

电子商务参与对农村性别收入差距的影响

曹增栋¹, 岳中刚², 程欣炜²

(1.北京师范大学 经济与资源管理研究院, 北京 100875; 2.南京邮电大学 经济学院, 南京 210023)

摘要: 基于家庭专业化分工理论和性别比较优势理论, 采用10个省份2014—2020年6866个农村家庭的追踪调查数据和2020年中国家庭追踪调查数据, 运用多期双重差分法探究电子商务参与对农村性别收入差距的影响及其作用机制。研究表明: 电子商务参与显著缩小了农村性别收入差距; 电子商务参与通过提高工作弹性, 帮助女性平衡家务和有薪劳动, 提高女性劳动参与率; 电子商务参与有利于发挥女性服务技能的比较优势, 弱化男性体力技能的比较优势, 从而缩小性别收入差距; 对于家庭性别观念更传统、低技能和中西部地区的女性而言, 电子商务参与的作用更为明显, 体现出电子商务参与的普惠性和包容性。

关键词: 电子商务参与; 农村性别收入差距; 工作弹性; 劳动参与

中图分类号: F241.4

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2023)06-0013-10

The impact of e-commerce participation on rural gender income gap

CAO Zengdong¹, YUE Zhonggang², CHENG Xinwei²

(1. School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China;

2. School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunication, Nanjing 210023, China)

Abstract: Based on the tracking survey data of 6686 rural households in 10 provinces from 2014 to 2020 and data of China Family Panel Studies in 2020, the influence and mechanism of e-commerce participation on rural gender income gap have been studied by using the family specialization theory, gender comparative advantage theory, and multistage difference-in-difference method. The results show that e-commerce participation significantly narrows the rural gender income gap. Through improving work flexibility, e-commerce participation helps females balance housework and paid work and improves the female labor force participation rate. E-commerce participation is conducive to strengthening the advantages of females' service skills and weakening the advantage of males' physical skills, thus reducing the gender income gap. For women from families with more traditional gender norms, lower-skilled areas and Central and Western regions, the impact of e-commerce participation is much more obvious, which reflects the inclusiveness of e-commerce participation.

Keywords: e-commerce participation; rural gender income gap; work flexibility; labor force participation

一、问题的提出

共同富裕是社会主义的本质要求, 促进共同富裕是一项全局性的任务。近些年, 居民总收入逐步增长, 但女性和男性收入差距问题依然凸显。《中国妇女发展纲要(2021—2030年)》指出, 要保障妇女平等参与经济发展的权利和机会, 缩小男女收入差

距。与城镇地区相比, 农村地区受传统性别角色观念影响更大, 在劳动力市场机制不够完善的情况下, 农村性别收入差距问题更严重^[1]。缩小性别收入差距、优化收入分配格局成为实现共同富裕的必要条件和关键环节^[2]。

得益于物流运输业和互联网信息技术的发展, 电子商务在中国农村的应用范围不断扩大、应用程度加深, 对农村的产业发展和经营模式产生着深远影响。农村电子商务服务中心、电子商务产业园等新事物相继涌现, 淘宝村数量近年来呈指数级增长, 从2014年的212个增加到2022年的7780个^①。在淘宝村, 销售农产品或轻工产品已成为大量农村家

收稿日期: 2023-09-09

基金项目: 国家社会科学基金项目(23BJL078); 江苏省社科应用研究精品工程(22SCB-032); 湾区拔尖创新青年培训基金项目(23BIBS03)

作者简介: 曹增栋(1998—), 男, 江苏南通人, 博士研究生, 主要研究方向为电子商务与劳动经济。

庭的主要生计。已有研究发现,农村电子商务发展有助于扩大农产品交易规模和提升销售利润^[3],提高农户创业率和创业规模^[4],以及提升县域人均GDP和农民收入^[5-7]。与此同时,电子商务应用对劳动力的市场配置产生了深刻影响。其中重要的表现是,电子商务工作具有很强的灵活性,突破了工作时间和地点的限制,并且对完成工作任务的体力要求不高。这一系列变化越来越契合女性职业需求,进而重塑男性和女性的收入。那么,电子商务参与能否发挥“她能力”,缩小农村性别收入差距呢?其影响机制是什么?

已有文献关注了数字化对性别收入差距的影响。李建奇认为,数字化变革通过增强女性社交技能优势、削弱男性体力优势和减少性别歧视,缩小了性别就业和收入差距^[8]。Anelli等基于中国和美国的经验证据研究发现,工业机器人密度的增大有助于缩小性别收入差距,提高女性的相对经济地位^[9]。然而,Aksoy等利用欧洲20个国家的2800万员工的数据研究发现,机器人应用扩大了性别工资差距,因为从事中高技能职业的男性员工更能受益于机器人驱动的生产力提高,进而导致男性员工和女性员工的工资差距扩大^[10]。部分文献关注了电子商务参与对女性就业和收入的影响,研究发现:电子商务参与帮助女性连接市场,平衡工作与家庭责任,释放性别优势,使她们自身、家庭和社会重新认识女性价值^[11];电子商务参与能激发农村妇女的工作热情,促使她们参与生产活动并灵活地选择工作时间和地点^[12];电子商务参与还能提高农村女性的劳动收入,进而提高女性经济地位^[13]。

学者们关注了数字化和人工智能对性别收入分配的影响,但是工业机器人及其他人工智能技术集中在城镇地区应用,对农村地区的冲击很小。电子商务是数字经济的重要组成部分。随着政府电子商务进农村工作的推进,电子商务在农村地区的应用范围逐渐扩大,应用程度也在逐步加深,可能对男性和女性的经济收入产生影响。并且,不同于机器学习和机器人技术等人工智能技术,电子商务商业模式创造了很多灵活新兴就业岗位,有助于女性平衡家庭和事业^[14]。这引发了笔者对电子商务参与对农村性别收入差距影响的关注。此外,部分文献虽然探究了电子商务参与对女性劳动绩效的影响,但是这些研究没有比较男性和女性在电子商务参与中的经济收益高低,即没有聚焦于电子商务参与

