

# “宽带中国”示范城市建设对性别工资差距的影响<sup>\*</sup>

张 诚 翁希演 董文晓

**【摘 要】**探究如何缩小性别工资差距,有助于扎实推进共同富裕。文章以“宽带中国”示范城市建设为准自然实验,运用双重差分模型进行实证分析,发现数字基础设施建设有助于缩小性别工资差距。经过替换模型、平行趋势检验、稳定单元处理效果检验等稳健性检验后,结论仍然成立。机制分析表明,“宽带中国”示范城市建设推动了消费互联网与工业互联网发展,而消费互联网发展与工业互联网发展提升了女性劳动力的相对收入,因而缩小了性别工资差距。异质性分析发现,“宽带中国”政策能够缩小中西部和农村地区的性别工资差距,体现出包容性增长的特征。文章的研究发现可以为在新经济形态下创造更多就业机会、提升女性劳动力地位及推进共同富裕提供一定政策参考。

**【关键词】**“宽带中国”政策 性别工资差距 消费互联网 工业互联网

**【作 者】**张 诚 汕头大学商学院,讲师;翁希演(通讯作者) 汕头大学商学院,硕士研究生;董文晓 北京大学新结构经济学研究院,博士后。

## 一、引 言

就业是最大的民生,缓解结构性就业矛盾关乎增进民生福祉与实现共同富裕。劳动力市场的“同工不同酬”现象一直受到研究者的关注,男性与女性劳动力的工资差距尤为引人关注。女性劳动力在过去 20 年间逐渐成为产业工人队伍的重要组成部分(魏下海等,2018),但职业隔离导致性别工资差距仍处于较高水平。根据《2022 中国职场性别薪酬差异报告》,女性劳动力薪酬在逐步提高,由性别差异导致的工资差距有逐步缩小的趋势,但目前城镇女性劳动力的平均工资性收入为男性的 77%,仍存在较为明显的差距(孔令文,2018)。现有解释性别工资差距的文献大多基于行业或劳动力特征探讨此现象,即关注女性劳动力的受教育水平与工作经验等可观测因素(邢春冰等,2014),以及性别

<sup>\*</sup> 本文为国家自然科学基金青年项目“共同富裕背景下家庭负债行为及对经济不平等的影响研究”(编号:72203136)和汕头大学科研启动经费项目“中国家庭负债行为研究”(编号:STF21003)的阶段性成果。

歧视与性别职业隔离等不可观测因素(Becker, 1957; Miller, 1994; Blau 等, 2017)。在新经济形态下,平台经济的产生与企业的数字化转型均会作用于劳动力市场,从而改变性别工资差距(许健等, 2022; 董志强等, 2023)。性别工资差距受传统观念、社会经济发展程度等因素影响,而新经济形态的发展水平也呈现空间异质性(孔令文, 2018; 张英浩等, 2022)。区域新型基础设施建设如何发挥作用,是新经济形态能否实际缩小性别工资差距、降低劳动力市场性别歧视的一个关键因素。

数字基础设施建设是新经济形态下经济发展的重要推力,中国高度重视数字基础设施建设。《“十四五”数字经济发展规划》部署优化升级数字基础设施、大力推进产业数字化转型、加快推动数字产业化等八项重点任务;党的二十大报告也指出要推进数字中国建设。自 2013 年推行“宽带中国”政策以来,各地互联网发展的广度与深度得到较大提升。《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至 2023 年,中国互联网接入人数已达 10.79 亿人,覆盖率达 76.4%。在此背景下,大量学者对“宽带中国”政策和数字基础设施建设的影响进行评估。研究发现,数字基础设施建设能够增加就业数量、促进社会分工、提高创业活跃度(赵涛等, 2020; 田鸽、张勋, 2022),有利于劳动力就业与收入提升。不过既有研究较少讨论其对“公平”的影响,少量关注“公平”的研究集中于社会流动性视角(方福前等, 2023)。基于此,本文着重考察数字基础设施建设对性别工资差距的影响。

本文利用“宽带中国”政策作为准自然实验,讨论数字基础设施建设对性别工资差距的影响及作用机制,可能的贡献有如下 3 个方面。第一,虽然已有研究讨论了性别工资差距的成因(Miller, 1994; Blau 等, 2017),但鲜有研究检验公共政策能否缩小性别工资差距。本文基于“宽带中国”政策,检验数字基础设施建设能否缩小性别工资差距,并探究其内在作用机理,从而丰富公共政策缩小性别工资差距、促进劳动力市场公平的经验证据。第二,以往关于数字基础设施建设的文献大多关注其对实体经济的影响(赵涛等, 2020),对劳动力市场(特别是收入差距)的关注较少。本文探究数字基础设施建设对性别工资差距的影响,补充了新经济形态下劳动力市场公平性的相关知识。第三,本文结论对推动完善更加公平的劳动力市场具有较为深刻的实践意义。完善地方数字基础设施建设,可能成为新经济形态与数字化技术进步缩小性别工资差距的重要方式;数字基础设施建设也有助于消除网络覆盖广度不足所导致的数字鸿沟。本文基于翔实的微观调查数据,讨论数字基础设施建设能否使性别工资差距缩小,同时检验了政策在不同区域的异质性效应,为全面理解数字经济的包容性增长特征、进一步完善数字基础设施建设提供更细致的政策启示。

## 二、政策背景与理论分析

### (一) “宽带中国”政策背景

为进一步满足居民与企业日益增加的数字化需求,促进中国经济高质量发展,国务院于 2013 年 8 月 17 日印发《“宽带中国”战略及实施方案》,首次将“宽带中国”上升为

国家战略。在此基础上,工业和信息化部、国家发展和改革委员会(简称“两部委”)于2014年1月16日印发《创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作管理办法》,开始接受“宽带中国”示范城市的申报,要求试点城市于3年内实现本地区宽带质量的提升,对其他地区的互联网基础设施建设起示范作用。随后,两部委在2014年将39个城市(群)选为首批“宽带中国”示范城市,并在2015和2016年对该政策进行推广,选定39个城市(群),其中超大城市16个、特大城市41个、大城市56个、中等及以下城市5个<sup>①</sup>。对个体而言,“宽带中国”政策属于外生冲击,为本文评估数字基础设施建设与性别工资差距之间的因果关系提供了准自然实验视角。

