

关系网络对农户林地流入行为的影响*

——基于浙江省的调查数据

徐秀英^{1,2} 徐 畅³ 李朝柱⁴

摘要：林地流转是当前中国深化集体林权制度改革的重要内容，以“熟人信任”为基础的关系网络可能是影响农户林地流入行为的重要因素。本文基于2016年对浙江省6个县（市、区）402户农户的抽样调查数据，采用Probit模型和多元线性回归模型实证分析了关系网络规模、关系网络达高性、关系强度对农户林地流入行为的影响，并采用工具变量法处理关系强度的内生性问题。研究发现：关系网络规模的代理变量“农户的亲友数量”、关系网络达高性的代理变量“亲友中的能人数量”、关系强度的代理变量“与亲友的礼金往来”对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模均有显著影响，且影响方向均为正；其中，关系强度的促进作用最强，关系网络达高性的促进作用最弱。进一步研究显示，关系强度在关系网络规模对流入户林地流入规模的正向影响以及关系网络达高性对农户是否流入林地和流入户林地流入规模的正向影响中均起到了增强性的调节作用。

关键词：林地流入 关系网络规模 关系网络达高性 关系强度

中图分类号：320.2 **文献标识码：**A

一、引言

2008年6月，《中共中央 国务院关于全面推进集体林权制度改革的意见》提出，用5年左右时间完成明晰产权、承包到户的集体林权制度改革^①。随着承包到户任务的完成，家庭小规模、分散化经营成为中国集体林的主要经营形式。但森林培育的规模经济相对显著，如何通过合作及市场交易促进林地经营权流转、优化资源配置，是林业政策设计者需要注意的问题（李周，2008）。2016年，国务院办公厅颁布《关于完善集体林权制度的意见》，提出要鼓励和引导农户采取转包、出租、

*本文研究受国家林业局重大调研项目“浙江省集体林区民生监测研究”（编号：ZDWT-2013-13-2）资助。感谢审稿人提出的修改意见和建议，文责自负。

^①资料来源：《中共中央 国务院关于全面推进集体林权制度改革的意见》，www.gov.cn/jrzq/2008-07/14/content_1044403.htm。

入股等方式流转林地经营权（以下简称“林地流转”）和林木所有权，发展林业适度规模经营^①。林地流转包括流入和流出两个方面，而林地流入是农户获取林地资源、发展林业适度规模经营的重要途径。近年来，为促进林地流转，各地纷纷建立林权交易平台，但大多数林权交易平台上交易量较少，多数农户还是选择私下交易（谢煜等，2016），其背后的原因值得思考。中国农村是一个传统的关系型社会。关系网络是否会对农户的林地流入行为产生重要影响？本文试图回答这一问题。

关系网络是社会学和经济学研究中的一个重要概念。在西方，学界通常又将“关系”称为“社会资本”（钱龙等，2015）。关系网络是一个非常宽泛的概念，它在理论上尚未形成一个清晰的界定（杨汝岱等，2011）。但近年来，大量文献已经对关系网络的一些基本问题达成共识：关系网络由不同行动者之间的关系组成（Coleman, 1988），可视为行动者的一系列社会关系或社会联系（Putnan et al., 1993）。而行动者通过互动创立关系网络主要是为了获得某些稀缺资源（Bourdieu, 1985; Portes, 1998）。随着新社会经济学的兴起、发展和演化，关系网络逐渐被应用到对经济活动的研究中。现有文献围绕关系网络对农户经济行为的影响及其作用机制开展了丰富的研究，相关研究多集中于就业、工资、民间借贷等领域。学者们普遍认为，关系网络对促进就业、增加工资、获得民间借贷等具有重要作用（例如 Zhang and Li, 2003; Munshi, 2003, 2011; 章元、陆铭，2009; 叶静怡等，2012; 杨汝岱等，2011）。

有学者考察了关系网络（或社会资本）对农户土地流转行为的影响，但研究范畴主要集中于耕地。学者们研究发现，整体来看，土地租赁主要发生于亲戚、朋友、邻居及熟人之间（Belay and Manig, 2004; Gao et al., 2012; 孔祥智、徐珍源，2010）；作为意愿流出方的农户往往更愿意将土地流转给与其有密切关系的农户，并愿意降低出让价格，从而使作为意愿流入方的农户可以获得更多土地（Siles et al., 2000; Robison et al., 2002; Taylor and Featherstone, 2016; 田先红、陈玲，2013）；有学者研究认为，关系网络有利于促进信息交流、降低交易成本、增加双方互信、规避农业生产经营风险，从而能助推土地流转（牛喜霞，2007; 李星光等，2016; 陈浩、王佳，2016）；但也有研究发现，由于土地市场发育日益成熟、信息传递日渐畅通、流转合同日益正规化，关系网络的信任机制和自我履约机制被有效替代了，关系网络没能有效促进农户实现土地流入或流出（钱龙、钱文荣，2017）。可见，关于关系网络对农户土地流转行为的影响尚未形成一致性的研究结论，且相关研究重点关注关系网络对农户是否发生土地流转的影响，而较少关注其对农户土地流转规模的影响。并且，学者们主要选择关系网络的一个或两个维度进行研究，遗漏了关系网络的某些关键维度。例如，钱龙、钱文荣（2017）和何凌霄等（2016）选择的是亲缘和友缘关系网络的广泛性维度；李星光等（2016）考虑的是关系网络达高性和广泛性维度；陈浩、王佳（2016）选择的是结构性社会资本中的个人社会参与维度。关系网络一般包括关系网络规模（即网络成员的多少）、关系网络达高性（指网络成员的构成）、关系强度（即网络密度）等维度，且后两者是体现关系网络质量的重要维度（Lin et al.,

^①资料来源：《国务院办公厅关于完善集体林权制度的意见》（国办发[2016]83号），www.gov.cn/zhengce/content/2016-11/25/content_5137532.htm。

1981; 赵雪雁, 2012)。关系网络质量尤其是关系强度在网络成员间互惠互利、风险分担等方面所发挥的作用可能比关系网络规模的作用更加明显(郭云南等, 2015)。鉴于此, 本文研究所涉及的关系网络包括农户层面关系网络的3个维度, 即关系网络规模、关系网络达高性和关系强度。

近年来, 学者们对农户林地流转行为的影响因素也展开了比较丰富的研究, 但主要从户主及家庭特征、农户分化、林地资源及林业生产经营特征、林业政策等方面选取相关变量进行实证分析(例如 Hyberg and Holthausen, 1989; 王波等, 2017; 孔凡斌、廖文梅, 2011; 徐秀英等, 2010), 鲜有学者研究关系网络对农户林地流转行为的影响。林地是山区农户重要的生产生活资料。与平原地区相比, 山区经济发展相对滞后, 信息化、市场化程度相对较低; 同时, 农户居住比较分散, 传统乡土社会的特征更加明显, 关系网络可能会对农户林地流入行为(包括农户是否流入林地和流入户的林地流入规模)产生重要影响。

