

浙江农村“三权”改革背景下农户宅基地空间置换意愿的影响因素

范建双

虞晓芬

(浙江工业大学 经贸管理学院, 中国浙江 杭州 310023)

【摘要】通过对浙江省某自然村农户宅基地空间置换意愿的实地调查,采用问卷调查法和排序因变量模型,从农村“三权”改革的视角研究了农村宅基地空间置换意愿与“三权”政策、“三权”确权情况、承包地流转情况和农民家庭资源禀赋的关系,探寻影响农户宅基地空间置换意愿的主要因素。结果表明:农户宅基地空间置换意愿偏低,仅为23.33%;影响农户宅基地空间置换意愿的因素由高至低依次为对宅基地空间置换政策的了解程度、承包地是否流转出租、户主最高学历状况、房屋状况等级和家庭劳动力人口数量,五类指标均对置换意愿有显著正向影响。认为为了有序推进农村宅基地的空间置换,应加强对农村宅基地置换政策和农地改革政策的宣传力度;开展集中置换点选址的广泛调研,充分调动农户的积极性和参与意识;将宅基地置换与承包地流转、集体资产股份权流转有机结合,建立“三权”改革的联动机制。

【关键词】宅基地空间置换;农户意愿、“三权”改革;排序因变量模型;浙江

【中图分类号】F301.22

【文献标志码】A

【文章编号】1000-8462(2016)01-0135-08

中国的农村土地制度改革涵盖了农用地和建设用地。农用地改革主要涉及农民承包地经营权的改革;建设用地改革主要指农村集体经营性建设用地股份权改革和农村宅基地使用权的改革,即所谓“三块地”的“三权”改革。自十八届三中全会以来,国家制定和出台了一系列农村土地制度改革的政策和措施,如出台了《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》和《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》等文件。农村土地制度改革的核心问题聚焦在农村“三块地”及其相关权益的分配。这个问题处理的合理与否将直接影响到城乡利益的分配格局和城乡一体化发展能否实现。

长期以来,浙江省在农村土地制度改革方面做了诸多有益的探索,取得了良好的效果。尤其是近年来,农村宅基地流转的相关制度和政策受到了政府和学者的高度重视和关注。目前,浙江省的农村宅基地流转以政府主导的形式为主,置换方式主要包括宅基地换房、宅基地换资金、宅基地换社保、宅基地作股经营等。推进农村宅基地的空间置换,一是可以改善农户的居住环境,包括住宅、基础设施、公共服务;二是有利于推进城市化,为愿意进城的农户创造制度条件;三是有利于促进农业适度规模经营。部分愿意进城的农户退出宅基地后,有些也会将原有的承包地等进行流转出租,有利于促进土地的适度规模经营和综合开发利用,提高农业生产效益。因此,了解农户对宅基地的空间置换意愿和利益诉求,厘清影响农户宅基地空间置换意愿

收稿时间:2015-06-23; **修回时间:**2015-08-14

基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目(13YJCZH036);浙江省自然科学基金项目(LY16G030029、LQ12G03017);国家自然科学基金项目(71273240);浙江省社科联项目(z20130115);浙江省哲学社会科学重点研究基地“技术创新与企业国际化研究中心”

作者简介:范建双(1980—),男,辽宁盖州人,博士,副教授。主要研究方向为土地经济与政策、城镇化与碳排放绩效等。E-mail: f.jshmy@zjut.edu.cn。

的主要因素，对合理、有序、公正地推进农户宅基地流转具有重要的现实意义。

现阶段农村宅基地制度的研究中，学术界主要围绕着流转方式和流转机制设计的理论分析、流转过程中存在的现实问题和宅基地置换意愿问题展开讨论。流转模式方面，有学者从宏观层面将宅基地置换模式划分为政府主导模式、集体推动模式与农民自发模式三类^{①②}，也有学者对某一地区农村的典型模式进行了深入的案例研究^{③④}。流转中存在的问题方面，有学者分别对宅基地流转中的利益冲突、利益分配和政府行为偏差问题进行了研究^{⑤⑥}。有学者认为我国农村宅基地流转存在管理制度缺陷、村庄规划滞后、基层监管欠缺、收益分配不公等问题，源于对宅基地产权实现形式探索不力、农村土地产权制度顶层设计存在缺陷及相关配套制度的不健全。认为流转制度的缺失制约了农村劳动力的转移和阻碍了农村经济的健康发展。提出建立激励机制和约束机制为核心的宅基地退出机制，制定农地分区法和进行农村集体经济组织创新是解决存在问题的有效途径和现实选择^⑦。

