

乡村宽带建设与农村劳动力迁移*

乔 雪¹ 袁璐璐² 罗楚亮³

摘要：为考察乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响，本文建立劳动力迁移模型并借助“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目的政策冲击，采用双重差分方法对2013年和2018年农村住户调查数据进行分析。研究发现：乡村宽带建设显著促进农村劳动力迁移，该作用在迁移成本较低、期望迁移工资较高的人群中更为明显；在迁移模式上，省内跨市迁移明显增加，人们更多地向省会迁移。影响机制分析发现：乡村宽带建设改变了农村劳动力的工作搜寻模式，缩短了他们的工作搜寻时间；在上网设施上，农村劳动力更多地使用手机来获取信息。本文研究结论表明，宽带建设通过放松地理距离对信息流动和获取的局限进一步促进了农村劳动力迁移。

关键词：乡村宽带建设 信息摩擦 农村劳动力 迁移

中图分类号：F323.6; F623 **文献标识码：**A

一、引言

随着数字中国的加快建设，以宽带互联网为代表的信息通信技术发展迅猛，不断与社会经济各个领域深度融合，在促进经济发展方式转变、扩大就业、推动科技创新等方面发挥着重要作用。根据中国互联网络信息中心（CNNIC）发布的第51次《中国互联网络发展状况统计报告》^①，截至2022年12月，中国网民规模达10.67亿，互联网普及率达75.6%。与此同时，得益于“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目等数字乡村战略的持续推进，农村地区信息化建设也取得巨大进展，先后开展的八批电信普遍服务试点项目，累计支持超过13万个行政村建设光纤网络以及7万个偏远地区建设4G基站^②，农村网民规模达3.08亿，农村地区互联网普及率达61.9%^③。宽带互联网在农村地区的

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“劳动力流动视角下健全城乡融合机制研究”（编号：21&ZD076）、国家自然科学基金面上项目“信息数字技术对中国劳动力迁移、城乡融合和宏观经济增长的影响”（编号：72073133）和国家自然科学基金面上项目“我国劳动力市场匹配效率及其经济效应”（编号：71973015）的资助。感谢匿名审稿人及施新政、陈硕和张勋的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：袁璐璐。

^①资料来源：《第51次〈中国互联网络发展状况统计报告〉》，<https://www.cnnic.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html>。

^②资料来源：《迭代跨越，通信赋能千行百业》，<http://finance.people.com.cn/n1/2022/1022/c1004-32549477.html>。

建设和延伸降低了信息摩擦，促进了城乡间信息流动，农村劳动力无须走出家门就可获取各类招工信息并可为自身产品联系和扩大销路，他们的就业决策和迁移模式有可能随之发生改变。

引导劳动力要素畅通流动是推进劳动力要素市场化配置改革、建设全国统一大市场的重要内容。中国农村劳动力数量庞大，农村劳动力迁移对于提高劳动力资源配置效率依然非常关键^①。农村劳动力迁移不仅能通过区域和部门之间的再配置来提高整体生产率，还会通过提高农民收入和促进农村消费来推动统一大市场的建设。当前，中国农村劳动力迁移规模依然较高，信息获取渠道的畅通以及信息准确性会通过影响个体迁移决策进一步对劳动力资源的优化配置产生重要影响。结合数字中国的大背景，农村宽带互联网建设很有可能通过促进信息流动、减少迁移流动障碍来对农村劳动力迁移产生重要影响，其影响机制和渠道值得研究。

劳动力迁移方面的主流理论模型主要有三种，即刘易斯二元结构模型（Lewis, 1954）、托达罗就业概率模型（Todaro, 1969）和 Roy 模型（Roy, 1951; Borjas, 1987）。刘易斯二元结构模型的主要观点是农业和工业两部门的劳动边际收益率差异会导致农村劳动力转移到城市工业部门，城市工业部门不断扩张吸纳流动劳动力，最终两部门劳动生产率相等。该模型不考虑失业，因此未能解释发展中国家大量农村劳动力转移和城市高失业率共存的现象。为解释该现象，托达罗模型引入城市失业率。在托达罗模型中，城市工业部门的预期收入是预期实际收入和城镇就业概率的乘积，同时农村劳动力转移数量被假定是城乡预期收入差异的增函数。该模型预测，随着城乡预期收入差距扩大，农村劳动力转移数量会越多，城市失业率也会越高。Roy 模型则引入了个体异质性来考虑个体的迁移决策问题。在该模型中，农村劳动力依据自己在不同部门的技能和预期收入来进行迁移决策，无论迁移与否，该决策都是个体的最优选择。与之前的劳动力迁移模型相比，Roy 模型有两点贡献：第一，由于个体在迁移决策上做优化，Roy 模型的政策含义强调应该减少劳动力迁移障碍，让个体自由选择，而不是简单鼓励劳动力外出或回流；第二，Roy 模型有助于纠正非随机样本带来的估计偏差问题。由于观测到的迁移人群存在自我选择效应，采用该样本估计得到的结果可能不具有代表性。因此，关于劳动力迁移和迁移回报的大量研究是基于 Roy 模型来构建理论和提出待检验假说的。到目前为止，Roy 模型已在劳动力迁移、国际移民和农业生产等领域得到了广泛应用（Borjas, 1987; Heckman and Honoré, 2007; Heckman and Vytlačil, 2007; Aguayo-Téllez and Martínez-Navarro, 2013; 盖庆恩等, 2022）^②。

^③资料来源：《第 51 次〈中国互联网络发展状况统计报告〉》，<https://www.cnnic.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html>。

^①资料来源：《2022 年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/lianbo/2023-04/28/content_5753682.htm。《2022 年农民工监测调查报告》指出，农民工总量继续增长，2022 年全国农民工总量 29562 万人，外出农民工 17190 万人，占比 58%。

^②其中，有影响力的文献有：Borjas（1987）首次把 Roy 模型中职业决策的自我选择应用到劳动力迁移领域，并对移民回报进行分析；Heckman and Honoré（1990）应用了 Roy 模型，并提出 Heckman correction procedure 统计方法来纠正非随机观测样本带来的估计偏差问题；Heckman and Vytlačil（2007）指出，Roy 模型可以替代 Imbens and Angrist（1994）提出的 LATE 框架。

农村劳动力迁移是中国农村劳动力非农就业的重要表现，也是农村居民收入提高的重要渠道。与农村劳动力迁移相关的研究大致可以分为三类。第一类研究分析农村劳动力迁移的影响因素（王湘红等，2012；王子成和赵忠，2013；汪三贵和王彩玲，2015）。其中，与本文最为接近的是关于基础设施的研究，这些研究发现公路、高铁建设和固定电话安装显著促进了农村劳动力迁移（汪三贵和王彩玲，2015；Lu et al., 2016；王赟赟和陈宪，2019）。第二类研究分析农村电商和数字经济对农村劳动力迁移的影响。例如：Qi et al. (2019) 运用宿迁市沭阳县 6 个村的入户调查数据进行分析，发现淘宝电子商务发展显著减少了农村劳动力迁移；邹月晴等（2023）发现家乡互联网平台发展会强化农村劳动力的返乡意愿，减少农村劳动力迁移。第三类研究分析农村劳动力迁移的外溢效应。例如：刘学军和赵耀辉（2009）分析农村劳动力迁移对城市劳动力市场的影响；王丽莉和乔雪（2020）分析农村劳动力迁移对城市规模和城市生产率的影响。

关于宽带建设如何影响农村劳动力决策的研究大多集中在就业、收入和福利等方面。一些研究发现，宽带建设推动了农村劳动力向非农行业流动（田鸽和张勋，2022），能够激励创业（王剑程等，2019），促进就业（齐秀琳和江求川，2023）。另一些研究发现，宽带建设能够促进居民收入和福利的增长（方福前和田鸽，2021），帮助农户脱贫（王进等，2023）。还有一些分析宽带互联网对居民工作搜寻行为、社交网络影响的研究也与本文主题相关。Kuhn and Mansour（2014）和 Gurtzgen et al.（2021）发现，宽带互联网访问增加了求职者的在线搜索和求职数量，提高了再就业率和再就业速度。此外，人们还可以通过宽带互联网随时随地与他人互动和交流，巩固现有社会关系网络，并拓宽潜在社会关系网络，增加个人社会资本（王进等，2023）。

综上，现有国内文献在农村劳动力迁移的影响因素方面做了大量工作，但未能从信息流动和信息获取角度分析农村劳动力个体的工作搜寻和迁移行为；国外文献虽然关注了互联网对微观个体工作搜寻的影响，但多从企业的互联网使用入手，对政府在网络信息基础设施建设的影响鲜有涉及。在 2013 年“宽带中国”政策的实施过程中，中国政府发现农村及偏远地区的宽带建设不足，电信企业不愿投资，农村宽带建设长期滞后于城镇地区，因此实施了“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目，提供了一个很好的外生政策冲击。基于此，本文结合理论模型和实证方法分析农村宽带互联网建设如何通过增加信息流动来影响农村劳动力迁移。具体而言，本文首先在 Roy 自选择迁移模型（Roy, 1951; Borjas, 1987）中引入信息摩擦来刻画宽带建设影响劳动力迁移的理论机制，然后借助“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目所带来的政策冲击，运用双重差分方法对 2013 年和 2018 年的农村住户调查数据进行分析。

与现有研究相比，本文研究的贡献可以总结为三个方面。第一，关于数字经济和农村劳动力迁移的已有研究多基于农村电商、互联网使用和数字经济发展指数等方面来分析，本文从针对农村的网络信息基础设施建设入手，结合国家政策的外生冲击，提供农村新基建对农村劳动力迁移影响的证据，对已有研究形成补充。第二，在影响渠道上，本文发现乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响主要通过促进手机使用和主动搜寻广告来实现。未来如能结合更多相关数据，就有可能对理解以手机为载体的微商或“自主直播”模式与借助第三方平台的电商直售模式之间的区别提供一些新思路。第三，在

迁移模式上，本文发现乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进更多地体现为向省会城市迁移而不是跨省迁移，揭示了中国劳动力迁移空间分布格局的新特征。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

