

新型故乡联结对农民工返乡的影响^{*}

陈菊慧 朱秋博 (中国农业大学经济管理学院 北京 100083)

白军飞 (中国农业大学北京食品安全政策与战略研究基地 北京 100083)

摘要: 本文基于一个农民工微观在线调研数据,实证分析了依托新媒体的新型故乡联结对农民工返乡的影响。为获得稳健的回归结果,实证模型中的内生问题采用工具变量回归进行处理。模型估计结果表明,新型故乡联结显著提高了农民工的返乡概率,其边际影响明显高于天然的亲缘与地缘作用。进一步的机制分析表明,农民工对于故乡的环境感知在其返乡决策中发挥显著正向中介作用,但经济感知存在负向中介效应。这意味着,在吸引农民工返乡的政策措施中,地方政府不仅要在农民工的就业创业环境上下功夫“筑好巢”,也要更加重视利用蓬勃发展的新媒介、新平台,增强农民工对故乡经济发展的预期和信心,主动与外出农民工缔结联结与互动,积极宣传地方经济发展规划、重大政策举措等,才有可能“引回凤”。

关键词: 农民工; 返乡; 故乡联结

一、引言

吸引部分农民工返乡是推动乡村振兴和城乡协同发展的重要途径之一。在我国改革开放的四十年间,大量农村青壮年劳动力进城务工。尽管这使得农民工个人与家庭的收入大幅提高,但是在宏观层面上,伴随而来的是城乡差距拉大(龚明远等,2019;王能等,2016)和越来越严重的农村“空心化”问题;微观层面上,2.9亿的农民工大军也面临着我国经济发展新常态下非农就业压力和科技高速发展导致的岗位替代压力不断加大的挑战,其可持续发展成了全社会关切的话题。党的十九大提出实施乡村振兴战略,这被看作是协调城乡发展、解决人民日益增长的美好生活需要和发展不平衡不充分之间矛盾的必然要求。在这种情况下,能不能通过有效的政策鼓励一部分农民工返乡创业成了一个十分重要的政策考量。这既可能纾解农民工的在外就业压力,更可能为地方经济注入新文化、新思想、新理念、新技术、新资源,助力乡村振兴。

然而,近年来从中央到地方颁布的一系列鼓励农民工返乡创业的政策措施,其效果似乎十分有限。十七届三中全会以来,从国务院到发改委,颁布多个政策文件,强调在保证农民工有序外出就业的同时,鼓励农民工、大学生等有技术有资源的能人返乡下乡创业就业。各地方政府也积极响应,从财政、培训、园区建设等多个方面给予相应的支持,积极引导农民工返乡就业创业。但是,这些努力似乎并没有达到预期的效果。根据农业农村部统计,截至2018年底,我国约有520万农民工实现返乡创业^①,不足2.9亿农民工总量的2%,诸多返乡创业政策陷入困境。

^{*} 项目来源:国家自然科学基金面上项目“家属随迁和健康认知对农民工饮食消费与营养健康的影响研究”(编号:71673316),中国农业大学2115人才工程资助。白军飞为本文通讯作者

^① 央视新闻. 农业农村部:返乡创业农民工已达520万人, <http://news.cctv.com/2018/12/21/ARTI1xOI0Dz6atZ6o6CZrOm181221.shtml>

突破上述困境的关键在于找出制约农民工返乡创业的因素。农民工作为理性人,其返乡决策是一个基于个人和家庭发展需求的长远规划,是其通过对故乡各个方面的综合考量做出的最优决策。因此,回答农民工为什么不返乡这个问题,就需要从研究其决策时的制约因素着手。新古典经济理论和新劳动迁移理论认为,经济回报是迁移(包括外出和返乡)发生的重要动机(Stark等,1985),能够带来收入的工作就业机会是驱动劳动力迁移的重要因素(Constance,1989)。除经济因素外,民众幸福感(Polgreen等,2011)、满意度(匡远凤,2018;刘俊威等,2009)、乡土情怀和自我认同(吴兴陆等,2005)等主观因素也是影响迁移行为的重要作用力。农民工与故乡之间天然的联结,包括熟悉的社会网络、强烈的文化认同和身份认可都能够增加流动人口的故乡归属感,吸引其做出回流决策(赵峰等,2015; Duval,2004; 蒯鹏州,2010; 王春光,2001; 刘祖云等,2019; 张桂金等,2018)。

与此同时,信息网络和自媒体技术的蓬勃发展改变了传统的联结方式,但既有文献鲜有关注其在农民工返乡决策中的作用。农民工对网络和新媒体的使用一直呈上升趋势。中国互联网中心发布的第44次《中国互联网络发展统计报告》显示,截至2020年6月,我国总网民达9.4亿人,农村外出务工人员占11.4%,即近1.07亿的农民工上网^①。在上海的调查也表明,新生代农民工的新媒体普及率显著高于全国公众平均水平(周葆华等,2011)。手机和互联网的普及、网络技术的快速发展和自媒体平台全面兴起,不仅改变了农民工与故乡亲友之间的联系方式,更逐渐突破了其原有狭窄的以亲缘地缘为特征的故乡联结,帮助其构建新型乡土网络,为其更广泛、更及时地了解故乡提供了可能。同时,基于这些新的信息渠道与自媒体平台,地方上也拓宽了对外宣传的途径,很多地方政府和组织开始搭建网站、发布公众号、推动各类在线主题信息分享与交流群等。所有这些都使得外出农民工有更多机会在广度和深度上加强对故乡方方面面的了解,进而有利于农民工低成本地优化其迁移决策(郭士祺等,2014; 梁辉,2013)。但在实证研究中,这种新型联结是否促进了农民工的返乡尚缺乏可靠的依据。

