

中国农地流转市场的发展及其 对农户投资的影响

郜亮亮 黄季焜 Rozelle Scott 徐志刚*

摘要 农地使用权和租赁与农业投资一直是发展经济学的热点问题。随着中国农地流转市场的发展,越来越多的农户同时耕种这两类土地:自家地和转入地。本文的研究目的是在分析农地流转变动趋势的基础上,研究农地流转对农户土地投资的影响。基于来自2000年和2009年6省两轮全国性代表农户的追踪调查数据,建立计量模型,分析结果表明,农户在转入地上的有机肥施用概率和用量要比在自家地上的少;但随着农地租赁土地的稳定性的提高,这种投资差异在缩小。

关键词 农地流转, 转入地, 农户投资

一、引言

农地使用权与农业投资的关系,是发展经济学界长期关注的一个问题。国际上,很多研究表明,稳定的土地使用权能够促进农户投资,特别是改良土壤质量的长期投资(Feder *et al.*, 1987; Carter *et al.*, 1991; Besley, 1995; Abdulati *et al.*, 2010)。对中国农地制度的投资效应也有很多研究。这些研究的重点几乎都落在使用权的稳定性对投资的影响上,他们认为使用权越稳定,农户的长期投资越多(Feder *et al.*, 1992; Wen, 1995; Li *et al.*, 2000; 何凌云和黄季焜, 2001; Jacoby *et al.*, 2002; 俞海等, 2003; 姚洋, 1998, 2000, 2004; 许庆和章元, 2005; 赵阳, 2007)。此外,尽管有部分学者强调了农地转让权(Besley, 1995; Yao and Carter, 1999)对投资的重要性,但几乎没有关于农地转让权,尤其是农地流转对投资的实证研究。这可以理解,因为中国的农地流转这几年才得到快速发展。

* 郜亮亮、黄季焜,中国科学院农业政策研究中心; Rozelle Scott,美国斯坦福大学国际研究所;徐志刚,中国科学院农业政策研究中心。通信作者及地址:黄季焜,北京安外大屯路甲11号中国科学院农业政策研究中心,100101;电话:(010)64889833;E-mail: jkhuang. ccap@igsr.ac.cn。本文是农业部软科学课题“农村土地流转情况调查”(编号:Z200835)和中国科学院知识创新项目(KSCX1-YW-09-04)的研究成果之一,并同时得到世界银行、国际食物政策研究所(IFPRI)、德国中东欧农业发展研究所(IAMO)和密歇根国立大学等的资助。感谢匿名审稿人的评论和修改意见,当然,文责自负。

最近十多年中国农地流转的发展为研究农地流转对投资行为的影响提供了绝佳的机会。1990年,全国发生转包、转让土地的农户数仅占农户总数的0.9%,转包、转让耕地面积占全国耕地总面积的比重只有0.44%(农业部农村合作经济研究课题组,1991),到1998年参与流转的耕地占总耕地的比例也只有3%—4%(陈锡文和韩俊,2002)。进入21世纪后,农地流转得到快速的发展,根据第二次全国农业普查调查结果推算,到2006年全国农户土地流转率达到16.0%(万举,2009)。农地流转的快速发展以及各种鼓励农地流转政策所预示的更宽松的流转环境表明,越来越多的农户将同时耕种这两类土地:自家地(包括自留地和责任田,简称自家地,下同)和从别的农户那里转包的转入地(简称转入地,下同)。因此,比较农户在自家地和转入地上的投资差异具有很强的政策含义。¹

另外,对于效率导向的农地流转改革的负效应,特别是对土壤质量的影响也是亟待研究的问题。自从2004年开始,中央连续发了6个“一号文件”,号召要大力加强耕地质量建设,努力培肥耕地地力。同时,很多学者也强调要警惕因为较大比例的土地被佃农经营而可能导致土壤质量下降的负效应。例如,蔡昉等(2008)提到“如果土地不需要依靠长期投资保持土壤肥力,那么,它们在农户间的单纯转移有可能没有效率损失”。俞海等(2003)发现,和没有土地流转的样本相比,控制其他因素,有土地流转样本的土壤有机质含量平均下降1.94克/千克。这表明,农户之间非正式的土地流转可能不利于激励农户在现期增加对流转土地的长期投资,从而最终造成土壤长期肥力的损耗。本文将对这种负效应是否存在以及如何变迁的问题进行正式的经验研究。

本研究的目的是在分析农地流转变动趋势的基础上,研究农地流转对农户在其土地上的长期投入(有机肥)的影响。为了达到研究目的,下一部分讨论所用的数据;第三部分讨论农地流转市场发展趋势及特点,并提出待检验的假说;第四部分给出描述性证据;第五部分讨论计量模型与实证结果;第六部分为结论及政策含义。

¹ 以往文献在研究农地制度与投资问题时,主要是基于不同农地制度类型以及它们各自相关的土地权利规定的差异来识别农地制度与农地权利对长期投资的影响。有的学者(Rozelle *et al.*, 2002; Brandt 等, 2004)已经注意到这种把农地制度分为责任田、口粮田、自留地、承包田和开荒地的分类方法不能准确地刻画不同农地制度(即土地组织方式,或使用权类型)对农民生产和投资行为的影响。上述五种不同土地使用权类型的界限经常模糊,也增加了评估困难。从现实角度看——也是我们想强调的——《农村土地承包法》、《物权法》的颁布,农业税的减免使得上述五种使用权类型之间的界限更加模糊,再加上各种政策鼓励农地流转,农户面对的以及即将面对的或许就是两类土地:自家地和转入地。因此,比较农户在自家地和转入地上的投资差异具有很强的现实意义。

