

# 数字经济能否缓解性别收入差距?

——基于CGSS数据的实证研究

戴嘉伟, 倪帅

(重庆工商大学数学与统计学院, 重庆 400067)

**摘要:** 性别收入差距的扩大, 严重阻碍共同富裕的实现, 而数字经济的发展为有效缓解性别收入差距、实现共同富裕和中国经济高质量发展带来新的解决途径。通过构建测度各省份数字经济的指标体系, 结合2015—2021年中国综合社会调查(CGSS)数据研究了数字经济发展对性别收入差距的影响。研究发现, 数字经济发展能够缓解性别收入差距。从不同年龄段群体和技能差异方面看, 数字经济能够显著提高个人收入, 也能够缓解性别收入差距。分位数回归结果表明, 数字经济的发展对中高收入女性收入的提高要显著高于男性。歧视依然是导致性别收入差距的主要原因。建议拓宽女性灵活就业渠道、加强女性权益的保护、发挥互联网平台优势、加强女性数字资源的培训, 从而提高女性收入, 缩小性别收入差距。

**关键词:** 数字经济; 性别收入差距; 收入

**中图分类号:** F244 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)07-0246-09

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。共同富裕是中国特色社会主义的本质要求, 也是一个长期的历史过程。目前, 怎样有效缓解收入差距是实现共同富裕和中国经济高质量发展的重要问题。

性别收入不平等是发展过程中不平衡不充分的表现, 阻碍了共同富裕的实现<sup>[1]</sup>。较大的性别收入差距不仅阻碍了家庭生活条件的改善, 也影响国家经济的增长。一方面, 在家庭生活和参与经济活动的矛盾中, 母亲角色和员工角色使女性分身两难。兼顾家庭和事业仍然是女性职业发展的重要障碍和焦虑来源, 更有不少女性为了照顾家庭和孩子, 退出劳动力市场; 另一方面, 性别歧视也是劳动力市场上性别差异的重要原因之一, 男性在体力方面的天然优势, 使得传统行业的雇主更加偏向男性。这些因素导致了性别收入差距的不断扩大, 极大地降低了女性参与就业的积极性, 也阻碍了国家经济的高质量发展。

近年来, 数字经济的发展不仅促进了个体收入的提高, 也促进了女性的就业, 缓解了女性在劳动力市场受到的歧视<sup>[2]</sup>。一方面, 数字经济的发展, 打

破了时间和空间等对女性就业的束缚, 为女性提供大量可以在家庭中完成的工作<sup>[3]</sup>。女性在照顾家庭和孩子的同时, 也可以灵活就业, 参与完成线上工作; 既增加了女性参与市场工作, 扩大了就业规模, 同时也给了女性提升收入水平的机会。另一方面, 数字经济的出现推动了大量平台组织, 女性可以随时进入或退出, 出现可以灵活安排时间的新业态。新业态使女性不仅可以灵活安排自己的工作时间, 还可以获得短期、兼职和长期灵活工作的机会。这有助于女性在赚钱的同时还可以养家, 有效提升女性在家庭中的决策和议价能力。

在劳动力竞争加剧的时代背景下, 数字经济的发展究竟是带来“性别红利”缓解性别差距还是产生“数字鸿沟”加剧性别收入差距? 回答并验证这些问题可对促进女性更平等、更充实和更高质量的就业提供新机遇, 为女性平衡家庭和工作提供新的解决方案, 为降低性别群体间的发展不平衡不充分提供新的解决途径。

## 1 文献综述与理论机制

### 1.1 文献综述

长期以来, 性别收入差距一直是学术界研究的

**收稿日期:** 2024-10-09

**基金项目:** 重庆市教委专业学位研究生教学案例库项目(yal223010); 重庆工商大学高层次人才科研启动项目(2155035)

**作者简介:** 戴嘉伟(2000—), 男, 湖南常德人, 硕士研究生, 研究方向为经济统计; 倪帅(1999—), 男, 四川广安人, 硕士研究生, 研究方向为经济统计。

焦点,学者们对此进行了大量的研究,并取得了丰富的成果。大部分关于性别收入不平等的研究主要从人力资本、家庭特征、外部特征和性别歧视等方面来解释。在人力资本层面,教育是最核心的人力资本,教育背景的差异是造成性别收入差距的主要原因之一<sup>[4]</sup>。在区分教育信息功能和生产性功能的前提下,认为劳动力市场存在着明显的性别歧视,女性的教育生产性收益率显著低于男性,但是教育信息收益率显著高于男性,教育信息功能能够缓解性别收入差距。在家庭特征层面,大量学者研究了子女数量<sup>[5]</sup>、生育<sup>[6]</sup>、子女照料<sup>[7]</sup>等因素对性别收入差距的影响。这类研究强调,女性在市场工作中处于弱势地位,因为人们普遍认为员工角色和母亲角色之间是相互矛盾的,女性生育将导致职业中断,暂时退出劳动力市场;而生育后,女性将承担更多的照顾家庭和孩子的责任,女性在劳动力市场投入的时间和精力可能会少于男性,她们的被雇佣的机会和收入水平因此下降。在性别歧视层面,大多数学者把除了人力资本、家庭特征等因素之外无法观测或者无法解释的部分归为性别歧视。具体表现为,在男性和女性在自身条件相等的情况下,女性仍然获得比男性更少的就业机会和收入。大量学者做了性别歧视分解的研究,旨在评估性别歧视在收入中的占比。其主要方法就是把工资收入分解成可观测部分和不可观测部分,测算不可观测因素占性别收入差距的比例<sup>[8-9]</sup>。

