

引用格式: 彭山桂, 孙昊, 王健, 等. 农户互动对农村宅基地退出补偿的影响: 基于社会网络视角[J]. 资源科学, 2021, 43(7): 1440-1453. [Peng S G, Sun H, Wang J, et al. Influence of farming household interactions on rural homestead withdrawal compensation from the perspective of social network[J]. Resources Science, 2021, 43(7): 1440-1453.] DOI: 10.18402/resci.2021.07.13

农户互动对农村宅基地退出补偿的影响 ——基于社会网络视角

彭山桂^{1,2}, 孙昊³, 王健⁴, 张勇²

(1. 山东农业大学经济管理学院, 泰安 271018; 2. 南京农业大学公共管理博士后流动站, 南京 210095; 3. 山东师范大学商学院, 济南 250358; 4. 南京农业大学公共管理学院, 南京 210095)

摘要: 测度、刻画农村宅基地退出补偿的农户互动影响有利于深入理解宅基地退出补偿的形成机理, 对于科学地制定政策, 推动农户依法自愿有偿退出宅基地具有重要意义。本文运用计量模型对农村宅基地退出补偿的农户互动影响进行测度, 利用提名法构建反映农户互动影响关系的社会网络, 分析农户个体的中心性及其驱动因素, 刻画具有重要影响力的“人物”特征, 进而从“人本”视角提出相应的政策启示。研究发现: ①农户间的互动影响是农户宅基地退出补偿形成机理中的一个重要因素。在控制其他影响因素的情况下, 一个农户“邻居”的宅基地退出受偿意愿价格变化1%, 将会导致该农户的宅基地退出受偿意愿价格同向变动0.218%~0.421%; ②农户宅基地退出补偿讨论网中农户的入度中心性、出度中心性存在明显差异, 反映出不同农户施加影响与接受影响的水平呈现出明显差别; ③农户中心性的形成机制中, 个人收入并不是一个显著因素, 而职业声望与受教育程度这两个与身份、声望相关联的因素则是显著因素。农户宅基地退出补偿推进的过程中, 可以考虑按照分类推进的思路, 运用农户的互动影响, 更好地促进政策目标的实现。

关键词: 宅基地; 退出补偿; 农户; 互动影响; 空间计量模型; 社会互动模型; 社会网络分析

DOI: 10.18402/resci.2021.07.13

1 引言

近年来, 有序推动农村宅基地退出已成为当前农村土地制度改革的重点与热点问题, 相关政策思路高频出现在2016—2018年的多个中央一号文件中。在政策文件凝聚共识的基础上, 进一步将政策安排上升至立法层面。2020年新修正实施的《中华人民共和国土地管理法》明确规定“国家允许进城落户的农村村民依法自愿有偿退出宅基地, 鼓励农村集体经济组织及其成员盘活利用闲置宅基地和闲置住宅。”事实上, 对于进城落户农户, 宅基地已经基本丧失住有所居的保障功能, 更多地体现的是土地财产权益^[1]。因此, 推动进城落户农户宅基地退出的核心在于补偿问题。当然, 很多学者都意识

到了补偿问题的重要性, 对农户宅基地退出补偿开展了较为丰富的研究, 形成了功能价值补偿、受偿意愿补偿两种典型的研究范式。其中, 功能价值补偿研究范式依据损失什么功能、补偿什么价值的原则, 按照“公平交易价格”模式测度并提出逻辑自治的宅基地退出补偿标准。实证研究中, 由于对宅基地功能—价值映射关系界定的差异, 不同研究构建的宅基地退出补偿内涵存在一定差别^[2,3], 总体上可归纳为三方面的功能价值补偿: 即体现现实性价值的房地损失补偿^[4], 体现期望性价值的宅基地未来增值补偿^[5], 体现社会文化价值的农户生产、生活方式改变导致的其他损失补偿^[6,7]。需要指出的是, 上述功能价值补偿研究范式存在两方面比较明显的

收稿日期: 2020-08-10 修订日期: 2021-02-19

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC630110)。

作者简介: 彭山桂, 男, 四川蓬安人, 博士, 副教授, 主要研究方向为土地经济。E-mail: pengshangui@163.com

2021年7月

不足:其一,基于功能价值补偿研究范式提出的逻辑自洽的补偿标准不一定能够促使农户宅基地退出行为的发生^[8]。这是因为,功能价值补偿模式暗含的前提是将农户设定为补偿标准的被动接受者,忽略了对农户主观认知的关注。其二,功能价值补偿研究范式聚焦于农户宅基地退出补偿标准的建构,缺乏对农户宅基地退出补偿要求形成机理的考察,无法明确哪些因素对农户宅基地退出补偿要求产生了显著影响,也就无法为政策安排提供有效的启示与抓手。针对上述不足,部分研究转向采用受偿意愿研究范式分析农户宅基地退出补偿问题,从主观认知视角考察农户宅基地退出补偿要求及其形成机理。实证研究中主要采用条件价值法估计农户宅基地退出的受偿意愿价格,进而分析其影响因素^[9]。相关研究^[9-11]发现个人特征、家庭特征、宅基地禀赋条件、宅基地认知状况、地区差异等几个维度的因素,对农户宅基地退出补偿要求具有显著影响,为理解农户宅基地退出补偿要求的形成机理提供了重要启示。但遗憾的是,现有研究本质上是将研究对象(农户)作为原子化的个体处理,而不是将其作为相互联系的社会网络节点对待,这种分析方式导致现有研究缺失了社会网络这一重要视角,无法为宅基地退出补偿过程中的农户互动影响提供有效的考察。针对这一不足,本文尝试基于案例村庄的数据,构建计量模型对宅基地退出补偿过程中的农户互动影响进行测度,在此基础上,采用社会网络分析工具,探究农户个体在社会网络中的中心性及其驱动因素,刻画产生显著溢出影响的“人物”特征,进而从“人本”视角提供相应的政策启示。

2 农户互动影响的理论分析

社会网络理论认为,个人的经济行为被社会性约束,嵌于个人的关系网络中,不会原子式地发生与发展^[12]。社会网络的存在,意味着网络节点之间存在一套具有内在稳定性的关系规则,作为社会网络中的一个节点,个人的行动嵌入社会网络中,体现在与他人的互动中^[13]。从社会网络视角出发研究个人的经济行为,不仅可以避免陷入原子化分析的思维陷阱,更重要的是,可以理解社会网络中不同个体在互动影响中的角色差异与能量大小。凭借

对社会网络工具化的运用,社会资本理论拓展了资本的概念,明确指出资本分为3种根本形式^[14]:第一种是物质资本,它外在于主体,但为主体所占有。第二种是人力资本,它内化于主体。第三种是社会资本,它的存在形式是主体之间的关系网络,本质是这种关系网络所蕴含的资源。正如Sparrowe等^[15]的研究所指出的,社会资本是一种优势的隐喻,可以看作一种潜在的力量,在社会网络中处于中心位置的个体,可以通过对其他主体施加影响,进而对整个系统的绩效产生影响。不同层面的实证研究均印证了这一论断的正确性,如在国家层面,在经济网络中处于核心地位的国家的经济波动对全球经济增长状况有强大影响力^[16];在个人层面,在社交网络中处于中心地位的个人,可以对组织成员的工作绩效产生影响,并影响组织的整体绩效^[17]。

