

宗族网络与土地流转资源配置效应

——锦上添花还是雪上加霜？

洪名勇 杨雪娇 徐琰超*

摘要：本文构建“有限信任-短半径交易-土地要素配置”的理论模型，分析宗族网络在土地流转资源配置效应中发挥的作用。发达的宗族网络使农户倾向于将土地流转给本村普通村民，而非生产效率更高的农业生产单位，导致在宗族网络发达的村庄中，普通村民之间的土地流转发生率更高，最终弱化了土地流转的资源配置效应。进一步分析发现，在资源配置效率较低的村庄和市场发育滞后的地区，土地流转的资源配置效应更容易被宗族网络弱化，而市场化进程能够显著削弱这种不利影响。利用“中国家庭大数据库”的调查数据进行了经验验证，计量结果稳健。因此，政府在制定政策时，应充分考虑传统社会资源配置机制与市场配置机制的关系，引导土地流向生产能力强的新型农业经营主体。

关键词：宗族网络；土地流转；土地资源配置；社会信任

一、引言

随着传统农业向现代农业转变，通过土地流转实现适度规模经营，提高农业生产率，是我国农业高质量发展的重要依托。为此，我国自2003年以来相继出台一系列促进土地流转的政策，持续推进农村土地制度改革，激活农地产权交易。在深化农地“三权分置”改革的背景下，2019年全国承包耕地流转面积达5.55亿亩^①，土地流转交易日益活跃，加速了农村土地要素的流动。但是，高速流动并不意味着高效流动，土地流转到效率更高的农业生产单位，改善要素配置，才能为农村经济转型提供要素驱动力。

理论上讲，发达的土地流转市场是建立土地再分配机制的有效手段（Huy et al., 2016），可以让土地流向效率更高的使用者（Deininger et al., 2013；史常亮等，2020），优化土地资源配置（陈志刚等，2007）。然而我国制度化、系统性的土地流转市场，运行时间尚短，还存在土地流转不畅、土地资源配置效率较低的问题，表现为农户不能根据其意愿，流出或流入理想

* 洪名勇，云南大学经济学院，邮政编码：650500，贵州大学公共管理学院，邮政编码：550025，电子信箱：hongmingyong@163.com；杨雪娇，云南大学经济学院，邮政编码：650500，电子信箱：358923409@qq.com；徐琰超，云南大学经济学院，邮政编码：650500，电子信箱：xuyanchao_xyc@163.com。

本研究得到国家自然科学基金项目“农地流转空间及形成机制研究”（项目编号：71673065）的资助。感谢浙江大学管理学院博士生卡茜燕为本文提供数据支持。同时感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然文责自负。

①数据来源：《关于对十三届全国人大三次会议第4607号建议的答复摘要》，载于农业农村部网站，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcgg/202011/t20201102_6355607.htm。

规模的土地(刘同山,2018);农业生产率越高的农户转出农地的概率越大(何欣等,2016);同时,农户间耕地流转也并未显著改善土地配置效率(李承政等,2015)。此外,我国农村社会中,非正式制度还会对村庄生产生活资料配置产生重要影响(贺雪峰、仝志辉,2002)。因此,在正式制度不完善、并叠加非正式制度的影响下,我国农村土地流转与土地配置之间的关系尤为复杂。

现有研究大多站在正式制度的角度研究我国土地流转与土地资源配置的关系,而忽略了非正式制度的影响。宗族作为我国传统农村广泛存在的一种非正式制度安排,其根据家族关系来管理族田、配置族产的资源分配机制是否延续到了现代社会?是否影响现代农村的土地资源配置?学界对此问题的关注相对较少。现有文献主要研究了宗族网络与农村土地经营权流转(伍骏骞等,2016;贾晋等,2019;李朝柱等,2020)、村庄地权实施(仇童伟,2018)的关系。与本文最接近的文献中,伍骏骞等(2016)分析了宗族网络通过重构村庄权力结构,形成农户集体行动,进而促进土地流转的作用机制。贾晋等(2019)则比较了宗族网络、村干部经商经历对土地有偿流转和无偿流转的影响。李朝柱等(2020)从强关系宗族网络与弱关系朋友网络的角度,分析发现宗族网络能显著促进土地流转及降低租金。然而这些研究只是在宗族网络与是否流转土地之间建立了联系,没有进一步关注宗族网络在土地流转^①的资源配置效应中发挥的作用,及其背后的逻辑关系。

基于此,本文尝试在理论研究层面,阐述宗族网络、流转对象选择以及土地配置之间的联系,构建“有限信任-短半径交易-土地要素配置”的理论模型。经验研究层面,基于浙江大学“中国家庭大数据库”的调查数据进行计量分析后,研究发现土地流转会提高土地资源配置效率,但当宗族网络发展到一定程度时,会缩短土地流转的交易半径,促使土地流转至本村普通村民,降低村庄整体的土地资源配置效率,从而削弱土地流转对资源配置的改善作用。

本文的贡献在于,一是研究视角层面,探索性地将宗族网络与土地资源配置放在同一分析框架,阐述宗族网络影响土地资源配置的作用机理,并从信任和社会互动的视角探讨了宗族网络对土地流转方向的影响,及其对土地资源配置的作用。二是研究内容层面,将土地流转的研究重点由关注流转是否发生,转移到关注流转方向是否有利于土地资源配置,从非正式制度的角度拓展了土地非市场交易行为的分析框架,通过构建信任、交易半径与要素配置的理论模型,并采用全国范围的调查数据,实证检验了宗族网络、土地流转对象选择以及土地资源配置三者的关系。

二、理论分析

(一)宗族网络、信任效应与短半径交易

随着经济社会发展,中国传统宗族的大部分特征已经不存在,但身份认同及族内团结的宗族文化内核依然对现代农村社会产生影响。一方面,身份认同使得宗族成员相比外人,能获得更高的认同度;另一方面,强调族内团结的宗族文化,使得个体效用与族群效用产生一荣俱荣、一损俱损的效用关联,表现为个体效用随族内成员效用水平增加而增加,形成歧视性偏好(Habyarimana et al.,2007)。在认同差异和歧视性偏好的作用下,基于血缘关系的有

^①由于本文仅研究土地流出的作用,文中如无特别说明,土地流转仅指土地流出。

限信任挤出了对于组织外陌生人的一般信任,造成短半径信任(陈斌开、陈思宇,2018)。在此情形下,个体与陌生人之间达成合作的“摩擦力”增大(洪名勇、钱龙,2014),交易成本增加,交易范围随之缩小,形成短半径交易(阮荣平、郑风田,2013),影响经济绩效。

在宗族网络中,个体决策行为除受制于自身偏好外,还会受到自己与他人决策偏离度的影响,以及社会规范的制约。若个体违背了社会规范,与网络中其他人的行为不一致,就会遭受社会负效用的惩罚(Manski,2000)。传统宗族的社会规范作用,在于要求族群成员协同一致生产,在此约束下,农民多将土地流转给宗族内成员,以保证族群组织的整体利益。若将土地流转给组织外的其他人,将会受到非资金形式的惩罚。由此,宗族可能通过惩罚效应影响人们的经济行为。

在现代市场机制的作用下,传统宗族是否仍然可能通过信任效应和惩罚效应对农户选择土地流转对象的行为产生影响,并作用于土地流转的经济绩效?对此问题,我们首先将信任效应和惩罚效应代入孔祥智和徐珍源(2010)的模型,再在Adamopoulos等(2017)的模型中,引入土地流转的交易半径。

我们作出如下假设:

(1)若转入户(流转对象Ⅰ)与转出户属于同一宗族组织,则转出户对其信任程度为 T_1 ;不属于同一宗族组织(流转对象Ⅱ),则信任程度为 T_2 。根据短半径信任效应可知 $1>T_1>T_2>0$ ^①。

