

## 信息渠道变革引致乡村居民多样化高质量就业的逻辑

张世虎 顾海英\*

**内容提要** 在信息化时代到来的背景下，本文选取乡村居民为研究对象，利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，评估了互联网的日益广泛应用作为一种新型的信息获取渠道，对推动乡村居民多样化高质量就业的影响。研究发现，与报纸、期刊等传统信息获取渠道相比，互联网的使用可以显著提升乡村居民选择非农就业的概率。此外，从就业质量角度，本文还发现控制了就业类型后，互联网的使用与乡村居民就业收入与就业满意度之间也有着显著的正向关系。本文还验证了互联网发挥影响作用的机理：互联网的普及应用通过提升乡村居民的信息获取能力，有效扭转了存在于乡村居民群体中的风险厌恶意识，使之内生出“主动求变”的思想自觉，引致了内因驱动的多样化就业，而这种内生的就业选择其就业质量也更高。因此，为了促进乡村居民多样化高质量就业，有必要在实施乡村振兴战略的过程中多措并举，推动各项信息技术在乡村地区的更广泛应用。

**关键词** 互联网 思想观念 多样化高质量就业 乡村振兴

### 一 引言

2020年是中国全面建成小康社会的收官之年。李克强总理在十三届全国人大三次会议上作的《政府工作报告》指出，“今年要优先稳就业保民生，坚决打赢脱贫攻坚战，努力实现全面建成小康社会目标任务”，并且要“接续推进脱贫与乡村

\* 张世虎，上海交通大学安泰经济与管理学院，电子邮箱：zhangshihu@sjtu.edu.cn；顾海英，上海交通大学安泰经济与管理学院，电子邮箱：ghy@sjtu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重大项目“共享发展理念下的我国新型城乡土地制度体系构建研究”（批准号：16ZDA019）的资助。

振兴有效衔接,全力让脱贫群众迈向富裕。”可以看出,就业成为今年政府工作优先考虑的重点问题。对乡村地区来说,解决乡村贫困、发展落后的重点在于为乡村居民提供适合自身禀赋条件、并且具有良好市场效益的就业机会以及相关的能力教育。仅依靠传统的转移支付及补贴机制,无法从根本上扭转、提升乡村区域的发展潜力。振兴乡村不仅要着眼于外因,即扭转资本、劳动等生产要素向城市的单向流动,破解乡村区域存在的生产要素长期匮乏和发展能力持续下降的局面,更要重视内因,即改变乡村居民固有的观念定势,增强乡村居民打破现状的动力。要素的流动与积累只是外因,乡村居民观念与行为的转变才是内因,外因条件的改善需要内因的驱动才能发挥作用。如何从内因角度推动乡村居民多样化就业、挖掘乡村内生发展动力成为亟须解决的关键问题。本文研究发现,信息技术,特别是以互联网为典型代表的信息技术在乡村地区的普及应用,是改变居民信息获取渠道、转变乡村居民观念意识、推动乡村居民多样化高质量就业、破解乡村发展困境的重要抓手。

从现实看,“当今世界,信息技术创新日新月异,数字化、网络化、智能化深入发展,在推动经济社会发展、促进国家治理体系和治理能力现代化、满足人民日益增长的美好生活需要方面发挥着越来越重要的作用<sup>①</sup>。”在乡村地区,数字乡村发展战略的推进也致力于促使信息技术进村入户进而打破城乡差距中的数字鸿沟<sup>②</sup>,通过为乡村居民提供更多更好的信息渠道发掘更多的乡村内生发展机遇,促进乡村居民的创新就业,助力乡村振兴。以互联网电商为例,截至2020年3月,中国农村网民规模达2.55亿人,农村地区的互联网普及率达到了46.2%<sup>③</sup>。2018年中国农村电子商务交易额为1.37万亿元,同比增速高于全国增速6.5个百分点,占全国网络零售总额的15.2%<sup>④</sup>。截至2019年,中国淘宝村的数量已经从2009年的3个飞速增长到4310个(见图1),覆盖的人口达到了2.5亿人,带动了数百万人的非农就业。随着智能终端的普及,居住在信息相对闭塞的乡村地区居民也有了便捷的途径通过网络获取最新的政治、经济、文化信息,城乡之间的信息鸿沟问题得到了极大的缓解(邱泽奇等,2016)。以互联网为核

① 来自《习近平致首届数字中国建设峰会的贺信》,新华网 [http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2018-04/22/c\\_1122722225.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2018-04/22/c_1122722225.htm)。

② 2019年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《数字乡村发展战略纲要》,指导乡村信息化建设。

③ 来自 [http://www.cac.gov.cn/2020-04/27/c\\_1589536141658545.htm](http://www.cac.gov.cn/2020-04/27/c_1589536141658545.htm)。

④ 来自 <http://dzsws.mofcom.gov.cn/article/ztxx/ndbg/201905/20190502868244.shtml>。

心的信息技术的普及打破了乡村居民所处的僵化地域限制，使得落后地区的人力资本也可以利用巨大的互联网市场发挥价值。乡村居民通过互联网接触到大量新鲜前沿的信息后，隐藏在该群体中的创新能力通过网络媒体得到了极大的激发与展示。互联网所带来的连通性使得一些工业化时代处在劣势的人群也得以激活自己的人力资本，使之转化为有效创造价值的互联网资本（邱泽奇等，2016）。互联网所带来的丰富信息拓展了乡村居民的思维，更新了他们的知识和观念体系，从而改变了他们的传统思维与生产模式，促进了创新型就业，也提高了他们的收入水平（方晓红，2002；刘晓倩、韩青，2018；周冬，2016；Gao et al., 2018）。

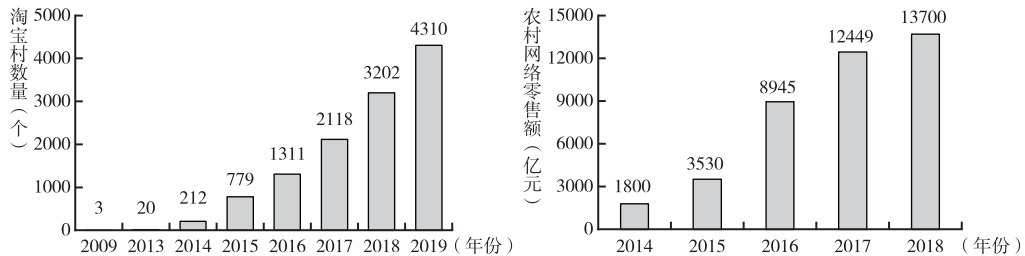


图1 中国淘宝村数量与农村网络零售额的变化

资料来源：根据阿里研究院《中国淘宝村研究报告（2009-2019）》计算，<http://www.aliresearch.com/cn/search?queryName=中国淘宝村研究报告>。

由此可见，随着信息化社会的不断深入发展，乡村地区居民的就业正发生着深刻的变化。进一步的问题是，互联网在乡村地区的普及应用能够在多大程度上促进乡村居民多样化就业？其对乡村居民的就业结构又有哪些影响？量化互联网对乡村居民就业类型与就业质量的影响，并且分析其发挥影响作用的机制是本研究的核心内容。