二、数据来源和分析所用样本

本文所用的数据来自于两次调查。一是中国科学院农业政策研究中心(CCAP)于2000年11月份进行的入户调查,利用分层随机抽样方法选取河北、辽宁、陕西、浙江、四川和湖北6省,每个省选取5个县,每个县选取2个乡镇,每个乡镇选取1个村,每个村选取20户。二是中国科学院农业政策研究中心(CCAP)于2009年4月对2000年的调查农户进行的追踪调查。两次调查的内容分别是关于2000年和2008年的农地制度以及过去5年的变动趋势。2000年有效样本为1189户,2008年有效样本为1046户²(见表1)。

表1 2000年和2008年总样本和既有转入地也有自家地的农户样本情况

	总样本		同时有自家地和转入地的农户样本			
	户数	地块数	户数	地块数	转入地块比例(%)	转入面积比例(%)
总样本	2 235	10 896	353	1 637	31.7	41.6
2000	1 189	6 049	182	793	31.7	35.0
2008	1 046	4 847	171	844	31.6	48.2

资料来源:作者2000年和2009年的调查。

我们的思路是比较农户在自家地和转入地上的长期投资行为。这种思路在制度经济学实证研究中已有很长的历史(例如, Bell, 1977; Shaban, 1987),他们关注的问题是分成契约的效率。他们将所有者耕种自己的土地与其耕种通过分成契约或者固定租金契约租来的土地区别对待,从而保证了该农民在其他方面的特征不变。我们沿袭他们的思路,选取既有转入地也有自家地的农户作为分析所用样本,比较他们在两种土地上的投资行为差异。

具体的,我们在调查时首先把耕地分为自留地、责任田、转入地和承包地。其中,自留地是不需要上缴农业税的,属于自己的地;责任田是村集体根据家庭人口分配给农户的土地,过去要上缴一定的农业税,但随着农业税的减免,责任田与自留地在土地权利稳定性方面的差异逐渐消失。因此,我们把它们合并起来,视为“自家地”。转入地是农户从其他农户转入的地。自家地和转入地是本文关注的目标。³

表1表明,在我们的总样本中,接近1/6的农户同时耕种着自家地和转入地,共353户、1637个地块(第1行)。在2000年调查的1189户中,有182户同时有这两种地(第2行),占农户总数的15%;2008年这一比

² 2008年由于汶川地震,导致四川省一个县的两个村没有调查。这样,应该有1160(1200-40)户样本。最后有效样本是1046。损失的114户样本中,89户已经不在农村生活,另外25户中要么是整个家庭消亡(7户),要么是不进行农业生产(18户)。

³ 承包地是农户从村集体或者村小组那里转入的地(大多是机动地),在我们调查的样本中,承包地占农户经营耕地总面积的比例较小,在2008年仅为7.64%,2000年为10%,同时它同农户间的耕地转包在合约和经营等方面可能存在差异,为避免问题的复杂化,本文的研究不包括承包地。

例为16% (1046户中有171户,第3行)。从地块上看,这些农户的转入地块数占自家地和转入地的比例在2000年和2008年都大约为32%,但如果从面积上看,转入地在总面积中的比例从2000年的35%提高到了48.2%。

三、中国农地流转市场的发展及其特点

本节对农地流转趋势和特点的统计描述所用的数据来自所有样本(表1的第1列和第2列)。统计数据表明,转入地的比例从20世纪90年代后期一直快速上升,而责任田的比例有所下降。从表2可以看到,1996年,流转市场刚刚起步,每个农户经营的耕地中,转入地平均来说仅占3%。到2000年,这个比例已经上升到10%,是原来的3倍多。到2008年,这个比例达到19%。也就是说,每个农户所经营的耕地中,平均有1/5是转入地。这是因为,随着经济的发展,非农就业机会的增加刺激了农户对流转市场的需求。而且,各种鼓励农地流转的政策法规纷纷出台,使得农户耕地的使用权越来越稳定。

表2 中国农户自家地和转入地面积结构变化:1996—2008年

	自家地(%)		转入地(%)
	自留地	责任田	
1996	2.7	94.4	2.9
2000	2.8	87.2	10.0
2004	3.0	85.5	11.5
2008	3.0	78.0	19.0

资料来源:作者2000年和2009年的调查。

然而,农地流转表现出很大的地区差异。从图1可以看出,浙江的农地流转市场发展要远远高于全国平均水平:1996年全国平均2.6%的耕地面积发生流转,而浙江是5.2%,是全国平均水平的1倍;2008年全国平均17.1%的耕地面积发生流转,浙江是41.5%,几乎是全国平均水平的2.5倍。这可能是因为浙江的经济发展水平高,农民非农就业机会多,从而把土地放在手里的机会成本大。这也预示着非农就业机会增加导致农村劳动力向外转移是耕地流转的一个重要原因。在经济相对落后的地方,例如陕西、河北和辽宁的农地流转市场发展比较缓慢。到2008年,在陕西农户的样本中,转入地占的面积比例也才5%左右,河北和辽宁在10%左右。

