数字经济与性别工资差异：机制与影响

廖晓静[1]，黄贺源[2]

（1. 广州大学经济与统计学院，广州 510006；2. 龙岩学院经济与管理学院，龙岩 364012）

摘要：中国已步入数字化转型关键期，探索数字红利的性别分配极具现实意义。基于 2020 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，采用理论分析与实证检验相结合的方法，研究发现，数字经济的发展显著提升个体工资水平，但对男性的红利释放效应大于女性，进而扩大性别工资差异。机制分析表明，数字经济通过社会资本、人力资本及就业质量作用于两性收入不平等。此外，数字经济对性别工资差异的影响存在显著异质性，在私营企业及高收入行业中的扩大作用更为明显。

关键词：数字经济；性别工资差异；社会资本；人力资本；脆弱就业

中图分类号：F249.2 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)13－0071－09

数字技术的蓬勃发展使世界已进入“数字全球化”的新阶段。中国信息通信研究院发布的《全球数字经济白皮书（2023 年）》显示，2022 年全球数字经济增加值占 GDP 比重已达 46.1%，成为引领经济复苏的重要引擎。数字经济通过突破时空约束、优化要素配置，在注入新动能的同时，也深刻重塑了劳动力市场结构。

随着现代生产力演进与性别平等意识觉醒，性别工资差异逐渐成为社会焦点。在人工智能、大数据等技术深度融合背景下，数字经济不仅催生了新就业形态，也对两性收入分配格局产生深远影响。那么，数字经济究竟如何作用于性别工资差异①？其影响方向与内在机制为何？

数字经济所包含的领域十分广泛，现有文献一般根据数字经济的下属关键领域探讨其对性别工资差异的影响。一方面，有学者认为数字经济发展所衍生出来的高新技术行业会扩大性别工资差异。李志强和刘英[1]通过研究人工智能技术创新对制造业性别收入差距的影响发现，技术进步在提升整体工资水平的同时扩大了性别工资差距，并在技能层面呈现出“低技能缩小、高技能扩大”的差异效应。王小琳等[2]研究发现产业数字化可以通过提升机械化水平、促进服务化转型和增强培训投入力度，改变生产、销售端的岗位需求偏好，进而对性别工资差异产生负向影响。刘爱玉[3]发现不稳定、福利低、缺乏保障的脆弱就业的增长会继续加剧性别工资差异的扩大。另一方面，有研究从教育培训、就业机会等方面得出数字经济等领域的发展能够有效缩减性别工资差异。①在技能优势方面，高子茗等[4]发现服务机器人等技术的应用改变了劳动力技能结构与传统分工，降低了性别歧视，提高了女性工资水平；②在就业机会方面，数字经济所掀起的互联网热潮拓宽了女性的就业渠道，增加了女性的受雇可能性，从而提高其工资水平，显著缩小性别工资差异[5]；③李建奇[6]指出数字化进程强化了女性在沟通与社交方面的相对优势，同时削弱了男性在体力劳动方面的传统优势，有助于减少性别偏见并提升女性收入。

综合来看，现有研究仍存在以下不足：①对综合数字经济发展水平的整体考察不足；②探究数字经济影响性别工资差异的机制分析较少；③关于数字经济产生“性别鸿沟”还是“性别红利”尚未达成共识。基于此，现采用理论分析与实证检验相结合的方法，以社会资本、人力资本和就业质量为主要机制，探究数字经济对性别工资差异的影响，以期为相关政策制定提供实证依据。

收稿日期：2026-03-06

基金项目：2025 年广州大学研究生创新能力培养项目（广州研究项目）（GJYZ2025-014）

作者简介：廖晓静（2001—），女，广东湛江人，硕士研究生，研究方向为劳动经济学、农业农村经济学；通信作者黄贺源（1988—），男，广东佛山人，博士，讲师，研究方向为碳交易经济学、产业经济学。

①性别工资差异是指男性与女性劳动者在工资收入方面存在的系统性差异，通常以两者平均工资的差额或比率来衡量，是衡量劳动力市场性别不平等的重要指标。

1 数字经济与性别收入差距:理论分析

1.1 数字经济扩大性别工资差异的直接影响

数字经济对性别收入分配的影响具有复杂性。尽管数字技术赋能催生了新业态,但受技能偏好、职业隔离及算法机制等因素制约,数字红利的分配呈现出显著的性别差异。

一方面,数字技术加剧了行业职业隔离。市场对科学、技术、工程、数学(STEM)等高技能岗位需求激增,但受限于社会培养路径,女性在技术密集型行业参与度较低[7]。网络效应促使男性在数字高薪领域占据主导,强化了性别工资不平等。另一方面,数字经济发展拓宽了性别鸿沟。男性在数字设备使用频率及在线活动多样性上更具优势;而女性在数字技术获取、经济负担及教育资源方面面临多重障碍,限制了其从数字化转型中获益的能力[8]。此外,数字技术可能放大性别歧视。大数据与人工智能应用存在明显的算法歧视,其决策依赖于包含传统偏见的数据集。由于数字平台缺乏伦理判断,性别歧视常隐藏于看似客观的算法之后,使女性在招聘与资源配置中处于不利地位[9-10]。例如,2018年亚马逊因其招聘工具系统一旦检测到女性就打低分而备受批评。

