

# 中国农户农地使用权预期对农地 长期投资的影响分析\*

郜亮亮<sup>1</sup> 冀县卿<sup>2</sup> 黄季焜<sup>3</sup>

内容提要：土地资源的可持续利用关系到国家的粮食安全和农业的可持续发展。本文利用全国 6 省 2000 年和 2008 年的追踪数据考察了农户农地使用权预期对其农地长期投资的影响。本文使用工具变量方法对农户农地投资影响因素模型进行回归发现，在控制了其他影响农户农地投资行为的因素后，农户农地使用权预期由“不好”变到“好”将使其施用有机肥的概率提高 7 个百分点，用量则每公顷提高 1.18 吨。因而，进一步稳定农地产权，设计更好的相关政策措施使农民增加保护土壤肥力的长期投资，是未来农地制度改革中需要关注的问题。

关键词：农地使用权 有机肥 农户投资 土壤肥力 工具变量

## 一、引言

土地资源的可持续利用关系到国家的粮食安全等许多重要问题，因而中国耕地质量状况日益引起学术界以及政府部门的关注。很多研究指出，中国耕地质量不容乐观。例如，封志明、李香莲（2000）和赵其国（2004）认为，中国耕地肥力呈持续下降的态势，全国耕地平均有机质含量已降到 1%，

\*本文为国家自然科学基金青年项目“农地确权对农地流转市场影响的实证研究——兼论农地流转市场的交易成本及其变化”（项目编号：71203235）、“改革开放后中国农地产权结构变迁：演化路径、动力机制及其绩效分析”（项目编号：71103156）和“农村环境建设公共投资的供给机制与投资效率研究”（项目编号：71103013）、中国社会科学院农村发展研究所创新工程项目“中国农产品安全战略研究”、中国科学院地理科学与资源研究所“一三五”战略科技计划重点项目“区域农业可持续发展政策研究：产品市场、生产要素和技术进步”（项目编号：2012ZD2008）的阶段性成果。感谢中国社会科学院农村发展研究所“中国农产品安全战略研究”创新工程项目组成员（张元红、杜志雄、国鲁来、张兴华、刘长全、曹斌）的建设性意见，但文责自负。感谢中国科学院农业政策研究中心（CCAP）张林秀研究员和她领导的 2000 年的调查团队；感谢参加 2009 年第二次追踪调查的智华勇、黄珠容、李玉敏、刘莹、吴伟光、邓衡山、魏国学、邓蒙芝、朱莉芬、刘浩淼等。

明显低于欧美国家 2.5%~4.0% 的水平。中国耕地质量总体偏低，中等和低等耕地共占耕地总面积的 2/3 以上（陈印军等，2011）。并且，中国主要耕作土壤类型区的多数土壤处于中间偏低的土壤肥力等级（陈百明等，2010）。2004 年以来，8 个中央“一号文件”都要求加强耕地质量建设，努力培肥耕地地力。

产权对经济主体的投资行为至关重要。产权通过减少不确定性、促进交易等功能促使权利主体的投资等行为向有利于提高效率、增加产出的方向发展。例如，Besley（1995）指出，稳定的产权有利于经济发展，因为只有在有明确回报的情况下，投资才会活跃。如果投资得不到产权制度的有效保护，经济当事人将不愿意甚至放弃长期投资（Coase, 1960; Alchian and Demsetz, 1972）。农地产权制度对农户农地长期投资行为的影响也是如此。农户作为农地长期投资的直接参与主体，其所做出的决策将直接影响投资种类的选择，最终影响耕地资源的可持续利用状况。樊万选（2008）认为，农地产权制度对农户努力的激励强度，取决于该制度所决定的农户的“努力”付出与相应收益的一致性程度。赋予农户长期而稳定的农地使用权可以稳定其获得长期收益的预期，从而增强对其培养地力的长期投资的激励，最大限度地发挥土地的生产潜力。而且，有效的农户投资能够提高农户的生产效率和福利水平，从而推动整个农村经济发展（舒尔茨，1978；朱喜等，2010）。