作为新时期经济社会发展的战略性公共基础设施，宽带网络对于转变经济发展方式、促进信息消费、扩大就业、推动科技创新等都具有重要的推动作用。2013年8月，国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》，大力推进宽带基础设施普及与宽带网络优化升级^①。然而，在实施初期，电信企业更愿意投资东部地区或城镇地区，而不愿意投资中西部或农村地区，这主要是由于后者地域广阔、人口居住分散、经济发展水平较低，因而宽带建设和维护成本较高且投资回收期较长。在农村地区宽带建设长期滞后于城镇地区的背景下（荆林波等，2013），为加快推动农村地区的宽带建设发展，国家针对农村地区实施了“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目。

2014年6月，国家发展和改革委员会、财政部、工业和信息化部三部委联合组织实施“宽带乡村”试点工程，基本思路是在确定的试点省份各自选择20个县（区、旗），重点支持乡镇到行政村的光缆覆盖以及行政村内的固定接入网络建设、无线网络覆盖及配套设施等建设，力求到2015年实现试点县95%以上的行政村通光缆、农村宽带接入能力达到4兆、农村家庭宽带普及率达到30%。“宽带乡村”试点工程第一期试点省份包括四川和云南^②。2015年，湖北、湖南、重庆、贵州、甘肃和青海也先后启动“宽带乡村”建设。2015年12月，财政部、工业和信息化部组织开展电信普遍服务试点项目，致力于推动农村及偏远地区宽带建设发展，力求到2020年实现98%的行政村通宽带、农村宽带接入能力达到12兆及以上等目标。山西、江苏、黑龙江、重庆、贵州和甘肃六省份97个地市成为第一批试点地区，重点对其中10475个行政村进行光纤到村建设及光纤化升级改造。2016年至2021年，山西、广西、青海、甘肃和湖北等多个省份陆续开展六批电信普遍服务试点项目，极大地提高了农村网络覆盖率。例如，山西、青海和贵州等试点省份中，在项目实施前宽带网络接入率分别为79%（2014年）^③、11.7%（2015年）^④和63.3%（2012年）^⑤，到2021年都实现了全覆盖。“宽带乡村”

^①参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》（国发〔2013〕31号），https://www.gov.cn/zwggk/2013-08/17/content_2468348.htm。

^②资料来源：《网络强省 惠民兴川 努力让每个人都享受到互联网新生活》，<http://www.sc.gov.cn/10462/12771/2016/12/20/10408069.shtml>。在具体实施过程中，试点县的范围有所扩大，例如四川的“宽带乡村”建设覆盖了183个县。

^③资料来源：《山西信息通信业扎实推进网络扶贫 助力打赢脱贫攻坚战》，<https://tech.sina.com.cn/roll/2020-06-30/doc-iirczymk9650509.shtml>。

^④资料来源：《青海省巩固网络基础设施 推进数字乡村建设》，https://www.cnii.com.cn/mydb/202104/t20210415_269579.html。

^⑤资料来源：《贵州省通信管理局提出4年内电话宽带实现“村村通”》，https://www.miit.gov.cn/ztzl/liszt/qltjkdzg/gsd/gz/s/gzdt/art/2014/art_fb25d427bb9e45ef865ae0396537a5d7.html。

试点工程和电信普遍服务试点项目都以推动农村偏远地区宽带发展与普及为目标,分别要求 95%、98% 的行政村通宽带,对农村内部具有较强的普惠性。

(二) 个体迁移决策模型

劳动力迁移决策取决于迁出地(本地)和迁入地(异地)的预期收入差距、两地的地区便利及舒适度差距、迁移成本等因素。本文基于劳动力迁移的自选择 Roy 模型(Roy, 1951; Borjas, 1987),引入信息摩擦来构建个体迁移决策模型,从理论上探讨乡村宽带建设如何通过信息渠道来影响个体迁移决策、农村劳动力迁移规模及其作用机制^①。在模型中,宽带建设对个体的影响具体表现在两个方面。第一,互联网使用能够通过增加本地农村劳动力对异地工作信息的获取来影响劳动力迁移,即异地预期收入渠道,这是宽带互联网入乡的直接影响。在此之前,农村劳动力多依赖同乡社交网络等非正式途径来获得关于迁入地的劳动力市场信息,信息获取渠道相对有限,而乡村宽带建设拓宽了信息渠道。第二,互联网使用会增加本地信息的传递和扩散,因而异地居民有可能通过网络平台、直播、线下购买等方式增加进驻平台的本地商户销售收入,进而影响劳动力迁移,即本地预期收入渠道,这是宽带互联网入乡的间接影响。

本文用上标 i 代表个体;下标 o 代表迁出地;下标 c 代表潜在迁入地, $c = \{1, 2, \dots, C\}$;用 I_o^i 代表个体 i 在迁出地的收入; I_c^i 代表个体 i 在潜在迁入地的收入; w_c 代表迁入地的工资, w 的累积分布函数为 $F(w)$, 均值为 $E(w)$ 。对潜在迁入地的预期工资是个体迁移决策的一个重要影响因素。通常来说,农村劳动力对迁入地的信息了解并不充分,因此,本文假定存在信息摩擦 θ , 该信息摩擦导致农村劳动力对潜在迁入地的预期工资低于真实工资。本文用 $\pi(\theta)$ 代表农村劳动力对潜在迁入地工资预期的准确程度, $\pi(\theta) \in (0, 1)$;用 $\pi'(\theta)$ 代表信息摩擦对预期准确程度的边际影响。同时,假设 $\pi'(\theta) < 0$, 即当信息摩擦程度降低时,农村劳动力个体对迁入地的工资预期更接近真实工资^②。当农村劳动力个体考虑迁移时,两地的便利和舒适度差异以及迁移成本也是重要的影响因素,本文用 γ_o 和 γ_c 分别代表迁出地和迁入地的舒适便利程度,用 m_{oc} 代表从迁出地迁移至迁入地的迁移成本。这里, $\gamma_c - \gamma_o$ 为迁入地和迁出地在舒适便利程度上的差距。

^①托达罗模型和 Roy 模型的区别在于后者可以用来刻画异质性个体的迁移决策,共同之处在于本地和异地的预期收入差距扩大都会增加农村劳动力迁移规模。但采用哪类模型,都不会影响本文结论。在 Roy 模型中,异地预期收入增加会提高本地收入阈值,边际个体会从不迁移转为迁移,农村劳动力迁移规模增加;本地预期收入降低会对边际个体的收入产生影响,边际个体从高于收入阈值变为低于收入阈值,其决策就会从不迁移改为迁移,同样,农村劳动力迁移规模增加。

^②也可能存在预期工资高于真实工资的情况。在该情况下,信息摩擦的降低会使得预期工资更接近真实工资,这意味着需要假设 $\pi'(\theta) < 0$ 。如果 $\pi'(\theta) > 0$, 信息摩擦 θ 的下降就会降低迁移的本地收入阈值,意味着农村劳动力个体会更倾向于不迁移。数理上,这两种假设都存在可能性,本文根据后文的实证分析对此进行了取舍,选择 $\pi'(\theta) < 0$ 的假设。

农村劳动力个体的效用取决于迁出地收入和迁入地的舒适便利程度。假定不迁移，个体*i*的效用为： $U_o^i = I_o^i + \gamma_o$ 。假定个体*i*考虑迁移到地区*c*，他需要付出迁移成本 m_{oc} ，获得的预期工资为： $\pi(\theta) \int_0^{\bar{w}} w dF(w)$ 。结合迁入地*c*的便利舒适度，迁移带来的净效用为：

$$\pi(\theta) \int_0^{\bar{w}} w_c dF(w) + \gamma_c - m_{oc} = \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc} \quad (1)$$

农村劳动力个体考虑迁移决策时的目标函数是追求效用最大化，如果迁移的效用高于留在本地的效用，个体选择迁移，否则个体选择留在本地。基于平衡条件考虑，本文假定，当两地的净效用相同时，个体选择留在本地。个体*i*的迁移决策可以总结为：如果 $I_o^i + \gamma_o \geq \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc}$ ，个体选择不迁移，即留在本地；如果 $I_o^i + \gamma_o < \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc}$ ，个体选择迁移。

需要指出的是，虽然农村劳动力个体选择迁移，但其最优迁移地不一定是地区*c*。事实上，可能存在一系列地区使得个体*i*迁移带来的净效用高于留在本地的效用。在这种情况下，就需要考虑最优迁移地的决策。对于个体*i*来说，本文用 $\Omega(i)$ 代表这些地区的集合，用 $n(i)$ 代表净效用最大值对应的迁移地区，则有：

$$\Omega(i) = \{c : \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc} > I_o^i + \gamma_o\} \quad (2)$$

$$n(i) = \arg \max_c \{ \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc} \} \quad (3)$$

个体*i*的最优迁移决策 $m^i \in \{0, 1\}$ 可以表示为：

$$m^i = \begin{cases} 0 & , I_o^i \geq \bar{I} \\ 1 & , I_o^i < \bar{I} \end{cases} \quad (4)$$

(4) 式中， $m^i = 1$ 代表迁移， $m^i = 0$ 代表不迁移。迁移决策的本地收入阈值为： $\bar{I} = \pi(\theta) E(w) + (\gamma_c - \gamma_o) - m_{oc}$ 。该阈值把农村劳动力个体分为两类：一类为本地收入足够高的人群，另一类为本地收入不够高的人群。前者的本地收入等于或高于阈值 \bar{I} ，因此选择不迁移，即 $m^i = 0$ ；后者由于本地收入不够高，因此选择迁移，即 $m^i = 1$ 。进一步地，可以得出本地居民选择迁移的比例为： $P = \Pr(m^i = 1) = \Pr(I_o^i < \bar{I})$ 。

