平的总体差异，再分别测度东、中、西、东北地区的区域内差异和区域间差异，从而揭示总体差异形成的来源，为缩小区域差异提供现实依据；③利用空间收敛性检验来判断全国及各区域的收敛性，从绝对β收敛和条件β收敛两个方面检验各地区数字新质生产力的收敛特征，以便为制定区域协调发展决策提供支撑。

1 理论分析

1.1 数字新质生产力的内涵与特征

生产力是由劳动者、劳动资料和劳动对象等要素构成的复杂系统，是推动人类社会发展和进步的根本动力[13]。所谓数字新质生产力，是指以数字科技为支撑、以数据为关键要素、以科技创新为核心驱动，摆脱传统经济增长方式与生产力发展路径，符合新发展理念的先进生产力质态。也就是说，数字新质生产力是数字经济时代孕育的新形式生产力，是新质生产力的重要组成部分。

数字新质生产力以科技创新为主导，融新产业、新技术、新业态、新产品和新服务于一体，具有高科技、高效能、高质量的典型特征[14]。就高科技特性而言，数字新质生产力依托数字技术的快速迭代与突破，催生出全新的生产模式、业态以及产品与服务，不断拓展经济发展的边界；就高效能特性而言，其有着很强的融合性，能够深度融入传统产业，打破产业间的壁垒，提升全要素生产率[15]；就高质量特性而言，其借助人工智能等手段实现生产流程、管理决策等环节的智能运作，减少人力依赖并提高精准度与效率。数字新质生产力的形成过程实质上是科技创新成果向现实生产力转化的过程，同时也是创造新产品、催生新产业、产生新价值的过程。此外，数字新质生产力还呈现出高渗透性，能渗透到社会生产生活的各个角落，带动资源优化配置，改变人们的生产生活方式。在高质量发展的语境下，数字新质生产力通过技术革新、要素配置优化及产业转型，构建了生产力质变的经济发展新模式，彰显了绿色、环保、可持续的绿色生产力特质，从而能够为经济社会的可持续发展注入强劲动力。

1.2 数字经济与新质生产力耦合协调机理

《二十国集团数字经济发展与合作倡议》对于数字经济的定义是：数字经济是指以数字化的知识和信息为关键要素、以现代信息网络为重要载体、以信息通信技术的有效使用为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动。数字经济以数字技术为核心，数字技术的不断创新和深入应用推动传统生产方式发生深刻变革。不难发现，数字经济作为一种新型经济形态，其本质特征与以新要素为核心、以新技术为关键、以新产业为载体的新质生产力高度契合。相对于农业经济和工业经济而言，数字经济作为一种新型的生产方式，涵盖数字产业化、产业数字化、数据价值化、治理数字化等多维内容[16]，具有高创新性、强渗透性、广覆盖性等多维特征，其独特之处在于它本身就代表新质生产力这一先进生产力。

数字经济能够为新质生产力的发展提供持久动力。具体来说，数字经济主要从数字产业化和产业数字化两个方面赋能新质生产力。①数字产业化。数字产业化通过大数据、云计算、互联网、5G等数字技术的创新及其产业化和商业化过程，不断催生出新产业、新业态、新模式。具体来说，数字产业化首先能够强化经济信息的传播，使经济信息传播更加快速、准确、高效，从而提高劳动生产率和全要素生产率[17]；其次能加快新技术的普及，缩短技术从创新到应用的时间，提升科学技术转化为生产力的速度[18]。②产业数字化。产业数字化通过向生产作业过程投入越来越多的数据要素和数字中间产品，不仅能有效校正原产出路径的偏离，使原行业具备更高的价值创造能力，从而显著提升生产能力[19]，还能够实现生产、管理、营销等各个环节的优化升级，降低资源消耗和环境污染。此外，数字经

济通过在线平台的构建可实现全球范围内的资源配置和流动,这种资源的高效配置能促进不同地区、不同产业间的合作与融合[20],进一步推动新质生产力的发展。

新质生产力的提升也能够为数字经济的深化和升级提供强大动力。一方面,新质生产力作为现代经济体系中的重要驱动力,通过推动智能制造、智慧农业、在线经济等一系列新兴业态的快速发展与持续创新,极大地丰富了数字经济的内涵与外延[21]。可以说,新质生产力的发展带来了新的产品、服务和商业模式,提升了产业链的安全性和可靠性[22],从而创造出大量新的数字消费需求,这不仅加速了传统产业的转型升级,还催生了众多基于数字技术的新业态和新模式[23]。另一方面,新质生产力充分利用新经济、新技术和新模式的优势,强化了对实体经济的技术赋能和数据驱动,有助于实现数字技术、数据要素以及数字平台在实体经济中的全方位、深层次应用与融合。这种深度的数实融合,在优化资源配置、提升生产效率的同时还能催生新的经济增长点,从而推动数字经济的高质量发展[24]。

2 数字新质生产力测度方法与测度结果

2.1 数字经济与新质生产力的指标体系构建

紧扣数字经济与新质生产力的内涵及其耦合协调机理,参照中国电子信息产业发展研究院发布的《2019 中国数字经济发展指数白皮书》、中国信息通信研究院发布的《新质生产力研究报告(2024 年)》以及相关成果,遵循科学性、代表性等指标设计原则构建数字经济与新质生产力的指标体系(表 1)。