在这样的现实和理论背景下，现有文献着重从农地使用权的角度考察农地产权制度对农户农地长期投资的影响，关注的焦点是农地使用权的稳定性对其农地长期投资的影响。这些文献习惯上把农户农地长期投资分成两类：与地块相连的长期投资（例如打井、施用有机肥等）和与地块不相连的长期投资（例如购买拖拉机或役畜等），并一致认为，农地使用权的稳定性不会影响后一种投资<sup>①</sup>。但是，关于农地使用权的稳定性对与地块相连的长期投资（下文简称为“农地长期投资”）的影响——这也是本文关注的问题，尚无定论。大多数研究认为，稳定的农地使用权对农地长期投资有显著的影响。例如，朱民等（1997）、姚洋（1998）、Li et al.（1998）、Carter and Yao（1998）、Jacoby and Mansuri（2006）认为，地权稳定性影响农户对未来土地使用权的预期和农地投资激励，进而对包括绿肥等在内的长期投资有显著的影响。何凌云、黄季焜（2001），俞海等（2003），郜亮亮等（2011）的研究也表明，地权稳定性对有机肥投入有正向影响。马贤磊（2009，2010）利用 2005 年江西省农户调查数据的分析表明，稳定的农地产权能够激励农户自发的土壤保护性投资，从而有利于土地资源的可持续利用。但是，也有一些研究认为，农地调整所引起的地权不稳定可能会影响农家肥等与特定地块相连的投资，但实际影响并不显著（例如 Kung and Cai, 2000；许庆、章元，2005；陈铁、孟令杰，2007）。

在对农地使用权稳定性的考量方面，很多文献从农户对农地使用权的预期<sup>②</sup>入手，用预期的好坏来衡量其稳定性；而且，它们注意到农地调整将影响农户对农地使用权的预期，进而影响他们的农地长期投资。例如，Kung and Liu（1996）和 Krusekopf（2002）的研究表明，村庄已经发生的农地调整的次数以及关于未来农地调整的规定都会影响农户对其农地使用权稳定性的预期。农地调整越频繁，农地产权越不稳定，农户对自己所耕种地块的使用权稳定性的预期越差。张红宇（2002），赵阳（2004），许庆、章元（2005）在此基础上指出，虽然频繁的农地调整是农户对农地使用权预期不稳定的主导因素，但是，农地调整的类型，即农地大调整和农地小调整，对农户农地使用权预期的影响程度不同。

<sup>①</sup>例如，Feder et al.（1992）基于 1987 年和 1988 年 3 省 4 县的实证研究表明，农户对土地再分配的担心或预期不会对其包括拖拉机、其他设备和役畜在内的生产性投资产生影响。

<sup>②</sup>更常见的做法是用地块的产权类型（自留地、责任田）来直接识别农地使用权的稳定性；随着土地流转市场的发展，也有研究（例如郜亮亮等，2011）将自留地和责任田合并为自家地，然后与转入地进行比较。

农地大调整将导致农户认为下次调整时自己或许不会拥有目前的地块，而频繁的农地小调整会引发农户对农地使用权稳定性预期不足。进一步地，钟甫宁、纪月清（2009）用农户对未来农地调整时间的预期等变量代表地权稳定性，他们研究发现，在地权稳定性对农户农地投资影响的方程中，这些代表地权稳定性的变量都不显著。即在农户土地规模小、土地经营收益低的条件下，农地调整及其所带来的农地使用权预期不稳定不是影响农户的与地块相连的长期投资的主要因素。

考虑到以下三个原因，本文将在沿袭以往研究思路的基础上，就农户农地使用权预期对其农地长期投资的影响进行再考察：第一，对于农地使用权稳定性是否影响农户农地长期投资，尚无定论。第二，以往相关研究大多运用 2002 年以前的数据，而 2003 年《中华人民共和国农村土地承包法》的实施对农地使用权制度有很大影响<sup>①</sup>，因而有必要使用新的数据对该问题进行再考察；而且，有必要运用全国大范围的调查数据对该问题进行深入考察。第三，从农地使用权预期的角度考察农地使用权稳定性对农地长期投资影响的研究还较少。总之，在中国政府屡屡强调土地资源可持续利用及其保障国家粮食安全重要性的宏观背景下，重新考察农户农地使用权预期对其农地长期投资的影响，有着重要的现实和政策意义。

本文研究目的是运用 2000 年和 2008 年全国 6 省 1200 户农户的数据，检验农户农地使用权预期对其农地长期投资行为的影响，从而为下一步农地制度改革提供政策依据。本文结构安排如下：第一部分是引言；第二部分介绍所用数据；第三部分是理论逻辑和统计描述证据；第四部分是计量分析；第五部分是结论和政策含义。

