

移动互联网使用对女性非农就业和收入的影响研究

石磊, 普丽娜, 李金雨

(中国科协创新战略研究院 创新人才研究所, 北京 100038)

摘要: 移动互联网等数字技术的发展对实现充分就业具有重要作用, 促进女性就业和创业是实现充分就业的必要前提。本文基于2019年中国家庭金融调查数据, 研究了移动互联网的使用对女性非农就业、收入和性别工资差距的影响。研究发现, 移动互联网使用促进了女性非农就业, 显著缩小了与男性的就业差距。使用Heckman两步法和工具变量法克服内生性问题后的结果表明, 移动互联网使用显著促进了女性收入的提高, 且这种促进作用偏向于女性, 缩小了与男性的收入差距。替换被解释变量后上述结论依然稳健。异质性分析发现, 相比于从事受雇工作, 移动互联网使用对女性创业的促进作用更强; 但对已经就业的女性, 移动互联网使用显著提升了受雇者的收入, 未能显著增加创业者的收入。结论认为, 为持续提高女性就业和收入, 需要进一步加强移动互联网基础设施建设、转变传统的性别观念及增强互联网对人力资本投资的作用。

关键词: 移动互联网; 女性就业; 性别收入差距; 创业

中图分类号: F49; D669.68 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)11—0191—10

一、引言

当今世界面临的产业和技术变革, 正重塑着人类的生产生活方式。科技发展, 特别是以大数据、云计算和人工智能为代表的数字技术是全球重要战略发展方向, 将改变人们对经济社会的参与模式。特别是移动互联网技术的出现和发展, 将进一步加速这种变化。移动互联网不同于传统互联网, 其在商业模式、技术、平台和应用与移动通信技术相结合, 不受时间和空间限制, 具有随时随身的特点。

移动互联网服务深刻改变生产、消费和生活方式的同时, 也进一步重构了性别差异发展格局, 可能带来由于性别间“数字鸿沟”造成的就业和收入差距问题。就业衡量了个体经济参与和机会, 反映了个体融入经济社会的程度及改善自身处境的潜力。传统社会中, 对于女性来说, 由于长期在家庭照料和生育抚养方面承担更多责任, 与男性相比, 对经济社会的参与度偏低, 处于相对弱势地位, 这已成为性别不平等的重要方面之一。除了劳动力机会的不平等外, 工作收入差距也是女性面临的一个主要问题。

虽然对互联网使用的个体和家庭经济效应有较为广泛的研究, 但还缺乏关于移动互联网使用影响女性就业和收入的经验证据。在4G时代, 得益于移动互联网的便利性, 通过移动设备上网的通信量超过了同时期通过电脑上网的通信量, 移动互联网比传统互联网以更快的速度发展, 并且在用户规模上超过了传统互联网。移动互联网为两性群体平等参与社会生活、为不同性别个体的自身发展和价值实现提供了更多元的机会, 特别是对于女性来说, 在数字化进程加快的过程中, 女性创业的领域也更加广泛, 她们开始进入传统以男性为主导的创业领域, 更多的女性创业者有机会通过互联网平台进行就业、创业(刘旸, 2023)。但应该看到, 由于专业背景等原因, 女性在使用移动互联网平台进行就业和创业时, 可能存在数字技能劣势, 因此数字化发展可能使女性在劳动力市场处于相对劣势地位(宋月萍, 2021)。本文关心数字经济发展, 特别是移动互联网的发展能否对我国性别就业和收入差距, 进而对性别平等产生显著影响, 以补充互联网对女性经济行为影响的相关研究。

基于以上背景, 本文利用中国家庭金融调查数据, 分析了移动互联网使用对女性就业和收入的影响, 特别是对缩小性别工作收入差距的影响。本文的研究对如何提高我国劳动供给、缩小性别工资差距及弥合数字性别鸿沟都具有启发意义。

收稿日期: 2023-07-05

作者简介: 石磊, 博士, 中国科协创新战略研究院创新人才研究所副研究员, 研究方向: 科技人才, 科技外交; 普丽娜, 硕士, 中国科协创新战略研究院创新人才研究所助理研究员, 研究方向: 家庭经济学, 科技人才; 李金雨, 硕士, 中国科协创新战略研究院创新人才研究所助理研究员, 研究方向: 科技人才, 科技政策。

二、文献及理论分析

关于互联网使用与女性就业关系的相关研究,以往文献基本可以证实互联网使用对女性就业率的提高起积极作用。技术进步,特别是数字技术的发展,几乎颠覆了每一个商业部门,从而为女性创造了就业机会(Howcroft and Rubery, 2018)。女性难以被取代的社交技能在工作场景中越发重要,有助于提高女性的就业和收入水平(Deming, 2017)。在中东、北非地区和亚洲国家的新兴市场,由于数字技术的应用,就业机会呈上升趋势,高工资前景也将吸引不同部门的女性参与数字技术相关就业(Schwab, 2017)。作为数字技术应用场景的互联网使用,促进了我国女性就业(毛宇飞和曾湘泉, 2017; 宁光杰和马浚龙, 2018),这种促进作用的发挥可从比较优势和保留工资角度进行分析。从家庭分工角度来看,基于比较优势理论,女性在家庭部门里较男性有比较优势,会把更多的时间配置在家庭生产活动中。随着技术进步和人力资本差距缩小,女性的市场参与率有所提升(张勋等, 2023)。例如,互联网使用弱化了工作中对身体条件的要求,远程办公也可减少通勤时间,避免了工作场所的限制,增加了就业灵活性(Bloom et al, 2015)。从保留工资角度来看,基于人力资本理论,女性在家中使用互联网进行网络购物、在线预订和支付等,这些生产方式的改进,会减少其从事家务活动的时间,进而降低保留工资(Aguiar and Hurst, 2007),促进其就业率的提高。同时,互联网使用能力也意味着较高的人力资本投资和积累,这种信号作用和筛选机制,也有助于雇主甄别潜在生产率较高的女性(高梦滔等, 2009),进一步证实了互联网使用能够提高女性就业率。