(二) 数字基础设施建设影响性别工资差距的理论分析

“宽带中国”政策要求政府完善配套设施,以引领企业数字化转型。政府通过补助与数据流动及传输相关的项目、提供综合性项目等方式,帮助企业利用数字化平台提高生产效率,降低数字化转型成本(王天尧、杨晓维,2023);同时,数字产业化所提供的岗位通常对劳动技能要求较低(田鸽、张勋,2022)。基于这两个特征事实,本文参考Ge等(2020)的方法建立理论模型。模型构建过程中使用了如下简化假设:(1)工作任务可以分为手工型与认知型两类;(2)男性与女性劳动力提供不同程度的体力劳动和脑力劳动;(3)使用工业互联网和消费互联网来代表资本投入。本文假设数字基础设施建设所推动的工业智能化会替代体力劳动,个体脑力劳动技能上升则会降低对低技能需求数字化行业的劳动供给。由于男性具有体力优势,因此假设男性体力劳动投入大于女性,脑力劳动投入与女性相同,由此导致男性的平均收入高于女性。

具体求解模型时,本文首先将消费互联网与工业互联网发展设定为指数增长形式,使用“宽带中国”政策冲击作为数字基础设施建设的代理变量,因此应当观测到在政策实施后,试点城市的消费互联网与工业互联网发展增速较快。工业互联网资本与脑力劳动、消费互联网资本与体力劳动之间存在互补性,因而工业互联网发展能提升脑力劳动的收益,而消费互联网的发展能增加体力劳动的回报。随着工业互联网和消费互联网的发展,脑力劳动相对于体力劳动的技能溢价会上升,表现为单位时间脑力劳动的价值增速超过体力劳动。由于男性对体力劳动的相对投入高于女性,随着消费互联网和工业互联网的发展,男性与女性之间的工资差距可能逐步缩小。据此,本文提出研究假设1:数字基础设施建设有利于缩小性别工资差距。

(三) 数字基础设施建设影响性别工资差距的作用机制

本文进一步探讨数字基础设施建设如何缩小性别工资差距。消费互联网是满足消

① 根据国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,超大城市为城区常住人口1 000万人以上,特大城市为城区常住人口500万人至1 000万人,大城市为城区常住人口100万人至500万人,中等城市及以下为常住人口100万人以下。

费者在互联网中消费需求的互联网类型,包括线上娱乐、购物与培训等消费形式。数字基础设施建设推动消费互联网发展,推动网络直播、在线客服与电子商务等职业出现,劳动力需求增加。女性在劳动参与、闲暇、子女照料及家务劳动之间,选择效用最大化的时间分配(Becker, 1957)。由于“男主外、女主内”的分工传统,家务劳动与子女照料的任务大多由女性承担,这可能会挤出女性的劳动参与时间。数字化产业随互联网的普及与应用而兴起,成为创造就业的重要渠道。例如,线上消费模式推动了电子商务与直播行业的发展(马晔风、蔡跃洲, 2021)。相对于传统工作而言,这些新兴就业岗位的劳动者对于工作时间和地点的选择有较高的自由度,而这种自由度的提升对于女性的边际效应较大。在线服务、电子商务等行业对工作时间与地点要求较灵活(Dettling, 2017),数字产业化也会产生新产品与新需求,激励女性在数字化平台上弹性就业和创业,从而平衡劳动参与和家庭照料,提高女性的劳动参与率。在线直播、网上客服等新兴行业中女性往往更具优势,这有助于减少女性劳动者面临的性别歧视,提高劳动收入(宁光杰、马俊龙, 2018)。综合上述分析,数字基础设施建设可能通过提高地区消费互联网发展水平,创造女性具有比较优势的就业岗位,降低劳动力市场性别歧视,进而缩小性别工资差距。据此,本文提出研究假设 2:数字基础设施建设通过推动消费互联网发展,缩小性别工资差距。

不同于消费互联网,工业互联网指通过人与机器、系统的链接,实现产业的数字化、网络化与智能化。关于技术进步对劳动力市场均衡的影响,现有的理论研究主要基于“生产任务模型”(Task-Based Model)进行分析(Acemoglu 等, 2018)。该模型显示,不同类型劳动力与数字技术进步的关系不同,由于存在职业的性别隔离,男性和女性往往被分配到不同的行业(Miller, 1994),造成数字技术进步对不同性别劳动力的替代作用不同。物流、建筑行业内的劳动力往往主要由男性构成,也较容易被数字化技术进步替代。与之相反,医疗、教育等难以被编码的职业中,女性劳动力占比较高,也较难在行业的数字化转型进程中被替代(李建奇, 2022)。从生产率效应上看,生产线升级导致同一工作性质的男性与女性劳动力的相对地位和劳动回报发生改变,推动性别间实现“同工同酬”(魏下海等, 2018)。综上所述,数字基础设施建设能够提高工业互联网发展水平,通过替代效应与生产率效应,降低性别工资差距。由此本文提出研究假设 3:数字基础设施建设推动工业互联网发展,进而缩小性别工资差距。

### 三、数据来源与研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的住户调查数据来自北京大学社会调查中心开展的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, 后文简称 CFPS)。CFPS 使用三阶段分层概率抽样,样本范围