本文研究的价值在于: 一是将关系网络纳入对农户林地流入行为的研究中, 以弥补相关研究的不足; 二是从关系网络规模、关系网络达高性和关系强度3个维度选择合适的代理变量, 对比三者对农户林地流入行为影响程度的差异, 并分析关系强度在关系网络规模、关系网络达高性对农户林地流入行为影响中的调节作用; 三是选择工具变量来克服关系强度与农户林地流入行为之间的内生性问题。

二、理论分析与研究假说

关系网络作为获取信息的渠道、产生信任的基础和提供人际关系约束的保证(Bowles and Gintis, 2002), 在资源获取、配置和交易中发挥着十分重要的作用(钱龙等, 2015)。下文将从理论上分析关系网络规模、关系网络达高性、关系强度对农户林地流入行为的影响及关系强度在其他两者对农户林地流入行为影响中的调节作用, 并提出相关研究假说。

(一) 关系网络规模对农户林地流入行为的影响

关系网络规模是指与目的性行动者建立关系的行动者的数量, 网络规模的大小直接依赖于其所拥有的社会资源的数量(郭云南等, 2015)。对于传统的农村“熟人社会”来说, 关系网络规模可能会对农户林地流入行为产生影响。首先, 关系网络具有传递信息、降低搜寻费用及信息费用的功能(钱龙、钱文荣, 2017), 关系网络规模越大, 意味着意愿流入及意愿流出林地的信息越可能在较大的关系网络范围内得到传播, 农户所花费的搜寻及信息费用可能越低, 且网络内意愿流出林地的农户数量可能越多, 从而有助于增加农户流入林地的可能性, 并增加林地流入户(以下简称“流入户”)的林地流入规模。其次, 在当前以口头协议流转林地的方式广泛存在于熟人之间的情况下, 由于关系网络内成员相比于网络外成员彼此较为熟悉, 就林地流转价格及其支付方式达成一致也就相对较容易, 关系网络的存在会降低农户林地流转中的谈判成本。关系网络规模越大, 意愿流入林地的农户越有可能以较低的谈判成本与较多的意愿流出林地的农户达成交易, 因而, 农户流入林地的可能性会越大, 流入户的林地流入规模也可能越大。再次, 关系网络内部一般存在非正规的履约机制, 关系网络规模越大, 农户一旦不履约, 其声誉受损的程度及潜在的损失会越大, 因此, 其自

我履约效率会越高，监督成本与违约成本将越低（Karlan, 2007），从而有利于林地流转交易的达成，增加农户流入林地的可能性；同时，流入户越有可能从较多的网络成员那里获得劳动力及资金支持（甚至是帮工和不计利息的资金支持），其扩大林地流入规模越具有便利条件。基于上述分析，本文提出以下假说：

H1：关系网络规模越大，农户流入林地的可能性越大，流入户的林地流入规模也越大。

（二）关系网络达高性对农户林地流入行为的影响

关系网络达高性是指个体通过关系网络触及的顶端资源，达高性是关系网络质量的一个重要表现（Lin, 1999；2001）。对于有意愿流入林地的农户来说，关系网络的顶端资源主要包括其关系网络中担任村干部、在林业部门和金融机构工作、以及从事林产品加工和销售的人。关系网络中顶端资源数量越多，表明关系网络的达高性程度越高，农户越有可能获得更有用的林地流转及相关政策等方面的信息，且可能得到的帮助越多。具体来说，如果其关系网络成员中有人担任村干部，在当前林地流入部分来源于村集体统管山林的情况下，有意愿流入林地的农户可能更容易获得林地流出信息，与村集体协商和谈判也可能更加容易；如果其关系网络成员中有人在林业部门工作，则农户可能更容易获得林业技术人员的帮助，以解决流入林地后经营过程中遇到的林业生产技术问题；如果其关系网络成员中有人在金融机构工作，则农户可能更容易了解当前林权抵押贷款政策，也可能更容易获得相关贷款支持，从而有利于其解决流入林地和扩大林地经营规模后遇到的资金困难；如果其关系网络成员中有人从事林产品加工及销售工作，则农户与其建立合作关系可能更容易，从而有利于延长林业产业链，增加林产品附加值，因此会提高农户流入林地的积极性和可能性，并使流入户扩大林地流入规模。基于上述分析，本文提出以下假说：

H2：关系网络达高性程度越高，农户流入林地的可能性越大，流入户的林地流入规模也越大。

（三）关系强度对农户林地流入行为的影响

关系强度是指关系网络内成员之间联系的紧密程度，是关系网络质量的一个重要维度（张晓棠等，2015）。按照 Granovetter（1985）的界定，网络内成员之间互动时间长、感情深厚、关系紧密、互惠服务多，称为强关系；反之，则为弱关系。关系和信任是互相嵌合的。关系越强，意味着关系网络成员间交流越频繁、越深入，信任和情感依赖关系越强，意愿流入及意愿流出林地的信息在关系网络内越能得到快速传播，流转双方的谈判也越容易，农户流入林地过程中所花费的信息成本和谈判成本就越低，其林地流入的可能性和流入规模越大。同时，流出户与流入户之间关系较紧密时，林地流出户往往由于流入户为其提供过较多帮助或互惠服务，而愿意以较低的租金将林地流出，这有利于流入户在资金受限的情况下增加其林地流入规模。另外，基于信任的“强关系”能发挥桥梁和纽带作用（陈浩、王佳，2016）。对于有意愿流入林地的农户而言，可以通过与其有亲密关系的网络成员传播信息和牵线搭桥，与关系网络之外有意愿流出林地的农户建立间接联系，从而可以从关系网络之外流入林地，进而扩大其林地流入规模。基于上述分析，本文提出以下假说：

H3：关系强度越高，农户流入林地的可能性越大，流入户的林地流入规模也越大。

（四）关系强度在关系网络规模与关系网络达高性对农户林地流入行为影响中的调节作用

首先，关系强度会在关系网络规模对农户林地流入行为的影响中发挥调节作用。当流入户不履约时，随着关系网络规模的扩大，其不履约信息在高密度网络中会快速传播，使其声誉损失进一步增大（杨汝岱等，2011），其自我履约效率进一步提高，最终使交易成本进一步降低，因而，高密度的关系网络可能会增强关系网络规模对农户林地流入行为的影响。其次，关系强度会在关系网络达高性对农户林地流入行为的影响中发挥调节作用。在高密度的关系网络中，网络成员通过反复的社会交往产生了相互信任和默契，从而促进关系网络内专有知识和信息的共享（朱亚丽等，2011）。流入户从关系网络顶端资源那获得的林地流转及相关政策信息较少受到扭曲，其获得的信息可能更丰富、质量更高，在林业生产技术、资金、林产品加工及销售方面得到的帮助可能更多，从而会增强关系网络达高性对农户林地流入行为的影响。可见，关系强度在关系网络规模和关系网络达高性对农户林地流入行为的影响中起着“增强剂”的作用，关系网络成员间更频繁的交往、更高的信任水平和更强的亲密程度，能强化关系网络规模和关系网络达高性对农户流入林地的可能性及流入户林地流入规模的影响。基于上述分析，本文提出以下假说：