从微观实证的角度，诸多学者对农村宅基地的流转意愿进行研究，主要关注农民宅基地流转前的意愿和流转后的满意度问题。流转前意愿研究主要关注流转农民的利益诉求、补偿意愿和流转态度等方面^{⑧⑨}；流转后的满意度研究主要关注农民对宅基地置换后住房条件和相关配套设施等的满意程度和置换后农民的福利变化^{⑩⑪}。从影响因素的角度，诸多学者从不同角度分析了

关键影响因素对农民宅基地置换意愿的影响方式和路径，关注的焦点集中在户籍制度和宅基地确权情况等^{⑫⑬}。但是作为农村“三

块地”之一，农村宅基地的流转不是孤立的，而是与承包地和集体经营性建设用地有着密切的关系的。因此，“三块地”的确权情况以及承包地的流转和抵押状况将会对宅基地的流转意愿产生重要影响。从“三权”改革的视角对农村宅基地空间置换意愿的研究尚不多见。本文尝试从“三权”改革的视角，通过构建农村宅基地空间置换意愿评价模型，以浙江省某自然村的实地调研为例，实证检验影响农户宅基地空间置换意愿的主要因素，为国家制定农村宅基地流转政策和提高土地利用效率提供决策参考。

1 理论分析与研究假设

我国土地制度的城乡二元结构自建国以来逐渐形成并固化。现存农村土地制度由于固化于集体所有权性质不变和平均分配原则，不可避免地产生了土地分散经营、土地产权主体和客体模糊不清的制度缺陷。农村劳动力非农化转移的同时，农村土地的规模化经营并未同步发展，这种传统的细碎、分散经营不利于农业产业化和现代化的实现。如何加速推进农地流转，是当前农村发展面临的现实问题。因此，探索以土地产权制度改革为重点的农村土地制度改革势在必行。农村“三权”改革就是要实现“三权到人（户）、权跟人（户）走”，即通过确权、登记、颁证等工作将权利量化到人（户），并在此基础上探索“权跟人走”、“带权进城”的具体办法，把农民不完整的产权转化为能流转、能抵押、能担保乃至可继承、可有偿退出、可转让的完整产权，为愿意进城的农民解决后顾之忧，为愿意留在农村的农民提供制度保障。对于农户而言，农村宅基地的空间置换意愿除了受到宅基地本身政策利好的影响之外，同时也受到该农户经营的承包地和集体经营性建设用地的政策改革的影响。因此，本文根据已有研究，结合浙江省农村土地改革的实际，选择农户对“三权”改革政策和宅基地空间置换政策的了解程度、农户宅基地、承包地和集体资产的确权情况以及承包地流转情况指标来衡量农村“三权”改革情况，并充分考虑农户家庭的资源禀赋。提出以下研究假设：

第一，农户对“三权”改革和宅基地空间置换政策的了解程度对农户的宅基地置换意愿有影响。好的政策能否被有效贯彻和执行的前提是要让农户充分了解。为此，我们在问卷调查中设计了“您是否知道进城后宅基地使用权、土地承包经营权、集体资产股份权全部保留^⑭”和“您是否了解农民可以用现有住房换购城里或其他住宅小区的住房政策？”这样的问题，从而掌握农户对政策的了解程度。一旦农民了解了“三权”改革和宅基地空间置换政策，会对自己的资产和权利有明确的保护依据，增加土地流转的话语权。因此，本文认为农户对“三权”改革和宅基地空间置换政策越了解，则其置换意愿会越高。

第二，农村土地确权情况对农户宅基地置换意愿有影响。新一轮农村土地制度改革重点是探索完善土地权益保障和取得方式 [19]。其中，通过对农村宅基地、承包地和集体经营性建设用地进行确权，使得“三块地”产权的归属明晰，责权明确，农民合理的土地权益得到有力保障，使得农民对“三块地”的使用权、产权和收益权得到统一，这是宅基地流转、置换的前提和基础。“三块地”确权以后，农民就可以通过流转增加财富。因此，本文认为农村“三块地”确权能够在一定程度上提高农户宅基地的置换意愿。

第三，农村承包地流转情况会对宅基地置换意愿产生影响。农户承包地的流转与否往往反映了农户家庭的生产方式。没有流转的农户一般家庭成员中仍然有从事农业生产的劳动力，其对承包地的依赖性较强，家庭的经济来源可能主要依靠农业生产经营收入，这类农户宅基地置换的意愿通常不强；而已经流转的农户家庭成员中外出务工人员居多，主要是从事第二或者第三产业，承包地流转后的租金较低，这类家庭的经济来源主要靠外出打工的工资性收入，因此其对承包地的依赖性较低，这类农户宅基地流转的意愿通常较高。

