

数字经济对劳动收入份额的影响——基于长三角城市群¹的实证研究

廖信林 曹欣宇 吴友群 叶青杨

安徽财经大学经济学院

【摘要】：数字经济的发展极大地影响了生产方式和生活方式，也影响着要素之间的收入分配。文章在分析数字经济对劳动收入份额影响机理的基础上，利用 2003—2019 年长三角城市群 41 个城市的面板数据，采用熵值法测度了长三角各个城市的数字经济发展水平，并对数字经济影响劳动收入份额进行了效应评估和机制检验。结果表明：数字经济的发展降低了长三角地区的劳动收入份额；不同省份、不同产业的这种负向影响具有异质性，劳动力越丰富的地区和产业，抑制效应越明显；数字经济对劳动收入份额的负向抑制效应是通过劳动生产率提高效应和就业削减效应两大路径实现的；数字经济对劳动收入份额的边际抑制作用随着劳动收入份额的提高而不断降低。

【关键词】：数字经济；劳动收入份额；长三角城市群；

一、引言

“十四五”规划明确提出，要提高劳动报酬在初次分配中的比重^[1]。提高劳动收入份额是优化收入分配格局、解决发展不平衡问题、拉动消费以及促进共同富裕的重要举措。然而，自 20 世纪 90 年代以来，我国劳动收入份额呈现持续下降的趋势，较低水平的劳动收入份额意味着劳动者不能充分地享受经济发展的成果，扩大了资本所得与劳动所得之间的差距，进一步加剧了发展不平衡的问题，不利于共同富裕目标的实现。

与此同时，数字经济在我国实现了快速发展，长三角地区作为全国第一大经济区，在数字经济发展方面更是处于领先地位。《长三角数字经济发展报告（2021）》指出：“2020 年长三角数字经济总量达到 10.83 万亿，占长三角 GDP 总规模的 44.26%，占全国数字经济总规模的 28%。”^[2]数字经济的发展提高了长三角地区的创新能力和经济竞争力，同时也对长三角地区的收入分配制度提出了新的要求。

数字经济的发展具有劳动偏向性还是资本偏向性？数字经济对长三角地区的收入分配和劳动收入份额占比有着怎样的影响？影响机制如何？这些问题的答案对长三角地区改善收入分配、实现共同富裕目标有着重要意义。因此，本文将基于长三角地区的数据，深入研究长三角地区数字经济对劳动收入份额的影响效应和作用机制。

¹ **【收稿日期】**：2022-07-06

【基金】：安徽省社会科学规划重点项目“长三角区域创新政策协同与经济高质量发展研究”（AHSKZ2021D14）；安徽省社会科学规划一般项目“数字经济对劳动收入份额影响的时空特征、效应评估与路径识别”（AHSKY2021D50）；安徽省社会科学创新发展研究 2021 年度攻关研究类课题“安徽数字经济发展对劳动收入份额的影响研究”（2021CX038）

【作者简介】：廖信林（1979—），男，江西赣州人，教授，硕士生导师，博士，研究方向：数字经济，收入分配；曹欣宇（1996—），女，山东潍坊人，硕士研究生，研究方向：数字经济，收入分配；吴友群（1979—），女，重庆万州人，教授，硕士生导师，博士，研究方向：数字经济，政治经济学；叶青杨（1997—），男，安徽合肥人，硕士研究生，研究方向：数字经济，政治经济学。

二、文献综述

现有关于数字经济的研究主要集中在数字经济内涵的界定、数字经济的量化以及数字经济对经济发展的影响等方面。学者们尝试从不同的角度去定义数字经济，廓清数字经济的内涵。第一，从数字经济囊括的内容角度定义数字经济。中国信通院将数字经济分为数字经济基础和数字经济融合两部分^[3]。第二，以 2016 年 G20 峰会为代表，认为数字经济是一种经济活动^[4]。关于数字经济的量化，学术界主要采用两种方法：康铁祥以及刘方和孟祺采用数字产业增加值来量化数字经济^[5,6]；张雪玲和陈芳以及沈运红和黄桁则通过构建指标体系来度量数字经济规模的大小^[7,8]。学者们从不同视角探究了数字经济对经济社会各方面的影响。何帆和刘红霞认为数字经济会对企业经济效益产生影响，并证实数字经济对其的正向促进作用^[9]；徐铭等提出数字经济与金融结合形成数字普惠金融，它的形成对经济高质量发展起到显著推动作用^[10]。随着数字经济的进一步发展，也有不少学者开始关注数字经济的管控和治理问题^[11,12]。

