

中国农业经济评论

China Agricultural Economic Review

2005 Vol. 3 No.2

- 经济结构、产权制度与农户对土地的长期投入行为
——基于 824 个农户抽样调查的实证研究
- 中国农户原料奶生产经济效率分析
- 制糖企业与糖料农户之间交易关系研究
- 中国农产品贸易格局的实证分析
- 北京市山区森林资源价值评价和政策运用
- 劳动力城乡统筹的政治经济学分析
- 农民视野中的乡村治理绩效与农民权利实现
- 尼日利亚不同地区反刍动物市场定价行为研究

中国农业大学经济管理学院
中国农村政策研究中心

中国农业出版社

中国农业经济评论

China Agricultural Economic Review

2005 Vol. 3 No.2

中国农业大学经济管理学院
中国农村政策研究中心
中国农业出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

中国农业经济评论 . 2005. 3. No. 2 / 辛贤, 王秀清主
编 . —北京 : 中国农业出版社, 2005. 4
ISBN 7-109-10262-9

I. 中... II. ①辛... ②王... III. 农业经济-研
究-中国 IV. F32

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2005) 第 109671 号

中国农业出版社出版
(北京市朝阳区农展馆北路 2 号)
(邮政编码 100026)
出版人：傅玉祥
责任编辑 柯文武

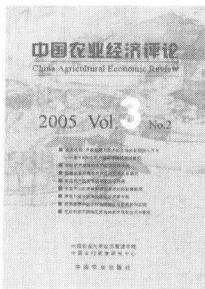
中国农业出版社印刷厂印刷 新华书店北京发行所发行
2005 年 4 月第 1 版 2005 年 4 月北京第 1 次印刷

开本：787mm×1092mm 1/16 印张：9

字数：235 千字

定价：30.00 元

(凡本版图书出现印刷、装订错误, 请向出版社发行部调换)



由中国农业大学经济管理学院和中国农村政策研究中心主办、中国农业出版社出版的《中国农业经济评论》，采用匿名审稿制度，发表原创性研究文章，倡导规范、严谨的研究方法，鼓励理论和经验研究相结合的学术取向，为国内外农业经济学家的研究提供一个高水平的学术交流平台。

《中国农业经济评论》为16开，每年1月、4月、7月和10月出版，全年共四期。中英文投稿均可。

Published by the College of Economics and Management of China Agricultural University and Center for Rural Development Policy, China Agricultural Economic Review provides a forum for innovative and scholarly work in areas of the economics of agriculture, natural resources and the environment, and rural development. Contributions in either Chinese or English are encouraged from scholars both in China and abroad. The Journal aims to appeal to a broad spectrum of academics and policymakers. China Agricultural Economic Review is anonymously reviewed and published quarterly.