H4a: 关系强度在关系网络规模对农户林地流入行为的影响中起增强性的调节作用。

H4b: 关系强度在关系网络达高性对农户林地流入行为的影响中起增强性的调节作用。

三、数据来源、样本描述、变量选取及模型设定

（一）数据来源

本文研究所使用的数据来源源于2016年7~8月对浙江省农户的调查。以浙江省为研究区域的原因是：第一，浙江省地处中国南方集体林区，全省林业用地面积659.77万公顷，其中，集体林地面积占96.23%^①。第二，作为中国集体林权制度改革的先行省份，早在20世纪80年代初，浙江省就开展了林业“三定”（稳定山权林权、划定自留山、确定林业生产责任制）工作，截止到1986年，全省家庭经营的林地面积占集体林地面积的比重就达76%^②，且在随后的发展过程中保持着林地家庭经营政策的稳定。第三，浙江省是中国经济发展比较迅速的省份之一，改革开放以来，随着工业化和城镇化水平不断提高，大量农村劳动力向非农产业和城镇转移，集体林区的林地流转于20世纪80年代末自发产生。2006年新一轮集体林权制度改革启动后，浙江省将林地流转列为深化集体林权制度改革的重要内容，在全国率先通过推行林地经营权流转证制度、积极开展林权抵押贷款等措施，大力推进林地流转。截止到2015年底，全省林地流转面积累计达105.73万公顷^③，占全省集体

^①数据来源：浙江省林业厅，2016：《全力深化集体林权制度改革 积极探索“绿水青山就是金山银山的现代林业发展路子”》，浙江省林业厅研究报告。

^②数据来源：中华人民共和国林业部，1988：《中国林业年鉴（1987）》，北京：中国林业出版社。

^③数据来源：浙江省林业厅，2016：《全力深化集体林权制度改革 积极探索“绿水青山就是金山银山的现代林业发展路子”》，浙江省林业厅研究报告。

林地总面积的 16.65%。而根据 2016 年国家林业局经济发展研究中心对辽宁、福建、江西、湖南、云南、陕西和甘肃 7 个省农户的调查,流转面积占农户林地经营面积的比例为 12.31% (国家林业局“集体林权制度改革监测”项目组, 2017)。可见,选择浙江省作为研究区域具有典型性和代表性。

本文研究中样本县(市、区)的选择,主要依据地区经济发展水平、森林资源禀赋与地理位置的差异,在浙西北和浙西南分别选取 3 个样本县(市、区),其中,在浙西北选取杭州市临安区和富阳区、湖州市安吉县,在浙西南选取衢州市开化县、丽水市庆元县和龙泉市。样本乡镇采取典型抽样方法选取,在每个样本县(市、区)抽取 3~4 个林地流转相对活跃的乡镇,共抽取了 21 个样本乡镇。样本村采取分层随机抽样方法确定,即对样本乡镇的所有行政村按照 2015 年农村居民人均可支配收入进行排序,分为高收入组和低收入组,每组中随机抽取 1 个行政村,共抽取了 42 个样本行政村。农户抽样采取完全随机等距抽样的方法,在每个村抽取 9~12 个农户,共计抽取了 432 户样本农户。调查采取与农户面对面访谈的方式进行,受访者绝大多数是户主,当户主不在家时,选择对家庭经营决策影响较大的家庭成员为受访者。调查内容主要包括家庭人口及劳动力状况、家庭林地资源状况、林业经营状况、林地流转情况、农户的亲戚朋友数量及礼金往来等关系网络状况。在 432 户样本农户中,林地流入户和林地流出户分别为 109 户和 30 户(此次调查中没有既流入林地又流出林地的样本),为避免研究受到干扰,本文剔除了林地流出户样本,有效样本农户为 402 户。

(二) 样本描述

从样本的基本特征(如表 1 所示)看,在 402 户样本农户中,户主以男性为主;平均年龄为 57.22 岁,主要集中在 46~65 岁;平均受教育年限为 7.28 年,以小学与初中文化程度为主。样本农户的家庭人口数平均为 3.97 人,家庭劳动力数量平均为 2.52 人,2015 年家庭纯收入平均为 10.46 万元,家庭林地面积平均为 2.96 公顷。109 户流入户的户均林地流入规模为 11.67 公顷。从林地流入来源及其规模看,流入的林地来自于村集体、其他农户的农户数分别为 41 户、58 户,户均林地流入规模分别为 13.43 公顷、8.87 公顷;10 户农户的林地流入来源为村集体和其他农户两者兼有,户均林地流入规模达 20.69 公顷。可见,若农户流入的林地部分或全部来源于村集体,则其林地流入规模相对较大。从地区分布情况看,浙西北、浙西南地区流入户占所在地区样本农户的比例分别为 34.23%、18.33%,户均林地流入规模分别为 7.45 公顷、21.39 公顷。这说明,经济相对发达的浙西北地区农户参与林地流入的比例较高,但由于浙西南地区森林资源比浙西北地区更为丰富,浙西南地区农户的林地流入规模相对较大。总体来看,样本具有典型性和代表性。

表 1 样本农户的基本特征及林地流入情况

指标	选项	户数 (户)	占比 (%)	指标	选项	户数 (户)	占比 (%)
户主性别	男	361	89.81	户主受教育 年限	0~6 年	174	43.28
	女	41	10.19		7~9 年	155	38.56
户主年龄	45 岁及以下	39	9.70		10~12 年	66	16.42

关系网络对农户林地流入行为的影响

46~55岁	145	36.07	13年及以上	7	1.74
56~65岁	149	37.07	1~3人	126	31.34
66岁及以上	69	17.16	家庭人口数 4~5人	252	62.69
0~1人	110	27.36	6人及以上	24	5.97
家庭劳动力数量 2~3人	229	56.97	5万元以下	82	20.40
4~5人	62	15.42	2015年家庭纯收入 5万~10万元 ^a	111	27.61
6人及以上	1	0.25	10万~15万元	112	27.86
1公顷以下	162	40.29	15万元及以上	97	24.13
家庭林地面积 ^b 1~5公顷	188	46.77	林地流入来源 村集体	41	37.62
5~15公顷	36	8.96	其他农户	58	53.21
15公顷及以上	16	3.98	村集体和其他农户兼有	10	9.17
1公顷以下	40	36.70	林地流入户的地区分布 浙西北地区	76	69.72
农户林地 1~5公顷	31	28.44	浙西南地区	33	30.28
流入规模 5~15公顷	21	19.27	总样本农户 浙西北地区	222	55.22
15公顷及以上	17	15.59	的地区分布 浙西南地区	180	44.78