为了解决上述问题，本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，构建实证模型综合评估了互联网对乡村居民多样化就业和就业质量的影响。与其他文献不同的是，本文试图梳理出互联网作为一种新型的信息获取渠道，其通过增强乡村居民信息获取能力、改善因循守旧的观念意识，从而内生驱动乡村居民主动多样化高质量择业方面的独特作用机制。本文的结构安排如下：第一部分为引言；第二部分对相关研究文献进行回顾与评述；第三部分介绍数据和实证模型；第四部分报告并分析实证模型的回归结果；第五部分为模型稳健性分析；第六部分讨论并验证了互联网推动乡村居民多样化高质量就业的作用机理；第七部分为总结。

## 二 文献评述

本文的一个重要观点是：互联网为乡村居民带来的信息获取渠道的革新可以显著影响乡村居民的思想观念，提升其向非农就业转变中不确定风险的承受能力，从而促进乡村居民内生的非农就业转变。因此，本文研究的开展主要与两类文献相关，分别是互联网与就业之间关系和居民风险态度与就业选择之间关系的研究。

### （一）互联网与就业

关于互联网与个体就业之间关系的研究，现有文献主要从互联网缓解个体融资约束、增进个体社会资本等角度解释其对就业选择，尤其是对创业选择的影响（史晋川、王维维，2017）。一方面，研究发现，借助互联网，个体可以便捷获取更为丰富的融资信息以寻求资金支持，缓解信息不对称和信贷约束问题（马光荣、杨恩艳，2011；张彤进、任碧云，2016；Ahlin & Jiang, 2008；Choi et al., 2014；Jack & Suri, 2014）。另一方面，也有研究认为，互联网可以显著扩张个体的交际圈子范围，增进个体的社会资本，从而有助于个体通过更广泛的就业渠道寻找到更加匹配的就业以及在就业选择上获取更多支持（马俊龙、宁光杰，2017；赵羚雅、向运华，2019；周洋、华语音，2017；DiMaggio & Bonikowski, 2008）。

### （二）风险态度与就业

一些讨论居民风险态度与就业决策关系的文献指出，个人对风险的偏好程度是影响就业选择的一个重要因素（郝朝艳等，2012；汪小圈等，2015；尹志超等，2015；湛泳、徐乐，2017；Cnaan et al., 2011）。风险厌恶者会规避不确定性强的就业，选择成为确定性强的受雇劳动者。现有关于乡村居民的研究发现，乡村居民普遍是风险厌恶者，风险厌恶不仅是抑制乡村居民主动选择新型生产技术的主要原因（高杨、牛子恒，2019；毛慧等，2018；Gao et al., 2017；Ghadim et al., 2005），也是影响其就业转变的重要因素。

### （三）互联网对乡村居民观念意识的影响

随着信息时代的来临，信息技术的应用逐渐渗透到人们生活的方方面面。信息技术在改变人们生活方式以及思想观念方面的影响越来越大（陈思宇等，2016；江小涓、罗立彬，2019），思想观念的转变进而会带来行为的改变。事实上，由于互联网在信息传输上具有便捷和低成本的优势（Varian, 2010），这在一定程度上打破了乡村区域由于地理隔离所造成的信息不对称局面，使得乡村居民接触到了更多的社会信息，提升

了个体认识和改造自身所处环境的能力，从而得以解放思想、转变观念，探索多样的非农就业可能性（毛宇飞等，2019；王子敏，2017；周冬，2016；Ivus & Boland, 2015）。比如，快手、抖音、Bilibili、喜马拉雅等手机应用程序（App）和一些文学创作、才艺展示类网站平台，在提供休闲娱乐功能的同时也为广大乡村居民提供了一条展示自我、创造价值的渠道。

然而，现有关于居民就业选择的研究较少关注互联网带来的信息获取渠道改善对个体观念意识的影响，特别是对个体风险态度的影响。要打破乡村居民所处的就业低水平均衡，推动乡村居民多样化、高质量就业，就必须改变乡村居民信息渠道短缺、信息匮乏、因循守旧、风险厌恶的现状。理论上讲，风险厌恶的一个重要原因是信息匮乏。居民获取信息的能力越强、渠道越多，其就业决策所依赖的信息就越全面，决策的不确定性就越小，对于风险的厌恶程度就越低（高杨、牛子恒，2019）。已有文献多从社会资本和资源约束角度讨论乡村居民的就业选择问题（王卫东等，2020），而少有文献关注互联网等信息技术对原本处在信息匮乏状态的乡村居民思想观念转变的影响。即已有研究多关注外因变化的影响，而对乡村居民观念意识变化等内因的影响因素少有关注。

因此，本文选取乡村居民为研究对象，使用微观数据，通过实证分析考察了互联网在乡村区域的普及应用对打破乡村居民低水平就业均衡、促进乡村居民多样化就业选择与提升就业质量方面的重要影响，验证了互联网通过“提升乡村居民信息获取能力—观念意识转变—主观能动的多样化就业选择—就业质量的内生提高”发挥影响作用的机制。本研究试图为理解互联网如何通过推动乡村居民多样化高质量就业，助力乡村振兴提供一个新的研究视角。

### 三 数据和实证模型

#### （一）数据来源与核心变量

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查（CFPS）微观数据库。这一数据库调查样本涵盖了我国 25 个省、自治区和直辖市。数据库包括个体、家庭的社会经济信息，有比较详细的家庭经济活动、社会交往、人口统计等方面的信息。基于本文所关注的问题，经过对数据进行合并整理，共获得样本 22259 个。

自 2014 年之后，移动互联网浪潮的到来才使得乡村居民的生产与生活开始逐步全

面地迈入信息化时代。因此,为了准确衡量信息技术在乡村地区普及应用带来的影响,本文选取CFPS数据库2016年及以后的调查数据构造计量模型进行讨论。本文使用两个层面的数据:一是基于成人问卷的个人信息,包括乡村居民的互联网使用状况、性别、年龄、婚姻状况、政治面貌、受教育年限、健康状况、思想观念等变量;二是基于家庭问卷的乡村家庭信息,包括家庭人口、家庭人均年收入、是否有自有产权住房、是否有家庭负债等变量。表1是相关变量的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称		变量定义	样本	均值	标准差
就业变量	就业类型	自主务农=1,农业受雇=2,非农受雇=3,非农私营或个体户=4	17798	2.0741	1.1283
	就业收入	就业年收入的対数	7833	10.0910	0.9766
	工作满意度	对目前工作的满意度:1~5程度升高	17787	3.6331	0.9958
信息渠道	互联网渠道	互联网获取信息渠道依赖度:1~5程度升高	22242	2.7602	1.6411
	传统信息渠道	纸媒获取信息渠道依赖度:1~5程度升高	22259	1.7140	1.0891
个人特征变量	性别	男=1,女=0	22259	0.4943	0.5000
	年龄	年龄	22259	46.0782	16.7651
	婚姻状况	未婚=1,在婚=2,离婚或丧偶=3	22259	1.9302	0.4590
	健康状况	不健康=1,一般=2,比较健康=3,很健康=4,非常健康=5	22256	2.9840	1.2570
	政治面貌	党员=1,非党员=0	22259	0.0555	0.2291
	是否是汉族	是=1,否=0	22259	0.9472	0.2230
	是否信仰宗教	是=1,否=0	22258	0.0305	0.1720
	受教育年限	个人实际受教育年限	21104	6.6951	4.8370
	主动学习意识	平时是否读书:是=1,否=0	22259	0.2170	0.4136
	对未来的信心程度	对自己未来信心的打分:1~5逐次升高	22230	4.1415	0.9720
	社会信任度	对陌生人信任度的打分:1~10逐次升高	22194	2.2116	2.2260
	对待工作态度	努力工作就有回报:不同意=1,不表态=2,同意=3	22229	2.8251	0.5492
	家庭关系重视程度	家庭和睦美满的重要程度:1~5逐次升高	22248	4.6653	0.6931
	风险态度	风险偏好程度:1~6逐次升高	21799	2.2961	1.8061
家庭经济特征变量	家庭人口	家庭总人口数	22175	4.2530	2.1440
	家庭人均年收入	家庭人均年收入的対数	21019	9.3612	0.9700
	是否有自有产权房产	有=1,没有=0	21072	0.8821	0.3231
	是否有家庭负债	有=1,没有=0	21072	0.1872	0.3900