主编 辛 贤

副主编 武拉平

学术委员会

主任 王秀清 田维明

委员（按拼音字母排序）

Albert Park 美国密歇根大学

Henry Kinnucan 美国奥本大学

Kevin Parton 澳大利亚悉尼大学

Kevin Chen 加拿大阿尔伯塔大学

Scott Rozelle 美国加州大学（戴维斯）

Won W. Koo 美国北达科他州立大学

八木宏典 日本东京大学

毕井泉 国家发改委经贸司

蔡 肇 中国社会科学院

陈锡文 中央财经领导小组办公室

程国强 国务院发展研究中心

杜 鹰 国家发改委农经司

傅玉祥 中国农业出版社

何秀荣 中国农业大学

黄季焜 中国科学院

黄祖辉 浙江大学

蒋乃华 扬州大学

柯炳生 农业部农村经济研究中心

卢 锋 北京大学

卢凤君 中国农业大学

梅方权 中国农业科学院

钱克明 中国农业科学院

秦 富 中国农业科学院

瞿振元 中国农业大学

石敏俊 中国科学院

谭向勇 中国农业大学

田维明 中国农业大学

王秀清 中国农业大学

王志学 科技部

温思美 华南农业大学

武拉平 中国农业大学

辛 贤 中国农业大学

姚树洁 英国米德尔塞克斯大学

张晓山 中国社会科学院

赵耀辉 北京大学

赵 阳 中央财经领导小组办公室

钟甫宁 南京农业大学

周章跃 澳大利亚悉尼大学



目 录

- 113 赵 阳 Yang Zhao
经济结构、产权制度与农户对土地的长期投入行为
——基于 824 个农户抽样调查的实证研究
Land-tenure Security and the Farmer's Behavior of Long-term
Investment — An Empirical Study on the Basis of 824
Households' Survey in 6 Provinces in China
- 126 曹 眇 Jian Cao
中国农户原料奶生产经济效率分析
Economic Efficiency of Dairy Production of China's Farms
- 151 司 伟 Wei Si
制糖企业与糖料农户之间交易关系研究
The Trade Relationship between Sugar Refining Enterprise and Sugar Crop Farmers
- 168 赵一夫 田志宏 Yifu Zhao and Zhihong Tian
中国农产品贸易格局的实证分析
Empirical Analysis on China's Agricultural Product Trade Pattern
- 193 高云峰 Yunfeng Gao
北京市山区森林资源价值评价和政策运用
Valuation of Forest Resources in Mountainous Area of Beijing
- 211 黄映晖 张正河 Yinghui Huang and Zhenghe Zhang
劳动力城乡统筹的政治经济学分析
Analysis of Integration of Urban and Rural Labor Markets
- 225 宁泽逵 柴浩放 王征兵
Zekui Ning, Haofang Chai and Zhengbing Wang
农民视野中的乡村治理绩效与农民权利实现
Rural Governance Performance and Farmers' Rights: Farmers' Perspective



中国农业经济评论
2005 Vol.3 No.2 目 录

235 V. O. 奥库如瓦 L. 拉米帝

Okoruwa, V. O. and Lamidi, Lukman

尼日利亚不同地区反刍动物市场定价行为研究

Pricing Conduct of Spatially Differentiated Ruminant Livestock Markets in Nigeria

◆ 赵 阳^①

Yang Zhao

经济结构、产权制度与农户对土地的 长期投入行为——基于 824 个农户 抽样调查的实证研究^②

Land-tenure Security and the Farmer's Behavior of
Long-term Investment — An Empirical Study on the Basis
of 824 Households' Survey in 6 Provinces in China

摘要 目前对农民长期投入行为的经验研究不够。本文以农户可控的一种长期投入要素——“农家肥”投入作为研究对象，针对有关研究争议，利用农业部在 6 省 12 县 824 个农户的随机抽样调查数据，对农户的土地长期投入行为做了进一步的理论探讨和实证分析。

关键词 经济结构 产权制度 农户投资 农户行为

JEL 分类：Q12, Q15, R34

Abstract In present, it's very short of empirical study on farmer's behaviors of long-term investment in agriculture in China. This paper focuses on farmer's input — “organic fertilizer” which is a long-term production input controlled by farmers themselves, and analyzes, theoretically and empirically, on farmer's behavior of long-term investment in land. This analysis is based on 824 households' survey in 12 counties in 6 provinces in China.

Key words Economic Structure, Property Rights, Farmers' Investment, Farmer's Behavior

JEL: Q12, Q15, R34

^① 赵阳，中央财经领导小组办公室农村组副局长，中国农业大学中国农村政策研究中心秘书长、研究员。E-mail: yangzh@cau.edu.cn。

^② 本文在作者博士论文（香港科技大学，2002）基础上修改而成。作者感谢导师香港科技大学 James, K. S. Kung 教授对论文的指导，并感谢陈锡文、林毅夫、杜鹰、林益民、黄季焜、Chi-cheung Choi, 姚洋、赵耀辉、周飞舟和沈明高等教授和同窗、同事在论文写作过程中所提的重要修改意见。

一、引言

产权对经济发展的作用是产权与新制度经济学分析中的一个重大问题。产权理论所揭示的基本原则是：如果没有一种稳定的产权，资源配置效率将受到影响，而且势必影响到经济生活的主体——人的行为，因为，一旦其投入得不到产权制度的有效保护，他的理性选择将是忽视（或不愿意进行）长期投资（Demsetz, 1967; Alchian & Demsetz, 1972; North, 1983; Coase, 1960 等）。用产权观点来看待中国的农业发展问题，尤其是中国农民对土地的长期投入行为，一种流行的观点是：由于现有制度没有提供土地产权的有效保障，农民在投入问题上趋于短视，缺乏长期投资的积极性和信心，从而对土地生产力产生了负面影响，20世纪80年代后期农业增长停滞就是地权制度不稳定的结果（Wen, 1995; Prosterman et al., 1996; Yao, 1995）；也有学者认为，当前的地权制度对农业效率的影响并不能简单地一概而论，因为农民对地权稳定性的认识和土地制度的偏好很大程度上受制于现存的制度安排和制度环境。而且，产权制度对中国农村目前的小农经济模式的影响不同于经营性的农场行为，应该区别对待（Kung, 1995; Kung 和 Liu, 1997）。

