

• 新战略研究 •

互联网使用是否促进了女性就业^{*}

——基于 CGSS 数据的经验分析

毛宇飞 曾湘泉

内容提要:基于中国综合社会调查(CGSS)数据,本文利用 Probit 模型检验了互联网使用对女性就业的影响作用。研究发现,互联网使用能促进女性的整体就业,且对非自雇就业的作用效果要大于自雇就业。使用互联网获取信息有助于促进女性就业,尤其是非自雇就业。在工作或闲暇时使用互联网,分别与女性自雇、非自雇就业高度相关,并且闲暇时进行社交、娱乐和学习活动的不同偏好,使用互联网对女性自雇、非自雇就业的作用效果也有所区别。此外,互联网使用对不同婚姻状况、学历及户籍女性的影响作用也表现出明显的异质性。本文建议,为提高女性劳动供给,不仅要强化网络建设和扩大教育培训,增加女性互联网使用率;同时也要优化网络平台应用,发展女性多元化就业形态。

关键词:互联网 女性就业 闲暇活动 家庭经济理论

一、引言

改革开放以来,我国经历了由计划经济到市场经济的体制转轨,就业方式也从“统包统分”转变为“自主择业”。在此期间,较为明显的变化是女性劳动参与率的下降(姚先国、谭嵒,2005)。据世界银行数据显示,我国女性劳动参与率从 1990 年的 72.7% 下降为 2014 年的 64.0%,降幅达 8.7%,超过了同期男性劳动参与率的变动^①。虽然教育时间的延长以及养老保险的大范围覆盖,能解释部分变化的原因。但经济学界的主流观点认为,女性劳动参与率下降是在体制转轨的内外部环境作用下,女性以家庭为决策单元重新选择的结果(陈钊等,2003)。2012 年之后,我国面临着经济增速换挡、刘易斯拐点到来、人口红利逐渐消失等问题,加之人口老龄化使新增劳动力减少,寻找劳动力资源成为紧迫的任务,而释放女性劳动力成为解决这些问题的重要途径(吴要武,2016)。已有研究表明,女性劳动参与率的提高以及随之而来的劳动收入增加,不仅

会对经济增长有重要贡献作用(Lechman & Kaur, 2015),而且对子女教育投资(杜凤莲、董晓媛,2010)和收入差距缩减有积极影响(丁赛等,2007)。随着 2015 年后二孩政策的全面放开,女性就业及其职业生涯迎来了新的难题。如何平衡家庭与工作时间配置?如何提高女性劳动参与率?这些话题逐渐成为学界和社会各界关注的焦点。

20 世纪 90 年代之后,互联网技术在我国的快速发展,改变了人们的工作和生活方式。据第 38 次 CNNIC(中国互联网络信息中心)报告显示,截至 2016 年 6 月我国网民规模已达 7.10 亿。其中,女性所占比重由 2000 年的 30.4% 增加到 47.0%^②。从即时通信到电子商务,从搜索引擎到在线服务,互联网与用户的工作、生活和娱乐需求紧密结合,由其衍生出的新经济形态,正创造着多元的工作方式,对劳动力市场产生了重要的影响(Atasoy, 2013)。根据经济学理论和各国经验,互联网的广泛使用能够提高工作效率,缩短失业持续期,对个人工资率增加产生积极的影响(Krueger, 1993; Kuhn & Man-

* 毛宇飞、曾湘泉,中国人民大学劳动人事学院、中国就业研究所,邮政编码:100872,电子邮箱:maoyufei1990@126.com, zengxq@ruc.edu.cn。本文受国家自然科学基金青年项目“市民化进程中新生代农民工的职业选择与收入差距研究”(71403023)资助。作者感谢中国人民大学劳动人事学院王非老师、刘相波老师的修改建议,感谢匿名审稿人提出的有益评论和修改意见,文责自负。

sour, 2014)。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,需要更多的弹性工作机会和灵活就业方式(Herr & Wolfram, 2012)。随着互联网应用服务的不断丰富,互联网使用能否促进女性就业?这种影响机制又是如何?这些问题的回答,将对转型期间女性劳动参与率提高有着重要的意义。

关于解释女性劳动参与率变化的原因,国内外学者进行了丰富的探讨。基于人力资本理论的研究,主要考察了女性个人特征,诸如年龄、户籍、受教育程度、婚姻状况、工作经验以及健康状况等因素的作用(郭晓杰,2012; Besamusca et al, 2015)。基于家庭经济理论的研究,主要侧重于丈夫收入、子女数量、父母照料、家务时间配置以及家庭经济状况等特征的影响(Mincer & Polachek, 1974; 陈璐、范红丽, 2016)。还有的研究探讨了体制转轨、对外贸易、医疗及养老保险制度等宏观经济因素的影响机制(陆铭、葛苏勤, 2000)。然而,在国内文献中,关于互联网使用与女性就业的研究较少,仅有几篇文献分析了计算机和互联网使用对工资回报率的影响(卜茂亮等, 2011; 高梦滔等, 2009; 陈玉宇、吴玉立, 2008),却很少有研究注意到互联网使用对女性就业决策的影响作用。不过,在国外的文献中,已有研究证实了互联网使用会显著地影响女性的劳动时间配置和就业决策(Dettling, 2017)。一方面,使用互联网弱化了工作中的身体条件要求,互联网远程办公减少了通勤时间,避免了工作场所干扰,增加了就业灵活性(Bloom et al, 2015);另一方面,互联网降低了信息搜寻成本,促进了线上的工作搜寻行为,提高了工作匹配效率,增加了女性获得工作的机会(Stevenson, 2009; Kuhn & Mansour, 2014)。虽然国外已有文献分析了互联网使用与女性就业的关系,然而对于女性自雇、非自雇的研究尚未涉及,并且由于使用互联网的不同用途,其带来的功效也会大相径庭。不同于既有文献,本文的主要贡献为:第一,在国外前沿研究的基础上,利用2010—2013年的中国综合社会调查(CGSS)数据,从女性整体就业和自雇、非自雇的视角,系统地分析互联网使用对女性就业的影响作用;第二,基于基准回归,进一步探讨互联网信息渠道、闲暇互联网使用以及不同的闲暇活动偏好对女性就业的作用机制;第三,分析互联网使用对不同婚姻状况、学历及户籍的女性就业决策的异质性效果,并使用倾向得分匹配法检验结果的稳健性。