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

### 1. 就业类型

乡村居民就业类型变量来自 CFPS 成人调查问卷数据。根据调查问卷中个体所回答的工作类型，本文把就业类型分为四类，分别为：自主务农、农业工作受雇、非农工作受雇、经营非农私营企业或个体户。

### 2. 就业质量

本文选取 CFPS 成人调查问卷中的工作收入和工作满意度代表乡村居民的就业质量。

### 3. 互联网使用情况

关于互联网作为信息渠道的使用变量，本文使用 CFPS 成人调查问卷中被调查人对问题“互联网对您获取信息的重要性”的回答进行构造。根据个人对互联网信息渠道的依赖性评价，本文把该变量分为取值 1~5 的五个档次。同时，在模型结果稳健性分析中，本文还利用调查问卷中个人对“使用互联网进行工作的频率”“使用互联网进行商业活动的频率”“是否移动上网”等问题的回答构造了互联网使用的替代变量，代入模型进行稳健性检验。

此外，为了考察信息渠道改变对乡村居民就业选择带来的影响，本文还在模型中控制了传统信息渠道变量。我们利用调查问卷中个人对问题“报纸、期刊杂志作为信息渠道的重要性”的回答构造乡村居民对传统信息渠道的利用变量。在模型中加入传统信息渠道变量，一方面可以更为准确地识别互联网的影响，另一方面也可以对比两种信息渠道变量的影响作用大小。

### 4. 其他变量

其他变量也都基于 CFPS 调查中的成人和家庭问卷调查数据构造。个人性别、年龄、婚姻状况、政治面貌、受教育年限、健康状况、工作满意度、居民风险态度等由成人问卷数据获得，家庭人口、家庭人均年收入、是否有自有产权住房、是否有家庭负债等变量由家庭问卷数据获得。其中，居民风险态度变量根据 CFPS 调查问卷行为与精神状态部分中个体对不同风险试验问题的回答所表现出的风险偏好程度进行构造。风险态度变量从 1~6 的取值代表居民的风险偏好程度不断增加。

## (二) 模型设定

在模型设定中，由于互联网的使用与就业类型抉择都属于个人的选择决策，模型可能存在因遗漏变量或反向因果所导致的内生性问题。在本文中，为了缓解模型可能存在的遗漏变量导致的内生性问题，首先，本文尽量在模型中控制了丰富的乡村居民的个人与家庭特征。其次，本文在所有模型中将互联网应用变量进行滞后两

年处理,该变量是基于CFPS 2016年的调查数据构造,而模型中其他变量如未特别声明,则均为基于CFPS 2018年调查数据构造。如此处理基于以下逻辑。2014年下半年之后,中国4G通信网络才开始大规模商用,期间伴随着移动智能设备的普及。由此引发的移动互联网浪潮的到来,才使得以互联网为代表的信息技术全面地对社会各个群体的生产与生活产生影响。特别是对于本文所关注的乡村居民群体,在之前的个人计算机(PC)时代,他们中的大部分还被排除在信息化的影响之外。但在这一时期,乡村居民也得以通过样式繁多的廉价智能设备接入互联网,从而扩展了信息获取渠道。从这一时期开始,乡村居民群体的生产与生活才开始逐步全面地迈入信息化时代,乡村居民的就业选择也自此开始受到了互联网普及应用的影响。因此,就我们所关注的乡村居民群体,本文认为模型存在的反向因果怀疑在理论上并非一定存在。2016年的数据基本可以反映在移动互联网时代到来之后,乡村居民对互联网使用情况的初始状态,而这种初始状态主要是受信息基础设施完备和智能设备普及等外生因素的影响。也就是说,2016年乡村居民对互联网的使用情况在模型中是外生的。

即使经过以上处理,模型依然可能引起一些不同角度的内生性怀疑。针对这些怀疑,本文在稳健性分析部分对模型稳健性进行了详细的检验与阐述。本文首先建立以下基准模型对我们所关注的问题进行讨论。

### 1. 互联网与乡村居民就业选择

本文建立一个MProbit模型(multinomial Probit model)讨论互联网信息渠道如何影响乡村居民的就业选择。其中被解释变量就业类型为多值离散变量,其背后存在一个连续的潜变量,这个潜变量可以理解为不同就业选择给乡村居民带来的效用,不同的效用极值对应着不同的就业选择。MProbit模型原理如下。

假设个体*i*选择就业类型*j*所能带来的效用为:

$$U_{ij} = \alpha_0 + \alpha_{1j}ITC_i + \alpha_{2j}X_i + \varepsilon_{ij} \quad (i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, 4) \quad (1)$$

$ITC_i$ 代表个体*i*对互联网的使用情况变量, $X_i$ 为个体*i*和其所在家庭的一系列特征控制变量, $\varepsilon_{ij}$ 为随机扰动项。不同于其他模型对随机扰动项 $\varepsilon_{ij}$ 为i. i. d.(独立同分布)的假设设定(通常情况下,这种设定过于严格,并不符合样本的现实情况),本文的MProbit模型假设 $\varepsilon_{ij}$ 服从*j*维正态分布。

当且仅当就业类型*j*带来的效用高于所有其他选择时,个体*i*才选择就业类型*j*。个体*i*选择就业类型*j*的概率可以表示为:



$$\begin{aligned}
\text{Prob}(\text{Employment}_i = j | X_i) &= \text{Prob}(U_{ij} \geq U_{ik}, \forall k \neq j) \\
&= \text{Prob}(U_{ij} - U_{ik} \geq 0, \forall k \neq j) \\
&= \text{Prob}(\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ik} \geq \alpha_{1k}ITC_i + \alpha_{2k}X_i \\
&\quad - \alpha_{1j}ITC_i - \alpha_{2j}X_i, \forall k \neq j)
\end{aligned} \tag{2}$$

令  $\tilde{\varepsilon}_{ik} = \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ik}$ ,  $\tilde{\xi}_{ik} = \alpha_{1k}ITC_i + \alpha_{2k}X_i - \alpha_{1j}ITC_i - \alpha_{2j}X_i$ ,  $\forall k \neq j$ , 则个体  $i$  选择就业类型  $j$  的概率可以表示为:

$$\text{Prob}(\text{Employment}_i = j | X_i) = \int_{\xi_{i1}}^{\infty} \cdots \int_{\xi_{ik}}^{\infty} \cdots \int_{\xi_{i4}}^{\infty} \phi(\tilde{\varepsilon}_{i1}, \cdots, \tilde{\varepsilon}_{ik}, \cdots, \tilde{\varepsilon}_{i4}) d\tilde{\varepsilon}_{i1} \cdots d\tilde{\varepsilon}_{ik} \cdots d\tilde{\varepsilon}_{i4} \tag{3}$$

