

# 土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励<sup>\*</sup>

许庆 章元

(复旦大学经济学院, 复旦大学中国社会主义市场经济研究中心 200433)

**内容提要:**中国的家庭联产承包责任制与农业经济增长之间的关系受到了众多经济学家的关注。现有研究普遍认为土地调整破坏了农民土地使用权的稳定性,从而削弱了农民的长期投资激励。本文将农户的长期投资划分为两类,“与特定地块不相连的长期投资”以及“与特定地块相连的长期投资”,通过实证研究发现,土地调整对农户的这两类长期投资决策的影响是不同的。本文的主要结论有:“减人减地”使农户的第一类长期投资大幅度下降,“增人增地”对农户的第一类长期投资没有什么影响;“减人减地”和“增人增地”对农户的农家肥使用量都没有什么影响。但是,我们并不能把“减人减地”导致的以及大调整所可能导致的第二类长期投资的减少完全归咎于土地调整所导致的低效率。

**关键词:**土地调整 土地产权稳定性 长期投资激励

## 一、引言

家庭联产承包责任制的实施极大地激励了中国农民的生产积极性,很多学者(MacMilliam, Whalley and Zhu, 1989; Lin, 1992; Huang and Rozelle, 1996)认为,由此引发的生产积极性的提高是20世纪80年代初农业持续高速增长的首要原因。但是20世纪80年代中期以后,农业生产出现了徘徊的局面,导致了人们对家庭联产承包责任的质疑,特别是最近的20多年里,越来越多的人批评这一制度,认为家庭联产承包责任制虽然给予每个农民公平地拥有承包土地的权力,但只是给了农民一个残缺的地权。由于土地属于村集体所有,必须将全部土地在全体农民之间进行分配,因而土地的“大调整”和“小调整”势所难免,从而导致了农民土地产权的不稳定,进而剥夺了农民对土地的长期使用权,降低了农民对土地进行投资的积极性,特别是长期投资积极性。针对这一问题,本文运用农户调查数据进行了检验。

众多经济学家针对中国农村的家庭联产承包责任制下的土地产权的稳定性或安全性<sup>①</sup>与农民的投资积极性进行了实证分析,大多数研究认为土地产权的不稳定对于农民的投资激励有着负面影响。例如, Yao (1995)和 Wen (1995)认为农民对土地承包权的不确定性(uncertainty in land tenure)削弱了农民投资的积极性;姚洋(1998)的另一个针对浙江和江西两省的研究则表明,地权的不稳定性和对土地交易权的限制对土地产出率具有负面的影响,其影响途径是降低要素配置效率和减少农户对土地的长期投入。Li et al. (1998)针对河北省的研究表明:农户的土地承包期越长,越能够

<sup>\*</sup> 本研究使用的调查数据来自于由澳大利亚国际农业研究中心(ACIAR)资助的,澳大利亚阿德雷得大学(University of Adelaide),中国经济研究中心(CERC)和中华人民共和国农业部政策法规司(MoA)共同进行的农户粮食抽样调查数据库(2001年),在此表示感谢。作者还要感谢南京农业大学的钟南宁教授,澳大利亚国立大学(ANU)的Christopher C. Findlay教授与农业部政策法规司的张红宇副司长的建议与帮助,并且感谢匿名审稿人提出的修改意见。当然,作者文责自负。

<sup>①</sup> 现有研究在研究家庭联产承包责任制下的土地产权时,没有强调土地产权的稳定性与安全性之间的差别。本文对它们也不做区分。

激励农民使用农家肥和磷肥。Brandt et al. (2002)的研究也发现,在那些土地调整更频繁的村里,农民使用有机肥料的密度更低一些。Carter and Yao (1998)运用浙江省的214个农户的两年面板数据从三个方面检验了土地产权对农民投资激励的影响,发现土地承包权的安全性(tenure security)对农民投资的激励影响最大,而土地租赁权对投资激励没有显著影响。

但是,也有一些研究认为土地承包权的不稳定性对于农业生产的负面影响并不那么大,例如Kung (1995、2000)认为,家庭联产承包责任制下的土地产权不稳定导致农民投资积极性的下降所带来的低效率并不明显,家庭联产承包责任制下的土地调整对与土地承包权的安全性的负面效果并非如现有理论及现有研究所断言的那样简单。<sup>①</sup>

关于土地调整导致地权的不稳定性对于农业长期投资的影响的众多研究告诉我们,地权的稳定性与长期投资之间的关系是相当复杂的,现有的研究结果还无法给出一个关于中国的土地调整与农民长期投资之间的确定关系,本文的主要目的则是从土地调整的角度出发,重新检验这两者之间的关系。<sup>②</sup>

本文第二部分讨论了土地调整、地权稳定性与长期投资三者之间的关系,第三部分介绍了实证研究的自变量和因变量,以及所使用的数据,第四部分给出计量结果,最后是结论和评论。

## 二、土地调整、地权稳定性与长期投资

家庭联产承包责任制的一个显著特征就是在一村的范围内将土地按照人数平均分配,当家庭人口发生变动时,不同家庭人均拥有的土地资源的禀赋发生变化,所以,当这种变化积累到一定程度后,按照现今农村的惯例,便会调整土地。现有理论认为,土地调整可能会使农户在下一次调整中无法再拥有现在的地块面积,所以,农户进行长期投资的预期回报就无法获得,从而削弱了农户长期投资的积极性。