第四，农户家庭禀赋对宅基地置换意愿的影响。与传统理论不同，新经济迁移理论认为家庭才是人口迁移决策的基本单元。家庭层面主要关注人口数量（尤其是劳动人口）、耕地面积、受教育程度、人均居住面积、房屋状况等级、家庭人均可支配收入等，已有研究基本达成的共识是，较多的家庭劳动力数量和较少的耕地面积会提高农户的迁移意愿^⑨，源于较低的土地依赖和拥有一定非农技能的农户宅基地置换后在城镇更容易找到工作；受教育程度高的农户通常接受新鲜事物的能力较强，对宅基地置换的态度比较积极；家庭住房面积的大小将直接影响农户的生活质量，人均居住面积越大，农户利用宅基地的机会就越多，其对宅基地的置换意愿则越低；房屋状况等级反映了农户的居住条件的好坏，农户房屋状况等级越低，则农户改善住房条件的愿望越强烈，空间置换的可能性越大；家庭人均可支配收入越高的农户，其搬迁到城镇落户的积极性越高，置换意愿也较高。

2 农村宅基地空间置换意愿的实证检验

2.1 数据来源

课题组于 2015 年 4 月赴浙江省某自然村进行实地调研，对该自然村的村民进行入户调研。调查问卷主要包括两个部分，一份是关于农村居民收入情况的调查问卷，一份是关于农民进城意愿的调查问卷。被调研对象以家庭为单位，涵盖了不同年龄、性别、教育程度以及身份属性（务农、村干部、外出务工人员等）的农户。被调查农户需要对两份问卷分别进行回答。课题组对该自然村的 400 户村民（全部为农村宅基地未进行过置换的村民，其中，剔除了家庭收入超过 50 万元的农户 6 户和家庭收入为负的 4 户农户，实际分析的农户数为 390 户）进行了调查，共回有效问卷各 390 份（两类问卷加总 780 份）。

2.2 计量模型选择

鉴于本文中对宅基地置换意愿的调查分为愿意、无所谓和不愿意三类，即模型的因变量为典型的离散变量，不能采用一般的多元回归分析进行研究，同时，宅基地空间置换意愿反映了决策者对该问题的偏好程度，属于排序选择问题，因此本文采用多元选择（multiple choice model）模型中的排序因变量模型（ordered dependent model）进行回归分析。在排序因变量模型中，作为因变量的观察值 y 表示排序结果或者分类结果，其取值为整数，如 1, 2, 3…。自变量 x_i 是可能影响被自变量排序的各种因素，可以是多个自变量的集合，即向量。由此构建“三权”改革对农户宅基地空间置换意愿影响的排序因变量模型如下：

$$y_i^* = \beta_i x_i' + \varepsilon \quad (y_i = 1, 2, 3) \quad (1)$$

式中： y_i^* 表示与 x 有关的指标变量，为潜变量，是不可观测的； x_i' 是自变量集合； β_i 表示相应自变量的回归系数； ε 是随机扰动项。在估算排序因变量模型时，只需要输入 y 的观察值和各自变量 x_i' 的观察值。潜变量 y_i^* 由自变量 x_i' 作线性解释后，依据 y_i^* 所对应的规则对 y_i 进行排序分类，相应排序因变量模型中因变量、潜变量和概率值见表 1。在依据 y_i^* 来定义 y_i 时，要取多个临界点。表中 F 表示残差项的分布，这里选择 logistic 类型。由于临界点 γ_1 ， γ_2 事先无法确定，所以同样作为参数和回归系数一起被估计。在上述定义的基础上，用极大似然法来估计上述模型的参数。

表 1 排序因变量模型中因变量、潜变量和概率值
Tab.1 Dependent, latent variable and probability value in the ordered dependent model

y_i 取值	相应的 y^* 取值范围	概率 $P(y_i \text{取该值的概率})$
1	$y^* \leq \gamma_1$	$F(\gamma_1 - \beta_i x_i')$
2	$\gamma_1 < y^* \leq \gamma_2$	$F(\gamma_2 - \beta_i x_i') - F(\gamma_1 - \beta_i x_i')$
3	$y^* > \gamma_2$	$1 - F(\gamma_2 - \beta_i x_i')$

