

互联网使用对中国农村劳动力 就业选择的影响^{*}

宋 林 何 洋

【摘 要】文章运用 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用 Probit 模型和倾向得分匹配法,分析互联网使用对不同农村劳动力群体就业选择的影响。文章着重从农村劳动力互联网使用的性别和年龄差异角度进行考察,研究表明:(1)互联网使用在总体上促进了农村劳动力的非农就业,使农村劳动力由自雇型就业向受雇型就业转变,非正规就业比例下降。(2)互联网使用在促进壮年劳动力非农就业、受雇型就业方面的作用更为显著,且降低了非正规就业比例;对青年劳动力和年长劳动力的影响则不显著。(3)互联网对不同性别农村劳动力的作用存在差异,互联网使用对农村女性非农就业和受雇型就业的促进作用比男性更明显,对降低男性劳动力非正规就业效果较显著。最后,文章根据研究结论给出了相应的政策建议。

【关键词】互联网使用 农村劳动力 就业选择

【作 者】宋 林 西安交通大学经济与金融学院,教授;何 洋 西安交通大学经济与金融学院,博士研究生。

一、引 言

随着互联网在农村的普及,如何运用互联网改善中国农村劳动力就业状况,特别是解决农村弱势群体的就业问题,是目前社会关注的重点。统计资料显示,截至 2018 年年底中国农村网民总量达 2.22 亿,农村互联网普及率上升至 38.4%^①。互联网的蓬勃发展,催生了分享经济等新经济模式,中国农村劳动力就业选择也随着新经济的发展产生新变化。随着互联网在农村地区的进一步推广,网络外部性不断提升,各类应用模式不断丰富,将使农村劳动力的就业选择发生深刻变革。如何发挥互联网的信息传播优势,解

^{*} 本文为陕西省提升公众科学素质研究计划“科技助力精准扶贫长效机制研究”(编号:2019SKX02)的阶段性成果。

^① 中国互联网络信息中心:《中国互联网络发展状况统计报告》(http://www.cac.gov.cn/2019-02/28/c_1124175677.htm),2019 年 2 月 28 日。

决农村劳动力的就业问题,改善其就业质量是当务之急。

已有文献大多关注互联网对就业工资和就业率的影响(赵建国、周德水,2019;毛宇飞等,2019),以及对劳动力就业质量的提升作用(王子敏,2017)。然而,由于互联网基础设施建设和应用水平在城乡间存在显著差异,现有一般性研究结论并不一定适用于农村劳动力。尤其是涉及非农就业(马俊龙、宁光杰,2017)和农村家庭创业(周洋、华语音,2017)等方面的研究,鲜有对互联网与就业选择进行定量分析。此外,不同农村劳动力群体在互联网使用上存在“数字鸿沟”,但已有研究大多忽视了农村劳动力的年龄和性别特征在互联网使用上的差异。因此,本文着重分析互联网使用对农村劳动力就业选择是否产生影响,以及互联网使用对不同农村劳动力群体的就业选择产生影响的机理和存在的差异。

二、文献及理论分析

(一) 互联网对农村劳动力就业的影响

现有针对农村劳动力就业的探讨多集中于非农就业领域。这些研究认为,农业部门劳动力利用率普遍低于非农业部门,农村劳动力向非农部门转移不仅能够提高收入,也能充分调动劳动力的积极性,但农村劳动力的非农就业受农时影响较大,具有不稳定特征(陈奕山,2019)。因此,提倡农村劳动力非农就业,是提升劳动生产率和农村劳动力就业质量的关键。互联网的普及缓解了信息通道的不畅(周冬,2016),在信息时代就业岗位需求更容易传递。从搜寻成本看,农村劳动力往往存在更多资金约束,虽然农村劳动力有提高个人就业收入、提升就业体面性等期望,但搜寻成本是阻碍农村劳动力非农就业的一大因素。Kuhn等(2014)认为,互联网降低了获取各类就业信息的成本,减少了农村劳动力搜寻非农部门工作的成本,在促进工作搜寻等方面发挥了积极的作用。

另一些研究则关注农村劳动力是自雇劳动还是受雇就业。互联网使用对农村劳动力雇佣形态的转变可以概括为岗位匹配效应、价值示范效应和人力资本效应。从岗位匹配效应看,随着互联网在农村劳动力中的普及,个体劳动力接收到的就业信息增加,与个人需求和特质更为匹配。一部分农村劳动力通过互联网找到了适合个人特质的就业岗位,使其受雇概率增加。从价值示范效应看,互联网带来的价值示范效应也影响农村劳动力的就业选择。城乡间不同部门就业人群通过网络形成就业价值的示范,促进了农村劳动力对社会保障等福利的诉求(朱志胜,2018)。这种价值示范激励提升了农村劳动力进入正规部门工作的意愿,并使其更容易在精神上与城市形成融合。从人力资本效应看,农村劳动力大多没接受过高等教育或系统的职业教育培训,就业选择余地较小,以自谋职业者居多。互联网的低成本学习培训,提升了农村劳动力的人力资本水平,改变了农村劳动力的就业选择。提升自身技能水平和自身认知能帮助农村劳动力摆脱

次级劳动力市场(马俊龙、宁光杰,2017)。互联网衍生的农村电商产业也可能对农村劳动力就业选择产生影响,农村电商的有序发展,可以推动农村剩余劳动力有效转移,使农村剩余劳动力不仅局限于务农,同时也为其提供了农村创业的平台,若其收益大于受雇就业,则农村劳动者会倾向于通过农村电商渠道进行创业。