(2)若把土地流转向宗族组织外,将遭受罚金形式的惩罚 π_p 。

(3)转出户在第 i 年重新收回土地的概率为 P_i ,产生保障价值 U 。转出户对转入户越信任,收回土地时产生纠纷的成本越低,净保障价值越高。流转给对象Ⅰ时能获得的净保障价值为 T_1U ,对象Ⅱ时为 T_2U 。

(4)流转给对象Ⅰ的土地年租金为 π_1 ;对象Ⅱ的年租金为 π_2 ,有 $\pi_1<\pi_2$;并且流转给对象Ⅱ时,土地租金净收益为 $\pi_2-\pi_p$ 。

若转出户在第一年初决定将土地流转给对象Ⅰ,则在 N 年内其期望收益 E_1 为:

$$E_1 = \pi_1 + P_2UT_1 + (1-P_2)\pi_1 + \dots + P_NUT_1 + (1-P_N)\pi_1 = N\pi_1 + (UT_1 - \pi_1) \sum_{i=2}^N P_i \quad (1)$$

若转出户在第一年初将土地流转给对象Ⅱ,则在 N 年内其期望收益 E_2 为:

$$E_2 = \pi_2 - \pi_p + P_2UT_2 + (1-P_2)(\pi_2 - \pi_p) + \dots + P_NUT_2 + (1-P_N)(\pi_2 - \pi_p) \\ = N(\pi_2 - \pi_p) + (UT_2 - \pi_2 + \pi_p) \sum_{i=2}^N P_i \quad (2)$$

若 $E_1 > E_2$,转出户会将土地流转给对象Ⅰ,此时:

$$N\pi_1 + (UT_1 - \pi_1) \sum_{i=2}^N P_i > N(\pi_2 - \pi_p) + (UT_2 - \pi_2 + \pi_p) \sum_{i=2}^N P_i \quad (3)$$

$$(1) \text{ 若 } \pi_1 < (\pi_2 - \pi_p), \text{ 要满足(3)式,则 } \frac{\sum_{i=2}^N P_i}{N - \sum_{i=2}^N P_i} > \frac{\pi_2 - \pi_p - \pi_1}{(T_1 - T_2)U}。 \text{ 当 } P_i \text{ 和 } U \text{ 固定时, } \pi_p \text{ 或}$$

①假设土地净保障价值为保障价值的某一比例,该比例以信任程度表示,因此信任程度在0到1之间取值。

$T_1 - T_2$ 越大,右侧式子越小,不等式条件越容易达到。此时,若农户收回土地的概率和土地保障价值不变,宗族内部的惩罚效应越大,信任效应越大,则农户越容易将土地转移给宗族内成员。

(2) 若 $\pi_1 > (\pi_2 - \pi_p)$ 且 $UT_1 - UT_2 > (\pi_1 - \pi_2 + \pi_p)$, 则(3)式成立。此时将土地流转给本宗族成员相比宗族外成员能获得更高的租金,且从两者的土地保障价差中获取的收益比租金价差收益更大时,转出户自然会选择宗族内成员作为土地流转对象。

(3) 若 $\pi_1 > (\pi_2 - \pi_p)$ 且 $UT_1 - UT_2 < (\pi_1 - \pi_2 + \pi_p)$, (3) 式成立, 则 $\frac{\sum_{i=2}^N P_i}{N} < \frac{\pi_1 - \pi_2 + \pi_p}{UT_2 - UT_1 + \pi_1 - \pi_2 + \pi_p}$ 。当 π_p 或 $T_1 - T_2$ 越大时,右侧式子越大,不等式条件越容易达到。意味着,将土地流转给本宗族成员相比宗族外成员能获得更高的租金,且从两者的土地保障价差中获取的收益比租金价差收益要小时,宗族内部的惩罚效应越大,信任效应越大,农户越容易将土地流转给宗族内成员。

综合以上分析,我们提出下面的假说:

H1: 当控制住租金相对价格、收回土地的概率以及土地保障价值时,宗族组织的惩罚效应越大,信任效应越大,则土地越容易流向宗族组织内部,交易半径越短。

(二) 宗族网络、短半径交易与土地要素配置效率

根据假说 1, 虽然宗族网络促进了土地在宗族组织内的流转,但从全局来看,农户获得的土地是否与其生产能力相匹配是一个更为重要的问题。只有土地流转至更有效使用的农户,才能产生边际产出拉平效应 (Carter and Yao, 1999), 实现土地资源合理配置。在 Adamopoulos 等 (2017) 的模型中,我们引入土地流转的交易半径来证明短半径交易与土地要素配置效率的关系。

假设在一个生产单一产品、土地资源总量为 L , 资本总量为 K , 有 M 个农户的农业经济体中,农户 i 以其异质性的农业生产能力 s_i 生产农产品。参照 Lucas (1978), 假设生产函数为:

$$y_i = (A_a s_i)^{1-\gamma} (l_i^\alpha k_i^{1-\alpha})^\gamma \quad (4)$$

(4) 式中: y 、 l 、 k 分别表示实际产出、土地和资本投入; A_a 为共同生产率项; $\gamma < 1$, 表示农户层面规模报酬递减; α 控制了土地在农业生产中的相对重要程度。土地资源总量、资本总量、社会总产出满足以下关系: $\sum_{i=1}^M l_i = L$; $\sum_{i=1}^M k_i = K$; $\sum_{i=1}^M y_i = Y$ 。要使社会总产出最大,则由一阶

条件有: $l_i^e = \frac{s_i}{\sum s_i} L$, $k_i^e = \frac{s_i}{\sum s_i} K$, 并可推知社会最优总产出为:

$$Y^e = A^e M^{1-\gamma} (L^\alpha K^{1-\alpha})^\gamma \quad (5)$$

(5) 式中: $A^e = (A_a \bar{s})^{1-\gamma}$, $\bar{s} = (\sum_{i=1}^M s_i) / M$ 。 l_i^e 、 k_i^e 为有效配置时农户 i 获得的土地和资本, 可知按照农户能力来配置要素的方式能使社会总产出最大。

从理论上讲,在竞争性市场中,农户进行土地流转时,为实现土地资源配置效率最大化,交易对象及空间半径应该是不受限制的。而在现实村庄生活中,宗族会约束农户的经济行

为。有学者发现当宗族力量发展到一定程度,成为垄断型宗族结构时,会降低村民收入(王宇锋,2010),而且村庄内大姓与土地流转率呈现U型关系,只有当大姓比例达到一定规模时,才会对土地流转率产生促进作用(伍骏骞等,2016)。据此,我们推测可能宗族网络要发展到一定程度,才会产生显著的信任效应和惩罚效应,缩小土地流转的交易半径,限制土地资源向生产能力更高的经营主体流动。即交易半径 rd_i 越短,土地不能按照生产能力配置的程度

$$ratio = \left(\frac{l_i}{L} / \frac{s_i}{\sum s_i} - 1 \right)^2 \text{ 越大,土地市场扭曲程度 } \tau_i^l \text{ 越大,此时有: } \frac{\partial ratio_i}{\partial rd_i} < 0, \frac{\partial \tau_i^l}{\partial ratio_i} > 0。$$

假设 τ_i^k 为资本要素市场扭曲, τ_i^y 为产出扭曲。农户 i 面临的利润最大化问题为:

$$\max_{l_i, k_i} \{ \pi_i = (1 - \tau_i^y) y_i - (1 + \tau_i^k) r k_i - (1 + \tau_i^l) q l_i \} \quad (6)$$