2.3 变量定义与说明因变量方面，这里即为农户宅基地空间置换意愿，设置为“愿意、无所谓和不愿意”三个选项，相应赋值为“1”、“2”和“3”。自变量方面，指标设计如下：①“三权”改革情况，包括对“三权”改革政策的了解程度、承包地是否确权、承包地是否流转出租、宅基地是否确权、村集体资产是否已量化到人、发放股权证书、对宅基地空间置换政策的了解程度；②农户家庭禀赋，包括：家庭劳动力人口数量、家庭劳动力人口占比（%）、户主最高学历状况、人均住房建筑面积、房屋状况等级（指与用料结构、新旧程度、内外装修配置等相关的房屋价值等级判断）、家庭人均可支配收入。问卷的统计分析结果见表 2。

表 2 变量定义及说明
Tab.2 Variable definition and explanation

指标类别	变量名	变量定义及赋值说明	预期作用方向
农户宅基地空间置换意愿	Y	愿意=1;无所谓=2;不愿意=3	-
	X ₁	是否了解进城后“三权”全部保留:是=1,否=2	正向
	X ₂	承包地是否确权:是=1,否=2	正向
“三权”改革情况	X ₃	承包地是否流转出租:是=1,否=2	正向
	X ₄	宅基地是否确权:是=1,否=2	正向
	X ₅	村集体资产是否已量化到人、发放股权证书(哑变量):是=1,否=2	正向
	X ₆	对宅基地空间置换政策的了解程度:(非常了解=1,了解=2,不太了解=3,没听说过=4)	正向
	X ₇	家庭劳动力人口数量(人):取调查实际数据	负向
	X ₈	家庭劳动力人口比重(%):劳动力人口/家庭所有成员数量	负向
	X ₉	家庭人均承包土地(亩):包括耕地、林地、水面养殖和其他	正向
农户家庭禀赋	X ₁₀	户主最高学历状况:小学及以下=1;初中=2;高中=3;大专=4;本科及以上=5	负向
	X ₁₁	人均住房建筑面积(m ² /人):取调查实际数据	正向
	X ₁₂	房屋状况等级:从高到低分为 A、B、C、D、E 五个等级,分别赋值 1,2,3,4,5	负向
	X ₁₃	家庭人均可支配收入(元/人):取调查实际数据	负向

注:表中因变量 Y 和自变量 X₁、X₂、X₃、X₄、X₅、X₆、X₇、X₈、X₉、X₁₀ 均为反向指标,即取值越小越好;其余自变量均为正向指标,即取值越大越好。因此,如果自变量为反向指标,实证结果中相关系数为正,则该自变量与 Y 为正相关,反之为负相关;如果自变量为正向指标,实证结果中相关系数为负,则该自变量与 Y 为正相关,反之为负相关。

除了人均承包地面积、人均住房建筑面积和人均可支配收入以外，模型中其他变量都是相对值，为了消除量纲的影响，本

文采用区间标准化的方法对人均承包地面积、人均住房建筑面积和人均可支配收入变量进行了标准化处理：

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (2)$$

2.4 实证结果与讨论

2.4.1 样本描述性统计

被调查农户中户主年龄主要集中在 40~70 岁之间，户主平均年龄为 56.38 岁，其中年龄在 30~69 岁的人数为 322 人，占 82.56%；40~69 岁的人数为 286 人，占 73.33%；50~69 岁的人数为 199 人，占 51.03%；60~69 岁的人数为 105 人，占 26.92%。被调查户主学历普遍较低，其中小学及以下学历的人数为 215 人，占 55.13%；初中学历的人数为 130 人，占 33.33%，高中及以上学历的人数为 45 人，仅占 11.54%。由于被调查户主的年龄结构偏高，所以在就业结构的调查中，有 154 人没有从事任何工作，占 39.49%，农村养老问题需要引起重视；其次是在私营企业务工的户主，占 23.33%，从事传统农业种植和养殖的占 18.72%，从事个体经营的占 15.13%，另有 1 人创办企业和 12 人是机关事业单位国企雇员。从整体来看，选择不愿意置换的有 268 户（68.72%）；有 91 户选择愿意置换，占 23.33%；其余 31 户（7.95%）选择无所谓。说明农村大部分居民的进城意愿不高。

2.4.2 计量模型结果分析

以农户宅基地空间置换意愿为因变量，其他 13 个变量为自变量，运用统计分析软件 Eview8.0 对模型进行 logistic 回归分析，对各变量进行显著性检验。实证结果见表 3。