将社会资本理论投射到中国农村,可以发现,中国农村是一个“熟人社会”,互动影响十分明显^[18]。本质上,农户之间的互动影响同样遵循3个基本原则:同质原则、异质原则与声望原则^[19]。其中,同质原则与强关系相联系,体现的是具有相似特征的人之间的互动,表现为一种情感性关系,通常存在于家人、亲近的朋友之间。异质原则与弱关系相联系,体现的是特征相异的人之间的互动,表现为一种工具性关系,广泛存在于各种经济活动之中。声望原则与等级结构位置相联系,体现的是具有地位差异的人之间的互动,也表现为一种工具性关系,体现为人们倾向与具有较高等级结构位置的人联系,以提高自身获取信息与机会的能力。一般而言,当个人拥有资源有限时,更依赖情感性关系,互动影响更可能遵循同质原则。当个人可以动员丰富的资源时,其社会网络的扩展主要依赖于工具性关系,互动影响更可能遵循异质原则与声望原则^[19]。因此,不同的农户遵循不同的互动影响原则,通过社会网络,利用讨论、学习、分享、暗示等途径,农户之间会发生多维、异向度的互动影响关系,进而形成一个复杂的社会网络。很显然,作为社会网络的节点,农户并非均质化的个体。由于异质性的存在,必然导致部分农户拥有的社会网络关系资源更为丰富,社会资本更为强大。因此,其能够在社会网络中占据更核心的位置,进而对他人决策产生影

响,并在一定程度上影响群体决策结果。

3 案例选择与调研设计

3.1 案例村庄筛选

农户社会网络的形成以及互动影响的产生,必须以一定的地域范围作为基础,集中展现在以村庄为载体的地理单元内。因此,寻找一个合适的村庄作为研究案例,是确保实证研究顺利开展的前提。对此,按照确定调研城市、筛选案例村庄的逻辑顺序,明确研究案例村庄:其一,调研城市的确定。根据中共山东省委办公厅、山东省人民政府办公厅联合印发的《关于开展农村宅基地“三权分置”试点促进乡村振兴的实施意见》(鲁办发〔2018〕27号),山东省确定了17个农村宅基地退出试点县(市)。其中,平度市的试点工作取得了较为良好的成效,先后6次作为先进典型在自然资源部、山东省自然资源厅召开的相关会议上作经验交流汇报。为充分利用试点工作政策宣传的红利,选择山东省平度市作为调研城市。其二,案例村庄的选择。对于具体案例村庄的选择,设置了三方面的筛选条件:一是选择未纳入宅基地退出试点的村庄,这样不受限于试点政策的硬性制约,可以有政策讨论、意见表达的空间。二是选择已经完成宅基地确权登记发证的村庄,避免补偿对象缺乏依据引发的困扰。三是选择大学生调研员的生源地村庄,充分考虑农村大学生的生源地优势,借助其地缘、血缘关系,便于进村入户调研。基于上述筛选条件,我们选择平度市的姜家村作为本文的研究案例。

姜家村是平度市下辖的一个行政村,位于平度市东北部,距离平度市区29 km,处于平度市的远郊区,属于丘陵地区。全村由413户构成,共1392人。村内产业单一,以粮食、果蔬生产为主,由于农业收益有限,全村将近一半的农户外出,在平度市区及邻近的青岛市区实现了长期稳定的就业。其中部分农户在地方政府取消落户门槛推动农业转移人口市民化的过程中,在保护进城落户农民土地财产权益的政策作用下,由于子女上学、长期发展等方面的需要已经在就业地落户。实地调研过程中,我们发现在城市实现长期稳定就业的农户出现了明显的分化,从事的职业既有企业经理,也有普通工人;受教育水平既有本科学历,也有小学文化程度;家庭年收入有的近15万元,有的不足5万元(表1)。这种明显的分化意味着群体结构层化现象的产生,表明不同农户占有的各种资源及其影响力存在明显差异,不同农户的社会互动原则及其在互动中所处地位也会存在明显差别,农户之间明显的异质性契合了研究开展的需要。

3.2 调研设计

在明确研究案例村庄的基础上,通过问卷调查收集研究所需数据,对于问卷调查的具体安排,统筹考虑了以下两方面的因素:

(1)调查时机与调研对象的选择。对于调研时机,考虑到姜家村农业转移人口集中于平度市区及邻近的青岛市区,由于距离近、交通方便,有节假日返乡的特点。对此,选择2019年10月国庆节村民

表1 样本农户基本特征

Table 1 Basic characteristics of the sample farming households

变量	变量描述	样本数/户	比例/%	变量	变量描述	样本数/户	比例/%
户主性别	男	120	96.77	家庭年收入/元	50000以下	12	9.68
	女	4	3.23		50000~100000	98	79.03
户主年龄/岁	25~30	7	5.65		100000以上	14	11.29
	31~40	87	70.16	子女随迁情况	随迁	111	89.52
	41~50	28	22.58		在老家	13	10.48
	50以上	2	1.61	城市居住情况	自购商品房	92	74.19
户主受教育程度	小学	4	3.23		保障性住房	4	3.23
	初中	39	31.45		租房	28	22.58
	高中(含中专)	70	56.45				
	大专及以上	11	8.87				

2021年7月

返乡过节的时段开展调研。对于调研对象,按照国家层面的政策安排,应该界定为“进城落户”农户。然而,我们在调研过程中发现,部分在城市已经实现长期稳定就业但暂时还没解决落户问题的农户,也表达了宅基地退出意愿。鉴于此,将调研农户界定为:已经进城落户以及已经在城市实现长期稳定就业的农户。其中,实现长期稳定就业是一个具有一定模糊性的条件,参考相关研究^[20],将其界定为:在居住地现工作岗位上连续工作3年以上,并与就业单位签订有劳动合同的农户。

(2)调查问卷的设计,将调查聚焦于3个部分:第一部分是农户宅基地退出补偿要求的调查。采用农户宅基地退出受偿意愿价格(WTA)刻画宅基地退出补偿要求^[21],调查内容涉及农户宅基地退出受偿意愿价格及其影响因素,获取的数据主要用于宅基地退出补偿农户互动影响的测度。第二部分是社会网络构建的调查。采用提名法,询问对农户宅基地退出补偿决策具有影响的人,用于构建反映宅基地退出补偿农户互动影响关系的社会网络。第三部分是农户中心性形成机制的调查。调查内容涉及农户经济、政治、社会资源的特征差异,获取的数据主要用于分析农户网络中心性的形成机制。上述三方面详细的调查内容在论文相关部分做了具体交待。调查过程中,采用面访的方式辅导问卷填写,共发放调查问卷139份,第一部分调查共收回有效问卷124份,问卷总体有效率为89.21%。第二、三部分调查以第一部分提供有效问卷的农户为调查对象,共收回有效问卷106份,问卷总体有效率为85.48%,在表1中报告了样本农户的基本情况。

4 模型构建与数据收集

4.1 农户宅基地退出补偿互动影响的测度模型

目前测度主体行为之间互动影响的计量模型主要有两种:一种是空间计量模型^[22],另一种为社会互动模型^[23]。本文同时采用上述两种模型,以检验与保障计量分析结果的稳健性。

