刘艳，马康伟．社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响——基于内在认知的中介效应［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2022，21（6）：58-69.
LIU Yan，MA Kangwei. Influence of social networks on the willingness and behavior of farmers′ homesteads transfer——a study based on intermediary effect of inner cognition［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2022，21（6）：58-69.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2022.06.006

社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响
——基于内在认知的中介效应

刘艳，马康伟
（安徽大学 中国三农问题研究中心，安徽 合肥 230039）

摘 要：通过将农户对宅基地的内在认知细分为流转政策认知、经济价值认知和产权认知三个方面，进而构建“社会网络—内在认知—宅基地流转”的理论分析框架，并基于合肥市1121份农户调研问卷，实证分析农户社会网络对其宅基地流转意愿和行为的影响及其作用机制。研究表明，社会网络提升农户的宅基地流转意愿并促成其流转行为，且对流转意愿的影响效应高于流转行为。异质性分析表明，社会网络对宅基地未确权农户的流转意愿和行为的正向作用更强；对于青年和中年农户，社会网络能够提高其流转意愿，但对流转行为并不产生影响，对于老年农户，社会网络能够促成其流转行为，但对流转意愿不产生影响。机制分析表明，社会网络可以通过提升农户对于宅基地的流转政策认知和经济价值认知间接提高其流转意愿并促成流转行为，而产权认知的间接效应未发挥显著作用。

关键词：社会网络；宅基地流转；内在认知；异质性
中图分类号：F301.3 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2022）06-0058-12

一、研究背景

改革开放以来，中国新型城镇化进程加快，农村劳动力非农就业转移等因素，致使农村常住人口减少，农村“空心化”“空户化”现象加剧涌现。《中国农村发展报告（2017）》数据显示，农村每年新增空闲农房5.94亿平方米，折合市场价值约4000亿元；另据2019年农村绿皮书数据显示，中国农村宅基地闲置率高达10.7%。与此同时，1978至2015年期间，中国农村的宅基地面积扩大226.7万公顷，且每年仍在以10万公顷的速度扩大①。宅基地空置数量与宅基地面积的同向增加进一步加剧了农房资产与土地资源的浪费。2018年中央一号文件创新性提出宅基地“三权分置”，旨在保护农户宅基地资格权的前提下放活宅基地使用权，为盘活闲置农房和宅基地提供了制度支撑。2019至2021年中央一号文件都提出推进宅基地确权登记颁证，为进一步推动宅基地使用权流转提供法律保障。然而，目前全国大部分地区的农村闲置宅基地盘活工作尚处于试点探索阶段，宅基地流转市场前景十分广阔[1]。在宅基地“三权分置”改革背景下，宅基地的财产权能得以显化，宅基地流转能够有效增加农户财产性收入，激活市场潜力巨大的闲置宅基地资源也是助推乡村振兴的实现进路。因此，探究农户宅基地流转意愿和行为的影响因素及现实约束具有重要的理论价值与实践意义。

近些年来，随着社会经济学的发展，个体之间的互动联系对其经济决策的作用也逐渐进入经济分析的视界。中国是典型的关系型社会，广泛

收稿日期：2022-02-16 **修回日期：**2022-05-06
作者简介：刘艳，研究方向：三农法治问题，农业政策学。

① 农经网．乡村“人口减少、面积增大”悖论探析[Z/OL]．(2015-12-23)[2022-03-16]．http://news.1nongjing.com/a/201512/125171.html.

分布着以“血缘”“地缘”“友缘”为桥梁的社会网络，“熟人社会”的特征普遍存在，已有大量研究证实了社会网络对于经济主体的决策行为具有重要的影响[2-3]。因此，以农村“差序格局”的社会结构作为起点，分析农户的宅基地流转意愿和行为格外重要。另外，现阶段宅基地流转市场的规范性不足，相关研究表明，宅基地流转的非正式性特征广泛存在于全国各地[1]。由此可见，以“差序格局”下的社会网络为基础来分析农户的宅基地流转意愿和行为是必要的。那么，在“熟人社会”的背景下，农户宅基地流转意愿和行为表现出怎样的特征，社会网络对其影响路径如何？这些问题都有待深入研究。

目前学界关于宅基地流转主要从宅基地流转模式、流转意愿及影响因素两个方面进行分析。关于宅基地流转模式，王延强和陈利根从“权”和“利”的角度将宅基地流转模式分为以下三类：转权让利模式、保权让利模式、保权保利模式，并指出保权保利模式相较于另外两种模式更能保护农民权益[4]；陈利根和成程按流转主体将宅基地流转模式分为政府主导模式、集体推动模式与农民自发模式，并分析比较三种模式对于农民福利的影响，指出集体推动模式对于农民福利具有更强的改善作用[5]；张梦琳归纳分析发现，农民自发流转宅基地向政府主导流转宅基地演进，实物流转向指标（发展权）流转演进[6]。关于宅基地流转意愿及影响因素，户主特征、家庭特征、宅基地特征是影响流转意愿的重要因素；学界也越发重视产权对于资源配置的作用，钱龙等基于温州地区的农户数据发现[7]，宅基地确权颁证显著激励农户的宅基地流转意愿；彭长生等基于安徽、湖南两省的农户数据发现，宅基地确权对于流转意愿不产生显著影响，原因在于确权提升农户对于宅基地的禀赋效应[8]；也有学者从制度改革、农户分化等角度对宅基地流转意愿进行分析[9-10]。