(6)式中: r 和 q 分别为资本和土地的租赁价格。将农户 i 的收益生产率构造为:

$$TFPR_i = \frac{y_i}{l_i^\alpha k_i^{1-\alpha}} = \tilde{T} \frac{(1 + \tau_i^l)^\alpha (1 + \tau_i^k)^{1-\alpha}}{(1 - \tau_i^y)} \quad (7)$$

(7)式中: $\tilde{T} = \left(\frac{q}{\alpha\gamma} \right)^\alpha \left(\frac{r}{(1-\alpha)\gamma} \right)^{1-\alpha}$ 为共同项。可推知:

$$Y = TFP \cdot M^{1-\gamma} (L^\alpha K^{1-\alpha})^\gamma \quad (8)$$

(8)式中: $TFP = \left(\frac{A_a}{M} \right)^{1-\gamma} \sum_{i=1}^M s_i^{1-\gamma} \left(\frac{TFPR}{TFPR_i} \right)^\gamma$ 为社会总生产率,与收益生产率 $TFPR$ 的离散程度

有关。 $\overline{TFPR}$ 表示社会平均收益生产率, $\overline{TFPR} = \frac{\tilde{T} y_i}{\left[\frac{y_i(1 - \tau_i^y)}{l_i(1 + \tau_i^l)} L \right]^\alpha \left[\frac{y_i(1 - \tau_i^y)}{k_i(1 + \tau_i^k)} K \right]^{1-\alpha}}。$

此外,定义资源错配的程度为实际总产出与最优总产出之间的差距: $Y^{gap} = \frac{Y^e}{Y}$,由(5)式和(8)式可知:

$$\frac{Y^e}{Y} = \frac{A^e}{TFP} = \frac{\left(\sum_{i=1}^M s_i \right)^{1-\gamma}}{\sum_{i=1}^M s_i^{1-\gamma} \left(\frac{TFPR}{TFPR_i} \right)^\gamma} \quad (9)$$

(9)式中: $\frac{\overline{TFPR}}{TFPR_i} = \frac{\left(\frac{1 - \tau_i^y}{1 + \tau_i^l} \right)^\alpha \left(\frac{1 - \tau_i^y}{1 + \tau_i^k} \right)^{1-\alpha} y_i}{\left(\frac{q}{\alpha\gamma} L \right)^\alpha \cdot \left(\frac{r}{(1-\alpha)\gamma} K \right)^{1-\alpha}}$ 。当 s_i 不变时,有 $\frac{\partial Y^{gap}}{\partial \frac{TFPR}{TFPR_i}} < 0$,除土地外各扭曲系

数以及 y_i 不变,有 $\frac{\partial \overline{TFPR}}{\partial \tau_i^l} < 0$ 。

以 rd_i 对 Y^{gap} 求导,根据链式法则,有:

$$\frac{\partial Y_i^{gap}}{\partial rd_i} = \frac{\partial Y_i^{gap}}{\overline{TFPR}} \cdot \frac{\partial \overline{TFPR}}{\partial \tau_i^l} \cdot \frac{\partial \tau_i^l}{\partial ratio_i} \cdot \frac{\partial ratio_i}{\partial rd_i} \tag{10}$$

进一步地,由 $\frac{\partial \tau_i^l}{\partial ratio_i} > 0$ 以及 $\frac{\partial ratio_i}{\partial rd_i} < 0$,可知, $\frac{\partial Y_i^{gap}}{\partial rd_i} < 0$ 。

由此,我们提出理论假说:

H2:当宗族网络发展到一定程度时,会显著缩小土地流转的交易半径,加重土地配置与生产能力配置的不平衡程度,拉大社会实际总产出与最优总产出的差距,降低土地流转的要素配置效率。即宗族网络可能与土地流转的要素配置效率呈倒U型关系。

三、数据与变量说明

(一)数据来源及处理

本研究使用浙江大学“中国家庭大数据库”^①(Chinese Family Database,简称CFD)。该调查根据一定的抽样方式,对全国除西藏、新疆外的29个省、自治区、直辖市进行了抽样调查,在全国层面具有一定代表性。

本文对2013年、2015年的社区数据与2015年的家庭数据进行匹配,原因在于:虽然中国家庭大数据库2013年对村庄前三大姓的户数进行了调查,但该年数据中土地流转给本村的样本数过少,而只有2015年细化了流转对象的分类。此外,使用2013年的大姓户数占比作为2015年样本村庄的宗族代理变量,可以降低模型的内生性。因此,将2013年与2015年数据匹配,能够为本文提供良好的数据支撑。

数据处理中,我们剔除了2015年非追访户样本,删除了宗族以及其他关键指标在逻辑上有问题的样本,保留村委会样本后,剩余6814户,374个村庄,其中有792户将土地流转出去,753户详细报告了土地流出面积和收入。在村庄数据中,还存在部分关键变量缺失严重的问题。对此,我们采取以下方法补足,一是采用问卷中插值法的数据来替代变量缺失值,包括农户耕地面积、农户粮食作物产量、经济作物产量、农业生产的牲畜价值、农业机械价值;二是使用样本农户的土地流出均价代替村庄平均土地流出价格缺失的样本。

(二)变量说明

村庄土地流转变量,反映村庄流转土地的情况,采用是否有土地流转以及流转的程度来衡量。土地流转程度使用村庄中农户未自己耕种土地面积在村庄总土地面积中所占比重、流转出土地的农户数在总农户数中所占比重、流转出土地面积在村庄总土地面积中所占比重以及平均每户流转出的土地面积来衡量。

土地转出对象变量。由于该数据没有按照亲缘关系来详细划分土地转出对象,作为替代性处理,本文将土地转出对象与转出户的亲缘关系由近及远划分为本村普通村民、本村大户及

①本研究使用的数据来自浙江大学“中国家庭大数据库”(Chinese Family Database,CFD)、西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey,CHFS)以及“中国社区治理调查”(China Community Governance Survey,CCGS)。这三种调查数据统一包含在浙江大学“中国家庭大数据库”的数据中。

其他新型农业经营主体、外村普通村民、外村大户及其他新型农业经营主体^①,并赋值为1到4。同时,村庄层面以土地流向本村普通村民的面积占比和户数占比来反映土地转出对象的特征。

宗族变量。定义一个宗族网络应同时测度其规模和强度(郭云南等,2012)。宗族是由同一姓氏祖先组建成的亲缘共同体,大姓占比越高,宗族网络规模越大。同时祠堂是历史上处理宗族事务的场所,族谱则是记录家族关系的重要传承物,两者共同构成宗族组织的表征。因此,现有研究较常采用姓氏比例来衡量宗族的规模(王丹利、陆铭,2020;陈斌开、陈思宇,2018;仇童伟,2018),而采用族谱和宗祠来反映宗族网络强度(郭云南等,2012;张川川、马光荣,2017;潘越等,2019)。由于数据库中缺乏族谱和宗祠数据,参照王宇锋(2010)的做法,我们采用姓氏集中度来反映宗族力量的强弱。当第一大姓占比大于等于30%,且大于第二大姓两倍时,此类村庄为宗族组织垄断型;而当第一大姓占比小于30%时,此类村庄为宗族组织均匀型;其余属于宗族组织寡头型村庄。我们还采用前两大姓氏人口比例之差以及姓氏多样化指数来反映村庄内部姓氏结构的集中度。姓氏多样化指数是借鉴产业组织理论中的赫芬达尔指数来构建, $1 - HHI = (1 - \sum_i A_i^2)$, 其中 A_i 为村庄中第 i 个姓氏宗族的人口比例, HHI 为赫芬达尔指数。

