

粮豆轮作补贴：规模导向与瞄准偏差*

——基于生态补偿瞄准性视角的分析

陈海江 司 伟 赵启然

摘要：本文基于生态补偿机制中的瞄准性视角，利用粮豆轮作补贴试点地区 833 户农户调查数据，从效益瞄准和成本瞄准两个角度综合评估了规模标准能否实现粮豆轮作补贴政策的瞄准性。本文研究结果表明：首先，耕地质量和家庭经营规模之间不存在负相关，规模标准不能起到激励耕地质量较差的农户采纳粮豆轮作技术的政策效应，从效益瞄准的角度而言，粮豆轮作补贴政策没有实现补贴对象的瞄准；其次，小农户自发轮作的概率较低，且对粮豆轮作补贴存在较强的政策需求，规模标准降低了粮豆轮作补贴政策的边际效应，因此，从成本瞄准的角度来看，该政策也没有实现补贴对象的瞄准。因而，针对规模农户的粮豆轮作补贴政策没有实现补贴对象的瞄准，政策目标和补贴对象的失配不仅影响政策的预期效果，也影响补贴资金的使用效率。

关键词：粮豆轮作 轮作补贴 经营规模 生态补偿 瞄准性

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

1978~2016 年，中国粮食增产一半以上的贡献来自化肥投入，2016 年，中国农作物每公顷化肥施用量已达 359 公斤^①，远超国际公认警戒线（225 公斤/公顷）。化肥过量使用不仅污染环境，而且破坏土壤结构，造成土壤板结。作为国家粮食安全“压舱石”的东北地区，生态环境问题突出，耕地退化形势严峻。

农户是农业经营活动的主体，其生产管理实践直接影响到农业生态环境（Wu et al., 2011），因此，实现粮食安全与生态安全的协调发展，关键是要构建有效激励机制，鼓励农户采用环境友好型

*本文研究受到国家大豆产业技术体系专项建设经费（编号：CRAS-04-07B）；中央高校基本科研业务费项目“乡村振兴战略下我国农村脱贫路径选择研究”（编号：2018JG001）的资助。感谢国家大豆产业技术体系各试验站在农户调查过程中给予的帮助，感谢“农村劳动力流动与农业现代化学术研讨会”上各位老师提出的宝贵意见，当然文责自负。
本文通讯作者：司伟。

^①数据来源：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

生产方式。在此背景下，2016年财政部和农业部联合出台了《建立以绿色生态为导向的农业补贴制度改革方案》^①，同时在东北冷凉区和农牧交错带、华北地下水漏斗区、湖南重金属污染区和西南石漠化严重地区推行轮作休耕试点，并于2017年和2018年扩大试点范围，着手尝试将生态补偿机制应用于耕地保护。

生态补偿是指生态服务提供者和购买者之间遵循自愿有偿原则，对特定生态服务（或土地利用方式）进行交易（Wunder, 2005）。鉴于生态服务常常具有外部性和公共品的性质，政府通常作为生态服务的购买方（Engel et al., 2008）。目前生态补偿在一些国家的农业环境政策中已被广泛应用。在实践中，生态补偿有许多成功的典范，也不乏失败案例，从已有研究来看，政策设计时注重对效率的考量是生态补偿项目成功的重要因素之一（Börner et al., 2017）。具体而言，有效的生态补偿需做如下考虑：是否以最低的成本实现了预期的生态目标，生态补偿的每个环节是否满足了效率要求，在所有可能方案中现有方案是否是效率最优（程臻宇、刘春宏，2015）。徐晋涛等（2004）、Claassen et al.（2008）、Schomers et al.（2015）在评估具体的生态补偿项目时都以效率作为衡量标准^②，从这些研究来看，对生态补偿效率的评价具体主要落实在两个方面：一是补偿标准与农户提供生态服务机会成本的比较；二是补偿对象的瞄准性。

本文的研究对象——粮豆轮作补贴政策^③，作为生态补偿机制在农业环境政策中的具体应用，在政策设计时具有明显的规模导向，即主要面向规模经营主体^④，但是，已有生态补偿案例很少将经营规模作为确定补偿对象的门槛。结合中国两个大型生态补偿项目——退耕还林和草原生态补偿来看：前者主要面向经营土地坡度大于15°的农户，项目具有较好的瞄准性（徐晋涛等，2004）；后者主要针对超载过牧的牧户，有研究发现中小牧户放牧超载严重，这些中小牧户应该成为草原生态补偿重点瞄准的对象，而当前无差别的草畜平衡奖励造成了错误瞄准（胡振通等，2015）。由此，本文的疑问是：以经营规模为门槛的粮豆轮作补贴政策能否实现补贴对象的瞄准，进而实现政策目标和补贴对象相匹配以提高补贴资金的使用效率？鉴于中国农业生产面临日益严重的生态环境问题，同时粮豆轮作补贴政策又处于试点阶段，因而对以上问题的回答不仅必要且具有一定的现实意义。

^①资料来源：《财政部、农业部大力推进建立以绿色生态为导向的农业补贴制度改革》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-12/19/content_5149900.htm。

^②在一些生态补偿项目中除了提供特定的生态服务之外有时会附加其他社会目标，例如扶贫常常作为一些发展中国家生态补偿项目的重要社会目标，但这些目标往往和效率原则冲突，因此，许多附加其他社会目标的生态补偿项目不适合单纯以效率作为评价标准（Engel et al., 2008）。

^③粮豆轮作补贴政策对补贴对象的要求是：①在合法耕地上前茬种植玉米，后茬种植大豆；②规模达到500亩（部分地区300亩）以上，且连片种植；③第三年种植杂粮杂豆。

^④按照黑龙江省农委《2016年黑龙江省玉米改种大豆轮作补贴试点工作实施方案》，补贴主要面向种植大户、家庭农场、合作社等新型经营主体；从笔者的调查来看，各县自主确定补贴农户的最低经营规模为300亩。结合以上两点可以判断，粮豆轮作补贴主要面向规模经营主体。

