

【土地问题】

# 市场化进程中社会网络对农地流转的影响研究

徐章星<sup>1,2</sup>, 张兵<sup>1</sup>, 刘丹<sup>1,3</sup>

(1.南京农业大学 金融学院,江苏 南京 210095;2.哥廷根大学 农业经济与农村发展系,德国 哥廷根 37073;3.南京大学 商学院,江苏 南京 210093)

**摘 要:**本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据,运用 Probit 模型和 Tobit 模型分析社会网络对农户农地流转的影响,构建中介效应模型,进一步考察社会网络影响农户农地流转的可能路径,以及市场化进程加快背景下其影响作用的变化规律。研究表明:社会网络降低了交易成本,促进了农地转出和转入;社会网络通过非农就业促进了农户农地转出,抑制了农地转入,非农就业在农地转出和转入过程中分别发挥了中介效应和遮掩效应。农村市场化进程的加速,将促进农地转出和转入,同时市场化进程弱化了社会网络对农户农地转入的影响,熟人间的农地转入市场已开始呈现出市场化的特征。因此,需要肯定社会网络在农村土地和劳动力要素再配置中的积极作用,在推进农地适度规模经营的过程中,针对农地转出和转入的异质性,在尊重农户意愿的基础上,发挥市场力量,出台引导性的政策措施,避免“一刀切”式改革,防范农地流转内生风险。

**关键词:**社会网络;农地流转;市场化进程;作用机制

**中图分类号:**F301.3      **文献标志码:**A      **文章编号:**1671-7465(2020)06-0134-14

## 一、引言

农地流转是实现农业规模经营的重要路径,也是当前农村土地制度改革的基本方向。理论和实践表明,农地流转能够提高土地资源配置和使用效率,优化农业生产结构,进而增加农业产出和改善农户福利<sup>[1-2]</sup>。早在 1984 年,中央一号文件就开始鼓励农地向种田能手集中;2013 年十八届三中全会提出,鼓励承包经营权在公开市场上向专业大户、家庭农场、农民合作社、农业企业流转,发展多种形式的规模经营;2011—2020 年连续十年的中央一号文件均对土地流转进行规范和引导。据农业农村部统计,截至 2017 年底,全国家庭承包耕地流转面积为 5.12 亿亩,流转面积占家庭承包经营耕地面积的 37%;2014—2017 年,流转面积同比增长分别为 18.3%、10.8%、7.2%、6.9%。尽管农地流转面积逐年提升,但实际流转主要对象为“村里的熟人”,根据“差序格局”理论,农村居民以己为中心,通过血缘、地缘等因素构建起个体和家庭的社会网络<sup>[3]</sup>。有研究表明,发生在亲朋、邻居以及其他普通农户之间的农地流转占全部流转合约的比例将近 90%<sup>[4]</sup>,即流转载约主要为基于农村社会网络的关系型流转。

值得考虑的是,如果农地流转更多发生在生产效率相近的熟人之间,而不是家庭农场、种养大户和龙头企业等新型农业经营主体,那么较高生产效率的规模经营农户将形成得较慢,不利于打破小规模 and 分散化的农业生产经营格局<sup>[5]</sup>。根据农业农村部统计数据,2013 年底,经营耕地 10 亩以下的农户有 2.26 亿户,到 2019 年我国经营耕地 10 亩以下的农户仍有 2.1 亿户。因

---

收稿日期:2020-04-10

基金项目:国家自然科学基金青年项目“信贷约束与社会资本视角下互联网金融对农户创业的影响研究”(71803082);国家自然科学基金青年项目“非正规金融与异质性农村家庭创业:驱动机理及适宜边界”(71703070)

作者简介:徐章星,男,南京农业大学金融学院、德国哥廷根大学联合培养博士生;张兵,男,南京农业大学金融学院、河海大学商学院教授,博士生导师;刘丹(通信作者),女,南京农业大学金融学院副教授,硕士生导师,南京大学商学院应用经济学博士后。

此,总体上看,尽管农地流转规模和比例逐年增加,但农业经营规模和格局并未发生明显改善。同时,发生在亲戚、朋友和邻居等熟人之间的农地流转由于伴随着较多的口头协议和较低的农地租金,被认为是一种具备人格化的非正式交易<sup>[6]</sup>。有研究甚至指出,熟人间的农地流转无法解决农地细碎化问题,不仅无益于提升农地配置效率,甚至可能抑制农业生产效率的提升<sup>[7]</sup>。现阶段,随着我国农村市场化进程的加速,农村家庭能够更多地享受到正式制度带来的福利,市场这只“看不见的手”能够利用价格、竞争以及收益分配等市场机制规范农地流转,推动分散的小农户转出农地,实现土地资源的优化配置<sup>[8]</sup>。有学者指出,在市场机制下,农地市场流转比政府干预更有效率,具备交易收益效应和边际产出拉平效应<sup>[9]</sup>,能够促进劳动力和土地资源的再配置<sup>[10]</sup>。随着农村市场化程度的提高,农地流转市场的价格发现功能已较为完善,能够实现精准的供需匹配,进而显化农地的真实价值<sup>[11]</sup>。此外,有研究表明,在农地流转总量保持稳定的阶段,熟人间的农地流转交易会呈现市场化趋势<sup>[12]</sup>;农地租金的增加提升了农地市场的竞争性,价格机制促进农地流转中熟人交易的转型<sup>[13-14]</sup>,农地流转市场开始向非人格化和市场化的方向发展<sup>[15]</sup>。因此,我们有理由相信,在正式制度开始趋于完善和合理的过程中,作为外生冲击,市场化进程能够调节以往的农地流转机制,进而对整个农地流转市场的运行产生重要影响。

有鉴于此,本文以中国家庭金融调查(CHFS)2015中的农村家庭为样本,从农地转出和转入两个方面分析社会网络对农户农地流转的影响及其中的作用机制,并考察市场化进程的调节作用。本文可能的边际贡献有:第一,理论分析了社会网络对农地流转的影响,并将中国分省份市场化指数和中国家庭金融调查数据进行匹配,从微观层面实证探讨社会网络 and 市场化进程对农户农地流转的影响;第二,从农地转入和转出两个方面构建了中介效应模型,解释了社会网络对农地流转影响的“黑箱”,对“社会网络—中间传导因子—农地转入(出)”的作用机制进行理论和实证层面的探讨;第三,探讨了市场化加速背景下社会网络对于农地流转的影响作用变化规律以及市场化进程对于农地流转熟人交易的冲击。