(二) 互联网对农村劳动力就业影响的年龄差异

虽然理论上互联网使用对改变农村劳动力就业选择、提升农村劳动力就业质量有显著影响,但不同农村劳动力群体在互联网应用方面存在差距。从年龄角度看,在互联网日益普及的今天,仍有许多农村劳动力,特别是年长劳动力不知道如何在互联网上正确搜索或发布信息,容易被互联网中的虚假信息所诱导,使自身的劳动权益受到损害。

运用互联网促进个体就业的关键在于掌握正确的搜索技能(Shahiri 等,2015),年长劳动力由于接触互联网的时间较晚,且缺乏相应的使用指导和帮助,掌握互联网信息的正确搜索、利用互联网进行学习或交流对年长劳动力而言难度更大。从互联网对人力资本的影响效应看,农村劳动力为了适应新的岗位需要进行培训,但现实中为农村劳动力提供互联网技能培训的覆盖面和强度仍然不足,且培训往往不适用所有年龄段的劳动力。特别是年长劳动力难以跟上针对壮年劳动力设计的就业培训课程,即使互联网提供了更便捷的信息获取渠道,但由于技能和体能的不足,年长劳动力的就业选择余地仍然狭窄。

(三) 互联网对农村劳动力就业影响的性别差异

从性别角度看,农村女性在进行就业决策时,还需要权衡外出务工为家庭带来经济收益与家庭照料减少的负面影响(熊瑞祥、李辉文,2017)。在传统分工模式下,男性获得外出就业的信息和机会比女性多(姚先国、谭岚,2005;孙良媛等,2007)。女性由于生活范围较窄、社会关系单一、信息贫困的问题导致其外出机会相对较少。互联网带来的分享和示范效应使城乡男女平等的价值观得以传播,有利于农村女性投入家庭照料以外的工作,提升其受雇概率。

从家庭经济理论看,女性劳动供给取决于在市场上工作的价值和家庭照顾的价值,互联网的使用提升了生产效率和工资率(毛宇飞、曾湘泉,2017),减少了外出工作的成本,从而提升了女性劳动力受雇的概率。另外,农村女性受教育机会低于男性,互联网降低了农村女性劳动力进行培训教育产生的成本,使女性劳动力更有机会步入正规部门就业,因此互联网对农村女性就业的影响作用可能大于男性。

综上所述,理论上互联网虽然可能促进农村劳动力就业向非农部门转移,提高农村劳动力受雇概率,同时影响农村劳动力对非正规就业的选择,但仍可能由于农村劳动力内部不同群体间存在个体差异,使互联网对不同劳动力群体影响可能存在区别,据此本文提出假设1和假设2。假设1:互联网使用可能影响农村劳动力的就业选择;假设2:

互联网使用对不同年龄和性别农村劳动力就业选择的影响存在差异。本文将运用最新的调查数据库,构建实证分析模型,对假设进行检验。

三、数据来源及模型设定

(一) 数据来源

本文使用 2018 年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据,该调查数据收集了个体及家庭状况,包含了互联网与就业的相关指标,能够满足分析互联网使用与就业问题的需要。

本文的主要因变量为就业选择,按照就业部门的不同进行划分,分别为劳动力是否非农就业、是否受雇型就业和是否非正规就业。是否非农就业以主要工作是否为农业生产进行判定,当主要工作为农业就业时取值为 0,主要工作为非农就业时取值为 1;是否受雇型就业的判别以是否为他人提供劳动服务获取经济收益,还是进行自主创业等自我雇佣行为进行判断,自雇型就业取值为 0,受雇型就业取值为 1;是否非正规就业根据劳动者在产生雇佣关系时是否签订了正式劳动合同进行判定,正规就业取值 0,非正规就业取值为 1。分组依据主要是基于对过往相关研究的总结和数据可得性两方面考虑。有研究认为,农村劳动力非农就业有助于提高收入,是提升农村劳动力就业质量的主要手段之一,而是否受雇型就业和是否非正规就业是判断农村劳动力就业是否具备保障和稳定性。综合三类就业指标可以多维度判断互联网使用对农村劳动力就业选择质量的影响。

本文的主要自变量为是否上网,若劳动个体使用手机移动上网或电脑上网则判定为使用互联网。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变 量 | 使用互联网 | | 不使用互联网 | |
|--------|-------|-------|--------|-------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 非农就业 | 0.713 | 0.452 | 0.292 | 0.455 |
| 受雇型就业 | 0.584 | 0.493 | 0.263 | 0.440 |
| 非正规就业 | 0.526 | 0.499 | 0.783 | 0.413 |
| 最高学历 | 3.255 | 1.194 | 2.019 | 0.985 |
| 婚姻状况 | 0.751 | 0.432 | 0.905 | 0.293 |
| 健康状况 | 4.783 | 1.900 | 4.929 | 1.567 |
| 智力水平 | 5.371 | 1.278 | 4.596 | 1.492 |
| 政治面貌 | 0.059 | 0.235 | 0.043 | 0.203 |
| 宗教信仰 | 0.025 | 0.156 | 0.033 | 0.179 |
| 性别 | 0.518 | 0.500 | 0.461 | 0.498 |
| 年龄 | 35.19 | 11.25 | 51.43 | 10.09 |
| 家庭相对收入 | 2.457 | 1.042 | 1.975 | 0.938 |
| 家庭规模 | 4.448 | 2.039 | 4.432 | 2.121 |

在调查总体样本中,非农就业的总体比重为 51.9%,其中使用互联网的农村劳动力非农就业比例为 71.3%,高于不使用互联网群体的 29.2%;使用互联网的农村劳动力受雇型就业比重为 58.4%,高于不使用互联网的群体(26.3%);使用互联网的农村劳动力的非正规就业比重为 52.6%,低于不使用互联网的农村劳动力(78.3%)。从表 1 描述性统计看,互联网使用可能对农村劳动力的就业选择造成影响。

