

引用格式:程永生,张德元,汪侠.农业社会化服务的绿色发展效应:基于农户视角[J].资源科学,2022,44(9):1848-1864.  
[Cheng Y S, Zhang D Y, Wang X. Green development effect of agricultural socialized services: An analysis based on farming households' perspective[J]. Resources Science, 2022, 44(9): 1848-1864.] DOI: 10.18402/resci.2022.09.09

# 农业社会化服务的绿色发展效应 ——基于农户视角

程永生<sup>1,2</sup>,张德元<sup>1</sup>,汪侠<sup>2</sup>

(1. 安徽大学创新发展战略研究院,合肥 230039; 2. 阜阳师范大学经济学院,阜阳 236037)

**摘要:**农业社会化服务在经验事实和政策设计上,被视为小农户有机衔接现代农业的有效路径和战略选择,是提升农业绿色全要素生产率(AGTFP)的现实抓手,有助于推动农业农村绿色发展。本文从当前农业生产经营状态中占绝对比重的微观主体出发,以大容量CFPS的2014、2016和2018年最新3期样本建构短平衡面板数据,通过投入产出测度法和技术优化Malmquist-Luenberger指数分别测度农户层面的社会化服务和绿色农业发展水平,并采用门槛效应模型进行实证检验。研究发现:①农业社会化服务会影响农户的生产要素投入结构和质量,可能通过增加正产出、减少负产出来提高农业绿色全要素生产率;②在家庭效用最大化的目标导向下,这种影响存在“适度边界”,可能通过直接转移和间接技术溢出打破农业技术辐射扩散“玻璃幕墙”,影响绿色农业技术变化进步偏向;通过专业分工、规模经营、要素替代和制度变迁效应消除“隐性壁垒”,影响绿色农业技术效率,进而共同助推微观绿色农业发展。③社会化服务对农业绿色全要素生产率的影响效应总体呈现非对称性“U”型关系,促降效应大于促增效应,且在户主性别、村庄距离和区域环境上表现出明显异质性。据此提出,要深刻把握基本国情农情,持续加快发展农业社会化服务,促进农户增收节本增效,转变农户农业生产方式,助推中国特色农业现代化进程加速。

**关键词:**农业社会化服务;绿色全要素生产率;绿色发展效应;投入产出测度法;Malmquist-Luenberger指数

DOI: 10.18402/resci.2022.09.09

## 1 引言

农为国之本,本固则国宁。如何加快农业现代化进程,实现绿色高质量发展,是社会主义现代化建设新阶段的重大任务,关乎现代化目标的建设进度和质量成色,也符合世界各国发展现代农业的规律性路径选择。现代农业是分工协作的社会化农业,需要健全的服务体系、完善的服务组织,这是大力推进农业现代化的标志性内容<sup>[1]</sup>与现实的共性选择。在面对资源约束趋紧的现实困境、绿色转型发展基础薄弱的双重压力下,作为农户对接现代农业的有效模式,明晰农业社会化服务能否以及在多大

程度上,可以突破绿色发展瓶颈制约,如何推进农业高质量发展,对深入推进中国特色农业现代化进程、加快建设农业强国就更显得尤为重要。

从顶层设计层面,社会化服务与绿色发展均是三农政策热点主题。作为衡量农业绿色发展的重要替代性综合指标,农业绿色全要素生产率(AGTFP)不仅可反映经济增长状况,也能在综合考量能源损耗、环境污染的情况下,对农业发展质量进行客观评价。农业社会化服务是小农户对接现代农业的有效路径,为缓解动力不足、提高生产力提供了重要支撑,是实现现代农业的重要动力和基本路径<sup>[2]</sup>,

收稿日期:2022-06-13,修订日期:2022-08-10

基金项目:国家自然科学基金项目(72173001);2020年度高校优秀人才支持计划项目(gxyq2020161);2021年度安徽省高校科学研究项目(SK2021A0402)。

作者简介:程永生,男,安徽桐城人,博士,副教授,研究方向为产业经济与农业农村可持续发展。E-mail: chengyongsheng@aliyun.com

通讯作者:张德元,男,安徽舒城人,教授,博士生导师,研究方向为农业与农村发展。E-mail: zdyuan@263.net

2022年9月

对于提升绿色全要素生产率也扮演着重要的角色。

## 2 文献回顾

### 2.1 社会化服务与农业绿色发展研究

#### 2.1.1 农业社会化服务研究

国外研究起步较早、关注范围广泛,国内研究发展迅速、成果丰硕。既有文献主要关注如下:①内容界定与组织形式。作为中国语境特有概念,“农业社会化服务”在国外称谓不一,所含内容也不尽相同。在服务内容上,包括农业生产诸环节、多维度的全过程服务;从性质上看,面向的是包括农户在内的各经营主体,强调的是对农业生产的“支持性服务”,服务社会化、组织系统性是其本质特征。②发展进程和供需现状。作为小农户对接现代农业重要方式和途径,农业社会化服务现实发展如何,能否达成及如何达成供求平衡,便成为了另一个关注热点。国外文献较多地从效率角度进行了聚焦,强调要从优化结构、丰富内容、提高供给入手;而户主异质性特征会影响到微观层面的服务需求。国内对供需现状的研究相对更为具体细致,供给不足、供求失衡是主体态势,其中农技农器、生产雇工是需求端较为集中领域<sup>[3]</sup>,小农户和产中环节意愿更为迫切。在影响因素上,需求差异会受到供给程度、异质主体背景等制约,但总体仍处初级阶段,市场空间巨大,供需主体同质化、供给质效冲突,致使总量性、结构性失衡并存是突出体现,而自上而下的传统供给机制是对农户的重要制约<sup>[4]</sup>。③作用效应及实现路径。基于欧盟成员国农民组织、农服机构研究发现,农业服务广泛存在且作用明显,合理采纳农户需求、及时调整服务内容,适当增加从业人员,主动监控服务质量,可助其实现快速发展<sup>[5]</sup>。作为小农户对接现代农业重要力量,社会化服务有助于提升农业生产效率、提升农户收入和土地经营规模化程度<sup>[6]</sup>,但其发展缓慢、服务滞后的现状亦不容忽视<sup>[7]</sup>。

#### 2.1.2 农业绿色发展研究

受制于资源生态刚性约束日益趋紧的现实,学者们围绕农业绿色发展问题的丰富探讨,逐渐集中如下:①内涵厘定。基于资源和环境承载力为前提,农业绿色发展至少涵盖实践、技术可持续,农业体系绿色化和发展目标多维化等层面,既关乎农业改革深化,更是“双碳”战略的基础性构成,需要经