利用蒙特卡洛模拟方法对该高维积分进行近似计算可以得到个体  $i$  选择就业类型  $j$  的概率近似表达式。用该近似表达式构造样本似然函数, 通过极大似然估计法 (MLE) 可以计算出我们所关注的待估参数  $\alpha_{1j}$  与  $\alpha_{2j}$  的值。

式 (2)、(3) 中  $\text{Employment}_i$  为样本乡村居民的就业选择类型变量, 其中自主务农取值为 1, 农业工作受雇取值为 2, 非农工作受雇取值为 3, 经营非农私营企业或个体户取值为 4。核心解释变量  $ITC_i$  表示个体的互联网使用情况。

## 2. 互联网使用与乡村居民就业质量

除了关注互联网使用对乡村居民就业选择类型的影响, 本文也关注互联网使用对乡村居民就业质量的影响。本文利用样本乡村居民的就业年收入和工作满意度作为描述就业质量的指标, 构建回归模型讨论在影响乡村居民就业类型之外, 互联网使用对乡村居民就业质量的影响。本文分别构造了普通最小二乘 (OLS) 模型和有序 Probit (ordered Probit, 简称 OProbit) 模型来探讨他们之间的关系<sup>①</sup>。

## 四 实证结果分析

### (一) 互联网对乡村居民就业选择的影响

表 2 的第 (1) ~ (3) 列报告了乡村居民就业选择类型影响模型的回归结果。MProbit 模型的被解释变量为四种就业类型, 回归结果以自主务农组为参照组。从模型结果可以看出, 农业受雇、非农受雇和非农私营个体三种就业类型模型中互联网使用变量的系数分别为 0.0626、0.0897 和 0.1540, 并且均在 1% 水平上显著。这表明, 与自主务农工作相比, 乡村居民对互联网信息渠道依赖程度的单位增加可以使个人选择

<sup>①</sup> 限于文章篇幅, 文中不再赘述信息技术对乡村居民就业质量影响的模型原理。

农业受雇工作、非农受雇工作、非农私营或个体户工作的概率依次增大 0.0341%、0.8109%、1.3345%<sup>①</sup>。事实上,从本文对乡村居民就业类型的分类中也可以看出,从自主务农到经营非农私营企业或个体户,就业类型的非农程度、多样化程度和个体自由度不断升高,这对个人的能力、知识储备和心智水平的要求也不断提高。模型的估计结果表明,互联网信息渠道的应用不但能促进乡村居民的多样化就业,而且能促使乡村居民选择非农程度和个体自由度更高的就业类型,提升了乡村居民的就业能力。

为了能更为准确地评估互联网在变革乡村居民信息获取渠道方面的影响,本文在模型中还控制了传统信息渠道变量。从估计结果中该变量的系数可以看出,与自主务农工作相比,传统信息渠道的应用除了对农业受雇工作的选择概率有显著的正向影响外,对非农受雇和非农私营和个体户工作的选择概率均起到显著的负向影响。这说明,与互联网渠道相比,传统的纸媒渠道无法通过信息效应有效地促进乡村居民选择多样化的非农就业。这表明,在促进乡村居民多样化就业、提升乡村居民就业能力方面,互联网信息渠道的效果要好于传统信息获取渠道。

考察其他控制变量,受教育年限可以显著提升乡村居民非农就业选择的概率,这是不言自明的。同时,相对于那些平时不读书的乡村居民,有主动读书学习习惯的居民选择非农就业的概率更高。社会信任度的提升也可以显著促进乡村居民的非农就业选择。这表明,改善乡民学习习惯,加强乡风建设,不仅是乡村振兴战略的重要内容和目标,而且还可以反过来通过促进乡村居民多样化就业,提升乡村居民就业能力,助力乡村振兴的实现。

表 2 互联网信息渠道对居民就业类型与就业质量的影响

	就业类型			就业质量	
	农业受雇	非农受雇	非农私营个体	就业年收入对数	工作满意度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
就业类型	—	—	—	0.1678 *** (0.0149)	0.0720 *** (0.0082)
互联网渠道	0.0626 *** (0.0218)	0.0897 *** (0.0133)	0.1540 *** (0.0159)	0.0316 *** (0.0084)	0.0293 *** (0.0076)
传统信息渠道	0.0710 *** (0.0255)	-0.0351 ** (0.0166)	-0.0674 *** (0.0199)	0.0037 (0.0098)	-0.0122 * (0.0063)
性别	0.3031 *** (0.0593)	0.3874 *** (0.0359)	0.2829 *** (0.0428)	0.5163 *** (0.0219)	-0.0872 *** (0.0162)

① 模型自变量的边际影响作用大小使用 Stata 中的 margins 命令计算。

续表

	就业类型			就业质量	
	农业受雇	非农受雇	非农私营个体	就业年收入对数	工作满意度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄	-0.0232 *** (0.0028)	-0.0537 *** (0.0017)	-0.0307 *** (0.0021)	-0.0154 *** (0.0012)	0.0133 *** (0.0008)
婚姻状况	0.2518 *** (0.0852)	-0.0187 (0.0533)	0.2132 *** (0.0638)	0.2671 *** (0.0280)	-0.1110 *** (0.0224)
健康状况	0.0405 * (0.0237)	0.0744 *** (0.0149)	0.0224 (0.0180)	0.0246 ** (0.0097)	0.0975 *** (0.0066)
政治面貌	0.1016 (0.1102)	-0.0925 (0.0720)	-0.1704 ** (0.0860)	-0.0873 ** (0.0419)	0.0620 * (0.0327)
是否是汉族	-0.6261 *** (0.1624)	-0.8293 *** (0.1063)	-0.4052 *** (0.1306)	-0.1553 *** (0.0491)	0.0140 (0.0456)
是否信仰宗教	-0.0475 (0.1628)	-0.2633 ** (0.1053)	0.2114 * (0.1107)	-0.0085 (0.0708)	0.1841 *** (0.0456)
受教育年限	0.0335 *** (0.0078)	0.0870 *** (0.0048)	0.0727 *** (0.0059)	0.0258 *** (0.0031)	-0.0139 *** (0.0022)
主动学习意识	-0.0584 (0.0865)	0.1697 *** (0.0489)	0.1733 *** (0.0567)	0.0250 (0.0258)	0.0482 ** (0.0222)
对未来的信心程度	0.0114 (0.0313)	-0.0842 *** (0.0189)	-0.0096 (0.0232)	0.0103 (0.0122)	0.1633 *** (0.0085)
社会信任度	0.0116 (0.0129)	0.0309 *** (0.0080)	0.0329 *** (0.0095)	0.0166 *** (0.0049)	0.0219 *** (0.0036)
对待工作态度	0.0293 (0.0588)	-0.0735 ** (0.0323)	-0.0127 (0.0390)	-0.0003 (0.0178)	0.1064 *** (0.0147)
家庭关系重视程度	0.0163 (0.0435)	0.0226 (0.0263)	0.0051 (0.0318)	0.0123 (0.0163)	-0.0069 (0.0117)
家庭人口	-0.0385 *** (0.0140)	-0.0777 *** (0.0086)	0.0151 (0.0099)	0.0101 * (0.0052)	0.0024 (0.0037)
家庭人均年收入	0.3533 *** (0.0341)	0.5478 *** (0.0213)	0.4832 *** (0.0252)	0.4120 *** (0.0137)	0.0133 (0.0090)
是否有自有产权房	-0.4856 *** (0.0882)	-0.5509 *** (0.0572)	-0.6170 *** (0.0648)	-0.0293 (0.0305)	-0.0330 (0.0249)
是否有家庭负债	-0.1604 ** (0.0760)	-0.1487 *** (0.0440)	0.2916 *** (0.0490)	-0.0739 *** (0.0258)	-0.0300 (0.0199)
截距项	-4.3684 *** (0.4882)	-2.1537 *** (0.2918)	-4.9265 *** (0.3567)	5.4453 *** (0.1792)	1.7679 *** (0.1280)
观测值	15794	15794	15794	6547	15484