数字基础设施为数字产业化和产业数字化提供基础,数字产业化通过技术创新和产品供给推动经济增长,而产业数字化则通过与传统产业的融合实现效率提升和结构优化。可以说,数字基础设施、数字产业化和产业数字化这 3 个维度共同构成了数字经济的核心框架,因此从这 3 个维度构建数字经济子系统:①数字基础设施。借鉴肖沁霖等[25]的研究,着眼于狭义数字基础设施,选取互联网普及率和移动电话普及率这两个指标,分别用每百人互联网用户数和每百人移动电话用户数来衡量其发展水平。②数字产业化。数字产业主要涵盖了与数字技术研发、应用及其推广紧密相关的信息产业领域,选取互联网相关从业人员和互联网产出两个指标来表征数字产业化水平,分别用计算机服务和软件从业人员占就业人员比例和人均电信业务总量来测度。③产业数字化。产业数字化是指在经济社会的各个领域,尤其是传统产业中,通过数字技术的深度融合和广泛应用所实现的效率提升[26]。考虑到金融服务的普及和效率是产业数字化的重要组成部分,采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服共同编制的中国数字普惠金融指数来衡量产业数字化水平[27]。

表 1 数字经济与新质生产力指标体系

目标层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性
数字经济	数字基础设施	互联网普及率	每百人互联网用户数	正向
		移动电话普及率	每百人移动电话用户数	正向
	数字产业化	互联网相关从业人员	计算机服务和软件从业人员/就业人口	正向
		互联网相关产出	人均电信业务总量	正向
	产业数字化	数字普惠金融指数	中国数字普惠金融指数	正向
新质生产力	新劳动者	人力资本结构	每十万人口高等教育在校生数	正向
			科学研究和技术服务业从业人员/就业人口	正向
		劳动生产率	人均 GDP	正向
			在岗职工平均工资	正向
	新劳动资料	物质资料	光纤长度	正向
			人均互联网宽带接入端口数	正向
			移动电话普及率	正向
		无形资料	专利申请授权量	正向
			规上工业企业 R&D 经费	正向
	新劳动对象	产业升级	电子商务企业数量	正向
			人工智能企业数量	正向
			机器人安装密度	正向
		绿色发展	能源消耗总量/GDP	负向
			可再生能源消耗/能源消耗总量	正向
			废气、废水及废物排放量/GDP	负向

马克思生产力理论揭示，当新生生产力发展到与原有生产关系发生冲突时，突破旧的生产关系便成为一种历史必然，这正是人类社会形态更替的根本动力。新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵[28]，因此在指标构建方面主要强调现代科技创新对传统生产力的赋能，按照如下方式构建新质生产力子系统：①新劳动者。劳动者是生产力中最为活跃的因素，可从人力资本结构和劳动生产率两个层面来测度新劳动者。教育是提升劳动力素质的基础，因此用每10 万人口高等教育在校生数来衡量教育水平，同时结合科学研究和技术服务业从业人员占就业人口比重来反映人力资本结构；劳动生产率的提升是新质生产力发展的核心目标之一，用人均 GDP 和在岗职工平均工资来衡量。②新劳动资料。劳动资料作为生产过程中的基础，包括支撑现代科技创新的物质资料和反映地区创新能力的无形资料。物质资料的建设水平通过光纤长度、人均互联网宽带接入端口数和移动电话普及率来评估，这些指标反映了信息基础设施的建设和通信技术的普及程度[29]；无形资料尤其是技术和知识产权，是现代科技创新的核心，采取专利申请授权量和规模以上工业企业 R&D 经费这两个指标来衡量。③新劳动对象。劳动对象是生产力中劳动者加工和改造的对象，其优化组合是新质生产力跃升的重要方面[30]。产业升级的相关指标如数字化转型企业的比重、智能制造技术的普及程度以及自动化水平的提升等，反映了现代科技如何赋能传统产业，提升生产效率和产品质量，可以通过电子商务企业数量、人工智能企业数量以及机器人安装密度这 3 个指标来具体衡量；绿色发展指标如单位 GDP 能耗下降率、清洁能源使用比例等，体现了对可持续发展的重视，可以用能源消耗总量与 GDP 的比值、可再生能源消耗量与能源消耗总量的比值以及废气、废水及废物排放量与 GDP 的比值来测算。

2.2　研究方法

2.2.1　耦合协调度模型

耦合协调度模型是一种用于评估两个或多个系统之间相互作用及协调发展状况的数学模型，它通过量化分析来揭示系统间的动态关联关系及其协调发展水平。该模型能够准确反映数字经济与新质生产力二者之间的协调发展状况，进而有效衡量数字新质生产力发展水平。耦合协调度模型的公式如下：

$$C=2\left[(\mathrm{DE}_i\times\mathrm{NP}_i)/(\mathrm{DE}_i+\mathrm{NP}_i)^2\right]^{1/2} \tag{1}$$

$$D=\sqrt{CT},\ T=\alpha\mathrm{DE}_i+\beta\mathrm{NP}_i \tag{2}$$

式中：C 为耦合度；DE_i、NP_i 分别为数字经济与新质生产力子系统；D 为协调度；T 为两个子系统的评价指数；α、β 为系数，数字经济与新质生产力同等重要，故 α、β 均取 0.5。