本文认为,土地调整未必一定导致土地产权的安全性的降低;即使土地调整带来了土地产权的不稳定性,也未必会改变农民的预期,如果农民的预期不发生改变,其长期投资决策就可能不变,所以,土地调整未必会影响农民的长期投资积极性。下面从三个方面进行分析:

### 1. 大调整、小调整与农民的预期

家庭联产承包责任制下土地的调整有两种类型,即大调整和小调整。所谓的“大调整”,是指村集体将全部地块收回,然后重新在现有村民之间进行分配,这样,特定地块与农户之间的原有联系就发生断裂。所谓的“小调整”,是指村集体根据农户家庭人口的变动进行调整,人口减少的农户退出相应的一份土地,新增加人口的农户补充得到一份土地,那些家庭人口不发生变动的家庭所耕种的地块保持不变,即所谓的“增人增地、减人减地”。

本文认为这两种调整方式对于农民长期投资的预期的影响是不同的:在大调整中,因为农民无法预期到大调整之后自己是否还能继续耕种原有地块,所以他可能不愿意在现有地块上进行长期投资,因为一旦在大调整后无法继续耕种原有地块,先前所进行的某些长期投资可能将无法获得回报。但是在小调整中,由于调整的原则是“增人增地、减人减地”,所以,农户是可以预期到现有的地

<sup>①</sup> 另外,还有众多关于土地产权与农民长期投资积极性的研究表明,土地产权与长期投资之间的关系是相当复杂的,例如,相关研究可以参考姚洋(1998)研究的文献综述部分。

<sup>②</sup> 本文所做的实证分析实际上只是检验了土地小调整对于农户的两类长期投资激励的影响,因为本文所使用的数据中并没有关于土地大调整的信息。而且,本文的结果也不能直接用来推断中国的土地产权与农户长期投资激励之间的关系,因为土地产权的衡量并非仅仅包含土地调整,农户是否有权决定耕种的面积或作物品种、上缴的任务是否必须为某种农作物、农户是否有土地的转包权等因素都是土地产权的重要内容。所以本文所做的工作仅仅是检验土地调整对于土地产权稳定性的影响,进而对农民长期投资激励的影响。

块是否会发生变动的。<sup>①</sup> 只要农户预期到了这一点,就可以做出相应的投资调整。“减人减地”时,一般情况是农户自主地<sup>②</sup> 将自己所耕种的地块中的一份退还出去,所以理性的农户都会将自己的较贫瘠的地块或距离家庭较远的地块退还出去,而如果农户预期到即将要退出地块时,他就会减少对这些地块的某些长期投资;但是,这种长期投资的减少幅度也许并不大,因为如果较肥沃的地块或距离家庭较近的地块存在级差地租<sup>③</sup> 的话,农户在没有预期到要退出这些地块时也依然不会对这些地块进行更多的长期投资。至于“增人增地”,我们没有理由相信它会削弱农户的长期投资积极性。

所以,“大调整”或者频繁的“小调整”确实可能会影响农户的预期,从而削弱农户的长期投资积极性。现有研究发现,虽然中国农村各地的土地调整情况存在巨大差异,但是主要体现为“小调整”而不是“大调整”(Kung, 2000)。另外,Brandit et al. (2002)对浙江、辽宁等8个省份的215个村庄的调查研究发现,自建立家庭联产承包责任制以来,有60个村庄没有进行土地调整,所有村庄的土地平均调整次数为1.7次,平均调整期限为7—8年。所以平均而言,在这样一个时期内,农民进行长期投资的积极性未必会受到调整的削弱。基于中国农村的小调整较普遍的事实,Kung (2000)认为,更有可能出现的情况是:中国的农民大体上已经接受了根据人口与土地比例的变动进行的边际调整的惯例,在不进行大规模调整的情况下,这种惯例反而向农民传达了一个信息,即他们可以在未来耕种相同的地块(只要家庭人口不发生减少),所以,从逻辑上讲,这对于农民的投资积极性并不会产生负面的影响。

## 2. 长期投资的划分

现有研究在关注土地产权的安全性对于农民的长期投资激励时,忽略了对长期投资的区分,其中,农户对于不同类型的长期投资会有完全不同的决策,从而土地调整导致的土地产权的不稳定对于不同类别的长期投资的影响也会不同。

本文认为,有必要将长期投资区分为“与特定地块不相连的长期投资(not-land-attached investment)”和“与特定地块相连的长期投资(land-attached investment)”这两类。第一类是指那些并非与特定地块相连的投资活动,例如各种农用机械、生产工具、运输工具等的投资。这些投资的结果并非使某个特定地块的生产效率发生改变,这种投资发生以后,不必与特定地块相联系,具有移动性或可分性。第二类指那些只与特定地块发生联系的投资活动,比如道路、灌溉设施、排水设施、塑料大棚、田埂、水土保持以及使用农家肥或进行土壤改良等方面的投资。因为这些投资的结果是使某个特定地块的生产效率得以提高而与其他地块没有关系,且这种投资一旦发生,就无法与特定地块分离,不具备移动性或可分性。