随着数字经济的发展<sup>[10]</sup>,越来越多的学者开始关注数字经济对性别收入差距的影响。但是关于数字经济如何影响性别收入差距问题,学者们并没有达成统一意见。大部分学者认为数字经济的发展显著缩小了性别收入差距<sup>[11]</sup>,认为经济的发展一方面使就业时间、地点更加灵活,另一方面打破了职业隔离,使女性更好地参与到劳动市场,增加其收入。其中冯喜良等<sup>[2]</sup>通过实证分析,发现了互联网的使用对农民工的工资收入具有明显的溢价效应,以及互联网的使用频率可以缩小中收入层农民工的性别收入差距;盛斌和吴晓雯<sup>[11]</sup>从全球价值链参与度的角度实证分析发现,数字经济的发展能够缩小性别收入差距。另一部分学者认为数字经济的发展会显著缩小中低收入群体的性别收入差距,但是会扩大高收入群体的性别收入差距<sup>[12]</sup>,即数字经济具有数字红利和数字鸿沟的双重效应。

总体上看,已有文献对性别收入差距做了比较深入的研究,但是从数字经济方面展开的研究却相

对不足。数字经济究竟是缩小还是扩大性别收入差距?目前还没有达成统一的意见。因此本文在利用中国人民大学的全国综合社会调查的微观数据探讨数字经济的发展对性别收入差距的影响,探究数字经济的发展对劳动力市场的动态冲击。

## 1.2 理论机制

造成性别收入差距的原因来自多个方面,最常见的包括劳动力市场的性别歧视、性别分工以及性别差异等<sup>[13]</sup>。但数字经济的发展和利用,一方面有利于女性劳动参与率的提高,增加工作数量;另一方面,可以弱化男性的性别优势,使女性可选择的职业类型增多,提高女性的工作质量,增加女性的收入,缓解性别收入差距<sup>[12]</sup>。

(1)数字经济的发展有利于提升女性的工作经验和技能,使其人力资本积累更加便利,从而提升女性的竞争力<sup>[2]</sup>。数字经济不仅可以快速准确地为个体提供有效的就业信息,同时线上教育、网络培训等方式的兴起为个人获取知识和技能注入更多的便利性,提升女性就业能力,增加女性劳动参与率。

(2)数字经济的发展增加了社交形式多样性和社交频率,为个人积累了丰富的社会资本<sup>[14]</sup>。数字经济的发展便利了人们对互联网的使用,使其成为日常生活中学习、娱乐、社交的重要渠道<sup>[14]</sup>。微信、小红书等便捷的通信工具促使人与人之间的日常交流和联系更加紧密。交流的便利和紧密的联系为个人积累了丰富的社会资本,同时增加了女性的就业机会,提高了女性受雇的可能性。

(3)数字经济的发展还可能促进了观念的转变,传统的性别歧视观念越来越淡薄<sup>[2,13]</sup>。数字化推动传统的线下办公模式朝着远程办公的灵活模式发展,使工作不再局限于具体时间、地点的限制,就业时空限制的打破可以促使用人单位对个人能力的关注,减少用人单位对于母亲因照料孩子而耽误工作的顾虑,减少劳动力市场的性别歧视,提高了女性受雇的可能性,缓解性别收入差距。

## 2 数据与模型

### 2.1 数据的来源与样本选择

本文使用来自中国人民大学的全国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS)数据研究数字经济对性别收入差距的影响。选择CGSS数据主要基于以下考虑:一是该调查系统、全面地收集社会、社区、家庭、个人多个层次的数据。并且涵盖了广泛的社会经济指标和个体特征等方面的信

息,非常切合本文展开的数字经济对性别收入差距影响的研究。二是 CGSS 数据调研样本覆盖了中国 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)的 1 万多个家庭,具有系统性、代表性和权威性。因此,本文使用 2015 年、2017 年、2018 年和 2021 年 CGSS 调查数据。

## 2.2 变量选取与说明

被解释变量为性别工资收入,采用 CGSS 问卷中个人全年总收入来衡量。并对样本做如下筛选:本文考察的是进入劳动市场且以获得收入的样本,故仅保留年龄 18~60 岁的样本,删除了收入小于 0 的样本,为使各个年份的实际收入具有可比性,在实证过程中加入了对数化处理。