本文的控制变量分为个体特征和家庭特征两类。个体特征包括劳动者的最高学历、婚姻状况、健康状况、智力水平、政治面貌、宗教信仰。最高学历按照学历的高低赋值,未上学、小学、初中、高中、大专、本科、研究生依次赋值 1~7;若婚姻状况为未婚或单身状态赋值为 0,已婚或同居状态取值为 1;健康状况和智力水平按照很差到很好划分为 7 个等级,依次赋值 1~7;政治面貌若为非中共党员取值 0,中共党员取值 1;在宗教信仰方面,若不信奉任何宗教取值为 0,若信奉宗教取值为 1;女性取值为 0,男性为 1;年龄按照实际调查年龄进行统计;家庭特征包括家庭相对收入和家庭规模:家庭相对收入若排名低于全社会家庭收入总排名的 25%取值 1,25%~50%取值 2,50%~75%取值 3,75%以上取值 4;家庭规模按照家庭总体人口数量进行赋值。

表 1 显示,使用互联网和不使用互联网的两类群体特征均存在一定差异,其中在年龄构成上,使用互联网群体的平均年龄约为 35 岁,而不使用互联网的群体平均年龄约为 51 岁;在性别方面,使用互联网的群体中男性占比略大于女性。本文将年龄小于 18 岁和大于 65 岁的样本剔除,这些样本大多不在就业市场选择范围内。参考张川川、赵耀辉(2014)研究,本文将 18~25 岁的农村劳动力界定为青年劳动力,26~55 岁为壮年劳动力,56~65 岁为年长劳动力。

(二) 模型设定

本文研究互联网对农村劳动力就业选择的影响,采取 Probit 模型进行估计。即:

$$Pr(work_i=p)=\Phi(\alpha+\beta\times internet+\sum\theta_jX_j)$$

其中, $work_i$ 分别代表三类就业选择变量,当 $p=1$ 时分别代表就业类型为非农就业、受雇型就业、非正规就业; $p=0$ 时分别代表农业就业、自雇型就业、正规就业。 $internet$ 表示个体是否上网, X_j 为一系列个体和家庭特征的控制变量, α 、 β 、 θ_j 分别表示相应的待估计系数。在回归中分别按照年龄段和性别对样本进行划分。

由于劳动力的就业选择受个体和家庭特征的影响显著,且使用互联网的群体可能原本就具备较高的受教育水平,使其拥有更高的就业质量,因此需要排除自选择问题的干扰,将互联网使用对劳动力就业影响的净效应分离出来。为解决此问题,本文在 Probit 模型估计的基础上,利用反事实因果框架进行倾向得分匹配估计,其估计过程为:首先采用 Logit 模型估计样本使用互联网的条件概率拟合值,选择合适的匹配方法将处理组样本($D=1$)与对照组样本($D=0$)进行匹配,计算出使用互联网的劳动力平均处理效应(ATT),不使用互联网的劳动力平均处理效应(ATU)和总样本的平均处理效应(ATE),经过倾向得分匹配,消除了自选择导致的内生性问题,可以得出可靠的估计结果。其中本文重点关注使用互联网的劳动力平均处理效应(ATT),即使用互联网对劳动力就业选择影响的平均效应。估计模型为:

$$ATT=E[work^1-work^0|D=1,X=x]=E[work^1|D=1,X=x]-E[work^0|D=1,X=x]$$

$$ATU=E[work^1-work^0|D=0,X=x]=E[work^1|D=0,X=x]-E[work^0|D=0,X=x]$$

$$ATE=E[work^1-work^0|X=x]=E[work^1|X=x]-E[work^0|X=x]$$

四、实证研究

(一) 互联网使用对农村劳动力非农就业的影响

表2为互联网使用对农村劳动力非农就业的影响,模型1为总体样本的回归结果,模型2至模型6为分样本回归结果。无论是全样本还是按个体性别及年龄划分样本,自变量是否上网的回归系数均显著为正。表明互联网使用总体上能使农村劳动力就业选择由农业部门向非农业部门转变的可能性增加。模型2至模型6结果显示,是否上网变量回归系数均显著为正,说明互联网在促进不同农村劳动力群体非农就业方面存在显著影响。

表2 互联网使用对农村劳动力非农就业的影响

| 变 量 | 全样本 (模型1) | 女性劳动力 (模型2) | 男性劳动力 (模型3) | 青年劳动力 (模型4) | 壮年劳动力 (模型5) | 年长劳动力 (模型6) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 是否上网 | 0.627*** (25.37) | 0.675*** (18.22) | 0.595*** (17.68) | 0.458** (3.09) | 0.464*** (16.20) | 0.233** (2.90) |
| 最高学历 | 0.329*** (27.75) | 0.401*** (22.93) | 0.230*** (13.98) | 0.426*** (8.42) | 0.342*** (23.87) | 0.213*** (7.88) |
| 婚姻状况 | -0.365*** (-9.91) | -0.465*** (-7.57) | -0.284*** (-6.10) | -0.291** (-2.84) | -0.247*** (-4.90) | 0.047 (0.45) |
| 健康状况 | -0.085*** (-11.97) | -0.053*** (-4.80) | -0.104*** (-11.09) | -0.057* (-2.35) | -0.091*** (-11.09) | -0.014 (-0.66) |
| 智力水平 | 0.073*** (8.14) | 0.064*** (4.84) | 0.069*** (5.63) | 0.048 (1.26) | 0.068*** (6.52) | 0.019 (0.85) |
| 政治面貌 | -0.258*** (-5.18) | -0.239* (-2.27) | -0.297*** (-5.23) | -0.293 (-1.17) | -0.230*** (-3.86) | 0.013 (0.12) |
| 宗教信仰 | -0.081 (-1.18) | -0.019 (-0.20) | -0.122 (-1.22) | 0.021 (0.08) | -0.063 (-0.77) | 0.014 (0.09) |
| 家庭收入 | 0.362*** (28.86) | 0.366*** (19.71) | 0.372*** (21.65) | 0.278*** (5.19) | 0.353*** (24.01) | 0.417*** (13.99) |
| 家庭规模 | 0.032*** (5.49) | 0.025** (2.86) | 0.040*** (4.98) | 0.024 (0.97) | 0.031*** (4.35) | -0.011 (-0.80) |
| 常数项 | -1.711*** (-24.68) | -2.021*** (-19.06) | -1.349*** (-14.35) | -1.302*** (-4.02) | -1.607*** (-18.95) | -2.256*** (-13.55) |
| Pseudo R ² | 0.259 | 0.309 | 0.211 | 0.225 | 0.213 | 0.126 |
| 样本量 | 15568 | 7553 | 8015 | 1470 | 11099 | 2999 |