2.2.2　区域差异分解法

采用 Dagum 基尼系数及其分解法来测度数字新质生产力的空间差异来源。总体基尼系数可分解为区域内差异贡献 G_{w}、区域间差异贡献 G_{nb} 和超变密度 G_{t}3 个部分，其中超变密度可衡量地区间样本的交叉重叠效应。具体计算公式如下：

$$G=\frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{m=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\sum_{r=1}^{n_m}|y_{ij}-y_{mr}|}{2\mu n^2} \tag{3}$$

$$G=G_{\mathrm{w}}+G_{\mathrm{nb}}+G_{\mathrm{t}} \tag{4}$$

$$G_{\mathrm{w}}=\sum_{i=1}^{k}G_{ii}p_is_i,p_i=\frac{n_i}{n},\ s_i=\frac{n_i\mu_i}{n\mu} \tag{5}$$

$$G_{ii}=\frac{\sum_{j=1}^{n_i}\sum_{r=1}^{n_i}|y_{ij}-y_{ir}|}{2\mu_i n_i^2} \tag{6}$$

$$G_{\mathrm{nb}}=\sum_{i=2}^{k}\sum_{m=1}^{i-1}\left[G_{im}(p_is_m+p_ms_i)D_{im}\right] \tag{7}$$

$$\begin{cases}G_{im}=\dfrac{\sum_{j=1}^{n_i}\sum_{r=1}^{n_m}|y_{ij}-y_{mr}|}{n_in_m(\mu_i+\mu_m)},\\ d_{im}=\int_0^{\infty}\mathrm{d}F_i(y)\int_0^{y}(y-x)\mathrm{d}F_m(x)\\ p_{im}=\int_0^{\infty}\mathrm{d}F_m(y)\int_0^{y}(y-x)\mathrm{d}F_i(x)\\ D_{im}=\dfrac{d_{im}-p_{im}}{d_{im}+p_{im}}\end{cases} \tag{8}$$

$$G_{\mathrm{t}}=\sum_{i=2}^{k}\sum_{m=1}^{i-1}\left[G_{im}(p_is_m+p_ms_i)(1-D_{im})\right] \tag{9}$$

式中：k 为区域数量；n_i、n_m 为 i、m 区域内省份个数；y_{ij}、y_{mr} 为 i、m 区域内 j、r 省份的数字新质生产力水平；μ 为数字新质生产力均值；n 为省份数量；G_{ii} 为第 i 个经济区内的基尼系数；μ_i 为第 i 个经济区数字新质生产力发展水平的平均值；G_{im} 为第 i 个经济区与第 m 个经济区间的基尼系数；D_{im} 为经济区 i 对经济区 m 数字新质生产力的相对影响；d_{im} 为区域 i 和 m 中满足 $y_{ij}>y_{mr}$ 的值的数学期望加总；F_i 为 i 经济

区的累计密度分布函数;p_{im}为区域i和m之间$y_{mr}>y_{ij}$的值的数学期望加总。

2.2.3 空间收敛性检验

基于绝对β收敛和条件β收敛来分析数字新质生产力的收敛趋势。绝对β收敛假定各经济区的发展基础一致,数字新质生产力会随着时间变化收敛于同一稳态水平;条件β收敛则是指由于经济区之间发展基础等条件不同,数字新质生产力将会收敛于各自稳态水平。计算公式如下:

$$\ln\frac{y_{it+1}}{y_{it}}=\alpha+\rho\sum_{j\neq i}^{n}w_{ij}\ln\frac{y_{it+1}}{y_{it}}+\beta\ln y_{it}+\theta\sum_{j\neq i}^{n}w_{ij}\ln y_{jt}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \tag{10}$$

$$\ln\frac{y_{it+1}}{y_{it}}=\alpha+\rho\sum_{j\neq i}^{n}w_{ij}\ln\frac{y_{it+1}}{y_{it}}+\beta\ln y_{it}+\theta\sum_{j\neq i}^{n}w_{ij}\ln y_{it}+\gamma X_{it}+\delta\sum_{j\neq i}^{n}w_{ij}X_{jt}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \tag{11}$$

式中:y_{it}、y_{it+1}为第i个地区第t、$t+1$时刻的观测值;α为常数项;ρ为空间自回归系数;w_{ij}选用经济地理空间权重;β为收敛系数;θ为空间滞后系数;μ_i和η_t分别为个体效应和时间效应;ε为随机误差项;X_{it}、X_{jt}为第i、j个地区第t时刻的控制变量值。其中,收敛系数β显著小于0表示最终将达到收敛稳态。

2.3 数字新质生产力测度结果

分别运用主成分分析法和熵值法计算得出2013—2022年30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的数字经济水平和新质生产力水平,并在此基础上利用耦合协调度模型测度数字新质生产力发展水平,结果见表2。分析发现,数字新质生产力发展水平呈现以下特征:从整体来看,全国数字新质生产力水平呈逐年上升态势,由2013年的0.228上升至2022年的0.374,年均增长率为5.653%。分区域来看,东部地区由0.326上升至0.518,年均增长率为5.280%,发展水平较高且增长势头强劲;中部地区由0.214上升至0.369,年均增长率为6.241%;西部地区由0.163上升至0.278,年均增长率为6.111%;东北地区由0.174上升至0.257,年均增长率为4.429%。数字新质生产力基本呈现东中西部地区阶梯递减的发展特征,东北地区与西部地区水平较为接近。西部地区初始数字新质生产力水平较低,后期凭借较高的增长率实现了对东北地区的赶超。