为协助后续实证分析，本部分从信息摩擦、迁移成本和地区差异三个角度来进行比较静态分析。

首先，伴随着宽带入乡，互联网的接入能够降低信息不对称程度，帮助农村劳动力个体获得更准确的信息。这在模型中体现为信息摩擦程度 θ 下降， π 上升。简单分析可得：当 $\theta_1 < \theta_0$ 时， $\bar{I}(\theta_1) > \bar{I}(\theta_0)$ ， $\Pr(I_o^i < \bar{I}(\theta_1)) > \Pr(I_o^i < \bar{I}(\theta_0))$ 。这意味着，本地收入处于区间 $[\bar{I}(\theta_0), \bar{I}(\theta_1)]$ 的个体会改变其迁移决策，由不迁移转为迁移。据此本文提出假说H1。

H1：随着宽带入乡，农村劳动力个体更倾向于迁移。

其次, 迁移成本会影响农村劳动力个体迁移决策。迁移成本不仅包含显性成本, 也包含心理负担等隐性成本。迁移显性成本或隐性成本上升, 在模型中都会反映为 m_{oc} 的上升。由前述分析可得, m_{oc} 上升会降低本地收入阈值。由于选择迁移的人群为低于该收入阈值的个体, 收入阈值的下降意味着迁移比例下降。这意味着, 当迁移成本增加时, 农村劳动力个体更倾向于不迁移。

最后, 宽带入乡对不同地区农村劳动力个体的影响有异质性。一方面, 信息摩擦降低使得个体增加对外地市场信息的获得, 这会通过增强异地吸引力来提高农村劳动力个体迁移概率。另一方面, 信息摩擦降低意味着本地信息可以扩散更远, 有可能增加本地就业机会和收入, 这会通过增强留在本地的吸引力来降低农村劳动力个体迁移概率。例如, 伴随着宽带入乡, 从事本地生产经营活动的个体可以通过视频直播和电商平台等手段来推广和营销, 就有可能提高自身收入。因此, 宽带对人群迁移决策的最终影响取决于这两种效应的幅度大小。对经济发展相对落后的地区而言, 从事自雇或经营活动的回报可能很低, 因此后者的影响幅度就小, 该地区农村劳动力个体就更有可能迁移。这意味着, 宽带入乡后, 经济发展落后地区的农村劳动力个体更倾向于迁移。

(三) 理论机制分析

乡村宽带建设可能会通过影响个体的空间信息获取、工作搜寻、心理成本、家乡就业机会等作用于农村劳动力迁移^①。

1. 空间信息获取。迁移决策通常被认为是个体对不同地点的经济机会充分知情并进行比较后做出的理性选择 (Greenwood, 1975)。然而, 在实践中, 搜集和获取信息需要付出成本 (时间和金钱等)。由于地理距离较远和信息传递不畅, 农村劳动力对潜在迁移目的地的工作信息了解相对有限, 这在一定程度上增加了迁移的成本和风险, 不利于迁移。随着信息通信技术的发展, 互联网的出现为搜集和获取信息提供了额外渠道。互联网作为重要的信息节点和信息平台, 放松了地理距离对信息搜集和获取的限制, 扩大了个体能获取到的空间信息集合, 对迁移起到促进作用 (Vilhelmson and Thulin, 2013)。Stevenson (2008) 更是指出互联网会强化人们的信息搜索活动, 使人们阅读更多的招聘信息、申请更多的工作, 并在寻找工作机会时在空间上变得更加延伸。所有这些都意味着宽带网络建设在农村地区的实施, 能够增加农村劳动力的互联网接入, 提高空间信息的质量和数量, 强化他们对潜在迁移目的地工作信息的了解, 进而促进迁移。在网络终端的使用上, 宽带网络建设在农村地区的实施体现为电脑、手机等设备的增加, 因为农村劳动力需要借助这些网络终端才能连接互联网和获取信息 (王剑程等, 2019)。据此本文提出假说 H2。

H2: 乡村宽带建设会通过促进农村劳动力网络终端使用来增加其空间信息获取, 进而促进迁移。

2. 工作搜寻。工作搜寻方式改变和工作搜寻时间缩短可能是乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的另一个重要机制。以往农村劳动力多依赖同乡等非正规搜寻方式来获取有限的用工信息, 劳动力市场

^①审稿人指出, 宽带建设还有可能通过影响农村土地流转作用于劳动力迁移决策, 而这一机制是农村劳动力迁移区别于其他劳动力迁移的特色之处。然而, 本文并未发现乡村宽带建设能够通过影响农村土地流转进而作用于农村劳动力迁移的有力证据。因篇幅限制, 未能在文中一一展示。感谢审稿人提出的建议。

信息传递不畅,不利于农村劳动力寻找其他地区的工作机会。宽带网络在农村地区的铺设和通达,极大地促进了城乡和地区间的信息流动,农村劳动力无须走出家门就可以获取各类用工信息。这种改变使得农村劳动力更多地采用正规搜寻方式寻找工作。同时,信息摩擦的降低和信息流动的通畅也会缩短农村劳动力的工作搜寻时间。据此,本文提出假说 H3。

H3: 乡村宽带建设会促使农村劳动力更多采用正规搜寻方式搜寻工作,并缩短农村劳动力工作搜寻时间,进而促进迁移。

3.心理成本。心理成本变动也会影响乡村宽带建设对农村劳动力迁移的作用。由于人们往往舍不得离开自己熟悉的周围环境、家人和朋友,迁入陌生环境时有可能会承受不适应和不确定等心理负担,即心理成本。对于深受“安土重迁”“落叶归根”文化传统熏陶的中国人尤其是农村人口而言,这种心理成本的影响更大。纪月清等(2009)指出,与家人离别的心理成本是中国农村劳动力迁移的主要成本。宽带网络在农村地区的建设与通达,使得迁移者可以借助手机电脑等通信工具与亲人语音聊天或视频通话,降低了这种心理成本。考虑到心理成本本身不可观测且难以直接度量,可通过家庭中是否有65岁及以上老人、是否有0~6岁儿童等家庭人口结构特征来间接检验这一机制。这是因为,相对于无65岁及以上老人或0~6岁儿童的家庭,家庭中有65岁及以上老人或0~6岁儿童的迁移者面临的心理成本更高,更不容易迁移。如果乡村宽带建设确实能够降低农村劳动力迁移的心理成本,那么对于那些面临更高心理成本的个体而言,乡村宽带建设带来的迁移促进效应理应更强。据此本文提出假说 H4。

H4: 乡村宽带建设会通过降低农村劳动力外出打工的心理成本进而促进迁移。

4.家乡就业机会。家乡就业机会也会影响乡村宽带建设对农村劳动力迁移的作用。一般而言,家乡经济发展水平越高,农村劳动力在本地工作(无论是他雇还是自雇)的机会就越多,相应地,迁移概率也就越低(宁光杰,2012;王子成和赵忠,2013;王剑程等,2019)^①。乡村宽带在农村地区的建设和延伸,给予农村劳动力通过网络平台销售本地产品的机会,可能会促进创业并创造更多工作机会进而降低迁移概率。据此本文提出假说 H5。

H5: 乡村宽带建设会通过促进农村劳动力本地创业并创造更多工作机会进而减少迁移。

三、数据、变量和模型

(一) 数据来源

本文数据主要源于以下三个方面。第一,实施乡村宽带建设的区县名录数据主要通过查阅地方政府官网和通信管理局网站等手动获取,搜集整理了2013年至2018年实施“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目的区县名单及具体实施年份。第二,农村劳动力数据来自中国居民收入分配课题

^①宁光杰(2012)发现,与四川相比,浙江农村劳动力跨省迁移和跨县迁移的概率更低,这是因为浙江本地的经济发展创造了更多的就业机会,降低了劳动者迁移的概率。王剑程等(2019)发现,宽带建设显著促进农村家庭从事批发零售领域的创业。

组（CHIP）于 2013 年和 2018 年所做的两轮农村住户调查^①。第三，样本可比性检验中采用的区县生产总值、二产增加值占比、三产增加值占比、区县面积、区县总人口、管辖乡镇数、固定电话用户数等变量的相关数据来自 2013 年《中国县域经济统计年鉴》，区县平均海拔和区县地形起伏度等变量的相关数据提取自 SRTM（shuttle radar topography mission）90 米高程模型。

本文对原始样本做以下预处理：首先，依据区县编码将上述三套数据进行匹配；随后，借鉴王子成和赵忠（2013）做法，将样本限定在 16~64 岁有劳动能力且从事工资性工作、经营性工作以及务农或者失业的农村户籍人口。

表 1 汇报了两期样本与实施乡村宽带建设的区县名单匹配后的样本分布状况。

表 1 两期样本分布状况

	区县数量		个体数量	
	处理组	控制组	处理组	控制组
CHIP2013	111	84	15703	8676
CHIP2018	123	69	14025	5908

（二）模型设定

为了估计乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响，本文采用双重差分模型（difference-in-differences, DID）估计。基准回归模型设定如下：

$$Migrate_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{ij} \times post_{jt} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_j + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

（5）式中，下标 i 、 j 、 t 分别表示个体、区县和年份， $Migrate_{ijt}$ 表示 t 年区县 j 的个体 i 是否迁移的二值变量。借鉴王子成和赵忠（2013）做法，若被调查者个体在本区县以外务工或经商三个月及以上，则 $Migrate_{ijt} = 1$ ，否则 $Migrate_{ijt} = 0$ 。 $treat_{ij}$ 为标记处理组的虚拟变量，表示个体 i 所在的区县 j 是否实施乡村宽带建设，若所在区县实施了乡村宽带建设，则取值为 1，样本进入处理组，否则取值为 0，样本进入控制组^②。 $post_{jt}$ 为标记处理年份的虚拟变量，将 2018 年设定为处理年份，取