数字技术的应用与发展改变了传统的经济形态,在互联网经济的辐射下能否提高女性创业概率的研究也备受关注。有研究表明,互联网对女性就业的促进作用可能存在就业形式差异,对非自雇就业的作用效果要大于自雇就业(毛宇飞和曾湘泉, 2017)。在城市化和信息化的进程中,女性劳动力作为承担家庭和社会生产活动的重要主体,需要更多弹性工作模式和灵活就业机会(Herr and Wolfram, 2012)。互联网的普及及使用,衍生出的线上工作模式,为女性提供了平衡家庭和工作的可能,给女性自雇就业创造了更多机会。互联网对女性创业的影响表现在,互联网的使用能够显著地提高女性的创业概率,同时互联网使用频率越高,女性创业概率也越高(郭志韬, 2021),女性劳动者的互联网使用率每提高1%,其创业的可能性会提高4.3%(赵婷和岳园园, 2019)。马继迁等(2020)探讨了互联网使用影响女性创业的内在机制,表明互联网使用通过社会资本和正规金融机构借款偏好这两种机制,间接影响女性劳动者的创业,呈现显著的正向影响。国外一些学者还关注到互联网作为社交媒介对女性创业活动的影响。女性创业者可以通过具有强大社交媒介作用的互联网,增加与客户间密切联系,使得女性创业者对产品信息处理和服务反馈的效率更高(Lugaye, 2014)。总的来说,互联网作为社交媒介,凭借其及时的反馈效率、巨大的潜在市场及强大的社会资本,可以有效促进女性创业概率的提高。

互联网与就业收入的关系研究方面,国内外大量研究表明互联网使用可以提升个体的收入水平。与从事相似劳动的就业者相比,工作中使用电脑的就业者工资回报更多,高出10%~15%(Krueger, 1993),且互联网使用与收入增长显著正相关(DiMaggio and Bonikowski, 2008)。国内研究的实证分析表明,互联网使用显著增加了居民的收入水平(蒋琪等, 2018; 刘晓倩和韩青, 2018),且对于青年群体的研究发现,互联网使用产生的工资溢价效应存在技能、城乡异质性(丁述磊和刘翠花, 2022)。在创业收入方面,基于成本收益理论,互联网创业可以降低成本,并以较低的销售优势扩大市场份额,从而获得更多的收益(曾湘泉和徐长杰, 2015)。对于女性来说,互联网相关职业因其就业容量大、准入门槛灵活、工作时间灵活等特点,成为女性拓宽收入的新途径。曹景林和姜甜(2020)发现,互联网使用能显著提升女性收入。

关于互联网等数字技术发展对性别收入差距的经济效应,存在不同的研究结果。一方面,数字经济的高速发展创造数字性别红利,为我国女性发展带来契机。数字化发展在带来收入增长的同时,存在女性偏向,更有利于女性(李建奇, 2022),显著缩小了性别工资差异(戚聿东和刘翠花, 2020)。另一方面,与男性相比较,女性在数字技术方面的技能处于弱势,男性在数字技术的运用能力上更具优势(Karlan and Zinman, 2010),这可能意味着数字经济发展尽管提升了女性的工作效率,但对男性工作效率的提升幅度可能更大,数字化可能加剧男女性别工资差距,对女性的收入产生负面影响。而且随着企业数字化转型过程中对精通技术的劳动力需求日趋增加(Moore et al, 2008),而女性尚未在理工科技能方面获得独特的比较优势,给“未来工作”岗位的胜任带来困难,从而可能造成性别的岗位分化和收入分化(张楨, 2022)。

通过对以往研究的梳理可以发现,互联网的普及应用特别是数字技术的发展,促进了女性就业和创业,增加了女性收入水平。但应该看到,互联网在提高生产率、创造新就业形态和增加居民收入的同时,可能会

加大性别技能差异,对缩小性别收入差距带来不利影响。因此,对数字化过程中可能带来的影响需要进行实证分析。国内外研究大都集中于以电脑衡量的互联网使用对女性就业、创业和收入的影响,缺少从移动互联网使用的角度研究其对缩小性别工资差异的效果。移动互联网的发展与智能手机的使用和普及直接相关,随着移动通信技术的发展,尤其是发展到以互联网和云计算为核心后,接入互联网的高性能手机真正实践了“移动互联网”。智能手机等移动设备相比电脑接入成本更低、就业信息获取和传播更便捷,可以随时随地学习和掌握就业技能和技术,提高就业和创业的能力;移动互联网本身也提供了大量灵活就业和创业机会,深刻改变了劳动力市场结构(饶育蕾等,2022)。鉴于此,本文选取智能手机作为移动互联网使用的代理变量,定量研究移动互联网使用对女性就业和收入的影响,为更好理解数字技术如何赋能女性提供经验证据。

三、数据来源、变量选取和模型

(一)数据来源

本文使用的数据来自西南财经大学在全国范围内开展的中国家庭金融调查(CHFS)。CHFS覆盖除新疆、西藏、港澳台地区以外的29个省、市、自治区,以个人和家庭为研究主体,获取了全国4万多户家庭的人口统计特征、资产与负债、收入与支出等方面的微观数据。该数据库2019年数据同时包含本文所需的智能手机使用数据及个体的就业信息,为本研究定量评估智能手机使用所反映出的数字化水平对女性就业和劳动收入的影响提供了条件。本文的研究对象为处于劳动市场中的群体,剔除了在校生成和失去劳动能力人员(李建奇,2022)及离退休人员,进一步剔除变量存在缺失和异常值的样本,并剔除工作性质为家庭帮工和务农的样本后,共获得13020个样本,其中女性6642人,男性6378人。