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## （二）互联网使用对乡村居民就业质量的影响

除了关注互联网使用对乡村居民就业类型选择的影响，本文也关注其对乡村居民就业质量的影响。本文使用乡村居民就业年收入和工作满意度两个指标反映乡村居民的就业质量。表 2 的第（4）~（5）列展示了互联网使用对乡村居民就业质量两个维度指标的影响。回归结果显示，无论是用就业收入还是工作满意度衡量就业质量，互联网均可以显著提升乡村居民的就业质量，而对传统信息渠道的依赖则无助于乡村居民就业质量的提升。同时，就业类型对就业质量的提升也有着显著的正向影响。这说明，对于乡村居民来说，非农程度、多样化程度和个体自由度越高的就业选择，其就业质量也越高。

中国信息化的快速推进为乡村区域实现跨越式发展提供了机遇。从就业方面来看，本文实证模型的回归结果显示，互联网作为一种新型信息获取渠道在乡村的普及应用显著推动了乡村居民的多样化非农就业，随着就业类型非农程度、自由度的提升，互联网对其选择概率的提升作用也越大。表 2 第（4）~（5）列显示，除了可以在就业类型选择上发挥积极影响外，互联网使用对提升乡村居民的就业质量同样起到了显著的正向影响。这表明，互联网在乡村的普及应用不仅推动了乡村居民的多样化就业，提升了乡村居民的就业能力，还同时促进了乡村劳动力资源的高效配置。

## 五 稳健性分析

### （一）互联网使用变量的内生影响因素

前文讲到，本文认为 2016 年乡村居民互联网使用情况的初始状态主要是受信息基础设施完备和智能设备普及等外生因素的影响。虽然我们在理论上对此进行了解释，但是在现实中个体对互联网的应用选择仍然无法避免一些内生因素的影响。例如，居民对互联网使用的一个重要影响因素是自身的前置使用习惯。虽然在 PC 时代，由于计算机设备的价格相对于乡村居民收入过于昂贵和乡村地区信息基础设施的落后，乡村居民并没有大规模地参与到现代信息生活中，但是仍有一部分乡村居民家庭在这一时期拥有计算机，甚至接入了互联网。此外，一些乡村居民虽然没有个人计算机，但是有去网吧使用互联网的习惯。对这部分乡村居民，其在 2016 年对互联网的应用状态就可能受到其前置习惯的影响，因此如果这种前置习惯对本文核心解释变量的影响过大，就有可能推翻我们前文所阐述的逻辑，就业类型选择与互联网使用之间的因果关系也

将受到质疑。

因此为了衡量、对比存在于这部分乡村居民群体中前置习惯通过影响互联网使用变量，进而影响乡村居民就业选择的效应是否严重，本文以 CFPS 2014 年调查中样本个体是否使用互联网为分类标准，将本文样本分为 2014 年及以前使用互联网和不使用互联网两类子样本分别进行回归分析。如果两类样本的回归结果中互联网使用变量的系数差异过大，就说明前文模型可能存在严重的内生性问题。表 3 为分样本的回归结果。

表 3 前置习惯影响的验证

	不使用互联网(2014)			使用互联网(2014)		
	农业受雇	非农受雇	非农私营个体	农业受雇	非农受雇	非农私营个体
互联网渠道 (2016)	0.0377 (0.0262)	0.0863 *** (0.0166)	0.1524 *** (0.0201)	0.0764 ** (0.0304)	0.0803 ** (0.0380)	0.1450 *** (0.0427)
个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9972	9972	9972	2839	2839	2839

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

从分样本回归结果与总体样本回归结果的对比来看，除了农业受雇工作外，互联网使用对乡村居民选择非农就业类型的正向影响的作用程度和系数的显著性程度基本一致。这说明前文 2016 年互联网使用变量的外生性假设是基本正确的，互联网使用对乡村居民非农就业的促进作用依然显著和稳健。

## （二）反向因果

虽然在理论上，互联网使用变量主要受外生的信息基础设施完备和智能移动设备普及的影响，但是为了进一步消除对模型自变量与因变量之间存在反向因果关系的怀疑，本文参考了周广肃和樊纲（2018）的作法，选取 2014 年 CFPS 调查数据中“家庭是否拥有电脑”作为互联网使用的工具变量（IV）<sup>①</sup>，构造了一个包含工具变量的 MProbit 模型进行分析，对乡村居民就业质量的影响则分别构造了 IV-OLS 模型和 IV-

① 周广肃和樊纲（2018）认为，家庭拥有电脑是家庭使用互联网的前提，二者具有较强的相关性；其次，家庭是否拥有电脑与家庭的创业决策并不直接相关，满足工具变量外生性的条件。本文虽然关注的是乡村居民的就业决策，但是也认为就业决策与家庭是否拥有电脑并不直接相关，工具变量满足相关性和外生性的条件。

OProbit 模型进行回归分析,以期进一步解决对模型内生性存在的怀疑。使用工具变量的模型回归结果如表 4 所示。

表 4 工具变量估计结果

	就业类型(IV-MProbit)			就业质量	
	农业受雇	非农受雇	非农私营个体	就业年收入对数 (IV-OLS)	工作满意度 (IV-OProbit)
就业类型	—	—	—	0.2403 *** (0.0161)	0.0659 *** (0.0093)
互联网渠道	0.0465 ** (0.0205)	0.0801 *** (0.0084)	0.0974 *** (0.0108)	0.0605 *** (0.0091)	0.0465 *** (0.0099)
传统信息渠道	0.0112 (0.0168)	0.0083 (0.0105)	0.0132 (0.0232)	0.0026 (0.0107)	-0.0363 (0.0508)
个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17404	17404	17404	17404	17404

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

通过表 4 的结果可以看出,在乡村居民就业类型的影响模型中,互联网变量的系数显著为正,并且系数对比依然显示互联网使用能促进乡村居民选择非农程度和个体自由度更高的就业类型。同时,观察传统信息渠道变量的系数发现,其系数在各模型中均不显著。这说明传统的纸媒渠道无法有效地促进乡村居民选择多样化的非农就业。以上结果表明,在使用工具变量方法克服潜在的内生性问题之后,互联网使用仍然表现出了对乡村居民多样化非农就业选择概率的正向促进作用。

在乡村居民就业质量的影响模型中,使用工具变量后的互联网变量系数依然显著为正。这进一步验证了前文中提出的观点:无论是使用就业收入还是工作满意度来衡量就业质量,互联网均可以显著提升乡村居民的就业质量。

