2024 年 9 月　　东南大学学报(哲学社会科学版)　　Sep. 2024
第 26 卷第 5 期　　Journal of Southeast University(Philosophy and Social Science)　　Vol. 26 No. 5

数字经济促进了平衡发展吗?
——基于 287 个地级市各领域发展差异的实证研究

刘博涛[1]　涂正革[2,3]

(1. 湖北经济学院 统计与数学学院,湖北 武汉 430205;2. 华中师范大学 经济与工商管理学院,湖北 武汉 430079;
3. 华中师范大学 低碳经济与环境政策研究中心,湖北 武汉 430079)

[摘　要] 基于 2011—2019 年全国 287 个地级及以上城市数据,实证考察数字经济对平衡发展的影响及其作用机制,为数字经济赋能各领域平衡发展提供更为可靠的经验证据。研究发现:数字经济显著推进了各领域的平衡发展,这一效果在西部地区和市场化程度居中地区更为明显。相较于重点城市和中小城市,普通城市和特大城市的数字经济对平衡发展的推动效果更好。进一步研究发现城市创新水平和创业活跃度是数字经济影响各领域平衡发展的主要机制。

[关键词] 数字经济　平衡发展　城市创新水平　创业活跃度　服务结构升级

一、引言

随着大数据、云计算、人工智能等新一代信息技术大规模进入商业化应用,数字经济发展日益有效支撑国民经济复苏。后疫情时期,数字经济逐渐成为推动经济协调发展的关键力量。中国信息通信研究院《全球数字经济白皮书(2023 年)》显示,2022 年,我国数字经济规模为 7.5 万亿美元,占 GDP 比重超过三分之一,达到 41.5%[1]。继 2021 年《"十四五"数字经济发展规划通知》提出要"拓展经济发展新空间,推动我国数字经济健康发展"后,党的二十大报告进一步指出要"加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合"。尽管我国数字经济规模已经仅次于美国,位居世界第二,且处于快速发展阶段,但发展不平衡问题仍旧存在[2]。长期以来,发展不平衡一直是国家发展过程中亟需解决的问题之一[3]。面对当前艰巨繁重的改革发展稳定任务,推进经济、社会以及民生等各领域平衡发展,精准施策迫在眉睫。基于此,如何在新一轮信息技术革命与产业变迁时代背景下厘清数字经济对平衡发展的影响效应,洞悉数字经济对各领域平衡发展的作用路径,对于全面赋能中国各领域平衡发展具有不可忽视的现实意义。

随着数字经济的快速兴起,数字技术的低成本、高渗透特征,使得社会中的微观个体都开始享有数字技术的平等的使用权和受益权[4]。现有关于数字经济对平衡发展影响的研究多从异质性或分维度视角提供一些间接经验证据,主要体现在以下两个方面。

一是对收入差距的影响研究。一方面数字经济带来更多的新业态,促进了劳动力就业[5],改善了农村居民的创业活动[6],提高了居民收入,实现了经济的包容性增长[7]。另一方面,数字经济能够通过降低消费搜寻成本和商品零售价格增加边际消费倾向[8],进而改变家庭消费结构[9]。二是对公共服务的影响研究,数字经济对公共服务的影响是多维度的[4],主要围绕就业[10]、教育[11]、医疗[12]等方面展开。此外,还有研究指出,数字经济不受时空限制的特性能够缓解行政分割带来的影响,带动城市行政边界地区经济发展,从而实现跨行政区协同发展[13]。值得注意的是,以上研究在数字经

[基金项目] 湖北经济与社会发展研究院招标项目"湖北新发展格局构建水平测度及时空演变特征研究"(22HZJS03);国家自然科学基金面上项目"环境规制、绿色创新方向与工业污染防治:基于中国企业数据的研究"(72073049)成果之一。
[作者简介] 刘博涛(1995—),湖北武汉人,博士,湖北经济学院统计与数学学院讲师,研究方向:数字经济,环境经济。

济评价指标体系的构建上,主要采用互联网、数字普惠金融等单一指标,或基于数字产业化和产业数字化角度进行衡量,且多集中于省级层面,鲜有研究对城市层面数字经济发展进行全面辨析。同时,现有文献多侧重探究数字经济与平衡发展某个维度之间的关系,鲜有研究从全局视角考量其整体效应,以及这种效应是通过何种渠道产生的。据此,本文基于2011—2019年全国287个地级及以上城市数据构建数字经济和平衡发展指标体系,从地级市层面分析近年来数字经济对各领域平衡发展的影响,识别二者之间的因果关系并探究其影响路径,以期为实现我国数字经济赋能平衡发展提供借鉴依据与实践指导。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,现有关于平衡发展的研究多选用单一视角作为切入点来表征平衡发展程度,鲜有文献对其进行全面考量,本文基于经济发展、社会进步以及民生福祉三个板块对我国城市内各领域的平衡发展程度进行全面测算,在一定程度上拓展深化平衡发展的相关研究。第二,在研究内容上,实证检验数字经济对平衡发展的多重影响效果。数字经济对平衡发展的推动作用是多维度、全方位的,现有研究多局限于某一特定效应进行分析。本文提供多层次的实证分析视角,实证检验数字经济促进平衡发展的可能路径,厘清不同环境背景下作用效果的差异。第三,在研究数据上,从地级市层面构建数字经济与平衡发展的衡量指标,将数字经济的相关研究推进至更为精准的地级市层面。