土地资源配置变量。微观层面衡量资源错配的方法,其一是企业间收益生产率($TFPR$)的偏离程度,代表性研究是 Hsieh 和 Klenow (2009);其二是要素边际产出价值的偏离程度,典型研究是龚关和胡关亮(2013)。农业经济领域中,也较常用这两种方法(Adamopoulos et al., 2017; Chen et al., 2017; 盖庆恩等, 2017)。而宏观层面则较常用错配条件下要素投入占比除以有效配置条件下以产出贡献来衡量的理论投入占比(史常亮等, 2020)。本文主要关注农户层面的要素配置,因此采用村庄中农户间土地边际产出的偏离程度来反映土地资源错配的程度。采用方差来衡量土地边际产出的偏离程度,计算公式为:

$$\text{var}(\ln MPL) = \frac{\sum (\ln MPL_{iv} - \ln \overline{MPL}_v)^2}{n - 1} \quad (11)$$

(11)式中: $MPL_{iv} = \frac{\beta y_{iv}}{l_{iv}}$, $\overline{MPL}_v = \frac{\beta \overline{y}_v}{\overline{l}_v}$, MPL_{iv} 为村庄 v 农户 i 的土地边际产出, y_{iv} 为村庄 v 农户 i 的劳均产出, l_{iv} 为村庄 v 农户 i 的土地面积, $\overline{MPL}_v$ 为村庄 v 平均土地边际产出, $\overline{y}_v$ 为村庄 v 种植业的平均产出(以劳均产出表示)^②, $\overline{l}_v$ 为村庄 v 平均土地数量, n 为村庄总户数。

遵照现有文献(Adamopoulos et al., 2017; Chen et al., 2017; 盖庆恩等, 2017)做法,我们采用增加值来估计要素产出弹性。假设农户的种植业生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯形式:

$$y_i = s_i k_i^\alpha l_i^\beta \quad (12) \text{ ③}$$

(12)式中: y_i 为农户 i 的劳均种植业增加值(包括粮食作物和经济作物),用农户的年种植业产出减去中间产品后除以年劳动量所得,中间产品包括种子、农药、化肥、农膜; k_i 为农户 i 的劳均资本存量,参考 Chen 等(2017)的做法,将家庭中用于农业生产经营的牲畜、农业机

①徐章星等(2020)也采用相似方法,将本村普通农户定义为熟人,将非本村普通农户、专业大户、家庭农场等定义为非熟人。

②用增加值计算产出弹性时,(11)式中 y_{iv} 和 $\overline{y}_v$ 为增加值,而用总产值估计时, y_{iv} 和 $\overline{y}_v$ 为总产值。

③用总产值计算产出弹性时,(12)式应为 $y_i = s_i k_i^\alpha l_i^\beta m_i^\gamma$, 其中 y_i 为农户 i 的劳均总产值, m_i 为劳均中间投入。相应的,(13)式也应该为: $\ln y_i = \ln s_i + \alpha \ln k_i + \beta \ln l_i + \gamma \ln m_i$ 。

械、小型农机具作为农户的资本; l_i 为农户 i 的劳均拥有土地面积; s_i 为农业生产率;同时以家庭从事农业劳动的人数或者家庭每年用于农业生产经营的时间作为劳动量(假设每个月农业生产时间为 20 天乘以 8 小时)。对(12)式两边取对数,可得:

$$\ln y_i = \ln s_i + \alpha \ln k_i + \beta \ln l_i$$

(13)

对(13)式进行回归,可估计出各个生产要素的产出弹性。

具体变量描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

Panel A:农户层面					
变量名称	标准差	最小值	平均数	最大值	样本数
流转对象分类	1.144	1	1.663	4	786
户主年龄	12.633	18	55.709	96	6 809
户主受教育程度(年)	0.987	1	2.476	7	6 806
土地价值(千元)	236.606	0	85.282	5000	3 426
家庭年总收入(千元)	220.625	-612.2	38.284	17036.5	6 809
土地流出价格(千元)	1.774	0	0.471	27.778	753
Panel B:村庄层面					
变量名称	标准差	最小值	平均数	最大值	样本数
土地边际产出(对数)方差	1.393	0	0.840	16.656	374
是否有土地流转	0.488	0	0.613	1	333
未自己耕种土地面积占比	0.308	0	0.230	0.999	331
流出土地面积占比	0.153	0	0.106	0.942	367
流出土地户数占比	0.133	0	0.117	0.824	374
户均流出面积(亩/户)	7.331	0	5.449	77.554	262
第一大姓占比	0.292	0	0.309	1	374
前三大姓占比	0.333	0	0.416	1	374
垄断程度	0.910	1	1.723	3	368
前两大姓占比之差	0.302	0	0.231	1	374
宗族多样性(姓氏多样化指数)	0.266	0	0.799	1	374
土地流转至本村普通村民的户数占比	0.355	0	0.769	1	262
流转至本村普通村民的土地面积占比	0.279	0	0.849	1	227
村庄流出土地价格(千元/亩)	0.479	0	0.325	5	307
村庄耕地面积(对数)	1.101	3.555	7.488	10.058	324
外出务工占比 ^①	0.207	0	0.226	2.202	358
村庄人均年收入(千元)	8.528	0.3	7.034	120	366
60 岁及以上老人占比	0.093	0	0.197	0.529	354
大专及以上人数占比	0.071	0	0.052	0.777	359
到县城距离(公里)	65.574	0	78.162	400	368

四、实证结果分析

(一)宗族网络、土地流转与土地资源配置

1.土地流转对土地资源配置的影响

在发达的土地流转市场中,一方面,土地边际产出较低的农户会将土地流转给边际产出较高的农户,由于边际报酬递减,农户间边际产出趋于均等,产生边际产出拉平效应。另一方面,随着土地交易性能的提高,土地投资价值增加,激励农户对土地进行投资,产生交易收

^①外出务工占比采用村庄外出务工人数除以户籍人口数来计算,问卷中并未严格区分外出务工人员

的户籍身份,因此该数值可能大于 1。

益效应(Carter and Yao,1999)。此外,土地的自由流转也使得要素在不同比较优势的经营主体间重新配置,有利于实现专业化分工,提高农业生产效率(陈志刚等,2007)。在这三种效应的作用下,土地流转会改善土地资源的配置效率。

基于以上分析,我们在基准回归模型中使用最小二乘法,来检验村庄土地流转的情况对土地资源配置效率的影响。土地资源配置效率,遵照第三部分中的计算方式,采用土地边际产出方差来衡量,在计算生产函数时,使用农业产出增加值和年劳动时间的产出要素组合(简称方法1)。村庄土地流转情况如第三部分所述。此外,农户生产能力越高,土地资源禀赋越高,农业发展越好的地区,土地资源配置的效率越高,而且考虑到东、中、西部地区在经济社会发展、农业技术采纳等方面的差异也可能影响土地资源配置,因此我们在回归时对这些方面的变量进行了控制。具体回归模型如(14)式。

var(lnMPL)_v=β₀+β₁trans_v+β₂x_v+μ_v (14)

(14)式中:var(lnMPL)_v为村庄土地边际产出方差;trans_v为村庄土地流转情况;x_v为控制变量;μ_v为随机扰动项。

删除了土地边际产出方差存在异常(方差为0)的样本后,基础回归结果如表2所示^①。可以看出有土地流转的村庄比没有土地流转的村庄,土地边际产出方差相对更小,但是此作用并不显著。而土地流出程度的增加,将显著改善土地资源配置效率。其中,未自己耕种的土地面积越多,土地流出的面积越多的村庄,土地边际产出方差显著越小,资源配置效率越高。