4.1.1 空间计量模型的构建

对于利用空间计量模型测度农户宅基地退出补偿的互动影响,本文的思路是构建一个横截面空

间计量模型,模型中将农户的宅基地退出受偿意愿价格设置为被解释变量,引入被解释变量的空间滞后项作为核心解释变量,同时控制农户的个体特征、家庭特征、宅基地禀赋特征、宅基地认知特征等宅基地退出受偿意愿价格的主要影响因素。按照上述思路设置的空间计量模型,能够在控制宅基地退出受偿意愿价格主要影响因素的基础上,检验农户互动影响是否对宅基地退出受偿意愿价格产生了显著作用,并剥离测度出互动影响对农户宅基地退出受偿意愿价格的作用大小。考虑到本文关注的主体决策的互动影响存在于被解释变量(农户宅基地退出受偿意愿价格)之间,而解释变量的互动影响(农户特征变量之间的相互影响)、随机扰动项的互动影响,并不具备相应的发生机理,对此,构建一个空间自回归模型(SAR)用于计量分析,模型形式如下:

$$Y_i = c + \rho WY_i + \eta Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中: Y_i 为被解释变量,即农户宅基地退出受偿意愿价格,下标*i*代表农户; W 为空间权重矩阵,为全面考察可能存在的互动影响,引入地理、经济两类空间权重矩阵。其中,地理空间权重矩阵为农户宅基地距离矩阵,由农户宅基地距离取倒数构建,用于反映农户“地理距离”的远近;经济空间权重矩阵为农户家庭收入差距矩阵,由农户家庭年收入差距绝对值取倒数构建,用于反映农户“经济距离”的远近;两种空间权重矩阵均作标准化处理。 WY_i 为被解释变量的空间滞后项,即被解释变量与空间权重矩阵的乘积,实质上是被解释变量的地理、经济距离的加权平均,用于反映地理、经济上定义的“邻居”农户的宅基地退出受偿意愿价格。如果空间滞后项的系数 ρ 显著,表明农户的宅基地退出受偿意愿价格受到其他农户的影响,互动影响存在;反之,互动影响不存在。 Z 为一系列的控制变量,用于控制农户宅基地退出受偿意愿价格的主要影响因素,保障测度出的互动影响的准确性; η 为控制变量的系数。 c 为常数项, ε 为残差项。

4.1.2 社会互动模型的构建

社会互动模型与空间计量模型类似,这一模型将互动影响也分为3种:蕴含于被解释变量的互动

影响(互动效应)、蕴含于解释变量的互动影响(情境效应)与随机扰动项的互动影响(交互效应)^[23]。与空间计量模型的构建思路类似,本文关注的是被解释变量(农户宅基地退出受偿意愿价格)之间的互动影响,鉴于此,将社会互动模型聚焦于被解释变量的互动影响,构建如下测度模型:

$$Y_i = c + \beta E[Y|X] + \eta Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中: $E[Y|X]$ 为互动影响项,实证研究普遍采用群体内其他成员的平均表现对特定成员的影响来识别互动影响^[24]。遵循相同的思路,本文对 $E[Y|X]$ 的界定是:除农户 i 以外,其他农户的宅基地退出受偿意愿价格的平均值;其系数 β 测度了社会互动影响的强度及其显著性。

4.1.3 模型变量数据

(1)被解释变量数据。采用条件价值法(CVM)通过问卷调查获取农户宅基地退出受偿意愿价格的数据^[10]。为避免补偿方式差异化给调查带来的困难,调查聚焦于主流的货币补偿。问卷采用非锚定型支付卡格式,给定一系列的非连续数值,请参与调查的农户将自己的受偿意愿价格与之对照,并从中选择一项数值表达自己的宅基地退出受偿意愿价格。同时,作为备选项,也可以直接写出相应的数值。需要说明的是,在预调查中我们发现,对于农户宅基地退出受偿意愿价格,农户倾向于把握总价。鉴于此,正式调查中询问的农户宅基地退出受偿意愿价格为总价数据,内业处理中根据证载面积再折为单价。调查中的核心估值问题如下:您认为退出宅基地,最低应该得出多少补偿(万元):0、2、4、6、8、10、11、12、13、14、15、16、18、20、其他。为避免理解偏差,保障结果的可靠性,调查开始前询问了农户对国家及地区层面的宅基地退出补偿政策的了解状况,并针对性地对某些政策问题做了解释。按照上述流程,本文获取了124份有效问卷,并在表2中报告了受偿意愿价格的概率分布。总体而言,农户宅基地退出受偿意愿价格主要集中在400~600元/m²的区间内,概率分布呈现明显的中间高、两头低的格局。农户宅基地退出受偿意愿价格的平均数、中位数分别为494.01、514.37元/m²,标准差为158.13元/m²。

表2 农户宅基地退出受偿意愿价格的概率分布

Table 2 Probability distribution of willingness to accept (WTA) for farmers' homestead withdrawal

受偿意愿价格区间/(元/m ²)	样本数/户	百分比/%
(100, 200]	2	1.61
(200, 300]	6	4.84
(300, 400]	9	7.26
(400, 500]	25	20.16
(500, 600]	57	45.96
(600, 700]	15	12.1
(700, 800]	6	4.84
(800, 900]	4	3.23
合计	124	100.00

(2)控制变量数据。参考相关研究^[9-11],从农户的个体特征、家庭特征、宅基地禀赋特征、宅基地效用认知特征等几方面选择宅基地退出补偿的主要因素作为控制变量。其中,个体特征包括性别、年龄、婚姻、受教育程度、外出务工年限等5个变量;家庭特征包括户均人口数量、家庭年收入、家庭供养系数等3个变量;宅基地禀赋特征包括宅基地面积、宅基地使用条件的满意度等2个变量;宅基地效用认知特征包括宅基地退出补偿政策的熟悉度、宅基地在家庭财产份额中的重要性等2个变量。上述变量的数据均来源于问卷调查,变量的定义及描述性统计如表3所示。

4.2 农户宅基地退出补偿互动影响的社会网络分析

4.2.1 社会网络的构建

社会网络的构建是社会网络分析的基础,而构建宅基地退出补偿农户互动影响社会网络的核心在于“影响关系”的确定。社会网络分析中,通常采用重要问题讨论网的形式,反映个体之间的影响关系。对此,本文采用重要问题讨论网的构建范式^[25],利用提名法,构建农户宅基地退出补偿讨论网,反映农户间的互动影响关系。重要问题讨论网是一种规模较小的网络,网络规模一般为3~5人^[26]。鉴于此,本文将提名法的人数上限设定为5人。调查过程中设计的题器涵盖两方面内容:其一,询问会参与自己宅基退出补偿讨论的人物;其二,询问这些人与自己的关系,是否为本村村民。实际调查过程中需要强调的有3点:第一,为保持范围一致,本文利用提名法构建农户宅基地退出补偿讨论网,调