对性别收入差距的影响。且已有文献在分析电子商务对家庭经济行为的影响时,对于电子商务的衡量偏宏观(例如区县或村庄级电子商务发展水平),没有测量家庭是否直接参与电子商务,同时也缺乏连续追踪样本的深度考察^[15]。鉴于此,本文拟基于家庭专业化分工理论和性别比较优势理论,梳理电子商务参与影响性别收入差距的作用机制,并采用10个省份2014—2020年6686个农村家庭的追踪调查和2020年中国家庭追踪调查数据,运用多期双重差分法(DID)检验家庭电子商务参与对农村性别收入差距的影响及其机制,以期更好地理解电子商务发展的经济社会效应,为利用电子商务提高女性经济地位、促进性别层面的共同富裕提供参考。

二、理论模型与研究假说

假设一个企业在生产过程中需要两种劳动:体力劳动(L_A)和脑力劳动(L_B),这两种劳动由不同性别的劳动力提供,并且男性和女性的劳动禀赋不同。男性和女性都能够无弹性地提供体力劳动和脑力劳动,且男性和女性提供相同的脑力劳动,男性比女性提供更多的体力劳动^[16]。于是,本文得到:

$$L_{fA} < L_{mA}, L_{fA} + L_{mA} = L_A \quad (1)$$

$$L_{fB} = L_{mB} = L_B / 2 \quad (2)$$

其中, L_{fA} 和 L_{mA} 分别表示由女性和男性提供的体力劳动, L_{fB} 和 L_{mB} 分别表示由女性和男性提供的脑力劳动。假设男性和女性提供的体力劳动份额分别为 μ 和 $1-\mu$ ($\mu > 0.5$),于是有:

$$L_{fA} = (1-\mu)L_A, L_{mA} = \mu L_A \quad (3)$$

将体力劳动和脑力劳动加总,可以得到女性劳动供给(L_f)和男性劳动供给(L_m):

$$L_f = (1-\mu)L_A + L_B / 2, L_m = \mu L_A + L_B / 2 \quad (4)$$

性别收入差距指女性收入低于男性收入的百分比,其公式为^[17]:性别收入差距=1-女性收入/男性收入。设定男性和女性的平均工资率分别为 w_m 和 w_f ,可以得到性别收入差距Gap:

$$Gap = 1 - \frac{w_f [(1-\mu)L_A + L_B / 2]}{w_m (\mu L_A + L_B / 2)} \quad (5)$$

最后,将性别收入差距Gap分别对 L_A 和 L_B 求导可得

$$\frac{\partial Gap}{\partial L_A} = \frac{(2\mu-1)w_f w_m L_B}{2[w_m (\mu L_A + L_B / 2)]^2} > 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial \text{Gap}}{\partial L_B} = \frac{(1-2\mu)w_f w_m L_A}{2[w_m(\mu L_A + L_B/2)]^2} < 0 \quad (7)$$

根据式 (6) 和 (7) 可以得出：如果对体力劳动的需求增加，性别收入差距将扩大；反之，如果对脑力劳动的需求增加，性别收入差距将缩小。具体到本文研究情境，电子商务的发展催生了新的职业，例如平台客服、带货主播、商品与订单管理员以及营销推广人员等。这些新兴职业弱化了体力劳动的价值，而强调了服务技能的价值，比如沟通能力、人际交往和感知力等。这些服务技能与脑力劳动密切相关，从而更有利于女性就业。因此，家庭参与电子商务将增加家庭劳动分工过程中对服务技能的需求，进而缩小性别收入差距。

同理，将所有就业岗位划分为两类：一类是非灵活就业岗位，另一类是灵活就业岗位。假设男性和女性在非灵活就业岗位提供相同的劳动，而女性比男性在灵活就业岗位提供更多的劳动。该假设的合理之处在于：受到生育、抚养和“男主外女主内”的传统性别规范的影响，女性主要负责家务劳动，部分女性因此不进入或退出劳动力市场，而从事高

弹性的灵活就业有助于女性兼顾劳动力市场工作和家务劳动。此外，假设电子商务会增加灵活就业岗位。研究表明，中国数字经济发展催生了众多门槛低、工作方式灵活、就业弹性大的新型灵活就业方式，显著提高灵活就业者的自雇概率^[18]。就业弹性的增大有助于女性兼顾工作和家庭生活。与上述推导思路相同，可以得到理论推断：家庭参与电子商务将提高工作弹性，进而缩小性别收入差距。根据上述理论模型推导，本文提出：

假设 1：电子商务参与缩小了性别收入差距。

上文推导证明了电子商务参与可以缩小性别收入差距。然而，推导的成立依赖于两个假设：电子商务参与提高了工作弹性以及电子商务参与增加了家庭劳动分工对服务技能的需求。下文将进一步论证这两个假设的合理性。基于家庭专业化分工理论和性别比较优势理论，电子商务参与主要通过两个渠道作用于性别收入差距：一是提高工作弹性、促进工作与家庭的平衡，进而提高女性劳动参与率；二是创造适合女性的新职业，增强女性服务技能比较优势。理论框架如图 1 所示。

