

农业社会化服务组织何以促进化肥减量

——基于经营主体的匹配效应研究

谢琳¹,张禹欣²,钟文晶^{1*}

(1.华南农业大学国家农业制度与发展研究院,广东广州510642;
2.华南农业大学经济管理学院,广东广州510642)



摘要 现有政策希望通过促进社会化服务组织的发育和发展来推进化肥减量施用,但其效果仍然受到质疑。基于2015年中国家庭金融调查数据的实证研究发现,社会化服务组织的发展并不必然带来化肥减量效应,而主要决定于其匹配的服务对象:当服务的经营主体为农业企业、家庭农场、合作社、大户等新型农业经营主体时,匹配效应才能达到更优,社会化服务组织的发展能有效地起到化肥减量的效果。研究也表明,在达成化肥减量目标上,发展农业社会化服务组织和培育新型农业经营主体存在协同作用。因而,中国农业的减量化有必要关注新型农业经营主体和服务主体的“匹配性发展”。

关键词 农业社会化服务组织;化肥减量;经营主体;匹配效应

中图分类号:F324.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2022)02-0047-10

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.02.005

2018年,中国氮、磷、钾肥的使用量分别占全球总量的26.1%、19.4%和27.8%^①。虽然化肥的使用对于保持中国高粮食产量和确保粮食安全至关重要,但有研究认为中国的施肥水平已经远高于环境安全上限^[1],化肥减量化成为中国农业绿色发展的必然要求。对于化肥减量施用的途径,现有研究认为,农业社会化服务能够为经营主体提供科学的生产方法和管理方式,因而有助于化肥减量施用^[2]。决策层面也逐渐注意到社会化服务组织对于化肥减量化的意义。2017年,原农业部和财政部联合下发的《关于支持农业生产社会化服务工作的通知》指出,要培育“农业生产社会化服务市场”,以“促进农业绿色发展和资源可持续利用”。2018年,农业部下发的《关于大力实施乡村振兴战略加快推进农业转型升级的意见》也指出要支持社会化服务组织开展化肥统配统施服务,以持续推进农业投入品减量。然而,有研究表明,因其商业性,农业社会化服务存在过量施用以赚取更高利润的激励动机,因此农业社会化服务反而加重了投入品的过量施用问题^[3]。可以看出,对于农业社会化服务的减量效应,现有研究并未达成一致的结论。这意味着,通过扶持农业社会化服务来达到化肥减量化政策可能难以实现其预定目标。那么,厘清造成现有研究结论存在差异的异质性原因,就具有重要的现实意义。

需要关注的是,农业社会化服务需要匹配特定的对象:小农户可能根本不需要社会化服务^[4],且受盈利能力约束的影响,社会化服务主体可能也不愿意服务小农户。即便服务小农户,受每笔交易的固定成本约束,社会化服务组织可能会增加化肥施用量,通过增加化肥材料费来补贴固定支出并实现盈利,但小农户也因其能力不足而处于谈判劣势地位。相反,新型农业经营主体经营规模更大,拥有更好的社会网络资源以及更高的人力资本水平,与农业社会化服务的合作更具经济性与可能

收稿日期:2021-02-08

基金项目:国家社会科学基金项目“数字化转型驱动农业绿色生产的机制与政策研究”(21BJY184);国家自然科学基金面上项目“互联网信息、社会网甄别与耕地质量保护技术采纳——以南方稻农为例”(72173047)。

*为通讯作者。

① 数据来源:FAO数据库,http://www.fao.org/faostat.

性。也就是说,只有当农业社会化服务匹配新型经营主体时,才能达到更优的匹配效应,并体现出社会化服务在农业生产上的减量效果。

中国正处于农业经营方式大变革的时期,新型农业经营主体的发展为社会化服务的推广提供了新的发展机遇。据统计,到2020年底,全国农地流转面积5.322亿亩,其中有2.414亿亩农地转入农业企业、合作社和家庭农场等规模经营主体;全国农业农村部门名录管理家庭农场达到348.1万个,比2019年增加了262.8万个^[5],这为考察不同农业经营主体与社会化服务的匹配效应提供了可能。本研究在梳理相关文献的基础上,基于微观农户调查数据检验以下几个问题:(1)农业社会化服务组织的发育是否有助于经营主体的化肥减量施用;(2)与普通农户相比,新型农业经营主体的化肥施用强度是否更低;(3)农业社会化服务组织匹配新型农业经营主体是否有助于化肥减量施用。在此基础上,本研究将根据农业绿色发展的目标选择,提出激励和促进化肥减量的对策建议。

一、理论基础

1. 农业社会化服务组织的化肥减量效应

由于农业科技的发展和生产市场化程度的不断提高,农业生产环节的可分性不断提升,传统上由经营主体直接承担的生产环节越来越多地由各种专业化服务主体提供^[6]。将农业生产过程的部分或者全部环节承包给农业社会化服务组织,能够有效化解农业规模化经营与经营主体资源禀赋失衡问题,为“谁来种地”与“如何种好地”问题的解决提供了破解思路与现实路径^[7]。究其原因,主要在于社会化服务组织可以为农业经营主体提供科学的生产方法和管理方式——服务组织配有大量的种子包衣机、测土配方施肥仪、深松机、无人植保飞机、大型秸秆粉碎收割机等绿色生产机械,能够为经营主体提供科学、绿色生产服务,带动经营主体从事绿色生产^[8]。实践中,社会化服务组织实际成为农户在施肥等农业生产环节中重要的技术指导者,为农户所提供施肥科学知识和技术,起到技术推广的作用^[9]。