### (三) 评估遗漏不可观测变量所带来估计偏差的严重性

即使在前文模型中本文尽量控制了诸多个体层面和家庭层面的相关变量,我们依然可以怀疑一些影响乡村居民互联网使用和就业选择的不可观测变量的存在使模型的估计结果变得有偏而不可信。为了对此问题进行说明,本文参考 Nunn & Wantchekon (2011) 和 Oster (2014) 的方法,利用可观测变量模型的结果评估可能遗漏的不可观

测变量对模型结果的影响。具体地，这种方法是通过改变模型自变量数量，利用不同形式模型回归结果中核心解释变量的系数构造一个比例系数。该比例系数可以反映若要对模型结果产生重要影响，相对于已有的可观测变量，不可观测的遗漏变量所必须达到的重要性程度。经过对本文模型的测算，即使模型存在遗漏不可观测变量的问题，那么该遗漏变量的作用需要比已有的可观测变量至少大 6.2 倍以上才会对模型结果产生显著影响<sup>①</sup>。从这个角度来讲，不可观测的遗漏变量使模型结果产生显著偏差的可能性微乎其微。

#### （四）对变量、样本和模型进行调整

本文还利用 CFPS 调查问卷中个人对“使用互联网进行工作的频率”“使用互联网进行商业活动的频率”“是否移动上网”等问题的回答构造互联网使用的替代变量，对前文模型结论进行稳健性检验<sup>②</sup>。

检验结果见表 5。在整体上，替代变量对乡村居民多样化就业选择和就业质量发挥着非常稳健的正向影响作用。从模型 1、模型 2、模型 3 中不同就业类型对应的互联网使用替代变量系数的对比中也可以发现，相关变量对乡村居民选择非农程度、个体自由度更高的就业类型的促进作用更加明显。这也验证了前文的结论。

进一步，本文还对数据中可能存在问题的样本进行剔除，并加入新的控制变量，将处理后的数据重新进行回归，以检验模型结果的稳健性。具体地，首先，考虑到乡村年长者学习新技术的能力与青壮年存在客观差异，并且年长者改变择业的客观条件与主观意愿也与青壮年不同，因此在稳健性检验中剔除 60 岁以上的乡村居民样本。其次，一些研究也发现，乡村居民非农择业决策与年龄之间有可能存在非线性关系，因此我们在稳健性检验中加入乡村居民年龄的平方项，以控制年龄的非线性作用。最后，为了防止样本数据的异常值影响模型的回归结果，在稳健性检验中本文还对样本中的连续变量进行了 1% 分位及 99% 分位的缩尾处理。将经过以上处理的数据重新进行回归，结果发现，模型核心解释变量的相对大小和显著性均没有太大变化，模型结果与前文基本一致<sup>③</sup>。这进一步说明了前文模型结果的稳健性。

① 限于文章篇幅，这里省略该比例系数的计算方法与过程，感兴趣的读者可以参阅 Altonji et al.(2005)、Nunn & Wantchekon(2011)、Oster(2014)，或直接与作者联系讨论。

② 稳健性检验相关模型的设置形式与前文类似。限于文章篇幅，不再赘述模型原理。

③ 限于文章篇幅，本文不再赘述该部分模型的回归结果，欢迎感兴趣的读者联系索取。

表5 稳健性分析

模型	变量	就业类型			就业质量	
		农业受雇	非农受雇	非农私营个体	就业年收入对数	工作满意度
模型1	使用互联网进行工作的频率	0.3126*** (0.0873)	0.4521*** (0.0350)	0.4568*** (0.0412)	0.0552*** (0.0110)	0.1789*** (0.0216)
	个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
	观测值	6426	6426	6426	3908	6421
模型2	使用互联网进行商业活动的频率	0.1529 (0.1112)	0.3158*** (0.0414)	0.6232*** (0.0490)	0.0828*** (0.0148)	0.0275 (0.0273)
	个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
	观测值	7083	7083	7083	4192	7078
模型3	是否移动上网	-0.3641*** (0.1306)	0.3002*** (0.0532)	0.6149*** (0.0747)	0.1013*** (0.0269)	0.1516*** (0.0400)
	个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
	观测值	15803	15803	15803	6422	15793

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## 六 机理分析：“穷则变、变则通”

本文以上的论证过程始终围绕着一个重要假设展开，即：互联网在乡村地区的普及应用显著革新了居民的信息获取渠道，乡村居民通过互联网可以便捷地获取大量社会、经济、文化方面的信息。巨量信息的冲击改善了存在于乡村居民群体中因循守旧、厌恶风险的保守观念，提升了乡村居民的风险偏好，从而推动了乡村居民主动择业的改变。依据上述逻辑，本文给出一个互联网发挥影响作用的逻辑链条，在此基础上构建多维度的实证模型验证该作用机理的成立。

### （一）逻辑链条：“穷则变、变则通”

乡村居民所处的低水平就业均衡通常是一种机会缺失、被动的“无奈之举”，并且由于禀赋原因，乡村居民往往是风险厌恶者（高杨、牛子恒，2019）。互联网的普及则提升了乡村居民的信息获取能力，使其得以获取更多的信息。这些涉及政治、经济、文化、社会方面的巨量信息，潜移默化地对乡村居民的思想观念进行改造。在这种影响下，乡村居民重新对自身以及自身所处环境进行审视与思考，从而得以在广度和深度上提升对个人和社会环境的认识。在这种不断学习、自省的过程中，一部分乡村居民会内生出主动“求变”的思想自觉。互联网作为一种新型信息渠道在乡村地区的普



及应用提升了乡村居民主动择业、改善现状的主观意识和客观条件，进而缓慢地打破了乡村居民被动所处的低水平就业均衡（穷则变）。

在乡村居民主动“求变”的过程中，互联网也为乡村居民的就业选择提供了及时、有效的信息，降低了工作的搜寻成本，从外因角度有助于其寻找更加多样、匹配程度更高的就业机会。从就业机会角度，信息时代的到来也为乡村居民提供了诸多实现自我价值的机会，互联网带来的连通性使得一些工业化时代处在劣势的人群得以激活自己的人力资本，使之转化为能有效创造价值的互联网资本（邱泽奇等，2016）。在可用信息相对完备、新型就业机会涌现和主动求变的择业选择中，乡村居民的就业质量也得到了提升（变则通）。

因此，本文认为，互联网在乡村地区的普及应用对乡村居民就业选择与就业质量的影响，主要遵循“互联网使用—信息获取能力提升—观念意识转变—主观能动的多样化就业选择—就业质量的内生提高”的逻辑链条。该逻辑链条也可用一句古语高度概括，即“穷则变、变则通”。

## （二）“穷则变”——互联网使用改善乡村居民风险态度

上述分析已说明，乡村居民所处的低水平就业均衡是一种机会缺失、求变意识淡薄的被动无奈之举。互联网为其开辟了一条了解更多社会信息、审视自身的渠道。在这种信息获取引发的不断自省中，一部分乡村居民会内生出主动“求变”的思想自觉。而“变”通常就意味着不确定性，意味着未知的风险。本文利用CFPS调查问卷中对样本个体行为与精神状态的试验结果构造了乡村居民的风险态度变量，以此作为乡村居民“求变”意识的代理变量，进而构造实证模型验证互联网使用对乡村居民风险态度转变的影响<sup>①</sup>。

