

# 资产化与直接处置: 农民宅基地退出意愿研究

刘同山

(中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732)

**摘要:** 问卷调查发现, 农民有较强的宅基地退出意愿。为考察农民宅基地退出意愿的影响因素, 笔者在农民宅基地退出决策模型的基础上, 依据农民与宅基地分离的程度, 把宅基地退出细分为资产化(潜在退出)和直接处置(完全退出)两大类, 进而运用 mvprobit 模型计量分析影响农民宅基地退出意愿的各种因素。研究发现, 农民对宅基地有较强的资产化和直接处置意愿; 他们是否愿意退出宅基地, 主要受年龄、受教育程度、家庭人口数量、有关信息接触、与邻居关系等因素的影响。

**关键词:** 宅基地退出意愿; 资产化; 直接处置

**基金项目:** 国家社会科学基金重点项目(16AJY012)

**作者简介:** 刘同山(1983-), 男, 山东菏泽人, 博士, 助理研究员, 主要从事农村土地制度研究。

**中图分类号:** F320.2      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1006-1096(2016)06-0042-06

**收稿日期:** 2015-08-26

DOI:10.15931/j.cnki.1006-1096.2016.06.008

## 一、文献回顾

作为一个颇具中国特色的新研究领域, 现有关于农民土地退出文献的研究内容主要集中在两方面。一是分析农民土地退出的重要性与实现路径。杜文娇等(2011)分析了农民退出土地的法理依据, 认为无论是从学理上对公平公正的维护, 还是从法益上对承包权、成员权的正确认知, 或是实践中缓解人地矛盾、提高农地利用效率, 建立农村土地退出机制都是必要且可行的。但长期以来, 我国农民不仅缺乏土地退出激励, 还缺乏主动退出的途径和自由选择权。陈会广等(2011)从“自由选择权是财产权利价值的基础”出发, 结合克里斯特曼的所有权理论, 把农民的土地财产权二分为剩余权和退出权, 认为强化农民的土地财产权和选择自由应当是下一步土地改革的重点。周建等(2011)对比分析浙江省嘉兴市的“两分两换”、温州市的承包地与宅基地“双放弃换保障+两股一改”和江苏省无锡市的“双置换”后认为, 这些制度创新促进了“人地分离”和城镇化。蒋和平等(2013)总结了河南省中鹤集团主导的“中鹤模式”, 认为通过“承包地租赁+宅基地置换”不仅可以解决耕地保护和粮食安全问题, 扩大农地经营规模, 提高农业生产效率, 还可以缩小城乡差距, 加快城乡一体化发展。

二是研究农民的宅基地退出意愿及其影响因

素。王兆林等(2011)对重庆市农民的调查发现, 愿意与不一定愿意有偿退出宅基地的比例分别为 14.4% 和 22.6%; 有序 probit 计量分析发现农民的宅基地退出意愿受人口特征、家庭规模等多种因素的影响。李晓庆等(2012)利用重庆市北碚区的农户数据考察不同类型农户的宅基地退出意愿, 发现非农户、二兼农户明显要比一兼农户、纯农户更愿意退出宅基地或获得相应补贴去城镇购置住房。许恒周等(2011)以山东临清市 317 户农民为考察对象, 发现家庭负担越重的农户, 就越看重宅基地的价值而不愿退出。许恒周等(2012)运用推拉理论分析了天津 613 个农民工的宅基地退出意愿, 发现受教育程度、劳动力供养系数是重要的推动因素, 而外出务工时间是重要的拉动因素。惠献波(2014)运用 SEM 模型研究发现, 当非农收入占农户家庭总收入的比重增加时, 农民的宅基地流转意愿会增强, 而且职业分化程度和经济分化程度也对宅基地退出意愿有正向作用。

现有关于农民宅基地退出意愿的文献主要是笼统地询问农民是否愿意退出, 没有划分不同的方式进行深入研究。本文拟从农村土地改革的政策趋向出发, 以宅基地退出意愿为研究对象, 利用农户调查数据, 在理论分析的基础上把宅基地退出分为资产化和直接处置两大类共 5 种具体方式, 详细考察农民宅基地退出意愿问题。