注:括号内数据为t值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

由于互联网的应用,使原本从事农业生产活动的农村劳动力获得了非农业领域的就业岗位信息,也方便了农村劳动力及时反馈非农就业需求。借助互联网,农村就业价值观与城镇就业价值观得以交流融合,丰富的信息量拓展了农村劳动力的思维,更新了知识体系和传统观念。互联网带来城镇地区就业的价值示范效应,也使农村劳动力更倾向于寻找城镇地区非农就业的工作岗位。从社会关系网络角度考虑,互联网更多地构建了除农村亲友之外的弱社会联系,这种联系可能提供更多非农方面的就业信息,从而提高非农就业水平。

(二) 互联网使用对农村劳动力受雇型就业的影响

表 3 给出了互联网使用对农村劳动力受雇类型的影响。从总体上看,自变量是否上网的回归系数为正,且在 1%的水平上显著,表明互联网使用促进了农村劳动力的就业选择由自雇型向受雇型就业转变,即互联网使用让农村劳动力受雇的概率上升。

模型 8 和模型 9 将总样本按照性别进行划分,结果显示无论是男性还是女性,自变

表 3 互联网使用对农村劳动力受雇型就业的影响

| 变 量 | 全样本 (模型 7) | 女性劳动力 (模型 8) | 男性劳动力 (模型 9) | 青年劳动力 (模型 10) | 壮年劳动力 (模型 11) | 年长劳动力 (模型 12) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 是否上网 | 0.396*** (16.11) | 0.468*** (12.51) | 0.344*** (10.40) | 0.346* (2.49) | 0.254*** (8.92) | 0.009 (0.10) |
| 最高学历 | 0.257*** (23.29) | 0.329*** (20.14) | 0.162*** (10.59) | 0.305*** (7.75) | 0.258*** (19.74) | 0.156*** (5.71) |
| 婚姻状况 | -0.449*** (-13.33) | -0.584*** (-10.41) | -0.365*** (-8.54) | -0.352*** (-4.12) | -0.303*** (-6.51) | -0.139 (-1.41) |
| 健康状况 | -0.102*** (-15.38) | -0.080*** (-7.58) | -0.115*** (-13.38) | -0.078*** (-3.88) | -0.110*** (-14.30) | -0.031 (-1.50) |
| 智力水平 | 0.053*** (6.22) | 0.057*** (4.45) | 0.040*** (3.40) | 0.012 (0.38) | 0.047*** (4.72) | 0.022 (1.02) |
| 政治面貌 | -0.104* (-2.15) | -0.201* (-2.00) | -0.104 (-1.88) | -0.140 (-0.65) | -0.081 (-1.42) | 0.167 (1.62) |
| 宗教信仰 | -0.287*** (-4.20) | -0.202* (-2.12) | -0.355*** (-3.60) | -0.396 (-1.71) | -0.266** (-3.27) | -0.171 (-1.11) |
| 家庭收入 | 0.253*** (21.25) | 0.258*** (14.45) | 0.262*** (16.22) | 0.087* (2.00) | 0.242*** (17.33) | 0.360*** (12.07) |
| 家庭规模 | 0.013* (2.31) | 0.007 (0.87) | 0.018* (2.38) | -0.019 (-0.94) | 0.013* (1.97) | -0.033* (-2.43) |
| 常数项 | -1.087*** (-16.69) | -1.396*** (-14.03) | -0.695*** (-7.86) | -0.253 (-0.94) | -1.002*** (-12.56) | -1.708*** (-10.66) |
| Pseudo R ² | 0.181 | 0.236 | 0.134 | 0.143 | 0.137 | 0.091 |
| 样本量 | 15568 | 7553 | 8015 | 1470 | 11099 | 2999 |

注:括号内数据为 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

量是否上网的回归系数均在 1%水平上显著为正,表明互联网使用对不同性别农村劳动力受雇型就业产生显著影响,能促使其由自雇型就业转变为受雇型就业。模型 9 至模型 12 为按照不同年龄段进行划分的回归结果,自变量是否上网对青年和壮年劳动力的回归结果为正且显著,表明互联网的使用主要增加了壮年劳动力的受雇型就业,但青年劳动力仅在 5%的水平上显著。互联网使用对青年劳动力的影响显著性低于壮年劳动力,对年长劳动力选择自雇还是受雇型就业无显著影响。可能的原因是互联网所公布的就业需求重点并非青年和年长劳动力,存在明显的职业分化特征,针对年长劳动力的岗位供给本身就存在不足,互联网提供的工作岗位目标群体往往是壮年劳动力。另外,针对年长劳动力的互联网科技应用供给不足,年长劳动力难以获得适合的互联网应用指导,使用互联网工作搜寻的质量不高。从提升人力资本的角度看,虽然网络技能培训等内容可以近乎零成本获取,但年长劳动力普遍对网络培训的接受度更低,学习效果不佳,造成互联网使用对改善年长劳动力就业状况的影响不显著。年轻劳动力劳动技能相对欠缺,并非招聘的重点关注对象,且社会经验不足,容易被互联网中的无关信息或虚假信息所诱导。此外年轻劳动力大部分尚无养家糊口的压力,使互联网使用对青年劳动力就业的影响不如壮年劳动力显著。