1.2 数字经济影响性别工资差异的作用机制:推力与拉力的博弈作用

数字经济对性别收入分配的影响并非单一维度的线性作用,而是由社会资本、人力资本及就业质量等多重机制交织而成的"非均衡增长"过程。

(1)数字经济显著改变了社会网络结构与信息传播方式,个体可借助社交媒体及职业网络积累社会资本。然而,社会资本的形成具有路径依赖特征。在既有社会结构中,男性通常拥有更广泛且高质量的关系网络,在资源动员与职业机会获取方面具有先发优势[11]。数字技术在降低信息成本的同时,通过网络效应强化了优势群体的资源集聚,使"关系优势"进一步放大[7]。这种"马太效应"②导致男性更容易通过扩展社会网络获取高回报机会,从而在收入增长中获得更大收益,进而扩大性别工资差异[12]。

(2)在线教育与远程资源的普及为女性开辟了获取优质教育的新途径,打破了地理与经济限制。根据人力资本理论,教育和培训是提升生产力与收入的关键。随着女性在高等教育与数字技能培训领域的进步,其人力资本积累能力显著增强。这一变化有助于缩小两性人力资本差距,提升女性在高薪领域中的参与度与竞争力,从而在一定程度上缓解性别工资差异[13]。

(3)数字经济重塑了就业形态,推动了灵活就业等非标准就业形式的增长。在传统分工背景下,女性面临较高程度的"脆弱就业"③风险[3,14]。但数字化转型为女性提供了突破约束的可能。一方面,数字平台降低了就业门槛;另一方面,灵活用工为女性平衡家庭与职业提供了空间。随着部分女性从低保障状态转向具有收入潜力的就业形式,其就业质量得到改善。这种"修正效应"有助于提升女性劳动参与度,从而缩小性别工资差异。

综上,数字经济在赋予发展红利的同时,也因资源获取的不对称产生性别极化。一方面,数字技术与传统关系的融合产生"马太效应",强化了男性的先发优势,成为拉大差距的主导力量;另一方面,数字经济虽通过优化人力资本与改善就业质量提供了补偿性路径,但在当前阶段,这种"均等化效应"尚不足以抵消社会资本鸿沟、职业隔离及性别歧视等带来的冲击。基于此,提出如下假设。

H1:数字经济显著提高个体工资水平,但对男性工资的正向影响大于女性,从而扩大性别工资差异;

H2:数字经济通过强化两性社会资本差异,扩大性别工资差异;

H3:数字经济通过提升女性人力资本水平,在一定程度上缩小性别工资差异;

H4:数字经济通过改善女性就业质量,在一定程度上缩小性别工资差异。

构建机制理论框架,如图1所示。

2 研究设计

2.1 基准模型设定

为了研究数字经济发展对于性别工资差异的影响,借鉴乔小乐等[15]在构建收入回归模型的基础上通过引入交互项识别不同群体影响差异的做法,基于以下计量模型进行分析,具体模型如下:

$$\ln wage_i = \alpha + \beta_1 digeco_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中:$\ln wage_i$ 为第 i 个个体税后年工资的自然对

②马太效应指强者愈强、弱者愈弱的资源累积逻辑。

③脆弱就业是指劳动者在就业过程中缺乏稳定劳动关系、社会保障不足、收入通常较低且波动较大的就业状态,通常包括自雇就业和无报酬家庭劳动等类型。

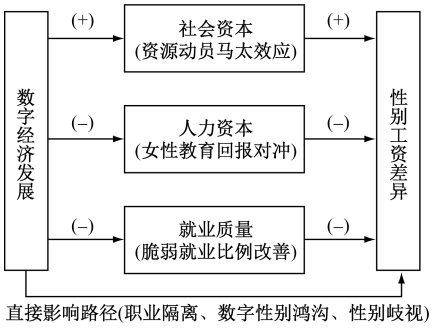


图 1　数字经济影响性别工资差异:机制理论框架

数;$digeco_i$ 为第 i 个个体所在地区的数字经济发展水平;X_i 为个人特征、家庭特征、人力资本的各个方面的控制变量;ε_i 为误差项;i 为个体;α 为常数项;β_1、γ_i 为系数。

通过对男性、女性的年工资进行分组回归,可以探究数字经济的发展对于性别工资的作用效果,但是考虑到置信区间有可能重叠,直接比较回归系数并不能准确、具体地得出数字经济扩大还是缩小了性别工资差异。参考现有文献,添加虚拟变量交叉项来判断组间系数是否存在显著的差异,female为一个虚拟变量,当样本性别为女性时,female=1,当样本的性别为男性时,female=0,则新模型设定如下:

$$lnwage_i = \alpha + \beta_1 digeco_i \times female + \beta_2 digeco_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