通过梳理已有文献，不难发现学者们虽然在关于宅基地流转方面做了大量研究，但缺乏将社会网络置于农户宅基地流转框架内进行的分析。部分学者围绕社会网络对农户经济社会行为影响的研究虽涉及农地流转领域，但宅基地流转遵循“房地一体”的规则，宅基地较于农地会产生更强的禀赋效应，在农村“差序格局”的社会结构下，社会网络这一非正式制度在宅基地流转领域可能具有更大的作用空间。同时，现有关于社会网络影响农户宅基地流转的研究也忽略内在认知的作用，受社会网络影响的内在认知也可能会导致农户在宅基地流转意愿和行为上的差异。因此，有必要对社会网络影响农户宅基地流转决策的机理做进一步的研究。另外，在探究影响宅基地流转的因素时，学者们大多仅关注农户的流转意愿，缺少对于流转意愿和行为的对比分析。农户的宅基地流转意愿并不一定转化为实际行为[11]，探讨流转意愿和行为可能存在背离的原因有助于理解农户的决策动机。与现有相关文献相比，本研究可能的创新之处在于：一是将农户对宅基地的内在认知细分为流转政策认知、经济价值认知和产权认知三个方面，进而构建“社会网络—内在认知—宅基地流转”的理论分析框架，从理论上分析社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响机制；二是实证检验社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响；三是采用“中介效应法”，实证检验社会网络通过流转政策认知、经济价值认知、产权认知等渠道对农户宅基地流转意愿和行为产生影响的路径，并对间接机制失效的原因进行探讨。

二、理论分析与研究假设

社会嵌入理论认为，个体在作出决策行为时不仅出于经济学“理性人”的考虑，其所嵌入的社会关系网络对其决策行为的影响同样不容忽视。社会网络强调人们之间的关系和感情维系，及其互动产生的稳定关系网络[12]，具有明显的资本属性，大量研究把社会资本与社会网络交互使用[13-14]，本研究对二者也不做区分。Granovetter将社会网络分为“强关系网络”和“弱关系网络”：“强关系网络”强调个体间往来频繁、关系密切，具有情感强烈和人情交换的特征；而“弱关系网络”中个体的社会经济特征差异较大，但有利于信息传播[15]。Bian认为，虽然“弱关系网络”在信息传播上拥有优势，但以“血缘”“地缘”和“友缘”为桥梁的“强关系网络”能够在市场规范性不足的条件下为办成事情提供有力帮助[16]，同时相较于“弱关系网络”，基于信任和

义务的“强关系网络”也更易利用“关系桥”的作用。本研究将社会网络定义为“强关系网络”，具体考察“强关系网络”于农户宅基地流转意愿和行为中的作用。在城镇化的影响下，宅基地的流转现象日益普遍，且多以隐性流转的方式进行。因此，基于信任的社会关系网络，不仅反映农户的社会交往能力，也作为农户信息获取的渠道，成为宅基地流转市场形成的逻辑起点。

（一）社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响

首先，社会网络有利于降低信息搜寻成本。社会网络越丰富，越有利于信息的传递和扩散[17]。目前宅基地流转市场多呈现出隐性特征，致使信息搜寻成本较高，宅基地使用权的转出户和转入户可能由于缺少信息而得不到匹配，大量的潜在流转交易没有达成。因此，相比社会网络较为简单的农户，具有丰富社会网络的农户更有机会以较低的信息搜寻费用获取有效的流转信息，从而提高农户的宅基地流转意愿并促成宅基地流转行为。其次，社会网络有利于降低协商成本。宅基地流转市场的非正式性特征普遍存在，宅基地的流转交易常发生于亲朋好友及邻居之间，基于信任的社会网络使得宅基地流转多以口头协议的形式进行，避免流转合同的签订，降低宅基地流转中的协商成本，提高农户的宅基地流转意愿并促成宅基地流转行为。最后，社会网络有利于发挥示范效应的作用。家庭网络、亲属网络和邻里网络是农户社会网络的主要构成，他们的意见对于农户极具重要的参考价值，更重要的是，他们的宅基地流转行为会对农户产生很强的示范作用。当社会网络中的亲朋和邻居通过宅基地流转获得显著的收益时，会激励农户开始模仿其成功经验。

但在社会网络提高农户宅基地流转意愿并促成其流转行为的过程中，流转意愿向实际行为的转化可能受到以下因素的干扰：一方面，对于出租这一宅基地流转形式，交易双方可能就租约的时间期限无法达成一致，以致交易无法顺利进行。根据杨志鹏等的发现[18]，农户宅基地的季节性闲置率远远超过完全闲置率①。对于宅基地的转入户而言，由于其可能利用宅基地发展民宿，或服务于农业生产经营等原因，他们愿意接受的合同期限可能在数年甚至数十年以上，季节性闲置的宅基地无法满足其需求。因此，拥有季节性闲置宅基地农户的流转意愿可能无法完成向实际行为的转化。另一方面，对于抵押这一宅基地流转形式，金融机构对其的接受程度也比较低[19]，原因有以下两点：一是现行的土地政策在关于城镇居民购置宅基地问题上有明确的限制，宅基地不能向城镇居民拍卖；二是农户在大多数情况下不会缺少宅基地，如果缺少也可以向村集体进行申请。因此，对于金融机构而言，宅基地抵押权的实现是一个颇为棘手的问题，宅基地的抵押风险阻碍了农户的抵押意愿向实际行为的转化。基于上述分析，提出如下假设：

假设 1：社会网络显著提高农户宅基地流转意愿并促成其流转行为，且对流转意愿的影响效应高于流转行为。

（二）社会网络、内在认知与宅基地流转

根据社会认知理论，社会环境对于个体内在认知的提升具有极其重要的影响。社会网络是社会环境的重要形式之一，对于农户获得知识、纠正认知偏差起到关键作用。相关研究也表明，基于信任的社会网络有助于个体从亲朋好友那得到更为可靠的信息[20]，接受信息并转化为自己的知识，减小认知偏差。本研究探讨的内在认知主要包括对于宅基地的流转政策认知、经济价值认知与产权认知。计划行为理论认为，个体内在认知是采取决策行为的前提。与宅基地流转有关的流转政策认知、经济价值认知和产权认知可能会显著影响到农户的宅基地流转决策。