表 2 土地流转对土地资源配置影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量:土地边际产出方差					
土地是否流转	-0.377 (-1.46)				
未自己耕种土地面积占比		-0.428** (-2.04)			
流出土地户数占比			-0.665 (-1.61)		
流出土地面积占比				-0.544* (-1.72)	
户均流出面积					-0.004 (-0.30)
外出务工占比	-0.210 (-0.53)	-0.179 (-0.46)	-0.228 (-0.57)	-0.221 (-0.55)	-0.212 (-0.44)
村庄人均年收入	0.003 (-0.44)	0.001 (-0.1)	0.001 (-0.17)	-0.001 (-0.18)	0.002 (-0.32)
60岁及以上老人占比	1.048 (-0.93)	0.940 (-0.85)	0.938 (-0.84)	0.916 (-0.82)	0.996 (-0.7)
村庄耕地面积(对数)	0.161 (-1.65)	0.145 (-1.64)	0.137 (-1.59)	0.136 (-1.58)	0.252* (-1.79)
大专及以上人数占比	-1.437** (-2.02)	-1.635** (-2.39)	-1.555** (-2.25)	-1.547** (-2.22)	-1.615** (-2.04)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	283	283	283	283	205
R ²	0.041	0.035	0.031	0.031	0.043

注:括号内为z/t值。***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。下同。

2. 宗族网络对土地流转资源配置的调节作用

在我国传统农村社会中,宗族作为主要的农村群体组织形式,通过设立族规、管理族田、

①本文所有回归模型均采用稳健标准误计算。

修建义学、配置族产等方式,对传统乡村社会中的资源进行配置。而在现代社会中,此种依附血缘关系进行资源配置的方式,是否留存了下来,并影响正式制度的资源配置效果?对此,仇童伟(2018)、王丹利和陆铭(2020)在其研究中都发现传统社会的资源配置机制遗留了下来,并对现代社会的资源配置依然产生影响。结合第二部分的理论分析,我们采用加入平方项的调节效应模型来验证三者关系,回归模型如(15)式。

$$var(\ln MPL)_v = \alpha_0 + \alpha_1 clan_v \cdot transd_v + \alpha_2 clan_v^2 \cdot transd_v + \alpha_3 clan_v^2 + \alpha_4 transd_v + \alpha_5 clan_v + \alpha_6 x_v + \varepsilon_v$$

(15)

(15)式中: $transd_v$ 为土地流转程度,选取未自耕面积占比来衡量; $clan_v$ 为宗族变量; x_v 采用与(14)式中相同的控制变量; ε_v 为随机扰动项。对土地边际产出方差进行0.5%右截尾以及主要变量去中心化后,回归结果如表3所示。

表 3 宗族网络的调节作用①

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量:土地边际产出方差				
第一大姓占比×未自耕面积占比	-3.755*** (-2.80)			
第一大姓占比平方×未自耕面积占比	3.129** (2.38)			
未自耕面积占比	-0.124 (-0.95)			
前三大姓占比×未自耕面积占比		-3.195** (-2.37)		
前三大姓占比平方×未自耕面积占比		2.394* (1.82)		
未自耕面积占比		-0.142 (-1.1)		
前两大姓占比之差×未自耕面积占比			-3.451*** (-2.70)	
前两大姓占比之差平方×未自耕面积占比			3.061** (2.40)	
未自耕面积占比			-0.107 (-0.8)	
宗族多样性×未自耕面积占比				-3.915** (-2.56)
宗族多样性平方×未自耕面积占比				4.071*** (2.84)
未自耕面积占比				-0.126 (-0.96)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
样本量	277	277	277	277
R ²	0.064	0.058	0.058	0.057

注:篇幅限制,表中并未列出控制变量回归结果,下同。

第(1)至(4)列为采用方法1求土地边际产出方差后的回归结果,可以看出,一次交互项(宗族变量×未自耕面积占比)与土地流转项(未自耕面积占比)的系数符号相同,而二次交互项(宗族变量的平方×未自耕面积占比)与土地流转项(未自耕面积占比)的系数符号相反,且至少在10%的水平上显著,说明较小的宗族网络或者说宗族力量较弱时,能够强化土

①反映宗族组织垄断程度的变量为分组变量,使用此种变量做调节变量时,需要做分样本回归,而我们的样本量较小,会影响分样本回归结果,因此并未给出宗族垄断程度的调节效应结果。

地流转的良性资源配置效应,而宗族网络(宗族力量)发展到一定程度后,开始弱化土地流转对资源配置的改善效应,即宗族网络对于土地流转资源配置效应的调节作用呈现倒U型曲线特征。我们还换用流出土地面积占比衡量土地流出程度,发现此结果依然稳健^①。

(二)宗族影响土地流转资源配置效应的机制

1.宗族与土地流转对象选择

宗族何以改变土地流转的资源配置效率?一种可能的解释是宗族影响了农户的土地流转决策,使其按照亲缘关系选择流转对象,引致土地流转短半径交易,使得土地不能按照市场自由交易的原则进行流转,从而降低了土地使用数量与其使用者能力相匹配的程度。

我们首先从农户层面对此进行验证。采用多项Logit模型进行回归,同时根据理论假说1,土地流转价格、土地价值以及农户收回土地的概率等因素都能够影响土地流转对象的选择,因此参考孔祥智和徐珍源(2010)、伍骏骞等(2016)的做法,从农户和村庄层面控制了户主受教育程度、土地流出价格、户主年龄、家庭年总收入、外出务工占比、村庄人均年收入、到县城距离等因素。在控制了地区差异后,模型估计结果见表4。

可以看出,在宗族网络规模大(宗族力量强)的村庄中,相对于本村普通村民,农户选择本村新型农业经营主体的概率更小,选择外村普通村民和外村新型农业经营主体的概率也受到抑制^②。边际效应结果显示,当宗族网络规模每增加一个单位时,土地流向本村普通村民的概率增加18%~25%。而当宗族力量每增加一个单位时,土地流向本村普通村民的概率至少增加10%。^③本村普通村民相较其他几类流转对象,与农户亲缘关系更近,因此我们初步推断宗族网络使得农户更倾向于依据亲缘关系来配置土地资源。换用二值选择模型时,回归结果依然稳健^④。

表4 宗族网络对土地流出对象选择的影响:农户层面

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
本村普通农户(对照组)vs 本村新型农业经营主体					
第一大姓占比	-3.989*** (-2.57)				
前三大姓占比		-2.369** (-2.49)			
垄断程度			-1.330*** (-2.84)		
前两大姓占比之差				-4.494* (-1.91)	
宗族多样性					5.901** (2.16)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	411	411	397	411	411
伪R ²	0.102	0.099	0.092	0.097	0.102

①结果备索。

②结果备索。

③由于多项Logit回归所得到的系数是以胜算比对数来表示的相对变化,其经济学解释不够直观,因此我们通过stata中执行margins命令,来得出宗族变量变动一个单位时对土地流向本村普通村民的概率的影响,以更好地解释两者关系。

④结果备索。

其次,从村级层面来探讨宗族网络对土地流转对象的影响。我们将流向本村普通村民的土地面积和户数汇总到村级,计算出此种土地流向在村庄总流转中所占比重,以反映村庄土地流转对象的情况。我们还剔除了流向本村普通村民面积和户数占比为 0 的样本。考虑到非农就业情况、经济发展水平、人口结构、平均土地价值、耕地资源禀赋对土地流转对象可能产生影响,我们控制了外出务工占比、村庄人均年收入、60 岁及以上老人占比、村庄平均土地转出价格、村庄耕地面积。估计结果如表 5 所示。

表 5 宗族网络对土地流出对象选择的影响:村级层面

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	因变量:流转至本村普通村民的土地面积占比					因变量:流转至本村普通村民的户数占比				
第一大姓占比	0.123* (1.89)					0.129** (2.12)				
前三大姓占比		0.131** (2.37)					0.125** (2.41)			
垄断程度			0.032 (1.48)					0.035* (1.83)		
前两大姓占比之差				0.080 (1.34)					0.093* (1.66)	
宗族多样性					-0.112* (-1.68)					-0.130** (-2.06)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	212	212	212	212	208	198	198	195	198	198
R ²	0.078	0.086	0.072	0.070	0.082	0.004	0.107	0.095	0.096	0.096