济、社会、环控的一体布局、协调统一。②水平测度。纵观学界日臻成熟的测算方法大体可分为参数、非参数两大类,多数学者倾向选用非参数估计法,其中尤以 Malmquist-Luenberger(M-L)生产率指数为代表的 DEA 技术,应用最为集中和频繁。在指标选择方面,学者们倾向于负产出指标法来处理资源环境耗损,但因研究对象和数据可得性约束,指标构成差异较大,不同学者间存有争议。在测度评价方面,已有研究多集中于国家、省级或特定区域的行业、产业层,缺乏下沉至市、县层面,缺少对农户等微观场域的聚焦,较为集中的共性影响因素包括:生产性服务业发展、技术进步、规模经营水平、人口老龄化程度和农业比重等。总体来看,农业绿色测算技术日趋优化、基本成熟,为本文推进奠定了坚实基础,但在评价指标建构、影响因素框架探索上,研究较为分散、客观深入不够,对其影响机理的探讨较为缺乏<sup>[8]</sup>,尤其是对微观农户层绿色农业发展的系统讨论,还未见有学者广泛涉猎,尚未形成科学的研究体系,不利于后续聚焦探讨。

### 2.2 社会化服务对农业绿色发展的影响研究

鉴于认知和技术方法局限,关于绿色发展研究起步较晚、文献有限,尤其是聚焦农业领域社会化服务与绿色发展的议题。因此,将社会化服务与生产率、全要素生产率的关联研究一并纳入考察,既可提供基础性理论指导,也有方法性现实借鉴。①正向促进作用。社会化服务被视为农业现代化重要标志,通过对传统生产方式的变革,能够推动规模经营,有效替代家庭劳动力,增加家庭收入,改善农户福利和促进绿色生产<sup>[9]</sup>。具体到当前语境,可为农户解决现实生产中“不划算、做不了、做不好”的事提供“社会化服务”,有效缓解农户在生产投入方面的要素约束;社会化供给的农业服务,标准化程度高、易监管,能显著提升生产效率。更进一步地从服务内容看,农机服务、农技培训和金融服务等项目,对生产效率提升的正向效应稳健<sup>[10]</sup>;从服务主体看,规范化的合作社运转能显著提高农户技术效率;从服务环节看,环节外包总体有助于效率提高<sup>[11]</sup>,但环节间有异质性差异,会正向促进育秧、病虫害防治等技术密集环节,而对整地、移栽、收割等劳动密集环节影响不明显<sup>[12]</sup>。从作用方式看,作为一种新的要素投入,除上述对劳动力不足的有效替

代,促进农业生产发展,还通过分工、技术及替代作用发挥,提高和促进农业生产效率。同时还可直接参与生产,帮助农户加速专业化分工,促进规模效益获取,进而充分释放要素效率,成为农业现代化推进关键环节。②反向抑制作用。学者们最早通过对规模与效率间的关注考察,发现俄国规模化农户的单产并不高于小农户;而Rosenzweig等<sup>[13]</sup>在印度农业的研究中也发现了这种负相关现象。随后有学者基于农村固定观察点微观农户面板数据集,证实了负向关系在中国也成立<sup>[14]</sup>。从具体服务形式看,政府主导型在效率和效益方面较低,农业雇工服务因为高昂的监督费用等使其生产率显著低于家庭自用工。2005—2015年河南省18个地市统计数据也表明,现阶段社会化服务会显著抑制农业生产率<sup>[15]</sup>,具体到服务环节,水稻生产病虫害防治负向效应更为显著<sup>[16]</sup>,还有服务小农户的金融信贷,对生产效率影响亦不显著<sup>[17]</sup>,原因在于现阶段农村金融市场信贷配给不足严重,阻滞了农户按期获批足额贷款,而作为农业生产基础性条件的农业贷款作用有限。③不确定关系。主要由早期农业生产中,可能存在规模报酬不变的特征衍射而来。中国改革开放前后近20年(1970—1987年)的农业宏观数据,也提供了规模报酬不变的样本证据<sup>[18]</sup>。究其引致因素在于监督与激励费用、风险管理选择及农户自身异质性等,同样是农户家庭雇工服务,可能因生产监督在农业不同环节间的难易有别,而引致生产率巨大不同。更进一步地发现,雇工服务、农资供应、农机服务和农业保险等社会化服务内容,在提升生产率同时,也受困于分工与交易费用的“两困”选择,在专业化水平较低的现实语境下,易受制于市场容量、农地细碎、交通不便的约束<sup>[19]</sup>,进而引致服务效率低下,而农户社会化服务的响应,还将会面临额外成本约束,对农业生产率产生不确定性影响。赞同此类不确定关系的学者还发现,农户购买社会化服务,本身还存在一定“未知风险”,毕竟农业生产率在本质上是多要素的生产函数表达<sup>[20]</sup>,其影响方向与程度都存有明显差异。

总之,作为农业经济学热点问题,现有研究对社会化服务、农业绿色发展等问题的单独关注较多,取得了系列富有价值研究成果,形成了具有较强代表性和开创性理论模型,为本文奠定了良好基

础。但聚焦探讨尚在起步阶段,还鲜有研究直接涉猎二者关系,尤其是在系统关注上,庞大农户层面的微观群体明显场域缺失,尚未形成学术共鸣;关联研究的讨论也仍然存在3种争议明显观点,有待进一步聚焦约束条件,完善研究假说,为后续研究提供讨论框架,深化农业社会化服务的绿色效应影响路径、作用机制研究,进而对社会化服务带动小农户如何对接现代农业,推动实现绿色可持续发展,做出更科学阐释和回应。这为本文的探索性尝试,提供了改进空间,也正是研究的边际贡献和可能创新之处。

### 3 分析框架

#### 3.1 基于投入产出视角的分析

从投入视角看,农业社会化服务所衡量的是农户对社会化服务供给的响应采纳度,其高低变化会影响农户要素投入结构和质量,直接对农户的绿色全要素生产率产生影响。进一步而言,农业绿色全要素生产率可分解为绿色技术进步、绿色技术效率两部分,其中绿色技术进步被视为绿色发展主要源泉,而绿色技术效率则取决于生产要素的投入变化,与技术进步偏向的配置、匹配情况。农户在社会化服务影响下的生产要素投入,若其变化方向、类型一致与绿色技术进步偏向,那么就会产生正效应,促进绿色全要素生产率提升;反之则会产生抑制性作用。因此,从投入视角而言,社会化服务对绿色全要素生产率影响的最终作用方向,可能取决于作用力大的一方。基于产出视角而言,绿色全要素生产率的概念内涵决定了其产出,包括不可避免的生态环境污染等负向(非期望)产出,且产出的变化波动也是重要影响因素。因为社会化服务响应,带来投入要素增加、规模扩大和分工深化增加期望产出,对农业总产出产生正影响;也会因规模扩张、监督缺位等因素约束,而对绿色全要素生产率产生不确定的负影响,同步也必会增加生态损耗、环境污染等负产出。因此,在产出不变的约束条件下,社会化服务促使产出的增加方向决定了其对绿色发展的作用效应。