二、理论回顾与研究假设

(一) 互联网使用与女性就业

传统劳动供给理论主要讨论了个体为获得效用最大化,在工作和闲暇之间进行时间分配的问题。在此基础上发展起来的家庭经济理论,将个人时间分为市场工作、家庭工作以及闲暇三个方面。该理论认为,女性劳动供给主要取决于从事市场工作的价值(工资)与待在家里时间消费的价值(保留工资)之间的比较。当市场工资大于保留工资时,劳动参与概率会增加。已有研究证实了互联网使用对个人工资率的提高以及保留工资的减小都有积极影响。这是因为,从个人工资角度来看,使用互联网提高了劳动生产率,并且由其引起的技术进步促进了全要素生产率的增加,进而带来工资率的提升(Muysken, 2006a, 2006b);从保留工资角度来看,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,会减少从事家务活动的时间,进而降低保留工资(Aguiar & Hurst, 2007; Greenwood et al, 2005)。因此,互联网能够通过增加女性个人工资和降低保留工资的双重功效,促进其就业概率的提高。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),即使用互联网增加了女性受雇的就业概率。

家庭经济理论认为,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。然而,家庭部门的生产并不需要全身心和全时间的投入,因此,弹性的工作机会、灵活的工作场所和自由的工作方式,与女性劳动参与之间密切相关(Herr & Wolfram, 2012)。互联网技术的普及,促进了就业形态多样化,由其衍生出的电子商务、平台就业等线上工作模式,为女性提供了平衡家庭和工作的可能,给女性自雇的就业创造了更多机会。一方面,互联网能够满足女性对闲暇充裕、工作灵活和兼顾家庭等方面的需求;另一方面,从成本收益的角度来看,使用互联网进行在线创业降低了交易和运营成本,并且能以低价销售的优势扩大市场份额,从而获得更多的收益(曾湘泉、徐长杰, 2015),这对女性选择网络自主创业有着积极的作用。因此,本文提出假说1。

假说1: 使用互联网的女性比未使用的女性从事自雇工作的概率更高。

(二) 互联网信息渠道与女性就业

随着互联网渗透和移动互联网的快速发展,网络媒体覆盖地域和人群日趋广泛,互联网逐渐成为人们获取信息的主要途径之一。在工作搜寻理论中,搜寻最优次数由边际收益和边际成本决定。随着搜寻范围的扩大,直接搜寻成本和机会成本对个体就业决策产生重要的影响(Stigler, 1962)。已有研究表明,运用互联网进行工作搜寻能够大幅降低搜寻成本,有助于求职者高效地获得受雇工作(Kuhn & Mansour, 2014)。其作用机理是:一方面,运用互联网进行在线求职,克服了先前市场参与者信息不对称,可以减少求职所需的交通、邮寄以及中介费用,直接降低了搜寻成本;另一方面,运用互联网进行工作搜寻,提高了求职者联系亲友、投递简历以及浏览招聘广告的效率,并且随着技术改进、求职网站完善以及互联网普及带来的外部性,会对个体工作搜寻行为带来正向的影响。近年来,随着互联网快速发展而出现的共享经济,也正是基于达到工作搜寻“零边际成本”的理念,高效地实现“人职匹配”(代明等,2014)。另外,在网络信息普及的环境下,女性对工作与家庭对立的观念也得到了缓解(刘广彬等,2009)。由此可见,使用互联网作为信息获取渠道,对于提高女性的就业,尤其是受雇型的就业有积极作用。因此,本文提出假说2。

假说2: 互联网信息渠道功能有助于促进女性就业,尤其对于女性获得非自雇工作的效果更加明显。

三、数据来源、计量模型与描述性统计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自2010—2013年的中国综合社会调查(CGSS)数据,主要基于三点考虑:第一,CGSS数据中有涉及个人互联网使用的相关变量,例如,互联网总体使用情况、是否作为主要信息来源、闲暇时使用情况及闲暇活动偏好等,并且囊括了个人特征、人力资本、家庭特征、工作情况等方面的信息,能够较好地识别女性未就业、自雇和非自雇的就业形式,这与本文的研究内容需要相契合。第二,CGSS数据抽样采用分层设计,并且调查覆盖了31个省市自治区,在以往关于互联网的研究中也经常用到,具有权威性和代表性。第三,选取2010—2013年的数据,一方面可以扩大样本量进而提高研究的可信度,另一方面考虑到2013年后“单独二孩”

及2015年“全面二孩”政策的实施,可能对女性就业造成新的壁垒。但由于目前数据的限制,未能将政策实施后的互联网使用影响考虑在内,这也是本文研究的不足之处。本文选取的主要研究变量及解释如表1所示。

对于被解释变量女性就业,主要从女性整体就业和具体就业形式两个方面来考察。女性整体就业用“目前是否从事非农工作”二值变量来度量。其中,未工作为0,有非农工作为1。同时,本文还设定了分类变量的就业形式,未工作为0,自雇就业为1,非自雇就业为2。需要说明的是,本文中的未工作既包括退出劳动力市场的女性,也包括部分正处于失业状态的女性。

关于核心解释变量互联网使用,本文利用问卷中“过去一年互联网媒体的使用情况”这一题目来反映个人互联网使用情况。其中,从未使用过为0,使用过为1。同时,本文还引入信息来源变量,来衡量个体使用互联网获取信息的途径,利用题目“主要信息来源是否为互联网”来反映,是为1,否为0。