表2 2013—2022年全国各区域数字新质生产力测度结果

年份	东部均值	中部均值	西部均值	东北均值	全国
2013	0.326	0.214	0.163	0.174	0.228
2014	0.354	0.226	0.175	0.184	0.246
2015	0.368	0.244	0.188	0.183	0.259
2016	0.395	0.260	0.201	0.193	0.277
2017	0.417	0.281	0.213	0.204	0.294
2018	0.443	0.303	0.228	0.216	0.313
2019	0.462	0.321	0.241	0.231	0.330
2020	0.480	0.343	0.256	0.243	0.347
2021	0.496	0.344	0.255	0.243	0.352
2022	0.518	0.369	0.278	0.257	0.374

注:因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区。

3 数字新质生产力的区域差异

采用Dagum基尼系数及其分解法对30个省级地区数字新质生产力增长的总体差异、区域内差异和区域间差异展开分析,以揭示数字新质生产力的区域差异及其来源。

3.1 数字新质生产力的总体差异

图1结果显示,2013—2022年数字新质生产力的Dagum基尼系数在0.220左右波动,整体呈现波动下降趋势。具体来看,2013年总体差异短暂扩大后开始缩小,2014—2020年总体差异基本呈现稳步下降趋势,至2020年达到最小值,为0.216,随后总体差异在经历一年的上涨之后又回归下降趋势。省际数字新质生产力总体差异的缩小可能是由于数字经济与新质生产力具有溢出效应;2020年的特殊情况迫使企业加快数字化转型进程,但区域间应对能力与资源禀赋的差距使得数字新质生产力的省级差异有所扩大。

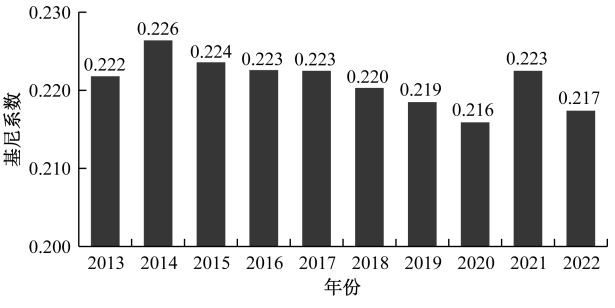


图1 2013—2022年数字新质生产力的总体差异

3.2 数字新质生产力的区域内差异

图2结果显示,数字新质生产力的区域内差异呈现不同的波动趋势。从差异程度来看,研究期内东部地区的区域内差异最大,基尼系数均值为0.178,之后依次为西部地区、中部地区和东北地区,均值分别为0.117、0.090和0.078。东部地区

的数字新质生产力不平衡现象比较突出，这可能是由于东部地区各省市存在较大差距，北京、上海等地在信息化水平、高素质人才队伍等方面具有先天优势，而河北、海南等省份仍处于数字化转型和生产方式变革的发展阵痛区。除东北地区外，中部地区数字新质生产力的区域内差异较小，原因可能在于中部地区目前在积极承接新兴产业布局和转移，各省份均受到对应政策的扶持。从演变趋势来看，考察期内东部地区的区域内差异变化幅度较小且发展趋势尚不明朗；中部地区基本呈现倒“U”形发展态势，2013—2015 年区域内差异有所扩大，2015 年基尼系数达到最大值 0.102，此后逐年下降；西部地区区域内差异呈持续扩大趋势，基尼系数由 2013 年的 0.103 上升至 2022 年的 0.144；东北地区呈现“U”形发展态势，基本可分为 2013—2017 年基尼系数逐渐减小和 2017—2022 年基尼系数逐渐增大这两个阶段。西部地区数字新质生产力出现区域分化现象的原因可能是贵州等省份依托数字平台实现了发展水平的跃迁，而区域内其他省份暂时未能实现同步成长。

3.3　数字新质生产力的区域间差异

图 3 结果显示，数字新质生产力的区域间差异变动趋势各异。从差异程度来看，东部地区与东北地区之间的差异程度最大，基尼系数均值为 0.340；西部地区与东北地区之间的差异程度最小，基尼系数均值为 0.113。这表明东部地区与东北地区存在较为显著的数字新质生产力发展鸿沟，而西部地区与东北地区之间的差异则相对较小。从发展趋势来看，东部与中部、西部、东北地区的基尼系数年均变化率分别为－1.648%、－0.966%和 0.872%，中部与西部、东北地区的年均变化率分别为 0.759%和 3.943%，西部与东北地区的年均变化率为 3.210%。从图中不难发现，东部地区与中部地区数字新质生产力发展水平的差异正逐步降低，且其降幅大于东部地区与西部地区之间的降幅。东北地区与其他地区之间的差异程度均呈现上升趋势，应因地制宜选择发展路径，逐步提高该区域的数字新质生产力发展水平。