## 二、理论分析与研究假说

根据科斯定理,权利应当配置给更富有生产能力的主体,包括更具有生产效率或有利于降低交易成本的人,这样总福利才会最大化<sup>[16]</sup>。由于当前我国土地产权制度不完善以及土地流转价格机制尚未完全形成,在农地流转过程中容易出现信息不对称和委托代理等问题,使得农地流转面临较高的交易成本<sup>[17]</sup>。社会网络强调了家庭或个体之间的亲朋和邻里关系,及其互动形成的较为稳定的关系网络<sup>[18]</sup>,一般具备资本属性,许多文献将社会资本和社会网络交互使用<sup>[19-20]</sup>,本文对社会网络和社会资本也不做区分。Granovetter根据交往时间、情感强度、相互信任和互惠服务等特征,将社会关系分为“强关系”和“弱关系”。“强关系”主要发生在交往频繁和联系紧密的个体之间,一般具备情感和人情交换等特征;“弱关系”则多发生在社会经济特征不同的个体之间,具有信息传播等功能<sup>[21]</sup>。Bian认为,尽管“弱关系”在传播信息方面具有比较优势,但基于亲缘、血缘、地缘和友缘而形成的“强关系”社会网络能够在市场规则不完善的背景下充当商业往来的重要机制<sup>[22]</sup>,同时相较于“弱关系”而言,基于信任和义务的“强关系”更能发挥“关系桥”的作用,例如有助于农户获取新的农业技术信息<sup>[23]</sup>。在本文中,将社会网络定义为基于亲朋好友之间的“强关系”社会网络,具体考察“强关系”社会网络在推动农地流转过程中的作用。随着农村城市化进程的加速,越来越多的劳动者选择到城市就业,基于交易双方之间的信任和熟悉程度,将农地转给亲朋代为耕种成为避免农地抛荒和土肥流失的一个可行选择。因此,社会网络是人与人之间互动形成的社会关系,反映了个人的社会交往能力,同时作为信任的基础和信息的传递渠道,是农地流转市场形成的逻辑起点。

第一,社会网络方便个体之间进行信息流通和交换。农户的社会网络规模越大,越能够和不同圈子的个体建立联系,接触到多样化的信息<sup>[24]</sup>,基于亲朋好友的社会网络有助于交易者形

成土地流转信息共享渠道,在农地流转过程中更具优势。相对于社会网络较为丰富的个体,拥有简单社会网络的农户为了扩大农地市场交易范围和促进土地流转交易达成,需要以更高的信息费用来发出土地流转需求信息,从而增加了交易成本。第二,社会网络有助于农户有效降低交易过程中的协商成本。虽然农村土地流转开始逐步趋于规范化和市场化,但大多数合约还是发生在亲朋和邻居之间。随着城市化的推进,农户选择到城市就业的概率增大,为了避免土地抛荒,农户更多地选择将农地流转给亲朋或邻居代为耕种,同时以口头协议为主导的流转形式降低了农地流转过程中的协商成本<sup>[25]</sup>。第三,社会网络能够降低交易后的监督成本。由于当前土地流转相关法律尚未完善以及土地权属不清,存在较大的委托代理问题,即便签订合同,对合约双方的外在约束依旧不足,因而增加了农地流转的隐性成本。在中国农村,违约造成的声誉损失将直接降低农户下一次寻求农地流转和参与合作的可能性,当诉诸法律的费用较高时,在社会网络的软约束影响下,声誉机制能够有效降低农户的违约概率<sup>[26]</sup>。因此,社会网络能够使交易双方获取较为对称的信息,在以个人声誉为基础的前提下对口头协议形成约束机制,进而提升农地流转概率。据此提出本文的研究假说  $H_1$ 。

$H_1$ :在其他条件不变的情况下,农户的社会网络越丰富,其转出或转入农地的概率越高。

社会网络除了可能直接影响农户的农地流转外,还可能通过非农就业的中间机制来影响农地流转。一方面,较为丰富的社会网络有助于就业信息的发散与传播,减少农村劳动力非农就业的搜寻成本,从而增加就业机会<sup>[27]</sup>。另一方面,由非农就业带来的家庭劳动力资源再配置也将影响农户家庭的农地流转行为。对于非农就业家庭而言,由于劳动力外出导致家庭农业生产能力下降,为了防止农地弃耕和抛荒,农户会更多地选择转出农地,获得租金收入,从而抑制了农地转入<sup>[28]</sup>;而具有农业生产能力比较优势的农户则会选择转入农地,扩大农业经营规模,进而提高农业收入,农业规模经营格局开始逐步形成,农地流转市场实现帕累托改进<sup>[29]</sup>。据此提出本文的研究假说  $H_2$ 。

$H_2$ :社会网络通过非农就业促进农户转出农地,同时抑制农户转入农地。

市场化改革在我国经济发展过程中起着重要作用,在市场经济转轨的重要时期,经济增长速度开始放缓,加上地区之间发展不均衡,市场化进程也存在较大差异<sup>[30]</sup>,因此,市场化进程对当地农户农地流转的影响也不尽相同。在我国农村土地流转机制尚未建立和健全的基础上,农户往往借助于以社会网络为基础的非正式制度来实现农地流转。现阶段,随着我国农村市场化进程的加速,正式制度逐步形成,并开始趋于完善和合理,原本封闭和稳定的农村社会结构将遭到冲击<sup>[31]</sup>,因而社会网络承担的农地流转作用将受到影响。此外,市场化进程加速了农村劳动力转移<sup>[32]</sup>,使得农村呈现“空心化”趋势,也在一定程度上削弱了社会网络的信息传播功能。因此,社会网络作为一种非正式的资源配置机制,在市场化进程的冲击下,其作用开始逐步弱化,即社会网络对农户农地流转的影响与市场化进程带来的效果存在某种意义上的替代关系。据此提出本文的研究假说  $H_3$ 。

$H_3$ :随着农村市场化进程的加速,社会网络对农户农地流转的正向影响逐步减弱。

综上,市场化进程中社会网络对农户农地流转的影响机制可用图 1 表示。

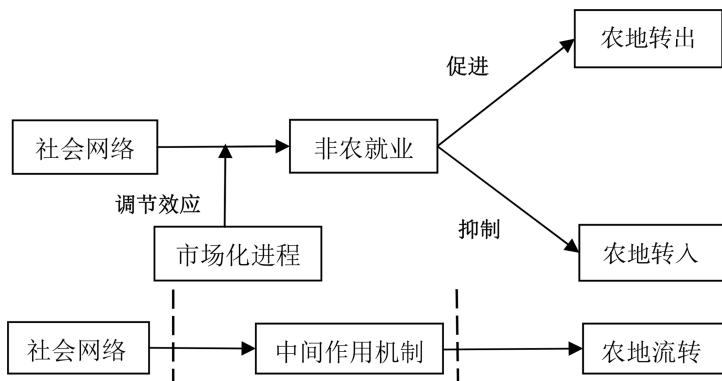


图 1 市场化进程中社会网络对农地流转的影响机制



三、模型设定、数据来源与变量选择

(一) 模型设定

为了准确测度社会网络对农户农地流转的影响,根据前文,按照农户农地流转行为的异质性,将农户划分为农地转入户和农地转出户。据此,本文采取 Probit 模型分析农户是否转入和转出农地的决策,模型设定如下:

$$y^* = \alpha_1 + \alpha_2 S + \alpha_3 X + \varepsilon_1 \tag{1}$$

$$y = \begin{cases} 1 & \text{如果 } y^* > 0 \\ 0 & \text{如果 } y^* \leq 0 \end{cases} \tag{2}$$