二、理论机制分析

数字经济时代下,数据要素作为一种全新的生产要素被纳入经济增长体系,为实现平衡发展提供了更广阔的思路。从供给侧来看,作为数字大基建的核心,5G基站、人工智能、区块链等数字基础设施是产业(企业)数字化的基础,也是数字经济与实体经济深度融合的重要突破口。数字基础环境下形成的新型消费模式,正潜移默化地影响着消费者的消费习惯和消费行为,并引致转移支付(税收转移),进而助推平衡发展。同时,数字创新发展下数字技术的推广使用,有助于挖掘制造业企业的绿色发展潜力,从体验驱动视角转向数据驱动[14],优化资源配置和产业结构,提高生产效率和经济产出,从而推动平衡发展。从需求侧来看,受益于数字化、智能化和网络化的广泛应用,数字技术正全面融入人们的日常生活与生产,由此引发的需求侧公共治理与服务的不断提升,均有助于推动平衡发展。因此,在供需两侧的双重影响作用下,加强数字基础设施建设,提高数字创新发展水平,以及促进数字融合应用,是有效助推各领域平衡发展的关键所在。

一直以来,创业活跃度作为城市活力的直接体现,有效促进了城市就业[15],并为城市经济发展注入新动力,助推了平衡发展。数字经济能够通过知识溢出、要素重组提供更多的创业机会,并在某种程度上有助于提高创业相关信息的共享度,进而促进城市创业活跃度[6]。一方面,数字经济的发展会激发客户对产品多样化的需求,使得产品的生产从原来的单方面输出转向供需双方的交流互动[16],促进产品市场种类增长,从源头上为创业匹配产品需求。另一方面,数字经济为广大创业者提供了更加便利的信息交流平台,这为创业者在决策前作出判断和在创业过程中的相互沟通提供了有效的信息资源[17]。

同时,作为新一代信息技术服务的载体,数字经济在各个领域的广泛渗透促使其与实体产业深度融合。从企业层面来看,随着对数字技术投资的增加,借助于先进的技术水平,市场变得更加透明化,企业作为创新主体能获取更多的数字信息,并从需求端进行创新[18],提升产品质量,从而避免退出市场的危机[19]。从产业层面来看,一方面通过发展软硬件等信息产业,数字产品服务会逐渐取代传统产业与服务,最终形成数字产业化[20];另一方面,数字技术与初始生产要素的融合,会促使既有产业向自动化、智能化转型升级[21],并为其他产业带来溢出效应,推动产业创新协同发展[22]。从城市层面来看,随着电子商务、云计算等人工智能相关硬件设施的投入,产业企业的边际收益逐渐递增[23],形成规模效应,最终带动整个城市创新发展。由此可见,与现代信息网络深度融合释放出的技术创新红利,可以进一步催生新的增长点,并形成规模效应,推动平衡发展。

此外,当前我国正处于产业结构优化的窗口期[24],产业结构变迁与收入分配息息相关[25],去工业化和服务业升级会进一步影响平衡发展。随着数字经济的高速发展,以数字技术为支撑的知识密集型服务业结构逐渐升级[26]。一是数字平台为现代化服务业和先进制造业之间的合作交流在供给和需求上提供了更为便捷的匹配途径[27];二是数字技术的不断创新与应用降低了产业间融合的技术壁垒[28]。这些都有力推动了数字经济背景下服务业的结构升级,促进了营商环境优化和市场一体化,并最终助力平衡发展。

根据上述理论分析可知,数字经济不仅可以直接对平衡发展产生显著的促进作用,还可以通过促进产品市场多样化、缓解企业融资约束、提高信息匹配效率以及优化要素资源配置,提高城市创业活跃度和创新水平、促进服务业结构升级,并在规模效应和空间溢出效应的作用下,推动就业转型、提高居民收入、优化营商环境、促进市场一体化,从而确保经济可持续发展,推动平衡发展。有鉴于此,本文提出以下研究假设:

H_1:新时代背景下,发展数字经济有助于推动各领域平衡发展。

H_2:数字经济可以通过促进城市创业活跃度提升城市创新水平,推动服务业结构升级,进而对平衡发展产生正向作用。

三、研究设计

(一)模型设定

本文从两个层面检验数字经济对平衡发展的影响:一是数字经济对平衡发展的直接效应研究,二是数字经济对平衡发展的影响机制分析。首先,构建如下基本模型:

$$Balance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} + \alpha_k X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中,$Balance_{it}$ 表示平衡发展程度,$Digital_{it}$ 代表数字经济发展水平,X_{it} 为包括产业结构水平(*industrial*)、人口密度(*pdensity*)、城镇化率(*urbanrate*)、对外开放程度(*open*)以及财政分权度(*finande*)在内的一系列控制变量;λ_i 为城市固定效应,δ_t 为时间固定效应,ε_{it} 为随机扰动项。同时,为探讨数字经济发展对平衡发展的可能的影响渠道,本文参考温忠麟等[29]的做法,构建如式(2)和式(3)所示的中介效应模型:

$$Mechnism_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \beta_k X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$Balance_{it} = \theta_0 + \theta_1 Digital_{it} + \theta_2 Mechnism_{it} + \theta_k X_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中,$Mechnism_{it}$ 为机制变量,主要包括城市创业活跃度(*entrep*)、城市创新水平(*innovation*)和服务业结构升级(*upgrade*),其他变量含义与模型(1)一致。

(二)变量处理与说明

1. 被解释变量

被解释变量为平衡发展指数。本文基于主成分分析法,以经济发展、社会进步、民生福祉等三个板块构建平衡发展综合评价指标体系,共包含 25 个基础指标,并最终选取 5 个主成分以体现平衡发展的理论内涵①。

2. 核心解释变量

核心解释变量为数字经济发展水平。本文采用熵值法,基于数字基础设施、数字创新发展和数字融合应用三个维度共 11 个指标测算得出该变量,全面衡量中国城市数字经济发展水平②。