3.4　数字新质生产力区域差异来源

图 4 显示了 2013—2022 年数字新质生产力总

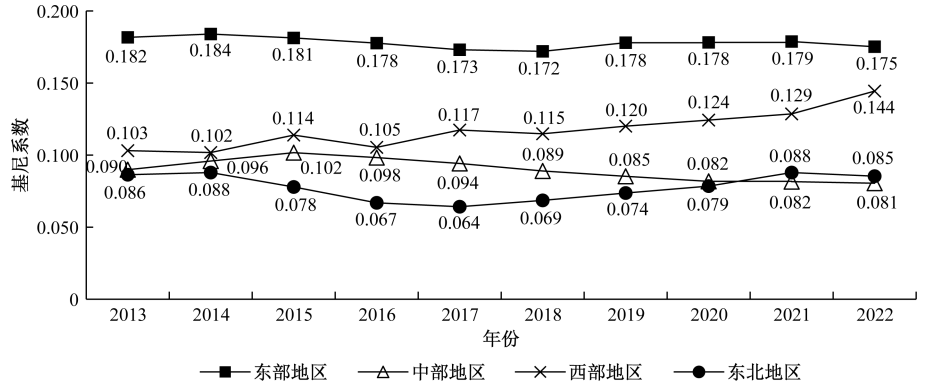


图 2　2013—2022 年数字新质生产力的区域内差异

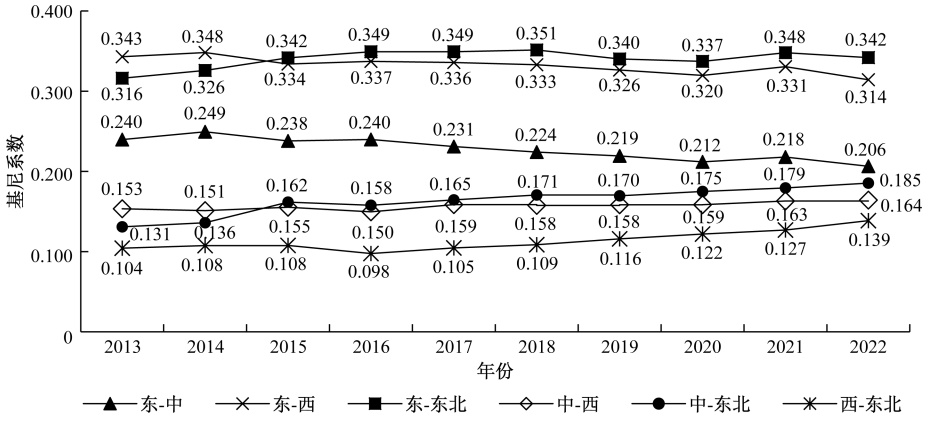


图 3　2013—2022 年数字新质生产力的区域间差异

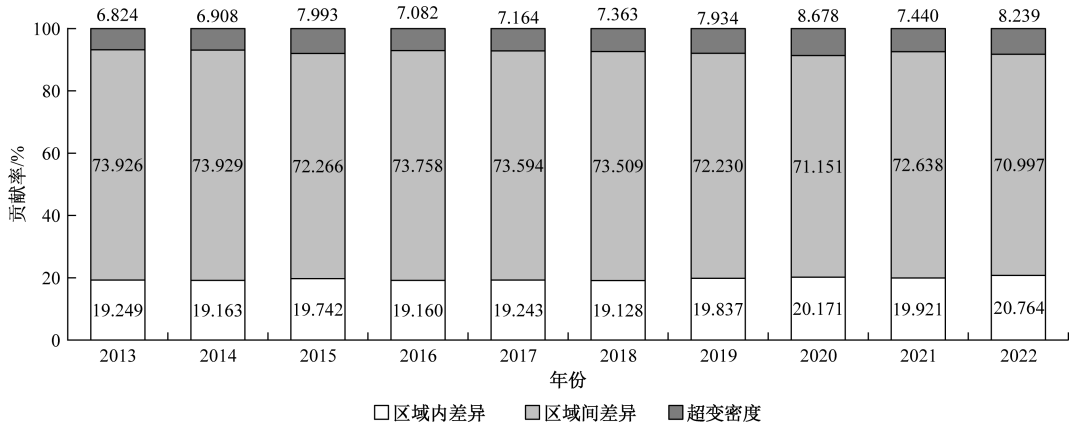


图 4　2013—2022 年数字新质生产力的区域差异来源

体差异的来源及贡献。从贡献率来看,区域间差异对总体差异贡献率的均值为 72.800%,是总体差异的主要来源;区域内差异贡献率均值为 19.638%,是总体差异的次要来源;超变密度对总体差异影响较小,贡献率均值为 7.563%。从贡献率变动态势来看,区域内差异的贡献率由 2013 年的 19.249% 上升至 2022 年的 20.764%,增幅为 7.871%;区域间差异的贡献率呈波动下降趋势,由 2013 年的 73.926% 下降至 2022 年的 70.997%,降幅为 3.962%;超变密度贡献率则由 2013 年的 6.824% 上升至 2022 年的 8.239%。分析发现,区域间差异仍是未来一段时间内数字新质生产力总体差异的主要来源,但其对总体差异的影响程度可能会逐步降低。

4　数字新质生产力的收敛性分析

数字新质生产力发展过程中各区域之间存在明显的互动效应,因此,利用空间收敛模型进行 β 收敛检验。

4.1　相关性分析

运用 Stata 软件计算 2013—2022 年数字新质生产力的莫兰指数,结果见表 3。样本期内数字新质生产力的全局 Moran'I 指数均为正值,且均通过了 1%的显著性检验,表明数字新质生产力存在显著的空间正相关性,即各省份数字新质生产力发展水平会受到邻近地区的影响。