表3 首次排序因变量模型估计结果
Tab.3 First estimation results of the ordered dependent model

变量	系数	标准误差	Z统计	概率
X1	-0.2816	0.2986	-0.9431	0.3457
X2	-0.5813	0.6235	-0.9324	0.3511
X3	0.4315	0.2604	1.6573	0.0975
X4	0.8219	0.7806	1.0528	0.2924
X5	-0.6234	1.1875	-0.5249	0.5996
X6	1.2542	0.2180	5.7534	0.0000
X7	-0.2292	0.2052	-1.1168	0.2641
X8	-0.0813	0.6044	-0.1345	0.8930
X9	-0.3457	1.2894	-0.2681	0.7886
X10	-0.4421	0.1581	-2.7967	0.0052
X11	-0.2114	1.0362	-0.2040	0.8384
X12	-0.2598	0.1316	-1.9744	0.0483
X13	-0.8011	0.9767	-0.8202	0.4121
临界点(LimitPoints)				
LIMIT_2:C(15)	0.3428	2.7701	0.1238	0.9015
LIMIT_3:C(16)	0.8300	2.7704	0.2996	0.7645
PseudoR-squared	0.1178	Akaikeinfocriterion		1.4860
Schwarzcriterion	1.6386	Loglikelihood		-274.7728
Hannan-Quinnriter.	1.5465	Restr.loglikelihood		-311.4709
LRstatistic	73.3962	Avg.loglikelihood		-0.7045
Prob(LRstatistic)	0.0000			

由表3可知，除了承包地是否流转出租（X3）、对宅基地空间置换政策的了解程度（X6）、户主最高学历状况（X10）和房屋状况等级（X12）以外，其余自变量的显著性概率均较大，对置换意愿（Y）的解释效果不显著。同时，排序因变量模型的估计结果（表3）给出了各自变量的系数。系数的正负反映了该自变量对排序概率的影响方向，系数为正表明概率随着自变量的增加而增加，反之则相反。系数的大小表明了该自变量对置换意愿概率变化的影响程度，例如，对宅基地空间置换政策的了解程度（X6）的系数为1.2542，一方面说明农户对宅基地空间置换政策的了解程度越高，其宅基地置换意愿越高；另一方面与户主最高学历状况（X10）的系数-0.4421相比，对宅基地空间置换政策的了解程度（X6）系数的绝对值大，意味着X6对宅基地空间置换意愿的影响程度比户主最高学历状况（X10）要大。

基于13个自变量，同时对模型进行了预测，与原置换意愿相比，预测的评估结果见表4。

表4 首次预测评估结果
Tab.4 First forecast results

置换意愿	观察值 数量	预测一 致数量	预测不一 致数量	一致率 /%	差异率 /%
1	91	28	63	30.769	69.231
2	31	0	31	0.000	100.000
3	268	254	14	94.776	5.224
合计	390	282	108	72.308	27.692

说明:预测一致,即模型预测结果与原评级结果(观测值)完全相同;
预测差异,即模型预测结果与原评级结果不相同。

进一步对表 2 中宅基地空间置换意愿影响不显著的 9 个自变量进行逐一剔除,最后发现从模型中剔除家庭劳动力人口比重(X8)、家庭人均承包土地(X9)和人均住房建筑面积(X11)三个自变量,保留其余自变量重新进行模型估计,模型拟合效果最佳(表 5)。

表5 第二次排序因变量模型估计结果
Tab.5 Second estimation results of the ordered dependent model

变量	系数	标准误差	Z统计	概率
X1	-0.2687	0.2963	-0.9067	0.3646
X2	-0.5883	0.6195	-0.9496	0.3423
X3	0.4440	0.2580	1.7208	0.0853
X4	0.8633	0.7705	1.1204	0.2626
X5	-0.6306	1.1859	-0.5318	0.5949
X6	1.2465	0.2164	5.7596	0.0000
X7	-0.2410	0.1255	-1.9195	0.0549
X10	-0.4294	0.1549	-2.7727	0.0056
X12	-0.2512	0.1255	-2.0016	0.0453
X13	-0.8445	0.9442	-0.8944	0.3711
临界点 (Limit Points)				
LIMIT_2:C(10)	0.5179	2.7280	0.1899	0.8494
LIMIT_3:C(11)	1.0049	2.7283	0.3683	0.7126
Pseudo R-squared	0.1175	Akaike info criterion		1.4711
Schwarz criterion	1.5931	Log likelihood		-274.8615
Hannan-Quinn criter.	1.5195	Restr. log likelihood		-311.4709
LR statistic	73.2188	Avg. log likelihood		-0.7048
Prob(LR statistic)	0.0000			