以上对地权稳定性与农民投入问题的争论也反映在农家肥投入行为的研究。农家肥是农户家庭在农业生产中的一种重要投入，农家肥的特点不仅像其他投入一样能提高产出水平，而且与化肥相比，肥效长，且具有改良土壤质量从而与其他现代要素（如化肥）共同作用的特征。对农户农家肥投放的决定因素的考察，可以了解中国农民对土地长期投入的行为特征。有学者的实证分析指出，农户土地使用权的稳定，对农户在农家肥的投入数量上有统计上的显著影响，由于自留地的承包年限长于承包地，前者具有私有产权性质，而后者是集体所有，且经常需要随人口变化再重新分配，从而导致使用权不稳定，因此，农户在自留地上较多地投入农家肥，从而自留地的生产力水平也较高（Li, Rozelle, 和 Brandt, 1998）。但 Kung 和 Cai (2000) 的研究却指出，农户的投肥行为很少受到土地产权不稳定的影响，他们的研究表明，非农业收入相对重要性的变化，使得劳动力机会成本提高，农民将不愿费时费力增加农家肥投入；有机肥的可获得性也制约农家肥的施放；不同家庭的要素禀赋，粮食定购任务轻重^①，以至于地块远近等因素将共同决定一个农户对有机肥的投入；他们认为，对农户而言，当前定期调整的地权制度的稳定与否很大程度上是一个经验问题，它取决于农民的感性认识。

目前对农民长期投入行为的经验主义的研究十分不够。在一定程度上，农

^① 粮食定购任务是在粮食购销市场尚未放开时，国家对农民的一种强制购买合同。虽然定购价格与改革前的低价征购不同，基本是参照市场价格制定的，但在向国有粮库未交够合同规定的数量之前，农户不能将粮食卖给“自由”市场。

家肥投入是农户可控的一种长期投入要素，且对农业的可持续发展有着重要的意义，但由于资料可得性的限制，究竟是什么因素影响着农户对农家肥的投入，至今未有一个全面的涉及微观层面的调查和统计估计。本文正是针对上述研究争议，以农家肥投入问题为例对农户的长期投入行为进行的进一步探讨。

1999年夏农业部组织实施了一项“土地问题调查”，此次调查对中国农村土地制度的现状、包括自包产到户以来的变化，特别是刚刚完成的第二轮承包的有关最新动态以及农户对现有农地制度的看法等一系列问题进行了考察，这是中国首次进行的比较系统、规范的大规模农地问题抽样调查^①，这次调查为进一步研究中国农地制度的一些深层次的问题提供了可能。这次抽样调查的样本取自6个省（包括河北、陕西、湖南、四川、安徽和浙江）12个县，省份的选取考虑了经济发展水平的因素。采用县、乡、村、小组和农户随机分层抽样的方法，并对样本村、村民小组和农户进行问卷调查，最后收集的有效文件为村问卷36份、农户问卷824份。本文计量分析所用到的数据库都来源于这一抽样调查。

二、农户对农家肥投入的决定因素分析

为了研究农户对承包地长期投入的行为，本文选择了农家肥作为因变量。本次调查涉及到了农户在农田基本建设，土地平整与土壤改良方面的投入以及农户对土地的肥料投入等方面的情况，特别是从农户决策的角度来看，可控制的投入要素，农家肥投入是一个十分重要的观察长期投入的指标。

另一方面，从问卷回收的结果来看，多数其他涉及到长期投入的数据资料并不理想，比如修水渠、平整土地等，很难统一质量标准，各地差异极大，加上农户的长期投入往往并不是以资金为主，一般都附加劳动力的投入，统一折算成现金的难度同样很大。而农家肥在各地的“制造”、施放过程和质量“标准”等方面具有广泛的可比性，这也是作者选择农家肥作为因变量的另一原因。