## 二、数据来源与农民的宅基地退出意愿

数据来源于课题组 2014 年 7 月~8 月在河北、山东和河南进行的农民宅基地退出意愿问卷调查。调查样本分布在冀南、鲁西南和豫北 3 个地区的 9 个县(市、区)。样本地区的农作模式、经济发展水平、农户家庭收入构成等具有相似性,很大程度上代表了中原小麦主产区的情况。调查问卷包括家庭状

况、土地资源禀赋、城乡联系特征、宅基地使用及退出意愿等信息。调查团队主要由中国人民大学、华南农业大学的 4 名研究生组成。在河南的调研得到了河南农业大学师生的帮助。调查共访谈 812 个农民,剔除中途放弃回答和前后信息不一致的,得到 779 份有效问卷,其中河北 217 份,河南 309 份,山东 253 份。课题组把不同退出方式下样本农民的宅基地退出意愿整理成表 1。

表 1 农民的宅基地退出意愿(N=779)

统计指标	分类指标	频数(人)	比例(%)	统计指标	分类指标	频数(人)	比例(%)
用宅基地抵押贷款	愿意	551	70.7	把闲置宅基地卖掉	愿意	349	44.8
	不愿意	228	29.3		不愿意	411	52.8
用宅基地为别人贷款做担保	愿意	553	28.8	用宅基地换城镇住房	愿意	460	59.1
	不愿意	224	70.1		不愿意	318	40.8
把宅基地折资入股	愿意	457	58.7				
	不愿意	316	40.6				

注:因数据缺失,愿意与不愿意的合计比例可能小于 100%。

表 1 的左侧表明,农民期待宅基地具有更多的资产属性,资产化这种潜在的宅基地退出方式迎合了农民意愿。具体而言,分别有 70.7% 和 58.7% 的农民愿意用宅基地抵押贷款或折资入股;即使是用宅基地为别人贷款做担保,也有 28.8% 的农民给出了肯定答案。不过,农民用宅基地抵押贷款和折资入股的意愿较强烈,但对于帮别人做担保则比较谨慎。农民市民化必然造成大量的农村房屋和宅基地闲置。为了提高宅基地利用效率、促进农民市民化,必须鼓励有条件的进城农民将宅基地直接处置,即有偿完全退出。表 1 的右侧表明,相当一部分农民有较强的宅基地处置意愿。具体来看,有近半数农民(44.8%)表示愿意以合适价格出售闲置宅基地。如果是用宅基地换取城镇住房,愿意参与的农民比例增加至 59.1%。另外,与现金相比,实物补偿(住房)更受农民欢迎。“钱花光了,就什么都没了”。很多农民更偏好用宅基地置换城镇住房。当然,要深入考察农民宅基地退出意愿,还需要进一步的理论和计量分析。

## 三、宅基地退出意愿的理论解释

农村家庭一般由丈夫、妻子、子女、老人等成员组成。在样本地区,部分成员进城务工、其余成员留守的情况非常普遍。假定家庭决策的目标是使进城务工人员的工资收入  $W_u$ 、留守人员的各项收入  $H_r$ 、生活费用  $C$  等构成的预期家庭可支配收入最大化。其中,留守人员的收入  $H_r$  由农产品销售收入、本地兼业的工资收入和家庭商品的货币化收入等共同构成。如果留守人员跟随外出务工人员迁移至城市,其收入将变为  $H_u$ ,农产品销售收入消失。生活费用  $C$  是农户所有家庭成员进入城市后的生活总成本的

增加值,它受家庭人口数量和规模经济的影响。让农民放弃宅基地,举家迁入城市,还产生一个心理成本  $\delta$ ,是对预期效用的一种扣除。心理成本来自农民对土地的情感依赖、对乡村生活的不舍以及对城市生活风险的担忧。考虑到在城市找到工作的概率,家庭的目标实际上是使扣除心理成本后的期望可支配收入效用函数  $U(W+H-C) - \delta$  最大化(Ag-esa 2004)。假定农户兼业经营为初始状态且效用为 0,只考虑两期,依据是否退出宅基地,可得到两个期望效用函数:

I. 不退出宅基地的兼业农户:

$$E(U)^I = \rho [p_1 U(W_u + H_r) + (1 - p_1) U(H_r)] + \rho^2 [p_2 U(W_u + H_r) + (1 - p_2) U(H_r)] \quad (1)$$

II. 退出宅基地的进城农户:

$$E(U)^{II} = \rho [p_1 U(W_u + H_u + S - C) + (1 - p_1) U(H_u + S - C) - \delta] + \rho^2 [p_2 U(W_u + H_u + S - C) + (1 - p_2) U(H_u + S - C)] \quad (2)$$

其中  $\rho$  为预期收益的折现率,  $p_i$  是进城务工第  $i$  期找到工作的概率,  $S$  为退出宅基地后每一个时期可以获得的资金收益(若为一次性补偿,则折算为两期)。

假定农民风险中性,即  $U'' = 0$ ,分别把  $E(U)^I$ 、 $E(U)^{II}$  在  $U(W_u + H_r)$  处进行泰勒级数展开,得到:

$$E(U)^I = \rho [U(W_u + H_r) - U'(W_u + H_r) \cdot (W_u - p_1 W_u)] + \rho^2 [U(W_u + H_r) - U'(W_u + H_r) \cdot (W_u - p_2 W_u)] \quad (3)$$

$$E(U)^{II} = \rho [U(W_u + H_r) + U'(W_u + H_r) \cdot (H_u - H_r + p_1 W_u - W_u + S - C) - \delta] + \rho^2 [U(W_u + H_r) + U'(W_u + H_r) \cdot (H_u - H_r + p_2 W_u - W_u + S - C)] \quad (4)$$

用(4)式减去(3)式,可得:

$$\Delta = E(U)^{II} - E(U)^I = \rho(1 + \rho) U'(W_u + H_r) \cdot$$

$$(H_u - H_r + S - C) - \rho\delta \quad (5)$$

(5) 式给出了影响农民退出宅基地的各种因素。 $\partial\Delta/\partial H_u > 0$  表明其他条件不变时,留守人员进城后获得的收入越高,农民越愿意放弃宅基地。 $\partial\Delta/\partial H_r < 0$  表明农民的宅基地退出意愿与留守人员在农村的收入负相关,家庭收入越依赖农业、农村,让其退出宅基地就越困难。 $\partial\Delta/\partial S > 0$  表明退出宅基地的收益越高或农民越急需这笔资金,他们就越愿意退出宅基地。 $\partial\Delta/\partial C < 0$  表明农民进城后的生活成本增加越多,他们越不愿意退出宅基地。 $\partial\Delta/\partial \delta < 0$  表明放弃宅基地的情感成本与退出意愿负相关,对宅基地越有情感的农民越不愿意退出。总之,宅基地退出决策模型表明,农民的个人和家庭特征及其城乡联系,都会对其宅基地退出意愿产生影响。这为计量分析选择有关指标提供了理论指导。

#### 四、宅基地退出意愿的实证分析

##### (一) mvprobit 模型

对于某一种宅基地退出方式,如宅基地换城镇住房,每位农民都会基于自身情况给出最佳选择,是典型的二元选择问题。不过,宅基地退出分为抵押、买卖等多种方式,且不同退出方式之间存在较强的相互联系,简单的二元选择 probit 模型不再适用,

需要采用可同时处理多个二元选择的 mvprobit 模型。一般地, mvprobit 模型可以写为:

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= \beta'_1 x_{1i} + \varepsilon_{1i} \\ y_{2i}^* &= \beta'_2 x_{2i} + \varepsilon_{2i} \\ &\vdots \\ y_{mi}^* &= \beta'_m x_{mi} + \varepsilon_{mi} \end{aligned} \quad (6)$$

对于因变量而言,方程可以设定为:

$$y_m = \begin{cases} 1 & \text{if } y_m^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad m = 1, 2, \dots, M$$

