

# 无地农民与土地调整、土地流转 及土地继承的关系

——基于广东、湖南两省 9 个村的调查

商春荣, 叶 兰

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

**摘要** 基于广东、湖南两省 9 个村的入户调查, 研究农村土地承包权长期化背景下的无地农民与土地调整、土地流转之间的关系。通过回归分析, 发现在落实了土地承包权长期化的村中, 离土地进行最后调整时间越远, 无地农民数量和有无地人口的农户数量越多, 农民的土地调整意愿下降, 农民越不愿意动地。无地农民的存在不是农户转入和转出土地的主要影响因素, 在无地情况下, 无地农民并非通过土地流转市场租入土地获得土地使用权, 而是外出打工。另外, 无地农民通过家庭内部继承获得承包权已经成为农村社会普遍现象。论证了无地农民群体的存在对当下农村社会而言, 未构成严峻的问题; 也说明土地之所以不再重新调整, 是因为土地调整预期收益低而组织成本高, 从而 30 年不变的政策从一种外部强制性制度安排成为一种内生制度安排并延续下来。

**关键词** 无地农民; 土地调整; 土地流转; 土地继承; 土地长期化政策; 土地制度

**中图分类号:** F 301.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2013)03-0129-10

在农村土地集体所有制下, 集体土地在成员之间平均分配到农户家庭, 动态变化的人口导致农村社区不断调整土地, 农村社区内的新增人口可以通过土地调整获得承包地。土地长期化政策的落实切断了新增人口依赖集体分配获得土地的途径, 那些新增人口便没有了自己名下的土地, 成为无地农民。与土地被征用后的失地农民不同, 本文关注的是农村实施土地长期化政策后无名下土地的无地农民。

对无地农民数量的估计是以往研究关注的一个方面。孙耀武推算, 2004 年全国无地农民约为 1.45 亿。<sup>[1]</sup> 杜吟棠在江苏、甘肃两省的调查表明, 无地人口已达到农村人口总数的 19.37%, 缺地农户已达到农户总数的 46.69%<sup>[2]</sup>。张润清在河北的调查显示, 无地农民占调查人口总数的 10.02%<sup>[3]</sup>。龚为纲研究指出, 在较发达的广东、福建等华南地区, 无地人口达到农村人口的 43.6%<sup>[4]</sup>。

由于无地人口中以妇女和新生的孩子为主体, 较多的研究关注妇女及新生代农民的无地问题<sup>[5-6]</sup>。

李光全等对无地农民的存在表示担忧, 认为“无地农民”可能成为不稳定因素, 是影响农村稳定和发展的潜在危机<sup>[7]</sup>。

无地农民如何获得土地? 这与目前农村土地制度有密切关系。在土地集体所有、家庭承包经营责任制的基础上, 同时存在着土地调整、土地流转等制度安排。土地调整是以行政手段、以公平的原则、以成员权为依据的土地资源均等化配置。土地流转是以效率为原则、建立在农户自愿基础上的土地资源市场化配置。通过前者农民获得的是土地承包权, 通过后者获得承包权中的土地使用权。与土地使用权相比, 承包权类似于准所有权, 农民更重视土地调整获得的土地承包权。因此, 无地农民获得土地的首要途径是通过土地调整获得土地承包权。如果无地农民试图从土地调整中获得土地承包权, 势必要推动村集体进行土地调整。当村组已经落实了 30 年不变的政策, 无地农民难以推动村土地调整时, 则转而通过土地流转获得土地使用权, 因此, 通过土地流转获得土地使用权是无地农民获得土地一个重要

收稿日期: 2012-06-03

基金项目: 国家社会科学基金项目“农村妇女非农就业、家庭迁移与土地流转”(11BJY094); 华南农业大学经济管理学院 211 项目“土地长期化背景下农村无地人口的土地权”(2011211TD02)。

作者简介: 商春荣(1963-), 女, 副教授, 博士; 研究方向: 农村经济。E-mail: crshang@scau.edu.cn

途径。

关于无地农民对土地调整的影响,一直以来,学者们认为,新增的无地人口是土地调整的诱因。叶剑平、曲福田、赵阳等认为,推行土地承包制以来,许多村庄存在着定期或者不定期的土地调整,人口变化是土地调整的主要原因<sup>[8-10]</sup>,无地农民的存在导致土地重新调整。张照新考察了无地农民对土地流转的影响,指出家庭中无地的年轻夫妇解决土地缺乏的手段是外出打工,而不是租入土地<sup>[11]</sup>。刘克春等的研究指出,已婚妇女失地增加了农户对农地的需求,对农户租入土地有微弱的影响,而对农户土地的租出没有影响<sup>[12]</sup>。综上所述,无地农民的存在是土地调整的主要原因,而对农地市场流转的作用不明显。

