

数字经济对流动人口性别工资差距的影响

——来自中国城市的经验证据

陈飞逸

新疆大学经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐

收稿日期: 2025年6月12日; 录用日期: 2025年6月24日; 发布日期: 2025年8月7日

摘要

数字经济的快速发展深刻影响了劳动力就业的各个方面, 性别工资收入分配格局也会随之发生新变化, 研究基于2011~2018年中国流动人口动态监测调查数据, 使用分位点回归与Oaxaca-Blinder分解研究数字经济对流动人口性别工资差距的影响及其作用机制。研究发现, 数字经济整体通过提升女性个人禀赋与降低性别歧视显著缩小了流动人口性别工资差距。并且经过异质性检验发现数字经济对低收入群体、青年群体和未婚群体的流动人口有更好的性别工资差距缩小作用。

关键词

性别工资差距, 数字经济, 流动人口, Oaxaca-Blinder分解

The Impact of the Digital Economy on the Gender Wage Gap among Floating Population

—Empirical Evidence from Chinese Cities

Feiyi Chen

School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi Xinjiang

Received: Jun. 12th, 2025; accepted: Jun. 24th, 2025; published: Aug. 7th, 2025

Abstract

The rapid development of the digital economy has profoundly impacted various aspects of labor employment, and it also brings new changes to the gender wage distribution pattern. Based on the

Dynamic Monitoring Survey Data of Floating Population in China from 2011 to 2018, this study employs quantile regression and Oaxaca-Blinder decomposition to investigate the impact of the digital economy on the gender wage gap among floating population and its underlying mechanisms. The findings reveal that the digital economy overall reduces the gender wage gap among floating population by enhancing women's individual endowments and decreasing gender discrimination. Heterogeneity tests further indicate that the digital economy has a more significant effect on narrowing the gender wage gap among low-income, young, and unmarried floating population groups.

Keywords

Gender Wage Gap, Digital Economy, Floating Population, Oaxaca-Blinder Decomposition

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着 2013 年宽带中国战略提出，互联网的使用全方位融入现代生活，在产业数字化，数字产业化的过程中逐渐发展形成一种新的经济形态——数字经济。我国高度重视数字经济在引领经济增长、产业结构升级方面的巨大推动作用，2023 年，中国数字经济规模达到 53.9 万亿元，占 GDP 比重达到 42.8%，数字经济增长对 GDP 增长的贡献率达 66.45% [1]。数字产业化和产业数字化的比重由 2012 年的约 3:7 发展为 2023 年的约 2:8，数字经济的赋能作用和融合能力得到进一步发挥，成为拉动实体经济高质量发展的重要引擎[2]。互联网技术发展对社会经济发展的支撑作用进一步增强，主要表现为新岗位的创造、产业数字化发展、远程办公的普及以及产业优化升级[3]，为劳动力要素自由流动，构建统一的劳动力大市场，实现共同富裕的中国式现代化创造了有利条件。但有学者认为，数字经济的发展可能会使得资本和技术对劳动的替代性增强，导致劳动要素的工资所得降低，从而可能加剧社会不平等[4]，而女性往往聚集在劳动密集型行业，流动人口作为推动城市发展的重要力量，在城市的建筑业、现代服务业和先进制造业等领域发挥重要作用，在数字经济发展过程中会受到怎样的冲击？而女性往往在低技能劳动力市场中占据较大比例，这可能还会导致性别工资差距的扩大，数字经济发展究竟又会怎样影响性别工资差距？所以，数字经济对流动人口性别工资差距的影响将是接下来本文探究的主要问题。

2. 文献综述

与本次研究相关的文献主要有三支，第一支分析了性别工资差距产生的原因，第二支分析了数字经济发展对劳动力市场的影响，第三支分析数字经济发展对性别工资差距的影响。

第一支文献主要从性别歧视与性别隔离两方面分析性别工资差距产生的原因，相关研究很多，有学者实证分析得出行业特征显著劳动者个人收入，职业隔离是造成性别工资差距的重要因素(赵媛媛, 2016)。女性往往集中于工资水平低的行业[5]。尽管女性从事的行业技能密集度只是稍微低于男性也会遭到极大的工资差距“惩罚”[6]。但更为广泛的观点认为工资差距同时来源于歧视与职业性别隔离[7]-[9]，性别歧视与性别隔离是相互作用的关系[10]。

第二支文献主要从两个方向分析数字经济对劳动力市场的影响——创造效应与替代效应。一方面，数字经济发展将会带动整个社会生产率提升，进而带动就业；另一方面生产率提高、智能技术创新应用、产业结构变革又会引致失业。