同时,对于农地流转的具体数量,采取下限为 0 的 Tobit 模型进行考察。在转出方程中,以下限为 0 上限为 1 的 Tobit 模型考察农地转出比例;在转入方程中,以下限为 0 的 Tobit 模型考察农户的农地转入面积。Tobit 模型设定如下:

$$y^* = \beta_1 + \beta_2 S + \beta_3 X + \eta_1 \tag{3}$$

$$y = \begin{cases} y^* & \text{如果 } y^* > 0 \\ 0 & \text{如果 } y^* \leq 0 \end{cases} \tag{4}$$

在方程(1)和方程(3)中, $y^*$ 为农户农地参与行为的潜变量(latent variable), $S$ 表示农户的社会网络, $X$ 为控制变量,表示影响农户农地流转行为的其他可能因素,包括户主个体情况、家庭特征以及村居特征等;在方程(2)中,以 $y$ 表示农户的农地流转决策, $y=1$ 表示参加, $y=0$ 表示未参加;在方程(4)中,以 $y$ 表示农户农地流转数量。

值得注意的是,模式设定可能存在内生性问题。可观测变量以核心变量和控制变量的形式进入方程,其他促进农地流转的变量如果与社会网络有关,那以扰动项的形式进入方程会导致结果有偏;同时农地流转的过程中也会拓宽农户的社会网络,即存在反向的因果关系。据此,本文选取农户家庭所在城市(除农户家庭本身所在的村庄外)其他村农户家庭社会网络的平均值作为工具变量,因为:第一,在同一个城市内,社会环境和市场环境基本一致,农户家庭社会网络与同一个城市内(除农户所在村以外)其他村家庭社会网络具有较强的相关性;第二,相关研究表明,将近 90%的农户选择将农地流转给同村的亲朋和村民<sup>[4]</sup>,本市内(除农户所在村以外)其他村庄农户社会网络与农户家庭农地流转之间具有较强的外生性,即同一城市内(除农户所在村以外)其他村家庭社会网络水平不会影响农户家庭的农地流转决策,同时没有理由和证据表明农户家庭农地流转决策影响同一城市内(除农户所在村以外)其他家庭的社会网络水平。

(二) 数据来源

本文数据来源于西南财经大学开展的中国家庭金融调查 2015 年的数据。CHFS 调查样本覆盖全国 29 个省、262 个县、1048 个社区(村),调查样本覆盖范围广,涉及家庭人口统计学特征(包括家庭人员基本信息、工作和收入情况)、家庭资产与负债以及保险与社会保障等方面,2015 年,样本扩大到 40000 余户,具有代表性。

在实证分析中,本文处理数据的步骤如下:第一,按照家庭编号匹配个人问卷、家庭问卷和地区问卷,同时,以省为单位,将《中国分省份市场化指数报告》2014 年各地区市场化指数与之匹配,形成综合问卷。第二,剔除个人特征、家庭特征以及村居特征变量,如户主性别、受教育程度、家庭耕地面积等变量数据缺失或记录为“不知道”的样本。第三,由于本文的研究内容是农户农地流转,在保留农村样本基础上,考虑到农户的农地流转选择可能不相互独立,农地转出的选择可能会影响农户的农地转入,同时,农地转入的选择也可能影响其农地的转出决策,即农户在面临农地流转参与决策时,会有以下四种选择:既转入农地又转出农地、只转入农地、只转出农地以及既不转入又不转出农地,即(1,1)(1,0)(0,1)和(0,0)四种可能的结果。经过查验,在全样本中,同时参与农地转入和转出的农户很少,仅 43 户,因此将此部分农户删除。经过筛

选,最终得到 10143 个样本。

### (三) 变量选择

#### 1. 因变量

本文对样本农户农地转入和农地转出行为分别进行统计,同时为了更精准地测度农户农地流转的参与程度,客观地反映农户的农地流转决策,引入土地流转参与率,分别以农地转出比例和转入规模表示,并将其作为农地流转方程中的因变量。

#### 2. 自变量

在当前中国农村,农地流转多数在村内部进行,以亲缘和友缘为基础的农地流转市场仍旧占主导地位,对于农户而言,社会网络同时具备资本属性,能够传播交易信息、帮助扩大市场范围和引导农户经济行为和决策,因此社会网络对农地流转的影响不容忽视。在本文中,以家庭礼金往来衡量社会网络,包括“春节、中秋节等节假日以及红白喜事”礼金收入与支出之和作为核心解释变量即社会网络的代理变量。

#### 3. 控制变量

以户主性别、年龄、受教育年限和政治面貌衡量户主特征对农地流转的影响。男性户主风险偏好程度越高,转入(出)农地的意愿越高(低)。随着农户年龄的增加,农业生产经验和家庭责任感开始增强,农户倾向于扩大投资以增加家庭福利,通过转入农地扩大农业生产的需求更大,因此户主年龄与其农地转入(出)之间可能正(负)相关。户主受教育年限衡量的是与农地流转相关的信息获取成本,户主的受教育程度越高,其利用社会资源的能力越强,获取农地流转价格、交易等方面的信息成本越低,参与农地流转的可能性越大。户主政治面貌衡量的是政府农地流转政策的响应程度,户主为党员越有可能响应当前政府的农地流转政策,进而参与农地流转。以 2014 年家庭实际耕地面积和家庭农业机械价值衡量家庭农业生产规模和生产能力。其中,2014 年家庭实际耕地面积反映了农户家庭生产规模,实际耕地面积越大的家庭农业生产经营规模越大,农户转入农地扩大投资规模的可能性也越大。家庭农业机械价值越高,其生产能力越强,通过转入农地扩大农业生产的可能性也越高。同时,以农户家庭所在村贫困户占比和村居信任程度作为村居经济水平和村居信任程度的代理变量,以考察经济水平和信任的同群效应对于农户农地流转的影响。即考察在一个村内,如果在经济水平较高和人们之间的信任程度较高的农村农地流转现象较多(少),则某单个家庭更有(无)可能参与农地流转。同时,引入东部、中部和西部地区虚拟变量对区域差异性进行控制。值得考虑的是,由于不同地区社会环境和经济发展水平相差较大,礼金水平具有一定的地域差异,因此本文在控制东部、中部和西部的基础上,增加三个省级层面变量进行控制,包括 2014 年样本所在省经济发展水平、产业结构和城镇化率。

#### 4. 中介变量和调节变量

农户家庭社会网络越丰富,越有可能为其从事非农就业提供信息支持和渠道支撑;同时家庭非农就业率越高,越有可能转出农地,从事附加值更高的非农工作,转入农地的可能性降低,因此,选择家庭非农就业率作为社会网络影响农户家庭农地流转的中介变量。随着市场化进程加速,农地流转市场开始发生“熟人—半熟人—市场化”转化趋势,原先的社会网络影响力减弱,市场力量增强。因此,在本文中,根据《中国分省份市场化指数报告》,引入全国分省份 2014 年市场化综合指数,反映了宏观环境下市场这只“看不见的手”在推动农户农地流转中的可能性,同时考察其对社会网络影响农户农地流转过程中发挥的调节效应。