有关劳动收入份额的研究大多集中于我国劳动收入份额的变化趋势及影响因素两个方面。现有关于我国劳动收入份额演变趋势的研究一致认为，自 20 世纪 90 年代以来，我国的劳动收入份额一直呈现出下降的趋势（王晓霞和白重恩，李稻葵等，黄先海和徐圣）^[13,14,15]。关于劳动收入份额影响因素的研究较为成熟，白重恩等利用 1985—2003 年我国省际面板数据，证实了样本期内产业结构、国有企业份额和税负水平对劳动收入份额产生了显著的影响，产业结构的调整、国有企业份额的下降和税负负担的加重都降低了样本期的劳动收入份额^[16]；陈宇峰等通过构建生产模型得出，垄断利润和技术的资本偏向是造成我国劳动收入份额短期和长期下降的重要原因^[17]；余淼杰和梁中华则证实对外开放贸易显著降低了我国企业层面的劳动收入份额，从微观层面验证了对外贸易开放度对劳动收入份额的影响^[18]；安孟和张诚运用系统广义矩估计的方法，从劳动力市场的角度，验证了工资扭曲降低劳动收入份额^[19]。对劳动收入份额影响因素的研究开始较早，研究成果较多，近期研究大多聚焦于某个要素对劳动收入份额的影响，且多集中在省级层面或者企业层面，极少有学者从城市群的角度进行研究。

目前，关于数字经济对劳动收入份额影响的研究还处于起步阶段，丘雅琪和易小丽从理论上说明了数字经济对劳动收入份额的替代效应和驱动效应，但并未对所提出的结论进行实证检验，缺乏实证支撑^[20]；陈琦和高冰基于省际面板数据验证了数字经济对劳动收入份额的负向影响，但未能解决模型的内生性问题，研究结论缺乏可信度^[21]。以长三角城市群层面展开研究的文献更是寥寥无几，本文试图弥补该研究领域的不足。

本文可能的创新点和边际贡献如下：①从长三角城市群层面，在考虑了内生性的基础上，验证数字经济对长三角地区劳动收入份额的负向影响；②探究在不同劳动收入份额水平上，数字经济对劳动收入份额边际抑制效应的变化规律，丰富相关研究；③在现有理论基础上，通过实证验证了数字经济影响劳动收入份额的作用机制，填补作用机制实证检验的空白。

三、理论分析与研究假设

数字经济时代，数据成为一种新的要素，影响着社会生产、消费、要素收入分配等各个方面，对劳动要素和劳动收入份额也产生了深刻的影响。数字经济时代的技术进步偏向为资本偏向，这对我国的劳动收入份额产生了负向影响。与此同时，在劳动者的实际报酬不变的情况下，数字经济所带来的劳动生产率提高也会使得劳动收入份额下降。

（一）基于 CES 模型的理论分析

数字经济时代的到来意味着新一轮发展动力提升和科学技术变革，数字经济发展所带来的技术进步的对要素收入和劳动收入份额有着深刻影响。技术进步偏向分为资本偏向型和劳动偏向型，技术进步偏向于哪种要素，就有利于提高该要素的边际产出，进而影响收入分配和就业（陆雪琴和章上峰）^[22]。本文通过构建 CES 模型，进一步从理论上说明数字经济时代的技术进步偏向对劳动收入份额的影响。遵循 Acemoglu 关于模型的设定^[23]，本文将生产函数设置为 CES 生产函数，假设数字经济带来的资本偏向型技术进步和劳动偏向型技术进步分别为 B_k 和 B_l ，具体形式如下：

$$Y = AF(B_K K, B_L L) = A \left[\alpha (B_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (B_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中：A 是效率参数；K 和 L 分别表示资本和劳动要素的投入；BK 和 BL 分别表示数字经济带来的资本偏向型技术进步和劳动偏向型技术进步； $\alpha \in (0, 1)$ 反映了生产中资本和劳动的相对重要性； σ 为资本和劳动的替代弹性。替代弹性 σ 为：

$$\sigma = \frac{d(K/L)}{d(MP_L/MP_K)} \frac{MP_L/MP_K}{K/L} \quad (2)$$

其中：MPK 和 MPL 分别为资本和劳动的边际产出； σ 表示要素边际产出之比变化一个百分比时，要素之比变化的百分比， σ 的取值范围为 $(0, \infty)$ ，当 $\sigma > 1$ 时，说明生产中资本与劳动是替代关系，当 $\sigma < 1$ 时，说明生产中资本与劳动是互补关系。而多数研究结果都认为在我国 $\sigma < 1$ （白重恩和钱震杰，雷钦礼，郝枫和盛卫燕，刘慧慧和雷钦礼）^[24, 25, 26, 27]，说明在我国资本与劳动是互补关系。