核心解释变量为数字经济发展水平,通过构建数字经济发展水平指数的评价体系测度全国 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)的数字经济的发展水平。参考刘军等<sup>[15]</sup>的研究,从信息化发展、互联网发展和数字交易发展 3 个维度,构建涵盖 3 个一级指标、8 个二级指标的数字经济指标体系,运用熵值法,确定评价体系中各指标权重;同时,使用多目标线性加权函数法,对指标进行加权处理,以得到各省份的综合指数。具体指标体系见表 1。

参考文献[13],对于控制变量的设置,个人层面包括性别、户籍、受教育程度、党员身份、健康状况和婚姻状况。家庭层面为选取子女数量来衡量家庭规模和配偶受教育程度。地区层面为各省份人均 GDP。

将被解释变量、解释变量和控制变量数据整理后,得到表 2 的描述性统计结果。在全部样本中,女

性样本和男性样本的数量基本保持平衡。从工资收入来看,男性的年平均收入比女性平均收入高 13 437.21 元,说明男性女性在收入方面是有差距的,女性可能在工作方面受到性别歧视;从数字化程度来看,女性的数字化程度略高于男性;在个人的特征方面,男性具有更高的受教育水平和更高的党员比例,而且健康状况更好;而女性中城镇户籍的比例更高,已婚人士的比例更大,并且受访者的平均年龄略高于男性。

## 2.3 基准模型的设定:数字经济与性别收入差距

为了研究数字经济对性别收入差距的影响,通过构建双向固定效应模型来解决不随时间、地区变化的不可测因素对回归结果的影响,具体模型为

$$\ln \text{income}_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Dig}_{i,t} + \beta_2 X_{i,j,t} + \delta_i + \eta_t + \mu_j \quad (1)$$

式中: $i$  为地区; $j$  为个体; $t$  为年份; $\ln \text{income}$  为被调查人员年收入水平对数; $\text{Dig}$  为数字经济指数;是

表 1 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	具体指标
信息化发展	信息化基础	光缆密度
		移动电话基站密度
		信息化从业人员占比
	信息化影响	电信业务总量 软件业务收入
互联网发展	固定端互联网基础	互联网接入端口密度
	移动端互联网基础	移动互联网普及率
	固定端互联网影响	宽带互联网用户人数占比
	移动端互联网影响	移动互联网用户人数占比
数字交易发展	数字交易基础	每百家企业拥有网站数
		企业使用计算机情况
		电子商务企业占比
	数字交易影响	电子商务销售额 网上零售额

表 2 变量描述性统计

变量	全部样本		女性样本		男性样本	
	样本数	均值	样本数	均值	样本数	均值
工资收入(Income)	23 186	42 864.370	11 393	36 029.860	11 793	49 467.070
工资收入对数(lnIncome)	23 186	10.205	11 393	10.010	11 793	10.394
数字经济指数(Dig)	25 267	2.782	12 636	2.793	12 631	2.771
性别(Male)	25 267	0.500	12 636	0.000	12 631	1.000
年龄(Age)	25 267	42.275	12 636	42.404	12 631	42.146
受教育程度(Edu)	25 224	10.221	12 615	9.865	12 609	10.578
党员(Party)	25 267	0.101	12 636	0.073	12 631	0.128
健康(Health)	25 267	3.764	12 636	3.709	12 631	3.821
婚姻(Mar)	25 267	0.843	12 636	0.871	12 631	0.816
户籍(Huji)	25 267	0.454	12 636	0.460	12 631	0.447
子女数量(Fsize)	25 267	1.311	12 636	1.363	12 631	1.259
配偶受教育年限(Pedu)	20 201	9.731	10 379	10.148	9 822	9.291
地区人均 GDP(lnGDP)	25 267	11.076	12 636	11.081	12 631	11.071

本文的核心解释变量;  $X$  为一系列控制变量;  $\delta_i$  为地区效应;  $\eta_t$  为年份效应,以吸收不可观测遗漏变量;  $\mu_i$  为随机误差项;  $\beta_0$  为常数项;待估计系数  $\beta_1$  为数字经济对个体收入的边际效应;  $\beta_2$  为其他控制变量的待估计系数。

## 2.4 性别收入差距的来源分解模型

为研究数字经济-性别收入差异及其来源情况,使用 Oaxaca-blinder 方法分解各因素对性别收入差异的贡献。Oaxaca-blinder 分解将性别收入的均值差异分解为可解释部分和不可解释部分,由个人特征不同引起的收入差距,为可解释部分,意味着收入差距中可以用人力资本等个人特征差别来解释的部分。由个人特征之外其他因素引起的差距称为不可解释部分,通常理解为由性别歧视导致的收入差距。假设男女收入方程如下:

$$\ln \text{Income}_m = X_m \beta_m + \mu_t \quad (2)$$

$$\ln \text{Income}_f = X_f \beta_f + \mu_t \quad (3)$$

式中:  $\ln \text{Income}_m$  和  $\ln \text{Income}_f$  分别为男性和女性收入均值的对数;  $X_m$ 、 $X_f$  分别为男性和女性的特征因素;  $\beta_m$ 、 $\beta_f$  分别为相应的特征因素的估计系数。Oaxaca-blinder 分解方法认为,当劳动力市场不存在性别歧视时,男性和女性的收入方程是通用的。需要选择使用男性或女性收入方程作为参照组,即没有歧视情况下的收入方程。在中国现有的性别收入差异影响研究中,大多数学者认为男性在劳动力市场上受到的歧视较少。因此,在本文中,男性工资方程被用作分解男女收入差距的基准组。对式(2)和式(3)收入方程组做差可以得到:

$$\begin{aligned} \ln \text{Income}_m - \ln \text{Income}_f &= X_m \beta_m - X_f \beta_f = \\ &\beta_f (X_m - X_f) + X_m (\beta_m - \beta_f) \end{aligned} \quad (4)$$

式中:  $\beta_f (X_m - X_f)$  为特征部分导致引起男女性别收入的差异,是性别收入差异中可解释的部分;  $X_m (\beta_m - \beta_f)$  则是收入方程中系数差异导致的性别收入差异,是性别工资收入差异中不可解释的部分。

## 3 数字经济对性别收入差距影响的实证结果与分析

### 3.1 基本结果分析

表3报告了基于全样本组、女性样本组和男性样本组的普通最小二乘法(Ordinary least squares, OLS)的估计结果。由表3可知,3个样本数字经济指数的估计系数分别为0.140、0.154、0.126,且在1%的水平下正显著,说明数字经济的发展将分别促进个体、女性和男性收入增加14%、15.4%和12.6%。数字经济的发展能够显著提升居民的收入,

表3 数字经济影响性别收入的 OLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	女性样本	男性样本
Dig	0.140*** (8.63)	0.154*** (6.59)	0.126*** (5.61)
Male	0.475*** (35.54)		
Age	-0.018*** (-23.55)	-0.017*** (-15.72)	-0.018*** (-17.40)
Edu	0.060*** (26.09)	0.064*** (19.53)	0.052*** (15.21)
Party	0.117*** (5.32)	0.183*** (4.95)	0.103*** (3.79)
Health	0.148*** (21.50)	0.140*** (14.29)	0.153*** (15.97)
Mar	-0.065 (-1.48)	-0.023 (-0.37)	-0.113* (-1.85)
Huji	0.314*** (18.99)	0.393*** (16.39)	0.233*** (10.23)
Fsize	-0.033*** (-4.00)	-0.029** (-2.38)	-0.034*** (-2.99)
Pedu	0.029*** (12.37)	0.026*** (7.26)	0.034*** (10.83)
lnGDP	0.270*** (6.19)	0.203*** (3.20)	0.333*** (5.57)
常数项	5.919*** (13.14)	6.535*** (9.96)	5.856*** (9.49)
样本数	23 186	11 393	11 793
R <sup>2</sup>	0.456 5	0.448 1	0.415 9

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

相较于男性来说,数字经济对女性收入的提升效果更加显著。可能的原因是,数字经济的发展促进了女性在工作时间、地点和方式上的灵活性,这种多样化的就业模式有助于增加女性的劳动力供应,从而缓解性别收入差距。

从控制变量上来看,控制变量符号与预期基本相一致。教育年限越长、城镇居民、身体越健康、已婚拥有配偶、是党员的个体收入更高。在家庭变量中,子女数量越多的个体收入降低。造成这种现象的原因可能是随着子女数量的增加,个体需要投入更多的时间和精力去照顾子女。配偶教育年限的增加直接影响配偶的工资收入,从而影响家庭收入,间接影响个人收入。在地区变量中,人均GDP的提高与个体收入提升也呈显著正相关关系。

### 3.2 内生性检验

考虑到数字经济与性别收入存在遗漏变量和反向因果而导致的内生性问题,参考文献[16],选取1984年每万人固定电话用户量与前一年全国互联网宽带用户量的交互项作为工具变量(IV1)和

1984 年邮局业务总量作为工具变量(IV2)进行内生性检验。由表 4 第 1 阶段的回归结果可知,工具变量 IV1、IV2 的回归系数在 1%的水平上为正值,表明固定电话用户量与数字经济的发展以及早期邮电建设与数字经济的发展二者高度相关,且第 1 阶段回归的  $F$  统计量均大于 10,排除了弱工具变量的可能性。第 2 阶段被解释变量为收入水平对数,回归结果显示数字经济对收入的影响均在 1%水平上显著为正。检验结果表明在考虑遗漏变量和反向因果后,数字经济对个体收入的影响仍然为正向促进作用。

表 4 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第 1 阶段	第 2 阶段	第 1 阶段	第 2 阶段
	Dig	lnincome	Dig	lnincome
Dig		0.268*** (0.49)		0.304*** (0.57)
IV1	0.032*** (0.27)			
IV2			0.062*** (0.52)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
$F$	178.26***		98.62***	
样本数	11 380	11 778	11 380	11 778
$R^2$	0.421	0.386	0.406	0.392