3. 控制变量

除了数字经济会对平衡发展产生影响,还存在其他影响平衡发展的可能因素。为排除其他因素的干扰,本文参照已有研究,选取以下变量作为计量模型的控制变量:(1)产业结构,产业结构作为中国经济增长的核心要素[30],其变迁是否合理与经济发展是否平衡充分有着极大关系[25]。

① 限于篇幅未刊出,备索。
② 限于篇幅未刊出,备索。

本文借鉴干春晖等[31]的做法,采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值衡量产业结构水平。(2)人口密度,人口密度越高的城市,劳动力市场越成熟,信息交换越充分,越具经济韧性。其较强的自我调控能力能在短时间内缓解冲击带来的风险,进而保障各领域平衡发展。本文采用年末人口数与行政区域土地面积的比值来衡量人口密度[32]。(3)城镇化率,城镇化往往与经济增长高度趋同[33],其能够通过共享学习机制[34]、生产互补以及规模效应[35]发挥集聚经济作用,进而影响平衡发展程度。本文参考唐建军等[36]的方法采用城镇常住人口占城镇常住人口和乡村常住人口总和的比重来衡量城镇化率。(4)对外开放程度,对外开放不仅能加快劳动力流动[37],还有助于增加外商投资,通过对地区资本形成、各领域经济增长产生不同程度的影响[38],促进平衡发展。本文采用外商投资企业工业总产值占 GDP 比重表示对外开放程度[39]。(5)财政分权度,财政分权赋予地方政府财政支出自主权,地方政府间会因经济竞争而选择市场分割[40]。由于不同领域资源禀赋存在差异,政府会优先选择更具经济效益的领域,进而影响平衡发展。本文借鉴张晏等的做法[41],采用地级市人均财政支出占地级市人均财政支出、省级人均财政支出和全国人均财政支出总和的比重来衡量城市财政分权度。

表1为主要变量的描述性统计结果。平衡发展指数均值为0.599,标准差为0.034。数字经济发展水平均值为0.036,标准差为0.037。相较于平衡发展指数,数字经济发展水平在城市间的差异更大。此外,根据 HT 检验结果,所有变量均通过单位根检验,变量平稳。图1是数字经济发展水平与平衡发展指数的拟合趋势,可以看出,散点基本均匀地分布在向上倾斜直线的两侧,可以初步判断数字经济发展水平与平衡发展程度之间存在正向相关关系。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
平衡发展指数(*balance*)	2583	0.599	0.034	0.563	0.760
数字经济发展水平(*digital*)	2583	0.036	0.037	0.007	0.276
数字基础设施(*digi_base*)	2538	0.012	0.008	0.003	0.056
数字创新发展(*digi_inno*)	2583	0.010	0.0290	0.000	0.209
数字融合应用(*digi_appl*)	2583	0.014	0.006	0.003	0.024
产业结构水平(*industrial*)	2583	0.995	0.513	0.305	3.407
人口密度(*pdensity*)	2583	0.043	0.031	0.002	0.153
城镇化率(*urbanrate*)	2583	0.546	0.148	0.257	0.946
对外开放程度(*open*)	2583	0.112	0.151	0.000	0.736
财政分权度(*finande*)	2583	0.270	0.083	0.144	0.570

4. 数据来源

本文以2011—2019年中国287个地级及以上城市作为研究样本进行实证分析。北京大学数字金融中心公布的数字普惠金融指数虽已更新到2021年,但囿于其他指标数据的可获取性,为保持样本量年份统一,本文选取2011—2019年作为样本研究期间。

此外,不同指标数据的来源会有所差异。大部分指标数据均来自《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》,部分缺失数据如收入和教育层面涉及的三级指标,采用各地方统计局、中国区域经济数据库和各城市国民经济和社会发展统计公报公布的数据予以补齐。同时,考虑到《中国城市统计年鉴》的数据口径包含全市和市辖区两种,且市辖区包含的范围相对较窄(不包含市县乡镇村),因此,本文选取的指标数据以全市为准。由于部分指标可能存在缺失,本文参照许宪春等[42]的做法,对缺失值予以修正补齐。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

为研究数字经济发展水平是否影响平衡发展,本文借助实证模型(1),采用 2011—2019 年全国 287 个地级及以上面板数据进行识别。同时,为缓解异方差带来的影响,在回归中加入聚类标准误,结果如表 2 所示。可以看出,无论是否控制地区特征,数字经济发展水平对平衡发展指数都具有显著的促进作用,即数字经济有助于平衡发展。这一结果可能与数字经济的低成本性与高渗透性有关。究其原因在于:随着“数字鸿沟”的不断消弭,信息通信技术的发展使得人人有机会利用数据流量开展相关活动且不受时间地域限制,进而借助数字红利增加收入,促进本地和周边地区经济增长,从而实现平衡发展。这与李彦龙等[43]和张勋等[7]的研究结论基本一致。此外,从地区层面的控制变量来看,产业结构水平不利于平衡发展,这可能是因为第三产业多为高端服务业,从投入使用到形成市场规模效应需要一定时间,并且由于不同城市第三产业的投入存在差异,因此形成的规模效应会略有不同,最终会弱化整体的发展平衡。人口密度的系数为负但不显著,这在一定程度上说明人口密度大对城市承载各种公共服务带来的压力,大于其对劳动力市场和城市经济韧性带来的比较优势,但不足以影响平衡发展。