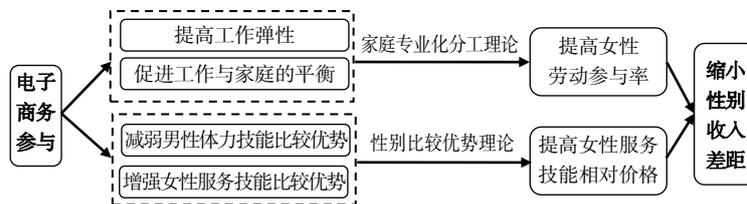


图 1 电子商务参与影响性别收入差距的理论框架

第一，电子商务参与提高了工作弹性，帮助女性实现家庭和有薪劳动的平衡。家庭劳动专业化分工理论认为已婚男性主要负责劳动力市场工作，扮演家庭经济支柱角色；而已婚女性主要负责家务或从事传统女性职业^[19]。由于已婚女性需要在家务劳动和照顾孩子上耗费更多精力，所以她们在市场工作上花费的精力少于已婚男性，甚至退出劳动力市场，这导致已婚女性的小时收入低于具有相同人力资本的已婚男性^[20]。“男主外女主内”的传统性别规范长期影响着中国男性和女性的角色分工，对农村地区的影响尤其深刻。这种性别角色观念降低了女性收入水平，对男性收入则没有显著影响^[21]。

以在线化和平台化为特征的电子商务，为女性提供了通勤时间短、工作地点和方式灵活的就业机会，比如网络兼职、散工等“家庭友好型”工作，

降低了女性在工作 and 家庭事务之间切换的成本。这些职位通常不需要高学历，女性可以轻松胜任这些工作，并且女性可以在家里或小型工作室完成这些工作。除此之外，电子商务平台为女性提供了门槛较低的创业机会，因为电商创业不需要物理店面和过多的启动资金，进而提高了女性劳动参与率^[22]。基于某淘宝村六对夫妇的调查结果，有研究发现共同经营淘宝店的农村夫妇并非严格地采用传统性别分工模式，而是根据日常情况调整分工，以实现家庭劳动效率最大化。妻子不仅能通过管控自身收入获得经济独立，还能够通过与丈夫共享网上银行账户管理家庭开支^[23]。依托平台经济发展，具有临时性和高弹性特征的互联网行业吸纳了大量女性就业，而传统经济则不具备这种优势^[24]。并且，这种灵活就业模式有利于缩小性别就业差距^[25]。综上

所述,女性参与电子商务,可以从事时间灵活的工作,并兼顾有薪工作、家务劳动和照料孩子。女性劳动供给的增加提高了女性在家庭内部的相对收入,缩小了性别收入差距。基于此,本文提出:

假说 2a: 电子商务参与提高了工作弹性,帮助女性平衡家务和有薪劳动,提高女性劳动参与率,从而缩小性别收入差距。

第二,电子商务参与增强了女性服务技能比较优势。“脑力—体力”两要素模型将完成生产活动的技能分为两种——体力技能和脑力技能^[26]。出于生理结构差异,女性虽然体力弱于男性但更灵巧,所以女性具有脑力技能比较优势,而男性具有体力技能比较优势^[27,28]。电子商务涵盖了商务活动、交易活动、金融活动和相关的综合服务活动,这些活动都依赖于劳动者的服务技能。服务技能是脑力技能的组成部分,与体力技能相对,因而女性在这些服务活动上存在比较优势。

电子商务参与能够强化女性服务技能比较优势,弱化男性体力技能比较优势。电子商务催生出了电商客户服务员、推广人员、内容创作者和运营管理专员等,这些职业与女性的适配度更高。首先,电子商务提供在线零售服务,这种模式的运转离不开大量的带货主播和客服,这些工作通常需要较好的沟通能力和人际交往能力。由于女性在家庭分工中长期承担照料老人和孩子的责任,她们更加有耐心和善解人意。在经营农产品网店时,女性能够更好地与消费者进行互动,理解消费者的需求。例如,有研究调查经营淘宝店的农村家庭发现,女性擅长在顾客提出要求时进行高效沟通,从而提升在线销量^[23]。其次,电子商务平台需要电商推广人员,而女性更为熟悉农产品的生产、品质和包装,更擅长洞察消费者的喜好和心理需求,进而提供更具吸引力的推广策略和营销方案,与消费者建立信任和共鸣。再次,电商内容创作者需要撰写文案、处理图片和制作视频等,女性具备较好的敏感度,能够通过细腻的描述和精美的图片、视频吸引观众,提高产品销量。最后,电商运营需要管理商品上架、价格调整、订单处理等任务,女性在这些烦琐任务的组织和处理方面也具备一定的优势。因而,当家庭参与电子商务,女性可以更少地参与需要体力技能的农作物种植、收割和运输任务,转而承担上述的服务技能偏向型工作。总之,类似电子商务这种数字技术或数字平台更容易与认知技能和服务技能

等非常规技能形成互补^[29]。电子商务参与降低了工作中对体力的要求,提高了对服务技能的要求,充分发挥了女性的服务技能比较优势,从而缩小性别收入差距。基于此,本文提出:

假说 2b: 电子商务参与通过发挥女性服务技能比较优势,缩小性别收入差距。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文将家庭参与电子商务当作一项准自然实验,参与电子商务的家庭为处理组,未参与电子商务的家庭为控制组,采用多期双重差分法(DID)来识别电子商务参与对农村性别收入差距的影响:

$$Gap_{it} = \alpha + \beta Ecommerce_{it} + X_{it}\phi + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, Gap_{it} 为家庭*i*第*t*年的性别收入差距, $Ecommerce_{it}$ 为家庭*i*第*t*年是否参与电子商务,若参与则赋值为1,否则赋值为0。考虑到不同年份存在难以观测却又影响性别收入差距的外部冲击,模型控制了年份固定效应 δ_t ;同时,考虑到家庭不随时间变化的特征(例如地理特征、历史背景、社会文化)对性别收入差距的影响,模型控制了个体固定效应 λ_i 。家庭参与电子商务并不是随机的,所以模型纳入了与电子商务参与相关且影响结果变量的一系列因素 X_{it} 。系数 β 反映了农村家庭电子商务参与对性别收入差距的因果效应,是本文重点关注的系数。