这种区分的原因很明显:当我们强调土地调整削弱了农民的长期投资积极性时,必须搞清楚土地调整所影响的是哪种长期投资的积极性以及形成这种影响的机制。本文认为:土地大调整对于那些“与特定地块不相连的长期投资”基本上没什么影响,因为即使农户的地块发生了改变,他们的这些投资依然可以用于改变了地理位置之后的地块的生产活动,<sup>④</sup> 大调整并不会导致这一类长期投资的预期收益无法实现,因而无论农民是否预期到大调整的发生,农民都不会因为大调整而减少

① 在小调整之下,并不是所有增加人口的家庭都能够立即额外分到一份土地,也并不是所有减少人口的家庭都需要立即退出一份土地,因为有很多小调整是三、五年进行一次,比如上次小调整结束之后,一个农户家里的老人去世了,在进行下一次小调整之前的几年里,他还可以继续耕种这份土地,这一点是可以预期到的,除非土地的小调整是每年调整一次,或者村干部搞突然袭击式的小调整。但是,研究发现,中国绝大部分地区的小调整并非每年都进行的。

② 现有研究还没有发现强迫农户将自己最好的地块或指定农户将什么地块退还出去的现象。

③ 在现实生活中,可以观察到农户将更多的要素投入到好的地块上去的现象。

④ 当然,有些农用机械不具有完全的可分性,比如插秧机不能用于旱地,但是本文不做如此严格的区分。

这一类投资品的购买。至于小调整下的“减人减地”，农户当然会因为土地的减少而减少这一类的长期投资，但是，我们却没有理由把这种情况下的长期投资减少归结为家庭联产承包责任制所导致的低效率。

对于“与特定地块相连的长期投资”，首先分析小调整的影响：如果家庭人口减少的农户预期到了小调整的发生并且有权利决定退出哪一块土地，他会理性的减少在这个地块上的这一类长期投资，从而可以把这些投资品更多的用于其他地块，例如将更多的农家肥使用到自己的良田上或使用到自己不准备退出的其他地块上。所以，小调整对于将要退出部分地块的农户的投资积极性的影响并不太大。对于大调整，从理论上讲，它确实会改变农户的这一类长期投资的预期收益，因为一旦大调整使这些农户的地块发生了变动，“与特定地块相连的长期投资”的预期收益就无法实现，所以他们就没有积极性进行这一类投资活动。

但是，本文认为土地大调整对农户的“与特定地块相连的长期投资”激励的削弱并不能简单的理解，因为这一类投资活动中有很多都具有“公共品”的特征，比如用于灌溉或排水的沟渠、道路的修建等，这些投资活动往往是单个农户所无法完成或无力完成的，所以，即使在土地不发生任何调整或者土地私有的情况下，我们也不能期望农户有积极性大规模地从事这些方面的长期投资，<sup>①</sup>公共品的特征决定了它的供给是不足的。所以，家庭联产承包责任制下的大调整影响最大的可能会是农家肥的使用等少数与特定地块相连的长期投资活动。但是这种影响所导致的低效率到底有多大，还需要进一步研究。

### 3. 地权稳定性的衡量与内生性

土地产权的稳定性或安全性的衡量是很困难的，而且，在回归分析中，它可能还会具有内生性，从而使得推导土地产权与农民长期投资激励之间的因果关系的实证研究变得相当复杂(Brasselle et al., 2002; Krusekopf, 2002)。例如，当世界银行利用加纳的数据进行研究时，发现土地产权的安全性对于 Anloga 地区的农民长期投资具有确定的、正面的影响，而对于 Wassa 地区的农民的长期投资的影响却要小得多(Migot-Adholla et al., 1994)，但是，当 Besley (1995)使用相同的数据并控制了土地产权的内生性问题时，却得到了完全相反的结果。

现有关于中国农村家庭联产承包责任制的研究发现，一个村庄中的土地是否发生调整或者在什么规模上进行调整要取决于很多因素，比如人口的变动、土地资源禀赋的状况、劳动力与信贷市场、村里的传统秩序等(Kung, 2000; Pender and Kerr, 1998; Brasselle, et al. 2002)。所以，使用名义上的土地承包期限作为土地产权的安全性的衡量可能并不恰当。使用合同是否到期的虚拟变量也依然不合适，因为很多调整是按照一定的年限间隔进行调整的，合同上的规定和现实中的执行有时是毫不相干的。而且，如果是小调整的话，只要家庭人口不发生变动，即使合同到期了，也依然不会改变农户的预期。

姚洋(1998)的研究则从三个方面来衡量土地的产权，即地权稳定性、土地交易权和土地使用权，为了取得这三方面的指标，他在村级问卷中征求了村干部对一系列反映上述三组产权的问题的答案，然后运用因子分析方法提炼出三个主因子，分别代表村子的地权稳定性、交易权和使用权的完整性。由于这种方法使用的信息直接来自于土地调整的执行人——村干部的回答，所以，较其他研究而言，能够更好地反映现实的土地产权状况，同时也克服只利用名义上的承包期限的长短衡量土地产权稳定性的方法上的缺陷。