本文基于一个新近的微观调研数据,实证分析基于新媒体的新型故乡联结在农民工返乡行为决策中的作用及其影响机制。考虑到故乡联结可能存在的内生问题,本文采用工具变量回归进行处理,以获取一致的参数估计。进一步,本文以故乡感知为中介,分析故乡联结影响农民工返乡行为的路径机制。重点考察了三类故乡感知:一是经济感知,经济发展状况和预期差异是诱发人口迁移的直接动因。在其他条件不变的情况下,如果农民工认为在家乡获得工作机会或更高收入的可能性并不低于其他地方,很可能会选择返乡,否则可能选择向外迁移(Lucas等,2003);二是环境感知,决定了农民工返乡后的生活状况和就业创业所能运用的社会资源以及可能面对的自然环境问题;三是社会保障感知,这是关乎返乡农民工长期生活幸福感的重要指标,对于返乡后是否持续留下来具有重要意义。

二、理论分析与实证模型

(一) 理论分析

农民工的流动是基于自身对故乡地和其他地方的已有信息做出的综合决策。以往研究多关注于既定信息边界下影响农民工最优迁移决策的经济、文化和环境等因素(孙学涛等,2016; 程广帅等,2013; 谢勇等,2017),但随着信息化、媒体化和智能化时代的到来,原有信息边界逐渐被拓宽,农民工不仅能够通过信息媒介获取更多关于故乡地和工作地的信息,还拥有重新分配信息的机会。理论上,在新信息边界的建立过程中,通过干预农民工在故乡地和其他地方间的信息获取情况,可能会影响农

^① 资料来源:中华人民共和国中央人民政府官方网站, <http://www.gov.cn/xinwen/2020-09/29/5548176/files/1c6b4a2ae06c4ffc8bccb49da353495e.pdf>

农民工的预期判断,进而优化其流动行为。

图 1 展示了信息约束重建导致的农民工迁移决策变化。这里把除故乡地以外的其他地方归结为工作地,横纵坐标分别代表农民工故乡地和工作地的信息获取情况。AB 为原有的信息约束,u 为在该约束情况下农民工实现自身效用最大化的迁移决策。A₁B₁ 为新建的信息约束,u' 是在新信息约束下的最优迁移决策。新型故乡联结使得信息约束实现了从 AB 线到 A₁B₁ 线的变化,二者的移动距离反应了信息边界的拓宽,而斜率的变化则是获取的信息在工作地 and 故乡地之间的分配(获取更多故乡地的信息)。本文的研究核心就是探究在由新型故乡联结带来的具有移动效应和分配效应的新信息约束下农民工流动行为 u 的变化及其影响路径。

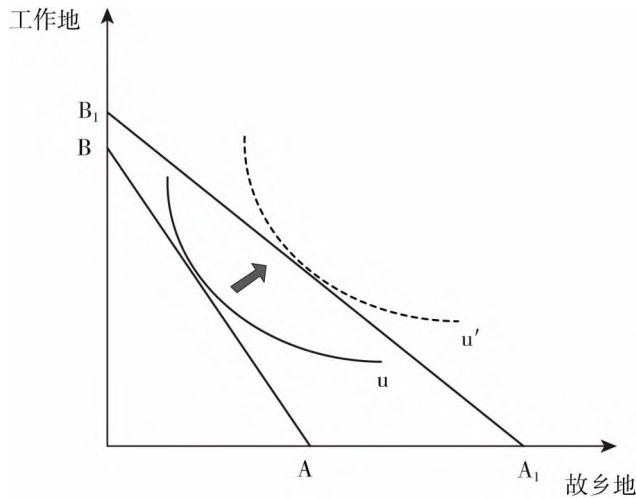


图 1 新型故乡联结下农民工的信息约束和迁移决策变化

(二) 模型设定

1. 故乡联结对农民工返乡行为的影响。为了实证分析新型故乡联结对农民工返乡行为的影响,我们首先构建如下基准模型:

$$y_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 CT_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, y_i^* 代表农民工 i 的返乡行为潜变量(latent variable),这里假定其是新型故乡联结(CT_i) 和一组控制变量(X_i) 的方程, ε_i 是服从一定统计分布的随机误差项。在实际的数据收集,我们观察到的是农民工 i 是否回乡的行为 y_i ,而非潜变量,其中的关系可以表述如下:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 CT_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 CT_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

假定随机误差项 ε_i 服从标准正态分布,其中参数 α_i ($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$) 可以通过 Probit 模型进行估计。

模型中的关键解释变量(CT_i) 主要来自于调研中四个问题:(1) “您是否关注了故乡县本地公众号/微博号/网站?”;(2) “您是否加入了故乡县或乡镇的老乡群?”;(3) “您是否在电视、网络等媒体或公共场所看到过故乡县的形象宣传?”;(4) “故乡县是否有邀请您参加当地文化节或参观展览等活动?”。选项均为 0(没有)、1(有),通过将这四个问题的回答加总即可获得故乡联结变量,取值为 0~

4. 数值越大说明农民工与故乡联结程度越高^{*}。模型中的控制变量(X_i)包括代表决策个体偏好的人口特征、家庭状况、地区以及亲缘、地缘情况。

2. 新型故乡联结的内生问题。模型中关键的解释变量可能存在遗漏变量与反向因果导致的内生问题。一方面,观察到存在新型故乡联结的农民工群体与其他群体相比较,可能本身就有更强的天然故乡联结或故乡情结,也就是说,他们即使没有新型故乡联结,也较其他群体更有可能选择返乡,这是一种典型的自选择问题,在计量分析中很容易导致遗漏变量,并进而造成关键解释变量的内生问题。为了解决这一问题,除已经控制的个体偏好特征变量之外,本文在模型中进一步引入了象征亲缘的“故乡是否有直系亲属”和象征地缘的“故乡承包地或土地拥有情况”两个变量。

