

藏粮于地：土地利用对粮食单产的影响

刘晗^{1a}, 张应良^{1b,2*}

(1.西南大学 a.经济管理学院, b.农村经济与管理研究中心, 重庆 400715; 2.西南大学 商贸学院, 重庆 402460)

摘要: 基于“藏粮于地”战略背景, 采用全国 10 省(区、市) 950 户农户数据, 在将土地利用分为规模经营、可持续耕作、结构调整的基础上, 利用普通最小二乘法、两阶段最小二乘法和调节效应模型实证分析土地利用对农户粮食单产的影响效应与路径。结果表明: 规模经营对粮食单产的影响呈先增后减趋势, 即呈倒“U”形关系, 可持续耕作能够显著提升粮食单产, 而结构调整显著负向影响粮食单产; 规模经营在可持续耕作、结构调整影响农户粮食单产中具有正向调节效应; 对于耕地禀赋不同的农户, 规模经营、可持续耕作对农户粮食单产的影响存在差异性。

关键词: 土地利用; 粮食单产; 规模经营; 可持续耕作; 结构调整

中图分类号: F304; F762.1; F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2024)05-0046-09

Grain production strategy based on farmland management: The impact of land use on grain yield per unit area

LIU Han^{1a}, ZHANG Yingliang^{1b,2*}

(1.a.College of Economics and Management, b. Centre for Research on Rural Economy and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China; 2. Business College, Southwest University, Chongqing 402460, China)

Abstract: Based on the grain production strategy based on farmland management, the data of 950 farmers in 10 provinces (autonomous regions and municipalities) of China, and the method of dividing the land use into scale management, sustainable farming and structural adjustment, the impact and paths of land use on farmers' grain yield per unit area have been analyzed empirically by utilizing ordinary least square method, two-stage least square method and moderating effect model. The research shows that the effect of scale management on grain yield per unit area increased first and then decreased, showing a trend of an inverted "U" shape. Sustainable farming can significantly increase grain yield per unit area while structural adjustment has a significant negative impact on grain yield per unit area. Scale management plays a positive regulating role in the impact of sustainable farming and structural adjustment on farmers' grain yield per unit area. For farmers in different areas with different natural environments and resources, the effects of scale management and sustainable farming on farmers' grain yield per unit area are different.

Keywords: land use; grain yield per unit area; scale management; sustainable farming; structural adjustment

一、问题的提出

农稳社稷, 粮安天下。粮食安全是维护国家安全的关键前提, 与社会稳定、经济发展、文化繁荣密不可分。解决好十几亿人口的吃饭问题, 始

终是我们党治国理政的头等大事^[1]。中国粮食发展可追溯到新中国成立初期, 经历了艰难发展(1949—1978年)、波动发展(1979—2003年)、跨越发展(2004—2012年)、稳定发展(2013年至今)等阶段。粮食产量实现了由长期供给不足向供求基本平衡的历史性转变, 取得了举世瞩目的成就^[2]。自2013年以来, 中国粮食总产量持续上升, 为应对复杂多变的国际局势、战胜各种风险挑战提供了有力支撑。然而, 当前粮食安全已不再是简单的

收稿日期: 2024-06-18

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(21AZD032, 20AGL023)

作者简介: 刘晗(1998—), 男, 重庆开州人, 博士研究生, 主要研究方向为农业经济管理。*为通信作者。

数量问题，更重要的在于质量、结构、可持续生产等方面。如何实现从“吃得饱”向“吃得好”转变，是新时代新征程保障粮食安全面临的新问题。受边际收益递减等客观规律影响，中国长期依赖物质要素投入驱动实现粮食增产已呈乏力态势^[3]。同时，粮食安全还受到国际贸易环境恶化、地缘冲突、自然灾害冲击等方面的威胁^[4]。“内忧外患”形势给中国粮食安全带来了诸多不确定性和挑战，粮食生产必须提质增效，粮食产业亟待关键转变。具体而言，不仅要增加粮食单产和总产以保障粮食总供给，还要降低生产引致的土地损害以促进农业可持续发展。因此，亟须探索并建立高效率且可持续的粮食增产机制。

近年来，学者针对粮食增产的影响因素展开了较为广泛的研究，关注到了农村劳动力外流和人口老龄化^[5,6]、技术进步^[7]、土地托管^[8]、气候变化^[9]、政策实施^[10,11]、经营规模^[12]等方面。根据柯布-道格拉斯（Cobb-Douglas）生产函数，土地是粮食生产依托的关键投入要素，为粮食生产之基础。基于人口基数庞大、耕地资源有限的基本国情，党中央在“十三五”规划中提出实施“藏粮于地”战略，并将其确定为国家粮食安全战略。