表 5 显示,宗族网络规模至少在 10% 的显著性水平上增加了流转至本村普通村民的土地面积和户数。而反映宗族力量的变量中,垄断程度和前两大姓占比之差对于流转面积的影响不显著,宗族多样性对于流转面积和户数的影响均显著为负^①。从表 4、表 5 的估计结果中可以看出,宗族网络规模和宗族力量的增长能促使土地流转到本村普通村民,强化基于血缘关系的土地配置模式,也限制土地流转交易范围,缩小土地流转交易半径,从而证实了本文的理论假说 1。

2.土地流转对象与土地资源配置效率

宗族影响了农户的土地流转对象选择决策,改变了土地流转方向,那么这种流向是否会 影响土地资源配置效率? 根据理论假说 2,我们认为当土地流向显著阻碍了土地向高生产能力经营者流动时,土地流转会降低土地资源配置效率。对此,我们从村级层面来验证,在控制村庄经济发展水平、人口结构特征、农户能力分布以及土地禀赋等方面的特征后,回归结果见表 6。

表 6 显示,当土地流转至本村普通村民时,流转的户数越多,越会对土地资源配置效率产生负作用。由此,我们认为土地流转方向比土地是否流转,更应该受到关注。当土地流向

①我们还考察了不同村庄结构对于土地流向的异质性影响。发现只有将姓氏差异足够高的村庄归类为垄断型村庄时(前两大姓占比之差在 0.8 以上或者宗族多样性在 0.3 以下时),此类村庄才能显著增加土地流向本村普通村民的户数。这也说明了在宗族力量较强的村庄中,宗族对于土地流向的促进作用更显著。篇幅限制,未列出具体回归结果,结果备索。

会阻碍土地资源配置效率时,土地流转得越多,资源配置效率越低。此外,我们发现只有土地流转给本村普通村民的户数增加,才会损害资源配置效率。究其原因,可能是本村普通村民获得流转土地的户数增加,扩大了在耕农户的范围,相当于将土地分散配置到了更多不同生产能力的农户手中,其中不乏低生产能力的农户(何欣等,2016),从而降低了土地资源配置效率。

表 6 土地流出对象对土地资源配置效率的影响

变量	方法 1		方法 2		方法 3		方法 4	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量:土地边际产出方差								
流转至本村普通村民面积占比	-0.005 (-0.01)		0.338 (1.17)		0.084 (0.42)		0.104 (0.57)	
流转至本村普通村民户数占比		0.263 (1.30)		0.434 ** (2.44)		0.247 ** (2.32)		0.221 ** (2.27)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	175	203	176	202	194	223	194	223
R ²	0.056	0.058	0.054	0.061	0.029	0.038	0.028	0.034

综合表 2 至表 6 的回归结果,土地流转改善了土地资源配置效率,然而宗族网络并未对这种土地流转的良性资源配置效应起到锦上添花的作用,相反当宗族网络规模发展到一定程度时,会显著减弱这种配置效应的发挥。其作用机制在于宗族网络影响了土地流转对象选择决策,限制了土地流转交易范围,导致土地资源不能流转到生产能力强的经营主体,从而显著降低土地资源配置效率。

(三) 稳健性检验

1. 替换主要变量

为了验证回归结果的稳健性,我们使用不同的生产要素组合来估计要素的产出弹性,并进一步计算出土地边际产出方差。具体来说,我们使用了增加值和年劳动人数的产出要素组合(简称方法 2)来估计要素的产出弹性及其对应的土地边际产出方差。另外考虑到,虽然现有文献(Adamopoulos et al.,2017;Chen et al.,2017;盖庆恩等,2017)较常采用增加值估算生产函数,但可能存在增加值偏差①对回归结果的影响,因此,我们在前述方法 1 和方法 2 的基础上,使用生产总值代替农业产出增加值来进行生产率估计(称为方法 3 和方法 4),以考察回归结果对这一偏差的敏感性。我们使用方法 2—方法 4 复制了表 2、表 3 的回归过程②,并使用同样方法对表 6 第(1)、(2)列的结果进行了稳健性检验,发现回归结果依然稳健。

2. 内生性问题

内生性问题主要来源于遗漏变量和反向因果关系。

①增加值偏差是指增加值作为产出变量估计生产函数时,由于忽略了中间投入份额变化对生产函数估计的影响而造成的偏差(Gandhi et al.,2011;朱沛华、陈林,2020)

②结果备索。

(1) 遗漏变量问题

尽管我们在农户层面和村庄层面已经控制了同时影响宗族和土地流转对象选择的诸多因素,但是本文反映宗族网络规模的变量为大姓占比,此变量与村庄的人口特征相关。而人口特征可能由经济社会发展状况决定,同时经济社会发展也会影响土地流转对象的选择。因此,仍然存在遗漏变量问题。

其一,首先可能忽略的经济社会问题是人口流动,在人口流动越频繁的地区,姓氏数量越多,宗族力量越弱,同时人口流动频繁的地区一般来说经济发展较快,为新型农业经营主体的发展创造了良好的经营环境,土地流转对象更加多样化。因此,我们进一步控制了外来流动人口比例^①。其次,我们控制了水稻种植适宜性。水稻属于灌溉密集型的农作物,需要小型的社会群体共同修建灌溉设施,以及村民邻里之间的协调互助来进行劳作,这样的生产方式有助于村民或姓氏成员间形成短半径协作的信任网络(丁从明等,2018)。考虑到适宜种植水稻的地区,更有可能形成宗族文化(潘越等,2019),同时此类地区也容易形成短半径信任网络,影响农户土地流转决策,因此,我们将联合国粮农组织的水稻适种指数^②加入控制变量。再次,历史上商贸往来较多的地区,人们对于新型生产方式的接纳度更高,更有可能将土地流转给新型农业经营主体,同时较高的人员流动性也使得此类地区的姓氏分布更为分散。参照 Zhang (2020) 的做法,采用地级市在近代(1843—1930 年)是否为商埠^③,来反映其初始经济社会环境特征。在表 4 和表 5 回归的基础上控制这三类变量后,发现主要变量的显著性变化较小,只是宗族多样性变量的影响变得微弱显著,说明在考虑主要遗漏变量后,回归结果依然稳健(见表 7 Panel A)。

其二,历史上的习俗文化因素也可能同时影响宗族文化和土地流转,我们进一步使用工具变量法来解决。既有研究认为,唐代以前世家大族多处在北方政治中心附近,随着两宋时期政权变动以及人口南徙,世家大族与政治中心脱离,削弱了北方的宗族势力,扭转了宗族势力南北分布格局。因此,我国宗族文化地域分布特征可能与世家大族迁徙有关。中国古代最近一次大规模的人口迁徙发生在宋代,而宋代以后的战争移民多以分散迁移为主,并未改变宗族势力的分布特征。由此可推测,我国的宗族文化分布与宋代时各地战争发生频率有关。而战争发生频率具有一定外生性,并不直接影响我国农村的土地流转方式。现有文献(张川川、马光荣,2017;王丹利、陆铭,2020)也较常采用宋代时发生民族战争的次数作为工具变量。鉴于此,我们手工整理了宋元之际(1125—1279 年)各个地级市发生战争的次数^④,作为宗族文化的工具变量。

考虑到一个地区总体的宗族网络状况与村庄宗族网络有关,而不直接影响村庄中农户的土地流转行为,参照郑晓冬等(2019)的做法,我们采用地级市的大姓村庄比例作为村庄宗族的工具变量。使用二阶段最小二乘法回归后,结果如表 7 Panel B 所示。从一阶段回归结