生态补偿的瞄准性主要是指通过确定恰当的补偿对象来达成政策设定的目标，同时实现财务效率。判断生态补偿瞄准性的实现可以从以下几个方面进行考量：补偿对象提供生态服务的能力大小（效益瞄准），补偿对象提供生态服务的政策成本（成本瞄准），或者对两者进行综合考虑（效益—成本瞄准）（参见 Babcock et al., 1997）。本文基于“效益—成本瞄准”来综合评判当前粮豆轮作补贴政策的瞄准性。

根据农业部等十部委联合印发的《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》^①，实行粮豆轮作补贴政策的主要目的之一是提高土质，改善土壤结构。因此，一方面，从效益瞄准的角度来看，补贴应该主要面向耕地质量较差的农户；另一方面，从成本瞄准的角度考量，补贴应该面向自发轮作（没有轮作补贴也会轮作）可能性较低且在享有轮作补贴后愿意轮作的农户（对补贴政策存在强烈需求），因为这样可以提高政策的边际效应，进而实现相同补贴资金下更多的农户进行粮豆轮作。由此，本文将研究问题分解为以下几部分：规模农户的耕地质量是否显著差于小农户？规模农户自发轮作的概率是否显著低于小农户？不同家庭经营规模的农户对轮作补贴政策的需求存在怎样的差异？通过对以上问题的研究，本文将回答“以家庭经营规模为门槛的粮豆轮作补贴政策能否实现补贴对象的瞄准”这一疑问。

本文余下内容的结构安排为：第二部分为文献综述；第三部分为数据来源、研究方法和变量选取；第四部分为实证结果分析；第五部分为研究结论与讨论。

二、文献综述

在生态补偿项目实践中，由于存在为数众多的潜在生态服务提供者，因而，生态服务购买者常常需要通过瞄准来实现政策的成本有效性，由此，瞄准成为生态补偿政策设计的重要内容（Engel et al., 2008）。粮豆轮作补贴政策作为生态补偿机制在农业环境政策中的具体运用，当前主要面向规模经营主体，而已有生态补偿案例一般都以生态服务提供者提供生态服务能力的大小，或者生态服务提供者提供生态服务的政策成本作为确定瞄准对象的依据（徐晋涛等，2004；Claassen et al., 2008；胡振通等，2015）。为分析粮豆轮作补贴的规模导向是否造成了补贴对象的瞄准偏差，本部分承接引言部分提出的三个问题，从三方面对已有文献展开综述。

（一）农户家庭经营规模与耕地质量之间的关系

由于很难从理论层面建立家庭经营规模和耕地质量之间的因果联系，因此关于耕地质量和家庭经营规模关系的研究大多是间接的，研究结论并不一致，两者的关联机制也不一样。Benjamin（1995）发现爪哇岛农户家庭经营规模和耕地质量之间存在负相关关系，作者认为该地区特有的社会结构和土地继承方式是产生这种现象的原因。Barrett et al.（2010）通过控制耕地质量，分析家庭经营规模对土地生产率的净效应，结果发现不同家庭经营规模农户的耕地质量并不存在显著差异，而是否遗

^①资料来源：《农业部副部长就〈探索实行耕地轮作休耕制度试点方案〉答记者问》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-07/01/content_5087269.htm。

漏耕地质量变量也并不显著影响家庭经营规模和土地生产率之间的关系。Chen et al. (2011) 认为中国农村特有的治理结构和基层民主使得平均主义在农村盛行，而这影响到家庭联产承包责任制实施过程中的土地分配原则，即如果农户分得的地块质量较差则增加该农户的承包地面积，以此解决地块质量差异在土地分配中可能造成的不公。由此，Chen et al. (2011) 认为耕地质量和家庭经营规模之间可能存在反向关系。

（二）农户家庭经营规模和环境友好型技术采纳之间的关系

家庭经营规模影响农户技术采纳决策可能的作用机制表现为以下几个方面：首先，家庭经营规模是农户家庭财富理想的代理变量，当新技术的采纳需要较大现金流时，规模农户采纳新技术的可能性较大；其次，许多技术的采纳往往存在门槛效应，这会影响到小农户采纳新技术；第三，家庭经营规模不同的农户其生产管理技能通常存在差异，而这也影响到农户对新技术的采纳；第四，家庭经营规模往往还与农户信息获取、信贷的能力相关，而这两者是影响农户技术采纳的重要因素（Byerlee, 1993; Foster and Rosenzweig, 2010）。因此，一般而言，可以预期规模农户采纳农业新技术的可能性较大。

但从相关实证研究来看，家庭经营规模对农户环境友好型技术采纳影响的路径并不完全一致。徐志刚等（2018）发现家庭经营规模对农户采纳秸秆还田技术有正向影响。高瑛等（2017）的研究则显示耕地规模对农户采纳保护性耕作技术和施用有机肥技术的影响不显著，但是对农户采纳测土配方施肥技术有正向影响。而刘乐等（2017）从地块面积和家庭经营规模两个层面证实秸秆还田技术和规模之间存在稳健的“倒U型”关系。此外，赵连阁、蔡书凯（2012）还发现家庭经营规模对农户采纳化学防治型 IPM 技术有负向影响。不过总体而言，现有的实证研究主要支持家庭经营规模对农户环境友好型技术采纳具有促进作用。