“藏粮于地”战略的本质要求是“向土地要产能”，因此土地是实施该战略的基础和载体。已有文献^[13]表明，土地利用优化能够提升土地聚集效应、释放农业生产潜力、保持土地生态平衡，是一项涉及效率、经济、生态的多方面行为。随着城镇化快速推进，中国土地供需矛盾日益突出，不但大量优质耕地被占用，并且耕地利用效率不高，用地结构较为失衡。土地利用优化是破解这一难题的关键举措，其能够充分发挥土地利用潜力，激发规模经济效应，保持土地生态系统平衡，实现土地的可持续发展^[13]。

在粮食供应量变化、农业面源污染加剧、气象灾害冲击等多重挑战下，促进土地利用推动粮食增产对于贯彻落实“藏粮于地”战略以及实现“确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中”目标的意义重大。现有研究主要探讨了土地利用单一行为与粮食总产或单产的关系，或者是从省域宏观层面探讨土地的多功能利用，而忽视了从微观系统性视角评估土地利用的产粮效应。基于此，本

文拟将土地利用分为规模经营、可持续耕作、结构调整三个方面，探讨其对农户粮食单产的影响，并利用全国 10 省（区、市）农户的实地调查数据进行实证分析，然后进一步使用调节效应模型检验规模经营在可持续耕作和结构调整影响农户粮食单产中的调节效应。

二、理论分析与研究假说

实施“藏粮于地”战略对于夯实粮食安全根基具有重要意义，其重点在“藏”，关键在“地”，即依靠土地提高粮食总产量，而提高粮食总产量的前提在于要促进单产提升。因此，须以“保持粮食单产”为核心，向土地要粮，深入贯彻“藏粮于地”战略。20 世纪 90 年代，Krugman^[14]基于新贸易理论的发展，以规模报酬递增为理论基础研究发现，城市空间规模不断扩大与土地空间的聚集息息相关。这对中国土地利用具有重要启发。根据土地资源优化配置理论，土地利用是指土地空间的布局与利用，具体而言，土地利用以实现社会、经济、生态等目标为导向，根据土地特性，通过采用先进的管理手段和科学技术，针对特定区域的土地资源进行数量结构、空间布局、利用方式等方面优化，推动人地系统协调运行和可持续发展，提高土地生态经济系统功能。鉴于中国农业生产经营现状，基于效率、生态、经济视角，本文重点关注规模经营、可持续耕作、结构调整三个方面对粮食单产的影响。

随着农业技术装备水平和社会化服务水平不断提升，规模化经营是必然趋势，对提高劳动生产率和粮食生产竞争力至关重要。党的二十大报告强调，要发展农业适度规模经营。规模经营的优势在于通过分工和生产专业化获得规模经济，因此，理论上农户应努力实现专业化规模生产^[15]。在技术水平既定前提下，特定区间生产一单位单一或复合产品的平均成本递减，则认为存在规模经济^[16]。在农地规模经营过程中，劳动力、化肥、农药等生产要素边际成本随农业规模增加而降低，经济效益提高，农户由此获得更多生产性纯收入，从而实现农地的规模经济^[17]。近 30 年来，中国农村劳动力不断向非农产业转移，导致农业劳动力数量急剧减少，且呈老龄化趋势^[14]。

自2000年开始,中国农业劳动力价格快速上涨,使得粮食生产成本上升和市场竞争力下降^[18]。相较于欧美发达国家,中国粮食生产人工成本较高,机械投入占比相对较低。然而实际工资上升具有不可逆性,因此推动粮食规模经营,加快机械化进程,减少人工等要素投入数量,提高劳动生产率,是提升粮食市场竞争力的重要方向。发展农业适度规模经营有利于耕地要素集中连片,降低生产资料流转成本,优化要素配置,提升产能和经济效益^[19]。可持续耕作是改善土壤质量、平衡生态矛盾的有力手段,其包含套种、轮作、间作等^[20]。该举措是一项涉及经济、生态等多重因素的行为,旨在提高耕地质量、治理土壤污染,从而实现农业生态改善和粮食增收双赢^[21]。连作会使得土壤微生物类型由细菌向真菌转化,降低土壤酶活性,打破土壤微生物群落平衡,导致土壤养分流失、肥力下降^[22-24]。因此,在规模化经营模式下,有必要推行套种、轮作、间作等可持续耕作模式,这对于提高土壤肥力^[25]、减少病虫害^[26]、改善土壤结构^[27]和提高粮食单产^[28]具有重要作用。以玉米—大豆轮作为例,该耕作模式能够提升土壤氮循环活力,减少土壤氮元素流失,提升作物氮利用效率,从而推动土地可持续生产^[23]。随着农业生产的市场化和国际化趋势不断加强,农户生产经营环境面临较多不稳定因素,客观上要求其动态调整和更新生产经营活动,以应对市场变化和波动^[29,30]。农户是“理性经济人”,而经济作物具有更高的经济价值,有助于增加农户经营收入,因此,在有限的土地资源下,为获取最大经济收益,农户可能对种植结构进行改变和调整^[31]。具体而言,受经济利益驱使,农户可能增加利润更高的经济作物的种植面积,减小粮食作物生产规模,导致土地“非粮化”和粮食减产^[32]。据此,本文提出以下研究假说:

H_{1a}: 规模经营对农户粮食单产具有显著的正向促进作用;

H_{1b}: 可持续耕作对农户粮食单产具有显著的正向促进作用;

H_{1c}: 结构调整对农户粮食单产具有显著的负向促进作用。

规模经营的目标是“集碎为整”,实现农业

生产的规模化、集约化^[33]。更多的土地面积可用,集中连片经营为农户的可持续行为提供了空间和条件。在规模经营背景下,农户可以分配更多土地用于不同作物的种植和轮作,平衡土壤微生物含量和土壤养分,保障耕地质量,为土地可持续利用和粮食增产创造良好条件^[34]。在绿色技术采纳方面,相较于小规模农户,规模经营农户会更倾向采取环境友好型行为,从而实现农业绿色发展^[35]。此外,农业规模经营是典型的“土地共享”理念,即采用诸如轮作、套种等生态可持续措施来生产农产品,实现生态保护、经济效益、粮食增产^[36]等多重目标,从而取代要素投入更为密集且不利于生态环境的行为。据此,本文提出以下研究假说:

H₂: 规模经营在可持续耕作影响农户粮食单产中具有正向调节效应。

随着国民收入和消费水平的不断提升,城乡居民消费结构升级的节奏不断加快,农业供给结构需适应和调整,其关键在于深入推进农业供给侧结构性改革,加快转变农业发展方式^[37]。如前所述,面对市场波动等现实问题,为追求最大收益,农户通常通过调整生产结构以匹配市场需求。相比于小农户,规模经营户土地相对较集中,具备良好的基础和条件来调整种植结构,以增加经营收益。具体表现为,规模经营户能够集中生产要素,调整生产结构,利用规模经济降低单位产出成本,从而取得更高的经济效益。同时,规模农户可能具备更强的市场洞察力^[38],能够针对市场需求较为迅速地调整经营结构,增加经济作物种植规模和投入,加快“非粮化”趋势。据此,本文提出以下研究假说:

H₃: 规模经营在结构调整影响农户粮食单产中具有正向调节效应。

三、数据来源、变量选取与模型设定

(一) 数据来源

本文数据来自西南大学农村经济管理与研究中心“藏粮于地,藏粮于技”课题组2022年2月至8月对全国10省(区、市)的中国农业发展与粮食生产调查。实地调查采取一对一访谈的形式进行,以随机抽样和分层抽样相结合的方式抽

样。首先，在每个非粮主产省份抽取 2 个县，每个粮食主产省份抽取 3 个县。考虑到部分非粮食主产省份的一些县为地方性产粮大县，同时是高标准农田建设工程重点实施地区，特在其中随机抽取 1 个县。其次，根据县域经济发展水平高低，选取 3~4 个乡镇，每个乡镇选取 4~6 个行政村。调查区域覆盖安徽、贵州、河北、河南、内蒙古、山东、山西、陕西、四川、重庆 10 省（区、市）115 个乡镇 670 个村庄。调查内容主要包括受访农户的个体及家庭特征、土地利用特征、农业生产绩效、村庄特征等。调查共回收问卷 1097 份，经过审核、筛选，最终得到有效问卷 950 份，问卷有效率为 86.60%。

（二）变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为粮食单产。借鉴已有研究^[39,22]，本文采用农户粮食单位面积产量，即“粮食总产量/种植面积”来表征。

2. 关键解释变量

关键解释变量为土地利用，包括规模经营、可持续利用、结构调整。具体而言，规模经营用农户经营总面积来表征，即“自有耕地与转入土地之和，再减转出土地”。可持续耕作作为二元离散变量，如果农户采用有利于生态可持续的种植模式（套种、轮作、间作等），赋值为 1，否则赋值为 0。于农户而言，土地利用结构调整主要表现为粮食作物与经济作物种植结构的调整。如果农户根据市场行情来调整种植结构，赋值为 1，否则赋值为 0。

3. 控制变量

借鉴刘同山^[40]、韩春虹和张德元^[8]等的相关研究，本文从 3 个方面选取控制变量：家庭经营决策者特征，包括性别、年龄、健康状况等；家庭经营特征，包括劳动力规模、技能培训、互联网使用、农业保险、技术采纳、组织参与；村庄特征，包括邻里和睦、村庄决策满意度、村庄经济水平。

