

PLC 工作论文

w014

2009.07



北京大学-林肯研究院 城市发展与土地政策研究中心

PEKING UNIVERSITY - LINCOLN INSTITUTE

Center for Urban Development and Land Policy

二轮承包后的中国农村土地行政性调整

——典型事实、农民反应与政策含义

PLC WORKING PAPER SERIES NO.014

http://new.plc.pku.edu.cn/publications_ch.aspx

2009. 07

陶然 中国科学院地理科学与资源研究所农业政策研究中心 副研究员
北大-林肯中心 研究员

童菊儿 浙江大学公共管理学院 副教授

汪晖 浙江大学公共管理学院土地管理系 副教授
北大-林肯中心 研究员

黄璐 浙江大学公共管理学院 研究生

北京大学廖凯原楼508室, 北京 100871 中国

文章仅代表作者个人观点, 不代表北大-林肯中心及相关机构的观点与立场。文章作者与北大-林肯中心共同拥有该工作论文的所有版权, 若需转载或引用文章中任何内容或数据, 须事先得到版权所有人的书面许可, 并明确标注资料来源。

二轮承包后的中国农村土地行政性调整^①

——典型事实、农民反应与政策含义

陶然 童菊儿 汪晖 黄璐

内容提要：基于 2008 年进行的全国 6 省 119 个村庄的大样本调查数据，本文研究了二轮承包以来中央稳定农地承包权政策的执行情况。本研究发现，在中央大力推行稳定农地承包权的大环境下，二轮承包后各地发生大、小调整的次数显著下降，但一些地方依然在进行土地调整，其中又以小调整为主。本研究还发现，仍有超过 60% 的被访者、特别是二轮承包以来家庭人口增加的被访者以及以非农业收入为主的被访者，不太认同农地承包权长久不变的政策，认为应该按人口变动进行土地调整。因此，要解决中国现有的“集体所有、农户承包经营”农地制度的内在矛盾，必须通过有效的配套户籍制度改革切实减少农村人口并自愿放弃农地，从而有助于实现农村的地权稳定。

关键词： 农地承包权、土地行政性调整、人口城市化

一、引言

对中国绝大多数农民来说，承包地一直是他们经济收入的重要来源，尤其对那些缺乏非农就业机会的农民而言，农地甚至是他们收入的唯一来源。因此，在农村集体土地所有制的情况下，平均分配土地，根据人口变化进行土地调整，就不一定是少数地区、少数农户的要求，而可能是中国农地集体所有、家庭经营体制的内在需要（张红宇等，2002）。

自家庭联产承包责任制实施以来，由于多种原因，尤其是村庄内部不同家庭之间人口的相对变动，中国农村地区土地行政性调整比较频繁。基于人口相对变动引起的土地行政性调整固然体现了农村土地资源分配上的公平性，但问题在于，这种土地行政性调整往往直接导致农地细碎化和分散化，农业经营往往出现超小规模的状况（张欣，2006，）。同时，农地调整也很容易地影响到农户对农地的投资。这是因为地权不稳定导致农户缺乏对农地收益的合理预期，从而降低农户对土地投入、特别是进行长期投资的积极性，甚至可能带来土地粗放

^①本研究得到了国家自然科学基金（城市化过程中的农地制度与相关社会保障研究 70633002）、国家社科基金重大项目（城乡经济社会一体化新格局战略中的户籍制度与农地制度配套改革研究 08-ZD025）、北京大学—林肯研究院城市发展与土地政策研究中心的资助。通讯作者及地址：陶然，北京安外大屯路甲 11 号 3812 房间，100101，联系电话：（010）64888979，电子邮件：tao.ccap@igsnr.ac.cn。

利用、破坏地力、降低土地产出等一系列后果。^①

从政策角度来看，中央政府一直希望最大限度地稳定土地承包关系。1984年，中央提出了针对农地的“大稳定、小调整”政策试图解决人口变化所可能引发的问题。1993年，面临不同地区承包期将陆续到期的情况，中央颁布了《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》，决定在原有耕地承包期到期之后，再延长30年不变，并提出有条件地允许土地使用权的转让；同时，还提倡有条件的地方在承包期内实行“增人不增地、减人不减地”。1998年前后，中国农村普遍进行了二轮承包。也正是这一年，“土地承包期限30年不变”的规定被写入了新修改的《土地管理法》。自此，稳定土地承包权政策具有了法律的强制约束力。2009年，中共中央1号文件更强调要“现有土地承包关系保持稳定并长久不变。”