注：a“5万~10万元”指大于等于5万元至小于10万元，其他类同。b.家庭林地面积指集体分配给农户的自留山及责任山的面积，下同。c.农户林地流入规模、林地流入来源及林地流入户的地区分布的样本量为109户，其他指标的样本量均为402户。

（三）变量选取

1.被解释变量。本文模型的被解释变量有两个：一是农户是否流入林地，为二分类变量，有林地流入的，赋值为1，反之，赋值为0；二是流入户的林地流入规模，指流入户流入的林地面积，为连续变量。

2.解释变量。（1）核心解释变量。本文模型的核心解释变量为关系网络3个维度的代理变量。从现有研究看，由于关系网络概念的宽泛性，不同领域的实证研究中对关系网络的测量指标差异很大，从经济学角度研究关系网络对农户经济行为的影响时，主要采用亲友数量、来家拜年的亲友数量、礼金支出、找工作时提供帮助的亲友数量、家庭姓氏在村庄中所占人口比例、亲友中是否有党员或村干部、参加经济组织的数量等（参见杨汝岱等，2011；郭云南、姚洋，2013）来测量。关系网络规模包含两层含义。对于农村社会来说，关系网络是指由农户与其拥有的亲戚、朋友、熟人等构成的网络（李星光等，2016），关系网络规模指关系网络内成员的数量。为此，本文使用“农户的亲友数量”这一指标来测量关系网络规模。关系网络达高性反映了关系网络的质量，根据前文的理论分析，本文采用“亲友中的能人数量”来测量，从对农户林地流入行为可能产生影响的角度考虑，亲友中的能人包括亲友中担任村干部、在林业部门和金融机构工作以及从事林产品加工和销售的人。关系强度体现了关系网络内成员间的联系紧密程度及互惠程度，本文采用“与亲友的礼金往来”来测量。为降低异方差的影响，本文对这一变量进行取对数处理。

(2) 控制变量。根据农户林地流转行为影响因素的现有主要研究成果（例如孔凡斌、廖文梅，2011；徐秀英等，2010；王成军等，2010），本文选取户主年龄、户主受教育年限、家庭农业劳动力数量、家庭林地面积、林地地块均面积作为控制变量。考虑到地区之间的差异，本文还引入了地区虚拟变量。

另外，测量关系强度的指标“与亲友的礼金往来”可能与农户林地流入行为相互影响，从而产生内生性问题，导致回归结果的估计有偏。这是因为农户从亲友那里流入林地后可能会增强其与林地流出方的关系强度，导致礼金往来增加，或者是农户以较低的成交价格从亲友那里流入林地，而以礼金给与来偿还“人情债”。为解决模型可能存在的内生性问题，本文研究中使用“临时筹资所需时间”作为工具变量，问卷中的具体调查问题是“如果您家现在急需借 10 万元钱，您能够在多长时间内存集到”。选择这一变量为工具变量的原因是：首先，农户流入林地发生在 2016 年以前，而假设的借钱时间为 2016 年，借 10 万元钱所需要的时间与林地流入行为本身并没有直接关联，而且急需借钱属于突发性事件，可以认为这一变量是外生变量；其次，一般来说，临时筹资所需时间越短，农户与关系网络内亲友的关系强度会越大，满足工具变量与内生变量相关性的要求。因此，“临时筹资所需时间”是一个合适的工具变量。

各变量的含义及描述性统计分析结果见表 2。

表2 模型中各变量的含义及描述性统计分析结果

变量分类	变量名称	含义	均值	标准差
被解释变量	是否流入林地	是=1, 否=0	0.27	0.44
	林地流入规模	流入户 2015 年林地流入面积 (公顷)	11.67	29.37
核心解释变量	农户的亲友数量	农户拥有的亲戚与朋友的数量 (户)	21.52	13.83
	亲友中的能人数量	亲友中担任村干部、在林业部门和金融机构工作、从事林产品加工及销售的人数 (人)	4.64	5.02
	与亲友的礼金往来	2015 年与亲友的礼金往来金额 (元, 取对数)	9.25	1.22
控制变量	户主年龄	户主的实际年龄 (岁)	57.22	8.78
	户主受教育年限	户主实际受教育年限 (年)	7.28	2.81
	家庭农业劳动力数量	家庭实际从事农业的劳动力人数 (人)	2.17	1.16
	家庭林地面积	集体分配给农户的自留山及责任山的面积 (公顷)	2.96	6.10
	林地地块均面积	家庭林地面积/相应林地的地块数 (公顷/块)	0.64	1.39
	地区虚拟变量	浙西南地区=0, 浙西北地区=1	0.55	0.50
工具变量	临时筹资所需时间	根本筹不到=1, 15 天以上=2, 7~15 天=3, 3~6 天=4, 0~2 天=5	3.85	0.53

注：表中变量统计的样本量除林地流入规模为 109 个样本外，其余均为 402 个样本；未标注年份的数据均为截止到 2015 年底时的数据（除“临时筹资所需时间”外）。

(四) 模型设定

本文中，农户林地流入行为包括农户是否流入林地以及流入户的林地流入规模。首先，分

析关系网络对农户是否流入林地的影响，其被解释变量为是否流入林地。由于这一变量为二分类变量，本文构建二元 Probit 模型来分析。基本模型如下：

$$Prob(inflow = 1 | guanxi, X) = \varphi(guanxi\beta + X\theta) \quad (1)$$

(1) 式中，*inflow* 表示农户是否流入林地，*inflow*=1 表示农户有林地流入；*guanxi* 为测量关系网络的变量，既包括关系网络规模的代理变量“农户的亲友数量”、关系网络达高性的代理变量“亲友中的能人数量”、关系强度的代理变量“与亲友的礼金往来”，也包括“与亲友的礼金往来”和“农户的亲友数量”的交互项、“与亲友的礼金往来”和“亲友中的能人数量”的交互项；*X* 为控制变量，包括户主年龄、户主受教育年限、家庭农业劳动力数量、家庭林地面积、林地地块均面积、地区虚拟变量； β 、 θ 分别为回归模型的系数估计值向量； $\varphi(\cdot)$ 为正态分布的概率函数。

其次，分析关系网络对流入户林地流入规模的影响，选择有林地流入的 109 户样本进行分析。其被解释变量为林地流入规模，这一变量为连续变量，因此，建立多元线性回归模型来分析，采用最小二乘法进行估计。构建基本模型如下：

$$sinflow = \alpha + guanxi\gamma + X\rho + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中，*sinflow* 表示林地流入规模， γ 、 ρ 分别为回归模型的系数估计值向量， ε 为随机误差项。