变量说明和描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量说明和描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
被解释变量			
粮食单产	粮食单位面积产量（吨/亩）	0.45	0.34
核心解释变量			
规模经营	经营总面积（亩）	9.34	0.35
可持续耕作	是否采用可持续耕作（例如套种、轮作、间作等）？否=0，是=1	0.73	0.44
结构调整	是否根据市场行情来调整粮食作物与经济作物种植比例？否=0，是=1	0.24	0.43
控制变量			
性别	家庭经营决策者性别：女=0，男=1	0.77	0.42
年龄	家庭经营决策者年龄（岁）	56.34	10.45
健康状况	家庭经营决策者身体健康状况：较差=1，一般=2，良好=3	2.54	0.59
劳动力规模	家庭劳动力数量（人）	3.11	2.43
技能培训	是否参加过农业技能培训：否=0，是=1	0.40	0.49
互联网使用	是否使用互联网：否=0，是=1	0.84	0.37
农业保险	是否购买农业保险：否=0，是=1	0.56	0.49
技术采纳	环境友好型技术采纳数量（个）	2.44	1.67
组织参与	是否参与合作社：否=0，是=1	0.44	0.50
邻里和睦	村社邻里和睦程度：很不和睦=1，比较不和睦=2，一般=3，比较和睦=4，非常和睦=5	4.04	0.87
村庄决策满意度	对本村涉及村民利益的重大事项决策的满意度：非常不满意=1，比较不满意=2，一般=3，比较满意=4，非常满意=5	3.72	0.99
村庄经济水平	村庄经济水平：很低=1，比较低=2，一般=3，比较高=4，很高=5	2.97	0.85

注：考虑到复种指数等种植制度的样本差异，对被解释变量“粮食单产”已作复种指数计算处理，即粮食总产量/计算复种指数的面积。

（三）模型设定

考虑到粮食单产表征被解释变量，属于连续型变量，故使用普通最小二乘法（OLS）对模型进行拟合估计。模型构建如下：

$$Y_G = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \sum_{n=1}^N \alpha_n Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， Y_G 表示粮食单产； X_i 表示土地利用，包括规模经营、可持续耕作、结构调整； Z_i 为控制

变量组; α_0 、 α_1 及 α_i 为待估系数; ε_i 表示随机扰动项。此外, 模型可能存在变量互为因果、遗漏变量等内生性问题, 进而造成估计结果有偏。已有研究通常是引入工具变量解决该问题。根据工具变量“阶条件”原则, 模型中至少要引入与内生变量个数一样多的工具变量。对此, 借鉴何可等^[41]的研究, 本文选取村庄平均规模经营水平、平均可持续耕作水平、平均结构调整水平作为规模经营、可持续耕作、结构调整的工具变量。其中, 村庄平均规模经营水平、平均可持续耕作水平、平均结构调整水平是剔除农户本身的规模经营、可持续耕作、结构调整后计算其他农户的均值而得。对于居住在同一村庄的农户, 其生产行为具有一定相似性, 因此, 村庄土地利用行为均值与农户土地利用行为具有较强的相关性。但是, 这一变量并不直接影响农户粮食单产, 因此满足工具变量的相关性与外生性要求。进一步地, 构建含有工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)模型。

第一阶段:

$$X_G = \gamma_1 + \gamma_2 IV_i + \sum_{n=1}^N \gamma_i Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

第二阶段:

$$Y_G = \mu_0 + \mu_1 \hat{X}_i + \sum_{n=1}^N \mu_i Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, IV_i 表示工具变量, \hat{X}_i 为 X_G 的预测值, 其余变量含义与 OLS 回归模型相同。此外, 为了验证规模经营在可持续耕作和结构调整影响粮食单产中的调节效应, 进一步引入“规模经营与可持续耕作”和“规模经营与结构调整”的交互项。若交互项影响显著, 则规模经营具有显著的调节作用。模型构建如下:

$$Y_G = \alpha_0 + \alpha_2 X_{sca} + \alpha_3 X_{sca} \times X_{cul} + \sum_{n=1}^N \alpha_i Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_G = \alpha_0 + \alpha_2 X_{sca} + \alpha_4 X_{sca} \times X_{str} + \sum_{n=1}^N \alpha_i Z_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, α_2 、 α_3 、 α_4 表示待估系数, α_i 表示其他控制变量的影响效应。