（三）不同家庭经营规模农户对环境友好型技术补贴政策的需求

从家庭经营规模对农户技术采纳的作用机制来看，通常家庭经营规模对农户采纳新技术具有促进作用（Byerlee, 1993; Foster and Rosenzweig, 2010）。具体到环境友好型技术，虽然实证研究发现家庭经营规模对农户环境友好型技术采纳的作用路径并不完全一致，但是多数研究支持家庭经营规模对农户环境友好型技术采纳具有促进作用，这在一定程度上意味着小农户可能对补贴政策存在较强的需求。例如徐志刚等（2018）发现较长的地权期限对规模农户采纳秸秆还田技术的意义较大，但是对小农户而言则更需要借助补贴或处罚等政策手段。当然，对补贴政策的需求还要进一步考虑农户的技术采纳意愿，如果农户对某项环境友好型技术本身没有采纳意愿，即便给予农户补贴，补贴对农户采纳该项技术的激励作用很可能也有限。已有研究通过考察农户对农地经营权抵押贷款意愿和行为之间的关系来分析农户对农地经营权抵押贷款政策的需求（例如付兆刚、郭翔宇，2017），认为家庭经营规模是影响农户农地经营权抵押贷款政策需求的重要因素。而在农户环境友好型技术采纳研究领域，目前将农户的主观意识和客观行为纳入统一分析框架的研究主要集中在认知对行为的影响上（例如张复宏、胡继连，2014；余威震等，2017），而从政策需求角度切入的研究较少。

通过梳理发现，已有文献为本文研究的展开提供了借鉴和启示，但要回答本文提出的问题依然

需要探索以下几个方面：首先，虽然 Chen et al. (2011) 的研究表明中国农户家庭经营规模和耕地质量之间存在反向关系，但是该研究中的家庭经营规模主要是指农户家庭拥有的承包地而不包括农户流转的土地，而且采用的是 1995~1999 年的数据。近年来，随着农村剩余劳动力的进一步转移和政府对农地流转的推动，截止到 2014 年全国土地流转面积已经达到 4.03 亿亩，占家庭承包耕地面积的 30.4%，经营面积在 50 亩以上的规模农户已达到 341.4 万多户（陆继霞，2017），这一事实可能会颠覆 Chen et al. (2011) 基于农户家庭拥有的承包地得出的研究结论。因此，需要采用更具时效性的数据加以研究。其次，虽然多数实证研究表明家庭经营规模促进农户采纳环境友好型技术，但是也有研究证实家庭经营规模对农户采纳环境友好型技术有负向影响或者影响不显著，这可能和技术本身的异质性相关，而当前关于农户轮作技术采纳的实证研究较少，因此有必要对此展开实证检验。第三，当前少有研究将农户主观意识和客观行为纳入统一框架，以此分析农户对环境友好型技术采纳补贴政策的需求。

鉴于此，本文在已有研究的基础上，利用粮豆轮作补贴试点地区黑龙江省和内蒙古自治区农户层面的调查数据，对不同家庭经营规模农户的耕地质量、粮豆轮作技术采纳行为以及对补贴政策需求的差异展开研究，并将三者置于统一的框架下展开分析，最终研究结果不仅能够丰富已有文献，同时也能解答本文所提出的问题，进而为完善粮豆轮作补贴政策提供启示。

三、数据来源、研究方法和变量选取

（一）数据来源

2016 年开始，国家在东北冷凉区（黑龙江省、吉林省、辽宁省）和北方农牧交错带（内蒙古自治区）开展粮豆轮作补贴试点。其中，黑龙江省的试点面积为 250 万亩，吉林省为 100 万亩，辽宁省为 50 万亩，内蒙古自治区为 100 万亩。本文数据来源于 2017 年 7 月对粮豆轮作补贴试点地区的农户调查，考虑到地区的代表性，笔者选取了东北冷凉区面积最大的黑龙江省和北方农牧交错带的内蒙古自治区作为样本省份。在此基础上，本文采用分层随机抽样、概率比例规模抽样（probability proportional to size sampling）和现场随机抽样相结合的方式选取调查样本。具体而言，在剔除内蒙古自治区牧区县（旗）之后，按积温带对样本省份余下县（旗）进行分类，之后根据每个积温带所含的县（旗）个数，按概率比例规模抽样确定每个积温带的样本县。然后，在乡镇和村级层面按其名录进行随机抽样。最后，在农户层面对每个样本村随机抽取 25 户农户，其中，5 户为备选户。最终共确定了 11 个样本县、22 个样本乡镇和 44 个样本村，共收集农户调查问卷 880 份，其中有效问卷为 833 份。问卷内容涵盖 2014~2017 年样本农户的户主个人和家庭情况、农业生产状况、农业补贴、技术推广等各方面的信息。

鉴于当前的粮豆轮作补贴政策主要面向规模农户，因而，当规模农户更倾向于采纳粮豆轮作技术时，无法排除他们是因为受到补贴政策的影响才更倾向于采纳粮豆轮作技术这一竞争性解释。为此，本文选取问卷中 2015 年（补贴政策实施前一年）的数据展开分析，以剥离补贴政策对规模农户采纳粮豆轮作技术的影响。从调查样本来看，不同家庭经营规模农户的粮豆轮作行为与意愿存在差

异,图 1 显示了样本农户的家庭经营规模分布情况以及不同规模区间具有轮作意愿和行为的农户数。从图 1 来看,样本农户的家庭经营规模主要集中在 200 亩以下,其中 50 亩及以下的农户数最多,并且大体上呈现家庭经营规模越大农户轮作比例越高以及轮作意愿与行为也越一致的趋势。

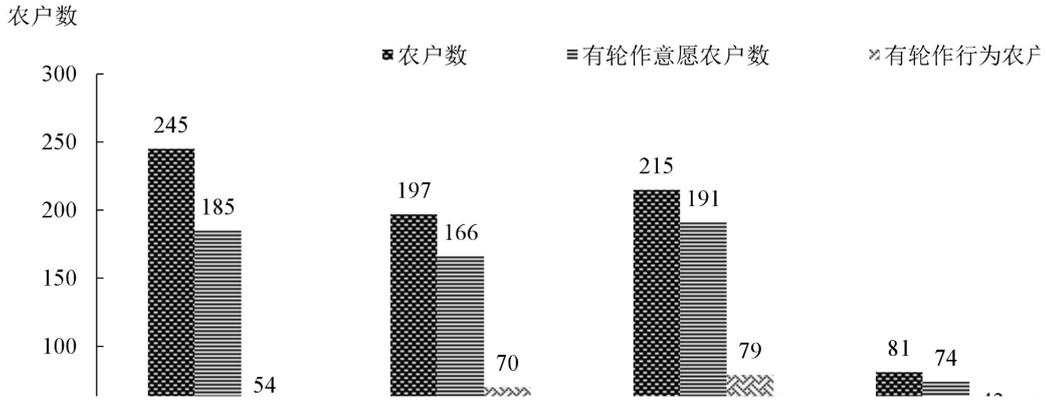


图 1 农户家庭经营规模及轮作情况分布

注:图 1 的规模区间划分主要是依据样本的数据分布以及粮豆轮作补贴的规模设置,区间的取值范围为左开右闭,例如:50~100 亩的区间表示含 100 亩不含 50 亩,表 2 和表 4 同。