^①采用 CHIP 调查数据主要是出于以下几点考虑。一是样本代表性强，数据来源可靠。CHIP 历次调查样本均来自国家统计局年度常规调查住户，是研究中国劳动力市场最常用的微观数据之一。二是调查内容丰富，有利于对相关干扰性因素进行控制。调查中受访者详尽地汇报了个体人口统计特征、家庭特征、社会经济活动、村庄和社区特征等信息。三是数据具有时空优势。在时间上，基期数据为 2013 年，这一时间点恰好处于首批实施“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目之前，可以观察到政策实施前农村劳动力个体的经济行为，可结合末期 2018 年数据进行双重差分估计；在空间上，两期数据均覆盖了北京、山西和辽宁等 14 个省份的多个区县，可根据农村住户所在区县编码与实施乡村宽带建设的区县名录进行匹配和跨期比较。需要说明的是，在稳健性分析部分，本文采用了 2007 年农村住户调查数据作为补充，目的在于观察政策实施前两期农村劳动力个体的经济行为。

^②需要指出的是，“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目是区县层面的政策，但各区县会进一步制定试点乡镇和行政村详表并实施项目，然而，从 CHIP 农村住户调查数据中无法确定村庄编码信息，因此本文以个体所在区县是否实施了乡村宽带建设来识别处理组和控制组。

值为1, 将2013年设定为基准年份, 取值为0。 X_{it} 表示影响劳动力迁移的控制变量, 涉及以下方面: ①个体特征, 包括性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、健康、外出务工经历; ②家庭特征, 包括家庭人口规模、有0~3岁子女、有4~15岁子女、有65岁及以上老人、人均耕地面积; ③村庄特征, 包括地貌(山地、丘陵等)、到市场中心距离等。 α_j 和 α_t 分别表示个体所在区县的固定效应和年份固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。

处理组和处理年的交互项($treat_{ij} \times post_{jt}$)的系数 α_1 表示乡村宽带建设对农村劳动力迁移的平均效应, 是本文所关注的核心参数。在具体估计过程中, 考虑到样本之间(特别是家庭之间、村庄之间与区县之间)可能存在一定程度的相关性, 本文采用区县层面聚类标准误, 以控制作用于地区层面的共同潜在影响。

为了识别乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的作用机制, 本文借鉴徐舒等(2020)的做法, 采用包含三次交互项的回归模型, 具体形式如下:

$$Migrate_{ijt} = \gamma + \gamma_0 treat_{ij} \times post_{jt} + \gamma_1 treat_{ij} \times post_{jt} \times Z_{it} + \gamma_2 treat_{ij} \times Z_{it} + \gamma_3 post_{jt} \times Z_{it} + \gamma_4 Z_{it} + \gamma_5 X_{it} + \gamma_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

与(5)式相比, (6)式中增加了机制变量 Z_{it} 以及处理组、处理年和机制变量的三次交互项($treat_{ij} \times post_{jt} \times Z_{it}$)。通过考察乡村宽带建设对劳动力迁移的影响是否与机制变量 Z_{it} 有关来识别潜在作用机制, 其中, 处理组、处理年和机制变量的三次交互项($treat_{ij} \times post_{jt} \times Z_{it}$)的系数 γ_1 是异质性分析所重点关注的参数。

(三) 变量定义

1.被解释变量: 劳动力迁移。对于劳动力迁移, 借鉴王子成和赵忠(2013)做法, 本文将在本县以外务工或经商三个月及以上的被调查个体视为迁移劳动力, 并赋值为1, 否则赋值为0。

2.核心解释变量: 乡村宽带建设政策。本文核心解释变量为乡村宽带建设政策, 即处理组和处理年的交互项, 当个体所在区县已经实施了乡村宽带建设, 则赋值为1, 否则赋值为0。

3.控制变量。借鉴既往文献做法(孙文凯等, 2011; 王子成和赵忠, 2013), 并结合数据特点, 本文引入以下控制变量。首先是个体特征变量, 包括: ①性别, 若被调查个体为男性, 赋值为1, 否则赋值为0; ②年龄, 等于调查年份减去被调查个体的出生年份(单位: 岁); ③婚姻状况, 若被调查个体已婚, 赋值为1, 否则为0; ④受教育年限(单位: 年); ⑤健康, 若被调查个体目前的健康状况为非常好或好, 赋值为1, 否则为0; ⑥外出务工经历, 若被调查个体在调查年份以前外出从业过, 赋值为1, 否则为0。其次是家庭特征变量, 包括: ①家庭人口规模, 采用家庭人口数来衡量(单位: 人); ②有0~3岁子女, 若家庭中有0~3岁子女, 赋值为1, 否则为0; ③有4~15岁子女, 若家庭中有4~15岁子女, 赋值为1, 否则为0; ④有65岁及以上老人, 若家庭中有65岁及以上老人, 赋值为1, 否则为0。最后是村庄特征变量, 包括: ①人均耕地面积, 为家庭土地总面积与家庭人口数之比(单位: 亩/人); ②山地丘陵地区, 若村庄所处地势为山地或丘陵, 赋值为1, 否则为0; ③到市场中心距离, 将五种距离(个体所在村到最近县城的距离, 到最近乡镇的距离, 到最近火车站、汽

车站或码头的距离，到最近邮局的距离和到最近集市的距离）标准化后简单加权平均得到的结果，取值范围为0~1，数值越大，表示到市场中心的距离越远。

4.机制变量。本文从空间信息获取、工作搜寻、心理成本、家乡就业机会四个方面考察乡村宽带建设促进农村劳动力迁移的作用渠道。在空间信息获取上，考虑到个体需要借助网络终端才能连接互联网和获取信息（王剑程等，2019），本文选取个体手机持有（家庭人均手机持有率）^①、电脑拥有（家庭是否拥有电脑）、手机入网（家庭是否有手机接入互联网）和电脑入网（家庭是否有电脑接入互联网）作为机制变量。在工作搜寻上，本文选取工作搜寻方式和工作搜寻时间作为机制变量。对于工作搜寻方式，本文借鉴孙妍和邢春冰（2021）的做法，把工作搜寻方式细分为非正规搜寻与正规搜寻，其中非正规搜寻包括家人联系和亲戚朋友介绍，正规搜寻包括商业职介、广告搜寻和雇主招工。对于工作搜寻时间，本文以找工作的天数来衡量，并取对数^②。在心理成本上，考虑到心理成本本身不可观测且难以直接度量，本文试图采用家庭中是否有65岁及以上老人、是否有0~6岁儿童等家庭人口结构特征来间接检验这一机制。在家乡就业机会上，本文选取不同创业类型作为机制变量，并将创业类型细分为个体自营、创建微型企业和创建大中小型企业三种形式（均为本县内创业）。

（四）变量描述性统计

表2给出了各主要变量的描述性统计结果。为说明劳动力迁移流向的变动情况，本文结合被调查者个体工作所在地信息，将迁移分为跨省迁移和省内迁移，并将省内迁移进一步区分为省内跨市迁移和市内跨县迁移。从整体来看，实施乡村宽带建设区县的农村劳动力迁移比例为22.6%，比未实施乡村宽带建设区县高7.2个百分点，且差异在1%的统计水平上显著。这与乡村宽带建设重点支持中西部省份、贫困地区、革命老区、偏远行政村、重点边疆和海岛的目标倾向有关^③。这些地区经济发展水平相对落后，农村劳动力迁移的概率也较高。从迁移流向来看，实施乡村宽带建设区县的农村劳动力跨省迁移的比例明显更高，约高出未实施乡村宽带建设区县8个百分点。相反，实施乡村宽带建设区县的农村劳动力省内迁移的比例较低，约低于未实施乡村宽带建设区县0.8个百分点。本文进一步将省内迁移拆分为省内跨市迁移和市内跨县迁移，可以看到：处理组的省内迁移更多地体现为省内跨市迁移，而非市内跨县迁移，前者约为后者的2倍；控制组的省内迁移则在省内跨市迁移和市内跨县迁移上相对均匀，二者之比接近1:1。对比处理组和控制组可以发现，前者农村劳动力省内跨市迁移的

^①由于CHIP住户调查数据只汇报了家庭整体的手机持有情况，本文采用家庭人均手机持有率反映家庭中单个个体的手机持有情况。

^②CHIP2018农村住户调查询问了受访者在过去一年是否找过工作和找工作具体天数信息。但CHIP2013农村住户调查并没有询问受访者在过去一年是否找工作以及找工作具体天数的信息。因此，关于乡村宽带建设对农村劳动力工作搜寻时间影响的分析是基于CHIP2018农村住户调查数据开展的截面维度分析。

^③资料来源：《两部门开展专项行动 深入推进提速降费 促进实体经济发展》，http://www.caict.ac.cn/xwdt/hyxw/201804/t20180426_157262.htm。

比例明显较高，而市内跨县迁移的比例较低。在乡村宽带建设重点支持的地区，由于当地经济发展水平相对有限，农村劳动力更多地选择跨市迁移和跨省迁移等长距离迁移。

表2 主要变量描述性统计

变量	处理组		控制组		处理组与控制组的 均值差值
	均值	标准差	均值	标准差	
劳动力迁移	0.226	0.419	0.154	0.361	0.072***
跨省迁移	0.135	0.342	0.055	0.228	0.080***
省内迁移	0.092	0.288	0.100	0.299	-0.008***
省内跨市	0.062	0.241	0.051	0.220	0.011***
市内跨县	0.030	0.170	0.049	0.215	-0.019***
性别	0.521	0.500	0.517	0.500	0.004
年龄	41.249	13.817	40.510	13.800	0.739***
婚姻状况	0.762	0.426	0.767	0.423	-0.004
受教育年限	7.970	3.371	8.332	3.415	-0.362***
健康	0.222	0.415	0.259	0.438	-0.037***
外出务工经历	0.351	0.477	0.261	0.439	0.090***
家庭人口规模	4.214	1.454	4.285	1.413	-0.071***
有0~3岁子女	0.105	0.306	0.118	0.323	-0.014***
有4~15岁子女	0.408	0.491	0.406	0.491	0.001
有65岁及以上老人	0.219	0.414	0.196	0.397	0.023***
人均耕地面积	4.110	41.10	1.822	3.993	2.288***
山地丘陵地区	0.641	0.480	0.445	0.497	0.196***
到市场中心距离	0.098	0.071	0.085	0.069	0.012***
手机持有	0.829	0.496	0.778	0.442	0.051***
电脑拥有	0.251	0.433	0.370	0.483	-0.119***
手机入网	0.519	0.500	0.492	0.500	0.027***
电脑入网	0.186	0.389	0.290	0.454	-0.104***
非正规搜寻	0.877	0.328	0.864	0.343	0.013***
商业职介	0.008	0.089	0.011	0.105	-0.003***
广告搜寻	0.013	0.111	0.013	0.113	0.000
雇主招工	0.102	0.303	0.112	0.316	-0.010***
工作搜寻时间	0.582	1.112	0.608	1.109	-0.026
无65岁及以上老人且无0~6岁儿童	0.602	0.489	0.610	0.488	-0.008*
无65岁及以上老人但有0~6岁儿童	0.179	0.383	0.194	0.395	-0.015***
有65岁及以上老人但无0~6岁儿童	0.179	0.383	0.156	0.363	0.023***
有65岁及以上老人且有0~6岁儿童	0.040	0.197	0.040	0.197	0.000
个体自营	0.031	0.173	0.033	0.178	-0.002
微型企业	0.035	0.184	0.035	0.185	-0.000