## 二、数据说明

为了系统地评估改革 30 年来中国农地政策的实际执行情况和效果，中国科学院农业政策研究中心（CCAP）于 2000 年 11 月进行了具有全国代表性的第一次大规模入户调查，并于 2009 年 4 月对 2000 年第一轮调查的样本农户进行了追踪调查。2000 年 CCAP 的调查采用多阶段分层随机抽样的方法。首先，确定样本省。调查省份包括能够代表中国东部、中部和西部三大经济发展水平不同区域的 6 个省，即东部沿海地区的辽宁省和浙江省、中部地区的河北省和湖北省、西部地区的陕西省和四川省。其次，确定样本县。将每个样本省的所有县按照人均工业总产值排序并等分为 5 组，从每组中随机抽取 1 个县，共抽取了 30 个样本县。第三，确定样本村和样本农户。在每个样本县对所有乡镇的人均收入排序并等分为 2 组，在每组随机抽取 1 个乡镇；然后在每个样本乡镇随机抽取 1 个村；最后在每个样本村等距抽取 20 个农户。此次调查共获得 60 个样本村、1200 个样本农户；数据处理时，去除重要数据丢失或有错误的 11 户样本后，得到 1189 户有效样本。2009 年 4 月，CCAP 对 2000 年调查的样本农户进行了追踪调查，调查了他们 2008 年的生产经营情况，最终获得有效样本 1046 户<sup>②</sup>。本文具体分析农户农地使用权预期对其农地长期投资的影响时，需使用农户和地块两个层面的数据。

首先，为考察农地调整对农户农地使用权预期的影响，调查问卷中专门设置了如下问题：“下次调整时，你还会得到这块地吗？”。如果农户回答其全部地块在下次土地调整中“会”得到，将该农户定义为农地使用权预期“好”的农户，且该农户对各地块的使用权预期也为“好”；如果农户回答

<sup>①</sup>马贤磊（2009）注意到了这一点，他利用 2006 年江西省农户调查数据检验了农地产权制度对土壤保护性投资的影响。

<sup>②</sup>2008 年汶川地震导致四川省一个县的两个村没有被调查。这样，应该有 1160（1200-40）户样本，但是，最后有效样本是 1046 户。损失的 114 户样本中，89 户已经不在农村生活，另外 25 户要么是整个家庭消亡（7 户），要么是不从事农业生产（18 户）。

其所拥有的地块中某一地块在下次土地调整中“不会”得到，则将该农户定义为农地使用权预期“不好”的农户，且该农户对相应地块的使用权预期就为“不好”。

其次，本文选择有机肥施用量作为衡量农户农地长期投资的指标。有机肥施用是一种改良土壤肥力的长期投资，其肥力可以持续4~5年（Jacoby et al., 2002）。而且，修渠、打井等长期投资带有公共支出的性质，大多是在政府或集体的主导下进行的。而有机肥是农户自己收集、自己投入的长期投资（赵阳，2007），最能真实体现农户的选择行为，从而能够成为科学评价产权制度的投资效应的典型。在考察农户对农地的有机肥投入情况时，调查问卷基于地块层面问农户：“这块地上您施用了多少有机肥？”，从而得到关于有机肥投入的地块层面数据。

第三，在上述两点的基础上，得到本文分析所用的农户和地块样本。如表1所示，两年共有2161个农户较好回答了“下次调整时，你还会得到这块地吗？”这一问题，其中，2000年农户为1140户，2008年农户为1021户。与上述2161个农户相对应的地块共有7783块，其中，2000年地块为4195块，2008年地块为3588块。从两年的整体数据来看，26%的农户对农地使用权的预期为“好”，其中，2000年这一比例是28%，2008年这一比例是23%，下降了5个百分点。这或许是人口变化、非农就业机会变化等因素造成的。

表1 2000年和2008年总样本及对农地使用权预期“好”的农户样本情况

	总样本		农地使用权预期“好”的农户样本	
	户数	地块数	户数	比例（%）
2000年	1140	4195	320	28
2008年	1021	3588	234	23
两年混合	2161	7783	554	26

### 三、理论逻辑与统计描述证据

#### （一）理论逻辑

产权理论强调稳定的产权对投资特别是长期投资的重要性。从某种程度上讲，产权的稳定性表现为“投资主体对某个物品所拥有的产权的期限是否能够保证他收回在该物品上的投资”这一问题的回答。如果回答是肯定的，则投资主体将进行投资<sup>①</sup>，否则，反之。中国农地产权制度中最重要的就是使用权制度，农地使用权越稳定，对农户在农地上长期投资的激励就越充分。但是，也要注意，中国农地制度内含着一个因人口变化导致的调整农地需求与禁止调整以激励农户长期投资的矛盾。人口变化、经济发展水平的差异导致不同地区对该矛盾的处理方式的不同，进而引致农户不同的农地长期投资行为，这是本文研究开展的现实基础。