在实证研究方面,基于河北和山东农户调查数据的实证研究发现,获得相关农业技术服务的农户的化肥施用量更低^[10]。云南洱海流域水稻种植户的问卷调查数据表明,农业社会化服务不仅能够促进农户对有机肥的认识,还能提高他们在生产中采用有机肥的意向,从而减少对化肥的使用量^[11]。此外,也有研究基于农户调查数据的实证检验指出,社会化服务有助于化肥农药减量^[12]。也正是因为这个原因,研究者认为有必要利用政策工具,通过发展农业社会化服务来降低化肥施用水平^[2]。

然而,也有学者注意到,在商业化潮流下,农资销售商会通过各种策略来促进农资的销售^[13]。随着服务组织的商业化,社会化服务不但无助于投入品的减量化,反而导致对投入品的滥用^[14]。究其原因在于:一方面,尽管农资销售商的销售策略已经转向“服务式销售”,但由于众多服务商缺乏农业技术支持尤其是种植经验积累,销售服务因缺乏精准对接而难以促进减量化;另一方面,农资服务的盈利性动机有可能诱发机会主义行为^[15]。对于那些功能集中于投入品供应以及销售信息的服务组织来说,出于销售动机,它们甚至会过分强调投入品的作用,反而可能造成农户的超量购买与使用^[3]。

可见,现有研究并没有就农业社会化服务的减量效应达成一致意见。究其原因,可能在于其取样大都只限于某一地,或某一经营主体,减弱了研究结论的普适性。事实上,各类情境因素会影响现象表现程度及其关系程度的大小、表现形式以及现象间关系的形式或大小^[16]。因此,不同甚至矛盾的研究结论可能源于农业社会化服务匹配了不同的情境因素,这是本研究将要重点探讨的问题。

2. 新型经营主体的化肥减量效应

中国农业以小农经营为主。小农是一种行为主体,这类行为主体所决定的生产方式即为小农经济,由小农经济所决定的农业形态被视为传统农业^[17]。Schultz将完全以农民世代使用各种生产要素为基础的农业称之为传统农业^[18]。正因为此,小农经营经常被视为一种落后的经营方式。具体来说,小农因其劳动力素质、生产能力以及农业经营规模都远在现代生产力水平所要求的底线之下,以其为基础的科技应用、产品质量、市场准入、维生收入、从农热情等都将日益变得难以以为继,难以满足现

代农业的要求。在很大程度上可以说,小农经营是中国近几十年来现代农业建设成效不显著的主要约束^[19]。在鼓励绿色发展的背景下,化肥减量施用成为重要的政策选择。在保证农产品数量和质量的基础上,化肥减量施用要求科学的生产方法和管理方式。然而,正如舒尔茨所提出的,传统小农户不会自主地引进先进的技术^[18]。后来的研究也认为,发展中国家的农民普遍欠缺农药施用知识,如对杂草和病虫害的种类不能合理区分,因此较难对症下药^[14,20]。中国的实证研究也表明,小农户普遍存在的文化水平不高问题,是导致化肥过量施用的重要原因^[21]。

和小农经营不同,新型农业经营主体一般通过土地流转进行规模经营。大型家庭农场等新型农业经营主体存在样本选择问题,即那些拥有更高社会责任和现代思维的农户更可能成为新型农业主体,并进一步使得他们减少对有害的化肥的投资。因而与小农户不同,新型农业经营主体因其经营规模性更容易应用测土施肥技术,因此其化肥施用水平也可能更低^[22]。如针对农业企业的研究表明,农业企业往往会更科学地施用化学投入品来弥补劳动力的不足^[23]。而且,农业企业经营的土地一般集中连片,这有助于农业机械的使用,在化肥施用时更可能做到机械化、精细化,从而减少施用量^[24]。不过,农业企业也存在样本选择问题。黄祖辉等基于2009年对浙江省新型农业经营主体的调查数据发现,农业企业经营者相较于其他主体经营者而言更加年轻、受教育程度更高、培训经历更加丰富,其拥有更多的农业知识和管理技能,能够更加科学地制定农业投入品使用量,进而实现化肥的减量施用^[25]。从农地规模角度来说,现有研究也表明,农地规模经营会降低化肥的施用强度^[22,26-27]。

然而,也有研究认为新型农业经营主体的发育并不会带来化肥减量化。杨钢桥等认为,大型农场的经营目标已经从生存需求转向追逐利润,因此会导致它们增加化肥的施用强度^[28]。来自诸如泰国、埃塞俄比亚、肯尼亚等发展中国家的研究同样表明,大规模经营主体可能施用更多的化肥^[29]。这意味着,现有文献实质上对于新型经营主体的减量效应仍然存在争议。

3. 社会化服务与经营主体的匹配效应

匹配理论是为了解决资源配置中的不可分问题而提出来的^[30],被广泛应用于市场设计实践,并发展出了一系列关于市场匹配机制设计思路,通过科学方法帮助个人和集体在面对选择时能够选择最优策略^[31]。其中,双边匹配问题起源于婚姻市场,目的在于在双方均有偏好序的前提下,如何满足双方的偏好^[32]。从提升资源的配置效率来看,双边匹配理论同样适用于农业社会化服务供需匹配问题:首先,作为农业社会化服务市场的需求方,不同经营主体有不同的偏好,会针对不同的选择进行评估;其次,农业社会化服务组织会根据成本收益评估,选择合适的合作对象。在自由市场上,当社会化服务组织与合适的农业经营主体达成合作时,双方的匹配达到最优。