当 female=1 时,公式为

$$lnwage_i = \alpha + (\beta_1 + \beta_2) digeco_i + \beta_3 + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

当 female=0 时,公式为

$$lnwage_i = \alpha + \beta_2 digeco_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

式中:$digeco_i \times female$ 为数字经济与性别的交互项。交互项前的系数 β_1 反映了工资收入 $lnwage_i$ 在两组样本中的系数差异。当 β_1 为正时表明相比较于男性,数字经济更有利于女性工资水平的提高,从而以此判断数字经济的发展有利于缩小性别工资差异;反之 β_1 为负数时,数字经济的发展会加剧性别工资差异。

2.2　数据来源与变量选取

2.2.1　数据来源

微观层面数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查数据(CFPS)。选取2020年的调查数据,涵盖一系列个体、家庭、地区层面的详细数据。宏观层面的数据来自国家统计局、各省统计年鉴、北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同调查研究的中国数字普惠金融指数。通过对数据筛选、缺失值删除和异常值处理,最终得到 5 404 份有效数据,其中男性样本 3 025 份,女性样本 2 379 份,涵盖 31 个省份。变量描述性统计见表 1。

表 1　变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
数字经济发展指数	digeco	5 404	0.251	0.157	0.118	0.906
个人年收入对数	lninc	5 404	10.591	0.889	4.382	13.490
年收入对数(男)	lnmaninc	3 025	10.780	0.804	4.382	13.490
年收入对数(女)	lnladyinc	2 379	10.350	0.933	4.787	13.122
年龄	age	5 404	35.135	9.121	16.000	55.000
健康状况	health	5 404	2.326	1.005	0.000	4.000
家庭成员人数	menber	5 404	3.949	2.005	1.000	15.000
是不是党员	party	5 404	0.838	0.368	0.000	1.000
是否农村户口	hukou	5 404	0.389	0.488	0.000	1.000
是否有配偶	peiou	5 404	0.750	0.433	0.000	1.000
地区 GDP 水平对数	lndiqugdp	5 404	10.425	0.759	8.008	11.615
受教育年限	education	5 404	12.299	3.346	1.000	22.000

2.2.2　变量选取

(1)被解释变量。被解释变量为性别工资差异,即男女的个体收入。现有文献关于性别工资差异的研究主要采用普通最小二乘法(ordinary least squares,OLS)模型进行分析,检验数字经济分别对男性、女性工资收入差距的影响。使用 CFPS 数据库里"过去十二个月个人所有主要工作和一般工作的税后工资性收入"来表示个人总的年收入,包括个人主要收入来源和其他收入来源两部分。

(2)核心解释变量。关键解释变量为数字经济的发展水平。根据中国信息通信研究院 2020 年颁布的《中国数字经济发展白皮书》的定义,参考赵涛等[16]的研究将数字经济发展水平分为互联网普及率、互联网相关从业人员数、互联网相关产出、移动互联网用户数、数字普惠金融发展 5 个二级指标,通过熵值法计算出各指标的权重,其中互联网宽带普及率由各省互联网上网人数与各省常住人口的比值得出,计算机服务和软件从业人员占比由信息传输、计算机服务和软件业从业人员与城镇单位就业人员之比计算得到,

人均电信业务总量采用各类电信业务的实物量分别乘以相应的不变单价，求出各类电信业务的货币量后加总再除以总人数得到。

具体指标及权重见表 2。

表 2　数字经济发展指标及指标权重

一级指标	二级指标	指标测度	权重
数字经济发展水平	互联网普及率	互联网宽带普及率(%)	0.131 115 1
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比(%)	0.430 743 0
	互联网相关产出	人均电信业务总量	0.119 756 2
	移动互联网用户数	移动电话普及率(部/百人)	0.125 228 6
	数字普惠金融发展	数字普惠金融指数	0.193 157 1

(3)控制变量。为了更好地探究数字经济对性别工资差异的影响，参考现有文献的研究，个体层面控制了年龄、受教育年限、健康状况、是否有配偶、是否是党员、是不是农业户口，家庭层面控制了家庭成员数量，地区层面控制了地区 GDP 水平。

3　实证结果与分析

3.1　基准回归结果

首先，分男性样本和女性样本就数字经济对就业者工资产生的影响作出实证分析，回归结果见表 3。结果表明男性样本和女性样本的 F 检验在 1%的水平上显著，证明了实证模型的可行性。男性样本与女性样本数字经济的系数均显著正向，表明在控制了其他变量的情况下，数字经济的发展对男性就业者和女性就业者的工资水平提高有显著的正向作用。