四、模型估计结果及其分析

(一) 基准回归

考虑到变量间可能存在共线性问题, 在进行模型估计前, 本文对所有变量进行了多重共线性检验。检验结果显示, 最大方差膨胀因子为

1.35, 平均方差膨胀因子为 1.23, 远小于 10, 故不存在多重共线性问题。由此, 本文采用普通最小二乘法(OLS)对土地利用影响粮食单产进行估计。为了探讨土地利用不同维度表征的全面性和科学性, 采用分层回归估计规模经营、可持续耕作、结构调整的影响效应, 结果如表 2 列(1)至列(3)所示。规模经营对粮食单产在 5% 的水平下具有显著正向影响, 说明农户规模经营能够提高粮食单产。可能的原因是规模经营户具有更多可利用的生产资源和要素, 可以整合土地、劳动力等要素, 使资源和要素配置趋向合理, 提高生产效率, 降低单位成本, 从而促进粮食增产, 即规模经济。值得一提的是, 规模经营与粮食单产之间呈现倒“U”形关系, 在 43.7 亩 ($-0.262/0.003 \times 2$) 时, 规模经营对粮食单产的提升效应最强。可持续耕作对粮食单产具有显著正向影响, 表明可持续耕作能够提升粮食单产。究其原因, 可能是该模式有助于提高土壤中的微生物含量、改善土壤质量, 同时能够保持水土、涵养水源, 对粮食单产增长具有显著作用。结构调整在 1% 的水平下对粮食单产有显著负向影响, 说明农户根据市场变化调整种植结构导致粮食减产。可能的原因在于, 为匹配市场需求和实现经济效益最大化, 农户减少粮食作物种植面积, 增加利润更高的经济作物种植规模, 从而导致粮食单产下降。综合而言, 土地利用能够提升粮食产能, 增加粮食单产, 有利于夯实粮食根基, 保障粮食安全, 同时还能增加农户生产经营收入, 提升其种粮积极性。H₁ 得到初步验证。

控制变量中, 技能培训显著正向影响粮食单产, 表明农户参与技能培训有利于粮食增产。可能的原因是技能培训有利于农户获取农业相关知识和服务, 提高生产实践能力, 从而提高粮食单产。农业保险在 1% 的水平下显著正向影响粮食单产, 表明农户参保能够提升粮食单产。可能的解释是农业保险能平抑农户损失, 分散市场和灾害风险, 提高农户种粮积极性, 进而提高粮食单产。村庄经济水平显著正向影响粮食单产, 说明经济越好的村庄, 其粮食增产效益越佳。可能的解释是经济条件好意味着村庄的基础设施较好, 农户能够将更多的资源投入生产, 改善农业生产

条件，推动生产效率提升。

表 2 土地利用影响粮食单产的模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
规模经营	0.262** (0.031)	—	—	0.267** (0.031)
模式调整	—	0.092*** (0.025)	—	0.087*** (0.025)
结构调整	—	—	-0.115*** (0.025)	-0.108*** (0.025)
规模经营的平方	-0.003*** (0.001)	—	—	-0.003*** (0.001)
性别	0.010 (0.027)	0.012 (0.027)	0.000 (0.027)	-0.000 (0.001)
年龄	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004 (0.020)
健康状况	0.001 (0.020)	0.003 (0.020)	-0.004 (0.020)	0.022 (0.013)
劳动力规模	-0.001 (0.005)	0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	0.001 (0.003)
技能培训	0.050** (0.024)	0.052** (0.024)	0.042* (0.024)	0.057* (0.021)
互联网使用	-0.045 (0.033)	-0.044 (0.031)	-0.043 (0.031)	-0.044 (0.032)
农业保险	0.079*** (0.023)	0.065*** (0.022)	0.080*** (0.022)	0.081 (0.027)
技术采纳	0.011 (0.007)	0.009 (0.007)	0.010 (0.007)	0.011 (0.009)
组织参与	-0.015 (0.023)	-0.036 (0.024)	-0.016 (0.023)	-0.015 (0.014)
邻里和睦	-0.002 (0.014)	-0.002 (0.014)	0.002 (0.014)	-0.001 (0.012)
村庄决策满意度	0.006 (0.012)	0.003 (0.012)	0.001 (0.012)	0.004 (0.014)
村庄经济水平	0.020* (0.014)	0.027* (0.014)	0.034** (0.014)	0.034** (0.014)
常数项	0.811*** (0.106)	0.748*** (0.106)	0.746*** (0.106)	0.701*** (0.106)
观测值	950	950	950	950
R ²	0.047	0.056	0.063	0.078

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为标准误。下同。

(二) 内生性讨论

上述基准模型可能存在反向因果、遗漏变量等导致的内生性问题。具体而言，内生性问题主要来自两个方面：第一，农户为达到更高粮食单产，进而选择规模经营、可持续耕作等，因此可能存在变量反向因果问题；第二，基准模型可能存在遗漏变量等问题。鉴于数据可得性，本文控制了部分变量，但要控制所有变量仍有较大难度，因此不能完全排除有遗漏的变量与粮食单产

相关。为此，本文采用工具变量法做进一步估计。结果见表 3。

表 3 土地利用影响粮食单产的模型回归结果 (2SLS)