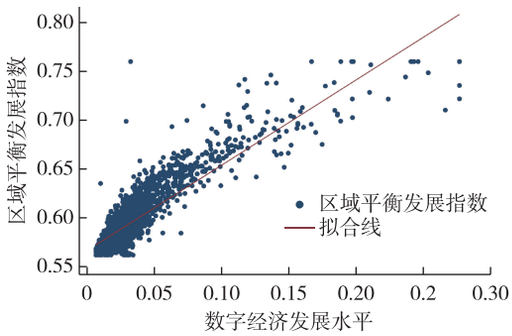

图 1　数字经济发展水平与平衡发展指数拟合图

表 2　数字经济对平衡发展影响的基准回归结果

	被解释变量:*balance*					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
digital	0.3624***	0.3617***	0.3653***	0.3667***	0.3660***	0.3655***
	(0.0086)	(0.0086)	(0.0090)	(0.0092)	(0.0092)	(0.0092)
industrial		-0.0012**	-0.0013**	-0.0013**	-0.0013**	-0.0013**
		(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)
pdensity			-0.0833	-0.0872	-0.0892	-0.0849
			(0.0650)	(0.0651)	(0.0651)	(0.0652)
urbanrate				0.0044	0.0042	0.0039
				(0.0043)	(0.0043)	(0.0043)
open					-0.0008	-0.0008
					(0.0007)	(0.0007)
finande						0.0089
						(0.0077)
Constant	0.5774***	0.5783***	0.5819***	0.5799***	0.5802***	0.5778***
	(0.0004)	(0.0006)	(0.0029)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0040)
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583	2583	2583
R^2	0.782	0.782	0.782	0.782	0.783	0.783
N	287	287	287	287	287	287

注:括弧中的数值为标准误,***、**、*分别表示 1%、5%、10%的置信水平(下同)

(二)进一步分析

考虑到不同维度的数字经济发展水平对平衡发展的影响存在差异,在基准回归结果的基础上,本文依据数字经济发展水平测算维度,以数字基础设施(*digi_base*)、数字创新发展(*digi_inno*)和数字融合应用(*digi_appl*)为解释变量,进一步探究不同维度数字经济对平衡发展的影响。结果如表 3 所示。

表 3 不同维度数字经济对平衡发展的影响

	被解释变量:*balance*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
digital	0.3655***			
	(0.0092)			
digi_base		0.6719***		
		(0.0570)		
digi_inno			0.3739***	
			(0.0100)	
digi_appl				3.8402***
				(0.3303)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583
R^2	0.783	0.649	0.771	0.644
N	287	287	287	287

从表 3 中可以看出,数字融合应用对平衡发展的促进作用最强,这在一定程度上表明,尽管数字基础设施和数字创新发展在数字经济发展水平中的占比较高,但最终都要服务于数字融合应用,其使传统交易模式发生了改变,催生出新的产品与模式,影响了居民的消费结构。因而数字应用的程度越高,涵盖的领域范围越广,越能有效地促进平衡发展。数字基础设施水平和数字创新发展对平衡发展的促进作用也大于数字经济,说明完善的数字基础设施、高科技人才以及互联网高普及率可以推动平衡发展指数的提升。与此同时,可以看到数字创新发展的系数低于另外两个维度,在某种程度上也说明了数字创新是数字基础设施和数字融合应用的基础。

(三)内生性及工具变量

尽管本文已经控制了比较典型的相关因素,但遗漏变量、互为因果导致的内生性问题仍有可能存在,容易导致估计结果偏误。基于此,本文参照 Nunn 等[44]关于工具变量的设置方法,选取 1984 年地级市邮电局数与信息传输计算机服务和软件业从业人员占比的交互项(*iv*)作为数字经济发展水平的工具变量,来解决可能存在的内生性问题。

一个适合的工具变量需要满足以下两个条件:其一,要与内生变量存在较强的相关性;其二,具备与残差项无关的外生性。就相关性而言,信息传输计算机服务和软件业从业人员占比原本就是数字基础设施维度的基础指标,且邮局是早年固话线路主力,是拨号上网的必备条件[45]。就外生性而言,1984 年距离本文所考察的样本期间较为遥远,历史上的邮局数是一个固定值,不随时间变动而发生改变,对当前的平衡发展程度几乎没有影响。同时,与数字技术相关的从业人员占比也并不会对地区的平衡发展水平造成直接影响。至此,*iv* 符合工具变量需要具备的两个条件,具体检验结果如表 4 所示。

表 4　工具变量回归结果

	第一阶段:*digital*		第二阶段:*balance*	
	(1)	(2)	(3)	(4)
iv	0.0150***	0.0129***		
	(5.23)	(5.00)		
digital			0.2532***	0.2357***
			(4.89)	(4.01)
控制变量	否	是	否	是
Kleibergen-Paap rk LM	21.443***	19.585***		
P-val	0.0000	0.0000		
Kleibergen-Paap rk Wald F	27.343	24.963		
10% maximal IV size	[16.38]	[16.38]		
年份固定效应	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583
R^2			0.3031	0.3014
N	287	287	287	287

(四)稳健性检验

根据上述基准回归结果可知,数字经济发展对各领域平衡发展具有显著的促进作用,且各维度数字经济指标均能显著提升平衡发展指数。为确保前文实证结果的稳健性,本文将通过替换被解释变量、替换解释变量、双侧缩尾、解释变量滞后一期等操作进行检验。

1. 替换被解释变量

基准回归中对平衡发展指数的测度采用的是主成分分析法,本文在此选择改变平衡发展指数的测度方法,采用与数字经济发展水平测度一致的熵值法重新测度,再次进行回归分析,结果如表 5 所示。