为了检验电子商务参与对农村性别收入差距的影响机制,本文构建如下模型:

$$M_{it} = \alpha + \theta Ecommerce_{it} + X_{it}\phi + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中, M_{it} 指机制分析涉及的变量,主要是测量个体劳动力市场表现的变量。 θ 反映了电子商务参与对劳动力市场表现的影响。其余变量的含义与式(8)相同。

此外,本文使用2020年中国家庭追踪调查数据验证电子商务对工作弹性的影响,构建的模型如下:

$$Elasticity_{ip} = \alpha + \gamma Ecommerce_p + X_{ip}\phi + W_p\eta + \varepsilon_{ip} \quad (10)$$

式(10)中, $Elasticity_{ip}$ 为工作弹性,是一个定序变量,数值越大表明工作弹性越大; $Ecommerce_p$ 为省份*p*的农村电子商务发展水平,以省份淘宝村数量的对数值衡量。 γ 反映了电子商务

对工作弹性的影响。 X_{ip} 代表一系列个体层面的控制变量,包括性别、年龄、婚姻状况; W_p 代表一系列省份层面的控制变量,包括经济发展水平和数字基础设施情况。经济发展水平往往和电子商务发展呈正相关,并且也会影响工作弹性。数字基础设施是电商建设的基础,会通过促进数字化转型提高工作弹性,故这些关键变量需要被控制。具体地,经济发展水平以人均 GDP 衡量,数字基础设施以宽带接入用户数与常住人口比值、移动互联网用户数与常住人口比值衡量。

(二) 数据来源与变量说明

本文的实证分析基于两类数据。第一类数据来自课题组开展的新农村发展调查。该调查旨在观测中国 10 个省份^②农村女性和其所在家庭的经济活动,时间跨度为 2014—2020 年。样本筛选过程如下:首先,保留 20~65 岁的已婚女性样本,按照家庭成员关系匹配其配偶信息,以家庭为单位测算性别收入差距;其次,剔除调查期间内存在退出电商

参与行为的家庭样本^③;最后,保留样本期内至少参与 2 次调查的家庭。最终获得 2014—2020 年 6866 个家庭的非平衡面板数据(表 1)。本文所使用数据涵盖家庭层面是否参与电子商务活动的信息,数据粒度的缩小有助于增强结论的准确性。

为了探究电子商务影响工作弹性的前述决策机制,需要用到第二类数据。它取自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。该调查由北京大学社会科学调查中心于 2010 年发起,并于 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年进行了五次追踪调查。其中,2020 年 CFPS 提供了上下班时间弹性的信息。本文对 2020 年数据集做以下预处理:首先,将成人问卷数据作为主数据文件,筛选出所需变量,并保留有工作的农村个体样本;其次,由于 CFPS 不包含家庭是否参与电子商务的信息,所以本文根据个体所在省份,匹配了微观个体数据与测量省份电子商务发展水平的数据。最终获得 2020 年 4237 个农村个体的横截面数据(表 1)。

表 1 变量说明及描述性统计结果

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差	最小值	最大值	
面板 A: 农村家庭追踪调查数据	性别收入差距	1 - 女性收入/男性收入	0.854	0.241	-2.143	1
	电子商务参与	家庭参与电子商务:是=1,否=0	0.060	0.238	0	1
	家庭性别观念	除女性外家庭其他成年成员对女性劳动参与的态度: 不接受=1;接受=2;鼓励=3	1.374	0.639	1	3
	未成年人数	家庭中未成年成员人数(人)	0.952	0.874	0	5
	成年非劳动力	家庭成年非劳动成员人数(人)	0.452	0.770	0	5
	社会资本	家庭成员任村干部:有=1,无=0	0.032	0.175	0	1
	生产投入水平	当年生产经营投入总金额与经营面积比值的对数(元)	7.538	0.166	6.802	7.972
	女性受教育年限	女性接受课堂教育的年数(年)	8.327	2.282	0	13
	男性受教育年限	男性接受课堂教育的年数(年)	9.041	2.789	0	19
	女性收入	女性取得的收入(元)	451.606	620.575	0	3900
	男性收入	男性取得的收入(元)	3983.962	1984.528	600	18500
	女性劳动参与	参与有薪劳动:是=1,否=0	0.388	0.487	0	1
	每周劳动时间	周均参与有薪劳动的时间(小时)	11.331	15.414	0	53
	农业劳动参与	参与农业有薪劳动:是=1,否=0	0.244	0.430	0	1
	非农劳动参与	参与非农有薪劳动:是=1,否=0	0.168	0.373	0	1
面板 B: CFPS 2020 有工作的农村个体数据	工作灵活性	上下班时间弹性:1—3 表示弹性从小到大	2.151	0.845	1	3
	年龄	单位:岁	38.689	12.355	16	83
	性别	男=1,女=0	0.614	0.487	0	1
	婚姻状况	已婚=1,未婚=0	0.812	0.391	0	1
面板 C: 2019 年省级数据	电子商务发展	省份淘宝村数量(对数值)	2.366	2.277	0	7.361
	经济发展	人均 GDP(对数值)	11.057	0.400	10.404	12.011
	宽带	宽带接入用户数与常住人口比值	0.317	0.052	0.232	0.436
	移动互联网	移动互联网用户数与常住人口比值	0.947	0.155	0.741	1.502