模型中各变量的定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 各变量定义及统计性描述

变量名称	变量定义及描述	均值	标准差
因变量			
是否流转	转出或转入农地=1;没有转出和转入农地=0	0.2476	0.4317
是否转出	是=1;否=0	0.1103	0.3133
是否转入	是=1;否=0	0.1373	0.3442
转出比例	转出农地面积/家庭承包地面积	0.0507	0.1561
转入规模	农地转入规模/亩	2.1306	16.0401
自变量			
社会网络	家庭 2014 年春节、中秋节等节假日以及红白喜事礼金收支之和的自然对数	5.6280	3.6093
控制变量			
年龄	户主年龄/岁	55.4602	12.5275
性别	户主性别:男=1;女=0	0.8793	0.3258
教育	户主受教育年限/年	6.9905	3.4582
党员	党员=1;非党员=0	0.1133	0.3170
耕地面积	2014 年家庭实际耕地面积/亩	9.8206	38.3916
农业机械	家庭农业机械价值/万元	0.2947	2.3959
村居经济水平	该村贫困户占比	0.1650	0.1425
村居信任程度	该村对医生、教师、科学家和律师四类人信任程度:一类=1;二类=2;三类=3;四类=4	2.9038	0.5009
省级经济发展水平	样本所在省 2014 年人均 GDP 的自然对数	1.4981	0.3258
省级产业结构	样本所在省 2014 年第二产业产值/地区生产总值	0.4770	0.0557
省级城镇化率	样本所在省 2014 年城镇人口比重	0.5431	0.0854
东部	样本所在地区:东部=1;其他=0	0.3575	0.4793
中部	样本所在地区:中部=1;其他=0	0.3448	0.4753
西部	样本所在地区:西部=1;其他=0	0.2977	0.4573
中介变量			
非农就业	家庭非农就业人数/劳动力人数	0.5006	0.3988
调节变量			
市场化	样本所在省 2014 年市场化指数	6.8494	1.6389

四、实证结果与分析

(一) 社会网络对农地流转的影响

本文运用 Stata13 软件对农户农地流转行为进行 Probit 模型估计,模型中社会网络的系数为 0.0392,在 1%的水平上显著(表 2),表明社会网络促进了农地流转。结合边际效应来看,家庭礼金收支总和每增加一个单位,农地流转的概率增加 1.20%。市场化的系数为 0.0616,在 1%的水平上显著,边际效应为 0.0189,说明市场化指数每增加一个单位,农地流转概率增加 1.89%。村居经济水平系数为-0.3178,在 1%的水平上显著,其中可能的原因是在经济条件较差的农村,一方面农户缺乏经济实力转入农地扩大农业生产经营,另一方面农户更多地将农地视为重要的生产资料和养老保障,不愿意转出农地,因此较低的村居经济水平抑制了农地流转。村居信任程度变量在 1%的水平上正向显著,一个合理的解释是信任程度能在一定程度上降低交易成本,促进农地流转。在户主个体和家庭特征变量中,除户主性别、家庭耕地面积和家庭非农就业率以外均不显著,其中可能的原因是因变量考察的是农户家庭的农地流转情况,户主个体和家庭特征对于农地转入和转出的影响方向相反,导致在考察农地流转时不显著,因此在下文中结合农地流转方向的异质性进行分析。IV Probit 模型的估计结果显示<sup>①</sup>,社会网络促进了农地

① 农地流转 IV Probit 模型检验结果显示,Wald 检验值为 3.28,在 10% 的显著性水平上拒绝了“社会网络为外生变量”的原假设,印证了引入工具变量的必要性,当然无论是否加入工具变量进行估计,核心变量社会网络均在 1%的水平上显著。弱工具变量 AR 检验和 Wald 检验的卡方值分别为 19.08 和 19.14,均在 1%的水平上拒绝“社会网络与工具变量不相关”的原假设,因此不存在弱工具变量的问题。此外,下文对农地转出和转入的 IV Probit 模型和 IV Tobit 模型的工具变量检验也均通过,在文中不再赘述。

流转,家庭非农就业率、村居特征以及市场化控制变量方向和显著程度与前文一致。

表 2 社会网络对农地流转的影响

变量	Probit	边际效应	IV Probit	边际效应
社会网络	0.0392 * * (0.0041)	0.0120 * * * (0.0013)	0.0641 * * * (0.0141)	0.0196 * * * (0.0043)
年龄	-0.0002 (0.0013)	-0.0001 (0.0004)	0.0005 (0.0013)	0.0001 (0.0004)
性别	0.0768 * (0.0451)	0.0236 * (0.0138)	0.0734 (0.0452)	0.0224 (0.0138)
教育	-0.0029 (0.0045)	-0.0009 (0.0014)	-0.0060 (0.0048)	-0.0018 (0.0015)
党员	0.0447 (0.0443)	0.0137 (0.0136)	0.0350 (0.0446)	0.0107 (0.0136)
耕地面积	0.0006 * (0.0004)	0.0002 * (0.0001)	0.0006 (0.0004)	0.0002 (0.0001)
农业机械	0.0100 (0.0067)	0.0031 (0.0021)	0.0094 (0.0067)	0.0029 (0.0020)
非农就业	-0.0749 * * (0.0375)	-0.0230 * * (0.0115)	-0.0794 * * (0.0374)	-0.0242 * * (0.0114)
村居经济水平	-0.3178 * * * (0.1100)	-0.0975 * * * (0.0337)	-0.2622 * * (0.1154)	-0.0801 * * (0.0353)
村居信任程度	0.2400 * * * (0.0306)	0.0736 * * * (0.0093)	0.2301 * * * (0.0312)	0.0703 * * * (0.0095)
市场化	0.0616 * * * (0.0147)	0.0189 * * * (0.0045)	0.0608 * * * (0.0148)	0.0186 * * * (0.0045)
地区特征	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.9429 * * * (0.2517)	-	-2.0396 * * * (0.2549)	-
Wald 卡方值	323.01		268.07	
P 值	0.0000		0.0000	
观测值	10143		10143	

注：\*、\* \* 和 \* \* \* 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;括号内数值表示标准误,下表同。