表2 (续)

大中小型企业	0.003	0.058	0.004	0.060	-0.000
样本量	29728		14584		

注: ***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平, 根据处理组和控制组均值差值的 t 统计量来确定。

除迁移模式外, 实施乡村宽带建设的区县与未实施的区县在农村劳动力的个体特征、家庭特征和村庄特征等方面均存在显著差异, 意味着在后续回归分析中需要控制这些特征。在个体特征上, 实施乡村宽带建设区县的农村劳动力年龄较大, 受教育年限较短, 身体健康状况较差; 在家庭特征上, 实施乡村宽带建设区县的农村劳动力家庭中有 65 岁及以上老人的比例较高, 人均耕地面积较大; 在村庄特征上, 实施乡村宽带建设区县的农村劳动力居住在山地丘陵地区的比例较高, 到市场中心距离较远。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表 3 是基于 (5) 式模型估计的乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响, 所有回归都控制了区县固定效应和年份固定效应。表 3 (1) 列只控制了区县固定效应和年份固定效应, 结果显示交互项在 10% 的水平上显著, 系数为 0.030。这表明, 实施乡村宽带建设后, 农村劳动力迁移的概率平均提高了 3.0%, 验证了假说 H1。表 3 (2) 列加入了影响农村劳动力迁移的个体特征变量, 包括性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、健康和外出务工经历等, 可以看到交互项在 5% 的水平上显著, 系数估计值与 (1) 列相同。表 3 (3) 列进一步控制影响农村劳动力迁移的家庭特征变量和村庄特征变量, 包括家庭人口规模、家庭人口结构、人均耕地面积、山地丘陵地区、到市场中心距离等, 可以看到交互项仍然显著, 表明乡村宽带建设确实显著促进了农村劳动力迁移。

表 3 乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响

变量	劳动力迁移					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
处理组×处理年	0.030*	0.015	0.030**	0.014	0.029**	0.014
性别			0.040***	0.004	0.041***	0.004
年龄			0.005***	0.001	0.006***	0.001
年龄平方项/100			-0.011***	0.001	-0.011***	0.001
婚姻状况			-0.067***	0.007	-0.070***	0.007
受教育年限			-0.006***	0.002	-0.005***	0.002
受教育年限平方项/10			0.004***	0.001	0.004***	0.001
健康			0.022***	0.005	0.021***	0.005
外出务工经历			0.461***	0.012	0.459***	0.012
家庭人口规模					0.015***	0.002

表3 (续)

有0~3岁子女			-0.020***	0.006
有4~15岁子女			-0.022***	0.005
有65岁及以上老人			0.008	0.006
人均耕地面积			-0.000***	0.000
山地丘陵地区			0.015*	0.008
到市场中心距离			0.068*	0.035
样本量	44310	44310	44310	
R ²	0.081	0.413	0.415	

注：①所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；②标准误为区县层面的聚类标准误；③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势假设检验。DID估计的潜在识别假设是，在实施乡村宽带建设前处理组和控制组之间应遵循相同的变动趋势。如果处理组个体在实施乡村宽带建设之前便存在较明显的迁移趋势，并且这一趋势不随政策实施而发生改变，那么2018年和2013年两期个体迁移的变动差异可能主要是由处理组和控制组前定差异所决定的。为检验这一假设，本文将CHIP2007年农村住户调查数据作为参照，将处理组与各个调查年份的虚拟变量相乘（剔除实施前一年以避免多重共线性）。表4（1）列结果显示，在实施乡村宽带建设前的2007年，交互项并不显著，处理组个体和控制组个体的迁移概率与2013年相比并没有显著差异，验证了实施乡村宽带建设前平行趋势的存在。而在实施乡村宽带建设后的2018年，交互项在5%的水平上显著且系数为正，处理组个体迁移相较控制组有明显增加，表明实施乡村宽带建设显著促进了农村劳动力迁移。

2. 安慰剂检验。为排除遗漏变量以及非观测因素等问题带来的干扰，本文参考Lu et al. (2016)的处理思路，采用随机设定处理组的方式进行安慰剂检验。具体而言，本文从全部区县中随机选择88个区县（这也是两期调查均存在的区县中接受处理的区县个数）作为乡村宽带建设项目实施区县，随后为每一个乡村宽带建设项目实施区县随机抽取2013—2018年中的某一个年份作为乡村宽带建设项目实施年份，并将其所覆盖样本个体设定为伪处理组，将剩余区县样本个体设定为控制组。由于伪处理组随机产生，交互项不会对农村劳动力迁移产生显著影响，其估计系数应该为0。换言之，在不存在显著的遗漏变量偏误时，安慰剂检验得到的交互项估计系数不会显著异于0。本文重复500次上述随机过程，并在图1中汇报了随机生成处理组的估计系数分布情况。可以发现，回归系数均值为-0.0007，非常接近于零，且不显著，与交互项的基准回归结果0.029相比，相差2个量级。这说明，遗漏的相关因素几乎不会对估计结果产生影响，基准回归结果是稳健的。

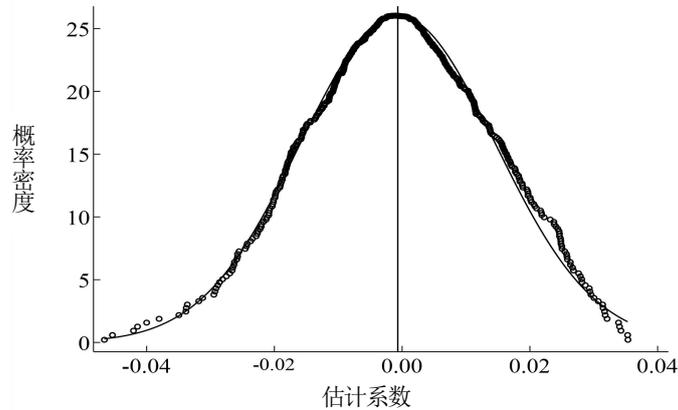


图1 安慰剂检验

3. 动态 DID 模型估计。考虑到乡村宽带建设的实施在不同年份都有发生，本文采用渐进双重差分模型 (staggered DID) 重新进行估计，表达式如下：

$$Migrate_{ijt} = \beta_0 + \sum_{s=-2}^{s=2} \beta_{2s} treat_{i,s} + \beta_3 X_{it} + \beta_j + \beta_t + \xi_{ijt} \quad (7)$$

(7) 式加入处理前后各 2 年的逐年虚拟变量，并以期初年份为基准年份， s 为实施乡村宽带建设的相对年份，等于调查年份与处理年份的差值。

表 4 (2) 列结果显示，在乡村宽带建设实施前，处理组个体和控制组个体的迁移概率与基期相比并无显著差异。在乡村宽带建设实施当年，二者差异在统计上仍不显著；而在乡村宽带建设实施后一年，处理组个体迁移概率相较对照组有明显提高；在乡村宽带建设实施两年后，其迁移促进效应有所减弱，但仍显著为正。考虑到政策实施的处理效应可能在不同个体间存在差异，同时处理效应也可能随时间发生变化 (Goodman-Bacon, 2021)，为减缓可能存在的估计偏误，本文采用 Sun and Abraham (2021) 提出的“交互加权估计”和 Cengiz et al. (2019) 提出的堆叠 DID 进行稳健性检验，估计结果分别见表 4 (3) 列和 (4) 列。可以发现，与 (2) 列结果一致：在乡村宽带建设实施前及实施当年，处理组个体和控制组个体的迁移概率与基期相比并无显著差异；而在乡村宽带建设实施后一年，处理组个体迁移概率相较对照组有明显提高；在乡村宽带建设实施两年后，其迁移促进效应有所减弱，但仍显著为正。

表 4 稳健性检验

变量	劳动力迁移			
	平行趋势检验	渐进 DID 估计	交互加权估计	堆叠 DID 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)
处理组×2007 年	0.023 (0.028)			
处理组×2018 年	0.029** (0.014)			

表 4 (续)

乡村宽带建设前一年		0.028 (0.020)	0.004 (0.014)	0.027 (0.032)
乡村宽带建设当年		0.022 (0.017)	0.022 (0.015)	0.024 (0.022)
乡村宽带建设后一年		0.053*** (0.017)	0.053*** (0.010)	0.054** (.023)
乡村宽带建设后两年		0.024** (0.011)	0.020*** (0.007)	0.026* (0.013)
样本量	66340	44310	44310	102417
R ²	0.504	0.416	0.416	0.399

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

4.其他稳健性检验。中国农村自 2014 年开始推进实施精准扶贫，与乡村宽带建设时期重合。鼓励农村劳动力外出打工是农村地区的重要扶贫政策之一（徐舒等，2020）。为减轻同期实施的“精准扶贫”政策可能带来的干扰，本文借鉴王立勇和许明（2019）的做法，选择家庭是否获得政策补助和人均政策补助金额来衡量是否是精准扶贫政策对象以及扶贫力度^①，并将其纳入回归模型，估计结果如表 5（1）列所示。考虑到农村贫困地区积极推动当地村民通过外出务工脱贫可能也会对估计产生影响，为缓解政策重叠可能的干扰，本文在表 5（2）列给出了剔除原贫困县样本后的估计结果。从表 5 中可以看到，交互项在 10%的水平上显著且系数为正，系数与表 3 的基准回归结果较为接近，表明实施乡村宽带建设对农村劳动力的迁移促进效应非常稳健。