在互联网接入场所方面,2016年CNNIC报告显示,个人在家中使用互联网的比重高达87.7%,而在工作单位使用互联网的比重为35.9%。家中互联网的使用,不仅为女性自雇就业创造了有利条件,而且更多地表现为工作之余闲暇时的线上活动。因此,在分析中不仅要关注互联网整体对女性就业的净效应,而且要识别工作和闲暇时使用互联网带来的作用效果,这对理解其影响机制有重要意义。本文利用问卷中“过去一年空闲时使用互联网情况”来反映个体闲暇互联网使用情况,从未使用过为0,使用过为1。另外,CNNIC报告中还将个人互联网应用分为社交活动、娱乐休闲、学习活动等方面,事实上,这些网络应用主要体现在闲暇时互联网使用中。值得注意的是,由于个人存在不同的闲暇活动偏好,可能引起闲暇互联网使用对女性就业也会有不同影响效果。因此,本文选取了“社交活动”、“娱乐休闲”和“学习活动”三个变量来代表不同闲暇活动偏好,并用1到5来反映这些活动的频率。

对于其他控制变量,参照已有研究文献,本文控制了女性的婚姻状况、年龄、户口、民族、教育年限和政治面貌等个体特征变量以及反映家庭经济状况^③的特征变量。此外,本文还控制了所在地区、宏观经济以及数据调查年份等变量。

表 1 研究变量及说明

维度	变量	变量解释
女性就业	整体就业	有非农工作=1,未工作=0
	就业形式	自雇=1,非自雇=2,未工作=0
互联网使用	互联网使用	过去一年互联网媒体的使用情况(使用过=1,从未使用=0)
	信息来源	主要信息来源是否为互联网(是=1,否=0)
闲暇活动	闲暇互联网使用	过去一年空闲时使用互联网情况(使用过=1,从未使用=0)
	社交活动	从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,非常频繁=5
个人特征	娱乐休闲	从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,非常频繁=5
	学习活动	从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,非常频繁=5
家庭特征	婚姻状况	已婚=1,未婚/单身=0
	年龄	按调查年份计算的实际年龄(单位:岁)
	户口	城镇=1,农村=0
	民族	汉族=1,少数民族=0
	教育年限	实际受教育年限(单位:年)
	政治面貌	党员=1,非党员=0
区位特征	家庭经济	远低于平均=1,低于平均=2,平均水平=3,高于平均=4,远高于平均=5
年份特征	所在地区	东部=1,中部=2,西部=3,东北=4
	宏观经济	所在省份的人均GDP(单位:万元,按2010年可比价进行调整)
数据年份	2010=1,2011=2,2012=3,2013=4	

(二)计量模型设定

为分析互联网使用对女性就业决策的影响,本文构建了女性就业的 Probit 模型:

$$\Pr(FLFP = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 Internet + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \varphi X_3 + \eta X_4) \quad (1)$$

式(1)中,二值变量 $FLFP$ 为女性就业,核心解释变量 $Internet$ 表示互联网使用, X_1 、 X_2 、 X_3 和 X_4 分别表示个人特征、人力资本、工作特征以及企业特征等控制变量。待估系数 β 表示互联网使用对女性就业决策的边际效应。

在式(1)基础上,本文还构建了多元 Probit 模型来探讨互联网使用对女性自雇、非自雇就业的边际效应:

$$\Pr(FLFP = k) = \Phi(\alpha + \beta_1 Internet + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \varphi X_3 + \eta X_4) \quad (2)$$

式(2)中, k 取值为 0,1,2。其中, k 等于 0 表示女性个体目前无工作; k 等于 1 表示目前女性从事自雇就业; k 等于 2 表示目前女性从事非自雇就业。在分析中以无工作作为参照组。

另外,为了进一步识别互联网作为信息渠道以及工作和闲暇时使用互联网对女性就业的作用机理,本文还在基准模型中分别引入信息渠道、闲暇互联网使用变量,并区分了对女性自雇、非自雇就业的影响效果。本文以女性整体就业为例,列出模型如式(3)和(4)所示:

$$\Pr(FLFP = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 Internet + \beta_2 itsource + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \varphi X_3 + \eta X_4) \quad (3)$$

$$\Pr(FLFP = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 Internet + \beta_2 itfree + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \varphi X_3 + \eta X_4) \quad (4)$$

式(3)中, $itsource$ 为互联网信息渠道变量, β_2 表示信息渠道对女性就业的边际效应,而 β_1 表示在控制信息渠道之后,互联网其他应用对女性就业的影响效果;式(4)中, $itfree$ 为闲暇互联网使用变量, β_2 表示闲暇时使用互联网对女性就业的边际效应,而 β_1 则表示在控制闲暇互联网使用之后,工作时使用互联网与女性就业之间的关系。

最后,本文还重点分析了由于个人闲暇活动的不同偏好,引起互联网使用对女性就业的异质性效果。在式(4)的基础上,加入闲暇互联网使用与闲暇活动的交互项。其中, $free_j$ 分别表示闲暇时进行社交、娱乐以及学习的频率。具体模型如式(5)所示:

$$\Pr(FLFP = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 Internet + \beta_2 itfree + \beta_3 itfree \cdot free_j + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \varphi X_3 + \eta X_4) \quad (5)$$

(三)描述性统计

本文研究样本主要为年龄在 15 岁以上、55 岁以下的女性劳动年龄人口^④,剔除缺失关键信息的

样本后,得到最终样本 8763 个。其中,使用互联网的有 5480 个,占 62.5%。表 2 报告了主要变量的描述统计结果。从就业情况来看,使用互联网的女性就业比重较高,并且多为非自雇就业;从个人特征来看,使用互联网的女性已婚占比更少、平均年龄更低、教育年限更高,同时,拥有城镇户口、民族为汉族、政治面貌为党员的平均概率也相对更高;从家庭经济特征来看,使用互联网的女性主要集中在平均水平及高于平均水平的人群;从区位特征来看,使用

互联网的女性在东部地区分布更多,并且所在省份的人均 GDP 相对更高。

为了更直观地呈现女性就业与互联网使用之间的相关性,本文以不同年份的各省市为单位,得到 2010—2013 年 31 个省份共 124 个样本,并绘制女性就业概率与互联网使用率的散点图及拟合曲线。从图 1 可看出,随着女性互联网使用率的提高,其就业概率也在增加,二者呈现明显的正相关关系,即互联网使用在一定程度上对女性就业有积极的促进作用。