为了检验“穷则变”这一机理，本文以样本2016年的平均年收入为分类标准，将样本划分为相对低收入和相对高收入两类分别进行回归分析。回归结果如表6所示。

表6 互联网使用与乡村居民风险态度（以收入分组）

因变量：风险态度	平均收入以下（相对低收入）		平均收入以上（相对高收入）	
	OProbit	OLS	OProbit	OLS
互联网渠道	0.0784 *** (0.0184)	0.1093 *** (0.0275)	0.0501 *** (0.0074)	0.6135 *** (0.0108)
传统信息渠道	-0.0312 (0.0218)	-0.0511 (0.0326)	0.0243 *** (0.0089)	0.0430 *** (0.0131)

<sup>①</sup> 实证模型的被解释变量为乡村居民的风险态度，模型形式为OProbit。同时本文在结果表格中也汇报了OLS回归结果作为对比。限于文章篇幅，本文略去机制验证部分具体的模型原理，仅给出回归结果。

续表

因变量: 风险态度	平均收入以下(相对低收入)		平均收入以上(相对高收入)	
	OProbit	OLS	OProbit	OLS
个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制
观测值	2677	2677	16755	16755

注: 括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

从上述回归结果来看, 在两类群体中, 互联网使用变量均对乡村居民风险偏好的提升产生了显著的正向影响。但是从变量系数上看, 相对低收入群体的系数大于相对高收入群体<sup>①</sup>。通过计算两类群体中互联网应用对风险态度的平均边际效应可以得出, 互联网对提升居民风险偏好的影响在相对低收入群体中更加明显。这就从收入角度验证了互联网使用提高了处在落后地位乡村居民的风险厌恶程度, 并使之内生出“求变”思想自觉的影响机理。

当然, “穷则变”中的“穷”字在传统意义上并不仅仅代表收入的多寡, 更多的是代表一种事物发展到一定阶段求变的状态。为了在此意义上再次检验互联网使用发挥思想观念影响作用机理的存在, 参照收入分组的处理, 本文以 CFPS 2016 调查问卷中样本对于生活满意度的回答构造分界线, 将样本划分为相对低生活满意度和相对高生活满意度两类样本, 建立实证模型分别进行回归分析。回归结果如表 7 所示。

表 7 互联网与乡村居民风险态度(以生活满意度分组)

因变量: 风险态度	生活满意度较低		生活满意度较高	
	OProbit	OLS	OProbit	OLS
互联网渠道	0.0634 *** (0.0112)	0.0792 *** (0.0162)	0.0481 *** (0.0088)	0.0612 *** (0.0129)
传统信息渠道	0.0168 (0.0139)	0.0328 (0.0202)	0.0164 (0.0103)	0.0276 * (0.0152)
个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制
观测值	7450	7450	11982	11982

注: 括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

① OProbit 模型自变量系数越大, 自变量对因变量的平均边际效应也越大。下文相关表述同理。

从表7的回归结果看，在两类群体中，互联网均对居民风险偏好的提升产生了显著的正向影响。但是从变量系数上看，相对低生活满意度样本的系数大于相对高生活满意度群体的系数。这说明，在低生活满意度群体中，由互联网使用所引致的“求变”意识转变更加明显。这就从另一角度进一步验证了在乡村居民中互联网所带来的“穷则变”影响机理的存在。

### （三）“变则通”——互联网使用改善乡村居民就业质量

根据第四部分的结果，本文已经发现互联网的应用可以显著提升乡村居民的就业质量——提升了就业收入和工作满意度。那么这种影响背后的机理是什么呢？张琳苑和吴卫星（2016）发现，风险态度与居民财富之间有着密切关系，风险厌恶态度不利于居民财富的增加。对于乡村居民来说，风险态度的转变会通过引致就业选择的改变进而带来就业收入的变化，即存在着“互联网使用—提升信息获取能力—风险厌恶态度改善—提升多样化就业内生动力—就业质量提高”这样一条逻辑链条。

为了验证互联网所引致的乡村居民风险态度转变对就业质量的影响机理，借鉴前文机理验证的处理方法，利用前文所计算所得样本的风险态度数据构造分组指标，将样本分为相对风险厌恶和相对风险偏好的两组进行回归分析。回归结果如表8所示。

表8 互联网与乡村居民就业收入（以风险态度分组）

因变量：就业收入	相对风险偏好		相对风险厌恶	
	OLS	OLS	OLS	OLS
互联网渠道	0.0381 *** (0.0104)	0.0377 *** (0.0107)	0.0180 (0.0133)	0.0178 (0.0135)
传统信息渠道	—	0.0021 (0.0131)	—	0.0013 (0.0147)
个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制
观测值	4075	4075	2472	2472

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

从表8的相对风险厌恶样本的结果中，本文没有发现互联网使用可以对就业收入产生显著正向影响的证据。而在相对风险偏好样本的回归结果中，互联网变量系数在1%显著性水平上对就业收入产生了正向影响。这说明，在乡村居民群体中，那些转变了风险态度——即“求变”渴望比较强烈的个体，更能利用好互联网信息渠道所带来

的现实机遇，提升个人的就业收入。

当然就业质量并不仅仅由就业收入来衡量，个人对所从事工作的满意度也是衡量就业质量的重要指标之一。为了从该角度验证互联网的影响，参照前文的处理方法，本文将样本分为相对风险厌恶和相对风险偏好两组分别进行回归分析。回归结果如表9所示。

表9 互联网与乡村居民工作满意度（以风险态度分组）

因变量：工作满意度	相对风险偏好		相对风险厌恶	
	OProbit	OLS	OProbit	OLS
互联网渠道	0.0125 ** (0.0061)	0.0114 ** (0.0056)	0.0062 (0.0131)	0.0053 (0.0127)
传统信息渠道	0.0824 (0.0915)	0.0790 (0.0874)	0.0442 *** (0.0150)	0.0424 *** (0.0146)
个人、家庭特征	控制	控制	控制	控制
观测值	14149	14149	4319	4319

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

表9的结果显示，互联网显著提升了相对风险偏好样本组的工作满意度水平，但是对相对风险厌恶样本组的工作满意度水平的提升作用则并不显著。这说明互联网的应用可以促使那些“求变”渴望迫切——即风险偏好程度较高的乡村居民群体寻找到自己满意的工作，即对于乡村居民中那些更加偏好风险的群体，互联网所引致的信息效应对个体处境的改善作用更加明显。

## 七 总结

信息化时代信息技术的普及应用改变了人类生活的方方面面，信息技术所带来的巨大红利效应在乡村地区也逐渐凸显。本文以乡村居民为研究对象，分析了以互联网为代表的信息技术在乡村地区的普及应用对推动乡村居民多样化就业、提升就业质量方面的重要作用。本文提出了一种互联网发挥就业影响的作用机理，并且通过多维度的实证检验模型验证了互联网通过改善乡村居民获取信息渠道、转变乡村居民观念意识，进而对其就业选择与就业质量发挥正向影响作用的机理逻辑。