哪种效应的影响更大? 学界众说纷纭。柏培文等研究得出效率变革与产业智能化削弱了中低技能劳动者的相对收入权[11], Autor 等也认为, 自动化技术会加大就业极化[12]。我国学者的研究也证实存在就业极化[13]。但 Acemoglu, A. D.等发现尽管自动化技术可能会取代某些岗位, 也会创造新的就业[6]。我国其他学者的研究也指出数字经济发展显著促进农民工就业[14] [15]。不仅如此, 数字经济的变革为“零工经济”提供了技术基础和平台, 扩大了就业规模, 破除了劳动力要素的流动障碍[16], 降低了就业市场的信息不对称, 提高了就业岗位的技能适配程度, 提升了就业稳定性[17]。从更大的维度看有助于提升宏观经济增长质量[18]。第三支文献主要通过论述数字经济降低信息搜寻成本, 增加培训机会, 转变技能需求, 促进灵活就业, 创造新的就业机会说明其对性别工资差距的影响。例如, 毛宇飞等发现互联网的信息获取应用有助于促进女性就业[19]。冯素玲等指出数字经济对低收入, 低技能劳动者促进效用更大[20]。张明斗根据“生产任务”模型和“肌肉-大脑”假说给出了性别工资差距缩小的原因[21]。王慧敏等认为数字经济通过缓解母职惩罚缩小性别收入差距[22]。也有研究认为, 劳动后备军和家务劳动两个因素会进一步降低女性工资[23]。

综合来看, 数字经济发展是一把“双刃剑”, 一方面, 职业性别隔离及歧视常常是造成性别工资差距的重要原因, 而数字经济的发展使得信息搜寻成本降低, 共享教育资源丰富, 为女性人力资本积累创造了有利条件。催生的诸如数字媒体, 直播电商等服务类岗位为女性创造了大量机遇。线上办公, 居家办公的新型就业模式对女性来说也更加灵活; 而另一方面, “零工经济”的蓬勃发展可能会使女性“劳动力蓄水池”的身份被进一步加重。灵活性的就业也意味着不稳定性, 对女性的长期就业质量没有保障。制造业产业升级可能让往往处于低技能行业的女性受到严重的下岗冲击, 尤其是流动人口中的女性。但现有文献对流动人口的性别工资差距变动关注较少, 研究的角度也较为单一, 少见对相关的影响机制的探究, 因此, 本文将通过 2011~2018 年的 CMDS 数据使用 OLS 分位点回归与 Oaxaca-Blinder 模型与分位点回归深入研究数字经济对性别工资差距会产生什么影响, 影响机制是什么, 存在什么样的群体异质性。

3. 理论依据与影响机制

3.1. 数字经济发展对性别工资差距的直接影响

通过对文献整理分析, 数字经济发展主要会带来两方面影响, 一是“创造效应”, 二是“替代效应”。数字经济的“创造效应”表现为新技术的出现会在劳动力市场上创造大量岗位, 扩大就业规模。数字经济发展创造的新创造的岗位具有“零工经济”的特点, 包括外卖骑手、视频博主、电商主播等新职业。这一类职业工作时间灵活, 工作地点的可变动性较高, 具有较高的流动性, 为女性提供了更加多元的职业选择。同时, 这类工作让女性所具有的社交技能优势得到了更好发挥, 有利于提高女性平均薪酬; 而数字经济所具有的“替代效应”则表现为机器设备自动化、智能化和产业结构转型导致的结构性失业, 而这类劳动密集型行业的从业人员往往多为男性。综上, 女性的就业机会与薪酬待遇都会随着数字经济的发展而得到改善, 而男性的就业机会受到限制, 薪酬水平可能缩水, 两者负向变动。因此本文提出第一个研究假设:

假说 1: 数字经济降低了流动人口的性别工资差距。

3.2. 数字经济发展对性别工资差距的影响机制

3.2.1. 性别歧视与性别工资差距

女性通常被认为是家庭照料者, 因此需要更多地投入精力到家庭中, 而男性作为一家之主, 被期待在职业生涯中取得更大成就。这样一来, 许多竞争激烈但薪酬同样具有竞争力的岗位往往更加青睐男性, 女性在职场中有被边缘化的风险。除此之外, 针对女性的歧视性观念使得女性被许多技术密集型行业拒

之门外。但随着数字经济的发展,互联网传播速度提高,普及率的范围也越来越广。各行各业的女性都有了自我表达和被社会看见的机会,有关女性的误解也就会逐渐得到修正,性别歧视得到缓解,也就能缩小性别歧视造成的性别工资差距。基于此,本文提出第二个研究假设:

假说 2: 数字经济发展通过缩小性别歧视进而降低流动人口性别工资差距。

3.2.2. 教育年限与性别工资差距

劳动力的教育年限与薪资水平正相关,受教育年限高的劳动力薪资水平高于受教育年限低的。数字经济发展除了对于两性平等的观念有促进作用外,还能够提高社会对于女性教育的重视程度。而在高度发达的互联网时代,学生档案电子存档,能够快速查到辍学,失学的学生,就可以及时采取措施降低失学率。政府也能够借由公共媒体针对教育促进性别平等发布有关资讯,对社会产生深远的意识影响。通过以上的多种途径缩小了两性在教育水平上的差距,进而从整体提高女性的平均工资。

因此,本文提出第三个研究假设:

假说 3: 数字经济发展通过提高女性受教育水平进而降低流动人口性别工资差距。

3.2.3. 母职惩罚与性别工资差距

过往的大量研究发现,相较于未婚未育的女性来说,已生育的女性与男性工资差距更大。养育孩子是已育女性的主要家务劳动来源,而养育孩子带来的劳动参与和劳动时间的减少是中国女性“母职惩罚”形成的主要原因。数字经济的发展为女性居家办公提供良好的基础环境,有助于降低母亲的生育压力,缓解了刚性的坐班要求与状况频发的家庭事务之间的矛盾,提高了女性在职场上的弱势地位。由此一来,由于生育造成职业中断或是薪酬降低的概率就能有效减少,从而整体提高女性的平均工资。

因此,本文提出第四个研究假设:

假说 4: 数字经济发展通过减少母职惩罚进而降低流动人口性别工资差距。

4. 数据来源、模型设定与变量描述

4.1. 数据来源

本文使用 2011~2018 年中国流动人口动态监测调查数据(简称 CMDS)的个体数据 A 卷,每一年调查一次。其他宏观数据来自北大数字金融中心、《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》等。CMDS 是国家卫生计生委自 2009 年起,在全国范围内开展的调查,调查结果对全国和各省市都有代表性。

4.2. 模型设定

4.2.1. 工资方程设定

在借鉴 krueger 工资方程的基础上[24],引入本文的核心解释变量数字经济指数与性别的乘积项以量化研究数字经济发展将对流动人口的性别工资差距产生怎样的影响。具体的工资方程设定如下

$$\ln wage_i = \alpha_i + \beta_i interaction + \gamma_i X_i + \epsilon \quad (1)$$

被解释变量 $\ln wage_i$ 是小时工资对数,核心解释变量 $interaction$ 为数字经济指标和性别的交互项; X_i 为控制变量, α_i , β_i , γ_i 为相应的回归系数; ϵ 为误差项; 下标 i 为个体编码。采用普通最小二乘法,分别对总体和分年份样本进行回归,分析数字经济指数对流动人口工资均值的影响。

4.2.2. 分解方法

Oaxaca 分解法的原理在于将工资方程进行分解,分离出人力资本差异与性别歧视所导致的性别工资差距。具体分解如下:

$$\begin{aligned}\ln wage_M - \ln wage_W &= \beta_M X_M - \beta_W W_W = \beta_M X_M - \beta_M X_W + \beta_M X_W - \beta_W W_W \\ &= (\beta_M - \beta_W) X_W + \beta_M (X_M - X_W)\end{aligned}$$

式中： $\ln wage_M$ 代表男性工资水平； $\ln wage_W$ 代表女性工资水平； β_M 代表男性工资率； β_W 代表女性工资率； X_M 代表男性人力资本水平； X_W 代表女性人力资本水平； $(\beta_M - \beta_W) X_W$ 代表性别歧视导致的性别工资差距； $\beta_M (X_M - X_W)$ 代表人力资本差距导致的性别工资差距。

4.3. 变量描述

被解释变量。本文被解释变量是月工资的对数($\ln wage_i$)，为了消除价格因素的影响，研究借鉴柏培文和张云的做法，根据《中国统计年鉴》提供的消费者价格指数，利用各省(市、自治区)消费者物价指数对收入进行平减，将 2011~2018 年名义工资转化成以 2010 年为基期的实际工资，并作对数化处理得到实际工资。