(二) 社会网络对农地转出和转入的影响

表 3 的估计结果显示,不论采用 Probit 模型还是 Tobit 模型,社会网络与农户农地转出呈显著正相关,这一点与前文的理论分析相一致。Probit 模型的估计结果显示,社会网络在 1%的显著水平下促进了农地流出,从边际效应来看,当年家庭礼金收支总和每增加一个单位,农户农地转出概率增加 0.53%。市场化进程在 10%的水平上显著,边际效应为 0.0060,说明市场化指数每增加一个单位,农户的农地转出概率将增加 0.60%。Tobit 模型的估计结果显示,在控制其他变量的情况下,社会网络 and 市场化分别在 1%和 5%的显著水平上促进农地转出。因此,我们有理由相信,社会网络越丰富,农户越有可能获得农地流转相关信息,降低农地流转中的交易成本,同时社会网络对农户农地流转起到事后监督作用,促进了农村家庭的农地转出;随着农村市场化进程的加速,农地流转相关的价格机制和竞争机制开始逐步形成,优化了农地资源的再配置。在 Probit 模型和 Tobit 模型中,户主年龄在 1%水平上显著为正,其中可能的原因是随着户主年龄的增加,对农业生产经营的风险认知增强,从事农业生产的概率降低。户主性别与农地转出行为负相关,一个合理的解释是男性户主更多地将农地视为家庭生活保障的一部分,在当前农村社会保障制度不完善的前提下,农地可以起到保障家庭基本生活和养老的作用。户主受教育程度与农地转出正相关,说明户主受教育程度越高,越有可能响应政府的农地流转政策,也越有可能转出农地,从事其他高附加值的工作。家庭农业机械价值与农地转出负相关,在 1%水平上显著,说明农业机械越多,农户从事农业生产的概率越高,转出农地的概率越低。家庭非农就业率与农地转出呈显著正相关,这说明了非农就业仍旧是农地转出的重要影响因素。村居经济水平在 1%水平上负向显著,其中可能的原因是对于较为贫困的农户而言,土地仍是农户重要的生产资料,能够保障其基本生存需求,农户的转出意愿较低;村居信任程度正向显著,说明以信任为基础和纽带能促进农地转出。此外,在 Probit 模型和 Tobit 模型中,尽管户主政治面貌不显著,但是影响方向与预期相一致。



表 3 社会网络对农地转出和转入行为的影响

变量	是否转出		转出比重	是否转入		转入规模
	Probit	边际效应	Tobit	Probit	边际效应	Tobit
社会网络	0.0296*** (0.0052)	0.0053*** (0.0009)	0.0219*** (0.0040)	0.0357*** (0.0050)	0.0073*** (0.0010)	1.7347*** (0.2520)
年龄	0.0182*** (0.0016)	0.0032*** (0.0003)	0.0140*** (0.0013)	-0.0174*** (0.0015)	-0.0035*** (0.0003)	-0.8334*** (0.0788)
性别	-0.0960* (0.0524)	-0.0170* (0.0093)	-0.0977** (0.0399)	0.2596*** (0.0586)	0.0530*** (0.0119)	12.4796*** (2.9754)
教育	0.0132** (0.0055)	0.0023** (0.0010)	0.0095** (0.0044)	-0.0135** (0.0054)	-0.0028** (0.0011)	-0.4521 (0.2753)
党员	0.0800 (0.0527)	0.0142 (0.0093)	0.0627 (0.0410)	-0.0160 (0.0533)	-0.0033 (0.0109)	0.3897 (2.6655)
耕地面积	0.0004 (0.0004)	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0004)	0.0008** (0.0004)	0.0002** (0.0001)	0.0670*** (0.0165)
农业机械	-0.4275*** (0.1036)	-0.0758*** (0.0182)	-0.3490*** (0.0531)	0.0206** (0.0089)	0.0042** (0.0018)	1.6110*** (0.2359)
非农就业	0.4757*** (0.0464)	0.0844*** (0.0083)	0.3604*** (0.0366)	-0.6035*** (0.0441)	-0.1233*** (0.0089)	-28.6319*** (2.4047)
村居经济水平	-0.4636*** (0.1372)	-0.0822*** (0.0244)	-0.3712*** (0.1119)	-0.1589 (0.1289)	-0.0324 (0.0263)	-8.9622 (6.7510)
村居信任程度	0.1120*** (0.0367)	0.0199*** (0.0065)	0.0779*** (0.0290)	0.2720*** (0.0372)	0.0555*** (0.0076)	11.8401*** (1.8642)
市场化	0.0341* (0.0183)	0.0060* (0.0032)	0.0355** (0.0140)	0.0510*** (0.0176)	0.0104*** (0.0036)	0.8303 (0.8844)
地区特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-3.7133*** (0.3197)	- -	-2.9640*** (0.2691)	-1.0149*** (0.2978)	- -	-54.6487*** (14.9799)
Wald 卡方值	351.91		459.82	491.26		356.42
P 值	0.0000		0.0000	0.0000		0.0000
观测值	10143		10143	10143		10143

关于社会网络对农户农地转入行为决策的影响,模型的估计结果与前文的理论分析相一致,即 Probit 模型和 Tobit 模型都显示(表 3),社会网络与农地流入显著正相关,其中的一个合理解释是,社会网络降低了信息不对称带来的道德风险,降低了交易成本,促进了农户转入农地。Probit 模型的估计结果显示,当年农户家庭礼金往来每增加一个单位,农户农地流入的概率会增加 0.73%。市场化在 1% 的水平上显著为正,边际效应为 0.0104,说明市场化指数每增加一个单位,农户的农地转入概率将增加 1.04%。户主年龄在 1% 水平上显著为负,说明随着户主年龄增加,农业生产规模化种植的需求降低,越不倾向于转入土地。户主性别与农地流入行为显著正相关,其中可能的原因是一方面男性农户风险偏好程度较高,更愿意转入农地,从事农业生产经营,另一方面农业生产经营也需要男性来从事“体力活”。户主受教育水平在 5% 的水平上负向显著,其中可能的原因是受教育水平较高的农户更能注重农业生产中的自然风险,从而抑制了农地转入。家庭耕地面积在 5% 的水平上显著,其中可能的原因是随着家庭耕地面积的增加,农户将更有可能扩大农业生产经营规模,转入农地的可能性增加。家庭农业机械价值与



农地转入概率呈正相关,在5%水平上显著,说明家庭农业生产机械化水平越高,越有可能转入更多的农地从事农业生产,从而实现规模经济。家庭非农就业率与农地流入在1%的水平上显著负相关,说明随着家庭非农就业率的增加,农户可以从非农就业中获得更多的收入,因此农户转入农地从事农业生产经营的概率降低。村居信任程度与农户农地流入呈正相关,在1%的水平上显著,说明信任程度是促进农地流转的一个必要条件。此外,在Tobit模型中,尽管户主受教育程度和市场化变量在统计上不显著,但影响方向与Probit模型估计结果相一致<sup>①</sup>。

## 五、中间作用机制验证

通过以上研究可以发现,社会网络对农地流转具有显著的促进作用,既促进了农地转出,又促进了农地转入。为了检验社会网络对农地流转的作用机理,本文借鉴温忠麟、叶宝娟的做法<sup>[33]</sup>,利用中介效应模型,结合农户农地流转行为的异质性,分析社会网络与农户农地流转之间的作用机制。模型设定如下:

$$T_i = cS_i + \alpha X_i + \varepsilon_{i1} \quad (5)$$

$$M_i = aS_i + \beta X_i + \varepsilon_{i2} \quad (6)$$

$$T_i = c'S_i + bM_i + \gamma X_i + \varepsilon_{i3} \quad (7)$$

其中, $T_i$ 表示农户*i*的农地流转情况,包括转入或转出, $S_i$ 表示农户的社会网络, $X_i$ 表示一系列影响农户农地流转的控制变量, $M_i$ 表示农户家庭的非农就业率,以家庭非农就业人数与家庭劳动力人口之比衡量。 $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $c'$ 为待估参数, $\varepsilon_{i1}$ 、 $\varepsilon_{i2}$ 、 $\varepsilon_{i3}$ 为随机扰动项。 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 为控制变量的估计系数。中介效应模型的具体检验程序如下:①检验方程(5)中的系数 $c$ ,若显著则按照中介效应立论,若不显著按照遮掩效应立论。但无论 $c$ 是否显著,都继续进行后续检验。②检验方程(6)中的系数 $a$ 和方程(7)中的系数 $b$ ,如果 $a$ 和 $b$ 都显著,则间接效应显著,转至第四步;若 $a$ 和 $b$ 中至少有一个不显著,则继续第三步检验。③用Bootstrap法直接检验 $H_0: ab=0$ 。若显著则间接效应显著,继续第四步的检验,若不显著则间接效应不显著,停止检测。④检测方程(7)中的系数 $c'$ ,若不显著则直接效应不显著,只存在中介效应,若显著则直接效应显著,继续第五步的检验。⑤比较 $ab$ 和 $c'$ 的符号,若同号则属于部分中介效应,若异号则属于遮掩效应。