2021年7月

表3 相关变量界定及描述性统计结果

Table 3 Variable definition and descriptive statistics

变量类别及名称	平均值	标准差	最大值	最小值	变量定义
农户宅基地退出受偿意愿价格的控制变量					
个体特征					
性别	0.967	0.176	1.000	0.000	男性为1;女性为0
年龄/岁	40.714	5.643	54.000	25.000	
婚姻状况	0.917	0.276	1.000	0.000	已婚为1;未婚为0
受教育程度	3.129	0.813	4.000	1.000	小学及以下为1;初中为2;高中为3;大专及以上为4
外出务工年限	17.369	7.524	33.000	5.000	
家庭特征					
户均人口数量/人	3.113	1.649	7.000	2.000	
家庭年收入/万元	7.135	2.174	14.500	4.200	
家庭供养系数	49.318	29.322	150.000	0.000	家庭非劳动年龄人口数/家庭劳动年龄人口数
宅基地禀赋特征					
宅基地面积/m ²	199.863	35.837	379.000	162.000	
宅基地使用条件的满意度	1.289	0.749	3.000	1.000	不满意为1;一般为2;满意为3
宅基地效用认知特征					
宅基地退出补偿政策的熟悉度	1.876	0.688	3.000	1.000	不了解为1;大概了解为2;熟悉为3
宅基地在家庭财产份额中的重要性	1.558	0.641	3.000	1.000	不重要为1;有些重要为2;重要为3
农户中心性形成机制分析的相关变量					
中心性	1.964	1.341	5.700	0.000	中心性测度结果扩大100倍而得
个人年收入/万元	4.131	2.391	10.000	2.500	
职业声望	64.243	9.387	87.900	52.100	农户职业与职业声望得分匹配而得

查对象为宅基地退出受偿意愿价格调查提供有效问卷的农户(124户)。第二,实证研究聚焦于村内农户之间宅基地退出补偿的互动影响,因此,在调查问题中特意询问了农户宅基地退出补偿讨论网的成员是否为本村村民,如果是,则让熟悉村内情况的调查员进一步确认该成员是否处于样本范围124户以内,按照门牌号将农户宅基地退出补偿讨论网成员与前文调查获取的农户特征信息进行排序、匹配。第三,由于部分农户拒绝参与这一部分调查,同时,部分农户宅基地退出补偿讨论网成员均不在样本范围124户以内,排除这两部分农户,最终获得到106份有效问卷。

在问卷调查的基础上,定义关系矩阵构建社会网络模型。关系矩阵的设置规则为:关系矩阵为一个 $n \times n$ 的矩阵($n=106$),矩阵中的元素(x_{ij})为二值(0、1)元素,用于表示农户宅基地退出补偿决策过程中的影响关系,关系矩阵 X 表示为:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nn} \end{bmatrix} \quad (3)$$

式中:关系矩阵元素(x_{ij})的取值规则为:矩阵对角线上的元素均为0;若农户 j 是农户 i 宅基地退出补偿讨论网的成员,但农户 i 不是农户 j 讨论网的成员,换言之,农户 j 单向影响农户 i 的宅基地退出补偿决策,则 $x_{ij}=1, x_{ji}=0$,其余矩阵元素取值以此类推。

4.2.2 农户中心性形成机制分析模型的构建

基于式(3)定义的关系矩阵,可以构建一个农户宅基地退出补偿讨论网络,并明确这一网络中不同农户的中心性。其中,农户的入度中心性所体现的施加影响能力的差异是本文十分关注的。需要进一步明确这种施加影响能力的差异是如何形成的。根据Lin系统构建的社会资本理论,个体在社会网络中的位置与其能够提供的社会资本密切相关^[19]。换言之,中心性是社会资本的外显,决定中心

性的是社会资本。而社会资本的获得源于3个维度资源的贡献:经济资源、政治资源、文化资源^[27,28]。鉴于此,我们分别从上述3个维度,选择核心解释变量,用于解释中心性的形成机制。参考相关研究^[29-31],对于经济资源维度,选择个人年收入作为代理变量;对于政治资源维度,选择职业声望作为代理变量;对于文化资源维度,选择受教育程度作为代理变量。在明确分析思路的基础上,构建如下截面数据计量模型:

$$CE_i = a + \lambda SC_i + \gamma Control_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

式中: CE 为被解释变量,即农户的入度中心性; SC 为核心解释变量,即反映农户经济、政治、文化资源特征差异的变量; $Control$ 为控制变量,为避免共线性,参考相关研究^[32],精炼选择性别、年龄作为控制变量。原因是,性别间的社会互动原则与模式通常存在显著差别,导致性别间的社会资本差异明显^[33],因此控制性别因素对中心性的影响;年龄与社会经验、关系资源的积累相伴,通常与社会资本正相关^[34],因此控制年龄因素对中心性的影响。 a 为常数项; λ 、 γ 为待估系数; ε 为残差项。对于模型中相关变量数据收集、处理过程需要说明2点:其一,被解释变量农户入度中心性的原始数值很小,会导致计量分析结果中变量系数估计值严重偏小而难以区分。为避免这一问题,将农户中心性测度结果作了扩大100倍的处理。由于被解释变量农户中心性为相对度数中心性,反映的是农户影响的相对大小,扩大化处理并不会改变相对大小关系,具有比较意义上的一致性。其二,反映农户经济、政治、文化资源特征差异的个人年收入、职业声望、受教育程度3个变量数据均来源于问卷调查,数据范围为参与社会网络构建的106户。其中,受教育程度的数据在第一部分调查中已经收集,在此不再重复。职业声望的赋值依据源于宗刚等基于中国国情开展的职业声望调查结果^[35],将农户的职业与职业声望评分进行匹配。上述变量的定义及描述性统计一并报告在表3中。

5 结果与分析

5.1 农户宅基地退出补偿互动影响的测度结果

5.1.1 农户宅基地退出补偿互动影响计量模型的检验

在空间计量模型、社会互动模型两种模型中,

社会互动模型与一般的回归分析相同,对于模型设置的前提没有特别的检验要求。但是,对于空间计量模型,一般要求以被解释变量存在空间相关性作为模型设置的前提。鉴于此,本文采用莫兰指数(Morans' I)对农户宅基地退出受偿意愿价格的空间相关性进行检验,结果如表4所示。

表4 空间相关性与模型设定检验结果

Table 4 Spatial correlation and model setting test results

统计量	统计量值(地理空间权重矩阵)	统计量值(经济空间权重矩阵)
莫兰指数(Morans' I)	0.362***	0.674***
LR test(SAR)	4.761	6.017
LR test(SEM)	16.784***	17.583***

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下同。

表4结果显示,农户宅基地退出受偿意愿价格在地理、经济两种空间权重矩阵下的莫兰指数均为正值,并在1%的水平上显著。这表明农户宅基地退出受偿意愿价格存在显著的空间正相关性,暗示农户宅基地退出受偿意愿价格互动影响存在,满足空间计量分析的前提。此外,值得指出的是,虽然基于理论分析本文选择了空间自回归模型(SAR)作为计量分析模型,但是,为了稳妥起见,本文同时也进行了模型设定检验。通过构造2个LR检验统计量(表4):LR test(SAR)、LR test(SEM)对模型形式进行检验。如果检验结果不拒绝SAR或SEM的模型设定,则选择SAR或SEM模型;如果同时拒绝SAR、SEM的模型设定,则选择SDM模型。实际的检验结果无法拒绝SAR模型的原假设,同时拒绝SEM模型的原假设,提示应选择空间自回归模型(SAR)开展计量分析。可见,检验结果与理论分析的预期一致,表明互动影响存在于被解释变量之间,而不存在于解释变量和随机扰动项之间。

5.1.2 农户宅基地退出补偿互动影响的计量分析结果

本文按照式(1)、式(2)模型,基于问卷调查数据,分别采用MATLAB空间计量工具包与Stata软件进行计量分析。基于表5的计量分析结果,可以得出2点基本结果:

其一,作为本文计量分析关注的核心要素,被解释变量空间滞后项(WY)、被解释变量互动影响

表5 计量模型估计结果

Table 5 Estimation results of the econometric models

变量类型	变量名称	模型一:基于地理空间权重矩阵的空间计量模型	模型二:基于经济空间权重矩阵的空间计量模型	模型三:社会互动模型
核心解释变量	农户宅基地退出受偿意愿价格的空间滞后项(WY)	0.218*** (8.074)	0.421*** (7.096)	—
	农户宅基地退出受偿意愿价格的互动影响项($E[Y X]$)	—	—	0.361*** (9.286)
控制变量:个体特征	性别	0.051 (1.074)	0.096 (1.107)	0.087 (1.096)
	年龄	0.047*** (3.916)	0.064*** (4.267)	0.061*** (4.357)
	婚姻状况	0.173 (0.601)	0.132 (0.628)	0.156 (0.661)
	受教育程度	-0.381** (-2.106)	-0.395** (-2.216)	-0.347** (-2.328)
	外出务工年限	-0.072*** (-6.545)	-0.094*** (-7.231)	-0.074*** (-8.253)
	户均人口数量	0.169 (0.701)	0.153 (0.718)	0.159 (0.757)
控制变量:家庭特征	家庭年收入	-0.217*** (-5.027)	-0.138*** (-6.381)	-0.176*** (-5.518)
	家庭供养系数	0.059*** (4.916)	0.073*** (5.214)	0.069*** (5.755)
	宅基地面积	-0.117 (-0.801)	-0.123 (-0.831)	-0.129 (-0.872)
控制变量:宅基地禀赋特征	宅基地使用条件的满意度	0.061*** (3.476)	0.091*** (4.108)	0.085*** (3.976)
	宅基地退出补偿政策的熟悉度	0.057*** (4.951)	0.053*** (5.326)	0.054*** (4.753)
控制变量:宅基地效用认知特征	宅基地在家庭财产份额中的重要性	0.069* (1.764)	0.092* (1.877)	0.073* (1.802)
	σ^2	0.217	0.223	0.278
	R^2	0.785	0.834	0.815
	Log-likelihood	-159.263	-124.741	-194.649

注:为减少异方差的影响,农户宅基地退出受偿意愿价格、宅基地面积这2个量级较大的变量以自然对数形式进入模型;模型一、模型二中的空间权重矩阵(W)分别为地理、经济2种空间权重矩阵;括号内为 t 统计量。

项($E[Y|X]$)的系数在3个模型中,均为正且在1%的显著性水平上通过了检验。这表明即使在控制了个体特征、家庭特征、宅基地禀赋特征、宅基地效用认知特征等主要影响因素后,农户的宅基地退出受偿意愿价格仍然会受到地理、经济意义上“邻居”农户的影响,这充分证明农户间宅基地退出受偿意愿价格的互动影响是明确存在的。

其二,基于量化视角观察,可以发现以下一些结果:一方面,由于本文空间计量模型中的地理、经济两种空间权重矩阵均进行过标准化处理,因此,被解释变量空间滞后项(WY)的系数具有明确的数

量含义,表示的是,在平均水平上,一个农户“邻居”的宅基地退出受偿意愿价格变化1%,引起的该农户宅基地退出受偿意愿价格的变化幅度。本文中,在地理、经济两种空间权重矩阵的设置下,被解释变量空间滞后项(WY)的系数分别为0.218、0.421。换言之,如果一个农户地理、经济意义上“邻居”的宅基地退出受偿意愿价格变化1%,将会导致该农户的宅基地退出受偿意愿价格同向变动0.218%、0.421%。另一方面,本文社会互动模型中被解释变量互动影响项($E[Y|X]$)的系数为0.361,表明如果村内其他农户的宅基地退出受偿意愿价格平均变

化1%,会导致特定农户的宅基地退出受偿意愿价格同向变动0.361%,这一水平处于空间计量分析结果揭示的变化幅度(0.218%~0.421%)内。综上,在控制其他影响因素的情况下,受到村内“邻居”农户宅基地退出受偿意愿价格变化1%的影响,农户的宅基地退出受偿意愿价格会同向变动0.218%~0.421%。可见,农户间的互动影响是农户宅基地退出补偿形成机理中的一个重要因素。

5.2 农户宅基地退出补偿互动影响的社会网络分析结果

5.2.1 农户宅基地退出补偿讨论网络中心性测度结果

基于问卷调查获取的信息,按照式(3)定义的规则,构建起对应的关系矩阵,利用UCINET软件的网络可视化功能,获得农户宅基地退出补偿讨论网的图形化表示,结果如图1所示。图中箭头由农户指向其讨论网成员,换言之,由宅基地退出补偿决策过程中的接受影响者指向施加影响者。

利用UCINET软件计算图1所表示的农户宅基地退出补偿讨论网任意两点之间的平均最短路径长度为2.12,可见,在这个规模为 106×106 的网络中,在平均水平上,任意2个农户之间的影响通过2.12次传递便可达。这与一般的熟人网络相一致,表现出明显的小世界效应,即在大规模的网络中,

个体间的距离却很小。这提示在宅基地退出补偿决策中农户间直接、间接的互动影响是广泛存在的。在明确了社会网络结构的基础上,我们进一步感兴趣的是,在互动影响关系中,农户个体影响是否存在明显差异。对此,我们利用社会网络分析工具中的中心性测度方法,测度各农户的度数中心性。测度思路很直观,即认为那些处于中心位置的农户必然是更具影响力的,外在表现为网络中某些节点拥有更多的与其关联的边。由于图1所表示的农户宅基地退出补偿讨论网是一个有向网络,因此,农户的中心性区分为入度中心性、出度中心性2种,其中,入度中心性反映的是某农户对其他农户施加影响的大小,出度中心性反映的是某农户接受其他农户影响的大小,在图2中报告了中心性测度结果,为基于Freeman方法标准化后的结果,即相对度数中心性^[36]。可见,农户的入度中心性、出度中心性均存在明显差异,反映出不同农户施加影响与接受影响的水平呈现出明显差别。总之,不同农户在互动影响中扮演的角色与发挥的作用具有明显的异质性。