在农业社会化服务市场中,新型经营主体偏好选择依赖社会化服务来弥补自身在劳动力、机械等方面的短板,而普通的小农户经营规模较小,对农业社会化服务的需求并不大^[13]。实践中,社会网络是经营主体交流和获取生产经营信息的主要渠道^[33]。和小农户比起来,新型农业经营主体经营规模更大,拥有更好的社会网络资源,以及更高的人力资本水平,不仅更容易获得农业社会化组织的服务,也更容易理解由这些组织带来的减量技术,并降低因信息不对称带来的逆向选择和道德风险问题。

作为社会化服务组织来说,他们往往偏好规模大、拥有更多资金支持的新型经营主体,而不愿意服务普通农户:小农户普遍存在土地细碎化的问题^[34],其资源禀赋决定了可能根本不需要社会化服务^[4,35]。研究表明,农地细碎化程度对农业生产环节外包有抑制作用^[36]。站在服务组织的角度,服务小农户的收益很低,却要投入大额的固定成本,因而也不愿意服务小农户。而且,社会化服务存在着由信息不对称引起的逆向选择与道德风险问题,例如,事后农户对土肥服务完成的质量难以监督,农业社会化服务组织可能会在服务过程中出现机会主义行为^[37]。例如,在承受高额固定成本的基础上,社会化服务组织可能通过向农户出售更多的化肥来施用以获取更高的利润。

所以,当农业社会化服务匹配新型经营主体时,能够实现农业社会化服务的参与双方的意愿达

成一致,实现更优的匹配效应,故更容易体现其化肥减量化效应。本研究的研究框架如图1所示,即主要探讨农业社会化服务组织与不同农业经营主体的匹配对化肥减量施用的影响。

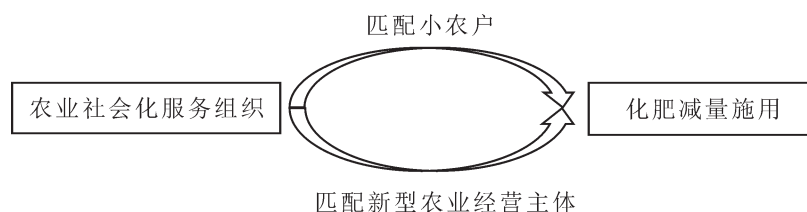


图1 理论分析框架

二、研究设计

1. 数据来源

本研究使用最近一轮的中国家庭金融调查数据(China household finance survey, CHFS)^①。该调查于2015年开展,数据以人口规模比例为权重,分别采用分层、三阶段、规模度量成比例(PPS)等方法进行追踪调查,样本选取29个省(自治区、直辖市),旨在通过科学抽样、现代调查技术和调查管理手段,收集中国大陆地区家庭微观信息,以便为国内外研究者研究中国家庭问题提供高质量的微观数据。该调查有专门针对农村家庭的问项,询问了被调查者属于何种农业经营主体,并较为详细地询问了农户的基本信息、农业经营情况,为本研究提供了一个具有广泛代表性、质量较好的全国性调查数据。该数据中家庭样本37289个,其中农村家庭样本11654个。在剔除缺失值和异常值^②后,最终获得有效样本5735个。

2. 主要变量

(1)因变量。本研究讨论社会化服务组织的发育对于化肥施用的影响。CHFS数据中没有化肥施用量的指标,但调查了农户的化肥支出。本研究借鉴纪月清等的研究,运用“亩均化肥投入支出”来刻画化肥施用强度^[38]。具体来说,使用采购化肥的总费用除以耕地面积得到“亩均化肥投入支出”,并对“亩均化肥投入支出”进行了对数处理。

(2)自变量。实践中,种植技术培训与指导方面的社会化服务主要由专业合作社为经营主体提供,其中,土肥服务专业合作社的发展能够带领更多经营主体采纳测土配方施肥技术^[39],发挥组织优势,进而带动规模户减量施用化肥^[40]。原农业部经管司编的《农村经营管理统计数据》报告了自2009年以来每个省级行政区土肥服务合作社的数量,本研究以2014年^③一省土肥服务合作社的数量除以该省农作物播种面积^④,得到各省区的土肥服务覆盖率作为自变量。

(3)调节变量。本研究将是否为新型农业经营主体作为调节变量,通过研究其与土肥服务覆盖率的交互效应来检验社会化服务与经营主体的匹配效应。2016年中央“一号文件”中明确指出,新型农业经营主体包括家庭农场、专业大户、农民专业合作社、农业产业化龙头企业等。CHFS问卷询问了被调查者属于何种农业经营主体,包括“普通农户”“农业企业”“家庭农场”“农民专业合作社”和“专业大户”,本研究按2016年中央“一号文件”的口径,将“农业企业”“家庭农场”“农民专业合作社”和“专业大户”定义为新型农业经营主体。

