

数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距

田 鸽*

内容提要 本文旨在探讨在数字经济快速发展的背景下,数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距。首先,本文通过分析不同性别在不同经济活动中的时间配置以及数字要素在消费和生产中的作用,构建数字基础设施影响社会经济地位性别差距的理论模型。接着,本文基于中国家庭追踪调查数据与“宽带中国”政策,利用异质性双重差分模型进行经验分析。研究发现,数字基础设施显著缩小了社会经济地位的性别差距。微观机制是数字基础设施缩小了人力资本和市场劳动参与的性别差距;宏观环境机制是促进了教育培训数字化,推动了第三产业发展,并且促进了性别角色观念的进步。进一步研究表明,数字基础设施使得女性就业机会有更多增加,但并未显著优化女性的就业质量。这意味着政府需要进一步制定相关政策,促进女性获得更高水平的地位提升。

关键词 数字基础设施 社会经济地位 性别差距 人力资本

一 引言

近年来,中国经济社会领域的两个典型现象值得关注。一是数字基础设施建设步伐不断加快,数字经济成为经济发展的重要推动力量。2014–2016年,我国先后进行三批“宽带中国”政策试点,数字基础设施的建设取得显著成绩。2020年第一季度,中国固定宽带网络平均下载速率是2015年同期的5.2倍。截至2020年第二季度,中

* 田鸽:首都经济贸易大学经济学院 北京市丰台区花乡张家路口121号 电子信箱:4489@cueb.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金项目(72403176)和教育部分人文社会科学研究青年基金项目(数字经济促进代际收入流动的理论逻辑、效应评估与强化政策研究,23YJC790123)的资助,感谢匿名评审专家的宝贵意见。当然,文责自负。

国光纤接入用户占比位居全球第二。《中国宽带发展白皮书(2020年)》指出,宽带网络持续演进重构,构筑了数字经济发展的基石。根据中国信息通信研究院(简称中国信通院)发布的《2022年中国数字经济发展白皮书》,2012年以来中国数字经济年均增速高达15.9%,显著高于同期GDP平均增速。党的二十大报告指出要加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。

第二个典型现象是近些年来中国女性的社会经济地位明显提高。根据2020年发布的第四期《中国妇女社会地位调查》(下文简称《调查》),人们对男女社会经济地位平等的认同达到新的高度。首先,女性在劳动力市场中的地位得到提高。《2023年全球性别差距报告》指出,在经济参与和机会方面,中国已经缩小了72.7%的性别差距。其次,女性的政治参与度显著增加。《调查》指出,18-24岁女性关注国内外重大事务的比例高达97.3%。再次,女性的受教育水平显著提高。18-24岁女性的平均受教育年限比同年龄段男性高0.81年。最后,男女平等的观念逐渐增强。不赞同“男人应该以社会为主,女人应该以家庭为主”的比例比2010年提高了约15个百分点。男性社会经济地位高于女性会降低女性的婚育意愿,加剧老龄化问题,扭曲人力资源配置(Bertrand *et al.*, 2010; 计迎春和郑真真, 2018),因此,缩小社会经济地位的性别差距具有重要意义。

那么数字基础设施的发展能否缩小社会经济地位的性别差距呢?首先,数字基础设施的发展能够促进第三产业发展,这为女性提供了大量的就业机会。在数字化背景下第三产业的发展减少了对体力的要求,弱化了时间和空间对女性就业的限制,如《调查》所示,2020年在第三产业就业的女性比例比2010年提高了13.9个百分点。而且,由于第三产业对于劳动力的耐心程度、沟通交流能力要求更高,而女性在这方面具有比较优势,因此,数字基础设施也为女性发挥比较优势、更好地从事市场劳动创造了条件,从而有助于提高女性社会经济地位。其次,数字基础设施促进了教育培训数字化,为提高女性的人力资本提供了客观条件。传统教育培训往往以“面授”为主,存在优质教育培训资源总量不足、分布不均的问题,相较于男性,女性获得的教育培训机会较少。随着数字技术的发展,新型的数字化教育形态不断涌现。从学前教育、基础教育、高等教育到职业教育,市场规模已超过3000亿元^①。由于数字化产品的复制成本低,数字教育培训资源能够不断迭代,形成海量的知识资源,从而降低知

^① 资料来自北京师范大学智慧学习研究院、腾讯研究院和腾讯教育联合发布的《2019中国区域数字学习指数报告》。

识产品价格,促进知识产品触达各类群体。对于受限于传统教育培训资源的女性而言,其人力资本得以提升,进而有助于改善其社会经济地位。最后,随着数字基础设施的不断完善,越来越多的政府机构通过官方网站、微博等平台接受群众监督,拓宽了女性的政治参与渠道,女性可以借助网络表达诉求,维护自身权益。《调查》表明,女性使用网络作为了解国内外重大事务主要途径的比例已经达到65.8%。此外,借助于网络监督与传播工具,不少性别歧视现象得以曝光,这能够进一步促进女性抓住数字时代的发展机遇,利用互联网提高人力资本,积极投身市场劳动,获取更高收入,这也有助于提高女性社会经济地位。

上述分析表明,数字基础设施可能有助于缩小社会经济地位的性别差距。通过理论分析与经验分析,探索数字基础设施对社会经济地位性别差距的影响,对于更有针对性地优化数字基础设施建设具有一定的政策启示。

全文剩余部分安排如下:第二部分是文献综述;第三部分构建理论模型;第四部分介绍研究背景、计量模型与数据;第五部分进行基准回归;第六部分分析数字基础设施缩小社会经济地位性别差距的微观机制与宏观环境;第七部分进行进一步分析;第八部分总结全文并提出政策启示。

二 文献综述

本文关注数字基础设施对社会经济地位性别差距的影响,与这一主题相关的文献主要包括三类:社会经济地位的影响因素、数字基础设施的经济效应以及数字基础设施对社会经济地位的影响。

(一)社会经济地位的影响因素研究

社会经济地位(socioeconomic status, SES)是用来衡量个体或家庭在社会结构中所处位置的指标,不少文献将人力资本、收入和就业视作影响社会经济地位的重要因素。

从人力资本对社会经济地位的影响来看,Blau and Duncan(1967)在地位获得模型中指出,如果大多数社会成员的社会地位由人力资本决定,就会引发地位流动。Schultz(1961)指出,人力资本是指教育、职业培训以及对生产者的其他支出之和。因此,不少文献也从教育和培训角度讨论人力资本对社会经济地位的影响。仇立平和肖日葵(2011)指出,教育始终是地位获得模型中的重要变量之一。申云和朱玉芳(2017)则强调培训对社会经济地位的影响。从收入对社会经济地位的影响来看,徐

淑一和王宁宁(2015)指出收入是经济地位最直接的衡量。从就业对社会经济地位的影响来看,与“地位获得”相关的研究一直非常重视职业地位的获得(王鹏和吴愈晓,2019)。吕炜等(2016)指出职业影响政治参与度,在一定程度上反映了社会经济地位。

与本文的研究更加密切相关的是,一些文献重点探讨了影响女性社会经济地位或者造成社会经济地位性别差异的因素。大多数文献仍然主要从微观的人力资本、收入和就业角度进行分析。刘爱玉和佟新(2014)认为通过教育、就业等获得的自致地位能够提高妻子的社会经济地位。Power and Rosenberg(1995)对美国就业市场的研究发现,黑人妇女更有可能长期从事低收入职业,抑制了其社会经济地位提高。还有一些文献研究宏观的经济或文化因素对女性社会经济地位的影响(续继和黄娅娜,2018;丁从明等,2020)。

(二)数字基础设施的经济效应研究

数字基础设施或互联网的发展对生产率、包容性增长、创业等的影响已得到广泛证实(黄群慧等,2019;张勋等,2019;田鸽等,2023)。本文与数字基础设施的经济效应研究密切相关。

从数字经济或互联网等对人力资本的影响来看,李梦娜和周云波(2022)基于2011-2018年中国276个地级市数据,研究发现数字经济发展尤其显著提高了低级和高级人力资本水平。从数字经济或互联网等对收入的影响来看,Bloom *et al.*(2015)利用中国携程公司的随机实验发现,在家的线上工作使得员工绩效提高了13%。从数字经济或互联网等对就业的影响来看,田鸽和张勋(2022)研究发现数字经济能够促进非农就业,实现社会分工。一些文献还从性别差异角度探讨数字化或互联网对收入和就业的影响。Borghans *et al.*(2014)证实信息化弱化了体力技能的重要性,促进了女性劳动者工资收入的提高。仇化和尹志超(2023)利用中国家庭追踪调查数据研究发现,中国家庭的数字化转型能够显著促进家庭中女性的就业。还有研究表明,互联网或数字化改善女性就业的机制是互联网的使用提高了女性的在线求职意愿(Stevenson,2009;Kuhn and Mansour,2014)、提高了信息的可获得性(毛宇飞和曾湘泉,2017)。