(二)变量选取

本文被解释变量为是否就业及小时工资率。就业包含受雇和创业的个体,其中创业定义为调查问卷中工作性质属于雇主和自营劳动者的样本。由于工作时间差异是影响性别工资差异的重要原因(Mandel and Semyonov, 2014),为排除工作时间因素,参考戚聿东和刘翠花(2020)的做法,采用小时工资率作为被解释变量进行分析。具体做法为:个人年工资收入/(年工作月数×每月工作天数×每天工作时长)计算小时工资,然后对小时工资率取对数值。工资收入包括工资、奖金、现金和实物福利等雇佣收入,剔除劳动收入为负的样本,并对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。

核心解释变量为移动互联网使用,根据问卷中的“目前使用哪款手机”题项进行赋值,选择“智能手机”赋值为1,选择“非智能手机或没有手机”赋值为0。除此之外,在模型中还加入了其他影响是否就业及工资水平的控制变量。包括①个人层面:年龄、年龄²/100、婚姻状况、户籍状况、教育程度、健康状况、单位类型。②家庭层面:孩子个数、是否有0~6岁孩子、家中同住70岁以下老人数量、其他家庭成员的劳动收入、是否有自有住房。③地区层面,包括是否是东部、中部、西部、东北部地区,以及所在城市是否是一线/新一线城市、二线城市和三线及以下城市,以控制地区和城市经济特征对就业结构和就业质量的影响。表1为本文主要变量的定义。

(三)模型设定

(1)移动互联网使用的女性就业效应。为了估计移动互联网使用对女性就业的影响,针对女性样本,采用线性概率模型估计就业方程,检验移动互联网使用对女性就业是否具有促进作用。

(2)移动互联网使用对缩小性别就业差距的效应。为验证移动互联网使用是否缩小了性别就业差距,即是否存在女性就业偏向,这里用包含男性样本在内的全部劳动者样本。在就业方程中加入女性虚拟变量(女性为1;男性为0)、移动互联网使用与女性虚拟变量的交互项。交互项系数如果显著大于0,意味着移动互联网使用对劳动者就业的影响偏向于女性,缩小了性别就业差距。

(3)移动互联网使用的女性收入效应。由于创业者没有工作时间数据,因此对收入效应的估计只针对受雇样本。在异质性分析部分通过对收入变量不同的衡量方式,可对包含创业者在内的样本进行分析。针对女性受雇样本,以对数小时工资为因变量,估计移动互联网使用对受雇女性收入的影响。

(4)移动互联网使用对性别工资收入差距的影响。为了考察移动互联网使用对性别工资收入差距的影响,即是否存在女性工资溢价,构建线性回归模型,以对数小时工资作为因变量,加入模型(2)中的交互项,交互项的系数反映了移动互联网使用对性别工资收入差距的影响,若该系数大于0,说明移动互联网使用减小了性别工资收入差距。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	是否就业	去年有非农工作=1;否则=0
	对数小时工资	$\ln[\text{个人年收入}/(\text{工作月数} \times \text{每月工作天数} \times \text{每天工作时长})]$
核心解释变量	移动互联网使用	使用智能手机=1;否则=0
	交互项	使用智能手机 $\times$ 女性
控制变量	年龄	据调查年份,计算实际年龄
	户口性质	城市户籍=1;农村户籍=0
	婚姻状态	已婚/同居=1;未婚/离婚/分居/丧偶=0
	教育程度	受教育年限(小学=6,初中=9,普通高中/职业高中/中专=12,大专=15,本科=16,研究生以上=19)
	健康状况	非常好/好=1;否则=0
	国有企业	在国有企事业单位工作=1;否则=0
	孩子个数	家中孩子个数
	幼儿照料	家中是否有0~6岁幼年子女
	隔代照料	家中同住70岁以下老人数量
	其他家庭成员劳动收入	其他家庭成员劳动收入加总
	自有住房	有自有住房=1;否则=0
	地区	调查所在省份所属地区(东部=1,中部=2,西部=3,东北部=4)
	城市划分	所在城市划分(一线城市/新一线城市=1,二线城市=2,三线城市=3)

四、分析结果

(一)描述性统计分析

表2为各变量的描述性统计结果。最后一列的均值 t 检验表明,平均而言,男性的就业概率和工作收入更高。从其他家庭成员劳动收入也可以看出,由于家庭成员主要是配偶(男性已婚均值为85%,女性已婚均值为86.5%),所以男性的家庭成员劳动收入显著低于女性的家庭成员劳动收入,侧面印证了男性的工作收入更高。男性相比于女性,健康状况更好、拥有自有住房的可能性更高,结婚概率和有孩子的个数更低,特别是有0~6岁幼儿的概率更低。从移动互联网使用情况来看,男性拥有智能手机的比率相较女性更低。

(二)模型分析结果

1. 移动互联网使用对女性就业的影响

首先使用女性受雇样本,检验移动互联网使用是否促进了女性就业;然后使用全样本数据,研究移动互联网使用是否存在女性就业偏向,即在模型中加入交互项。表3报告了回归的分析结果,其中(1)列为女性样本的分析结果;(2)列为全样本中加入女性、女性与移动互联网使用交互项的分析结果。可以发现,在控制其他变量后,移动互联网使用对女性受雇有正向影响,但不显著;从全样本估计中,可以看到,移动互联网使用与女性的交互项系数显著为正,即智能手机使用存在女性就业偏向;从(2)列中可以看出,虽然女性变量的估计系数显著为负,即女性的就业率显著低于男性,但是移动互联网使用与女性交互项的系数显著为正,说明移动互联网使用缩小了女性和男性的就业差距,存在女性就业偏向。