(三) 互联网使用对农村劳动力非正规就业的影响

表 4 全样本回归的结果显示,互联网使用总体上使农村劳动力的非正规就业选择的概率降低。分性别看,互联网使用对农村男性劳动力非正规就业选择有显著负向影响,对农村女性劳动力非正规就业比重的减少不如男性劳动力显著。分年龄看,互联网使用仅显著促进了壮年劳动力就业由非正规部门向正规部门转移,而对青年和年长劳动力的影响并不显著。

过去,农村劳动力在正规和非正规部门就业的选择空间并不大,多数人只关注薪资待遇上的差异,正规部门就业在稳定性、社会地位和社会保障上与非正规部门相比存在潜在优势。通过互联网渠道更多的农村劳动力对非正规就业与正规就业的潜在利弊的认识更清晰。王庆芳、郭金兴(2017)研究表明,非正规部门就业者与正规部门就业者的收入差距越来越大,城镇就业的农村非正规就业劳动力生存境遇变差。相对正规就业部门劳动力,非正规部门就业劳动力被歧视可能性增加,在社会地位与正规部门就业群体上存在差距。这些因素对于试图融入城市的农村劳动力造成了障碍,而互联网的信息扩散功能扩大了农村劳动力的就业选择范围,农村劳动力进入正规部门就业可能性增加。另外,互联网一定程度上增加了农村劳动力的劳动权利诉求意识,互联网普法知识的传播增加了农村劳动力的合约意识,进而使劳动力需求企业受到公共监管压力增大,提升了劳动力用人企业部门的签约意愿,以及诸如五险一金的基本福利。

不同年龄段上存在差异的原因可以从劳动者的主观因素和客观因素两方面考虑。

表 4 互联网使用对农村劳动力非正规就业的影响

| 变 量 | 全样本 (模型 13) | 女性劳动力 (模型 14) | 男性劳动力 (模型 15) | 青年劳动力 (模型 16) | 壮年劳动力 (模型 17) | 年长劳动力 (模型 18) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| 是否上网 | -0.271*** (-6.51) | -0.175** (-2.61) | -0.330*** (-6.17) | -0.069 (-0.40) | -0.300*** (-6.27) | -0.064 (-0.39) |
| 最高学历 | -0.331*** (-21.14) | -0.320*** (-13.95) | -0.352*** (-16.13) | -0.369*** (-9.92) | -0.337*** (-18.38) | -0.142* (-2.35) |
| 婚姻状况 | 0.010 (0.25) | -0.034 (-0.50) | 0.016 (0.29) | 0.079 (0.90) | 0.071 (1.16) | -0.602* (-2.24) |
| 健康状况 | 0.018* (2.04) | 0.015 (1.09) | 0.018 (1.58) | 0.019 (0.97) | 0.022* (2.17) | -0.019 (-0.47) |
| 智力水平 | -0.046*** (-3.53) | -0.026 (-1.28) | -0.062*** (-3.56) | -0.042 (-1.37) | -0.045** (-2.92) | -0.050 (-1.07) |
| 政治面貌 | -0.009 (-0.14) | -0.016 (-0.12) | 0.001 (0.02) | 0.090 (0.45) | -0.031 (-0.39) | -0.104 (-0.55) |
| 宗教信仰 | 0.155 (1.34) | 0.320 (1.87) | 0.007 (0.04) | 0.553 (1.83) | 0.037 (0.28) | 0.208 (0.54) |
| 家庭收入 | -0.192*** (-10.24) | -0.199*** (-6.95) | -0.182*** (-7.27) | -0.132** (-3.09) | -0.207*** (-9.32) | -0.231*** (-3.41) |
| 家庭规模 | -0.020* (-2.24) | -0.045** (-3.25) | -0.002 (-0.19) | -0.027 (-1.28) | -0.021* (-1.97) | 0.012 (0.36) |
| 常数项 | 2.283*** (21.36) | 2.253*** (13.65) | 2.355*** (16.55) | 2.102*** (7.10) | 2.271*** (17.71) | 2.561*** (6.18) |
| Pseudo R ² | 0.135 | 0.129 | 0.144 | 0.100 | 0.142 | 0.068 |
| 样本量 | 6766 | 2843 | 3923 | 1174 | 5048 | 544 |

注:括号内数据为 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

从主观因素看,壮年劳动力通常是家庭的主要经济收入来源,对收入稳定性诉求强烈,青年和年长劳动力对工作稳定性诉求可能不如壮年劳动力强烈,因而壮年劳动力可能会更偏好搜寻有劳动保障的正规就业岗位。从客观角度看,正规部门就业对劳动力就业的延续性要求较高,希望能维持长期的劳动合同关系,提供的岗位往往面向具备一定工作经验的壮年劳动力,而非青年和年长劳动力。

(四) 稳健性分析

1. 倾向得分匹配法估计

互联网影响农村劳动力就业选择的同时,农村劳动力就业选择本身就可能影响个体是否使用互联网,且运用互联网的群体本身可能具备更高的社会地位、受教育程度等影响其就业的个人特征。为了解决由于样本自选择而导致的内生性问题,本文运用倾向得分匹配法,构造反事实框架,估计互联网使用对农村劳动力就业的平均处理效应(ATT)。