(三)数字基础设施对社会经济地位的影响研究

目前鲜有文献直接研究数字基础设施对社会经济地位的影响,但是有文献研究了互联网、信息化等相关概念对社会经济地位的影响。

DiMaggio *et al.*(2001)指出了互联网促进社会经济地位提高的两个重要渠道:一

方面,社交媒体等在线平台有助于社会网络的形成和社会资本的积累,而社会资本的增加能够提高社会经济地位(边燕杰,2004);另一方面,互联网提供了更广泛的信息访问渠道和更多元的社会参与机会,这也有助于提高社会经济地位。Castells(1996)则将网络化和信息化技能(如计算机操作和信息检索能力等)视作互联网时代个体社会经济地位提高的重要原因,因为这些技能会影响个人在教育、就业、社会参与中的表现。

Castells(1996)发现网络的使用可能给弱势群体带来益处。由于网络的连接性和聚集性,边缘化的群体得以组织起来,挑战传统的权力结构和社会地位分配,从而可能改善自身社会经济地位。Norris(2001)讨论了“数字鸿沟”问题,因为弱势群体接触并使用网络的机会更少,可能对社会经济地位造成影响,他认为信息贫困限制了个人的教育、就业、政治事务参与度,因此“数字鸿沟”可能加深社会地位的不平等。

(四)文献评述

从现有研究来看,一方面,已有不少文献研究人力资本、收入、就业、宏观经济或文化因素等对社会经济地位性别差距的影响,然而鲜有文献聚焦数字基础设施,研究其对社会经济地位性别差距的影响,虽然也有文献探讨了互联网、信息化等与数字基础设施有关的概念对社会经济地位的影响,但是网络化、信息化是从20世纪就出现的经济现象,而数字基础设施不仅包括网络化和信息化,还包括数字中心、云计算、智能化等更加丰富的内涵,目前少有文献基于中国数字经济蓬勃发展的典型事实,评估数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距。

另一方面,已有不少文献研究数字基础设施或相关概念对人力资本、收入、就业的影响,但这三个要素都只是影响社会经济地位的某些方面,而社会经济地位更能体现个体综合的、全面的社会声望,但鲜有文献直接从社会经济地位角度分析数字基础设施的影响。

基于以上分析,在已有研究的基础上,本文的创新体现在以下三个方面:第一,本文通过研究数字基础设施对社会经济地位性别差距的影响,丰富了社会经济地位的影响因素研究,也拓展了数字基础设施的经济效应研究;第二,本文构建理论模型,分析不同性别在不同经济活动中的时间配置以及数字要素在消费和生产中的作用,为经验分析奠定了理论基础;第三,本文从短期影响角度证实,数字基础设施能够缩小社会经济地位的性别差距,还从长期视角检验了数字基础设施能否持续且高质量地改善女性社会经济地位,这一拓展性思考提高了本文的现实意义。

三 理论模型

(一)不同性别在不同经济活动中的时间配置

在工作-家庭分工模式中,女性更多地提供家庭内的无酬劳动,例如照顾儿童和老人、做家务等,男性则更多地提供市场劳动,获得收入。与此同时,由于市场劳动往往需要不断学习,提高自身人力资本,因此,男性也相对而言更多地参与了人力资本积累活动。将夫妻双方一天的时间分为家庭内的无酬劳动时间 E_m 和 E_w 、市场劳动时间 L_m 和 L_w 以及人力资本积累时间 H_m 和 H_w ,其中下标 m 和 w 分别代表男性和女性。假设家庭对时间的分配满足(1)式所示的效用最大化,即家庭内的无酬劳动主要由女性提供,市场劳动和人力资本积累活动主要由男性提供,其中 $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1$,假设 $E_m = eE_w, L_m = lL_w, H_m = hH_w$,则 $l > 1, 0 < e < 1, h > 1$ 。

$$u_1 = E_w^\alpha L_m^\beta H_m^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

假设工资率为 ω ,提供家庭内的无酬劳动和人力资本积累活动的影子价格分别是 P_E 和 P_H ,家庭总收入为 I ,则(1)式满足(2)式所示的预算约束和(3)式所示的时间约束:

$$P_E(E_m + E_w) + \omega(L_m + L_w) + P_H(H_m + H_w) = I \quad (2)$$

$$E_m + E_w + L_m + L_w + H_m + H_w = T \quad (3)$$

建立拉格朗日方程:

$$L_1 = E_w^\alpha L_m^\beta H_m^{1-\alpha-\beta} + \lambda_1 [P_E(E_m + E_w) + \omega(L_m + L_w) + P_H(H_m + H_w) - I] + \lambda_2 (E_m + E_w + L_m + L_w + H_m + H_w - T) \quad (4)$$

分别对 E_w 、 L_m 和 H_m 求导得到:

$$\left\{ \begin{aligned} \frac{\partial L_1}{\partial E_w} &= \alpha E_w^{\alpha-1} L_m^\beta H_m^{1-\alpha-\beta} + \lambda_1 P_E(1+e) + \lambda_2(1+e) = 0 \end{aligned} \right. \quad (5)$$

$$\left\{ \begin{aligned} \frac{\partial L_1}{\partial L_m} &= \beta L_m^{\beta-1} E_w^\alpha H_m^{1-\alpha-\beta} + \lambda_1 \omega(1+\frac{1}{l}) + \lambda_2(1+\frac{1}{l}) = 0 \end{aligned} \right. \quad (6)$$

$$\left\{ \begin{aligned} \frac{\partial L_1}{\partial H_m} &= (1-\alpha-\beta)E_w^\alpha L_m^\beta H_m^{-\alpha-\beta} + \lambda_1 P_H(1+\frac{1}{h}) + \lambda_2(1+\frac{1}{h}) = 0 \end{aligned} \right. \quad (7)$$

整理(5)-(7)式可得:

$$h = \frac{[\lambda_1 \omega(1+l) + \lambda_2(1+l)](1-\alpha-\beta)}{\beta(\lambda_1 P_H + \lambda_2)} \frac{H_w}{L_w} - 1 \quad (8)$$

(8)式建立了男性和女性人力资本积累的时间差异 h 与男性和女性参与市场劳动的时间差异 l 、女性单位工作的人力资本 $\frac{H_w}{L_w}$ 之间的关系,可以看出,由于人力资本的积累与市场工作机会相辅相成, h 与男性和女性参与市场劳动的时间差异 l 正相关,而由于人力资本的边际报酬递增,女性单位工作所具有的人力资本 $\frac{H_w}{L_w}$ 越高,将越促进女性进行人力资本积累。后文将通过研究数字要素在消费和生产中的作用,特别是对 l 和 $\frac{H_w}{L_w}$ 的影响,分析数字要素对 h 的影响,进而分析数字基础设施影响社会经济地位性别差距的机制。

(二)数字要素在消费、生产中的作用

接下来考虑在数字基础设施推动数字经济发展的背景下,一个家庭分别消费数字商品 c_d 和非数字商品 c_o 所形成的效用最大化问题。假设对这两类商品的消费满足(9)式所示的柯布-道格拉斯效用函数以及(10)式所示的预算约束, p_d 和 p_o 分别是数字商品和非数字商品的价格,假设 $\frac{p_d}{p_o} = p_r$ 。

$$u_2 = c_d^\gamma c_o^{1-\gamma} \quad (9)$$

$$p_d c_d + p_o c_o = \omega L_m \quad (10)$$

同样构造拉格朗日方程:

$$L_2 = c_d^\gamma c_o^{1-\gamma} + \lambda_3 (p_d c_d + p_o c_o - \omega L_m) \quad (11)$$

分别对 c_d 和 c_o 求导得到:

$$\begin{cases} \frac{\partial L_2}{\partial c_d} = \gamma c_d^{\gamma-1} c_o^{1-\gamma} + \lambda_3 p_d = 0 \end{cases} \quad (12)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial L_2}{\partial c_o} = (1-\gamma) c_d^\gamma c_o^{-\gamma} + \lambda_3 p_o = 0 \end{cases} \quad (13)$$

将(11)(12)和(13)式联立可得:

$$\frac{c_o}{c_d} = \frac{p_d(1-\gamma)}{p_o \gamma} = p_r \frac{1-\gamma}{\gamma} \quad (14)$$

$$L_w = \frac{p_d c_d}{\gamma \omega l} \quad (15)$$

对(15)式求对数微分可得:

$$\frac{\dot{L}_w}{L_w} = \frac{\dot{p}_d}{p_d} + \frac{\dot{c}_d}{c_d} - \frac{\dot{\gamma}}{\gamma} - \frac{\dot{\omega}}{\omega} - \frac{\dot{l}}{l} \quad (16)$$