覆盖中国 25 个省份,具有全国代表性。由于 2020 年调查数据中家庭经济数据尚未公布,本文主要使用已公开的 2010~2018 年数据作为研究样本<sup>①</sup>。“宽带中国”战略试点城市及政策时间来源于工业和信息化部,职工平均工资数据来自《中国城市统计年鉴》,省级层面经济政策不确定性指数借鉴 Yu 等(2021)的方法测算。本文先依照地级市层面信息,将 2010~2018 年 CFPS 数据与“宽带中国”政策试点城市名单及职工平均工资数据匹配,并与省份层面信息和经济政策不确定性指数相匹配。然后,本文剔除了关键变量取值异常或存在缺失的观测值,对连续变量进行 1%分位数的缩尾处理,并保留处于 16~60 岁且正在工作的样本,共计获得 12 054 位被访者的 23 150 个研究观测值。

## (二) 计量模型设定

本文参照 Beck 等(2010)的研究,并借鉴魏下海等(2018)和许健等(2022)的方法,改进双重差分模型,使用交互项的形式研究“宽带中国”政策对男性劳动力与女性劳动力工资影响的异质性,模型具体设定如下:

$$\ln wage_{ijst} = \beta_0 + \beta_1 did_{st} + \beta_2 gender_{ijs} + \beta_3 did_{st} \times gender_{ijs} + \beta_4 X_{ijst} + \alpha_s + \theta_t + \rho_{js} + \mu_{ijst} \quad (1)$$

其中,  $\ln wage_{ijst}$  代表  $s$  城市  $j$  行业的个体  $i$  在  $t$  年的工资性收入;  $did_{st}$  表示“宽带中国”政策冲击的虚拟变量,若个体所在城市  $s$  在  $t$  年为“宽带中国”试点城市且位于政策开始时点后则赋值为 1,否则赋值为 0。  $gender_{ijs}$  表示个体的性别,男性取值为 1,女性取值为 0。  $did_{st} \times gender_{ijs}$  为“宽带中国”政策与性别的交互项,用以检验“宽带中国”政策能否缩小性别工资差距。  $X_{ijst}$  为一系列个体、家庭、城市与省份层面的控制变量。  $\alpha_s$  为城市固定效应,  $\theta_t$  为时间固定效应。考虑到不同城市不同行业的性别职业分隔有一定差异,可能影响性别工资差距,本文也控制了行业与城市交互固定效应  $\rho_{js}$ 。标准误聚类到城市一年份层面。

在机制分析中,本文使用如下模型进行检验:

$$M_{st} = \delta_0 + \delta_1 did_{st} + \delta_2 X_{st} + \alpha_s + \theta_t + \mu_{st} \quad (2)$$

$$\ln wage_{ijst} = \beta_0 + \beta_1 M_{st} + \beta_2 gender_{ijs} + \beta_3 M_{st} \times gender_{ijs} + \beta_4 X_{ijst} + \alpha_s + \theta_t + \rho_{js} + \mu_{ijst} \quad (3)$$

在式(2)和式(3)中,  $M_{st}$  为消费互联网或工业互联网的代理变量。式(2)检验数字基础设施建设对消费互联网或工业互联网的影响,式(3)则检验消费互联网或工业互联网发展能否缩小性别工资差距。同时,为了避免基准回归模型的设定存在内生性,导致平均处理效应的估计有偏,本文也使用“1984 年末邮电局数量”作为数字基础设施建设的工具变量重新拟合模型。

## (三) 变量设定

1. 被解释变量:个体工资性收入。参考许健等(2022)的研究,本文基于调查收集的

① 本文特别感谢北京大学中国社会科学调查中心的数据支持。

工资、奖金、年终奖、单位发放的福利和实物,扣除所得税和五险一金,计算过去 12 个月的工资收入总额,分析时取其自然对数。

2. 解释变量:数字基础设施建设。参考牛子恒和崔宝玉(2022)的研究,本文使用是否实施“宽带中国”政策作为数字基础设施建设的代理变量。若个体所在城市在“宽带中国”试点及推广城市之列,且位于政策开始后,则该变量赋值为 1,其余情况赋值为 0。

3. 控制变量。本文的控制变量包括以下 3 类。第一类控制变量为个体与其所在家庭的人口统计学信息,包括性别等个体信息,以及家庭规模、不同年龄段的孩子数量、60 岁及以上老人数量、居住地类型和总资产等家庭信息,具体包括下述 11 个变量:(1)性别,受访者为男性赋值为 1,否则赋值为 0;(2)婚姻状态,考虑到婚姻状态可能影响劳动力收入(Antonovics 等,2004),本研究将已婚受访者赋值为 1,其他赋值为 0;(3)户口类型,城镇户口赋值为 1,农村户口赋值为 0;(4)年龄,本文控制年龄及其平方项,以控制生命周期效应;(5)受教育年限,为避免教育的年资回报差异对结果造成影响(Angrist 等,1991),本文控制受教育年限,取值为 0~22;(6)家庭规模,以家庭成员人数衡量;(7)家庭 6 岁及以下孩子数量;(8)家庭 7~15 岁孩子数量;(9)家庭 60 岁及以上老人数量;(10)家庭所在地类型,城镇赋值为 1,农村赋值为 0;(11)家庭总资产,取其自然对数。

第二类变量为省级层面的经济政策不确定性指数。经济政策不确定性可能影响企业的劳动需求,进而影响劳动力市场的均衡状态与工资水平。该指数根据 Yu 等(2021)的方法测算。

第三类变量是城市层面的变量,包括城市生活成本、地区生产总值(GDP)、工业化水平与固定电话数。这些变量的选取依据和具体测量如下:(1)城市平均工资,本文控制城市平均工资水平作为生活成本的代理变量,其原因在于城市工资水平与其生活成本密切相关(李红阳、邵敏,2017),也能够体现城市发展程度,控制该变量有利于避免城市发展水平与“宽带中国”试点的相关性给研究带来混淆效应;(2)城市 GDP,宽带基础设施建设水平较高的城市,其经济发展水平也可能较高,本文控制城市 GDP 以减少遗漏此类变量导致的内生性问题;(3)产业结构,本文控制产业结构以减少估计偏误,产业结构用第二产业与第三产业占 GDP 的比重衡量;(4)固定电话数,考虑到“宽带中国”试点政策要求试点城市具有一定宽带基础设施建设水平,因此本研究控制固定电话数以提高政策平均处理效应的估计精度<sup>①</sup>。