本文所关心的是由于土地调整导致的地权不稳定性对于农户长期投资的影响，所以并不需要

<sup>①</sup> 例如，我们可以观察到，农村现有的很多排水、灌溉、蓄水等设施都还是人民公社时期修建的。实施家庭联产承包责任制以后，甚至原有的这些设施也缺乏维护而大量损坏，即使有少量的这一类投资的发生，也大多是村集体组织修建的。

给出对土地产权的完整的衡量,而只需要找到合适的指标来衡量土地的调整。

### 三、本文使用的数据及重要变量介绍

现有研究所面临的一个重要约束为数据的可获得性,比如前文提到的一些实证研究使用的是小样本截面数据。如果能够有跨越一定时期的面板数据,则能够更好地针对家庭联产承包责任制下的土地产权与农业经济增长进行研究。

本文所使用的数据来自于澳大利亚国际农业研究中心(ACIAR, Australian Centre for International Agricultural Research)资助,由阿德雷得大学中国经济研究中心(Chinese Economy Research Centre)和中国农业部政策法规司共同完成的中国农村居民谷物生产的五年(1993、1994、1995、1999和2000年)问卷调查建立的“CERC MoA 中国农村居民问卷调查数据库”。该数据库包含了河南、吉林、山东、江西、四川、广东等六个省份,每个省每年的调查量为四个县(其中山东省为五个县)中的大约200家农户。虽然不同年份的调查范围有所调整,但数据的主体为面板数据。本文的分析只采用了吉林、山东、江西、四川这四个省份的面板数据。

下面分别介绍本文的因变量和主要的自变量:

#### 1. 因变量

本文的主要目的在于解释土地调整对于农户长期投资积极性的影响,基于前文的分析,由于农户的两类长期投资的决定机制并不相同,所以我们分别考察土地调整对于这两类长期投资的影响。

对于第一类长期投资,我们使用的数据库中包含了农户每年的生产性固定资本的增减价值,即农户每年新建(或购买)或减少(或出售)生产用仓房、畜役、汽车、拖拉机、水泵、插秧机、收割机等各种生产性固定资本的净值。这一数据的一个优点就是包含了这一类投资品减少的信息,它比仅仅包含每年新建(或购买)这些投资品的数据能够更准确地反映农户的投资积极性。我们将这些种类的投资品价值进行加总,并使用每年的农业生产资料价格指数进行平减,然后研究土地调整对于这一类长期投资的影响。

对于第二类长期投资,在我们使用的数据库中数据质量最好的为农户使用的农家肥量。由于农家肥的效力持续时间比较长,且对于改良土壤、提高土壤的肥力有重要意义,所以,本文的一个工作就是考察土地调整对于农家肥使用量的影响,从而研究土地产权的稳定性对于这一类长期投资激励的影响。<sup>①</sup>

#### 2. 本文对土地产权稳定性的衡量

本文最关心的问题为土地调整导致的土地产权不稳定对于农户长期投资的影响,而在本文所使用的数据中,询问了农户每年土地的变化状况以及土地变化的原因,其中导致家庭耕种的各种土地增加的原因包括“统一经营需要、家庭人口增加、家庭劳力富余和其他”,导致家庭耕种的各种土地减少的原因包括“统一经营需要、家庭人口减少、家庭劳力不足和其他”,于是我们选取了农户承包耕地的变化原因作为土地产权稳定性的衡量。<sup>②</sup>

dummys:如果有农户因为家庭人口增加导致来自集体的承包土地增加,那么令它等于1,否则等于0;

<sup>①</sup> 与特定地块相连的长期投资并非使用农家肥这一种,比如使用地膜建造塑料大棚等。但是本文所使用的全部样本中,使用过地膜的农户比例不足1%,而且使用地膜的绝对量也不大,用途也不清楚,所以,我们就放弃了地权稳定性对于农户地膜使用量的影响的分析。至于这一类长期投资中的其他方面,比如灌溉设施的建造,现有数据中没有采集这方面的信息,所以也无法分析。

<sup>②</sup> 农户土地的变动并非仅仅由于土地调整,例如农户之间的转包等行为也会导致农户耕种土地的变动。但是,这些原因导致的土地变动并不是本文所关心的问题。

dummyb: 如果有农户因为家庭人口减少导致来自集体的承包土地减少, 那么令它等于 1, 否则等于 0;

这两个虚拟变量能够准确地刻画到底哪些家庭承包的土地是因为家庭联产承包责任制下的小调整而发生了变动。

使用这两个虚拟变量作为土地产权稳定性的衡量具有优越性: 首先它是对实际发生的土地变动的描述, 它比村干部对土地产权稳定性问题的回答以及被调查农户对正在耕种的土地的产权的稳定性的感觉的描述更准确。原因在于在“增人增地、减人减地”的原则下, 并非所有增加了人口的农户都能够立即得到额外的一份土地, 也并非所有减少了人口的农户都必须立即退出一份土地, 这要取决于土地调整频率, 如果没有到达调整年限, 即使家庭人口发生了变动, 家庭所耕种的土地也不会发生变化。在这种情况下, 农户的预期可能并不发生改变。