表 2 主要变量的描述性统计结果

维度	变量	全部样本	使用互联网样本	未使用互联网样本
就业情况	非农就业	0.633(0.482)	0.714(0.452)	0.499(0.500)
	自雇	0.148(0.355)	0.131(0.337)	0.176(0.381)
	非自雇	0.486(0.500)	0.584(0.493)	0.323(0.468)
个人特征	婚姻状况	0.836(0.370)	0.781(0.413)	0.928(0.258)
	年龄	37.35(9.574)	34.45(9.257)	42.18(8.017)
	户口	0.568(0.495)	0.663(0.473)	0.408(0.492)
	民族	0.930(0.255)	0.944(0.231)	0.908(0.289)
	教育年限	10.68(3.860)	12.32(3.152)	7.935(3.342)
	政治面貌	0.071(0.256)	0.102(0.303)	0.018(0.133)
家庭经济	远低于平均	0.045(0.207)	0.024(0.154)	0.080(0.271)
	低于平均	0.303(0.459)	0.254(0.436)	0.383(0.486)
	平均水平	0.566(0.496)	0.610(0.488)	0.492(0.500)
	高于平均	0.082(0.274)	0.107(0.310)	0.040(0.196)
	远高于平均	0.004(0.067)	0.004(0.065)	0.005(0.070)
区位特征	东部	0.437(0.496)	0.507(0.500)	0.320(0.466)
	中部	0.226(0.418)	0.198(0.399)	0.272(0.445)
	西部	0.196(0.397)	0.161(0.368)	0.254(0.436)
	东北	0.142(0.349)	0.134(0.340)	0.154(0.361)
	宏观经济	4.370(1.974)	4.754(2.079)	3.729(1.590)
观测值		8763	5480	3283

注:表中数据为样本均值,括号内数据为标准差。

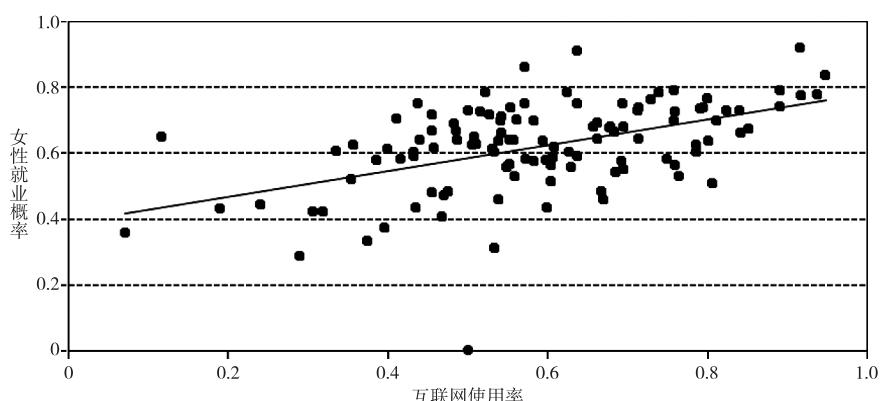


图 1 女性互联网使用率与就业概率的关系

注:根据 2010—2013 年 CGSS 数据整理,按照个人所在年份和省份为单位得到 124 个样本,分别计算出女性互联网使用率和就业概率并绘制散点图。

四、互联网使用影响女性劳动参与决策的经验分析

(一) 互联网使用对女性就业的影响

本文分别就女性整体就业、自雇、非自雇就业形式下,互联网使用的边际效应进行了检验。在整体就业方程(1)中,互联网使用系数为0.0685且在1%显著性水平下显著,表明在控制其他因素后,互联网使用对女性就业影响为正,且使用互联网的女性比未使用互联网的女性就业概率多6.85个百分点。方程(2)自雇、非自雇就业的结果显示,互联网使用系数分别为0.0164和0.0521,并且两者分别在10%和1%显著性水平下显著,说明使用互联网能够显著促进女性自雇、非自雇就业。这一结果符合假说1的预期。

从个人特征来看,婚姻状况对女性整体就业和非自雇就业有显著负向影响,表明已婚女性比未婚女性表现出更低的就业概率。这与家庭经济理论的假说一致。已婚女性需要分配更多时间来照顾家庭,因此,在工作时间、场所较固定的非自雇就业中表现为较少的参与率;而对于相对灵活的自雇就业而言,婚姻状况的影响不显著。年龄与女性就业概率呈现“倒U”型关系,

即随着年龄增加,女性就业概率先增加后减少,且整体就业、自雇、非自雇就业的年龄临界值分别为36、38和35岁。这可以结合生命周期理论来理解,女性个体在不同年龄段的劳动生产率不同,所以,其就业选择也会随着年龄而发生变化(Heckman & MaCurdy, 1982)。户口、教育年限、政治面貌对女性整体就业和非自雇就业的边际效应显著为正,而对自雇就业的边际效应显著为负,表明拥有城镇户籍、教育程度较高、政治面貌为党员的女性,其整体就业和非自雇就业的概率更大;而拥有农村户籍、教育程度较低、非党员的女性,自雇就业的概率更大。

从家庭特征来看,在女性整体就业中,家庭经济提高对女性就业有显著的正向影响,并且随着经济状况提升,其系数呈现先增加后减小的变化。这可以结合家庭经济带来的“收入效应”和“替代效应”进行解释。相对于贫困的家庭而言,家庭经济状况的改善一开始会产生“替代效应”,使女性更多从事市场工作;而随着财富收入的进一步提升,带来的“收入效应”使女性就业概率降低。在女性自雇中,家庭经济高于平均以上自雇的就业概率越高,表明“收入效应”比较明显;而在女性非自雇中,家庭经济高于平均以上非自雇的就业概率越低,表明“替代效应”越明显。