5.2.2 农户中心性形成机制的计量分析结果

按照式(4)模型形式进行回归分析,White检验结果表明模型不存在显著的异方差问题,因此,采用普通最小二乘法(OLS)进行参数估计,回归分析

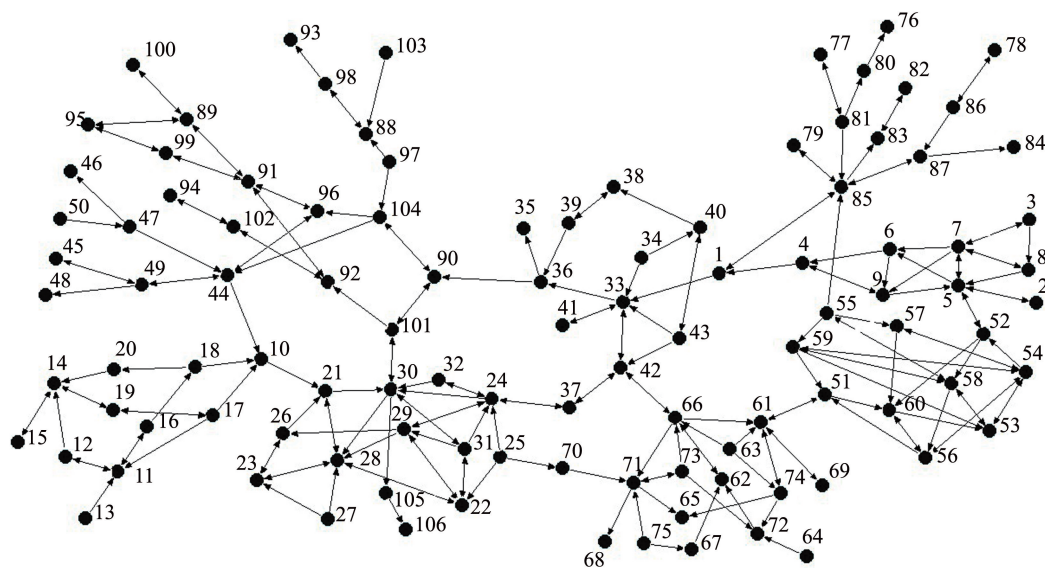


图1 农户宅基地退出补偿讨论网络

Figure 1 Discussion network of farming household homestead withdraw compensation

2021年7月

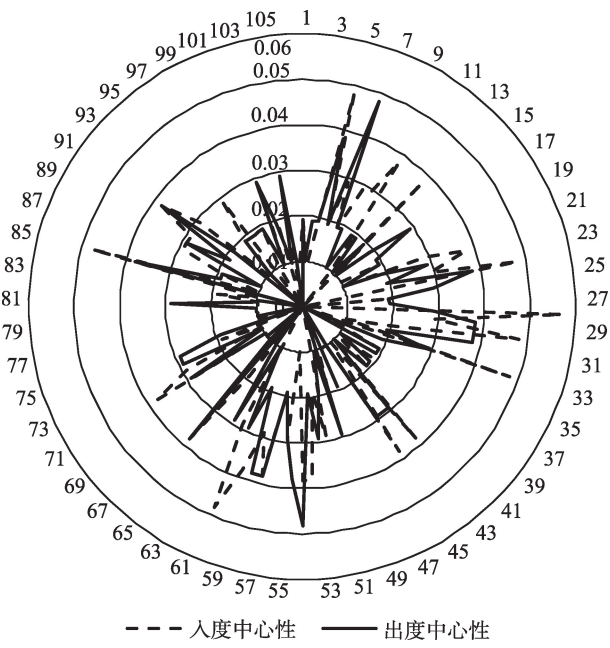


图2 中心性测度结果

Figure 2 Centrality measurement results

结果报告在表6中。我们依次放入反映农户经济、政治、文化资源特征差异的变量,最后将所有特征变量全部放入。可见,单独考察某一方面资源特征与综合考察全部特征的结果中,变量系数符号与显著性水平一致,系数大小略有差异,可以认为计量分析结果具有稳健性。同时,各解释变量的膨胀方差因子(VIF)均远小于10,表明模型不存在明显的

共线性问题。根据表6的回归分析结果,可以得出2点基本结论:

其一,聚焦到核心解释变量,可以发现:在刻画农户经济、政治、文化资源的3个变量中,反映农户经济资源的个人年收入变量系数不显著,与之相对应的是,反映农户政治、文化资源的职业声望、受教育程度这2个变量系数却在1%的水平上显著。可见,农户中心性的形成过程中,个人收入并不是一个显著因素,而职业声望与受教育程度这2个与身份、声望相关联的因素则成为显著因素。正如韦伯所指出的,影响力来源于对身份的认可,以及对价值观和行为方式的认同^[37],因此,与经济收入的影响力相比,身份与声望的影响力更为直接、稳定。进而,可以刻画出在宅基地退出补偿决策过程中,具有重要影响的“人物”特征——农户并不倾向于接受较高收入农户的影响,而是倾向于接受拥有较高职业声望、较高受教育程度的农户的影响。当然,产生这种结果的现实原因很明确,本文的研究对象是进城落户及在城市实现长期稳定就业的农户,这些农户由于长期在外,受村庄内地缘、血缘关系的整合力量影响小。农户社会资本及其对应的地位关系的分化,主要取决于经济、政治、文化资源占有状况的差别。根据表3数据可以推算,刻画农户经济、政治、文化资源状况的个人年收入、职业声望、

表6 中心性形成机制的回归分析结果

Table 6 Results of regression analysis on the formation mechanism of centrality

变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	
				系数	VIF
个人年收入	0.013 (0.017)			0.012 (0.014)	4.086
职业声望		0.333*** (0.113)		0.312*** (0.104)	2.204
受教育程度			0.629*** (0.185)	0.669*** (0.208)	3.474
性别	0.139** (0.064)	0.144** (0.068)	0.126** (0.057)	0.140** (0.061)	1.320
年龄	0.011 (0.019)	0.012 (0.017)	0.009 (0.015)	0.009 (0.016)	1.178
截距项	1.203*** (0.341)	1.153*** (0.315)	1.237*** (0.352)	1.191*** (0.322)	-
样本数	106	106	106	106	-
R ²	0.459	0.484	0.489	0.507	-

注:括号内为标准误。

受教育程度3个变量,其变异系数分别为1.727、6.844、3.848。可见,农户经济资源的分化程度较低,政治、文化资源的分化程度较高。因此,农户的社会资本分化及其导致的影响力差别,主要由政治、文化资源状况差异决定,从而使得拥有较高职业声望、受教育程度的农户具有更高的中心性与更大的影响力。

其二,聚焦到控制变量,可以发现:性别变量的系数在5%的水平上显著,与预期一致,性别间的社会资本差异明显,男性拥有更丰富的社会资本,使得其中心性更高。年龄变量不显著,这与预期存在差别,表明年龄的增长并未带来中心性的显著提升。可能的原因是,现代社会变化迅速,与传统社会相比,个体经验很难通过简单的复制发挥效果,年龄增长并不必然伴随着社会资本的增加,导致年龄对中心性没有显著作用。

6 结论与政策启示

6.1 结论

本文通过构建计量模型对农村宅基地退出补偿的农户互动影响进行测度,在此基础上,利用提名法构建反映农户互动影响关系的社会网络,进而分析农户个体的中心性及其驱动因素,刻画具有重要影响力的“人物”特征。基于研究结果,得出以下研究结论:

(1)农户间的互动影响是农户宅基地退出补偿形成机理中的一个重要因素。在控制其他影响因素的情况下,一个农户“邻居”的宅基地退出受偿意愿价格变化1%,将会导致该农户的宅基地退出受偿意愿价格同向变动0.218%~0.421%。

(2)农户宅基地退出补偿讨论网中,任意两个农户之间的影响平均通过2.12次传递便可达,表现出明显的小世界效应。网络中农户的入度中心性、出度中心性均存在明显差异,反映出不同农户施加影响与接受影响的水平呈现出明显差别。

(3)农户中心性的形成过程中,个人收入并不是一个显著因素,而职业声望与受教育程度这两个与身份、声望相关联的因素则是显著因素。这表明在宅基地退出补偿决策过程中,农户并不倾向于接受较高收入农户的影响,而是倾向于接受拥有较高

职业声望、较高受教育程度的农户的影响。

6.2 政策启示

考虑到农户间的互动影响在农户宅基地退出补偿中的重要性,我们的政策启示是明确的:

(1)在农户宅基地退出补偿过程中,应重视分类推进的思路。将农户视为孤立的、原子化的个体,忽视其联系,无差别地对待与处理显然是不合理的。应该重视农户互动影响关系,按照重点突出、逻辑有序的原则,更好地推动宅基地退出补偿政策目标的实现。具体而言,拥有较高职业声望与受教育程度的农户具有两方面的特性:一方面,其宅基地退出补偿决策行为能够产生重要的溢出影响。另一方面,由于具有较高的人力资本,其市民化程度较高,对农村土地财产权益依赖度较低,宅基地退出意愿相对较高、宅基地退出补偿要求通常较为合理。鉴于此,可以考虑按照分类推进的思路,将拥有较高职业声望与受教育程度作为宅基地退出补偿工作分类推进的重点,进而充分利用其影响力,通过社会网络,利用讨论、分享等途径,发挥其示范效应,更有效率地促进政策目标的实现。

(2)与分类推进的思路相一致,对宅基地退出补偿政策安排进行合理的设计。目前宅基地退出补偿主要有单户退出、村庄整体退出两种不同的模式,这两种模式对应的宅基地退出补偿标准差异明显。以案例村庄所在的平度市为例,根据平度市2018年发布实施的《平度市农村宅基地有偿退出暂行办法》进行测算,单户退出、村庄整体退出两种模式的宅基地退出补偿标准分别为:123.50元/m²与570.00元/m²,差别非常明显。究其原因,是因为村庄整体退出与城乡建设用地增减挂钩项目相结合,借助这种方式宅基地价值能够有效显化与兑现。需要指出的是,村庄整体退出模式的前提条件要求严格,以案例村庄所在的平度市为例,对规模(30亩以上)、布局(与村庄外围原有农田成方连片)、农户退出意愿比例(98%)都有很高要求,实现项目的启动有很大难度。由于农户间明显的分化,整体地、无差别地推动农村宅基地退出有明显的现实困难。鉴于此,与分类推进的思路相一致,应对宅基地退出补偿政策安排进行合理地设计:将城乡建设用地增减挂钩政策从项目层面细化到指标层面,鼓

2021年7月

励单户退出宅基地并复垦,形成相应的节余指标,采用市域内跨区县调剂使用的方式,实现城乡建设用地指标远距离、大范围的空间置换,并适时推动节余指标省域内、跨省域调剂使用,进而最大化地兑现节余指标的价值。利用指标交易平台的价值发现功能,显化农村零星、分散的宅基地的资产价值,让单户退出的农户同样能够享受到城乡建设用地增减挂钩政策的红利,从而实现分类推进,先退带动后退,农村宅基地有序退出的政策目标。

参考文献(References):

- [1] 张勇,周丽.农民市民化进程中农村宅基地财产权的实现路径[J].山西农业大学学报(社会科学版),2020,19(4):66-70. [Zhang Y, Zhou L. Research on the path to realize the property right of rural homestead in the process of peasants' citizenization [J]. Journal of Shanxi Agricultural University (Social Science Edition), 2020, 19(4): 66-70.]
- [2] 张勇.农村宅基地有偿退出的政策与实践:基于2015年以来试点地区的比较分析[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2019,19(2):83-89. [Zhang Y. Policy combing and practice comparison of rural homestead withdraw with compensation since 2015 [J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2019, 19(2): 83-89.]
- [3] 苑韶峰,李威,彭文敏.宅基地退出收益测算及分配策略研究综述[J].贵州大学学报(社会科学版),2020,38(2):43-52. [Yuan S F, Li W, Peng W M. A review of the research on homestead exit income calculation and distribution strategy[J]. Journal of Guizhou University (Social Science Edition), 2020, 38(2): 43-52.]
- [4] 于伟,刘本城,宋金平.城镇化进程中农户宅基地退出的决策行为及影响因素[J].地理研究,2016,35(3):551-560. [Yu W, Liu B C, Song J P. A study on farmers' willingness to quit rural residential lands and its influencing factors[J]. Geographical Research, 2016, 35(3): 551-560.]
- [5] 郭元元,冯应斌.农户宅基地退出补偿标准研究框架构建:基于易地扶贫搬迁背景[J].中国农业资源与区划,2020,41(2):58-65. [Guo Y Y, Feng Y B. Study on the compensation system of farmers' homestead withdrawal[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2020, 41(2): 58-65.]
- [6] 苑韶峰,李威,李胜男,等.应用多主体复杂适应系统理论的宅基地退出补偿定价[J].农业工程学报,2020,36(3):263-270. [Yuan S F, Li W, Li S N, et al. Compensation pricing of rural residential land exit based on multi-agent complex adaptive system theory[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2020, 36(3): 263-270.]
- [7] 刘丹,巩前文.功能价值视角下农民宅基地自愿有偿退出补偿标准测算方法[J].中国农业大学学报,2020,25(12):173-183. [Liu D, Gong Q W. Calculation method of compensation criteria for farmers' voluntary withdrawal from homestead under the perspective of functional value[J]. Journal of China Agricultural University, 2020, 25(12): 173-183.]
- [8] 彭长生.农民分化对农村宅基地退出补偿模式选择的影响分析:基于安徽省的农户调查数据[J].经济社会体制比较,2013,(6):133-146. [Peng C S. Analysis of the influence of peasants' social stratum on their choice of monetary compensation model for leaving their rural homestead: Based on survey data of farmers in Anhui Province[J]. Comparative Economic and Social System, 2013, (6): 133-146.]
- [9] 龚宏龄,林铭海.农民的异质化特征对宅基地退出补偿偏好的影响:基于大足和涪陵两地的调研数据[J].农村经济,2019,(2):31-38. [Gong H N, Lin M H. The impact of farmers' heterogeneity on homestead exit compensation preference: Based on the survey data of Dazu and Fuling[J]. Rural Economy, 2019, (2): 31-38.]
- [10] 许恒周.基于农户受偿意愿价格的宅基地退出补偿及影响因素分析:以山东省临清市为例[J].中国土地科学,2012,26(10):75-81. [Xu H Z. Compensation for quitting rural residential land and its influential factors based on farmers' willingness to accept: A case study of Linqing City in Shandong Province[J]. China Land Science, 2012, 26(10): 75-81.]
- [11] 胡银根,张曼.农民工宅基地退出的补偿意愿及影响因素研究:基于武汉市城市圈的问卷调查[J].华中农业大学学报(社会科学版),2013,(4):90-95. [Hu Y G, Zhang M. Study on migrant workers' compensation willingness and influencing factors of housing sites exit: Based on questionnaire of Wuhan City Circle[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Science Edition), 2013, (4): 90-95.]
- [12] Zhou L X, Lin J, Li Y F, et al. Innovation diffusion of mobile applications in social networks: A multi-agent system[J]. Sustainability, 2020, 12(7): 2884-3001.
- [13] 方航,陈前恒.社会互动效应研究进展[J].经济学动态,2020,(5):117-131. [Fang H, Chen Q H. Research progress on social interaction[J]. Economic Perspectives, 2020, (5): 117-131.]
- [14] 边燕杰,郭小弦,李晓光.市场化与社会资本的变迁:1999-2014[J].开放时代,2020,(4):140-157. [Bian Y J, Guo X X, Li X G. Marketization and the dynamics of social capital: 1999 to 2014 [J]. Open Times, 2020, (4): 140-157.]
- [15] Sparrowe R T, Liden R C, Sandy J. Social networks and the performance of individuals and groups[J]. Academy of Management Journal, 2011, 44(2): 316-325.
- [16] Garas A, Argyrakis P, Rozenblat C, et al. Worldwide spreading of economic crisis[J]. New Journal of Physics, 2010, DOI:10.1088/