首先，流转政策认知可能从两个方面影响农户的宅基地流转意愿及行为：一方面，农户不愿流转宅基地的一个重要原因在于担忧对于流转出去的宅基地的权益得不到保障。当对宅基地流转政策的认知加深，农户可能采取符合流转政策的相应措施来保障对于流转出去的宅基地的权益，例如在流转前向村集体经济组织提出流转申请，在签订流转合同后向乡镇、村土地流转服务机构备案，以及积极利用宅基地确权后的产权证书保障自身的权益。另一方面，对于宅基地流转政策

① 完全闲置指的是宅基地完全的空置或废弃，季节性闲置指的是由于农户外出务工等因素形成的宅基地的暂时空置，在农民返乡时依旧会被使用。

认知的加深还有利于扩展农户参与宅基地流转的方式[21]。出租是农户主要的宅基地流转方式，但随着对流转政策的进一步认知，农户可能会了解其他的流转方式，例如与村民互换、抵押、入股等，能够结合自身的需求进行选择。因此，与宅基地相关的流转政策认知对提高农户宅基地流转意愿并促成其流转行为具有显著的正向影响。

其次，经济价值认知也可能影响农户的宅基地流转决策。一方面，农村经济的快速发展使得宅基地的经济价值日益显现，宅基地已经成为大部分农户的重要固定资产。随着对宅基地经济价值认知的提升，农户作为“理性经济人”，愿意流转闲置宅基地，获得持续稳定的财产性收入。另一方面，宅基地入市改革的推进等因素也提升了宅基地的潜在经济价值，农户可能对宅基地潜在经济价值具有稳定的预期，进而愿意通过流转宅基地实现宅基地的保值增值。

最后，产权认知也可能影响到农户的宅基地流转决策。既有研究大多表明，农户对于宅基地所有权归属的认知与法律规定存在较大差距[22]，笔者的调研也表明，超过45%的农户认为宅基地所有权属于个人，印证上述观点。农户对宅基地所有权的认知会影响到对于宅基地产权强度的认知，从而对宅基地流转意愿和行为产生影响[1]，具体表现为：当认为宅基地所有权属于集体或国家时，农户对于宅基地形成低产权强度的认知，为了避免集体或国家掠夺宅基地权益，因而出于短期套利的考虑，农户可能会更积极地并且长期地流转宅基地；当认为宅基地所有权属于个人时，农户对于宅基地形成高产权强度的认知，出于“有恒产者有恒心”的态度，农户参与宅基地流转的积极性可能不高。基于上述分析，提出如下假设：

假说2a：社会网络通过增进农户关于宅基地的流转政策认知，从而提高宅基地流转意愿并促成流转行为。

假说2b：社会网络通过增进农户关于宅基地的经济价值认知，从而提高宅基地流转意愿并促成流转行为。

假说2c：社会网络通过增进农户关于宅基地的产权认知，从而提高宅基地流转意愿并促成流转行为。

综上分析，本研究构建了社会网络影响宅基地流转意愿和行为的理论分析框架，具体如图1所示。

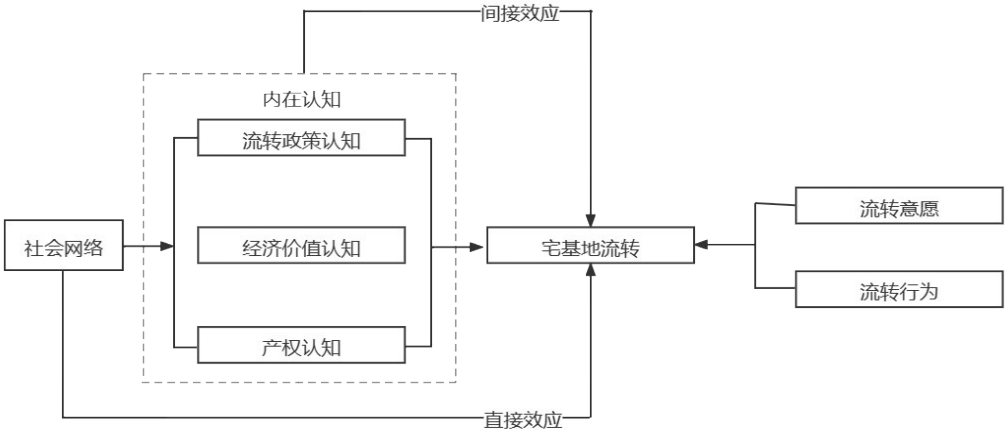


图1 社会网络影响宅基地流转的逻辑

三、数据及模型

（一）研究区域概况与数据来源

合肥市位于安徽省中部，2020年被列入闲置宅基地盘活利用省级试点地，在坚持农民自愿的前提下，积极探索宅基地盘活利用模式，因地制宜、因村施策，有效增加农户财产性收入，壮大集体经济。选取合肥市作为案例地区，在研究农户宅基地流转意愿和行为方面具有较好的代表性。

本研究所使用的数据来源于课题组2021年7月至8月对合肥市的调研。调研主要收集农户的社会网络、宅基地流转情况、户主特征、家庭特征、宅基地特征、受访者对宅基地的相关认知情况等方面信息。课题组采用问卷调查与实地走访

相结合的方式，同时出于疫情考虑，委托部分村干部发放及回收问卷，因其在村内可能具有相当的声望，农民的问卷填写也会更加真实有效。本次调研共发放1300份问卷，剔除信息不真实数据、存在缺失的数据后，得到有效问卷1121份，问卷有效率为86.23%。