(二) 研究方法

1.家庭经营规模和耕地质量相关性分析。由于无法建立耕地质量和家庭经营规模之间的因果联系,且本文仅关心两者之间是否存在何种相关关系,不探究其中的作用机理,因此,本文对家庭经营规模和耕地质量关系的分析只通过方差分析和相关系数两种方法加以研究。在相关系数分析方法中,Pearson 相关系数适合分析两变量之间的线性相关性,具有较高的统计效能;Spearman 相关系数则对变量本身的分布不做要求,属于非参数统计方法,应用范围较广,但是统计效能较低(参见尼尔·J·萨尔金德,2011)。本文同时测算 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数。

2.家庭经营规模对农户自发轮作概率的影响。在农户粮豆轮作技术采纳行为研究中,因变量“农户是否采纳粮豆轮作技术”是典型的二元选择变量,因而本文选择二元 Logit 模型来估计。二元 Logit 模型是假定随机误差项为逻辑分布前提下的一种二元离散选择模型,在农户技术采纳行为研究中被广泛应用。该模型具体形式如下:

$$p_i(y_i = 1) = F(\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i) = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i)} + \mu_i \quad (1)$$

(1) 式中, $y_i=1$ 表示农户 i 采纳粮豆轮作技术, p_i 表示农户 i 采纳粮豆轮作技术的概率, x_i 为农户特征变量, β_0 为常数项, β_i 为农户特征变量 x_i 的回归系数, μ_i 为随机误差项。将 (1) 式转化以后可以得到:

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i + \mu_i \quad (2)$$

3.不同家庭经营规模农户对粮豆轮作补贴政策需求的差异。本文参考付兆刚、郭翔宇（2017）的分析框架，以有轮作意愿有轮作行为和有轮作意愿无轮作行为作为二分变量，分析农户轮作意愿与行为一致性的影响因素，进而研究不同家庭经营规模农户对粮豆轮作补贴政策需求的差异^①。本部分具体采用的模型同样为二元 Logit 模型。

（三）变量选取与变量描述性统计

Byerlee（1993）列出了农户技术采纳重要影响因素的清单，归纳起来主要包括户主个体特征、农户家庭特征、自然环境、地块特征和市场因素五大类。此后的研究变量选取有所扩展（参见 Foster and Rosenzweig, 2010），但大体上主要围绕这几类。本文参考 Byerlee（1993）、Foster and Rosenzweig（2010）、Wu et al.（2011）的研究，同时结合自身的研究目标，将家庭经营规模作为核心自变量，其余的控制变量包括户主个体特征、家庭特征、地块特征和地域特征四大类。其中，对于户主个人特征变量，本文选取户主年龄、户主务农年限、户主受教育程度、户主是否从事非农劳动、户主是否为党员、户主是否为村干部和户主是否接受过粮豆轮作技术培训七个变量。对于农户家庭特征变量，本文选取农业从业人口比和是否加入专业合作组织两个变量。对于地块特征变量，本文选取是否为坡地、是否为平地、是否为洼地、耕地质量和地权稳定性五个变量。对于地域特征变量，本文参照已有文献（刘乐等，2017）通常的做法，以县级虚拟变量来表征。此外，农户对补贴政策的需求除受到户主个体特征、家庭特征、地块特征和地域变量影响外，通常还受农业生产资金可获得性的影响（参见高鸣，2017；付兆刚、郭翔宇，2017）。对此，在分析不同家庭经营规模农户对补贴政策需求的差异时，本文又加入 2015 年是否发生银行贷款和农业生产资金获取难易程度两个变量。

为增强研究结论的可靠性，考虑到家庭经营规模和是否轮作都是农户决策的结果，一些未观察到的因素可能同时对两者产生影响，由此造成遗漏变量偏误，因此，本文还选取村庄耕地总面积作为家庭经营规模的工具变量进行工具变量估计。在中国当前的农地制度下，农户的承包地和流转地都与村庄的耕地资源禀赋密切相关，而直观上来说村庄耕地总面积不会影响个体是否轮作的决策。因此，村庄耕地总面积同时满足工具变量的相关性和外生性要求。

此外，针对自变量还有三点需要强调的是：首先，本文关于耕地质量的测量囿于数据可得性无法获得客观的评价指标，参照已有研究（例如 Wu et al., 2011；王建英等，2015），本文以农户自评耕地质量作为耕地质量的代理变量。对此，一个合理的解释是：一方面，土地作为农业生产的基本载体，农户常年与之打交道，因而农户对自家拥有的承包地的基本情况可谓知根知底；另一方面，对于转入他人土地的农户来说，由于当前土地流转主要发生在村内亲朋好友之间，土地转出户和转入户之间对于流转耕地质量出现信息不对称的概率较低（王亚楠等，2015）。因此，无论是对于自家