当然, 使用这两个虚拟变量也有缺点, 就是它无法反映“大调整”对土地产权稳定性的影响。这是由于数据的限制而导致的, 我们使用的数据库中并没有包含村庄发生土地大调整的信息, 所以就无法捕捉大调整的影响。这也是现有研究普遍面临的问题。但是, 基于本文前面的理论分析, 大调整对于农户长期投资的积极性的影响并不大, 我们在实证分析中不再分析它的影响作用。

另外, 由于本文主要关注的是土地调整导致的土地产权不稳定对于农民长期投资的影响, 所以, 没有考虑农民是否有改变作物的权利以及是否有转租土地使用权的权利对于长期投资激励的影响。

#### 四、计量模型与回归分析

下面针对两类长期投资进行回归分析。

##### 1. 土地调整对“与特定地块不相连的长期投资”的影响

为了考察土地调整对农户第一类长期投资激励的影响, 我们直接建立如下计量模型:

$$\begin{aligned} \lnlongterminv = & \beta_0 + \beta_1 dummya + \beta_2 dummyb + \beta_3 hhage + \beta_4 hhedu + \beta_5 lngrossfee \\ & + \beta_6 lnfoodquota + \beta_7 lnnonagemploy + \beta_8 jilindummy + \beta_9 sichuandummy \\ & + \beta_{10} sandongdummy + \mu \end{aligned} \quad (1)$$

下面分别对上式中的变量进行简单的描述:

longterminv 代表“与特定地块不相连的长期投资”, 即对农户每年家庭的生产性固定资本增减的现值之和;

dummya: 表示该农户由于家庭人口增加而在当年额外获得了一份承包地;

dummyb: 表示该农户由于家庭人口减少而在当年退出一份原有的承包地;

hhage: 表示户主的年龄;

hhedu: 表示户主的受教育年限;

grossfee: 表示农户的土地承包费与其他种类的土地承包费之和。其他土地承包费含: 承包期共同生产费、承包期提留费、承包期统筹费、承包期其他费用等四种, 用农村居民消费价格指数对这五种费用平减之后加总;

foodquota: 指粮食定购任务;

nonagemploy: 指农户的全部家庭成员当年从事非农业劳动的时间, 包括在本地和外地从事非农劳动的时间两部分; 这一指标反映了农户从事农业生产投资活动的机会成本, 或者反映了农户获得非农就业的机会的大小。这个指标的量越大, 可能会导致农户进行与特定地块相连的农业投资的积极性更小。

最后是三个省份的虚拟变量, 取中部地区的江西省为对比的基准。

jilindummy: 表示吉林省的地区虚拟变量;  
 sichuandummy: 表示四川省的地区虚拟变量;  
 sandongdummy: 表示山东省的地区虚拟变量;  
 $\mu$ : 表示白噪声。

上述计量模型中, 除虚拟变量以及户主的教育程度和年龄外, 其他变量取自自然对数形式。

由于农户的投资决策取决于非常复杂的因素, 且这些因素的作用方式可能在不同的时间内发生变化, 所以, 模型中可能会存在有异方差, 所以, 我们直接使用稳健 OLS 进行回归, 结果报告见表 1 第二列。

从回归结果可以看出: 我们所关心的 dummyb 的回归系数为 -0.619, 且在 5% 的水平上显著, 这是一个相当大的变化。然而有趣的是, 如果说农户因为承包土地的减少而降低这一类长期投资是一种必然的理性选择, 而与之相对的是, 增人增地并没有表现出如此强烈的反应: dummya 的回归系数虽然为 0.458, 但是并不显著, 表明在其他条件不变的情况下, 因为人口增加而额外获得一份土地的农户并不会增加与特定地块不相连的投资。

表 1 回归结果

		因变量: lnlongteminv			
自变量					
dummya	0.458(0.81)	0.581(0.9)			
dummya+1			0.017(0.02)	0.028(0.04)	
dummyb	-0.619**(-2.04)		-0.643**(-2.27)		
dummyb+1		0.121(0.14)		0.11(0.13)	
hhage	-0.011*(-1.81)	-0.004(-0.55)	-0.004(-0.58)	-0.004(-0.59)	
hhedu	0.0218(0.89)	0.022(0.79)	0.022(0.79)	0.020(0.78)	
lngrossfee	0.143*** (5.13)	0.157*** (4.78)	0.159*** (4.79)	0.158*** (4.76)	
lnfoodquota	0.0001(0.00)	-0.077***(-3.78)	-0.078***(-3.85)	-0.077***(-3.79)	
lnnonagrememploy	-0.052**(-2.29)	-0.074***(-3.01)	-0.073***(-2.93)	-0.074**(-2.98)	
jilindummy	1.32*** (7.62)	0.917*** (4.57)	0.902*** (4.52)	0.907*** (4.54)	
sichuandummy	0.261*(1.93)	-0.088(-0.59)	-0.107(-0.70)	-0.099(-0.66)	
sandongdummy	0.139(0.99)	-0.085(-0.52)	-0.112(-0.69)	-0.099(-0.61)	
常数项	0.466(1.3)	1.1*** (2.7)	1.13*** (2.8)	1.127*** (2.79)	
	n=2400	n=1600	n=1600	n=1600	
	R <sup>2</sup> =0.0657	R <sup>2</sup> =0.0720	R <sup>2</sup> =0.0722	R <sup>2</sup> =0.0714	

