



北京大学中国经济研究中心
China Center for Economic Research

讨论稿系列
Working Paper Series

No. C2023003

2023-12-08

数字经济对我国劳动参与中性别平等的促进效应

李文超 易君健 俞秋亮*

摘要

劳动参与中的性别平等对于解放妇女生产力、促进经济高质量发展具有重要作用。本文构建了具有性别异质性的两部门一般均衡模型，分析数字基础设施建设冲击下女性劳动参与的变化。模型显示产业结构升级、传统观念转变是数字经济缩小性别劳动参与差距的重要机制。本文进一步基于“宽带中国”战略背景，使用交叠双重差分模型验证了数字经济对于推动劳动参与中性别平等的促进作用以及内在机制。研究发现：数字基础设施的建设显著缩小了两性劳动参与差距 2.6 个百分点；这一结论在考虑最新文献中提出的前沿实证策略和平行趋势的敏感性分析的前提下仍然稳健；机制分析部分验证了理论模型的结论。

关键词：数字经济 劳动参与 性别差距 产业结构升级 交叠双重差分

* 李文超：同济大学经济与管理学院，上海市四平路 1500 号同济大厦 A 楼，邮编 200092，邮箱 liwenchao1022@yeah.net；
易君健：北京大学国家发展研究院，北京市海淀区颐和园路 5 号，邮编 100871，邮箱 junjian@nsd.pku.edu.cn；俞秋亮：通讯作者，同济大学经济与管理学院，上海市四平路 1500 号同济大厦 A 楼，邮编 200092，邮箱 qiuliang_yu@126.com。

一、引言

习近平主席在全国政协十三届四次会议时强调，“实现党和国家发展的宏伟蓝图，需要包括妇女在内的全体中华儿女共同奋斗”。在二十大报告中，更是进一步提出了“坚持男女平等基本国策”和“消除影响平等就业的不合理限制和就业歧视”。因此，在中国特色社会主义妇女发展道路上，必须激励广大妇女自尊自信、自立自强，奋进新征程、建功新时代，为中国式现代化建设贡献巾帼智慧和力量。事实上，中国的劳动参与性别平等已经取得巨大进步与成就。图 1 展示了全球 88 个国家男性和女性劳动人口的比例，其中中国的女性劳动力占比 59.60%，高出世界平均水平 9.96 个百分点。不仅如此，我国缩小两性劳动参与差距的成就在世界范围内已位于中上水平，在发展中国家更是位于前列。

本文主要探究数字经济对我国劳动参与中性别平等的促进效应，这不仅可以帮助于深入理解中国近年来妇女地位的提高以及性别劳动参与差距缩小的伟大成就、了解中国特色社会主义在追求社会全面发展过程中两性平等的方面取得的重大成果，还可以通过深入研究数字经济如何影响女性的劳动参与、进一步推动性别平等进程和制定更有针对性的政策提供实质性的支持和建议。如前文所述，中国在性别不平等方面取得了巨大成就，但其中仍存在着结构性矛盾。根据世界经济论坛发布的 2022 年全球性别差距报告，中国在教育、健康两个维度的性别差距分别位列全球前 6.4% 和 6.0%，但在劳动参与方面位列全球 25.9%，主要体现在两性的劳动参与率差距，女性劳动参与率低于男性 12.68 个百分点。

本文聚焦于“宽带中国”这一项具体的战略背景，研究数字经济与性别劳动参与平等的关系及其内在机理。为加强战略引导和系统部署，推动我国宽带基础设施快速健康发展，国务院于 2013 年印发了《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》（国发 [2013] 31 号），首次提出“宽带中国”战略。工信部于次年发布了《工业和信息化部办公厅发展改革委办公厅关于开展创建“宽带中国”示范城市（城市群）工作的通知》（工信厅联通 [2014] 5 号），明确强调在未来 3 年的创建期内逐步列出“宽带中国”示范城市（城市群）。在随后的三年间，各年均有 39 个城市（城市群）被列为示范城市，中国数字基础设施建设取得了高速的发展。截至 2022 年 7 月底，全国已建成开通的 5G 基站数量达到 196.8 万个；千兆宽带接入用户数量达到 6570 万户以上；已实现了“村村通宽带”，“县县通 5G”，“市市通千兆”，为数字化社会的构建提供了有力支持。

本文首先基于一个考虑具有性别异质性的两部门一般均衡模型，来分析数字基础设施建设冲击下女性劳动参与的变化。具体来说，本文考虑存在两类生产部门，数字经济相关部门与一般生产部门。相较于后者，前者脑力劳动投入更密集，因此女性更具有比较优势。当数字基础设施建设扩张时，女性劳动参与会同时受到来自生产部门和家庭部

门的影响。对于生产部门，得益于数字经济的快速发展，产业结构得到升级，提供了更多女性具有比较优势的工作机会和岗位，缩小了她们和男性在劳动参与上的差距；对于家庭部门，由于数字基础设施的建设加强了其与互联网的连接，推动了现代性别观念的流通与传播，传统工作观念和态度发生转变，促进女性劳动力流通至生产部门。所以，模型显示，产业结构升级以及传统工作观念和态度转变是数字经济缩小性别劳动参与差距的机制。

本文进一步基于交叠双重差分模型，结合中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，对宽带建设对就业中性别差距的处理效应进行实证检验，验证了本文在理论分析得到的推论。数字基础设施的建设显著缩小了两性劳动参与差距 2.6 个百分点。实证结果在一系列检验下保持稳健性，其中包括了最新文献中提出的交叠双重差分法的前沿实证策略以及平行趋势的敏感性分析。在机制检验中，本文验证了理论分析中提出的产业结构升级以及传统工作观念和态度转变的机制作用。

本文的贡献体现在：第一，通过研究数字经济如何影响女性的劳动参与，可以为制定更有针对性的政策和推动性别平等进程提供实质性的支持和建议，进一步推动中国特色社会主义妇女发展道路；第二，首次就数字基础设施对两性劳动参与差距展开讨论与分析，并发现数字基础设施建设不仅是帮助升级产业结构促进高质量发展的关键推动力量，也是加速现代性别观念与传统文化思想交融的重要催化剂，这为全球两性劳动参与平等的事业提供了中国经验。

二、 文献综述

与本研究相关的文献有两支：

第一支文献主要关注我国劳动力市场中性别不平等的现象及其应对策略，尤其是产业结构和性别观念这两个方面。产业结构方面，魏下海等（2018）考虑了制造业的大规模技术升级，发现其提供了女性劳动者更多的就业机会；郭凯明和颜色（2011）也指出了技术进步会缩小男女劳动力在生产效率上的差异。性别观念方面，王美艳（2005）和罗楚亮等（2019）指出性别歧视是造成我国两性差距的决定性作用，特别是年纪轻、学历低、职业差、行业差的女性职工（李实等, 2014）；另外，“家庭中丈夫收入应多于妻子”这一性别认同观念会导致女性退出劳动力市场或者选择从事低于自己潜在收入的工作，甚至额外增加家庭劳动时间（续继和黄娅娜, 2018）；刘爱玉和佟新（2014）以及佟新和刘爱玉（2015）都肯定了夫妻合作型家务劳动模式在推动性别平等方面的作用。

还存在一部分文献提出了其他方面的应对策略。例如，通过教育缩小性别差距（Claudia Goldin, 2006），但在工资分布低端的群体中作用不明显（葛玉好和曾湘泉, 2011）。另外，提高女性的政治地位（游五岳和姚洋, 2020）、制定更加公平和包容的退

休年龄政策和法规（卿石松, 2011）、鼓励生存型创业（刘鹏程, 2013）都可以起到缩小性别不平等的作用；李利英和董晓媛（2008）发现工人的谈判能力有缩小性别工资差异的作用；郭凯明和颜色（2015）指出同工同酬和保障就业平等这两种政策有利于保障女性工人权益。

第二支文献主要关注于数字经济对经济与社会发展带来积极影响与潜在挑战。例如，Akerman et. al.（2015）发现企业对宽带和互联网的使用对劳动参与和生产率产生了显著影响，但是导致低技能劳动力被替代；Hvide et. al.（2022）发现了宽带建设对于投资者股票市场参与的重要作用；Bhuller et. al.（2013）指出宽带建设增加了性犯罪的可能。此外，众多文献在结合“宽带中国”战略背景的框架下，深入剖析了数字经济对我国经济与社会的影响作用，例如经济高质量发展（赵涛等, 2020）、非农就业（田鸽和张勋, 2022）、代际收入向上流动性（方福前等, 2023）和行政分割的缓解（郭峰等, 2023）等。

不过，数字基础设施建设对与性别不平等的作用以及其内在机制仍未得到关注和重视。事实上，已有部分文献能够初步揭示它们的重要联系。例如张勋等（2023）关注数字经济对家庭内部两性平等关系的影响与机制，发现尽管家庭分工的性别差距仍然存在，但是妻子的家务时长有所降低。

我国数字经济快速发展至今，它对于两性劳动参与差异的作用机制仍未形成系统性的研究。这体现在：第一，尚未有研究从公共基础设施建设的视角系统探究性别劳动力参与平等的推动因素；第二，结合我国制度背景，针对数字基础设施对两性劳动参与平等的贡献，尚缺乏系统的研究探讨。而消除我国性别差距、促进就业以及进一步推动中国特色社会主义妇女发展道路对于实现高质量发展具有重要意义。为此，本文尝试填补数字经济对两性劳动参与影响研究领域的空白。

三、 理论模型

本节基于一个考虑具有性别异质性的两部门一般均衡模型，来分析数字基础设施建设冲击下女性劳动参与的变化。

(一) 生产者行为

本文假定存在两类生产部门，一类是表示与数字经济相关的部门 d ，另一类是一般生产部门 g 。它们都会在男性和女性两种具有异质性劳动力之间进行配置。因此，本文将各自的利润最大化表述如下：

$$\max \pi_j = p_j Y_j - w_f L_{fj} - w_m L_{mj}, j \in \{d, g\}, \quad (1)$$

$$\text{s.t. } Y_j = A_j \left[\xi_j L_{fj}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1 - \xi_j) L_{mj}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}. \quad (2)$$

其中， p_j 、 Y_j 和 A_j 分别表示部门 j 的产品价格、产量和技术效率水平。由于“宽

带中国”战略加大了数字基础设施的建设,那么可以通过生产效率 A_d 增加来反映(Guo et. al., 2021; 黄渤等, 2023); w_f 和 w_m 表示女性和男性的工资水平; L_{fj} 和 L_{mj} 分别表示部门 j 对女性和男性的劳动力需求,这一处理方式与 Ngai & Petrongolo (2017) 的一致¹; η 表示两类劳动力的替代弹性,由于不同劳动力可以相互被替代,因此 $\eta > 1$; $\xi_j \in [0,1]$ 反映的是部门 j 中女性劳动力的比较优势(Heathcote et. al., 2010),由于一般生产部门集中于传统工业或体力劳动密集的部门,因此有 $\xi_d > \xi_g$,这反映了女性在数字经济活动中的比较优势。

根据一阶条件可以得到部门 j 在女性和男性两类劳动力之间的配置比例关系²:

$$\frac{L_{fj}}{L_{mj}} = \alpha_j^\eta x^{-\eta}, j \in \{d, g\}. \quad (3)$$

其中, $x \equiv w_f/w_m$, $\alpha_j \equiv \xi_j/(1 - \xi_j)$ 。这意味着在给定工资水平的情况下,女性相对劳动力需求受到其在部门 j 中的比较优势 α_j 所决定。基于等式 (3) 可以计算得到女性在部门 d (g) 的产出占比 I_d (I_g),

$$I_j \equiv \frac{w_f L_{fj}}{w_m L_{mj} + w_f L_{fj}} = \frac{1}{1 + \alpha_j^{-\eta} x^{\eta-1}}, j \in \{d, g\}. \quad (4)$$