剔除 3 个自变量后，进一步对模型进行了预测，得到预测评估结果见表 6。比较两次预测结果，不难发现剔除 3 个自变量后，第二次预测结果的预测值与观测值一致的样本增加了一个，预测一致率有所改善。

表 6 第二次预测评估结果
Tab.6 Second forecast results

置换意愿	观察值 数量	预测一 致数量	预测不一 致数量	一致率/%	差异率/%
1	91	28	63	30.769	69.231
2	31	0	31	0	100
3	268	255	13	95.149	4.851
合计	390	283	107	72.564	27.436

从表 5 不难看出，对因变量起到显著性影响的变量有 5 个，按其影响程度由大到小依次为：对宅基地空间置换政策的了解程度（X6）、承包地是否流转出租（X3）、户主最高学历状况（X10）、房屋状况等级（X12）和家庭劳动力人口数量（X7）。具体分析如下：

第一，农户对“三权”改革和宅基地空间置换政策的了解程度。政策了解方面，农民进城后“三权”全部保留（X1）与置换意愿并没有统计上的相关关系，并且在模型优化过程中被剔除，可能是由于在城乡收入差距不断扩大的刺激下，无论农户是否了解进城后“三权”全部保留的政策，都容易在示范效应下做出较为一致的选择，而且农户很难将“三权”改革政策与宅基地空间置换政策联系起来，这也凸显了现阶段对农民的政策宣传力度还远远不够。宅基地空间置换政策的了解程度（X6）对置换意愿影响有正向作用（相关系数为 1.2465），这与理论假设一致。这说明农民对宅基地空间置换政策是不排斥的，他们有足够的认知能力和信息渠道去正确理解和分析宅基地置换政策的利弊，而现阶段地方政府在宅基地空间置换政策上的诸多奖励和优惠政策，无疑对农户有一定的吸引力。因此，置换政策了解程度越高则置换意愿越强烈。

第二，农村土地确权情况。考察农村土地确权的三项指标包括承包地是否确权（X2）、宅基地是否确权（X4）和村集体资产是否已量化到人、发放股权证书（X5）。三项指标评估结果显示与宅基地空间置换意愿之间并无相关关系。从调查的实际情况来看，被调查农户的承包地和宅基地基本都已确权，被调查的 390 户中承包地没有确权的仅有 19 户，宅基地没有确权的仅有 12 户，而且这 12 户中没有确权的原因主要是宅基地申请时间较短，相关权证还在办理当中。而从宅基地确权指标的评价系数符号为正来看，应该说农村宅基地确权使农民真切感受到宅基地使用权受到法律保护，增强了农民宅基地使用权稳定性的信心，从而在一定程度上增强了农民工对宅基地利用的积极性，如出租、流转等 [17]。鉴于全部土地确权的农户对宅基地空间置换的意愿表现出的不同态度，可以认为农户的土地确权与置换意愿之间没有相关关系。同时，由于该自然村并无村集体资产，所有被调查对象中对村集体资产是否已量化到人、发放股权证书指标选项的回答基本都是否。因此，可以认为该指标与置换意愿无相关关系。

第三，农村承包地流转出租情况。承包地是否流转（X3）对农民宅基地空间置换意愿影响有显著正向作用，与理论假设一致。这说明对于农村居民家庭而言，土地仍然是影响以种地为主业的农民想城镇迁移的重要因素，一旦农民家庭选择将其承包地出租流转，其对土地的依赖性就会降低，农户放弃农业经营的可能性提高，这类农户家庭更倾向于去城镇寻找就业机会，其宅基地空间置换的意愿相对较高。

第四，农户家庭的资源禀赋。农户资源禀赋中家庭劳动力人口比重（X8）从相对的角度衡量农户家庭的劳动力状况，用于判断农户家庭的收入来源。同时通过家庭劳动力人口数量（X7）从绝对数的角度衡量农户家庭的劳动力状况。从实证结果来看，