土地流转是否能够替代土地调整? 20 世纪 90 年代政府提出的农户承包期延长 30 年不变的政策,旨在抑制土地调整、鼓励农户自愿基础上的土地使用权流转,并把土地流转市场看作是克服土地频繁调整的治本之策。90 年代末以后,农地市场流转速度加快,同期土地调整频率日趋减少,市场流转对土地调整似乎具有一定的替代性。理论界对二者之间的关系,存在有 3 种不同的看法。(1)大部分学者认为,两者之间是相互抑制、相互替代的关系。姚洋指出,一个运转良好的土地租赁市场可以降低一个村子进行土地调整的频率,土地租赁市场可以成为土地行政调整的替代物<sup>[13]</sup>。刘晓宇等也提出类似观点,土地租赁市场会部分缓解农村土地调整的压力,并部分替代行政性土地调整<sup>[14]</sup>。钱忠好将二者关

系归纳为,土地的行政性调整是土地市场流转机制的替代<sup>[15]</sup>。(2)叶剑平等认为,土地分配的完全行政性调整不仅是对市场配置方式的替代,而且还存在着一定的互补关系<sup>[16]</sup>。(3)刘克春等则认为,农地行政性调整与市场流转之间并不必然存在相互阻碍、相互制约关系<sup>[17]</sup>。可见,对于土地调整和土地流转的关系,理论上并无定论。

土地调整和土地流转的关系不是本文主要讨论问题,本文主要讨论的是,无地农民的存在对土地调整、土地流转等土地制度具有什么样的作用? 这一数量不断增加的群体是否会引发农村社会经济问题? 本文通过对广东和湖南农村 9 个村无地农民的调查,讨论无地农民对农村土地制度变革的影响。

## 一、数据来源与样本概况

调查样本的选择尽量覆盖广东粤东、粤北、粤西、珠三角地区 4 个区域<sup>①</sup>,村样本的选择依据是调查方便原则,农户调查样本的选择则是随机性。总体上看,村及农户的样本选择具有一定的代表性。2011 年 1—4 月,笔者对广东、湖南两省的 9 个村进行入户调查,共发放调查问卷 378 份,回收问卷 328 份,回收率 85%。

9 个村都在 1980 年初分田到户,其中 8 个村落实了长久不变政策,分别有 4 个村在 80 年代和 90 年代进行了最后一次土地调整,广州市良田村土地调整次数最多,每 6 年一次大调整,3 年一次小调整,最后一次土地调整时间为 2006 年(见表 1)。

表 1 调查村基本情况

村名	人均土地面积/ hm <sup>2</sup>	调查农户数	样本人口总数	村中无地人数	调地次数	有无承包合同	合同时间/年	有无发放承包权证
惠州市博罗县田头村	0.266 8	25	112	58	1	无	无限期	没有
连州市龙坪乡青石村	0.040 2	23	110	55	1	有	30	有
汕头市濠江县珠浦村	0.026 7	19	165	41	1	有	15	有
梅州市兴宁县罗栋村	0.026 7	40	240	107	1	有	30	有
云浮市云安县牛角岭	0.021 3	17	119	15	2	无	无期限	没有
长沙市宁乡县新一家村	0.060 0	101	436	114	1	有	30	没有
揭阳市惠来县坑仔村	0.023 3	27	217	55	2	无	30	没有
肇庆市封开县塘村	0.146 7	56	301	81	2	有	30	有
广州市白云区良田村	—	20	93	14	6	—	—	—
合计		328	1 793	540				

调查样本的总人口为1793人,其中,无地人口总数为540人,无地人占调查人口总数的30.12%。调查样本的总农户数为328户,其中,家中没有无地农民的农户有84户,占调查总数25.61%,其余的244户、占调查总数74.39%的农户家中有无地人口。在有无地人口的农户中,家中有2个无地人口的农户所占比例最大(占28.05%)(见表2),平均每户有无地人口2.21人。在328户调查样本农户中,平均每户有无地人口1.65人。

表2 受访农户家中无地人口数量与比例

家中无地人口数	户数	占调查户数的百分比/%
0	84	25.61
1	67	20.43
2	92	28.05
3	53	16.16
4	24	7.32
5人以上	5	1.52
缺失	3	0.91
合计	328	100.00

在540个无地人口中,个人信息完全的有效样本量为532人。在540个无地农民中,女性占54.8%,男性占44.4%。从年龄看,80%的无地农民年龄在30岁以下。无地农民年龄集中在2个年龄段:一是10岁以下,占总数的37.29%,二是20~30岁,占总数的33.33%,无地人口集中的2个年龄段分别与90年代、80年代最后土地调整时间相对应。在无地人口职业分布中,学龄前儿童及学生占总数的52.82%,外出打工占36.84%,在家务农只占7.89%(见表3)。

表4 无地人口数量与土地调整

村名	上一次调地时间	村中无地人数	样本人口总数	无地人口占样本总人口的比例/%	是否有人要求分地
惠州市博罗县田头村	1981	58	112	51.79	有,不多
连州市龙坪乡青石村	1981	55	110	50.00	没有
汕头市濠江县珠浦村	1984	41	165	24.85	没有
梅州市兴宁县罗栋村	1989	107	240	44.58	有,不多
云浮市云安县牛角岭	1995	15	119	12.61	有,3~4人
长沙市宁乡县新一家村	1995	114	436	26.15	有,2~3人
揭阳市惠来县坑仔村	1997	55	217	25.35	没有
肇庆市封开县塘村	1999	81	301	26.91	有,2~3人
广州市白云区良田村	2006	14	93	15.05	—
合计		540	1793		