#### 3.2 基于效用理论视角的分析

基于产出最大化导向,农户从追求家庭效用最大化的目标出发,需要使其农业绿色发展处于最优化水平,则社会化服务响应也应当存在相应边界。



2022年9月

为方便研究呈现,假定社会化服务程度用  $x$  表示,其对农户的绿色全要素生产率作用,可分为正负效应两部分。农户层的社会化服务与农业绿色全要素生产率之间,可用数学关系函数简要表达:

$$AGTFP = d(x) + u(x) + \varepsilon \quad (1)$$

式中:  $AGTFP$  表示农业绿色全要素生产率;  $d(x)$  为社会化服务对绿色全要素生产率所带来的正效应,且  $d(x) > 0$ ;  $u(x)$  为社会化服务对绿色全要素生产率所可能造成的负效应,且  $u(x) < 0$ ;  $\varepsilon$  表示其他因素对农业绿色发展的影响。根据效用函数为自变量的二次函数,可将社会化服务对农业绿色全要素生产率的正向影响变化表达如下:

$$d(x) = \alpha x^2 + \beta x \quad (2)$$

式中:  $\alpha$ 、 $\beta$  表示估计系数。依照边际效益递减规律,  $\alpha < 0$ ,  $\beta > 0$ 。进一步地将式(2)代入式(1)中,可变形得到:

$$AGTFP = \alpha x^2 + \beta x + u(x) + \varepsilon \quad (3)$$

为方便理论推导呈现,假如社会化服务对  $AGTFP$  的负影响  $u(x)$  及其他影响因素为定值  $\varepsilon$ , 令  $F(x) = AGTFP - \varepsilon$ ,  $Y = u(x)$ , 则可进一步得出:

$$F(x) = Y + \alpha x^2 + \beta x \quad (4)$$

式中:  $F(x)$  即为社会化服务对农业绿色发展影响的总效应,进一步对社会化服务响应度  $x$  求一阶导数:

$$F'(x) = 2\alpha x + \beta \quad (5)$$

根据对式(4)和式(5)推导可知,当  $F(x) = 0$  时,  $x = (-\beta \pm \sqrt{\beta^2 - 4\alpha Y}) / 2\alpha$ ; 当  $F'(x) = 0$  时,  $x = -\beta / 2\alpha$  即为社会化服务绿色发展影响效应的最优状态。

综上,提出研究假说 H1: 社会化服务对农业绿色发展的影响可能是非线性的,影响方向取决于作用力大的那一部分。研究假说 H2: 社会化服务对农业绿色发展的影响并非越大越好,而是存在一定门槛范围。

### 3.3 作用机制的进一步分析

#### 3.3.1 基于绿色农业技术变化的社会化服务与农业绿色发展

科克伦“农业踏车假说”发现,新技术可降低生产成本,让率先使用者获得“超额利润”,并会促使技术跟进者采纳,而随着技术跟进采纳的扩大,又将引致总供给增加、价格下降、获利减少,进而迫使其他生产者不得不在“被动采纳”中,共同实现新技术普及,如此往复的新技术引进,将在长期循环中推动绿色全要素生产率的提高和农业经济增长(图1)。

社会化服务影响绿色农业技术进步偏向的路径可能包括:一是直接的技术转移效应。农户通过社会化服务响应发挥“干中学”效应,直接获得了农业生产经营方面的绿色技术、创新能力等,客观上推动了绿色农业技术进步偏向;通过加速技术创新带来技术进步偏向,随着农业生产雇工、农机服务的出现,以及社会化服务管理的深化实践,使得农户生产和外部交流更为频繁和深入,有助于其更快获得更低风险的创新机会,增加了农户创新开发的自由度,还能实现一些原本可能无法企及的农业技术创新。这些直接作用的技术转移和创新加速,无疑促进了绿色农业技术进步偏向,有利于在既定要素投入比例不变的情形下,使农户家庭的农业产出和效益得到有效提升。二是间接的技术溢出效应

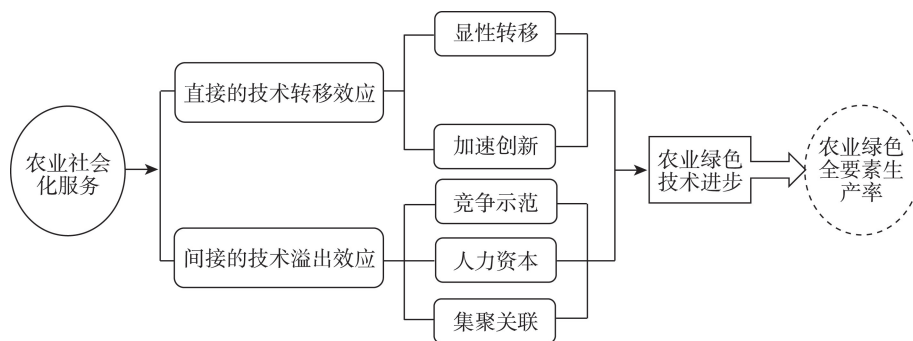


图1 社会化服务影响绿色农业技术进步偏向路径示意图

Figure 1 Schematic diagram of the biased path of socialized services influencing the technological progress of green agriculture

应。从区域农业视角而言,农户通过响应社会化服务可能带动区域农业生产的整体进步和溢出,间接实现农业技术进步偏向,其作用效应主要有竞争示范、人力资本、集聚关联等3种方式。农户通过社会化服务响应,在高频率地与服务供给方互动的基础上,通过有意模仿来提高自身家庭生产的技术水平,撬动了整个区域农业进步,并在持续、动态的螺旋式发展中,提升了所在区域整体的农业绿色技术创新能力;通过诸如生产雇工、农机租赁等社会化服务行为,不仅被动地弥补了自身人力资本不足,且有利于提升农业生产管理水平,可能进一步循环推动社会化服务供给端能力的良性提升;良好的社会化服务市场还会形成空间集聚、产生技术外溢,生成一个螺旋上升的发展趋势,推动区域整体农业生产经营化水平的提升,并由此产生关联效应,形成更为广泛的技术进步偏向扩散链。

### 3.3.2 基于绿色农业技术效率的社会化服务与农业绿色发展

舒尔茨<sup>[21]</sup>认为,新型现代化生产要素的引入是传统农业的改造途径。社会化服务作为新型生产要素的一种,加速了传统农业生产方式的改变,有助于加速规模经营实现,提高农业生产效率,是小农户对接现代农业的重要路径和农业现代化的重要标志(图2)。

社会化服务影响绿色农业技术效率的可能路径有4条:一是专业分工效应。社会化服务实现了不同比较优势、不同劳动单位的“组合”,提高了农业绿色生产技术效率。针对目前农村中青壮年劳动力流失加剧、非农化转移加速倾向,社会化服务的生产雇工项目,承担起了为农业生产补充劳动力的任务,尤其是在“农忙缺人”时节,通过雇佣关系选择熟练“操作工”,对农业产出、技术效率都有着