正如我们所预期的,中国农地流转更具民间的特征(见表3)。表3表明,在2000—2008年,有65.3%的农地流转是发生在亲戚之间的,绝大部分(93.8%)为口头合同,只有6.2%是书面合同。更重要的,89.8%的合同都没有固定期限;即使那10.2%的期限固定的合同的平均期限也才3.1年,其

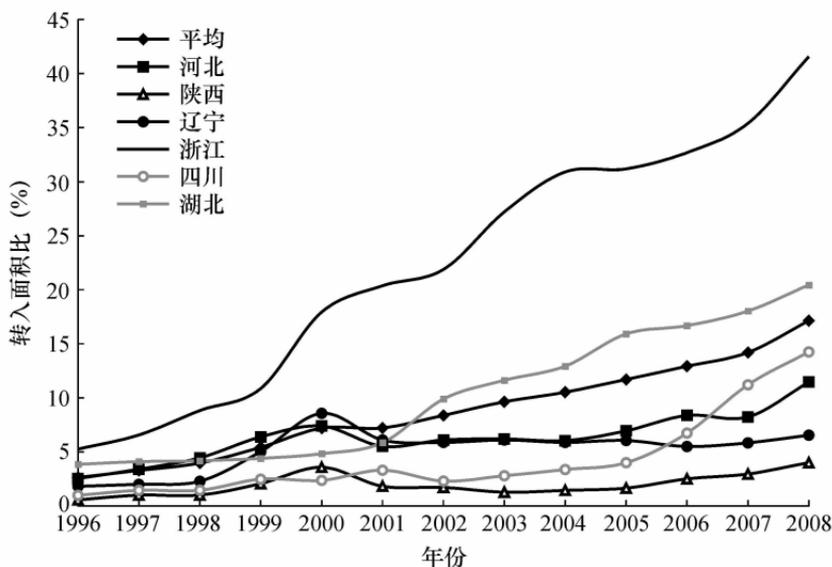


图1 中国6个样本省1996—2008年的农地转入面积比

中47.2%的合同期限在1年内,43.4%的合同期限在1—5年,而5—10年的仅有7.5%,10年以上的仅有1.9%。这些流转特点表明,转入地相比自家地而言,其使用权稳定性较差,转入地随时有可能被转出者收回去。农地流转的这些特征,可直接导致农户在转入地上的长期投资达不到最优状态,进而影响转入地的土壤肥力。

表3 中国2000年和2008年转入地的主要特征

	平均	2000	2008
转出者关系:			
亲戚 (%)	65.3	66.9	63.7
非亲戚 (%)	34.7	33.1	36.3
合同形式:			
口头 (%)	93.8	95.6	92.1
书面 (%)	6.2	4.4	7.9
期限是否固定:			
否 (%)	89.8	91.2	88.4
是 (%)	10.2	8.8	11.6
如果固定:			
平均长度	3.1	2.0	3.9
期限分布 (%):			
≤1年	47.2	68.2	32.3
1—5年	43.4	27.3	54.8
5—10年	7.5	4.5	9.7
10年以上	1.9		3.2

资料来源:作者2000年和2009年的调查。

可喜的是,2008年相比2000年,这些流转特点都有一些改进(见表3),市场化行为更多、合同更加规范、期限更长。具体来讲,亲属之间流转比例由2000年的66.9%下降到2008年的63.7%,这表明流转的市场行为在增加。书面合同比例由2000年的4.4%上升到2008年的7.9%,几乎上升了1倍,这从法律层面降低了违约风险,降低了合约执行成本,可能会激励长期投资。固定期限的合同比例也由2000年的8.8%上升到了2008年的11.6%,这可能会降低投资收益的“不确定性”,提高农户对流转地的投资意愿;而且,合同期限几乎翻了一倍(2年变到4年),这提高了长期投资的收益权,有利于农户对转入地的长期投资。

本文选择有机肥作为长期投资的衡量指标。有机肥主要由动物粪便(猪粪、鸡粪、牛粪等)和秸秆构成。有机肥是一种改良土壤肥力的长期投资⁴,其肥力可以持续4—5年(Jacoby *et al.*, 2002)。而且,修渠、打井、灌溉等长期投资带有公共支出性质,大多是在政府或集体的主导下进行的(赵阳, 2007),而有机肥是农户自己收集、自己投入的长期投资,其最能真实体现农户的选择行为,从而能够科学评价土地使用权制度的投资效应。至此,我们可以提出两个假说:假说一,农户在自家地上的有机肥投入要高于在转入地上的有机肥投入,流转越规范,地权越稳定,有机肥投入越高;假说二,2008年自家地与转入地上有机肥投入的差异要比2000年的差异小。

四、描述性证据

正如前面讨论的,为了研究农地流转对农户投资的影响,我们采用了同时耕种自家地和转入地的农户的调查样本,然后比较农户在其上的有机肥投入。2000年和2008年样本省和通过加权平均计算的全国转入地与自家地有机肥用量的结果见表4。从表4可以发现如下几个事实:

表4 2000年和2008年全国和各样本省转入地与自家地有机肥用量(吨/公顷)

	自家地(1)	转入地(2)	差异(2)-(1)
所有样本			
2000	8.7	5.1	-3.6
2008	3.7	2.5	-1.2
浙江			
2000	5.8	1.7	-4.1
2008	2.3	1.7	-0.6