表 3 列(3)～列(5)加入性别虚拟变量和数字经济的交叉项来判断数字经济对男性、女性工资水平影响的差异性，从而更直接、准确地得出数字经济的发展是否扩大或者缩小了性别工资差异。将控制变量分为个人特征和社会经济背景两组依次加入回归模型，进一步验证模型的稳健性以及回归结果的可靠性，其中个人特征包括年龄、健康状况、是否有配偶、是否是党员、受教育年限 5 个变量；社会经济背景包括户口类型、家庭成员数量以及地区 GDP 水平 3 个变量。根据列(5)的回归结果可知，系数在 1%水平上显著为正，假设 H1 得证。

3.2　稳健性检验与因果识别

为了确保研究结果的可靠性和普遍性，采用更换 CFPS 数据集 2018 年样本数据以及缩尾处理两种方法进行稳健性检验。

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)	全样本		
			(3)	(4)	(5)
	男性样本	女性样本	不加控制变量	加入个体特征	加入社会经济背景
digeco	0.939***	1.191***	1.962***	1.900***	1.636***
	(0.096)	(0.109)	(0.227)	(0.211)	(0.214)
digeco×female			−0.241*	−0.289**	−0.277**
			(0.130)	(0.121)	(0.120)
female			0.499***	0.552***	0.550***
			(0.040)	(0.037)	(0.037)
控制变量	Yes	Yes	No	Yes	Yes
常数项	8.225***	7.432***	9.421***	7.861***	7.082***
	(0.220)	(0.282)	(0.068)	(0.109)	(0.185)
F	70.44***	97.03***	252.68***	214.96***	164.24***
R^2	0.174	0.269	0.123	0.242	0.251
样本数	3 025	2 379	5 404	5 404	5 404

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；括号内为标准误。

3.2.1　更换 2018 年数据集

更换 CFPS 数据库 2018 年数据集进行回归检验，对数据进行筛选整理，删除缺失值、异常值后共保留有效数据 7 569 份。回归结果见表 4。数字经济发展水平对男性、女性收入影响显著为正，而数字经济与性别的交互项系数负向显著，与基准回归结果一致。

表 4　稳健性检验结果(更换数据)

变量	男性样本	女性样本	全样本
digeco×female			−0.420***
			(0.106)
female			0.555***
			(0.033)
digeco	0.890***	1.194***	1.676***
	(0.078)	(0.088)	(0.173)
常数项	8.991***	8.216***	7.801***
	(0.213)	(0.276)	(0.179)
F	73.34***	92.74***	171.08***
R^2	0.132	0.206	0.199
样本数	4 336	3 233	7 569

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；括号内为标准误。

3.2.2　缩尾处理

为了避免样本中可能存在的极端异常值对回归结果的影响，对 2020 年的 CFPS 数据集进行缩尾处理，剔除极端值和异常值。剔除了数字经济发展指数、个人年收入水平的对数、男性年收入水平的对数、女性年收入水平的对数、地区 GDP 的对数 5 个变量的最高和最低两端各 1%的极端值。回归结果见表 5。数字经济对个体收入影响系数均在 1%

表 5　稳健性检验结果(缩尾处理)

变量	男性样本	女性样本	全样本
digeco×female			−0.358***
			(0.128)
female			0.560***
			(0.038)
digeco	0.888***	1.174***	1.558***
	(0.090)	(0.104)	(0.206)
常数项	8.300***	7.466***	7.020***
	(0.209)	(0.271)	(0.180)
F	74.32***	102.25***	171.45***
R^2	0.181	0.280	0.259
样本数	3 025	2 379	5 404

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；括号内为标准误。

的水平上显著，表明数字经济有利于提高劳动者个体的工资；且数字经济与性别的交互项的系数为−0.358，通过 1%的显著性检验，即数字经济会加剧性别工资差异的结论依然成立，实证结果具有一定的稳健性。

3.3　内生性处理

前文将个体层面、地区层面等的数据引入工资方程，并对模型进行了一系列的稳健性检验得出数字经济会扩大性别工资差异的回归结果。将省级宏观层面的数据引入微观的工资方程在一定程度上可以减少模型可能存在的内生性问题，但依然可能存在由于模型设定偏误和遗漏变量等所造成的内生性问题。参考王慧敏等[10]的研究方法采用工具变量法对模型的内生性问题进行处理，工具变量的选择及回归结果如下。

选取 2011 年的人均电信业务总量(telecom)作为工具变量。原因在于：一方面，人均电信业务总量(telecom)与数字经济的发展高度相关，电信业务的普及和提高可促进数字技术的应用，满足相关性的要求；其次人均电信业务总量通常受政策、基础设施建设等影响，并不会直接决定个体工资，且 2011 年的人均电信业务总量已无法直接影响当代个人工资收入与性别工资差异，满足排他性的需求；相应地对于数字经济与性别的交互项选取人均电信业务总量与性别的交互项作为工具变量。其回归结果见表 6，列(1)、列(2)为男性、女性样本的模型，列(3)为加入了数字经济与性别交互项的全样本模型。第 1 阶段的回归结果表明，人均电信业务总量(telecom)的系数在 1%的水平上显著为正，第 2 阶段中 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值为零，在 1%的显著水平下拒绝识别不足的原假设，Kleibergen-Paap rk Walk F 统计量的值大于 Stock-Yogo 弱工具识别检验在 10%显著水平上的值，说明不存在弱工具变量的问题，即工具变量的选择是合理的。