在有效问卷中,回答“是否想要属于自己的土地”这一问题时,表示“想要”和“很想”的农户超过62.77%,表示“无所谓”或“不想要”的农户占

表3 无地农民特征

变量	频数	有效占比/%	
年龄	10岁及以下	198	37.29
	11~15岁	47	8.85
	16~20岁	53	9.98
	21~30岁	177	33.33
	30岁以上	56	10.55
性别	女性	296	55.60
	男性	236	44.40
职业	学龄前或上学	281	52.82
	外出打工	196	36.84
	在家务农	42	7.89
	其他	13	2.44

总体上,无地人口占调查人口总数的30.12%,有无地人口的农户占调查农户总数的74.39%,平均每户有1.65个无地人口,无地农民的数量随着土地长期化政策的延续在增加。无地农民目前年龄多在30岁以下,以新增人口(婚姻迁入妇女和孩子)为主体,无地人口在孩子之间无明显的性别差异,在已婚成年人中女性多于男性,无地农民在家务农的比例极低。

## 二、无地农民与土地调整

离最后调地时间越远,名下无地的农民和有无地人口的农户数量越多。20世纪80年代最后调整土地的3个村,无地人数占样本总人口的比例多在50%左右,90年代最后调整土地的4个村,无地人口比例多在25%左右,广州市白云区良田村最后调整土地时间最近,无地人口最少(见表4)。

37.23%(见表5)。对“不想要”的农民而言,所谓“不想要”是指目前不想要地,“打工时要不要地无所谓,打工回来还是想要地”。

表 5 是否想要属于自己的土地

328 户农户的意愿	频率	占比/%	有效占比/%	244 户无地农户的意愿	频数	占比/%	有效占比/%
无所谓	20	6.10	8.40	无所谓	19	7.79	8.23
不想	67	20.43	28.15	不想	67	27.46	29.00
想	109	33.23	45.80	想	104	42.62	45.02
很想	42	12.80	17.65	很想	41	16.80	17.75
缺失	90	27.44		缺失	13	5.33	
合计	328	100.00		合计	244	100.00	

无地农民拥有土地的愿望需通过土地调整得以实现。在回答“是否有村民找过村委会要求重新分地”问题时,5个村的村委主任回答“有,不多,只有2~3个人找过”,见表4。要求重新分地的农户是那些刚娶了媳妇的无地农户,通常是她们的家人(如公婆)代替新媳妇提出分地的要求。由于要求分地的人次不多,这些村并没有因此进行土地调整。试图推动土地调整的无地农户数量极少,其拥有土地的愿望并没有转化为调整土地的行动。这里,如果以愿意付出一定的行动表示农民是否具有土地调整的意愿,则发现农民拥有土地的愿望与土地调整的意愿是不同的,那么,无地农民是否具有土地调整的意愿呢?通过建立模型加以分析。

将农民土地调整的意愿作为被解释变量,通过问卷中“您想通过什么办法获得自己的承包地”来获得。该问题有4种选择:(1)“落实了30年不变的政策,没办法了”;(2)“希望村里土地全部收回重新调整分配”(即土地大调整);(3)“人口减少的家庭退出土地给人口增加户”(即土地小调整);(4)“继承父母、姐妹出嫁留下来土地”等。剔除掉没有无地人口的样本后,余下244份有效样本。自变量包含受访农民个人特征、村特征和农户家庭特征等,具体变量描述如表6。

由于土地调整是一个分类变量,类别在3类以上且没有自然顺序,因此,适宜采用多项 Logistic 回归模型进行分析。

表 6 变量描述

变 量	赋 值
土地调整	0:落实了30年不变的政策,没办法了; 1:希望村里土地全部收回重新调整分配; 2:人口减少的家庭退出土地给人口增加的家庭; 3:其他(继承父母、姐妹出嫁留下来的土地);
性别 $x_1$	0:女性;1:男性
年龄 $x_2$	2011年-出生年
受教育程度 $x_3$	$C_1=1$ ,代表小学; $C_1=0$ ,代表其他; $C_2=1$ ,代表初中, $C_2=0$ ,其他;依次类推 $C_3=1$ 代表高中, $C_1=C_2=C_3=C_4=0$ ,代表文盲(基准类);
对政策的满意度	$D_1=1$ ,代表不满意; $D_1=0$ ,代表其他; $D_2=1$ ,代表满意, $D_2=0$ ,代表其他; $D_3=1$ ,代表很满意, $D_3=0$ ,代表其他; $D_1=D_2=D_3=0$ ,代表无所谓(基准类);
家庭收入来源	$E_1=1$ ,以农业收入为主, $E_1=0$ ,其他; $E_2=1$ ,以打工收入为主; $E_2=0$ ,其他; $E_3=1$ ,家庭收入全部非农收入, $E_3=0$ ,其他; $E_1=E_2=E_3=0$ ,纯农收入(基准类);
家庭人均土地面积	家庭土地面积/家庭人口
距离上次调地时间	上次调地年份距离调查时间的长度
无地人口比例	家庭中无名下土地的人口/家庭人口
外出打工人口比例	外出打工人数/家庭人口