^①本部分研究的对象是农户对补贴政策的需求，参照付兆刚、郭翔宇（2017）的研究，本文将没有轮作意愿的样本农户剔除。

拥有的承包地还是对于流入地，农户对耕地质量的评价都存在一定的认知基础。其次，本文没有考虑代表市场因素的玉米与大豆比价这一变量，主要是因为当前东北地区粮食销售的市场一体化程度已经很高。笔者在调查中也发现玉米和大豆的销售价格在农户之间差异很小。因此，本文没有将代表市场因素的价格变量纳入模型。第三，对于地权稳定性，有研究发现农户的长期投资在自家拥有的承包地和转入地之间存在显著差异，而这种差异产生的原因是两者之间地权稳定程度不同（仇焕广等，2017），因此，本文采用自家拥有的承包地占家庭经营规模的比例来代表农户的地权稳定性，其值越高代表地权稳定性越好。各变量的统计性描述具体见表1。

表1 变量统计性描述

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
农户是否采纳粮豆轮作技术	是=1, 否=0	0.363	0.481	0	1
轮作意愿和行为是否一致	是=1, 否=0	0.426	0.495	0	1
解释变量					
家庭经营规模	单位：亩	151.776	183.588	2	1500
户主年龄	单位：岁	45.295	10.075	19	79
户主务农年限	单位：年	25.864	11.626	0	62
户主受教育程度	单位：年	7.686	2.927	0	16
户主是否从事非农劳动	是=1, 否=0	0.398	0.490	0	1
户主是否为党员	是=1, 否=0	0.182	0.386	0	1
户主是否为村干部	是=1, 否=0	0.159	0.366	0	1
户主是否接受过粮豆轮作技术培训	是=1, 否=0	0.365	0.482	0	1
农业从业人口比	农业从业人口数占家庭总人口数的比例	0.546	0.241	0	1
是否加入专业合作组织	是=1, 否=0	0.217	0.412	0	1
2015年是否发生银行贷款	是=1, 否=0	0.242	0.429	0	1
农业生产资金获取难易程度	很难=1, 难=2, 不难=3, 容易=4, 很容易=5	2.951	1.071	1	5
是否为平地（基准组）	是=1, 否=0	0.329	0.470	0	1
是否为坡地	是=1, 否=0	0.295	0.456	0	1
是否为洼地	是=1, 否=0	0.373	0.484	0	1
耕地质量	低=1, 2=较低, 3=中等, 4=较高, 高=5	2.868	0.735	0	5
地权稳定性	自家拥有的承包地占家庭经营规模的比例	0.484	0.380	0	2.267
村庄耕地总面积(工具变量)	单位：亩	23398.560	10079.270	6015	59000

注：本表依据调查问卷中2015年的数据计算，下表同。

四、实证结果分析

（一）农户家庭经营规模与耕地质量关系分析

为分析耕地质量与家庭经营规模之间的关系，本文先计算两者的相关系数。通过 Stata14 软件计算，结果为：Pearson 相关系数为 0.069，在 5% 的水平上显著；Spearman 相关系数为 0.064，在 10% 的水平上显著。Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数的计算结果都表明，耕地质量与家庭经营规模之间存在正相关关系。

鉴于粮豆轮作补贴政策设置规模门槛，将家庭经营规模位于特定区间的农户确定为补贴对象，因此，本文进一步通过方差分析来识别不同规模区间农户耕地质量是否存在显著差异。鉴于不同地区农户耕地资源禀赋差异较大，因此，本文对农户家庭经营规模进行区间划分^①。本文采用调查区域样本农户家庭经营规模的五分位数进行区间划分，然后通过方差分析确定各区间农户耕地质量的差异（见表 2）。从表 2 可知，按照当前的区间划分，总体而言，耕地质量随着家庭经营规模的上升有所提高，但是这种差异在不同规模区间变动不大。进一步观察 p 值（0.219）发现，不同家庭经营规模区间农户耕地质量的差异并不显著。

表 2 不同家庭经营规模区间耕地质量差异的方差分析

家庭经营规模（亩）	耕地质量均值	方差分析（ANOVA）	
		F 值	Prob>F
≤38	2.825	1.440	0.219
38~70	2.811		
70~120	2.844		
120~214	2.878		
≥214	2.982		

以上结果显示，无论是通过相关系数计算还是方差分析，都没有发现规模农户的耕地质量显著差于小农户。这一结果与 Chen et al. (2011) 的发现并不一致，可能的原因是近年来农村土地流转不断加速，而 Chen et al. (2011) 研究中的家庭经营规模并不包括流转的土地。并且与 Chen et al. (2011) 的研究结论显著不同的是，本文通过相关系数计算还发现家庭经营规模和耕地质量之间存在正相关关系，虽然方差分析显示两者的相关性不显著，但总体而言，耕地质量随着家庭经营规模的上升有所提高，这可能与家庭经营规模能够促进农户采取耕地保护性措施有关（姚柳杨等，2016）。由此本文推断，将家庭经营规模作为确定补贴对象的依据，并不能实现激励耕地质量较差的农户采纳轮作技术的政策目标。因此，从效益瞄准的角度来看，规模标准并没有实现补贴对象的瞄准。

（二）家庭经营规模对农户粮豆轮作技术采纳行为的影响

本部分采用 Stata14 软件，对（2）式做回归估计，回归之前先对模型自变量进行多重共线性检

^①划分家庭经营规模的一个可行方法是采取因地制宜的方式，例如徐志刚等（2018）采用所在县户均耕地规模的 3~5 倍和 5~10 倍两个标准来确定规模农户。

验。检验结果显示，方差膨胀因子（VIF）均在 5 以内，表明自变量之间不存在严重的多重共线性。表 3 显示了具体的回归结果。

表 3 二元 Logit 回归模型的估计结果 (n=827)

解释变量	回归系数	稳健标准误	解释变量	回归系数	稳健标准误
家庭经营规模	0.003***	0.001	户主是否接受过粮豆轮作技术培训	0.337*	0.182
户主年龄	-0.015	0.015	农业从业人口比	-0.334	0.350
户主务农年限	0.013	0.012	是否加入专业合作组织	-0.346	0.231
户主受教育程度	0.092***	0.032	是否为坡地	0.392*	0.215
户主是否从事非农劳动	-0.200	0.176	是否为洼地	0.123	0.200
户主是否为党员	-0.313	0.252	耕地质量	0.037	0.118
户主是否为村干部	0.159	0.268	地权稳定性	0.314	0.298
Wald 值	108.620***		Pseudo R ²	0.150	