定期或不定期的农地调整使得农户对目前所“拥有”的农地使用权产生了某种预期，如果下次调整时农户依然能够使用这块土地，则该地块的使用权就是稳定的，农户将对该地块进行长期投资，例如将有机肥施用维持在最优水平；否则，农户将不进行长期投资或者进行较低水平的长期投资。由此，本文提出假说：在那些使用权预期好的地块上，农户施用有机肥的概率更高，有机肥施用量也更高。

#### （二）统计描述证据

本文的调查数据显示，对于农地使用权预期“好”的地块与预期“不好”的地块，农户在其上

<sup>①</sup>当然，如果农地流转市场是完善的，使用权期限的长短并不重要，因为“顺利”的交易将能通过租金使农户收回长期投资。

的有机肥施用量有明显的差异。如表 2 所示, 2000 年, 农户在使用权预期“好”的地块上平均每公顷施用有机肥 8 吨, 比那些预期“不好”的地块每公顷平均多施用 2.2 吨, 高出 28%; 2008 年, 这一差异略有降低, 但依然明显: 农户在使用权预期“好”的地块上比预期“不好”的地块上平均每公顷多施用 1.7 吨有机肥, 高出 24%。两年平均来看, 农户在使用权预期“好”的地块上平均每公顷施用 7.6 吨有机肥, 要比在预期“不好”的地块上的每公顷施用量 (5.6 吨) 多 2 吨, 高出 26%。需注意的是, 2008 年, 不管农户对农地使用权的预期“好”与“不好”, 每公顷农地上的有机肥施用量都低于 2000 年。至此, 前述假说可以得到初步验证: 农户对农地使用权的预期将影响他们在农地上的有机肥施用量, 即农地产权稳定性将影响农户培育土地肥力的长期投资行为。

	预期“好”	预期“不好”	绝对差异	相对差异 (%)
	(1)	(2)	(1) - (2)	[ (1) - (2) ]100/ (1)
2000 年	8.0	5.8	2.2	28
2008 年	7.0	5.3	1.7	24
两年平均	7.6	5.6	2.0	26

另外, 还有很多因素影响农户在地块上的有机肥投入。例如, 农户可能根据地块特征的不同而施用不用数量的有机肥。从表 3 可知, 两年平均来看, 地块面积越大, 单位面积有机肥施用量越少: 地块面积大于 0.12 公顷时, 每公顷有机肥施用量平均为 5.1 吨, 比面积在 0.04~0.12 公顷之间地块上的每公顷施用量平均少 0.7 吨, 比面积小于 0.04 公顷地块上的施用量平均减少将近 1/3。这或许是因为随着畜禽养殖的专业化、规模化, 农户获得充足有机肥的成本越来越大; 而且有机肥的施用是劳动密集型的活动。地块质量越好, 有机肥施用量越高: 农户在高质量地块上平均每公顷施用有机肥 7.1 吨, 比在中等质量地块和低质量地块上平均分别多施用 1.3 吨和 1.4 吨。类似地, 那些靠近水井和水渠等即可灌溉地块上的有机肥施用量也略高于不可灌溉地块上的施用量。总之, 只有把这些因素加以控制, 才能将农地使用权预期对农户农地长期投资的影响隔离出来。为此, 下文将进行多元回归分析。

	2000 年			2008 年			
	两年平均	2000 年	2008 年	两年平均	2000 年	2008 年	
地块面积 (公顷)				中	5.8	7	5.3
(0, 0.04]	7.5	12.7	7.0	低	5.7	7	5.0
(0.04, 0.12]	5.8	10.7	5.2	地块灌溉条件			
>0.12	5.1	9.7	5.1		可灌溉	6.2	6.7
地块质量				不可灌溉	6.1	6.3	5.9
高	7.1	8.1	7.1				

## 四、计量分析

### (一) 模型设定

为了将农户农地使用权预期对其农地长期投资的影响隔离出来, 本文在建立模型时控制了地块特征、户主特征、家庭要素禀赋、地区经济发展水平等因素。模型设定如下:

$$M_{ikt} = \alpha + \eta P_{it} + \sum_{l=1}^3 \pi_l L_{ikt}^l + \sum_{h=1}^3 \chi_h H_{it}^h + \sum_{f=1}^3 \zeta_f F_{it}^f + \sum_{d=1}^5 \lambda_d D_{it}^d + \omega T_{2008} + \mu_{ikt} \quad (1)$$