土地调整是在某一时点上进行,而人口增减变化是连续不断发生的,距离上次调地时间越长则无地人口越多。采用卡方检验对距离上次调地时间和无地人口数量进行独立性检验,检验结果  $P_r=0.003<0.05$ ,表明距离上次调地时间与无地人口数

量之间显著相关,如果2个变量同时进入模型则存在共线性,因此,2个变量需要单独进入模型进行分析。本文利用 Stata10.0 进行数据处理,得到的结果(见表7),模型结果中的  $\text{Prob}>\text{chi}^2=0.000$ ,表明该模型拟合较好。

表7 土地调整模型1(无地人口占家庭人口比例进入模型)

土地调整模型1变量	土地调整方式1		土地调整方式2		土地调整方式3	
	相对风险比	P值	相对风险比	P值	相对风险比	P值
性别	0.357	0.045**	0.501	0.146	0.306	0.004***
年龄	1.019	0.326	1.004	0.790	0.970	0.042**
不满意30年不变的政策	3.247	0.086*	4.233	0.012**	0.674	0.515
满意30年不变的政策	3.352	0.065*	1.828	0.305	2.139	0.096*
很满意30年不变的政策	3.180	0.405	0.000	0.999	4.657	0.114
家庭人均土地面积	0.397	0.120	0.685	0.133	0.355	0.048**
外出打工人数占家庭人口比例	0.096	0.048**	0.092	0.035**	0.384	0.313
无地人口占家庭人口的比例	0.024	0.009***	0.048	0.016**	0.066	0.014**
以农业收入为主	0.380	0.315	0.498	0.451	1.005	0.995
以打工收入为主	0.320	0.205	0.646	0.610	0.745	0.733
全部为非农收入	1.246	0.832	1.014	0.989	1.327	0.775

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著。

模型1结果表明,性别、年龄、家庭人均土地面积、外出打工人口占家庭人口的比例、无地人口占家庭人口比例、对30年不变的政策的态度等,对土地调整的影响是显著的。

对比“落实30年不变的政策,没办法了”这一基准类,在控制其他变量不变的情况下,男性选择“希望村里土地全部收回重新调整分配”“人口减少户退出土地给人口增加户”“继承父母”的发生比为0.357、0.501、0.306,即降低了64.3%、49.9%、69.4%<sup>[18]</sup>,表明男性不希望通过土地调整和继承的方式来解决无地问题;年龄越大、家庭人均土地面积越多的农民,越不希望通过继承的方式获得土地;家庭中外出打工人数越多的农户,既不希望通过土地调整也不想以继承的方式获得土地。对30年不变的政策不满意的农户每增加一户,“希望村里土地全部收回重新调整分配”和“人口减少户退出土地给人口增加户”的发生比分别为3.247、4.233,即分别提高了224.7%、323.3%,表明对30年不变的政策不满意的农户进行土地调整的意愿非常强烈。

无地人口占家庭人口比例对土地调整有显著的影响。无地人口占家庭人口比例增加,“希望村里土地全部收回重新调整分配”“人口减少户退出土地给人口增加户”“继承父母”等方式的发生比,分别0.024、0.048、0.066,即分别降低97.6%、95.2%、93.4%,表明家庭中无地人口越多,农户对土地大调整、小调整及继承父母土地的意愿下降。家中无地人口增加,不但没有增强农民土地调整的意愿,反而降低了农民土地调整的意愿,这与上述叶剑平、曲福田、赵阳等研究结论<sup>[8-10]</sup>不一致。

如表8所示,与土地调整模型1类似,模型2显示,性别、年龄、家庭人均土地面积、对30年不变的政策态度等变量对土地调整有显著的影响。另外,距离上次调地时间对土地调整的影响也是显著的。距离上次调地时间每增加一年,“希望村里土地全部收回重新调整分配”“人口减少户退出土地给人口增加户”“继承父母”等方式的发生比为0.818、0.688、0.923,即农户希望以土地大调整和小调整方式获得土地的意愿分别降低了18.2%、31.2%,土地继承的意愿降低了7.7%,意味着距离上次调地时间越久远,农民越不愿意动地。

上述结果表明,离最后调地时间越远,名下无地的农民和有无地人口的农户数量越多,农民的土地调整意愿下降,并没有推动土地调整。

为什么农民的土地调整意愿下降,无地农民数量的增加对土地调整没有发挥作用?姚洋指出,土地调整是交易成本高昂的集体行动,由村民、政策及多种因素作用的结果<sup>[19]</sup>。从集体行动理论看,理性的、寻求自我利益的个人不会采取行动去实现共同的、集团利益,一个人是否会参与集体行动要考虑3个方面:个人获益度、收益独占的可能性和组织成本。从个人预期收益看,土地调整的预期收益是从中获得一份土地进而获得土地收益。在没有土地征用预期的情况下,土地收益仅体现为农业净收益。调查中,农民对水稻种植收益算了一笔账,每667m<sup>2</sup>的水稻一季的净收益为400元左右,一年约为800元,远远低于打工收益。农业净收益低下,导致农民对土地的依赖性减弱,农民对土地调整的意愿降低。