明显提升作用。但随着农村劳动力用工成本约束的日益趋紧,农户从成本节约的实际出发,更倾向于选择农机租赁服务<sup>[22]</sup>,不仅可极大地降低生产雇工成本,也有利于提升农业绿色生产技术效率,体现了更优化的资源要素配置。二是规模经营效应。社会化服务降低了单个农户的交易费用和时间成本,有利于其以服务的规模化来实现技术效率提高,还在客观上打破了原农户家庭经营的传统范围及绿色技术效率的空间边界,引致了农业生产函数的复合演变,促使农户家庭经营内嵌于社会化分工之中,拓宽了农业规模经营的现实维度。三是要素替代效应。社会化服务可在一定程度上,缓解当前农户家庭劳动力资源紧缺的要素约束。一方面可替代农村剩余劳动力,提高农户从事农业生产经营的机会成本,导致雇工成本不断攀升而对农业生产经营带来负向影响;另一方面以寻求相对较高回报率的非农收入为调整途径,可藉此打通农业生产要素的替代渠道,缓解和突破农户的资源约束,以及单个家庭既定要素禀赋的边界限制,为绿色农业技术效率的提升打通替代性渠道。不仅如此,社会化服务作为农业现代化的重要抓手,还可为农业生产经营提供中间投入,尤其是在人力和知识资本的有效导入上充当传送路径,进而提高农户生产经营的科技含量,显著增加农业生产最终产出。四是制度变迁效应。社会化服务可调节现行制度框架与现实农业生产力的矛盾,是农业生产成本高于服务交易成本的产物<sup>[23]</sup>。作为农业生产制度变迁的实践选择性产物,社会化服务会影响农户的农业生产经营意愿和规模经济达成度<sup>[24]</sup>。而政府作为社会化服务参与主体,通过加大基础设施建设、推动农业农村制度改革,有助于缓解农户在现实生产经营过程中,所遭遇的实践约束,加速适应于农业发展高效率制度的淘汰和替代进程,助推更为高效农业生产效率的加速实现。

上述经验事实与政策实践都表明,农业社会化服务对于提升绿色全要素生产率,加快实现农业现代化具有重要现实意义。从理论上而言,社会化服务与绿色全要素生产率目标趋同,对当前农业生产主体形态、且占绝对比重的小农户意义重大;那么在实践层面,不论农户主体是否关注,在“好、坏”产出相伴而生的真实生产中,社会化服务到底能否、

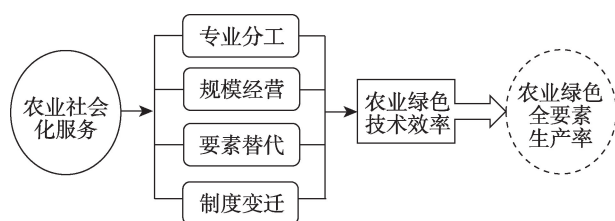


图2 社会化服务影响绿色农业技术效率路径示意图

Figure 2 Schematic diagram of the technical efficiency path of socialized services affecting green agriculture

2022年9月

在多大程度上,以及如何影响农业绿色全要素生产率?既是关乎现代农业进程的重要议题,也是一个常研常新的话题,从理论上进行机理分析、从实践上进行经验验证,无疑对于加快推进农业现代化进程,将具有极为重要的时代意义。

## 4 数据来源、变量测度与模型设定

### 4.1 数据来源

研究选用中国家庭追踪调查(CFPS)的2014、2016和2018年3个批次数据,是目前公开的最新全国性微观入户调查数据;依据从事农业工作<sup>①</sup>为农户家庭标准进行筛选,最终保留有效跨期样本9735户,按平衡短面板数据处理。相较于已有研究,样本数据相对较新、基数较大,覆盖全国省(区、市)24个<sup>②</sup>、区县127个,可代表全国整体性特征。同时,鉴于微观基础数据实际,本文主要聚焦考察的是农业生产环节中的农机租赁、雇工服务两类,因为相较于产前、产后,当前社会化服务的产中环节,在农业生产中更为关键和集中,也是农户需求最高的环节。

### 4.2 变量测度

#### 4.2.1 农业社会化服务测度

已有关于外包测度讨论的文献可为我们提供借鉴参考,毕竟农户对社会化服务的选择响应过程,亦即农户将若干或全部生产环节的外包过程。既有研究的方法探索主要有两种:一是基于环节数量测算,选用其响应外包环节数量占农业生产总环节比重来衡量;二是基于投入产出维度测算,通过农业生产服务外包的投入份额在农业生产总投入中的占比来定义。投入产出测度法是在现实的农业生产成本框架下,通过纳入对价格因素的考虑,将具体的服务外包“换算”成了中间品投入,考量兼顾了服务外包市场异质性发展的成熟度,所带来的服务价格上的区别。相较而言,此种算法适合全国性大样本,且在准确度上更具合理性和说服力。因此,本文也据此度量分析社会化服务响应度,表征农户的农业社会化服务水平。

#### 4.2.2 农户绿色发展测度

作为一个可量化观测指标,农业绿色全要素生产率不仅可衡量农业要素投入的利用效率,还揭示了农业绿色发展的综合效率,可以反映出农业现代化水平现状,完全契合了考量诉求<sup>[25]</sup>。现有文献对微观全要素生产率的研究,主要多集中于企业层面,其主导思想是利用中间投入品作为工具变量,处理计量模型的内生性解决、样本选择性偏误可能。为数不多的利用微观农户数据测算生产率的研究,采用的有OP、LP方法,尤以DEA方法运用居多<sup>[26]</sup>。而相比于以往研究文献,本文对象是极具代表性的大样本CFPS数据库中农户的农业绿色全要素生产率,涉及到多投入、多产出,且同时含有正、负向产出方面,无法采用构建生产函数形式的参数法进行度量。因此,综合选择了DEA方法测算与分析农户层的绿色全要素生产率。同时,考量现实观测中无可避免的负向产出,选用了技术优化的M-L指数<sup>[27]</sup>,克服了测度过程中出现的不一致性和非可行性问题。假设决策单元DMU的投入向量为 $\mathbf{x} \in R_+^N$ ,期望产出向量为 $\mathbf{y} \in R_+^M$ ,非期望产出 $\mathbf{b} \in R_+^I$ ,则生产技术集 $P'(\mathbf{x}')$ 为:

$$P'(\mathbf{x}') = \left\{ (\mathbf{y}, \mathbf{b}) \in R_+^M \times R_+^I \mid \begin{cases} \sum_{k=1}^K z_k \mathbf{y}'_{km} \geq \mathbf{y}_m, (m=1, 2, \dots, M) \\ \sum_{k=1}^K z_k \mathbf{b}'_{ki} \leq \mathbf{b}_i, (i=1, 2, \dots, I) \\ \sum_{k=1}^K z_k \mathbf{x}'_{kn} \leq \mathbf{x}_n, (n=1, 2, \dots, N) \\ \mathbf{b}_i \leq \bar{\mathbf{b}}'_i(\mathbf{x}'), (i=1, 2, \dots, I) \\ z_k \geq 0, (k=1, 2, \dots, K) \end{cases} \right\} \quad (6)$$

式中:变量 $M$ 、 $I$ 、 $N$ 分别表示期望产出( $\mathbf{y}$ )、非期望产出( $\mathbf{b}$ )、投入( $\mathbf{x}$ )的个数, $K$ 表示待定参数( $Z_k$ )的个数; $t$ 表示时期; $\bar{\mathbf{b}}'_i(\mathbf{x}')$ 表示非期望产出的上界值。引入方向性距离函数 $\vec{D}_0(\mathbf{x}, \mathbf{y}, \mathbf{b}; \mathbf{g}) = \sup\{\beta: (\mathbf{y}, \mathbf{b}) + \beta \mathbf{g} \in p(\mathbf{x})\}$ ,  $\mathbf{g}$ 为方向向量,一般地,令 $\mathbf{g} = (\mathbf{y}, -\mathbf{b})$ ,表示期望产出增加、非期望产出减少。技术优化的ML指数定义为:

① 主要选定依据为家庭经济问卷农户收入的L部分,农户农业收入与支出项目的K1L“是否从事农业工作”的选项为“1”的内容,即:过去12个月,您当前居住的家庭是否开展农、林、牧、副、渔(简称农业)方面的生产活动。

② 其中,东部地区粤、津、鲁、冀、浙、闽、辽、苏、沪等9个省(市),选用微观农户样本数2988个、占比30.69%;中部地区晋、湘、鄂、吉、豫、黑、赣、皖等8省,选用微观农户样本数2835个、占比29.12%;西部地区桂、甘、黔、陕、滇、川、渝等7个省(市、区),选用样本农户3912户、占比40.18%。



$$ML^s = \frac{1 + \vec{D}_0^s(\mathbf{x}^t, \mathbf{y}^t, \mathbf{b}^t; \mathbf{y}^t, -\mathbf{b}^t)}{1 + \vec{D}_0^s(\mathbf{x}^{t+1}, \mathbf{y}^{t+1}, \mathbf{b}^{t+1}; \mathbf{y}^{t+1}, -\mathbf{b}^{t+1})} \quad (7)$$

$$\mathbf{s} = (t, t+1)$$

式中:  $\mathbf{s}$  表示时期集合向量, 可进一步分解为: 绿色技术效率变化 ( $MLTEC$ )、绿色技术进步变化 ( $MLTC$ ) 的乘积。其中, 绿色技术效率变化即追赶效应, 代表  $DMU$  与生产前沿面距离, 反映出  $DMU$  的资源配置、管理模式及组织方式的改善程度; 而绿色技术进步变化则为前沿转换效应, 代表着生产前沿面移动状态, 表达的是  $DMU$  通过技术外部引进和技术内部创新等途径, 推动的技术革新过程。为避免参考技术前沿面选择随意性, 将两期  $ML$  指数取几何平均数。(7) 式中方向性距离函数  $\vec{D}_0^s(\mathbf{x}_0^h, \mathbf{y}_0^h, \mathbf{b}_0^h; \mathbf{y}_0^h, -\mathbf{b}_0^h)$  可通过(8)式计算。

$$\text{s.t.} \begin{cases} \max \beta = \vec{D}_0^s(\mathbf{x}_0^h, \mathbf{y}_0^h, \mathbf{b}_0^h; \mathbf{y}_0^h, -\mathbf{b}_0^h) \\ \sum_{k=1}^K z_k \mathbf{y}_{km}^s \geq \mathbf{y}_{0m}^h + \beta \mathbf{y}_{0m}^h, \quad (m=1, 2, \dots, M) \\ \sum_{k=1}^K z_k \mathbf{b}_{ki}^s \leq \mathbf{b}_{0i}^h - \beta \mathbf{b}_{0i}^h, \quad (i=1, 2, \dots, I) \\ \sum_{k=1}^K z_k \mathbf{x}_{kn}^s \leq \mathbf{x}_{0n}^h, \quad (n=1, 2, \dots, N) \\ \mathbf{b}_{0i}^h - \beta \mathbf{b}_{0i}^h \leq \bar{\mathbf{b}}_i^s(\mathbf{x}_0^h), \quad (i=1, 2, \dots, I) \\ z_k \geq 0, \quad (k=1, 2, \dots, K) \end{cases} \quad (8)$$

式中:  $\beta$  为目标函数值;  $\mathbf{h} = (t, t+1)$  为时期集合向量。同时, 参考镜鉴前沿研究文献经验与不足之处, 尝试合理改进了农户绿色发展的投入-产出指标体系(表1)。

### 4.3 模型设定与估计方法

参照 Hansen<sup>[28]</sup> 门槛模型理论, 先建构基础性静态面板门槛模型作为实证分析基准模型。

$$gtfp_{it} = \alpha + \beta_1 service_{it} \times I(service_{it} < \lambda) + \beta_2 service_{it} \times I(service_{it} \geq \lambda) + \mathbf{x}_{it} \beta_3 + \mu_i + e_{it} \quad (9)$$

式中:  $gtfp_{it}$  表示微观农业绿色全要素生产率;  $\alpha$  为常数项;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  分别为核心变量门槛前后、控制变量对应的估计参数;  $service_{it}$  表示农业社会化服务;  $I(\cdot)$  为门槛示性函数;  $\lambda$  为门槛值;  $\mathbf{x}_{it}$  为控制变量向量;  $\mu_i$  为无法观测的农户个体效应;  $e_{it}$  为随机扰动项。由于静态面板门槛模型未考虑到因变量路径依赖性与延续性特征, 同时还要求自变量具有严格外生性, 这在现实经济活动中难以完全满足<sup>[29]</sup>。故将式(9)扩展成动态门槛模型, 并通过一阶差分的广义矩阵 GMM 估计法, 有效解决了因变量动态性和自变量内生性问题。

$$gtfp_{it} = \alpha + \varphi_0 gtfp_{it-1} + \beta_1 service_{it} \times I(service_{it} < \lambda) + \beta_2 service_{it} \times I(service_{it} \geq \lambda) + \mathbf{x}_{it} \beta_3 + \mu_i + e_{it} \quad (10)$$

式中:  $gtfp_{it-1}$  表示农业绿色全要素生产率滞后一期变量。

### 4.4 变量设置与选取

#### 4.4.1 解释变量

农业社会化服务(service)作为小农户对接现代农业重要路径。既有研究多用是否接受(购买)社会化服务的二元变量来表征<sup>[30]</sup>, 但由于本文使用全

表1 改进后的农户绿色发展测算体系

Table 1 Improved green development measurement system for farming households

目标层	一级指标维度	二级指标维度	具体变量及说明	指标单位	符号
农业绿色全要素生产率 (AGTFP)	投入指标	资本	农户农业生产的流动性资本投入与固定性资本投入之和	元	$x_1$
		劳动力	过去12个月, 您家哪些家庭成员参与了自家农业方面的生产活动? 注: “从事自家农业名单”不包括受雇于其他人而从事农业生产工作	人	$x_2$
		土地资源	承包地与租用地面积之和	亩	$x_3$
	期望产出指标	农产品总产出	过去12个月, 家庭所生产农产品、养殖物及副产品销售收入以及自家消费总值之和	元	$y_1$
	非期望产出指标	农业面源污染	农业化学需氧量(COD)等标排放量	t	$y_2$
			农业总氮(TN)等标排放量		$y_3$
			农业总磷(TP)等标排放量		$y_4$
		主观污染感知度	虚拟户主对环境污染问题严重度的感知, 0代表不严重, 10代表非常严重	分	$y_5$