从表 5 中可以看出,首先,在改变了平衡发展指数的测度方式之后数字经济的估计系数依旧显著为正,表明数字经济发展水平较高的城市其平衡发展程度也偏高。其次,列(2)至列(4)解释变量分别为数字基础设施、数字创新发展和数字融合应用,三者的估计系数值均大于数字经济,且不同维度数字经济对平衡发展的影响程度依旧按数字创新发展、数字基础设施、数字融合应用的顺序依次增大。上述分析结果与表 2 和表 3 呈现的基准回归分析一致。

2. 替换解释变量

除了替换被解释变量,本文还通过替换解释变量进一步验证基准回归结果的稳健性。参照杨刚强等[46]的做法,本文基于企业官网和微博平台,爬取 2011—2019 年所有开通微博的公司的信息,共计 547139 条,然后按照县域地级市代码进行匹配,加总计算得到样本期间涉及的所有地级市开通微博的企业总数(万个),用于衡量地区企业的数字化转型程度。因此,本文在此用地区数字经济企业数作为数字经济发展水平的替换变量,具体回归结果如表 6 所示。

表 6 列(1)至列(2)、列(3)至列(4)分别是以主成分分析法和熵值法测度的平衡发展指数作为被解释变量的回归结果。从中可以看出无论是否引入控制变量,所有回归的估计系数均显著为正,说明数字经济对平衡发展的推动效果依旧显著,与前文研究结论相符,模型具有较高的稳健性。

表 5 替换被解释变量的稳健性检验

	被解释变量:*balance*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
digital	0.6683***			
	(0.0094)			
digi_base		0.8536***		
		(0.0820)		
digi_inno			0.6944***	
			(0.0103)	
digi_appl				6.0085***
				(0.4397)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583
R^2	0.831	0.486	0.820	0.499
N	287	287	287	287

表 6 替换解释变量的稳健性检验

	balance(主成分分析法)		*balance*(熵值法)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
digital	0.0289***	0.0270***	0.0471***	0.0475***
	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0008)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583
R^2	0.808	0.822	0.781	0.786
N	287	287	287	287

3. 双侧缩尾检验

由于本文研究样本涉及全国 287 个地级及以上城市,覆盖范围较广,可能存在由于极端值引起的测量误差而导致回归结果偏误,为避免这种情况发生,本文将所有连续变量进行 1%水平的双侧缩尾处理,并对处理后的样本数据进行重新检验。表 7 呈现了基准回归和分维度回归的结果。从中可以看出,在对所有变量进行双侧缩尾处理之后,各维度数字经济发展水平对平衡发展指数的估计系数仍然在 1%的水平上显著为正,且不同维度数字经济对平衡发展的影响程度也与表 2 和表 3 的结果相一致。

4. 解释变量滞后一期

考虑到数字经济发展对平衡发展的影响可能存在时滞效应,本文将核心解释变量与控制变量进行滞后一期处理,然后对处理样本重新进行实证检验,具体回归结果如表 7 列(5)至列(8)所示。可以看到,回归系数均在 1%的水平上显著为正,与上述回归结果一致,表明基准回归结果具有稳健性。至此,假说 1 得以验证。

(五)异质性分析

基于各城市地理位置、政策实施强度、市场规模以及资源禀赋存在差异,数字经济对平衡发展的影响程度也会有所区别,接下来,本文将对此进行检验。

表 7　双侧缩尾和解释变量滞后一期的稳健性检验

	被解释变量:*balance*							
	双侧缩尾				解释变量滞后一期			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
digital	0.3390***							
	(0.0134)							
digi_base		0.6719***						
		(0.0570)						
digi_inno			0.3397***					
			(0.0152)					
digi_appl				2.2117***				
				(0.2987)				
L. digital					0.6677***			
					(0.0107)			
L. digi_base						0.8600***		
						(0.0976)		
L. digi_inno							0.6969***	
							(0.0114)	
L. digi_appl								4.8346***
								(0.4587)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583	2583	2583	2583	2583
R^2	0.743	0.687	0.730	0.675	0.805	0.444	0.798	0.449
N	287	287	287	287	287	287	287	287

首先,考虑区域异质性问题,本文将研究样本划分为东部、中部、西部和东北四大地区分别进行回归检验。表 8 的结果表明,数字经济对平衡发展的影响在四大地区均显著为正,且根据边际效应,在控制其他条件不变的情况下,数字经济对平衡发展的促进作用按照西部、东北、中部以及东部地区顺序依次增强。对此,可能的原因是:一方面,西部和东北地区平衡发展度在考察初期较低,上升空间较大,随着数字基础设施的持续建设,数字经济与实体经济深度融合产生了“数字红利”,挖掘了其各方面的发展潜能[2],因而出现较为明显的提升。另一方面,东部和中部地区大部分城市经济实力较强、产业结构合理,初期平衡发展度较高,因此,尽管其数字经济发展水平高于西部和东北地区,但平衡发展受数字经济的推动作用相对较小。总而言之,数字经济对各地平衡发展都具备推动效果,且该效应按照西部、东北、中部、东部地区依次增强。

其次,考察因城市特征产生的异质性问题,本文主要从城市行政等级和城市规模两个方面来检验城市特征异质性。不同于西方国家的城市管理架构,在中国独有的行政制度下,企业在不同层级城市获得的政策优惠和行政资源存在差异。为争取更好的发展资源,企业多会选择设址在行政层级较高的城市[47],这在某种程度上会影响城市创业活跃度,进而对平衡发展产生影响。基于此,本文将研究样本划分为普通城市和重点城市两类展开异质性分析。其中,重点城市主要包含副省级城市、省会城市以及直辖市,其余城市则为普通城市[48]。