同时,本文利用调节效应模型,分析市场化进程在社会网络与农地流转之间的调节作用。模型设定如下:

$$T_i = \alpha S_i + \beta Mkt_i + \chi S_i * Mkt_i + \delta X_i + \varepsilon_{i4} \quad (8)$$

对于(8)式,如果市场化进程和社会网络交互项 $S_i * Mkt_i$ 系数显著为负,同时相对于不加入交互项的基准方程,如果模型的解释程度变高,则意味着市场化进程弱化了社会网络对于农地流转的影响。

从表4可以看出,社会网络对农地流转的影响系数为0.0390,在1%的水平上显著;社会网络对家庭非农就业率的影响系数为0.0037,在5%的水平上显著,由此可以推断,社会网络促进了家庭农地流转和非农就业。在农地流转方程中,引入非农就业变量后,社会网络在1%的显著水平正向影响农户农地流转行为,同时非农就业对农地流转的影响为负,在5%的水平上显著。因此,总体上看,社会网络促进了家庭农地流转和非农就业,同时非农就业抑制了农地流转,非农就业在社会网络促进农地流转的过程中发挥了遮掩效应。同时,我们有理由相信,非农就业对于转入和转出影响是不同的,因此在下文中结合农地流转方向的异质性,进行具体分析<sup>②</sup>。

① 加入工具变量后,IV Probit模型和IV Tobit模型估计结果都显示,社会网络依旧促进了农地转出或转入,其余控制变量方向和显著水平也基本与前文一致,因此前文的估计结果是稳健的,限于篇幅,未在文中显示。

② 在社会网络对于农地流转的中间作用机制分析中,其他变量方向和显著程度与前文基本一致(表4—表9),由于篇幅受限,不一一赘述。

表 4 “社会网络—非农就业—农地流转”作用机制检验

变量	是否流转	非农就业	是否流转(引入非农就业)
社会网络	0.0390*** (0.0041)	0.0037** (0.0015)	0.0392*** (0.0041)
非农就业			-0.0749** (0.0375)
其他变量	控制	控制	控制

从表 5 的实证结果可以看出,社会网络对农户农地转出决策的影响系数为 0.0308,在 1%的水平上显著;农户社会网络对家庭非农就业率的影响系数为 0.0037,在 5%的水平上显著,因此可以判断,随着农户社会网络的增加和扩展,农村家庭非农就业概率提高。引入中介变量家庭非农就业率后,社会网络在 1%的水平上正向影响了农户的农地转出,同时非农就业对农地转出的影响为正,在 1%的水平上显著。从农地转出规模的中介效应检验来看,社会网络提升了农户农地转出比重,非农就业也促进了农户农地转出比重的提升。因此,我们有理由相信,社会网络的丰富增加了农村家庭非农就业概率,从而促进了农村家庭农地转出,非农就业在社会网络影响农地转出的过程中发挥了部分中介效应。

表 5 “社会网络—非农就业—农地转出”作用机制检验

变量	非农就业	是否转出	是否转出 (引入中介变量)	转出比重	转出比重 (引入中介变量)
社会网络	0.0037** (0.0015)	0.0308*** (0.0052)	0.0296*** (0.0052)	0.0233*** (0.0040)	0.0219*** (0.0040)
非农就业			0.4757*** (0.0464)		0.3604*** (0.0366)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10143	10143	10143	10143	10143

从表 6 的实证结果可以看出,社会网络对农户农地转入的影响在 1%的水平上显著,系数为 0.0344,同时社会网络对非农就业的影响为正,在 5%的水平上显著为正。在农地转入方程中引入非农就业变量后,非农就业系数为-0.6035,在 1%的水平上显著,因此,我们可以判断,非农就业抑制了农户的农地转入。从农户农地转入规模的角度来看,社会网络促进了农地转入和非农就业,非农就业抑制了农地转入,遮掩了社会网络对农地转入的正向影响,即社会网络对于农地转入的直接影响为正,社会网络通过非农就业对农地转入的间接影响为负。在加入非农就业变量后,农地转入方程中社会网络的系数由 0.0334 增加至 0.0357,农地转入规模方程中社会网络系数由 1.6537 增加至 1.7347,据此我们可以推断,非农就业增加了社会网络与农地转入之间的总效应,在社会网络影响农地转入的过程中发挥了遮掩效应,即在控制了非农就业后,社会网络对农地转入的影响将增大。

表 6 “社会网络—非农就业—农地转入”作用机制检验

变量	非农就业	是否转入	是否转入	转入规模	转入规模
社会网络	0.0037** (0.0015)	0.0334*** (0.0049)	0.0357*** (0.0050)	1.6537*** (0.2507)	1.7347*** (0.2520)
非农就业			-0.6035*** (0.0441)		-28.6319*** (2.4047)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10143	10143	10143	10143	10143

同时,考虑到非农就业与农地流转之间存在普遍的内生性问题,我们在农地流转方程中为了同时兼顾社会网络和非农就业的内生性,以农户家庭所在城市(除农户家庭本身所在的村庄外)其他村农户家庭社会网络的平均值作为社会网络的工具变量,以农户家庭所在城市(除农户家庭本身所在的村庄外)其他村农户家庭非农就业率的平均值作为非农就业的工具变量,进行多个内生变量的工具变量回归。结果显示(表 7),在农地流转方程中,社会网络促进了农地流转,非农就业促进了农地转出,抑制了农地转入,在农地转出和转入过程中分别发挥了中介效应和遮掩效应。因此,上文的研究结论是稳健的。

表 7 同时考虑社会网络和非农就业内生性对农地流转的影响检验

变量	是否流转	是否转出	转出比重	是否转入	转入规模
社会网络	0.0650*** (0.0148)	0.0752*** (0.0185)	0.0540*** (0.0143)	0.0418** (0.0049)	2.0767*** (0.8880)
非农就业	-0.4534*** (0.1187)	0.4751*** (0.1458)	0.3620*** (0.1128)	-1.3108*** (0.1463)	-68.1323*** (7.4500)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10143	10143	10143	10143	10143