注: 括号中为 t 值, 以下相同。

另外, 回归结果还显示: 户主的年龄越大, 家庭进行第一类长期投资的积极性越低, 且在 10% 的水平上显著; 农户从事非农劳动时间的回归系数为 -0.052, 且在 5% 的水平上显著, 这说明农户从事非农就业的机会越多, 其进行农业第一类长期投资的激励越低; 另外, 吉林和四川省的农户比江西省的农户进行这种长期投资的积极性要高, 且非常显著; 但是山东省的农户与江西省农户进行这一类长期投资的积极性无显著差异。

另外, 回归中还显示出了一个违背直觉的结果: 农户承包土地的全部费用的回归系数为 0.143, 且显著程度为 1%。由于农户承包土地所付出的各种承包费以及村提留、乡统筹等费用, 会加重农民的负担, 我们常常会认为农民负担的加重会削弱农民从事农业生产、进行长期投资的积极性。对于这个为正数的回归系数, 我们给出的一个初步解释为: 由于中国农村的一个基本事实是劳

动力严重过剩，农民从事非农就业的机会比较少，所以农民的税费负担越重，就不得不进行更多的投资，以获得足够的收入以支付各种费用和生产成本。<sup>①</sup>

前面的实证分析只是考察了当年的土地调整对于当年的第一类长期投资的影响。但是，当农户预期到未来的土地将要发生调整时，他有可能提前做出反应。所以，我们用  $dummya+1$  表示未来一年里是否发生了“增人增地”，用  $dummyb+1$  表示未来一年里是否发生了“减人减地”，然后考察这两个虚拟变量对于农户当年的第一类长期投资的影响，从而考察农户是否会根据未来的预期调整长期投资决策。回归结果报告见表 1 后三列。

从表 1 后三列的结果可以看出，未来年份将要发生的“增人增地”对于当年的第一类长期投资没有影响，类似于前面的分析结果：当年的“增人增地”对于当年的第一类长期投资没有影响。而未来年份将要发生的“减人减地”对于当年的第一类长期投资没有什么影响，这不同于前面的分析结果：当年的“减人减地”会大大降低了农户在当年的第一类长期投资。

## 2. 土地调整对“与特定地块相连的长期投资”的影响

为了考察土地调整导致的土地产权不稳定对于农户的第二类长期投资积极性的影响，我们以农户的农家肥使用量作为因变量，并建立模型：

$$\begin{aligned} \ln allmanure = & \beta_0 + \beta_1 dummya + \beta_2 dummyb + \beta_3 hhage + \beta_4 hhedu + \beta_5 lngrossfee \\ & + \beta_6 lnfoodquota + \beta_7 lnnonagrempley + \beta_8 lnlivestock + \beta_9 jilindummy \\ & + \beta_{10} sichuandummy + \beta_{11} sandongdummy + \nu \end{aligned} \quad (2)$$

上式中  $lnlivestock$  表示农户拥有的家畜数量的自然对数，在农家肥的使用方程中加入这个控制变量，原因在于农户的农家肥大部分可能会来自家畜的粪便，饲养更多家畜的农户可能由于能够收集到更多家畜粪便而使用更多的农家肥，所以，我们要观察在控制了这个因素之后，土地调整对于农户的农家肥使用量的影响。 $\nu$  表示白噪声，其他符号相同的变量与式(1)中的含义相同。

下面使用吉林、四川、江西、山东四省 1999 与 2000 年的面板数据检验农家肥用量与土地调整之间的关系。数据的其他处理与上面类似，下面直接报告稳健 OLS 回归结果，括号中为  $t$  值：

$$\begin{aligned} \ln allmanure \hat{=} & 3.34 + 0.166 dummya + 0.765 dummyb - 0.002 hhage - 0.084 hhedu \\ & (4.99) \quad (0.3) \quad (1.37) \quad (-0.19) \quad (-2.11) \\ & + 0.216 lngrossfee + 0.009 lnfoodquota + 0.188 lnnonagrempley + 2.183 lnlivestock \\ & (3.61) \quad (0.22) \quad (4.95) \quad (10.3) \\ & - 0.656 jilindummy + 1.43 sichuandummy + 0.702 sandongdummy + \nu \hat{=} \\ & (-2.27) \quad (6.36) \quad (2.67) \end{aligned} \quad (3)$$

$n = 1600, R^2 = 0.1903$

上面的回归结果表明农家肥使用量的决定因素与前面分析的第一类长期投资的决定因素显然不同：

首先，我们所关心的土地调整所对应的两个虚拟变量  $dummya$  和  $dummyb$  都不再显著，表明土地的调整对于农户的农家肥使用量并没有显著影响。与前面的分析结果相对应的是：“增人增地”对于农户的两类长期投资都没有影响，农户并不会因为人口的增加带来的土地增加而增加任何长期投资；但是，“减人减地”会导致农户的第一类长期投资的大幅度减少，而对于农户的第二类长期投资（这里以农家肥使用量为代表）没有影响。

户主的个人特征对于这两种长期投资的影响也是不同的：对于第一类长期投资，年龄越大的户主投资得越少，但是教育程度对于这一类投资的影响不显著；而对于农家肥用量，教育程度越高的