核心解释变量。核心解释变量是数字经济指标和性别的交互项(*Interaction*)。数字经济指数为地级市层面指标，借鉴了刘军等[25]的构建思路，结合城市层面相关数据的可获得性，从互联网发展和数字普惠金融两方面对数字经济综合发展水平进行测度。同时，数字产业化和产业数字化的测度，参考李春发等[26]的方法，采用互联网普及率、相关从业人员情况和移动电话普及率等作为测度指标；“数字金融普惠”的测度采用由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的“中国数字普惠金融指数”。之后通过主成分分析法测算数字经济综合发展指数。具体指标如表 1 所示。

Table 1. Digital economy measurement index system

表 1. 数字经济测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济	数字基础设施	每百人移动电话用户数
		每百人互联网宽带用户数
		长途光缆线密度
	数字产业化	人均电信业务总量
		信息传输、计算机服务和软件从业人员占比
		人均邮政业务
	产业数字化	数字普惠金融指数
		人工智能、区块链、大数据、物联网、机器人、5G 等关键词词频
		电子商务销售额
		电子商务采购额
	数字经济发展环境	普通高等学校数量
		居民平均受教育年限
		R & D 内部经费支出(万元)
		数字经济专利申请数

控制变量。为了控制其他因素对流动人口工资收入的影响，结合现实情况并参考已有研究，本文选取了五个层面的控制变量：个体层面特征变量、家庭特征变量、工作特征变量、流动特征变量和地区特征变量。具体变量名称与变量定义如表 2 所示。各变量的描述性统计结果见表 3。

Table 2. Selection results of control variables
表 2. 控制变量选取结果

维度	变量名称	变量符号	变量定义
个人特征	年龄	age	在调查年份的流动人口年龄
	受教育程度	edu	按照学历推断受教育年限，小学 = 6 年，初中/中专 = 9 年，高中/大专 = 12 年，本科 = 16 年，研究生 = 19 年
	工作经验	work year	流动人口的工作年限
	民族	ethnic	汉族 = 1，其他民族 = 0
	婚姻情况	marriage	已婚 = 1，未婚 = 0
	户口	hukou	城镇 = 1，农村 = 0
家庭特征	16 岁以下子女个数	Child16	受访者同住 16 岁以下子女个数
	60 岁以上老人个数	Old60	受访者同住 60 岁以上老人个数
	家庭规模	family	家庭总人口数量
工作特征	行业	Industry1 Industry2 Industry3	按照平均薪酬水平将行业分为三类 第一类：国家机关，技术人员，办事人员 第二类：商业服务业人员，商贩，餐饮，家政，保洁，保安 第三类：农林牧渔，采矿，生产运输，建筑 分别命名为 industry1 industry2 industry3，从事哪一类行业则对应的 industry = 1，其余为 0
流动特征	流动时间	float year	流动人口在本地居留的时间，用受访年份减去流入当地的年份
	流动范围	float region	跨省流动 = 1，跨市或县为 0
地区特征	所处政策地区	east	将流动人口所在地区按照政策分为东中西部，东部 = 1，其余为 0

Table 3. Descriptive statistics of variables
表 3. 变量的描述性统计

变量	男性				女性			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
个人月工资对数	7.949	1.146	0.693	14.221	7.697	1.134	1.050	12.206
年龄	35.336	9.428	16.000	60.220	33.329	8.816	16.000	60.220
受教育程度	9.935	2.759	0.000	19.000	9.795	3.138	0.000	19.000
工作经验	18.328	9.858	0.010	44.220	16.282	9.388	0.010	44.220
民族	0.508	0.500	0.000	1.000	0.395	0.489	0.000	1.000
婚姻状况	0.764	0.425	0.000	1.000	0.763	0.425	0.000	1.000
户口	0.176	0.381	0.000	1.000	0.186	0.389	0.000	1.000
16 岁以下孩子个数	0.763	0.793	0.000	7.000	0.759	0.779	0.000	7.000
60 岁以上老人个数	0.137	0.557	0.000	8.000	0.130	0.534	0.000	8.000
家庭规模	2.962	1.216	1.000	10.000	2.938	1.198	1.000	10.000
高技能行业	0.176	0.381	0.000	1.000	0.163	0.370	0.000	1.000
中等技能行业	0.389	0.488	0.000	1.000	0.442	0.497	0.000	1.000
低技能行业	0.230	0.421	0.000	1.000	0.192	0.394	0.000	1.000
流动时间	5.012	5.170	0.000	58.000	4.726	4.739	0.000	50.050
流动范围	0.595	0.491	0.000	1.000	0.582	0.493	0.000	1.000
东部地区	0.405	0.491	0.000	1.000	0.431	0.495	0.000	1.000