采用 2SLS(两阶段最小二乘)法重新进行估计的结果均显示，数字经济发展指数的回归系数依旧显著为正，而数字经济与性别的交互项回归系数仍然显著为负，说明控制模型内生性问题后结果仍然是稳健的，数字经济的发展会扩大性别工资差异的结论再次得证。

表 6　数字经济影响性别工资差异的内生性检验结果

变量	第 1 阶段			第 2 阶段		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	男性样本	女性样本	全样本	男性样本	女性样本	全样本
digeco×female						−0.301**
						(0.141)
female						0.557***
						(0.044)
telecom	3.661***	3.800***	0.350**			
	(0.058)	(0.059)	(0.151)			
digeco				1.003***	1.254***	1.575***
				(0.106)	(0.109)	(0.229)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	3 025	2 379	2 379	3 025	2 379	5 404
Centered-R^2				0.174	0.269	0.250
Prob>F				0.000 0	0.000 0	0.000 0
Kleibergen-Paap rk LM statistic	404.55***	340.59***	598.70***	404.548***	340.587***	598.703***
Kleibergen-Paap rk Walk F statistic	4 022.10 [16.38]	4 209.04 [16.38]	2 998.85 [7.03]	4 022.096 [16.38]	4 209.040 [16.38]	2 998.852 [7.03]

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；圆括号内为标准误；方括号内为 Stock-Yogo 弱工具识别检验在 10%显著水平上的值。

3.4　机制分析

前文理论分析提出，数字时代背景下所兴起的社交媒体、网络教育资源、职业网络等工具为人们带来了更为广泛的机会来建立和拓宽社会关系网，这会使人们接触到更多的信息、资源，从而增加劳动个体的社会资本与人力资本；且数字经济所带来的高新技术岗位与更为灵活的灵工岗位，也会对两性的就业质量产生一定影响进而影响两性工资差异，接下来即探究社会资本、人力资本、脆弱就业是否为作用机制[17]。

3.4.1　社会资本与人力资本

考虑到中国是传统关系型社会，人情消费对于社会网络的维护意义重大。参考章元和陆铭[18]的方法，将CFPS数据库中“过去十二个月总共送出的人情礼”作为社会资本的衡量指标，取人情礼的对数作为被解释变量，回归结果见表7。数字经济发展指数的系数在全样本及性别分组样本中均显著为正，表明数字经济的发展显著增加了个人在维护社会网络方面的投入。在列(3)中，数字经济与性别的交互项系数显著为负，说明数字经济对男性社会资本的溢出效应更为显著，性别在其中起到了反向调节作用。基于理论分析，社会资本是数字经济影响性别工资差异的重要机制，假设H2得到验证。

数字经济通过扩大两性社会资本差异进而扩大性别工资差异。首先，在职业分化层面，数字经济的发展催生了多样化的就业形态与工作方式，但不同职业在性别分布上呈现出不均衡特征。在高薪酬、技术密集型岗位，男性从业者占比相对较高，而女性更多集中于与数字技术关联度较低的岗位，从而在参与数字经济过程中积累社会资本的机会相对有限。其次，在网络社交层面，男性在利用网络平台拓展职业网络和社会关系方面更具优势，有助于其获取更多信息与资源；相比之下，女性由于家庭责任约束，在网络互动与社交参与方面可能相对不足，从而制约其社会资本的积累。最后，在制度与文化环境方面，数字经济的发展伴随着新的规则与话语体系的形成，男性更易获得领导岗位与表达机会，在资源配置中占据有利位置，而女性仍可能受到传统性别角色规范的约束，这在一定程度上抑制了其在数字经济领域的参与深度与活跃程度，进一步扩大了性别间社会资本差异。

3.4.2　人力资本

教育水平是评估个人人力资本的关键指标，用受教育年限作为人力资本的代理变量，回归结果见表8。数字经济发展指数的系数为0.798，且在1%的置信水平上显著，数字经济与性别的交互项通过置信水平为5%的显著性检验，这说明数字经济的发展对于劳动者的人力资本提高有显著的正向作用，且相较于男性，数字经济对于女性群体的促进作用更强，也即数字经济会缩小两性之间的人力资本差距，从而假设H3得证。