再次,长期以来,城市规模与经济增长都紧密相关[49],城市规模的扩张通过提升城市的创新绩效[50]影响平衡发展。为此,本文参照王晗等[51]的做法,将年末总人口数超过 500 万的城市定义为特大城市,其余的列为中小城市,进行相关异质性分析。具体结果如表 9 所示。

表 8 区域异质性分析

	被解释变量:*balance*				
	全国	东部	中部	西部	东北
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
digital	0.3655***	0.3244***	0.3662***	0.5006***	0.4789***
	(0.0092)	(0.0113)	(0.0153)	(0.0487)	(0.1139)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	774	720	783	306
R^2	0.783	0.879	0.917	0.615	0.605
N	287	86	80	87	34

表 9 城市特征异质性分析

	被解释变量:*balance*				
	全国	城市行政等级		城市规模	
		普通城市	重点城市	中小城市	特大城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
digital	0.3655***	0.3520***	0.3024***	0.2571***	0.3580***
	(0.0092)	(0.0193)	(0.0134)	(0.0293)	(0.0077)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2268	315	1620	963
R^2	0.783	0.704	0.927	0.630	0.925
N	287	252	35	180	107

从表 9 可以看出,相较于重点城市和中小城市,数字经济对普通城市和特大城市各领域平衡发展的促进作用更强。究其原因在于:一方面,重点城市均为副省级城市、省会城市和直辖市,这些城市各方面规划往往领先于其他城市,因此各领域建设相对而言较为完善,而普通城市可能仅在某一方面具备发展优势,通常会存在其他层面的短板,因此,数字经济对普通城市平衡发展的促进效果会更为强烈。另一方面,特大城市的人口密度较大,基础实力强,特别是出于对周边地区的“虹吸效应”,其人力资本能更好地满足各领域就业市场的需求,而中小城市则通常缺乏高端技术人才,因此,随着数字经济发展水平的提高,规模较大的城市能在较短时间内给予反应并配合,进而推动平衡发展。由此可见,普通城市和特大城市的数字经济对平衡发展的推动效应更强。

最后,考察由市场化程度引起的异质性问题。市场化程度反映了地区政府对市场经济的干预监管程度,与数字经济发展息息相关[52]。本文依据王小鲁等[53]的做法,引入樊纲市场化指数来衡量市场化程度,并将研究样本划分为市场化程度高、中、低三组进行子样本回归,具体结果如表 10 所示。

从表 10 中可以看出,数字经济对市场化程度居中城市的平衡发展影响最大,其次是高市场化程度地区和低市场化程度地区。对此,可能的原因是:市场化程度越高的地区,其要素流通越快,交易成本也越低,越容易形成规模效应[54],从而有助于平衡发展。由于市场化程度较高地区大多平衡发展程度较高,因此在数字经济的推动作用下,其上升空间会略低于市场化程度居中地区。而市场化程度较低地区,资源配置效率往往较低,数字经济的促进作用难以在短时间内提高其配置效率,对平衡发展的作用效果也会相对较弱。因此,总体上数字经济对平衡发展的推动作用按照市场化程度中、高、低依次减弱。

表 10　市场化程度异质性分析

	被解释变量:*balance*			
	全国	市场化程度高	市场化程度居中	市场化程度低
	(1)	(2)	(3)	(4)
digital	0.3655***	0.3157***	0.3407***	0.1021*
	(0.0092)	(0.0191)	(0.0127)	(0.0570)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	558	1458	567
R^2	0.783	0.865	0.756	0.447
N	287	62	162	63

五、中介机制分析

前文各种研究结果均显示数字经济显著促进了各领域的平衡发展,那么,其背后的作用机制是什么？本文将基于数字经济对平衡发展影响机制的理论分析,进一步探讨并检验其可能存在的作用渠道。

首先,为探讨数字经济发展水平、城市创业活跃度与平衡发展之间的内在联系,本文选取当年新企业注册数量和每万人城市新注册企业数量[55-56]来反映城市的创业活跃度,实证检验城市创业活跃度在数字经济与平衡发展之间的中介效应,结果如表 11 所示。列(2)、列(3)是以新注册企业数量衡量城市创业活跃度的回归结果,结果显示数字经济能够通过提高城市创业活跃度推动平衡发展。同样地,列(4)、列(5)是以每万人城市新注册企业数量衡量城市创业活跃度的中介效应回归结果。其中,列(4)的回归系数与列(2)一致,仍在 1%的水平上显著为正。列(5)数字经济的回归系数相较于列(1)略有下降,结果与列(3)相吻合。上述结果表明城市创业活跃度是数字经济推动平衡发展的机制之一。

表 11　城市创业活跃度机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	balance	*entrep*_1	*balance*	*entrep*_2	*balance*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
digital	0.3655***	7.3330***	0.3343***	0.5684***	0.3609***
	(0.0092)	(0.3687)	(0.0100)	(0.0609)	(0.0095)
*entrep*_1			0.0039***		
			(0.0005)		
*entrep*_2					0.0065*
					(0.0035)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583	2583
R^2	0.783	0.472	0.788	0.437	0.783
N	287	287	287	287	287

其次,本文进一步探讨数字经济能否通过影响城市创新水平作用于平衡发展。由于城市创新水平涵盖地区产业、政策等各层面,为此,本文根据《中国城市和产业创新力报告 2017》,基于国家知识产权局和国家工商局提供的专利、新注册企业数据构建城市创新指数,包括新建企业进入数、外来投