⁴ 最近,在大家认同有机肥能培育土壤肥力的同时,发现有机肥对土壤造成一定的重金属污染(刘赫等, 2009;曹生宪等,2008)。他们发现由于养殖业饲料有很多添加剂,导致动物粪便的某些重金属超标,进而造成土壤重金属含量增加,对农产品质量有不利影响。但也有研究表明这种影响是不显著的(田野等, 2010)。不过,这些研究都是在强调有机肥重要作用的同时警惕要加强有机肥质量的管理。本文的研究对象是农户施用有机肥的长期“投资行为”。

(续表)

	自家地 (1)	转入地 (2)	差异 (2)-(1)
湖北			
2000	10.7	5.3	-5.4
2008	2.2	1.6	-0.6
四川			
2000	18.0	16.2	-1.8
2008	6.1	5.2	-0.9
河北			
2000	3.1	2.1	-1.0
2008	2.6	1.2	-1.4
陕西			
2000	8.6	5.7	-2.9
2008	1.8	1.3	-0.5
辽宁			
2000	16.3	10.6	-5.7
2008	4.8	2.5	-2.3

资料来源：作者 2000 年和 2009 年的调查。

首先，从全国来看，不管是 2000 年还是 2008 年，农户在转入地上的有机肥用量都要比在自家地上的用量少。例如，2000 年在转入地上，农民平均每公顷施用有机肥 5.1 吨，比自家地的（8.7 吨）少用 3.6 吨（第 1 行）；2008 年平均每公顷也少用 1.2 吨。

其次，在所有调查省也出现农户在转入地上的有机肥用量比自家地上的用量少的现象。每个省份也表现出同样的现象。例如，在浙江省，2000 年时转入地要比自家地平均每公顷少用 4.1 吨有机肥，2008 年也少用 0.6 吨。在辽宁省，这种差异更大。

再次，两种地上有机肥用量的差异随时间而缩小。例如，全国平均来看，这个差异由 2000 年的 3.6 吨下降到 2008 年的 1.2 吨。在浙江、湖北，这样的投资差异下降幅度更大，前者从 4.1 吨下降到 0.6 吨，后者从 5.4 吨下降到 0.6 吨。唯一的一个例外是河北省，但河北省有机肥用量相对较少。

最后，也是我们所预期的，相比 2000 年来讲，2008 年时农户不管是在转入地还是在自家地上都施用更少的有机肥。⁵这可能主要是因为随着经济的发展，非农就业机会的增加⁶导致了劳动力机会成本的增加，对有机肥这种从收集到施用都是劳动密集型的活动而言更是如此。

因为很多因素可能同时影响农户投资，我们在深入分析土地流转与农户投资时，还需要尽量控制这些因素的影响。这些影响因素可能包括地块的质

⁵ 实际上，基于所有样本（表 1 的 1、2 列）计算的 2000 年平均每公顷耕地有机肥投入为 13.04 吨，2000 年下降到 5.11 吨。

⁶ 根据我们的调查数据，村劳动力中外出打工人数比例由 2000 年的 23% 上升到 2008 年的 43%；户主非农就业比例由 2000 年的 25% 上升到 2008 年的 46%。

量、离家距离、面积大小、灌溉条件等。表5给出了这些地块特征与有机肥用量的关系,从简单统计上看,地形、灌溉条件、地块离家距离和地块面积似乎同有机肥施用有正(或负)的相关关系。例如,地块离家距离越远,托运有机肥的成本越高,故有机肥用量越少。

表5 2000年和2008年地块特征和有机肥用量情况(吨/公顷)

	平均	2000	2008
地块质量:			
低	5.7	5.7	5.5
中	5.1	8.0	2.8
高	5.8	7.9	3.4
地形:			
平原	3.7	5.4	2.1
非平原	7.7	10.5	5.1
灌溉条件:			
可灌溉	4.0	4.9	3.1
不可灌溉	7.9	11.7	3.7
离家距离:			
< 0.5 km	6.1	8.9	3.9
0.5—1 km	5.5	8.4	2.6
1—2 km	4.3	5.5	2.9
>2 km	3.6	3.3	4.0
地块面积:			
<0.1 ha	6.0	8.5	3.6
0.1—0.15 ha	5.2	6.9	3.2
>0.15 ha	3.6	5.0	2.5

资料来源:作者2000年和2009年的调查。

五、计量模型及估计结果

(一) 模型设定

为了定量分析农地流转对农户有机肥投入的影响,我们对同一农户不同类型的地块进行比较,从而较好地处理内生性问题。计量模型如下:

$$M_{ipt} = \alpha + \beta_0 R_{ipt} + \gamma T_{2008} + \sum_{j=1}^6 \delta_j D_{ipt}^j + g_u(Z) + \epsilon_{ipt}, \quad (1)$$

其中, M_{ipt} 是第 i 个农户的第 p 块地, 在第 t 年的有机肥施用变量, 我们用两种方式来衡量: (1) 有机肥施用虚拟变量 ($M=1$ 或 0), (2) 有机肥实际施用量 (吨/公顷); R 是土地类型, 转入地取值 1 , 自家地取值 0 。 T_{2008} 是 2008 年的年份虚拟变量 (2008 年 $=1$, 2000 年 $=0$), 用来衡量因时间而变的有机肥用量; D^j 是块地上的 j 特征, j 特征依次是地块质量 (高质量和中质量两个虚