①篇幅限制,在此仅汇报第一大姓占比、前三大姓占比(代表大姓规模)和宗族多样性(代表姓氏集中度)的回归结果,村级层面也仅以流向本村普通村民户数占比作为因变量,其他指标回归结果备索。

②数据来源于联合国粮农组织官方网站 Global Agro-ecological Zones: http://www.gaez.iiasa.ac.at/w/ctrl?_flow=Vwr&_view=Welcome&fieldmain=main_lr_lco_cult&idPS=0&idAS=0&idFS=0。

③数据来源于严中平等,1955:《中国近代经济史统计资料选辑》,科学出版社,图 2-1。

④数据来源于中国军事史编写组,2003:《中国历代战争年表》(下册),解放军出版社。

果可以看出,两个工具变量均与村庄宗族网络规模和分布特征有关。而二阶段回归结果也显示宗族网络规模(宗族力量)越大(强)的村庄,土地流转至本村普通村民的户数越多,表明基准回归结果具有一定稳健性。

表 7 宗族网络对土地流转对象的影响:遗漏变量问题

Panel A:增加控制变量						
变量	农户层面			村级层面		
	本村普通农户(对照组)vs 本村新型农业经营主体			流转至本村普通村民的户数占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第一大姓占比	-3.685 *** (-2.62)			0.106 * (1.71)		
前三大姓占比		-2.171 ** (-2.31)			0.103 * (1.96)	
宗族多样性			5.194 ** (2.27)			-0.103 (-1.62)
流动人口比例	-0.498 (-0.25)	-0.211 (-0.11)	-0.736 (-0.33)	-0.470 *** (-3.97)	-0.460 *** (-3.82)	-0.478 *** (-4.09)
水稻适种指数	-0.423 * (-1.69)	-0.419 * (-1.68)	-0.423 * (-1.68)	0.005 (0.37)	0.002 (0.18)	0.006 (0.42)
是否商埠	-0.272 (-0.43)	-0.224 (-0.35)	-0.207 (-0.34)	-0.013 (-0.33)	-0.013 (-0.34)	-0.013 (-0.34)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	411	411	411	197	197	197
伪 R ²	0.147	0.142	0.147	0.136	0.140	0.133

Panel B:2SLS			
一阶段	因变量:第一大姓占比	因变量:前三大姓占比	因变量:宗族多样性
大姓村庄占比	0.274 *** (3.41)	0.345 *** (3.69)	-0.227 *** (-3.20)
宋代战争次数	-0.008 * (-1.83)	-0.009 * (-1.69)	0.007 * (1.82)
调整 R ²	0.228	0.199	0.247
二阶段	因变量:流转至本村普通村民的户数占比		
第一大姓占比	0.409 * (1.65)		
前三大姓占比		0.312 (1.58)	
宗族多样性			-0.500 * (-1.67)
样本量	183	183	183

(2)反向因果关系

土地较多流向本村亲缘关系更近的个体(流向本村同宗族内农户),使得同宗族内农户的农业收入增加、生活水平提高,从而可能促进同宗族内的人口增长,使得宗族规模扩大。

由于一个村庄现在的土地流转情况对以前年份的宗族规模不会产生影响,因此,我们采用 2013 年大姓占比与 2015 年土地流转对象匹配,可以很好地避免可能存在的反向因果问题。

3. 自选择问题

由于村庄是否有宗族,与村庄的某些经济社会文化特征有关,即在符合某些经济社会文化特征的村庄中,宗族规模可能更容易发展,因此存在自选择问题,我们采用倾向得分匹配方法来处理。关于分组变量的构建,一种方法是将 2013 年及 2015 年都没有大姓的村庄作为对照组,而把 2013 年没有大姓但 2015 年有大姓的村庄作为处理组。另一种方法是将 2013—2015 年大姓数目^①没有变化的村庄作为对照组,而 2015 年大姓数目比 2013 年有增长的村庄作为处理组。此外,由于村庄经济发展水平、生产要素禀赋、人口结构等因素既会影响宗族网络的发展状况,又会作用于村庄土地流转,因此结合前人研究(伍骏骞等,2016;王丹利、陆铭,2020),我们选取村庄外出务工占比、劳动人数占比、留守老人占比、大专及以上受教育程度人数占比、年人均可支配收入对数、村庄总土地面积(亩)对数作为协变量。我们采用不同的匹配方法,进行回归后,结果如表 8 所示。本文还进行了平衡性检验,匹配后 *t* 检验结果不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设。

表 8 显示,在消除了处理组与对照组的可观测异质性偏差后,宗族网络规模增长能显著促使土地流向本村普通村民,增加流转面积和流转户数。平均而言,有大姓的村庄比没有大姓的村庄,土地流向本村普通村民的面积占比将高出 9%~14.3%,户数占比将高出 9.1%~10.9%。大姓数目增长的村庄比没有增长的村庄,此种流转方向的土地面积将低 10.8%~11.2%,户数占比低 6.7%~11%。

表 8 倾向得分匹配结果

匹配方法	因变量:流转至本村普通村民的土地面积占比		因变量:流转至本村普通村民的户数占比	
	大姓状态是否变化	大姓数目是否增长	大姓状态是否变化	大姓数目是否增长
近邻匹配	0.090* (1.95)	-0.112*** (-2.91)	0.091*** (3.53)	-0.067* (-1.71)
卡尺匹配	0.143* (1.65)	-0.077 (-1.36)	0.109* (1.67)	-0.110** (-2.55)
卡尺内近邻匹配	0.092** (2.07)	-0.108*** (-2.69)	0.106*** (2.72)	-0.072* (-1.82)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	186	186	197	197

(四) 异质性检验

1. 资源配置效率异质性

土地流入本村普通村民的户数增加能够显著降低土地资源配置效率,那么这种资源配置效应在不同村庄是否产生异质性影响?我们采用分位数回归,来解决这一问题。对因变量进行 0.5%右截尾,并进行 bootstrap400 次的分位数回归后得到如表 9 所示结果。除了方法 1 的回归结果不显著以外,整体来看,在土地资源配置效率较低的村庄中,本村普通村民获得流转土地的户数越多,对村庄土地资源配置效率的损害作用越大,这样的土地流转无异

①根据调查数据,大姓数目指占村庄总人口 10%以上的姓氏个数。

于让这类村庄的土地配置状况雪上加霜。

表 9 资源配置效率异质性

分位数	方法 1			方法 2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量:土地边际产出方差						
25%	0.147 (1.25)			0.210** (2.20)		
50%		0.007 (0.04)			0.131 (1.05)	
75%			0.003 (0.01)			0.351* (1.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本	202	202	202	202	202	202
伪 R ²	0.044	0.057	0.061	0.062	0.065	0.073
分位数	方法 3			方法 4		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
因变量:土地边际产出方差						
25%	0.036 (0.70)			0.059 (1.19)		
50%		0.110 (1.44)			0.085 (1.18)	
75%			0.257* (1.81)			0.220* (1.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本	224	224	224	223	223	223
伪 R ²	0.038	0.050	0.033	0.052	0.037	0.031

2. 市场环境异质性及调节作用

既然土地流转至本村普通村民的户数增加,会降低土地资源配置效率,那么此种消极影响是否会随正式制度环境的变化而改变?对此,我们考察了不同市场发育程度的地区,土地流向对于土地资源配置效率的影响。参照王小鲁等(2019)的中国分省市场化指数报告,我们使用 2014 年各省份市场化进程指数来反映各地区市场发育程度,^①并按照此指标是否大于中位数,将样本分为市场发育较好地区和市场发育滞后地区,然后进行分样本回归。