分析两性人力资本机制发现，一方面，随着5G通信技术与互联网的普及，优质教育资源突破时空限制广泛传播，为女性提供了更加便捷的学习渠道。通过灵活获取专业知识与技能，女性人力资本积累能力显著增强，从而缩小教育水平与技能掌握方面的性别差距。另一方面，数字经济以数据为核心生产要素，以信息通信技术为载体，显著提升了信

表7　机制检验结果(社会资本)

变量	(1)	(2)	(3)
	男性样本	女性样本	添加交互项
digeco×female			−0.599** (0.270)
female			0.045 (0.058)
digeco	0.927*** (0.173)	1.031*** (0.177)	1.794*** (0.387)
education	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	7.708*** (0.282)	8.413*** (0.315)	7.929*** (0.232)
F	15.02***	13.48	24.24***
R^2	0.043	0.049	0.047
样本数	3 025	2 379	5 404

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%置信水平上显著；括号内为标准误。

表8　机制检验结果(人力资本)

变量	全样本	添加交互项
digeco×female		1.147** (0.480)
female		−0.586*** (0.143)
digeco	0.798*** (0.261)	−0.958 (0.776)
education	No	No
控制变量	Yes	Yes
常数项	18.410*** (0.580)	19.308*** (0.623)
F	312.61***	253.01***
R^2	0.318	0.319
样本数	5 404	5 404

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%置信水平上显著；括号内为标准误。

息获取效率与时效性，缩小群体间信息资本差距，增强家庭对教育的重视程度并释放教育需求，推动信息资本向人力资本投资的转化。此外，数字经济的发展还通过现代技术与新观念的传播，对传统性别观念形成冲击，削弱“重男轻女”等偏见，同时促进优质教育资源的共享并降低其获取成本，从而提升教育公平性，为缩小人力资本性别差异提供制度与环境支撑。

3.4.3 脆弱就业

借鉴刘爱玉[3]对脆弱就业的测度，即出现无养老保险、非全职工作、无固定雇主情况的任意一种，即定义为脆弱就业。考虑数据的可得性，使用CFPS数据库中“工作保障：是否购买养老保险”“过去十二个月是否有过实习/兼职的经历”“是否签订劳动合同”作为观测变量，出现无养老保险、无固定雇主、兼职/实习3种情况的任意一种，即赋值为1，定义为脆弱就业，否则赋值为0。回归结果见表9。数字经济发展指数的系数在全样本及性别分组样本中均显著为负。进一步观察交互项发现，数字经济与性别的交互项系数显著为正，说明数字经济对女性群体脆弱就业的缓解作用更为明显，即脆弱就业是数字经济影响性别工资差异的重要中介机制，假设H4得到验证。

数字经济通过改善就业质量尤其是缓解女性脆弱就业，进而起到缩小性别工资差异的作用。其内在逻辑主要体现在：①数字经济推动了技能与知识的数字化普及。网络教育与在线培训降低了女性获取前沿技能的门槛，增强了其职场竞争力与抗风险能力，从而降低了职业不稳定性。②数字技术拓展了女性的社会资本获取路径。数字化社交媒介不仅为女性提供了便捷的职业咨询与行业资讯，还通过提升劳动力市场的透明度，降低了供需匹配的信息不对称。这种开放性的信息环境使女性能够更精准地对接优质岗位，减少了求职过程中的不确定性。综上，数字经济通过赋能女性人力资本提升与社交网络重构，显著优化了女性的就业稳定性。

表9 机制检验结果(脆弱就业)

变量	(1)	(2)	(3)
	男性样本	女性样本	全样本
digeco×female			0.146**
			(0.068)
female			−0.029
			(0.021)
digeco	−0.392***	−0.429***	−0.647***
	(0.062)	(0.066)	(0.121)
常数项	1.716***	1.703***	1.745***
	(0.131)	(0.155)	(0.105)
F	94.34***	77.28***	141.88***
R^2	0.220	0.227	0.225
样本数	3 025	2 379	5 404

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%置信水平上显著；括号内为标准误。

3.5 异质性分析

3.5.1 单位性质的异质性分析

根据就业者所在单位的性质将样本分为政府部门/党政机关/人民团体、事业单位/国有企业和私营企业/个体工商户/其他3个子样本，回归结果见表10。研究发现，数字经济对3类单位就业者的工资水平均具有显著正向促进作用。但在交互项显著性上存在差异：私营企业样本中数字经济与性别的交互项在1%水平上显著为负，表明该类单位中数字经济显著扩大了性别工资差异；而在政府部门及事业单位/国有企业样本中，交互项均不显著，说明数字经济并未加剧其内部的性别收入不平等。