4.2　绝对 β 收敛检验

由于不同地区数字新质生产力可能存在不同的发展效应,因此首先进行模型选择检验。全国及 4 个地区的绝对 β 收敛均通过了 Hausman 检验及 LM(拉格朗日乘数)检验,进行 Wald 检验和 LR(似然比)检验之后发现,双向固定 SDM(空间杜宾模型)

表 3　2013—2022 年数字新质生产力的全局 Moran's I 指数

年份	Moran's I	Z	P
2013	0.085	3.347	0.001
2014	0.079	3.178	0.001
2015	0.087	3.395	0.001
2016	0.094	3.591	0.000
2017	0.086	3.377	0.001
2018	0.085	3.352	0.001
2019	0.076	3.117	0.002
2020	0.076	3.104	0.002
2021	0.076	3.108	0.002
2022	0.067	2.852	0.004

适用于对全国及东、西部地区进行分析,中部地区采用双向固定 SEM 模型,东北地区采用个体固定效应模型。表 4 显示,全国及东、中、西部地区数字新质生产力的绝对 β 收敛系数均显著为负,存在绝对 β 收敛特征,这表示区域内各省份的数字新质生产力发展水平存在追赶效应,水平较低的省份具有更高的增长率。东北地区的绝对 β 收敛系数也为负,但是并不显著。此外,各地区收敛速度存在差异,中部地区的收敛速度最快,为 6.052%,接下来按收敛速度由快到慢依次为东部、西部和全国。值得注意的是,绝对 β 收敛检验是基于区域内各省份经济社会发展条件相似这一假设进行的,而现实中不同省份差异较大,因此需要进一步展开条件 β 收敛检验。

4.3　条件 β 收敛检验

对于条件 β 收敛模型,引入城镇化率(UR)、经济水平(EL)、对外开放程度(OU)和科技研发投入水平(RD)作为控制变量。表 5 为数字新质生产力的条件 β 收敛检验结果,可以发现,不论是全国层面还是区域层面,数字新质生产力的 β 估计值均在 1%的水平上显著为负,这意味着在考虑一系列社会

表 4　数字新质生产力的绝对 β 收敛检验结果

变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
	双向固定 SDM	双向固定 SDM	双向固定 SEM	双向固定 SDM	个体固定
β	−0.103***	−0.315***	−0.420***	−0.123*	−0.100
	(−3.34)	(−3.58)	(−4.52)	(−1.75)	(−0.78)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	No
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
收敛速度/%	1.208	4.204	6.052	1.458	1.171
样本数	300	100	60	110	30
R^2	0.129	0.170	0.416	0.281	0.473

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著；因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区。

表 5　数字新质生产力的条件 β 收敛检验结果

变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
	双向固定 SDM	双向固定 SDM	双向固定 SEM	双向固定 SDM	个体固定
β	−0.163***	−0.317***	−0.361***	−0.223***	−0.643***
	(−4.62)	(−5.01)	(−3.74)	(−2.60)	(−5.28)
lnUR	−0.068**	0.047	0.190***	−0.012	0.008
	(−2.21)	(0.87)	(3.41)	(−0.22)	(0.06)
lnEL	0.010	−0.019	0.020	−0.033	0.006
	(0.45)	(−0.37)	(0.55)	(−0.68)	(0.30)
lnOU	−0.018	−0.016	0.074	0.045	−0.150***
	(−0.81)	(−0.45)	(0.68)	(0.68)	(−2.86)
lnRD	0.105***	0.215***	−0.014	0.119**	0.188***
	(3.33)	(2.63)	(−0.31)	(2.11)	(4.19)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	No
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
收敛速度/%	1.977	4.236	4.976	2.803	11.445
样本数	300	100	60	110	30
R^2	0.196	0.282	0.651	0.325	0.811

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著；因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区。

经济影响因素情况下的数字新质生产力表现出平稳收敛态势。从系数方向来看，全国层面城镇化率的回归系数显著为负，表明提高城镇化率有利于缩小数字新质生产力发展水平的省份间差异；科技研发投入水平的回归系数显著为正，表明加大科研投入水平有助于发展数字新质生产力，但不利于缩小数字新质生产力发展水平的省份间差异。从收敛速度来看，在加入控制变量后，东北地区的收敛速度最快，为 11.445%，且除中部地区外，其余地区的收敛速度均有所提升。

5　结论与讨论

5.1　研究结论

重新梳理了数字新质生产力的内涵以及数字经济与新质生产力的耦合协调机理，随后基于数字经济与新质生产力耦合视角测度了 2013—2022 年数字新质生产力发展水平，并进一步考察其区域差异及收敛性，得到如下结论。

(1)数字新质生产力水平在考察期间显著提升，不论全国层面还是地区层面均展现出积极增长势头，表明数字经济与新质生产力在融合发展方面取得了一定成效。

(2)区域间差异为数字新质生产力总体差异的主导因素，不过其贡献率呈现出波动下降的趋势，意味着区域间的不平衡状况正在逐步改善。

(3)数字新质生产力存在显著的空间正相关性，进一步的收敛性分析表明，全国及东、中、西部地区在绝对 β 收敛检验中表现出显著收敛特征，而东北地区的绝对 β 收敛系数虽为负但未达显著水平。