从其他控制变量的影响来看,年龄对个体就业概率的影响呈现倒U型特征,即随着年龄的增长,个体就业概率先增后减,与大多数研究发现一致;更高的受教育年限能显著增加女性受雇的机会。婚姻状况和幼儿照料的系数都显著为负,且二者在女性样本中的估计系数都高于全样本中的估计系数,说明婚姻和生育对女性就业的负面影响更大。结婚后特别是生育不久,需要对婴孩密集照顾时,女性参与劳动力市场的概率大幅度减小,存在“母职惩罚”现象。隔代照料的系数为正,但不显著,说明家中同住70岁以下的老人数量增加时,其提供的代际支持虽然能使个体就业概率增加,特别是对女性,但这种帮助作用不能显著使女性参与就业。从地区来看,相比于东部地区,其他地区的女性就业概率更低,特别在东北地区女性的就业率差距最大。二线、三线及以下城市的就业概率和一线城市相比更低,但不显著。

表 2 变量的描述性统计

变量	男性		女性		t 检验
	样本量	均值	样本量	均值	
是否就业	6378	0.862	6642	0.638	0.225***
移动互联网使用	6378	0.910	6642	0.933	-0.024***
年龄(岁)	6378	45.758	6642	42.756	3.002***
户口性质	6378	0.452	6642	0.504	-0.052***
婚姻状态	6378	0.852	6642	0.865	-0.013**
健康状况	6378	0.524	6642	0.501	0.023***
教育程度	6378	11.127	6642	11.082	0.045
孩子数量(个)	6378	0.908	6642	1.008	-0.100***
幼儿照料	6378	0.156	6642	0.204	-0.048***
隔代照料	6378	0.242	6642	0.233	0.009
其他家庭成员收入(元)	6378	64296.23	6642	81181.08	-16884.85***
自有住房	6378	0.893	6642	0.882	0.011**
工作收入(元)	5500	63222.83	4236	48773.25	14449.58***
国有企业	5502	0.366	4248	0.359	0.008

表3 移动互联网使用对就业影响的回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
移动互联网使用	0.0273(0.0251)	0.0169(0.0212)	隔代照料	0.0168(0.0102)	0.0002(0.0068)
移动互联网使用×女性		0.0837*** (0.0311)	其他家庭成员收入	-0.0084*** (0.0029)	-0.0112** (0.0018)
女性		-0.353*** (0.0303)	自有住房	0.0070(0.0185)	0.0175(0.0126)
年龄	0.0937*** (0.0060)	0.0630*** (0.0036)	中部	-0.0391** (0.0165)	-0.0008(0.0108)
年龄 ²	-0.129*** (0.0076)	-0.0866*** (0.0043)	西部	-0.0511*** (0.0149)	-0.0278*** (0.0096)
城市户口	-0.0365*** (0.0134)	-0.0650*** (0.0088)	东北	-0.0618*** (0.0199)	-0.0410*** (0.0143)
婚姻状况	-0.1250*** (0.0185)	-0.0356*** (0.0124)	二线城市	-0.0192(0.0170)	-0.0138(0.0118)
教育程度	0.0343*** (0.0019)	0.0270*** (0.0013)	三线城市及以下	-0.0090(0.0142)	-0.0091(0.0092)
健康状况	0.0077(0.0119)	0.0343*** (0.0078)	截距	-1.0630*** (0.1160)	-0.2840*** (0.0715)
孩子数量	-0.0094(0.0100)	-0.0056(0.0063)	R ²	0.1918	0.2114
幼儿照料	-0.1950*** (0.0184)	-0.1280*** (0.0120)	样本量	6064	11546

注：括号中为稳健标准误；*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ 。

2. 移动互联网使用对性别工资差距的影响

大量研究表明,女性的工作收入相比男性更低,存在性别工资差距现象。互联网特别是移动互联网的使用,在缩小性别就业差距的同时,可能会提高女性收入水平,缩小与男性的工资差距。表4为移动互联网使用对受雇女性收入及性别工资差距影响的估计结果。从女性样本的估计结果(1)列中可以看到,移动互联网使用增加了女性的工作收入,但没有统计显著性。全样本的估计结果(2)列显示,相比于男性,女性的收入显著更低,存在性别工资差距。虽然移动互联网使用和女性交互项的系数为正,即移动互联网使用可以缩小性别工资差距,但估计结果不显著,女性收入偏向较弱。

其他控制变量的估计结果与表3的大体相同,需要注意的是在机关团体/事业单位、国有及国有控股企业工作的女性,其收入远大于不在这些国有部门工作的女性。且该系数的大小和显著性都不同于全样本中的估计系数,说明单位性质对女性工作收入的影响更大。二线城市和三线城市及以下的劳动者,其工作收入相比一线城市显著更低,且三线城市及以下的差距最大,不同发展程度的城市间收入差距明显。

表4 移动互联网使用对工资收入影响的回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
移动互联网使用	0.0724(0.0717)	0.0422(0.0529)	其他家庭成员收入	0.0431*** (0.0060)	0.0384*** (0.0040)
移动互联网使用×女性		0.0653(0.0848)	自有住房	0.0463(0.0374)	0.1080*** (0.0282)
女性		-0.4350*** (0.083)	中部	-0.1600*** (0.0327)	-0.1010*** (0.0239)
年龄	0.0064(0.0146)	0.0318*** (0.0083)	西部	-0.1260*** (0.0319)	-0.1120*** (0.0221)
年龄 ²	-0.0131(0.0186)	-0.0467*** (0.0102)	东北	-0.3720*** (0.0378)	-0.3060*** (0.0309)
城市户口	0.0624** (0.0283)	0.0933*** (0.0205)	二线城市	-0.2410*** (0.0334)	-0.2180*** (0.0260)
婚姻状况	-0.0734* (0.0398)	-0.0177(0.0281)	三线城市及以下	-0.2900*** (0.0297)	-0.2800*** (0.0210)
教育程度	0.0851*** (0.0044)	0.0747*** (0.0032)	截距	1.4600*** (0.2800)	1.4810*** (0.1670)
健康状况	0.0225(0.0246)	0.0413** (0.0174)	R ²	0.3245	0.2629
孩子数量	-0.0230(0.0198)	-0.0307** (0.0133)	样本量	3658	8262
是否国有部门	0.1180*** (0.0268)	-0.0005(0.0194)			