拟变量, 对照组为低质量)、地块类型 (平原=1, 非平原=0)、灌溉条件 (可灌溉=1, 不可灌溉=0)、离家距离 (千米)、地块大小 (公顷) 6 个地块特征变量; Z 表示一系列的农户特征, 它们对同一个农户不同地块来讲是不变的, 这可以通过同一农户不同地块间的“固定效应”或“随机固定效应”来控制。模型中用到的相关变量的统计描述情况见表 6。

表 6 回归所用变量的统计描述表

变量名称 (符号)	含义/单位	平均值	标准差	最小值	最大值
有机肥用量 (M)	吨/公顷	5.3809	10.2793	0	60
是否用有机肥 (M)	0/1 变量	0.3897	0.4878	0	1
是否转入地块 (R)	是=1, 否=0	0.3164	0.4652	0	1
交互项 ($R_{ip} \times T_{2008}$)	转入地与年份的交互项 (2008 年的转入地=1, 其他=0)	0.1631	0.3696	0	1
年份虚变量 (T_{2008})	2008=1, 2000=0	0.5156	0.4999	0	1
地块质量—中等 (D -Middle)	中等=1, 其他=0	0.5626	0.4962	0	1
地块质量—高等 (D -High)	高等=1, 其他=0	0.2773	0.4478	0	1
是否平原 (D -Topography)	是=1, 否=0	0.5816	0.4935	0	1
可否灌溉 (D -Irrigation)	是=1, 否=0	0.6371	0.4810	0	1
离家距离 (D -Distance)	千米	0.6426	0.6782	0	7.5
地块面积 (D -Area)	公顷	0.1213	0.2200	0.0013	3.3333

注: 样本数为 1 637。

为了进一步识别转入地与自家地有机肥用量的差异是否随流转市场的规范化而缩小, 在模型 (1) 中加入“是否转入地”与年份 T_{2008} 的交互项, 得到如下的模型 (2):

$$M_{ipt} = \alpha + (\beta_0 + \beta_1 \times T_{2008})R_{ipt} + \gamma T_{2008} + \sum_{j=1}^6 \delta_j D_{ipt}^j + g_u(Z) + \epsilon_{ipt}. \quad (2)$$

(2) 式中, 我们关注的是系数 β_0 , 其识别了转入地与自家地之间的差异。假说 1 预期 β_0 小于 0, 小于 0 表明转入地由于使用权的不稳定性导致了农户在其上的长期投资减小。假说 2 预期 β_1 为正的, 即我们预期 2008 年自家地与转入地上有机肥投入的差异要比 2000 年的差异小。

(二) 内生性

第一, 如很多研究关注的一样 (Jacoby and Mansuri, 2006), 如果转出者和转入者之间存在信息不对称, 那么可能导致“逆向选择”问题: 转出者有激励把低质量的地块转包出去。这样就会导致模型中的变量 R_{ip} 具有内生性。因为转入者也会理性地认识到这种信息问题, 认为转入的土地很可能是低质量的土地, 故影响投资行为。这时, 变量 R_{ip} 所识别的并不一定是转入地与自家地使用权稳定性的差异对投资的影响, 而代表的可能是地块质量对投资的影响。对于这个内生性问题, 如果不存在这种信息不对称, 问题自然消

失。而实际上,流转几乎都发生在同一个村内,甚至同一个小组内;而且65%都是亲戚之间,要么就是熟人之间,所以这种“逆向选择”在现实中并不是大问题。即使有某种程度的信息问题,只要控制了“地块质量”,这个内生性就能得到较好解决。而变量 D_{ip} 中包括的6个地块特征变量从很大程度上能够较好地衡量一个地块的“地块质量”。

第二,那些既影响一个地块变成转入地又影响在其上的投资行为的农户特征,会被“固定效应”方法所控制。

第三,转入地与自家地的投资差异主要是由在使用权稳定性上的差异导致的。那么,变量 R_{ip} 本质上就是这种“使用权稳定性”的代理变量。 R_{ip} 是一个虚拟变量,在某种程度上能够较好地衡量这种“使用权稳定性”,但这种衡量肯定不完美。因此,理论上讲仍存在“测量误差”导致的内生性。受限于数据,我们对此做一些改进。从文章思路上讲,在模型(1)中加入时间虚拟变量 T 和一个交互项 $R_{ip} \times T_i$ 是为了检验假说2。但从计量经济学上讲,这个交互项 $R_{ip} \times T_i$ 在某种程度上进一步衡量了转入地的“使用权稳定性”。因为,2000年后,国家出台了各种鼓励、规范流转的政策和法律,这意味着2008年转入地的“使用权稳定性”更好。而这个交互项就衡量了这种“使用权稳定性的改进”。所以,“测量误差”问题进一步得到缓解,内生性较好地得到了控制。

(三) 估计方法

根据数据特征,我们设置了如下估计方法。第一,因为不少农户没有使用有机肥⁷,为了得到一致估计,在估计模型时采用了Tobit模型(当 M 为实际施用量时)。为了控制农户特征,直接估计相同农户不同地块(自家地和转入地)间的施用有机肥的差异,我们采用固定效应模型的传统估计方法,即把每个农户的虚拟变量加入模型,和所关注的解释变量一起估计(Woolridge, 2002)。这样,得到固定效应的Tobit-FE估计结果(见表8)。并估计出Tobit-FE各个解释变量的条件边际效应 $E(M|M>0, X)$, 即有机肥用量大于0情况下的每个解释变量的边际效应。第二,为了考察“是否施用有机肥”问题,也估计了相应的Probit(当 M 为虚拟变量时),并直接求出标准化的边际概率(见表7)。第三,为了考察估计的稳健性,同时用固定效应的OLS方法估计了模型(见表7)。第四,不管用什么估计方法,我们将分别用2000年和2008年的数据估计模型(1)和用两年的混合数据估计模型(2)。