因此,女性的产出占比主要由 α_j 决定。由于女性在数字经济相关部门具有比较优势, $\xi_d > \xi_g$, 因此有 $I_d > I_g$ 。

(二) 家庭行为

本文假定家庭的效用来自三个方面: 部门 d 和部门 g 的产品消费 c_d 和 c_g , 以及家庭劳务 c_h 。效用最大化过程可以表示为:

$$\max U = \left[\omega c_g^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1 - \omega) c_z^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (5)$$

$$c_z = \left[\psi c_d^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \psi) c_h^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (6)$$

$$c_h = A_h \left[\xi_h L_{fh}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1 - \xi_h) L_{mh}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}. \quad (7)$$

等式 (7) 中, A_h 表示家庭劳务的技术效率水平; $\xi_h \in [0, 1]$ 反映了家庭中女性进行家务劳动的份额; η 表示家庭劳务中男性和女性劳动力的替代弹性。等式 (6) 中效

¹ 郭凯明和颜色 (2015) 将生产要素划分为体力劳动和脑力劳动,并区分男性女性在两类要素上的异质性。Ngai & Petrongolo (2017) 证明了这一做法与本文的并无二异。

² 具体证明过程见附录。

用函数 c_z 由消费数字经济产品 c_d 和家庭劳动 c_h 构成。这是由于数字经济产品可以在一定程度上替代个人家务劳动（张勋等, 2023）³，因此， $\sigma > 1$ 。等式 (5) 表示家庭的总效用取决于一般产业的消费 c_g ，以及由 c_d 和 c_h 构成的效用函数 c_z 。由于数字经济产品的出现可以替代一部分对传统产业的消费，因此 $\varepsilon > 1$ 。与家庭劳务相比，数字经济产品对传统产业消费的替代关系较为有限⁴，即 $\sigma > \varepsilon > 1$ 。

同时，家庭部门的消费还应当满足如下预算约束：

$$p_d c_d + p_g c_g = w_m (L_m - L_{mh}) + w_f (L_f - L_{fh}). \quad (8)$$

根据一阶条件可以得到从事家务劳动的女性的相对数量⁵：

$$\frac{L_{fh}}{L_{mh}} = \alpha_h^\eta x^{-\eta}, \quad (9)$$

其中， $\alpha_h \equiv \xi_h / (1 - \xi_h)$ 。这意味着，在相对工资 x 给定的情况下，女性相对男性从事家务的劳动力主要受到社会对女性“持家”的偏好 α_h 所决定。并且，本文使用 I_h 表示女性从事家庭劳务的产出比例，通过 (9) 式可以推导得：

$$I_h \equiv \frac{w_f L_{fh}}{w_m L_{mh} + w_f L_{fh}} = \frac{1}{1 + \alpha_h^{-\eta} x^{\eta-1}}. \quad (10)$$

本文定义家务劳动的价格为 p_h ，其应满足 $p_h c_h = w_m L_{mh} + w_f L_{fh}$ ，因此：

$$p_h \equiv \frac{w_i}{\partial c_h / \partial L_{ih}}, i \in \{f, m\}. \quad (11)$$

由此本文可以定义家务劳动相对于数字经济产品的消费比例 E_{hd} 并可以推得⁶：

$$E_{hd} \equiv \frac{p_h c_h}{p_d c_d} = \left(\frac{A_h}{A_d}\right)^{\sigma-1} \left(\frac{1-\psi}{\psi}\right)^\sigma \left[\left(\frac{\xi_h}{\xi_d}\right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \left(\frac{I_h}{I_d}\right)^{\frac{-1}{\eta-1}}\right]^{\sigma-1}. \quad (12)$$

进一步定义数字经济相关部门相对于一般生产部门的消费比例 E_{dg} 并得到表达式如下⁷：

$$E_{dg} \equiv \frac{p_d c_d}{p_g c_g} = \left(\frac{A_d}{A_g}\right)^{\varepsilon-1} \left(\frac{1}{1+E_{hd}}\right)^{\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma-1}} \left(\frac{1-\omega}{\omega}\right)^\varepsilon \psi^{\frac{\sigma(\varepsilon-1)}{\sigma-1}} \left[\left(\frac{\xi_d}{\xi_g}\right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \left(\frac{I_g}{I_d}\right)^{\frac{1}{\eta-1}}\right]^{\varepsilon-1}. \quad (13)$$

³ 例如，扫地机器人、自动洗碗机和线上买菜平台等等。

⁴ 例如，消费者一方面可以利用网络和手机替代报纸以获取新闻；通过线上平台替代线下购物；选择流媒体平台而不是影院作为观影方案。但另一方面，这类产品或服务有时并不能提供消费者同质的体验。

⁵ 具体证明过程见附录。

⁶ 具体证明过程见附录。

⁷ 具体证明过程见附录。

(三) 市场均衡与劳动参与率

当市场达到均衡时应当满足：

$$c_j = Y_j, j \in \{d, g\}, \quad (14)$$

$$L_{ig} + L_{id} + L_{ih} = L_i, i \in \{f, m\}, \quad (15)$$

其中， L_f (L_m) 表示女 (男) 性劳动人口数量。

基于此，本文定义劳动参与率 P 如下：

$$P \equiv \frac{L_{fd} + L_{md} + L_{fg} + L_{mg}}{L_f + L_m}. \quad (16)$$

市场达到均衡时，它满足表达式如下⁸：

$$\frac{P}{1-P} = \frac{1}{E_{hd}} B_1 + \frac{1}{E_{dg} E_{hd}} B_2, \quad (17)$$

其中， $B_1 = [I_d + x(1 - I_d)]/[I_h + x(1 - I_h)]$ ， $B_2 = [I_g + x(1 - I_g)]/[I_h + x(1 - I_h)]$ 。

上式表明，当数字基础设施冲击发生后，数字经济部门的生产效率 A_d 提升，一方面，根据等式 (12)，家务劳动相对于数字经济产品的消费比例 E_{hd} 减小，这意味数字经济部门直接替代了一部门家庭劳动，释放了一部分劳动力进入市场；另一方面，根据等式 (12) 和 (13)，相对于一般部门的产品，家庭对数字经济产品的消费 E_{dg} 增加，扩大了数字经济相关部门生产规模，增加了对劳动力的需求，促进劳动参与。

基于上述分析，本文得出推论：

推论一：数字基础设施的扩张能够促进社会整体的劳动参与水平。

(四) 性别劳动参与差距

性别劳动参与差距可以通过女性的相对劳动参与水平 R 来反映，并可证明其在市场达到均衡时有⁹：

$$R \equiv \frac{L_{fg} + L_{fd}}{L_{mg} + L_{md}} = x^{-1} \frac{I_g + I_d E_{dg}}{(1 - I_g) + (1 - I_d) E_{dg}}. \quad (18)$$

当数字基础设施冲击发生后，数字经济部门的生产效率 A_d 提升，女性劳动参与的变化通过下式反映：

$$\frac{\partial R}{\partial A_d} = \frac{\partial R}{\partial E_{dg}} \frac{\partial E_{dg}}{\partial A_d} + \frac{\partial R}{\partial E_{dg}} \frac{\partial E_{dg}}{\partial E_{hd}} \frac{\partial E_{hd}}{\partial A_d} \equiv T_1 + T_2. \quad (19)$$

这一等式表明，数字基础设施的扩张对女性参与劳动市场的影响通过生产部门和家

⁸ 具体证明过程见附录。

⁹ 具体证明过程见附录。

庭部门发生，分别对应 T_1 和 T_2 。

通过生产部门的影响可以表示为：

$$T_1 = \Delta \frac{\partial E_{dg}}{\partial A_d}, \quad (20)$$

其中，

$$\Delta = \frac{I_d - I_g}{x[(1 - I_g) + (1 - I_d)E_{dg}]^2}, \quad (21)$$

$$\frac{\partial E_{dg}}{\partial A_d} = (\varepsilon - 1) \frac{E_{dg}}{A_d}. \quad (22)$$

一方面，由于女性在数字经济相关部门具有比较优势， $I_d > I_g$ ，因此等式 (21) 中 $\Delta > 0$ 。另一方面，由于数字经济产品的出现可以替代一部分对传统产业的消费， $\varepsilon > 1$ ，因此根据等式 (22)，数字基础设施冲击使数字经济在产业结构中占据了更高的比重。简而言之，数字基础设施导致的产业结构变化为女性提供了大量具有比较优势的就业机会与岗位，从而提高女性劳动市场参与。

而对于家庭部门，数字基础设施冲击的影响可以表示为：

$$T_2 = -\Delta \frac{\sigma - \varepsilon}{\sigma - 1} \frac{E_{dg}}{E_{hd} + 1} \frac{\partial E_{hd}}{\partial A_d}, \quad (23)$$

其中，

$$\frac{\partial E_{hd}}{\partial A_d} = -(\sigma - 1) \frac{E_{hd}}{A_d}. \quad (24)$$

根据等式 (24)，由于数字经济的发展可以在一定程度上替代个人家务劳动， $\sigma > 1$ ，因此从事家务生产的劳动力减少，释放了一部分女性劳动力。如果家庭仍然秉持着我国传统观念中“男主外，女主内”的观念，这一部分劳动力将不能参与生产活动，导致劳动力没有得到有效配置 (Dinkelman & Ngai, 2022)，破坏了市场均衡。然而，数字基础设施的建设加强了家庭与互联网的连接，推动了现代性别观念的流通与传播，传统工作观念和态度发生转变，促进女性劳动力流通至生产部门，使得劳动力得到有效配置。结合前文中 $\sigma > \varepsilon$ 的假设，等式 (23) 表明数字基础设施通过改变对女性工作观念和态度从而提高女性劳动市场参与。

基于上述分析，本文得出推论：

推论二：数字基础设施的扩张能够推动女性的劳动参与。

推论三：数字基础设施的扩张通过促进产业结构升级推动女性的劳动参与。

推论四：数字基础设施的扩张通过传统工作观念和态度转变推动女性的劳动参与。

四、 研究设计

(一) 数据来源

本文使用“宽带中国”示范城市名单来反映数字基础设施建设，它来源于中华人民共和国工业和信息化部（简称工信部）官网。自2013年8月17日中国国务院发布了“宽带中国”战略实施方案，工信部于2014–2016年间先后发布了三批宽带示范城市名单，各年份均有39个城市（城市群）入选。在本文的数据中，总共覆盖127个城市样本（含非入选示范城市），其中2014年、2015年和2016年入选“宽带中国”示范城市的分别为17、17和15个。

本文使用CFPS计算并分析性别差异。CFPS的首次公开调查始于2010年，覆盖162个县，此后每两年进行一次追访，最新可得调查数据开展于2020年，总共收集了来自全国25个省/市/自治区的数据，包括个体、家庭和社区层面的信息。本文的实证研究使用了2010–2010年CFPS中的个人数据，主要包含了个人基本信息（如性别、年龄和婚姻状况等）、就业状况和收入等。

(二) 变量定义与样本

与Claudia Goldin（2014）的做法类似，本文定义两性劳动参与差异如下：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \times Male_i + \mathbf{X}_i \times \Gamma + \varepsilon_i, \quad (25)$$

其中， Y_i 表示个体 i 的非农劳动参与与否，根据个体对CFPS问卷中关于职业的回答，识别个体是否从事非农工作，如是则为1，反之则为0； $Male_i$ 为表示受访者 i 是否为男性的虚拟变量； \mathbf{X}_i 为一系列控制变量，包括年龄及其平方项、婚姻状况和户籍信息等； ε_i 为随机扰动项。