变量	(5)	(6)	(7)
规模经营	0.435*** (0.042)	—	—
可持续耕作	—	0.745** (0.023)	—
结构调整	—	—	-0.532** (0.255)
规模经营的平方	-0.005** (0.001)	—	—
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	0.659*** (0.327)	0.082 (0.063)	0.022 (0.071)
观测值	950	950	950
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	42.38***	43.65***	38.62***
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	13.15**	15.76**	13.17**

在模型 (5) — (7) 中引入工具变量“平均规模经营”“平均可持续耕作”和“平均结构调整”，并采用 2SLS 进行模型估计，表 3 给出了第二阶段模型估计结果。同时，本文对工具变量有效性进行了检验。首先是工具变量的不可识别检验。模型 (5) — (7) 中 Kleibergen-Paap rk LM 统计量分别是 42.38、43.65 和 38.62，且在 1% 的水平下显著，表明可拒绝“工具变量是不可识别的”原假设。其次是弱工具变量检验。模型 (5) — (7) 中 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量分别是 13.15、15.76 和 13.17，且在 5% 的水平下显著，表明可拒绝“存在弱工具变量”的原假设。最后是工具变量外生性检验。模型 (5) — (7) 中 Sargan 卡方统计量均不显著，接受“所有工具变量均外生”的原假设。由表 3 实证结果可知，解决内生性问题后，规模经营和可持续耕作依然显著正向影响粮食单产，而结构调整显著负向影响粮食单产，该结果充分支持了理论分析，H₁ 再次得到验证。

(三) 规模经营的调节效应

为检验规模经营在可持续耕作和结构调整影响粮食单产中的调节效应，本文引入“规模经营”和“可持续耕作”的交互项、“规模经营”与“结构调整”的交互项，若交互项系数显著为正，表明二者间存在互补关系，反之则为替代关

系。为检验前述结果的稳健性,本文分别采用OLS、Tobit和SUR模型,得到模型(8)—(13)。考虑到交互项与交互项构建变量之间可能存在关联,在回归前,本文对交互项进行了中心化处理。从回归结果来看,无论采用何种模型,交互项对粮食单产都具有显著正向影响,表明规模经营与可持续耕作、规模经营与结构调整存在互补作用,结果如表4所示。

由表4可知,“规模经营”和“可持续耕作”的交互项通过了显著性检验,表明规模经营在可持续耕作影响粮食单产中存在正向调节效应。可能的解释为,规模经营农户具备较强的生产能力,在既定的生产要素投入下,为追求收益

最大化和生产可持续性,往往采用更科学的方式进行耕作,如套种、轮作、间作等,有助于保持土壤肥力和质量,从而实现更高的粮食单产。因此,规模经营农户更倾向于采用可持续耕作来提高粮食单产。此外,“规模经营”和“结构调整”的交互项为正并通过了1%水平的显著性检验,同时结构调整显著负向影响粮食单产,表明规模经营强化了结构调整对粮食单产的负向影响。可能的原因是,规模经营农户具有资源和规模优势,为实现利润最大化,会积极了解市场动态,获取市场偏好和需求变化相关信息,并调整种植结构,扩大经济作物种植规模,以满足市场需求。

表4 规模经营的调节效应检验结果

变量	OLS模型		Tobit模型		SUR模型	
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
规模经营×可持续耕作	0.108** (0.047)	—	0.069** (0.033)	—	0.069*** (0.093)	—
规模经营×结构调整	—	0.250*** (0.083)	—	0.236** (0.082)	—	0.232*** (0.084)
规模经营	0.219*** (0.032)	0.119*** (0.030)	0.177*** (0.035)	0.085*** (0.032)	0.177*** (0.035)	0.088*** (0.032)
可持续耕作	0.125*** (0.023)	—	0.098*** (0.025)	—	0.094*** (0.025)	—
结构调整	—	-0.113*** (0.025)	—	-0.119*** (0.016)	—	-0.113*** (0.024)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.753*** (0.104)	0.748*** (0.102)	0.753*** (0.105)	0.680*** (0.106)	0.752*** (0.105)	0.725*** (0.104)
观测值	950	950	950	950	950	950

(四) 异质性分析

土地利用对粮食单产的提升效应在较大程度上依赖耕地禀赋,因此本文探讨不同地形特征下耕地利用的粮食增产效应的差异。本文依据农户耕地的主要地形,对样本进行分组回归,结果见

表5。在耕地禀赋差异上,规模经营、可持续耕作均有利于促进平原和丘陵耕地的粮食单产提升。可能的解释是,相较于平原和丘陵,山地地形较为复杂,农户住地较为分散,资源禀赋欠佳,因此耕地利用的粮食增产效果较差。