尽管最近10多年以来中央一直强调要稳定农地承包权，但由村庄内部不同家庭间人口变动而带来的土地调整压力却一直存在，并不会因中央政策强调稳定而消除。这就使农地承包制度处在两难的境地：要想稳定地权、鼓励对农地长期投资，提高农地利用效率，就要尽可能减少甚至避免调地；但在农村人口相对变动的情况下，农民的地权平等要求却必然带来土地调整压力。

本文将基于一次大样本调查的数据来考察中国农地行政性调整中存在的上述两难问题。第二部分将首先考察家庭联产承包责任制开始到二轮承包之前和二轮承包后样本村庄的土地调整情况；第三部分在描述2200多个被调查农户对“土地承包期限30年不变政策是否合理”问题的主观判断基础上，利用有序Probit模型分析了农民对调地态度的决定因素；第四部分是本文结论和政策含义。

二. 二轮承包前后的农地调整：基本事实

本文实证研究数据来自于笔者2008年6-10月进行的大样本随机抽样调查。调查范围涵盖了吉林、河北、陕西、四川、江苏和福建6个省、30个县（市、区）、59个乡镇和119个行政村，调查对象为119个行政村的主要村干部和这些村庄的2200多个农户。调查收集了有关人口、土地、劳动力、收入、农地制度等多方面的数据。

调查采用分层抽样法选取了样本省、县、乡镇和村。首先，把全国分为6个大区（西北，华北、东北、西南，东南、华东与华中区），在每个大区范围内随机选取1个省，最终选取样本省分别是吉林、河北、陕西、四川、江苏和福建6个省；其次，在每个样本省分别把省

^①姚洋（1998）研究表明，土地每多调整一次，土地单产下降1.5%。何凌云和黄季焜（2001）利用在广东省6个县152农户306地块的数据分析表明，土地使用权稳定对土地长期投入有益。俞海等（2003）利用6省15县（市）180样本地块数据进行的分析表明，农地使用权稳定可促进农地长期肥力的改善。

内所有县按照人均工业产值进行五等分，在每个等分组随机抽取1个样本县，最后确定了30个样本县；随后，在每样本县按照农民人均纯收入指标进行了分层抽样，每个样本县抽取2个乡镇，一共抽取了60个样本乡镇；此后，在样本乡镇，也是按照农民人均纯收入进行分层抽样，每个乡镇选取2个样本村，一共确定了120个样本村。最后，在每个村庄内部随机抽取20个农户，然后在样本农户中随机抽取一个18岁以上的成人进行调查。在去除一些无效样本村镇与村民后，调查共收集了59个乡镇、119个村、2200多农户的有效数据^①。调查样本县（市、区）分布如表1所示。

表1 抽样县（市、区）分布

省份	抽样县区（所在地级市）
江苏	溧阳（常州）、灌南（连云港）、丹阳（镇江）、大丰（盐城）、射阳（盐城）
四川	广安区（广安）、元坝区（广元）、射洪（遂宁）、沿滩（自贡）、江油（绵阳）
陕西	彬县（咸阳）、杨陵区（咸阳）、商南（商洛）、安塞（延安）、黄陵（延安）
吉林	东辽（辽源）、东丰（辽源）、前郭尔罗斯（松原）、集安（通化）、龙井（延边）
河北	鸡泽（邯郸）、武邑（衡水）、香河（廊坊）、蔚县（张家口）、藁城（石家庄）
福建	长乐（福州）、惠安（泉州）、安溪（泉州）、清溪（三明）、沙县（三明）

在本次调查中搜集了样本村的土地调整数据，主要包括土地调整次数以及调整幅度（即调整是大调整还是小调整）。在考察二轮承包后到调查截至时为止的土地调整情况的同时，也搜集了土地承包制开始到二轮承包前土地调整的情况。表2列出了二轮承包前、后两个时期的样本村土地调整情况。