在中国农村，目前的土地产权制度依然是“共有私用”的特征，且在家庭经营规模十分细小的约束下，很多涉及到土地长期投入的项目都是在政府或集体的主导下进行，投资也带有公共支出性质，比如修渠、打井、造梯田；还有农业机械，很多情况下政府都有直接的资金补贴或其他间接投入。唯独农家肥，则是农户家庭自己收集（很少有花钱购买的情况），自己投入；而且，农家肥的特点是不仅像其他投入一样能提高产出水平，而且与化肥相比，肥效长，且具有改良土壤质量的特点。对农户农家肥投放的决定因素的考察，可以了解中国农民对农业长期投入的行为特征，从而从长远的眼光进一步认识当前

^① 该项调查由时任农业部农村经济研究中心主任的杜鹰教授负责，涉及全国东中西部的6省12县，数十位研究人员和在校研究生参加了本次调查。

农村土地制度对农业发展的可能影响。

对每一个农户而言，农家肥施放数量是多种因素决定的。调查发现，不同农户在农家肥投入上表现出很大的差异。以近5年累计，农户平均每亩承包地上投入农家肥84担^①，有54户没有投入任何农家肥，而最多的投入为1953担。本文认为，除了农家肥供给数量的限制外，由于不同农户家庭社会经济结构的不同和对当前地权制度稳定性的不同认识，以及其承包土地特征的差异等因素，对农家肥的投入都将产生综合的影响。

(一) 经济结构的变化

自20世纪80年代以来中国农村经济结构发生了突出的变化，其中，特别值得关注的是农村非农产业的发展，农民家庭劳动力的就业结构发生了很大变化，而样本农户1998年来自非农业的收入比例已经占到50.47%。

非农经济发展对农家肥投入的一个直接影响是：劳动力的机会成本大大提高。如前分析所述，农家肥投入有一个必要的附加条件就是需要投入较多的劳动。因此，劳动力成本上升会影响农户对农家肥投入的收益与成本的对比，从而做出不同的判断与决策。一般而言，可以假设如下：

假设一：非农经济越发达，农户将因为劳动力机会成本的增加而减少农家肥的投入。

非农经济的表征无非两个方面：非农收入和非农劳动投入（包括劳动力和劳动时间）。为了估计这种经济结构变化对农家肥投入行为的影响因素，本文的模型估计中首先将引入一系列表征（proxies）非农经济的解释性变量。

1.1 家庭非农收入比例：收入结构反映了农业（或非农业）收入在家庭经济生活中重要性程度，如果非农收入比例较高，意味着农业的相对权重较轻。农家肥的边际效益如果不足以弥补用更多时间用于农家肥施放所增加的成本（或机会成本），他不会有增加农家肥投入的积极性。因此，这是一个负的影响。

1.2 家庭从事非农工作的劳动力个数：这也是家庭劳动力就业状况的一个合适指标。如上分析同理，如果家里从事非农产业的劳动力多，则不仅劳动力机会成本高，而且从事农业的劳动力可能不足，对农家肥施放而言，这应该是一个负的效应。

(二) 地权制度的稳定性

根据产权经济理论的分析和以往的研究指出，地权制度的稳定性将对投入产生影响，一般而言，可以假设：

假设二：地权制度是否稳定对农户长期投入行为有显著影响。具体而言，土地调整次数越频繁，农户投入农家肥的强度越低；而承包期越长，有书面的

^① 统计上，通常标准为1担=50千克。



正式合同也将对农户投入农家肥产生正面的影响；还有，不同的土地调整方法由于其不同程度影响农户对地权稳定性的预期，因此将对农家肥投入也有重要的影响。

为了分析地权制度对农家肥投入强度的影响，本文选择了以下几个解释变量来估计。前两个（2.1 和 2.2）涉及到有没有正式合约和承包期限长短是否对农户的农家肥投入行为构成影响；2.3 和 2.4 希望检验土地调整频率对农家肥投入的影响；2.5 包括三个哑变量，分别是指土地调整的三种不同方法，其中两种方法均打破了村民小组的界限，通过对不同方法的比较希望检验已有研究和本文所提出的关于地权稳定性对农家肥投入强度实际影响的假设。