<sup>①</sup> 当然，也并不能因此而简单地推断说减轻农民的税费负担反而会削弱农民的投资积极性。

户主使用得越少,但是户主的年龄对于家庭的农家肥用量没有显著的影响。我们的这一结果与姚洋(1998)的研究结果略有不同:在他的研究中,农户的家庭平均年龄对于绿肥的种植具有正的显著影响。另外,在他的研究中,教育程度对于绿肥的种植无显著影响,这一点与我们这里的教育程度对于农家肥的使用无显著影响的结果是一致的。

农户的家畜拥有量对于农户的农家肥使用量具有正的显著的影响,回归系数为 2.183,且显著程度为 1%,这验证了我们关于饲养更多的家畜能够收集到更多的家畜粪便、从而会更多地使用农家肥的判断。

四个省份农户的农家肥使用量表现出了明显的不同:吉林省的农户相对于江西省的农户更少地使用农家肥,而四川和山东两省的农户相对于江西省的农户则更多地使用农家肥,尤其是四川省的农户。而且,这三个省份的地区虚拟变量的显著程度都高于 5%。

另外,我们也检验了未来年份将要发生的“减人减地”对于当年的农家肥使用量的影响,也依然发现它对农户的当年农家肥使用量没有显著影响。

前面分析了土地调整对于农户的农家肥使用量的影响,下面对四川、江西、山东、吉林四省 1999 和 2000 年除虚拟变量以外的其他变量做一阶差分,然后考察土地调整对于农户的农家肥使用量变动的的影响。我们首先建立如下回归模型:

$$\begin{aligned} \text{manurevar} = & \beta_0 + \beta_1 \text{dummya} + \beta_2 \text{dummyb} + \beta_3 \text{landvar} + \beta_4 \text{grossfevar} \\ & + \beta_5 \text{foodprice1var} + \beta_6 \text{foodprice2var} + \beta_7 \text{quotavar} + \beta_8 \text{nonagrepvar} \\ & + \beta_9 \text{livelihoodvar} + u \end{aligned} \quad (4)$$

上式中各变量的含义为:

manurevar: 表示 2000 年与 1999 年的农家肥用量之差;

dummya, dummyb: 与前文相同;

landvar: 家庭种植的耕地变化;

grossfevar: 家庭承担的所有承包费用的变化;

foodprice1var: 粮食作物 1 的价格变化;

foodprice2var: 粮食作物 2 的价格变化;<sup>①</sup>

quotavar: 粮食订购任务的变化;

nonagrepvar: 农户家庭成员当年从事非农劳动时间的变化;

livelihoodvar: 家庭饲养的家畜量的变化;

u: 表示白噪声;

下面直接报告稳健 OLS 回归结果,括号中为 t 值:

$$\begin{aligned} \widehat{\text{manurevar}} = & -2374.57 - 748.93 \text{dummya} + 406.28 \text{dummyb} + 530.14 \text{landvar} \\ & (-3.6) \quad (-0.37) \quad (0.24) \quad (-0.47) \\ & - 2.31 \text{grossfevar} - 34.59 \text{foodprice1var} + 5409.5 \text{foodprice2var} - 1.8 \text{quotavar} \\ & (-0.47) \quad (-1.62) \quad (1.84) \quad (-3.08) \\ & + 0.108 \text{nonagrepvar} + 286.3 \text{livelihoodvar} + u \end{aligned} \quad (5)$$

$$n = 800, R^2 = 0.0576$$

上述回归结果表明:土地调整对于农家肥使用量的变化都无显著影响。粮食作物 2 的价格变

<sup>①</sup> 问卷中按粮食作物在当地的粮食生产中的地位询问了农户的两种最主要粮食作物的价格,由于各地的粮食作物种类不一致,所以,各地的这两种主要粮食作物可能并不相同。

动和家畜饲养量的变化对于农家肥使用量的变化有显著正的影响，而粮食定购任务的变化对于农家肥使用量的变化有显著负的影响。

## 五、总结

本文将农户的长期投资划分为“与特定地块不相连的长期投资”和“与特定地块相连的长期投资”两类，并分别考察了影响这两类长期投资的决定因素，发现它们的影响因素是不同的。土地的小调整对于这两类长期投资的影响明显不同：“减人减地”使减地农户的第一类长期投资大幅度下降，但对农户的农家肥使用量并没有什么影响；而“增人增地”对于增地农户的任何长期投资都没有什么影响。

当然，本文的实证检验只考察了土地的小调整对于农户长期投资积极性的影响，由于数据的限制而无法分析土地大调整对于农户长期投资的影响。但是，本文前面的理论分析认为，大调整对于第二类投资的影响可能并不大，因为第二类投资大多具有公共品的特征，即使在土地私有的情况下，它的供给也是相对不足的，所以，土地调整对这一类投资的影响到底有多大，还需要做出严格的实证分析。