在要素市场完全竞争的假定下，根据企业利润最大化的一阶条件可得：

$$r = MP_K = A \left[\alpha (B_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (B_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \alpha B_K^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} K^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (3)$$

$$w = MP_L = A \left[\alpha (B_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (B_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} (1-\alpha) B_L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} L^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

则 r （资本报酬）与 w （劳动报酬）的比值为：

$$\frac{r}{w} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{B_K}{B_L} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \left(\frac{K}{L} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (5)$$

由式（5）可得资本与劳动收入份额比例为：

$$\frac{rK}{wL} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{B_K}{B_L} \times \frac{K}{L} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (6)$$

由式（6）可知，当 $\sigma < 1$ ，且资本与劳动的投入比例保持不变时， $\frac{B_K}{B_L}$ 决定劳动收入份额的大小。当 $\frac{B_K}{B_L} > 1$ 时，数字经济所带来的技术进步偏向资本，从而降低劳动收入份额；当 $\frac{B_K}{B_L} < 1$ 时，恰好相反。

现有研究通过模型构建和参数评估得出了数字经济时代我国技术进步整体呈现出资本偏向的结论（匡国静和王少国，杨扬等）^[28, 29]，因此数字经济带来的技术进步更有利于提高资本所得，对劳动收入份额有着负向的影响。基于此，本文提出假设 1。

H1：长三角地区数字经济的发展降低了劳动收入份额。

（二）数字经济影响劳动收入份额的机理分析

本文认为长三角地区数字经济的发展主要通过两大路径降低了劳动收入份额：一是提高劳动生产率；二是减少就业。

数字经济的发展会从生产和管理两方面提高劳动生产率。在生产方面，由于技术进步和自动化水平的提高，生产相同产品所需要时间大大缩短，生产率实现较大提升；在管理方面，由于引进数字化管理，大大缩减了部门间信息的流通时间，提高了管理效率。根据马克思主义政治经济学理论，劳动生产率提高，而工资不变，那么劳动收入份额将会降低，相应的资本所得会提高^[30]。因此，数字经济通过提高劳动生产率这一路径降低了劳动收入份额。

数字经济对就业的影响主要分为替代效应和驱动效应，数字经济所带来的人工智能发展和自动化水平的提升会对现有劳动力进行替代，从而削减就业。Acemoglu 曾提出，机器人、人工智能和其他数字技术的应用削弱了工人的竞争力，将会导致就业率和劳动收入份额的下降^[31]。另外，数字经济发展还会创造新的岗位，实现就业驱动。数字经济对就业影响的总效应还需实证检验，本文先假定在数字经济发展的起步阶段，数字经济对就业具有负向影响，并将进一步对劳动收入份额产生抑制作用。

基于上述分析，本文提出假设 2。

H2：数字经济可以通过劳动生产率提高效应和就业削减效应来降低劳动收入份额。

四、变量选择与模型构建

（一）计量模型构建

1. 面板模型构建

为了验证长三角地区数字经济对劳动收入份额影响的假设，本文首先构建一个面板模型。由于长三角地区各个城市的情况有所不同，存在较为显著的个体效应，同时 Hausman 检验显示固定效应模型要优于随机效应，因此本文最终选择双固定面板模型。构建的模型如下：

$$\ln ls_{it} = \beta_0 \ln dig_{it} + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中：ls_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的劳动收入份额；dig_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的数字经济发展水平；X_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的控制变量的值；j 表示控制变量的个数；μ_i 为个体效应；γ_t 为时间效应；ε_{it} 为随机扰动项；β₀、β_j 分别表示核心解释变量数字经济与控制变量对被解释变量劳动收入份额的影响系数。

2. 面板分位数模型构建

为了进一步探讨长三角地区数字经济对劳动收入份额的边际抑制效应，本文构建如下面板分位数模型：

$$\ln ls_{it|\tau} = \beta_{0|\tau} \ln dig_{it|\tau} + \sum_{j=1}^m \beta_{j|\tau} \ln X_{it|\tau} + \mu_{i|\tau} + \gamma_{t|\tau} + \varepsilon_{it|\tau} \quad (8)$$

其中，下标 | τ 表示分位数，用于对样本中的劳动收入份额在不同的分位点进行分割，分位数 τ ∈ (0.2, 0.4, 0.6, 0.8)；式 (8) 中其他变量和字母的含义与式 (7) 中保持一致。