(4)在引入城镇化率、经济水平、对外开放程度和科技研发投入水平等控制变量进行条件 β 收敛检验后，各区域均呈现出平稳的收敛态势，同时发现科研投入水平对数字新质生产力收敛特性产生了显著影响，城镇化率及对外开放程度也对其产生了一定的影响。这种结果在某种程度上表明数字新质生产力的发展受政策及制度因素影响较深。

5.2　政策建议

(1)立足各地区产业发展特点精准发力，缩小数字新质生产力发展差距。鉴于数字新质生产力的总体差异主要来自区域间差距，要基于各地区产业发展特点精准发力。东部地区要发挥标杆作用，聚焦人工智能、量子计算等颠覆性技术与实体经济的深度融合，打造数字新质生产力示范链条，同时通过跨区域产业联盟、数字技术共享平台，向中西部和东北地区传递先进经验与算力资源。东北地区要重点推进传统工业数字化转型，围绕装备制造、能源等优势产业建设行业级工业互联网平台，解决数字技术与传统生产流程适配问题，同时通过财政补贴、税收优惠引导企业加大数字设备更新和技能培训，补齐发展短板。中西部地区要先夯实数字基础设施，加快 5G 基站、区域算力节点建设，再结合本地能源、农业等资源禀赋，发展数字能源、智慧农业等特色领域，推动区域发展从差距转向互补。此外，要注重搭建全国性数字技术与转型经验共享平台，系统总结并推广传统企业加快数字化转型的有效模式。

(2)充分发挥数字新质生产力的溢出效应，巩固差异缩小良好态势。针对数字新质生产力区域

内差异大、核心省份与转型省份发展断层的问题,需建立“核心省份+转型省份”结对帮扶机制。例如,在区域内差异较大的东部地区,要推动北京和上海这类经济基础较好、科技创新能力较强的城市输出数字化转型方案,同时为河北、海南等地区设立专项政策补齐基础设施与人才短板,避免数字化鸿沟进一步扩大。对于中部地区,为巩固现有较小差异并延续下降趋势,应在新兴产业承接中结合各省产业基础制定差异化清单,建立数字产业协同联盟共享资源,同时保持政策扶持的普惠性,避免“重省会、轻地市”导致差异反弹。西部地区需针对区域内差异持续扩大、贵州领跑而其他省份滞后的情况,总结推广贵州发展经验,推动其数字企业向周边拓展,实现从单点突破到全域跟进。

(3)建立长效制度保障,优化数字新质生产力发展环境。数字新质生产力受政策制度影响较深,需构建适配的制度框架。科研资源配置要向中西部、东北地区倾斜,重点支持数字技术在传统产业的适配性研发,同时推动高校、科研院所与地方企业共建产学研协同创新中心,把专利技术转化为实际产业应用效果。要打破区域数据壁垒,建立全国统一的数据要素交易市场,明确数据确权、定价、流通规则,解决数据跨区域流动难、价值量化难的问题。出台数字新质生产力评价指引,把数据调用成功率、算力资源利用率等动态指标纳入考核,避免地方盲目建设。与此同时,考核激励要体现区域差异,对东部地区重点考核包括数字技术原创性、新业态培育成效等指标在内的创新引领度;对中西部地区重点考核数字基础设施覆盖率、产业数字化渗透率等基础提升度;对东北地区则重点考核转型成效度,如传统产业数字化增速、数字人才留存率,引导地方政策精准发力。

5.3 研究不足与研究展望

本文的研究结论虽具有一定现实意义,但仍存在局限性与不足之处,主要体现在数据与研究尺度两方面:首先是受限于数据可得性,研究构建的数字经济与新质生产力评价指标体系未能充分刻画人工智能、量子计算等颠覆性技术对生产要素组合方式的深度重构。事实上,这类技术对生产过程的革新多体现为要素配置效率的提升而非传统产值增长,现有指标难以精准捕捉其隐性价值,可能导致其实际贡献被低估。同时,研究采用的是2013—2022年的面板数据,研究结论虽具参考性却在时效性上稍显不足。基于此,后续研究可待数据获取能力进一步提升后,纳入数据跨域调用成功率、算力资源有效利用率等更能精准反映数字化贡献率的指标,以完善评价体系对数字技术价值的捕捉能力。其次是以省域数据为样本展开分析对各省份内部城市层面的发展复杂性与多样性探讨不够深入。省域层面的平均数据易掩盖省内不同城市在数字基础设施、技术应用深度、产业适配度等方面的异质性,难以充分揭示区域内部的发展差异。未来可进一步细化省域内部的发展梯度差异,将研究视角聚焦于城市层面或长三角、粤港澳大湾区等重点区域的县域层面,从而更精准地揭示数字新质生产力的发展现状,并针对性提出更具实操性的对策建议。

参考文献

[1] 邓慧慧,徐昊,王强,等. 中国省域数字经济核心产业规模测算与分析[J]. 统计研究,2025,42(5):16-30.

[2] 田庆锋,易磊. 战略性新兴产业技术创新驱动新质生产力发展的组态研究[J]. 科研管理,2025,46(5):23-34.

[3] 焦勇,齐梅霞. 数字经济赋能新质生产力发展[J]. 经济与管理评论,2024,40(3):17-30.

[4] 任保平. 以数字新质生产力的形成全方位推进新型工业化[J]. 人文杂志,2024(3):1-7.