注:面板 A、B、C 样本量分别为 35303 个、4237 个、31 个。

被解释变量为性别收入差距。本文以妻子收入代表女性收入,以丈夫收入代表男性收入,利用前

述计算方法^[17],得到家庭层面的性别收入差距。其中,若个体没有参与有薪劳动,收入赋值为 0。

核心解释变量为家庭电子商务参与。若家庭当年参与了电子商务,则赋值为1;否则赋值为0。在所有样本中,有6%的家庭参与了电子商务。2014年仅有的0.6%的家庭参与了电子商务,其后参与电子商务的家庭比例逐年增大,于2020年该比例达到26%,可见中国农村电商发展势头较为迅猛。在验证提高工作弹性机制时,本文借鉴吴一平等^[30]的做法,以淘宝村数量衡量省份电子商务发展水平。

控制变量涵盖家庭层面和个体层面的因素,这些变量既与家庭是否参与电商相关,也影响性别收入差距。家庭层面的控制变量包括家庭性别观念、未成年人数、成年非劳动力人数、社会资本和生产投入水平;个体层面的控制变量包括女性和男性的受教育年限。

机制分析涉及的变量为个体劳动力市场表现。首先,本文将男性收入和女性收入作为机制变量,观测电子商务参与对男女收入影响的结构效应。其次,设置一个虚拟变量衡量女性是否参与有薪劳动,若女性参与有薪劳动则赋值为1,否则赋值为0;并进一步将劳动参与划分为农业劳动参与和非农劳动参与。再次,以周均参与有薪劳动的时间测量女性劳动参与的强度。最后,以上下班时间弹性测量工作弹性,将“完全按固定的或上级安排的上下班时间工作”“有基本固定的上下班时间,但自己有一定的灵活空间,可以自由安排”“没有固定的上下班时间,完全看工作需要,由本人安排”分别赋值为1、2、3。

变量说明及描述性统计结果如表1所示。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

电子商务参与对农村性别收入差距的基准回归结果如表2所示。列(1)结果表明,在仅控制个体固定效应和年份固定效应的情况下,电子商务参与对农村性别收入差距具有负向影响,且在1%的水平上显著。这表明,电子商务参与能够缩小农村性别收入差距。依托电子商务服务体系,农户根据当地资源禀赋生产本土特色产品,并借助电子商务渠道将产品推广到外部市场。农村电子商务创造了很多与在线交易活动相关的工作机会,这些工作需要较强的人际交往和情感沟通等技能,并且往往

具有灵活性和弹性,激励更多女性参与到劳动力市场,进而提高了女性的相对收入。根据《中国女性创业报告(2018)》,女性创业者比重为30%左右^④。相比之下,淘宝平台创业者中,女性占比始终稳定在50%左右,且淘宝女性卖家总体收入比男性多20%^⑤。这些事实表明,电子商务确实缩小了男性和女性在收入方面的差距。

表2 电子商务参与对农村性别收入差距的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
电子商务参与	-0.080*** (0.006)	-0.043*** (0.007)	-0.045*** (0.007)
家庭性别观念		-0.070*** (0.005)	-0.095*** (0.008)
未成年人数		0.026*** (0.002)	0.026*** (0.002)
成年非劳动力		-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)
社会资本		0.007 (0.008)	0.007 (0.008)
生产投入水平		0.002 (0.010)	0.002 (0.010)
女性受教育年限			-0.036*** (0.006)
男性受教育年限			0.013*** (0.002)
常数项	0.859*** (0.000)	0.917*** (0.078)	1.129*** (0.088)
个体固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	35 303	35 303	35 303
拟合优度	0.379	0.392	0.393

注:标准误为聚类到家庭层面的稳健标准误;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,以下同。

进一步地,列(2)和列(3)为分别加入家庭层面和个体层面控制变量的回归结果,电子商务参与变量的估计系数依然显著为负。根据回归系数,电子商务参与使得农村性别收入差距缩小了0.045左右,可见电子商务参与对农村性别收入差距的缩小作用具有一定的经济学意义。由此,假说1得到验证。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

首先检验本文基准模型是否满足双重差分模型的前提假设,即处理组和控制组在参与电商之前的性别收入差距不存在显著差异或具有相同趋势。平行趋势检验的设定如下:

$$Gap_{it} = \beta_k \sum_{k=-6, k \neq -1}^{4+} Ecommerce_{t_0+k} + X_{it}\phi + \lambda_t + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中， $Ecommerce_{t_0+k}$ 表示一系列家庭参与电子商务的事件，事件发生则赋值为 1，否则赋值为 0。具体地， t_0 表示不同家庭参与电子商务的年份， k 表示相对年份，即相对于参与电子商务事件发生的前后年份。若 $t - t_0 = k$ ， $Ecommerce_{t_0+k}$ 赋值为 1，否则赋值为 0。本文以参与电子商务的前 1 年作为基准年份。图 2 报告了式 (11) 的点估计结果和 95% 置信区间。在家庭参与电子商务之前，处理组和控制组的性别收入差距不存在显著差异，表明事前平行趋势检验通过。进一步地，从动态效果看，电子商务参与当期和第 1 期的系数都显著为负，且第 1 期系数绝对值大于当期，而第 2 期及其之后的系数未通过显著性检验。该结果表明，家庭电子商务参与对农村性别收入差距的缩小作用先增强后减弱。农村家庭参与电子商务需要配备基础设施、学习电子商务知识、熟悉农产品在线销售业务流程等，这些举措都需要一定时间才能见效。在家庭参与电子商务初期，女性逐渐享受到电子商务活动的福利，所以电子商务参与对农村性别收入差距的缩小作用一开始不断增强。然而，随着家庭参与电子商务的时间增加，家庭成员劳动力分配模式逐渐固定，电子商务对农村家庭收入分配的作用逐渐减弱。