进一步,为了反映市场化进程对农地流转的影响,同时考虑到市场化进程对社会网络影响农地流转的调节作用,在模型中加入社会网络与市场化指数的乘积项进行回归。为了避免出现多重共线性的问题,本文对关键解释变量社会网络、调节变量市场化指数和交互项进行了中心化处理,实证结果如表 8 所示。农地流转方程的调节效应模型估计结果显示,市场化与社会网络的交互项在 10%的水平上负向显著,与不加入交互项的基准模型相比,调节效应模型的  $R^2$  增加了 0.0003,模型的解释程度得到提升。因此,总体上看,市场化进程的加速,将弱化社会网络对于农地流转的影响。结合农地流转方向的异质性来看,在农地是否转出和转出比例方程中,市场化指数分别在 10%和 5%的水平上显著为正,由此可以判断,市场化进程促进了农地转出,社会网络与市场化的乘积项符号为负,但不显著,同时 $\Delta R^2 = 0$ ,说明加入交互项后模型的解释能力并没有得到提升,因此市场化进程并没有强化或弱化社会网络对农地转出的影响。在农地是否转入方程中,市场化指数在 1%的水平上显著为正,说明市场化进程提升了农户的农地转入概率,尽管在农地转入规模方程中,市场化指数系数不显著,但影响方向与预期一致。通过与不加入社会网络 and 市场化变量交互项的基准模型对比,发现在农地是否转入和转入规模方程中, $R^2$  分别增加 0.0007 和 0.0003,调节效应模型的解释能力得到提升。同时,在农地是否转入和转入规模方程中,社会网络 and 市场化指数的乘积项均在 5%的水平上显著为负,这说明市场化进程弱化了社会网络对农户农地转入的影响。因此我们可以推断,在农地转出市场,社会网络的作用并没有被强化或弱化,以亲缘、友缘和地缘为基础的人际关系在农地转出过程中依旧重要;在农地转入市场,以“熟人”以及信任为基础的农地流转市场开始向“熟人—半市场化—市场化”方向迈进,社会网络的作用开始减弱,土地流转市场、价格机制和竞争机制开始初步形成。换句话说,社会网络作为一种非正式制度,在经济发展的初期会弥补市场机制的不足,促进农地转出和转入,但当市场化水平发展到一定阶段后,市场力量会弱化社会网络对于农地转入的作用。据此我们有理由相信,市场化进程对农地转出市场和农地转入市场的形成与发育的影响具有异质性。

表 8 市场化进程对社会网络影响农地流转的调节效应检验

变量	农地流转	农地转出		农地转入	
	是否流转	是否转出	转出比例	是否转入	转入规模
社会网络	0.0396*** (0.0041)	0.0299*** (0.0053)	0.0221*** (0.0040)	0.0351*** (0.0050)	1.7054*** (0.2519)
市场化	0.0604*** (0.0148)	0.0337* (0.0184)	0.0354** (0.0140)	0.0508*** (0.0177)	0.8357 (0.8871)
社会网络 * 市场化	-0.0047* (0.0024)	-0.0010 (0.0031)	-0.0005 (0.0022)	-0.0072** (0.0030)	-0.3477** (0.1538)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
$\Delta R^2$	0.0003	0.0000	0.0000	0.0007	0.0003
观测值	10143	10143	10143	10143	10143

值得注意的是,中国农村是基于地缘、血缘、友缘等关系形成的熟人社会,村庄内各主体间社会网络越强,对内部交易越有利。为了反映市场化进程对于异质性农地流转交易主体的影响,将农地流转对象为本村普通农户的定义为熟人,将非本村普通农户、专业大户、家庭农场、公

司或企业等定义为非熟人。此处使用多项 Logit 模型进行估计,农地流转设定方式为:无流转 = 0(基线),非熟人流转 = 1,熟人流转 = 2,同时将社会网络、市场化以及社会网络和市场化的交互项进行中心化处理,对市场化进程中社会网络对于农地流转的调节效应进行再检验,实证结果如表 9 所示<sup>①</sup>。可以发现,社会网络促进了农地流转,在非熟人间的农地流转市场,市场化进程、社会网络 and 市场化交互项为正,但不显著;在熟人间的农地流转市场,市场化进程对于熟人农地流转影响系数为 0.1004,在 1% 的水平上显著,说明市场化进程促进了熟人间的农地流转,同时社会网络 and 市场化交互项系数为-0.0132,在 1% 的水平上显著,  $\Delta R^2 = 0.0006$ ,说明市场化进程弱化了熟人以往凭借社会网络流转农地的方式。结合农地流转方向的异质性来看,在农地转出市场,市场化进程促进了非熟人间的农地转出,对于熟人间的农地转出影响为正,但不显著,同时市场化进程并没有强化或弱化非熟人或熟人社会网络对于农地转出的影响。在农地转入市场,市场化进程对于非熟人农地转入影响不显著,对于熟人农地转入影响系数为 0.1131,在 1% 的水平上显著为正,说明市场化进程促进了熟人农地转入市场的发育与完善,同时在熟人农地转入市场,社会网络 and 市场化交互项为-0.0165,在 1% 的水平上显著为正,  $\Delta R^2 = 0.0009$ ,说明市场化进程弱化了社会网络对于熟人农地转入的影响,熟人间的农地转入已开始呈现市场化的特征,这一点与仇童伟等<sup>[13]</sup>研究结论相一致。

表 9 考虑农地流转交易主体的调节效应检验

变量	农地流转		农地转出		农地转入	
	非熟人间	熟人间	非熟人间	熟人间	非熟人间	熟人间
社会网络	0.0854 *** (0.0164)	0.0631 *** (0.0078)	0.0852 *** (0.0207)	0.0480 *** (0.0116)	0.0801 *** (0.0288)	0.0648 *** (0.0101)
市场化	0.0789 (0.0547)	0.1004 *** (0.0277)	0.1586 ** (0.0685)	0.0312 (0.0404)	-0.1408 (0.0961)	0.1131 *** (0.0348)
社会网络 * 市场化	0.0054 (0.0096)	-0.0132 *** (0.0046)	0.0024 (0.0120)	-0.0079 (0.0067)	0.0109 (0.0170)	-0.0165 *** (0.0061)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\Delta R^2$	0.0006		0.0002		0.0009	
观测值	10143		10143		10143	

六、结论与启示

本文利用中国家庭金融调查(CHFS)2015 数据,运用 Probit 模型和 Tobit 模型分析社会网络对农户农地流转的影响,构建中介效应模型,进一步考察社会网络影响农户农地流转的可能路径,以及市场化进程加快背景下其影响作用的变化规律。主要得出如下结论:第一,社会网络降低了交易成本,促进了农地转出和转入,同时,户主年龄、受教育程度、家庭耕地面积以及村居经济发展水平等因素也能够促进农地流转;第二,社会网络通过非农就业促进了农户农地转出,抑制了农地转入,非农就业在农地转出和转入过程中分别发挥了中介效应和遮掩效应;第三,农村市场化进程的加速,将会促进农地转出和转入,同时市场化进程弱化了社会网络对农户农地流入的影响,熟人间的农地转入市场已开始呈现市场化的特征。