本文对乡村宽带建设的政策效果估计是基于两期农村住户调查，其间部分调查区县有所变化。为保持估计范围（区县）的一致性，表 5（3）列删除了 2018 年新进入和退出的区县样本，仅保留前后两期均存在的区县样本重新进行估计。交互项系数 0.029 与基准回归结果在数值上非常接近，表明样本区县的新进入和退出问题并不严重^②，不会对估计结果产生明显影响。

考虑到外出务工或经商 6 个月以上也是比较常用的农民工界定标准（王湘红等，2012），本文以调查者个体在本县以外务工或经商 6 个月及以上为标准重新界定迁移，估计结果见表 5（4）列。同时，出于完整性考虑，本文还给出了仅以务工或经商地点是否在本县以外来界定迁移的估计结果，见表 5（5）

^①中国居民收入分配课题组（CHIP）住户调查数据中的政府补助包括最低生活保障费、救济金、退耕还林还草补贴、粮食直接补贴、政策性生活补贴等，这些与财政专项资金的支出范围存在较大重合。在全国范围内推行“精准扶贫”政策后，政府补助主要来自于财政专项扶贫资金（王立勇和许明，2019）。因此，本文选择家庭是否接受政策补助和人均政策补助金额来衡量是否是精准扶贫政策对象以及扶贫力度是可行的。

^②两轮调查中，2018 年退出区县的农村劳动力样本为 4706，新进入区县的农村劳动力样本为 5682，两期存在区县的农村劳动力样本为 33924，样本保有率为 86.72%。

列。无论以何种方式度量迁移，交互项系数均显著为正，表明前文基准回归结果具有较好的稳健性。

表 5 稳健性检验II

变量	劳动力迁移				
	排除精准扶贫	剔除原贫困县 样本	相同区县	县外务工或 经商 6 个月以上	县外务工或 经商
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组×处理年	0.028** (0.014)	0.034* (0.018)	0.029** (0.014)	0.027* (0.015)	0.031** (0.016)
样本量	44309	30213	33924	44310	44310
R ²	0.417	0.412	0.418	0.399	0.414

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

5.样本可比性检验。为削弱样本不可比的干扰，本文采用以下两种方法进行检验。一是借鉴 Lu et al. (2016) 的做法，在控制区县固定效应和年份固定效应基础上，进一步加入 2013 年（事前）区县特征的一阶趋势项、二阶趋势项和三阶趋势项，即允许前定的区县特征存在不同类型的变动趋势。对于区县特征变量，本文在参考唐跃桓等（2020）做法的基础上，查阅多个省份的宽带乡村和电信普遍服务试点申报指南，最终选取两类可能潜在影响乡村宽带建设区县试点评定和农村地区经济发展的初始特征变量：一类是反映区县经济发展情况的变量，包括区县生产总值、二产增加值占比、三产增加值占比、区县面积、区县总人口、管辖乡镇数等；另一类是与当地信息化发展情况密切相关的变量，包括本地固定电话用户数、区县平均海拔、区县地形起伏度等。由表 6 前 3 列可知，在允许前定区县特征存在不同趋势效应的情况下，交互项系数仍显著为正。二是借鉴 Caliendo and Kopeinig（2008）的做法，本文在匹配乡村宽带建设区县和非乡村宽带建设区县基础上重新进行双重差分估计，匹配变量同样采用 2013 年（事前）区县特征。由表 6 后 4 列可知，交互项系数均显著为正，乡村宽带建设区县农村劳动力迁移概率平均提高 0.026~0.042，与基准结果 0.029 相差不大，表明乡村宽带建设带来的迁移促进效应是稳健的。

表 6 样本可比性检验

变量	农村劳动力迁移						
	加入区县特征趋势			PSM-DID			
	一阶趋势项	二阶趋势项	三阶趋势项	核密度匹配 (带宽为0.09)	核密度匹配 (带宽为0.06)	核密度匹配 (带宽为0.03)	核密度匹配 (带宽为0.01)
处理组×处理年	0.037*** (0.012)	0.040*** (0.013)	0.034** (0.014)	0.028** (0.014)	0.028* (0.014)	0.026* (0.015)	0.042** (0.016)
样本量	43727	43727	43727	42841	42170	36979	29401
R ²	0.416	0.417	0.417	0.415	0.415	0.411	0.410

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、进一步分析

（一）异质性分析

上文分析表明，乡村宽带建设有助于促进农村劳动力迁移。然而，这种迁移促进效应可能并不能惠及所有的农村劳动力。这是因为，宽带互联网作为一种技能偏向性技术进步，其影响效应的发挥不仅与宽带互联网接入机会相关，也与个体互联网运用能力差异联系密切（邱泽奇等，2016）。随着乡村宽带建设的推进，宽带互联网接入鸿沟趋向填平，个体互联网运用能力差异逐渐凸显，并直接影响农村劳动力的信息获取和机会把握，进而影响迁移。一般而言，农村男性群体的互联网运用能力要明显高于女性（孙颖和周如美，2022），中青年群体和高学历群体运用互联网的能力也更强（陈昕等，2023）。此外，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进效应还受到个体迁移成本和迁出地特征的影响。在家庭抚养和赡养需求较高，或者家乡经济发展水平较高时，个体有更强的动机留在家乡，对乡村宽带建设所带来的信息红利也更不敏感。鉴于此，本部分区分农村劳动力的性别、年龄和受教育程度等个体特征，以及家庭人口结构特征和迁出地特征分别进行估计。表7报告了分样本回归的估计结果。

从个体特征来看，在性别上，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进作用主要集中在男性群体，对女性的影响并不明显。农村男性对乡村宽带建设的反应更为敏感，这可能与农村男性互联网运用能力更强有关。在年龄上，年老一代农村劳动力使用宽带网络的能力相对有限，受乡村宽带建设的影响也较小，乡村宽带建设主要促进16~45岁农村劳动力迁移，对45岁以上农村劳动力迁移的影响并不显著。在受教育程度上，乡村宽带建设对完成初中教育和高中以上教育的劳动力迁移的影响最为突出，对受教育程度在小学及以下的劳动力迁移的影响并不明显。这可能是因为受教育程度较高的劳动力使用互联网搜集信息和处理信息的能力较强，也较容易了解到城市工作机会信息，同时劳动力自身人力资本水平的提高也有助于其在劳动力市场上获得较多的就业机会，进而促进迁移。

从家庭人口特征来看，对于家庭中无0~3岁小孩且无65岁及以上老人的农村劳动力，乡村宽带建设对其迁移具有显著的促进作用，这可能是因为这一群体没有照料幼儿和老人的压力。对于家庭中有4~15岁小孩且无65岁及以上老人的农村劳动力，乡村宽带建设也显著促进了他们迁移。

从地区特征来看，乡村宽带建设显著促进了高海拔地区的农村劳动力迁移，对低海拔地区农村劳动力迁移的影响并不明显。这可能是因为：高海拔地区经济发展水平有限，对乡村宽带建设所带来的信息红利更为敏感。区分经济发展水平^①的结果也有类似的发现，乡村宽带建设显著促进了经济发展水平落后地区的农村劳动力迁移，生活在这些地区的个体留在家乡的动机较弱，对乡村宽带建设所带来的信息红利也较为敏感。

^①遵循文献传统，本文采用区县层面的人均地区生产总值来衡量地区经济发展水平。

回归样本	处理组×处理年的回归系数	标准误	样本量	R ²
A: 区分个体特征				
男性	0.043**	0.018	23015	0.415
女性	0.014	0.013	21291	0.390
≤30岁	0.048**	0.020	12909	0.469
31~45岁	0.047**	0.022	11912	0.439
≥46岁	0.010	0.012	19479	0.287
受教育年限0~3年	-0.008	0.020	3776	0.381
受教育年限4~6年	-0.004	0.019	9299	0.376
受教育年限7~9年	0.037*	0.020	21186	0.428
受教育年限10年及以上	0.045**	0.021	10018	0.451
B: 区分家庭人口结构特征				
无0~3岁小孩且无65岁及以上老人	0.033**	0.015	30906	0.416
无4~15岁小孩且无65岁及以上老人	0.023	0.018	21128	0.421
有0~3岁小孩但无65岁及以上老人	0.030	0.040	4026	0.414
有4~15岁小孩但无65岁及以上老人	0.053***	0.020	13805	0.414
无0~3岁小孩但有65岁及以上老人	0.006	0.025	8570	0.465
无4~15岁小孩但有65岁及以上老人	0.013	0.027	5130	0.461
有0~3岁小孩且有65岁及以上老人	-0.103	0.064	801	0.467
有4~15岁小孩且有65岁及以上老人	-0.007	0.037	4235	0.484
C: 区分地区特征				
高海拔	0.052***	0.018	22020	0.425
低海拔	0.005	0.022	22290	0.408
经济发展水平高	0.022	0.018	22253	0.378
经济发展水平低	0.040*	0.023	22057	0.436

注：①所有回归均控制了控制变量、区县固定效应和年份固定效应，控制变量同表3，估计结果略；②标准误为区县层面的聚类标准误；③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

（二）机制探讨

本部分将进一步考察乡村宽带建设促进农村劳动力迁移的作用渠道，具体从空间信息获取、工作搜寻、心理成本、家乡就业机会四个方面展开分析。本文基于（5）式模型将被解释变量分别替换为手机持有、电脑拥有、手机入网和电脑入网，估计乡村宽带建设对农村劳动力空间信息获取的影响，估计结果表8（1）列、（2）列、（6）列和（7）列所示。由（1）列和（2）列可知，乡村宽带建设使得农村家庭人均手机持有率显著上升，但对电脑拥有的影响并不明显，这可能与电脑使用门槛较高有关。相反，手机使用难度较小，因而在农村居民中应用更为普遍。由（6）列和（7）列可知，乡村宽带建设使得农村劳动力手机入网概率显著提高，但对电脑入网的影响并不明显，表明乡村宽带建设主要促进更多的农村劳动力通过手机接入互联网。（3）~（5）列和（8）~（10）列报告了三次交互项