⁷ 有机肥用量 M_{ip} 共1637个样本点,其中999个等于0,大概占61%。

表7 有机肥施用概率的 Probit-RE 模型与施用量的固定效应 OLS-FE 模型估计结果

	Probit-RE ($M=1$ or 0)			OLS-FE ($M=\text{ton}$)		
	平均	2000	2008	平均	2000	2008
是否转入地块(R) (是=1, 否=0)	-0.20*** (0.05)	-0.24*** (0.06)	-0.06* (0.04)	-2.50*** (0.56)	-2.30*** (0.69)	-0.73* (0.38)
交互项($R_{ip} \times T_{2008}$)	0.11 (0.07)			2.03*** (0.78)		
年份虚拟变量(T_{2008}) (2008=1, 2000=0)	-0.22*** (0.08)					
地块质量—中等 (中等=1, 其他=0)	0.12** (0.06)	0.22*** (0.09)	0.02 (0.06)	0.86 (0.69)	2.19* (1.12)	-0.67 (0.75)
地块质量—高等 (高等=1, 其他=0)	0.23*** (0.06)	0.28*** (0.09)	0.13* (0.08)	1.42* (0.76)	1.65 (1.21)	1.43* (0.83)
是否平原 (是=1, 否=0)	-0.32*** (0.07)	-0.25*** (0.09)	-0.35** (0.15)	-3.80*** (1.16)	-3.87** (1.68)	-3.85** (1.60)
可否灌溉 (是=1, 否=0)	-0.40*** (0.07)	-0.50*** (0.09)	-0.21** (0.09)	-3.33*** (0.76)	-3.68*** (1.16)	-1.77* (0.91)
离家距离(千米)	-0.12*** (0.04)	-0.25*** (0.06)	-0.01 (0.03)	-1.20*** (0.36)	-2.22*** (0.70)	-0.46 (0.33)
地块面积(公顷)	-0.15 (0.13)	-0.32 (0.24)	-0.03 (0.09)	-2.49** (1.09)	-11.26*** (2.70)	0.01 (0.88)
观测值	1637	793	844	1637	793	844
组数	353	182	171	353	182	171
R^2				0.08	0.15	0.06
Wald Chi2/F	99.70	72.79	34.21	6.107	6.230	2.68
Prob>Wald Chi2/F	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01

注：(1) Probit 模型中的参数是标准化的系数，可以直接解释为“概率”的变化，其中交互项系数的 p 值=0.109；(2) 所有标准误都是稳健标准误。***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。

表8 有机肥用量的固定效应 Tobit 模型及其相应的边际效应估计

	Tobit-FE ($M=\text{ton}$)			条件边际效应($E(M M>0, X)$)		
	平均	2000	2008	平均	2000	2008
是否转入地块(R) (是=1, 否=0)	-5.88*** (1.19)	-5.69*** (1.39)	-2.04** (0.92)	-1.80*** (0.36)	-1.86*** (0.45)	-0.59* (0.26)
交互项 ($R_{ip} \times T_{2008}$)	4.01** (1.69)			1.23** (0.52)		
地块质量—中等 (中等=1, 其他=0)	2.41* (1.45)	4.30** (2.11)	-0.63 (1.84)	0.74* (0.44)	1.40*** (0.68)	-0.18 (0.53)
地块质量—高等 (高等=1, 其他=0)	4.94*** (1.53)	4.70** (2.16)	4.53** (2.01)	1.52*** (0.47)	1.54*** (0.70)	1.31* (0.58)
是否平原 (是=1, 否=0)	-8.57*** (2.21)	-9.19*** (3.22)	-7.85*** (2.99)	-2.63*** (0.68)	-3.00*** (1.05)	-2.27*** (0.86)
可否灌溉 (是=1, 否=0)	-8.57*** (1.50)	-9.90*** (2.16)	-5.16*** (1.94)	-2.63*** (0.46)	-3.23*** (0.71)	-1.49*** (0.56)

(续表)

	Tobit-FE ($M=\text{ton}$)			条件边际效应($E(M M>0, X)$)		
	平均	2000	2008	平均	2000	2008
离家距离(千米)	-2.98*** (0.81)	-6.99*** (1.67)	-0.99 (0.76)	-0.91*** (0.24)	-2.28*** (0.54)	-0.29 (0.22)
地块面积(公顷)	-21.75*** (4.59)	-32.36*** (6.67)	-4.86 (4.36)	-6.68*** (1.41)	-10.57*** (2.18)	-1.40 (1.26)
观测值	1637	793	844			
组数	353	182	171			
Wald Chi2	616.14	483.22	1133.19			
Prob > Wald Chi2	0.00	0.00	0.00			