国层面数据进行分析,不同区域、结构及不同的社会化服务程度,对于微观农业绿色发展的影响都会有差异。特别是在当前农业政策支持力度不断加大、社会化服务体系逐步完善的大背景下,农户对社会化服务的决策行为,也必然会产生些许变化,影响农户对社会化服务的投入,进而更深层次地影响农业绿色可持续发展。因此,本文舍弃是否采纳的二元衡量指标,而是选用农户对农业社会化服务的采纳响应度,细化表征农户的社会化服务水平变量。原因在于:一方面,农户的社会化服务支出金额,虽无法完全呈现农业服务结构,但可反映出家庭的各项农业服务总量水平;另一方面,由于农户从事农业生产的规模大小存在差异,进而导致购买服务的规模不同,使得农户间的农业服务购买金额,这一绝对量指标不具有可比性,需要使用相对量指标替代,反映农户间农业服务采纳水平的差异性。

#### 4.4.2 被解释变量

被解释变量农业绿色全要素生产率(*gtfp*)是刻画农业绿色发展的重要指标,具体采用前文测度所得。需说明的是,农业对自然环境依赖性更强,其负向产出也更具独特性。关于其产出变量中的负向部分,既有文献虽有两种衡量方法<sup>[31]</sup>,但大多学者选用单元调查评估法,因其所得结果相对准确,且具有较强的可操作性。故综合考量并兼顾数据可得性后,本文选用以农户主观评价为主,结合客观匹配数据,互为替代印证相结合的方式,表征农户层农业绿色发展的负产出。主观环境评价的优点在于能够更为综合地反映区域环境状况,使得研究更加具有集中性和代表性;而之所以选择省级层面环境因素进行匹配:①因为环境因素在空间上很难做到、也确实不是排他的;②由于个体或家庭层面的微观特征,对于省级层面宏观环境影响不大,则该方法还能有效控制个体特征因素,减弱双向因果关系可能致使的内生性;③借鉴做法有文献支持<sup>[32]</sup>。相关数据源于《中国环境统计年鉴》,总磷(TP)、总氮(TN)和化学需氧量(COD)等污染物的排放评价标准,分别按照0.2 mg/L、1 mg/L和20 mg/L计算。利用农户环境问题评价得分,作为非期望产出变量得出农户绿色全要素生产率数据(*gtfp\_u1*);利用客观匹配出省级的污染物作为非期望产出变量,同步测算出农户绿色全要素生产率数据(*gtfp\_u3*)。两种测法的绿

色全要素生产率(*gtfp\_u1*、*gtfp\_u3*)分别作为农户层农业绿色发展的代理变量,进行后续的稳健性检验。

#### 4.4.3 控制变量

为提高拟合回归可信性,遵照农业生产现实境况,并参照现有文献基础,引入了虚拟户主个体、家庭维度特征及农业区域特征等一系列控制变量。相关设置说明与描述性统计学特征如表2所示。

结果显示,两种测法所得因变量的均值分别为1.0030、1.0074,说明了指标建构和方法选取的合理性。全样本层面社会化服务均值13.0010%,显示出总体水平偏低;同时15.4192的标准差,也说明农户间响应水平差异较大。在户主个体禀赋特征方面,总体性别比例较为均衡,男、女性占比分别为53.45%、46.55%;已婚状况占绝大多数、比例高达91.47%,党员比例较低、仅为8.58%,户主个体的健康状况中等偏上、均值5.62,符合农户家庭现状。进一步聚焦微观样本的年龄和受教育程度发现,在年龄维度层面,受访户主最大年龄84岁、平均年龄为51.93岁,进一步印证了农业劳动力老龄化程度日趋加深的事实特征;在受教育年限维度层面,户主文化程度大多为初中(含)以下、平均受教育年限仅为5.53年。家庭要素禀赋特征是影响行为决策的重要方面,农户家庭人口平均规模5.32人、平均年龄47.64岁,其中60岁以上、65岁以上人口规模均值1.67人、1.32人,分别占31.39%、24.81%,略高于我国平均老龄化率;而家庭平均受教育年限5.69年,大致相当于小学文化程度,意味着样本农户总体人力资本水平相对不足;农户家庭金融资产实际规模2.69万元,比较符合农村实际。区域要素禀赋是农业农村的基本载体,直接决定和影响农业生产经营的要素配置、专业化水平和产业集聚度。从交通便利性看,村委会距离县城路程和花费时间的均值分别为28.03 km和1.15 h,若依据上述两类样本均值为临界点,将样本分成交通便利性村/居、交通不便性村/居两类,平均占比分别为70.72%和29.28%,且进一步观测发现交通不便性村/居大多处在高山、渔村等地形相对复杂的地区,较为符合我国区域现状。从经济发展水平看,村居人均纯收入2.66万元;若选用客观统一的访员对受访村/居的观察指标,按照从很穷到很富,分别赋值1~7,样本均值3.64,介于一般到良好之间,进一步按照是否高于样



表2 变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

变量	符号	变量释义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	<i>gtfp_u1</i>	农业绿色全要素生产率	6490	1.0030	0.1307	3.7512	0.2393
	<i>gtfp_u3</i>		6490	1.0074	0.1881	5.4701	0.2663
核心解释变量	<i>service</i>	农业社会化服务	9735	13.0010	15.4192	100.0000	0.0000
控制变量	<i>sex</i>	性别	9735	0.5345	0.4988	1.0000	0.0000
	<i>age</i>	年龄/岁	9735	51.9261	11.2644	84.0000	13.0000
	<i>marriage</i>	婚姻状况	9735	0.9147	0.2793	1.0000	0.0000
	<i>education</i>	户主平均受教育年限/年	9735	5.5252	3.9206	19.0000	2.0000
	<i>communist</i>	政治面貌	9735	0.0858	0.2800	1.0000	0.0000
	<i>physical</i>	健康状况	9735	5.6178	1.0685	7.0000	2.0000
	<i>population</i>	家庭人口数/人	9735	5.3182	1.2920	11.0000	1.0000
	<i>old</i>	60岁以上老人数/人	9735	1.6740	1.0789	5.0000	0.0000
	<i>aveedu</i>	家庭平均受教育年限/年	9735	5.6946	2.4534	18.0000	1.0000
	<i>aveage</i>	家庭平均年龄/年	9735	47.6446	11.0089	98.0000	2.0000
	<i>asset</i>	家庭金融资产/万元	9735	2.6940	6.4760	151.5000	0.0000
	<i>distance</i>	村委会距县城路程/km	9735	28.0267	22.7930	125.0000	0.0000
	<i>time</i>	村委会到县城花费时间/h	9735	1.1466	1.8115	30.0000	0.0000
	<i>economy</i>	村居经济状况	9735	3.6410	1.4291	7.0000	0.0000
	<i>income</i>	村居人均纯收入/万元	9735	2.6601	2.0727	13.0000	1.2510
	<i>pollution</i>	是否有高污染企业	9735	0.1840	0.3875	1.0000	0.0000

本均值,细分经济水平较高的村/居农户样本为5241个、占比53.84%,经济水平一般的村/居有农户样本4494个、占比46.13%,样本分布较为均衡,体现了较强的样本质量。从生态环境看,综合考量数据科学性和可得性,选用了方圆5 km内是否有造纸、化工、冶炼工厂等高污染企业,作为农户外部区域特征的观测指标,结果显示81.60%以上样本村/居周围无来自于工业点源污染,说明农业面源污染是当前主要环境污染约束源头。