家庭人均消费 c 可表示为:

$$c = c_d + c_o = c_d \left(1 + p_r \frac{1 - \gamma}{\gamma} \right) \quad (17)$$

人均储蓄率 s 可表示为:

$$s = \frac{y - c}{y} \quad (18)$$

其中, y 为人均产出。对(18)式求对数微分可得:

$$\frac{\dot{s}}{s} = \frac{\dot{y}}{y - c} - \frac{\dot{c}}{y - c} - \frac{\dot{y}}{y} \quad (19)$$

随着数字基础设施的快速发展,数据成为与资本 K 、劳动 L_m 相似的重要生产要素,我们在索洛模型的基础上增加数字要素 D ,得到(20)式所示的增长模型,其中 Y 为总产出。假设生产技术和规模报酬不变的,此时可以得到(21)式所示的数字要素背景下的资本运动方程,其中 δ 表示折旧率。

$$Y = F(K, D, L_m) \quad (20)$$

$$\dot{K} = sF(K, D, L_m) - [\delta + g(D)]K \quad (21)$$

数字要素的增加需要与更多资本配合,而且,数字要素带来的效率改善也可以在一定程度上替代资本要素,因此,(21)式中的 $[\delta + g(D)]K$ 包括传统的资本广化需求 δK ,还包括随着数字要素以 $g(D)$ 的速度增加所产生的资本广化需求 $g(D)K$ 。

根据(21)式可以得到(22)式所示的人均资本运动方程:

$$\dot{k} = sy - [\delta + g(D) + n]k \quad (22)$$

其中, $y = f(k, d)$, y, k, d 分别是 Y, K 和 D 的人均形式, n 表示人口增速。为简化模型, n 取 0, 经济达到稳态时, $\dot{k} = 0, \dot{d} = 0$, 此时:

$$sy = [\delta + g(D)]k \quad (23)$$

对(23)式求对数微分,整理可得:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{g(D)}{\delta + g(D)} - \frac{\dot{s}}{s} \quad (24)$$

将(19)式和(24)式联立可得:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{sg(D)}{\delta + g(D)} + \frac{\dot{c}_d \left(1 + p_r \frac{1 - \gamma}{\gamma} \right)}{y} \quad (25)$$

将产品价格记为 1, 利率记为 r_k , 数字要素的回报率记为 r_d , 根据代表性厂商的利

润最大化问题可得劳动生产率:

$$F_{L_m} = \omega = y - kr_K - dr_D \quad (26)$$

联立(16)和(26)式可得:

$$\frac{\dot{L}_w}{L_w} = \frac{\dot{p}_d}{p_d} + \frac{c_d \dot{p}_d}{\omega} - \frac{\dot{y}}{\omega} + \frac{\dot{c}_d p_d}{\omega} - \frac{\dot{l}}{l} + \frac{\dot{c}_d}{c_d} - \frac{\dot{\gamma}}{\gamma} \quad (27)$$

化简后整理得:

$$\frac{\dot{l}}{l} = \frac{\dot{p}_d}{p_d} \left(1 + \frac{c_d p_d}{\omega}\right) + \frac{\dot{c}_d}{c_d} \left(1 + \frac{c_d p_d}{\omega}\right) - \frac{\dot{L}_w}{L_w} - \frac{\dot{y}}{\omega} \quad (28)$$

(28)式两侧分别乘 $\frac{d}{\partial d}$ 并整理得:

$$\frac{\partial l}{\partial d} = \left[(\varepsilon_{p,d} + \varepsilon_{c,d}) \left(1 + \frac{y - c_o p_o}{\omega}\right) - \varepsilon_{y,d} \left(1 + \frac{y - \omega}{\omega}\right) - \varepsilon_{L_w,d} \right] \frac{l}{d} \quad (29)$$

随着数字要素体量的迅速扩大,数字商品不断更新迭代,一方面促进了数字商品价格的不断下降,另一方面促进了数字化消费的不断发展,因此, $\varepsilon_{p,d}$ 与 $\varepsilon_{c,d}$ 在一定程度上相互抵消。根据《中国数字经济发展研究报告(2023年)》(下文简称《研究报告》),2022年中国数字经济规模增速已连续11年显著高于同期GDP名义增速,显然 $\frac{\partial l}{\partial d} < 0$,即随着产业数字化和数字产业化步伐的加快,数字要素创造了更多适宜女性的工作岗位,为女性参与市场劳动和提高收入创造了更多机会。

对(8)式求导可以得到:

$$\frac{\partial h}{\partial d} = \frac{(\lambda_1 \omega + \lambda_2)(1 - \alpha - \beta) \frac{\partial l}{\partial d} - [\lambda_1 \omega(1 + l) + \lambda_2(1 + l)](1 - \alpha - \beta) \frac{\partial \frac{H_w}{L_w}}{\partial d}}{\left[\beta(\lambda_1 P_H + \lambda_2) \frac{H_w}{L_w} \right]^2} \quad (30)$$

对于(30)式,一方面,女性必须具备一定的数字技能才能适应数字时代的产业发展要求,另一方面,数字要素能够促进教育培训数字化,带来更加便捷的在线学习机会,这就为提高女性的数字技能提供了客观条件。因此,随着数字要素不断积聚,女性

单位工作所具有的人力资本 $\frac{H_w}{L_w}$ 将增大,即 $\frac{\partial \frac{H_w}{L_w}}{\partial d} > 0$,又由于 $\frac{\partial l}{\partial d} < 0$,因此, $\frac{\partial h}{\partial d} < 0$,即数字要素能够缩小男性和女性在人力资本积累方面的时间差异 h ,促进女性积累人力资本。此外,由于 $F_{L_m} = \frac{\partial F}{\partial L_m} = \frac{\partial F}{\partial L_w} = \frac{1}{l} F_{L_w}$,对(26)式对数线性化并结合(25)式可得:

$$\dot{F}_{L_m} = l \dot{F}_{L_m} = l \left[\frac{(y-c)g(D)}{\delta + g(D)} + \dot{c}_d \left(1 + p_r \frac{1-\gamma}{\gamma} \right) \right] \quad (31)$$

(31)式两侧分别乘 $\frac{d}{\partial d}$ 并进行整理可得:

$$\frac{\partial F_{L_m}}{\partial d} = \left[\frac{y-c}{\delta + g(D)} \varepsilon_{g(D),d} g(D) + \left(1 + p_r \frac{1-\gamma}{\gamma} \right) \varepsilon_{c_d,d} c_d \right] \frac{l}{d} \quad (32)$$

由于数字要素的复制成本低,数字要素的体量呈现指数级增加,对数字要素的消费也呈现加速上升趋势,从(32)式可以得出,数字要素显著促进了女性劳动生产率的提高,这也与女性通过互联网学习,消费数字化的教育产品,提高自身人力资本有重要关系,即数字要素为之前受限于家务劳动而缺少线下学习机会的女性提供了更多改善人力资本的机会,女性可以利用互联网资源学习,打破学习资源的时空限制,从而有助于提高其人力资本,缩小社会经济地位的性别差距。

通过上述分析可以发现,数字要素有助于改善女性的市场劳动参与和人力资本积累,而就业和人力资本是影响社会经济地位的重要因素(Hodge and Treiman, 1968; Guest, 1974; 刘爱玉和佟新, 2014; 陈云松和范晓光, 2016)^①,因此,本文通过考察在工作-家庭分工模式中不同性别在不同经济活动中的时间配置,通过考察数字要素在消费和生产中的作用,提出如下假说。

假说一:数字基础设施缩小了社会经济地位的性别差距。

假说二:数字基础设施改善了女性的人力资本,从而更加有利于提高女性的社会经济地位,缩小社会经济地位的性别差距。

假说三:数字基础设施为女性参与市场劳动创造了更多机会,从而更加有助于改善女性的收入水平,提高女性的社会经济地位,缩小社会经济地位的性别差距。

从第四部分开始,我们将对这三个假说进行检验。

四 研究背景、计量模型与数据

(一)研究背景

为建成适应经济社会发展需要的下一代国家信息基础设施,使国民充分享受宽

^① 收入也是影响社会经济地位的重要因素(方福前等, 2023),但由于职业状况是获得收入的重要中介(吕炜等, 2016),数字基础设施对收入的影响往往来自数字基础设施对就业的影响,因此,本文通过考察数字基础设施对就业的影响间接探讨数字基础设施对收入的影响。