（二）变量说明

1. 被解释变量

本研究的被解释变量分别为农户的宅基地流转意愿和宅基地流转行为。对于宅基地流转意愿，包括“1=愿意流转”和“0=不愿流转”两种情况，对于宅基地流转行为，包括“1=存在流转行为”和“0=不存在流转行为”两种情况。在调查的1121户农户样本中，农户的宅基地流转意愿和行为集中在出租、抵押和与村民互换这三种方式上，因此设定当农户至少愿意以“出租”“抵押”“与村民互换”这三种流转方式中的一种进行流转时，即认为农户存在宅基地流转意愿，当农户至少存在以上三种流转方式中的一种流转行为时，即认为农户存在宅基地流转行为。

本研究对农户流转宅基地意愿和行为的基本情况进行描述，如图2所示。在出租、抵押和与村民互换这三种宅基地流转方式中，农户愿意流转的比例都高于实际行为的比例，这也证实前述判断，即农户宅基地流转意愿和实际行为并不完全一致。其中愿意出租和存在出租行为的农户占比分别为31.49%和12.40%，愿意抵押和存在抵押行为的农户占比分别为2.94%和0.80%，愿意互换和存在互换行为的农户占比分别为3.12%和1.16%，可以看出，相较于抵押和互换，农户更愿意以出租的方式流转宅基地，并且在实际行为中出租的比例显著高于抵押和互换。

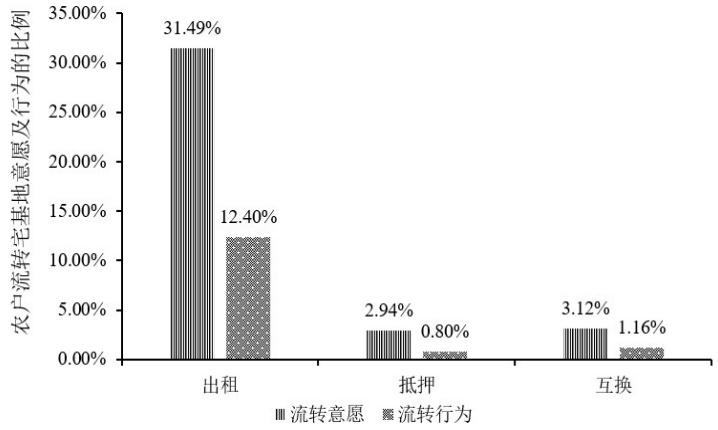


图2 农户流转宅基地意愿和行为的基本情况

2. 解释变量

核心解释变量为社会网络。现有研究对社会网络这一变量的测度并无定论，以往文献主要采用“家庭送出礼金数额”或用“春节来访的亲戚朋友数量”作为社会网络的量化指标[23]。但上述指标略显单一，不能较好地反映社会网络的特征。基于此，本研究利用熵权法构造一个更好诠释社会网络特征的综合指标。首先选取与农户社会网络关联度较高的3个指标，包括“人情支出”“春节来访的亲朋好友数量”和“平均每月的通信费用”，再对这3个指标进行标准化处理，并根据其熵值和信息熵冗余度计算出各个指标的权重，最后得到社会网络变量的综合数值①。根据宅基地流转影响因素的现有研究成果，选取户主特征、家庭特征、宅基地特征三个方面作为控制变量。具体而言，户主特征包括户主的年龄、性别和受教育程度；家庭特征包括是是否有党员、主要收入来源及人口数；宅基地特征包括宅基地块数、宅基地的地理位置和宅基地面积。

3. 中介变量

第一个中介变量是流转政策认知。依据《物权法》第155条及有关政策，宅基地的流转须经村集体经济组织同意；《土地管理法》规定“出卖、出租、赠与住宅后，再申请宅基地的，不予

① 社会网络变量据各个指标权重由下式给出：soc=0.4177×人情支出+0.3703×春节来访的亲朋数量+0.2120×平均每月通信费用。

批准”；国务院《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》表达对于宅基地抵押这一流转方式的肯定态度。本研究主要通过农户对上述法规政策的了解程度来判断其对宅基地的流转政策认知（赋值为1=完全不了解；2=了解一点；3=比较了解；4=十分了解）。第二个中介变量是经济价值认知。本研究主要通过调查农户对宅基地经济价值的认同程度来判断其对宅基地的经济价值认知（赋值为1=完全不认同；2=有些认同；3=比较认同；4=完全认同）。第三个中介变量是产权认知。调研中通过询问受访者对于宅基地所有权的归属来测度该变量（赋值为1=属于集体或属于国家①；0=属于个人）。

