

劳动力外流、社会网络变迁与小农生产 用工市场化

朱月季¹, 张 诚^{1,2*}, 王 芳¹

(1.海南大学 国际商学院, 海南 海口 570228;
2.中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)



摘 要 小农生产的劳动合作转向市场化雇工折射出中国乡村传统社会网络的变迁, 由外出务工机会引发的农村劳动力资源持续外流可能是促发小农生产市场化雇工的关键因素。从小农社会网络变迁视角出发, 基于中国香蕉主产区广东、云南、海南三省蕉农数据, 实证分析劳动力外流对小农生产用工决策的实际影响; 进一步从社会网络的强度和广度两个维度探究社会网络变迁对小农生产用工决策的作用机制。研究表明: 第一, 劳动力外流显著促进农业家庭经营的用工市场化, 推动小农生产用工方式从“换工”转为“雇工”; 第二, 劳动力外流削弱了小农在农村本地的社会网络“强度”, 拓宽了其社会网络“广度”; 前者显著抑制了小农生产用工的市场化转变, 而后者对小农生产用工的市场化存在明显促进作用。农村劳动力外流导致小农社会网络的瓦解与重构, 并进一步诱致了中国乡村社会情境下小农市场化用工制度的演化, 厘清小农生产制度的自然演化过程能够为小农生产合作的专业化与组织化提供参考。

关键词 劳动力外流; 生产用工市场化; 社会网络; 处理效应模型; 制度变迁

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2025)04-0129-14

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.04.012

小农分散经营且数量庞大是中国的基本农情, 如何实现小农与现代农业有机衔接是乡村振兴战略实施面临的重要挑战, 也是中国能否在 2035 年基本实现社会主义现代化目标的关键。根据国民经济和社会发展统计公报, 2023 年末中国农村人口仍有约 4.77 亿。经营耕地 10 亩以下的农户约为 2.1 亿, 小农户占农业经营户数量的 98%^①。较低的农业规模化与组织化程度将直接影响农业的产业化与现代化进程, 农户农业收入难以显著提升。2007 年颁布实施的《中华人民共和国农民专业合作社法》, 旨在着力推进小农生产合作组织的创建, 试图通过资源整合与专业分工来进一步激发乡村经济活力。然而, 现实中合作组织的运行与农民利益脱钩, 使得小农户对接大市场的制度目标难以实现^[1]; 加之农业合作社存在规模小、规范化程度不足、空壳社较多等突出问题^[2], 部分小农户已经脱离合作社的运营。难道小农自身没有生产合作的内在需求吗?

事实上, 以家庭为基本生产单位的小农之间历来就有互惠合作的生产传统, 他们自发地配置劳动力资源, 通过合作生产来维持家庭生计^[3]。由于农业生产具有严格的时令性与季节性, 农忙时期的小农家庭难以满足生产中劳动力投入的要求, 加之早期农业技术相对落后、机械作业不经济等问题, 分散的小农群体形成了以亲缘、血缘或邻里关系为基础的小范围的生产合作联盟^[4]。在过去较长的

收稿日期: 2024-08-01

基金项目: 国家自然科学基金项目“社会网络视角下小农市场化雇工制度演化过程与机理研究”(72363010); 财政部和农业农村部国家现代农业产业技术体系资助项目(CARS-31)。

*为通讯作者。

① 数据来源于《国务院关于加快构建新型农业经营体系推动小农户和现代农业发展有机衔接情况的报告》。http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202112/e0995f9916d747e38bcc7deafda97048.shtml.

历史时期内,小农依靠“换工”这种情感联结下的劳动力交换行为来满足自身家庭农业生产的需要^[5]。这种不涉及明晰金钱交易的合作方式既帮助农户集结必要的劳动力资源,又增进合作所需的情感联结基础^[6]。然而,看似稳定的传统小农合作方式已悄然发生改变,农业生产方式正由原本的自耕、互惠互助式合作演变为“雇工”这种趋于劳动力市场的货币交换合作^[5,7]。这种小农生产合作过程中用工方式的自然转变具有重要的积极意义,凸显出小农生产合作的内在需求以及合作秩序在质上的“跨越”。在此背景下,小农之间近乎稳定的基于互惠互助生产合作的“换工”行为为何会逐渐被基于价格的市场化“雇工”所取代,小农劳动合作走向市场化背后的驱动因素是什么?重视并深刻理解这一制度变迁将有助于政策设计更加顺应小农生产合作的自然演化趋势,从而加快推进小农群体与现代化农业的对接。

现有关于小农用工方式演变的研究大部分限于案例分析或质性研究。不同于《禄村农田》中提及的农业生产中的封建性地主雇工^[6],现代农业“雇工”是一种商品经济发展下的现实产物,它取代以往低经济水平下不充分劳动力价值形态的“换工”劳动^[8],映射出特定社会结构基础上的小农生存策略。虽然农民的“换工”行为使得村落共同体资源得以充分利用,但农村劳动力的外流与农业市场化的不断推进,最终还是催生了更多的农民选择从事以市场为导向的农业雇佣生产^[9]。这种市场化农业“雇工”行为的出现与农民工的流动密切相关,一方面调节农村劳动力的空间分布不均,另一方面也在更大范围内推进中国农业的规模化、一体化经营,对中国传统农业转向现代农业具有积极作用^[10]。这也反映出小规模农户应对劳动力外流和季节性劳动力紧缺时的用工决策^[11],是在传统换工充满不确定性状况下的理性抉择^[5]。由此,劳动力资源流动以及市场化思想的传播可能是农民劳动合作制度转向基于市场化的“雇工”行为的重要现实诱因。农民的“换工”行为向“雇工”的转换,预示着乡村差序格局的原有社会结构正在弱化,但这些社会关系的“嵌入”又使得市场化雇佣合作制度得以顺畅运行^[12]。

回顾已有文献发现,尽管小农劳动合作制度演化得到学界较多关注,但鲜有文献从社会网络变迁视角对此现象进行充分解构,尤其是劳动力外流可能引起小农社会网络变迁,进而促发小农用工制度的自然演化,这一影响机制有待探明。本文试图从三个方面做进一步的探索:第一,从新的小农社会网络变迁视角出发,搭建“劳动力外流—社会网络变迁—小农用工决策”的理论框架,借此剖析劳动力资源外流促发小农劳动合作制度变迁的内在逻辑。第二,从“广度”和“强度”多维度考察小农社会网络的作用,讨论劳动力外流对小农社会网络不同维度可能存在的异质效应,进一步分析对小农劳动用工决策的异质性影响,为解释农村劳动力外流促进小农劳动合作秩序转变提供更多详细证据。第三,利用处理效应模型(treatment effect model, TEM)和中介效应模型实证分析劳动力外流对小农生产合作制度演变的影响效应,解决潜在的样本自选择问题,对以往质性研究或案例分析研究进行量化研究补充。

一、理论分析

中国农业走向现代化需要解决分散在农村地区的小规模农户的组织化以及专业化问题。一方面,农民专业合作社作为一种具有乡村共同体作用的农民合作交流组织^[13],似乎并未很好地实现小农户与大市场有效衔接的政策目标;另一方面,农村社会小农自发的生产合作制度的演化表明乡村市场经济下小农对劳动合作的内在需求发生了变化。小农家庭之间基于互惠互助的“换工”行为正逐渐被基于价格的市场化“雇工”行为所替代。这一转变本质上极大地扩展了小农之间合作的范围,即合作关系不再局限于小农家庭的亲缘、邻里等社会网络关系,势必从更高的层次上促进农业生产合作的专业化与现代化。也因此,本文选取小农社会网络变迁的视角探究小农群体自发形成的合作制度演变背后的驱动因素以及作用机制。