通过比较表2中两个阶段，可以清楚地看到二轮承包前后土地调整情况的变化。二轮承包前，所有119个样本村中有高达86个村进行过调整(72.27%)，其中13个村(10.92%)既有过大调整，又有过小调整，16个村(13.45%)只进行过土地大调整；最多的是只进行过土地小调整的村(比例为47.90%)；而从未进行过土地调整的样本村为33个(比例为27.73%)。分省来看，四川样本村没有进行过大调整，而江苏有半数样本村村进行了土地大调整；小调整发生比例最低的是江苏和河北，都是40%，而吉林最高，达到76.19%。

但到二轮承包后，在所有的119个样本村中，既有大调整、又有小调整的只有陕西的1

^①需要指出，实际调查中之所以只调查了59个乡镇，而不是原定计划调查的60个乡镇，是因为在9月份调查四川绵阳市江邛的时候，一个乡因为地震后道路损害，还来不及修复就出现暴雨，导致调查队伍无法进入。此外，我们在吉林的一个乡镇抽样了三个村。

个样本村；只进行过土地大调整的只有江苏 4 个村；只进行过土地小调整的为 45 个（占 7.82%）；而从未进行过土地调整的提高到 68 个（占 57.98%）。分省存在很大变异，吉林的 21 个村中有 14 个进行了土地小调整，而江苏和福建分别只有 4 个村（占 20%）进行了调整。

表 2 二轮承包前后村庄土地调整情况（调整村庄比例，%）

		1998年二轮承包前			
省份	样本	大、小调整都有	只有大调整	只有小调整	大、小调整都没有
江苏	20	15.00	35.00	25.00	25.00
四川	18	0.00	0.00	72.22	27.78
陕西	20	15.00	5.00	55.00	25.00
吉林	21	4.76	4.76	71.43	19.05
河北	20	15.00	30.00	25.00	30.00
福建	20	15.00	5.00	40.00	40.00
六省	119	10.92	13.45	47.90	27.73
		1998年二轮承包后			
省份	样本	大、小调整都有	只有大调整	只有小调整	大、小调整都没有
江苏	20	0.00	20.00	0.00	80.00
四川	18	0.00	0.00	55.56	44.44
陕西	20	5.00	0.00	50.00	45.00
吉林	21	0.00	0.00	66.67	33.33
河北	20	0.00	0.00	35.00	65.00
福建	20	0.00	0.00	20.00	80.00
六省	119	0.84	3.36	37.82	57.98

表 3 进一步统计了所有村平均调地次数。二轮承包前样本村土地调整总次数平均为 2.58 次（大调整为 0.44 次，小调整为 2.14 次）。二轮承包后，调整总次数平均为 1.03 次（大调整为 0.08 次，小调整为 0.95 次）。分省看，二轮承包前吉林调整次数最高，达到 3.66 次，河北最低，只有 1.5 次。就大调整看，江苏平均有 1.3 次，而四川二轮承包前没有大调整。吉林省小调整次数最高，达到 3.52 次，而河北最低，只有 0.85 次。总体来看二轮承包后土地调整次数下降，但区域差异仍然显著。陕西调整次数最高而福建最低。江苏大调整次数最高（0.45），然后是陕西（0.05），而其他四个省没有大调整。陕西小调整次数最高，而江苏则没有小调整。

表 3 还给出了发生过土地调整那些村的平均调整次数。在发生过土地调整的村庄中，二轮承包前土地调整总次数平均为 3.58 次（大、小调整分别为 1.79 次和 3.66 次）。但二轮承包后土地调整总次数下降为 2.46 次（大、小调整分别为 2.00 次和 2.46 次）。所以，仅就那些进行过调整的村来看，二轮承包后虽然土地调整平均次数有所减少，但是土地大调整平均次数反而增加。分省来看，有过调整的村调地次数也存在较大变异。二轮承包前，四川样本

村土地调整总次数达到 4.77 次，而河北仅为 2.14 次，江苏样本村土地大调整平均次数最多，达到 2.60 次，而四川则没有过大调整；但四川样本村土地小调整平均次数最多，达到 4.77 次，河北仅有 2.13 次。二轮承包后，河北土地调整总次数最高，平均为 3.57 次，福建最少，仅为 1.75 次。江苏的土地大调整平均次数依然最多（2.25 次），陕西为 1.00 次，而其余 4 省则无大调整；河北小调整平均次数最多，达到 3.57 次，而江苏则没有发生过小调整。