探究其原因：①在社会资本维度，私营企业分配机制高度市场化，更看重业绩与个人效能，拥有较强社会资本的男性群体更易获得高薪机会；而体制内单位受规章制度与平等原则约束力较强，抑制了社会资本对工资差异的干扰。②在人力资本维度，私营企业薪酬与市场技能需求紧密挂钩，男性更多从事数字经济需求旺盛的技术密集型岗位，市场价值提升更快；而体制内单位薪酬结构相对标准化，受市场技能溢价的影响较小。③在就业质量维度，私营企业中数字经济相关的高薪职位往往伴随高波动性，女性由于多处于非核心岗位，在数字化冲击下更易面临脆弱就业风险；而政府及事业单位岗位稳定性极高，且数字技术采择对传统雇佣关系的改变相对有限，故未对性别工资差异产生明显扩容效应[9]。综上，数字经济对性别工资差异的扩大作用主要存在于私营企业中。

3.5.2 行业的异质性分析

不同行业对数字技术的应用程度及技能需求存在差异，数字经济对性别工资差异的影响可能呈现行业异质。参考2020年国家统计局公布的各行业领域的平均薪资情况，将样本划分为低、中、高收入行业3类。其中，低收入行业涵盖农林牧渔及建筑服务业等，中等收入行业包括制造、房产及教育业，高收入行业则涉及金融、信息技术及科研等领域。实证结果见表11。数字经济对各行业个体的工

表 10　异质性分析结果(基于单位性质)

变量	(1)			(2)			(3)		
	政府部门/党政机关/人民团体			事业单位/国有企业			私营企业/个体工商户/其他		
	男样本	女样本	全样本	男样本	女样本	全样本	男样本	女样本	全样本
digeco×female			−0.016 (0.458)			−0.159 (0.213)			−0.435** (0.177)
female			0.312** (0.129)			0.392*** (0.065)			0.662*** (0.053)
digeco	0.957*** (0.158)	1.330*** (0.417)	1.236* (0.733)	0.957*** (0.158)	1.147*** (0.161)	1.270*** (0.336)	0.941*** (0.125)	1.240*** (0.151)	1.732*** (0.290)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	8.462*** (0.405)	7.056*** (1.079)	6.560*** (0.609)	8.462*** (0.405)	7.272*** (0.466)	7.365*** (0.327)	8.144*** (0.277)	7.513*** (0.373)	6.799*** (0.243)
F	24.48***	13.76***	22.21***	24.48***	31.46***	48.72***	40.16***	43.32***	95.50***
R^2	0.231	0.463	0.364	0.231	0.309	0.280	0.151	0.203	0.228
样本数	211	154	438	744	644	1 388	2 037	1 541	3 578

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%置信水平上显著；括号内为标准误。

表 11　异质性分析结果(基于行业)

变量	(1)			(2)			(3)		
	低收入行业			中等收入行业			高收入行业		
	男样本	女样本	全样本	男样本	女样本	全样本	男样本	女样本	全样本
digeco×female			−0.085 (0.381)			−0.186 (0.171)			−0.522** (0.259)
female			0.677*** (0.101)			0.488*** (0.053)			0.536*** (0.081)
digeco	1.083*** (0.261)	0.845** (0.340)	1.037* (0.620)	0.826*** (0.119)	1.167*** (0.140)	1.274*** (0.275)	1.123*** (0.196)	1.416*** (0.189)	2.088*** (0.415)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	8.786*** (0.418)	7.019*** (0.734)	6.960*** (0.406)	7.774*** (0.312)	7.840*** (0.367)	6.951*** (0.254)	8.189*** (0.496)	6.602*** (0.581)	6.896*** (0.406)
F	9.24***	8.32***	24.42***	42.19***	54.56***	99.09***	17.64***	31.11***	38.05***
R^2	0.098	0.175	0.192	0.196	0.244	0.261	0.192	0.371	0.267
样本数	779	364	1 143	1 567	1 531	3 098	679	484	1 163

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%置信水平上显著；括号内为标准误。

资水平均有显著促进作用。但在高收入行业中，数字经济与性别的交互项系数显著为负，表明在该领域数字经济对男性的工资红利释放效应更强，显著扩大了性别工资差异；而在低、中收入行业中，交互项均未通过显著性检验，说明数字经济对性别工资差异的影响并不明显。

在高收入行业，数字经济驱动的产业升级增加了对高技能劳动力的需求。男性在 STEM 领域的教育背景及职业培训方面往往更具优势，能更迅速适应技能需求变化并从中获益[12]。此外，男性在该领域的社会资本存量与动员能力通常优于女性，进一步加剧了收入极化。相比之下，中低收入行业的职业晋升更依赖标准化教育及技能认证，两性在资源获取上相对平等。且受限于整体教育与培训资源的匮乏，该群体利用数字经济红利的能力有限，从而避免了因人力资本及就业质量差异导致的工资差距过度扩张。综上，数字经济对性别工资差异的拉大作用主要集中于高收入行业。

4　结论与建议

数字经济作为一种全新的经济形态，已成为高质量发展的“动力源”，对宏观经济、微观主体都产生了重要的影响。基于 2020 年 CFPS 数据库对数字经济与性别工资差异的影响进行实证分析，考察了数字经济对性别工资差异的影响和作用机制，所得结论如下。