2.1 是否有书面的承包合同（有=1；无=0）：如果真如有的学者所指出的：法制化是中国农村地权保障的核心内容（如 Prosterman et al., 1996；叶剑平和普罗斯特曼，2000），而正式的合约制度是法制化的具体体现，因此，本文的假设是：那些拥有书面的土地承包合同的农户应该更具有地权稳定感，从而其投入行为会更多考虑长期化，从而加大农家肥的投入。反之，则会减少农家肥投入。

2.2 承包期限长短：该变量可以进一步检验 Li, Rozelle 和 Brandt (1998) 在河北和辽宁省 1995 年调查的 80 户资料基础上的分析结论，即：承包期越长，意味着地权越稳定；因此，那些承包年限越长的土地上，农家肥投入强度就越大。

2.3 大调整次数；和

2.4 小调整次数。

目前的土地定期调整制度是否造成了农民对地权稳定性的信心丧失，从而直接影响对土地的投入和农业增长，这一直是很多学者争议的一个核心问题。不过除了龚启圣与周飞舟（1999）的一个细致的个案研究外，多数学者并没有深究土地调整的具体制度对农民行为的影响。如果认为土地调整的频繁程度视为地权不稳定的关键表征变量，那么，调整次数越多，就越显示不稳定，也就可假设，农户对有机肥的投入将越不积极。

2.5 土地调整方法（哑变量 mg_1 , mg_2 , mg_3 ）：本文认为土地调整的方法是一种比之土地调整频数更能表征地权稳定性的变量。不同的土地调整方法，实际上一方面意味着土地调整幅度的大小，另一方面，也许是更重要的方面，它预示着一种所有权边界的认同程度。假设一种调地制度的安排是将全村的土地全部打乱重新分配（方法一： $mg_1=1$ ，否则为 0），这不仅是一种幅度很大的土地调整方式，同时，更重要的是它打破了原以村民小组（即生产队）为边界的所有权认定，由于这种认定几乎是从人民公社三级所有体制，甚至更早可以追溯到合作化初期所延续下来的一种制度认同，这样的调整对农民的制度稳定性的预期是十分不利的。同理，突破小组界限，在全村范围内即便是个别户之间的小调整，又会是什么结果呢？本文认为，这同样将对村民产生一个产权得不到保护的强烈信号（方法二： $mg_2=1$ ，否则为 0）。因此，相对小组范围

内个别农户之间的调整（方法三： $mg_6 = 1$ ，否则为0），以上两种方法都是更不具有地权稳定感的调地制度^①。

事实上，不同调地制度所内生的交易成本大小不同。因此，我们可以推理，一种不稳定的调地制度（如以上方法一和方法二），意味着相对较高的交易费用，从而会削减土地资源的边际净收益，对农户的长期投入产生负面影响。

所以，本文假设：相对于小组内部的土地调整，不管是全村范围大调整还是全村范围的小调整，由于其均打破了村民小组这一农民对产权边界的认同，这样的制度安排将对农家肥的投入强度有显著的负效应。

（三）土地资源状况

土地资源特征也会影响农家肥的投入。因此，以下变量作为控制变量以使上述检验更加精确。

3.1 承包耕地面积：由于农家肥没有市场供给，对一个家庭而言，其可施放量就有限。所以，可以推理，如果一个家庭的人均耕地较多，农家肥的投入强度就必然要少。因此，对因变量而言，人均耕地面积是一个负的效应。

3.2 地块数：地块数的引入是基于交易费用理论的考虑。地块数量的多少意味着一个农户承包耕地分散的程度，这不仅会影响其耕作效率，而且也会直接影响其农家肥投放的方便程度及劳动强度。因此，在其他情况相同的情况下，如果地块数量较多，农家肥投入强度会被削弱。