另一方面,选择返乡的群体与其他农民工群体比较,更可能关注故乡的各类信息并参与故乡的各类活动,因此,新型故乡联结也很可能存在反向因果导致的内生问题,进而导致核心参数估计有偏。为了解决这一问题,本文参考冯旭南(2014)的做法,选择县级政府官网访问量^①作为故乡联结程度的工具变量。该变量包括了两方面信息,一是是否有官网,这能反应外出农民工群体能否构建与故乡建立新型联结的外在条件;二是访问量的大小,这可以反应网站建设的水平和影响力。显然,这一变量符合工具变量外生性和相关性的条件:一方面,官网访问量不是单个农民工可以决定的,所以该变量相对外生;另一方面,县级政府官网访问量大多由本地人贡献,这在一定程度上能反映农民工与当地的交流联系。此外,考虑到政府官网访问量可能还与该网址建立时间长短有关,因此在回归中控制了域名年龄变量以排除这一影响的可能性^{**}。具体做法是:首先用工具变量和模型(1)中所有控制变量 X_i 对新型故乡联结变量(CT_i)进行回归,并取得其残差预测值($\varepsilon_i = CT_i - \hat{CT}_i$);然后把 ε_i 加入模型(1)中重新回归。 CT_i 前的参数代表新型联结对返乡影响的一致估计。

3. 新型故乡联结的中介作用机制。倘若农民工与故乡的新型联结会在统计上显著影响其返乡决策,那么,是通过什么机制产生的呢?对于这一问题的回答不仅有利于我国更深入地理解新型故乡联结与农民工迁移行为之间的关系,更有利于为各类返乡创业政策措施提供有针对性的建议。基于科尔曼的理性选择理论(Gibbs等,1990),农民工与故乡之间的联结首先是通过各种信息改变其对故乡的基本认知或感知,进而才会产生迁移意愿与行为。熊波等(2009)认为,农民工的这种感知大体可以分为经济、环境和社会保障感知三个方面,其中,经济感知是农民工对就业机会和经济预期两方面的感受与评价;环境感知是其对人文环境(如社会关系)和自然环境的感受与评价;社会保障感知主要是指农民工对教育、医疗等保障体系的感受与评价。

21世纪以来,随着各项惠农促农政策,特别是乡村振兴战略的实施,我国农村的生产、生活、社会保障等均发生了翻天覆地的变化,这对于农民工全面提升其对故乡的感知与预期具有积极的作用。但是,在决定迁移上,决策者考虑的不只是一个地方(如故乡)的变化,而是在迁出与迁入两地(甚至包括其他选项的三地)间的比较。在综合考虑各项移动成本之后,对农民工而言,如果故乡较其他地方仍具有显著的正向感知,那就意味着故乡的相对吸引力更高一些,这将显著提高其返乡可能性,反之,即便对故乡的感知上升,如果提高幅度不能超过对其他地方的感知提升幅度,则会抑制其返乡意愿与行为。这就意味着,新型故乡联结能否通过改变农民工对故乡经济、环境和社会的感知而影响其返乡决策成为了一个需要实证检验的问题。

* 本文测度故乡联结程度的四个问题间可能存在部分交叠,使得该变量的取值和实际程度之间存在 $1+1<2$ 的可能性,但由于四个题目对故乡联结程度变量的贡献方向都是一致的,且相关性较弱(经检验,两两题目之间最高的相关系数为0.3),并不会影响本文的主要实证结论

** 域名年龄变量也可以被看作是另外一个工具变量

① 该数据由作者根据百度SEO综合查询(<http://seo.chinaz.com/>)整理获得

本文采用如下中介效应模型开展上述作用机制检验:

$$perception_{ji} = \gamma_0 + \gamma_{1j}CT_i + \gamma_2X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$$y_i = \alpha'_0 + \alpha'_1CT_i + \sum_j \gamma'_{1j}perception_{ji} + \alpha'_2X_i + \alpha'_3\epsilon_i + \omega_i \quad (4)$$

其中, $perception_{ji}$, $j=1, 2, 3$, 分别表示农民工对故乡的环境感知、经济感知、社会保障感知中介变量; CT_i 为新型故乡联结的预测值; ϵ_i 为新型故乡联结对工具变量回归的残差预测值; 系数 γ_{ji} 分别表示故乡联结对故乡环境感知、经济感知、社会保障感知的影响; 系数 α'_1 表示故乡联结对农民工返乡的直接影响效应; 系数 γ'_{1j} 分别代表故乡感知对农民工返乡行为的影响; ϵ_i 、 ω_i 为误差项。此外, 系数乘积 $\gamma_{1j} \times \gamma'_{1j}$, $j=1, 2, 3$, 分别代表三个故乡感知在故乡联结对农民工返乡影响的中介效应, 总效应则等于中介效应与直接效应之和。