3. 中介效应模型构建

为了验证前文提出的作用机制，本文参考江艇^[32]的做法，采用两步法验证中介效应，当中介变量在理论上与被解释变量具有因果关系时，可以通过构建如下模型来验证中介效应的存在：

$$\ln ls_{it} = \beta_0 \ln dig_{it} + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln M_{it} = \alpha_0 \ln dig_{it} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \ln X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式 (9) 与式 (7) 保持一致，式 (10) 为数字经济对中介变量的回归。其中：M_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的中介变量的值；α₀、α_j 分别表示核心解释变量数字经济和控制变量对中介变量的影响系数；其他变量和字母的含义与前文一致。

(二) 变量选择

1. 被解释变量：劳动收入份额

现有关于劳动收入份额的研究主要集中于省级层面，关于省级劳动收入份额的测度方法主要有两种：第一种是以劳动收入除以地区生产总值得出；第二种是以劳动收入除以调整后的地区生产总值得出，调整后的地区生产总值为在原有地区生产总值的基础上减去生产税净额（陈宇峰等）^[17]。本文基于省级劳动收入份额的测度方法，从城市层面测度长三角各地区的劳动收入份额，记为 ls ，计算公式如下：

$$ls = \frac{w_1}{gdp} \tag{11}$$

其中： ls 表示劳动收入份额； w_1 表示在岗职工工资总额； gdp 表示地区生产总值。

由于数字经济对不同产业的渗入程度不同，各产业劳动者的谈判能力、产业的发展情况也不尽相同，数字经济对不同产业劳动收入份额的影响必然具有异质性。产业劳动收入份额的计算公式如下：

$$ls_{ind} = \frac{nw_2}{gdp} \tag{12}$$

其中： ls_{ind} 表示产业劳动收入份额； n 表示产业单位就业人员数； w_2 表示职工平均工资额； gdp 表示地区生产总值。

2. 核心解释变量：数字经济

目前，学界关于数字经济的量化暂未形成统一的标准，大多数学者都是通过构建指标体系来测度数字经济。基于城市数据的可获得性，本文参考赵涛等^[33]的做法，构建了包含互联网相关从业人数、互联网产出、移动互联网用户数、互联网普及率四项指标的指标体系，并采用熵权法将指标标准化后求得各个指标的权重，通过指标加权求和来求得长三角地区各城市的数字经济发展水平，记为 dig ，具体指标体系见表 1 所列。

表 1 数字经济发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	权重
数字经济	互联网相关从业人数	信息传输及计算机服务及软件业从业人员数占比(%)	0.230
	互联网产出	人均电信业务(元/人)	0.237
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数(人)	0.191
	互联网普及率	每百人互联网宽带接入用户数(户)	0.342

3. 中介变量：劳动生产率

本文所使用的劳动生产率为社会生产率，由地区生产总值除以该地区单位从业人员所得，记为 lp ，它表示一年内每单位劳动力所创造的价值。数字经济发展所带来的技术进步必将会促进劳动生产率的提高，如前所述，在实际工资不变的前提下，劳动生产率提高将会降低劳动收入份额，提高资本所得。

4. 控制变量

为了避免模型因遗漏变量造成估计误差，本文引入可能会对劳动收入份额产生影响的控制变量，具体如下：金融发展水平（ fin ），用（年末金融机构各项贷款余额/地区生产总值）表示；政府支出水平（ gov ），用（地方财政一般预算支出/地区生产总值）表示；对外开放程度（ ope ），用（当年实际使用外资金额/地区生产总值）表示；产业结构（ ins ），用（第二产业增加值与第三产业增加值的和/地区生产总值）表示；教育发展水平（ edu ），用高等学校在校生数表示；税负水平（ bur ），用（地方财政预算内收入/地区生产总值）表示。

（三）数据来源和变量的描述性统计

本文选用 2003—2019 年长三角地区 41 个城市面板数据进行实证分析。原始数据来源于 2004—2020 年的《中国城市统计年鉴》，时间跨度为 17 年，研究对象为长三角地区的 41 个城市，总样本量为 697 个。为了减少数据波动，将所有变量做取对数处理，变量的描述性统计见表 2 所列。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值
劳动收入份额	Inls	2.29	0.34	1.621	3.230
数字经济	Indig	2.34	0.713	-0.26	4.292
金融发展水平	Infin	4.55	0.412	3.592	6.409
政府支出水平	Ingov	2.55	0.427	1.591	5.001
对外开放程度	Inope	5.47	0.848	2.938	7.606
产业结构	Inins	4.49	0.097	4.011	4.699
教育发展水平	Inedu	1.60	1.123	-2.048	4.475
税负水平	Inbur	2.05	0.350	0.771	3.124
劳动生产率	Inlp	3.55	0.532	1.349	4.741