1. 劳动力外流对小农社会网络结构的冲击

小农社会网络是基于中国乡村差序格局构建的人际关系网络,蕴含着中国乡村社会独特的伦理

价值,是农业生产活动中小农群体互惠互助的基石,也是农业规模化经营的社会基础^[14-15]。一方面,该社会网络最初是以亲缘、地缘关系为核心构建的农业生产生活秩序^[16],家庭劳动力资源通常用于有限的农业生产活动,很难有其他替代就业机会。正因如此,小农家庭的劳动力资源潜在价值被严重低估,在非农忙季节劳动力常常赋闲在家,导致农村存在大量剩余劳动力。但这却在一定程度上维持了传统小农社会网络的稳固性。另一方面,通过经济体制改革不断解除劳动力流动的制度性障碍,中国城乡二元分割局面得以改善,要素流动壁垒逐步消除,农村大量劳动力退出低生产率的农业和农村,跨城乡、地域、产业和行业流动,进入城市和沿海地区的非农产业^[17]。由此,小农劳动力资源的价值在非农产业的市场上得到重新定义,小农基于差序格局的社会网络关系也得以在市场中不断延伸拓展。而要解释这种农村社会结构中差序格局的变迁,往往可以从资源稀缺性的变化入手^[18]。

在传统农业生产活动中,劳动力资源丰富,生产合作制度相对稳定。然而,伴随劳动力资源外流和市场化思想的传播,小农间自发性互助协作的可行性日趋降低,农业生产活动中原有的传统社会网络关系受到冲击,越来越多的小农选择利用市场交易的秩序代替原有的互惠互助模式,从而逐渐形成生产活动新的社会规范。从社会网络视角出发,本文将“强度”与“广度”两个指标纳入小农社会网络的维度中进行分析。其中,“强度”是指建立在“亲缘”或“地缘”等基础上的衡量农户之间联系紧密程度的维度指标,可以通过“受访者与普通村民的紧密关系”来衡量^[19];“广度”则是衡量小农社会网络联系广泛性的维度指标,可以通过“与受访者关系紧密(至少每周都有联系)的农户数量”来衡量。

劳动力外流可能导致农户社会网络的“强度”被削弱,而“广度”增加。一方面,小农外出务工可能会对其自身基于亲缘、地缘等关系构建的社会网络产生负向影响,即外出务工农户跟原有村落内的村民之间的联系可能随着外出时间增加而逐渐弱化;另一方面,小农外出务工拓展了基于业缘的人脉关系,农户的社会资本增加使得小农开始基于新的社会联系来构建群体互动的新秩序,其社会网络“广度”得到拓展。依靠相对自由的市场力量,小农的合作范围得到了明显扩大。由此,劳动力外流对小农社会网络的影响是具有异质性的。解构劳动力外流对小农劳动合作制度变迁的影响时,有必要从不同维度考察社会网络的瓦解、重构过程,并在探究社会网络对制度变迁的影响过程中进行必要的社会网络异质性分析。

2. 劳动力外流影响小农劳动合作制度变迁的理论逻辑

在外出务工的过程中,小农社会网络在业缘关系中得以拓展和重构,这虽弱化了小农长期保持的乡村社会网络关系,但却拉伸了小农纵向交往的长度^[20]。基于“劳动力外流—社会网络变迁—小农用工决策”的理论框架来分析劳动力外流对小农生产合作制度变迁的影响较为贴近现实。

首先,劳动力外流冲击小农原有社会网络的主要诱因是劳动力资源的稀缺。农村劳动力外流不是同质劳动力的转移过程,而是具有高度筛选性的,这就导致农村青壮年劳动力的流失,留守劳动力结构恶化,降低小农资源配置效率和生产能力^[21-22],使得农村劳动力难以再通过互助互惠式生产合作联盟满足家庭农业生产需要。其次,劳动力外流不仅改变小农基于乡村差序格局构建的原有社会网络关系,也使得小农群体萌生出关于农村劳动力市场的意识。外出务工经历扩大了小农的社交视野,使其意识到自身劳动力在市场上的价值,这改变了小农参与农业生产的机会成本。当外出工作与务农工作产生劳动力配置冲突时,小农需要做出理性的用工决策,权衡成本与收益。这可能会对原有互惠式生产合作制度造成损害,使得小农原有生产合作联盟面临瓦解的风险。再次,从事农业生产的劳动力价格的出现和较低的交易费用也为生产合作制度的变迁提供了动力。农村劳动力市场的出现在某种程度上是一种新制度的“涌现”,新合作制度的形成是基于特定社会网络互动的结果^[23]。凡是农民内部自愿形成的合作制度,就一定能够改善双方福利。尽管农村市场化进程加快了农村制度变迁,但小农原有的基于亲缘、地缘的社会网络仍在发挥作用^[24],不同之处是劳动合作逐渐被市场力量所主导,基于互惠原则的劳动合作转变成更为松弛的市场化雇工制度。有趣的是,亲缘或邻里熟人关系的家庭之间也一并遵循劳动市场价格支付劳动报酬,相对灵活的、交易费用更低的市场化合作制度得到广泛认同^[25]。因此,劳动力外流在一定程度上促发了农业生产合作的商业化。最后,劳

动力外流反而迫使小农摒弃原有互惠式劳动合作,发展出符合现代需求的更广范围的合作制度。小农之间自发形成的“换工”作为一种基于传统社会网络的互惠合作制度,亲缘或邻里熟人关系是其传统社会网络形成的重要纽带,但这种传统社会网络将每一个互助“联盟”的合作范围局限于少数家庭范畴。而“雇工”突破了传统社会网络,当基于价格的具有市场化属性的“雇工”开始替代基于传统社会网络的“换工”行为,小农家庭生产合作的范围将不再局限于乡村差序格局内以亲缘、血缘和邻里关系为基础的社会网络,由此其生产合作范围将不断扩大。

可从社会网络的“广度”与“强度”两个维度理解上述分析。劳动力外流使得小农社会网络“强度”被削弱,家庭劳动力缺失以及双方关系弱化瓦解了农户之间的近乎稳定的互惠合作联盟。农户在外务工的过程中拓展了自身的业缘关系,社会网络“广度”的扩大可以更加有效地实现市场化资源的合理配置。由于劳动力外流对小农社会网络可能存在异质效应,在分析时同样需要考虑社会网络对小农雇工决策可能带来的异质性影响。农户社会网络“强度”代表小农群体间的既定合作关系的稳固程度,高“强度”的小农群体关系,将有助于农户通过互惠互助式合作来填补家庭农业生产所需劳动力空缺,从而抑制农村用工的市场化转变,形成明显的向后“拉力”;而劳动力外流对小农社会网络“强度”带来的“削弱效应”将弱化小农群体内部关系的稳固性,从而瓦解农户间稳定的互惠互助式合作联盟,最终“推动”农村生产用工的市场化转变。在外务工增加小农社会网络“广度”的情况下,亲缘或地缘关系不再是小农家庭合作考虑的唯一要素,合作对象由亲戚、邻居朋友扩展到邻村不熟悉的其他家庭。借助村落之间关键人物的社会关系“联结”,以市场价格信号寻求更广范围的农业生产合作。由此,小农可能出现淡化传统人情关系的倾向,减少维系原有社会网络中人情往来的交易费用,“推动”小农生产劳动合作秩序转向市场化。根据以上理论分析,本文通过“强度”和“广度”两个指标测度小农社会网络,探析劳动力外流对小农社会网络不同维度产生的异质效应及其对小农劳动合作制度演化可能的“推一拉”异质性影响。劳动力外流对小农生产用工决策的作用路径如图1所示。