表 8 土地调整模型 2(距离上次调地时间进入模型)

土地调整模型 2 变量	土地调整方式 1		土地调整方式 2		土地调整方式 3	
	相对风险比	P 值	相对风险比	P 值	相对风险比	P 值
性别	0.352	0.049**	0.466	0.143	0.325	0.007***
年龄	1.015	0.435	1.004	0.838	0.970	0.044**
不满意 30 年不变的政策	1.874	0.377	3.042	0.096*	0.503	0.270
满意 30 年不变的政策	3.277	0.077*	3.491	0.074*	1.892	0.156
很满意 30 年不变的政策	7.016	0.265	0.000***	0.999	7.974	0.053*
家庭人均土地面积	0.310	0.149	0.655	0.156	0.376	0.062*
外出打工人数占家庭人口比例	0.267	0.296	0.326	0.358	0.562	0.565
距离上次调地时间	0.818	0.000***	0.688	0.000***	0.923	0.021**
以农业收入为主	0.614	0.625	0.743	0.770	1.336	0.750
以打工收入为主	0.426	0.360	0.651	0.650	0.936	0.940
全部为非农收入	1.160	0.890	1.121	0.919	1.555	0.661

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著。

其次,从收益的独享性看,土地调整的收益不具有独享性,还造成了新的不公平。如前所述,土地调整是在某个时点上进行的,而人口变化是经常的,等待下一次土地调整的农民持续无地的时间不同。相对于等待时间短的人,土地调整对等待时间长的无地农民造成了新的不公平。如果一个村 20 年调一次地,出现了“你一来就有地,我等了 18 年、19 年才分到地”的现象,因此,土地调整不仅受到来自人均土地增加户的反对,还受到有无地人口的农户的反对,从而使村中的土地制度保持现有的状态不变,土地承包关系长久不变得以延续,导致土地最后调整的时间越久远,农民对土地调整的预期越小。

最后,土地调整组织成本很高。有无地人口的农户和无地农民,是土地调整这一集体行动的第一行动集团,土地调整组织成本高昂增加了其在土地调整前需要跨越的障碍。公粮任务取消前,有无地人口农户以公粮任务为由要求集体分地,公粮任务为其分地诉求提供有力的依据。公粮任务取消后,有无地人口的农户,其分地的理由也因此变得不充分了,这无疑增加了第一行动集团的组织成本。组织成本随无地农民数量增加而增加,其中不乏具有搭便车倾向的农户。组织成本也来自于人均土地面积增加户的反对,“以前有公粮任务,各家不愿意多分地,分地时说好了,以后不再分了”<sup>[20]</sup>。组织成本还来自于村委会的执行能力。钱忠好认为乡村干部出于追求其自身利益的目的,偏好于经常性调整承包地<sup>[20]</sup>,朱冬亮则认为乡村干部利用土地调整是为了对农村社会进行管理和控制<sup>[21]</sup>。在所调查的村

中,由于没有集体经济,竞选村委会职务的激励不足,村委会因土地调整“太麻烦,与上级政策不符”而不愿意组织和实施土地调整。

土地调整给无地农民带来的预期收益不高而组织成本过高,无地农民拥有土地的愿望并没有促成调整土地的行动,久而久之,农民对土地调整的心理预期随时间推迟越来越淡化,土地调整不再是农民获得土地的预期途径。

### 三、无地农民与土地流转

通过土地流转市场获得土地使用权是无地农民获得土地的一个途径。农户土地的转入或转出取决于家庭收益最大化。在家庭收入最大化原则下,农民的选择是多样化的:外出打工或在市场转入或转出土地。那么,家中有无地人口是否会扩大土地转入或转出?这需要建立回归模型进行分析。

将农户是否已经转入土地作为因变量,0:表示没有转入土地,1:表示无所谓,2:表示想转入但未转入(其他),3:表示已经转入。自变量选取与表 6 类似,包含受访者的性别、年龄、受教育程度等个人特征,以及家庭人口数量、家庭人均土地面积、外出打工人数占家庭总人数的比例、家庭收入来源等家庭特征。

本文选取了有序 Logistic 回归模型,参数估计采用最大似然法来求估计值,利用 Stata 10.0 进行数据处理和模型分析。同样,距离上次调地时间和无地人口占家庭人口的比例分别进入模型,结果如表 9 所示。从模型的结果可见,其 P 值都为 0,因此该有序 logistic 模型拟合度较好。