具体地，本文构建了一个实证框架，评估了互联网对乡村居民多样化就业选择和

就业质量的影响。首先，互联网可以显著推动乡村居民的多样化就业。通过把乡村居民的就业分为四种类型，本文发现，就业类型的非农程度、自由度越高，互联网的使用对其选择概率的提升作用也越大。其次，由于这种多样化就业选择内生于互联网的信息效应对乡村居民观念意识的改造，所以这种内生的主动择业其就业质量也更高。无论是以就业收入还是工作满意度来衡量就业质量，本文均发现互联网显著并且重要的正向影响作用。最后，为了更加深入地理解互联网发挥影响的机理，本文建立了多维度的实证模型，验证了互联网推动乡村居民“穷则变、变则通”的作用逻辑机理。该机理的核心即是一个“变”字，即互联网为乡村居民带来的信息获取渠道的革命极大增强了其信息获取能力，使一部分群体内生出主动“求变”的觉悟，显著扭转了由于信息匮乏而存在于乡村居民群体中的风险厌恶、因循守旧的思想，乡村居民风险态度的转变进而引致了内生的、高质量的就业选择改变。

本文研究结论表明，互联网对乡村居民多样化、高质量就业有着重要的正向影响作用。为了促进乡村居民的多样化高质量就业，必须在实施乡村振兴战略的过程中，多措并举促进各项信息技术在乡村的更广泛应用。未来应当加快乡村地区的信息基础设施建设，推动信息技术与乡村居民生产、生活的不断融合，强化其在教育乡民、提供多样化发展机遇方面的重要作用，利用好信息化工具破解乡村发展困境，助力乡村振兴，奋力实现农业强、农村美、农民富的世纪目标。

## 参考文献：

- 陈思宇、胡志安、陈斌开（2016），《技术与文化：互联网如何改变个人价值观？》，《经济学动态》第4期，第37-47页。
- 方晓红（2002），《大众传媒与农村》，北京：中华书局。
- 高杨、牛子恒（2019），《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》，《中国农村经济》第8期，第109-127页。
- 郝朝艳、平新乔、张海洋、梁爽（2012），《农户的创业选择及其影响因素——来自“农村金融调查”的证据》，《中国农村经济》第4期，第57-65页。
- 江小涓、罗立彬（2019），《网络时代的服务全球化——新引擎、加速度和大国竞争力》，《中国社会科学》第2期，第68-91页。
- 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》,《农业技术经济》第9期,第123-134页。
- 马光荣、杨恩艳 (2011),《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期,第83-94页。
- 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,第50-63页。
- 毛慧、周力、应瑞瑶 (2018),《风险偏好与农户技术采纳行为分析——基于契约农业视角再考察》,《中国农村经济》第4期,第74-89页。
- 毛宇飞、曾湘泉、祝慧琳 (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1期,第72-85页。
- 邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康 (2016),《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》第10期,第93-115页。
- 史晋川、王维维 (2017),《互联网使用对创业行为的影响——基于微观数据的实证研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第4期,第159-175页。
- 汪小圈、张红、刘冲 (2015),《幼年饥荒经历对个人自雇选择的影响》,《金融研究》第5期,第18-33页。
- 王卫东、白云丽、罗仁福、张林秀 (2020),《人力资本、政治资本与农村劳动力非农就业》,《劳动经济研究》第1期,第26-43页。
- 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,第107-115页。
- 尹志超、宋全云、吴雨、彭嫦燕 (2015),《金融知识、创业决策和创业动机》,《管理世界》第1期,第87-98页。
- 湛泳、徐乐 (2017),《“互联网+”下的包容性金融与家庭创业决策》,《财经研究》第9期,第62-75页。
- 张琳琬、吴卫星 (2016),《风险态度与居民财富——来自中国微观调查的新探究》,《金融研究》第4期,第115-127页。
- 张彤进、任碧云 (2016),《包容性金融发展与劳动收入份额的关系:来自中国的经验证据》,《南开经济研究》第3期,第90-105页。
- 赵羚雅、向运华 (2019),《互联网使用、社会资本与非农就业》,《软科学》第6期,第49-53页。
- 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,第76-90页。

- 周广肃、樊纲 (2018), 《互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证》, 《经济评论》第 5 期, 第 134 - 147 页。
- 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, 第 111 - 119 页。
- Ahlin, Christian & Neville Jiang (2008). Can Micro-credit Bring Development? *Journal of Development Economics*, 86 (1), 1 - 21.
- Altonji, Joseph, Todd Elder & Christopher Taber (2005). Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools. *Journal of Political Economy*, 113 (1), 151 - 184.
- Choi, Changkyu, Dong-Eun Rhee & Yonghyup Oh (2014). Information and Capital Flows Revisited: The Internet as a Determinant of Transactions in Financial Assets. *Economic Modelling*, 40, 191 - 198.
- Cnaan, Ram, M. S. Moodithaya & Femida Handy (2011). Financial Inclusion: Lessons from Rural South India. *Journal of Social Policy*, 41 (1), 183 - 205.
- DiMaggio, Paul & Bart Bonikowski (2008). Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of U. S. Workers. *American Sociological Review*, 73 (2), 227 - 250.
- Gao, Yang, Xiao Zhang, Jiao Lu, Lei Wu & Shijiu Yin (2017). Adoption Behavior of Green Control Techniques by Family Farms in China: Evidence from 676 Family Farms in Huang-huai-hai Plain. *Crop Protection*, 99, 76 - 84.
- Gao, Yanyan, Leizhen Zang & Jun Sun (2018). Does Computer Penetration Increase Farmers' Income? An Empirical Study from China. *Telecommunications Policy*, 42 (5), 345 - 360.
- Ghadim, Amir, David Pannell & Michael Burton (2005). Risk, Uncertainty, and Learning in Adoption of a Crop Innovation. *Agricultural Economics*, 33 (1), 1 - 9.
- Ivus, Olena & Matthew Boland (2015). The Employment and Wage Impact of Broadband Deployment in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 48 (5), 1803 - 1830.
- Jack, William & Tavneet Suri (2014). Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya's Mobile Money Revolution. *The American Economic Review*, 104 (1), 183 - 223.
- Nunn, Nathan & Leonard Wantchekon (2011). The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa. *The American Economic Review*, 101 (7), 3221 - 3252.

Oster, Emily (2014). Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Validation. *NBER Working Paper*, No. 19054.

Varian, Hal (2010). Computer Mediated Transactions. *The American Economic Review*, 100 (2), 1 – 10.

## **Diversified and High-quality Employment for Rural Residents Following Changes in Information Channels**

Zhang Shihu & Gu Haiying

(Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University)

**Abstract:** With the advent of the information era, this paper uses the micro data from the China Family Panel Studies (CFPS) to evaluate the impact of the Internet as a new information channel on promoting diversified and high-quality employment for rural residents. The paper finds that compared with traditional information channels such as newspapers and periodicals, the use of the Internet can significantly increase the probability of non-agricultural employment for rural residents. In addition, from the perspective of employment quality, this paper also finds that there is a significantly positive relationship between Internet use and rural residents' employment income and satisfaction after controlling for the type of employment. Mechanism analysis reveals that the popularity of the Internet effectively reverses the risk aversion that exists among rural residents and generates an endogenous awareness of the need for change, leading to endogenously driven diversification of employment. This endogenous employment choice has also resulted in higher quality employment. Therefore, in order to promote diversified and high-quality employment for rural residents, it is necessary to promote the wider use of information technologies in rural areas in the course of implementing the rural revitalization strategy.

**Keywords:** the Internet, risk attitude, diversified and high-quality employment, rural revitalization

**JEL Classification:** D81, O18, O33

(责任编辑: 西 贝)