各变量名称、定义及描述性统计如表1所示。

表1 变量名称、定义及描述性统计

变量类型	变量代码	变量定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
宅基地流转意愿	*wil*	1=愿意；0=不愿意	0.332	0.471	0	1
宅基地流转行为	*act*	1=是；0=否	0.130	0.337	0	1
核心解释变量						
社会网络	*soc*	通过熵权法将3个指标加权得到	3.066	1.245	1	6.418
户主特征						
年龄	*age*	1=30岁以下；2=30～40岁；3=40～50岁；4=50～60岁；5=60岁以上	3.171	1.119	1	5
性别	*sex*	1=男；0=女	0.798	0.402	0	1
受教育程度	*edu*	1=没上过学；2=小学；3=初中；4=高中；5=中专/职高；6=大专/高职；7=大学本科及以上	3.822	1.661	1	7
家庭特征						
是否有党员	*par*	1=是；0=否	0.515	0.500	0	1
主要收入来源	*agr*	1=来源于农业；0=来源于非农业	0.199	0.399	0	1
人口总数	*pnu*	1=1～3人；2=4～6人；3=7人及7人以上	1.832	0.533	1	3
宅基地特征						
宅基地块数	*hnu*	1=0～1块；2=2块及2块以上	1.159	0.366	1	2
宅基地地理位置	*dis*	1=距离县城较近；0=距离县城较远	0.241	0.428	0	1
宅基地面积	*are*	1=80平米以下；2=80～120平米；3=120～160平米；4－160～200平米；5=200平米以上	2.603	1.188	1	5
中介变量						
流转政策认知	*pol*	1=完全不了解；2=了解一点；3=比较了解；4=十分了解	1.806	0.841	1	4
经济价值认知	*eco*	经济价值认同。1=完全不认同；2=有些认同；3=比较认同；4=完全认同	2.217	0.949	1	4
产权认知	*rig*	1=属于集体或属于国家；0=属于个人	0.458	0.498	0	1

（三）模型选择与内生性处理

由于风险偏好等因素的不可观测，遗漏变量对农户宅基地流转意愿和行为的影响将包含于扰动项。另外，农户的宅基地流转意愿和行为也可能反向影响其社会网络，宅基地流转意愿越强或存在宅基地流转的行为，可能有利于丰富农户的社会网络。模型可能存在的内生性问题会导致Logit或者Probit模型无法得到一致估计，因此采用IV＋Probit方法处理内生性问题。

本研究建立二元Probit模型，模型设定如下：

① 在对农户产权认知变量的赋值中，将“属于集体”和“属于国家”赋予同一数值1，将“属于个人”赋予另一数值0，原因在于本研究将宅基地所有权属于个人认定为高产权强度，将属于集体或国家都认定为低产权强度。

$P(Wil_i=1|Soc_i,X_i)=\Phi(a_1+b_1Soc_i+c_1X_i+\varepsilon_{1i})$（1）

$P(Act_i=1|Soc_i,X_i)=\Phi(a_2+b_2Soc_i+c_2X_i+\varepsilon_{2i})$（2）

其中，Wil_i为虚拟变量，$Wil_i=1$表示第i个农户愿意流转宅基地，$Wil_i=0$表示第i个农户不愿意流转宅基地；Act_i也为虚拟变量，$Act_i=1$表示第i个农户存在流转宅基地的行为，$Act_i=0$表示第i个农户不存在流转宅基地的行为；Soc_i为核心解释变量，表示第i个农户的社会网络；X_i为控制变量，具体变量名称和赋值见上表1；a_1和a_2表示常数；b_1、b_2、c_1、c_2为待估系数；ε_{1i}和ε_{2i}表示随机误差项。

本研究采用工具变量法处理可能存在的内生性问题。采用家庭工资性收入作为农户社会网络的工具变量，理由如下：一方面，农户的社会网络与其家庭工资性收入高度相关，相关研究表明，社会网络的丰富能够显著提升农户的收入水平[24]；另一方面，农户的家庭工资性收入与农户的宅基地流转意愿和行为并不直接相关，因此是严格的外生变量。在工具变量回归中，依据第一阶段F值的大小排除“弱工具变量”的可能，另外在通过Wald检验原理来判定解释变量的内生性后，若解释变量是内生变量，则用家庭工资性收入作为社会网络的工具变量进行IV－Probit模型的回归，才能得出准确的回归结果。

四、实证结果与分析

（一）社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响

在模型估计前，本研究首先对核心解释变量和控制变量进行多重共线性检验，结果显示，最大的方差膨胀因子（VIF）值为1.92，远小于10，故不存在共线性问题。回归结果如表2所示，列（1）和列（2）显示，社会网络变量在宅基地流转意愿模型中显著，且系数为正，表明社会网络显著提高了农户的宅基地流转意愿。列（3）的普通Probit模型回归结果表明社会网络与宅基地流转行为关系不显著，但列（4）的IV－Probit模型回归结果显示社会网络对于农户宅基地流转行为具有显著的促进作用，一阶段回归F值为53.13，远大于10的经验标准，不存在弱工具变量问题，Wald检验拒绝解释变量外生性的原假设，表明采用一般的Probit模型会低估社会网络对宅基地流转行为的影响。对比列（2）和列（4）发现，社会网络对宅基地流转行为影响的边际效应为0.183，低于对流转意愿影响的边际效应0.260，这表明社会网络虽通过发挥示范效应的作用、降低信息搜寻成本和协商成本显著激励农户的宅基地流转意愿，但流转意愿向实际行为的转化还存在其他因素的干扰，如存在交易期限冲突和宅基地抵押风险等，假说1得到验证。

（二）稳健性检验

考虑到农户社会网络的丰富程度可能并不满足随机抽样，而是由个体特征决定的自选择过程，用其作为解释变量直接回归可能会产生选择性偏误。为此，本研究利用倾向得分匹配法（PSM）进行处理检验。将所用样本农户按社会网络的变量数值进行分组，平均值以上为社会网络丰富组，平均值以下为社会网络贫乏组，为每个社会网络丰富的农户匹配一个社会网络贫乏的农户，并使这两个农户的其他特征相似。在匹配方法上，本研究采用无放回的一对一匹配。根据倾向得分，利用匹配成功的样本进行IV＋Probit模型回归，表3展示回归结果，列（1）和列（2）显示，社会网络变量在流转意愿模型和流转行为模型中都显著，与原回归结果基本一致，说明结果较为稳健。

五、进一步讨论

（一）异质性分析

由于农户群体的内部差异，社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响也可能存在差异，因此，本研究从宅基地是否确权以及农户年龄视角进行异质性分析。在异质性分析时均采用IV＋Probit模型，通过Wald检验判断是否存在内生性问题，当不存在内生性问题时采用普通Probit模型替代①。