模型中的故乡感知变量主要来自于调研中针对农民工在故乡经济、环境和社会保障三个方面评价的多个问题。本文使用因子分析法对这三个方面的故乡感知进行综合测度。因子分析法的主要目的是从变量群中提取共性因子, 将相同本质的变量归入一个因子, 从而达到降维和综合评价某一指标的目的。本文将通过因子分析法提取出来的三个主因子(特征值大于 1) 设定为环境感知因子、经济感知因子以及社会保障感知因子, 并以此作为模型 (3) ~ (4) 的中介变量。其中, 环境感知因子是通过分析农民工对故乡社会关系、气候环境的评价感受程度获得的, 经济感知因子是通过分析农民工对故乡就业机会、经济预期的评价感受程度获得的, 社会保障感知因子是通过分析农民工对故乡子女上学和医疗保障的评价感受程度获得的。借鉴已有研究, 测度题目均采用三级量表, 即“表示担心 = -1; 感受一般 = 0; 感觉有吸引力 = 1”。

三、数据与统计描述

(一) 数据来源

本文数据主要来源于中国农业大学“城乡融合民生调查”。该调研启动于 2019 年, 对 16 岁及以上、户籍在农村但在故乡所在县级以外地区从业累计 3 个月及以上的外出务工人员在线问卷调查。这种线上调研方式较好地解决了农民工流动性大导致线下持续跟踪调查的困难。截至 2020 年 1 月, 来自全国 30 个省级行政区、241 个地级市, 逾两千名满足“出生时为农村户籍、初次参与调查时达到 16 周岁”的样本通过自愿参与的原则参加了调查。

本文所用数据是来自该调研平台于 2019 年 10 月在线开展的关于农民工返乡创业的专题调研。由于样本用户自愿参加, 最终获得 1125 份问卷, 剔除不符合农民工特征以及存在严重数据异常的 360 个观测样本, 最终获得有效样本 765 个。

考虑到参与此项线上调研的农民工样本并非严格意义上的随机抽样所得, 样本可能在较大程度上与总体有偏。表 1 展现了调查样本和《2018 年农民工监测调查报告》的数据对比。结果表明, 在性别分布上, 调查样本与官方数据接近, 外出务工群体仍以男性为主; 地区* 分布上, 二者结果基本一致, 不存在明显的地域偏差; 但在年龄分布上, 样本中 21~30 岁年龄段的农民工占比近 40%, 高龄段农民工数量明显少于官方调查数据, 由此导致样本在受教育程度上也高于总体平均水平。一方面, 这很大程度上源于年轻人的移动终端拥有比例远高于老年人的事实; 另一方面, 本文样本更符合新生代农民工**的特征, 而新生代农民工将是返乡创业的主力军, 鼓励他们返乡契合当前返乡创业的政策导

* 地区在 2018 年国家统计局报告中指的是农民工输出地, 为了与之相对应, 以及考虑到本文中“返乡”的定义, 本文调查样本中的地区指农民工自行报告的故乡所在地

** 1980 年及之后出生的农民工

向,因此样本的年轻化更有利于本文的研究。

表 1 样本与 2018 年统计局监测数据分布对比 (%)

个人特征		2018 年农民工监测数据	本文调查样本
性别	男性	65.20	68.37
	女性	34.80	31.63
年龄	16~20 岁	2.40	7.07
	21~30 岁	25.20	38.69
	31~40 岁	24.50	27.20
	41~50 岁	25.50	15.05
	50 岁以上	22.40	11.99
	小学及以下	16.70	9.67
受教育程度	初中	55.80	47.19
	高中	16.60	18.17
	大专及以上	10.90	24.97
地区	东部	37.66	45.10
	中部	34.12	37.91
	西部	28.20	16.99

为了克服样本有偏问题,本文使用国家卫计委 2017 年全国流动人口动态监测数据作为总体特征*,对本文所用样本进行事后权重调整。根据上述样本统计,本文选择性别和年龄作为调整变量,以地区为层级变量,构建性别年龄交叉表,计算观测个体的综合权重。图 2 和图 3 分别为总体的人口金字塔和调查样本未加权前的人口金字塔。可以看出,二者在数据形态上具有一定差异,前者分布呈菱形,而后者分布呈正三角形。图 4 是引入权重校正后的样本人口分布。虽然调整后的样本在高龄段男女分布比例上还不均衡,但大体与全国流动人口动态监测的数据形态保持一致。这说明权重的引入可以部分克服数据分布有偏的问题,提高最终分析结果的解释力(Kish,1965;金勇进等,2014)。因此,本文接下来的实证模型分析部分将采用加权回归方法。

(二) 描述性统计

表 2 汇报了主要变量的描述性统计。从与故乡联结情况看,87.5%的被访农民工与故乡保持一定的新型联结关系,平均联结紧密程度为 1.96,在 1~4 的取值范围内偏低。在对故乡的感知评价方面,就业机会、经济预期、子女上学和医疗保障均值为负,显示新型农民工对故乡这些方面的不乐观态度,但在社会关系与气候环境方面,样本均值达到了 0.2 以上,显示农民工在这两方面对故乡的积极认知。

为了更直观地观察故乡联结与农民工返乡行为之间的关系,本文绘制了返乡与未返乡农民工故乡联结程度的分布图。从图 5 可以清晰地看出,返乡农民工的联结紧密度分布呈现阶梯式上升,与之相对的是未返乡农民工故乡联结程度的逐级递减。这一升一降表明,二者具备明显的正相关性,且联结程度越高的农民工越有可能选择返乡。

* 选择国家卫计委 2017 年全国流动人口动态监测数据作为总体特征的原因如下:首先,该调查由国家卫生和计划生育委员会组织实施,在问卷设计和调查规范性上有所保证,具备良好的总体代表性;其次,该调查覆盖区域和对象与本文的调研样本在相关指标上能够较好的匹配,有利于样本权重计算和调整