的估计结果。由（3）～（5）列可知，处理组×处理年×手机持有的三次交互项均显著且系数为正，表明乡村宽带建设对人均手机持有率更高家庭迁移影响更大。由（8）～（10）列可知，处理组×处理年×手机入网的三次交互项均显著且系数为正，表明乡村宽带建设对手机入网家庭迁移影响更大。而处理组×处理年×电脑拥有的三次交互项以及处理组×处理年×电脑入网的三次交互项均不显著。上述结果验证了假说H2。本文发现，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进作用主要通过手机上网和使用体现，这可能是由于手机使用难度较小。

表 8 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制：空间信息获取

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	手机持有	电脑拥有	劳动力迁移	劳动力迁移	劳动力迁移
处理组×处理年	0.083*** (0.023)	-0.035 (0.032)	0.026* (0.014)	0.021 (0.015)	0.016 (0.015)
处理组×处理年×手机持有			0.092** (0.040)		0.092** (0.039)
处理组×处理年×电脑拥有				0.021 (0.018)	0.029 (0.018)
样本量	44310	44310	44310	44310	44310
R ²	0.243	0.219	0.427	0.417	0.429
变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	手机入网	电脑入网	劳动力迁移	劳动力迁移	劳动力迁移
处理组×处理年	0.326*** (0.024)	0.036 (0.023)	-0.026 (0.030)	-0.007 (0.023)	-0.035 (0.031)
处理组×处理年×手机入网			0.041* (0.024)		0.044* (0.025)
处理组×处理年×电脑入网				0.012 (0.020)	0.006 (0.021)
样本量	43481	43481	43476	43479	43473
R ²	0.440	0.229	0.424	0.423	0.429

注：①控制变量同表3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表 9 给出了检验乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的工作搜寻机制的估计结果。由（1）～（3）列可以看到，乡村宽带建设使得农村劳动力更多地通过广告搜寻手段来寻找工作，对商业职介和雇主招工的作用则不明显。（4）列报告了三次交互项的估计结果，处理组×处理年×商业职介的三次交互项、处理组×处理年×广告搜寻的三次交互项以及处理组×处理年×雇主招工的三次交互项均显著，且系数为正，表明对于通过商业职介、浏览广告信息和雇主招工获得工作的农村劳动力，乡村宽带建设对其迁移影响更大。（5）～（8）列显示了乡村宽带建设对农村劳动力工作搜寻时间的影响。由于

只有CHIP2018调查了工作搜寻信息，这里是截面维度的分析。由（5）列可知，乡村宽带建设确实缩短了农村劳动力的工作搜寻时间。进一步对本地就业者和迁移者进行区分，由（6）列和（7）列可以发现，乡村宽带建设既缩短了本地就业者的工作搜寻时间，也显著缩短了迁移者的工作搜寻时间。（8）列估计结果也肯定了这一结论。上述结果验证了假说H3。本文发现，乡村宽带建设促进农村劳动力更多使用广告搜寻这一正规搜寻手段来寻找工作，同时使他们的工作搜寻时间也明显缩短。这可能是因为，乡村宽带建设提高了农村地区宽带网络的发展水平，使得广大农村劳动力能够更便捷地共享异地企业在电视、手机和电脑等设备上投放的广告，增强他们对异地劳动力市场的了解，缩短他们的工作搜寻时间，进而促进迁移。

表9 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制：工作搜寻

变量	(1) 商业职介	(2) 广告搜寻	(3) 雇主招工	(4) 劳动力 迁移	(5) 搜寻时间	(6) 本地就业者 搜寻时间	(7) 迁移者 搜寻时间	(8) 工作搜 寻时间
处理组×处理年	0.094 (0.350)	0.772* (0.421)	-0.283 (0.216)	-0.014 (0.032)				
处理组×处理年× 商业职介				0.148** (0.073)				
处理组×处理年× 广告搜寻				0.113* (0.068)				
处理组×处理年× 雇主招工				0.102*** (0.026)				
处理组					-1.659*** (0.066)	-1.926*** (0.209)	-1.322*** (0.074)	-1.695*** (0.096)
处理组×迁移者								0.083 (0.131)
样本量	24761	24761	24761	24758	1931	827	1104	1931
Log pseudo likelihood	-11986.51	-11986.51	-11986.51					
R ²				0.458	0.383	0.488	0.415	0.383

注：①控制变量同表3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表10给出了检验乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的心理成本机制的估计结果。由（1）～（4）列给出的分样本估计结果可知，与预期不同，对于家庭中有65岁及以上老人、有0～6岁儿童的农村劳动力，实施乡村宽带建设对其迁移的促进作用并不显著。相反，对于那些家庭中既无老人又无0～6岁儿童的农村劳动力，乡村宽带建设对其迁移的促进作用更为突出。（5）列报告了三次交互项的估计结果。可以看到，处理组×处理年×无65岁及以上老人但有0～6岁儿童的三次交互项不显著，处理组×

处理年×有 65 岁及以上老人且有 0~6 岁儿童的三次交互项均也不显著。处理组×处理年×有 65 岁及以上老人但无 0~6 岁儿童的三次交互项显著,且系数为负。这意味着,乡村宽带建设对家中有老人或 0~6 岁儿童的农村劳动力迁移的促进作用并不明显。换言之,假说 H4 未得到证实,本文并未发现乡村宽带建设能够通过缓解农村劳动力迁移的心理成本来促进迁移的有力证据。

表 10 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制:心理成本

变量	劳动力迁移				
	无 65 岁及以上老人且无 0~6 岁儿童的农村劳动力	无 65 岁及以上老人但有 0~6 岁儿童的农村劳动力	有 65 岁及以上老人但无 0~6 岁儿童的农村劳动力	有 65 岁及以上老人且有 0~6 岁儿童的农村劳动力	全体农村劳动力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组×处理年	0.033** (0.015)	0.042 (0.029)	-0.000 (0.026)	-0.009 (0.042)	0.039*** (0.015)
处理组×处理年× 无 65 岁及以上老人 但有 0~6 岁儿童					-0.025 (0.021)
处理组×处理年× 有 65 岁及以上老人 但无 0~6 岁儿童					-0.045* (0.026)
处理组×处理年× 有 65 岁及以上老人 且有 0~6 岁儿童					-0.013 (0.038)
样本量	26797	8135	7583	1787	44310
R ²	0.410	0.433	0.466	0.472	0.416

注:①控制变量同表 3,估计结果略;②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应;③括号内为区县层面的聚类标准误;④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 11 给出了检验乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的家乡就业机会机制的估计结果。可以看到,乡村宽带建设显著促进农村劳动力从事个体自营和创办微型企业,对于创办大中型企业的影响则不显著。(4)列给出了三次交互项的估计结果,处理组×处理年×个体自营的三次交互项、处理组×处理年×微型企业的三次交互项和处理组×处理年×大中型企业的三次交互项均不显著,假说 H5 未得到证实,表明对于在家乡拥有更多创业机会的农村劳动力而言,其迁移概率并未显著降低。结合前 3 列揭示的家乡创业机会变动,本文发现在实施乡村宽带建设后农民创业的增加更多体现为自营和小规模经营。这也表明,乡村宽带建设所能带动的本地生产经营活动主要以家庭为单位,还未能创造足够的工资性就业岗位,留在农村的劳动力所能获得的就业机会可能较为有限,这可能也是当地劳动力迁移不降反增的原因之一。

表 11 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制：家乡就业机会

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	个体自营 (无雇用)	微型企业 (雇用人数为 1~4 人)	大中小微企业 (雇用人数为 ≥5 人)	劳动力迁移
处理组×处理年	0.308*	0.658***	-0.593	0.031**
	(0.171)	(0.247)	(0.528)	(0.014)
处理组×处理年× 个体自营				0.010 (0.028)
处理组×处理年× 微型企业				0.015 (0.030)
处理组×处理年× 大中小微企业				0.106 (0.085)
样本量	44312	44312	44312	44310
Log pseudo likelihood	-11878.35	-11878.35	-11878.35	
R ²	0.147	0.147	0.147	0.424

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(三) 乡村宽带建设与迁移流向

对不同的迁移流向，乡村宽带建设的促进作用可能存在差异。表 12 报告了乡村宽带建设对不同迁移流向的估计结果，可以发现乡村宽带建设主要促进了农村劳动力省内跨市迁移。该结果表明，乡村宽带建设不仅增加了农村劳动力迁移的可能性，还拓展了其流动距离。随着异地劳动力市场信息获取的增加，农村劳动力能够选择的就业机会对地理范围的依赖性降低，不再局限于本乡镇和区县，因而农村劳动力向省会城市和地级市省内跨市迁移的概率显著提高。该发现也与颜银根（2020）关于近年来流动人口省内跨市迁移比例明显上升的研究结论相符。进一步地，结合（3）列和（4）列，可以发现乡村宽带建设对省内跨市迁移的促进作用在省会城市和非省会城市之间也存在明显差异，这一正向促进作用更多地集中在省会城市，乡村宽带建设对非省会城市迁移的影响并不明显。

表 12 乡村宽带建设对迁移流向的影响

变量	市内跨县	省内跨市	省内跨市		跨省迁移
			非省会城市	省会城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组×处理年	0.364	0.717***	0.277	0.872***	0.220
	(0.291)	(0.213)	(0.288)	(0.266)	(0.148)
样本量	44312	44312	44312	44312	44312
Log pseudo likelihood	-18152.78	-18152.78	-18152.24	-18152.24	-18152.78