五、实证分析

（一）基准回归分析

数字经济影响劳动收入份额的逐步回归结果见表3所列，其中，模型（1）为仅含数字经济的面板双固定效应模型，模型（2）至模型（5）是在模型（1）的基础上逐步添加控制变量所得的模型。

从模型（1）可以看出，在不添加任何控制变量的情况下，在5%的显著性水平上，数字经济对劳动收入份额的影响系数是-0.208，初步验证了长三角地区数字经济的发展对劳动收入份额具有抑制作用；模型（2）在添加金融发展水平这一控制变量之后，数字经济对劳动收入份额依旧表现出抑制作用；同样，模型（3）（4）（5）在添加其他控制变量之后，数字经济对劳动收入份额的影响依旧显著为负，说明数字经济对劳动收入份额的负向影响是显著且稳定的，从而验证了假设1。随着控制变量的加入，模型的拟合优度由0.539不断提升到0.600，说明添加控制变量后的模型得到了改善，模型（5）要优于前面4个模型。由模型（5）可知，在5%的显著性水平上，数字经济对劳动收入份额的影响系数为-0.174，表明数字经济每提高1%，劳动收入份额将降低0.174%。

从控制变量来看，金融发展水平对劳动收入份额具有显著的正向影响，这是由于金融行业的发展为企业带来了稳定的资金来源，有利于企业扩大生产，基于利润分享理论，劳动者的收入也会因此而增加，从而有可能提高劳动收入份额（安梦和张诚）[19]；政府支出水平对劳动收入份额具有较为显著的抑制作用，原因可能是在我国劳动密集型产业具有相对优势的背景下，政府支出引导的优惠和扶持政策更偏向于资本密集型产业，有助于资本收入份额的提高，从而降低了劳动收入份额（赵秋运等）[34]；对外开放程度对劳动收入份额同样表现出显著的抑制作用，对外开放程度越高意味着资本在全球的流动越顺畅，这对资本话语权的提高具有较为显著的推动作用，与此同时，劳动者的话语权和谈判权就遭到了压制，从而对劳动收入份额产生了抑制作用（余淼杰和梁中华）^[18]。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字经济	-0.208** (0.092)	-0.218** (0.090)	-0.204* (0.083)	-0.151* (0.078)	-0.174* (0.077)
金融发展水平		0.215** (0.096)	0.283* (0.091)	0.287* (0.090)	0.250*** (0.081)
政府支出水平			-0.256*** (0.090)	-0.142 (0.099)	-0.243* (0.127)
对外开放程度				-0.077** (0.028)	-0.091*** (0.028)
产业结构					0.510 (0.494)
教育水平					-0.043 (0.060)

税负水平					0.122 (0.105)
常数	1.480** (0.296)	0.501 (0.487)	0.790* (0.391)	1.122** (0.390)	-0.915 (2.166)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
R ²	0.539	0.552	0.569	0.593	0.600
N	697	697	697	697	697

注：*、**、***分别表示回归结果在 1%、5%、10%置信水平上通过显著性检验；括号内数值为稳健标准误。下同

（二）稳健性检验

1. 替换核心解释变量

本文对核心解释变量数字经济进行替换，验证替换后的数字经济是否依旧对劳动收入份额具有抑制作用。在原有数字经济指标体系的基础上添加数字普惠金融这一指标，构建数字经济替换变量。由于数字普惠金融数据的样本起始年份为 2011 年，模型样本区间相应调整为 2011—2019 年，回归结果见表 4 的模型（1）。模型（1）的回归结果表明，在替换核心解释变量后，数字经济仍然在 5% 的显著性水平上显著抑制了劳动收入份额，影响系数为-0.327，与基准回归结果一致，说明回归结果是稳健的。

2. 变换估计方法

表 4 中模型（2）和模型（3）是变化模型后的全样本估计结果，模型（2）采用随机效应极大似然估计，模型（3）采用随机效应可行广义最小二乘估计。两个模型的回归结果一致证明了数字经济对劳动收入份额确实具有抑制作用，说明数字经济对劳动收入份额回归的结果与模型选择无关。

表 4 稳健性检验结果

变量	替换核心 解释变量	随机效应极大 似然估计	随机效应可行广义 最小二乘估计	缩尾处理	内生性处理
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字经济		兴册长 -0.165 (0.035)	-0.165 (0.074)	-0.174* (0.077)	世世长 -0.689 (0.198)
数字经济替换变 量	-0.327 (0.127)				