5. 实证分析

5.1. 数字经济发展对性别工资差距的影响：基准回归

根据模型 1 的设定，使用中国流动人口动态监测 2011~2018 年的混合截面数据所得到的基本回归结果如表 4 所示。具体来看，表 4 结果显示，数字经济对男女劳动者的月工资收入均产生显著正向影响，系数在 1%水平下通过检验。值得注意的是，女性样本中数字经济变量的系数显著高于男性，表明数字技术发展对女性工资提升的边际效应更强。这一差异化的促进效应意味着，随着数字经济发展，性别工资差距将呈现渐进式缩小趋势。

进一步分析表 4 的全样本回归结果(列 3~5)可知，数字经济对总体工资水平具有显著正向作用(列 3)。列 4 引入数字经济与性别的交互项后，其系数在 1%水平下显著为正，印证了数字经济对工资提升存在明显的性别异质性，数字经济发展对女性流动人口的工资水平促进作用大于男性，数字经济发展能够缩小流动人口的性别工资差距。结合不同性别的回归结果看也验证了这一结论。假说 1 得证。

Table 4. Regression results
表 4. 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	女性	男性	全样本	全样本	全样本
数字经济 × 性别				0.011*** (0.002)	0.009*** (0.002)
数字经济	0.015*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.011*** (0.001)
性别			-0.261*** (0.002)	-0.265*** (0.002)	-0.261*** (0.002)
常数项	7.337*** (0.024)	7.392*** (0.015)	7.541*** (0.014)	7.542*** (0.014)	7.553*** (0.015)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	NO	NO	YES
样本量	372,040	535,187	907,227	907,227	907,227
R ²	0.109	0.113	0.154	0.155	0.136

说明：括号内为稳健标准误差，***为 p < 0.01，**为 p < 0.05，*为 p < 0.1，下表同。

5.2. 稳健性检验

尽管基准回归结果显示数字经济发展对性别工资差距具有显著收敛效应，但潜在的遗漏变量和反向因果问题可能导致估计偏误。为此，本文采用工具变量法重新检验这一关系：首先选取 1984 年各地区邮电系统历史数据与上一年百人互联网使用数的交互效应作为该年度数字经济水平的工具变量。这一工具变量通过历史通信基础设施与普及率反映出地区的数字经济发展潜力，满足相关性要求；同时，由于传统邮电设施的使用频率随时间推移显著下降，其对当代劳动力市场的直接影响逐渐弱化，从而满足外生性条件。这种双重验证机制有效缓解了模型的内生性问题，确保因果推断的稳健性。由表 5 第一阶段回归结果可知，工具变量的回归系数为正值，且第一阶段回归的 F 统计量远大于 10，排除了弱工具变量的可能性，说明了工具变量与数字经济指数两者高度相关。第二阶段的被解释变量为工资对数，表 5 的列(2)和列(4)中数字经济的系数均在 1%的水平下显著为正，女性样本中的数字经济系数依旧高于男性样本，

表明在考虑了内生性之后，数字经济发展依旧有利于弥合性别工资差距，这进一步证实了前面 OLS 的回归结论，表明以上结果是稳健的。假说 1 得到验证。

Table 5. Robustness test results
表 5. 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性样本		男性样本	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	数字经济	工资对数	数字经济	工资对数
工具变量	0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)	
数字经济		0.033*** (0.001)		0.011*** (0.000)
控制变量	YES	YES	YES	YES
JF statistic	73370.8***		160,602***	
样本量	372,040		535,187	
R ²	0.598	0.596	0.618	0.617

6. 机制检验

6.1. Oaxaca-Blinder 分解

由前文用 OLS 分析出性别工资决定方程的基础上，为考察个体面临的性别工资歧视程度和人力资本影响因素贡献度，本文采用 Oaxaca-Blinder 分解方法分别对数字经济强样本和弱样本地区的性别工资差异进行分解。具体步骤如下：根据各省区市的数字经济发展水平，以每年各市区的数字经济指数的分位点值作为划分标准，将大于当年数字经济指数三分位点及 75%分位点的市区定义为数字经济强样本地区，三分位点与二分位点之间的市区为数字经济中样本，小于当年数字经济指数二分位点的市区定义为数字经济弱样本地区。其中，包括数字经济指数的各影响因素对性别工资总差异的贡献度可分解为特征差异和系数差异。分解结果如表 6 所示。

Table 6. Oaxaca-Blinder decomposition
表 6. Oaxaca-Blinder 分解

变量	数字经济强样本	数字经济中样本	数字经济弱样本
性别工资对数差异	0.267*** (0.005)	0.269*** (0.003)	0.321*** (0.005)
技术溢出差异	-0.024*** (0.002)	-0.003*** (0.001)	0.011*** (0.002)
性别歧视差异	0.281*** (0.005)	0.272*** (0.003)	0.318*** (0.005)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	76,373	137,006	115,017