1. 是否确权条件下农户宅基地流转意愿和行为回归分析

从宅基地确权角度来看，由表4可知，社会网络显著正向影响未进行确权农户的宅基地流转意愿和行为，而对已确权农户的宅基地流转意愿和行为影响不显著，可能的原因是宅基地的确权

① 限于篇幅，未通过显著性检验的模型未在表中列出，如有需要可向作者索取。

表2 社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	IV+Probit	Probit	IV+Probit
	流转意愿	流转意愿	流转行为	流转行为
soc	0.087**	0.260***	−0.005	0.183*
	(0.034)	(0.091)	(0.043)	(0.111)
age	0.045	0.024	0.006	−0.015
	(0.044)	(0.046)	(0.055)	(0.056)
sex	−0.080	−0.090	0.154	0.142
	(0.101)	(0.102)	(0.127)	(0.130)
edu	0.041	0.021	0.061	0.039
	(0.033)	(0.034)	(0.041)	(0.043)
par	−0.121	−0.172*	−0.312***	−0.365***
	(0.091)	(0.094)	(0.115)	(0.116)
agr	−0.105	−0.030	−0.167	−0.088
	(0.103)	(0.111)	(0.130)	(0.139)
pnu	−0.213***	−0.248***	−0.272***	−0.310***
	(0.074)	(0.078)	(0.093)	(0.096)
hnu	0.294***	0.265**	0.187	0.153
	(0.110)	(0.111)	(0.135)	(0.133)
dis	0.140	0.183*	0.183*	0.228**
	(0.092)	(0.095)	(0.109)	(0.114)
are	−0.028	−0.076*	0.006	−0.047
	(0.036)	(0.044)	(0.044)	(0.053)
constant	−0.775**	−0.929***	−1.111***	−1.278***
	(0.301)	(0.306)	(0.370)	(0.381)
一阶段模型F检验		53.13		53.13
		(0.000)		(0.000)
内生性检验		4.37		3.42
wald test		(0.037)		(0.064)
Observations	1121	1121	1121	1121

注：各变量回归系数下方的“（）”中是稳健标准误，各种检验的“（）”中是相应的P值；“***”“**”和“*”分别表示在1%、5%及10%的显著性水平上通过检验（下同）

表3 PSM回归结果

解释变量	(1)	(2)
	IV+Probit	IV+Probit
	流转意愿	流转行为
soc	0.377***	0.277*
	(0.126)	(0.152)
特征变量	控制	控制
constant	−0.653*	−0.979**
	(0.363)	(0.443)
一阶段模型F检验	74.58	74.58
	(0.000)	(0.000)
内生性检验	6.16	3.55
wald test	(0.013)	(0.060)
Observations	835	835

颁证通过明晰宅基地的产权、强化宅基地的制度性保护，提高农户的产权意识，由此提高农户对于宅基地的“禀赋效应”，使得农户对于宅基地的价值产生更高的预期[8]，从而不断提高流转宅基地的保留价格，抑制了农户的宅基地流转意愿和行为。

表4 是否确权条件下农户宅基地流转意愿和行为回归结果

分组	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV－Probit 未确权	Probit 已确权	IV－Probit 未确权	Probit 已确权
变量	流转意愿		流转行为	
soc	0.368***	0.049	0.368**	－0.013
	(0.139)	(0.047)	(0.179)	(0.057)
特征变量	控制	控制	控制	控制
constant	－1.114*	－0.826**	－1.363**	－1.143**
	(0.511)	(0.380)	(0.664)	(0.473)
内生性检验	3.30		4.92	
wald test	(0.069)		(0.027)	
Observations	529	592	529	592

2. 不同年龄条件下农户宅基地流转意愿和行为回归分析

从户主年龄来看，参考石志恒和崔民的研究，并结合调研的样本数据情况[25]，将户主年龄为30岁以下的农户家庭界定为青年农户，户主年龄为30岁至60岁的农户家庭界定为中年农户，户主年龄为60岁以上的农户家庭界定为老年农户，结果如表5所示。由表5可知，社会网络对青年农户和中年农户的宅基地流转意愿有显著影响而对其流转行为无显著影响，可能的原因是社会网络虽提高青年农户和中年农户的宅基地流转意愿，但在流转意愿向实际行为的转化中，可能受到其他因素的干扰，比如宅基地流转市场的不完善、双方就租约期限无法达成一致、宅基地的抵押风险等。由表5可见，社会网络对老年农户的宅基地流转意愿无显著影响而对其流转行为存在显著影响，可能的原因是年龄较大的户主思想更加保守，更加注重宅基地的社会保障功能，不愿流转宅基地，但年龄较大的户主在家庭角色上却处于边缘化，在家中缺少话语权，因而存在违背其意愿的宅基地流转行为。

表5 不同年龄条件下农户宅基地流转意愿和行为回归结果

分组	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV－Probit 30岁以下	Probit 30～60岁	Probit 60岁以上	IV－Probit 30岁以下	Probit 30～60岁	Probit 60岁以上
变量	流转意愿			流转行为		
soc	0.686*	0.088**	0.076	0.728	－0.042	0.443***
	(0.370)	(0.040)	(0.106)	(0.468)	(0.050)	(0.148)
特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
constant	0.467	－0.723**	－0.863**	1.159	－1.259***	－1.712
	(1.095)	(0.280)	(0.593)	(1.497)	(0.350)	(0.918)
内生性检验	3.67			5.33		
wald test	(0.056)			(0.021)		
Observations	103	888	130	103	888	130