常数	-0.866 (3.211)	-0.806 (1.024)	-0.798 (2.096)	-0.915 (2.166)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定	是	否	否	是	是
时间固定	是	否	否	是	是
sigma u cons		0.212 (0.025)			
sigma e cons		0.148*** (0.004)			
R ²	0.504		0.598	0.600	0.245
N	369	697	697	697	680

3. 缩尾处理

为了排除极端值对回归结果的影响，本文对所有变量进行缩尾处理。具体做法为：去除样本两端 1%分位的极端值，并用 1%分位之内的数值替代所删掉的极端值；对经过缩尾处理的样本再次进行回归，回归结果见表 4 的模型（4）所示。模型显示数字经济在 5%的显著性水平上对劳动收入份额产生负向影响，影响系数为-0.174，表明在剔除极端值后的回归结果仍然是稳健的。

4. 内生性处理

为了保证模型结果的可靠性，本文通过工具变量法对内生性进行处理。选取的工具变量为滞后一期的互联网宽带用户数（L.hlw）和滞后一期的移动电话用户数（L.tel1），这两个工具变量既能够很好体现数字经济的发展水平，又不受当期劳动收入份额的影响，可以较好解决模型的内生性问题。

采用两步最小二乘法进行回归，回归结果见表 4 的模型（5）。在考虑了内生性问题后，并没有改变数字经济对劳动收入份额的作用方向，数字经济在 1%的显著性水平上降低了劳动收入份额。对工具变量进行检验可知，Hansen J 统计量的 p 值大于 10%，说明工具变量满足外生性；识别不足检验中 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值为 0，说明不存在识别不足问题；Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值，说明不存在弱工具变量问题[28]。

（三）异质性分析

1. 分地区异质性分析

由于长三角城市群各地区的数字经济发展水平、经济发展水平等都存在一定差异，因此本文按照三省一市进行划分，进行分样本回归，由于上海市的样本量较小，因此将其与江苏省各个市作为一组进行回归，回归结果见表 5 所列。模型（1）为上海市和江苏省各个城市的分样本回归结果，显示两地的数字经济水平在 1%的显著性水平上降低了该地区的劳动收入份额，数字经

济每提高 1%，劳动收入份额将降低 0.462%；模型（2）表示浙江省的分样本回归结果，显示数字经济在 5%的显著性水平上对该地区的劳动收入份额产生了负向影响，影响系数为-0.147，说明上海市和江苏省的数字经济对劳动收入份额的负向影响更为明显；模型（3）为安徽省的分样本回归结果，虽然影响系数仍为负值，但是未通过统计学的显著性检验，这可能与安徽省数字经济发展水平相对不高、未对劳动收入份额产生显著的影响有关。

表 5 分地区异质性分析结果

变量	上海、江苏	浙江	安徽
	(1)	(2)	(3)
数字经济	-0.462 (0.124)	-0.147 (0.056)	-0.041 (0.086)
常数	-2.378 (6.918)	17.003 (2.582)	-2.646 (2.363)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
R ²	0.775	0.461	0.504
N	238	187	272

2. 分产业异质性分析

三大产业的回归结果见表 6 所列，模型（1）（2）（3）分别为第一产业、第二产业、第三产业数字经济对劳动收入份额的回归结果。第一产业的数字经济对劳动收入份额的负向影响在统计上不显著，可能是因为数字经济对农业的渗透比较浅，数字农业的发展还处于初级阶段，因此数字经济对第一产业劳动收入份额的作用效果并不显著；第二产业和第三产业中数字经济都显著地降低了各自的劳动收入份额，第二产业的负向影响更大，这与第二产业的劳动力比第三产业更富余有关，劳动者处于相对劣势地位，谈判能力也较差。

表 6 分产业异质性分析结果

变量	第一产业	第二产业	第三产业
	(1)	(2)	(3)

数字经济	-0.166 (0.276)	-0.243* (0.138)	-0.238 (0.065)
常数	-3.269 (7.137)	-4.385 (3.919)	-1.254 (1.362)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
R ²	0.325	0.626	0.582
N	697	696	697

（四）分位数回归

为了探讨数字经济对劳动收入份额的边际抑制效应，本文构建了分位数回归模型，汇报了在不同劳动收入份额水平上，数字经济对劳动收入份额的影响，回归结果见表7所列，模型（1）至模型（4）依次为在劳动收入份额0.2、0.4、0.6和0.8分位点的回归结果。结果显示，在所有的分位点上，数字经济对劳动收入份额都呈现负向的影响，但显著性和负向影响程度都在降低，说明数字经济对劳动收入份额的边际抑制效应随着劳动收入份额的提高而不断降低。主要原因是，随着劳动收入份额的提高，数字经济的岗位创造效应不断加强，对劳动收入份额的抑制作用就会减弱。