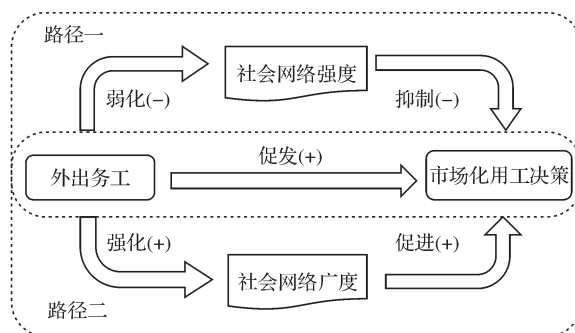


图1 劳动力外流对小农生产用工决策的作用路径

二、数据来源、变量选择与模型设定

1. 数据来源

本文数据来源于课题组2019年7—10月在中国香蕉主产区开展的农户问卷调查。课题组首先选定广东、云南和海南省作为主要调查区域,3省在2018年的香蕉种植面积占全国香蕉总种植面积的67.75%。为使样本农户具有统计上的代表性,调研采用分层随机抽样法选取样本,最终选定3个省份的14个市县展开调查,每个市县选取3~5个镇,并在其中随机选取种植香蕉的行政村,为避免同质化问题,在每个村平均随机抽取的样本约15个。在正式调研前,课题组在海南省内完成了预调研,根据反馈情况对调查问卷中的部分问题进行了讨论、修正与补充。问卷由调研员对农户进行一对一访谈完成,选取充分了解自身家庭情况的户主或其配偶作为受访者,在最大程度上保证了问卷质量、减少了数据偏误。调研内容主要包括香蕉种植户的个人特征、家庭特征、种植特征以及社会网络特征等。选定变量后,剔除了数据缺失样本,最终获得有效样本609份,具体调研样本分布情况见表1。

为确保实证结果的可靠性,本文采用SMOTE算法(synthetic minority oversampling technique, SMOTE)生成样本平衡的数据集。原始数据虽已按照分层随机抽样获取,但外出务工农户占总样本量的10%。考虑到样本分布不平衡易引致估计误差等统计推断问题,从技术层面对参与外出务工的样本(少数类)进行过采样是必要的。通过添加少数类样本以平衡类别分布,SMOTE算法在降低过

拟合风险的同时提高了模型的泛化能力^[26]。其中,算法关键指标“合成样本数量”(dup_size)在本文中被赋值为9,以此控制新合成少数类样本量为原始数据集中样本数量的9倍;调节参数“最近邻值”(K)设置为5,代表算法会基于原始样本周围的 k 个最近邻样本来合成新的少数类样本。最终,算法生成新的少数类样本量为 $57\times 9=513$ 个。据此,合成后的新样本将有助于规避不平衡数据导致的潜在有偏估计和统计显著性等问题。下述回归分析均基于平衡样本(共计1122个观测值)进行估计。

2. 变量选择

(1)被解释变量:市场化用工。对农户而言,打破传统的用工观念,以“雇工”代替“换工”,让市场决定劳动力资源配置,是农户生产合作转向市场化最为直接的表现形式。通过询问农户“农忙时节是否会请亲戚朋友帮忙?”和“请亲戚朋友帮忙是否需要付费?”来考察农户的用工决策。当两个问题均回答“是”时,表示农户的用工方式由互惠互助的劳动合作转为基于市场交易的劳动雇佣,此时被解释变量赋值为1,否则赋值为0。

(2)核心解释变量:外出务工。由于本文关注的是农村劳动力外流对农户生产合作制度的影响,以外出务工表征农民家庭的劳动力外流情况是合理有效的。

(3)控制变量^①:农户市场化用工决策不仅受到外出务工导致的家庭劳动力资源缺失的影响,也受到农户的个人特征、家庭资源以及生产经营特征等因素影响。参考前人研究^[27-30],将以下个人特征变量纳入模型,即年龄、性别、务农年限、教育年限、健康状况和风险态度。在家庭特征方面,选取配偶健康状况和村干部为控制变量。农地特征方面,纳入土地面积、土地块数、土壤肥力、土地流转等生产经营特征展开分析^[31-34]。此外,务农人数、农机服务、年销售额和技术培训亦对农户的务工决策与用工市场参与存在影响^[28,35],需加以控制。为规避外部特征对劳动力市场与小农用工决策的冲击,参考杨青等^[36]、高鸣等^[37],将政策补贴、收购价格和务工难易程度纳入控制变量。

(4)工具变量:客运站距离,表示受访农户家庭至最近客运中心的距离。此指标直观反映当地农户属地内的交通可达性与便利性。通达的交通基础设施是农村劳动力外流的有效推力。因此,“客运站距离”与农户外出务工决策之间可能存在显著负向关联,即距离越远,外出务工的可能性越低。而对于农户的市场化用工决策而言,“客运站距离”对其不应有直接影响。换言之,农户是否依托市场化用工,更多基于家庭要素禀赋、当地劳动力市场成熟度以及其他社会经济特征,而非客运站距离。基于此,满足相关性与排他性的“客运站距离”变量可作为本文的有效工具变量。

(5)中介变量:农户的社会网络特征。本文旨在从小农社会网络变迁的视角来研究劳动力外流对农户生产合作制度的影响,考虑到外出务工存在削弱农户传统社会网络及促进新的社会网络形成的可能性,以“强度”和“广度”作为衡量农户社会网络特征的两个重要维度。其中,“强度”通过“受访者与普通村民的紧密关系”(5级李克特量表打分)来衡量,农户“广度”则以“与受访者关系紧密(至少每周都有联系)的农户数量”表征。上述变量的具体定义及说明详见表2。

3. 描述性统计分析

由表2可知,1122个香蕉种植户中约有43.0%的农户认为外出寻求一份工作比较容易。样本农户在生产过程中采用市场化用工的比例约为21.0%,反映出农户在农业市场化程度较高情况下的精打细算^[9],也说明样本农户的市场化合作意识仍不强烈,基于家庭的小规模生产仍占主体地位。此外,社会网络特征中,受访者的广度均值约为20.804,强度约为4,表明香蕉种植户跟本地的社会网络关系总体上较为紧密。表3报告了外出务工决策下农户的市场化用工情况。

表1 调研样本分布情况

| 省份 | 市/区/县 | N |
|-----|--|-----|
| 广东省 | 高州市、雷州市、廉江市、遂溪县、徐闻县 | 207 |
| 云南省 | 保山市、临沧市、普洱市、德宏傣族景颇族自治州、文山壮族苗族自治州、西双版纳傣族自治州 | 178 |
| 海南省 | 昌江黎族自治县、澄迈县、临高县 | 224 |