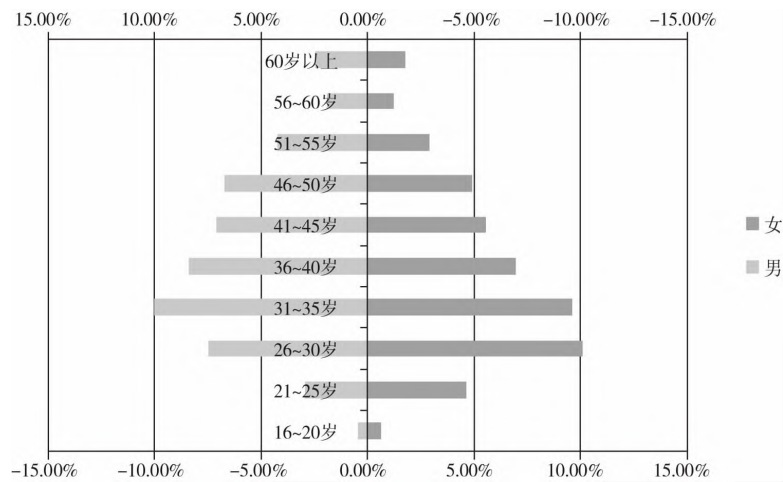


图2 2017年全国流动人口金字塔

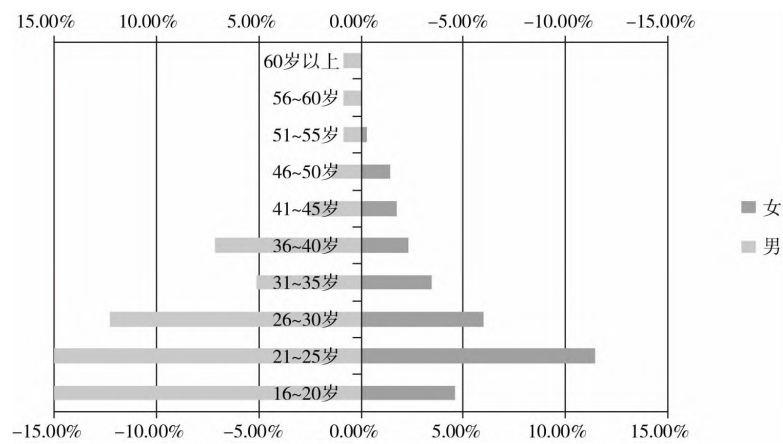


图3 调查样本人口金字塔(未加权)

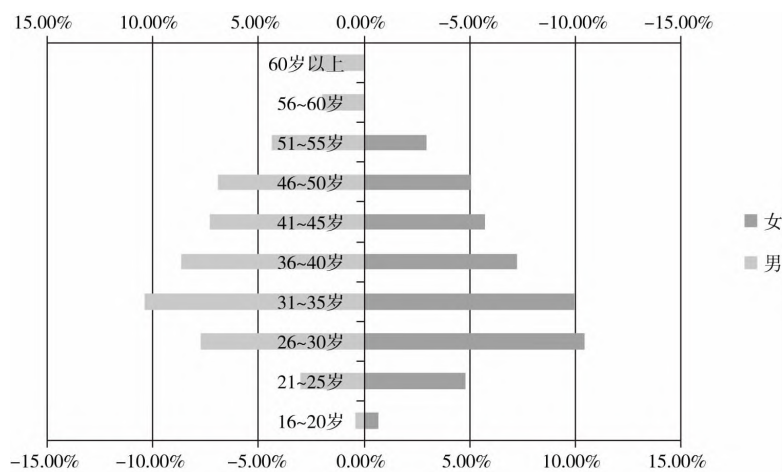


图4 调查样本人口金字塔(加权)

表2 变量描述性统计

变量	定义与取值	均值	标准差
因变量			
返乡行为	返乡=1; 未返乡=0	0.650	0.480
自变量			
是否关注故乡县公众号/微博号/网站	是=1; 否=0	0.512	0.500
是否加入了故乡县老乡群	是=1; 否=0	0.497	0.500
是否看到过故乡县的形象宣传	是=1; 否=0	0.693	0.462
是否有邀请您参加当地活动	是=1; 否=0	0.308	0.462
故乡联结	0~4; 最低0, 最高4	1.961	1.224
对故乡经济、环境、社会保障感知			
就业机会评价		-0.330	0.640
经济预期评价		-0.180	0.630
社会关系评价	担心=-1; 一般=0; 吸引=1	0.290	0.620
气候环境评价		0.210	0.580
子女上学评价		-0.140	0.640
医疗保障评价		-0.060	0.550
中介变量			
环境感知因子	通过因子分析法提取特征值大于1的主因子	0	1
经济感知因子		0	1
社会保障感知因子		0	1
控制变量			
性别	男性=1; 女性=0	0.680	0.470
年龄	岁	34.71	12.36
受教育年限	年	11.38	2.900
婚姻状况	已婚=1; 未婚=0	0.650	0.480
健康好	较好或好=1; 其他=0	0.630	0.480
健康一般	一般水平=1; 其他=0	0.308	0.462
健康差	较差或差=1; 其他=0	0.060	0.250
收入较高	较高或高=1; 其他=0	0.150	0.360
收入中等	中等水平=1; 其他=0	0.488	0.500
收入较低	较低或低=1; 其他=0	0.360	0.480
家庭人口数	人	4.020	1.500
来自东部地区	是=1; 否=0	0.450	0.500
来自中部地区	是=1; 否=0	0.380	0.490
来自西部地区	是=1; 否=0	0.170	0.376
故乡是否有直系亲属	是=1; 否=0	1.440	1.020
故乡是否有承包地/宅基地	无=0; 有任一=1; 两者都有=2	1.280	0.780