5 结果与分析

5.1 基准回归分析

5.1.1 门槛效应检验

遵照文献共同做法,使用自举法(Bootstrap)模

拟似然比,检验统计量及临界值,通过重复自举(抽样)300次,确定门槛值及相应统计量。

表3结果显示,单门槛检验 $F$ 值38.36,通过1%显著性水平检验,拒绝了模型为线性形式的原假设;而双门槛检验 $F$ 值15.61,未能通过显著性水平检验,不能拒绝模型为单门槛形式的原假设;三门槛检验 $F$ 值18.35,亦未能通过显著性水平检验,不能拒绝模型为双门槛形式的原假设。综上,可认为农业社会化服务水平存在单门槛效应,在不同门槛区间内,社会化服务对农户层绿色全要素生产率具有非对称影响效应。

5.1.2 门槛回归分析

被解释变量先选 $gtfp\_u1$ 指标衡量,后续再使用

表3 门槛效应检验结果

Table 3 Results of the threshold effect test

	门槛值	$F$ 值	$P$ 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单门槛检验	43.8596	38.36***	0.0000	15.1745	18.6978	32.6247
双门槛检验	44.4444	15.61	0.3300	19.6492	25.4356	47.1438
三门槛检验	45.1220	18.35	0.5100	20.6966	26.8514	40.1897

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上统计显著;下同。

2022年9月

*gtfp\_u3* 指标进行稳健性检验。表4列(1)未加控制变量,控制了个体固定效应;列(2)未加控制变量,控制了个体和时间固定效应;列(3)加入了控制变量,控制了个体和时间固定效应;列(4)加入了滞后一期控制变量,控制了个体和时间固定效应。

结果表明,门槛效应均通过显著性检验。当低于门槛值(43.8596)时起负向抑制作用,反之具有正向促进作用,且促降效应远大于促增效应,印证了门槛效应的非对称性特征,意味着农户在社会化服务早期阶段,由于缺乏丰富组织管理经验等未产生规模经济,导致农业生产的粗放式发展模式,拉低了绿色全要素生产率;随着社会化服务进入成熟阶段,不同农户间通过学习外溢方式,将绿色生产技术与经验,引入到农业生产经营活动中,渐进式地提升了农户层的绿色全要素生产率。

### 5.1.3 动态门槛模型回归分析

鉴于静态门槛模型的不足,利用动态门槛模型

再次检验研究预设。表5列(1)未纳入农业绿色全要素生产率的滞后一期变量,设定为静态模型,将社会化服务和控制变量均视为外生变量;列(2)纳入绿色全要素生产率的滞后一期变量,设定为动态模型,将社会化服务和控制变量均视为外生变量;列(3)设定为动态模型,将社会化服务视为内生变量,控制变量视为外生变量;列(4)设定为动态模型,将社会化服务和控制变量均视为内生变量。

结果显示,列(1)门槛估计值39.2815,估计系数分别为-0.0384、0.0121,均通过了1%统计性检验,表明社会化服务对农业绿色全要素生产率先抑制后促进的非对称性门槛效应得到初步验证,证实了研究假说H1。从列(2)-(4)*L.gtfp\_u1* 估计结果看,绿色全要素生产率的滞后一期变量,其估计系数符号全都为正,并通过1%统计性检验,体现了动态模型设置的合理性,前一期农户的绿色全要素生产率会显著促进本期农户的绿色全要素生产率上升,呈

表4 单门槛模型估计结果

Table 4 Estimation results of the single-threshold model

解释变量	被解释变量( <i>gtfp_u1</i> )			
	(1)	(2)	(3)	(4)
区间1( <i>service</i> ≤43.8596)	-0.0141***(-2.66)	-0.0139***(-2.86)	-0.0140***(-2.74)	-0.0136***(-2.68)
区间2( <i>service</i> >43.8596)	0.0027*** (3.09)	0.0029** (1.98)	0.0031*** (2.65)	0.0026*** (3.28)
<i>sex</i>	-	-	-	-
<i>age</i>	-	-	-0.0004***(-4.90)	-0.0036***(-4.47)
<i>marriage</i>	-	-	0.0161** (2.03)	0.0155*** (4.66)
<i>education</i>	-	-	0.0022** (2.47)	0.0031** (2.34)
<i>communist</i>	-	-	0.0037 (0.84)	0.0029 (0.65)
<i>physical</i>	-	-	0.0081** (2.71)	0.0093*** (4.73)
<i>population</i>	-	-	0.0059* (1.72)	0.0061** (2.24)
<i>old</i>	-	-	-0.0072** (-2.41)	-0.0068* (-1.77)
<i>aveedu</i>	-	-	0.0061 (0.46)	0.0058 (0.69)
<i>aveage</i>	-	-	-0.0044 (-1.43)	-0.0031 (-1.54)
<i>asset</i>	-	-	0.0014*** (2.99)	0.0011*** (3.07)
<i>distance</i>	-	-	-	-
<i>time</i>	-	-	-	-
<i>economy</i>	-	-	-	-
<i>income</i>	-	-	0.0110*** (4.13)	0.0106*** (3.15)
<i>pollution</i>	-	-	-	-
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	是
观测值	6490	6490	6490	6490

注:括号内的数字为*t*值;下同。

表5 动态门槛模型估计结果

Table 5 Estimation results of dynamic threshold model

解释变量	被解释变量( <i>gtfp_u1</i> )			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.gtfp_u1</i>	—	0.1071*** (3.42)	0.2805*** (2.81)	0.2665*** (5.83)
区间1( <i>service</i> ≤门槛值)	-0.0384*** (-5.97)	-0.0264*** (-6.16)	-0.0400*** (-5.75)	-0.0509*** (-4.99)
区间2( <i>service</i> >门槛值)	0.0121*** (9.97)	0.0203*** (9.11)	0.0308*** (7.54)	0.0327*** (4.40)
控制变量	已控	已控	已控	已控
门槛值	39.2815	44.3820	42.9106	45.9981
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	6490	6490	6490	6490

注:*L.gtfp\_u1*表示被解释变量*gtfp\_u1*滞后一期变量;下同。囿于篇幅所限,控制变量估计结果未能展示。

现动态性与路径依赖性特征。同时,农户层的社会化服务与绿色全要素生产率之间存在单一门槛关系,门槛估计值会随着模型估计策略的不同,而呈现不唯一性,但在门槛值前后,均表现出了差异化的影响效应,契合了理论模型推演的研究预设。值得一提的是,农业社会化服务影响农户层绿色全要素生产率的促降效应,远大于促增效应,这与静态单门槛模型结论保持一致,由此证实了研究假说H2。这说明随着农业社会化服务深度和广度的持续推进,应该积极盘活并释放其绿色提升效应,进一步强化农业绿色全要素生产率增长的韧性与可持续性。

## 5.2 异质性分析

已有文献表明,男性户主属于风险偏好型,相对更易接受、引入先进的农业生产技术,而女性户主则相对属于风险保守型,不太容易主动积极调整生产决策行为。商品生产者的利润空间一定程度取决于本地市场和价格指数效应,而这两种效应的有效发挥,又均依赖于商品生产者与市场的距离大小,对于农业生产当然也不例外。生产农产品的农户与市场的距离大小,同样会决定着农户的生产决策行为,因为距离市场较近的农户,意味着存在大量潜在客户,可借助“循环因果累积效应”产生利润乘数效果,可能促使农户层的绿色全要素生产率进入上升通道。农业绿色全要素生产率是涉及到环境因素的综合性指标,而污染型企业具有“高投入、高污染、高排放”的典型特征,这与农业绿色发展的核心内涵相悖。那么,上述门槛影响效应是否会由于农户、农业特征不同,而显现出差异化效果呢?