表3 互联网使用对女性就业的影响

变量	(1)	(2)	
		自雇	非自雇
互联网使用	0.0685*** (0.0125)	0.0164* (0.0095)	0.0521*** (0.0127)
个人特征	婚姻状况	-0.2023*** (0.0161)	0.0028 (0.0126)
	年龄	0.0945*** (0.0041)	0.0379*** (0.0035)
	年龄平方	-0.0013*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0000)
	户口	0.0321*** (0.0116)	-0.0362*** (0.0091)
	民族	0.0207 (0.0192)	-0.0226 (0.0141)
	教育年限	0.0191*** (0.0017)	-0.008*** (0.0013)
	政治面貌	0.1577*** (0.0225)	-0.069*** (0.0202)
家庭经济	低于平均	0.0195 (0.0250)	-0.0050 (0.0170)
	平均水平	0.0689*** (0.0246)	0.0263 (0.0169)
	高于平均	0.0829*** (0.0294)	0.0855*** (0.0224)
	远高于平均	0.0248 (0.0788)	0.1439** (0.0695)
所在地区	中部	-0.1050*** (0.0198)	-0.0306** (0.0137)
	西部	-0.0630*** (0.0222)	-0.0084 (0.016)
	东北	-0.1078*** (0.0174)	0.0101 (0.0135)
宏观因素	人均GDP	-0.0154 (0.0180)	-0.0143 (0.0137)
	人均GDP平方	0.0006 (0.0015)	0.00002 (0.0012)
年份特征	2011	0.0547*** (0.0153)	0.0396*** (0.0122)
	2012	0.039*** (0.0134)	0.0098 (0.0100)
	2013	0.0335** (0.0140)	0.0236** (0.0105)
Wald χ^2	1227.95***		1751.57***
观测值	8763		8763

注:表中报告了边际效应,括号内为稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。其他回归表格注释与此相同,故略去。

从区位特征来看,中部地区女性的整体就业、自雇、非自雇就业均明显低于东部地区;西部和东北地区女性的整体就业、非自雇就业显著低于东部地区,而自雇就业方面没有明显差异。在宏观经济中,人均GDP及其平方项的估计系数均不显著。从年份特征来看,与2010年相比,2011—2013年间女性的整体就业有明显提升,并且随着年份推进,其系数在逐渐减小;自雇、非自雇就业的结果显示,2011年和2013年女性自雇就业的概率较高,而2012年女性非自雇的概率较高。最后,显著性检验结果显示,方程(1)(2)的Wald检验均在1%显著性水平下显著,证实了计量模型设定的合理性。

(二)不同互联网使用对女性就业的影响机制

基于已有分析结果,互联网使用的不同用途和时间对女性就业的影响机制有所区别。那么,不同互联网使用对女性就业的作用效果如何?又是什么原因造成这种结果的差异?本部分对这些问题展开进一步检验。

表4女性整体就业中,方程(3)信息来源变量的系数为0.0525且在1%显著性水平下显著,表明将互联网作为主要信息来源,能够促进女性的整体就业。结合CNNIC报告可知,互联网使用率较高的除了“搜索引擎”和“网络新闻”等信息获取类应用之外,“即时通信”“微博/论坛”等交流沟通类应用的使用率也较高。因此,在控制信息来源之后,互联网使用系数主要为交流沟通类应用的边际效应,其系数为0.0579且在1%显著性水平下显著。由此可见,互联网信息获取、交流沟通类应用对促进女性整体就业都有重要作用。

方程(4)加入闲暇互联网使用变量,其边际效应为0.024,但并不显著。表明闲暇时使用互联网对于女性整体就业影响并不明显。此时,互联网使用的系数变为0.0474且在10%的显著性水平下显著。结合工作和闲暇的时间配置可知,在控制闲暇互联网使用之后,互联网使用的边际效应主要为工作中使用互联网的作用效果,这种作用对女性整体就业影响为正,或者说女性从事的工作与互联网使用是高度相关的。方程(5)加入了闲暇互联网使用与闲暇活动的交互项,以此来捕捉女性整体就业对不同互联网使用偏好的异质性反应。需要说明的是,不同闲暇互联网使用对就业的影响可能存在一定滞后性,本文用“过去一年中空闲时互联网使用情况”以及“闲暇活动偏好”来探讨其对女性当前就业状态的影响,能够在一定程度上反映出这种传导机制的滞后效果。估计结果表明,闲暇互联网使用

与社交的交互项系数为0.0032,但并不显著,表明闲暇时偏好社交活动,使用互联网并没有明显促进女性整体就业;娱乐的交互项系数为-0.0715且在1%显著性水平下显著,表明闲暇时偏好娱乐活动,使用互联网对女性整体就业概率有显著负向影响;学习的交互项系数为0.0561且在1%显著性水平下显著,表明闲暇时偏好学习活动,使用互联网对提升女性整体就业有明显促进效果。

表4 不同互联网使用对女性整体就业的影响

变量	(3)	(4)	(5)
互联网使用	0.0579*** (0.0127)	0.0474* (0.0260)	0.0523** (0.0255)
信息来源	0.0525*** (0.0135)		
闲暇互联网使用	0.0240 (0.0260)	0.1374*** (0.0411)	
闲暇互联网使用· 社交	0.0032 (0.0071)		
闲暇互联网使用· 娱乐	-0.0715*** (0.0078)		
闲暇互联网使用· 学习	0.0561*** (0.0067)		
控制变量	有	有	有
Wald χ^2	1232.68***	1229.93***	1301.78***
观测值	8763	8763	8763

注:考虑到个人特征、家庭经济、所在地区、宏观因素和年份特征等变量的估计结果与表3基准模型回归结果一致,所以此表中没有具体报告各控制变量的估计结果。其他回归表格注释与此相同,故略去。

表5具体分析了不同互联网用途对女性自雇、非自雇就业决策的作用。方程(6)显示,信息来源对女性自雇就业的影响并不显著,而对女性非自雇就业有显著正向影响,表明将互联网作为主要信息来源,实际上促进了女性非自雇就业。这一结论与假说2的预期一致。在控制信息来源变量之后,互联网使用对女性自雇就业的系数变为0.0151但并不显著,对非自雇就业的系数变为0.0436且在1%的显著性水平下显著。由此可见,互联网交流沟通类应用促进了女性非自雇就业。

方程(7)显示,对于女性自雇就业而言,闲暇互联网使用有显著负向影响,而工作互联网使用却有显著正向影响。这是因为,女性的自雇就业主要是通过使用互联网进行工作灵活、成本较低、时间自由的在线创业来实现。结合实际情况来看,女性使用互联网,更容易从事“淘宝店”和“微商”等线上创业,即女性自雇就业依托于互联网平台,即工作时使用互联网与女性自雇就业高度相关;而闲暇时使用互联