表 3 二轮承包前、后样本村庄平均调地次数

省份	所有被调查样本村							
	二轮承包前平均次数				二轮承包后平均次数			
	样本数	大调整	小调整	合计	样本数	大调整	小调整	合计
江苏	20	1.30	1.55	2.85	20	0.45	0	0.45
四川	19	0	3.44	3.44	19	0	1.11	1.11
陕西	20	0.20	2.20	2.40	20	0.05	1.55	1.60
吉林	21	0.14	3.52	3.66	21	0	1.43	1.43
河北	20	0.65	0.85	1.50	20	0	1.25	1.25
福建	20	0.30	1.35	1.65	20	0	0.35	0.35
六省	119	0.44	2.14	2.58	119	0.08	0.95	1.03
省份	所有二轮承包后进行过调整的样本村							
	二轮承包前平均次数				二轮承包后平均次数			
	样本数	大调整	小调整	合计	样本数	大调整	小调整	合计
江苏	15	2.60	3.88	3.80	4	2.25	0	2.25
四川	13	0	4.77	4.77	10	0	2.00	2.00
陕西	15	1.00	3.14	3.20	11	1.00	2.82	2.91
吉林	17	1.50	4.69	4.59	14	0	2.14	2.14
河北	14	1.44	2.13	2.14	7	0	3.57	3.57
福建	12	1.50	2.45	2.75	4	0	1.75	1.75
六省	86	1.79	3.66	3.58	50	2.00	2.46	2.46

应该指出，考虑到本文所分析的两个阶段时长不同（二轮承包前一阶段跨度一般在 15 年或更长，而后一阶段只有 10 年左右），所以直接进行比较还是存在一定问题。但即使消除时段长度的影响，还是可以看到二轮承包后村庄土地大调整和小调整次数有显著下降，而且大调整次数更是出现大幅度下降，土地行政性调整现象主要是以小调整方式发生。这显示中央政府稳定土地承包权政策确实可能产生了较大影响。

但是，正如本文开始所指出的，由于农村内部人口变动导致的农地调整压力始终存在，“土地承包期限 30 年不变”的政策即使得到了较好执行，也不代表农民对这个政策合理性的认同。那么，农民到底如何看待中央政策？哪些农民更倾向于支持这个政策，哪些农民对这个政策持有保留意见？显然，理解农民对中央现有稳定农地承包权政策的认同程度，并分

析其背后的原因，对于寻求中国农地制度改革的未来方向至关重要。

三 农民对稳定农地承包关系政策合理性评价：典型事实与计量分析

（一）农民对“土地承包期限三十年不变”政策合理性的主观评价

本次调查问卷设计了4个问题来考察农民对中央稳定农地承包权政策的态度。如表4所示。第一个问题考察他们对“土地承包期限30年不变”政策的总体评价，而其余三个问题则进一步给出了三种假设性情形，分别询问被调查者在特定情况下对中央地权稳定政策的态度。这四个问题的回答选项都是三个，分别是“合理”、“不确定”或“不好说”、“不合理”。

之所以要向每个被访者都同时提出这四个问题，不仅是为帮助他们对稳定承包权政策含义有系统性认知，更是为了考察他们对不同情境，或者说同一个问题的不同侧面所作回答是否一致。如果农户对于这些问题的回答基本一致，也有助于确认所获数据的稳健性和可靠性。

表4 问卷中考察农户对于中央政策的态度的问题

问题顺序	问题内容
问题1	你认为农地承包30年完全不调整，是否合理？
问题2	你认为家里增加人口，不给土地是否合理？
问题3	你认为家里因为有人出嫁而减人口但不减土地是否合理？
问题4	你认为家里因为有人去世而减人口但不减土地是否合理？
作答赋值	合理=0；不确定或不好说=1；不合理=2

表5显示的样本数据统计表明，认为“土地承包期限30年不变”“合理”的被访者只占32.01%，对该政策持保留态度的被访者却高达62.79%，回答“不确定”的占5.2%。认为“家里增加人口不给土地”政策“合理”的被访者占28.98%，认为“不合理”的高达61.98%，回答“不确定”的占9.04%；认为“家里因为女儿出嫁减少人口，但不减少土地”“合理”的占30.38%，认为“不合理”也达到59.95%，回答“不确定”的占9.67%；认为“家里因为有人去世而减少人口，但不减少土地”“合理”的被访者占29.60%，认为“不合理”的占61.06%，回答“不确定”的占9.25%。