四、估计结果与分析

(一) 关系网络对农户林地流入行为的影响

这里暂不考虑前文提及的内生性问题，先进行基本回归分析。首先，基于全部样本，以农户是否流入林地作为被解释变量进行 Probit 回归分析；其次，基于林地流入户样本，以流入户的林地流入规模作为被解释变量进行 OLS 回归。为了观察关系网络不同维度对被解释变量的影响，本文首先将(1)式和(2)式中的 *guanxi* 分别确定为“农户的亲友数量”“亲友中的能人数量”“与亲友的礼金往来”，得到方程 1~方程 3 及方程 5~方程 7；然后将(1)式和(2)式中 *guanxi* 确定为关系网络 3 个维度的代理变量，得到方程 4 和方程 8。方程 1~方程 8 的回归结果如表 3 所示。

从表 3 可以看出，关系网络 3 个维度的代理变量均对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模产生了显著影响，且方向均为正。对比方程 1~方程 4 及方程 5~方程 8 的估计结果发现，方程 4 的拟 R² 明显大于方程 1~方程 3 的这一参数，方程 8 的 R² 明显大于方程 5~方程 7 的这一参数。这表明，若同时考虑关系网络规模、关系网络达高性和关系强度的影响，模型的拟合效果更优。同时，笔者发现，如果没有控制关系强度，关系网络规模和关系网络达高性的作用可能被高估；如果没有控制关系网络达高性，关系网络规模和关系强度的作用可能被高估；如果没有控制关系网络规模，

关系网络达高性和关系强度的作用可能被高估^①。诚然，关系网络 3 个维度的代理变量之间可能存在一定的相关关系。考虑到将它们同时放入模型可能导致多重共线性，本文对解释变量进行了多重共线性检验。结果显示，方程 4 和方程 8 中解释变量方差膨胀因子的平均值分别为 1.89 和 1.51，最大值分别为 3.82 和 2.04，均远小于 10。这说明，关系网络 3 个维度的代理变量之间不存在严重的多重共线性问题，但如果忽略关系网络的某一维度都会带来其他两个维度的作用被高估的问题。

表 3 关系网络对农户林地流入行为影响的估计结果（基本回归）

变量名称	是否流入林地（Probit）				林地流入规模（OLS）			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
农户的亲友数量	0.0095*** (0.0012)	—	—	0.0066*** (0.0014)	0.7545*** (0.2198)	—	—	0.3939*** (0.1248)
亲友中的能人数量	—	0.0227*** (0.0038)	—	0.0112** (0.0043)	—	2.4181*** (0.6726)	—	1.7910** (0.6849)
与亲友的礼金往来	—	—	0.1161*** (0.0228)	0.0528** (0.0240)	—	—	14.9924*** (3.6709)	6.1759** (2.8573)
户主年龄	-0.0072*** (0.0025)	-0.0068** (0.0026)	-0.0084*** (0.0027)	-0.0061** (0.0025)	-1.1622*** (0.4074)	-0.8902** (0.3679)	-0.9750** (0.3719)	-0.9885*** (0.3554)
户主受教育年限	0.0019 (0.0078)	-0.0022 (0.0080)	-0.0011 (0.0080)	-0.0004 (0.0077)	0.6496 (0.9623)	0.0538 (0.9833)	0.3826 (0.9117)	0.3416 (0.9128)
家庭农业劳动力数量	0.0616*** (0.0178)	0.0743*** (0.0182)	0.0649*** (0.0185)	0.0614*** (0.0176)	5.0973** (2.4873)	6.6875** (2.8986)	4.4934* (2.3374)	6.2183** (2.4219)
家庭林地面积	-0.0072 (0.0074)	-0.0123 (0.0079)	-0.0116 (0.0080)	-0.0101 (0.0074)	0.5981 (0.3925)	-0.0452 (0.3327)	0.0179 (0.3922)	0.0682 (0.3375)
林地块均面积	0.0081 (0.0346)	0.0167 (0.0408)	0.0108 (0.0411)	0.0132 (0.0366)	-5.9323 (4.2435)	-4.5176 (3.9321)	-5.6735 (4.5859)	-4.4728 (3.7161)
地区虚拟变量	0.1066** (0.0446)	0.1509*** (0.0451)	0.0677 (0.0508)	0.0601 (0.0483)	0.2760 (4.9734)	4.3076 (4.8193)	-5.6816 (4.7352)	-2.1817 (3.7187)
样本量	402	402	402	402	109	109	109	109
拟 R ²	0.1932	0.1627	0.1464	0.2258	—	—	—	—

^①这一发现的依据是：分别对比方程 4 与方程 1、方程 2 的估计结果，以及方程 8 与方程 5、方程 6 的估计结果，可以发现，方程 4、方程 8 中同时加入关系网络 3 个维度的代理变量后，“农户的亲友数量”“亲友中的能人数量”的平均边际效应值及回归系数均明显减小。分别对方程 4 与方程 1、方程 3 的估计结果，以及方程 8 与方程 5、方程 7 的估计结果进行比较发现，方程 4、方程 8 中同时加入关系网络 3 个维度的代理变量后，“农户的亲友数量”“与亲友的礼金往来”的平均边际效应值及回归系数均明显减小；分别对方程 4 与方程 2、方程 3 的估计结果，以及方程 8 与方程 6、方程 7 的估计结果进行比较发现，方程 4、方程 8 中同时加入关系网络 3 个维度的代理变量后，“亲友中的能人数量”“与亲友的礼金往来”的平均边际效应值及回归系数均明显减小。

关系网络对农户林地流入行为的影响

R ²	—	—	—	—	0.2875	0.4205	0.2864	0.5098
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0667	0.0149	0.0147	0.0001

注：Probit 估计结果报告的是平均边际效应，其括号内结果采用是德尔塔方法（delta method）计算出的标准误；OLS 估计结果报告的是回归系数，其括号内结果是稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

考虑到“与亲友的礼金往来”与农户林地流入行为之间可能存在相互影响，从而产生内生性问题，本文使用工具变量法进行处理，采用的工具变量为“临时筹资所需时间”。首先，将内生变量作为被解释变量、工具变量作为解释变量进行回归，得到内生变量的拟合值；然后，使用该拟合值作为解释变量引入（1）式和（2）式进行回归。估计方法分别为工具变量Probit（IVProbit）和两阶段最小二乘法（2SLS），所得到的第二阶段的回归结果见表4。Wald内生性检验结果表明，包含“与亲友的礼金往来”变量的方程3[#]、方程4[#]和方程7[#]、方程8[#]均存在严重的内生性问题，普通的Probit和OLS估计结果均有偏，因此，采用工具变量法是适宜的。考虑到可能存在弱工具变量问题，本文进行了弱工具变量检验。检验弱工具变量的一个经验规则是，把内生变量作为被解释变量、工具变量作为解释变量进行回归，然后检验原假设（即工具变量的系数为0）。如果此时F统计量大于10，则可不担心弱工具变量问题。方程3[#]、方程4[#]和方程7[#]、方程8[#]的弱工具变量检验的F统计量均大于10，因此，不存在弱工具变量问题。