3.3 最大地块面积：与上述耕地变量同样道理，由于农家肥供给有限，如果最大地块面积较大，农家肥的投入强度相对要小。

（四）其他控制变量

农户家庭经济社会特征作为控制变量。因为，不同年龄、教育程度和不同收入结构的家庭对农家肥投放将有着不同的认识和态度，也有不同的收益成本曲线，从而影响其投入决策。

由于农家肥的投入是一种家庭的投资决策，在中国农村社会里，家长的态度有主导的作用。因此，我们选择家长年龄，家长教育程度，家长从事非农业工作的经历和在家务农时间等变量来控制不同的家庭决策的偏好以及对农家肥投入的影响。模型中同时还选择了家庭负担系数^②，家庭是否有村干部等控制变量；我们还特别选择了家庭畜牧业现金收入来反映一个家庭农家肥的可供情

^① 在我们的调查资料里，各种土地调整的频数分布中方法三（ mg_3 ）和方法四（ mg_4 ）是动账不动地的调整办法，由于不涉及地块变动，连同方法五（ mg_5 ，组内打乱重调），个案都太少，处理资料时，均将其归入缺省值。因此，从计量方法上考虑，仅以方法六（ mg_6 ）作为基础组，与方法一和方法二作比较。

^② 家庭负担系数具体是指家庭中男性16~60岁，女性16~55岁之间的人口数作为分母去除家庭的其余人口数所得的系数。



况，因为农家肥一般不存在市场购买的情况，主要是自家收集，自家使用。

4.1 户主年龄：由于农家肥的施放是一种农耕社会的传统观念，因此，我们预期年龄偏大的家长，倾向于多施放农家肥，年龄平方用于捕捉生命周期的影响。

4.2 户主受教育年数：我们设想一个受教育年限长的家长，更易于意识到农家肥作为一种长期投入的重要性，因此其理性决策对农家肥施放将产生正的效应。

4.3 户主外出务工经商的经历：本文选择了家长从第一次外出到被调查时为止务工经商的总时间来控制家长外出务工经商的经历带来的影响。可以推理，由于家长外出时间多，其机会成本较大，而且农村家庭家长多为男性壮劳力，外出多将影响农业劳动的投入时间。

4.4 户主一年中在家务农时间：这是家庭劳动力时间分配的一个指针。可以设想，如果家长在家务农时间多的家庭，应该有更多时间用于农家肥的施放，因此，这是一个正的效应。

4.5 家庭成员是否有干部（是=1；否=2）：担任干部的家庭主要成员一般也是家长，同上理，意味着其劳动的机会成本较大，务农时间少，将影响农家肥的投入；同时考虑到多项研究都显示（Johnson, 1994；Kung, 2000b），干部家庭偏好定期的土地调整制度，如果土地调整带来的不稳定预期是正确的话，干部家庭将较少地投入农家肥。

4.6 家庭负担系数：家庭负担系数高，意味着一个家庭里劳动力的相对稀缺，因此，农家肥的投入量会相应较小。

4.7 家庭畜牧业现金收入：用这一指标来间接测度农家肥的供给。家庭饲养的牲畜和人的排泄物是农家肥的主要来源，如果一个家庭的畜牧业现金收入多，意味着销售畜产品多，由于这是一个自家消费以外的额外数量，同时考虑到人与地的基本平均的匹配关系，这一变量可以比较准确地捕捉农家肥可供给量这一信息。因此，这是一个正的效应。

以下是主要变量的数量特征：

表1 模型中主要变量的特征与取值范围

变 量 名 称	观 察 值 个 数	平 均 值	标 准 差	最 小 值	最 大 值
农家肥投入强度 ^① （担/亩）	654	83.3	152.626	0	1 953
户主年龄	824	46.99	10.771	22	80
户主受教育年数	823	5.76	2.952	0	14
户主从第一次外出起在外累计 打工经商总时间（月）	814	9.222	30.039	0	264
家庭从事非农工作的劳动力数	824	1.271	0.999	0	5
家长一年中在家务农天数	824	134.9	94.13	0	365

(续)

变量名称	观察值个数	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭非农收入比例 (%)	824	0.505	0.345	0	1
畜牧业现金收入(元)	824	986.20	2 279.59	0	38 000
承包耕地面积(亩)	824	6.987	4.997	0	34
辅助劳力比率	793	0.557	0.531	0	3
地块数	803	6.978	5.377	0	41
最大地块面积(亩)	803	2.314	1.612	0	18
大调整次数	824	1.368	1.289	0	5
小调整次数	824	0.945	1.303	0	7
土地承包年限(年)	751	12.193	6.328	0	30