(4)控制变量。农户特征会影响农户的各种决策,进而影响农户在农业生产中的化学品投入。首先,农户的人力资本水平,如家庭人口数、学历教育水平等对农户减量施用化学投入品具有正向影响^[27],因此本研究控制了家庭劳动力人数和家庭劳动力受教育程度。其次,农业收入比例高的农户家

① 虽然该调查2017年的数据已经开放申请使用,但由于缺少关键变量,本研究仍然使用2015年数据进行实证检验。

② 具体为:删去在“您家属于下列哪种农业生产经营户”题项中选择“6.其他”以及选择两个及以上选项的样本数据;删去变量“受教育水平”小于0的样本数据。

③ 2015年CHFS数据调查的是2014年的情况。

④ 农作物播种面积来源于《中国农村统计年鉴》。

庭化学品过量施用的可能性更高^[26,41],因此本研究控制了家庭非农就业比例。最后,农户的农业资源禀赋情况也会对化肥施用产生影响,其中包括种植结构与土地权利^[42]、农业补贴^[43]等,因此本研究控制了劳均经济作物面积、耕地是否确权和是否获得农业补贴。此外,本研究还控制了地区虚拟变量。相关变量指标说明如表1所示。

表1 变量指标说明

变量名称	问卷指标	变量设计
化肥施用强度	去年,您家采购化肥花费了多少钱? 您家的耕地面积是?	$\ln(\text{化肥投入}/\text{耕地面积}+1)$
土肥服务覆盖率	数据来源于《中国农村统计年鉴》和《农村经营管理统计数据》	土肥服务合作社数量/播种面积
新型经营主体	您家属于下列哪种农业生产经营户?(1. 农业企业; 2. 农业合作社; 3. 家庭农场; 4. 专业大户; 5. 普通农户; 6. 其他)	若选择5,则赋值为0;否则为1
劳动力人数	您家的家庭成员有几个? 您及您家人的出生年份是?	16岁以上60岁以下人数
受教育水平	您及您家人的文化程度是?(1. 没上过学; 2. 小学; 3. 初中; 4. 高中; 5. 中专/职高; 6. 大专/高职; 7. 大学本科; 8. 硕士研究生; 9. 博士研究生)	高中以上人数/家庭劳动力人数
非农就业比例	去年,您的家庭成员有几个人从事农业生产经营?	(家庭劳动力人数-务农人数)/家庭劳动力人数
劳均经济作物面积	去年,您家大豆、花生、油菜的播种面积是?	$\ln(\text{经济作物播种面积}/\text{务农人数}+1)$
是否确权	您家的耕地是否取得土地经营权证书?(1. 是; 2. 否)	若选1则赋值为1;否则为0
农业补贴	去年,您家从事农业生产经营是否获得了补贴?(1. 是; 2. 否)	若选1则赋值为1;否则为0
省份	被调查农户所在地	虚拟变量

3. 模型选择

本研究主要探讨社会化服务组织发育,以及其与农业经营主体的匹配效应对化肥减量施用的影响。本研究采用调节效应模型来检验匹配效应。所谓调节效应,是指如果自变量 X 与因变量 Y 的关系受到第三个变量 M 的作用,那么 M 在 X 与 Y 之间有调节效应^[44]。那么,本研究讨论的匹配效应,实质就是讨论社会化服务组织的发育对化肥施用的作用,是否受其服务的经营主体的影响。因此,本研究的回归基准模型设计如下:

$$Fertilizer_i = \alpha_i + \beta Service_i + \varphi Operator_i + \gamma X_i' + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Fertilizer_i = \alpha_i + \beta Service_i + \varphi Operator_i + \eta Service_i \times Operator_i + \gamma X_i' + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中,“ $Fertilizer_i$ ”为化肥施用强度,“ $Service_i$ ”为土肥服务覆盖率,“ $Operator_i$ ”为是否为新型农业经营主体,“ X_i' ”为控制变量向量,包括家庭劳动力人数、劳动力受教育水平、非农就业比例、劳均经济作物面积、耕地是否确权、是否获得农业补贴、省份虚拟变量等。上面式(1)为主效应模型,用于分析土肥服务覆盖率对于化肥施用水平的作用,以揭示社会化服务组织的发育的减量效应;式(2)为调节效应模型,用于分析社会化服务组织与新型经营主体的匹配效应。

上面的基准检验模型可以反映社会化服务组织与新型经营主体的客观匹配效应。然而,在研究农户的经营方式时,涉及农户自身的资源禀赋,从农业经营的角度,是否是经营新型主体本身就存在自选择问题——这些经营者一般拥有较好的农业知识和技能^[36],可认为是农户以经营效益最大化为目标进行的内生决策,因此这一行为在很大程度上是自选择的结果,可能会出现内生性问题,导致OLS估计结果有偏且无效。为了克服自选择问题,本研究采用Heckman给出的处理效应模型进行结构建模^[45],利用Heckman两步法进行估计对OLS估计结果进行修正。两步法最有效率的做法是使用最大似然估计法(MLE),同时估计所有模型参数。需要注意的是,处理效应模型要求选择方程中包含满足排他性条件的识别变量。考虑到农村中村干部家庭相比非村干部家庭拥有更多的经济资源^[46],有助于农户成为新型经营主体^[25],因而本研究以家庭中是否有村干部作为选择方程的识别变量^①。第一阶段的Probit回归模型如式(3)所示:

① 问卷中的题项为:您家是否有家庭成员担任村干部一职? 包括村支书、村主任、妇女主任等。(1. 是; 2. 否)。本研究中,“家庭是否有村干部”的赋值方法为:若选择1,则赋值为1;若选择2,则赋值为0。

$$Pr(Operator = 1|X_n) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Cadre) \quad (3)$$

其中,“ $Pr(Operator = 1|X_n)$ ”为成为新型经营主体的概率,“ $Cadre$ ”为家庭中是否有村干部。根据式(3)得到估计值 $\hat{\beta}$,然后再根据式(4)计算逆米尔斯比率:

$$\lambda = \frac{\Phi(X', \hat{\beta})}{\varphi(X', \hat{\beta})} \quad (4)$$

其中,“ $\Phi(X', \hat{\beta})$ ”和“ $\varphi(X', \hat{\beta})$ ”分别为 $(X', \hat{\beta})$ 的标准正态分布密度函数和累计密度函数,“ X' ”为第一阶段模型中的解释变量集合。Heckman两阶段分析与普通最小二乘法的不同之处在于加入了逆米尔斯比率 λ ,以克服样本的选择性偏差。若 λ 显著不为0,则表明存在明显的自选择问题,也说明采用Heckman模型是合适的。

在式(3)的基础上,本研究构建式(5)和式(6)作为结果回归方程:

$$Fertilizer = \alpha + \beta Service + \varphi Operator + \gamma X' + \omega \lambda + \varepsilon \quad (5)$$

$$Fertilizer = \alpha + \beta Service + \varphi Operator + \eta Service \times Operator + \gamma X' + \omega \lambda + \varepsilon \quad (6)$$

其中,“ $Fertilizer$ ”为化肥施用强度,“ $Service$ ”为土肥服务覆盖率,“ $Operator$ ”为是否为新型经营主体,“ X' ”为控制变量向量,包括家庭劳动力人数、家庭劳动力受教育水平、家庭非农就业比例、劳均经济作物播种面积、耕地是否确权、是否获得农业补贴、省份虚拟变量等;“ λ ”为根据式(4)计算出的逆米尔斯比率。

三、实证结果

1. 描述性统计

表2为各变量的描述性统计结果,可以看出,“化肥施用强度”的均值为567.011,说明样本农户家庭平均每亩耕地的化肥支出为567.011元。“土肥服务覆盖率”的均值为0.027,说明土肥服务合作社的数量仍然太少。“新型经营主体”的均值分别为0.018,说明样本农户中新型农业经营体仅占1.8%,意味着农业企业、家庭农场、农业合作社和专业大户等新型农业经营主体占总样本的比例仍然不大。

表2 各变量统计性描述分析结果 $N=5375$

变量	均值	标准差	最小值	最大值
化肥施用强度	567.011	3280.511	0.1	171429.4
土肥服务覆盖率	0.027	0.028	0	0.097
新型经营主体	0.018	0.132	0	1
劳动力人数	3.153	1.204	1	11
劳动力受教育水平	0.207	0.266	0	1
非农就业比例	0.339	0.261	0	0.889
劳均经济作物面积	0.316	2.131	0	65
是否确权	0.449	0.497	0	1
农业补贴	0.750	0.433	0	1

表3为基准回归结果。模型1为各控制变量

注:为方便地分析描述性统计结果,上表中的“化肥施用强度”和“劳均经济作物面积”等变量未取对数。

与因变量之间的关系,结果显示,“劳动力人数”“非农就业比例”和“劳均经济作物面积”与“化肥施用强度”之间具有显著相关关系。

模型2在模型1的基础上增加自变量“土肥服务覆盖率”,结果显示,“土肥服务覆盖率”的回归系数为-20.892,不具备统计显著性,说明一个地区的土肥服务覆盖率并不能显著地降低经营主体的化肥施用强度。这个结果虽然并不支持社会化服务导致化肥滥用的观点,但也未支持社会化服务有助于实现化肥减量施用的观点。换言之,仅仅提高农业社会化服务水平并不会促进化肥减量化。

模型3在模型2的基础上增加“新型经营主体”虚拟变量。结果显示,“新型经营主体”的回归系数为0.387,在5%水平上显著,说明和普通农户相比,新型农业经营主体的化肥施用强度不低于普通农户,甚至更高。这个结果容易被理解为新型经营主体为追逐利润最大化,加大了化肥的施用强度或使用价格更高的化肥品种——当然,这个结果并未解决新型农业经营主体的自选择问题。

模型4在模型3的基础上增加自变量与调节变量的交互项“土肥服务覆盖率 \times 新型经营主体”,

结果显示,交互项的回归系数为-8.817,在0.05水平上显著,说明和匹配普通农户比起来,土肥服务组织若匹配新型农业经营主体,更有可能降低经营主体的化肥施用强度。