基于以上研究结论,本文得到如下启示:在市场化程度较低的农村地区,应当继续重视社会网络对于农地流转的影响,提升基层农村信息公开程度以缓解信息不对称,发挥社会网络对于促进非农就业以及土地资源再配置的积极作用。进一步重视市场化进程的作用,积极推动农村

① 多项 Logit 模型 IIA 假定的检验结果表明,去掉某一类型的农地流转行为后,所有结果接受选择对象之间互不相关的原假设。



土地流转市场的发育以及农地流转价格机制的完善,在农村要素市场改革的同时强化市场的激励与约束机制。此外,应该注意到市场化进程对于农地转入市场和农地转出市场影响的异质性,在推进农地流转市场化进程的同时兼顾社会网络对农地流转的影响,在尊重农户意愿的基础上,出台引导性的政策措施,避免“一刀切”政策,以期提升农地资源再配置效率,防范农地流转内生风险。

## 参考文献:

- [1] 郭君平,曲颂,夏英,等.农村土地流转的收入分配效应[J].中国人口·资源与环境,2018,28(5):160-169.
- [2] Jin S, Deininger K. Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China[J]. Journal of Comparative Economics, 2009, 37(4): 629-646.
- [3] 费孝通.乡土中国[M].北京:北京大学出版社,2012.
- [4] 罗必良.合约短期化与空合约假说——基于农地租约的经验证据[J].财经问题研究,2017(1):10-21.
- [5] 朱文珏,罗必良.农地流转、禀赋效应及对象歧视性——基于确权背景下的 IV-Tobit 模型的实证分析[J].农业技术经济,2019(5):4-15.
- [6] 何欣,蒋涛,郭良燕,等.中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013—2015 年 29 省的农户调查数据[J].管理世界,2016(6):79-89.
- [7] Holden S T, Deininger K, Ghebru H. Impact of Land Certification on Land Rental Market Participation in Tigray Region, Northern Ethiopia[C]. MPRA Paper, 2007.
- [8] 韩春虹,张德元.市场化运作的农地流转模式——一个分析框架[J].内蒙古社会科学(汉文版),2018,39(5):62-67.
- [9] 姚洋.中国农地制度:一个分析框架[J].中国社会科学,2000(2):54-65,206.
- [10] Deininger K, Jin S. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2005, 78(1):241-270.
- [11] 黄枫,孙世龙.让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育[J].管理世界,2015(7):71-81.
- [12] Gonzalez-Navarro M, Emerick K, Sadoulet E, et al. Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico[J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3125-3149.
- [13] 仇童伟,罗必良,何勤英.农地流转市场转型:理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J].中国农村观察,2019(4):128-144.
- [14] Avinash K Dixit. Lawlessness and Economics[M]. Princeton: Princeton University Press, 2011.
- [15] 仇童伟,罗必良,何勤英.农地产权稳定与农地流转市场转型——基于中国家庭金融调查数据的证据[J].中南财经政法大学学报,2020(2):133-145,160.
- [16] 罗纳德·高斯,银温泉.生产的制度结构[J].经济社会体制比较,1992(3):56-60.
- [17] 邓大才.农地流转的交易成本与价格研究——农地流转价格的决定因素分析[J].财经问题研究,2007(9):89-95.
- [18] Beugelsdijk S, Schaik T V. Social Capital and Growth in European Regions: an Empirical Test[J]. European Journal of Political Economy, 2005, 21(2):301-324.
- [19] 李爽,陆铭,佐藤宏.权势的价值:党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同?[J].世界经济文汇,2008(6):23-39.
- [20] 陆铭,张爽,佐藤宏.市场化进程中社会资本还能够充当保险机制吗?——中国农村家庭灾后消费的经验研究[J].世界经济文汇,2010(1):16-38.
- [21] Granovetter M S. The Strength of Weak Ties[J]. American Journal of Sociology, 1973, 78(6):1360-1380.
- [22] Bian Y J. Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China[J]. American Sociological Review, 1997, 62(3):366-385.
- [23] 李博伟,徐翔.社会网络、信息流动与农民采用新技术——格兰诺维特“弱关系假设”的再检验[J].农业技术经济,2017(12):98-109.
- [24] 张玉利,杨俊,任兵.社会资本、先前经验与创业机会——一个交互效应模型及其启示[J].管理世界,2008(7):91-102.
- [25] 张溪,黄少安.交易费用视角下的农地流转模式与契约选择[J].东岳论丛,2017,38(7):118-126.

- [26] 徐章星,张兵.中国农地抵押的德·索托悖论——基于抵押品功能的视角[J].农业经济与管理,2020(3): 64-73.
- [27] 蒋乃华,卞智勇.社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证[J].管理世界,2007(12): 158-159.
- [28] 张寒,杨红强,陈海滨,等.非农就业对林地流转的影响——基于双内生视角的MV Tobit估计[J].资源科学,2018,40(8):1505-1514.
- [29] 徐章星,张兵,尹鸿飞,等.工商资本下乡促进了农地流转吗?——来自CLDS的经验证据[J].农业现代化研究,2020,41(1):144-153.
- [30] 李虹,原潇倩.企业代理成本与环境信息披露——基于管理层家乡情怀与市场化进程的调节效应[J].南京审计大学学报,2019,16(6):72-80.
- [31] Gagnon, Julien, Goyal, Sanjeev. Networks, Markets, and Inequality[J]. American Economic Review,2016,107(1):1-30.
- [32] 董晓林,熊健.市场化进程中社会网络对农户生计多样化的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2019(5):71-77,168-169.
- [33] 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.

(责任编辑:刘浩)

## On the Impact of Social Networks on Farmland Circulation in the Process of Marketization

XU Zhangxing, ZHANG Bing, LIU Dan

**Abstract:** This article uses data from the China Household Finance Survey (CHFS) 2015, using Probit and Tobit models to analyze the impact of social networks on farmland circulation and constructing a mediating effect model to further examine the possible paths that social networks affect farmland circulation and the changing rule of its influence under the background of the process of marketization. The results show that: Social networks have promoted the transfer-out and transfer-in of farmland by lowering the cost. The social network promotes the transfer-out and inhibits the transfer-in of farmland by non-agricultural employment. Non-agricultural employment exerts an intermediary effect and a cover effect in the process of farmland circulation. With the acceleration of the process of rural marketization, the transfer of farmland will be promoted. At the same time, the marketization process weakens the impact of social networks on the transfer-in of farmland. Meanwhile, the transfer of farmland from acquaintances to the market has begun to show the characteristics of marketization. Therefore, it is necessary to affirm the positive role of social networks in the reallocation of rural land and labor factors. In the process of promoting moderate scale operation of farmland, it is necessary to aim at the heterogeneity of transfer-in and transfer-out of farmland. Based on respecting the wishes of farmers, market power needs to be taken to introduce guiding policies and measures and avoid 'one size fits all' reforms to prevent the endogenous risks of farmland circulation.

**Keywords:** Social Network; Farmland Circulation; Marketization Process; Mechanism