其中  $y_m = 1$  表示愿意以第 M 种方式退出,  $y_m = 0$  则表示不愿意以第 M 种方式退出。 $m = 1, 2, \dots, M$  代表方程个数,也是第 M 种退出方式; $i = 1, 2, \dots, N$  代表自变量个数,反映了影响农民宅基地退出决策的 N 个因素; $\varepsilon_{mi}$  为服从多元正态分布的误差项,且各均值为 0、方差为 1。通过对(6)式进行极大似然拟合法估计,可以得到各自变量的  $\beta$  值。

##### (二) 变量选择

将是否愿意“用宅基地抵押贷款”“用宅基地为别人贷款做担保”“把宅基地折资入股”“把闲置宅基地出售”“用宅基地换城镇住房”等作为因变量。借鉴现有文献,结合宅基地退出决策模型,选择的自变量见表 2。

表 2 变量及其说明

变量	代码	变量赋值
宅基地退出意愿		
用宅基地抵押贷款		不愿意 = 0; 愿意 = 1
用宅基地为别人贷款做担保		不愿意 = 0; 愿意 = 1
把宅基地折资入股		不愿意 = 0; 愿意 = 1
把闲置宅基地出售(卖掉)		不愿意 = 0; 愿意 = 1
用宅基地换城镇住房		不愿意 = 0; 愿意 = 1
个体特征		
年龄	age	35 岁以下 = 1; 36 岁 ~ 50 岁 = 2; 51 岁 ~ 65 岁 = 3; 65 岁以上 = 4
性别	gender	男 = 1; 女 = 2
受教育程度	edu	未上过学 = 1; 小学 = 2; 初中 = 3; 高中/中专 = 4; 大专及以上 = 5
媒体接触	mediac	从不 = 1; 很少 = 2; 有时 = 3; 经常 = 4; 总是 = 5
家庭特征		
人口数量	homesca	家庭人口数量
劳动供养率	lfratio	家庭人口数量除以劳动力个数
人均年收入	perinc	8000 元以下 = 1; 8000 元 ~ 12000 元 = 2; 12000 元 ~ 16000 元 = 3; 16000 元 ~ 20000 元 = 4; 20000 元以上 = 5
是否有贷款或借款	loan	没有 = 0; 有 = 1
城乡联系特征		
是否有成员城镇定居	licity	没有 = 0; 有 = 1
家人在城里认识的人	cocity	偏少 = 1; 差不多 = 2; 偏多 = 3
进城办事或串门次数	gocity	从不 = 1; 很少 = 2; 有时 = 3; 经常 = 4; 总是 = 5
耕地亩均收益	landinc	1000 元以下 = 1; 1000 元 ~ 1700 元 = 2; 1700 元 ~ 2000 元 = 3; 2000 元 ~ 2300 元 = 4; 2300 元以上 = 5
耕地细碎化程度	landfrg	承包地总面积除以地块数
与邻里融洽程度	ruralhar	用能否顺利从邻居家借到自行车、铁锹等反映。完全不能 = 1; 基本可以 = 2; 完全可以 = 3
省份虚拟变量	province	河北 = 1; 河南 = 2; 山东 = 3