表3 基准回归结果

N=5375

变量	化肥施用强度							
	模型1		模型2		模型3		模型4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
劳动力人数	0.053***	(0.015)	0.053***	(0.015)	0.051***	(0.015)	0.051***	(0.015)
受教育水平	-0.016	(0.057)	-0.016	(0.057)	-0.023	(0.057)	-0.022	(0.057)
非农就业比例	-0.272***	(0.070)	-0.272***	(0.070)	-0.266***	(0.070)	-0.267***	(0.070)
劳均经济作物面积	-0.090**	(0.038)	-0.090**	(0.038)	-0.092**	(0.038)	-0.092**	(0.039)
是否确权	-0.034	(0.031)	-0.034	(0.031)	-0.034	(0.031)	-0.036	(0.031)
农业补贴	-0.049	(0.037)	-0.049	(0.037)	-0.043	(0.037)	-0.044	(0.037)
土肥服务覆盖率			-20.892	(64.153)	-26.285	(64.119)	-27.980	(64.077)
新型经营主体					0.387**	(0.158)	0.617***	(0.203)
土肥服务覆盖率× 新型经营主体							-8.817**	(3.901)
省份	控制		控制		控制		控制	
常数项	5.248***	(0.240)	5.248***	(0.240)	5.253***	(0.241)	5.253***	(0.241)
R ²	0.108		0.108		0.110		0.111	
Adjusted R ²	0.103		0.103		0.105		0.105	
F	18.501		18.501		18.017		17.623	
p	0.000		0.000		0.000		0.000	

注: *、**和***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著,括号中数字为标准误,后表同。

这个结果表明,相较于普通农户,新型经营主体匹配农业社会化服务能够实现更优的化肥减量化效果:一方面,对于新型经营主体来说,农地规模更大,为了降低在化学品投入方面的支出,他们更可能选择通过社会化服务组织制定科学的生产方式来实现降低成本的需求,且新型经营主体拥有更高的知识水平和信息获取能力,能够更好地接受社会化服务组织在生产方面的建议,也能够更好地防范社会化服务组织的道德风险;另一方面,从社会化服务组织的角度来看,当服务组织服务小农户时,需要花费更多成本与多个服务对象达成交易,还要考虑不同小农户的需求调整服务,导致交易成本过高,所以服务组织也更愿意服务新型经营主体。进而,在土肥服务市场上,新型经营主体与服务组织更容易达成一致,实现最优匹配和化肥减量化。这意味着,农业社会化服务组织的发展与新型经营主体队伍的壮大在实现化肥减量化方面具有协同效应。

3. 解决自选择问题:Heckman 两步法

表4为Heckman处理效应第一阶段和第二阶段回归结果的回归结果。从第一阶段的回归结果可以看出,家庭中是否有村干部与新型经营主体存在显著正向相关关系,说明村干部身份能够提高农户成为新型经营主体的可能性。

在模型3的基础上加入逆米尔斯比率“ λ ”后,模型5的结果表明,“新型经营主体”的回归系数为-0.576,不具备统计显著性。这个结果与模型3并不一致,说明在控制经营主体的自选择问题后,虽然新型农业经营主体的化肥施用强度并不比普通农户更高,但也没有显著更低。同时,在控制自选择问题后,模型6的结果仍然与模型4具有一致性,均说明和匹配普通农户比起来,土肥服务组织若匹配新型农业经营主体,能够实现更优的匹配效应,更有可能降低经营主体的化肥施用强度。

为了直观地观察各变量之间的关系,本研究根据Heckman模型结果给出了调节效应图示。如图2所示,对于普通农户来说,土肥服务组织的发展并不能降低其化肥施用强度。不过,如果是新型经营主体,土肥服务组织的发展有助于降低其化肥施用强度。这说明,农业社会化服务组织的化肥减量效应是存在经营主体的匹配效应的,即只有在社会化服务组织服务新型经营主体时,其发育才有助于化肥减量化。

表4 Heckman 处理效应模型

N=5334

变量	化肥施用强度			
	模型5		模型6	
	系数	标准误	系数	标准误
第二阶段结果				
劳动力人数	0.051***	(0.015)	0.051***	(0.015)
劳动力受教育水平	-0.013	(0.057)	-0.011	(0.057)
非农就业比例	-0.263***	(0.070)	-0.265***	(0.070)
劳均经济作物面积	-0.089**	(0.039)	-0.089**	(0.039)
是否确权	-0.034	(0.031)	-0.035	(0.031)
农业补贴	-0.037	(0.037)	-0.038	(0.037)
土肥服务覆盖率	-26.636	(63.808)	-28.115	(63.766)
新型经营主体	-0.576	(0.790)	-0.363	(0.800)
土肥服务覆盖率×新型经营主体			-8.388**	(4.153)
λ	0.929	(0.738)	0.928	(0.738)
省份	控制		控制	
常数项	5.290***	(0.241)	5.290***	(0.241)
第一阶段结果				
家庭中是否有村干部	0.505***		(0.095)	
常数项	-2.113***		(0.034)	
R^2	0.110		0.111	
Adjusted R^2	0.104		0.105	
F	17.375		16.993	
p	0.000		0.000	

四、结论与启示

本研究建立了一个理论框架,用以解释农业社会化服务组织的发育,及其与不同农业经营主体的匹配是如何影响化肥施用水平的。基于2015年中国家庭金融调查数据的实证研究发现,从总体来说,社会化服务组织的发展并不能带来化肥减量效应,但是,如果其匹配的服务对象不同,则其对化肥施用的作用也不同:首先,如果服务的经营主体为普通农户,那么社会化服务组织的发育不能起到化肥减量的效果;其次,如果服务的经营主体为农业企业、家庭农场、合作社和专业大户等新型农业经营主体,可以达到更优的匹配效应,社会化服务的发育有助于起到化肥减量的效果。从农业经营主体的角度来看,虽然和普通农户比起来,新型农业经营主体的化肥施用强度并没有显著更低,但如果更容易获得农业社会化服务,则在化肥减量方面更具可能性。本研究结果意味着,在达成化肥减量方面,发展农业社会化服务组织和培育新型农业经营主体存在协同作用。