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*表示在 1%的统计水平上显著。

### 3.3 稳健性检验

#### 3.3.1 更换被解释变量

将被解释变量更换为月收入对数进行稳定性检验。结果见表 5 中列(1)、列(2)。可以发现,女性样本组和男性样本组中,数字经济的估计系数分别为 0.150 和 0.119,且在 1%的水平上通过了显著性检验。说明数字经济的发展显著提升了女性和男性的月收入,分别提升了 15%和 11.9%。且对女性月收入的提升效果高于男性。说明数字经济对女性收入的增加更具有偏向性。

#### 3.3.2 更换解释变量

将数字经济指数更换为北京大学数字普惠金融指数得到变量 Dig1<sup>[17]</sup>。表 5 列(3)、列(4)结果显示,数字普惠金融对女性和男性的收入的估计系数显著为正,且在 1%的水平上通过了显著性检验,数字普惠金融对女性收入的估计系数大于男性收入的估计系数,说明数字普惠金融的发展能让女性获益更多,缩小了性别收入差距。由表 5 可知,数字经济能够促进收入的增长,这与基准回归结果基本一致,说明本文的实证分析具有一定的稳健性。

表 5 稳健性检验结果

变量	更换被解释变量		更换解释变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性收入	男性收入	女性收入	男性收入
Dig	0.150*** (8.08)	0.119*** (6.47)		
Dig1			0.678*** (6.49)	0.645*** (6.79)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	11 380	11 778	11 380	11 778
$R^2$	0.444	0.381	0.442	0.387

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*表示在 1%的统计水平上显著。

### 3.4 异质性分析

#### 3.4.1 区分年龄差异

鉴于不同年龄群体在数字经济的使用和用途上存在明显差异,这也会对性别收入差异产生不同的影响。根据问卷设计,将样本个体按年龄分为 3 个群体:30 岁以下、30~45 岁和 45 岁以上。进一步考察不同年龄段群体数字经济对性别收入差异的影响。具体回归结果见表 6。

由表 6 可知,数字经济对 30~45 岁群体收入正向影响最高,45 岁以上群体次之,30 岁以下群体影响相对较低。可能原因为 30~45 岁群体受数字经济的收益相对较高,越来越多的年轻人利用数字经济的渠道来获取招聘信息。而且还通过直播带货、网络直播和短视频的拍摄等数字经济就业新模式增加收入。

分性别来看,在 30 岁以下群体和 30~45 岁的群体中,数字经济对收入的促进作用,女性显著高于男性;在 45 岁以上的群体中,数字经济对收入的促进作用,男性显著高于女性。数字经济对不同年龄群体的收入水平产生异质性影响。数字经济对 30~45 岁的女性群体产生的正向影响最大,可能的原因是处于此年龄段的女性面临生育和照顾孩子的拐点,数字经济产生的线上工作方式能够很好满足该年龄段女性想要灵活工作的需求,帮助她们更好地平衡工作和家庭,同时增加女性就业机会和被雇用的可能性,对这一年龄段的女性产生了极大的积极影响。

#### 3.4.2 区分技能差异

不同劳动技能水平与数字经济的相关性是不同的,所受到数字经济发展的影响也不同,最终会影响到个体的收入水平。本文参考魏下海等<sup>[18]</sup>的研究,对劳动者按接受高等教育程度划分低技能劳动力与高技能劳动力,即劳动者受高等教育程度在大专以下,划分为低技能劳动力;受高等教育程度在大专以上,划分为高技能劳动力。

表6 不同年龄群体的数字经济影响性别收入的 OLS 回归结果

变量	30岁以下			30~45岁			45岁以上		
	总体	女性	男性	总体	女性	男性	总体	女性	男性
Dig	0.101*** (5.71)	0.108*** (4.35)	0.097*** (3.91)	0.123*** (18.24)	0.126*** (13.31)	0.118*** (12.39)	0.108*** (10.65)	0.102*** (7.36)	0.112*** (7.54)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	3 796	1 770	2 026	2 3158	11 380	11 778	10 609	5 277	5 332
R <sup>2</sup>	0.216 3	0.201 2	0.219 0	0.185 1	0.413 0	0.428 0	0.361 4	0.431 3	0.368 3

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*表示在1%的统计水平上显著。

表7第(1)列~(4)列展示了不同技能男女的样本估计结果。数字经济的发展对高技能人群的收入边际效应明显高于低技能人群。然而,在同技能人群中,数字经济的发展对女性收入的提升存在偏向性。在低技能女性和低技能男性的样本中,数字经济发展的估计系数两者之间的差距较小。但是在高技能女性和高技能男性样本中,数字经济发展的估计系数相差较大(0.123和0.107)。这说明数字经济的发展有利于女性收入的增长。数字经济的发展对缩小低技能个体和高技能个体的性别收入差距有着重要的影响,但数字经济发展更有利于缩小高技能群体性别收入差距。造成这种差异的原因可能是:如今“线上培训”“短视频”的快速崛起,为女性带来了机会和丰富的报酬,高技能群体相较于低技能群体,进入高等院校的劳动力更容易暴露在消费互联网下,也更容易接触到与数字经济相关的工作。