[5] 李江雄,沈斌,刘志坚. 数字经济促进城乡共同富裕的理论机制与实证检验[J]. 科技和产业,2025,25(7):343-354.

[6] 杨华,洪新敏. 中国数字新质生产力统计测度及影响因素研究[J]. 经济问题探索,2024(9):32-44.

[7] 李占平,王辉. 数字新质生产力与实体经济高质量发展:理论分析与实证检验[J]. 统计与决策,2024,40(10):12-16.

[8] 曹晔. 数字新质生产力对产业链韧性的影响研究[J]. 统计与决策,2024,40(10):23-27.

[9] 陈桂生,吴合庆. 数字新质生产力何以推进共同富裕:基于数字赋能与数字平权的解释[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2024,30(4):131-143.

[10] 刘慧,沈永福. 数字新质生产力赋能农业农村高质量发展:基于中介效应与调节效应的检验[J]. 技术经济与管理研究,2024(10):67-72.

[11] 吴玉锋,张乃波,杨巧雲. 数字赋能如何点亮共同富裕?基于我国省际面板数据的空间计量分析[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版),2025,55(5):83-100.

[12] 计小青,周秋阳. 长三角地区数字经济发展对城市间经济差距的影响研究:基于“中心-外围”视角的分析[J]. 城市问题,2024(9):4-14.

[13] 黄泰岩,刘宇楷. 马克思经济形态理论及其扩展与创新:兼论数字经济是一种新经济形态[J]. 教学与研究,2023(10):68-84.

[14] 任保平,王子月. 数字新质生产力推动经济高质量发展的逻辑与路径[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),

2023，47(6)：23-30.
[15] 肖闻. 数字新质生产力对商贸流通业绿色全要素生产率影响效应的实证检验[J]. 商业经济研究，2025(6)：10-14.
[16] 陈伟光，张嘉渭，刘彬. G20国家数字经济发展水平测度及中国的提升策略[J]. 亚太经济，2023(5)：11-21.
[17] 洪银兴，任保平. 数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J]. 中国工业经济，2023(2)：5-16.
[18] 王蕾，贾乐怡. 数字赋能与企业新质生产力发展：基于动态能力和供应链整合的分析[J]. 西部论坛，2025，35(2)：1-19.
[19] 周文，叶蕾. 新质生产力与数字经济[J]. 浙江工商大学学报，2024(2)：17-28.
[20] 卢鹏. 数实融合驱动新质生产力涌现的逻辑与实践进路[J]. 电子政务，2024(9)：27-37.
[21] 郑江淮，周南. 数据要素驱动、数字化转型与新发展格局[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版)，2023(6)：93-105.
[22] 李小康，鲍玮珺，韦润. 新质生产力对湖北省经济高质量发展的影响[J]. 科技和产业，2025，25(16)：177-185.
[23] 欧阳日辉，龚伟. 促进数字经济和实体经济深度融合：机理与路径[J]. 北京工商大学学报(社会科学版)，2023，38(4)：10-22.
[24] 廖晓语，张鹏飞，许杨. 数实产业技术融合与制造企业高质量发展[J]. 企业经济，2024，43(8)：119-128.
[25] 肖沁霖，邓宗兵，王炬. 数字经济与绿色发展耦合协调的时空格局及分异机理[J]. 西南大学学报(社会科学版)，2024，50(5)：167-182.
[26] 任保平，巩羽浩. 数字经济与新型工业化深度融合发展研究[J]. 亚太经济，2024(2)：1-8.
[27] 郭峰，王靖一，王芳. 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.
[28] 周冰莹，童素娟. 科技金融、产业结构升级与新质生产力[J]. 科技和产业，2024，24(23)：143-150.
[29] 吴俊珺，杜文豪. 数字经济赋能新质生产力：理论机制与实证检验[J]. 工业技术经济，2025，44(6)：47-56.
[30] 王平，卫芯. 企业新质生产力发展的供应链溢出效应研究：降低供需协调成本机制与溢出溢入双端的影响[J]. 西部论坛，2025，35(2)：20-35.

Regional Disparities and Convergence Measurement of Digital New Quality Productivity: Empirical Analysis Based on Provincial Coupling Coordination Model

CUI Herui, SUN Xiao

(Department of Economics and Management, North China Electric Power University, Baoding 071000, China)

Abstract: Digital new quality productivity, characterized by digitalization and intelligence, is the core driving force for high-quality economic development. The panel data of provincial-levels in China from 2013 to 2022 were selected. The development level of digital new quality productivity was calculated based on the coupling coordination model, and then the regional differences and spatial convergence characteristics were analyzed. The results show that the development level of digital new quality productivity has increased year by year, with significant differences among the four major regions and presenting a spatial distribution characteristic of decreasing successively in the eastern, central, western, and northeastern regions. The overall differences show a fluctuating downward trend, and the differences between regions are the main source of the overall differences. There are significant absolute β convergence and conditional β convergence characteristics across the country and in the eastern, central and western regions. Only conditional β convergence exists in the Northeastern region. The influence of urbanization rate, economic level, degree of opening up to the outside world and level of scientific and technological research and development investment on the convergence of digital new quality productivity level is regionally heterogeneous.

Keywords: digital new quality productivity; coupling coordination model; regional disparity; spatial convergence