4. 机制变量。本文使用郭峰等(2020)测算的数字金融指数作为消费互联网的代理

① 一方面,由于运营商多将固定电话服务与宽带服务捆绑,而相较于移动电话,固定电话设置更依赖于基础设施,从而能较好地为用户端度量区域宽带基础设施建设水平;另一方面,相较于移动电话数量,控制固定电话数更能剔除人口流动带来的影响,因此本文控制固定电话数而非移动用户数。

变量,使用工业机器人密度作为工业互联网的代理变量。参考 Acemoglu 等(2020)的研究,本文基于“Bartik 工具变量”的思想构造城市层面工业机器人密度,具体计算公式如下:

$$Robot\_Dens_{st} = \sum_{j \geq 1} \frac{Labor_{sj,t=2010}}{Labor_{s,t=2010}} \times \frac{Robot_{jt}}{Labor_{j,t=2010}}$$

(4)

其中, $Robot\_Dens_{st}$  为  $s$  城市在  $t$  年的工业机器人密度; $Labor_{sj,t=2010}$  表示 2010 年  $s$  城市  $j$  行业的劳动力数量, $Labor_{s,t=2010}$  表示 2010 年  $s$  城市劳动力总数, $(Labor_{sj,t=2010}/Labor_{s,t=2010})$  表示 2010 年  $s$  城市  $j$  行业的劳动力密度; $Robot_{jt}$  表示  $j$  行业在  $t$  年的工业机器人安装量与存量, $Labor_{j,t=2010}$  表示  $j$  行业在 2010 年的就业人口总数, $(Robot_{jt}/Labor_{j,t=2010})$  表示  $j$  行业的工业机器人密度。直观而言,工业机器人密度度量了  $s$  城市在  $t$  年经地区内行业劳动力人口加权的平均工业机器人数量。工业机器人的安装量与存量数据来自国际机器人联合会,其余数据来自各年份的《中国城市统计年鉴》。

(四) 主要变量描述性统计

表 1 2010 年主要变量的描述性统计 (N=7728)

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
个体工资性收入(单位为元,取对数)	8.228	2.955	0	11.513
性别(男性 =1,女性 =0)	0.568		0	1
婚姻状态(已婚 =1,其他 =0)	0.895		0	1
户口类型(城镇 =1,农村 =0)	0.282		0	1
年龄	40.775	9.809	16	60
受教育年限	8.367	4.362	0	22
家庭规模(人)	4.142	1.536	1	26
家庭 6 岁以下孩子数量(人)	0.265	0.518	0	3
家庭 7~15 岁孩子数量(人)	0.371	0.614	0	5
家庭 60 岁以上老人数量(人)	0.223	0.525	0	3
家庭所在地类型(城镇 =1,农村 =0)	0.449		0	1
家庭总资产(单位为元,取对数)	11.878	1.423	0	17.217
经济政策不确定性指数(对数)	2.541	0.959	0.012	4.316
城市平均工资(单位为元,取对数)	10.422	0.312	10.057	11.183
城市 GDP(单位为万元,取对数)	10.339	0.646	9.007	11.549
产业结构(%)	88.292	8.050	69.680	99.610
固定电话数(对数)	5.882	0.951	4.351	7.767

表 1 以 2010 年为例报告了本文主要变量的描述性统计。被解释变量个体工资性收入的均值为 14 880 元,取对数后为 8.228。其中,男性(取对数后 8.931)高于女性(取对数后 7.309);位于试点城市的个体工资性收入(取对数后 8.644) 高于不在试点城市的个体(取对数后 7.850)。此外,本文样本中约有 51% 的被访者位于“宽带中国”政策实验组,实验组和对照组的样本量相对平衡。

在家庭特征与个体特征方面,约 57% 的被访者为男性,大约 90% 的被访者已婚,29% 的个体为城镇户口,平均年龄接近 41 岁,平均受教育年限略高于 8 年,家庭平均规模略高于 4 人,大约 45% 的家庭位于城镇。分析样本所在城市中,经济政策不确定性指数的对数均值为 2.541,城市职工平均工资对数均值为 10.422,城市 GDP 水平的对数均值为 10.339。

四、实证分析

(一) 基准回归

表 2 模型 1 报告本文基准回归估计结果,“宽带中国”政策的实施具有显著的工资提升效应,但在性别间存在差异,对男性劳动力工资的提升效应低于女性。在控制模型中其他变量的情况下,“宽带中国”政策对女性的影响系数为 0.574,在 1%的水平上显著,即城市试点实施“宽带中国”政策使得女性的收入平均提升 77.5%( $=e^{0.574}-1$ );对男性工资提升 6.2%( $=e^{0.574-0.514}-1$ ),两种性别影响系数的差异在 1%的水平上显著。这表明“宽带中国”政策具有普遍的增收效应,但相应效应对女性更明显,从而在一定程度上抑制性别工资差距,由此初步验证了研究假设 1。