表5 耕地禀赋差异检验结果

变量	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
	平原	丘陵	山地	平原	丘陵	山地	平原	丘陵	山地
规模经营	0.384** (0.022)	0.278* (0.004)	0.321 (0.147)	—	—	—	—	—	—
可持续耕作	—	—	—	0.169*** (0.002)	0.123** (0.001)	0.485 (0.010)	—	—	—
结构调整	—	—	—	—	—	—	-0.192 (0.113)	-0.183 (0.487)	-0.153 (0.526)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	165	422	363	165	422	363	165	422	363

五、结论及对策建议

实施“藏粮于地”战略对于提升土地质量、夯实粮食安全根基、促进经济发展具有重要现实意义。本文基于全国 10 省（区、市）的 950 户农户数据，从规模经营、可持续耕作、结构调整三个方面刻画土地利用，实证分析了土地利用对农户粮食单产的影响效应及路径。研究结论如下：第一，规模经营、可持续耕作对农户粮食单产具有显著正向影响，而结构调整对农户粮食单产具有显著负向影响。第二，规模经营在可持续耕作、结构调整影响农户粮食单产中均存在正向调节效应。第三，异质性分析发现，土地利用对农户粮食单产的影响存在异质性，表现为耕地资源禀赋不同农户的粮食单产具有显著差异。

基于以上结论，本文提出如下对策建议：

第一，深入实施“藏粮于地”战略，积极引导农户实行适度规模经营，针对不同阶段、区域、群体有序落实。首先，根据农户的经营地位和主观意愿，探寻符合现实情况的规模经营实现路径，借助政府等多方力量为规模经营创造有利条件；其次，大力支持小农户从事农业生产，培养规模经营户的潜在对象，保障国家粮食安全；最后，出台农业保险政策，推动实现“应保尽保”，降低农户土地流转和规模经营风险。

第二，创新耕作管护模式，引导农户积极采用套种、轮作、间作等可持续耕作方式。首先，倡导绿色发展理念，采用休耕轮作等技术，涵养水土、提升地力，促进土地可持续发展；其次，充分尊重农户意愿，并在此基础上持续推进集中连片的可持续耕作，实现可持续耕作的规模效益和区域生态系统恢复；最后，依托农业技术推广等渠道，提供套种、轮作、间作等技术的培训和指导，以帮助农户掌握并正确实践于生产中。

第三，建立健全市场价格机制，确保粮食等农产品价格能够反映市场供求关系。首先，建立全面的市场情报系统，为农户提供有关市场需求、价格走势等信息；其次，利用市场调节、监管措施等保证市场价格的稳定性和公平性；最后，全面开展市场调研，并提供市场分析报告，为农户实施有效的决策创造良好条件，坚决遏制“非粮化”趋势。

参考文献：

- [1] 罗浩轩, 郭栋. “核心-边缘”空间结构对我国粮食安全的影响[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2024, 25(2): 11-21.
- [2] 普莫喆, 吕新业, 钟钰. 产需张弛视角下粮食政策演进逻辑及未来取向[J]. 改革, 2019(4): 103-114.
- [3] 于法稳. 新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究[J]. 中国农村经济, 2018(5): 19-34.
- [4] 王钢, 赵霞. 中国粮食贸易变化的新特征、新挑战与新思维——兼论“一带一路”的粮食贸易战略[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2020, 21(1): 62-68.
- [5] 程名望, 黄甜甜, 刘雅娟. 农村劳动力外流对粮食生产的影响：来自中国的证据[J]. 中国农村观察, 2015(6): 15-21, 46, 94.
- [6] 魏君英, 夏旺. 农村人口老龄化对我国粮食产量变化的影响——基于粮食主产区面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2018(12): 41-52.
- [7] 杨义武, 林万龙, 张莉琴. 农业技术进步、技术效率与粮食生产——来自中国省级面板数据的经验分析[J]. 农业技术经济, 2017(5): 46-56.
- [8] 韩春虹, 张德元. 土地托管影响粮食产出的内在机制及效率制约因素[J]. 农业技术经济, 2020(3): 32-41.
- [9] 苏芳, 刘钰, 汪三贵, 等. 气候变化对中国不同粮食产区粮食安全的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(8): 140-152.
- [10] 李宁, 周琦宇. 撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析[J]. 中国农村经济, 2023(5): 23-41.
- [11] 龚燕玲, 张应良. 高标准基本农田建设政策对粮食产能的影响[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(4): 175-190.
- [12] 郑志浩, 高杨, 霍学喜. 农户经营规模与土地生产率关系的再探究——来自第三次全国农业普查规模农户的证据[J]. 管理世界, 2024, 40(1): 89-108.
- [13] 罗鼎, 月卿, 邵晓梅, 等. 土地利用空间优化配置研究进展与展望[J]. 地理科学进展, 2009, 28(5): 791-797.
- [14] KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. American economic review, 1980, 70(5): 950-959.
- [15] 郭阳, 钟甫宁, 纪月清. 规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析[J]. 中国农村经济, 2019 (4): 7-21.
- [16] NEWMAN P. The new Palgrave dictionary of economics and the law[M]. London: Palgrave Macmillan, 1998.
- [17] 马俊凯, 李光泗, 李宁. “非粮化”还是“趋粮化”：农地经营规模对种植结构的影响[J]. 中国农业资源与区划, 2023, 44(9): 90-100.
- [18] 李雪, 吕新业. 现阶段中国粮食安全形势的判断：数量和质量并重[J]. 农业经济问题, 2021, 42(11): 31-