带来的经济增长和发展机遇,2013年国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》。根据政策规划,2014、2015以及2016年分别选取三批城市进行政策试点。“宽带中国”政策包括三个发展阶段:一是全面提速阶段,主要任务是重点加强光纤网络和3G网络建设,提高宽带网络接入速率,改善和提升用户上网体验;二是推广普及阶段,主要任务是在继续推进宽带网络提速的同时,加快扩大宽带网络覆盖范围和规模,深化应用普及;三是优化升级阶段,主要任务是重点推进宽带网络优化和技术演进升级,目标是宽带网络服务质量、应用水平和宽带产业支撑能力达到世界先进水平。从这三个发展阶段的主要任务不难发现,“宽带中国”政策可以反映数字基础设施的建设和完善过程,本文使用“宽带中国”政策代理数字基础设施的发展状况。

(二) 计量模型构建与数据介绍

为更好地理解数字基础设施对缩小社会经济地位的性别差距的影响,我们将数字基础设施发展状况与性别虚拟变量交互,构建异质性DID模型:

$$\begin{aligned} prestige_{ict} = & \beta_1 treat_{c(i)} \cdot post_t \cdot gender_i + \beta_2 treat_{c(i)} \cdot post_t + \beta_3 gender_i \cdot post_t \\ & + \omega'_{ict} \beta + \varphi_i + \rho_t + \varepsilon_{ict} \end{aligned} \quad (33)$$

其中, $prestige_{ict}$ 是被解释变量,表示个体的社会经济地位, $treat_{c(i)} \cdot post_t \cdot gender_i$ 是异质性DID项, $treat_{c(i)} \cdot post_t$ 是DID项,表示数字基础设施的发展状况, $treat_{c(i)}$ 代表个体*i*所在地市*c*是否是“宽带中国”政策试点, $post_t$ 为是否开始实施“宽带中国”政策的虚拟变量, $gender_i$ 是性别虚拟变量。 ω'_{ict} 是个体、家庭和地区层面控制变量。 φ_i 和 ρ_t 分别是个体和时间固定效应, ε_{ict} 是扰动项。 $treat_{c(i)}$ 、 $gender_i$ 和 $post_t$ 会被个体或时间固定效应吸收,这三个一次项、 $treat_{c(i)}$ 与 $gender_i$ 的交互项不再加入模型。标准误差类在地市层面以减少同一地市间样本的相关性干扰系数估计。本文重点关注异质性DID项的系数 β_1 ,它表示数字基础设施对不同性别个体社会经济地位的差异性影响,由于平均而言男性的社会经济地位高于女性, β_1 反映数字基础设施是否缩小了社会经济地位的性别差距。

本文使用的微观数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS),这一数据由北京大学中国社会科学调查中心整理得到,截至目前主要包括2010、2012、2014、2016、2018和2020年的追踪调查数据。CFPS共有社区、家庭成员、家庭、成人和少儿5个子数据库。本文采用成人数据库中的ISEI得分来表示个人的社会经济地位^①。个体、家庭层面的控制变量也来自CFPS,包括年龄、受教育年限、健

① ISEI是International Socioeconomic Index的简称,对ISEI的具体介绍见在线附录。

数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距

康程度、是否在民营企业工作、收入水平、是否创业、家庭总收入、家庭总房产。

关于本文使用的宏观数据,作为数字基础设施发展状况代理变量的“宽带中国”政策试点情况来源于中华人民共和国工业和信息化部。地区层面控制变量和机制变量包括人均地区生产总值、财政支出、科学方面财政支出占比等,数据来源于CEIC数据库、Wind数据库、《中国城市统计年鉴》和《中国城乡建设统计年鉴》。

我们按照个体所在地市将微观数据和宏观数据匹配,删除存在明显异常值和缺失值的样本。由于2020年的CFPS数据存在较多变量缺失,因此,我们还删除了2020年的数据,最终得到13 954个观测值。主要变量的描述性统计见表1。可以看出,受访者平均社会经济地位指数为38.3094,有45.54%的个体位于“宽带中国”政策试点城市,说明中国的数字基础设施建设已具有较大规模。

表1 主要变量描述性统计

变量	单位或定义方式	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
社会经济地位	由ISEI衡量	38.3094	14.2469	19	90	13 954
是否是“宽带中国”政策处理组	是=1	0.4554	0.4980	0	1	13 954
性别	女性=1	0.4038	0.4907	0	1	13 954
年龄	岁	42.0251	10.6167	16	65	13 954
受教育年限	年	9.3835	4.0692	0	22	13 954
健康程度	以1-7从低到高赋值	5.7702	1.0645	1	7	13 954
是否在民营企业工作	是=1	0.6270	0.4836	0	1	13 954
收入水平	加1取对数	9.79782	1.4971	0	13.5924	13 954
是否创业	是=1	0.0838	0.2771	0	1	13 954
家庭总收入	加1取对数	10.9235	0.8286	0	14.5295	13 954
家庭总房产	加1取对数	11.6025	3.4499	0	17.2495	13 954
人均地区GDP	地区GDP/总人口	5.7640	4.1813	0.4491	29.0477	13 954
财政支出	加1取对数	15.2249	1.1948	12.8739	18.1393	13 954
科学方面财政支出占比	科学方面财政支出/GDP	0.3728	0.3828	0.0128	1.6935	13 954

五 数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距

(一)基准回归

表2汇报了数字基础设施对社会经济地位性别差距的影响。第(1)列未添加控制变量,第(2)-(4)列依次增加个体、家庭以及地区层面控制变量,各列均控制个体和

时间固定效应。根据模型(33),我们主要关注异质性DID项的系数。表2中异质性DID项的回归系数显著为正,说明数字基础设施显著缩小了社会经济地位的性别差距,这一结论对于控制变量的选取不敏感,表明估计结果是稳健的,证实了假说一。

表2 数字基础设施与社会经济地位的性别差距:基准回归

被解释变量:社会经济地位	(1)	(2)	(3)	(4)
是否是试点×是否开始试点×是否为女性	1.9777** (0.8694)	1.9947** (0.8542)	2.0007** (0.8556)	2.1748** (0.8493)
是否开始试点×是否为女性	-0.4288 (0.6205)	-0.5250 (0.6172)	-0.5361 (0.6183)	-0.6056 (0.6240)
是否开始试点×是否是试点	-1.1957* (0.7047)	-1.1789* (0.6830)	-1.1967* (0.6851)	-1.1836* (0.6476)
个体控制变量	未控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	未控制	未控制	控制	控制
地区控制变量	未控制	未控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	13 954	13 954	13 954	13 954
R ²	0.0091	0.0164	0.0165	0.0183

说明:(1)括号内是个体所在地市层面的稳健聚类标准误,*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平,下表同。(2)限于篇幅,下表不再汇报“是否开始试点×是否为女性”和“是否开始试点×是否是试点”的系数,备案。

(二)内生性分析

作为地区层面的准自然实验,“宽带中国”政策仍然具有一定内生性,如果“宽带中国”政策的实施与模型(33)中的扰动项相关,基准回归结果可能面临内生性威胁。下面对有关的内生性问题进行详细探讨。

1. 平行趋势检验

使用双重差分法的一个重要前提是满足平行趋势。如果通过了平行趋势检验,说明不可观测因素不会造成处理组和控制组被解释变量的不同变化趋势。为此,我们将政策试点城市虚拟变量与女性虚拟变量的交互项分别与政策开始前、政策开始后的虚拟变量交互。从表3可以看出,在2015年“宽带中国”政策的效果发挥作用之前,三重交互项的系数不显著,而在2015年及以后,数字基础设施的发展显著缩小了社会经济地位的性别差距,且对控制变量的选取不敏感,说明本文的结论满足平行趋势假设。

数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距

表 3 内生性分析:平行趋势检验

被解释变量:社会经济地位	(1)	(2)	(3)
是否是试点×是否是2009年× 是否是女性	0.3347 (1.7745)	0.3400 (1.7748)	0.2453 (1.7617)
是否是试点×是否是2011年× 是否是女性	0.6321 (1.2051)	0.6553 (1.1995)	0.7323 (1.2010)
是否是试点×是否是2015年× 是否是女性	2.2908* (1.2981)	2.2783* (1.3025)	2.4687* (1.2783)
是否是试点×是否是2017年× 是否是女性	1.9436** (0.9424)	1.9624** (0.9462)	2.1106** (0.9437)
个体控制变量	控制	控制	控制
家庭控制变量	未控制	控制	控制
地区控制变量	未控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测数	13 954	13 954	13 954
R ²	0.0196	0.0197	0.0218

说明:如无特殊说明,下表均控制个体、家庭和地区控制变量,并控制个体和时间固定效应。

2. 安慰剂检验

假如的确是数字基础设施的发展缩小了社会经济地位的性别差距而非其他因素,那么可以猜想,在个体不使用互联网的样本中,数字基础设施对社会经济地位性别差距的作用应该很小。本文对使用和不使用互联网的样本分别进行回归,结果表明,只有在使用互联网的样本中,数字基础设施显著缩小了社会经济地位的性别差距,符合预期^①。本文还通过构造虚假处理时间进行安慰剂检验,将政策开始前的年份视作虚假处理时间,结果表明虚假的“宽带中国”政策实施时间未能缩小社会经济地位的性别差距^②。