考虑到个体非时变的不可观测特征可能影响性别工资差距,本文将检验方法替换

表 2 基准回归结果与稳健性检验

变 量	基准回归	分组回归		剔除流动人口	剔除部分城市
	模型 1	模型 2 男性	模型 3 女性	模型 4	模型 5
试点城市 × 政策后	0.574*** (0.128)	0.310 (0.192)	0.375** (0.176)	0.560*** (0.128)	0.476*** (0.123)
性别	0.664*** (0.071)			0.639*** (0.071)	0.704*** (0.079)
试点城市 × 政策后 × 性别	-0.514*** (0.104)			-0.494*** (0.104)	-0.560*** (0.128)
婚姻状态	-0.053 (0.070)	0.358* (0.192)	-0.606** (0.243)	-0.056 (0.070)	-0.067 (0.078)
户口	0.220*** (0.061)	0.465** (0.225)	0.167 (0.228)	0.219*** (0.063)	0.241*** (0.074)
年龄	0.068*** (0.017)	0.055 (0.161)	0.086 (0.127)	0.066*** (0.017)	0.067*** (0.020)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.002** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
受教育年限	0.067*** (0.007)	0.003 (0.034)	0.008 (0.063)	0.067*** (0.007)	0.058*** (0.007)
家庭规模	0.007 (0.019)	-0.022 (0.046)	-0.012 (0.060)	0.008 (0.020)	0.004 (0.022)
家庭 6 岁以下孩子数量	-0.111** (0.047)	-0.001 (0.084)	-0.087 (0.143)	-0.112** (0.048)	-0.127** (0.053)
家庭 7~15 岁孩子数量	-0.095*** (0.035)	-0.120 (0.079)	-0.031 (0.101)	-0.098*** (0.036)	-0.086** (0.042)
家庭 60 岁以上老人数量	0.016 (0.038)	0.046 (0.086)	0.026 (0.101)	0.015 (0.038)	0.027 (0.044)
家庭城乡位置	0.174*** (0.067)	0.252 (0.295)	-0.017 (0.334)	0.182*** (0.068)	0.202** (0.082)
家庭总资产	-0.022 (0.022)	-0.012 (0.033)	-0.042 (0.042)	-0.021 (0.023)	-0.045* (0.025)
经济政策不确定性指数对数	0.073* (0.041)	0.035 (0.055)	0.108* (0.064)	0.069* (0.041)	0.092** (0.041)
城市平均工资对数	-0.194 (0.400)	-0.537 (0.624)	-0.299 (0.619)	-0.164 (0.398)	-0.212 (0.420)
城市 GDP	-0.147 (0.243)	-0.104 (0.441)	-0.222 (0.458)	-0.180 (0.244)	-0.316 (0.252)
工业化水平	-0.004 (0.019)	0.005 (0.031)	0.060 (0.046)	-0.001 (0.019)	0.012 (0.024)
固定电话数对数	-0.107 (0.229)	-0.021 (0.332)	-0.454 (0.494)	-0.082 (0.229)	-0.289 (0.293)
N	23150	11168	6778	22673	18149

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示回归结果在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为聚类到城市—年份层面的标准误,如无其他说明,下表同。模型 2 和模型 3 控制了行业—城市交互固定效应、个体固定效应、年份固定效应,其余模型控制了行业—城市交互固定效应、城市固定效应、年份固定效应。



为使用控制个体固定效应模型的分组回归方法。模型2与模型3分别展示了男性和女性样本的分组回归结果。估计结果显示,“宽带中国”政策对女性劳动力收入的影响为0.375,在5%水平上显著;对男性劳动力收入的影响则在10%水平上不显著。

模型4与模型5考察不同样本对估计结果的影响。考虑到CFPS的调查样本中包含部分流动人口,其工资水平可能受流动时间、户籍歧视等因素影响,从而导致“宽带中国”政策对性别工资差距的效应出现估计偏误,本文剔除了流动人口后重新进行估计。模型4的结果显示,交互项系数仍显著为负,表明“宽带中国”政策确实缩小了性别工资差距。同时,虽然渐进双重差分模型无须假定被解释变量在实验组与控制组之间不存在系统性差异,但考虑到中国不同地区的数字基础设施建设水平存在较大差距,将所有地级市纳入样本可能引致估计偏误。为此,本文参考张涛和李均超(2023)的做法,剔除数字基础设施建设较差的省份(甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏、云南、贵州)和建设较好的4个直辖市(北京、天津、上海、重庆)重新进行估计。模型5的结果仍然显示,实施“宽带中国”政策对性别工资差距的影响显著为负,进一步验证了文章结果的稳健性。

## (二) 内生性讨论

1. 平行趋势检验。考虑到传统事件研究法的估计量可能不满足同质性平均处理效应假设,本文借鉴Borusyak等(2021)的思路,使用基于插补的方法进行平行趋势检验,获得政策发生前与政策发生后的估计系数;其中实验组为当期接受政策冲击的个体,控制组为晚处理组与非处理组。同时,考虑到使用90%的置信区间比95%的置信区间更不容易犯“第二类错误”,更容易发现潜在的事前趋势,我们在汇报平行趋势检验的估计系数时,同时汇报根据城市一年份聚类标准误计算的90%置信区间。图1表明,在政策实施前,估计系数均不显著异于0,表明本文构造的实验组与控制组在政策冲击前满足平行趋势假设。政策实施后,“试点城市×政策后×性别”的估计系数在10%的水平上显著为

负,表明“宽带中国”政策能够缩小性别工资差距。不过,受限于微观调查数据的年份较少,本文无法估计“宽带中国”政策对个体工资性收入与性别工资差距影响的长期效应。

2. 考虑稳定单元处理效果假设。稳定单元处理效果假设指处理组内的个体是相互独立的,即个体的潜在工资性收入仅与自己有关,不存在溢出效应。为检验溢出效应对估计结果的影响,本文根据控制组与处理组地理距离的

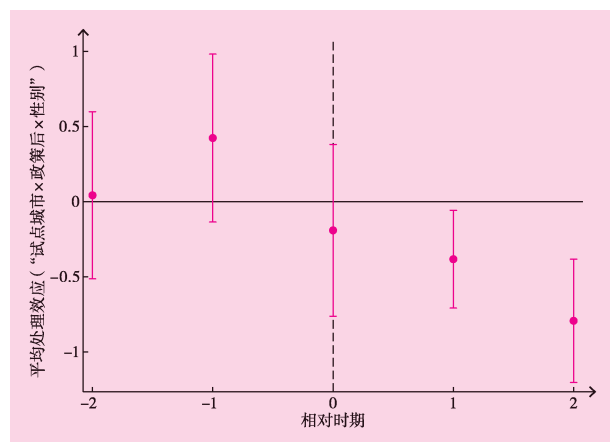


图1 平行趋势检验

中位数,将控制组分为两组,然后分别作为新的控制组重新估计政策效应。模型 6 和模型 7 的估计结果显示,两组结果中“宽带中国”政策影响性别工资差距的估计系数差异较小,表明估计结果不受到溢出效应的影响。同时,稳定单元处理效果假设也要求不存在预期效应。为排除预期效应的干扰,模型 8 加入城市固定效应与政策前一期的交互项,同时控制 2013 年人均互联网宽带接入用户数、人均移动电话用户数、人均固定电话数与时间趋势交互项。在控制上述变量后,“宽带中国”政策对性别工资差距的影响仍为负,表明模型估计没有受到预期效应的影响。