(1) 式中,  $t=2000$  年,  $2008$  年。 $M_{ikt}$  是反映第  $i$  个农户对其第  $k$  个地块在第  $t$  年有机肥施用情况的变量, 在模型估计时用两种方式衡量: ①是否施用有机肥的虚拟变量 ( $M=1$  或  $M=0$ ); ②有机肥施用量 (吨/公顷)。 $P_{it}$  是反映第  $i$  个农户第  $t$  年农地使用权预期的变量, “预期好”=1, “预期不好”=0, 它是农地使用权稳定性的代理变量。农户在进行有机肥投入时, 还会考虑地块特征, 例如, 农户可能会把仅有的有机肥施用到更值得珍惜的地块上, 或者施用到质量差的地块上以改进其土壤质量。 $L^l$  是一组地块特征变量, 包括地块面积 (公顷)、地块灌溉条件 (可灌溉=1, 不可灌溉=0) 和地块质量 (设 “高质量地块” 和 “低质量地块” 两个虚拟变量)。有机肥的施用是一项劳动密集型的活动, 因此, 农户对农地的有机肥施用量可能会因户主年龄的增长而减少, 或者随着户主受教育程度的提高、非农就业机会的增加而带来的施用有机肥的机会成本的提高而减少。所以, 本文控制了一系列户主特征 ( $H^h$ ), 包括户主年龄、受教育年限和是否务农 (务农=1, 非务农=0)。同时, 本文也控制了一系列家庭特征 ( $F^f$ ), 包括家庭务农人数、家庭财富 (家庭耐用消费品价值总和) 和家庭成员平均年龄。 $D^d$  是省份虚拟变量。 $T_{2008}$  为年份虚拟变量 (2008 年=1, 2000 年=0), 用来考察有机肥施用是否随时间发生显著的变化。所有变量的描述性统计如表 4 所示。

表 4 回归模型中变量的描述性统计

变量名称	含义及单位	平均值	标准差
被解释变量			
是否施用有机肥	是=1, 否=0	0.43	0.50
有机肥施用量	吨/公顷	6.12	10.87
解释变量			
农地使用权预期	不会调整=1, 其他=0	0.29	0.45
年份虚拟变量	2008 年=1, 2000 年=0	0.47	0.50
地块面积	公顷	0.11	0.14
地块灌溉条件	可灌溉=1, 不可灌溉=0	0.57	0.50
高质量地块	高质量=1, 其他=0	0.25	0.43
低质量地块	低质量=1, 其他=0	0.16	0.37
户主年龄	岁	48	11
户主受教育程度	年	7	3
户主是否务农	是=1, 否=0	0.88	0.32
家庭务农人数	个	2	0.92
家庭财富	万元	2.52	5.15
家庭成员平均年龄	岁	36	11

注: 样本观测值为 7783。

## (二) 估计方法

估计模型 (1) 式时将面临内生性问题: 首先, 地权稳定性影响农地投资, 但农地投资也会影响地权稳定性。不少研究 (例如 Deininger and Jin, 2006; Fenske, 2011) 都曾强调, 农户的长期投资可能起到稳定农地使用权的作用。这表明, 农户农地使用权预期变量和被解释变量之间可能存在某种联

立性,进而导致估计不一致。其次,农户农地使用权预期变量是农户对其现在拥有的地块在下一土地调整中能否获得直接回答,是一个虚拟变量,尽管它能较好地衡量农地使用权的稳定性,但这种衡量不可避免地存在测量误差,也可能导致估计不一致。本文使用工具变量方法解决这里的内生性问题,选择“当年以前五年内所在村是否进行过土地大调整”作为农地使用权预期变量工具变量。该变量是村庄层次的变量,不受个体农户行为影响,在方程中是“外生的”(参见伍德里奇,2003)。该工具变量符合两个条件:第一,它与影响农户农地长期投资的不可观测因素之间没有相关性;第二,它与农地使用权预期变量显著相关(见表5第5列第2行)。理论上,工具变量方法的第一阶段估计方程为:

$$P_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \sum_{h=1}^3 \chi_h H_{it}^h + \sum_{f=1}^3 \zeta_f F_{it}^f + \sum_{d=1}^5 \lambda_d D_{it}^d + \omega T_{2008} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中, $W_{it}$ 是工具变量, $\tau = t-1, t-2, t-3, t-4, t-5$ ,代表第*i*个户所在村在第*t*年的前五年内是否进行过土地大调整。其他变量的含义与(1)式相同。