(三) 估计结果

经 coldiag2 检验发现,各解释变量间的条件数为 44.2,且相关系数都小于 0.35,表明变量间有一

定的多重共线性,但不严重,可以进行回归分析。使用 Stata12.0 软件分别估计宅基地资产化和直接处置方程,结果见表 3 和表 4。

表 3 宅基地资产化:mvprobit 估计结果

退出方式 指标	抵押			担保			入投		
	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值
age = 2	0.167	0.188	0.375	-0.237	0.174	0.173	-0.318**	0.182	0.080
age = 3	0.031	0.197	0.873	-0.358*	0.184	0.051	-0.389**	0.190	0.041
age = 4	-0.188	0.244	0.441	-0.547**	0.240	0.023	-0.643***	0.236	0.006
gender	-0.333***	0.127	0.009	-0.351***	0.136	0.010	-0.288**	0.122	0.018
edu	0.131**	0.065	0.042	0.041	0.064	0.518	0.129**	0.061	0.035
mediac	0.039	0.051	0.444	0.159***	0.049	0.001	0.112**	0.047	0.018
homesca	0.050	0.033	0.127	0.062**	0.030	0.039	0.054*	0.030	0.069
lfratio	0.013	0.115	0.912	-0.011	0.110	0.921	-0.177*	0.106	0.095
pinc = 2	0.220	0.169	0.193	0.163	0.170	0.338	0.250	0.162	0.122
pinc = 3	0.097	0.172	0.574	0.320**	0.172	0.064	0.122	0.165	0.459
pinc = 4	0.069	0.183	0.706	0.246	0.181	0.174	-0.061	0.173	0.724
pinc = 5	0.184	0.180	0.307	0.318**	0.175	0.068	0.060	0.169	0.721
loan = 1	0.028	0.126	0.823	0.049	0.121	0.683	0.279**	0.120	0.020
licity = 1	0.217*	0.125	0.083	0.116	0.113	0.304	0.063	0.113	0.577
cocity	0.258***	0.073	0.000	0.027	0.067	0.685	0.176***	0.066	0.008
gocity	0.057	0.060	0.340	0.034	0.056	0.543	0.068	0.055	0.218
landinc	0.059	0.078	0.449	0.182***	0.071	0.010	0.125*	0.071	0.078
landfra	0.007	0.029	0.802	0.033	0.028	0.248	-0.030	0.026	0.234
ruralhar	-0.026	0.110	0.815	0.200**	0.110	0.069	-0.101	0.106	0.341
province = 2	-0.366**	0.156	0.019	0.169	0.138	0.221	0.221	0.139	0.112
province = 3	-0.272*	0.144	0.059	-0.384***	0.136	0.005	0.057	0.129	0.656
Wald chi2(63) = -192.12			方程误差项相关系数 $\rho_{21} = 0.85^*$ $\rho_{31} = 0.53^{***}$ $\rho_{32} = 0.42^{***}$						
Log likelihood = -1166.95			LR 检验 chi2(1) = 175.29***						

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

表 4 宅基地直接处置:mvprobit 估计结果

退出方式 指标	出售(闲置)			置换(城镇房)		
	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值
age = 2	0.006	0.178	0.973	-0.527***	0.194	0.006
age = 3	-0.104	0.186	0.574	-0.598***	0.201	0.003
age = 4	-0.325	0.235	0.168	-0.637***	0.244	0.009
gender	-0.024	0.125	0.847	0.035	0.125	0.781
edu	0.078	0.061	0.200	0.107***	0.061	0.079
mediac	0.126***	0.047	0.008	0.067	0.048	0.159
homesca	-0.007	0.029	0.822	0.051***	0.029	0.084
lfratio	-0.210*	0.108	0.052	-0.135	0.107	0.209
pinc = 2	0.041	0.161	0.797	0.170	0.161	0.291
pinc = 3	0.087	0.162	0.594	0.106	0.163	0.515
pinc = 4	0.024	0.173	0.888	0.089	0.174	0.610
pinc = 5	0.025	0.167	0.881	-0.002	0.167	0.989
loan = 1	0.091	0.115	0.428	-0.025	0.117	0.829
licity = 1	0.070	0.112	0.534	-0.010	0.114	0.930
cocity	-0.024	0.065	0.710	-0.011	0.066	0.868
gocity	0.019	0.055	0.726	0.016	0.055	0.768
landinc	0.092	0.071	0.193	-0.017	0.071	0.810
landfra	0.072***	0.029	0.012	-0.017	0.025	0.493
ruralhar	0.192*	0.105	0.068	0.204***	0.101	0.043
province = 2	-0.245*	0.139	0.078	0.253***	0.140	0.071
province = 3	-0.197	0.129	0.126	-0.107	0.129	0.405
Wald chi2(42) = 81.38			方程误差项相关系数 = 0.25***			
Log likelihood = -937.02			LR 检验 chi2(1) = 16.68***			