从表 10 Panel A 可以看出,在市场化程度低的地区,土地流向对土地资源配置效率的影响作用尤为显著,而此种作用在市场发育较好的地区并不显著。原因可能在于,良好的正式制度环境弱化了土地流向对资源配置效率的消极影响。为此,我们进一步使用调节效应模型,对制度环境的调节作用进行验证。从 Panel B 来看,市场化进程确实会弱化由于流转至本村普通村民的户数增多而给资源配置带来的不利影响。可能是良好的市场环境,降低了

①由于本文使用 2013 年和 2015 年社区与家庭匹配数据,所以选取这两年中间年份的市场化进程指数来反映各地区市场发育程度。

大土地交易范围,建立线上、线下相结合的土地流转交易模式以及县、乡、村三级联动的土地交易服务平台,从而弱化宗族网络对土地流转交易行为的非市场化影响。

近年来,我国政府也意识到要素市场化配置的重要性。2021年4月9日中共中央、国务院发布《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,明确提出要破除阻碍要素自由流动的体制机制障碍,扩大要素市场化配置范围。本文的研究考察了要素非市场化配置产生的负面影响,阐明了随着市场化进程推进,此种负面影响将被削弱,论证了要素市场化配置的重要性,为建立要素市场化配置体制机制提供了学理依据。

参考文献:

- 1.陈斌开、陈思宇,2018:《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》,《经济研究》第3期。
- 2.陈志刚、曲福田、黄贤金,2007:《转型期中国农地最适所有权安排——一个制度经济分析视角》,《管理世界》第7期。
- 3.丁从明、周颖、梁甄桥,2018:《南稻北麦、协作与信任的经验研究》,《经济学(季刊)》第17卷第2期。
- 4.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,2017:《土地资源配置不当与劳动生产率》,《经济研究》第5期。
- 5.龚关、胡关亮,2013:《中国制造业资源配置效率与全要素生产率》,《经济研究》第4期。
- 6.郭云南、姚洋、F.Jeremy,2012:《宗族网络、农村金融与平滑消费:来自中国11省77村的经验》,《中国农村观察》第1期。
- 7.何欣、蒋涛、郭良燕、甘犁,2016:《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》,《管理世界》第6期。
- 8.贺雪峰、仝志辉,2002:《论村庄社会关联——兼论村庄秩序的社会基础》,《中国社会科学》第3期。
- 9.洪名勇、钱龙,2014:《信任、声誉及其内在逻辑》,《贵州大学学报(社会科学版)》第1期。
- 10.贾晋、李雪峰、伍骏骞,2019:《宗族网络、村干部经商经历与农地经营权流转》,《经济理论与经济管理》第2期。
- 11.孔祥智、徐珍源,2010:《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》,《中国农村经济》第12期。
- 12.李朝柱、石道金、文洪星,2020:《关系网络对土地流转行为及租金的影响——基于强、弱关系网络视角的分析》,《农业技术经济》第7期。
- 13.李承政、顾海英、史清华,2015:《农地配置扭曲与流转效率研究——基于1995—2007浙江样本的实证》,《经济科学》第3期。
- 14.刘同山,2018:《农地流转不畅对粮食产量有何影响?——以黄淮海农区小麦生产为例》,《中国农村经济》第12期。
- 15.潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一,2019:《民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据》,《经济研究》第7期。
- 16.仇童伟,2018:《宗族如何影响村庄地权的实施?——基于村庄民主选举的情景界分与实证研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 17.阮荣平、郑风田,2013:《市场化进程中的宗族网络与乡村企业》,《经济学(季刊)》第12卷第1期。
- 18.史常亮、占鹏、朱俊峰,2020:《土地流转、要素配置与农业生产效率改进》,《中国土地科学》第3期。
- 19.王丹利、陆铭,2020:《农村公共品提供:社会与政府的互补机制》,《经济研究》第9期。
- 20.王小鲁、樊纲、胡李鹏,2019:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社。
- 21.王宇锋,2010:《宗族结构、村庄规模与村民收入》,《南开经济研究》第3期。
- 22.伍骏骞、齐秀琳、范丹、李谷成,2016:《宗族网络与农村土地经营权流转》,《农业技术经济》第7期。
- 23.徐章星、张兵、刘丹,2020:《市场化进程中社会网络对农地流转的影响研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 24.张川川、马光荣,2017:《宗族文化、男孩偏好与女性发展》,《世界经济》第3期。
- 25.郑晓冬、徐雅琪、彭子又、方向明,2019:《城镇化背景下的农村宗族网络与农民主观福利》,《科学决策》第5期。
- 26.朱沛华、陈林,2020:《工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验》,《中国

工业经济》第7期。

27.Adamopoulos, T., L.Brandt, J.Leight, and D.Restuccia.2017.“Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China.” Social Science Electronic Publishing Working Papers 574(1):1-55.

28.Carter,M.R., and Y.Yao.1999.“Specialization without Regret: Transfer Rights, Agricultural Productivity, and Investment in an Industrializing Economy.” Policy Research Working Paper 2202:1-50.

29.Chen, C., D.Restuccia, and R.Santaeulalia-Llopi.2017.“The Effects of Land Markets on Resource Allocation Agricultural Productivity.” NBER Working Paper 24034(11):1-64.

30.Deininger, K., D.A.Ali, and T.Alemu.2013.“Productivity Effects of Land Rental Market Operation in Ethiopia: Evidence from a Matched Tenant - landlord Sample.” *Applied Economics* 45(25): 3531-3551.

31.Gandhi, A., S.Navarro, and D.A.Rivers.2011.“On the Identification of Production Functions How Heterogeneous Is Productivity.” CIBC Working Paper 9:1-50.

32.Habyarimana, J., M.Humphreys, D.N.Posner, and J.M.Weinstein.2007.“Why Does Ethnic Diversity Undermine Public Goods Provision?” *American Political Science Review* 101(4): 709-725.

33.Hsieh, C.T., and P.J.Klenow.2009.“Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403-1448.

34.Huy, H.T., M.Lync, N.Ratna, and P.Nuthall.2016.“Drivers of Transaction Costs Affecting Participation in the Rental Markets for Cropland in Vietnam.” *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 60(3): 476-492.

35.Lucas, E. Robert, Jr. 1978.“On the Size Distribution of Business Firms.” *The Bell Journal of Economics* 9(2):508-523.

36.Manski, C.2000.“Economic Analysis of Social Interactions.” *Journal of Economic Perspectives* 14(3):115-136.

37.Zhang, C.2020.“Clans, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China.” *Journal of Comparative Economics* 48(1):100-123.

**Clan Network and Resource Allocation Effect of Land Circulation:
Icing on the Cake or Snow Plus Frost?**

Hong Mingyong^{1,2}, Yang Xuejiao¹ and Xu Yanchao¹
(1: School of Economics, Yunnan University;
2: School of Public Administration, Guizhou University)

Abstract: This paper constructs a theoretical model of “limited trust – short-radius transaction – land allocation”, then it analyzes the effect of clan network on the resource allocation function of land circulation. Developed clan network makes farmers tend to transfer land to local ordinary villagers, rather than agricultural units with higher production efficiency. This results in a higher circulation rate among ordinary villagers with developed clan networks, and ultimately weakens the positive impact of land transfer on the efficiency of land allocation. Further analysis shows that in villages with low efficiency of resource allocation and areas with lagging market development, clan network plays a more significant role in resource misallocation, while marketization can significantly weaken this adverse effect. Using Chinese Household Database to verify the above theoretical deduction, the results remain robust. Therefore, in policy making, the government should give full consideration to the relationship between traditional social resource allocation and market mechanism, guiding land to flow toward high-productivity agricultural operators.

Keywords: Clan Network, Land Circulation, Land Allocation, Social Trust

JEL Classification: A14; Q15

(责任编辑:惠利、陈永清)