（二）影响机制分析

对影响机制的分析中，当中介变量以及被解释变量都为类别变量时，多数学者采用Baron和Kenny的三步中介法并不适用[26]。为避免估计偏

误，本研究借鉴方杰等的方法[27]，构建中介效应模型如下：

$$M_i=i_1+aSoc_i+\lambda_1 X_i+\varepsilon_{1i} \quad (3)$$

$$Y_i=i_2+a_1 Soc_i+bM+\lambda_2 X_i+\varepsilon_{2i} \quad (4)$$

其中，M_i为中介变量，Y_i表示Wil_i或Act_i，其余变量含义不变。在模型（3）中，当M_i表示流转政策认知和经济价值认知等多分类变量时采用Oprobit模型回归，当M_i表示产权认知时采用Probit模型回归；在模型（4）中均采用IV－Probit模型回归，通过Wald检验判断内生性是否存在，当不存在内生性时采用普通Probit模型替代。由于模型（3）、（4）所得出系数的量尺不同，无法通过广泛使用的Bootstrap进行检验，也不能通过系数乘积法和系数差异法确定中介效应的大小，因此本研究参照MacKinnon和Cox提出的乘积分布法进行检验[28]，将模型（3）的回归系数a换成为$Z_a=a/Se\ (a)$，将模型（4）的回归系数b换成为$Z_b=b/Se\ (b)$，再由R软件中的RMediation软件包得到$Z_a\times Z_b$的95%置信区间，若置信区间中不包含0，则中介效应显著，检验结果如表6所示。

由表6可知，在社会网络影响宅基地流转意愿和行为的路径中，流转政策认知中介效应置信区间CI分别为［0.0022，0.0195］和［0.0046，0.0294］，在95%置信区间上都不包含0，表明流转政策认知在社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响中存在显著的中介作用，农户通过社会网络提高关于宅基地的流转政策认知，有助于他们采取相应措施保障流转出去的宅基地权益，同时扩展其参与宅基地流转的方式，进而提高宅基地流转的意愿并促成流转行为。经济价值认知的中介作用在社会网络影响宅基地流转意愿和行为的路径中同样显著，社会网络促进农户对于宅基地的经济价值认知，使得农户愿意通过流转闲置宅基地获得稳定的财产性收入并实现宅基地的保值增值。产权认知对农户宅基地流转意愿和行为不具有显著的间接效应，可能原因是农户并不过于关心宅基地的所有权，对农户而言更重要的是使用权不受侵犯。新中国成立以来的宅基地制度变革中，国家长期承认并保护农户的宅基地使用权和继承权[29]，同时《物权法》进一步将宅基地使用权认定为用益物权，导致农户对于宅基地所有权的模糊认识，因此社会网络无法通过产权认知显著影响农户的宅基地流转意愿和行为。

表6　中介效应检验结果

路径		效应值	Se	95%置信区间	
				下限	上限
社会网络→流转政策认知→宅基地流转意愿	系数a	0.069**	0.028	0.0022	0.0195
	系数b	0.141***	0.049		
社会网络→经济价值认知→宅基地流转意愿	系数a	0.081***	0.026	0.0082	0.0312
	系数b	0.233***	0.042		
社会网络→产权认知→宅基地流转意愿	系数a	－0.024	0.033	－0.0024	0.0071
	系数b	－0.079**	0.033		
社会网络→流转政策认知→宅基地流转行为	系数a	0.069**	0.028	0.0046	0.0294
	系数b	0.230***	0.054		
社会网络→经济价值认知→宅基地流转行为	系数a	0.081***	0.026	0.0055	0.0262
	系数b	0.182***	0.050		
社会网络→产权认知→宅基地流转行为	系数a	－0.024	0.033	－0.0021	0.0053
	系数b	－0.043	0.040		

六、结论与政策启示

在农村“差序格局”的社会结构下，社会网络这一非正式制度对农户经济社会行为的重要作用已经得到大量研究的证实，但其对农户宅基地流转意愿和行为影响的实证研究还较为欠缺。本研究运用合肥周边县市1121份农户样本，基于Probit模型、IV＋Probit模型和倾向得分匹配法

系统考察了社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响。研究表明：第一，社会网络显著提高农户的宅基地流转意愿和流转行为，且对流转意愿的影响效应高于流转行为。第二，异质性分析显示，社会网络对宅基地未确权农户流转意愿和行为的影响效应更强，社会网络还能够提高青年和中年农户的流转意愿以及促成老年农户的流转行为。第三，机制分析表明，社会网络对农户宅基地流转意愿和行为的影响不仅存在直接效应，还通过流转政策认知和经济价值认知的中介效应实现，而产权认知的中介效应未发挥显著作用。

本研究的结论具有重要的政策启示。在推进农村宅基地流转的进程中，可以考虑以培育农户社会网络、发挥村干部“领头羊”作用、加强农户对于宅基地的内在认知等为主要抓手，继续放活宅基地使用权。首先，应进一步培育和提升农户的社会网络，更好地发挥其在农户宅基地流转中的积极作用。通过建立宅基地使用权流转交易平台等信息共享平台，为农户拓宽信息交流渠道、获取外界信息创造条件，提高农户的社会网络水平。其次，在宅基地流转市场的培育中，应加强村干部等网络关键领导人在示范推广和组织协商中的作用，并积极引导当地农民专业合作社及农业生产企业在优化宅基地资源配置中的作用。最后，加大宅基地政策宣传力度，加强农户对于宅基地的相关认知，让更多农户明晰自身权利及义务，同时完善保护农户权益的相关配套政策体系，并针对不同类型的农户采取差异化调控措施。

参 考 文 献

[1] 钱龙，钱文荣，郑思宁. 市民化能力、法律认知与农村宅基地流转——基于温州试验区的调查与实证[J]. 农业经济问题，2016，37（5）：59-68，111-112.