表5 平衡性检验

| 变 量 | 处理组 | 控制组 | 组间偏差% | T 值 | P 值 |
|------|-------|-------|-------|--------|-------|
| 最高学历 | | | | | |
| 匹配前 | 3.562 | 2.349 | 109.2 | 38.45 | 0.000 |
| 匹配后 | 2.979 | 2.980 | -0.1 | -0.02 | 0.985 |
| 婚姻状况 | | | | | |
| 匹配前 | 0.734 | 0.887 | -39.7 | -13.70 | 0.000 |
| 匹配后 | 0.882 | 0.888 | -1.6 | -0.56 | 0.576 |
| 健康状况 | | | | | |
| 匹配前 | 4.391 | 4.712 | -17.1 | -6.16 | 0.000 |
| 匹配后 | 4.899 | 4.952 | -2.9 | -0.85 | 0.394 |
| 智力水平 | | | | | |
| 匹配前 | 5.420 | 4.792 | 46.2 | 17.58 | 0.000 |
| 匹配后 | 5.445 | 5.481 | -2.6 | -0.86 | 0.389 |
| 政治面貌 | | | | | |
| 匹配前 | 0.064 | 0.056 | 3.3 | 1.22 | 0.223 |
| 匹配后 | 0.027 | 0.026 | 0.6 | 0.27 | 0.791 |
| 宗教信仰 | | | | | |
| 匹配前 | 0.019 | 0.025 | -4.3 | -1.63 | 0.103 |
| 匹配后 | 0.004 | 0.005 | -0.6 | -0.38 | 0.704 |
| 家庭收入 | | | | | |
| 匹配前 | 2.706 | 2.386 | 32.8 | 11.94 | 0.000 |
| 匹配后 | 2.589 | 2.581 | 0.9 | 0.26 | 0.793 |
| 家庭规模 | | | | | |
| 匹配前 | 4.260 | 4.113 | 7.2 | 2.59 | 0.010 |
| 匹配后 | 4.076 | 4.088 | -0.6 | -0.22 | 0.829 |

其基本原理是构造出个体特征相似的实验组和对照组,实验组个体使用互联网,对照组个体不使用互联网。由于两组间个体特征相似,因此两组在就业选择上存在的差异便是互联网使用的净效应,能消除自选择带来的内生性问题。

正确估计平均处理效应的前提是各协变量经过匹配后,处理组和控制组样本无显著性差异。本文选取以往类似问题研究中的最高学历、婚姻状况、健康状况、智力水平、政治面貌和宗教信仰作为个体特征,选取家庭收入和家庭规模作为家庭特征,将所选个体和家庭特征作为协变量进行匹配。表5的平衡性检验结果显示,匹配样本均值在匹配前均存在显著差异,表明存在自选择问题,而匹配后样本处理组和控制组的组间偏差均大幅度缩小,处理组和控制组之间已

无显著差异,满足了平衡性假设。

为了使匹配结果更稳健,本文采用最邻近匹配法、半径匹配法、核匹配法进行匹配,由于本研究主要关注互联网使用对农村劳动力影响的平均处理效应,故表6中仅给出ATT的估计值。表6显示,大部分结果仍支持前文的假设,互联网使用总体上使农村劳动力的非农就业率上升,使用互联网的农村劳动力从事非农业工作的概率大于不使用互联网的农村劳动力。对表6中的显著性水平和影响系数大小进行比较可知,农村女性劳动力非农就业受互联网的影响程度大于男性。从年龄看,互联网主要促进壮年劳动力的非农就业,与前文结果不同的是,虽然平均处理效应显示互联网使用也促进了青年和年长劳动力的非农就业,但效果并不显著。

关于互联网使用对农村劳动力受雇型就业的影响,全样本估计结果呈现与原回归类似的结论。互联网总体上促使农村劳动力的受雇型就业水平上升,使用互联网的农村劳动力从事受雇型工作的概率大于不使用互联网的农村劳动力。分性别看,互联网提升

表 6 倾向匹配得分估计互联网使用对农村劳动力不同部门就业的影响

| 变 量 | 非农就业 | | | 受雇型就业 | | | 非正规就业 | | |
|-------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 邻近匹配 | 半径匹配 | 核匹配 | 邻近匹配 | 半径匹配 | 核匹配 | 邻近匹配 | 半径匹配 | 核匹配 |
| 全样本 | 0.224*** (12.96) | 0.232*** (17.80) | 0.217*** (9.81) | 0.174*** (10.24) | 0.163*** (12.86) | 0.166*** (7.66) | -0.137*** (-5.37) | -0.136*** (-6.19) | -0.095*** (-4.08) |
| 女性劳动力 | 0.257*** (10.71) | 0.259*** (15.61) | 0.244*** (7.28) | 0.192*** (8.32) | 0.186*** (11.61) | 0.224*** (6.90) | -0.062 (-1.48) | -0.057 (-1.48) | -0.100* (-2.23) |
| 男性劳动力 | 0.202*** (8.86) | 0.207*** (12.83) | 0.179*** (6.50) | 0.150*** (6.66) | 0.138*** (8.66) | 0.138*** (5.05) | -0.158*** (-5.31) | -0.141*** (-5.88) | -0.103*** (-3.32) |
| 青年劳动力 | 0.068 (0.81) | 0.033 (0.49) | 0.076 (0.81) | 0.066 (-0.76) | 0.032 (0.45) | 0.091 (0.94) | -0.114 (-1.14) | -0.024 (-0.29) | -0.018 (-0.16) |
| 壮年劳动力 | 0.182*** (9.83) | 0.169*** (10.97) | 0.151*** (6.18) | 0.115*** (-6.32) | 0.095*** (6.24) | 0.115*** (4.79) | -0.122*** (-4.54) | -0.134*** (-5.85) | -0.174*** (-4.81) |
| 年长劳动力 | 0.039 (1.46) | 0.027 (1.03) | 0.075* (2.18) | -0.028 (-1.13) | -0.027 (-1.11) | -0.012 (-0.37) | -0.062 (-1.12) | -0.032 (-0.46) | -0.073 (-1.06) |