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***表示 1%的显著性水平。

六、总结与启示

引导劳动力要素畅通流动是推进劳动力要素市场化配置改革的重要内容。以互联网为主的信息通信技术的发展能够通过降低市场主体间的信息摩擦来影响要素流动。本文借助“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目所带来的政策冲击，分析了乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响。实证结果发现，乡村宽带建设显著促进了农村劳动力迁移，说明数字技术的发展能够进一步促进劳动力迁移。异质性分析发现，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进作用主要体现在迁移成本较低的群体（家庭无0~3岁小孩且无65岁及以上老人、家庭有4~15岁小孩但无65岁及以上老人）以及期望迁移工资较高的群体（男性、16~45岁以及受教育程度较高），这些农村劳动力自身禀赋较好且家庭照料压力较小，更容易发生迁移。同时，乡村宽带建设对迁移模式也有影响，具体体现在省内跨市迁移明显增加并更多呈现为向省会城市迁移。对机制的进一步分析发现，乡村宽带建设主要通过空间信息获取的增加和工作搜寻方式的转变来促进农村劳动力迁移。

本文的研究发现具有一定的现实和政策意义。第一，在农村及偏远地区持续推进网络信息化建设有助于减少农村劳动力迁移中面临的障碍，加快劳动力要素在更大范围内畅通流动，呼应全国统一大市场建设。乡村宽带建设打通了乡村与外界的联系，便捷农村劳动力获取新信息、新技术以及共享数字红利，显著促进了农村劳动力迁移。这从侧面揭示了农村劳动力迁移过程中面临的障碍，也在一定程度上表明通过进一步降低信息摩擦有助于改善劳动力资源配置效率。第二，乡村宽带建设目前所能带动的生产经营活动仍以小规模为主，还不足以创造足够的工资性就业岗位。本文发现乡村宽带建设对促进农村劳动力创办小型以上规模企业的影响并不显著，这意味着留在农村的劳动力所能获得的就业机会和收入增长可能性都是有限的，要想根本改变这种状况，有赖于加快推进乡村振兴。

为更好发挥数字乡村战略对乡村振兴的驱动引领作用，本文提出以下两点启示：一方面，要进一步加快城乡间的信息交流和沟通，弥合城乡间的数字鸿沟；另一方面，可以针对乡村建立更好的数字金融平台，从技术和资金维度加大对农村农业经营的支持，帮助农村企业扩大生产规模，为当地提供更多的创业和就业机会，带动共同致富。

参考文献

- 1.陈昕、胡友、祁春节，2023：《互联网应用对农村居民服务采纳的影响——基于生产、生活两个方面》，《中国农业大学学报》第3期，第265-278页。
- 2.方福前、田鹤，2021：《数字经济促进了包容性增长吗——基于“宽带中国”的准自然实验》，《学术界》第10期，第55-74页。
- 3.盖庆恩、王美知、石宝峰、史清华，2022：《土地比较优势、农户行为与农业生产效率——来自种植结构调整的考察》，《经济研究》第10期，第138-155页。

- 4.纪月清、刘迎霞、钟甫宁, 2009: 《中国农村劳动力迁移: 一个分析框架——从迁移成本角度解释2003—2007年农民工市场的变化》, 《农业技术经济》第5期, 第4-11页。
- 5.荆林波、马源、冯永晟、周亚敏, 2013: 《ICT基础设施: 投资方式与最优政策工具》, 《经济研究》第5期, 第47-60页。
- 6.刘学军、赵耀辉, 2009: 《劳动力流动对城市劳动力市场的影响》, 《经济学(季刊)》第2期, 第693-710页。
- 7.宁光杰, 2012: 《自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来》, 《经济研究》第S2期, 第42-55页。
- 8.齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第1期, 第59-77页。
- 9.邱泽奇、张樹沁、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、第204页。
- 10.孙文凯、白重恩、谢市初, 2011: 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的禀响》, 《经济研究》第1期, 第28-41页。
- 11.孙妍、邢春冰, 2021: 《农村外出劳动力工作搜寻方式的性别差异》, 《世界经济文汇》第2期, 第88-104页。
- 12.孙颖、周如美, 2022: 《农村性别数字鸿沟现状及影响因素研究》, 《技术经济与管理研究》第12期, 第112-116页。
- 13.唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿, 2020: 《电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察》, 《中国农村经济》第6期, 第75-94页。
- 14.田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
- 15.王剑程、李丁、马双, 2019: 《宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验》, 《经济学(季刊)》第1期, 第209-232页。
- 16.王丽莉、乔雪, 2020: 《我国人口迁移成本、城市规模与生产率》, 《经济学(季刊)》第1期, 第165-188页。
- 17.王立勇、许明, 2019: 《中国精准扶贫政策的减贫效应研究: 来自准自然实验的经验证据》, 《统计研究》第12期, 第15-26页。
- 18.王进、李志超、史明聪, 2023: 《数字基础设施建设与农户贫困脆弱性——基于“宽带中国”战略的经验证据》, 《农林经济管理学报》第2期, 第142-151页。
- 19.汪三贵、王彩玲, 2015: 《交通基础设施的可获得性与贫困村劳动力迁移——来自贫困村农户的证据》, 《劳动经济研究》第6期, 第22-37页。
- 20.王湘红、孙文凯、任继球, 2012: 《相对收入对外出务工的影响: 来自中国农村的证据》, 《世界经济》第5期, 第121-141页。
- 21.王赞赞、陈亮, 2019: 《市场可达性、人口流动与空间分化》, 《经济评论》第1期, 第3-18页、第90页。
- 22.王子成、赵忠, 2013: 《农民工迁移模式的动态选择: 外出、回流还是再迁移》, 《管理世界》第1期, 第78-88页。
- 23.徐舒、王韶、杨汝岱, 2020: 《国家级贫困县政策的收入分配效应》, 《经济研究》第4期, 第134-149页。
- 24.颜银根, 2020: 《流动人口受教育程度对跨地区流动决策的影响研究》, 《中国人口科学》第1期, 第90-101页、第128页。

25. 邹月晴、陈媛媛、宋扬, 2023: 《家乡数字经济发展与劳动力回流——基于互联网平台发展的视角》, 《经济学报》第1期, 第310-343页。
26. Aguayo-Téllez, E., and J. Martínez-Navarro, 2013, “Internal and International Migration in Mexico: 1995-2000”, *Applied Economics*, 45(13): 1647-1661.
27. Borjas, G. J., 1987, “Self-Selection and the Earning of Immigrants”, *American Economic Review*. 77(4): 531-553.
28. Caliendo, M., and S. Kopeinig, 2008, “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching”, *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31-72.
29. Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, “The Effect of Minimum Wages On Low-Wage Jobs”, *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3): 1405-1454.
30. Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
31. Greenwood, M. J., 1975, “Research On International Migration in the United States: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, (13): 397-433.
32. Gurtzgen, N., A. Diegmann Ne Nolte, L. Pohlen, and G. J. van den Berg, 2021, “Do Digital Information Technologies Help Unemployed Job Seekers Find a Job? Evidence from the Broadband Internet Expansion in Germany”, *European Economic Review*, 132(2):1-20.
33. Heckman, J. J., and B. E. Honoré, 1990, “The Empirical Content of the Roy Model”, *Econometrica*, 58(5): 1121-1149.
34. Heckman, J. J., and E. Vytlacil, 2007, “Econometric Evaluations of Social Programs, Part I: Causal models, Structural Models and Econometric Policy Evaluation”, in Heckman, J. J. and E. E. Leamer (eds.) *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 4779-4874.
35. Imbens, G. W., and J. D. Angrist, 1994, “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 62(2): 467-475.
36. Kuhn, P., and H. Mansour, 2014, “Is Internet Job Search Still Ineffective?”, *The Economic Journal*, 124(581): 1213-1233.
37. Lewis, W. A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School*, 22(2): 139-191.
38. Lu, Y., H. Xie, and L. C. Xu, 2016, “Telecommunication Externality On Migration: Evidence from Chinese Villages”, *China Economic Review*, 39(7): 77-90.
39. Qi, J., X. Zheng, P. Cao, and L. Zhu, 2019, “The Effect of E-Commerce Agribusiness Clusters On Farmers’ Migration Decisions in China”, *Agribusiness*, 35(1): 20-35.
40. Roy, A. D., 1951, “Some Thoughts on the Distribution of Earnings”, *Oxford Economic Papers*, 3(2): 135-146.
41. Stevenson, B., 2008, “The Internet and Job Search”, NBER Working Paper W13886, <https://www.nber.org/papers/w13886>.
42. Sun, L., and S. Abraham, 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.

43.Todaro, M. P., 1969, "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries", *The American Economic Review*, 59(1): 138-148.

44.Vilhelmson, B., and E.Thulin, 2013, "Does the Internet Encourage People to Move? Investigating Swedish Young Adults' Internal Migration Experiences and Plans", *Geoforum*, Vol.47: 209-216.

(作者单位: ¹中国人民大学经济学院;

²中南财经政法大学经济学院;

³中国人民大学劳动人事学院)

(责任编辑: 黄 易)

Broadband Infrastructure Construction and Labor Migration in Rural China

QIAO Xue YUAN Lulu LUO Chuliang

Abstract: Based on the labor migration model and the quasi-experiment of "Broadband Countryside" project and "Universal Telecommunications Service" pilot project, this paper applies the 2013 and 2018 rural household survey data to the difference-in-differences model to study how the broadband infrastructure construction in rural areas affects rural labor migration in China. The results indicate that the broadband infrastructure construction in rural areas has a significant and positive effect on rural labor migration, and the positive effect is stronger among people with lower migration costs and higher expected post-migration wages. In terms of migration patterns, there has been a marked increase in intra-provincial and cross-city migration, with more people moving to provincial capitals. Mechanism analyses show that the broadband infrastructure construction in rural area could change the job-search pattern of rural labor force, reduce their job-search time, and increase the use of cell phones to access information. This paper illustrates that the broadband infrastructure investment in rural areas could facilitate rural labor migration by easing the restrictions of geographic distance on information flow and access.

Keywords: Broadband Infrastructure Construction; Information Friction; Rural Labor; Migration