特征差异由可观测的特征差异所解释，一般指由个人特征差异造成的可以解释的差异，因此这部分差异被认为是“公平”的。而系数差异则是理解为由不可解释性因素造成的，这部分差异反映了市场对不同性别的不公平待遇，表明女性在相同条件下的工资待遇不如男性，即为性别歧视造成的性别工资差距。

由分解结果可知，数字经济强样本的性别工资差距显著小于数字经济弱样本，再次验证了前文数字经济发展有利于缩小性别工资差距的结论，数字经济强样本的不可解释部分显著小于数字经济弱样本，说明数字经济发展能够显著降低性别歧视。假说 2 得到验证。

6.2. 中介变量检验

根据本文的理论假说，认为数据经济发展能够提高女性的受教育水平并减少母职惩罚进而缩小性别工资差距。根据问卷失业原因的问题，将因为“哺乳孩子”或者“做家务，照顾孩子”而失业的样本定义为因母职惩罚而失业。为研究数字经济发展是否有利于提高女性的受教育水平和减少母职惩罚，本文将这两个变量作为中介变量进行两阶段回归分析，回归结果如表 7 所示。由表 7 第一列可知，男性的教育工资回报率高于女性，而第二列反映随着数字经济发展，对男性的受教育水平有负向影响，对女性有显著正向影响。再看母职惩罚，第一列显示母职惩罚对工资有显著负向影响，说明母职惩罚降低了女性工资，第三列可以看见数字经济发展对母职惩罚有显著负向影响，说明数字经济发展可以减少母职惩罚。总的来看，第一列上数字经济对女性的工资水平促进程度高于男性，由此可得，数字经济发展通过提高女性受教育水平和减少母职惩罚缩小性别工资差距，假说 3 和 4 得证。

Table 7. Mediation test
表 7. 中介检验

变量	(1) 工资对数		(2) 教育水平		(3) 母职惩罚
	男性	女性	男性	女性	女性
数字经济	0.011*** (0.002)	0.015*** (0.001)	-0.032*** (0.001)	0.174*** (0.002)	-0.079*** (0.000)
教育水平	0.095*** (0.003)	0.026*** (0.002)			
母职惩罚		-0.015*** (0.001)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	535,187	372,040	535,187	372,040	372,040

7. 异质性分析

7.1. 不同工资收入群体性别工资决定的回归结果

数字经济发展对性别工资差距的影响可能会由于流动人口工资收入水平的不同而存在差异，为研究数字经济对不同收入流动人口的性别工资差距影响是否存在差异性作用，本文引入分位数回归模型，将工资收入按照分位数划分为 3 组，使用分位数回归进行估计：第(1)列为全部流动人口的 OLS 回归结果；第(2)列为低收入水平的流动人口 OLS 回归结果；第(3)列为中等收入水平的流动人口 OLS 回归结果；(4)列为高收入水平的流动人口 OLS 回归结果。回归结果见表 8。

Table 8. Heterogeneity by wage income
表 8. 工资收入异质性

变量	(1)	(2)	(3)
	25%分位点	50%分位点	75%分位点三
数字经济	0.016*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.001*** (0.001)
数字经济 × 性别	0.020*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.010*** (0.002)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	7.440*** (0.017)	7.565*** (0.014)	7.662*** (0.017)
样本量	907,227	907,227	907,227
R ²	0.104	0.086	0.091

由各分位点上的数字经济指数与性别交互项的系数值看，25%分位点的系数绝对值最大，75%分位点的系数绝对值最小，数字经济发展对低收入群体的性别工资差距的缩小作用更大，随着工资水平的提高，数字经济的差距缩小作用逐渐减弱。这说明数字经济发展更有助于缩小低工资收入流动人口的性别工资差距，改善其内部的男女工资收入不平等情况。

7.2. 不同年龄群体性别工资决定的回归结果

处在不同的年龄阶段的劳动力会因为不同的个人特征进而产生差异化的就业行为，数字经济发展对不同年龄段的劳动力的性别工资差距也可能产生异质性影响。何宗樾和宋旭光的研究认为，数字经济更加显著地影响青年群体就业。借鉴他们的研究，本文将劳动年龄人口划分成青年劳动力(小于 30 岁)、中年劳动力(30~44 岁)、老年劳动力(45~60 岁) 3 个层次结构，并进行分样本回归，结果见表 9。由表可知，数字经济发展能够显著促进各个年龄阶段劳动力工资收入，且与年龄存在正相关，年龄越大的劳动力，数字经济对工资的促进作用越大；但对性别工资差距的影响相反，数字经济发展能够缩小中青年劳动力的性别工资差距，但对老年劳动力性别工资差距影响为负且不显著。