注:所有标准误都是稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著。

(四) 估计结果

第一,不管用哪种方法估计,我们都可以发现土地类型变量 R_{ip} 的系数是负的,且统计显著(表7、表8的第1行),即假说1得到证实。具体讲,例如表7中的 Probit-RE,不管是2000年还是2008年,农户在转入地上施用有机肥的概率显著低于在自家地上施用有机肥的概率(表7,第2列和第3列),2000年低了24%,2008年也低了6%,且统计上都显著。混合两年的数据估计方程(2)表明,转入地比自家地施用有机肥概率平均低20%(表7,第1列)。再例如, Tobit-FE模型(表8)表明,农户在两种地上的有机肥施用量也存在显著差异(1%的显著水平)。在所有施用有机肥的农户中⁸,控制了地块特征和农户特征后,2000年的转入地要比自家地每公顷平均少施用有机肥1.86吨,2008年少施用0.59吨,两年平均来看少施用1.8吨(表8第4—6列)。而且,固定效应的OLS结果(表7第4—6列)也是一致的,且其估计系数与 Tobit-FE的边际效应差别不大。总之,假说一的预期结果被证实,且实证结果稳健。

第二,从表7、表8的第2行可以发现,土地类型变量与年份虚拟变量的交互项 $R_{ip} \times T_i$ 的系数符号都为正。除了 Probit-RE方法中的交互项系数(表7第1—3列)的 p 值=0.109,即在11%的边际显著水平上显著外, Tobit-FE方法中的交互项系数(表8第2行)在5%的显著水平上显著。具体的,例如 Probit-RE模型表明,农户在转入地上施用有机肥概率平均要比自家地上

⁸ 实际上,我们也估计了 Tobit-FE模型的无条件边际效应 $E(M|X)$,即所有样本农户中,转入地上有机肥施用量要比自家地上的施用量平均每公顷分别低2.29吨(两年平均)、2.45吨(2000年)和0.72吨(2008年)。

低20%（表7第1列第1行），但是2008年的转入地因为产权稳定性得到改进，故对长期投资有一个正的冲击（表7第1列第2行），大概提高11%。这样，2008年时，转入地与自家地上的有机肥施用概率差就仅为9%（=20%—11%）。Tobit-FE模型估计的系数表明（表8第4—6列），在控制其他影响因素后，在2000年虽然转入地与自家地上有机肥施用量的差异在1.86吨/公顷，但到了2008年这个差异下降到0.59吨/公顷。由于2008年的转入地的产权稳定性得到改进，故对长期投资有一个正的冲击，大概提高1.23吨/公顷（表8第4列第2行）。这样，2008年时，转入地与自家地上的有机肥施用量差就仅为0.57吨/公顷（=1.80—1.23）。而且，固定效应的OLS估计也给出一致的结果（表7第4—6列）。所以，假说二也被证实。

第三，从表7的第1列第3行我们还可以发现，年份虚拟变量 T_{2008} 的系数显著为负。这表明，无论是转入地还是自家地，2008年时农户更少施用有机肥。有机肥从收集到施用都是劳动密集型过程，而经济发展带来巨大的非农就业机会必然导致劳动力的机会成本越来越大，因此这个发现符合我们的预期，这也从侧面证明了这些模型的合理性。

第四，至于其他地块特征变量的估计结果，不管是系数的符号还是显著性，结果几乎都是一致的。这再次表明估计结果的稳健性。例如，地块离家越远，有机肥施用量就越少；地块是平原类型，有机肥施用量越少；地块质量高，有机肥施用量较多等。而且，这些发现与很多研究的发现一致（Jacoby *et al.*，2002；Li *et al.*，1998，2000）。

六、结论及政策含义

本文的研究表明，从20世纪90年代中后期开始，中国农地流转市场有了较快的发展。转入地面积比由1996年的不到3%上升到2008年的19%。随着非农就业机会的增多，这种趋势还会增加。毫无疑问，正像家庭联产承包责任制为了实现效率、税收和公平功能而将农地分为自留地、责任田和承包地而导致了农户在责任田或承包地上长期投资激励下降的缺陷一样，农地流转在促进规模经营、提高生产要素配置效率的同时，也把农户在自家地和转入地上的投资差异，进而土壤肥力等问题摆到了我们面前。

本研究的结果表明，转入户在自家地和转入地上的投资行为确实存在差异。在施用有机肥决策上，农户在转入地上施用的概率要比在自家地上施用的概率平均低20%。在施用有机肥数量上，农户在转入地上的施用量也显著低于自家地上的施用量。这反映了农民对不同土地的使用权稳定性预期不同，自家地对农户来讲是30年不变或“长久不变”的，但转入地块可能随时被收回去，在其上的长期投资收益不能有效收回，从而减少了投资。这说明，土

地使用权的稳定性对农户进行土壤改良等方面的长期投资非常重要。

同时,我们也发现,农户在转入地和自家地上施用有机肥的差异随时间而缩小,这进一步论证了土地使用权稳定性的重要政策含义。我们的调查表明,虽然转入地比自家地在使用权上缺乏长期的稳定性,但在过去十多年,其本身的稳定性也有所提高。这可能同许多因素有关,其中包括本世纪初以来政府颁布的《中华人民共和国农村土地承包法》、《中华人民共和国物权法》等一系列政策法规。它们在法规、法律层面稳定了农地的使用权,促进了农地的流转,在一定程度上提高了转入地的使用权。本研究的结果也意味着,推进农地的确权、登记和颁证工作以及促进农地流转合同的形成和规范等方面的政策措施都可能会提高农民对土地的投入,特别是对转入地的长期投资。