注: 因子分析的结果显示, 三个感知因子的累计贡献率分别为 50.38%、61.62% 和 63.03%, KMO 值均大于 0.5, 各测量题项的因子载荷均大于 0.7, 意味着提取的三个公因子对故乡感知解释力良好

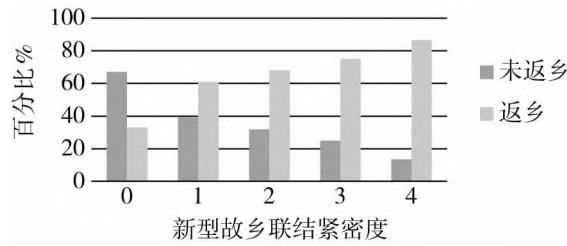


图 5 新型故乡联结与返乡行为

四、实证结果

(一) 新型故乡联结对农民工返乡的影响

表 3 汇报了基准模型的加权回归结果^{*},其中被解释变量为返乡行为,关键解释变量为新型故乡联结。模型回归中,本文控制了表 2 中列出来的人口特征、家庭特征和地区变量。为了克服自选择导致的遗漏变量内生问题,我们在基准模型中控制了反映故乡地缘的“故乡是否仍有承包地或宅基地”,以及代表亲缘的“故乡是否有直系亲属”。

表 3 基准模型加权回归结果

变量	边际效应	稳健标准误
新型故乡联结	0.115***	0.001
性别	0.018***	0.002
年龄	0.003***	0.000
受教育年限	-0.024***	0.000
婚姻状况	-0.019***	0.003
健康好	0.024***	0.004
健康一般	0.020***	0.004
收入较高	0.159***	0.004
收入中等	0.161***	0.002
家庭人口数	-0.013***	0.001
亲缘	0.122***	0.003
地缘	0.028***	0.001
地区哑变量		控制
N		765

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下同

回归结果表明,新型故乡联结对农民工返乡有显著正影响。具体表现为,在其他条件相同的情况下,故乡联结紧密度每提高一单位带来的农民工返乡概率提高 11.5%,这一结果在 99%的置信水平上显著。此外,反映农民工故乡亲缘的“故乡是否有直系亲属”与反应地缘的“故乡是否有承包地或宅基地”,估计结果也均在 99%的置信水平上显著为正,说明农民工与故乡的天然联结使其更有可能返乡,但天然联结的边际效应较新型联结低。基准模型中的其他控制变量回归结果均与预期一致。

这一实证结果与理论分析一致,基于快速发展的信息和自媒体技术形成的新型故乡联结帮助农

* 表 3 中汇报的参数估计为基于 Probit 模型回归系数转换后的边际效应与对应的稳健标准误

民工建立了新的信息约束,并在其流动决策中发挥了重要的作用。信息边界的外推和信息向故乡地更多的倾斜对于农民工的返乡行为产生了积极的影响,逐渐超过传统亲缘、地缘作为农民工与故乡的纽带联系。这表明乡村振兴中的信息化建设除了要对加大对基础设施的投资和发展,更需要着力于有价值、有吸引力信息的输送以及开展对农民工群体的信息素质培训,帮助其提高自身的信息获取能力和甄别能力,以做出最优的流动决策。

(二) 工具变量回归结果

新型故乡联结可能存在与农民工返乡行为的反向因果导致的内生问题,造成关键参数估计有偏。为此,本文选择县级政府官网访问量作为新型故乡联结的工具变量,对前述基准 Probit 模型进行两阶段回归(见表4)。检验结果表明,一阶段中政府官网访问量对故乡联结有显著影响,表明新型故乡联结与工具变量“政府官网访问量”高度相关,排除弱工具变量的可能性。第二阶段中,故乡联结变量对农民工返乡行为的影响在1%显著性水平上显著。同时,根据Wald检验结果,可以认为故乡联结变量在5%的水平上存在内生性。此外,为了使政府官网访问量不受该网址建立时间长短影响,回归中控制的域名年龄变量在统计上显著,扮演了另一个有效工具变量的角色。

从第二阶段回归结果来看,新型故乡联结显著提高农民工返乡的概率,这和基准模型结果一致。注意到,采用工具变量处理反向因果内生性之后,新型故乡联结对于促进农民工返乡的概率边际贡献低于基准模型中的结果,从11.5%下降到7.8%。这一结果表明,在分析新型故乡联结对农民工返乡的影响时,如果不处理反向因果问题将会导致边际影响被高估。

表4 工具变量回归与检验结果

变量	基准 Probit 是否返乡	2SLS 第一阶段 故乡联结	2SLS 第二阶段 是否返乡
故乡联结	0.115*** (0.001)		0.078*** (0.009)
政府官网访问量		0.089*** (0.003)	
域名年龄		0.027*** (0.001)	
控制变量	控制	控制	控制
Wald 检验			0.032

注:括号内为稳健标准误。表中报告的是边际效应。Wald 检验汇报的是P值。下同

(三) 新型故乡感知的中介效应分析

为分析新型故乡联结的作用机制,本部分针对故乡感知在故乡联结影响农民工返乡行为决策中的中介效应进行检验。

首先,本文分别针对环境感知、经济感知和保障感知因子回归了模型(3),以检验新型故乡联结对故乡感知不同方面的影响(见表5)。结果显示,新型故乡联结对农民工的故乡环境感知具有显著正向影响,对其经济感知具有显著负向影响,而对保障感知没有显著影响。这表明,以信息网络平台和新媒体为载体的新型故乡联结显著提高了农民工对家乡社会关系及生活环境等方面的评价和感受,但这种联结却降低了其对家乡就业、收入等方面的经济发展评价和感受。这一方面由于,现阶段我国农村的居住和人文环境等均较城市更加友好,农民工与故乡联结越紧密,越能体会到来自家乡的自由、舒适以及热情淳朴的民风,从而形成良好的乡村环境感受。但与此同时,我国农村地区的经济发展水平有待提高,就业机会和收入水平远不及城市地区,因此,农民工与家乡联结的越密切,越能深刻体会到城乡经济差距的冲击,对故乡的经济发展评价越差;另一方面也说明,目前我国乡村振兴战略中的经济发展、利好政策以及医疗教育保障等信息宣传不到位,没能使得农民工获得积极的故乡感