表 5 不同互联网使用对女性自雇、非自雇的影响

变量	(6)		(7)		(8)	
	自雇	非自雇	自雇	非自雇	自雇	非自雇
互联网使用	0.0151 (0.0098)	0.0436*** (0.013)	0.0493** (0.0191)	-0.0025 (0.0272)	0.0476** (0.0189)	0.0039 (0.0266)
信息来源		0.0059 (0.0105)	0.0423*** (0.0132)			
闲暇互联网使用			-0.0376** (0.0191)	0.0619** (0.0268)	0.0651** (0.031)	0.0850** (0.0408)
闲暇互联网使用·社交					0.0135** (0.0057)	-0.0094 (0.0069)
闲暇互联网使用·娱乐					-0.0362*** (0.0059)	-0.0376*** (0.0075)
闲暇互联网使用·学习					-0.008 (0.0052)	0.0600*** (0.0065)
控制变量	有		有		有	
Wald χ^2	1765.05***		1763.53***		1884.54***	
观测值	8763		8763		8763	

网,实际上减少了女性的工作时间,因而对自雇就业影响为负。然而,对于女性非自雇就业而言,闲暇互联网使用的系数显著为正,而工作互联网使用的系数并不显著。这是因为,互联网主要通过降低搜寻成本、丰富信息资源、提高匹配效率等途径,来影响女性非自雇就业的就业。这些更多体现在闲暇时互联网使用中,即闲暇互联网使用与女性非自雇就业高度相关。

方程(8)加入闲暇互联网使用与闲暇活动的交互项,估计结果显示,不同闲暇活动偏好会引起互联网对女性自雇、非自雇就业的不同影响效果。具体来看,闲暇时偏好社交活动,使用互联网对于女性自雇就业有显著促进作用,但对女性非自雇就业的影响不显著;闲暇时偏好娱乐活动,使用互联网对女性自雇、非自雇就业均有明显负向影响;闲暇时偏好学习活动,使用互联网对女性自雇就业的影响不显著,但对女性非自雇就业有明显促进作用。这是因为,闲暇时偏好娱乐活动的个体,会更倾向于利用互联网进行娱乐,丰富的线上娱乐活动会使个人获得愉快的休闲体验,个人将会花更多时间用于闲暇,降低市场就业概率(Dettling, 2017);闲暇时偏好社交活动,会利用互联网进行社交,个体能够通过即时通信、社交网站和论坛等方式扩大社交网络规模,从中获得社会支持,降低创业成本,进而激励个体自雇就业(Allen, 2000)。闲暇时偏好学习活动,会利用互联网进行学习,通过增进知识、放松精神、提高行为人心智水平等方式,促进人力资本的积累(余长林, 2006),这对个人能力提高以及雇佣就业有积极意义。

(三) 互联网使用对女性就业影响的异质性

之前分析中将所有女性个体视为同质群体,得到

互联网使用对女性就业概率的平均效应。但事实上,不同女性对于互联网的使用存在一定的异质性。本文加入互联网使用与婚姻状况、学历、户籍的交互项,以此来检验互联网使用对不同特征女性就业的影响效果。

在表 6 中,方程(9)~(11)的结果显示,互联网使用与已婚、高中以上、非农户口的交互项系数分别为-0.0834、0.0488 和 0.0553,且均在 5% 或更高的显著性水平下显著,表明互联网使用对不同特征女性的整体就业影响效果存在一定的异质性。具体表现为,互联网使用对未婚女性整体就业的促进作用要明显高于已婚女性,并且对高中以上学历、非农户口的女性整体就业促进作用更加明显。这是因为,未婚及高中以上学历的女性相对更年轻,文化程度更高,表现出较高的人力资本,在接受和使用互联网技术方面具有一定优势。而拥有非农户口的女性生活在城市环境中,周边的互联网基础设施较完善,互联网普及率较高,因此,对于就业的促进作用更大。

表 7 中报告了互联网使用对不同特征女性自雇、非自雇就业的边际影响。方程(12)自雇就业中,互联网使用与已婚的交互项系数为正,但并不显著,表明互联网使用对已婚和未婚女性从事自雇就业的影响差异不明显,但从系数方向来看,使用互联网在一定程度上有助于已婚女性的自雇就业;在非自雇就业中,交互项系数为负且在 5% 水平下显著,这与整体就业的估计结果一致,表明使用互联网对未婚女性非自雇就业的促进作用更加明显。方程(13)中,互联网使用与高中以上交互项对自雇就业的系数显著为负,对非自雇就业的系数显著为正,即使用互联网促进了高中以下学历的女性从事自雇就业,促进了高中以上

学历的女性从事非自雇就业。方程(14)中,互联网使用与非农户口的交互项对女性自雇、非自雇就业的影响作用同样存在明显差异,具体表现为,使用互联网的农村女性更容易从事自雇就业,而使用互联网的城镇女性更倾向于从事非自雇就业。

(四)稳健性检验

本文考虑到模型中可能存在由于样本“自选择偏差”而引起的内生性问题,但由于数据变量限制,无法获得有效工具变量。为了验证互联网使用对女性就业的影响作用是否具有一致、稳定的效果,本文以女性整体就业为例,使用倾向得分匹配法(PSM)重新估计互联网使用与女性劳动参与决策之间的关系。使用 PSM 方法时,需要检验使用和未使用互联网的两组女性样本之间的平衡性。本文选取半径匹配、核匹配和卡尺内的 k 近邻匹配三种方法进行检验。检验结果显示,匹配之前使用和未使用互联网的两组样本在个人特征变量方面存在显著差异,匹配之后大部分变量的偏误比例都降至 5% 以下,仅有户口、政治面貌的偏误比例介于 5% 到 10% 之间,这些变量的偏误降低比例均超过 70% 以上。T 检验显示,