总体上说，从全部样本来看，认为“农地承包30年不变”、“增人不增地”和“减人不减地”“不合理”的被访者比例均远远高于认为它们“合理”和“不确定”的比例。也就是说，大部分被访者有着调整土地的意愿。上述农民对中央政策合理性的判断，显然与中央政府一直强调的“地权稳定”政策之间存在不小的矛盾。^①

为了进一步分析的需要，表5还给出了二轮承包后调过地村的村民与二轮承包后未调地

^①本文也基本验证了之前其他学者的相关研究结论，他们认为虽然农户希望拥有长久稳定的土地承包权，但是在现实中，大多数农户还是会首先追求土地调整带来的平等权利，而不是土地的稳定所带来的效率提高（参加Ho, 2005）。

村的村民对政府稳定农地承包权政策的态度。首先，二轮承包后到调查截至时调地村的被访者中，认为“农地承包 30 年不变”、“增人不增地、减人不减地”“不合理”的比例均高于二轮承包后未调地村的被访者比例，即调地村的村民更有调整土地的倾向和意愿。其次，无论所在村二轮承包后至调查截止时是否进行土地调整，认为“农地承包 30 年不变”、“增人不增地”、“减人不减地”政策“合理”的被访者比例大致相同。而二轮承包后到调查截至时，未调地样本村的被访者回答“不确定”的比例要明显高于那些调地村的被访者比例。，也就是说，在调过地的村中，农户调地倾向高一些。所在村没有进行过土地调整的被访者，可能更会在“调”与“不调”中难以抉择。上述差异其实不难理解，因为如果村里有更多的农户偏好土地调整，则村庄发生土地调整的可能性就越高。

表 5 样本被访者对于中央土地承包政策的态度 (%)

	问题 1	问题 2	问题 3	问题 4
选项	所有样本被访者			
不合理	62.79	61.98	59.95	61.03
不确定	5.20	9.04	9.67	9.31
合理	32.01	28.98	30.38	29.06
选项	二轮承包后所在村有过土地调整的被访者			
不合理	64.05	63.49	61.93	62.37
不确定	3.36	8.29	8.06	8.29
合理	32.59	28.22	30.01	29.34
选项	二轮承包后所在村没有土地调整的被访者			
不合理	61.94	60.95	58.61	60.12
不确定	6.44	9.55	10.77	10.00
合理	31.61	29.49	30.63	29.87

(二) 农户对“农地承包期限 30 年不变政策”评价的计量经济分析

从以上描述性分析可以看到，虽然有些被访者支持中央的稳定农地承包权政策，但大部分人还是认为“土地承包期限 30 年不变”政策并不合理。要考察到底是哪些农民倾向于支持土地调整，而哪些人反对，则需要进行更加严格的计量经济学分析。

由于调查时向农户提出的四个问题中每个问题答案上都有三个选项，本文将采用有序 Probit 模型进行计量分析。该方法是一种用可观测的有序反应数据建立模型来研究不可观测的潜变量变化规律的方法。模型因变量 y^* 是多元排序的非连续变量。它是解释向量 X 和服从正态分布扰动项的线性组合 (伍德里奇, 2007)。有序 Probit 模型可以表示为:

$$\text{Prob}(y_i = 0 | X) = \prod(\alpha_1 - X\beta) \quad (1)$$

$$\text{Prob}(y_i = 1|X) = \Pi(\alpha_2 - x\beta) - \Pi(\alpha_1 - X\beta) \quad (2)$$

$$\text{Prob}(y_i = 2|X) = 1 - \Pi(\alpha_2 - X\beta) \quad (3)$$

本文 y^* 将定义为不可观测的第*i*个农户给出回答的潜变量，而 y_i 是可观测的实际值，即第*i*个被访者给出的实际回答，分别取值0（合理），1（不确定），2（不合理）。这里定义：当 $y^* < \mu_1$ 时， $y_i = 0$ ，即被访者认为政策“合理”；当 $\mu_1 \leq y^* < \mu_2$ 时， $y_i = 1$ ，即被访者“不确定”政策是否合理；当 $\mu_2 \leq y^*$ 时， $y_i = 2$ ，即被访者认为政策“不合理”。此外， Π 是标准正态累积分布函数， μ_1 和 μ_2 是 y_i 值突变的临界点，为待估参数。