注：括号中为稳健标准误；*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ 。

五、内生性问题

根据模型设定,为研究移动互联网使用如何影响女性就业和工作收入,以获得因果效应识别,需要处理好三个潜在的内生性问题。一是选择性偏误。由于有工作收入的前提是参与劳动力市场,而是否就业受到很多因素的影响,这些因素可能使就业的群体与未就业的群体有系统性的差别。直接对有劳动收入的样本进行最小二乘估计可能导致样本自选择问题,低估移动互联网使用对工作收入的真实效应。二是反向因果关系。就业和收入高的个体更易使用移动互联网,故女性就业和工资收入与移动互联网使用互为因果关系。三是遗漏变量问题。可能同时存在影响就业和移动互联网使用的其他变量,且不可观测,使估计结果有偏不一致。

(一) 样本选择问题

针对样本选择问题,可以用 Heckman 两步法进行处理。第一步是就业决策的 Probit 模型,也称选择方程;第二步是对就业样本进行回归分析,也称结果方程。Heckman 两步法的选择方程应包含至少一个满足排

他性条件的解释变量,该变量影响女性是否就业,但不直接影响其工作收入。本文选择是否有 0~6 岁孩子、家中同住 70 岁以下老人数量作为排他性识别变量,这些变量影响女性是否就业,但不直接影响已经就业的女性获得的工作收入。具体模型为

$$P(\text{employ}_i) = \Phi(\varphi_0 + \varphi_1 \text{mobile}_i + \varphi_2 D_i + \varphi_3 X_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

$$\ln \text{wage}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{mobile}_i + \beta_2 \text{imr}_i + \beta_3 X_i + \nu_i \quad (2)$$

式(1)为选择方程,式(2)为结果方程。 $P(\cdot)$ 为概率方程; $\Phi(\cdot)$ 为标准正态累计分布函数; employ_i 为是否就业的变量; mobile_i 为是否使用移动互联网的变量; D_i 为排他性识别变量; X_i 为家庭特征和个人特征变量; $\ln \text{wage}_i$ 为工作收入的对数; imr_i 为逆米尔斯比率,通过式(1)计算得到; ε_i 和 ν_i 为随机误差项; φ 和 β 为待估系数。如果系数 β_2 显著,说明基准回归中存在样本选择偏差,需要使用样本选择模型。移动互联网使用对女性样本和全样本工作收入影响的 Heckman 两步法结果见表 5。

逆米尔斯比率 imr 显著,说明基准回归中存在样本选择问题,控制了样本选择偏差后,结果更为稳健。(2)列和(4)列分别为移动互联网使用对女性样本和全样本工作收入的影响。可以看到,在纠正了样本选择偏差后,与原回归结果表 4 相比,移动互联网使用的系数估计值更大,且对女性样本收入的影响统计显著,OLS 估计低估了移动互联网对女性样本收入的影响;移动互联网和女性的交互项系数依然不显著,移动互联网使用未能缩小性别收入差距。

(二)反向因果和遗漏变量问题

针对反向因果和遗漏变量带来的内生性问题,本文使用基于 Heckman 两步法的工具变量模型进行估计,以个体所在社区的智能手机普及率作为移动互联网使用的工具变量。社区层面智能手机普及率反映了该社区的移动互联网使用情况,并通过和社区内其他居民的互动影响个人的智能手机使用倾向,但不直接影响个人的就业决策和收入水平。为同时处理样本选择偏差和反向因果、遗漏变量问题对研究结论的干扰,本文借鉴杨汝岱等(2011)的做法,将 Heckman 两步法和两阶段最小二乘法(2SLS)结合起来,基本思想是,利用两阶段最小二乘第一阶段回归结果,得到个人移动互联网使用的概率预测值,用其代替实际的移动互联网使用概率,以此为基础进行 Heckman 两步法回归,回归结果见表 6。

Durbin-Wu-Hausman(DWH)检验模型的内生性结果显示,两个样本回归中,均在 1% 的显著性水平上拒绝智能手机使用为外生变量的原假设,使用工具变量模型是必要的。不可识别检验估计结果显示,该检验的 p 值均为 0.0000,因此在 1% 的显著性水平上拒绝了社区智能手机普及率与个体智能手机使用不相关原

表 5 移动互联网使用对小时工资收入影响的 Heckman 两步法回归结果

变量	女性样本		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
移动互联网使用	0.0632 (0.0747)	0.1190* (0.0714)	0.1470** (0.0703)	0.0551 (0.0530)
移动互联网×女性			-0.0078 (0.0978)	0.1110 (0.0858)
女性			-1.0350*** (0.0945)	-0.5860*** (0.0974)
幼儿照料	-0.5980*** (0.0559)		-0.4790*** (0.0459)	
隔代照料	0.0625* (0.0341)			
imr		0.5300*** (0.1070)		0.2780*** (0.0912)
截距	-4.4470*** (0.3880)	-0.3970 (0.4700)	-2.7270*** (0.2700)	0.9030*** (0.2500)
控制变量	是	是	是	是
R^2		0.3290		0.2638
伪 R^2	0.1561		0.1995	
样本量	6064	3658	11546	8262