表4 关系网络对农户林地流入行为影响的估计结果（工具变量法）

变量名称	是否流入林地（IVProbit）				林地流入规模（2SLS）			
	方程 3 [#]		方程 4 [#]		方程 7 [#]		方程 8 [#]	
	平均 边际效应	标准误	平均 边际效应	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农户的亲友数量	—	—	0.0052***	0.0015	—	—	0.2404**	0.1223
亲友中的能人数量	—	—	0.0080*	0.0044	—	—	1.3489**	0.6711
与亲友的礼金往来	0.1749***	0.0299	0.1302***	0.0299	25.7139***	8.0514	17.6530**	7.1976
户主年龄	-0.0073***	0.0026	-0.0055**	0.0025	-0.9522**	0.3976	-0.9538***	0.3491
户主受教育年限	-0.0018	0.0077	-0.0009	0.0076	0.4495	1.0248	0.3828	0.9141
家庭农业劳动力数量	0.0523***	0.0184	0.0497***	0.0177	4.2649*	2.3623	5.5731**	2.1744
家庭林地面积	-0.0102	0.0074	-0.0094	0.0070	-0.2004	0.4608	-0.1541	0.4292
林地块均面积	0.0051	0.0384	0.0086	0.0353	-5.1652	4.9065	-4.3620	4.2749
地区虚拟变量	-0.0061	0.0533	-0.0191	0.0520	-13.1108**	5.4319	-9.1598**	4.0471
样本量	402		402		109		109	
Wald 检验值	0.0008		0.0001		0.0355		0.0256	
Prob > χ^2	0.0000		0.0000		0.0734		0.0040	

注：IVProbit估计结果中的标准误是采用德尔塔方法（delta method）计算出的标准误，2SLS估计结果中的标准误是稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。为节省篇幅，表中没有列出第一阶段的估计结果。

相比于方程4的估计结果,方程4[#]中“与亲友的礼金往来”的平均边际效应值较大,“农户的亲友数量”和“亲友中的能人数量”的平均边际效应值均较小。同样,相比于方程8的估计结果,方程8[#]中“与亲友的礼金往来”的回归系数较大,“农户的亲友数量”和“亲友中的能人数量”的回归系数均较小。这表明,若不处理内生性问题,关系强度对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模的影响均会被低估,关系网络规模和关系网络达高性对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模的影响同时也都会被高估。相比于方程4[#]的估计结果,方程3[#]中“与亲友的礼金往来”的平均边际效应值较大;相比于方程8[#]的估计结果,方程7[#]中“与亲友的礼金往来”的回归系数也较大。这表明,若只处理了内生性问题,而方程中不加入关系网络规模和关系网络达高性的代理变量,关系强度对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模的影响均会被高估。因此,在模型中同时引入关系网络规模、关系网络达高性、关系强度的代理变量并处理内生性问题,对获得关系网络影响的无偏估计结果至关重要。因此,后文讨论的是同时引入关系网络3个维度的代理变量后采用工具变量法进行估计的结果,即表4中方程4[#]和方程8[#]的估计结果。

方程4[#]和方程8[#]的估计结果显示,“农户的亲友数量”“亲友中的能人数量”“与亲友的礼金往来”均对农户是否流入林地和流入户的林地流入规模具有显著影响,且方向为正,从而验证了前文假说1、假说2和假说3。从平均边际效应及回归系数来看,“农户的亲友数量”每增加1户,农户流入林地的概率增加0.52个百分点,流入户的林地流入规模增加0.24公顷^①;“亲友中的能人数量”每增加1人,农户流入林地的概率增加0.8个百分点,流入户的林地流入规模增加1.35公顷;“与亲友的礼金往来”每增加1%,农户流入林地的概率增加13.02个百分点,流入户的林地流入规模增加0.18公顷。为了比较关系网络3个维度对农户林地流入行为影响程度上的差异,对方程4[#]和方程8[#]中关系网络3个维度的代理变量分别求弹性系数,结果显示,这2个方程中3个维度的代理变量的弹性系数均显著;方程4[#]和方程8[#]中,“农户的亲友数量”的弹性系数分别为0.4789、1.0567,“亲友中的能人数量”的弹性系数分别为0.1448、0.6572,“与亲友的礼金往来”的弹性系数分别达0.6910、1.0870。可见,关系网络的3个维度中,关系强度对农户是否流入林地和流入户的林地流入规模的促进作用均最强,关系网络规模的促进作用均次之,关系网络达高性的促进作用均最弱。体现关系网络质量的关系强度对农户林地流入行为的促进作用最强,而同为体现关系网络质量的关系网络达高性的促进作用却相对较弱,其可能的原因是,目前中国基层林业技术人员所提供的林业技术服务难以满足农户的需求;同时,由于林权抵押物处置难、风险分担机制不健全等,金融机构开展林权抵押贷款的积极性不高,即使农户关系网络中有较多的成员在林业部门和金融机构等工作,其也无法得到较多的林业生产技术、资金等方面的支持,从而使关系网络达高性对农户林地流入行为的促进作用不强。

^①严格意义上说,这句话应该表述为:“农户的亲友数量”每增加1户,农户流入林地的概率增加0.52个百分点;“流入户的亲友数量”每增加1户,其林地流入规模增加0.24公顷。由于表述太过繁琐,本文进行了简化表述。后面的表述类同。

(二) 关系网络的交互项对农户林地流入行为的影响

为检验关系强度在关系网络规模与关系网络达高性对农户林地流入行为影响中的调节作用，本文在引入关系网络3个维度的代理变量和控制变量的基础上，再在(1)式和(2)式中分别引入“与亲友的礼金往来”和“农户的亲友数量”的交互项、“与亲友的礼金往来”和“亲友中的能人数量”的交互项，得到方程9、方程10和方程11、方程12，并使用IVProbit和2SLS分别进行回归，得到第二阶段的回归结果如表5所示。在进行回归前，考虑到交互项与交互项构建变量之间可能有较高的相关性，本文采用中心化的方法构建交互项，即在构建交互项之前先将相关变量减去其均值。4个方程中解释变量方差膨胀因子的平均值分别为2.05、1.99、1.47和1.52，最大值分别为3.83、3.82、2.07和2.08，均远小于10，说明解释变量之间不存在严重的多重共线性问题。另外，这4个方程的弱工具变量检验的F统计量均大于10，说明不存在弱工具变量问题。

表5 关系网络的交互项对农户林地流入行为影响的估计结果(工具变量法)