表7 不同技能个体的数字经济影响性别收入的 OLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低技能女性	低技能男性	高技能女性	高技能男性
Dig	0.097*** (7.17)	0.089*** (6.60)	0.123*** (8.57)	0.107*** (8.61)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	8 725	9 012	1 510	1 524
R <sup>2</sup>	0.284	0.282	0.194	0.248

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*表示在1%的统计水平上显著。

表8 数字经济影响性别收入差距的分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全样本	全样本	全样本	女性	女性	女性	男性	男性	男性
	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
Dig	0.116*** (10.64)	0.113*** (13.30)	0.113*** (12.16)	0.110*** (7.49)	0.115*** (9.11)	0.129*** (9.29)	0.117*** (8.03)	0.113*** (9.89)	0.116*** (9.21)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	23 158	23 158	23 158	11 380	11 380	11 380	11 778	11 778	11 778
R <sup>2</sup>	0.298 8	0.305 6	0.306 8	0.303 4	0.296 8	0.305 4	0.286 9	0.294 7	0.299 8

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

## 4 数字经济对性别收入差距的影响分解

### 4.1 数字经济对性别收入的分位数影响

为了探究在不同分位点上的数字经济对性别收入的影响差异,进一步采用分位数回归法对3个样本展开回归分析。

表8报告了3个样本在不同分位数上数字经济影响性别收入的回归结果。结果表明数字经济对个体、女性和男性的收入在第25分位数、50分位数和第75分位数上均在1%水平上显著为正。数字经济的发展对不同分位点女性的收入系数是不断增大的,而对不同分位点男性的收入系数是先减小后增大,呈“U”型。可能的原因是中低收入人群对数字经济的实际运用水平低、深度浅,数字经济对增加其收入的边际效用较弱,但随着对数字经济的运用程度不断加深,数字经济对收入的影响系数会随着收入增长而递增。

在低收入群体中,男性收入的边际效用大于女性。造成这种现象的原因:根据Welch<sup>[19]</sup>所提出的“大脑-肌肉”两要素模型,男性较于女性在运动技能上更具有优势,但在知识技能上面性别无明显差异。且在低收入群体中,这种性别优势导致职业分隔现象格外显著。而在中高收入群体,数字经济的发展削弱了男性的性别优势,破坏了职业分隔,为女性提供了进入之前被隔离的工作岗位的机会。这增加了女性的收入,导致中等收入女性群体的收入边际效应高于男性。

#### 4.2 数字经济对性别收入差距影响的分解

为了探究特征效应和系数效应对性别收入差距影响的贡献程度,采用 Oaxaca-Blinder 分解法对整体样本的性别收入差距进行分解,见表 9。从特征效应和系数效应的系数值来看均为负值,且系数效应占收入差距的比重为 85.967%,这意味着劳动力市场仍然存在严重的性别歧视现象,性别歧视是造成性别收入差距的最重要的原因。

从特征效应方面,数字经济的特征效应系数为  $-0.06$ (占比 10.237%),表示数字经济对性别收入的差距贡献度为 10.237%,说明数字经济有利于缩小性别收入差距。系数效应为  $-0.034$ ,表示数字经济的系数效应体现为女性收入高于男性。由此可见,数字经济对女性具有偏向性,对女性收入具有相对提高的作用。可能的原因是,在数字经济发展过程中,女性在劳动力市场的性别劣势逐渐减少,显示出独特的价值,提升了女性的就业和创业能力。数字经济的发展显著降低了时间和空间对女性就业的限制。

表 9 数字经济影响性别收入差距的 Oaxaca-Blinder 分解结果

分解项	变量	系数	占比/%
特征效应	收入差距	-0.438	100.000
	Dig	-0.006	10.237
	Edu	-0.064	104.965
	Huji	0.010	-15.728
	Party	-0.006	10.490
	Mar	0.030	-48.179
	Health	-0.022	35.349
	Fsize	-0.006	10.501
	Pedu	0.003	-4.581
	lnGDP	0.002	-3.054
	合计	-0.061	14.033
系数效应	Dig	-0.034	9.010
	Edu	0.032	-8.470
	Huji	0.059	-15.658
	Party	0.006	-1.489
	Mar	-0.163	43.410
	Health	-0.149	39.571
	Fsize	0.026	-6.857
	Pedu	0.024	-6.375
	lnGDP	0.168	-44.625
	常数项	-0.345	91.582
	合计	-0.376	85.967