注：括号内数据为 t 值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

女性受雇型就业的效果大于男性。互联网为农村劳动力带来了城市生活的示范效应，从一定程度上解放了农村女性的思想，城市生活对农村劳动力吸引力进一步增强，女性劳动力摆脱自雇型生产活动。男性能够通过接触社会活动，人情交换等其他方式达成就业目标，女性则缺乏基于社会活动和人情关系网络的就业渠道，而运用互联网能帮助女性劳动力构建更多沟通交流的机会，就业信息得到更多共享。同时互联网经济下网络电商、在线直播等新就业模式也更适合女性就业，上述原因造成互联网对农村女性的非农就业效果高于男性。分年龄看，互联网使用对于壮年劳动力的受雇型就业促进效果显著，对于青年及年长劳动力的促进效果低于壮年劳动力。

从互联网使用对农村劳动力非正规就业的影响看，互联网使用农村劳动力的非正规就业水平降低。农村男性获得正规就业概率的促进效果更显著，但对女性是否能进行非正规就业无显著影响。其原因是互联网虽然提升了劳动力总体的正规就业率，但对女性而言，非正规就业仍然是重要的选择。互联网使用促进了兼职型就业的发展。Vazquez 等 (2019) 对欧洲国家的研究表明，信息技术的使用提高了就业率，主要表现为增加了兼职和在家工作的比重。正规就业所要求的工作地点往往位于城市且要求进行全职工作。部分农村女性在权衡家庭照顾等因素后，为了方便照顾家庭，选择兼职等受雇型非正规就业，即使互联网为她们带来一些正规就业机会，但也有部分选择非正规就业。

2. 变量替换的回归估计

单纯以是否上网作为判定互联网是否影响就业的指标，存在数据单一性的问题，进而有可能造成研究结论的偏误。为此，本文以是否收发电子邮件、互联网信息重要度替

表 7 变量替换回归结果

| 变 量 | 非农就业 (模型 19) | 非农就业 (模型 20) | 是否受雇 (模型 21) | 是否受雇 (模型 22) | 是否非正规 (模型 23) | 是否非正规 (模型 24) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| 是否收发电子邮件 | 1.090*** (23.30) | 0.492*** (9.02) | 0.763*** (21.02) | 0.229*** (5.33) | -0.818*** (-20.25) | -0.382*** (-7.97) |
| 常数项 | 0.389*** (24.52) | -1.221*** (-11.13) | 0.062*** (3.99) | -0.544*** (-5.47) | 0.306*** (14.11) | 1.997*** (14.45) |
| Pseudo R ² | 0.067 | 0.197 | 0.041 | 0.137 | 0.062 | 0.122 |
| 样本量 | 8461 | 8363 | 8461 | 8363 | 4943 | 4875 |
| 互联网信息重要度 | 0.326*** (49.67) | 0.175*** (22.70) | 0.256*** (39.79) | 0.118*** (15.60) | -0.204*** (-18.82) | -0.067*** (-5.35) |
| 常数项 | -0.907*** (-41.42) | -2.045*** (-28.83) | -0.930*** (-41.99) | -1.328*** (-19.95) | 0.983*** (23.05) | 2.381*** (21.14) |
| Pseudo R ² | 0.120 | 0.257 | 0.076 | 0.183 | 0.040 | 0.134 |
| 样本量 | 15709 | 15559 | 15709 | 15559 | 6852 | 6762 |

注:括号内数据为 t 值。模型 20、模型 22、模型 24 控制了控制变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

换是否上网进行回归,以检验结果的稳健性。其中是否收发电子邮件表示劳动力对电子邮件的使用状况,而互联网信息的重要度,则能体现互联网在工作搜寻等就业相关方面的重要程度。表 7 的上半部分为自变量是否收发电子邮件,下半部分自变量为互联网信息的重要度。其中模型 19 和模型 20 为对非农就业选择的回归结果,无论是否加入控制变量,自变量系数均为正向显著,表明总体上互联网确实促进了农村劳动力就业向非农部门转移。模型 21 和模型 22 为是否使用电子邮件、互联网信息重要度对农村劳动力受雇型就业的影响,在加入控制变量前后,收发电子邮件和互联网信息重要度的回归系数也为正向显著,表明就业部门由自雇型部门向受雇型部门转变。模型 23 与模型 24 为关于是否非正规就业的讨论,结果与前文基本一致。

表 8 农村新增互联网使用的劳动力就业选择

| 变 量 | 非农就业 (模型 25) | 非农就业 (模型 26) | 是否受雇 (模型 27) | 是否受雇 (模型 28) | 是否非正规 (模型 29) | 是否非正规 (模型 30) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 互联网使用 | 0.662*** (20.70) | 0.435*** (12.41) | 0.513*** (15.81) | 0.292*** (8.19) | -0.446*** (-7.58) | -0.238*** (-3.65) |
| 常数项 | -0.693*** (-38.47) | -1.685*** (-17.70) | -0.768*** (-41.79) | -1.225*** (-12.98) | 0.848*** (21.17) | 1.970*** (10.13) |
| Pseudo R ² | 0.043 | 0.142 | 0.027 | 0.116 | 0.023 | 0.069 |
| 样本量 | 8030 | 7983 | 8030 | 7983 | 2176 | 2150 |