资笔数、vcpe 投资数目、发明专利授权数、实用新型专利公开数、外观专利公开数以及商标授权数等七个基础指标,结果如表 12 所示。列(2)为数字经济对城市创新指数的影响,结果显著为正,表明数字经济发展能够有效促进城市创新水平的提升。列(3)呈现了数字经济和城市创新水平对平衡发展的影响,回归结果均显著为正,其中数字经济的估计系数有所下降,说明城市创新指数具备部分中介效应。通过分析中介效应大小可知,城市创新水平中介效应值约为 0.0756,占其总效应的 20.68%,说明城市创新水平是数字经济促进平衡发展的机制之一。

最后,检验数字经济能否通过服务业结构升级对平衡发展产生影响,参照余泳泽等[57]的做法,采用生产性服务业和高端服务业在服务业中的从业人员占比来度量服务业结构升级①,结果如表 13 所示。列(2)、列(3)是以高端服务业结构升级为中介变量的回归结果,结果显示数字经济发展有利于高端服务业进行结构升级,列(3)数字经济的估计系数相较于基准回归结果有所下降,高端服务业结构升级的系数显著为正。这表明高端服务业结构升级在数字经济影响各领域平衡发展的过程中发挥了部分中介效应。通过计算中介效应数值大小可得,中介效应为 0.0056,所占比重较小,但仍可说明高端服务业是数字经济推动平衡发展指数提高的途径之一。

表 12 城市创新水平机制检验

	balance	*innovation*	*balance*
	(1)	(2)	(3)
digital	0.3655***	22.8075***	0.2899***
	(0.0092)	(0.2807)	(0.0184)
innovation			0.0033***
			(0.0007)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583
R^2	0.783	0.807	0.785
N	287	287	287

此外,列(4)、列(5)是以生产性服务业结构升级为中介变量的检验结果,其中,列(5)数字经济回归系数相较于列(1)略有下降,这在一定程度上说明数字经济能够通过生产性服务业结构升级推动平衡发展。综合来看,上述结果进一步表明了数字经济发展有助于服务业结构升级,从而促进平衡发展。至此,假说 2 得以验证。

表 13 服务业结构升级机制检验

变量	*balance*	*upgrade_h*	*balance*	*upgrade_p*	*balance*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
digital	0.3655***	0.3262***	0.3599***	0.2344***	0.3619***
	(0.0092)	(0.0357)	(0.0094)	(0.0456)	(0.0092)
upgrade_h			0.0155***		
			(0.0054)		
upgrade_p					0.0135***
					(0.0043)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
城市固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
观察值	2583	2583	2583	2583	2583
R^2	0.783	0.256	0.784	0.176	0.784
N	287	287	287	287	287

① 根据国家统计局划分标准(2015),将交通仓储邮电业、信息传输计算机服务和软件业、金融业、租赁和商业服务业以及科研技术服务和地质勘查业划分为生产性服务业,将信息传输计算机服务和软件业、金融业、租赁和商业服务业、科研技术服务和地质勘查业划分为高端服务业。

六、结论与政策建议

本文以 2011—2019 年全国 287 个地级及以上城市为研究对象,采用面板计量经济学模型实证研究了数字经济对平衡发展的影响及其作用机制。主要研究结论如下:(1)总体上看,数字经济对各领域平衡发展具有显著的促进作用,分维度看,各维度数字经济均对平衡发展有正向影响,其中数字融合应用的推动效果最强,其次是数字基础设施和数字创新发展。(2)数字经济对平衡发展的推动效果因城市地理位置、城市特征以及市场化程度不同而有所差异。西部地区和市场化程度居中地区的数字经济发展对平衡发展的促进作用最强烈,同时,相较于重点城市和中小城市,普通城市和特大城市数字经济对平衡发展的推动效果更好。此外,在三种异质性视角下,西部地区数字经济的估计系数最大,这可能是因为西部地区原本平衡发展度偏低,上升空间大,能够更快吸收数字经济与实体经济的深度融合带来的"数字红利",从而较大幅度提高其平衡发展程度。(3)从影响机制来看,城市创业活跃度、城市创新水平以及服务业结构升级均是数字经济影响各领域平衡发展的有效渠道,其中创新在数字经济与平衡发展之间起着更为关键的作用,这意味着数字经济在促进平衡发展的过程中显著发挥了"技术效应"。

基于上述研究结果,本文提出如下政策建议:首先,要充分发挥数字经济对城市创新水平的积极影响,激发企业对创新的积极性,为中小企业提供融资支持,同时引导大企业发挥其自身优势,提高发明专利的研发水平;其次,要重点关注数字融合应用的协同发展,充分挖掘多样化的数字应用场景与要素组合,弱化不利于劳动要素市场健康发展的消极因素,通过发挥数字技术的融合应用推动生产效率改善和组织方式变革,助力平衡发展;最后,要依据不同地区的实际情况,差异化实施数字经济有关政策,倾斜扶持发展缓慢的领域和产业,为缩小数字经济发展差距、推动各领域平衡发展提供战略支撑。

[参 考 文 献]

[1] 中国信息通信研究院. 全球数字经济白皮书(2023 年)[EB/OL].[2024-03-26].www.caict.ac.cn/.

[2] 王军,朱杰,罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(7):26-42.

[3] 孙志燕,侯永志. 对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对[J].管理世界,2019,35(8):1-8.

[4] 陈梦根, 周元任. 数字经济、分享发展与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(10): 5-26.

[5] 李磊, 王小霞, 包群. 机器人的就业效应:机制与中国经验[J]. 管理世界, 2021, 37(9): 104-119.

[6] 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.

[7] 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(08):71-86.

[8] JOLIVET G, TURON H. Consumer Search Costs and Preferences on the Internet[J]. The Review of Economic Studies, 2019, 86(3): 1258-1300.

[9] 孙浦阳, 张靖佳, 姜小雨. 电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 139-154.