① 在处理效应模型中,已有文献对控制变量的选取多基于选择方程,也可以基于结果方程,本文采用常见做法,将影响农户外出务工决策的变量同时作为结果方程的控制变量。

表2 变量定义与描述性统计

N=1122

| 变量 | | 变量说明 | 均值 | 标准差 |
|-------|--------|---|--------|--------|
| 被解释变量 | 市场化用工 | 农忙时节,您家是否进行市场化雇工:否=0;是=1 | 0.210 | 0.408 |
| | 外出务工 | 过去一年,您是否外出务工过:否=0;是=1 | 0.508 | 0.500 |
| 核心变量 | 性别 | 女=0;男=1 | 0.844 | 0.363 |
| | 年龄 | 受访者年龄 | 47.231 | 8.764 |
| | 务农年限 | 受访者务农时长 | 23.491 | 10.544 |
| | 教育年限 | 受访者受教育程度 | 8.154 | 2.656 |
| | 健康状况 | 受访者健康状况:非常不健康=1;不健康=2;一般=3;比较健康=4;非常健康=5 | 4.073 | 0.929 |
| | 风险态度 | 受访者是否倾向于稳妥行事:否=0;是=1 | 0.920 | 0.272 |
| | 配偶健康 | 受访者配偶健康状况:非常不健康=1;不健康=2;一般=3;比较健康=4;非常健康=5 | 3.929 | 0.931 |
| | 技术获取 | 在香蕉种植管理过程中,您是否主要通过“自我摸索”来解决问题:否=0;是=1 | 0.225 | 0.418 |
| | 村干部 | 家中是否有人在政府、事业单位工作或做村干部:否=0;是=1 | 2.201 | 0.797 |
| | 务农人数 | 家中务农人数 | 3.144 | 7.501 |
| 控制变量 | 土地亩数 | 家庭总种植面积/亩 | 0.720 | 0.449 |
| | 土地块数 | 香蕉种植地块数 | 0.032 | 0.176 |
| | 土地肥力 | 您认为您家土地是否肥沃:不肥沃=0;肥沃=1 | 0.225 | 0.418 |
| | 土地流转 | 2018年,是否对外流转过土地:否=0;是=1 | 0.243 | 0.429 |
| | 农机服务 | 2018年,是否购买了农机服务:否=0;是=1 | 0.603 | 0.489 |
| | 年销售额 | 2018年,家庭香蕉总销售收入/万元 | 15.737 | 57.010 |
| | 技术培训 | 2018年,是否参加过香蕉种植/销售等方面的培训:否=0;是=1 | 0.480 | 0.500 |
| | 政策补贴 | 2018年,是否获得过香蕉经营补贴:否=0;是=1 | 0.098 | 0.298 |
| | 收购价格 | 2018年,香蕉的平均收购价格/(元/千克) | 2.338 | 0.816 |
| | 务工难易程度 | 您认为外出务工工作是否好找:否=0;是=1 | 0.430 | 0.495 |
| 中介变量 | 广东省 | 样本获取地为广东省:否=0;是=1 | 0.311 | 0.463 |
| | 海南省 | 样本获取地为海南省:否=0;是=1 | 0.327 | 0.469 |
| | 云南省 | 样本获取地为云南省:否=0;是=1 | 0.362 | 0.481 |
| | 强度 | 与本村普通村民的联系紧密程度:毫无联系=1;联系较少=2;一般=3;联系较多=4;联系紧密=5 | 3.918 | 0.858 |
| | 广度 | 与您联系紧密(至少每周都有接触)的农户数量 | 20.804 | 29.154 |
| 工具变量 | 客运站距离 | 受访者家距最近客运站距离/千米 | 6.575 | 7.436 |

表3 外出务工决策下农户的市场化用工情况

| 分类 | 非外出务工农户 | | 外出务工农户 | | 样本数 |
|--------|---------|--------|--------|--------|-----|
| | 样本数 | 占比/% | 样本数 | 占比/% | |
| 非市场化用工 | 479 | 86.775 | 407 | 71.404 | 886 |
| 市场化用工 | 73 | 13.225 | 163 | 28.596 | 236 |

由表3可知,相比没有外出务工的农户,外出务工农户的市场化用工占比高出近16%。但这并不能说明农户进行市场化用工就是外出务工引起的,为此进一步列示了两组农户之间有关变量的样本均值差异如表4。对比发现,在1%的统计水平上,外出务工组的市场化用工均值比非外出务工组均值高0.154。这一结果直观说明了外出务工对农户进行市场化用工有显著的正向影响。上述均值差异只是初步反映了外出务工与非外出务工的两类农户的市场化用工差异,后文将采用处理效应模型进行更加严谨的实证分析。

4. 模型设定

(1)处理效应模型。农村劳动力转移主要是由城乡间预期收入差距造成的^[38]。农户通过衡量外出就业带来的预期收益和机会成本来决定是否外出务工,同时,外出务工跟农户自身的能力紧密关联,农户决策具有明显的自我选择特征。考虑到可观测因素和不可观测因素对农户务工决策及市场

表4 外出务工与非外出务工样本农户有关变量的样本均值差异

| 变量 | 外出务工组 | 非外出务工组 | 差异 | 变量 | 外出务工组 | 非外出务工组 | 差异 |
|-------|--------|--------|------------|-----------|-------|--------|------------|
| 市场化用工 | 0.286 | 0.132 | 0.154*** | 土地肥力 | 0.718 | 0.723 | -0.005 |
| 性别 | 0.863 | 0.824 | 0.039* | 土地流转 | 0.016 | 0.049 | -0.033*** |
| 年龄 | 45.565 | 48.951 | -3.386*** | 年销售额 | 7.196 | 24.556 | -17.361*** |
| 务农年限 | 21.179 | 25.879 | -4.700*** | 农机服务 | 0.756 | 0.446 | 0.310*** |
| 教育年限 | 8.274 | 8.031 | 0.243 | 技术培训 | 0.577 | 0.379 | 0.199*** |
| 健康状况 | 4.181 | 3.962 | 0.219*** | 政策补贴 | 0.140 | 0.054 | 0.086*** |
| 风险态度 | 0.975 | 0.862 | 0.113*** | 收购价格 | 2.346 | 2.330 | 0.016 |
| 配偶健康 | 3.995 | 3.861 | 0.134** | 务工难易程度 | 0.467 | 0.391 | 0.075** |
| 技术获取 | 0.072 | 0.382 | -0.310*** | 广东省 | 0.277 | 0.346 | -0.069** |
| 村干部 | 0.198 | 0.290 | -0.092*** | 海南省 | 0.279 | 0.377 | -0.098*** |
| 务农人数 | 2.202 | 2.199 | 0.002 | 云南省 | 0.444 | 0.277 | 0.167*** |
| 土地亩数 | 20.774 | 44.783 | -24.009*** | 客运站距离(IV) | 4.838 | 8.368 | -3.529*** |
| 土地块数 | 3.058 | 3.234 | -0.176 | | | | |

注:*,**和***分别表示估计系数在10%、5%和1%水平上显著;后表同。

化用工决策的影响,本文借鉴已有研究^[1,39],采用处理效应模型实证分析外出务工对农户市场化用工决策的影响。处理效应模型的估计步骤分为以下两个阶段:

第一阶段构造选择方程。借助潜变量模型来考察农户的外出务工决策行为。首先,假定农户是风险中性且追求利益最大化的。其次,将“外出务工(W_i)”作为处理变量,假设 W_{li}^* 为农户外出务工所获得的预期利益, W_{oi}^* 为农户不外出务工时所获得的预期利益;当且仅当外出务工利益大于非外出务工利益时,即 $W_i^* = W_{li}^* - W_{oi}^* > 0$ 时,农户选择外出务工;当 $W_i^* = W_{li}^* - W_{oi}^* \leq 0$ 时,农户不外出务工。最终,农户是否外出务工可用如下公式表示:

$$W_i^* = \gamma z_i + u_i, W_i = \begin{cases} 1, & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0, & \text{if } W_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, W_i^* 是一个受多种因素共同影响且无法观测的潜变量,但农户的二元选择行为可以通过微观数据准确判断。当 $W_i = 1$ 时,表明第 i 个农户选择了外出务工;当 $W_i = 0$ 时,表明第 i 个农户选择了不外出务工。 Z_i 是影响农户是否外出务工的各类变量,包括农户的个人特征、家庭特征和种植特征等; γ 是待估计系数向量; u_i 是随机误差项。