(1)数字经济的发展能够显著提高个体的工资水平，且相较于女性对男性工资的促进作用更大，即数字经济会扩大性别工资差异，同时使用更换数据集、缩尾等方法验证了结果的稳健性。

(2)机制分析发现，数字经济主要通过影响两

性的社会资本、人力资本以及就业质量进而对性别工资差异产生影响。

(3)数字经济对性别工资差异的影响具有单位性质、行业方面的异质性。按就业者所在单位性质而言,私营企业/个体工商户/其他类型企业的性别工资差异扩大效果较政府部门/党政机关/人民团体、事业单位/国有企业这两类企业类型更大;按行业而言,数字经济对高收入行业的性别工资差异具有明显的扩大作用,对低收入行业和中等收入行业并无显著影响。

基于上述结论,提出如下政策建议:在个人层面,应提升女性数字素养与受教育水平,增强技能积累与议价能力,同时积极拓展社会关系网络,通过参与社区与行业组织获取更多发展资源;在企业层面,应完善公平包容的培训与用工机制,提供针对性的数字技能培训与职业转型支持,推动女性进入技术密集型岗位,并通过薪酬透明化与标准化招聘晋升制度减少性别偏见,改善女性脆弱就业状况;在政府层面,应加强性别平等宣传与教育,破除传统性别刻板印象,同时完善就业保障与法律制度,强化反歧视监管,切实保障同工同酬,营造公平有序的劳动力市场环境。

参考文献

[1] 李志强,刘英. 机器人的应用可以缩小性别工资差距吗:基于CFPS2018的经验证据[J]. 山西财经大学学报,2022,44(2):91-102.

[2] 王小琳,高翔,张瑜,等. 产业数字化与性别雇佣偏好[J]. 计量经济学报,2023,3(4):1063-1091.

[3] 刘爱玉. 脆弱就业女性化与收入性别差距[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版),2020,57(3):118-127.

[4] 高子茗,吕洋,王亚丽. 服务机器人创新对工资性别差异变化的影响研究[J]. 中国人口科学,2023,37(6):64-79.

[5] 戚聿东,刘翠花. 数字经济背景下互联网使用是否缩小了性别工资差异:基于中国综合社会调查的经验分析[J]. 经济理论与经济管理,2020(9):70-87.

[6] 李建奇. 数字化变革、非常规技能溢价与女性就业[J]. 财经研究,2022,48(7):48-62.

[7] 李晓宁. 职业分割、性别歧视与工资差距[J]. 财经科学,2008(2):88-96.

[8] 王敏芝,屈晓亮. 智媒时代的数字鸿沟:议题聚焦、理论拓展与实践理性[J]. 传媒观察,2023(11):82-88.

[9] 宋月萍. 数字经济赋予女性就业的机遇与挑战[J]. 人民论坛,2021(30):82-85.

[10] 王慧敏,薛启航,魏建. 数字经济、母职惩罚与性别收入差距[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2023,43(11):30-46.

[11] 程诚,王奕轩,边燕杰. 中国劳动力市场中的性别收入差异:一个社会资本的解释[J]. 人口研究,2015,39(2):3-16.

[12] 边燕杰,马旭蕾,郭小弦,等. 防疫社会资本的理论建构与行为意义[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2020,40(4):1-11.

[13] 闫琦,孟大虎,孙永强. 教育、教育扩展与性别工资差异:一个文献综述[J]. 教育经济评论,2017,2(6):115-128.

[14] 庄家炽,刘爱玉,孙超. 网络空间性别不平等的再生产:互联网工资溢价效应的性别差异以第三期妇女地位调查为例[J]. 社会,2016,36(5):88-106.

[15] 乔小乐,何洋,李峰. 工作转换视角下数字经济对性别收入差距的影响研究[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2023,43(1):74-83.

[16] 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.

[17] 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.

[18] 章元,陆铭. 社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J]. 管理世界,2009,25(3):45-54.

Digital Economy and Gender Wage Gap: Mechanisms and Impacts

LIAO Xiaojing[1], HUANG Heyuan[2]

(1. School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China;
2. School of Economics and Management, Longyan University, Longyan 364012, China)

Abstract: China has entered a critical stage of digital transformation, and exploration of how digital dividends are distributed across genders is of great practical significance. Data from the 2020 China Family Panel Studies(CFPS) were used. Theoretical analysis was combined with empirical testing. The research findings are as follows: the development of the digital economy significantly increases individual wages; however, the positive effect is stronger for men than for women, thereby widening the gender wage gap. It is indicated by mechanism analysis that gender income inequality is affected by the digital economy through social capital, human capital, and employment quality. In addition, significant heterogeneity is exhibited by the impact of the digital economy on the gender wage gap, with a more pronounced widening effect being observed in private enterprises and high-income industries.

Keywords: digital economy; gender wage gap; social capital; human capital; vulnerable employment