#### 5 机制研究

从人力资本、社会资源和传统观念转变 3 个方面选取合适的中介变量。根据 CGSS 调查问卷,使用互联网赋值为 1,否则赋值为 0。“您是否在空闲

生活中进行社交”,根据社交频率记为 1~5,根据 CGSS 调查问卷“您是否同意男人以事业为重,女人以家庭为重?”受访者在完全不同意、比较不同意、无所谓不同意、比较同意、完全同意 5 个选项中选择,分别赋值 1~5。借鉴温忠麟和叶宝娟<sup>[20]</sup>的做法,构建以下模型,并利用逐步回归法对数字经济是否可以通过提升个体人力资本、社会资源以及观念的转变来缓解性别收入差距。

$$\ln \text{Income}_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Dig}_{i,t} + \beta_2 X_{i,j,t} + \delta_i + \eta_t + \mu_i \quad (5)$$

$$\text{CV}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Dig}_{i,t} + \gamma_2 X_{i,j,t} + \delta_i + \eta_t + \mu_i \quad (6)$$

$$\ln \text{Income}_{i,j,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{Dig}_{i,t} + \lambda_2 \text{CV} + \lambda_3 X_{i,j,t} + \delta_i + \eta_t + \mu_i \quad (7)$$

式中:CV 为中介变量; $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ 、 $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  为回归系数; $\gamma_1$  为数字经济对中介变量的影响; $\lambda_1$  为数字经济对个体收入水平的直接效应; $\lambda_2$  为在控制 Dig 之后中介变量对个体收入水平的影响; $\gamma_0$ 、 $\lambda_0$  为常数项,式(5)与本文的基准回归模型保持一致。

表 10、表 11 分别展示了数字经济对女性和男性对互联网的使用、社交情况以及传统观念的影响效应。回归结果表明互联网使用(xinxi)、社交频次(shejiao)以及传统观念的转变(guannian)是数字经济缓解性别收入差距的中介机制。表中第(1)列、(4)列、(8)列、(11)列回归结果表明数字经济主要促进了女性对互联网的使用,且互联网的使用对男性和女性总收入的影响显著为正。个体通过互联网可以快速获取就业信息,尤其对于女性而言,更有利于获得与自身能力相匹配的工作岗位。女性也能通过数字平台进行线上教育、网络培训等,学习新的知识、新的技能提升自身的人力资本,提升女性就业能力,增加就业机会,提升女性劳动参与率。第(2)列、(5)列、(9)列、(12)列回归结果表明数字经济增加了个体社交频率,但对女性群体的影响效应显著水平更高。便捷的通信工具使得人与人之间的联系越来越紧密,社交活动越来越频繁。社交活动又可以使得个体的社会资本不断积累,利用自身的社会资本可以获得薪酬福利更好的工作,也能当自身面临失业危机时,获得就业机会,提高女性受雇的可能性及增加工作水平。第(3)列、(6)列、(10)列、(13)列回归系数显著为负,说明数字经济对个体“男主外,女主内”的传统思想有所转变。“男主外,女主内”传统思想的转变,有助于缓解劳动力市场性别歧视,增加女性受雇的可能,提升女性的劳动参与率,从而缓解性别收入差距。

表 10 女性样本的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	xinxi	shejiao	guannian	lnIncome	lnIncome	lnIncome	lnIncome
Dig	0.013*** (1.69)	0.014** (0.76)	-0.070*** (-2.34)	0.145*** (7.93)			0.150*** (8.08)
xinxi				0.296*** (14.93)			
shejiao					0.186** (10.35)		
guannian						-0.157*** (-5.15)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.443 9	0.389 5	0.406 2	0.454 7	0.421 8	0.426 8	0.444 0

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%的统计水平上显著。

表 11 男性样本的机制检验结果

变量	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	xinxi	shejiao	guannian	lnIncome	lnIncome	lnIncome	lnIncome
Dig	0.012*** (1.46)	0.009* (0.26)	-0.020*** (-1.65)	0.115*** (7.93)	0.118** (6.28)		0.119*** (6.47)
xinxi				0.334** (17.24)			
shejiao					0.032*** (10.35)		
guannian						-0.123 (-3.68)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.421 8	0.401 8	0.398 3	0.396 0	0.381 7	0.403 2	0.380 7

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

## 6 结论及政策建议

随着数字经济的发展与应用,中国女性可以利用数字经济实现更高水平、更充分、更高质量就业和创业,创造更多的就业岗位,发挥数字性别红利改善就业歧视,推动社会性别平等,减少社会性别歧视,为缓解性别收入差距带来新的解决视角。本文利用2015年、2017年、2018年和2021年中国综合社会调查(CGSS)数据,首先分样本检验了数字经济的发展对居民收入的影响,然后运用Oaxaca-Blinder分解方法剖析了数字经济的发展对其收入分位数及性别收入差距的影响。研究结果显示:数字经济的发展能显著缩小性别收入差距,即数字经济对女性收入的收益率的提升显著高于男性,且该结论在一系列稳健性检验以后依然成立;随着居民收入水平的逐渐上升,数字经济的发展对其居民收入提升影响越来越大,其中对中等收入人群缩小性别收入差距最显著。