第二阶段构造结果方程。被解释变量 S_i 为市场化用工变量, X_i 是影响农户参与市场化用工的多种因素, ϵ_i 为结果方程的随机误差项。

$$S_i = X_i \lambda_1 + W_i \lambda_2 + \epsilon_i \quad (2)$$

通过TEM模型可以有效地修正可观测因素与不可观测因素所带来的估计偏误,一方面可以直接估计外出务工对农户市场化用工影响的边际效应,另一方面可以通过计算无偏的平均处理效应(average treatment effect, ATE),以此来验证外出务工与农户市场化用工决策间的关系。

$$ATE = E(S_i | W_i = 1) - E(S_i | W_i = 0) \quad (3)$$

(2)中介效应模型。常见的中介效应模型包括但不限于逐步回归分析法、Sobel检验、Bootstrap检验等,但运用上述方法对类别变量进行中介效应分析违背了“自变量 X 、中介变量 M 、因变量 Y 为连续变量”的前提假设。因此,本文参考已有研究提出的因果逐步回归分析法^[40],按照MacKinnon等提出的方法校正系数方差^[41],统一系数量尺后再检验社会网络的中介效应,以验证社会网络、外出务工与小农市场化用工之间的影响路径。

由于 X, M 和 Y 的类别变量组合存在 7 种不同形式, 仅通过单一模型估计所有组合的路径系数无法实现, 本文参考已有文献中有关类别变量中介效应分析^[42], 对照本文核心解释变量、被解释变量以及中介变量的类型, 对原始系数进行分步求解^①。本文核心解释变量与被解释变量均为二分类变量, 中介变量(强度、广度)均为连续变量。因此, 本文采用 Logistic 回归分别对原始系数 b, c 和 c' 进行估计, 而在估计系数 a 时, 采用线性回归模型进行回归分析。

针对二分类变量(X, Y)与连续变量(M), 首先重新构建异于因果逐步回归分析法原理的回归方程式:

$$Y' = i_1 + cX + e_1 \quad (4)$$

$$Y'' = i_2 + c'X + bM + e_2 \quad (5)$$

$$M = i_3 + aX + e_3 \quad (6)$$

$$i^{std} = i \times SD(\text{Independent Variable}) / SD(\text{Dependent Variable}) \quad (7)$$

式(4)~(6)中, 依照不同回归模型得出的原始待估系数暂不具有可比性, 依照式(7)对原始待估系数进行标准化处理后, 可实现原始待估系数的统一量尺化^[41, 43-44], 具体转换公式如下:

$$a^{std} = a \times \frac{SD(X)}{SD(M)} \quad (8)$$

$$b^{std} = b \times \frac{SD(M)}{SD(Y'')} \quad (9)$$

$$c^{std} = c \times \frac{SD(X)}{SD(Y')} \quad (10)$$

$$c'^{std} = c' \times \frac{SD(X)}{SD(Y'')} \quad (11)$$

借鉴文献^[41, 43-44], 本文对原始公式方差进行标准化, 利用样本数据中的 $Var(X), Var(M), Cov(X, M)$ 计算出 Y', Y'', M 的标准 Logistic 分布方差及标准差, 具体公式如下:

$$Var(Y') = c^2 Var(X) + \frac{\pi^2}{3} \quad (12)$$

$$Var(Y'') = c'^2 Var(X) + b^2 Var(M) + 2bc' cov(X, M) + \frac{\pi^2}{3} \quad (13)$$

除此之外, 原始待估系数对应的标准误也需要进行标准化处理, 计算公式如下:

$$SE(a^{std}) = SE(a) \times \frac{SD(X)}{SD(M)} \quad (14)$$

$$SE(b^{std}) = SE(b) \times \frac{SD(M)}{SD(Y'')} \quad (15)$$

$$SE(c^{std}) = SE(c) \times \frac{SD(X)}{SD(Y')} \quad (16)$$

$$SE(c'^{std}) = SE(c') \times \frac{SD(X)}{SD(Y'')} \quad (17)$$

标准化后的回归系数可以通过因果逐步回归分析法进行中介效应分析^[45], 利用标准化后的回归系数 $a^{std}, b^{std}, c^{std}$ 和 c'^{std} 来计算中介效应在总效应中的占比, 根据系数符号对社会网络、外出务工和市场化用工之间的逻辑关系进行分析。

① 当 X 和 Y 为离散变量, M 为连续变量时, 利用传统中介步骤估计系数 c 时应采用 Logit 模型, 估计系数 a 时应采用结构方程模型 (SEM) 或线性模型, 估计系数 b 应采用 Logistic 模型。

三、实证结果与分析

1. 外出务工对小农市场化劳动雇佣决策的影响分析

表5报告了TEM模型的估计结果。其中,Wald检验在1%统计水平上显著,拒绝了选择方程与结果方程相互独立的原假设。选择方程残差与结果方程残差的反双曲线正切相关性 $ath(\rho)$ 和取对数后的选择方程残差和结果方程残差协方差 $\ln(\sigma)$ 分别在5%与1%统计水平上显著,表明样本确实存在自选择效应。由于样本自选择会引发内生性问题,一定程度上会造成估计结果的选择性偏误^[46]。因此,使用处理效应模型估计外出务工对农户市场化用工的影响是更加合理有效的。

选择方程估计结果表明,工具变量“客运站距离”对“外出务工”存在显著的负向影响,说明较远的客运枢纽距离增加了农户迁移的交通成本和时间成本,限制其外流意愿,印证了工具变量的有效性。结果方程估计结果表明,核心解释变量“外出务工”在10%的统计水平上显著正向影响农户的“市场化用工”决策,这说明与未外出务工的农户相比,外出务工的家庭进行市场化用工的比例更高,外出务工有明显的促发农户市场化用工的作用。上述结果类似北方小麦区在农村劳动力约束下诱发的异地用工关系^[47],反映出小农群体的协作半径存在突破传统亲缘关系生产边界的固有趋势。

表5 外出务工对农户市场化用工的影响:处理效应模型估计结果

| 变量 | 选择方程: 外出务工 | 结果方程: 市场化用工 | 变量 | 选择方程: 外出务工 | 结果方程: 市场化用工 |
|------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 性别 | 0.406*** (0.135) | 0.118*** (0.026) | 农机服务 | 0.494*** (0.108) | 0.064*** (0.032) |
| 年龄 | 0.016* (0.009) | 0.005*** (0.002) | 技术培训 | 0.211** (0.107) | 0.119*** (0.028) |
| 务农年限 | -0.038*** (0.008) | -0.006*** (0.002) | 政策补贴 | 0.415** (0.169) | -0.108*** (0.041) |
| 教育年限 | -0.000 (0.021) | -0.004 (0.005) | 收购价格 | -0.272 (0.065) | -0.07*** (0.018) |
| 健康状况 | 0.065 (0.074) | 0.062*** (0.018) | 务工难易程度 | 0.080 (0.098) | -0.027 (0.022) |
| 风险态度 | 1.055*** (0.169) | 0.006 (0.060) | 广东省 | -0.922*** (0.148) | -0.371*** (0.040) |
| 配偶健康 | -0.106 (0.073) | -0.031* (0.018) | 海南省 | -0.991*** (0.133) | -0.370*** (0.042) |
| 信息获取 | -1.215*** (0.120) | -0.172*** (0.045) | 工具变量 | -0.042*** (0.009) | — |
| 村干部 | -0.137 (0.113) | 0.011 (0.029) | 外出务工 | — | -0.188* (0.108) |
| 务农人数 | -0.111* (0.061) | -0.055*** (0.014) | 常数项 | 0.794 (0.526) | 0.375** (0.163) |
| 土地亩数 | -0.012*** (0.003) | 0.000 (0.0003) | 残差相关性 $ath(\rho)$ | — | 0.486** (0.207) |
| 土地块数 | 0.020*** (0.006) | -0.001 (0.001) | 残差协方差 $\ln(\sigma)$ | — | -0.999*** (0.041) |
| 土地肥力 | 0.111 (0.095) | 0.140*** (0.023) | 方程独立性wald检验 | — | 306.58*** |
| 土地流转 | 0.021 (0.274) | 0.057 (0.063) | 对数似然值 | — | -943.865 |
| 年销售额 | -0.005 (0.005) | -0.000 (0.000) | 独立方程的似然比检验 | | 8.670*** |