受,由此导致,即使农民工和故乡通过网络媒介形成了紧密联结,关注故乡发展变化,其获取到的信息也没能扭转农民工对故乡社会保障等方面的评价,甚至对经济预期具有负面感受。

表 5 故乡联结对农民工故乡感知的边际影响

变量	环境感知因子	经济感知因子	保障感知因子
故乡联结(拟合值)	0.267*** (0.025)	-0.559*** (0.020)	-0.029 (0.018)
亲缘	0.031*** (0.006)	0.131*** (0.007)	0.005 (0.006)
地缘	0.056*** (0.006)	0.164*** (0.005)	0.002 (0.005)
控制变量	控制	控制	控制
N	765	765	765

其次,本文估计了模型(4),以检验新型故乡联结和故乡感知对农民工返乡决策的影响(见表6)。结果显示,农民工对故乡的环境感知、经济感知和保障感知均在1%的显著水平上对其返乡行为具有正向影响。这说明,农民工对故乡发展的感受和评价越好,越有利于促进其回流。将三个故乡感知中介变量纳入模型后,新型故乡联结的影响系数仍显著为正,表明在捕捉中介效应之后,其对返乡行为存在直接效应,或存在除了故乡感知外的其他中介效应*。

表 6 故乡联结、故乡感知对农民工返乡行为的边际影响

变量	是否返乡	稳健标准误
环境感知因子	0.030***	0.001
经济感知因子	0.171***	0.002
社会保障感知因子	0.022***	0.001
故乡联结(拟合值)	0.198***	0.007
亲缘	0.090***	0.002
地缘	-0.001	0.002
控制变量	控制	
N	765	

将表5和表6的结果结合起来观察可知,新型故乡联结在农民工返乡决策中的作用机制因不同方面的故乡感知而异。具体而言,环境感知存在正向中介效应,经济感知存在负向中介效应,社会保障感知则由于在模型(3)的回归中不显著,是否存在显著的中介效应需要进一步检验。本文运用Sobel检验来进一步判断社会保障感知的中介效应(Sobel,1982)。检验结果(P值=0.627)表明该社会保障感知的中介效应并不显著。这一结果最少有两个方面重要含义:一方面,近年来,我国绝大多数的地方县市的社会环境与自然环境方面都有了大幅度改善,而且已通过各种新型联结平台被外出的农民工真实感知到,进而转化成了返乡的实际行动;但另一方面,尽管对故乡经济状况的正面感知有利于促进农民工回流,但更加紧密的新型故乡联结却让更多的外出农民工对故乡产生负面的经济

* 由于本文关注的重点在于故乡感知带来的中介影响,并未对其他可能的中介效应进行深入分析

感知,也就是对故乡的经济信心事实上在衰退,从而抑制返乡行为。导致这种结果的原因既可能是故乡经济发展确实相对更慢,也可能是发展很好但宣传不足,使得农民工仍保留故乡过去发展慢、经济差的固有认知。

五、结论与启示

基于一个在线农民工微观调研数据,本文实证分析了依托移动终端与自媒体的新型故乡联结对农民工返乡行为的影响。在有针对性地解决了由遗漏变量和反向因果导致的潜在内生性问题之后,模型估计获得了稳健的、一致的结果。结果表明,比起农民工与故乡的天然亲缘、地缘联结作用,新型故乡联结在促进其返乡中发挥更大的作用,表现为对返乡概率更高的边际贡献。这些结果意味着农民工依托移动终端和自媒体与故乡之间搭建的新型联结方式已经在很大程度上超过了天然的联结方式,并深刻地影响其选择是否返乡。新型故乡联结的作用机制分析结果表明,农民工对故乡环境、经济与社会保障的正面感知都会显著促进其返乡,但新型故乡联结只对环境感知有正面影响,对经济感知是负面的,对社会保障感知无显著影响。这意味着,环境感知存在正向中介效应,经济感知存在负面中介效应,社会保障感知无显著中介效应。

上述结论对于推动我国乡村振兴和城乡协同发展具有重要启示。引导城乡间要素(特别是劳动力要素)的充分、有序流动意义重大。其中,如何能把离开农村进入城市的农民工特别是新生代农民工吸引回来、参与到故乡的经济建设与社会发展中,就成了从中央到地方上必须着力解决的问题。然而,多数既有的鼓励政策与措施效果十分有限。本文的研究结论对于破局最少有两方面建议:首先,要充分利用蓬勃发展的各类自媒体平台 and 信息技术,强化与外出农民工之间的互动。本文的研究结果表明,由网络媒体带来的新型故乡联结有助于通过与农民工建立互动吸引其返乡。因此,地方政府应在做好当地发展大计、为农民工“筑好巢”的同时,积极建立外出农民工动态数据库,通过建设和维护好各类自媒体宣传平台,主动把故乡的发展大计、重大举措等利好信息推送给外出的农民工,提高其对故乡经济发展前景的预期与信心,这样才更可能“引回凤”。其次,地方政府要充分利用国家政策,调动地方资源,为农民工返乡创造更具有吸引力的就业与创业环境。中介分析的结果表明,对于外出农民工而言,经济因素,尤其是关系个人与家庭发展的就业与创业机会,是其选择去什么地方的重要考虑因素。这一点与地方上希望吸引其回去建设家乡并不矛盾。农民工与故乡之间的天然联结使得其较非故乡人更有可能成为被吸引的对象,但这一点并不能成为其返乡的充分条件。事实上,很大程度上正是由于缺乏充分的就业创业条件,农民工才选择离开家乡外出就业。因此,吸引已经外出的农民工回流,根本上还需要在就业、创业环境与机会上多做文章、做实文章。