匹配后两组样本差异 T 值的绝对量都明显变小,并且除政治面貌变量之外,其余变量的差异并不显著,即使用 PSM 匹配后的样本通过了平衡性检验。

表 8 中报告了三种 PSM 方法的处理组平均处理效应(ATT)、控制组平均处理效应(ATU)和总体平均处理效应(ATE)。其中,ATT 表示具有 X 特征变量使用互联网的女性,使用互联网后的平均就业概率;ATU 表示具有 X 特征变量没有使用过互联网的女性,假设使用互联网后的平均就业概率;ATE 表示具有 X 特征变量的女性使用互联网后的平均就业概率。从结果来看,运用 PSM 法控制一系列可观测变量的差异之后,得到的 ATE 在 0.0717 到 0.0732 左右,即互联网使用能促进女性整体就业增加约 7.17 到 7.32 个百分点,这与之前基准模型中估计结果基本一致。同时,对比系数大小可以发现,ATU 的效应要大于 ATE 和 ATT,表明对于之前未使用过互联网的女性个体,使用互联网后能带来就业概率的增加会更多。综上来看,运用 PSM 法修正内生性和选择性偏差后,仍得到互联网使用促进了女性就业的结论。

表 6 互联网使用对女性整体就业影响的异质性

变量	(9)	(10)	(11)
互联网使用	0.1464*** (0.0361)	0.0505*** (0.0138)	0.0410** (0.0161)
互联网使用·已婚	-0.0834** (0.0358)		
互联网使用·高中以上		0.0488*** (0.017)	
互联网使用·非农户口			0.0553*** (0.0201)
控制变量	有	有	有
Wald χ^2	1217.49***	1250.62***	1246.56***
观测值	8763	8763	8763

表 7 互联网使用对女性自雇、非自雇影响的异质性

变量	(12)		(13)		(14)	
	自雇	非自雇	自雇	非自雇	自雇	非自雇
互联网使用	-0.0055 (0.0269)	0.1357*** (0.0364)	0.0334*** (0.0102)	0.0175 (0.0143)	0.0359*** (0.012)	0.0094 (0.0167)
互联网使用·已婚		0.0236 (0.027)	-0.0902** (0.0364)			
互联网使用·高中以上			-0.0518*** (0.0129)	0.0929*** (0.0175)		
互联网使用·非农户口					-0.0416*** (0.0157)	0.0847*** (0.0210)
控制变量	有		有		有	
Wald χ^2	1742.29***		1856.03***		1779.71***	
观测值	8763		8763		8763	

表 8 倾向得分匹配的结果

	(15)半径匹配	(16)核匹配	(17)卡尺内的 k 近邻匹配
ATT	0.0715	0.0727	0.0705
ATU	0.0737	0.0736	0.0730
ATE	0.0725	0.0732	0.0717

注：半径匹配中半径设定为 0.00005，核匹配的带宽为 0.00005，卡尺内 k 近邻匹配元数为 2。

五、研究结论与建议

本文首先分析了互联网使用影响女性就业决策的理论机制，基于 2010—2013 年的 CGSS 数据，利用 Probit 模型检验了互联网使用对女性就业的影响。在实证分析中，重点区分了女性整体就业、自雇、非自雇就业的作用差异。之后，还探讨了互联网使用对不同特征女性的异质性效果，并运用 PSM 法进一步检验了估计结果的稳健性。结果显示：第一，互联网使用显著地促进了女性就业，表现为使用互联网带动女性整体就业概率增加了 6.85 个百分点，并且互联网使用对女性非自雇就业的影响（5.21 个百分点）要大于自雇就业（1.64 个百分点）；第二，互联网的信息获取应用有助于促进女性就业，尤其是对女性获得非自雇就业影响更加明显；第三，工作互联网使用与女性自雇就业高度相关，而闲暇互联网使用与女性非自雇就业高度相关；第四，闲暇时偏好娱乐，使用互联网会减小女性就业概率，偏好社交会促进女性自雇就业，偏好学习则会促进女性非自雇就业；第五，互联网使用有助于已婚、低学历、农业户口的女性获得自雇就业，有助于未婚、高学历、城镇户口的女性获得非自雇就业。

随着我国“互联网+”行动计划的不断推进，互联网与传统产业的跨界融合取得了积极进展，基于网络平台的新经济、新业态也逐渐成为新的经济增长动力。互联网的快速发展，为女性就业带来新的机遇。结合分析结论，本文提出三点建议：

第一，要加强互联网和移动网络的基础建设，扩大教育培训覆盖面，提高女性使用互联网工作的能力。目前我国互联网普及率为 51.7%，然而，由于城乡分割、教育隔离以及互联网知识与技能的缺乏，引起的“数字鸿沟”现象依然明显，尤其在女性人群中，这种互联网技能的差异更为突出。《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》指出，要加快实施“宽带中国”战略，提升移动通信网络服务能力，并探索新型教育服务供给模式。这就需要相关部门，一方面，要加强宽带基础设施建设，降低上网资费和提升上网速度，为缩小不同群体间的“数字鸿沟”、增加女性互联网使用率创造更多的条件；另一

方面，要利用网络技术创新教育培训模式，整合更多的社会教育资源，推出互联网应用、电子商务等培训教程，为提高女性互联网使用技能、促进女性非自雇就业和在线创业提供更多的机会。

第二，要推进互联网生态化平台服务，以优质内容和应用为核心，为女性营造平衡工作和家庭的机会。当互联网发展到一定程度时，人们对互联网的依赖也愈加强烈。随着线上线下更加紧密的结合，女性工作和生活的平衡也迎来新的机遇。未来互联网的发展推广，不仅要关注互联网普及率数量上的增加，而且要注重互联网应用服务质量上的升级。从创新互联网平台应用的角度出发来促进女性就业。一方面，要完善互联网的信息发布系统、支付系统、物流系统、互动系统等构成的网络生态圈，以此为纽带来连接女性日常办公、购物、出行和缴费等工作及家庭生产活动；另一方面，要将互联网的信息、娱乐、社交这些基本功能向外延伸，优化平台内容，创新应用服务，利用大数据进行个性化推荐，让互联网应用逐渐扩展到商务、医疗、教育等各个生活领域。