本文根据数据特征,进行如下估计:第一,为考察农户“是否施用有机肥”问题,用Probit模型估计(1)式(结果见表5第1列),并求出其标准化的边际概率(结果见表5第2列)。第二,为考察农户有机肥施用量问题,并考虑到很多农户有机肥施用量等于0的情况,用Tobit模型估计(1)式(结果见表5第3列),并估计出有机肥施用量大于零的情况下各个解释变量的条件边际效应( $E(M|M>0, X)$ )(结果见表5第4列)。第三,本文也报告了工具变量第一阶段估计方程即(2)式的回归结果(见表5第5列)。

### (三) 估计结果

从表5可以看出,所有模型总体运行结果较好,这些模型的Wald统计量(其相应p值=0)都是显著的,表明这些模型总体是显著的。模型估计结果具体如下:

第一,不管使用哪种估计方法,农地使用权预期变量的系数都为正,且该变量高度显著(见表5第1行)。这表明,农户对农地使用权预期“好”将激励他们施用更多的有机肥。例如,Probit模型的估计结果表明,在其他因素不变的情况下,农户在农地使用权预期“好”的地块上施用有机肥的概率要比预期“不好”的地块上高7个百分点(见表5第1行第2列);Tobit模型的估计结果表明,在有机肥施用量上,前者要比后者平均每公顷高1.18吨(见表5第1行第4列)。这表明,农地使用权稳定性预期的提高将激励农户进行改良土壤质量的长期投资。前面的假说得到证实。

第二,年份虚拟变量的系数都为负(见表5第13行),且该变量在Tobit模型的估计结果中是显著的。这表明,在其他因素不变的情况下,与2000年相比,农户在2008年施用有机肥数量要明显下降。2008年,农户在每公顷农地上比2000年少施用0.47吨有机肥(见表5第13行第4列)。这表明,随着时间的推移,经济发展水平提高,非农就业机会增加,农村劳动力从事农业劳动的机会成本加大,这降低了对农户施用有机肥的激励。

第三,农户家庭禀赋特征变量对其农地长期投资的影响是:家庭成员务农人数越多,农户对农地施用有机肥的概率越高:家庭成员务农人数增加1人,农户施用有机肥的概率将提高2个百分点(见表5第10行第2列);而在农户都施用有机肥的前提下,家庭成员务农人数增加1人,每公顷农地上有机肥施用量平均增加0.25吨(见表5第10行第4列)。这表明,有机肥施用确实是一项耗费劳动力的投资活动。另外,家庭成员平均年龄变量也是高度显著的,即家庭成员平均年龄越大,农户施用有机肥的概率和数量都越高(见表5第12行)。这可能因为,家庭成员平均年龄越大,农户农业生产经验越丰富,关于有机肥对土壤肥力作用的认识越深刻,因而越愿意进行这样的投资。

当然，这也可能是随着家庭成员年龄增加，他们非农就业机会减少的缘故。而家庭财富变量对有机肥施用具有负向影响（见表 5 第 11 行），这可能因为家庭财富高的农户有更高的劳动力机会成本。

第四，户主特征变量对农户农地长期投资的影响是：户主是否务农变量的系数为正，且该变量高度显著（见表 5 第 9 行）。户主由从事非农产业变到务农，农户施用有机肥的概率将提高 5 个百分点，每公顷施用量平均提高 0.88 吨（见表 5 第 9 行第 2 和第 4 列）。这表明，在其他因素不变的情况下，户主务农的农户更愿意施用有机肥，这或许是其经验所致，也或许是其劳动力机会成本低的缘故。而且，随着户主受教育程度的提高，农户施用有机肥的概率和数量出现明显下降（见表 5 第 8 行）。这可能是因为受教育程度高的户主非农就业机会多，劳动力机会成本大。

第五，地块特征也会影响农户的有机肥施用行为。从本质上讲，地块灌溉条件变量和高质量地块变量都是衡量地块“质量”的变量，它们高度显著且系数为正（见表 5 第 4 和第 5 行）。这表明，农户更愿意把有机肥施用到原本“质量”就好的地块上，以维持其肥力。另外，地块面积越大，单位面积有机肥施用量越小。

第六，Probit 模型和 Tobit 模型中所有控制变量的估计系数在符号和显著性上高度一致，这证实了模型估计结果的稳健性。

第七，工具变量是有效的。表 5 第 5 列表明，本文所用的工具变量与农户农地使用权预期变量高度相关，且该方程估计结果总体上显著。

综合以上估计结果，可以看出：①模型总体运行良好，估计结果稳健。②农地使用权预期“好”对农户施用有机肥有显著的积极影响。这表明，在保持其他因素不变的情况下，提高农地使用权的稳定性将能激励农户在农地上的长期投资。③有机肥施用是一项耗费劳动力的投资，因此，影响劳动力机会成本的因素将对有机肥施用产生影响，例如户主是否务农、户主受教育水平、家庭成员务农人数等。