表7 分位数回归结果

变量	0.2	0.4	0.6	0.8
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济	-0.223*** (0.072)	-0.188** (0.053)	-0.156** (0.064)	-0.126 (0.091)
金融发展水平	-0.074*** (0.026)	-0.086*** (0.019)	-0.097*** (0.023)	-0.108*** (0.033)
政府支出水平	0.206** (0.084)	0.237*** (0.062)	0.265*** (0.074)	0.292*** (0.107)
对外开放程度	-0.229* (0.117)	-0.239 (0.086)	-0.249 (0.104)	-0.258* (0.148)

产业结构	0.482 (0.476)	0.502 (0.351)	0.520 (0.421)	0.537 (0.603)
教育水平	-0.032 (0.064)	-0.040 (0.047)	-0.047 (0.056)	-0.054 (0.081)
税负水平	0.139 (0.101)	0.127* (0.074)	0.116 (0.089)	0.105 (0.120)
N	697	697	697	697

（五）机制检验

为了验证数字经济对劳动收入份额的作用机制，本文构建了中介效应模型，经过分析得出数字经济的确对劳动收入份额具有负向的影响效应，因此该部分只展示数字经济对中介变量劳动生产率的回归结果，见表8所列。模型（1）和模型（2）用于验证数字经济的劳动生产率提高效应，无论是否添加控制变量，数字经济对劳动生产率都存在显著的正向影响，说明数字经济的发展可以显著提高劳动生产率。根据马克思主义政治经济学原理，在实际报酬保持不变的情况下，劳动生产率的提高会增加资本所得，降低劳动者的收入份额。因此，数字经济通过提高劳动生产率影响劳动收入份额的机制假设得以验证。

模型（3）和模型（4）用于检验数字经济的就业削减效应，无论是否添加控制变量，数字经济都显著降低了就业人数，这是由于数字经济发展导致一些低技术工人失业，从而降低了劳动收入份额。总而言之，数字经济可以通过劳动生产率提高效应和就业削减效应降低劳动收入份额，从而验证了假设2。

表8 机制检验结果

变量	劳动生产率		就业人数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济	0.309*** (0.105)	0.236** (0.092)	-0.218* (0.116)	-0.230** (0.107)
常数	3.746*** (0.348)	4.506 (3.238)	2.708*** (0.362)	-3.429 (3.166)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是

R ²	0.741	0.773	0.598	0.650
N	697	697	697	697

六、结论与政策建议

（一）结论

本文基于 2003—2019 年长三角城市群 41 个城市的面板数据，通过构建双固定面板模型、面板分位数模型和中介效应模型，验证了数字经济对长三角地区劳动收入份额的负向影响和作用机制，得出如下结论：

第一，长三角地区数字经济的发展降低了该地区的劳动收入份额，并且这种影响在经过内生性等稳健性检验后仍然成立；第二，数字经济对劳动收入份额的边际抑制效应随着劳动收入份额的提高而不断降低，劳动收入份额较高时，数字经济的岗位创造效应更明显，从而减弱了数字经济对劳动收入份额的负面影响；第三，数字经济对劳动收入份额的影响表现为地区间和产业间的异质性，在数字经济不发达的地区或在数字经济渗透度不高的产业，数字经济对劳动收入份额的负向影响是不显著的，劳动力越富余的产业和地区，数字经济对劳动收入份额的负向影响越大；第四，数字经济通过提高劳动生产率降低劳动收入份额，主要是因为劳动者的实际收入保持不变，数字经济带来的经济利润大多归资本所得。

（二）政策建议

根据上述结论，本文提出以下建议：

第一，政府应缓解数字经济导致的就业削减效应，普及数字教育，培养数字型人才，扭转就业形势。要改善劳动市场价格扭曲状况，提高劳动者的实际收入，保障劳动者充分享受到数字经济红利，从而提高劳动收入份额。除此之外，还要加强对低技能劳动者的社会保障，提高该部分劳动者的收入。

第二，制定针对性的产业和地区政策，促进产业结构合理化和长三角各地区的协调发展。引导相关产业和劳动力向其他劳动力缺乏地区转移，提高劳动力的流动性，缓解较发达地区劳动力过剩的情况，以减弱数字经济对该地区劳动收入份额的抑制作用。

第三，企业应做好员工的技能和职业培训，提高劳动者与岗位的适配性，减少因技能不匹配导致的失业。劳动者也应积极适应劳动市场的需求变化，培育数据素养，掌握智能化工具，不断提高自身竞争力。

参考文献

- [1] 中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要[R/OL]. (2021-03-13) [2022-06-09]. <https://www.12371.cn/2021/03/13/ARTI1615598751923816.shtml>.
- [2] 长三角数字经济发展报告（2021）[R/OL]. (2021-10-08) [2022-06-09]. http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/ztbg/index_2.htm.