本文的概率预测模型设定如下：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Popch}_i + \beta_2 \text{Agrshare}_i + \beta_3 \text{Age}_i + \beta_4 \text{Gender}_i + \beta_5 \text{Edu}_i + \beta_6 \text{Fampop}_i + \beta_7 \text{Landpc}_i + \beta_8 \text{Incpc}_i + \beta_9 \text{CCP} + \beta_{10} \text{Cadre}_i + \beta_{11} \text{Vincpc} + e_i \quad (4)$$

(4) 式中，*i* 代表特定农户。*Popch* 是一个虚拟变量，取值是 1 时，表示二轮承包到调查截止被访者家庭人口有净增加，否则取值为 0。*Agrshare* 表示家庭农业收入占家庭总收入的比例，*Age*、*Gender* 和 *Edu* 分别表示被访者的年龄、性别和受教育年限。此外，还加入了农户家庭现有人口（*Fampop*）、人均耕地面积（*Landpc*）和家庭人均纯收入（*Incpc*）这三个变量作为家庭层级控制变量。*CCP* 和 *Cadre* 是两个虚拟变量，分别表示被访者是否为党员和村干部， e_i 是服从标准正态分布的误差项。

表 6 给出了解释变量基本描述性统计，可以发现这些变量在取值上存在显著变异。

Popch 的描述统计显示，样本中有 33% 的被访者家庭人口净增加，其他家庭人口或保持不变，或有所减少。*Agrshare* 的描述统计显示样本农户的人均纯收入中平均有 34% 是来自农业收入。值得注意的是，被访者平均年龄约为 50 岁，这反映了目前中国农村大部分年轻人都外出打工、因而留在农村的人绝大部分是中老年人的现实。

表 6 解释变量的统计描述

解释变量	样本数	均值	方差	最小值	最大值
<i>Popch</i> (人口净增=1, 其他情况=0)	2212	0.33	0.47	0	1

<i>Agrshare</i> (%)	2212	0.34	0.33	0	1
<i>Age</i> (年)	2212	49.54	11.24	18	86
<i>Edu</i> (年)	2212	6.15	3.33	0	16
<i>Gender</i> (男性=1, 女性=0)	2212	0.61	0.49	0	1
<i>Fampop</i> (人)	2212	4.27	1.65	1	18
<i>Landpc</i> (亩)	2213	1.54	1.92	0	33.3
<i>Incpc</i> (千元)	2212	6.52	9.02	-12.8	150
<i>CCP</i> (是=1, 否=0)	2212	0.08	0.26	0	1
<i>Cadre</i> (是=1, 否=0)	2212	0.03	0.17	0	1

表 7 给出了控制 118 个村虚拟变量后所得到的有序 Probit 模型估计结果。四个回归分别对应于表 5 中的四个问题。在这四个回归中, *Popch* 这个解释变量的回归系数都统计显著且为正。这说明, 与二轮承包以来家庭人口未增加的被访者相比, 二轮承包以来家庭人口净增加的被访者更倾向于对“土地承包期限三十年不变”政策持保留态度。而 *Landpc* 的系数则大多显著且为负, 这说明, 家庭占有土地越多就越不希望放弃土地, 也就越赞成中央稳定土地承包权的政策。*Fampop* 的系数都显著且为负, 说明家庭成员少的被访者更倾向于反对中央政策。这可能是由于人口较少的家庭其人口增加潜力更大, 所以希望通过土地调整来适应家庭将来人口的增加。