本研究的启示在于:第一,虽然农业社会化服务组织在实现化肥减量施用方面存在专业优势,但是,这种优势的发挥受其他情境因素的影响,因此决策层应该注意政策的适用环境,设法引导其进行减量的努力;第二,新型经营主体虽然更可能因为应用现代农业技术而有助于其化肥减量施用行为,然而实际上,和小型的普通农户比起来,新型经营主体的经营目标可能发生改变,因而削弱了其在化肥减量方面的努力;第三,社会化服务组织与新型经营主体在化肥减量方面存在协同作用,因而决策者有必要将两者整合在同一个政策框架里来考虑,培育包含各类新型农业经营主体和社会化服务组织在内的“绿色发展”产业联合体。从现有的政策来看,中央高度重视新型农业经营主体和服务主体

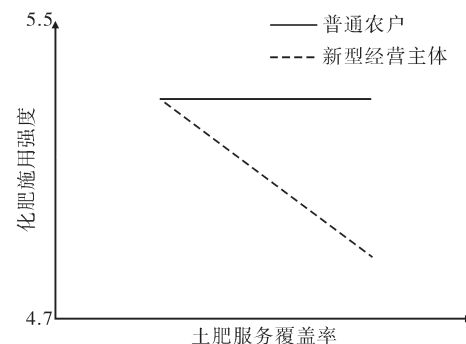


图2 新型经营主体的调节效应

发展。农业农村部于2020年3月印发了《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划(2020—2022年)》,提出“支持各类服务主体与新型农业经营主体开展多种形式的合作与联合”,以促进新型农业经营主体和服务主体融合发展。本研究则表明,在“融合发展”之外,还需要关注新型农业经营主体和服务主体的“匹配性发展”。

参 考 文 献

- [1] LI Y, ZHANG W, MA L, et al. An analysis of china's fertilizer policies: impacts on the industry, food security, and the environment [J]. *Journal of environmental quality*, 2013, 42(4): 972-981.
- [2] 刘锐. 当前农业生产中化学投入品使用特点、控制措施与建议——以湖南省调研为例[J]. *经济研究参考*, 2013(43): 34-41.
- [3] 王常伟, 顾海英. 市场VS政府, 什么力量影响了我国菜农药用量的选择?[J]. *管理世界*, 2013(11): 50-66.
- [4] 王钊, 刘晗, 曹峥林. 农业社会化服务需求分析——基于重庆市191户农户的样本调查[J]. *农业技术经济*, 2015(9): 17-26.
- [5] 农业农村部政策与改革司编, 2020年中国农业政策与改革统计年报[M]. 北京: 中国农业出版社, 2021.
- [6] 李炳坤. 农业社会化服务体系的建设和发展[J]. *管理世界*, 1999(1): 195-202.
- [7] 谢琳, 钟文晶. 村干部身份、环节特性与社会化生产服务获得——基于市场合约与配额合约的比较研究[J]. *农业技术经济*, 2017(3): 101-110.
- [8] 孙小燕, 刘雍. 土地托管能否带动农户绿色生产?[J]. *中国农村经济*, 2019(10): 60-80.
- [9] PEMSL D, WAIBEL H, GUTIERREZ A P. Why do some Bt-cotton farmers in China continue to use high levels of pesticides[J]. *International journal of agricultural sustainability*, 2005, 3(1): 44-56.
- [10] 马骥. 农户粮食作物化肥施用量及其影响因素分析——以华北平原为例[J]. *农业技术经济*, 2006(6): 36-42.
- [11] 耿飙, 罗良国. 农户减少化肥用量和采用有机肥的意愿研究——基于洱海流域上游面源污染防治的视角[J]. *中国农业资源与区划*, 2018, 39(4): 74-82.
- [12] 杨万江, 李琪. 稻农化肥减量施用行为的影响因素[J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2017, 16(3): 58-66.
- [13] 陈义媛. 农产品经纪人与经济作物产品流通: 地方市场的村庄嵌入性研究[J]. *中国农村经济*, 2018, 408(12): 119-131.
- [14] ZHANG W, CAO G, LI X, et al. Closing yield gaps in China by empowering smallholder farmers[J]. *Nature*, 2016, 537: 671-674.
- [15] 于鸫隆, 刘玉铭. 我国农村科技服务供给方式探析——以科技特派员制度为例[J]. *中国行政管理*, 2011(4): 71-74.
- [16] 陈晓萍, 沈伟. 组织与管理研究的实证方法[M]. 3版. 北京: 北京大学出版社, 2018.
- [17] 罗必良. 小农经营、功能转换与策略选择——兼论小农户与现代农业融合发展的“第三条道路”[J]. *农业经济问题*, 2020(1): 29-47.
- [18] SCHULTZ T W. *Transforming traditional agriculture*[M]. New Haven: Yale University Press, 1964.
- [19] 何秀荣. 公司农场: 中国农业微观组织的未来选择?[J]. *中国农村经济*, 2009(11): 4-16.
- [20] KHAN M, DAMALAS C A. Factors preventing the adoption of alternatives to chemical pest control among Pakistani cotton farmers[J]. *International journal of pest management*, 2015, 61(1): 9-16.
- [21] 田云, 张俊飏, 何可, 等. 农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例[J]. *中国农村观察*, 2015(4): 61-70.
- [22] 蔡颖萍, 杜志雄. 家庭农场生产行为的生态自觉性及其影响因素分析——基于全国家庭农场监测数据的实证检验[J]. *中国农村经济*, 2016(12): 35-47.
- [23] 孙新华. 农业经营主体: 类型比较与路径选择——以全员生产效率为中心[J]. *经济与管理研究*, 2013, (12): 61-68.
- [24] 张新文, 高啸. 农业经营主体的类型比较、效益分析与进路选择[J]. *现代经济探讨*, 2019, 447(3): 107-113.
- [25] 黄祖辉, 俞宁. 新型农业经营主体: 现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析[J]. *中国农村经济*, 2010(10): 18-28, 58.
- [26] WU Y, XI X, TANG X, et al. Policy distortions, farm size, and the overuse of agricultural chemicals in China[J]. *Proceedings of the national academy of sciences*, 2018, 115(27): 7010-7015.
- [27] 郑鑫. 丹江口库区农户氮肥施用强度的影响因素分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, 20(5): 75-79.
- [28] 杨钢桥, 靳艳艳. 农地流转对农户农地投入影响的区域比较——基于江汉平原和太湖平原的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, 20(10): 164-168.
- [29] JAMISON D T, LAUL J. *Farmer education and farm efficiency*[M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1982.
- [30] SHAPLEY L S, SHUBIK M. The assignment game I: the core[J]. *International journal of game theory*, 1971, 1(1): 111-130.
- [31] ROTH A E, PERANSON E. The redesign of the matching market for American physicians[J]. *American economic review*, 1999, 89(4): 748-780.
- [32] FUHITO K, PATHAK P A, ROTH A E. Matching with couples: stability and incentives in large markets[J]. *The quarterly journal of economics*, 2013: 128.