[2] 南永清，周勤，黄玲. 社会网络、非正规金融与农户消费行为——基于中国家庭追踪调查数据的经验证据[J]. 农村经济，2018，36（6）：80-86.

[3] 杨芳，张应良，刘魏. 社会网络、土地规模与农户生产性投资[J]. 改革，2019，34（1）：97-108.

[4] 王延强，陈利根. 基于农民权益保护的宅基地权益分析——从不同流转模式对农户集中居住影响的角度[J]. 农村经济，2008，36（3）：6-10.

[5] 陈利根，成程. 基于农民福利的宅基地流转模式比较与路径选择[J]. 中国土地科学，2012，26（10）：67-74.

[6] 张梦琳. 农村宅基地流转模式演进机理研究[J]. 农村经济，2017，36（5）：13-18.

[7] 钱龙，陈会广，陈方丽. 确权促进了宅基地流转吗？——基于温州农户的调查[J]. 经济体制改革，2020，38（2）：186-193.

[8] 彭长生，王全忠，钟钰. 确权、农民分化与宅基地处置意愿——基于安徽、湖南两省农户调查数据的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版)，2019，19（5）：118-129，158-159.

[9] 郭君平，仲鹭勋，曲颂，等. 宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？——基于PSM和MA方法的实证分析[J]. 中国农村经济，2020，36（11）：47-61.

[10] 张梦琳，舒帮荣. 农民分化、福利认同与宅基地流转意愿[J]. 经济体制改革，2017，35（3）：95-100.

[11] 钱龙，陈方丽，卢海阳，等. 城市人“身份认同”对农村宅基地使用权流转的影响研究——基于浙江温州农户的调查[J]. 农业技术经济，2019，38（8）：40-52.

[12] 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.

[13] 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，2010，54（1）：16-38.

[14] 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，2008，52（6）：23-39.

[15] Granovetter M S. The strength of weak ties[J]. American Journal of Sociology，1973，78（6）：1360-1380.

[16] 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.

[17] 陈浩，王佳. 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[J]. 中南财经政法大学学报，2016，60（1）：21-29，158-159.

[18] 杨志鹏，许嘉巍，王士君. 东北地区农村宅基地闲置特征及影响因素研究——基于公主岭市6乡镇实地调研数据[J]. 中国农业资源与区划，2021，42（7）：84-92.

[19] 李戈. 宅基地使用权抵押法律制度研究[J]. 经济问题，2019，41（1）：92-98.

[20] Bandura A. Social foundations of thought and action[J]. Journal of Applied Psychology，1986，12（1）:169.

[21] 李伯华，刘艳，张安录，等. 城市边缘区不同类型

农户对宅基地流转的认知与响应——以衡阳市酃湖乡两个典型村为例[J]. 资源科学，2015，37（4）：654-662.

[22] 彭长生. 农民对宅基地产权认知情况及其差异——基于安徽省6县1413个农户的问卷调查[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2012，11（2）：37-43.

[23] 周广肃，樊纲，申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界，2014，30（7）：12-21，51，187.

[24] 莫亚琳，黄奕涵，罗培坤. 社会资本、农村劳动力流动与农户收入——基于CFPS数据的实证研究[J]. 投资研究，2020，39（6）：111-127.

[25] 石志恒，崔民. 个体差异对农户不同绿色生产行为的异质性影响——年龄和风险偏好影响劳动密集型与资本密集型绿色生产行为的比较[J]. 西部论坛，2020，30（1）：111-119.

[26] Baron R M，Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research：conceptual，strategic，and statistical considerations [J]. Chapman and Hall，1986，51（6）：1173-1182.

[27] 方杰，温忠麟，张敏强. 类别变量的中介效应分析[J]. 心理科学，2017，40（2）：471-477.

[28] Mackinnon D P，Cox M C. Commentary on "Mediation Analysis and Categorical Variables：The Final Frontier" by Dawn Iacobucci[J]. Journal of Consumer Psychology，2012，22（4）：600-602.

[29] 章波，唐健，黄贤金，等. 经济发达地区农村宅基地流转问题研究——以北京市郊区为例[J]. 中国土地科学，2006，20（1）：34-38.

Influence of social networks on the willingness and behavior of farmers´ homesteads transfer——a study based on intermediary effect of inner cognition

LIU Yan，MA Kangwei

（*Research Center of Three Agriculture Problems*，*Anhui University*，*Hefei* 230039，*China*）

Abstract：By subdividing farmers′ internal cognition of homesteads into three aspects：transfer policy cognition，economic value cognition，and property rights cognition，a theoretical analysis framework is constructed of "social network-internal cognition-homestead transfer". Based on 1121 survey questionnaires of farmers in surrounding counties in Hefei，this paper empirically analyzed the influence of farmers′ social networks on their homestead transfer willingness and behavior and its mechanism. Studies have shown that social networks have increased farmers′ willingness to transfer homesteads and facilitated their transfer behavior，and the effect on the transfer willingness is higher than that of the transfer behavior. Heterogeneity analysis shows that for farmers whose homestead rights are not confirmed，social networks have a stronger positive effect on their homestead transfer willingness and behavior；for young and middle-aged farmers，social networks can increase their willingness to transfer，but it does not affect the transfer behavior；for elderly farmers，social networks can promote their transfer behavior，but it does not affect their willingness to transfer. Mechanism analysis shows that social networks can indirectly increase farmers′ willingness to transfer and promote transfer behaviors by enhancing farmers′ awareness of the transfer policy and economic value of homesteads，while the indirect effects of property cognition have not played a significant role.

Keywords：Social network；Homestead circulation；Internal cognition；Heterogeneity

（编辑：武云侠）