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

### 1. 宅基地资产化(潜在退出):抵押、担保与入股

表3的估计结果表明,在控制其他变量后,在抵押方程中,受教育程度较高、有家庭成员在城镇定居和在城市认识人较多的农民,更愿意用宅基地抵押贷款;女性的宅基地抵押意愿较弱;与河北农民相比,河南、山东两地的农民宅基地抵押意愿显著更弱。在担保方程中,与年轻农民相比,年龄大于50岁的农民用宅基地为他人贷款做担保的意愿更弱;媒介接触(看、听农村土地相关的报刊、节目的频率)、家庭人口数量、耕地亩均收入和与邻里的关系融洽程度等会对农民用宅基地为别人做担保产生正向作用;家庭经济状况也会影响农民以宅基地为别人担保的意愿;与河北相比,山东农民用宅基地做担保的意愿更弱,且在1%的水平上显著。在入股方程中,年龄越大的农民的入股意愿越弱;女性的参与意愿较低,且家庭劳动供养率也会对宅基地入股意愿产生负向作用;不过,受教育水平、媒介接触、家庭人口数量、耕地亩均收入、家里有贷款、在城里认识的人数等因素对宅基地入股有显著的正向作用。

愿意用自家的宅基地为别人贷款做担保或把宅基地折资入股到合作社或合伙企业,意味着农民对社区有更多的信任。一般来讲,农户家庭规模越大,在农村积累的社会资本越多,从而有更多的“关系”,也更看重“情面”,因此愿意为别人贷款提供担保,也愿意以宅基地入股与别人共同经营。有银行贷款或在亲戚朋友间借款的农民,可能是因为具有更多的金融知识而愿意入股,也有可能是因为有更强的社会网络、社会信任而愿意以宅基地入股。耕地亩均收入对抵押、入股意愿有正向作用,可能是因为扎根农村从事农业的农民有更强的社区信任和合作精神。年龄、性别、受教育程度、有关农村土地方面的信息接触、在城市认识的人数等因素对农民宅基地资产化意愿的影响不难理解。

### 2. 宅基地直接处置(完全退出):出售与置换

虽然受到法律限制,但现实中宅基地交易一直存在,4.5%的样本农民曾买卖过宅基地。随着农村宅基地制度改革的推进,宅基地交易将更加普遍。同时,考虑到很多地方尝试以“宅基地换城镇住房”的方式鼓励农民退出宅基地,故可以从出售、置换两方面考察农民的宅基地直接处置意愿。

出售方程估计结果表明,农民是否愿意出售宅基地,主要受到媒介接触、家庭劳动供养率、承包地细碎化程度、邻里关系等因素的影响。在控制其他变量后,媒介接触越频繁、劳动供养率越低、耕地越

细碎化,农民越愿意出售宅基地。与河北相比,河南和山东的农民宅基地出售意愿更弱。耕地细碎化对宅基地出售意愿有正向作用,可能是由于细碎化增加了农业生产成本和农村对农民的推力。由于宅基地不能出租,这种推力最终体现在宅基地处置意愿上。置换方程估计结果表明,农民是否愿意用宅基地换城镇住房,由年龄、受教育程度、家庭人口数量、与邻居关系等因素决定。在控制其他变量后,与35岁以下的农民相比,年龄越大的农民越不愿意用宅基地置换城镇住房,且在1%的水平上显著。受教育程度和家庭人口数量对农民的宅基地置换意愿有显著的正向作用。这可能是由于受教育水平较高的农民在城市发展的能力较强,故更愿意用宅基地置换城镇住房。人口数量较多的家庭一般拥有较多的宅基地,在宅基地粗放利用的情况下,宅基地换城镇住房无疑为节约利用宅基地提供了经济激励,因而他们更乐于接受。