-
- [3] 中国数字经济发展白皮书（2017）[R/OL]. (2017-07-13)[2022-06-09]. http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201804/t20180426_158452.htm.
- [4] 二十国集团数字经济发展与合作倡议[EB/OL]. (2020-10-24)[2022-06-09]. http://www.cac.gov.cn/2016-09/29/c_1119648520.htm.
- [5] 康铁祥. 数字经济及其核算研究[J]. 统计与决策, 2008(5):19-21.
- [6] 刘方, 孟祺. 数字经济发展: 测度、国际比较与政策建议[J]. 青海社会科学, 2019(4):83-90.
- [7] 张雪玲, 陈芳. 中国数字经济发展质量及其影响因素研究[J]. 生产力研究, 2018(6):67-71.
- [8] 沈运红, 黄桁. 数字经济水平对制造业产业结构优化升级的影响研究——基于浙江省2008—2017年面板数据[J]. 科技管理研究, 2020, 40(3):147-154.
- [9] 何帆, 刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革, 2019(4):137-148.
- [10] 徐铭, 沈洋, 周鹏飞. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究[J]. 资源开发与市场, 2021, 37(9):1080-
- [11] 熊鸿, 熊儒. 我国数字经济发展中的平台垄断及其治理策略[J]. 改革, 2019(7):52-61.
- [12] 杜庆昊. 数字经济协同治理机制探究[J]. 理论探索, 2019(5):114-120.
- [13] 王晓霞, 白重恩. 劳动收入份额格局及其影响因素研究进展[J]. 经济学动态, 2014(3):107-115.
- [14] 李稻葵, 刘霖林, 王红领. GDP中劳动份额演变的U型规律[J]. 经济研究, 2009, 44(1):70-82.
- [15] 黄先海, 徐圣. 中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角[J]. 经济研究, 2009, 44(7):34-44.
- [16] 白重恩, 钱震杰. 劳动收入份额决定因素: 来自中国省际面板数据的证据[J]. 世界经济, 2010, 33(12):3-27.
- [17] 陈宇峰, 贵斌威, 陈启清. 技术偏向与中国劳动收入份额的再考察[J]. 经济研究, 2013, 48(6):113-126.
- [18] 余淼杰, 梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析[J]. 管理世界, 2014(7):22-31.
- [19] 安孟, 张诚. 工资扭曲对劳动收入份额变动的影响[J]. 统计与决策, 2022, 38(3):152-157.
- [20] 丘雅琪, 易小丽. 数字经济对劳动收入份额影响的内在逻辑和作用机理[J]. 福建商学院学报, 2021(3):66-73.
- [21] 陈琦, 高冰. 数字经济发展对劳动收入份额的影响研究[J]. 北京经济管理职业学院学报, 2022, 37(1):23-31.

-
- [22] 陆雪琴, 章上峰. 技术进步偏向定义及其测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, 30(8):20-34.
- [23] ACEMOGLU D. Labor and Capital-Augmenting Technical Change[J]. Journal of the European Economic Association, 2003, 1(1):1-37.
- [24] 白重恩, 钱震杰. 我国资本收入份额影响因素及变化原因分析——基于省际面板数据的研究[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2009(4):137-147.
- [25] 雷钦礼. 偏向性技术进步的测算与分析[J]. 统计研究, 2013(4):83-91.
- [26] 郝枫, 盛卫燕. 中国要素替代弹性估计[J]. 统计研究, 2014(7):12-21.
- [27] 刘慧慧, 雷钦礼. 中国能源增强型技术进步率及要素替代弹性的测算[J]. 统计研究, 2016(2):18-25.
- [28] 匡国静, 王少国. 技术进步偏向及其形式的收入分配效应研究[J]. 审计与经济研究, 2020, 35(5):105-115.
- [29] 杨扬, 姜文辉, 张卫芳. 人口老龄化、技术偏向是否加剧了中国劳动收入份额下降——基于中国省际面板数据的理论与实证分析[J]. 经济问题, 2018(6):6-13.
- [30] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯全集: 第47卷[M]. 北京: 人民出版社, 1972:225-226.
- [31] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment[J]. American Economic Review, 2017, 108(6):1488-1542.
- [32] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5):100-120.
- [33] 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.
- [34] 赵秋运, 李成明, 胡巧玉. 地方政府干预与劳动收入份额: 基于分税制的视角[J]. 经济理论与经济管理, 2017(12):36-46.