两性劳动参与差异通过 β_1 反映，本文为了捕捉县-年份层面的异质性，将样本逐年分县独立重复地估计模型(25)中的系数 β_1 ¹⁰，最终得到各年份下的县级两性劳动参与差异。对于所有 t 年城市 p 县 c 的样本，本文后续将回归系数 β_1 定义为两性非农劳动参与差距，记为 $GapY_{cpt}$ 。

本文筛选年龄为在16–60岁的群体，确保那些仍在接受教育、因年龄因素不参与劳动力市场的人被排除在外。此外，本文还根据个体对CFPS问卷中关于就业的回答补充了其职业信息¹¹。最终根据模型(25)计算两性非农就业差距，并剔除5%以下和95%以上的异常值。主要变量统计特征均报告于表1中。

¹⁰ 由于CFPS为抽样调查数据，如存在当年一县中受访者恰巧全为男性或女性的情况，两性劳动参与差异记为缺失值。本研究中，有6个县存在这一问题，样本损失率为3.70%。

¹¹ 这是因为在实际的调查过程中，由于问卷系统跳转、不同问卷类型合并和受访者原因造成的原因而产生信息缺失。本文结合个体对于“是否从事农业工作”和“工作所处的行业”这两个问题的回答来判断个体是否从事非农工作。

(三) 基准回归模型

1. “宽带中国”战略的就业促进效应

我们首先检验“宽带中国”战略的就业促进效应，考察“宽带中国”战略对劳动力市场的整体影响，因此采用交叠双重差分法，构建双向固定效应（TWFE）回归模型如下：

$$Y_{ipt} = \lambda_p + \delta_t + \theta \times Program_{pt} + \mathbf{Z}_{ipt} \times \Omega + \eta_{ipt}, \quad (26)$$

其中 Y_{ipt} 表示个体 i 在 t 年的劳动参与情况，如有非农工作则取 1，反之则为 0； λ 和 δ 分别表示城市和年份固定效应； $Program_{pt}$ 表示城市 p 在 t 年是否已被列为“宽带中国”示范城市； \mathbf{Z}_{ipt} 表示一系列控制变量，包括性别、户口、年龄、婚姻情况、健康状况和居住地； η_{ipt} 为随机扰动项。

该回归方程的主要目的是检验成为“宽带中国”示范城市这一政策性冲击对劳动力市场的总体影响。 θ 是本文所关心的参数，它反映的是个体所在城市被列为示范城市而带来的非农就业变化。

2. 宽带建设对就业中性别差距的处理效应

本文将前文定义的两性非农劳动参与差距 $GapY_{cpt}$ 作为因变量，采用交叠双重差分法识别宽带建设对它的影响，构建 TWFE 模型如下：

$$GapY_{cpt} = \lambda_p + \delta_t + \alpha \times Program_{pt} + \mathbf{Z}_{cpt} \times \phi + \xi_{cpt}, \quad (27)$$

其中，两性非农劳动参与差距 $GapY_{cpt}$ 计算方式如前文所述； \mathbf{Z}_{cpt} 为一系列县-年层面控制变量，包括农村户口占比、平均年龄、结婚率、平均教育年限、平均健康状况和城镇化率这些变量；剩余符号含义与前文设定一致。

本文关心的关键参数是 α ，它反映的是宽带建设在消除（扩大）两性劳动参与差距的处理效应。

五、实证结果

(一) 基准回归结果

本文首先基于模型 (26) 分析数字经济对社会总体劳动参与的效应，结果报告于表 2，然后基于模型 (27) 进一步分析数字经济在劳动参与中性别平等的作用，结果报告于表 3。表 2 的被解释变量为是否从事非农工作；表 3 的为各县的劳动参与性别差异。在它们的第 (1) 列中均未纳入控制变量与固定效应，第 (2) 和 (3) 列逐步纳入城市固定效应和年份固定效应，从而控制城市非时变的特征和同一时期的共同影响因素，第 (4) 列中进一步纳入了控制变量以考虑潜在共同影响因素。所有回归均使用了县级层面的聚

类稳健标准误。

表 2 中，各列回归结果均表明，数字基础设施使得非农劳动参与率得到了显著提高。根据第 (4) 列中的结果，随着数字基础设施的建设扩张，非农劳动参与率平均提升了 3.2 个百分点，这一发现与田鸽和张勋（2022）的十分接近。因此，本文在理论分析中提出的推论一得到验证。

此外，根据个体特征变量的系数，本文还发现：男性的劳动参与较女性而言更活跃；相较于城镇居民，农村居民参与非农工作的可能性更小；非农劳动参与的年龄结构呈现倒 U 形规律；相对未婚个体，已婚个体因承担了家庭责任，因而有更大动力从事非农工作；个体的健康状态越好，参与劳动市场的可能性越大；城市相较农村非农工作岗位和机会更多，因而从业可能性越大。

表 3 中，各列回归结果均显示，在“宽带中国”战略的推动下，两性劳动参与差距显著缩小。根据第 (4) 列中的结果，数字基础设施使得性别劳动参与差距降低了 2.6 个百分点，并在 5% 的置信水平上显著。因此，本文在理论分析中提出的推论二得到验证。

另外，根据控制变量回归系数，结果还表明：农村户籍占比高的地区受传统文化观念影响限制女性外出就业，因此相较于城镇户籍占比高的地区存在较大的性别差距；并且性别差距在不同年龄阶段表现出异质性，根据回归系数可以推测，在平均年龄 35 ($= 0.5 \times 0.070 / 0.001$) 岁附近人群的地区中表现尤为明显；平均婚姻状况、教育水平和城镇化率对性别差距的影响效果有限。

(二) 稳健性检验

1. 改变回归模型定义与标准误

一方面，本文改变了模型 (27) 的定义方式，在原有变量设置中进一步纳入不同组别的时间趋势，报告于表 4。本文首先在第 (1) 列中，考虑到不同“宽带中国”示范城市的入选批次可能存在不同的线性时间趋势，在第 (2) 列允许存在边际效应递减规律，纳入了时间趋势平方项；在第 (3) 列考虑了东中西部城市的不同线性发展趋势，在第 (4) 列允许存在边际效应递减规律，纳入了时间趋势平方项；在第 (5) 列考虑了性别劳动参与差距较大的地区固守传统文化观念而妨碍女性劳动力流动的可能性，以 2010 年为基期，纳入基期性别劳动参与差距的不同线性变化趋势，在第 (6) 列允许存在边际效应递减规律，纳入了时间趋势平方项。结果表明本文的发现并不会受到城市的入选批次、地理区位条件和基期性别劳动参与差距在时间趋势上的异质性所影响。

另一方面，基准模型中本文将标准误聚类在县级层面，为进一步检查关键估计参数的准确性，我们进一步汇报了异方差标准误，以及使用 Cameron et. al. (2011) 的方法，采用城市、处理组层面双重聚类标准误，以处理误差项中不同的潜在相关性。另外，我

们还使用原始自助法（wild bootstrapping tests），解决对聚类组群数量较少造成的担忧（Canay et. al., 2021; MacKinnon, 2023）。结果汇报于表 4 的系数下方，表明统计推断不受聚类方式的影响，并且对原始自助法检验具有稳健性。

2. 改变劳动参与性别差距的定义

为了验证本文的识别不受到测量误差干扰，我们改变模型 (27) 中因变量劳动参与性别差距的定义方式，证明结论的稳健性。

首先，我们扩充了劳动参与的概念界定范围。在 (25) 模型中，我们主要识别的是以非农劳动作为主要职业的劳动参与。考虑到部分群体同时从事农业和非农工作，我们将非农副业或第二职业也纳入非农劳动的范畴。在表 5 的第 (1) 列，本文使用两性非农工作参与的差距作为被解释变量，与基准模型中定义不同的是，这里认为只要个体参与了非农工作，无论是否同时进行农业劳动，都属于非农劳动。结果表明，如果考虑了这一情形，相较于基准模型 (-0.026)，“宽带中国”战略对非农劳动参与的作用效果更大 (-0.028)。

其次，本文还使用非农劳动工资收入来衡量两性差距（Claudia Goldin, 2014），也即所有从事非农劳动的男性的工资收入（单位：千元）与女性的差异¹²。结果汇报于表 5 的第 (2) 列，结果支持本研究的发现，并进一步说明“宽带中国”帮助缩小两性非农工资差距约 878 元。本文于第 (3) 列报告使用劳动工资对数来衡量的性别差异，表明非农工资收入差距平均缩小了约 3.2%。

3. 安慰剂检验

为验证本文的基准实证结果并非受偶发因素影响，我们进行了安慰剂检验。在本文的数据集中，共有 127 个城市样本，其中“宽带中国”示范城市共有 49 个。参照此，本文随机构造虚拟的“宽带中国”示范城市名单，且公布时间同样集中于 2014 至 2016 三年间，于是生成相应的虚拟自变量 $Program_{pt}$ 估计基准模型 (27) 中的系数 α 。重复上述过程 500 次，记录所有估计所得系数绘制核密度图于图 2 中。所有系数围绕着 0 值附近呈现正态分布，仅有 4 个系数小于基准模型结果 ($p = .008$)。因此，可以认为基准回归结果不是由偶然因素驱动的。

4. 工具变量法

本文使用工具变量法来缓解内生性问题。与赵涛等（2020）和潘越等（2022）类似，本文使用上一年的宽带和移动电话覆盖率作为工具变量。这是因为，根据《工业和信息化部办公厅发展改革委办公厅关于开展创建“宽带中国”示范城市（城市群）工作的通知》（工信厅联通 [2014] 5 号），参评城市（群）首先需要提交申报材料，而后由工业和信息化部、国家发展改革委组织专家评审抽查。其中，申报条件包含了“固定宽带家庭

¹² 这里排除了收入异常高（平均每月收入 4 万元及以上）和没有报告工资的个体。

普及率达到 55%”以及“3G/LTE 移动电话人口普及率达到 40%”。这意味着，城市的宽带用户数量和移动电话覆盖率越大，其申报有越大的可能性成功。因此，工具变量满足相关性。同时，借鉴和郭峰等（2023）的做法，以 1984 年每百人固定电话数量为其赋予权重。由于历史变量对现今经济社会的影响微弱，故排他性也能得到满足（Nunn & Qian, 2014）。

表 6 的第 (1) 和 (2) 列分别使用宽带覆盖率和移动电话覆盖率作为工具变量，第 (3) 列同时使用两者作为控制变量，下方的第 (4)-(6) 列中报告了各自的一阶段回归结果。结果表明，数字基础设施建设对缩小性别差距的结论仍旧成立。

(三) 平行趋势检验

1. 事件研究法

使用 DID 模型需要满足平行趋势假定。由于反事实结果在处理组样本中无法被观察到，因此与文献中常见的做法一致，本文通过事件研究法验证其事前趋势是否保持平行。本文使用 TWFE 估计事件研究法中的各期系数，模型构建如下：

$$GapY_{cpt} = \lambda_p + \delta_t + \sum_{d \neq d_0} \theta_d \times Treat_p \times \mathbb{1}(t = d) + \mathbf{Z}_{cpt} \times \gamma + \eta_{cpt}, \quad (28)$$

其中， $Treat_p$ 表示城市 p 是否为“宽带中国”示范城市； $\mathbb{1}(t = d)$ 表示时期 t 是否早于或晚于处理时点 d 段时期，如是就取值为 1，反之为 0； d_0 为参照期，本文设定其为处理时点的前一期。其余变量设置与基准模型 (27) 一致。