注：①*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著；②县级虚拟变量的估计结果略。

从表 3 可知，模型的 Wald 值较大，且在 1%水平上显著，说明模型整体的拟合程度很高。而本文关注的核心自变量家庭经营规模促进了农户采纳粮豆轮作技术，且在 1%的水平上显著。这一结果与 Foster and Rosenzweig（2010）和张瑞娟、高鸣（2018）的研究结论相一致。综合他们的研究，本文认为，家庭经营规模促进农户粮豆轮作技术采纳的作用机制可能表现在以下几方面：首先，粮豆轮作技术可能存在规模效应，只有达到一定规模之后进行轮作才具有经济合理性，因而规模农户更倾向于轮作。其次，由于粮豆轮作产生的生态效益很大程度上会递延到下一季作物，而农户当季的收益常常会有所下降，由此限制了受资金约束更加严重的小农户进行轮作。第三，规模农户往往具有较强的信息接收能力，可能对粮豆轮作的生态功效具有较深的认识，因而轮作的积极性也较高。

从控制变量来看，户主受教育程度和户主是否接受过粮豆轮作技术培训促进农户采纳粮豆轮作技术，这一结果与赵连阁、蔡书凯（2012）和徐志刚等（2018）的研究结果相一致，也符合本文预期。而农户更倾向于在坡地上进行粮豆轮作，这可能与轮作的水土保持功效有关（Bullock, 1992）。

表 3 的结果表明：相对于当前政府确定的粮豆轮作补贴对象，未纳入补贴政策范围的农户自发轮作的可能性较小。据此推断，将家庭经营规模确定为获得粮豆轮作补贴的条件，可能出现部分即使没有轮作补贴也会采纳粮豆轮作技术的农户获得补贴；更重要的是，大量没有轮作补贴激励就不会采纳粮豆轮作技术的农户却得不到补贴，由此导致补贴对象的错位。当然，以上分析没有考虑小农户本身对补贴政策的需求。如果家庭经营规模较小的农户对轮作补贴的需求并不强烈，那么可以预期，即便轮作补贴政策不与经营规模挂钩，该政策也不能充分激励这部分农户采纳粮豆轮作技术，以此提高耕地质量。

（三）不同家庭经营规模农户对粮豆轮作补贴政策需求的差异

联合分析不同家庭经营规模农户的粮豆轮作技术采纳行为及其对粮豆轮作补贴政策需求的差

异，能够评估规模标准能否实现粮豆轮作补贴政策的成本瞄准。本文以下部分分析不同家庭经营规模的农户对粮豆轮作补贴政策的需求差异。

1.方差分析。基于理性农户假设，农户轮作意愿和行为之间的背离通常意味着对补贴政策的需求，即考虑到技术采纳的成本与收益，农户常常需要面对“非不为也，实不能也”的窘境。为考察不同家庭经营规模农户对粮豆轮作补贴政策需求的差异，本文对不同规模区间农户粮豆轮作意愿和行为进行观察。表4显示了不同规模区间农户粮豆轮作技术采纳的意愿、行为以及两者的背离情况。虽然不同规模区间农户的轮作技术采纳意愿存在差异，但总体而言，多数农户愿意进行粮豆轮作（在73.91%以上）。而相比于规模农户，小农户轮作意愿和行为的背离情况更加严重，并且方差分析显示这种差异在1%水平上显著。这一结果初步表明，小农户对补贴政策可能存在更强的需求。

表4 不同家庭经营规模农户轮作意愿与行为的背离情况

家庭经营规模 (亩)	轮作技术 采纳意愿 λ_1 (%)	轮作技术实际 采纳比例 λ_2 (%)	采纳意愿与行 为的背离 ($\lambda_1 - \lambda_2$)	方差分析 (ANOVA)	
				F 值	Prob>F
≤38	73.91	20.50	53.41	5.280	0.000***
38~70	79.41	28.24	51.17		
70~120	86.39	37.28	49.11		
120~214	90.91	38.18	52.73		
≥214	91.67	60.12	31.55		

注：对家庭经营规模的区间划分方式与表2一致。

2.二元 Logit 分析。为检验表4的结论，本文进一步借鉴付兆刚、郭翔宇（2017）的研究框架，同样采用二元 Logit 模型分析家庭经营规模对农户轮作意愿和轮作行为一致性的影响。多重共线性检验显示，VIF 均在5以内，表明模型自变量不存在严重的多重共线性，模型的具体回归结果见表5。表5的结果显示，Wald 值为80.75，且在1%的水平上显著，表明模型整体拟合程度良好。

表5 农户粮豆轮作意愿与行为一致性影响因素的回归结果 (n=697)

解释变量	回归 系数	稳健 标准误	解释变量	回归 系数	稳健 标准误
家庭经营规模	0.002**	0.001	农业从业人口比	-0.459	0.368
户主年龄	-0.016	0.015	是否加入专业合作组织	-0.325	0.234
户主务农年限	0.011	0.012	2015年是否发生银行贷款	0.343*	0.208
户主受教育程度	0.091***	0.034	农业生产资金获取难易程度	-0.109	0.079
户主是否从事非农劳动	-0.224	0.186	是否为坡地	0.457**	0.225
户主是否为党员	-0.335	0.256	是否为洼地	0.133	0.212
户主是否为村干部	0.094	0.278	耕地质量	-0.010	0.127
户主是否接受过粮豆轮作技术培训	0.375*	0.192	地权稳定性	0.444	0.316
Wald 值	80.75***		Pseudo R ²	0.132	