表9 土地转入模型

土地转入模型1变量	估计参数	P值	土地转入模型2变量	估计参数	P值
性别	0.426	0.138	性别	0.432	0.134
年龄	-0.003	0.803	年龄	0.001	0.908
小学	-1.060	0.150	小学	-0.969	0.183
初中	-0.724	0.340	初中	-0.557	0.457
高中	-0.366	0.656	高中	-0.107	0.896
大专及以上	-1.021	0.329	大专及以上	-0.919	0.388
不满意30年不变的政策	0.830	0.026**	不满意30年不变的政策	0.671	0.077*
满意30年不变的政策	-0.414	0.225	满意30年不变的政策	-0.343	0.321
很满意30年不变的政策	-1.625	0.140	很满意30年不变的政策	-1.155	0.303
家庭人均土地面积	-0.042	0.707	家庭人均土地面积	-0.024	0.835
外出打工占家庭人口比例	-1.336	0.051**	外出打工占家庭人口比例	-0.875	0.212
无地人口占家庭人口比例	0.083	0.893	距离上次调地时间	-0.061	0.011**
以农业收入为主	0.197	0.670	以农业收入为主	0.161	0.731
以打工收入为主	-0.571	0.210	以打工收入为主	-0.629	0.169
全部为非农收入	-1.113	0.059*	全部为非农收入	-1.089	0.064*

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著。

土地转入模型1和2显示,家庭收入全部为非农收入的农户、对30年不变的政策不满意的农户,对土地转入有显著的负影响。家庭收入全部为非农收入的农户每增加一户,农户土地转入的可能性为0.329、0.337,降低67.1%、66.3%,表明家庭收入为非农收入的农户不倾向于转入土地<sup>[22]</sup>。对30年不变的政策不满意的农户每增加一户,农户转入土地的可能性变化了2.293倍、1.956倍,即分别提高了129.3%、95.6%,表明那些不满意30年不变的政策农户,拥有土地的意愿强烈,土地转入的意愿也比较强烈。

距离上次调地时间对土地转入有显著的负影响,距离上次调地时间每增加一年,农户转入土地的可能性变化0.941,即降低了5.9%,表明距离上次调地时间对农户转入土地有非常微弱的负影响。当无地人口占家庭人口的比例进入模型时,外出打工人数占家庭人数比例对土地转入有显著的负影响。外出打工人数增加,农户转入土地的可能性变化0.263,即降低了73.7%。而无地人口占家庭人口的比例对农户土地转入的影响不显著,这表明,影响农户土地转入的主要因素是家庭净收益,是否有无地人口不是农户土地转入的主要因素。

用同样的方法建立土地转出模型1和2,模型结果见表10。土地转出模型显示,家庭收入来源全

部为非农收入为主对农户土地转出有显著正向影响,表明这类农户转出土地的意愿非常强烈。外出打工人数占家庭人口比例有显著的正影响,家庭中外出打工人数越多,农户土地转出的可能性变化了3.456倍,即提高245.6%,这证实了姚洋、贺振华关于农民非农就业有助于促进农地流转的观点<sup>[13,23]</sup>。与土地转入影响因素类似,无地人口占家庭人口的比例对土地转出的影响不显著,是否有无地人口不是农户土地转出的主要因素。

综合土地转入和土地转出模型结果可以看出,无地农民与农户的土地转入、土地转出都不相关,所以,无地农民数量增加并没有推动土地流转。距离上次调地时间对土地转入有微弱的负影响,而对土地转出没有影响,表明距离上次调地时间越远,土地不再重新调整,并未促进土地流转的发展,土地调整和土地流转之间无必然的联系,从而支持了前述刘克春等的观点,土地调整和土地流转是两种不同的土地资源配置方式,二者之间并不必然存在相互阻碍、相互制约关系<sup>[17]</sup>。在广州市良田村,本地农民基本退出农业生产,从事耕种的是外来的代耕农,尽管该村土地调整比较频繁,但本地农户和外来农户间的土地租赁广泛存在,土地调整和土地流转之间无必然的联系。

表 10 土地转出模型

土地转出模型 1 变量	估计参数	P 值	土地转出模型 2 变量	估计参数	P 值
性别	-0.325	0.239	性别	-0.316	0.255
年龄	-0.013	0.262	年龄	-0.011	0.337
小学	-0.036	0.956	小学	-0.007	0.992
初中	0.386	0.568	初中	0.480	0.474
高中	-0.068	0.930	高中	0.066	0.931
大专及以上	0.554	0.553	大专及以上	0.665	0.475
不满意 30 年不变的政策	-0.105	0.788	不满意 30 年不变的政策	-0.198	0.616
满意 30 年不变的政策	0.304	0.361	满意 30 年不变的政策	0.325	0.330
很满意 30 年不变的政策	-0.905	0.309	很满意 30 年不变的政策	-0.750	0.412
家庭人均土地面积	0.119	0.165	家庭人均土地面积	0.154	0.080*
外出打工占家庭人口比例	0.999	0.100	外出打工占家庭人口比例	1.240	0.048**
无地人口占家庭人口比例	-0.145	0.806	距离上次调地时间	-0.034	0.128
以农业收入为主	-0.182	0.732	以农业收入为主	-0.205	0.699
以打工收入为主	-0.042	0.932	以打工收入为主	-0.096	0.846
全部为非农收入	1.741	0.002***	全部为非农收入	1.727	0.002***

表 11 想通过什么办法得到土地

选项	频率	占比/%	有效占比/%
希望村里土地全部收回重新调整分配	32	9.76	14.41
人口减少的家庭退出土地给人口增加户	41	12.50	18.47
继承父母	23	7.01	10.36
姐妹出嫁留下的	27	8.23	12.16
自己开荒	5	1.52	2.25
落实 30 年不变的政策,没办法了	86	26.22	38.74
其他	8	2.44	3.60
缺失	106	32.32	
合计	328	100.00	