前者对农户宅基地空间置换意愿的影响甚微，在模型优化过程中被剔除，后者则对置换意愿产生了积极的影响，这与理论假设一致。说明劳动力充裕的家庭，经济来源比较稳定，随着家庭生活条件的不断改善和收入的不断积累，其宅基地置换的意愿相对较高。家庭人均承包土地（X9）和人均住房建筑面积（X11）两项指标与空间置换意愿在统计上均无相关关系，并且 X9 和 X11 两项指标在模型优化过程中被剔除。本文认为承包地和人均住房面积的客观因素对宅基地空间置换的影响较为复杂。人均住房面积小、人均承包地少的农户有改善居住条件的愿望，同时许多这类农户更愿意选择就地翻新或者重新申请农村宅基地而不愿意置换到城镇；有些住房面积大、人均承包地多的农户对现有居住条件比较满意，承包地基本能够实现自给自足而不愿意置换，也有些农户尽管居住条件很好，但是更喜欢城镇较为完善的教育、医疗等基础设施配套，宁可将自己的承包地出租且愿意置换。因此，将这两类指标放入农民宅基地置换意愿模型中并不显著。户主最高学历状况（X10）与置换意愿之间存在显著的负相关关系，说明户主学历越高，其宅基地置换的可能性越高，这与理论假设相一致。受教育程度高的户主阅历丰富，能够更好地理解和把握宅基地的置换政策，并且有较强的适应新环境的能力，在非农技能方面有优势，可以相对更容易在城镇找到工作和适应城镇生活方式。房屋状况等级（X12）与置换意愿的相关系数显著为负，说明农户房屋状况与置换意愿为正相关关系。即房屋状况越差的农户，其置换意愿越强烈。这与理论假设一致。实际上，作者在进行实地调研的过程中也发现，许多不愿意置换的家庭不是不喜欢城镇的生活，而是农村的房屋面积大、环境好，而且房子都比较新；而房屋等级和条件差的农户则有改善居住条件的愿望。家庭人均可支配收入（X13）与宅基地置换意愿无统计上的相关关系。可能的原因有两方面：一是统计偏差，即农户出于自我保护而故意报低收入；二是收入高低对置换意愿影响的方向不一，低收入者可能有着摆脱贫困的强烈愿望而希望通过宅基地置换的方式改变命运，但是也可能会安于现状，更深层次的原因是没有置换的支付能力而被迫选择不愿意置换，高收入农户一方面有宅基地置换的支付能力和改善生活条件的动机，另一方面农村较为充裕的居住空间和较好自然环境使得许多高收入居民愿意留在农村而不愿意进行置换。

3 结论与建议

本文从农村土地“三权”改革的视角，利用浙江省某自然村的实际调查数据，运用排序因变量模型进行 Logistic 回归分析，研究了农村宅基地空间置换意愿的主要影响因素。结果表明：目前农民宅基地空间置换的意愿较低，仅占 23.33%；宅基地置换过程中的政策优惠和激励措施对农民有一定的吸引力；农村土地确权情况对置换意愿影响的不显著，说明宅基地的空间置换需要强有力的收入支撑和非农就业岗位的提供；农村承包地的流转实际体现了农户的非农就业倾向，其空间的乡城转换意愿相对较高；农户家庭资源禀赋中劳动力数量、户主最高学历状况和房屋状况等级三项指标对宅基地空间置换意愿影响显著。据此，提出以下政策建议：

第一，加强对农村宅基地置换政策和农地改革政策的宣传力度。农村居民文化程度普遍较低，作者调研的自然村小学及以下学历的人数占 55.13%，初中学历的人数占 33.33%。较低的文化程度严重制约了农民对相关政策的理解和接受程度，如我们在调研过程中发现 70.77%的农民对进城后“三权”全部保留的政策完全不了解。在这种情况下，农民就很难表达自己的真实想法和意愿。因此，一方面，要让农户充分认识到其可以享受的相关权益，包括宅基地使用权、土地承包经营权和集体资产股份权。并要让农户清楚地知道即使其将宅基地置换到了城镇，其在农村原有的“三权”全部保留，这样就可以消除农民进城后的后顾之忧；另一方面要让农村宅基地置换政策深入人心，并将政府对于积极置换和率先置换农户可以给予的优惠政策和奖励措施对农民给予认真耐心的讲解，使农民充分理解政策的细节，从而能够权衡利弊，根据自己的实际情况做出理性和判断和选择。

第二，开展集中置换点选址的广泛调研，充分调动农户的积极性和参与意识。在城镇置换安置点的选址上应该广泛征求农户的意见，充分调动农户的积极性，让其有参与感的同时，也为安置点的规划和选址提供依据。同时，在规划和选址的过程中充分尊重民意，更要考虑农民宅基地置换后的就业和生活问题，即新的安置点周边是否有适合置换农民的工作机会和就业岗位。另外，随着城市安置点成本以及物价水平相比农村有较大的上升，地方政府要充分考虑到这些问题给农民养老增加的成本，各地要逐渐建立完善的公共养老体制，以解除农民的后顾之忧。