在其余解释变量中, 回归系数统计显著的变量还包括被访者年龄、性别、教育以及被访者家庭农业收入占家庭总收入比例。这些结果说明: 若家庭农业收入占家庭总收入的比例越高, 则被访者所在家庭更依赖于农业来获得收入, 他们会更倾向于赞成中央稳定地权的政策, 因为正是这些政策激励了农户在农地上进行长期投资以获得更多农业收入。女性和较年长被访者也更倾向于赞成中央政策。这可能有两个原因: 第一, 当村庄进行土地调整时, 女性和较年长被访者(由于出嫁和去世)往往是那些更可能失去现有土地的人。第二, 在中国这样一个农村人口大量外出打工的社会中, 土地给那些缺乏非农就业机会的劳动力提供了获得收入的机会, 使他们在无法从事非农就业时仍能从事土地生产经营中获得收益。恰恰是因为女性和较年长被访者非农就业机会更少, 从事农业生产活动的概率更高, 所以这部分人要更重视农地产权的稳定性。此外, 教育程度越高的被访者更容易意识到稳定承包权对农业生产的重要

要性，可能也有更强的产权意识，所以倾向于地权稳定。

表 7 有序 Probit 模型的估计结果（控制村虚拟变量）

	问题 1	问题 2	问题 3	问题 4
Popch	0.113* (1.79)	0.126* (1.94)	0.116 (1.82)*	0.122 (1.90)*
Agrshare	-0.153 (1.69)*	-0.248 (2.76)***	-0.219 (2.48)**	-0.215 (2.42)**
Age	-0.008 (2.89)***	-0.005 (1.81)*	-0.004 (1.38)	-0.004 (1.44)
Edu	-0.028 (3.03)***	-0.029 (3.04)***	-0.026 (2.77)***	-0.028 (2.90)***
Gender	-0.040 (0.65)	-0.142 (2.26)**	-0.121 (1.94)*	-0.141 (2.24)**
Fampop	-0.045 (2.34)**	-0.041 (2.11)**	-0.033 (1.73)*	-0.036 (1.87)*
Landpc	-0.039 (1.47)	-0.043 (1.83)*	-0.048 (1.88)*	-0.046 (1.82)*
Incpc	-0.001 (0.10)	0.001 (0.23)	0.003 (0.89)	0.002 (0.67)
CCP	0.086 (0.97)	0.019 (0.22)	0.074 (0.84)	0.053 (0.60)
Cadre	0.073 (0.76)	-0.020 (0.21)	0.010 (0.10)	0.012 (0.12)
截断点 1 (μ_1)	-1.635 (4.60)***	-1.792 (5.02)***	-1.772 (4.66)***	-1.813 (4.76)***
截断点 (μ_2)	-1.384 (3.90)***	-1.523 (4.27)***	-1.490 (3.93)***	-1.537 (4.04)***
样本数	2212	2212	2212	2212

注：①括号里是稳健标准误下的 t 统计量；

②*、**和 ***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平显著。

上述计量分析结果表明，被访者回答上述四个问题的前后逻辑不仅基本一致，而且也是非常理性的。之所以说其逻辑基本一致，是因为他们对这四个相关问题的回答或多或少都存在相似性。而之所以说其回答是理性的，是因为他们都更倾向于赞成那些符合自身和家庭利益的政策，而反对那些对自身或家庭不利的政策。

上述分析表明，就目前来看，要想在中国既有的农地制度下实现农地分配中的“公平与效率”之平衡非常困难。虽然那些家庭人口增加的农户倾向于支持土地调整，而且土地调整也有助于平衡不同家庭之间的土地分配，但它会降低农户对土地长期投资的激励，从而破

坏土地动态利用效率。这就是为什么更依赖于从农业生产获得家庭收入的农户会倾向于反对土地调整。因此，在大多数农民不支持稳定承包权政策的情况下，要切实地实现承包地产权的长久不变，确实有相当大的难度。我们调查发现，即使中央可以通过法律方式强制执行这个政策，因为土地分配不均仍然会带来不少村民之间，村民与村委会乃至基层政府之间的矛盾和冲突。

四 结论和政策含义

基于 2008 年调查的中国 6 省数据，本文首先对二轮承包之后中国 6 省 119 个村庄的土地调整情况进行了描述性分析。结果显示，尽管中央政策规定了“土地承包期限 30 年不变”，但一些地方依然在进行土地调整，其中以小调整为主。但与二轮承包之前相比，在中央大力推行稳定农地承包关系的大环境下，各地发生农地大、小调整的次数还是显著下降。