3. 考虑其他政策的影响。由于“智慧城市”建设、“国家级大数据综合试验区”建设等政策与“宽带中国”同期推进,这些政策也可能影响地区数字基础设施建设与劳动力市场的关系。表 3 模型 9 同时控制上述政策,结果显示交互项系数仍显著为负,表明基准回归结果受其他遗漏政策的影响可以忽略不计。

表 3 内生性讨论的估计结果

	使用距离低于中位数的控制组	使用距离不低于中位数的控制组	排除预期效应	控制其他政策
	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
试点城市×政策后	0.643 <sup>***</sup> (0.147)	0.541 <sup>***</sup> (0.150)	0.618 <sup>***</sup> (0.134)	0.421 <sup>***</sup> (0.127)
性别	0.622 <sup>***</sup> (0.091)	0.611 <sup>***</sup> (0.089)	0.659 <sup>***</sup> (0.072)	1.489 <sup>***</sup> (0.215)
试点城市×政策后×性别	-0.484 <sup>***</sup> (0.116)	-0.471 <sup>***</sup> (0.115)	-0.515 <sup>***</sup> (0.105)	-0.242 <sup>**</sup> (0.114)
N	15979	15472	23150	22949

注:所有模型均控制了行业—城市固定效应、城市固定效应、年份固定效应,并控制了基准模型中的其余控制变量。如无其他说明,下表同。

由于在样本区内推行的政策较多,难以逐一列举,本文还使用 Oster(2019)的方法,进一步检验遗漏变量问题对估计结果的影响。当模型的拟合优度为基准回归拟合优度的 1.3 倍,而且在不可观测变量与可观测变量的影响强度相同时,式(1)中  $\beta_3$  估计系数的区间仍然整体小于 0。同时,当不可观测变量的影响程度达到可观测变量强度的约 2 倍时,才会有  $\beta_3=0$ ,进而影响本文的结论。综上所述,使用 Oster 方法的检验表明,本文基本结论在考虑其他潜在政策的影响后,依然是稳健的。

4. 考虑异质性平均处理效应的影响。为避免异质性平均处理效应问题导致基准回归结论出现偏误,本文分别使用 Arkhangelsky 等(2021)的合成双重差分法、Borusyak 等(2021)基于插补的估计方法、Callaway 等(2021)估计异质性平均处理效应的方法进行检验。估计结果如表 4 所示,在考虑异质性平均处理效应问题后,“宽带中国”政策对个体工资水平的影响仍然为正,同时能够降低性别工资差距,表明基准回归使用固定效应模型来估计平均处理效应不存在较大偏误。

5. 安慰剂检验。本文使用随机抽取政策处理组的方法进行安慰剂检验,即置换检

表 4 考虑异质性平均处理效应影响的估计结果

估计方法	“试点城市×政策后”估计系数	“试点城市×政策后×性别”估计系数
Arkhangelsky 等(2021)的方法	0.756 <sup>*</sup> (0.395)	-1.465 <sup>***</sup> (0.557)
Borusyak 等(2021)的方法	0.446 <sup>***</sup> (0.148)	-0.352 <sup>**</sup> (0.147)
Callaway 等(2021)的方法	0.588 <sup>*</sup> (0.347)	-0.269 <sup>*</sup> (0.146)

验。估计结果如图 2 所示，其中图 2a 为对政策进行随机的抽样后，“试点城市×

政策后”估计系数的核密度分布图，图 2b 为将该随机政策变量与性别交互后，估计系数的核密度分布图。两组估计系数的核密度分布图均表明，随机政策变量对个体工资收入及性别工资差距影响的均值为 0，且与基准模型估计的政策效应距离较远，表明本文所发现的“宽带中国”政策对性别工资差距缩小的效应并非由随机因素驱动。

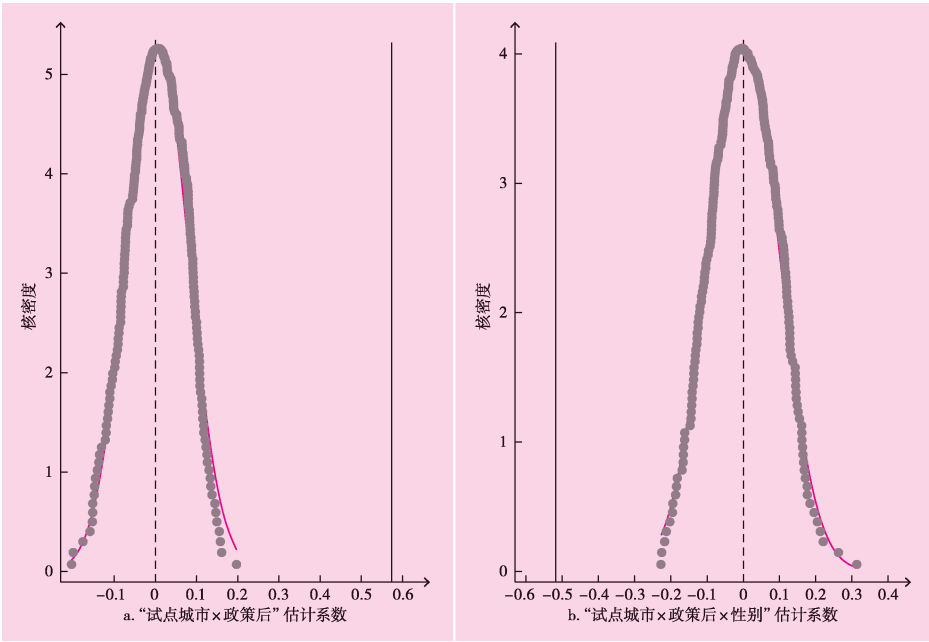


图 2 安慰剂检验

五、进一步分析

(一) 机制分析

1. 消费互联网发展缩小性别工资差距。在分析数字基础设施建设如何通过消费互联网影响性别工资差距时，本研究以数字金融指数为消费互联网发展水平的代理变量<sup>①</sup>。表 5 模型 10 的结果显示，“宽带中国”政策的边际系数为 0.048，表明“宽带中国”政策能够推动以数字金融为代表的消费互联网发展。模型 11 的估计结果显示，“消