表 5 农户农地使用权预期与农地长期投资关系模型估计结果

	Probit 模型	边际概率	Tobit 模型	边际效应	IV 估计
农地使用权预期	0.40*** (0.05)	0.07	4.98*** (0.77)	1.18	—
五年内所在村是否有土地大调整	—	—	—	—	-0.15*** (0.03)
地块面积	-0.05 (0.04)	-0.04	-2.97*** (0.70)	-2.84	—
地块灌溉条件	0.08*** (0.01)	0.07	0.77*** (0.19)	0.67	—
高质量地块	0.09*** (0.01)	0.09	1.57*** (0.20)	1.57	—
低质量地块	0.004 (0.02)	0.004	0.03 (0.24)	0.02	—
户主年龄	-0.0001 (0.0007)	-0.001	0.02 (0.01)	0.003	-0.003*** (0.001)
户主受教育程度	-0.005** (0.002)	-0.003	-0.06** (0.03)	-0.05	0.004 (0.003)

中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析

户主是否务农	0.04 <sup>*</sup> (0.02)	0.05	0.68 <sup>**</sup> (0.31)	0.88	0.02 (0.03)
家庭成员务农人数	0.04 <sup>**</sup> (0.02)	0.02	0.16 (0.11)	0.25	0.02 <sup>*</sup> (0.01)
家庭财富	-0.003 <sup>**</sup> (0.001)	-0.003	-0.04 <sup>**</sup> (0.02)	-0.04	-0.001 (0.002)
家庭成员平均年龄	0.002 <sup>***</sup> (0.001)	0.002	0.02 <sup>*</sup> (0.01)	0.03	0.002 (0.001)
年份虚拟变量	-0.007 (0.01)	-0.009	-0.44 <sup>**</sup> (0.18)	-0.47	-0.04 <sup>**</sup> (0.02)
(续表 5)					
Wald $\chi^2$	709.25	—	39.57	—	217.64

注：①工具变量有效性检验模型的观测值为 2161，其他模型的观测值为 7783；②小括号中的数值是稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，Wald $\chi^2$ 相应的 p 值都为 0.00；③限于篇幅，此处略去常数项和省虚拟变量的回归结果。

## 五、结论与政策含义

本文利用工具变量的估计方法，实证检验了农户农地使用权预期对其在农地上有机肥投入的影响。研究表明，在控制了其他影响农户投资行为的因素后，农户对农地使用权稳定性预期由“不好”变到“好”将使农户施用有机肥概率提高 7 个百分点，施用量则每公顷提高 1.18 吨。同时，本文还发现，影响农村劳动力机会成本的因素对有机肥的施用有显著影响。例如，同等条件下，户主务农的农户和家庭成员务农人数多的农户，有机肥施用概率和用量都高。而劳动力成本的逐渐增加、土地经营规模扩大（地块面积扩大）、户主受教育水平提高以及农民生活水平提高（家庭财富增加）都会对有机肥投入产生显著的负面影响。这对保持土地肥力提出了严峻的挑战。另外，地块的灌溉条件、地块质量等因素也影响农户的有机肥施用行为。总之，我们要进一步提高农地使用权的稳定性，禁止农地调整的发生，稳定农户对使用权的预期，以激励农户进行改善土壤质量的长期投资。同时，也要设计更好的相关措施以应对因农民受教育程度的提高、非农就业机会增加、农地经营规模的扩大带来的有机肥施用概率和用量下降的消极影响。

### 参考文献

1. Besley, T.: Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana, *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937, 1995.
2. Alchian, A. A. and Demsetz, H.: Production, Information Costs and Economic Organization, *The American Economic Review*, 62(5): 777-795, 1972.
3. Coase, R. H.: The Problem of Social Cost, *Journal of Law and Economics*, 3: 1-44, 1960.
4. Li, G; Rozelle, S. and Brandt, L.: Tenure, Land Rights, and Farmer Investment Incentives in China, *Agricultural Economics*, 19(1): 63-71, 1998.
5. Carter, M. R. and Yao, Y.: *Property Rights, Rental Markets and Land in China*, Department of Agricultural and Applied Economics Working Paper, University of Wisconsin, 1998.