注:括号内为稳健标准误;后表同。

2. 外出务工对小农市场化雇佣影响的平均处理效应

基于处理效应模型的估计结果,利用式(3)计算出外出务工对农户市场化用工的平均处理效应。表6列示了平衡样本数据集下的估计结果,外出务工对市场化用工的平均处理效应(ATE)以及处理组的平均处理效应(ATT)分别为0.137和0.112,且均在1%的统计水平上显著。根据计算可知,农村劳动力外流会促使农村家庭进行市场化用工的可能性提升89.452%,这一结果不仅印证了外出务工对农户市场化用工的促进作用,且量化了外出务工对市场化用工的影响效应。这表明农村劳动力外流改变了传统农业生产合作秩序,使之逐步发展成为脱离乡村“差序格局”的市场关系^[48-49]。

3. 影响机制分析

(1)社会网络强度中介效应检验结果与分析。为进一步探讨外出务工对农户劳动生产合作制度影响的内在作用机制,本文依照已有研究提出的3个标准程序^[40],对农户社会网络(强度)进行中介效应检验。借鉴已有思路,对原始系数进行处理,从而得到可比较系数。

由表7可见,以“强度”作为结果变量,将外出务工变量与各控制变量纳入回归方程后,得到标准

表 6 外出务工对农户市场化用工影响的平均处理效应

| 变量 | 处理效应 | 是否外出务工 | | t 值 | 标准误 | 变化率/% |
|-----|-------|--------------|--------------|-----------|-------|--------|
| | | 外出务工组 | 非外出务工组 | | | |
| ATE | 0.137 | 0.290(0.008) | 0.153(0.005) | 14.190*** | 0.010 | 89.542 |
| ATT | 0.112 | 0.284(0.208) | 0.172(0.192) | 85.450*** | 0.001 | 65.116 |

注:变化率=(外出务工组市场化用工概率-非外出务工组市场化用工概率)/非外出务工组市场化用工概率×100%。

表 7 外出务工、社会网络(强度)、市场化用工

| 变量 | 网络强度 | | 市场化用工 | | 市场化用工 | |
|-----------------------|--------------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | (1)原始系数 | (2)可比较系数 | (3)原始系数 | (4)可比较系数 | (5)原始系数 | (6)可比较系数 |
| 网络强度 | — | — | — | — | -0.237*(0.128) | -0.110*(0.059) |
| 外出务工 | -0.124**(0.055) | -0.072**(0.032) | 0.500**(0.251) | 0.137**(0.069) | 0.496**(0.252) | 0.134**(0.068) |
| 地区固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| P 值 | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | |
| Pseudo R ² | 0.273 ^① | | 0.267 | | 0.270 | |

注:①处为 R²;地区固定效应已控制,下表同。

化后的可比较系数 a^{std} 为 -0.072,说明农户外出务工对社会网络变量中的“强度”有显著负向影响。不考虑中介变量“强度”,仅将是否外出务工和各控制变量纳入回归方程并对市场化用工变量进行 Logistic 回归,可比较系数 c^{std} 为 0.137,说明外出务工对农户市场化用工有显著正向作用。通过控制“强度”变量,将是否外出务工和控制变量一并进行 Logistic 回归,强度对市场化用工的可比较系数 b^{std} 为 -0.110,外出务工对市场化用工的可比较系数 c^{std} 为 0.134。这说明在控制社会网络变量后,外出务工仍对市场化用工有显著正向影响,但待估系数减小。参照上文对中介变量的判定标准,上述结果均通过给定水平的显著性检验且系数 $a^{std} \times b^{std}$ 与 c^{std} 同号,表明社会网络变量中的“强度”具有部分中介效应。农户外出务工不仅会直接影响家庭的市场化用工决策,还会通过削弱农户与村民间的联系强度来打破村民间互惠互助的劳动合作秩序。小农传统生产合作秩序在劳动力外流引致的社会变迁下被逐渐弱化,间接促发小农群体转向市场化用工。

为了弄清中介效应与直接效应在总效应中所占的比重,依据可比较系数进行计算,得出中介效应占总效应的比重为: $a^{std} \times b^{std} / c^{std} = (-0.072) \times (-0.110) / 0.137 \times 100\% \approx 5.781\%$,即“强度”的中介效应在外出务工对市场化用工影响的总效应中占比为 5.781%。这表明农户外出务工对家庭市场化用工决策的正向影响以直接效应为主,而在间接效应中,外出务工会削弱农户的社会网络强度,瓦解农户与村民间原有的熟人社会网络关系^[50]。由此,双方可能会改变原有的互助合作方式,转而寻求市场化的雇工,减少原有人情关系需求。

(2)社会网络广度中介效应检验结果与分析,见表 8。直接将“广度”作为结果变量,控制外出务工变量与其他控制变量后,得到标准化的可比较系数 a^{std} 为 0.066,如表 8 列(2),说明农户外出务工对社会网络变量中的“广度”有显著正向影响。不考虑中介变量“广度”,将是否外出务工和各控制变量纳入回归方程后,对市场化用工变量进行 Logistic 回归,可比较系数 c^{std} 为 0.137,说明外出务工对农户市场化用工有显著正向作用。控制“强度”变量的 Logistic 回归结果显示,广度对市场化用工的可比较系数 b^{std} 为 0.142,外出务工对市场化用工的可比较系数 c^{std} 为 0.122。上述结果均通过给定水平的显著性检验且系数 $a^{std} \times b^{std}$ 与 c^{std} 同号,表明社会网络中的“广度”充当了外出务工影响农户市场化用工决策的中介变量。农户外出务工不仅会直接影响家庭的市场化用工决策,还会拓宽农户的社会网络广度,使得农户不仅局限于亲缘关系下的互帮互助,间接促发小农基于地缘、业缘关系展开具有市场化属性的雇工。但是,上述结果并不否认“差序格局”在市场环境中的积极作用。衍生出小农传统生产合作秩序的基石——“社会网络”,可能亦是农业生产要素市场发挥效力、减少交易成本的重要保障^[25]。

表8 外出务工、社会网络(广度)、市场化用工

| 变量 | 网络广度 | | 市场化用工 | | 市场化用工 | |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | (1)原始系数 | (2)可比较系数 | (3)原始系数 | (4)可比较系数 | (5)原始系数 | (6)可比较系数 |
| 网络广度 | — | — | — | — | 0.009*** (0.003) | 0.142*** (0.047) |
| 外出务工 | 3.843** (1.871) | 0.066** (0.032) | 0.500** (0.251) | 0.137** (0.069) | 0.449* (0.257) | 0.122* (0.070) |
| 地区固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| P值 | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | |
| Pseudo R ² | 0.255 ^① | | 0.267 | | 0.276 | |