注:限于篇幅,并未展示全部变量回归结果,有兴趣的读者可以向作者索取。括号中为稳健标准误;*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

表 6 移动互联网使用对小时工资收入影响的 Heckman 两步法+2SLS 回归结果

变量	女性样本		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
移动互联网使用		1.0010*** (0.2490)		0.1300 (0.1160)
社区手机普及率	0.3230* (0.1730)		-0.4080** (0.1630)	
移动互联网×女性				1.0640*** (0.2770)
社区手机普及率×女性			0.8950*** (0.2260)	
女性			-1.8590*** (0.2090)	-1.5770*** (0.2950)
幼儿照料	-0.6000*** (0.0559)		-0.4870*** (0.0458)	
隔代照料	0.0641* (0.0341)			
imr		0.6660*** (0.1230)		0.4930*** (0.1160)
控制变量	是	是	是	是
截距	-4.6770*** (0.4120)	-1.3310** (0.5670)	-2.2920*** (0.2970)	0.4940* (0.2750)
R^2		0.2919		0.2420
伪 R^2	0.1565		0.2000	
样本量	6064	3658	11546	8262

注:括号中为稳健标准误;*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

假设。Cragg-Donald Wald F 统计量在两个样本中结果均高于 Stock-Yogo 弱工具变量在 10% 显著性水平的临界值,不存在若工具变量问题。从(2)列和(4)列可以看出,与表 5 相比,当使用个体所在社区的智能手机普及率作为个体移动互联网使用的工具变量后,所得结果类似,但全样本估计结果显示,移动互联网与女性交互项的系数显著为正,即移动互联网使用可以显著缩小女性与男性之间的性别工资差距。

六、稳健性检验和异质性分析

(一)稳健性检验

在基准回归部分,本文对工资收入以小时工资率的对数来衡量,为排除被解释变量度量方式对回归结果的干扰,采用个体的年工作收入的对数进行稳健性检验。从表 7 和表 8 的估计结果来看,当采用年工资收入衡量被解释变量后,无论是否考虑反向因果和遗漏变量等内生性问题,所得结果与前文一致。

表 7 移动互联网使用对年工资收入影响的 Heckman 两步法回归结果

变量	女性样本		全样本		变量	女性样本		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程		选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
移动互联网使用	0.0386 (0.0736)	0.2640*** (0.0768)	0.1190* (0.0694)	0.2470*** (0.0474)	截距	-4.3420*** (0.3850)	5.8390*** (0.5740)	-2.6400*** (0.2680)	7.345*** (0.2700)
移动互联网×女性			-0.0044 (0.0963)	0.0478 (0.0875)	控制变量	是	是	是	是
女性			-1.0410*** (0.0931)	-0.5570*** (0.0992)	R^2		0.3290		0.3384
幼儿照料	-0.5990*** (0.0556)		-0.4790*** (0.0456)		伪 R^2	0.1519		0.1968	
隔代照料	0.0611* (0.0339)				样本量	6119	3713	11736	8452
imr		0.3900*** (0.1250)		0.3360*** (0.0945)					

注:限于篇幅,并未展示全部变量回归结果,有兴趣的读者可以向作者索取。括号中为稳健标准误;*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$ 。

表 8 移动互联网使用对年工资收入影响的 Heckman 两步法+2sls 回归结果

变量	女性样本		全样本		变量	女性样本		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程		选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
移动互联网使用		1.1070*** (0.2730)		0.5160*** (0.1210)	imr		0.5260*** (0.1410)		0.5080*** (0.1220)
社区手机普及率	0.2830* (0.1710)		-0.4720** (0.1640)		控制变量	是	是	是	是
移动互联网×女性				0.7150** (0.2940)	截距	-4.5520*** (0.4080)	4.9570*** (0.6640)	-2.1750*** (0.2950)	6.9220*** (0.2950)
社区手机普及率×女性			0.9170*** (0.2250)		R^2		0.3140		0.3192
女性			-1.8800*** (0.2090)	-1.2570*** (0.3140)	伪 R^2	0.1523		0.1976	
幼儿照料	-0.6010*** (0.0555)		-0.4870*** (0.0455)		样本量	6119	3713	11736	8452
隔代照料	0.0626* (0.0339)								

注:限于篇幅,并未展示全部变量回归结果,有兴趣的读者可以向作者索取。括号中为稳健标准误;*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$ 。

(二)异质性分析

移动互联网使用不仅对个体受雇的概率产生影响,也会影响其创业的可能性。本部分把创业个体纳入样本,运用多元 Logit 模型考察移动互联网使用对女性就业状态的影响。其中就业状态有三种:1 为未就业,2 为受雇,3 为创业。以未就业状态为基准组,回归结果见表 9,报告的系数为原始回归系数。

由表 9 可以看出,受雇组相对于未就业组的估计结果(1)列与表 3 中(1)列的估计结果在符号和显著性方面一致。移动互联网使用使得女性相对于未就业,就业状态变为受雇的机率比(odds ratio)上升约 7.49% ($e^{0.0722}=1.0749$),但不显著;相对于未就业,女性就业状态变为创业的机率比提高的更多,且显著,达到 1.32 ($e^{0.841}=2.3182$),说明移动互联网使用使女性创业的概率更高,显著促进了女性创业。Wald 检验表明,移动互联网使用对女性就业形式的影响是显著的。