注：①*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著；②县级虚拟变量估计结果略。

作为本文关注的核心解释变量家庭经营规模促进了农户将轮作意愿转化为行为，这一结果和表 4 的观察相一致，这在一定程度上说明了实证结果的稳健性。粮豆轮作作为一项环境友好型技术，其特点是可以减少下一季作物的农用化学品投入，并提高单产；但在当前阶段对农户而言往往意味着收入减少，因而对风险规避型的小农户而言，要促成其采纳轮作技术通常需要政府的补贴支持（Pannell et al., 2014）。而规模农户由于存在规模效应，且资本禀赋丰富，时间偏好程度低，他们对未来收益敏感，贴现率也低，因而更倾向于采纳具有较高收益的跨期农业技术（徐志刚等，2018）。因此，如果适当降低当前补贴政策设置的规模门槛，本文预期补贴政策将产生更高的边际效应。结合上一部分结果可以推断，从成本瞄准的角度而言，规模标准同样没有实现补贴对象的瞄准。

从其他控制变量来看：第一，户主受教育程度、户主接受过粮豆轮作技术培训和 2015 年发生银行贷款均促进了农户将轮作意愿转化为行为。这一结果和计划行为理论相吻合，按照该理论，意愿和行为的转换之间存在个人能力这一中介变量（Gollwitzer, 1999），而受教育程度、技术培训和获得银行贷款能够增强个人能力，这是显而易见的。第二，地块为坡地的农户更容易将轮作意愿落实为行动，这一结果和表 3 相一致。

（四）内生性问题的处理

为了处理家庭经营规模可能引起的内生性问题，本文进一步选取村级层面的变量——村庄耕地总面积，以此作为家庭经营规模的工具变量。本文采用 IV-Probit 模型中的 2SLS 方法对二元 Logit 模型进行重新估计，其中，第一阶段以家庭经营规模为被解释变量，第二阶段以是采纳粮豆轮作技术以及轮作意愿和行为是否一致为被解释变量。估计结果如表 6 所示。

表 6 工具变量法的回归结果

变量名称	第一阶段模型的被解释变量：家庭经营规模			
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
村庄耕地总面积	0.003***	7.14E-04	0.003***	7.99E-04
变量名称	第二阶段模型的被解释变量： 是否采纳粮豆轮作技术		第二阶段模型的被解释变量： 轮作意愿和行为是否一致	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
家庭经营规模	0.013***	0.004	0.012***	0.004
观测值	819		697	

注：①*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著；②控制变量的估计结果略。

从表 6 可知，第一阶段的村庄耕地总面积对家庭经营规模有正向影响，且第一阶段的 LR 检验拒绝了零假设，因而大体上不必担心弱工具变量问题。第二阶段的估计结果显示家庭经营规模对农户采纳粮豆轮作技术以及农户将轮作意愿转化为行为具有正向影响，这一结果和表 3、表 5 相一致。然而与表 3、表 5 不同的是，采用工具变量法回归之后，家庭经营规模的系数显著增大，说明表 3 和表 5 中家庭经营规模的作用被明显低估，这也进一步表明本文的结论是稳健的。

五、研究结论与讨论

本文利用粮豆轮作补贴政策试点地区的农户调查资料，基于生态补偿机制中的瞄准性视角，从效益瞄准和成本瞄准两个角度综合评估了规模标准能否实现粮豆轮作补贴政策的瞄准性。研究结果显示：首先，本文并没有发现规模农户的耕地质量显著差于小农户，也就是说将补贴对象确定为规模农户并不能起到激励耕地质量较差的农户采纳粮豆轮作技术的政策效果。因此，从效益瞄准的角度而言，规模标准没有实现补贴对象的瞄准。其次，小农户自发轮作的概率较低，因而对补贴具有较强的政策需求，规模标准很可能造成补贴对象错位，降低政策的边际效应。因此，从成本瞄准的角度来看，规模标准也没有实现补贴对象的瞄准。结合以上两点可以判断，规模标准没有实现粮豆轮作补贴政策的瞄准性，当前的政策设计存在优化的空间。

针对以上结果，本文认为政府在设计粮豆轮作补贴政策时应该将小农户纳入补贴范围。截止到2015年，中国家庭经营规模在10亩以下的小农户仍有2.13亿户，占农户总数的79.60%（刘同山、李竣，2017）。如果不能充分调动他们采用环境友好型技术（生产方式）的积极性，那么能否实现农业可持续发展的目标是值得怀疑的。由此，本文进一步认为，政府出台扶持规模农户、家庭农场、合作社等新型经营主体的农业政策存在政策边界，针对农业的绿色补贴，需要充分关注小农户的利益诉求。

参考文献

- 1.程臻宇、刘春宏，2015：《国外生态补偿效率研究综述》，《经济与管理评论》第6期。
- 2.付兆刚、郭翔宇，2017：《农地经营权抵押贷款农户需求行为影响因素分析——基于黑龙江省6个县1328个农户的问卷调查》，《中国土地科学》第3期。
- 3.Ganesh、Thapa，2010：《亚洲和拉美地区经济转型过程中小规模农业面临的挑战和机遇》，《中国农村经济》第12期。
- 4.高鸣，2017：《脱钩收入补贴对小麦生产率有影响吗？——基于农户的微观证据》，《中国农村经济》第11期。
- 5.高瑛、王娜、李向菲、王咏红，2017：《农户生态友好型农田土壤管理技术采纳决策分析——以山东省为例》，《农业经济问题》第1期。
- 6.胡振通、孔德帅、靳乐山，2015：《草原生态补偿：草畜平衡奖励标准的差别化和依据》，《中国人口·资源与环境》第11期。
- 7.刘乐、张娇、张崇尚、仇焕广，2017：《经营规模的扩大有助于农户采取环境友好型生产行为吗——以秸秆还田为例》，《农业技术经济》第5期。
- 8.刘同山、李竣，2017：《论中国小农户的前景与出路》，《中州学刊》第11期。
- 9.陆继霞，2017：《农村土地流转研究评述》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期。
- 10.尼尔·J·萨尔金德，2011：《爱上统计学》，史玲玲译，重庆：重庆大学出版社。
- 11.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚，2017：《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第6期。
- 12.王建英、陈志钢、黄祖辉、Thomas Reardon，2015：《转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察》，《管