本文将事件研究各期估计系数及其置信区间绘制在图 3（左上角）中¹³。具体来说，性别劳动参与差距在“宽带中国”政策冲击前 6-5 年和 4-3 年间控制组和处理组没有显著差距；在冲击发生当年，性别劳动参与差距缩小约 1.9 个百分点；冲击后 1-2 年间缩小 3.4 个百分点，并在 5% 的水平上显著；3-4 年间缩小 3.3 个百分点，并在 5% 的水平上显著；5-6 年间缩小 3.3 个百分点，但由于样本数量少，因此估计系数不显著。

事件研究法验证了本研究满足平行趋势假定，因此基准回归能够得到可信的估计量。

2. 交叠双重差分前沿实证策略

本文使用 TWFE 方法估计交叠双重差分模型是与大多数文献一致的做法。然而，这一处理方式只有在不考虑处理组异质性的前提下成立（例如，Goodman-Bacon, 2021; Sun & Abraham, 2021; Baker et. al., 2022; 等等）。具体来说，经典的双重差分估计包含两个时间期，而交叠双重差分包含了至少三个时间期，此时 TWFE 模型所估计的在本质

¹³ 本文将事件发生的时期进行了合并处理。具体来说，由于 CFPS 调查间隔为 2 年（2010 - 2020），并且“宽带中国”示范城市只在 2014 - 2016 年陆续公布，这意味着仅有样本中 2015 年的 17 个城市受到政策冲击前（后）的奇数年份的平行趋势（处理效应）可以被观测。对此，本文将期数进行了简单的合并，分别将前 6 - 5 年、前 4 - 3 年、前 2 - 1 年、后 1 - 2 年、后 3 - 4 年和后 5 - 6 年合并为同一时期。

上是不同处理组两两之间构成的所有处理效应(2×2 DD)的加权平均(Goodman-Bacon, 2021), 其中不可避免地使得较早受到处理的组别成为较晚组的对照组, 从而贡献负权重(de Chaisemartin & D’Haultfoeuille, 2020), 导致偏差。对此, 本文处理如下:

首先, 本文诊断了这类状况是否给模型(27)造成了偏差。本文采用了 Goodman-Bacon(2021)提出的方法, 报告每种情形对 TWFE 估计量贡献的权重于表 7。结果表明, 本文中 88.13% 的权重由处理组对比对照组(T vs. never treated)贡献。晚期处理组对比早期处理组(Later T vs. earlier C), 即偏差主要来源¹⁴, 仅仅贡献了 7.12%。因此, 本文 TWFE 估计量没有严重受此类问题影响而产生估计偏差问题。

然后, 利用近年计量经济学文献针对交叠双重差分而开发的若干前沿估计方法, 本文重新检验了平行趋势。这些方法可以简单分为三类: 对组群加权(Sun & Abraham, 2021; Callaway & Sant’Anna, 2021)、插补法(Borusyak et. al., 2021; Gardner, 2021)和堆叠相对事件时间(Cengiz et. al., 2019)。虽然它们估计方法上有所不同, 但核心目的都是通过纠正错误的对照组别设置来避免潜在的偏差问题。结果报告于图 3, 同样验证了本研究平行趋势的成立。

3. 敏感性分析

前文通过事件研究法, 比较了组间的事前差异来检验平行趋势, 但也有研究指出如果事前存在趋势, 也就是平行趋势存在一定的违背的前提下, 基于事件研究法的检验能产生偏差(Roth, 2022)。对此, 本文采用 Rambachan & Roth(2023)的方法, 在平行趋势假设可能存在不同违背程度的情况下, 对事件研究法的结果进行敏感性分析。具体来说, 先是构造与平行趋势的最大偏离程度(\bar{M}), 然后构造与最大偏离程度对应的处理后的估计量的稳健置信区间。

图 4 分别对前文提出的 TWFE 以及最近文献针对交叠双重差分而开发的前沿估计方法进行了平行趋势敏感性检验, 展示“宽带中国”示范城市的性别差异变化的稳健置信区间。本文借鉴 Rambachan & Roth(2023)和 Biasi & Sarsons(2021)的做法, 将平行趋势的最大偏离程度(\bar{M})设置在了约 1 倍标准差左右。在 \bar{M} 取值 1 倍标准差的时候, 90% 稳健置信区间为 (-0.058, -0.009), 这比原始区间更宽(原始区间仅在精确平行趋势假设的情况下才有效), 但仍然排除原假设。剩余检验结果均类似。因此, 即使在合理违反平行趋势的情况下, 本文的结论仍然成立。

¹⁴ Goodman-Bacon(2021)一共总结为四种情形: 早期处理组和晚期处理组(Earlier T vs. later C)、晚期处理组和早期处理组(Later T vs. earlier C)、处理组和从未被处理的组(T vs. never treated)以及处理组和样本期之前已被处理的组(T vs. already treated)。其中, 晚期处理组对比早期处理组(Later T vs. earlier C)和处理组对比样本期之前已被处理的组(T vs. already treated)都可能造成估计偏差。在本研究中, 后者对应于从 2010 年开始已经进入遴选示范城市的组别, 而这一类样本不存在, 因此占比为 0%。

(四) 异质性分析

由于中国各地区的经济与社会发展差异较大,对于女性从业或开展个人职业生涯都有着不同的观念与态度,因此本文考察了来自人口年龄结构、教育水平、城乡类型和受儒家传统文化影响程度¹⁵的异质性。其中,我们使用平均人口年龄是否高于全国中位数水平划分高龄化程度高的和低的地区;使用是否当地人口平均教育年限是否达到九年衡量教育水平高低;使用农村户籍人口占比区分城镇和乡村;使用是否有“明清贞节牌坊”代表各县是否受儒家传统文化影响。

图 5 异质性分析结果显示,“宽带中国”缩小了我国的性别差距,特别是在年轻群体占比大、义务教育普及率高、城镇化率高和受儒家文化影响微弱的地区。这些特征的共性是具有很强的现代性(刘爱玉和佟新,2014)。反观性别观念传统的地区,观念在代际之间传递且相对稳定(张川川和王靖雯,2020),尽管同样受到“宽带中国”政策冲击,但是效果微弱。因此,在传统性别观念仍占据主流地位的地区,进一步推动相关政策在实现性别劳动参与平等方面具有重大实践意义。

六、 机制分析

基于理论模型的分析,本文提出了两种数字基础设施建设缩小我国的两性非农劳动参与差距的机制:产业结构升级和传统观念转变,本节将分别构建计量模型加以印证。

(一) 产业结构升级

产业比例关系是产业结构升级的突出表现(干春晖,2011;韩永辉,2017),尤其是第三产业(程大中,2008;韩峰和阳立高,2020;Fan et. al., 2023)。因此本文参照余泳泽和潘妍(2019)的做法,考察服务业内部的产业结构升级。他们将第三产业划分为生产性服务业和生活性服务业、高端服务业和非高端服务业¹⁶。其中生产性服务业与高端服务业同计算机技术发展密不可分,满足形成数字经济发展的基础条件。这些产业相对依赖脑力劳动者而非体力劳动者¹⁷,使得女性劳动力拥有更多的就业机会。而生活性服务和非高端服务业则和它们相反。因此,本文分别使用生产性服务业和高端服务业占第三

¹⁵ 儒家文化在古代中国强调了女性在家庭和社会中的角色,尤其是作为妻子、母亲和家庭的支持者。古志辉(2015)关于儒家文化中对女性的观念及其长期影响展开了详细的论述。

¹⁶ 生产性服务业包括金融业,租赁和商业服务业,交通、仓储、邮电业,信息传输、计算机服务和软件业,科研、技术服务和地质勘查业;生活性服务业包括教育,房地产业,公共管理、社会保障和社会组织,住宿和餐饮业,居民服务、修理和其他服务业,卫生和社会工作,水利、环境和公共设施管理业,文化、体育和娱乐业。高端服务业包括金融业,租赁和商业服务业,信息传输、计算机服务和软件业,科研、技术服务和地质勘查业;非高端服务业包括住宿和餐饮业,房地产业,公共管理、社会保障和社会组织,教育,卫生和社会工作,文化、体育和娱乐业,交通、仓储、邮电业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务、修理和其他服务业。

¹⁷ Akerman et. al. (2015)发现了宽带建设与高技能劳动力形成互补,并替代了低技能劳动力。

产业从业人员的比例，来衡量产业结构升级¹⁸。变量数据来源于城市统计年鉴。由此，我们设定计量模型如下：

$$INDUS_{pt} = \lambda_p + \delta_t + \theta \times Program_{pt} + \mathbf{X}_{pt} \times \Omega + \eta_{pt}, \quad (29)$$

其中， $INDUS_{pt}$ 为反映 t 年城市 p 产业结构升级的变量； \mathbf{X}_{pt} 为一系列城市层面的控制变量¹⁹；其余符号设定与前文一致。

产业结构升级作为机制的检验结果汇报于表 8。第 (1) 和 (2) 列结果表明，数字基础设施推动了生产性服务业的占比，增加了女性的就业机会，并且分别在 10% 和 5% 的水平上显著；而第 (3) 和 (4) 列结果表明，高端服务业也受到了数字基础设施的积极影响，并且在 1% 的水平上显著。因此，在“宽带中国”的战略背景下，产业结构得到升级。

本文在理论分析中提出的推论三得以验证。

(二) 传统观念转变

工作观念与态度主要反映在女性在多大程度上愿意（或者被家庭认同）参与劳动力市场，而不是遵循传统观念中对女性“持家”的要求。对此，本文使用五个变量来加以反映：“通过网络、手机等媒介获取信息”、“通过报纸、广播和他人获取信息”、“市场导向的价值观”、“封建思想观念”、“是否遭受性别歧视”和“认为找工作容易”²⁰。基于上述变量，我们提出如下回归模型进行检验：

$$ATTIT_{ipt} = \lambda_p + \delta_t + \tau_1 \times Program_{pt} + \tau_2 \times Program_{pt} \times Female_{ip} + \mathbf{X}_{ipt} \times \Omega + \eta_{ipt}, \quad (30)$$

其中， $ATTIT_{ipt}$ 为反映 t 年个体 i 工作观念与态度的变量； $Female_{ip}$ 表示受访者 i

¹⁸ 本文分别使用两种方式衡量生产性服务业和高端服务业占比。其中，生产性服务业占比的第一种定义方式是生产性服务业从业人员/第三产业从业人员，第二种定义方式是 1-生活性服务业从业人员/第三产业从业人员；高端服务业占比的第一种定义方式是高端服务业从业人员/第三产业从业人员，第二种定义方式是 1-非高端服务业从业人员/第三产业从业人员。

¹⁹ 此处控制变量选择与余泳泽和潘妍（2019）保持一致，具体来说有，教育和科技占 GDP 比重、财政预算内收入与支出的比例、人均生产总值、城镇化率、总人口（对数）、货运量（对数）和高校数量（对数）。

²⁰ 本文使用 CFPS 问卷中受访者关于获取信息渠道的回答，区分他们是否通过网络或手机或电视获取信息，如是则“通过网络、手机等媒介获取信息”这一变量取值为 1，反之则为 0；类似地，如果是通过报纸杂志或者广播或者他人口头转告的形式获取信息则“通过报纸、广播和他人获取信息”这一变量取值为 1，反之则为 0；“市场导向的价值观”是关于个体对市场的看法，因为“市场可以给无论男人还是女人提供一个公平的竞争平台，素质高、有能力的就可以在这个平台上获得更好的机会和发展”（吴小英, 2009），所以本文使用 CFPS 问卷中个体对“有公平竞争才有和谐的人际关系”、“在当今社会，努力工作能得到回报”以及“在当今社会，聪明才干能得到回报”这三个问题的回答进行加总后标准化衡量此；“封建思想观念”则由女性对生育的态度构成，是通过 CFPS 问卷中个人是否认为生育“为了延续家族香火”和“为了年老时有人帮助”这两项进行加总后标准化得到的；“认为找工作容易”是基于问卷中“你认为我国就业问题有多严重”这两个问题的回答来衡量的，本文将其处理为虚拟变量，如严重程度小于中位水平则取值为 1，反之则为 0。