变量名称	是否流入林地 (IVProbit)				林地流入规模 (2SLS)			
	方程 9		方程 10		方程 11		方程 12	
	平均边 际效应	标准误	平均边 际效应	标准误	系数	标准误	系数	标准误
与亲友的礼金往来× 农户的亲友数量	0.0004	0.0022	—	—	1.0875**	0.4824	—	—
与亲友的礼金往来× 亲友中的能人数量	—	—	0.0115**	0.0066	—	—	1.6224*	0.9751
农户的亲友数量	0.0050***	0.0015	0.0047***	0.0016	0.2007	0.2114	0.2378**	0.1180
亲友中的能人数量	0.0063	0.0042	0.0077	0.0044	1.1066*	0.6468	0.8424**	0.6088
与亲友的礼金往来	0.1467***	0.0406	0.1680***	0.0383	12.6406**	5.7015	15.2104**	6.4385
户主年龄	-0.0057**	0.0022	-0.0058**	0.0022	-0.9585***	0.3402	-0.8867***	0.3459
户主受教育年限	-0.0011	0.0065	-0.0003	0.0064	0.3969	0.8921	0.7176	0.8825
家庭农业劳动力数量	0.0490***	0.0172	0.0525***	0.0177	4.8996*	2.8085	6.6458***	2.2153
家庭林地面积	-0.0091	0.0092	-0.0086	0.0109	0.5464	0.5462	0.3145	0.4562
林地均面积	0.0092	0.0329	0.0075	0.0387	-7.8907	5.3278	-6.6137	4.4815
地区虚拟变量	-0.0232	0.0510	-0.0192	0.0526	-4.2639	4.7934	-7.2006*	3.9369
样本量	402		402		109		109	
Wald 检验值	0.0000		0.0002		0.0545		0.1376	
Prob> χ^2	0.0000		0.0000		0.0014		0.0018	

注：IVProbit估计结果中的标准误是采用德尔塔方法(delta method)计算出的标准误，2SLS估计结果中的标准误是稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。为节省篇幅，表中没有列出第一阶段的估计结果。

从表5中方程9的估计结果可见，“与亲友的礼金往来”和“农户的亲友数量”的交互项没有通过显著性检验，表明关系强度在关系网络规模对农户是否流入林地的影响中并没有起到调节作用。

从方程 11 的估计结果看,“与亲友的礼金往来”和“农户的亲友数量”的交互项对流入户的林地流入规模具有显著影响,且方向为正,这表明,关系强度在关系网络规模对流入户的林地流入规模的正向影响中起到了增强性的调节作用。需要说明的是,方程 11 中“农户的亲友数量”没有通过显著性检验,其原因在于,对该变量进行中心化处理后,变量的零点移到了原始数据的均值位置,此时该变量系数反映的是当调节变量(“与亲友的礼金往来”)为均值时,该变量对流入户的林地流入规模的影响,这就可能会改变“农户的亲友数量”对流入户的林地流入规模影响主效应的大小和显著性,但中心化对调节效应检验结果没有任何影响(温忠麟等,2012)^①。因此,前文的假说 4a 仅部分得到了验证。从方程 10 和方程 12 的估计结果可见,“与亲友的礼金往来”和“亲友中的能人数量”的交互项对农户是否流入林地和流入户的林地流入规模均具有显著影响,且方向均为正,这表明,关系强度在关系网络达高性对农户是否流入林地和流入户的林地流入规模的正向影响中均起到了增强性的调节作用。因此,前文的假说 4b 得到了验证。

五、结论与启示

本文使用浙江省 402 户农户的调查数据,研究了关系网络对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模的影响。结果表明:关系网络对当前农户的林地流入行为具有重要影响:关系网络规模、关系网络达高性、关系强度对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模均有显著影响,且方向为正。其中,关系强度的促进作用最强,关系网络规模的促进作用次之,关系网络达高性的促进作用最弱。关系强度在关系网络规模对流入户的林地流入规模的正向影响中、在关系网络达高性对农户是否流入林地及流入户的林地流入规模的正向影响中均起到了增强性的调节作用。

根据上述研究结论,可以得到一些有益的政策启示:首先,关系网络 3 个维度的代理变量对农户林地流入行为具有促进作用。这表明,在现阶段,由于关系网络有利于降低交易成本,因而多数农户选择私下流转林地,这种私下流转的传统方式在当前林地流转市场中仍将处于十分重要的地位。因此,政府需要考虑目前有无必要新建大量的林权交易平台。同时,对于已经建成的林权交易平台,应加大宣传力度,简化交易流程,提高服务水平,大大降低通过交易平台实现林地流转的交易成本,从而吸引农户到林权交易平台等公开市场上实现林地流转。其次,鉴于关系网络内的达高性资源对农户林地流入行为的作用相对较弱,应加强林业技术推广队伍建设,积极开展林权抵押贷款,建立和完善林业金融服务体系,大力发展林产品加工及销售业,延长林业产业链,使农户可以得到网络成员在林业生产技术、资金、林产品加工及销售等多方面提供的更高质量的服务,从而促进农户扩大林地流入规模,实现林业规模经营。

最后,需要说明的是,本文研究区域的地域范围仅为浙江省,样本量偏小,且仅分析了关系网络对农户林地流入行为的影响。在后续研究中可考虑扩大地域范围,增加样本量,并尝试分析关系

^①关于这一问题的详细证明过程参见方杰等(2015)。另外,表 5 方程 10 的估计结果中“亲友中的能人数量”影响不显著的原因亦是如此,不再赘述。

网络对农户林地流出行为的影响。

参考文献

- 1.陈浩、王佳, 2016:《社会资本能促进土地流转吗?——基于中国家庭追踪调查的研究》,《中南财经政法大学学报》第1期。
- 2.方杰、温忠麟、梁东梅、李霓霓, 2015:《基于多元回归的调节效应分析》,《心理科学》第3期。
- 3.郭云南、姚洋, 2013:《宗族网络与农村劳动力流动》,《管理世界》第3期。
- 4.郭云南、张晋华、黄夏岚, 2015:《社会网络的概念、测度及其影响:一个文献综述》,《浙江社会科学》第2期。
- 5.国家林业局“集体林权制度改革监测”项目组, 2017:《2016集体林权制度改革监测报告》,北京:中国林业出版社。
- 6.何凌霄、南永清、张忠根, 2016:《老龄化、社会网络与家庭农业经营——来自CFPS的证据》,《经济评论》第2期。
- 7.孔凡斌、廖文梅, 2011:《基于收入结构差异化的农户林地流转行为分析——以江西省为例》,《中国农村经济》第8期。
- 8.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。
- 9.李星光、刘军弟、霍学喜, 2016:《关系网络能促进土地流转吗?——以1050户苹果种植户为例》,《中国土地科学》第12期。
- 10.李周, 2008:《林权改革的评价与思考》,《林业经济》第9期。
- 11.牛喜霞, 2007:《社会资本在农户土地承包经营权交易中的运作功效探讨——以宁夏T县杨村农户土地交易为例》,《社会科学战线》第4期。
- 12.钱龙、洪名勇、龚丽娟、钱泽森, 2015:《差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择》,《中国人口·资源与环境》第12期。
- 13.钱龙、钱文荣, 2017:《社会资本影响农户土地流转行为吗?——基于CFPS的实证检验》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 14.田先红、陈玲, 2013:《地租怎样确定?——土地流转价格形成机制的社会学分析》,《中国农村观察》第6期。
- 15.王波、吕士福、黄和亮、陈钦萍, 2017:《农户林地流转行为的关键影响因素研究》,《林业经济》第4期。
- 16.王成军、何秀荣、徐秀英、王世群, 2010:《林地规模效率与农户间林地流转:来自浙江省的实证》,《农业技术经济》第10期。
- 17.温忠麟、刘红云、侯杰泰, 2012:《调节效应和中介效应分析》,北京:教育科学出版社。
- 18.谢煜、朱小静、温作民、蔡志坚、王靓琳, 2016:《为什么小规模林农没有选择场内交易——来自浙江的实证研究》,《农林经济管理学报》第3期。
- 19.徐秀英、石道金、杨松坤、李朝柱, 2010:《农户林地流转行为及影响因素分析——基于浙江省临安、安吉的农户调查》,《林业科学》第9期。