## 五、结论与政策启示

研究发现,年龄越大的农民越抵触以宅基地抵押贷款、为他人做担保、折资入股、直接出售或置换城镇住房;女性农民更抵触把宅基地资产化;受教育程度对宅基地资产化和直接处置有正向作用;有关信息接触越频繁,农民的宅基地资产化和直接处置意愿也越强。家庭人口数量越多,农民用宅基地担保、入股或置换城镇住房的意愿也越强;劳动供养率对农民的宅基地入股和出售意愿有显著的负向作用;家庭人均收入对农民宅基地抵押、入股、出售和置换城镇住房的意愿影响都不显著;家里有贷款或借款的农民更容易接受宅基地入股。家里有成员在城镇定居的农民更容易接受宅基地抵押贷款;家人在城市认识的人越多,农民以宅基地抵押和入股的意愿也越强;与邻里关系的融洽程度对农民用宅基地为他人贷款做担保、直接出售或置换城镇住房意愿有显著的正向作用。

城镇化本质上是农民离开农业和农村土地的过程。农民土地退出是城镇化进程必须面对的重大现实问题。提高农村土地尤其是宅基地的利用效率,必须为有意愿、有能力的农户主动退地提供通道。为了引导符合条件的农民自愿退出宅基地,一要发挥政府在农村宅基地退出中的作用,可以制定“离农终身津贴”、农民退休基金、城镇购房补贴等具体措施,完善农民退休和宅基地退出的顶层设计;二要加快推进宅基地的确权、登记、颁证工作,提高宅基地的市场交易能力,推进闲置宅基地以合适形式进

行交易; 三要考虑到不同类型农民的退出意愿及方式偏好, 为异质性农民有偿退出宅基地提供灵活多样的制度安排。

参考文献:

- 陈会广 钱忠好. 2011. 土地股份合作制中农民土地财产的剩余权与退出权研究[J]. 中国土地科学(7): 19-23.
- 杜文娇, 任大鹏. 2011. 农村土地承包权退出的法理依据分析[J]. 中国土地科学(12): 16-21.
- 惠献波. 2014. 农户分化对农村土地经营权抵押贷款意愿的影响分析[J]. 首都经济贸易大学学报(1): 25-32.
- 蒋和平, 蒋辉. 2013. 粮食主产区规模化经营的有益探索——河南省鹤壁市“中鹤模式”的解读与启示[J]. 农业经济问题(5): 10-14.
- 李晓庆, 蒋伟, 陈书卿 等. 2012. 基于农户特征和意愿的农村居民点整治潜力测算[J]. 农村经济与科技(5): 14-18.

王兆林 杨庆媛 张佰林 等. 2011. 户籍制度改革中农户土地退出意愿及其影响因素分析[J]. 中国农村经济(11): 49-60.

许恒周 郭中兴. 2011. 农村土地流转影响因素的理论与实证研究——基于农民阶层分化与产权偏好的视角[J]. 中国人口·资源与环境(3): 95-97.

许恒周 郭玉燕 石淑芹. 2012. 农民分化对农户农地流转意愿的影响分析——基于结构方程模型的估计[J]. 中国土地科学(8): 76-78.

周建 施国庆. 2011. 城乡统筹发展的三种农村土地流转模式及其比较研究[J]. 农村经济(8): 45-48.

AGESA R U. 2004. One family, two households: rural to urban migration in Kenya [J]. Review of Economics of the Household, 2(2): 161-178.

(编校: 沈育)

## Capitalization and Direct Disposal: The Research of Farmers' Willingness of Homestead Usufruct Abdication

LIU Tong-shan

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract:** The survey results show that farmers have strong willingness to rural homestead usufruct abdication. To analyze the influence factors of farmers' willingness, based on the farmers homestead usufruct abdication decision model, and in the light of the degree of breakaway between farmers and homestead, this paper subdivides the rural homestead usufruct abdication into two categories, capitalization (potential abdication) and direct disposal (completely abdication). Then it uses the mvprobit model to analyze the influence factors, the result shows that the farmers' willingness on rural homestead usufruct abdication is significantly affected by age, educational level, household population, information contact, relations with neighbors and other factors.

**Key words:** Homestead Usufruct Abdication; Capitalization; Direct Disposal