本文还进一步分析了全国 6 省 30 县 119 个村的上述样本村随机抽取的来自 2212 户农户的被访者对中央稳定承包权政策的评价，并运用计量经济模型分析了形成这些不同评价的影响因素。研究发现，尽管中央一直在推行稳定农地承包关系的政策，并且各地村庄土地调整现象总体有所减少，但仍有超过 60% 的农户对“土地承包期限三十年不变”的政策持保留态度，特别是二轮承包以来家庭人口增加的被访者，以及家庭收入以非农业收入为主的被访者，都倾向于支持农地调整。

总体来看，中国现有的“集体所有、农户承包经营”的农地制度内在地面临着平等和效率之间的复杂两难，这使得稳定土地承包权问题成为农村土地承包制度将持续面临的重大问题。一方面，土地调整有助于实现不同家庭间土地分配的公平，但另一方面，土地调整也会使农户预期不稳定，从而可能降低土地的长期投资。这里特别要强调土地调整对农户间收入差距的影响。较之以非农收入为主的农户，以农业收入为主的农户家庭平均收入相对较低，分配更多土地有助于提高他们的家庭收入。但是，在现行农地承包制度下，即使对那些以外出打工收入为主、甚至长期放弃土地耕作的农户，也很难不按人口平均分配土地给他们。对那些以务农为主、收入相对较低的农户，这种分配格局显然是相当不利的。

笔者认为，单纯地从土地制度本身进行改革，通过靠中央政府规定“土地承包权 30 年不变”不足以有效解决上述矛盾，如本研究所表明，有相当比例被访者对该政策持保留态度。所以，在推动以稳定产权为目标的农地制度改革的同时，必须要配套推动减少农村人口的户籍制度改革。只有通过这一改革，逐步把“离土不弃土”的农民永久性地迁出农村，才能真正地有效缓解人口变动对土地调整带来的压力。相反，在户籍制度改革没有取得实质性进展时，大部分外出迁移农户很难通过户籍改变来获得迁入地城市政府为城市户籍居民提供的相

关社会服务和公共福利，这必然会导致绝大部分外出迁移农户不愿意放弃农村承包地，也难以实现永久性迁移并切断与乡村的联系，农村人口无法真正减少。这样，即使在越来越多的农村劳动力转移到城市就业并从非农部门获得主要收入来源之后，因人口变动带来的农村土地调整压力持续存在。

在笔者看来，解决上述问题的唯一办法，就是在户籍制度改革过程中通过设定一定的“城市户口”获得条件（例如在本城市工作超过 2-3 年，过去一段时间内月收入达到一定水平），让那些符合条件的农户在放弃农村承包地的条件下转换为城市户口，并获得其对应的“城市福利包”（主要包括廉租房、子女在城市公立学校平等就学权利和城市最低生活保障）。如是，会有越来越多的农村外出迁移人口放弃农地，农村则可以有余地应对村庄内部人口变动并实现农地承包权的稳定。总之，农村承包地制度的改革，不能局限于农村和农地本身，必须要与减少农村人口的户籍制度配套进行。只有通过户籍制度改革实现了农村人口的长期、完全迁移，才可以将这些人口在农村持有的土地释放出来，减少土地调整的需要，并稳定那些长期从事农业生产的农户的土地承包关系。

作者单位

陶然： 中国科学院农业政策研究中心

童菊儿，汪晖，黄璐： 浙江大学公共管理学院土地管理系

参考文献

- 1、张红宇、刘玫、王晖：“农村土地使用制度变迁：阶段性、多样性与政策调整”，《农业经济问题》 2002 年第 2 期。
- 2、张欣：“我国当前的农地产权制度问题研究”，东北师范大学，硕士学位论文，2006。
- 3、叶剑平、蒋妍等：“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”，《管理世界》，2006 第 7 期。
- 4、姚洋：“农地制度与农业绩效的实证研究”，《中国农村观察》，1998 年第 6 期；
- 5、何凌云、黄季琨：“土地使用权的稳定性与肥料使用”，《中国农村观察》，2001 年第 5 期。
- 6、俞海、黄季琨等 “地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用”，《经济研究》，2003 年第 9 期。
- 7 伍德里奇：、J. M. 《计量经济学导论》，（第三版） 中国人民大学出版社，2007 年。
- 8 Peter Ho. *Institutions in Transition: Land Ownership, Property Rights and Social Conflict in China*. Oxford University Press, 2005