- 20.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥, 2011:《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》第11期。
- 21.叶静怡、薄诗雨、刘丛、周晔馨, 2012:《社会网络层次与农民工工资水平——基于身份定位模型的分析》,《经济评论》第4期。
- 22.张晓棠、安立仁、董广茂, 2015:《关系强度、社会资本对知识获取绩效影响研究——基于社会结构与行动模型》,《预测》第1期。
- 23.章元、陆铭, 2009:《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?》,《管理世界》第3期。
- 24.赵雪雁, 2012:《社会资本测量研究综述》,《中国人口·资源与环境》第7期。
- 25.朱亚丽、徐青、吴旭辉, 2011:《网络密度对企业间知识转移效果的影响——以转移双方企业转移意愿为中介变量的实证研究》,《科学学研究》第3期。
- 26.Belay, K., and W. Manig, 2004, "Access to Rural Land in Eastern Ethiopia: Mismatch between Policy and Reality", *Journal of Agriculture and Rural Development in the Tropics and Subtropics*, 105(2): 123-138.
- 27.Bourdieu, P., 1985, "The Social Space and the Genesis of Groups", *Theory and Society*, 14(6): 723-744.
- 28.Bowles, S., and H. Gintis, 2002, "Social Capital and Community Governance", *Economic Journal*, 112(483): 419-436.
- 29.Coleman, J. S., 1988, "Social Capital in the Creation of Human Capital", *American Journal of Sociology*, 94: 95-120.
- 30.Gao, L., J. Huang, and S. Rozelle, 2012, "Rental Markets for Cultivated Land and Agricultural Investments in China", *Agricultural Economics*, 43(4): 391-403.
- 31.Granovetter, M., 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness", *American Journal of Sociology*, 91(3): 481-510.
- 32.Hyberg, B. T., and D. M. Holthausen, 1989, "The Behavior of Non-industrial Private Forestland Owners", *Canadian Journal of Forest Research*, 19(8): 1014-1023.
- 33.Karlan, D. S., 2007, "Social Connections and Group Banking", *Economic Journal*, 117(517): 52-84.
- 34.Lin, N., 1999, "Building a Network Theory of Social Capital", *Connections*, 22(1): 28-51.
- 35.Lin, N., 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 36.Lin, N., W. M. Ensel, and J. C. Vaughn, 1981, "Social Resources and Strength of Ties: Structural Factors in Occupational Status Attainment", *American Sociological Review*, 46(4): 393-405.
- 37.Munshi, K., 2003, "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U. S. Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-599.
- 38.Munshi, K., 2011, "Strength in Numbers: Networks as a Solution to Occupational Traps", *The Review of Economic Studies*, 78(3): 1-33.
- 39.Portes, A., 1998, "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology", *Annual Review of Sociology*, 24(1): 1-24.
- 40.Putnam, R. D., R. Leonardi, and R. Y. Nanetti, 1993, "Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy", *Contemporary Sociology*, 26(3): 306-308.
- 41.Robison, L. J., R. J. Myers, and M. E. Siles, 2002, "Social Capital and the Terms of Trade for Farm Land", *Review of*

Agricultural Economics, 24(1): 44-58.

42.Siles, M. E., L. J. Robison, B. Johnson, G. Lynne, and M. D. Beveridge, 2000, "Farmland Exchanges: Selection of Trading Partners, Terms of Trade, and Social Capital", *Journal of ASFMARA*, 63(1): 127-140.

43.Taylor, M., and A. Featherstone, 2016, "The Value of Social Capital in Cropland Leasing Relationships", paper submitted to 2016 Annual Meeting of Agricultural and Applied Economics Association, Boston: Massachusetts.

44.Zhang, X. and G. Li, 2003, "Does Guanxi Matter to Nonfarm Employment?", *Journal of Comparative Economics*, 31(2): 315-331.

(作者单位: ¹浙江农林大学经济管理学院;

²浙江省农民发展研究中心;

³北京林业大学经济管理学院;

⁴浙江农林大学暨阳学院)

(责任编辑: 陈秋红)

The Effect of Relationship Network on Farmers' Forestland Inflow Behavior: An Analysis Based on Survey Data from Zhejiang Province

Xu Xiuying Xu Chang Li Chaozhu

Abstract: The transfer of forestland is an important part of the current reform in China's collective forest tenure system. The relationship network based on "acquaintance trust" may be an important factor for Chinese farmers to achieve their goal of forestland inflow. Based on sample survey data from 402 farmers in 6 counties (cities) in Zhejiang Province in 2016, this article uses a Probit model and a multiple linear regression model to empirically analyze the impact of relationship network scale, relationship network attainment and relationship intensity on farmers' forestland inflow behavior. The study adopts an instrumental variable method to deal with endogenous problems of relationship intensity. The results are as follows. The proxy variables of relationship network scale (i.e. the number of relatives and friends), relationship network attainment (i.e. the number of capable friends and relatives), and relationship intensity (i.e. the gift exchanges with friends and relatives), can exert a significant positive effect on the probability and the scale of forestland inflow. The relationship intensity has the strongest effect in increasing the probability and the scale of forestland inflow, while the relationship network attainment has the weakest effect. Further analysis shows that the relationship intensity has an enhanced moderate effect in the positive impact of the relationship network scale on the increase in forestland inflow scale. The relationship intensity also has an enhanced moderate effect in the positive impact of the relationship network attainment on the probability and the scale of forestland inflow.

Key Words: Forestland Inflow; Relationship Network Scale; Relationship Network Attainment; Relationship Intensity