- 44.
- [19] 胡新艳, 戴明宏. 高标准农田建设政策的粮食增产效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(5): 71-85.
- [20] 唐浩. 农业面源污染控制最佳管理措施体系研究[J]. 人民长江, 2010, 41(17): 54-57.
- [21] 王菲, 陈报章, 陈婧, 等. 华北平原冬小麦—夏玉米轮作区 DLM 与 CLM5 模型模拟对比研究[J]. 地理科学进展, 2022, 41(2): 289-303.
- [22] 韩晓增, 李娜. 中国东北黑土地研究进展与展望[J]. 地理科学, 2018, 38(7): 1032-1041.
- [23] 冯雪婉, 李翠兰, 彭畅, 等. 玉米—大豆轮作体系对黑土土壤固氮菌群落结构及其质量的影响[J]. 自然资源学报, 2022, 37(9): 2319-2333.
- [24] 孙光闻, 陈日远, 刘厚诚. 设施蔬菜连作障碍原因及防治措施[J]. 农业工程学报, 2005, 21(S2): 184-188.
- [25] 庄岩, 吴凤芝, 杨阳, 等. 轮套作对黄瓜土壤微生物多样性及产量的影响[J]. 中国农业科学, 2009, 42(1): 204-209.
- [26] 解帅, 殷冠羿, 娄毅, 等. 1990—2020 年中国耕地利用的“水旱分异”格局及机制分析[J]. 中国土地科学, 2022, 36(6): 113-124.
- [27] 杨钰莹, 司伟, 汤松, 等. 果园间套种大豆: 生产现状、发展潜力与政策建议[J]. 大豆科学, 2023, 42(2): 235-244.
- [28] 蔡倩, 孙占祥, 郑家明, 等. 辽西半干旱区玉米大豆间作模式对作物干物质积累分配、产量及土地生产力的影响[J]. 中国农业科学, 2021, 54(5): 909-920.
- [29] KOHLI A K, JAWORSKI B J. Market orientation: The construct, research propositions, and managerial implications[J]. *Journal of marketing*, 1990, 54(2): 1.
- [30] JAWORSKI B J, KOHLI A K. Market orientation: Antecedents and consequences[J]. *Journal of marketing*, 1993, 57(3): 53-70.
- [31] 钟甫宁, 陆五一, 徐志刚. 农村劳动力外出务工不利
于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J]. 中国农村经济, 2016(7): 36-47.
- [32] 龚燕玲, 张应良. “趋粮化”抑或“非粮化”: 高标准农田建设的政策效应[J]. 江西财经大学学报, 2023(6): 68-83.
- [33] 许庆, 尹荣梁. 中国农地适度规模经营问题研究综述[J]. 中国土地科学, 2010, 24(4): 75-81.
- [34] 姜松, 周洁, 邱爽. 适度规模经营是否能抑制农业面源污染——基于动态门槛面板模型的实证[J]. 农业技术经济, 2021(7): 33-48.
- [35] 徐湘博, 李畅, 郭建兵, 等. 土地转入规模、土地经营规模与全生命周期作物种植碳排放——基于中国农村发展调查的证据[J]. 中国农村经济, 2022(11): 40-58.
- [36] 孙新华. 规模经营背景下基层农技服务“垒大户”现象分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2017, 17(2): 80-86.
- [37] 姜长云, 杜志雄. 关于推进农业供给侧结构性改革的思考[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017, 17(1): 1-10, 144.
- [38] 高珊, 徐元明, 金高峰, 等. 规模经营主体综合技术效率差异及影响因素——以江苏省水稻生产为例[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(10): 2376-2385.
- [39] 蔡保忠, 曾福生. 中国农业基础设施投资的粮食增产效应分析——基于省级面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(7): 31-40.
- [40] 刘同山. 农户承包地退出意愿影响粮食产量吗?——基于处理效应模型的计量分析[J]. 中国农村经济, 2017(1): 68-81, 95-96.
- [41] 何可, 李凡略, 叶丽红, 等. 农村社区融入对规模养殖户采取非正式社会制裁行为的影响[J]. 中国农村观察, 2022(3): 147-164.

责任编辑: 李东辉