3. 工具变量法

此外,我们使用工具变量法以进一步缓解内生性问题。借鉴黄群慧等(2019)、田鸽和张勋(2022)的研究,我们分别将1984年各地级市的邮局数以及是否为“八纵八横”光缆骨干网节点城市^③作为数字基础设施发展状况的工具变量。从外生性角度

① 限于篇幅,分样本回归的具体结果不再展示,备索。

② 限于篇幅,虚假处理时间的具体回归结果不再展示,备索。

③ 为加强光缆传输骨干网的建设,1994年《全国邮电“九五”计划纲要》首次系统性提出建设“八纵八横”工程,选取部分城市作为光缆传输骨干网的节点城市。该工程于1998年建成,奠定了中国信息高速公路的基础。

看,这两个变量都是历史变量,并且,1984年各地级市的邮局以及1998年建成的“八纵八横”工程主要都是为了加强通讯网络基础。从相关性角度看,邮局数量多以及“八纵八横”的建设意味着当地具有较好的条件进行

数字基础设施建设。因此,1984年各地级市的邮局数量和是否为“八纵八横”光缆骨干网节点城市可以作为数字基础设施发展状况的工具变量。由于这两个工具变量不随时间变化,因此,借鉴Qian(2008)、田鸽和张勋(2022)的做法,我们将这两个变量与是否开始实施“宽带中国”政策交互,表4展示了使用工具变量方法进行估计的结果。

表4第(1)列是工具变量第一阶段回归的结果,以进一步验证1984年各地级市的邮局数以及是否为“八纵八横”节点城市作为工具变量的合理性,可以看出,如果1984年的邮局数更多或者曾经是“八纵八横”节点城市,那么后来更有可能成为“宽带中国”政策的试点城市,说明这两个工具变量与数字基础设施的发展状况相关。第(2)列展示的是工具变量第二阶段回归的结果。可以看出,数字基础设施显著缩小了社会经济地位的性别差距。第一阶段F统计量为11.805,大于10,从统计学的角度说明工具变量满足相关性假设,Hansen J统计量对应的p值为0.7313,无法拒绝工具变量外生的原假设,Kleibergen-Paap rk LM统计量对应的p值为0.0759,可以拒绝识别不足的原假设,这些检验再次强化了本文所选取的工具变量的有效性。

考虑到选择性偏误问题、样本流失问题(sample attrition)以及同时期其他政策对“宽带中国”政策效果的混淆作用,本文还进行了一系列稳健性检验。对于选择性偏误问题,我们将是否是“宽带中国”政策处理组对可能造成系统性差异的变量做回归,以进行平衡性检验;对于样本流失问题,我们仅保留至少存续3期的样本加以缓解;为排除同时期其他政策对“宽带中国”政策效果的混淆作用,我们分别在不受独生子女政策影响、不受高校扩招政策影响、不受研究生扩招政策影响的样本中回归。所有稳健性检验的结果均证实基准回归的结论是可信的。限于篇幅,详细的稳健性检验过程见在线附录。

表4 内生性分析:工具变量法估计

	(1)	(2)
	是否是试点× 是否开始试点	社会经济地位
是否是试点×是否开始试点× 是否是女性		4.9662** (2.4664)
邮局数量×是否开始试点	0.0003*** (0.0001)	
是否为“八纵八横”节点城市× 是否开始试点	0.1038** (0.0432)	
观测数	12 020	6929
R ²	0.6259	0.0163

接下来,我们将研究数字基础设施缩小社会经济地位性别差距的微观机制与宏观环境。

六 微观机制与宏观环境

(一)微观机制:数字基础设施对女性人力资本有更强的提升作用

根据刘爱玉和佟新(2014)的研究,教育是社会经济地位的重要表征,教育水平作用于社会经济地位的具体原因在于教育水平是人力资本的显性指标之一,个体具有更高的人力资本,便具有更强的解决问题的能力,能获得更多尊重,最终促进其社会经济地位提高。由于本文的样本大多已经完成学校教育,教育状况不再随时间变化,为此,我们转而寻找衡量人力资本的其他指标,探究数字基础设施能否通过更加提高女性的人力资本进而缩小社会经济地位的性别差距。

Acemoglu and Restrepo(2019)、宁光杰等(2023)的研究表明,数字技术的发展一定程度上替代了从事常规任务的劳动力,增加了对从事非常规任务的劳动力的需求。王林辉等(2023)指出,认知能力、数学能力、人际交往能力是非常规任务的主要技能要求,这就意味着这些技能将是适应数字经济发展所需的重要人力资本,这些新的人力资本将带来稀缺性溢价,促进劳动者职业地位向上流动(Autor *et al.*, 2022)。因此,本文将CFPS数据中个体的语言表达能力得分、待人接物水平得分、普通话水平得分与数学测试成绩的均值视作数字经济时代所需的人力资本^①,将其对异质性DID项回归,检验数字基础设施能否通过更加提升女性的人力资本从而缩小社会经济地位的性别差距。表5第(1)列的回归结果表明,相较于男性,数字基础设施更加显著提高了女性的人力资本。由于教育培训支出有助于改善人力资本,因此,第(2)列还以教育培训支出占比衡量人力资本,可以看出,数字基础设施更加显著提高了女性的人力资本。那么数字基础设施为什么能够更加提高女性的人力资本呢?在第(3)列,我们进一步研究数字基础设施对个体互联网使用情况的影响。可以看出,面对数字基础设施推动的网络资源蓬勃发展,相较于男性,女性使用互联网学习的频率^②得到了更大程度的提高,这有助于提升女性的人力资本。最后,尽管我们无法直接衡量数字基

^① CFPS对受访者的语言表达能力、待人接物水平、普通话水平进行了评分,并对受访者进行了标准化的数学测试,本文对上述变量统一量纲后取均值得到数字经济时代所需的人力资本。

^② CFPS询问了受访者使用互联网学习的频率,我们根据受访者回答的“从不”“几个月1次”“1月1次”“1月2-3次”“1周1-2次”“1周3-4次”“几乎每天”,按照1-7从低到高依此赋值。

基础设施对教育水平的影响,但是可以从受访者对教育的重视程度变化反映数字基础设施对教育的影响,表5的第(4)列展示了这一检验过程。可以看出,相较于对男性的影响,数字基础设施更加提高了女性对接受更高程度教育的期待^①。这可能与数字基础设施促进了性别角色观念的转变有关,即数字基础设施为原先在时间和空间上受限于家庭内劳动的女性提供了更多便捷的学习渠道,女性愿意投入更多的精力提升人力资本,增强市场劳动参与能力。

表5 微观机制:改善人力资本

	(1)	(2)	(3)	(4)
	人力资本	教育培训支出占比	互联网学习频率	对教育的期待
是否是试点×是否开始试点× 是否是女性	0.3271* (0.1728)	0.0393** (0.0188)	0.4055** (0.1964)	0.7631** (0.3781)
观测数	2290	2236	11 430	2697
R ²	0.6702	0.1055	0.1028	0.1900

此外,数字基础设施会放大女性本身具有的比较优势。例如数字基础设施推动了数字经济繁荣发展,创造了在线客服、在线教师和在线医生等大量线上服务经济形态,网络平台加剧了这些服务经济的竞争,这需要劳动者具有更高的服务水平,例如具有更强的沟通交流能力,更加耐心,女性的这些素质具有比较优势,这意味着数字基础设施有助于女性充分发挥比较优势参与市场劳动,增加收入,从而缩小与男性的社会经济地位差距。据此,表6分别构造了数字基础设施与沟通交流能力和耐心程度^②的交互项,并分别在不同性别样本中回归,检验数字基础设施能否放大女性比较优势对其社会经济地位的促进作用。结果证实了我们的猜想,数字基础设施与沟通交流能力以及耐心程度的交互项在女性样本中的估计系数和显著程度均大于男性样本,这意味着数字经济发展有利于女性发挥比较优势,从而改善女性的就业和收入状况,最终提高其社会经济地位。

^① CFPS询问了受访者对教育的期待,受访者的回答包括不必读书、小学、初中、高中、大专、大学本科、硕士和博士,我们将期待接受大专及以上学历教育视作期待接受更高程度的教育,记为1,否则记为0。

^② 本文利用58同城和智联招聘在2018年发布的招聘数据,将岗位要求中“沟通”等词汇出现的频率视作岗位所需的沟通交流能力,将“耐心”等词汇出现的频率视作岗位所需的耐心程度,并分别汇总至行业层面,得到行业所需的沟通交流能力和耐心程度。