表 12 上次分地之后继承的土地份量值

土地继承的份量值	频率	占比/%	有效占比/%
没有	92	28.05	50.83
0.25	1	0.30	0.55
0.5	4	1.22	2.21
1	51	15.55	28.18
2	17	5.18	9.39
3 以上	16	4.88	8.84
缺失	147	44.82	
合计	328	100.00	

注:0.25、0.5 是指一个人留下的土地由 4 个儿子或 2 个儿子均分,人均继承 0.25 或 0.5 份。

民实际通过继承的方式获得了土地。

在回答“如果种地,可以耕种谁的地”时,这种继承关系对家庭土地关系的影响更为明显。回答可以耕种“父母的、公婆的、姐妹出嫁留下的土地”的农户占总数的 71.96%(见表 13)。

#### 四、无地农民与家庭内部继承

随着 30 年不变的政策落实,土地承包权继承问题凸现。曹阳指出,土地承包权的继承是土地承包期 30 年不变的政策延伸与发展,实行子女继承是解决土地社区所有制与土地承包关系长期稳定冲突的出路<sup>[24]</sup>。石胜尧指出,64.4%的农民认为土地可以继承,土地承包权的继承作为农村土地承包权法定的流转方式,不仅具备法律上的可行性,得到较多农民的认同<sup>[25]</sup>。调查发现,在土地调整和土地流转之外,家庭内部继承已成为无地农民获得土地的一个途径。

在调查的几个村发现,村民在儿子之间分家,也要分地。父母名下的承包地、姐妹出嫁后留下的承包地,作为家庭财产在分家时平均分给儿子,这些土地或者成为家庭中新增人口的土地来源或增加了原有成员的土地量。

在回答“想通过什么办法得到土地”时,回答“继承父母”占总数的 7.01%,回答“姐妹出嫁留下的”,占总数的 8.23%,二者合计,约有 15.24%农户通过继承父母和姐妹出嫁留下的土地获得了土地(见表 11)。

在回答“上次分地之后家中是否有人留下了土地”这一问题时,回答“有人留下了土地”自然户占农户总数的 27.13%、占有效回答农户总数的 49.17%(见表 12),这表明约 30%~40%的无地农



表13 如果种地,可以耕种谁的地

选项	频率	占比/%	有效占比/%
父母的	160	48.78	66.95
公婆的	38	11.59	15.90
姐妹出嫁留下的	26	7.93	10.88
既有父母的、也有姐妹的	12	3.66	5.02
其他	3	0.91	1.26
缺失	89	27.13	
合计	328	100.00	

无地农民虽然没有名下的土地,他们可以继承父母或姐妹出嫁留下的土地。在有耕种土地意愿的情况下,他们可以耕种父母或姐妹出嫁留下的土地。因此,无地农民之所以处于隐性状态,是因为部分的无地农民通过继承获得了土地。

## 五、结论

综上所述,本文得出如下结论:(1)在落实了30年不变的政策村庄,最后进行土地调整的时间越远,名下无地的农民和有无地人口的农户数量就越多。(2)尽管名下无地的农民数量在越多,农民却没有土地调整的意愿,因而无地人口的增加并未引起土地重新调整。(3)土地调整既受到人均土地增加户的反对,也受到有无地人口的农户的反对,从而使村中的土地制度保持现有的状态不变,土地承包关系长久不变得以延续。(4)通过土地流转市场租入土地是无地农民获得土地使用权的另一途径。但是,农户转入和转出土地遵从于家庭收益最大化原则,无地农民的存在并不是农户土地流转的主要影响因素,外出打工是无地农民的替代选择。(5)家庭继承已实际上成为无地农民获得土地承包权的重要途径。

上述结论意味着,外出打工和家庭继承使无地农民问题隐性化,无名下的土地对无地农民而言未构成一个严峻的问题,认为这一群体的存在构成农村社会不稳定因素的说法,夸大了这一群体目前的影响。研究也进一步说明了在落实了30年不变的村中,无地农民的增加不是土地重新调整的主要原因,土地调整不再发生是因为其预期收益不高而组织成本过高,农民的土地调整意愿下降,久而久之,土地调整心理预期降低,从而30年不变的政策从一种外部强制性制度安排成为一种内生制度安排并延续下来,而土地调整的预期收益增加并超过组织成本时,土地调整仍将频繁发生。