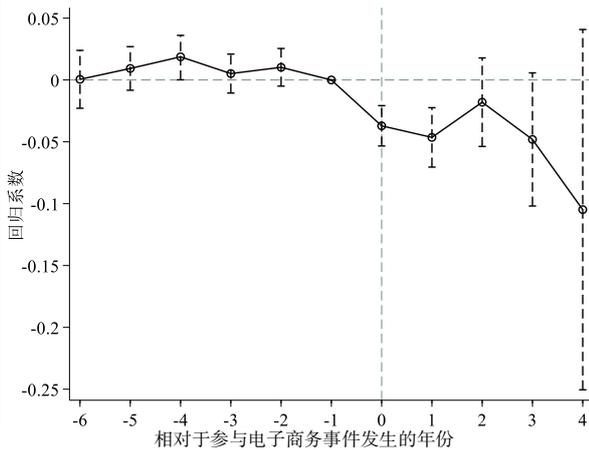


图 2 电子商务参与对农村性别收入差距的平行趋势检验

2. 异质性处理效应偏差

在双向固定效应模型的框架下，多期 DID 的估计系数本质上是多个不同处理效应的加权平均。然而，当处理效应存在异质性时，基于双向固定效应模型的估计结果可能出现估计偏误^[31,32]。本文采用多期 DID 稳健估计量 CSDID^[33]，得到处理效应

的无偏估计，结果见表 3 列 (1)。

3. 自选择偏差处理

一般而言，具有生产规模大、劳动成员多、社会资本丰厚等特征的家庭更大概率会参与电子商务，由此产生了样本自选择偏差，会导致估计偏误。在上文中，事前平行趋势检验通过，在一定程度上说明样本选择偏差问题不会影响结论稳健性。进一步地，本文采用 PSM-DID 方法识别电子商务参与对性别收入差距的因果效应。首先，本文以所选控制变量作为协变量估计倾向得分，因为这些特征影响家庭参与电子商务的决策。其次，分别采用近邻匹配和半径匹配（将卡尺设定为 0.01），对处理组和控制组样本进行匹配。匹配结果显示，匹配后的处理组和控制组的特征差异显著减小，通过了平衡性检验^⑥。最后，剔除拒绝共同支撑假设的样本后重新进行回归分析，结果见表 3 列 (2) 和列 (3)。

4. 考虑时间趋势项

考虑到性别收入差距本身具有时间趋势，在模型中纳入个体年份趋势项，从而控制性别收入差距原有的时间变化趋势，结果见表 3 列 (4)。上述稳健性检验结果均显示，电子商务参与对性别收入差距的负向影响是稳健的。

表 3 稳健性检验结果

变量	多期 DID 稳健估计量 CSDID (1)	1:1 近邻匹配-DID (2)	半径匹配-DID (3)	加入个体年份趋势项 (4)
电子商务参与	-0.071*** (0.008)	-0.048*** (0.008)	-0.045*** (0.007)	-0.035*** (0.010)
样本量	33 988	19 217	35 234	35 303
拟合优度		0.442	0.394	0.544

注：所有回归均控制了控制变量、个体固定效应和年份固定效应，估计结果略。

(三) 机制分析

根据理论分析，电子商务参与能够帮助女性平衡家庭和工作，提高女性劳动参与率，以及释放女性服务技能上的比较优势。上述作用机理共同缩小了农村性别收入差距。

家庭电子商务参与缩小农村性别收入差距存在以下多种情况：例如，电子商务参与同时提高女性和男性的收入，对于前者收入的提高作用更大；或者电子商务参与提高了女性收入，但没有提高男性收入；或者电子商务参与对女性收入没有影响，

降低了男性收入等。表4列(1)和列(2)结果表明,家庭参与电子商务使得女性月收入提高196元,且在1%水平下显著;使得男性收入提高34元,在5%水平下显著。该结果表明,电子商务参与对女性的增收效应大于男性,进而提高家庭内女性的相对收入,缩小性别收入差距。

得益于电子商务发展,个体可以选择工作地点和方式灵活的工作,这有助于个体平衡家庭和工作。表4列(3)报告了式(10)的估计结果,结果显示,电子商务发展确实能够显著提高工作弹性。电子商务发展水平每增加1个标准差,工作时间弹性提高0.055。进一步地,将样本限制为农村女性重新估计式(10)。结果显示,电子商务发展的系数在1%水平下显著为正,且大于全样本的回归系数,这说明电子商务发展对工作弹性的提升作用对于女性更明显。当电子商务发展提供了高弹性、高灵活性的工作时,女性更容易选择这些工作,以实现家务劳动和工作的平衡。

由于电子商务参与提高了工作弹性,部分女性不再局限于完成家务劳动和照料孩子的任务,而是进入劳动力市场从事有薪劳动,实现家庭生活和劳动参与的“双赢”。这种家庭分工转变带来的直接结果是女性劳动参与率的提升。表4列(5)—列(8)报告了式(9)的估计结果。列(5)展示了电子商务参与对女性劳动参与的回归结果。电子商务参与使得女性劳动参与率显著提高了8.8个百分

点,这个效应相当可观,毕竟样本期内女性劳动参与率仅为40%(参见描述性统计结果)。列(6)结果显示,家庭电子商务参与使得女性每周劳动时间增加约3个小时,且在1%水平下显著。上述结果说明电子商务参与促进了女性参与有薪劳动以及增加劳动时间。这是因为电子商务便于女性兼顾家庭劳动和有薪劳动工作,促使女性提高劳动参与率和增加劳动时长。假说2a得到验证。