是否为女性的虚拟变量； X_{ipt} 为一系列控制变量，与模型 (26) 中的定义保持一致；其余符号设定与前文一致。

传统工作观念与态度转变作为机制的检验结果汇报于表 9。第 (1) 和 (2) 列结果表明，伴随着数字基础设施的建设，人们更倾向于从网络、手机等数字化媒介中获取信息，而非报纸、广播和他人转告等传统方式，这一现象在女性群体中更为普遍。第 (3) 和 (4) 列结果表明，这一变化进一步加速了传统性别观念向现代性别观念转变（刘爱玉和佟新，2014），特别是推动女性形成具有市场导向的价值观（吴小英，2009），消解传统封建思想中对女性的刻板印象，从而帮助女性积极融入劳动市场。另外第 (5) 列结果表明，在这一过程中，女性面临的求职障碍也随之一同减少，这与前文提出的数字基础设施提供促进产业结构升级从而为女性提供更多的就业机会与岗位保持一致。

本文在理论分析中提出的推论四得以验证。

七、 结论

推动性别劳动参与平等对于解放妇女生产力、促进经济高质量发展具有重要意义。本文基于“宽带中国”这一战略背景，结合 CFPS 数据，考察数字基础设施建设在消除性别劳动参与不平等方面的重要启示。研究发现，数字基础设施的扩张能够推动女性的劳动参与，从而缩小了两性劳动参与差距。这主要因为，一方面数字基础设施促进了产业结构升级，为女性提供了更多具有比较优势的工作机会和岗位；另一方面也使得传统儒家父权思想和家族主义思想中根深蒂固的“男主外，女主内”等思想得到改变，强化了女性对于参与劳动市场的看法和态度。

本文尝试研究并厘清数字经济的作用机制，不仅为制定更有针对性的政策和推动性别劳动参与平等进程提供实质性的支持和建议，还为可以为全球性别平等事业等贡献中国经验。

参考文献

- 程大中. 中国生产性服务业的水平, 结构及影响. 经济研究, 2008, 1: 76-88.
- 方福前,田鸽,张勋.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,2023,58(05):79-97.
- 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响.经济研究,2011,46(05):4-16+31.
- 葛玉好,曾湘泉.市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响.经济研究,2011,46(06):45-56+92.
- 古志辉.全球化情境中的儒家伦理与代理成本.管理世界,2015(03):113-123.
- 郭峰,熊云军,石庆玲等.数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据.管理世界,2023,39(04):16-34.
- 郭凯明,颜色.劳动力市场性别不平等与反歧视政策研究.经济研究,2015,50(07):42-56.
- 郭凯明,颜色.性别偏好与人口转型.经济学(季刊),2011,10(04):1209-1234.
- 韩峰,阳立高.生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架.管理世界,2020,36(02):72-94+219.
- 韩永辉,黄亮雄,王贤彬.产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验.经济研究,2017,52(08):33-48.
- 黄勃,李海彤,刘俊岐等.数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据.经济研究,2023,58(03):97-115.
- 李利英,董晓媛.性别工资差异中的企业效应.经济研究,2008,43(09):122-135.
- 李实,宋锦,刘小川.中国城镇职工性别工资差距的演变.管理世界,2014(03):53-65+187.
- 刘爱玉,佟新.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,2014(02):116-129+206-207.
- 刘鹏程,李磊,王小洁.企业家精神的性别差异——基于创业动机视角的研究.管理世界,2013(08):126-135.
- 罗楚亮,滕阳川,李利英.行业结构、性别歧视与性别工资差距.管理世界,2019,35(08):58-68.
- 潘越,谢玉湘,宁博等.数智赋能、法治化营商环境建设与商业信用融资——来自“智慧法院”视角的经验证据.管理世界,2022,38(09):194-208.
- 卿石松.职位晋升中的性别歧视.管理世界,2011(11):28-38.
- 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工.管理世界,2022,38(05):72-84.
- 佟新,刘爱玉.城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于 2010 年中国第三期妇女地位调查.中国社会科学,2015(06):96-111+207.

- 王美艳.中国城市劳动力市场上的性别工资差异.经济研究,2005(12):35-44.
- 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.经济研究,2018,53(02):156-169.
- 吴小英.市场化背景下性别话语的转型.中国社会科学,2009(02):163-176+207-208.
- 续继,黄娅娜.性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现.经济研究,2018,53(04):136-150.
- 游五岳,姚洋.女性的政治地位与出生人口性别比——基于 1950—2000 年县级数据的实证研究.中国社会科学,2020(04):66-89+205-206.
- 余泳泽,潘妍.中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释.经济研究,2019,54(03):150-165.
- 张川川,王靖雯.性别角色与女性劳动力市场表现.经济学(季刊),2020,19(03):977-994.
- 张勋,杨紫,谭莹.数字经济、家庭分工与性别平等.经济学(季刊),2023,23(01):125-141.
- 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据.管理世界,2020,36(10):65-76.
- Akerman A, Gaarder I, Mogstad M. The skill complementarity of broadband internet. *Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130(4): 1781-1824.
- Baker A C, Larcker D F, Wang C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?. *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2): 370-395.
- Bhuller M, Havnes T, Leuven E, et al. Broadband internet: An information superhighway to sex crime?. *Review of Economic Studies*, 2013, 80(4): 1237-1266.
- Biasi B, Sarsons H. Flexible wages, bargaining, and the gender gap. *Quarterly Journal of Economics*, 2022, 137(1): 215-266.
- Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation. arXiv preprint arXiv:2108.12419, 2021.
- Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- Cameron A C, Gelbach J B, Miller D L. Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2011, 29(2): 238-249.
- Canay I A, Santos A, Shaikh A M. The wild bootstrap with a “small” number of “large” clusters. *Review of Economics and Statistics*, 2021, 103(2): 346-363.
- Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs. *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3): 1405-1454.
- de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- Dinkelman T, Ngai L R. Time use and gender in Africa in times of structural transformation.

- Journal of Economic Perspectives*, 2022, 36(1): 57-80.
- Fan T, Peters M, Zilibotti F. Growing like India—the unequal effects of service - led growth. *Econometrica*, 2023, 91(4): 1457-1494.
- Gardner J. Two-stage differences in differences. arXiv preprint arXiv:2207.05943, 2022.
- Goldin C. A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 2014, 104(4): 1091-1119.
- Goldin C. The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family. *American Economic Review*, 2006, 96(2): 1-21.
- Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- Guo K, Hang J, Yan S. Servicification of investment and structural transformation: The case of China. *China Economic Review*, 2021, 67: 101621.
- Heathcote J, Storesletten K, Violante G L. The macroeconomic implications of rising wage inequality in the United States. *Journal of Political Economy*, 2010, 118(4): 681-722.
- Hvide H K, Meling T G, Mogstad M, et al. Broadband internet and the stock market investments of individual investors. National Bureau of Economic Research, 2022.
- MacKinnon J G, Nielsen M Ø, Webb M D. Cluster-robust inference: A guide to empirical practice. *Journal of Econometrics*, 2023, 232(2): 272-299.
- Ngai L R, Petrongolo B. Gender gaps and the rise of the service economy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(4): 1-44.
- Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630-1666.
- Rambachan A, Roth J. A more credible approach to parallel trends. *Review of Economic Studies*, 2023: rdad018.
- Roth J. Pretest with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends[J]. *American Economic Review: Insights*, 2022, 4(3): 305-322.
- Sun L, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- Wooldridge J M. Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators. Available at SSRN 3906345, 2021.

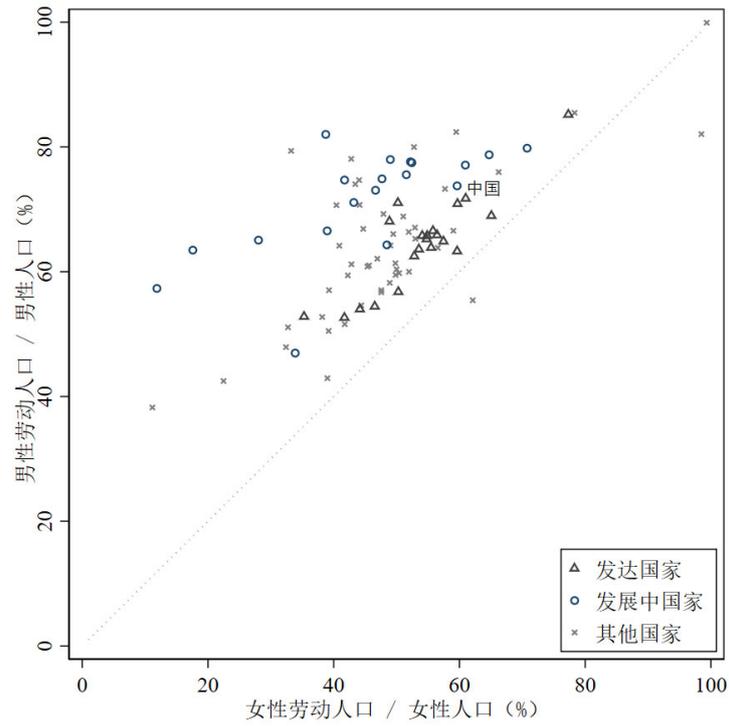


图 1 全球两性劳动参与分布 (2016)

注：中国两性劳动参与数据由作者根据 2016 年中国家庭动态跟踪调查 (CFPS) 数据计算得到，其余数据来源于 Our World in Data。

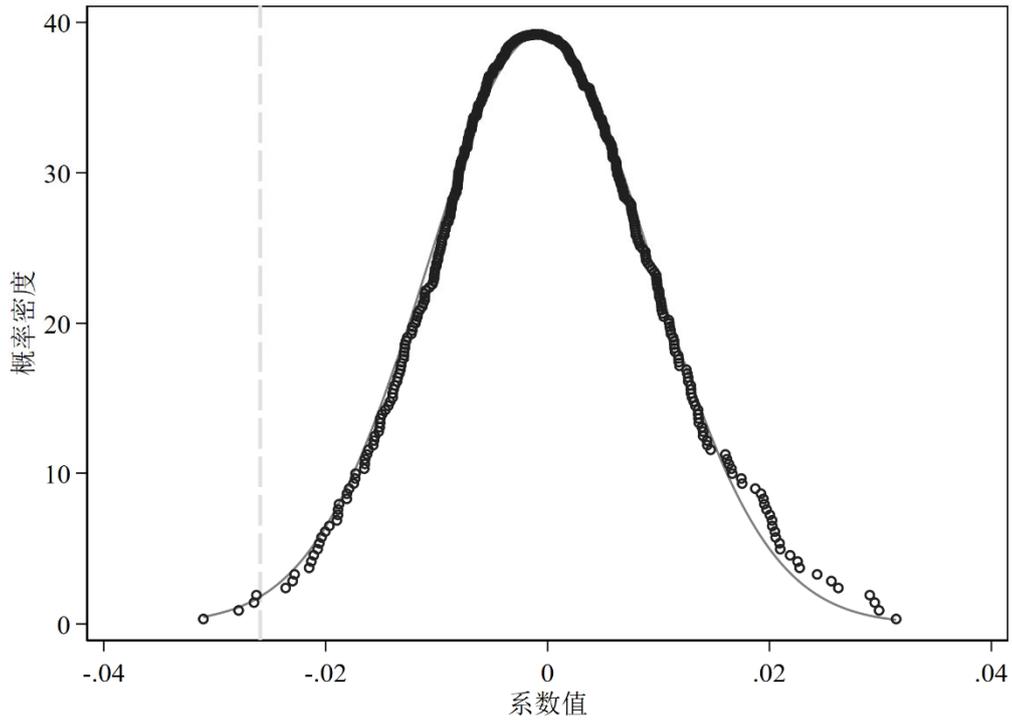


图 2 安慰剂检验

注：安慰剂检验通过随机构造处理组及其处理时点并重新基于模型 (27) 估计宽带建设的处理效应，重复 500 次后绘制其概率密度。图中虚线表示基准回归系数， p 值为 0.008。