依据可比较系数计算,中介效应占总效应的比重约为: $a^{std} \times b^{std} / c^{std} = (0.066) \times (0.142) / 0.137 \times 100\% \approx 6.841\%$,即“广度”的中介效应在外出务工对市场化用工影响的总效应中占比为6.841%。间接效应结果表明,外出务工可以拓宽农户的社交范围,促使其农业生产合作对象不再局限于本村落内部,进而增加了农民进行市场化合作的可能性。

综上可知,劳动力外流不仅会直接影响农户市场化用工决策,还会引致小农合作范围突破传统乡土模式下的社会网络边界。农户的生产合作制度将不仅依赖于亲缘关系下的生产互助或集体行动,亦可基于市场交易展开劳动分工合作。

四、稳健性检验

1. 外出务工对小农市场化用工影响的再估计

考虑到小农市场用工决策可能反向影响其外出务工决策,本文进一步采用工具变量法估计外出务工对小农市场化用工决策的影响,以缓解潜在反向因果导致的内生性问题。首先,弱工具变量检验结果表明,Cragg—Donald Wald *F*与Kleibergen—Paap Wald rk *F*统计量分别为34.186和42.573,均大于10%偏误临界值(16.38),支持拒绝弱工具变量假设。其次,第一阶段回归显示工具变量对外出务工决策的回归系数为-0.011,且在1%统计水平上显著,证明外生性条件得以满足。再次,第二阶段外出务工变量对市场化用工决策的系数为0.246,且在10%统计水平上显著,说明外出务工决策是促发小农的用工决策市场化转型的重要因素,核心论点在考虑反向因果后再次得到印证。

2. 基于IV的因果中介分析

为进一步排除机制分析中的潜在内生问题,本研究采用基于IV回归的因果中介分析检验社会网络在外出务工与市场化用工决策之间的中介作用。表9显示社会网络强度和广度在外出务工影响用工决策的中介总效应均在10%的统计水平上显著。验证了小农社会网络作为中介机制的合理性,且强度维度与广度维度的中介效应占总效应的比重均明显高于基准回归结果。这表明基于IV的因果中介分析在有效控制内生性偏误后,社会网络的中介效应更加显著,再次印证劳动力外流会诱发小农社会网络变迁,从而推动小农用工决策的市场化转型。

表9 基于IV回归的因果中介分析

| 效应 | 网络强度 | 网络广度 |
|----------|---------------------|---------------|
| 总效应 | 0.246*(0.148) | 0.246*(0.148) |
| 直接效应 | 0.092*** (0.033) | 0.024(0.060) |
| 间接效应 | 0.154(0.141) | 0.222(0.253) |
| 中介效应占比/% | 62.52 | 90.19 |

五、结论与启示

在推进乡村振兴战略背景下,分散在中国农村地区的小规模农户数量依旧庞大,小农群体较低的组织化程度是中国农业现代化发展面临的瓶颈问题。本文从社会网络变迁的视角出发,从理论逻辑上分析劳动力外流对小农生产用工决策的影响,通过SMOTE算法解决原始样本不平衡问题,考虑农户自选择偏差问题,采用处理效应模型进行了实证分析,运用中介效应模型检验小农社会网络在两者间的中介效应。研究表明:第一,农村劳动力外流对小农市场化用工决策存在显著促进作用。

家庭成员外出务工的小农户更倾向于通过基于价格的市场化“雇工”,而非互助合作式“换工”来满足家庭农业生产对劳动力的投入需求。这表明小农劳动合作走向市场化的重要诱导因素是农村劳动力向城市的流动。第二,农村劳动力外流对小农社会网络在不同维度存在异质效应。小农外出务工削弱了自身基于乡村差序格局构建的社会网络“强度”,但也拉伸了其社会网络纵向交往的长度,通过构建基于业缘关系的新型社会网络,小农社会网络的“广度”得以拓展。第三,农户社会网络在外出务工对小农用工决策影响中发挥了重要的中介作用,且社会网络两个维度的变化对小农市场化生产用工决策形成截然相反的“推一拉”效应,表现为社会网络“强度”显著抑制农村生产用工的市场化转变,而社会网络“广度”的增加显著促进小农生产劳动合作秩序转向市场化。

从上述结论中可以得到以下启示:

第一,要关注小农社会网络在小农经济中的关键地位,重视新环境下小农构建的业缘关系对农业生产合作所带来的积极影响。充分考虑社会网络在农业生产活动中的嵌入性,顺应小农社会网络变迁,依托新型社会网络关系鼓励引导农户间的专业化分工和农业社会化服务。推动小农间的市场化合作、激发小农合作意识,实现农业生产中不同环节的组织化、规模化。

第二,继续推进农村劳动力的有效流动,借助市场化趋势提高农村劳动力资源配置效率,依托亲缘、地缘、业缘等社会关系进行市场化用工,重视小农间的情感联结,提高小农间的组织互信,有效降低市场交易成本和监督管理成本,建立紧密的市场合作机制,有利于实现稳定的规模经济以及专业化分工合作。同时,也需要注意“小农经济”对接农村劳动力市场的潜在风险。由于劳动力市场的不断完善,小农对劳动力市场的依赖程度加深,用工成本的不断提高将增加小农的农业生产负担,需要进一步完善劳动力专业化分工和自由竞争的市场机制。

第三,理解小农生产合作的内在需求,将分散的中国小农有效地引入市场经济的大环境中,从而实现农业生产经营方式由“分散经营”到“规模生产”的根本转变。顺应小农生产合作趋于市场的自然演化规律,通过重构符合小农利益需求的合作组织制度目标,将过去的“空壳社”转变为具有行动能力的组织载体,发挥农业合作组织的经济职能,切实提高小农户的组织化程度。助力农业合作组织实现“小农户”与“大市场”间的有效对接,促进小农户融入现代农业发展。

参 考 文 献

- [1] 赵昶,董翀.民主增进与社会信任提升:对农民合作社“意外性”作用的实证分析[J].中国农村观察,2019(6):45-58.
- [2] 苑鹏.农民专业合作社发展的困境与思考——来自8省12县614家合作社问卷调查[J].中国合作经济,2018(8):8-11,59.
- [3] REINHARD S, NARANJO M A, POLMAN N, et al. Modelling choices and social interactions with a threshold public good: investment decisions in a polder in Bangladesh[J]. Land use policy, 2022, 113: 105886.
- [4] BAIRD T D, GRAY C L. Livelihood Diversification and shifting social networks of exchange: a social network transition[J]. World development, 2014, 60: 14-30.
- [5] 叶青,向德平,万兰芳.中国小农的生存策略与乡村社会的团结再造——基于农民间换工与雇工现象的分析[J].学习与实践, 2017(9): 109-116.
- [6] 费孝通.江村经济[M].上海:上海人民出版社,2007.
- [7] 王颜齐,郭翔宇.种植户农业雇佣生产行为选择及其影响效应分析——基于黑龙江和内蒙古大豆种植户的面板数据[J].中国农村经济,2018(4):106-120.
- [8] 刘克祥.甲午战争后的农村换工劳动及其向雇佣劳动的转变[J].中国农史,1992(1):42-49.
- [9] 任守云,叶敬忠.市场化背景下李村的换工与雇工现象分析——兼与禄村之比较[J].中国农村经济,2011(6):72-81.
- [10] 鲁先凤.中国现阶段农业雇工的特征与成因简析[J].理论月刊,2008(12):154-157.
- [11] 李永萍.理性与道义:熟人社会中的劳力配置逻辑——鄂西W村小农用工体系研究[J].北京社会科学,2016(9):30-38.
- [12] 尹秋玲.市场理性:现代农业雇工组织的运作逻辑——武汉远郊H村劳工队研究[J].岭南学刊,2020(6):43-49.
- [13] 刘同山.农民合作社的幸福效应:基于ESR模型的计量分析[J].中国农村观察,2017(4):32-42.
- [14] 王星,宁小卫.行动选择与农业规模经营效率——以自主经营型土地股份合作社为案例[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2021(2):54-60,69.
- [15] MELAMED D, SIMPSON B, MONTGOMERY B, et al. Inequality and cooperation in social networks[J]. Science report, 2022