农业劳动通常需要大量的体力投入,如耕地、播种、收割、运输等。此外,农业劳动工作强度大,需要不断地重复相同的动作,并且一般在户外进行,环境比室内恶劣。显然,相比非农劳动,农业劳动需要更多的体力投入。如果说电子商务参与能够增强女性在服务技能上的比较优势,减弱在体力技能上的比较劣势,那么电子商务参与应当促使女性转移到更具比较优势的服务行业或者其他非农行业。也就是说,电子商务参与对女性非农劳动参与的促进作用应当远大于对农业劳动参与的促进作用。为了检验该逻辑,本文将劳动参与划分为农业劳动参与和非农劳动参与,回归结果见列(7)和列(8)。结果显示,电子商务参与使得非农劳动参与率提高6.8个百分点,且在1%水平上显著;而电子商务参与对农业劳动参与则没有显著影响。该结果说明电子商务参与促进了女性流向服务技能密集型的非农行业,进而缩小性别收入差距。假说2b得到验证。

表4 机制分析结果

变量	女性收入	男性收入	男性工作弹性	女性工作弹性	劳动参与	每周劳动时间	农业劳动参与	非农劳动参与
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
电子商务参与	195.583*** (20.788)	33.550** (15.116)			0.088*** (0.015)	2.884*** (0.484)	0.007 (0.022)	0.068*** (0.013)
电子商务发展			0.024*** (0.007)	0.039*** (0.010)				
样本量	35 303	35 303	4 237	1 637	35 303	35 303	35 303	35 303
拟合优度	0.329	0.983	0.025	0.052	0.291	0.298	0.246	0.228

注:列(3)(4)使用CFPS2020数据,回归中均控制了个体控制变量、省份控制变量,估计结果略;电子商务发展以淘宝村数量的对数值衡量;其他列使用课题组农村家庭追踪调查数据,回归中均控制了控制变量、个体固定效应和年份固定效应,估计结果略。

(四) 异质性分析

首先,本文研究家庭性别观念异质性。受到传统性别规范的影响,部分农村家庭认为女性的责任是完成家务劳动和照料孩子,不鼓励甚至不接受女性进入劳动力市场。电子商务参与能否解除这种性别观念对女性的束缚呢?本文将家庭性别观念和

电子商务参与的交互项纳入基准模型重新回归,结果见表5列(1)。结果显示,除女性外的家庭其他成员越抵触女性的有薪劳动参与,电子商务参与对农村性别收入差距的缩小作用就越强。该结果说明电子商务参与削弱了传统性别观念对农村女性经济地位的负面作用。

表 5 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
电子商务参与	-0.071*** (0.015)	-0.034*** (0.009)	-0.039*** (0.004)
电子商务参与× 家庭性别观念	0.015* (0.008)		
电子商务参与× 低技能劳动力		-0.020* (0.011)	
电子商务参与× 中西部地区			-0.012* (0.007)
样本量	35 303	35 303	35 303
拟合优度	0.394	0.394	0.394

注：所有回归均控制了控制变量、个体固定效应和年份固定效应，估计结果略。

其次，本文研究女性技能异质性。本文将受教育年限大于等于 9 年（即至少完成初中教育）的劳动力界定为高技能劳动力，反之为低技能劳动力，将低技能劳动力和电子商务参与的交互项纳入基准模型。表 5 列（2）报告了估计结果，可以发现电子商务参与对农村性别收入差距的负向影响在低技能女性群体中更大。这是因为高技能劳动力获取收入主要依赖于自身的人力资本，受外部环境和家庭因素的影响较小。

最后，本文研究地理区域异质性。东部地区是中国农村电商的主体市场。相比之下，中西部地区农村人口居住分散，信息技术和物流业发展落后，导致农村电子商务建设相对落后。本文将中西部地区和电子商务参与的交互项纳入基准模型重新回归，结果见列（3）。电子商务参与的回归系数显著为负，说明东部地区家庭电子商务参与对农村性别收入差距有显著负向影响。并且，交互项系数显著为负，说明在中西部地区，电子商务参与对农村性别收入差距的负向影响更明显。这是因为东部地区电子商务发展水平较高，电子商务对女性的红利早已释放了很大部分。中西部地区电子商务发展潜力大，产生的边际效应也更大，所以对农村性别收入差距的负向作用更大。

综合以上分析可以发现：电子商务作为数字经济的重要组成部分，具有明显的普惠效应。它对农村性别收入差距的缩小作用，在性别观念更传统、低技能女性和中西部地区的家庭中表现更明显。

五、结论与启示

本文基于 10 个省份 2014—2020 年 6686 个农村家庭的追踪调查和 2020 年中国家庭追踪调查数据，

以家庭参与电子商务为准自然实验，运用多期双重差分法，探究电子商务参与对农村性别收入差距的影响及其作用机制，研究发现：电子商务参与能够缩小农村性别收入差距，使得家庭女性收入与男性收入差距缩小了 4.5 个百分点。该结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析结果表明，电子商务参与缩小农村性别收入差距有如下两个方面：第一，电子商务参与提高工作弹性，重塑家庭劳动分工，进而提升女性劳动参与率；第二，电子商务创造的新兴职业与女性适配度更高，电子商务参与则充分发挥了女性服务技能的比较优势，弱化了男性体力技能比较优势。此外，对于性别观念更传统、低技能和中西部地区的家庭而言，参与电子商务对性别收入差距的缩小作用更为明显，体现出农村电子商务的普惠性和包容性。

本研究具有以下政策启示：第一，以政府出台的相关电商发展政策为契机，完善农村电子商务基础设施和经营模式，提供互联网接入、电商信息获取以及数字技能培训等方面的支持，降低电子商务经营的进入门槛和潜在风险，支持更多农村家庭参与电子商务活动。同时，利用这种新业态和新模式为农村女性就业和创业提供新渠道，确保女性共享电商红利。第二，优化电子商务提升农村女性相对收入的多维路径。一方面，鼓励发展与电子商务相关的产业，提供一些灵活化、多样化和弹性化的就业形式，以满足女性平衡家庭和职业的需求，帮助女性从事有薪劳动；另一方面，优化男性和女性的任务分工，鼓励女性承担需要人际交往、情感沟通、口头表达能力的相关任务，释放女性在服务技能方面的比较优势，从而缩小性别收入差距。第三，根据异质性分析结果，为了提高农村女性经济地位，应该充分激发中西部地区的电商增长潜力，以及鼓励女性技能较低和思想观念较传统的家庭参与电子商务，利用电子商务的普惠性促进共同富裕。