① 本文也使用数字化指数作为消费互联网的代理变量进行检验，结果基本相同。

费互联网×性别”的估计系数为负,表明发展以数字金融为代表的消费互联网有助于降低性别工资差距。综合上述分析,数字基础设施建设能够推动消费互联网发展,从而降低性别工资差距。由此,本文验证了研究假设 2。

2. 工业互联网发展缩小性别工资差距。在分析数字基础设施建设如何通过工业互联网影响性别工资差距时,本研究以工业机器人投资量密度为工业互联网发展水平的代理变量<sup>①</sup>。表 5 模型 12 的结果显示,“宽带中国”政策实施对工业机器人投资量密度的影响为 0.279,在 1%的水平上显著。模型 13 的结果显示,“工业互联网×性别”的估计系数显著为负,表明“宽带中国”政策的实施所推动的工业互联网发展,有助于缩小性别工资差距。由此本文验证了研究假设 3。

表 5 机制分析的估计结果

变 量	消费互联网 模型 10	个体收入 模型 11	工业互联网 模型 12	个体收入 模型 13
试点城市×政策后	0.048*** (0.012)	0.160(0.144)	0.279*** (0.068)	0.405*** (0.143)
试点城市×政策后×性别		0.192(0.136)		-0.231*(0.127)
消费互联网		-0.153(0.359)		
消费互联网×性别		-0.425*** (0.058)		
工业互联网				0.088(0.059)
工业互联网×性别				-0.187*** (0.049)
性别		0.465*** (0.060)		0.604*** (0.067)
N	555	23150	552	23099

注:模型 10 和模型 12 控制了城市固定效应与年份固定效应,模型 11 和模型 13 控制了行业—城市交互固定效应、城市固定效应和年份固定效应。

## (二) 异质性分析

本文进一步对“宽带中国”政策影响性别工资差距的地区异质性进行检验。表 6 模型 14 和模型 15 区分东部地区与中西部地区,分别检验数字基础设施建设对缩小性别工资差距的异质性影响。估计结果显示,“宽带中国”政策对中西部地区女性的工资性收入影响大于对东部地区女性的影响,两组之间的差异在 1%的水平上显著。究其原因,东部地区的女性劳动力具有较高的受教育程度,相对于中西部地区,在劳动力市场上面临的歧视可能原本就相对较低;“宽带中国”政策实施有助于提高女性劳动者的地位,因此对中西部地区女性的影响相对较大。表 6 模型 16 和模型 17 则检验“宽带中国”政策对缩小性别工资差距的城乡异质性。估计结果表明,实施“宽带中国”政策对城镇和农村地区的性别工资差距均有缩小的作用,但农村地区“试点城市×政策后×性别”的系数绝对值

① 本文也使用工业机器人存量密度作为工业互联网的代理变量进行检验,结果基本相同。



表 6 异质性分析的估计结果

变 量	东部地区	中西部地区	城镇地区	农村地区
	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17
试点城市×政策后	0.431 <sup>**</sup> (0.169)	0.741 <sup>***</sup> (0.171)	0.585 <sup>***</sup> (0.131)	0.421 <sup>**</sup> (0.202)
性别	0.606 <sup>***</sup> (0.097)	0.734 <sup>***</sup> (0.102)	0.393 <sup>***</sup> (0.062)	1.034 <sup>***</sup> (0.114)
试点城市×政策后×性别	-0.353 <sup>**</sup> (0.142)	-0.731 <sup>***</sup> (0.159)	-0.364 <sup>***</sup> (0.113)	-0.616 <sup>***</sup> (0.213)
组间系数差异 p 值	0.010		0.063	
N	12726	10422	12912	9931

注：所有模型均控制了行业—城市交互固定效应、城市固定效应和年份固定效应；组间系数差异 p 值反映“试点城市×政策后×性别”组间系数差异，由费舍尔组合检验获得，抽样次数为 300。

更大,两组间差异在 10%的水平上显著,显示出政策的普惠性,即有助于缩小城乡的性别工资差距。政策实施通过提高农村地区互联网普及率,促进当地劳动者的非农劳动供给,使得更多女性参与第二、三产业劳动,进而降低性别工资差距。上述估计结果表明,“宽带中国”政策具有包容性增长的特征,有助于缩小性别工资差距,并且对中西部地区和农村地区的效果更明显。

六、结论与政策建议

本文利用“宽带中国”政策准自然实验和 2010~2018 年中国家庭追踪调查数据,运用双重差分模型,实证分析发现数字基础设施建设有助于缩小性别工资差距,该结论在经过平行趋势检验、增加控制变量等稳健性检验后仍然成立。一方面,“宽带中国”政策通过推动以数字金融为代表的消费互联网发展,创造女性具有比较优势的就业岗位,提高女性的工资性收入,进而缩小性别工资差距;另一方面,该政策促进以工业机器人应用为代表的工业互联网发展,推动企业的数字化转型,以偏向性的技术进步改变行业 and 产业的就业结构,从而提高女性的相对工资水平,缩小性别工资差距。此外,本文发现,数字基础设施建设有助于降低中西部地区与农村地区的性别工资差距。