- (12):67-89.
- [16] 孙泉雄.关系劳动:农业生产中的用工秩序——以胶东瓜果产业为例[J].农业经济问题,2023(4):41-51.
- [17] 蔡昉.农业劳动力转移潜力耗尽了么?[J].中国农村经济,2018(9):2-13.
- [18] 苟天来,左停.农村社会关系研究述评[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2007(4):405-410.
- [19] 孙晓华,郭旭,范世龙.社会网络、技能提升与就业地选择[J].经济研究,2023,58(5):116-134.
- [20] 李伯华,窦银娣,杨振,等.社会关系网络变迁对农户贫困脆弱性的影响——以湖北省长岗村为例的实证研究[J].农村经济,2011(3):100-103.
- [21] 明辉,漆雁斌.外出务工对农户家庭种植业生产的作用研究——基于2101个农户的实证分析[J].统计与信息论坛,2016,31(7):99-106.
- [22] 郭熙保,赵光南.我国农村留守劳动力结构劣化状况及其对策思考——基于湖北、湖南、河南三省调查数据的分析[J].中州学刊,2010(5):112-117.
- [23] 张建锋,张应良.水稻生产农事活动中农户合作行为选择的演化——基于制度与技术演进的视角[J].农村经济,2020(11):54-61.
- [24] XIA H, LI C, ZHOU D, et al. Peasant households' land use decision-making analysis using social network analysis: a case of Tantou Village, China[J]. Journal of rural studies, 2020, 80: 452-468.
- [25] 仇童伟,罗必良.流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”:基于中国29省调查的证据[J].管理世界,2022,38(9):96-113.
- [26] CHAWLA N V, BOWYER K W, HALL L O, et al. SMOTE: synthetic minority over-sampling technique[J]. Journal of artificial intelligence research, 2002, 16: 321-357.
- [27] 朱月季,杨琦,刘玲.抑制或促进?劳动力外流对农村人情消费的影响研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(5):136-147.
- [28] 唐林,罗小锋,杜三峡.劳动力外流对农户技术持续使用意愿的非线性影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(6):107-117.
- [29] 陈藜藜,邹朝晖,刘晔.基于条件过程分析的农村劳动力外流对耕地撂荒影响机制研究[J].中国土地科学,2023,37(11):73-83.
- [30] ZHENG H, MA W, WANG F, et al. Does internet use improve technical efficiency of banana production in China? Evidence from a selectivity-corrected analysis[J]. Food policy, 2022: 102044.
- [31] 郑志浩,高杨,霍学喜.农户经营规模与土地生产率关系的再探究——来自第三次全国农业普查规模农户的证据[J].管理世界,2024,40(1):89-108.
- [32] QIU T W, LUO B L, CHOY S T B, et al. Do land renting-in and its marketization increase labor input in agriculture? Evidence from rural China[J]. Land use policy, 2020, 99: 104820.
- [33] 朱诗娥,杨汝岱,王璐,等.中国农村土地流转与农业生产模式变迁[J].管理世界,2024,40(1):76-88,89-90,106.
- [34] 盖庆恩,李承政,张无垠,等.从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率[J].经济研究,2023,58(5):135-152.
- [35] 钟真,蒋维扬,李丁.社会化服务能推动农业高质量发展吗?——来自第三次全国农业普查中粮食生产的证据[J].中国农村经济,2021(12):109-130.
- [36] 杨青,贾杰斐,刘进,等.农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角[J].管理世界,2023,39(12):106-123.
- [37] 高鸣,魏佳朔.收入性补贴与粮食全要素生产率增长[J].经济研究,2022,57(12):143-161.
- [38] TODARO M P. A Model of labor migration and urban unemployment in less developed countries[J]. The American economic review, 1969, 59(1): 138-148.
- [39] 刘同山.农户承包地退出意愿影响粮食产量吗?——基于处理效应模型的计量分析[J].中国农村经济,2017(1):68-81,95-96.
- [40] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [41] MACKINNON D, DWYER J H. Estimating mediated effects in prevention studies[J]. Evaluation review, 1993, 17(2): 144-158.
- [42] IACOBucci D. Mediation analysis and categorical variables: the final frontier[J]. Journal of consumer psychology, 2012, 22(4): 582-594.
- [43] 刘红云,骆方,张玉,等.因变量为等级变量的中介效应分析[J].心理学报,2013,45(12):1431-1442.
- [44] 方蕊,安毅,刘文超.“保险+期货”试点可以提高农户种粮积极性吗?——基于农户参与意愿中介效应与政府补贴满意度调节效应的分析[J].中国农村经济,2019(6):113-126.
- [45] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [46] CONG R, DRUKKER D M. Treatment effects model[J]. Stata technical bulletin, 2000, 55(1): 25-33.
- [47] 丁从明,周颖,梁甄桥.南稻北麦、协作与信任的经验研究[J].经济学(季刊),2018,17(2):579-608.
- [48] 黄宗智.明清以来的乡村社会经济变迁[M].北京:法律出版社,2014.
- [49] 贺雪峰.农村发展中的市场制度与社会制度[J].湖湘论坛,2024,37(6):1-9.
- [50] 李佩,罗必良.劳动力转移如何影响农村熟人社会变迁?[J].农村经济,2022(6):1-9.

Labor Outflow, Social Network Transformation and Marketization of Labor in Smallholder Production

ZHU Yueji, ZHANG Cheng, WANG Fang

Abstract The shift from labor cooperation in small-scale agricultural production to market-oriented employment reflects the transformation in China's traditional rural social network. The continuous outflow of rural labor resources triggered by external employment opportunities may be a key factor driving this marketization of labor in smallholder agriculture. From the perspective of changes in smallholder social networks, this study uses data from banana farmers in Guangdong, Yunnan, and Hainan—China's major banana-producing provinces—to empirically examine the impact of labor outflow on smallholders' employment decisions. It further explores the mechanisms of this impact through two dimensions of social networks: strength and breadth. Research findings are as follows: Firstly, labor outflow significantly promotes the marketization of employment in agricultural household management, shifting smallholder labor practices from reciprocal labor exchange to hired labor; Secondly, the outflow of labor has weakened the “strength” of small farmers' local social networks in rural areas and expanded their “breadth” of social networks; The former significantly inhibits the marketization, whereas the latter markedly facilitates it. The outflow of rural labor has led to the disintegration and reconstruction of smallholders' social networks, further inducing the evolution of labor market institutions in the context of China's rural society. Clarifying the natural evolution process of smallholder production institutions can provide insights for enhancing specialization and organization in smallholder production cooperation.

Key words labor migration; marketization of labor use in production; social network; treatment effect model; institutional change

(责任编辑:陈万红)