- 1367-2630/12/11/113043.
- [17] Yao Y H, Gao H, Sun F Q. The impact of dual network structure on firm performance: The moderating effect of innovation strategy [J]. *Technology Analysis & Strategic Management*, 2020, DOI: 10.1080/09537325.2020.1739263.
- [18] 徐林, 宋程成, 王诗宗. 农村基层治理中的多重社会网络[J]. *中国社会科学*, 2017, (1): 25-45. [Xu L, Song C C, Wang S Z. Multi-layered social networks in rural grassroots governance[J]. *Social Sciences in China*, 2017, (1): 25-45.]
- [19] Lin N. Social networks and status attainment[J]. *Annual Review of Sociology*, 1999, 25: 467-487.
- [20] 谢勇. 就业稳定性与新生代农民工的城市融合研究: 以江苏省为例[J]. *农业经济问题*, 2015, 36(9): 54-62. [Xie Y. Job stability-andurbanintegrationofnewgenerationmigrantworkers: Example of casein Jiangsu Province[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2015, 36(9): 54-62.]
- [21] 曾黎, 杨庆媛, 廖俊儒, 等. 基于农户受偿意愿价格的休耕补偿标准探讨: 以河北样本户为例[J]. *资源科学*, 2018, 40(7): 1375-1386. [Zeng L, Yang Q Y, Liao J R, et al. Fallow compensation based on farmer willingness to accept in Hebei[J]. *Resources Science*, 2018, 40(7): 1375-1386.]
- [22] Debarsy N, Ertur C. Interaction matrix selection in spatial autoregressive models with an application to growth theory[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2019, DOI:10.1016/j.regsciurbeco.2019.01.002.
- [23] Manski C F. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. *Review of Economic Studies*, 1993, 60(3): 531-542.
- [24] 程竹, 陈前恒. 小农户种植多样化行为的社会互动效应: 基于社会网络视角[J]. *财经科学*, 2020, (2): 106-119. [Cheng Z, Chen Q H. The social interaction effect of farmers' planting diversity behavior: Based on the perspective of social network[J]. *Finance & Economics*, 2020, (2): 106-119.]
- [25] Carlson T N, Abrajano M, Bedolla L G. Political discussion networks and political engagement among voters of color[J]. *Political Research Quarterly*, 2020, 73(1): 79-95.
- [26] Carlson T N, McClean C T, Settle J E. Follow your heart: Could psychophysiology be associated with political discussion network homogeneity?[J]. *Political Psychology*, 2020, 41(1): 165-187.
- [27] Knigge A, Maas I, Leeuwen M H D, et al. Status attainment of siblings during modernization[J]. *American Sociological Review*, 2014, 79(3): 549-574.
- [28] Haller W, Portes A. Class and ambition in the status attainment process: A Spanish replication[J]. *The British Journal of Sociology*, 2019, 70(5): 1825-1849.
- [29] 边燕杰, 李路路, 李煜, 等. 结构壁垒、体制转型与地位资源含量[J]. *中国社会科学*, 2006, (5): 100-109. [Bian Y J, Li L L, Li Y, et al. Structural barriers, institutional transformation and resource differentials: The Chinese general social survey report[J]. *Social Science in China*, 2006, (5): 100-109.]
- [30] 李强, 刘海洋. 变迁中的职业声望: 2009年北京职业声望调查浅析[J]. *学术研究*, 2009, (12): 34-42. [Li Q, Liu H Y. The changing professional prestige: An analysis of the survey of professional prestige in Beijing in 2009[J]. *Academic Research*, 2009, (12): 34-42.]
- [31] 陈爱丽, 郑逸芳, 许佳贤. 教育能促进社会阶层代际流动吗? 基于中国综合社会调查(CGSS)的经验证据[J]. *教育与经济*, 2019, (6): 27-34. [Chen A L, Zheng Y F, Xu J X. Does education promote intergenerational mobility of social class? Empirical evidence based on the CGSS[J]. *Education and Economy*, 2019, (6): 27-34.]
- [32] 边燕杰. 社会网络与地位获得[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2012. [Bian Y J. *Social Network and Status Attainment* [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2012.]
- [33] Archuleta A J, Nunez S C, Weaver R D. Support networks among college enrolled Latinas: Using ego networks to examine gender differences in network language use and experiences of discrimination[J]. *International Journal of Intercultural Relations*, 2020, 80: 147-157.
- [34] Downward P, Rasciute S, Kumar H. The effect of health on social capital: A longitudinal observation study of the UK[J]. *BMC Public Health*, 2020, 20(2): 392-407.
- [35] 宗刚, 李盼道, 孙晨晨. 改革开放以来我国职业声望排序及变迁研究[J]. *北京工业大学学报(社会科学版)*, 2016, 16(2): 11-17. [Zong G, Li P D, Sun C C. Study on ordination and changes of the occupational prestige since the reform and opening-up[J]. *Journal of Beijing University of Technology (Social Sciences Edition)*, 2016, 16(2): 11-17.]
- [36] Freeman L C, Roeder D, Mulholland R R. Centrality in social networks: Experimental results[J]. *Social Networks*, 1980, 2(2): 119-141.
- [37] 马克思·韦伯. 经济与社会(上卷)[M]. 北京: 商务印书馆, 2006. [Weber M. *Economy and Society (Volume 1)* [M]. Beijing: The Commercial Press, 2006.]

Influence of farming household interactions on rural homestead withdrawal compensation from the perspective of social network

PENG Shangui^{1,2}, SUN Hao³, WANG Jian⁴, ZHANG Yong²

(1. School of Economics and Management, Shandong Agricultural University, Tai'an 271018, China; 2. Public Administration Postdoctoral Research Station, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 3. School of Business, Shandong Normal University, Jinan 250358, China; 4. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Measuring and depicting the influence of farming household interactions concerning rural homestead withdraw compensation is helpful for understanding the formation mechanism of homestead withdraw compensation, and has significance implications for making policy arrangements scientifically and promoting the withdraw of farmers who have settled in cities from rural homesteads according to the law, voluntarily, and with compensation. In this study, an econometric model was used to measure farmers' interaction concerning homestead withdraw compensation, and the nomination method was used to construct a social network reflecting the interactions of farming households concerning homestead withdraw compensation. Furthermore, the centrality of individual farmers and its driving factors were analyzed, the characteristics of "people with important influence" were depicted, and then the corresponding policy implications were put forward from the people-oriented perspective. The results show that: (1) Interactions between farmers are an important factor in the formation mechanism of farmers' homestead withdraw compensation. Controlling for the influence of other factors, for a farmer, a 1% change in the willingness to accept (WTA) of neighbors will lead to a change of 0.218%~0.421% in the same direction. (2) There are obvious differences in farmers' in degree centrality and out degree centrality in the discussion network of homestead withdraw compensation, which reflects the varied ability of different farmers to exert and accept influences. (3) In the process of the formation of farmers' centrality, personal income is not a significant factor, while the two factors related to identity and reputation, namely, professional prestige and educational level, are significant factors. The policy implication of this study is that in the process of promoting the compensation for farmers' homestead withdrawal, according to the idea of differentiated promotion, we can use the interactive influence of farmers to better promote the realization of policy objectives.

Key words: rural homestead; withdraw compensation; farming households; interaction; spatial econometric model; social interaction model; social network analysis