根据上述主要结论,本文提出如下对策性建议。第一,持续完善数字基础设施建设。本文研究结果表明,数字基础设施建设能够降低性别工资差距。政府应继续将数字基础设施作为战略性公共基础设施,持续推进、不断完善。同时,提高互联网普及率与应用深度,增进其与实体经济的融合,从而推动性别工资差距收敛,促进就业公平。第二,继续鼓励新业态发展。本文机制分析发现,数字基础设施建设通过推动消费互联网发展,为女性提供具有比较优势的就业岗位,进而缩小性别工资差距。因此,政府应当支持新业态、新就业模式健康发展,鼓励女性友好型的新业态与新就业模式,促进女性利用数字化平台拓宽就业、创业渠道,推动更多中低技能女性进入工作形式和地点更灵活的数字化行业,发挥数字经济的社会分工作用。第三,推动企业数字化转型。本文发现,数字基础

设施建设有助于推动地区工业互联网发展,促进企业技术数字化转型,从而提高女性在劳动力市场的地位,缩小性别工资差距。政府可以利用税收抵扣、低息贷款等政策工具鼓励企业升级生产线,持续推进行业与产业的数字化转型。同时,通过引入外资或合资的工业机器人制造企业及相关生产技术,降低传统企业数字化转型成本,发挥“机器换人”的生产率效应,提高女性劳动力的相对地位和技能溢价,进而缩小性别工资差距、实现包容性增长。

#### 参考文献:

- 董志强等(2023):《平台灵工经济中的性别收入差距研究》,《经济研究》,第10期。
- 方福前等(2023):《数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验》,《经济研究》,第5期。
- 郭峰等(2020):《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 孔令文(2018):《性别收入差距问题研究新进展》,《经济学动态》,第2期。
- 李红阳、邵敏(2017):《城市规模、技能差异与劳动者工资收入》,《管理世界》,第8期。
- 李建奇(2022):《数字化变革、非常规技能溢价与女性就业》,《财经研究》,第7期。
- 马晔风、蔡跃洲(2021):《数字经济新就业形态的规模估算与疫情影响研究》,《劳动经济研究》,第6期。
- 宁光杰、马俊龙(2018):《互联网使用对女性劳动供给的影响》,《社会科学战线》,第2期。
- 牛子恒、崔宝玉(2022):《网络基础设施建设与劳动力配置扭曲——来自“宽带中国”战略的准自然实验》,《统计研究》,第10期。
- 田鸽、张勋(2022):《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》,第5期。
- 王天尧、杨晓维(2023):《宽带、远程服务与企业分工》,《财经研究》,第8期。
- 魏下海等(2018):《生产线升级与企业内性别工资差距的收敛》,《经济研究》,第2期。
- 邢春冰等(2014):《技术进步、教育回报与中国城镇地区的性别工资差距》,《劳动经济研究》,第3期。
- 许健等(2022):《工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕》,《数量经济技术经济研究》,第9期。
- 张涛、李均超(2023):《网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断》,《数量经济技术经济研究》,第4期。
- 张英浩等(2022):《中国直播电商发展的空间差异与影响机理研究》,《地理科学》,第9期。
- 赵涛等(2020):《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》,《管理世界》,第10期。
- Acemoglu D., Restrepo P.(2018), The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment. *American Economic Review*. 108(6):1488-1542.
- Acemoglu D., Restrepo P.(2020), Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*. 128(6):2188-2244.
- Angrist J.D., Keueger A.B.(1991), Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?. *The Quarterly Journal of Economics*. 106(4):979-1014.
- Antonovics K., Town R.(2004), Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium. *American Economic Review*. 94(2):317-321.

22. Arkhangelsky D., Athey S., Hirshberg D.A., et al. (2021), Synthetic Difference-in-Differences. *American Economic Review*. 111(12):4088-4118.
23. Beck T., Levine R., Levkov A. (2010), Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*. 65(5):1637-1667.
24. Becker G.S. (1957), The Economics of Discrimination. Chicago: The University of Chicago Press.
25. Blau F.D., Kahn L.M. (2017), The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*. 55(3):789-865.
26. Borusyak K., Jaravel X., Spiess J. (2021), Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation. arXiv preprint arXiv:2108.12419.
27. Callaway B., Sant'Anna P.H.C. (2021), Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*. 225(2):200-230.
28. Dettling L.J. (2017), Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High-Speed Internet on Married Women's Labor Force Participation. *ILR Review*. 70(2):451-482.
29. Ge S., Zhou Y. (2020), Robots, Computers, and the Gender Wage Gap. *Journal of Economic Behavior & Organization*. 178:194-222.
30. Miller P.W. (1994), Occupational Segregation and Wages in Australia. *Economics Letters*. 45(3):367-371.
31. Oster E. (2019), Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*. 37(2):187-204.
32. Yu J., Shi X., Guo D., et al. (2021), Economic Policy Uncertainty (EPU) and Firm Carbon Emissions: Evidence using a China Provincial EPU Index. *Energy Economics*. 94(2):1-11.

## The Impact of the "Broadband China" Strategy on the Gender Wage Gap

Zhang Cheng   Weng Xiyan   Dong Wenxiao

**Abstract:** This paper explores whether digital infrastructure development can narrow the gender wage gap in the labor force. Utilizing data from the 2010-2018 China Family Panel Studies, a difference-in-differences regression model is employed to analyze the impact of the "Broadband China" Strategy on narrowing the gender wage gap. The results indicate that digital infrastructure development can reduce the gender wage gap. Mechanism analysis shows that the implementation of the "Broadband China" Strategy in pilot cities has promoted the development of consumer internet and industrial internet sectors, leading to a greater increase in women's wage and a narrowing gender wage gap subsequently. Heterogeneity analysis finds that the "Broadband China" Strategy can narrow the gender wage gap in western and rural areas, highlighting its role in fostering inclusive growth. The findings of this study provide policy insights for narrowing the gender wage gap and advancing the agenda of common prosperity.

**Keywords:** "Broadband China" Strategy; Gender Wage Gap; Consumer Internet; Industrial Internet

(责任编辑: 许 多)