^①指近五年累计农家肥投入数量，中国农村习惯上用担：1担=50千克。

资料来源：农业部抽样调查（1999）。

三、模型构建及估计结果分析

(一) 模型

根据上一节的分析，对农家肥投入的影响因素可以用以下计量模型进行估计：

$$OF = \alpha + \sum_{i=1}^I \beta_i H_i + \sum_{j=1}^J \gamma_j L_j + \sum_{k=1}^K \delta_k I_k + \sum_{m=1}^M \lambda_m N_m + \epsilon \quad (1)$$

其中：

OF：因变量。表示农家肥投入的强度，即近5年平均每年每亩承包地上施放的农家肥数量；

H_i ：代表一组家庭变量，表述农户家庭的社会经济特征，比如， $i=1$ 代表户主年龄， $i=2$ 代表劳动力负担系数等等；

L_j ：代表一组与土地资源状况相关的变量，比如， $j=1$ 代表地块数量等；

I_k ：代表一组与地权制度稳定性有关的变量，比如是否有承包合同，调地频次，调地方法等等；

N_m ：代表一组表征经济结构的变量，比如家庭非农收入比例，家庭从事非农工作的劳动力数等；

ϵ ：为误差项。

在方程(1)中，系数 α 为常数项；系数 β_i 评估家庭因素 H_i 的影响效果；系数 γ_j 来测度不同土地资源特征 L_j 的影响；系数 δ_k 显示对一系列土地制度变量 I_k 进行的估计；系数 λ_m 是对经济结构假设的检验估计。

计量分析的结果见表2和表3，表2是简单OLS估计的结果，表3是在对“村”进行聚类后的估计结果。

表 2 农家肥投入 OLS 模型

变量	模型一		模型二	
	系数	t 值	系数	t 值
经济结构变量				
家庭非农收入比例 (%)	-71.11876	-2.75***		
家庭从事非农工作的劳动力数			-14.3475	-1.67*
地权稳定性变量				
大调整次数	13.5904	1.60	12.60076	1.46
小调整次数	-0.28463	-0.03	-1.89745	-0.22
是否有承包合同	38.2494	2.32**	35.29251	2.14**
土地承包年限(年)	0.5026648	0.28	0.276538	0.15
土地调整方法哑变量 1	-72.58959	-2.39**	-77.1181	-2.53**
土地调整方法哑变量 2	-52.31392	-2.26**	-55.3331	-2.38**
土地资源变量				
承包地面积	-3.430672	-1.69*	-2.45402	-1.22
地块数	-1.479596	-0.91	-1.30914	-0.8
最大地块面积(亩)	-11.12518	-1.63	-13.5356	-1.95**
其他控制变量				
户主从第一次外出起在外累计打工经商总时间(月)	-0.5388922	-1.66*	-0.60809	-1.87*
户主一年中在家务农天数	0.2169803	2.40**	0.26929	3.06***
户主年龄	9.102573	1.47	9.926953	1.59
户主年龄的平方	-0.0993139	-1.53	-0.10713	-1.64
户主受教育年数	1.889299	0.68	2.025238	0.72
家庭成员是否有干部	5.359991	0.23	1.982617	0.08
劳动力负担系数	-9.326018	-0.60	-10.8036	-0.68
畜牧业现金收入(元)	0.0031077	1.19	0.004039	1.56
常数项	-78.52684	-0.49	-109.714	-0.69
样本量	412		412	
Pseudo R ²	0.1450		0.1346	

注：* 表示 10% 的显著水平； ** 表示 5% 的显著水平； *** 表示 1% 的显著水平。

表3 农家肥投入 OLS 模型 (控制村落影响)