基于以上结论,从3个方面提出缓解性别收入差距的政策建议。

(1)拓宽数字经济支持女性灵活就业的渠道,促进数字经济平稳健康发展,充分释放数字经济的

性别红利。促进互联网医疗、教育培训等线上服务,促进女性在家就业和兼职就业。扩大女性就业规模,提高女性劳动参与率。支持满足家庭照料需要的新就业形态发展,支持平台为女性平衡工作、家庭提供技术赋能和功能便利。

(2)完善数字经济和女性权益的政策,充分释放数字性别红利。政府应进一步强化女性权益保护,健全保护女性权益的法律法规,加大对女性灵活就业、社会保障等方面的力度。在数字经济、灵活就业、万众创新的背景下,各级政府要充分考虑到数字时代女性就业和创业的具体需要。

(3)企业和社会相关机构需要提高性别平等的意识,在数字经济领域为女性就业提供更多的帮助。互联网企业发挥平台优势,加强对中低技能女性提供数字技能培训和提供数字的培训资源。进一步降低市场的准入门槛,扩大对女性就业群体的灵活就业岗位供给。社会相关机构应进一步利用数字化资源,对特定女性群体所需的自我提升技能进行有效传递,帮助更多女性走出困境,提升其劳动价值,利用学习到的技能改变自己的生活和命运。这也将有助于推动女性从社会和经济层面实

现独立,保障女性平等的发展权利和机会,进一步推动全社会性别平等。

### 参考文献

- [1] 陈立中. 收入增长和分配对我国农村减贫的影响: 方法与特征与证据[J]. 经济学(季刊), 2009, 8(2): 711-726.
- [2] 冯喜良, 高盼盼, 罗荣波. 互联网使用对农民工性别工资收入差距的影响[J]. 人口与经济, 2021(5): 111-124.
- [3] 杨伟国, 邱子童, 吴清军. 人工智能应用的就业效应研究综述[J]. 中国人口科学, 2018(5): 109-119, 128.
- [4] 张青根, 沈红. 教育能缓解性别收入差距吗? [J]. 复旦教育论坛, 2016, 14(4): 62-69.
- [5] 李鸿玲, 冯巨章. 子女数量对中国劳动力市场性别工资差异的影响: 基于 CGSS 跨期数据的分析[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2023(4): 110-130, 207.
- [6] 郭凯明, 王春超, 何意鑫. 女性家庭地位上升、生育率差异与工资不平等[J]. 南方经济, 2016(4): 45-62.
- [7] 杜凤莲, 张胤钰, 董晓媛. 儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响[J]. 世界经济文汇, 2018(3): 1-19.
- [8] 张世伟, 郭凤鸣. 分位数上的性别工资歧视: 基于东北城市劳动力市场的经验研究[J]. 中国人口科学, 2009(6): 69-79, 112.
- [9] 罗楚亮, 滕阳川, 李利英. 行业结构、性别歧视与性别工资差距[J]. 管理世界, 2019, 35(8): 58-68.
- [10] TAPSCOTT D. The digital economy: promise and peril in the age of networked intelligence[M]. New York; McGraw-Hill, 1996.
- [11] 盛斌, 吴晓雯. 数字经济背景下全球价值链对性别收入分配的影响[J]. 求是学刊, 2022, 49(1): 42-55.
- [12] 毛宇飞, 曾湘泉, 胡文馨. 互联网使用能否减小性别工资差距? 基于 CFPS 数据的经验分析[J]. 财经研究, 2018, 44(7): 33-45.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 刘军, 杨渊崑, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020(6): 81-96.
- [16] 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.
- [17] 张呈磊, 郭忠金, 李文秀. 数字普惠金融的创业效应与收入不平等: 数字鸿沟还是数字红利? [J]. 南方经济, 2021(5): 110-126.
- [18] 魏下海, 曹晖, 吴春秀. 生产线升级与企业内性别工资差距的收敛[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 156-169.
- [19] WELCH F. Growth in women's relative wages and in inequality among men: one phenomenon or two? [J]. American Economic Review, 2000, 90(2): 444-449.
- [20] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

## Can the Digital Economy Mitigate the Gender Income Gap? Empirical Study Based on CGSS Data

DAI Jiawei, NI Shuai

(School of Mathematics and Statistics, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

**Abstract:** The widening of the gender income gap seriously hinders the realization of common wealth, while the development of the digital economy brings new solutions to effectively alleviate the gender income gap, realize common wealth and the high-quality development of China's economy. The impact of digital economy development on the gender income gap was investigated by constructing an indicator system for measuring the digital economy in each province and combining the data from 2015 to 2021 China General Social Survey (CGSS). It is found that digital economic development can alleviate the gender income gap. The digital economy can significantly increase individual incomes in terms of different time years, age groups and skill differences, as well as mitigate gender income gaps. The quantile regression results show that the development of the digital economy raises the income of middle- and high-income women significantly more than that of men. Discrimination is still the main reason for the gender income gap. Expanding flexible employment channels for women, strengthening the protection of women's rights and interests, utilizing the advantages of the Internet platform, and strengthening the training of women's digital resources can increase women's income and narrow the gender income gap.

**Keywords:** digital economy; gender income gap; income