参 考 文 献

1. Constance, L. Return Migration to Malta: Neither Failed Immigrants nor Successful Guest Workers. *Journal of Sociology*, 1989: 46~49
2. Duval, D. T. Linking Return Visits and Return Migration Among Commonwealth Eastern Caribbean Migrants in Toronto. *Global Networks*, 2004: 36~39
3. Gibbs, J. P., Coleman, J. S. Foundations of Social Theory. *Social Forces*, 1990, 69(2)
4. Kish, L. Survey Sampling. *American Political Science Review*, 1965, 59
5. Lucas, Robert, E. B. The Economic Well-Being of Movers and Stayers: Paper Prepared for Conference on African Migration in Comparative Perspective, Johannesburg. South Africa, 2003: 4~7
6. Polgreen, L. A., Simpson, N. B. Happiness and International Migration. *Journal of Happiness Studies*, 2011: 371~374
7. Sobel, M. E. Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models. *Sociological Methodology*, 1982, 13
8. Stark, O., Bloom, D. E. The New Economics of Labor Migration. *The American Economic Review*, 1985, 75(2): 173~178
9. 程广帅, 谭宇. 返乡农民工创业决策影响因素研究. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(1): 119~125

10. 冯旭南. 中国投资者具有信息获取能力吗——来自“业绩预告”效应的证据. 经济学(季刊), 2014, 13(3): 1065~1090
11. 龚明远, 周京奎, 张 朕. 要素禀赋、配置结构与城乡收入差距. 农业技术经济, 2019(6): 57~69
12. 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究. 经济研究, 2014, 49(S1): 116~131
13. 金勇进, 张 喆. 抽样调查中的权数问题研究. 统计研究, 2014, 31(9): 79~84
14. 蒯鹏州. 教育、预期工资与农村剩余劳动力的转移决策——基于一组来自东莞的数据. 农业技术经济, 2010(4): 12~19
15. 匡远凤. 人力资本、乡村要素流动与农民工回乡创业意愿——基于熊彼特创新视角的研究. 经济管理, 2018, 40(1): 38~55
16. 梁 辉. 信息社会进程中农民工的人际传播网络与城市融入. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(1): 111~118
17. 刘俊威, 刘纯彬. 农民工创业性回流影响因素的实证分析——基于安徽省庐江县调研数据. 经济体制改革, 2009(6): 85~89
18. 刘祖云, 姜 姝. “城归”: 乡村振兴中“人的回归”. 农业经济问题, 2019(2): 43~52
19. 孙学涛, 李 旭, 戚迪明. 就业地、社会融合对农民工城市定居意愿的影响——基于总体、分职业和分收入的回归分析. 农业技术经济, 2016(11): 44~55
20. 王春光. 新生代农村流动人口的社会认同与城乡融合的关系. 社会学研究, 2001(3): 63~76
21. 王 能, 李万明. 财政分权、城市化与城乡收入差距动态关系实证分析——基于向量自回归模型. 农业经济问题, 2016(9): 32~41
22. 吴兴陆, 亓名杰. 农民工迁移决策的社会文化影响因素探析. 中国农村经济, 2005(1): 26~32
23. 谢 勇, 周润希. 农民工的返乡行为及其就业分化研究. 农业经济问题, 2017(2): 92~101
24. 熊 波, 林 丛. 农村居民养老意愿的影响因素分析——基于武汉市江夏区的实证研究. 西北人口, 2009(3): 101~105
25. 张桂金, 刘小敏. 乡城移民的乡土文化认同及其影响机制——基于全国流动人口监测数据的分析. 南方经济, 2018(11): 121~136
26. 赵 峰, 星晓川, 李惠璇. 城乡劳动力流动研究综述: 理论与中国实证. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(4): 163~170
27. 周葆华, 吕舒宁. 上海市新生代农民工新媒体使用与评价的实证研究. 新闻大学, 2011(2): 145~150

The Impact of New Media-based Home County Connection on the Return of Rural-urban Migrants

CHEN Juhui, ZHU Qiubo, BAI Junfei

Abstract: Based on an online survey data set, this study estimates the impact of New Media-based Home County (NMHCC) on rural-urban migrants returning behaviors. Instrumental regression is used to deal with the endogeneity issue. The results show that NMHCC plays a significantly positive role in their return. The mediating effect analyses show that migrants' perspective of their home county's environment is an important positive transmission between NMHCC and the return of migrants, while positive their perspective on economic development in their home county plays a negative transmission role. In order to attract migrant workers to return home, local governments should not only improve the employment and entrepreneurship environment for migrant workers, but also pay more attention to the use of new media to enhance migrant workers' expectations and confidence in the economic development of their hometown, actively establish connections and interactions with migrant workers, and publicize local economic development plans and major policies and measures. The findings have important implications for the local talents' policy-making in promoting the rural revitalization and coordinating the development of rural and urban in China.

Keywords: Rural-urban migrants; Returning; New media-based home county connection

责任编辑: 李玉勤