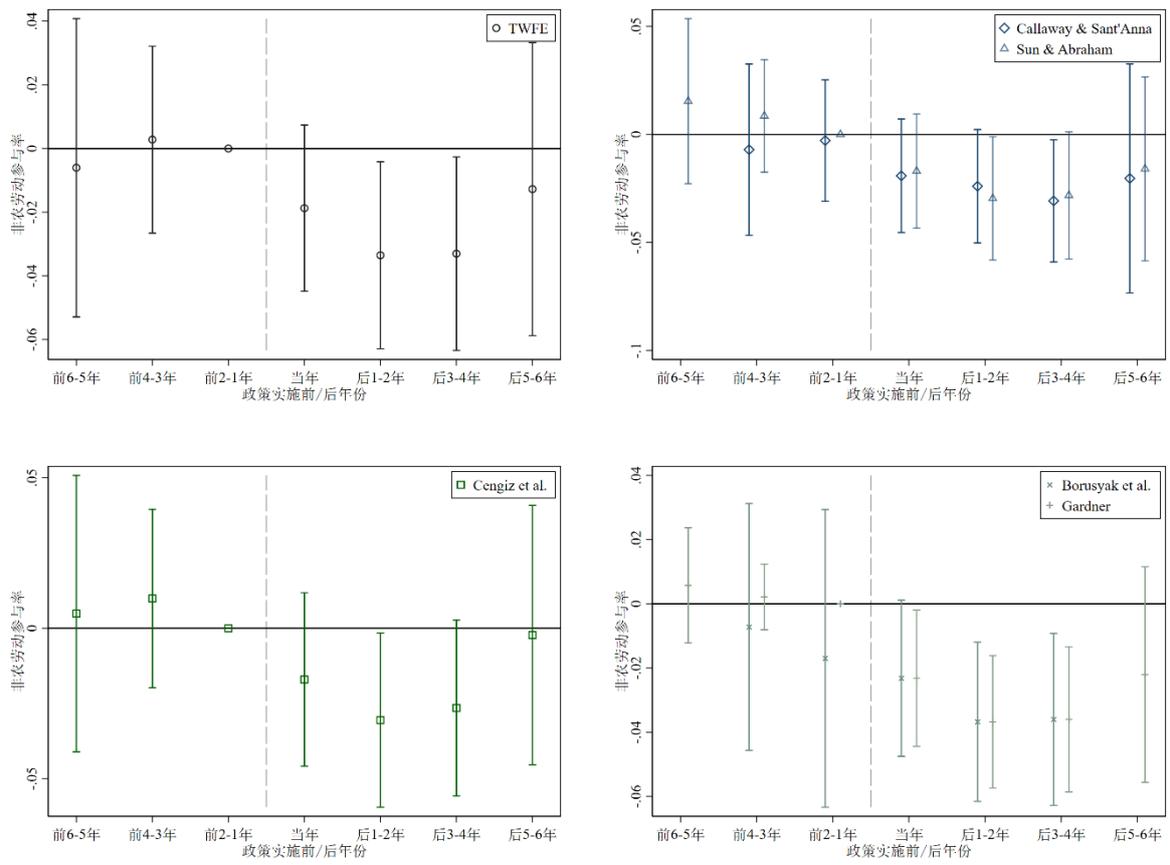


图 3 平行趋势检验

注：帽顶区间内为 95% 置信区间。基于 Callaway & Sant'Anna (2021) 和 Borusyak et. al. (2021) 开发的平行趋势检验以前 6-5 年为参照期，其余以前 2-1 年为参照期。

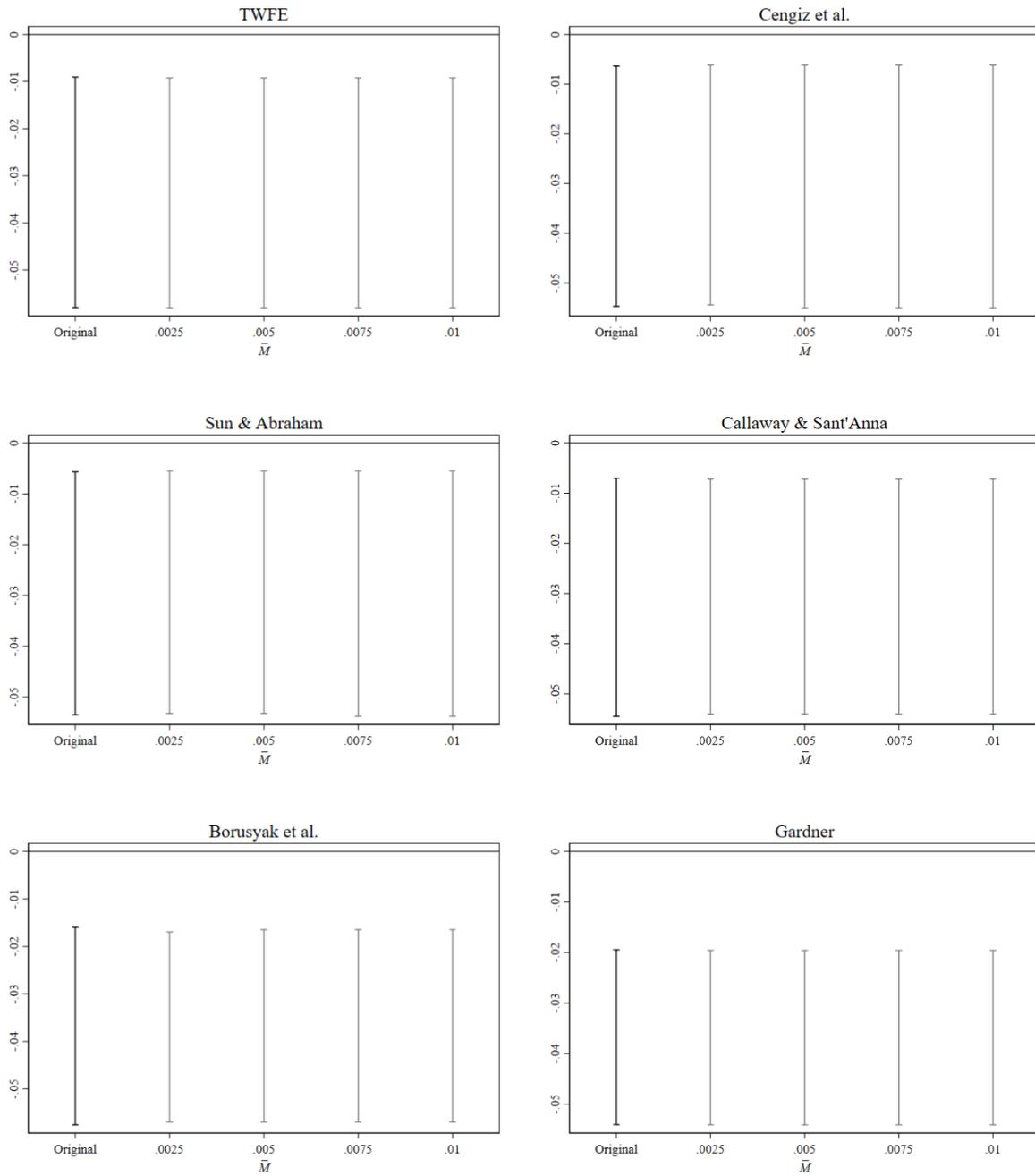


图 4 平行趋势的敏感性分析

注：敏感性分析方法参考 Rambachan & Roth (2023)。图中，横轴表示平行趋势的不成立程度，并使用相对偏离程度进行限制，纵轴表示 90% 置信区间

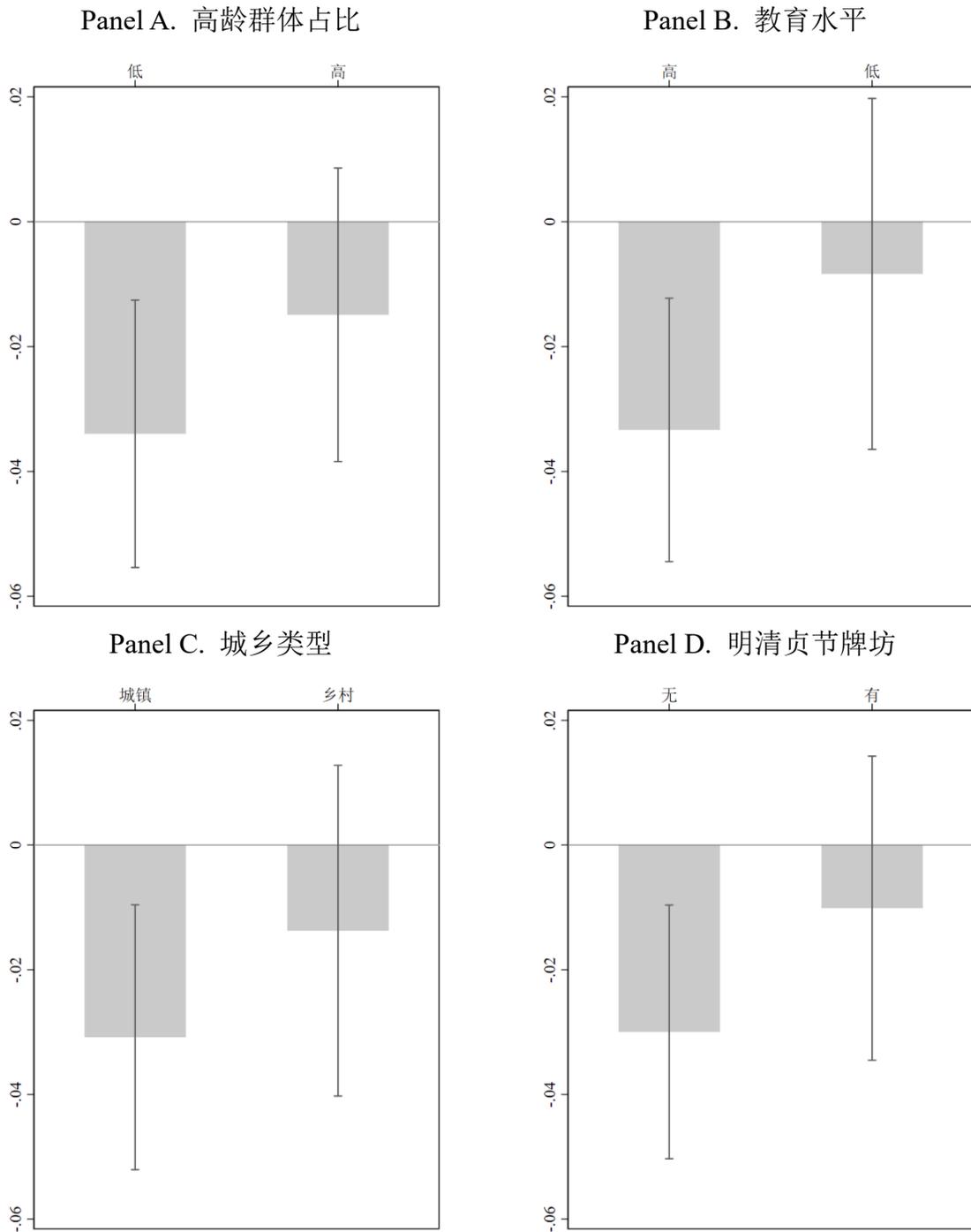


图 5 异质性分析

注：帽顶内为 95% 置信区间。

表 1 描述性统计

变量名称	均值 (1)	标准差 (2)	最小值 (3)	中位数 (4)	最大值 (5)
Panel A: 个体数据					
非农劳动参与	0.451	0.498	0	0	1
性别 (男性=1)	0.499	0.500	0	0	1
户口 (农村=1)	0.735	0.442	0	1	1
年龄	39.36	12.56	16	41	60
婚姻情况 (已婚=1)	0.783	0.412	0	1	1
教育年限	8.139	4.641	0	9	22
健康状况 (标准化)	0	1	-1.896	-0.281	1.334
居住地 (城镇=1)	0.450	0.498	0	0	1
Observations					120,582
Panel B: 县级数据					
非农劳动参与性别差异	0.104	0.088	-0.125	0.101	0.361
农村户口占比	0.657	0.290	0	0.764	1
平均年龄	39.88	2.281	32.34	39.91	48.18
结婚率	0.769	0.073	0.442	0.778	0.950
平均教育年限	8.629	2.140	1.914	8.562	14.05
平均健康状况 (标准化)	0.001	0.993	-2.691	0.318	2.008
城镇化率	0.518	0.321	0	0.459	1
Observations					846
Panel C: 市级数据					
“宽带中国”	0.211	0.408	0	0	1
Observations					762