第三，要充分结合互联网共享经济理念，完善就业服务体系和社会保障制度，发展女性多元化就业创业新形态。一般而言，家务劳动并不会完全占据女性的时间，如何利用这些碎片化时间，是信息时代需要突破的重要难题。共享经济打破了空间、时间的限制，依托网络媒介整合线下闲置资源，这对实现女性自由、灵活的就业有重要意义。《“十三五”促进就业规划》中提出，要大力发展战略新兴产业和新业态，不断拓展新兴就业领域，支持发展共享经济下的新型就业模式。在政府层面，要健全就业服务体系，完善社会保障制度，强化家庭友好政策，以适应弹性工作制、居家有偿工作、远程办公和工作共享等新形态的需求。在个人层面，女性应该改变自我认知，增强主动学习的精神，提高平衡工作和家庭的能力，争取更多的家庭支持，进而在承担家庭生产的同时兼顾劳动市场的参与。

注：

①数据来源于世界银行数据库，该数据是模拟劳工组织估计出女性劳动者占 15 岁以上女性人口的比重，从而得到女性劳动参与率。详见 <http://data.worldbank.org.cn>。

②依据中国互联网络信息中心(CNNIC)2016年6月第38次《中国互联网络发展状况统计报告》中数据整理得到。详见 <http://www.cnnic.net.cn>。

③关于家庭经济状况的测量,CGSS问卷调查中有问到“您家的家庭经济状况在当地属于哪一档”,要求受访者用1~5级量表来主观评价自己家庭的相对收入情况。其中,1表示远低于平均水平,5表示远高于平均水平。

④关于劳动年龄人口界定标准,国际上一般设定为15~64岁,我国实际情况一般男性为16~60岁,女性为16~55岁。

参考文献:

卜茂亮 罗华江 周耿,2011:《Internet对劳动力市场的影响——基于中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据的实证研究》,《南方人口》第5期。

陈璐 范红丽,2016:《家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗?——基于两阶段残差介入法的实证分析》,《人口研究》第3期。

陈玉宇 吴玉立,2008:《信息化对劳动力市场的影响:个人电脑使用回报率的估计》,《经济学(季刊)》第4期。

陈钊 陆铭 吴桂英,2003:《经济转型中的婚姻家庭与女性就业:对相关事实的经济学理解》,《中国制度经济学年会论文集》。

代明 姜寒 程磊,2014:《分享经济理论发展动态——纪念威茨曼<分享经济>出版30周年》,《经济学动态》第7期。

丁赛 董晓媛 李实,2007:《经济转型下的中国城镇女性就业、收入及其对家庭收入不平等的影响》,《经济学(季刊)》第4期。

杜凤莲 董晓媛,2010:《转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究:以中国城镇为例》,《世界经济》第2期。

高梦滔 颜明 毕岚岚,2009:《计算机使用对青年人工资率的影响:来自云南的经验证据》,《中国人口科学》第1期。

郭晓杰,2012:《中国已婚女性劳动力供给影响因素分析——基于标准化系数研究方法》,《人口与经济》第5期。

刘广彬 芦艳荣 张抗私,2009:《信息化对我国劳动力市场发展的影响——基于女性就业视角的分析》,《电子政务》第4期。

陆铭 葛苏勤,2000:《经济转轨中的劳动供给变化趋势:理论、实证及含义》,《上海经济研究》第4期。

吴要武,2016:《女性劳动参与率下降之经济学解释》,《中国妇女报》3月15日。

姚先国 谭嵒,2005:《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》,《经济研究》第7期。

余长林,2006:《教育、闲暇与经济增长——理论模型与经验分析》,《南开经济研究》第1期。

曾湘泉 徐长杰,2015:《新技术革命对劳动力市场的冲击》,《探索与争鸣》第8期。

Aguilar, M. & E. Hurst(2007), “Measuring trends in leisure: The allocation of time over five decades”, *Quarterly Journal of Economics* 122(3):969—1006.

Allen, W. D. (2000), “Social networks and self-employment”, *Journal of Socio-Economics* 29(5):487—501.

Atasoy, H. (2013), “The effects of broadband internet expansion on labor market outcomes”, *Industrial & Labor Relations Review* 66(2):315—345.

Besamusca, J. et al(2015), “Working women worldwide: Age effects in female labor force participation in 117 countries”, *World Development* 74:123—141.

Bloom, N. et al(2015), “Does working from home work? Evidence from a Chinese experiment”, *Quarterly Journal of Economics* 130(1):165—218.

Dettling, L. J. (2017), “Broadband in the labor market: The impact of residential high speed internet on married women’s labor force participation”, *Industrial & Labor Relations Review* 70(2):451—482.

Greenwood, J. et al(2005), “Engines of liberation”, *Review of Economic Studies* 72 (1):109—133.

Heckman, J. J. & T. E. MaCurdy(1982), “Corrigendum on a life cycle model of female labor supply”, *Review of Economic Studies* 49(4):659—660.

Herr, J. L. & C. D. Wolfram(2012), “Work environment and opt-out rates at motherhood across high-education career paths”, *Industrial & Labor Relations Review* 65(4):928—950.

Krueger, A. B. (1993), “How computers have changed the wage structure: Evidence from micro data, 1984—1989”, *Quarterly Journal of Economics* 108(1):33—60.

Kuhn, P. & H. Mansour(2014), “Is internet job search still ineffective?”, *Economic Journal* 124(581):1213—1233.

Lechman, E. & H. Kaur(2015), “Economic growth and female labor force participation-verifying the U-feminization hypothesis. New evidence for 162 countries over the period 1990—2012”, *Economics & Sociology* 8(1):246—257.

Mincer, J. & S. W. Polachek(1974), “Family investments in human capital: Earnings of women”, *Journal of Political Economy* 82(2):S76—S108.

Muysken, J. (2006a), “Beyond unobserved heterogeneity in computer wage premiums / Data on computer use in Germany, 1997—2001”, UNU-Merit Working Paper Series, No. 2006—006/1.

Muysken, J. (2006b), “Data on computer use in Germany, 1997—2001”, UNU-Merit Working Paper Series, No. 2006—006/2.

Stevenson, B. (2009), “The internet and job search”, NBER Working Paper 13836.

Stigler, G. J. (1962), “Information in the labor market”, *Journal of Political Economy* 70(5):94—105.

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)