数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距

表6 微观机制:发挥女性人力资本优势

被解释变量: 社会经济地位	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性	男性	女性	男性
是否是试点×是否开始试点× 行业所需的沟通交流能力	0.2673* (0.1538)	0.0275 (0.0718)		
是否是试点×是否开始试点× 行业所需的耐心程度			0.6438* (0.3836)	0.0806 (0.2462)
观测数	3737	5630	3727	5630
R ²	0.5121	0.6550	0.5243	0.6561

说明:限于篇幅,二次项以及一次项的回归系数不再展示,备案。

综合来看,我们发现相较于对男性的影响,数字基础设施通过提高女性的人力资本、促进女性发挥比较优势,缩小了社会经济地位的性别差距,证实了假说二。

(二)微观机制:数字基础设施对女性参与市场劳动有更强的促进作用

如前所述,市场劳动参与状况也对社会经济地位具有重要影响。一方面,参与市场劳动是获得收入的主要来源,有利于改善经济地位;另一方面,通过参与市场劳动,特别是从事高质量的工作,劳动者可以获得尊严,从而改善其社会经济地位。对于女性而言,参与市场劳动尤其重要。因为在传统的工作-家庭分工模式中,女性更多地承担了家庭内劳动,而家庭内劳动的价值难以得到承认,这使得长期以来女性的社会经济地位较低。因此,数字基础设施通过促进女性参与市场劳动,能够缩小社会经济地位的性别差距。

首先,我们检验数字基础设施是否促进女性参与市场劳动。从表7第(1)列可以看出,数字基础设施缩小了市场劳动参与率的性别差距。表7第(2)-(3)列还表明,相较于男性,数字基础设施显著提高了女性的工作时间,减少了其家务时间,进一步说明数字基础设施缩小了市场劳动参与率的性别差距,验证了理论模型分析的结论。

表7 微观机制:参与市场劳动

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否参与 市场劳动	工作时间	家务时间	是否从事第三 产业
是否是试点×是否开始试点× 是否是女性	0.0162** (0.0081)	0.1873*** (0.0495)	-0.1112** (0.0560)	0.1163* (0.0670)
观测数	6704	8043	8041	3847
R ²	0.0560	0.0202	0.0350	0.0606

其次,我们讨论行业类型。男尊女卑的思想源于农业文明时期,当时体力在农业生产、保护族群财产等方面发挥着巨大作用,这就提高了具有体力优势的男性的社会经济地位。而在数字基础设施的作用下,数字成为推动生产生活的重要因素,女性的社会经济地位可以得到提高,例如越来越多的女性从事与数字经济相关的网店店主、网络主播和在线辅导老师等第三产业工作,《调查》也显示,2020年在第三产业就业的女性比例比2010年提高了13.9个百分点。因此,这一时期女性社会经济地位提高的原因可能是数字基础设施的发展为女性提供了更多第三产业就业机会。表7第(4)列证实了我们的猜想,相较于男性,数字基础设施的确促进了女性从事第三产业工作。

由于相较于男性,数字基础设施显著促进了女性参与市场劳动,尤其是从事第三产业,不难猜测,相较于男性,数字基础设施将提高女性的收入水平,从而缩小社会经济地位的性别差距。在表8第(1)列,我们首先从整体上检验数字基础设施是否对不同性别劳动者的收入水平具有差异性影响。可以看出,平均而言,相较于男性,数字基础设施更加提高了女性的收入水平。由于女性的平均收入低于男性,这一结果意味着数字基础设施缩小了性别收入差距。实际上,数字基础设施不仅能够从整体上更加提高女性的收入水平,还可能影响家庭的性别分工状况。在表8第(5)列,本文将妻子与丈夫的收入之比作为被解释变量,对数字基础设施发展状况做回归,可以看出,相较于对丈夫的影响,数字基础设施显著提高了妻子的收入,这意味着数字基础设施能够促进女性更多地参与家庭外劳动从而改善家庭分工,验证了理论模型的结论,并从性别分工角度再次说明数字基础设施有助于缩小性别收入差距。收入水平是影响社会经济地位的重要因素,因此,通过缩小收入的性别差距,数字基础设施有助于缩小社会经济地位的性别差距。

表8 微观机制:提高收入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	收入水平(取对数,三等分)				妻子收入/丈夫收入(二等分)		
	全样本	低收入	中等收入	高收入	全样本	低收入	高收入
是否是试点×是否开始试点×是否是女性	0.3279** (0.1649)	0.4778* (0.2800)	-0.1940 (0.1401)	-0.3098 (0.2095)			
是否是试点×是否开始试点					0.9548** (0.4501)	1.6114*** (0.5334)	0.0000 (0.3752)
观测数	8990	6141	2151	698	299	130	169
R ²	0.0637	0.0812	0.5029	0.7899	0.3807	0.9811	0.4469

葛玉好和曾湘泉(2011)从工资分布视角研究了性别歧视问题,发现工资分布底端的性别歧视程度大于顶端的歧视程度。因此,本文也进一步在不同收入分布中研究数字基础设施对性别收入差距的影响。具体而言,我们将表8第(1)列的全样本划分为位于高、中、低三个收入段的子样本进行分样本回归。从第(2)-(4)列的回归结果可以看出,数字基础设施显著缩小了低收入段的性别收入差距。同样地,我们也对表8第(5)列的夫妻匹配样本划分子样本。由于成功配对的夫妻样本量较少,这里仅划分为高和低两个收入段。从表8第(6)-(7)列的分样本回归结果可以看出,数字基础设施显著缩小了低收入家庭中的夫妻收入差距。原因可能来自两个方面:其一,数字基础设施在边际上为低收入女性提供了更多提高收入的工作机会;其二,工资分布底端的性别歧视程度较大。本文的数据也表明,对于收入水平较低的农、林、牧、渔、水利业生产人员以及生产、运输设备操作人员等体力劳动者而言,男性的平均收入比女性高54.9%,而对于收入水平较高的国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人,专业技术人员以及办事人员等脑力劳动者而言,男性的平均收入比女性高27.6%^①,即在低端的工作中存在更严重的性别歧视现象,而数字基础设施起到了缓解性别歧视的作用。

综合来看,从参与市场劳动角度,我们发现相较于对男性的影响,数字基础设施更加促进了女性参与市场劳动,尤其是促进了女性从事第三产业。与此同时,数字基础设施提高了女性尤其是低收入女性的收入,从而缩小了社会经济地位的性别差距,证实了假说三。

微观机制总是依赖于一定的宏观环境,经济发展状况、文化规范等也会影响个人社会经济地位的形成(Bertrand, 2010; 陈云松和范晓光, 2016),数字基础设施缩小了人力资本方面的性别差距,这一微观机制或许得益于数字基础设施促进了教育培训的数字化,为线上学习奠定了供给侧基础。数字基础设施缩小了市场劳动参与方面的性别差距,这一微观机制或许得益于数字基础设施促进了有利于女性就业的产业发展。此外,社会文化环境可以塑造人们的思想观念,影响人们对社会经济现象的评价,因此,数字基础设施对社会经济地位性别差距的影响或许还与人们的性别角色观念改变有关。

^① CFPS数据中的职业分类主要基于1999年版的《中华人民共和国职业分类大典》,共八大类,由于第七大类“军人”和第八大类“不便分类的其他从业人员”的样本量较少,我们仅考虑从事前六类职业的样本。在前六类中,前三类主要是脑力劳动者,后三类主要是体力劳动者。平均而言,脑力劳动者的工资高于体力劳动者。

(三)宏观环境:教育培训数字化

数字化的教育培训对于缩小社会经济地位的性别差距意义重大,它使得承担了更多家庭内劳动的女性获得了便捷且丰富的学习机会,从而能够提升自身人力资本。表9第(1)列表明,数字基础设施的确显著促进了教育培训的数字化^①,这就为促进女性线上学习奠定了基础,从而缩小了社会经济地位的性别差距。

(四)宏观环境:第三产业发展

工作机会增加,收入提高离不开生产的快速发展。在数字基础设施的推动下,第三产业呈现出蓬勃发展之势。《研究报告》指出,2022年数字经济对第一、第二、第三产业的渗透率分别为10.5%、24.0%和44.7%。根据中国信通院发布的《中国数字经济就业发展研究报告:新形态、新模式、新趋势(2021年)》,随着数字经济的发展,第三产业数字经济就业岗位占比远高于第一产业和第二产业。尤其是借助于互联网和即时通讯等技术,网络主播、远程医疗和自媒体等第三产业蓬勃发展。由于相较于第一产业和第二产业,第三产业就业机会的增加降低了对体力的依赖,数字基础设施通过推动第三产业发展,可以使得女性获得更多弹性化的工作机会,从而缩小社会经济地位的性别差距。表9第(2)列验证了数字基础设施对第三产业发展的积极影响。