注:括号内数据为 t 值。模型 26、模型 28、模型 30 控制了控制变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

3. 基于时间跨度的考虑:历史转变分析

虽然本文采用倾向得分匹配方法、变量替换等方式对结论稳健性进行了探讨,但仍需要考虑劳动者个体对互联网使用的历史转变才能看出其对就业选择产生的影响,需要比较相同个体在使用互联网前后对就业的影响差异。因此本文将两期调查数据进行合并,筛选出上一期调查(2016年度)中不使用互联网,而在本期调查(2018年度)中使用互联网的农村劳动力进行回归分析,并将其表示为互联网新增使用劳动力。结果表明,互联网新增使用的劳动力群体更易向非农就业部门转移,受雇概率更大,且非正规就业概率更低,与前文结论基本一致。

五、结论及政策建议

本文使用中国家庭追踪调查数据检验了互联网对农村劳动力就业选择产生的影响,得出以下主要结论:(1)从总体影响看,互联网使用拓宽了农村劳动力的信息获取渠道,促进了农村劳动力就业从农业部门向非农部门转移。互联网通过增强农村劳动力就业岗位匹配性,提升人力资本水平,从而提高了农村劳动力的受雇就业率和正规就业率。(2)从不同年龄角度看,互联网对壮年劳动力的影响效果更明显;年长劳动力对互联网工作搜寻技能不足、学习效应较差等潜在因素,使互联网使用对年长劳动力影响不够显著;青年劳动力则因为自身就业动机不足,或是经验积累不足,导致互联网在工作搜寻方面对青年劳动力的影响不如壮年劳动力。(3)从不同性别角度看,互联网的示范效应有助于推进男女平等的价值观传播,提高农村女性受教育机会,对农村女性非农就业及受雇型就业产生的促进效果要大于男性,但由于家庭看护、互联网兼职新就业模式的发展,使女性就业也可能选择非正规型的兼职就业,而男性劳动力对正规就业诉求更强,互联网在促进男性劳动力正规就业方面比女性更显著。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:(1)继续推进互联网在农村的普及,特别增加互联网对农村劳动力的职业技能培训和基础教育方面的内容,提高农村劳动力的个体认知和人力资本水平。相关劳动力需求企业需要进一步建立符合农村劳动力使用特点的信息平台和服务手段,多运用互联网招聘的策略,有针对性地推送有关就业需求信息,促进农村劳动力就业,提升农村居民的就业质量。(2)针对就业相对困难的农村年长劳动力,应在加大互联网上网设备供给的基础上,更要从软件水平和服务水平层面进行关注。加强老年互联网辅助技术研发和应用,提供一定的专业人员指导服务,缩小年长劳动力与其他年龄段劳动力互联网使用上存在的“数字鸿沟”,使年长劳动力真正学会互联网的信息搜寻、技能学习、社会交流等功能,找到符合自身定位的就业信息。(3)充分运用互联网在信息传递速度和广度上的优势,宣传男女平等、勤劳致富的价值观,提

高农村女性适龄就业人口参与就业活动的积极性。同时注重运用互联网在线教育平台等媒介,增加农村女性劳动力受教育的机会,释放农村女性劳动力的就业潜能,提高农村女性劳动力的就业质量。

参考文献:

1. 陈奕山(2019):《农时视角下乡村劳动力的劳动时间配置:农业生产和非农就业的关系分析》,《中国人口科学》,第2期。
2. 毛宇飞、曾湘泉(2017):《互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析》,《经济动态》,第6期。
3. 毛宇飞等(2019):《互联网使用、就业决策与就业质量——基于 CGSS 数据的经验证据》,《经济理论与经济管理》,第2期。
4. 马俊龙、宁光杰(2017):《互联网与中国农村劳动力非农就业》,《财经科学》,第7期。
5. 孙良媛等(2007):《城镇化进程中失地农村妇女就业及其影响因素——以广东省为基础的研究》,《管理世界》,第1期。
6. 王子敏(2017):《互联网、技能偏向与农村流动人口就业》,《人口与经济》,第2期。
7. 熊瑞祥、李辉文(2017):《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据》,《经济学(季刊)》,第1期。
8. 王庆芳、郭金兴(2017):《非正规就业者的境况得到改善了么?——来自 1997~2011 年 CHNS 数据的证据》,《人口与经济》,第2期。
9. 姚先国、谭岚(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。
10. 张川川、赵耀辉(2014):《老年人就业和年轻人就业的关系:来自中国的经验证据》,《世界经济》,第5期。
11. 赵建国、周德水(2019):《互联网使用对大学毕业生就业工资的影响》,《中国人口科学》,第1期。
12. 周冬(2016):《互联网覆盖驱动农村就业的效果研究》,《世界经济文汇》,第3期。
13. 周洋、华语音(2017):《互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析》,《农业技术经济》,第5期。
14. 朱志胜(2018):《农民工的自我雇佣选择与市场回报——基于 2014 年全国流动人口动态监测调查数据的实证检验》,《人口与经济》,第5期。
15. Kuhn P., Mansour H. (2014), Is Internet Job Search Still Ineffective?. *The Economic Journal*. 124(581): 1213-1233.
16. Shahiri H., Osman Z. (2014), Internet Job Search and Labor Market Outcome. *International Economic Journal*. 29(1): 161-173.
17. Vazquez E., Winkler H. (2019), How do Telecommunications Reforms Affect Labour Market Arrangements? Evidence from Central and Western Europe. *Economics of Transition and Institutional Change*.

(责任编辑:朱 犁)