参考文献

- [1] Abdulai, A., V. Owusu, and R. Goetz, "Land Tenure Differences and Investment in Land Improvement Measures: Theoretical and Empirical Analysis", *Journal of Development Economics*, 2011, 96(1), 66—78.
- [2] Bell, C., "Alternative Theories of Sharecropping: Some Tests Using Evidence from Northeast India", *Journal of Development Studies*, 1977, 13(4), 317—346.
- [3] Besley, T., "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5), 903—937.
- [4] Brandt, L., 李果、黄季焜、S. Rozelle, "中国的土地使用权和转移权:现状评价",《经济学(季刊)》, 2004年第3卷第4期,第951—981页。
- [5] Carter, M., K. Wiebe, and B. Blarel, "Tenure Security for Whom? Differential Impacts of Land Policy in Kenya", Land Tenure Center Research Papers, Land Tenure Center, University of Wisconsin-Madison, 1991.
- [6] 蔡昉、王德文、都阳,《中国农村改革与变迁:30年历程和经验分析》。上海:格致出版社、上海人民出版社,2008年。
- [7] 曹生宪、魏世强、陈洪敏、林芝西, "典型有机肥——猪粪对重金属镉的吸持累积特性研究",《南方农业》,2008年第2期,第11—13页。
- [8] 陈锡文、韩俊, "如何推进农民土地使用权合理流转",《中国改革·农村版》,2002年第9期,第35—37页。
- [9] Feder, G., and T. Onchan, "Land Ownership Security and Farm Productivity: Evidence from Thailand", *Journal of Development Studies*, 1987, 24(1), 16—30.
- [10] Feder, G., L. Lau, J. Lin, and X. Luo, "The Determinants of Farm Investment and Residential Construction in Post-reform China", *Economic Development and Cultural Change*, 1992, 41(1), 1—26.
- [11] 何凌云、黄季焜, "土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省的实证研究",《中国农村观察》,2001年第5期,第42—48页。
- [12] Jacoby, H., G. Li, and S. Rozelle, "Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China", *American Economic Review*, 2002, 92(5), 1420—1447.
- [13] Jacoby, H., and G. Mansuri, "Incomplete Contracts and Investment: A Study of Land Tenancy in Pakistan", World Bank Policy Research Working Paper 3826, 2006.
- [14] Li, G., S. Rozelle, and L. Brandt, "Tenure, Land Rights, and Farmer Investment Incentives in China", *Agricultural Economics*, 1998, 19(1—2), 63—71.

- [15] Li, G., S. Rozelle, and J. Huang, "Land Rights, Farmer Investment Incentives, and Agricultural Production in China", Working Paper No. 00—024, Department of Agricultural & Resource Economics, University of California, Davis, 2000.
- [16] 刘赫、李双异、汪景宽,“长期施用有机肥对棕壤中主要重金属积累的影响”,《生态环境学报》,2009年第6期,第2177—2182页。
- [17] 农业部农村合作经济研究课题组,“中国农村土地承包经营制度及合作组织运行考察”,《农业经济问题》,1991年第8期,第33—40页。
- [18] Rozelle, S., L. Brandt, L. Guo, and J. Huang, "Land Rights in China: Facts, Fictions, and Issues", *China Journal*, 2002, 47(1), 67—97.
- [19] Shaban, R., "Testing between Competing Models of Sharecropping", *Journal of Political Economy*, 1987, 95(5), 893—920.
- [20] 田野等,“有机肥料中重金属含量对农田土壤的影响”,《广州化工》,2010年第12期,第192—193页。
- [21] Wen, G., "The Land Tenure System and Its Saving and Investment Mechanism: The Case of Modern China", *Asian Economic Journal*, 1995, 10(3), 233—260.
- [22] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [23] 万举,“农地流转成本、交易体系及其权利完善”,《改革》,2009年第2期,第94—100页。
- [24] 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,第59—69页。
- [25] 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,第1—10页。
- [26] 姚洋,“中国农地制度:一个分析框架”,《中国社会科学》,2000年第2期,第54—65页。
- [27] 姚洋,《土地、制度和农业发展》。北京:北京大学出版社,2004年。
- [28] Yao, Y., and M. Carter, "Specialization without Regret: Transfer Rights, Agricultural Productivity, and Investment in an Industrializing Economy", World Bank Policy Research Working Paper 2002, 1999.
- [29] 俞海、黄季焜、Scott Rozelle、Loren Brandt、张林秀,“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,第82—91页。
- [30] 赵阳,《共有与私用》。北京:三联书店,2007年。

Emerging Rental Markets and Investment in Agricultural Land in China

LIANGLIANG GAO JIKUN HUANG

(Chinese Academy of Sciences)

SCOTT ROZELLE

(Stanford University)

ZHIGANG XU

(Chinese Academy of Sciences)

Abstract With the emerging rental market in China, many farmers cultivate both owned land and rented land. This paper aims to document the changing trend of rental land and its

impact on farmers' investment in agricultural land. Based on a national representative household survey from 6 provinces in 2000 and 2008, this study shows that after controlling for other factors, farmers tend to apply less organic fertilizers in rented land than in their own land. The analysis also reveals that the difference in organic fertilizer use between own land and rented land has been falling due to the improvement of land use rights of rented land.

JEL Classification Q15, P14, Q18