[10] 蔡跃洲, 陈楠. 新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(5): 3-22.

[11] 许恒,黄超凡, 王雅琪,等. 数字化发展对教育公平的影响研究:理论机制与运行路径[J]. 中国电化教育, 2023(10): 57-65.

[12] 曹樱子, 睢党臣. 数字经济赋能公共服务高质量发展:理论机制、制约因素与实现路径[J]. 电子政务, 2023(10): 28-41.

[13] 郭峰, 熊云军, 石庆玲,等. 数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J]. 管理世界, 2023, 39(4): 16-34.

[14] LUO K, LIU Y B, CHENP F, et al. Assessing the Impact of Digital Economy on Green Development Efficiency in the Yangtze River Economic Belt[J]. Energy Economics, 2022, 112: 106127.

[15] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.

[16] 罗珉,李亮宇. 互联网时代的商业模式创新:价值创造视角[J].中国工业经济,2015(1):95-107.

[17] 周广肃,樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证[J].经济评论,2018(5):134-147.

[18] 肖静华,吴瑶,刘意,等. 消费者数据化参与的研发创新——企业与消费者协同演化视角的双案例研究[J].管理世界,2018,34(8):154-173.

[19] DENNET D C, ROY D. Our Transparent Future[J]. Scientific American, 2015, 312(3).

[20] 韩璐,陈松,梁玲玲. 数字经济、创新环境与城市创新能力[J].科研管理,2021,42(4):35-45.
[21] KOHLI R, MELVILLEN P. Digital Innovation: A Review and Synthesis[J]. Information Systems Journal, 2019, 29(1): 200-223.
[22] 郭美晨,杜传忠. ICT提升中国经济增长质量的机理与效应分析[J].统计研究,2019,36(3):3-16.
[23] 王伟玲,王晶. 我国数字经济发展的趋势与推动政策研究[J].经济纵横,2019(1):69-75.
[24] 林淑君,郭凯明,龚六堂. 产业结构调整、要素收入分配与共同富裕[J].经济研究,2022,57(7):84-100.
[25] 吴万宗,刘玉博,徐琳. 产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据[J].管理世界,2018,34(2):22-33.
[26] 戴魁早, 黄姿,王思曼. 数字经济促进了中国服务业结构升级吗? [J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):90-112.
[27] 荆文君, 孙宝文. 数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J]. 经济学家, 2019(2): 66-73.
[28] 孙畅,吴芬. 中国高端服务业与先进制造业匹配发展的空间分异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2020,37(12):3-24.
[29] 温忠麟,叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补? [J].心理学报,2014,46(5):714-726.
[30] 干春晖,王强. 改革开放以来中国产业结构变迁:回顾与展望[J].经济与管理研究,2018,39(8):3-14.
[31] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16.
[32] 苏红键,魏后凯. 密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化[J].中国工业经济,2013(10):5-17.
[33] 万广华,江葳蕤,赵梦雪. 城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(4):2-22.
[34] DURANTON G, PUGA D. Chapter 48 Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies[M]//Handbook of Regional and Urban Economics. Amsterdam: Elsevier, 2004: 2063-2117.
[35] QUIGLEY J. Urbanization, Agglomeration, and Economic Development[J]. Urbanization and growth, 2009, 115: 1-36.
[36] 唐建军,龚教伟,宋清华. 数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J].中国农村经济,2022(7):81-102.
[37] 韩军, 刘润娟, 张俊森. 对外开放对中国收入分配的影响——"南方谈话"和"入世"后效果的实证检验[J]. 中国社会科学, 2015(2): 24-40.
[38] 魏后凯. 外商直接投资对中国区域经济增长的影响[J]. 经济研究, 2002(4): 19-26.
[39] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(9): 73-88.
[40] 范子英,张军. 财政分权、转移支付与国内市场整合[J].经济研究,2010,45(3):53-64.
[41] 张晏,龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J].经济学(季刊),2005(4):75-108.
[42] 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(5):23-41.
[43] 李彦龙,沈艳. 数字普惠金融与区域经济不平衡[J]. 经济学(季刊),2022,22(5):1805-1828.
[44] NUNN N, QIAN N. US Food Aid and Civil Conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
[45] 柏培文, 喻理. 数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J]. 中国工业经济, 2021(11): 59-77.
[46] 杨刚强,王海森,范恒山,等. 数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据[J].中国工业经济,2023(5):80-98.
[47] 谢小平,汤萱,傅元海. 高行政层级城市是否更有利于企业生产率的提升[J].世界经济,2017,40(6):120-144.
[48] 辛大楞,彭志远. "宽带中国"战略试点政策对城市绿色创新的影响[J].中国人口·资源与环境,2023,33(9):159-170.
[49] 柯善咨, 赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 经济研究, 2014, 49(4): 76-88.
[50] 王峤,刘修岩,李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效[J].中国工业经济,2021(5):114-132.
[51] 王晗,何枭吟,许舜威. 创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制[J].中国人口·资源与环境,2022,32(4):105-114.
[52] 胡增玺,马述忠. 市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J].经济研究,2023,58(6):155-172.
[53] 王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M].北京:社会科学文献出版社,2017.
[54] 袁航,朱承亮. 数字经济、交易成本与中国区域创新创业[J].科研管理,2023,44(4):19-28.
[55] 周小虎. 中国创业竞争力发展报告[M]. 北京:经济管理出版社, 2018.
[56] 杜运周,刘秋辰,程建青. 什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度? ——基于制度组态的分析[J].管理世界,2020,36(9):141-155.
[57] 余泳泽, 潘妍. 中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J]. 经济研究, 2019, 54(3): 150-165.

(责任编辑 余 敏)