Table 9. Heterogeneity by age
表 9. 年龄异质性

变量	(1)	(2)	(3)
月工资对数	青年劳动力	中年劳动力	老年劳动力
数字经济	0.023*** (0.003)	0.028*** (0.002)	0.033*** (0.003)
数字经济 × 性别	0.025*** (0.004)	0.013*** (0.003)	-0.006 (0.005)
其他控制变量	YES	YES	YES
截距项	7.674*** (0.014)	7.478*** (0.012)	7.603*** (0.016)
R ²	0.114	0.152	0.111
N	212,667	298,287	105,359

7.3. 不同婚姻情况群体性别工资决定的回归结果

由于是否已婚对女性工资可能存在不同的影响效果，有学者认为，由于家庭分工，使得女性需要投入更多时间在照料家庭上造成不能投入足够的时间精力在工作上，限制了职业发展，而减少男性的家务劳动时间提高了男性的生产率，从而提高了他们的工资，也称“婚姻溢价”，从而拉大了已婚群体内部的性别工资差距[27]。因此，本文为了探究婚姻状况对女性工资影响以及数字经济对不同婚姻状况的女性工资水平的作用情况，引入虚拟变量 `marriage`，根据问卷设置，将 2011~2018 年样本中个体按照是否处于婚姻状况分别赋予 0、1，由表 10 所示。

由表可知，无论对于已婚还是未婚流动群体，数字经济都显著促进工资收入并降低了性别工资差距。但是相比于已婚女性，数字经济发展对未婚女性的性别工资差距缩小作用更大，一方面可能是因为高收入女性会更加偏向于职业发展而选择未婚，从而降低未婚人群内部的性别工资差距，相较而言已婚女性就会面临更大的性别工资差距；另一方面，由于性别歧视的存在可能会使得已婚的女性在职场的地位会比未婚的女性更低，晋升通道更窄。

Table 10. Heterogeneity by marital status
表 10. 婚姻异质性

变量	(1)	(2)
月工资对数	已婚	未婚
数字经济	0.028*** (0.001)	0.022*** (0.005)
数字经济 × 性别	0.009*** (0.002)	0.036*** (0.008)
其他控制变量	YES	YES
截距项	8.014*** (0.009)	7.849*** (0.029)
R ²	0.154	0.081
N	263,279	65,117

8. 结论及政策建议

数字经济在经济社会发展中的作用日益凸显，流动人口作为劳动力的主力军在社会经济建设的集体中发挥重要作用，本研究利用 2011~2018 年 CMD5 数据以及主成分分析法构建出数字经济发展水平市县级指数，回归的实证结果发现数字经济显著缩小了流动人口的性别工资差距，为了进一步探究影响机制，本文进行机制检验。结果表明，数字经济发展通过降低性别歧视，减少母职惩罚，增加人力资本缩小流动人口的性别工资差距。最后异质性分析得出数字经济发展对低收入群体的促进作用更大，随着收入增加，数字经济的作用效果逐渐减弱；数字经济发展能够缩小中青年劳动力的性别工资差距，但对老年劳动力性别工资差距影响为负且不显著；不论是单身还是已婚的流动人口群体性别工资差距都随数字经济发展而缩小，但单身群体的作用效果更明显。

本文的研究结论具有一定政策意义：第一，加快推动数字经济发展建设，促进社会生产率提高。如今，数据成为第一生产力，数字经济因大数据而繁荣发展，我国也因为数字经济变革为居民带来了更加幸福的生活。数字经济发展不仅可以拉动整体经济，更对缩小性别不平等，带动全体居民共同富裕具有

重大意义。第二，优化产业数字化发展结构，鼓励新业态创新。数字经济催生的如“零工经济”“平台经济”等新业态为女性灵活就业提供了更为多样化的选择，为了创造更多的就业岗位，促进经济发展，政府可以多鼓励支持有关的数字经济赋能创新，发挥女性劳动力在数字经济发展中的性别优势，持续释放“性别红利”。第三，完善有关政策，打破行业壁垒。数字经济发展虽然有效缩小低收入人群的性别工资差距，却对高收入人群的两性工资产生了极化作用，加剧了不平等。主要是由不可解释性因素造成，为了缓解数字经济带来的高收入极化问题，应当针对低收入群体完善相关的法律保障，为女性能够更加充分地融入社会大生产，促进社会协调发展提供坚实的理论依据。第五，推进职业教育，普及数字经济。已婚女性与老年女性就业比一般的人群面临着更多结构性阻碍，产业数字化作为经济发展的工具怎么用，用在哪儿都要充分考虑到全体居民的权益，不仅要最大化产业数字化的经济带动作用更要挖掘数字经济的普惠性与创造性，减小由于替代效应带来的大量失业造成的社会影响，同时为低技能劳动力提供必要的知识普及与技能教育，使更多的弱势群体也能充分享受到“数字红利”。