表9 宏观环境:教育培训数字化与第三产业发展

	(1) 教育培训数字化	(2) 第三产业 GDP 比重
是否是试点× 是否开始试点		0.0104* (0.0057)
是否是试点	0.4237*** (0.1509)	
地区控制变量	控制	控制
地区固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
观测数	118	300
R ²	0.4041	0.8391

^① 目前能够衡量地区层面教育培训数字化程度的指标较为缺乏,本文根据北京师范大学智慧学习研究院、腾讯研究院和腾讯教育联合发布的《2019中国区域数字学习指数报告》,利用其中的地级市数字学习指数来衡量教育培训数字化程度。值得注意的是,由于数字学习指数反映的是截至2018年各地级市的数字学习程度,为截面数据,因此,在表9第(1)列,本文仅将教育培训数字化程度对截至2018年是否是“宽带中国”试点城市做回归,不再控制地区和时间固定效应,并将稳健标准误聚类在省份层面。

(五)宏观环境:性别角色观念进步

社会经济地位也与社会文化环境有重要关系。性别角色观念是造成性别差异的社会文化环境之一。传统的性别角色观念认为男主外,女主内,男为主,女为辅。现代的性别角色观念则认为男女平等,应打破性别传统分工,两性应共同承担社会与家庭责任。目前中国的性别角色观念正处于由传统向现代的转换过程(刘爱玉和佟新,2014),这意味着女性的社会经济地位将逐渐提升。那么数字基础设施对这种观念转换能否起到推动作用呢?

CFPS中受访者分别对“男人以事业为主,女人以家庭为主”“女人干得好不如嫁得好”“女人应该有孩子才算完整”和“男人应承担一半家务”等表述表达了个人看法,越同意前3个表述,表示性别角色观念越传统,我们分别构造了相应的性别角色观念变量,并根据回答情况以1-5进行赋值,数字越大,表示越同意。而越同意“男人应承担一半家务”这一表述,表示性别角色观念越现代化,我们同样构造了相应的性别角色观念变量,并根据对这一表述的回答情况用1-5进行赋值,数字越大,表示越不同意。我们取这4个变量的均值来衡量个体的传统性别角色观念,并计算城市层面的均值。从表10第(1)列可以看出,数字基础设施显著弱化了传统的性别角色观念,即数字基础设施促进了性别角色观念进步^①。

如果性别角色观念进步是数字基础设施缩小社会经济地位性别差距的宏观环境,那么这一作用应该在历来传统性别角色观念强的地区更显著。延续至今的宗族文化强化了传统的性别角色观念。宗族文化越强,意味着当地越重视传宗接代,女性的社会角色就越受限于家庭,男尊女卑的性别角色观念越浓。因此,本文使用宗族文化的盛行程度来衡量传统的性别角色观念。借鉴陈斌开和陈思宇(2018)、马光荣和杨恩艳(2011)的做法,这一变量的定义为个体所在村/社区的大姓占比。在表10第(2)列,本文将所在村/社区的大姓占比与异质性DID项交互,发现交互项的系数显著为正,说明在宗族文化浓厚的地区,即具有更强传统性别角色观念的地区,数字基础设施更加促进了女性社会经济地位的改善。这表明数字基础设施能够促进性别平等观念的传播,冲击传统的性别角色观念,从而缩小社会经济地位的性别差距。由于遭遇更严重性别歧视的群体可能受到了所在环境中传统性别角色观念的影响,前文发现数字基础设施缩小了性别歧视更严重的低收入段的性别收入差距,表10的分析解释了这一现象。

^① CFPS的受访者对个体性别角色观念的回答率较低,因此,表10第(1)列的样本量较少,结合表10第(2)列的回归,这并不影响数字基础设施有助于性别角色观念进步这一结论。

表 10 宏观环境:性别角色观念进步

	(1)	(2)	(3)
	传统的性别角色观念	社会经济地位	了解政治信息的频率
是否是试点×是否开始试点 (×是否是女性)	-0.2462* (0.1404)		0.3573** (0.1782)
是否是试点×是否开始试点× 是否是女性×大姓占比		0.0546** (0.0213)	
个体控制变量	未控制	控制	控制
家庭控制变量	未控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	控制
地区固定效应	控制	未控制	未控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测数	229	13 954	9466
R ²	0.6067	0.0183	0.1320

数字基础设施为什么能够纠正传统的性别角色观念呢?可能是由于数字基础设施带来高速连接的网络、丰富多样的媒介使女性拥有了更多政治参与渠道,女性能够更好地争取个人权益,改善社会经济地位。《调查》也指出,女性使用网络作为了解国内外重大事务主要途径的比例为65.8%。我们还在表10第(3)列进行了检验。我们将CFPS中个体了解政治信息的频率代表个体的政治参与度,可以看出,相较于男性,数字基础设施显著增强了女性的权利意识,提高了女性的政治参与度,这就为提高女性社会经济地位奠定了基础。

以上分析表明,从宏观环境看,数字基础设施能够促进教育培训的数字化、推动第三产业发展、促进性别角色观念进步,从而缩小社会经济地位的性别差距。这些宏观环境可以解释上文的两条微观机制:数字基础设施通过促进教育培训的数字化,有助于更加改善女性的人力资本;通过促进第三产业的发展,有助于更加促进女性参与市场劳动;性别角色观念的改善既能够促进女性更加努力利用互联网学习,增强其人力资本,又能够强化女性打破传统性别分工的意识,减少家务劳动时间,增加市场劳动参与,获取更高收入,最终均有助于缩小社会经济地位的性别差距。

七 进一步分析

前文分析发现,相较于对男性的影响,数字基础设施更加改善了女性的市场劳动

数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距

参与状况,从而有助于缩小社会经济地位的性别差距。值得关注的是,尽管数字基础设施更加增加了女性参与市场劳动的机会,从整体上缓解了性别收入差距,然而,我们也发现数字基础设施主要提高了低收入水平女性的收入。基于这些背景,我们需要进一步区分具体的职业类型,研究数字基础设施对男女性获得不同类型职业的差异性影响。为此,在表11第(1)列,我们构造了是否从事脑力劳动这一虚拟变量,然后将这一虚拟变量对异质性DID项做回归,可以看出,相对而言,数字基础设施更加促进了男性从事脑力劳动。第(2)列被解释变量是成为领导^①的概率,可以看出,相对而言,数字基础设施同样更加增加了男性成为领导的概率。如前所述,平均而言,脑力劳动者的收入高于体力劳动者,并且领导的收入也高于非领导者,这就在一定程度上解释了前文的发现,虽然数字基础设施从整体上缓解了性别收入差距,但并没有更加提高高收入水平女性的收入。接着,我们还在第(3)和第(4)列分别构造是否想从事脑力劳动、是否想获得晋升这两个虚拟变量,此时我们发现相较于对男性的影响,数字基础设施更加显著提高了女性从事脑力劳动的期望以及想获得晋升的意愿。表11说明,尽管数字基础设施激发了女性从事脑力劳动、获得晋升的主观愿望,但当前数字基础设施的发展未能真正提高女性的就业质量。

表 11 数字基础设施对从事脑力劳动、晋升机会以及相应意愿的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否从事 脑力劳动	是否 是领导	是否想从事 脑力劳动	是否 想获得晋升
是否是试点×是否开始试点 ×是否是女性	-0.1392* (0.0838)	-0.0433* (0.0258)	0.5345 (0.3390)	0.1567** (0.0789)
观测数	3643	12 753	860	6189
R ²	0.0895	0.0103	0.4642	0.0549

一方面,主观来看,数字基础设施促使女性追求更高的社会经济地位。由于传统上女性从事了更多的家务劳动,随着数字基础设施对第三产业的赋能,女性整体上获得了更多参与市场劳动、缩小性别收入差距的机会,加之数字基础设施的发展促进了男女平等性别角色观念的传播,使得女性更有动力借助数字经济发展的机遇追求更高的社会经济地位。而且,随着数字基础设施促进教育培训数字化,女性的人力资本

① 根据CFPS成人数据,本文将有直接下属的劳动力视为领导,记为1,否则记为0。

也得到了提高,更能满足数字时代的要求,因此,数字基础设施也使得女性更有能力获得更好的工作,从而改善社会经济地位。这就意味着,无论从动力还是能力角度,数字基础设施都促进了女性追求更高的社会经济地位。脑力劳动和职位晋升能够带来更高的社会经济地位,而在数字基础设施快速发展之前,男性已经更多地从事脑力劳动,拥有领导职位,因此,相较于男性,数字基础设施在边际上更能激发女性从事脑力劳动以及得到晋升的愿望。