- [33] 刘亚. 农民社会网络及其对信息交流的影响[J]. 情报研究, 2012, 56(8): 47-55.
- [34] 罗必良, 李玉勤. 农业经营制度: 制度底线、性质辨识与创新空间——基于“农村家庭经营制度研讨会”的思考[J]. 农业经济问题, 2014(1): 8-18.
- [35] 杨子, 饶芳萍, 诸培新. 农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析[J]. 中国农村经济, 2019(3): 82-95.
- [36] 陈昭玖, 胡雯. 农业规模经营的要素匹配: 雇工经营抑或服务外包——基于赣粤两省农户问卷的实证分析[J]. 学术研究, 2016(8): 93-100.
- [37] 马九杰, 赵将, 吴本健, 等. 提供社会化服务还是流转土地自营: 对农机合作社发展转型的案例研究[J]. 中国软科学, 2019(7): 35-46.
- [38] 纪月清, 张惠, 陆五一, 等. 差异化、信息不完全与农户化肥过量施用[J]. 农业技术经济, 2016(2): 16-24.
- [39] 郑适, 陈茜茜, 王志刚. 土地规模、合作社加入与植保无人机技术认知及采纳——以吉林省为例[J]. 农业技术经济, 2018(6): 92-105.
- [40] 蔡荣, 汪紫钰, 钱龙, 等. 加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗? ——以化肥、农药减量施用为例[J]. 中国农村观察, 2019(1): 51-65.
- [41] 张超, 孙艺夺, 孙生阳. 城乡收入差距是否提高了农业化学品投入? ——以农药施用为例[J]. 中国农村经济, 2019, 409(1): 98-113.
- [42] XIE L, QIU Z, YOU L, et al. A macro perspective on the relationship between farm size and agrochemicals use in China[J]. Sustainability, 2020, 12(21): 92-99.
- [43] 侯玲玲, 孙倩, 穆月英. 农业补贴政策对农业面源污染的影响分析——从化肥需求的视角[J]. 中国农业大学学报, 2012, 17(4): 173-178.
- [44] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰. 有中介的调节变量和有调节的中介变量[J]. 心理学报, 2006, 38(3): 448-452.
- [45] HECKMAN J J. Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica, 1979, 47(1): 153-161.
- [46] WU X, XIE Y. Does the market pay off? Earnings returns to education in urban China[J]. American of sociological review, 2003(68): 425-442.

How Does the Development of Agricultural Social Service Organizations Promote Fertilizer Reduction

——Based on the Matching Effect with Agricultural Management Entities

XIE Lin, ZHANG Yuxin, ZHONG Wenjing

Abstract The current policy tries to promote fertilizer reduction by supporting the development of social service organizations, but its effect is still being questioned. The empirical studies based on the 2015 China Household Finance Survey data (CHFS) show that the development of social service organizations does not necessarily contribute to fertilizer reduction. Whether they work or not is determined by their matching service targets. If the business entities they offer services to are new agricultural business entities such as agricultural enterprises, family farms, agricultural cooperatives and specialized households, the matching effect can be optimal and the development of social service organizations can effectively lead to fertilizer reduction. The result of the study shows that there is a synergistic effect between the development of agricultural social service organizations and the cultivation of new agrarian business entities in terms of promoting fertilizer reduction. Therefore, China needs to pay attention to the “matching development” of the new agricultural business entities and social service organizations.

Key words agricultural social service organizations; fertilizer reduction; management entities; matching effect

(责任编辑:陈万红)