9. 研究不足与未来展望

本文的研究限于数据获取限制，没有对 2018 年以后的相关发展情况进行研究，可能存在对现实问题解释能力较弱等方面的缺陷。实证分析也停留在常规的线性回归分析，没有研究可能存在的门槛效应以及更深入的机制探索。此外，分析的理论机制部分直白浅显，缺少更深入的挖掘。因此，在之后的研究中需要对相关问题做进一步完善，除了寻找更近期的数据外，在理论分析与实证检验上也都有较大的进步空间。

基金项目

国家级大学生创新创业项目，项目编号：202410755080。

参考文献

- [1] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展研究报告(2024) [EB/OL]. <https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202408/P020240830315324580655.pdf>, 2024-08-30.
- [2] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展与就业白皮书(2019) [EB/OL]. <https://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201904/P020190417344468720243.pdf>, 2019-04-17.
- [3] 胡拥军, 关乐宁. 数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究[J]. 改革, 2022(4): 42-54.
- [4] 中国宏观经济研究院. 数字经济促进就业的挑战和建议(2021) [EB/OL]. https://www.ndrc.gov.cn/wsdwhfz/202104/t20210402_1271690.html, 2021-04-02.
- [5] 齐路哲. 职业性别结构对工资的差异化影响[D]: [硕士学位论文]. 长沙: 湖南大学, 2020.
- [6] Blau, F.D. and Kahn, L.M. (1996) The Gender Earnings Gap: Some International Evidence. NBER Working Paper No. 5732. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c7854/c7854.pdf>
- [7] 李实, 宋锦, 刘小川. 中国城镇职工性别工资差距的演变[J]. 管理世界, 2014(3): 53-65, 187.
- [8] 卿石松. 中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析[J]. 社会学研究, 2019, 34(1): 106-131, 244.
- [9] 陈坤. 隐蔽偏见下的行为选择: 女性程序员职场适应研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 华东理工大学, 2023.
- [10] 薛珊. 新时代妇女就业高质量发展路径研究[D]: [硕士学位论文]. 长春: 吉林大学, 2024.
- [11] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021, 56(5): 91-108.
- [12] Autor, D.H. and Dorn, D. (2013) The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, 103, 1553-1597. <https://doi.org/10.1257/aer.103.5.1553>
- [13] 吕世斌, 张世伟. 中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(2): 757-778.
- [14] 齐秀琳, 江求川. 数字经济与农民工就业: 促进还是挤出?——来自“宽带中国”政策试点的证据[J]. 中国农村观察, 2023(1): 59-77.

-
- [15] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 72-84, 311.
- [16] 莫怡青, 李力行. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 31-45, 3.
- [17] 周慧珺. 数字经济的发展提高了就业稳定性吗? [J]. 当代经济管理, 2024, 46(2): 76-86.
- [18] 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.
- [19] 毛宇飞, 曾湘泉. 互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析[J]. 经济学动态, 2017(6): 21-31.
- [20] 冯素玲, 熊龙婷, 房孝宇. 数字经济发展能否缩小性别工资差距?——基于 CFPS 数据的实证研究[J]. 经济问题, 2024(9): 24-33.
- [21] 张明斗, 郭瑞. 产业数字化对性别工资差距的影响研究[J]. 西部论坛, 2023, 33(5): 1-17.
- [22] 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.
- [23] 谢富胜, 江楠, 匡晓璐. 零工经济如何改变性别工资差距——基于家庭与市场的双重视角[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(11): 10-25.
- [24] Krueger, A.B. and Lindahl, M. (2000) Education for Growth: Why and for Whom? NBER Working Paper No. 7591. <https://www.nber.org/papers/w7591>
- [25] 刘军, 杨渊塋, 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.
- [26] 李春发, 李冬冬, 周驰. 数字经济驱动制造业转型升级的作用机理——基于产业链视角的分析[J]. 商业研究, 2020(2): 73-82.
- [27] 龙开颜. 婚姻对工资性别差异的影响[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海财经大学, 2020.