虽然我们发现了“减人减地”大大削弱了农户进行第一类投资的积极性，但是也不能认为是土地调整导致的低效率，因为当农户的总耕地面积减少时，对土地的长期投资的减少是一种正常的反应。另外，我们不妨把“增人增地”并没有导致农户的长期投资增加与“减人减地”导致农户的第一类长期投资大幅度降低这两点结合起来思考，我们可以做出初步推断，土地调整对于农户的长期投资激励的影响可能并不像现有理论所解释的那么大，对于农户的长期投资激励最有影响力的因素可能在于土地制度之外，如粮食收购价格、农业生产资料价格、非农就业机会、户籍制度等。另外，从我们的回归分析中也可以看出， $R^2$  的值都不大，说明因变量的变动被模型中的这些自变量的变动所解释的部分还不高。

本文的研究结果促使我们重新思考最近的一些研究对于家庭联产承包责任制的批评以及相关政策建议。对于中国的家庭联产承包责任制，还有很多研究工作需要做，比如，在现有的生产条件下，家庭联产承包责任制是否导致了农业生产的规模不经济？是否阻碍了新技术的采用？是否限制了分工？是否阻碍了劳动力的流动？是否限制了农村信贷市场的发育？只有把这些问题搞清楚之后，才能更好地理解中国现行的土地制度与农业经济增长之间的关系，从而才能对现行制度做出评价，然后再提出相应的政策建议。

## 参考文献

- 姚洋. 1998. 《农地制度与农业绩效的实证研究》，《中国农村观察》第6期。
- Besley, T., 1995, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana” *Journal of Political Economy*, Vol. 103 (5), pp. 903—937.
- Brandit Loren Jikun Huang, Guo Li and Scott Rozelle, 2002, “Land Rights in Rural China: Facts Fictions and Issues,” *The China Journal*, No. 47, pp. 67—97.
- Brassel, Anne-Sophie, Frédéric Gaspart, Jean-Philippe Platteau, 2002, “Land Security and Investment Incentives: Puzzling Evidence from Burkina Faso,” *Journal of Development Economics*, Vol. 67, pp. 373—418.
- Carter Michael and Yao Yang, 1998, “Property Rights, Rental Markets, and Land in China,” Department of Agricultural and Applied Economics working paper, University of Wisconsin-Madison.
- Huang Jikun and Scott Rozelle, 1996, “Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China’s Rural Economy,” *Journal of Development Economics*, Vol. 49, No. 2, pp. 337—367.
- Krusekoff, Charles C., 2002, “Diversity in Land-tenure Arrangements under the Household Responsibility System in China,” *China Economic Review*, Vol. 13, pp. 297—312.

- Kung, J. K., 1995, "Equal Entitlement versus Tenure Security under a Regime of Collective Property Rights: Peasants' Performance for Institutions in Post-reform Chinese Agriculture" *Journal of Comparative Economics*, Vol. 21, pp. 82—111.
- Kung, J. K., 2000, "Common Property Rights and Land Reallocations in Rural China: Evidence from a village Survey," *World Development*, Vol. 28, pp. 701—719.
- Li Guo, Scott Rozelle and Loren Brandt, 1998, "Tenure Land Rights and Farmer Investment Incentives in China," *Agricultural Economics*, Vol. 19, pp. 63—71.
- Lin, J. Y., 1992 "Rural Reform and Agricultural Growth in China" *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 34—51.
- McMillan John John Whalley and Lijing Zhu, 1989, "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth," *Journal of Political Economy*, No. 97, pp. 781—807.
- Migot-Adholla S. E., Benneh, G., Place F., Atsu, S., 1994, "Land Security of Tenure, and Productivity in Ghana" In: Bruce J. W., Migot-Adholla S. E. (Eds.), *Searching for Land Tenure Security in Africa*, Dubuque, Kendall/Hunt Publishing Co, Iowa pp. 97—118.
- Pender John L., and John M. Kerr, 1998 "Determinants of Farmers' Indigenous Soil and Water Conservation Investments in Semi-arid India," *Agricultural Economics*, Vol. 19, pp. 113—125.
- Wen, G. J., 1995, "The Land Tenure System and Its Saving and Investment Mechanism: the Case of Modern China," *Asian Economy*, Vol. 9(3), pp.233—259.
- Yao, Yang, 1995, "Institutional Arrangements Tenure Insecurity and Agricultural Productivity in Post Reform Rural China," Working paper, Department of Agricultural Economics, University of Wisconsin, Madison.

## Land Reallocation, Tenure Security and Long-term Investment Incentive in China's Agricultural Production

Xu Qing and Zhang Yuan  
(Fudan University)

**Abstract:** The goal of this paper is to study the relationships among the land reallocation, tenure security and long-term investment incentives in China's agricultural production. In this paper, the long-term investments are first classified into two categories: not-land-attached and land-attached. The empirical results show that the reduction of land due to small-scale reallocation of land do affect the first category of long-term investment which is decreased significantly, while the increase of land do not increase the first category accordingly. On the other hand, the changes of land i. e., the security of land tenure, have no strong relationships with use of manures. The robust finding is that the low efficiency and development in agricultural production do not attribute to the comparatively frequent reallocation of land and poor land tenure determined by the Household Responsibility System.

**Key Words:** Land Reallocation; Tenure Security; Long-term Investment

**JEL Classification:** R140 Q150 O130

(责任编辑:俞亚丽)(校对:晓 鸥)