表 9 移动互联网使用对女性就业形式的多元 logit 模型回归结果

变量	受雇	创业	变量	受雇	创业
	(1)	(2)		(1)	(2)
移动互联网使用	0.0722(0.124)	0.841*** (0.257)	自有住房	0.0293(0.0968)	0.150(0.173)
年龄	0.449*** (0.0327)	0.337*** (0.0612)	中部	-0.201** (0.0836)	-0.120(0.145)
年龄 ²	-0.620*** (0.0407)	-0.454*** (0.0750)	西部	-0.272*** (0.0746)	-0.243* (0.130)
城市户口	-0.191*** (0.0680)	-0.513*** (0.126)	东北	-0.322*** (0.103)	-0.287(0.195)
婚姻状况	-0.706*** (0.107)	0.317(0.205)	二线城市	-0.0691(0.0883)	-0.209(0.157)
教育程度	0.176*** (0.0105)	0.0690*** (0.0155)	三线城市及以下	-0.0484(0.0716)	-0.116(0.128)
健康状况	0.0197(0.0603)	0.285*** (0.107)	截距	-7.246*** (0.644)	-6.097*** (1.221)
孩子数量	-0.0561(0.0488)	0.0370(0.0819)	LR chi2	1195.77	1195.77
幼儿照料	-1.018*** (0.0934)	-0.986*** (0.165)	伪 R ²	0.1311	0.1311
隔代照料	0.0939* (0.0568)	0.300*** (0.0962)	样本量	6639	6639
其他家庭成员收入	-0.0510*** (0.0174)	-0.266*** (0.0204)			

注:括号中为稳健标准误;*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

移动互联网使用除了影响女性从事不同就业形式的概率以外,还可能对已经就业女性的工作收入产生异质性的影响。本部分分别对女性受雇就业者和创业者进行分析,考察移动互联网使用是否对不同就业形式的女性收入产生不同的影响。从表 10 的估计结果来看,虽然移动互联网使用可以显著增加女性创业的概率,但对创业者的收入增加不显著;另外,移动互联网使用可以显著增加受雇女性的工资收入。总的来说,相比于没有使用移动互联网,使用移动互联网的女性有更大的概率创业,但对已经有工作的女性来说,相比与创业者,移动互联网使用对受雇女性的收入增加具有显著的促进作用。

表 10 移动互联网使用对不同就业形式的女性收入影响

变量	受雇	创业
移动互联网使用	0.2670*** (0.0774)	0.3150(0.3220)
控制变量	是	是
R ²	0.3434	0.1919
样本量	3710	523

注:括号中为稳健标准误;*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$,表 10 中回归均依照前文的设定加入了控制变量。

七、结论与启示

实现充分就业是我国财政政策的重要目标之一,一直以来都受到政府和民众的关注。然而由于生理条件、历史观念及文化传统等方面的原因,女性在家庭中更多地承担赡养老人、抚育后代及整理家务的责任,劳动市场参与率相比男性更低;已经处于就业中的女性也因为潜在的性别歧视,工作收入较低,存在性别收入差距现象。互联网的发展和普及,尤其是移动互联网的广泛应用,可以提供灵活的工作性质,成为数字时代女性赋能的重要手段。

本文的主要贡献是探讨了移动互联网使用对女性就业和收入的影响,进一步探讨这种影响是否存在性别偏向,达到缩小性别差距的效果。本文基于 2019 年 CHFS 数据分析了移动互联网使用对女性非农就业、收入及性别收入差距的影响。分析结果显示,移动互联网使用可以增加女性非农就业的机会,显著缩小了与男性的就业差距。考虑样本选择问题及反向因果、遗漏变量等内生性问题后,本文发现移动互联网使用显著提升了女性收入,并且相比于男性,移动互联网对女性收入提升的促进作用更强,存在女性就业和收入偏向。在用年工资收入替换小时工作收入后,以上结果依然稳健。异质性分析表明,相比于从事受雇工作,移动互联网使用对女性创业的促进作用更强;但对已经工作的女性,移动互联网使用显著提升了受雇者的收入,未能显著增加创业者的收入。

基于上述发现,本文就如何更好地发挥移动互联网对女性就业、创业和收入促进作用提出如下启示:

首先,要进一步加强移动互联网基础设施建设,特别是在东北部地区,发挥移动互联网对女性就业促进和收入提升的作用。本文发现,相比于其他地区,东北部地区与东部地区女性就业概率差距最大,因此要想缩小女性就业参与率的地区差异,需要加大东北部地区数字化基础设施的投入。

其次,要转变社会对女性就业的刻板印象意识,积极宣传女性的数字化技能,提倡性别平等,家庭中女性、男性都有照料幼儿的责任与义务。本文结果表明,幼儿照料显著降低了女性就业概率和收入,虽然移动互联网的便利性使得女性可以兼顾家庭和工作,但要持续提高女性就业率和收入水平,需要转变传统的性别观念。

最后,女性应提高移动互联网使用的意识,善于运用互联网进行学习和工作,提升创业能力。同时,由于

教育和培训是女性为利用数字技术创造的就业机会做好准备的关键环节,因此女性需要增强互联网对人力资本投资的作用,建立终身学习的理念,促进数字化对收入提升效果的长期发展。通过积极参与就业市场、拓展社会参与、获取数字资源,女性可以共享数字经济发展成果,提高自身福利。