6. Jacoby, H. and Mansuri, G.: *Incomplete Contracts and Investment: A Study of Land Tenancy in Pakistan*, World Bank Policy Research Working Paper No. 3826, 2006.
7. Kung, J. K. S. and Cai, Y. S.: Property Rights and Fertilizing Practices in Rural China: Evidence from Northern Jiangsu, *Modern China*, 26(3): 276-308, 2000.
8. Kung, J. K. S. and Liu, S.: Property Rights and Land Tenure Organization in Rural China: An Empirical Study of Institutions and Institutional Change in Transitional Economies, mimeo, Social Sciences Division, Hong Kong University of Sciences and Technology, 1996.
9. Krusekopf, C. C.: Diversity in Land-tenure Arrangements under the Household Responsibility System in China, *China Economic Review*, 13(2): 297-312, 2002.
10. Feder, G.; Lau, L. J.; Lin, J. Y. and Luo, X.: The Determinants of Farm Investment and Residential Construction in Post-reform China, *Economic Development and Cultural Change*, 41(1): 1-26, 1992.
11. Jacoby, H.; Li, G. and Rozelle, S.: Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China, *American Economic Review*, 92(5): 1420-1447, 2002.
12. Deininger, K. and Jin, S.: Tenure Security and Land-related Investment: Evidence from Ethiopia, *European Economic Review*, 50(5): 1245-1277, 2006.
13. Fenske, J.: Land Tenure and Investment Incentives: Evidence from West Africa, *Journal of Development Economics*, 95(2): 137-156, 2011.
14. 封志明、李香莲:《耕地与粮食安全战略: 藏粮于土, 提高中国土地资源的综合生产能力》,《地理学与国土研究》2000年第3期。
15. 赵其国:《土地资源 大地母亲——必须高度重视我国土地资源的保护、建设与可持续利用问题》,《土壤》2004年第4期。
16. 陈印军、肖碧林、方琳娜、马宏岭、杨瑞珍、易小燕、李倩倩:《中国耕地质量状况分析》,《中国农业科学》2011年第17期。
17. 陈百明、宋伟、唐秀美:《中国近年来土地质量变化的概略判断》,《中国土地科学》2010年第5期。
18. 樊万选:《农地产权与经营制度对农地经营效益的影响》,《郑州航空工业管理学院学报》2008年第2期。
19. 朱喜、史清华、李锐:《转型时期农户的经营投资行为: 以长三角15村跟踪观察农户为例》,《经济学(季刊)》2010年第1期。
20. [美] 西奥多·W·舒尔茨:《改造传统农业》,梁小民译,商务印书馆,1978年。
21. 朱民、尉安宁、刘守英:《家庭责任之下的土地制度和土地投资》,《经济研究》1997年第10期。
22. 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。
23. 何凌云、黄季焜:《土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省实证研究》,《中国农村观察》2001年第5期。
24. 俞海、黄季焜、Rozelle Scott、张林秀:《地权稳定性、土地流转与农地资源可持续利用》,《经济研究》2003年第9期。
25. 郜亮亮、黄季焜、Scott Rozelle、徐志刚:《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》2011年第4期。
26. 马贤磊:《现阶段农地产权制度对农户土壤保护性投资影响的实证分析——以丘陵地区水稻生产为例》,《中国农村经济》2009年第10期。
27. 马贤磊:《农地产权安全性对农业绩效影响: 投资激励效应与资源配置效应: 来自丘陵地区三个村庄的初步证据》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2010年第4期。
28. 许庆、章元:《土地调整、地权稳定性与农户长期投资激励》,《经济研究》2005年第10期。
29. 陈铁、孟令杰:《土地调整、地权稳定性与农户长期投资: 基于江苏省调查数据的实证分析》,《农业经济问题》2007

年第 10 期。

30.张红宇：《中国农地调整与使用权流转：几点评论》，《管理世界》2002 年第 5 期。

31.赵阳：《对农地再分配制度的重新认识》，《中国农村观察》2004 年第 4 期。

32.钟甫宁、纪月清：《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》，《经济研究》2009 年第 12 期。

33.赵阳：《共有与私用：中国农地产权制度的经济学分析》，生活·读书·新知三联书店，2007 年。

34. [美] J·M·伍德里奇：《计量经济学导论：现代观点》，费剑平译，中国人民大学出版社，2003 年。

( 作者单位：<sup>1</sup>中国社会科学院农村发展研究所；

<sup>2</sup>扬州大学商学院；

<sup>3</sup>中国科学院农业政策研究中心 )

( 责任编辑：韩 磊 )