注释：

- ① 资料来源：阿里研究院联合南京大学空间规划研究中心发布的“淘宝村”名单。
- ② 调查省份包括安徽省、广东省、河北省、河南省、湖北省、湖南省、江苏省、山东省、四川省和浙江省。
- ③ 执行该操作的原因是：若家庭在调查期间内先参与电子商务再退出电子商务，则无法判别该家庭成为处理组的时间，或者说它在处理组和控制组中多次转化。
- ④ 资料来源：《中国女性创业报告（2018）发布》，<https://www.humanrights.cn/html/2018/5-0418/3586>

8.html.

- ⑤ 资料来源:《淘宝女子力洞察报告》, <https://www.cbndata.com/report/1360/detail?isReading=report>.
- ⑥ 限于篇幅,平衡性检验的结果不予报告,感兴趣的读者可向笔者索取。

参考文献:

- [1] 于乐荣,张颖,杨博琼. 男性应该得的多?——基于对农村居民性别收入分配公平态度的考察[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2022, 39(2): 205-218.
- [2] 许健,季康先,刘晓亭,等. 工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(9): 134-156.
- [3] 汪阳洁,黄浩通,强宏杰,等. 交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展[J]. 经济研究, 2022, 57(8): 116-136.
- [4] 涂勤,曹增栋. 电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验[J]. 中国农村观察, 2022(6): 163-180.
- [5] 王奇,牛耕,赵国昌. 电子商务发展与乡村振兴: 中国经验[J]. 世界经济, 2021, 44(12): 55-75.
- [6] PENG C, MA B, ZHANG C. Poverty alleviation through e-commerce: Village involvement and demonstration policies in rural China[J]. Journal of Integrative Agriculture, 2021, 20(4): 998-1011.
- [7] 秦芳,王剑程,胥芹. 数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(2): 591-612.
- [8] 李建奇. 数字化变革、非常规技能溢价与女性就业[J]. 财经研究, 2022, 48(7): 48-62.
- [9] ANELLI M, GIUNTELLA O, STELLA L. Robots, marriageable men, family, and fertility[J]. Journal of Human Resources, 2021: 1020-11223R1.
- [10] AKSOY C G, ÖZCAN B, PHILIPP J. Robots and the gender pay gap in Europe[J]. European Economic Review, 2021, 134: 103693.
- [11] 董瑞昶, 万文凯, 汪力斌. 赋能理论视角下农产品电商与农村女性发展[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2022, 39(5): 155-167.
- [12] YU H Q, CUI L L. China's e-commerce: Empowering rural women?[J]. The China Quarterly, 2019, 238: 418-437.
- [13] 程欣炜, 岳中刚. 参与农产品电商能够提升农村女性有薪劳动绩效吗?——基于 10 省种植户家庭跟踪数据[J]. 商业经济与管理, 2021(10): 5-19.
- [14] CLAUDIA GOLDIN. Career and family: Women's century-long journey toward equity[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2021.
- [15] 张琛, 马彪, 彭超. 农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗[J]. 中国农村经济, 2023(4): 90-107.
- [16] GE S Q, ZHOU Y. Robots, computers, and the gender wage gap[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2020, 178: 194-222.
- [17] ILO. Global wage report 2018/19: What lies behind gender pay gaps[R]. International Labour Office, Geneva, 2018.
- [18] 戚聿东, 丁述磊, 刘翠花. 数字经济背景下互联网使用与灵活就业者劳动供给: 理论与实证[J]. 当代财经, 2021(5): 3-16.
- [19] BECKER G S. A theory of the allocation of time[J]. The Economic Journal, 1965, 75(299): 493-517.
- [20] BECKER G S. Human capital, effort, and the sexual division of labor[J]. Journal of Labor Economics, 1985, 3(1): S33-S58.
- [21] 卿石松. 中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析[J]. 社会学研究, 2019, 34(1): 106-131, 244.
- [22] BLOOM N, LIANG J, ROBERTS J, et al. Does working from home work? Evidence from a Chinese experiment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(1): 165-218.
- [23] LIU C W. Return migration, online entrepreneurship and gender performance in the Chinese "Taobao families"[J]. Asia Pacific Viewpoint, 2020, 61(3): 478-493.
- [24] 何勤, 王琦, 赖德胜. 平台型灵活就业者收入差距及影响机制研究[J]. 人口与经济, 2018(5): 1-9.
- [25] ALON T, DOEPKE M, OLMSTEAD-RUMSEY J, et al. The impact of COVID-19 on gender equality[R]. Cambridge, MA: NBER, 2020.
- [26] WELCH F. Growth in women's relative wages and in inequality among men: One phenomenon or two?[J]. American Economic Review, 2000, 90(2): 444-449.
- [27] GALOR O, WEIL D N. The gender gap, fertility, and growth[J]. The American Economic Review, 1996, 86(3): 374-387.
- [28] PITT M M, ROSENZWEIG M R, HASSAN N. Human capital investment and the gender division of labor in a brawn-based economy[J]. The American Economic Review, 2012, 102(7): 3531-3560.
- [29] ACEMOGLU D, AUTOR D. Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings[J]. Handbook of Labor Economics, 2011, 4: 1043-1171.
- [30] 吴一平, 杨芳, 周彩. 电子商务与财政能力: 来自中国淘宝村的证据[J]. 世界经济, 2022, 45(3): 82-105.
- [31] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFÈUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [32] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [33] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.

责任编辑: 李东辉