参考文献

- [1] 曹景林,姜甜,2020.互联网使用对女性收入的影响——基于CFPS数据的经验证据[J].现代财经(天津财经大学学报),40(12):79-95.
- [2] 丁述磊,刘翠花,2022.数字经济时代互联网使用、收入提升与青年群体技能溢价——基于城乡差异的视角[J].当代经济管理,44(8):64-72.
- [3] 高梦滔,颜明,毕岚岚,2009.计算机使用对青年人工工资率的影响:来自云南的经验证据[J].中国人口科学,130(1):59-67,112.
- [4] 郭志韬,2021.互联网是否提高女性创业概率[J].合作经济与科技,(14):94-96.
- [5] 蒋琪,王标悦,张辉,等,2018.互联网使用对中国居民个人收入的影响——基于CFPS面板数据的经验研究[J].劳动经济研究,6(5):121-143.
- [6] 李建奇,2022.数字化变革、非常规技能溢价与女性就业[J].财经研究,48(7):48-62.
- [7] 刘晓倩、韩青,2018.农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J].农业技术经济,281(9):123-134.
- [8] 刘畅,2023.数字媒介与女性创业:数字经济释放女性力量-基于传播政治经济学分析[J].中华女子学院学报,35(1):108-114.
- [9] 马继迁,陈虹,王占国,2020.互联网使用对女性创业的影响——基于CFPS数据的实证分析[J].华东经济管理,34(5):96-104.
- [10] 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[J].经济学动态,(6):21-31.
- [11] 宁光杰,马俊龙,2018.互联网使用对女性劳动供给的影响[J].社会科学战线,(2):75-83.
- [12] 戚聿东,刘翠花,2020.数字经济背景下互联网使用是否缩小了性别工资差异——基于中国综合社会调查的经验分析[J].经济理论与经济管理,(9):70-87.
- [13] 饶育蕾,雷诗妮,陈地强,2022.使用移动互联网助益了低收入家庭收入增长吗?[J].西部论坛,32(4):108-124.
- [14] 宋月萍,2021.数字经济赋予女性就业的机遇与挑战[J].人民论坛,(30):82-85.
- [15] 杨汝岱,陈斌开,朱诗娥,2011.基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J].经济研究,46(11):116-129.
- [16] 曾湘泉,徐长杰,2015.新技术革命对劳动力市场的冲击[J].探索与争鸣,(8):32-35.
- [17] 张勋,杨紫,谭莹,2023.数字经济、家庭分工与性别平等[J].经济学(季刊),23(1):125-141.
- [18] 张桢,2022.平衡数字经济给当代女性带来的危与机[J].互联网周刊,(16):56-58.
- [19] 赵婷,岳园园,2019.互联网使用对已婚女性创业的影响机制研究[J].经济与管理评论,35(4):52-63.
- [20] AGUIAR M, HURST E, 2007. Measuring trends in leisure: The allocation of time over five decades [J]. The Quarterly Journal of Economics, 122(3): 969-1006.
- [21] DEMING D J, 2017. The Growing importance of social skills in the labor market [J]. The Quarterly Journal of Economics, 132(4): 1593-1640.
- [22] DIMAGGIO P, BONIKOWSKI B, 2008. Make money surfing the web? The impact of internet use on the earnings of U. S. workers [J]. American Sociological Review, 73(2): 227-250.
- [23] HERR J L, WOLFRAM C D, 2012. Work environment and opt-out rates at motherhood across high education career paths [J]. Industrial & Labor Relations Review, 65(4): 928-950.
- [24] HOWCROFT D, RUBERY J, 2018. Gender equality prospects and the fourth industrial revolution. In NEUFEIND M, O'REILLY J, RANFT F, editors, Work in the Digital Age: Challenges of the Fourth Industrial Revolution [M]. Washington DC: Rowman & Littlefield International: 63-74.
- [25] KARLAN D, ZINMAN J, 2010. Expanding credit access: Using randomized supply decisions to estimate the impacts [J]. Review of Financial Studies, 23(1): 433-464.
- [26] KRUEGER A B, 1993. How Computers have changed the wage structure: Evidence from microdata, 1984-1989 [J]. Quarterly Journal of Economics, 108(1): 33-60.
- [27] LUGAYE U C, SLABBERT A D, UKPERE W I, 2014. Rising trend in social media usage by women entrepreneurs across the globe to unlock their potentials for business success [J]. Mediterranean Journal of Social Sciences, 5(10): 551-562.
- [28] MANDEL H, SEMYONOV M, 2014. Gender pay gap and employment sector: Sources of earnings disparities in the United States, 1970-2010 [J]. Demography, 51: 1597-1618.
- [29] MOORE K, GRIFFITHS M, RICHARDSON H, et al, 2008. Gendered futures? Women, the ICT workplace and stories of the future [J]. Gender, Work & Organization, 15(5): 523-542.

- [30] NICHOLAS B, LIANG J, JOHN R, et al, 2015. Does working from home work? Evidence from a Chinese experiment[J]. Quarterly Journal of Economics, 130(1): 165-218.
- [31] SCHWAB K, 2017. The fourth industrial revolution[M]. London: Portfolio Penguin.

Research on the Impact of Mobile Internet Use on Women's Non-agricultural Employment and Income

Shi Lei, Pu Lina, Li Jinyu

(1. Institute for Innovative Talents, National Academy of Innovation Strategy, CAST, Beijing 100038, China)

Abstract: The development of digital technologies such as mobile internet plays an important role in achieving full employment, and promoting women's employment and entrepreneurship is a necessary prerequisite for achieving full employment. Based on the Survey of China's Household Finance(CHFS) in 2019, the influence of mobile Internet access on women's non-agricultural employment and gender wage gap was analyzed. The results show that the use of mobile internet which is symbolized by smart phones prompts women's non-agricultural employment and significantly narrows the gender employment gap. After using Heckman's two-step method and instrumental variable method to overcome endogenous problems, the results show that the use of smart phones has significantly promoted the increase of women's income, and this promotion is biased towards women, narrowing the income gap with men. The above conclusions are still robust after replacing the explained variables. Heterogeneity analysis shows that the use of smart phones has a stronger role in promoting women's entrepreneurship than employment. However, for women who have already worked, the use of smart phones has significantly increased the income of employees and failed to significantly increase the income of entrepreneurs. The conclusion is that in order to continuously improve women's employment and income, it is necessary to further strengthen the construction of mobile internet infrastructure, transform traditional gender concepts, and enhance the role of the internet in human capital investment.

Keywords: mobile internet; female employment; gender income gap; entrepreneurship