第三，将宅基地置换与承包地流转、集体资产股份权流转有机结合，建立“三权”改革的联动机制。从调查中发现，随着

城市化和工业化进程的加速，外出务工的距离已经不局限于本镇和县城，有些农户在其他城市甚至在其他省份务工，这些外出务工人员对土地的依赖性在不断减弱，大多选择将其耕地转租出去，耕地大规模流转的时机已经成熟。特别是对于已经进行了宅基地空间置换的农户，由于时间和空间成本的增加，发生耕地弃耕的可能性更大。对于拥有一定村集体资产股份权的农户，发生空间置换后对于该部分股份权的管理成本也随之增加，所以发生集体资产股份权转让的概率也在增加。因此，大力推进建立宅基地空间置换与耕地流转、集体资产股份权转让的联动机制，有利于增加农民收入、提高耕地适度规模经营和集体资产的盘活与增值。

参考文献：

- ① 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.
- ② 刘卫柏，贺海波．农村宅基地流转的模式与路径研究 [J]．经济地理，2012，32(2)：127 - 132.
- ③ 张伟娴．上海郊区宅基地置换试点模式及案例研究 [J]．城市规划，2010(5)：59 - 65，96.
- ④ 张红星，桑铁柱．农民利益保护与交易机制的改进：来自天津“宅基地换房”模式的经验 [J]．农业经济问题，2010(5)：10 -16，110.
- ⑤ 章合运，王明成，张松．宅基地使用权流转模式创新研究：以都江堰市“味江模式”为视野 [J]．城市发展研究，2010，17(1)：134- 137，142.
- ⑥ 刘亭，庞亚君，赖华东，等．农村宅基地置换问题探讨：以义乌、松阳为例 [J]．浙江社会科学，2009(10)：119 - 122，129.
- ⑦ 袁丰，陈江龙，黄天送，等．基于 SCM 的经济发达地区农村宅基地置换研究：以海门市为例 [J]．资源科学，2009，31(8)：1 378- 1 385.
- ⑧ 关江华，黄朝禧．农村宅基地流转利益主体博弈研究 [J]．华中农业大学学报，2013(3)：30 - 35.
- ⑨ 吴远来，梅雨．宅基地置换实践中政府行为偏差分析 [J]．农业经济问题，2014(11)：104 - 108，112.
- ⑩ 欧阳安蛟，蔡锋铭，陈立定．农村宅基地退出机制建立探讨 [J]．中国土地科学，2009，23(10)：26 - 30.
- ⑪ 袁铖．城乡一体化进程中农村宅基地使用权流转研究 [J]．农业经济问题，2010(11)：57 - 61.
- ⑫ 徐汉明．农村宅基地使用权流转问题研究：基于武汉市江夏区实地调研的思考 [J]．经济社会体制比较，2012(6)：177 -185.
- ⑬ 魏凤，于丽卫．天津市农户宅基地换房意愿影响因素的实证分析：基于 3 个区县 521 户的调查数据 [J]．中国土地科学，2013，27(7)：34 - 40.
- ⑭ 关江华，黄朝禧，胡银根．基于 Logistic 回归模型的农户宅基地流转意愿研究：以微观福利为视角 [J]．经济地理，2013，33(8)：128 - 133.

-
- ⑬ 胡小芳, 刘凌览, 张越, 等. 新型城镇化中农村宅基地置换满意度研究: 基于湖北省彭墩村的调查 [J]. 中国土地科学, 2014, 28(12): 63 - 70.
- ⑭ 关江华, 黄朝禧, 胡银根. 不同生计资产配置的农户宅基地流转家庭福利变化研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(10): 135 - 142.
- ⑮ 许恒周, 吴冠岑, 郭玉燕, 等. 宅基地确权对不同代际农民工宅基地退出意愿影响分析: 基于天津 248 份调查问卷的实证研究 [J]. 资源科学, 2013, 35(7): 1 423 - 1 429.
- ⑯ 朱新华. 户籍制度对农户宅基地退出意愿的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014(10): 129 - 134.
- ⑰ 陈小贲. “十三五”农村土地制度改革对推进城镇化的影响: 以江苏省为例 [J]. 城市规划, 2015, 39(3): 29 - 33, 41.
- ⑱ Hare D. “Push” versus “pull” factors in migration outflows and returns: determinants of migration status and spell duration among China’s rural population [J]. The Journal of Development Studies, 1999, 35(3): 45 - 72.