注: Panel A 中各变量数据来源于 CFPS 成人问卷; Panel B 根据个体数据在县级层面平均得到; Panel C 中记录的是问卷样本中所涉及的地级市。

表 2 “宽带中国”战略的就业促进效应

因变量	非农劳动参与			
	(1)	(2)	(3)	(4)
“宽带中国”	0.270*** (0.026)	0.227*** (0.011)	0.037*** (0.013)	0.032** (0.014)
性别 (男性=1)				0.094*** (0.006)
户口 (农村=1)				-0.127*** (0.010)
年龄				0.039*** (0.002)
年龄 ²				-0.001*** (0.000)
婚姻情况 (已婚=1)				0.032*** (0.006)
教育年限				0.021*** (0.001)
健康状况 (标准化)				0.012*** (0.002)
城乡 (城镇=1)				0.120*** (0.011)
Observations	120,582	120,582	120,582	120,582
R-squared	0.044	0.157	0.192	0.331
城市固定效应		Yes	Yes	Yes
年份固定效应			Yes	Yes
控制变量				Yes

注：系数下方括号内为县级聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 3 宽带建设对就业中性别差距的处理效应

因变量	非农劳动参与的性别差异			
	(1)	(2)	(3)	(4)
“宽带中国”	-0.058*** (0.008)	-0.087*** (0.010)	-0.029** (0.012)	-0.026** (0.012)
农村户口占比				0.074* (0.042)
平均年龄				0.070** (0.030)
平均年龄 ²				-0.001** (0.000)
结婚率				0.039 (0.071)
平均教育年限				0.005 (0.006)
平均健康状况				-0.017* (0.008)
城镇化率				0.039 (0.026)
Observations	846	846	846	846
R-squared	0.084	0.398	0.490	0.505
城市固定效应		Yes	Yes	Yes
年份固定效应			Yes	Yes
控制变量				Yes

注：系数下方括号内为县级聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 4 稳健性检验—改变回归模型定义与标准误

因变量	非农劳动参与的性别差异					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“宽带中国”	-0.028** (0.014) <0.015> [0.003] {0.059}	-0.028** (0.014) <0.015> [0.003] {0.059}	-0.021* (0.012) <0.010> [0.001] {0.048}	-0.021* (0.012) <0.010> [0.001] {0.048}	-0.027* (0.014) <0.010> [0.001] {0.017}	-0.022* (0.012) <0.009> [0.001] {0.026}
Observations	846	846	846	846	846	846
R-squared	0.509	0.509	0.520	0.520	0.506	0.551
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
批次固定效应× t	Yes	Yes				
批次固定效应× t^2		Yes				
地区固定效应× t			Yes	Yes		
地区固定效应× t^2				Yes		
2010 性别差距× t					Yes	Yes
2010 性别差距× t^2						Yes

注：系数下方括号内为城市聚类标准误；尖括号内为异方差标准误；方括号内为城市-处理组层面双重聚类标准误(Cameron et. al., 2011)；花括号内为原始自助法估计的 p 值(Canay et. al., 2021; MacKinnon, 2023)，抽样次数 5000 次；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 5 稳健性检验—改变劳动参与性别差距定义

因变量	非农劳动参与的性别差异		
	含副业	工资收入（千元）	ln 工资收入（千元）
	(1)	(2)	(3)
“宽带中国”	-0.028** (0.012)	-0.878* (0.500)	-0.032* (0.017)
Observations	846	845	845
R-squared	0.524	0.350	0.329
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes

注：系数下方括号内为县级聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 6 稳健性检验—工具变量法

因变量	非农劳动参与性别差异		
	(1)	(2)	(3)
“宽带中国”	-0.059* (0.035)	-0.113** (0.046)	-0.079** (0.033)
R-squared	0.519	0.460	0.503
	First stage		
	(4)	(5)	(6)
互联网覆盖率	0.035*** (0.006)		0.030*** (0.006)
移动电话覆盖率		0.012*** (0.004)	0.009*** (0.003)
R-squared	0.733	0.724	0.742
Observations	574	574	574
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes

注：系数下方括号内为县级聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 7 交叠双重差分模型估计系数的 Bacon 分解

分类	权重 (1)	2×2 DD 估计量 (2)
早期处理组 vs. 晚期处理组	0.047	-0.051
晚期处理组 vs. 晚期处理组	0.071	-0.021
所有处理组 vs. 未被处理组	0.881	-0.027
所有处理组 vs. 已被处理组	0.000	-

注：表格中 Bacon 分解基于模型 (27) 展开 (Goodman-Bacon, 2021)。

表 8 机制分析--产业结构升级

因变量	生产性服务业	生产性服务业	高端服务业	高端服务业
	定义 1	定义 2	定义 1	定义 2
	(1)	(2)	(3)	(4)
“宽带中国”	0.010* (0.006)	0.017** (0.007)	0.010*** (0.004)	0.017*** (0.006)
Observations	0.891	0.858	0.859	0.802
R-squared	3,532	3,532	3,532	3,532
因变量均值	0.219	0.302	0.146	0.228
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes

注：系数下方括号内为市级聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 9 机制分析—传统工作观念和态度转变

因变量	通过网络、 手机等媒介 获取信息	通过报纸、 广播和他人 获取信息	市场导向 的价值观	封建思 想观念	认为找 工作容易
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
“宽带中国”	0.111***	-0.194***	0.006*	-0.023***	0.012**
×性别 (女性=1)	(0.009)	(0.014)	(0.004)	(0.005)	(0.006)
“宽带中国”	0.100***	-0.032**	0.002	-0.003	-0.006
	(0.013)	(0.014)	(0.006)	(0.007)	(0.011)
性别 (女性=1)	0.105***	0.011*	-0.002	0.001	-0.015***
	(0.006)	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
Observations	73,959	73,959	54,886	76,246	98,283
R-squared	0.687	0.597	0.019	0.455	0.045
因变量均值	0.474	0.586	0.625	0.668	0.153
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：系数下方括号内为县级聚类标准误；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

附录

(一) 理论模型证明过程

1. 等式 (3) 证明过程

根据等式 (1) 和 (2), 生产者的利润最大化一阶条件可以表示为:

$$\frac{\partial \pi_j}{\partial L_{fj}} = 0: \quad p_j \xi_j A_j^{\frac{\eta-1}{\eta}} Y_j^{\frac{1}{\eta}} L_{fj}^{-\frac{1}{\eta}} \quad (\text{A.1})$$

$$= w_f,$$

$$\frac{\partial \pi_j}{\partial L_{fj}} = 0: \quad p_j (1 - \xi_j) A_j^{\frac{\eta-1}{\eta}} Y_j^{\frac{1}{\eta}} L_{mj}^{-\frac{1}{\eta}} = w_m, j \in \{d, g\}. \quad (\text{A.2})$$

通过等式 (A.1) 和 (A.2) 相比可得到正文中的等式 (3)。

QED

2. 等式 (9) 证明过程

根据等式 (5)、(6)、(7) 和 (8), 家庭的效用最大化一阶条件可以表示为:

$$(c_g): \frac{\partial U}{\partial c_g} = 0, \quad \lambda p_g = \omega U^{\frac{1}{\varepsilon}} c_g^{-\frac{1}{\varepsilon}}, \quad (\text{A.3})$$

$$(c_d): \frac{\partial U}{\partial c_z} \frac{\partial c_z}{\partial c_d} = 0, \quad \lambda p_d = (1 - \omega) U^{\frac{1}{\varepsilon}} c_z^{-\frac{1}{\varepsilon}} \psi c_z^{\frac{1}{\sigma}} c_d^{-\frac{1}{\sigma}}, \quad (\text{A.4})$$

$$(L_{fh}): \frac{\partial U}{\partial c_z} \frac{\partial c_z}{\partial c_h} \frac{\partial c_h}{\partial L_{fh}} = 0, \quad \lambda w_f = (1 - \omega) U^{\frac{1}{\varepsilon}} c_z^{-\frac{1}{\varepsilon}} (1 - \psi) c_z^{\frac{1}{\sigma}} c_h^{-\frac{1}{\sigma}} \xi_h A_h^{\frac{\eta-1}{\eta}} c_h^{\frac{1}{\eta}} L_{fh}^{-\frac{1}{\eta}}, \quad (\text{A.5})$$

$$(L_{mh}): \frac{\partial U}{\partial c_z} \frac{\partial c_z}{\partial c_h} \frac{\partial c_h}{\partial L_{mh}} = 0, \lambda w_m = (1 - \omega) U^{\frac{1}{\varepsilon}} c_z^{-\frac{1}{\varepsilon}} (1 - \psi) c_z^{\frac{1}{\sigma}} c_h^{-\frac{1}{\sigma}} (1 - \xi_h) A_h^{\frac{\eta-1}{\eta}} c_h^{\frac{1}{\eta}} L_{mh}^{-\frac{1}{\eta}}. \quad (\text{A.6})$$

其中 λ 为拉格朗日乘子。将等式 (A.5) 和 (A.6) 相比, 正文中等式 (9) 得证。

QED

3. 等式 (12) 证明过程

根据正文中 (11) 式对 p_h 的定义, 家庭部门效用最大化过程 (5)、(6)、(7) 和 (8) 可以重新表示为:

$$\max U = \left[\omega c_g^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1 - \omega) c_z^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (\text{A.7})$$

$$s. t. \quad c_z = \left[\psi c_d^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\psi) c_h^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (\text{A.8})$$

$$p_d c_d + p_g c_g + p_h c_h = w_m L_m + w_f L_f. \quad (\text{A.9})$$

得到一阶条件有：

$$(c_h): \lambda p_h = (1-\omega) U_\varepsilon c_z^{-\frac{1}{\varepsilon}} (1-\psi) c_z^{\frac{1}{\sigma}} c_h^{-\frac{1}{\sigma}}. \quad (\text{A.10})$$

由 (A.5) 和 (A.10) 相比可得：

$$\frac{w_f}{p_h} = A_h \frac{\eta-1}{\eta} \xi_h \left(\frac{c_h}{L_{fh}} \right)^{\frac{1}{\eta}}. \quad (\text{A.11})$$