另一方面,数字基础设施在促进高收入行业发展的过程中需要劳动者具有更多的工作经验和更高的人力资本。相较于具有更多工作经验的男性而言,女性在获取高收入工作机会方面仍然具有劣势。而且,女性的受教育年限往往也低于男性,数字基础设施对女性人力资本的改善作用较为有限,而高收入行业或职位往往需要更高的人力资本,数字经济的发展能够更好地与已经具有较高人力资本的男性结合。因此,相较于对女性的影响,数字基础设施更加促进了男性从事脑力劳动并获得晋升。

以上分析表明,数字基础设施改善了女性的社会经济地位,主要表现是数字基础设施增加了女性的就业机会特别是第三产业就业机会,主要有利于低收入女性的社会经济地位提升,而并未改善女性的职业发展前景。换言之,数字基础设施主要有助于女性社会经济地位在短期内的提高,而不一定能促进女性社会经济地位的持续改善。正如《2023年全球性别差距报告》所指出的,尽管女性(再)就业率有小幅回升,但她们的(再)就业更大程度上依靠非正规就业,2020年以来,为女性创造的就业岗位中有4/5为非正规就业。女性仍面临性别职业隔离,她们很难进入决策层。综合来看,女性就业质量依然低于男性,这就为更高水平地提高女性社会经济地位,缩小社会经济地位的性别差距提出了要求。

八 全文总结与政策启示

在数字经济繁荣发展的背景下,数字基础设施能否缩小社会经济地位的性别差距,对于缓解女性的家庭劳动负担,提高婚育水平具有重要意义。本文构建了数字基础设施影响社会经济地位性别差距的理论模型,利用CFPS数据与“宽带中国”政策进行经验分析。研究发现,数字基础设施显著缩小了社会经济地位的性别差距。从微观机制上看,数字基础设施缩小了人力资本和市场劳动参与的性别差距;从宏观环境看,数字基础设施促进了教育培训数字化、推动了第三产业发展、推动了性别角色观念进步。进一步研究表明,数字基础设施更多地增加了女性的就业机会,但并未显著

优化女性的就业质量。

本文的研究具有重要的政策启示。首先,因为数字基础设施缩小了社会经济地位的性别差距,中国需要进一步强化数字基础设施建设,例如进一步提高宽带网络建设质量,增强数字基础设施的稳定性与安全性,强化大数据、区块链、人工智能等数字技术在经济生活中的应用。其次,数字基础设施主要通过缩小人力资本和市场劳动参与的性别差距、促进教育培训数字化、推动第三产业发展以及促进性别角色观念进步从而缩小了社会经济地位的性别差距,因此,中国需进一步增加有助于提高女性人力资本的网络资源的投放,大力支持有助于女性就业的第三产业发展,营造母婴友好的职场环境,在全社会进行男女平等思想的宣传与教育。最后,由于数字基础设施未能显著优化女性的就业质量,政府应加大监管与引导,切实保障在所有职业、所有岗位实现性别平等、机会共享。

参考文献:

- 陈斌开、陈思宇(2018):《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》,《经济研究》第3期。
- 陈云松、范晓光(2016):《阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003—2013)》,《中国社会科学》第12期。
- 边燕杰(2004):《城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现》,《中国社会科学》第3期。
- 仇立平、肖日葵(2011):《文化资本与社会地位获得——基于上海市的实证研究》,《中国社会科学》第6期。
- 仇化、尹志超(2023):《数字化转型、信息搜寻与女性高质量就业》,《财贸经济》第7期。
- 丁从明、董诗涵、杨悦瑶(2020):《南稻北麦、家庭分工与女性社会地位》,《世界经济》第7期。
- 方福前、田鸽、张勋(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。
- 葛玉好、曾湘泉(2011):《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》,《经济研究》第6期。
- 黄群慧、余泳泽、张松林(2019):《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第6期。
- 计迎春、郑真真(2018):《社会性别和发展视角下的中国低生育率》,《中国社会科学》第8期。
- 李梦娜、周云波(2022):《数字经济发展的人力资本结构效应研究》,《经济与管理研究》第1期。
- 刘爱玉、佟新(2014):《性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查》,《中国社会科学》第2期。
- 吕炜、杨沫、王岩(2016):《收入与职业代际流动性研究前沿——测度、比较及影响机制》,《经济学动态》第6期。
- 马光荣、杨恩艳(2011):《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期。
- 毛宇飞、曾湘泉(2017):《互联网使用是否促进了女性就业——基于CGSS数据的经验分析》,《经济学动态》第6期。

宁光杰、崔慧敏、付伟豪(2023):《信息技术发展如何影响劳动力跨行业流动?——基于工作任务与技能类型的实证研究》,《管理世界》第8期。

申云、朱玉芳(2017):《社会经济地位、收入差距与健康水平——基于CFPS数据的经验证据》,《软科学》第7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。

田鸽、黄海、张勋(2023):《数字金融与创业高质量发展:来自中国的证据》,《金融研究》第3期。

王林辉、钱圆圆、周慧琳、董直庆(2023):《人工智能技术冲击和中国职业变迁方向》,《管理世界》第11期。

王鹏、吴愈晓(2019):《社会经济地位、性别不平等与性别角色观念》,《社会学评论》第2期。

续继、黄娅娜(2018):《性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现》,《经济研究》第4期。

徐淑一、王宁宁(2015):《经济地位、主观社会地位与居民自感健康》,《统计研究》第3期。

张勋、万广华、张佳佳、何宗樾(2019):《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。

Acemoglu, D. and Restrepo, P. "Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor." *Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33(2), pp. 3–30.

Autor, D.; Chin, C.; Salomons, A. M. and Seegmier, B. "New Frontiers: The Origins and Content of New Work, 1940–2018." *NBER Working Paper*, No. 30389, 2022.

Bertrand, M.; Goldin, C. and Katz, L. F. "Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors." *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3), pp. 228–255.

Blau, P. M. and Duncan, O. D. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley, 1967.

Bloom, N.; Liang, J.; Roberts, J. and Ying, Z. "Does Working from Home Work? Evidence from a Chinese Experiment." *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130(1), pp. 165–218.

Borghans, L.; Ter Weel, B. and Weinberg, B. A. "People Skills and the Labor-market Outcomes of Underrepresented Groups." *ILR Review*, 2014, 67(2), pp. 287–334.

Castells, M. *The Rise of the Network Society*, Cambridge, MA: Blackwell Press, 1996.

DiMaggio, P.; Hargittai, E.; Neuman, W. R. and Robinson, J. P. "Social Implications of the Internet." *Annual Review of Sociology*, 2001, 27(1), pp. 307–336.

Guest, A. M. "Class Consciousness and Political Attitude." *Social Forces*, 1974, 52(4), pp. 496–510.

Hodge, R. W. and Treiman, D. J. "Class Identification in the United States." *American Journal of Sociology*, 1968, 73(5), pp. 535–547.

Kuhn, P. and Mansour, H. "Is Internet Job Search Skill Ineffective?" *Economic Journal*, 2014, 124(581), pp. 1213–1233.

Norris, P. *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide*. New York: Cambridge University Press, 2001.

Power, M. and Rosenberg, S. "Race, Class, and Occupational Mobility: Black and White Women in Service Work in the United States." *Feminist Economics*, 1995, 1(3), pp. 40–59.

Qian, N. "Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance." *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(3), pp. 1251–1285.

Schultz, T. W. "Education and Economic Growth," in N. B. Henry, eds., *Social Forces Influencing American Education*. Chicago: University of Chicago Press, 1961.

Stevenson, B. "The Internet and Job Search." *NBER Working Paper*, No. 13886, 2009.

Can Digital Infrastructure Narrow the Gender Gap in Socioeconomic Status?

Tian Ge

Abstract: This paper explores whether digital infrastructure can narrow the gender gap in socioeconomic status. To this end, it first constructs a theoretical model to investigate the impact of digital infrastructure on the gender gap in socioeconomic status, considering the time allocation between different genders in various economic activities and the impact of digital element on consumption and production. Then, based on data from China Family Panel Studies (CFPS) and the "Broadband-China" policy, it employs a heterogeneity difference-in-differences (DID) model to empirically analyze the impact and mechanism of digital infrastructure on the gender gap in socioeconomic status. The paper indicates that digital infrastructure significantly narrows the gender gap in socioeconomic status, manifesting itself at the micro level in human capital and labor market participation, and at the macro level in the promotion of digitalization in education and training, facilitating the development of the tertiary industry and advancing gender-role attitudes. On the other hand, while digital infrastructure has increased women's employment opportunities it has not significantly improved the quality of employment. This suggests that the government must continue to formulate policies aimed at facilitating gender equity.

Key words: digital infrastructure, socioeconomic status, gender gap, human capital

JEL codes: L86, J16, J22

(截稿:2024年9月 责任编辑:曹永福)