理世界》第9期。

13.王亚楠、纪月清、徐志刚、钟甫宁, 2015:《有偿 VS 无偿: 产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择》,《管理世界》第11期。

14.徐晋涛、陶然、徐志刚, 2004:《退耕还林: 成本有效性、结构调整效应与经济可持续性——基于西部三省农户调查的实证分析》,《经济学(季刊)》第4期。

15.徐志刚、张骏逸、吕开宇, 2018:《经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例》,《中国农村经济》第3期。

16.姚柳杨、赵敏娟、徐涛, 2016:《经济理性还是生态理性? 农户耕地保护的行为逻辑研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。

17.余威震、罗小锋、李容容、薛龙飞、黄磊, 2017:《绿色认知视角下农户绿色技术采纳意愿与行为悖离研究》,《资源科学》第8期。

18.赵连阁、蔡书凯, 2012:《农户 IPM 技术采纳行为影响因素分析——基于安徽省芜湖市的实证》,《农业经济问题》第3期。

19.张复宏、胡继连, 2013:《基于计划行为理论的果农无公害种植行为的作用机理分析——来自山东省16个地市(区)苹果种植户的调查》,《农业经济问题》第7期。

20.张瑞娟、高鸣, 2018:《新技术采纳行为与技术效率差异——基于小农户与种粮大户的比较》,《中国农村经济》第5期。

21.Barrett, C. B., M. F. Bellemare, and J. Y. Hou, 2010, "Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-size Relationship", *World Development*, 38(1): 88-97.

22.Benjamin, D., 1995, "Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship?", *Journal of Development Economics*, 46(1): 51-84.

23.Babcock, B. A., P. G. Lakshminarayan, J. J. Wu, and D. Zilberman, 1997, "Targeting Tools for the Purchase of Environmental Amenities", *Land Economics*, 73(3): 325-339.

24.Börner, J., K. Baylis, E. Corbera, and C. Esteve, 2017, "The Effectiveness of Payments for Environmental Services", *World Development*, 96(8): 359-374.

25.Bullock, D. G., 1992, "Crop Rotation", *Critical Reviews in Plant Sciences*, 11(4): 309-326.

26.Byerlee, D., 1993, "The Adoption of Agricultural Technology: A Guide for Survey Design", Economic Program, International Maize and Wheat Improvement Center, <https://repository.cimmyt.org/xmlui/handle/10883/895?show=full>.

27.Chen, Z., W. E. Huffman, and Scott Rozelle, 2011, "Inverse Relationship between Productivity and Farm Size: The Case of China", *Contemporary Economic Policy*, 29(4): 580-592.

28.Claassen, R., A. Cattaneo, and R. Johansson, 2008, "Cost-effective Design of Agri-environmental Payment Programs: U.S. Experience in Theory and Practice", *Ecological Economics*, 65(4): 737-752.

29.Engel, S., S. Pagiola, and S. Wunder, 2008, "Designing Payments for Environmental Services in Theory and Practice: An Overview of the Issues", *Ecological Economics*, 65(4): 663-674.

- 30.Foster, A. D., and M. R. Rosenzweig, 2010, “Microeconomics of Technology Adoption”, *Annual Review of Economics*,2(1): 395-424
- 31.Gollwitzer, P. M., 1999, “Implementation Intentions: Strong Effects of Simple Plans”, *American Psychologist*, 54(7): 493-503.
- 32.Pannell, D. J., R. S. Llewellyn, and M. Corbeels, 2014, “The Farm-level Economics of Conservation Agriculture for Resource-poor Farmers”, *Agriculture Ecosystems & Environment*, 187(1):52-64.
- 33.Schomers, S., C. Sattler, and B. Matzdorf, 2015, “An Analytical Framework for Assessing the Potential of Intermediaries to Improve the Performance of Payments for Ecosystem Services”, *Land Use Policy*, 42(7): 58-70.
- 34.Wu, J. J., R. M. Adams, C. L. Kling, and K. Tanaka, 2011, “From Microlevel Decisions to Landscape Changes: An Assessment of Agricultural Conservation Policies”, *American Journal of Agricultural Economics*, 86(1): 26-41.
- 35.Wunder, S., 2005, “Payments for Environmental Services: Some Nuts and Bolts”, *CIFOR Occasional Paper*, 42(1): 4-31.

(作者单位：中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑：何欢)

The Scale Orientation and Targeting Deviation of Grain-soybean Rotation Subsidy: An Analysis Based on the Targeting Perspective of Ecological Compensation

Chen Haijiang Si Wei Zhao Qiran

Abstract: Based on the targeting perspective of ecological compensation mechanism, this article uses survey data collected from 833 households in the grain-soybean rotation subsidy pilot area to comprehensively assess whether the scale standard can help the targeting policy of the grain-soybean rotation subsidy achieve its objectives. The analysis shows that, firstly, there is no negative correlation between the quality of cultivated land and the scale of family business. So the scale standard cannot make the policy play a role in stimulating farmers having poor quality of cultivated land to adopt grain-soybean rotation technology. Therefore, the objective of subsidy policy targeting from the perspective of efficiency targeting has not been achieved. Secondly, there is a small probability that small-scale farmers, who have a strong demand for subsidy policy, will engage in spontaneous rotation. Therefore, the scale standard reduces the marginal effect of the policy. Therefore, from the perspective of cost targeting, the objective of subsidy policy targeting has not been achieved. The subsidy policy for large-scale households has not achieved its targeting objectives, and the mismatch between policy objectives and subsidy targets not only affects the expected effect of the policy, but also affects the efficiency of subsidy use.

Key Words: Grain-soybean Rotation; Rotation Subsidy; Scale of Operation; Ecological Compensation; Targeting