变 量	模型一		模型二	
	系数	t值	系数	t值
经济结构变量				
家庭非农收入比例 (%)	-71.1188	-2.47 **		
家庭从事非农工作的劳动力数			-14.3475	-2.25 **
地权稳定性变量				
大调整次数	13.5904	1.52	12.60076	1.38
小调整次数	-0.284631	-0.02	-1.89745	-0.17
是否有承包合同	38.2494	2.61 **	35.29251	2.61 **
土地承包年限(年)	0.502665	0.44	0.276538	0.24
土地调整方法哑变量1	-72.5896	-2.91 ***	-77.1181	-3.19 ***
土地调整方法哑变量2	-52.3139	-3.32 ***	-55.3331	-3.5 ***
土地资源变量				
承包地面积	-3.43067	-4.19 ***	-2.45402	-2.73 ***
地块数	-1.47960	-0.98	-1.30914	-0.86
最大地块面积(亩)	-11.1252	-1.94 *	-13.5356	-2.09 **
其他控制变量				
户主从第一次外出起在外累计打工经商总时间(月)	-0.538892	-4.9 ***	-0.60809	-4.95 ***
户主一年中在家务农天数	0.21698	2.20 **	0.26929	2.38 **
户主年龄	9.10257	1.99 **	9.926953	2.19 **
户主年龄的平方	-0.09931	-1.96 *	-0.10713	-2.12 **
户主受教育年数	1.88930	0.90	2.025238	0.89
主要成员是否有干部	5.35999	0.46	1.982617	0.16
劳动力负担系数	-9.32602	-0.66	-10.8036	-0.78
畜牧业现金收入(元)	0.003108	1.82 *	0.004039	2.42 **
常数项	-78.5268	-0.76	-109.714	-1.06
样本量		412		412
Pseudo R ²		0.1450		0.1346
Number of clusters (vc)		35		35

注： * 表示 10% 的显著水平； ** 表示 5% 的显著水平； *** 表示 1% 的显著水平。



(二) 估计结果的分析

1. 家庭层次和土地资源的影响 正如前述分析，户主的年龄有显著的影响。那些家长年龄偏大的农户倾向于多投放农家肥。同时，家长如果外出务工经商的时间长，则明显地对农家肥的施放减少。但如果一个家庭中家长一年中在家务农天数多，则会增加农家肥的投入。而畜牧业现金收入的影响（即农家肥的供给）却未体现。

关于土地资源特征的分析几乎全部如预期的一样在统计上有显著的意义，本文的前述分析得到了验证。首先是耕地资源的多少与农家肥投入强度是反方向的作用，同理，最大地块面积等因素对农家肥投入强度也有负面影响，这主要是因为农家肥的供给限制。

2. 经济结构的影响 在表征经济结构的两个变量中，由于后者与第一个（非农收入比例）有明显的“共线性”问题，因此，将其分置两个模型中分别对非农经济的影响进行估计。

模型一显示：家庭非农收入的比重大，意味着农业的相对地位较轻，农家肥投放的边际效益与非农业的机会成本之间相比较的话，减少费时费力的农家肥的投入也许恰恰是农户的理性选择。

而模型二显示：家庭从事非农工作的劳动力数越多，农家肥投入强度将越弱。与模型一的结论是一致的。

3. 地权稳定性的影响 正式的土地承包合约确实对农家肥投入有正面的影响，那些拥有书面的土地承包合同的农户更具有地权安全感，从而其投入行为会更多考虑长期化，从而加大农家肥的投入。这一一定程度上印证了法制化是中国农村地权保障的核心内容的理论，因为正式的合约制度是法制化的具体体现^①。

而较长的土地承包期对农家肥投入强度的正面影响的假设却没有得到验证。本文的多元回归模型的估计没有显示出如世界银行土地制度专家李果博士等学者先前曾估计的结果^②。本文的实地调查显示，在当前的制度环境约束下，农家肥的投入对承包期不敏感的合理解释是，农民并不会因为承包期长而预期地权将更稳定，事实上，在中国的农村土地调整一刻也没有停止，在承包期30年不变已经写入法律条款的今天依然如此！在无法消除土地调整的制度预期下，真正对农家肥投入决策有影响的关键因素是调地的方式。

上述统计分析的模型估计了土地频数和不同调地方法对农家肥投入强度的影响，结论是：土地调整的频率，无论是大调整次数还是小调整次数，对农家肥的投入强度影响并无统计上的显著性，但调地方法却有明显的影响。研究显示：与村民小组内部的土地制度作为基础对照，打破村民小组界线的调地制

① 参见 Prosterman et al. (1996)；和叶剑平和普罗斯特曼 (2000) 等文章。

② 参见 Li, Rozelle 和 Brandt (1998) 一文。