同时，将正文中的 (9) 式代入效用函数 (7) 并整理可得：

$$\frac{c_h}{L_{fh}} = A_h \left(\frac{\xi_h}{I_h} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}. \quad (\text{A.12})$$

类似地，将正文中的 (3) 式代入生产函数 (2) 并整理可得：

$$\frac{Y_d}{L_{fd}} = A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (\text{A.13})$$

$$\frac{Y_g}{L_{fg}} = A_g \left(\frac{\xi_g}{I_g} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}. \quad (\text{A.14})$$

于是，将 (A.12) 代入 (A.11) 可得：

$$\frac{w_f}{p_h} = A_h (\xi_h)^{\frac{\eta}{\eta-1}} (I_h)^{\frac{-1}{\eta-1}}. \quad (\text{A.15})$$

类似地，将 (A.13) 和 (A.14) 分别代入 (A.1) 并整理可得：

$$\frac{w_f}{p_d} = A_d (\xi_d)^{\frac{\eta}{\eta-1}} (I_d)^{\frac{-1}{\eta-1}}, \quad (\text{A.16})$$

$$\frac{w_f}{p_g} = A_g (\xi_g)^{\frac{\eta}{\eta-1}} (I_g)^{\frac{-1}{\eta-1}}. \quad (\text{A.17})$$

基于 (A.15) 和 (A.16) 可得 p_d 和 p_h 的比：

$$\frac{p_d}{p_h} = \frac{A_h}{A_d} \left(\frac{\xi_h}{\xi_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \left(\frac{I_h}{I_d} \right)^{\frac{-1}{\eta-1}}. \quad (\text{A.18})$$

另外，基于 (A.4) 和 (A.10) 还可得 c_d 和 c_h 的比：

$$\frac{c_d}{c_h} = \left(\frac{\psi}{1-\psi} \right)^\sigma \left(\frac{p_d}{p_h} \right)^{-\sigma}. \quad (\text{A.19})$$

那么，结合 (A.18) 和 (A.19) 可以得到正文中的等式 (12)。

QED

4. 等式 (13) 证明过程

重新整理 (A.19) 式可以得到:

$$\frac{p_d}{p_h} = \left(\frac{\psi}{1-\psi} \right) \left(\frac{c_d}{c_h} \right)^{-\frac{1}{\sigma}}. \quad (\text{A.20})$$

等式 (A.20) 意味着 E_{hd} 还可以表示为:

$$E_{hd} = \left(\frac{\psi}{1-\psi} \right) \left(\frac{c_d}{c_h} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}. \quad (\text{A.21})$$

而根据效用函数 (6), 可以得到:

$$\frac{c_z}{c_d} = \psi^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left[1 + \left(\frac{1-\psi}{\psi} \right) \left(\frac{c_h}{c_d} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] = \psi^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left(1 + \frac{1}{E_{hd}} \right). \quad (\text{A.22})$$

基于 (A.3) 和 (A.4) 有:

$$\frac{p_g}{p_d} = \frac{\omega}{1-\omega} \left(\frac{c_z}{c_g} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \frac{1}{\psi} \left(\frac{c_d}{c_z} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \Rightarrow \frac{c_g}{c_d} = \left[\frac{\omega}{\psi(1-\omega)} \left(\frac{p_d}{p_g} \right) \right]^{\varepsilon} \left(\frac{c_z}{c_d} \right)^{\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma}}. \quad (\text{A.23})$$

将 (A.22) 代入 (A.23) 有:

$$\frac{c_g}{c_d} = \left[\frac{\omega}{\psi(1-\omega)} \left(\frac{p_d}{p_g} \right) \right]^{\varepsilon} \left[\psi^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left(1 + \frac{1}{E_{hd}} \right) \right]^{\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma}}. \quad (\text{A.24})$$

而基于 (A.16) 和 (A.17) 可知:

$$\frac{p_d}{p_g} = \frac{A_g}{A_d} \left(\frac{\xi_g}{\xi_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \left(\frac{I_g}{I_d} \right)^{\frac{-1}{\eta-1}}. \quad (\text{A.25})$$

那么, 结合 (A.24) 和 (A.25) 可以得到正文中的等式 (13)。

QED

5. 等式 (17) 证明过程

市场均衡下的劳动参与率 P 由女性和男性分别在部门 d 和 g 的劳动人数以及从事家庭劳动 h 的人数确定, 并可以整理为:

$$\begin{aligned} \frac{P}{1-P} &= \frac{L_{fd} + L_{md} + L_{fg} + L_{mg}}{L_{fh} + L_{mh}} = \frac{L_{fd} + L_{md}}{L_{fh} + L_{mh}} + \frac{L_{fg} + L_{mg}}{L_{fh} + L_{mh}} \\ &= \frac{L_{fd}}{L_{fh}} \frac{1 + \frac{L_{md}}{L_{fd}}}{1 + \frac{L_{mh}}{L_{fh}}} + \frac{L_{fg} L_{fd}}{L_{fd} L_{fh}} \frac{1 + \frac{L_{mg}}{L_{fg}}}{1 + \frac{L_{mh}}{L_{fh}}}. \end{aligned} \quad (\text{A.26})$$

由于等式 (3) 和 (9) 已给出女性劳动力在不同部门及家庭劳动中相对于男性劳动力的比例, L_{md}/L_{fd} 和 L_{mh}/L_{fh} , 因此还要求得女性劳动力在各个部门和家庭劳

之间的配置结构，尤其是 L_{fg}/L_{fd} 和 L_{fd}/L_{fh} 。

首先，对于女性在部门 d 和 g 的劳动人数之比 L_{fd}/L_{fg} 可先将正文中的等式 (14) 分别代入 (A.13) 和 (A.14) 得到：

$$\frac{c_d}{L_{fd}} = \frac{Y_d}{L_{fd}} = A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (\text{A.27})$$

$$\frac{c_g}{L_{fg}} = \frac{Y_g}{L_{fg}} = A_g \left(\frac{\xi_g}{I_g} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}. \quad (\text{A.28})$$

再基于等式 (13)、(A.25)、(A.27) 和 (A.28) 得到：

$$\frac{L_{fd}}{L_{fg}} = \frac{c_g/L_{fg} p_d c_d p_g}{c_d/L_{fd} p_g c_g p_d} = \frac{A_g \left(\frac{\xi_g}{I_g} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}}{A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}} E_{dg} \frac{A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \left(\frac{I_d}{I_g} \right)^{-1}}{A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}} = \frac{I_d}{I_g} E_{dg}. \quad (\text{A.29})$$

然后，类似的，女性在部门 d 和从事家庭劳动 h 的人数之比 L_{fd}/L_{fh} 可以基于等式 (12)、(A.12)、(A.18) 和 (A.27) 得到：

$$\frac{L_{fd}}{L_{fh}} = \frac{c_h/L_{fh} p_d c_d p_h}{c_d/L_{fd} p_h c_h p_d} = \frac{A_h \left(\frac{\xi_h}{I_h} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}}{A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}} \frac{1}{E_{hd}} \frac{A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \left(\frac{I_d}{I_h} \right)^{-1}}{A_d \left(\frac{\xi_d}{I_d} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}} = \frac{I_d}{I_h} \frac{1}{E_{hd}}. \quad (\text{A.30})$$

最后，将等式 (3)、(9)、(A.29) 和 (A.30) 代入 等式 (A.26) 可以得到：

$$P = \frac{I_d}{I_h} \frac{1}{E_{hd}} \frac{1 + \alpha_d^{-\eta} x^\eta}{1 + \alpha_h^{-\eta} x^\eta} + \frac{I_g}{I_d} \frac{1}{E_{dg}} \frac{I_d}{I_h} \frac{1}{E_{hd}} \frac{1 + \alpha_g^{-\eta} x^\eta}{1 + \alpha_h^{-\eta} x^\eta}. \quad (\text{A.31})$$

其中，根据正文中的等式 (4)， $\alpha_d^\eta x^{-\eta}$ 和 $\alpha_g^\eta x^{-\eta}$ 可以分别由 I_d 和 I_d 表示；根据正文中的等式 (10)， $\alpha_h^\eta x^{-\eta}$ 可以由 I_h 表示，即：

$$I_j = \frac{1}{1 + \alpha_j^{-\eta} x^{\eta-1}} \Rightarrow \alpha_j^{-\eta} x^\eta = x \frac{1 - I_j}{I_j}, j \in \{d, g, h\}. \quad (\text{A.32})$$

将等式 (A.32) 代入 (A.31) 后整理即可得到正文中的等式 (17)。

QED

6. 等式 (18) 证明过程

市场均衡下的女性劳动参与 R 由女性和男性分别在部门 d 和 g 的劳动人数确定，并结合等式 (3) 和 (A.29) 可以整理得到：

$$R \equiv \frac{L_{fg} + L_{fd}}{L_{mg} + L_{md}} = \frac{1 + \frac{L_{fd}}{L_{fg}}}{\frac{L_{mg}}{L_{fg}} + \frac{L_{md}L_{fd}}{L_{fd}L_{fg}}} = \frac{1 + \frac{I_d}{I_g}E_{dg}}{\alpha_g^{-\eta}x^\eta + \alpha_d^{-\eta}x^\eta \frac{I_d}{I_g}E_{dg}}. \quad (\text{A.33})$$

将 (A.32) 代入 (A.33) 并整理可使正文等式 (18) 得证。

并且，等式 (18) 中的各项可以通过对等式 (12) 和 (13) 求微分得到：

$$\frac{\partial R}{\partial E_{dg}} = \frac{I_d - I_g}{x[(1 - I_g) + (1 - I_d)E_{dg}]^2} > 0, \quad (\text{A.34})$$

$$\frac{\partial E_{dg}}{\partial A_d} = \frac{E_{dg}}{A_d}(\varepsilon - 1) > 0, \quad (\text{A.35})$$

$$\frac{\partial E_{hd}}{\partial E_{dg}} = \frac{E_{dg}}{1 + E_{hd}} \frac{\varepsilon - \sigma}{\sigma - 1} < 0, \quad (\text{A.36})$$

$$\frac{\partial E_{hd}}{\partial A_d} = -\frac{E_{hd}}{A_d}(\sigma - 1) < 0. \quad (\text{A.37})$$

将上述等式代入 (19)，并整理可以得到：

$$\frac{\partial R}{\partial A_d} = \frac{E_{dg}}{A_d} \frac{I_d - I_g}{x[(1 - I_g) + (1 - I_d)E_{dg}]^2} \left(\frac{1}{1 + E_{hd}} \varepsilon + \frac{E_{hd}}{1 + E_{hd}} \sigma - 1 \right) > 0. \quad (\text{A.38})$$

这直接地表明了数字基础设施的扩张可以推动女性积极参与劳动力市场。

QED

The Impact of the Digital Economy on Gender Equality in Labor Participation in China

Abstract

Gender equality in labor participation is crucial for unlocking women's productivity and promoting high-quality development. In this paper, we build a two-sector general-equilibrium model that incorporates gender heterogeneity, in order to analyze female labor participation in the context of an expanding digital infrastructure. Our model indicates that the digital economy narrows the gender gap in labor participation, primarily through the upgrading of industrial structures and a shift in traditional gender concepts. Based on the "Broadband China" program, which advocates for the development of digital infrastructure, we use a staggered difference-in-differences strategy to empirically test the predictions of our model. We find a substantial reduction in the gender gap in labor participation by 2.6 percentage points following the implementation of the program. This finding holds robustly when considering remedial estimators from recent econometric studies and conducting sensitivity analyses to assess parallel trends. We also provide empirical support for the mechanisms indicated by the model.

Keywords: Digital economy; Labor participation; Gender gap; Industrial structure upgrading; Staggered difference-in-differences