## 参 考 文 献

- [1] 孙耀武. 解决无地农民问题的思考[J]. 南方农村, 2006(1): 29-30.
- [2] 杜吟棠. 中国农村集体土地产权界定与立法之经济学探讨[J]. 农村经营管理, 2007(1): 7-10.
- [3] 张润清. 无地农民产生原因、收入来源与生存现状研究——基于河北省32个县的调查分析[J]. 财贸研究, 2008(3): 22-26.
- [4] 龚为纲. 农村人口变动与土地制度实践的区域差异[J]. 学习与实践, 2009(6): 107-115.
- [5] 全国妇联. 土地承包与妇女权益——关于农村第二轮土地承包工作中妇女权益被侵害情况的调查[J]. 中国妇运, 2000(3): 30-33.
- [6] 程士华. 无地农民工: 抓得到的现在, 看不见的未来——新生代农民工出现新群体引发担忧[J]. 党政干部文摘, 2009(11): 26-27.
- [7] 李光全, 聂华林. 构建无地农民工融入城市的制度框架[J]. 当代经济管理, 2010(5): 43-48.
- [8] 叶剑平, 罗伊·普罗斯特曼, 徐孝白, 等. 中国农村土地农户30年使用权调查研究[J]. 管理世界, 2000(2): 163-172.
- [9] 曲福田, 陈海秋, 杨学成, 等. 经济发达地区农村土地30年使用权政策的调查研究——以江苏省为例[J]. 农业经济问题, 2001(4): 17-25.
- [10] 赵阳. 对农地再分配制度的重新认识[J]. 中国农村观察, 2004(4): 22-30.
- [11] 张照新. 土地流转与无地人口的土地权益[M]// 农业部农村研究中心. 中国农村研究报告. 北京: 中国财政经济出版社, 2003: 498.
- [12] 刘克春, 林坚. 农村已婚妇女失地与农地流转——基于江西省农户调查的实证研究[J]. 中国农村经济, 2005(9): 48-55.
- [13] 姚洋. 非农就业结构与土地租赁市场的发育[J]. 中国农村观察, 1999(2): 16-21.
- [14] 刘晓宇, 张林秀. 农村土地产权稳定性决定因素研究[J]. 农业技术经济, 2007(4): 11-22.
- [15] 钱忠好. 农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境: 理论与政策分析[J]. 管理世界, 2002(6): 35-47.
- [16] 叶剑平, 蒋妍, 丰雷. 2005年中国农村土地使用权调查研究——17省调查结果及政策建议[J]. 管理世界, 2006(7): 77-84.
- [17] 刘克春, 林坚. 农地承包经营权市场流转与行政性调整: 理论与实证分析——基于农户层面和江西省实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2005(11): 99-111.
- [18] [美] 劳伦斯·汉密尔顿. 应用STATA做统计分析[M]. 郭志刚, 译. 重庆: 重庆大学出版社, 2008: 227-229.
- [19] 姚洋. 集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析[J]. 中国农村观察, 2000(2): 11-19.
- [20] 钱忠好. 农地承包经营权市场流转的困境与乡村干部行为——对乡村干部行为的分析[J]. 中国农村观察, 2003(2): 10-13.
- [21] 朱冬亮. 土地调整: 农村社会保障与农村社会控制[J]. 中国农村观察, 2002(3): 15-22.

- [22] 王济川,郭志刚. Logistic 回归模型——方法与应用[M]. 北京:高等教育出版社,2001:237-249.
- [23] 贺振华. 农户外出、土地流转与土地配置效率[J]. 复旦学报:社会科学版,2006(4):95-102.
- [24] 曹阳. 农村土地继承制度与农村土地社区所有制矛盾冲突及发展走向[J]. 理论月刊,2005(9):5-9.
- [25] 石胜尧. 土地承包经营权的继承:流转的依据与对策[J]. 中国土地科学,2010(1):27-30.

### 注 释:

- ① 广东的区域划分:粤北、粤东、粤西及珠三角等4个地区。粤北包括清远、韶关等;粤东包括梅州、汕头、潮州、揭阳、汕尾等;粤西包括湛江、茂名、阳江、云浮、肇庆等;珠三角地区包括广州、佛山、深圳、珠海、惠州、江门、东莞、中山等。

## Landless Peasants, Land Reallocation, Land Transfer and Family Internal Inheritance

—Based on Investigation from 9 Villages in Guangdong and Hunan Provinces

SHANG Chun-rong, YE Lan

(College of Economics and Management, South China Agricultural University,  
Guangzhou, Guangdong, 510642)

**Abstract** Based on door-to-door survey from 9 villages in Guangdong and Hunan provinces, this paper studies the relationship among landless farmers, land reallocation and land transfer under the background of farmer's long-term land contract right. Through the regression model analysis, this paper finds that in the villages where long-term land contract right is implemented, the longer the time for land to reallocate, the more the number of landless farmers will increase. The desire of farmer's reallocating land is declining and farmers are unwilling to redistribute land. Landless farmers are not the main influencing factors in farmer's land readjustment. Landless farmers obtain the land use right not through leasing land from land reallocation market, instead they will leave home to seek jobs elsewhere. In addition, it is common for landless farmers to gain the land contract right through family internal inheritance in the rural areas. This paper concludes that the existence of landless farmer group has not constituted a serious rural problem. At the same time, this paper also points out that land does not adjust any longer because expected return of land adjustment is low, while the cost of organization is high instead of population growth. Therefore, unchangeable policy for thirty years will continue from external mandatory institutional arrangements to endogenous institutional arrangement.

**Key words** landless farmers; land reallocation; land lease; land inheritance; permanent policy of land contract right; land system

(责任编辑:陈万红)