为揭开这一“黑箱”,本部分基于异质性视角展开分析:

表6列(1)(3)(5)(7)(9)(11)将农业社会化服务*service*设定为内生变量,控制变量设定为外生变量;列(2)(4)(6)(8)(10)(12)将农业社会化服务*service*和控制变量均设定为内生变量。结果显示,各异质性的社会化服务滞后一期变量估计系数符号为正,并通过统计显著性检验,满足社会化服务的动态性与路径依赖性特征。具体来看,列(1)的门槛估计值为40.2503,当农业社会化服务低于或者高于门槛值时,估计系数均不显著,这可能与核心变量以及控制变量的内生性问题有关。列(2)的门槛估计值为38.6007,当农业社会化服务水平低于门槛值时,估计系数为-0.0621,且通过了1%的统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向抑制作用,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率下降6.21%;当农业社会化服务水平高于门槛值时,估计系数为0.0250,且通过了5%的统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生正向促进作用,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率上升2.50%。列(3)的门槛估计值为43.5891,当农业社会化服务水平低于门槛值时,估计系数为-0.0088,通过10%的统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向作用,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率下降0.88%;当农业社会化服务水平高于门槛值时,估计系数不显著未通过检验。列(4)的门槛估计值为45.5618,



表6 异质性分析

Table 6 Heterogeneity analysis

解释变量	被解释变量( <i>gtfp_u1</i> )											
	男性			女性			近距离农户			远距离农户		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>L_gtfp_u1</i>	0.1108*** -4.58	0.2103*** -2.81	0.1142*** -3.27	0.2376*** -2.77	0.1281*** -3.77	0.1130*** -3.23	0.1004*** -2.89	0.1355*** -3.01	0.1200*** -4.56	0.1193*** -3.18	0.1404*** -2.95	0.1236*** -3.42
区间1(service ≤ 门槛值)	-0.0124 (-1.62)	-0.0621*** (-8.76)	- -	- -	-0.0209* (-1.85)	-0.0412*** (-5.04)	- -	- -	-0.0334** (-2.35)	-0.0490*** (-3.45)	- -	- -
区间2(service > 门槛值)	0.0046 -1.25	0.0250*** -2.38	- -	- -	0.0161** -2.16	0.0299** -2.46	- -	- -	0.0218** -2.30	0.0312*** -3.98	- -	- -
区间1(service ≤ 门槛值)	- -	- -	-0.0088* (-1.67)	-0.0415*** (-2.40)	- -	- -	-0.0101* (-1.74)	-0.0138** (-2.33)	- -	- -	-0.0336*** (-2.74)	-0.0284* (-1.79)
区间2(service > 门槛值)	- -	- -	-0.0015 (-1.09)	0.0087* -1.84	- -	- -	-0.0084* (-1.75)	0.0087 -1.04	- -	- -	-0.0107** (-2.52)	-0.0115* (-1.84)
控制变量	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控
门槛值	40.2503	38.6007	43.5891	45.5618	36.1420	35.1839	46.0028	44.9027	33.7925	35.9917	49.9889	50.2104
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3872	3872	2618	2618	3274	3274	3216	3216	5296	5296	1194	1194

注: 限于篇幅, 控制变量估计结果未能在表中展示。

当农业社会化服务水平低于门槛值时,估计系数为-0.0415,通过5%的统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向作用,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率下降4.15%;当农业社会化服务水平高于门槛值时,估计系数为0.0087,且通过了10%显著性的统计检验,对农业绿色全要素生产率产生正向作用,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率上升0.87%。列(5)-(6)的门槛估计值为36.1420、35.1839,当农业社会化服务低于门槛值时,估计系数为-0.0209、-0.0412,通过统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别下降2.09%、4.12%;而当农业社会化服务高于门槛值时,估计系数为0.0161、0.0299,通过统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生正向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别上升1.61%、2.99%。列(7)-(8)的门槛估计值为46.0028、44.9027,当农业社会化服务低于门槛值时,估计系数为-0.0101、-0.0138,通过统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别下降1.01%、1.38%;而当农业社会化服务高于门槛值时,其估计系数为-0.0084、0.0087,前者通过10%的统计性检验,后者没有通过统计性检验。列(9)-(10)的门槛估计值为33.7925、35.9917,当农业社会化服务低于门槛值时,估计系数为-0.0334、-0.0490,通过统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别下降3.34%、4.90%;当农业社会化服务水平高于门槛值时,估计系数为0.0218、0.0312,通过统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生正向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别上升2.18%、3.12%。列(11)-(12)的门槛估计值为49.9889、50.2104,当农业社会化服务水平低于门槛值时,估计系数为-0.0336、-0.0284,通过统计性检验,对农业绿色

全要素生产率产生负向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别下降3.36%、2.84%;当农业社会化服务水平高于门槛值时,估计系数为-0.0107、-0.0115,通过统计性检验,对农业绿色全要素生产率产生负向影响,即农业社会化服务水平提高一单位,引致农户的农业绿色全要素生产率分别下降1.07%、1.15%。因此,①户主性别差异能引起社会化服务对于农户层绿色发展的异质性影响效应,当户主为男性时,社会化服务跨越门槛值(38.6007)显著低于女性户主需要跨越的门槛值(45.5618)。同时,通过不同性别组的估计系数比较可知,当跨越门槛值之后,男性户主响应社会化服务产生的绿色全要素生产率提升效应(0.0250)明显高于女性户主(0.0087);②近距离农户组别在跨越社会化服务水平的门槛值之后,能够快速提升农户层的绿色全要素生产率,而远距离农户组别不存在这种“触底反弹”效应,甚至在整个样本期内,均对农户层的绿色全要素生产率保持负向影响效应;③农户周边无高污染企业的组别在跨越社会化服务水平的门槛值之后,能够快速提升农户层的绿色全要素生产率,而农户周边有高污染企业的组别在整个样本期内,社会化服务始终对农户层的绿色全要素生产率保持负向影响效应。

### 5.3 稳健性分析

为检验实证研究结论的可靠性,以表5估计结果为参照基准,在具体内容上,主要采取了以下策略性做法:一是对被解释变量度量指标进行替换,采用 $gtfp\_u3$ 指标衡量农户层的绿色全要素生产率;二是对所有变量数据进行上下各1%缩尾性处理,并采用处理后的数据,重新进行模型估计;三是将农业社会化服务( $service$ )一次项和二次项同时纳入模型中,并使用固定效应估计方法,考察社会化服务影响农户层绿色全要素生产率的非线性影响效应。

表7分别给出了上述稳健性检验的估计结果,其中,列(1)是替换被解释变量、列(2)是删除异常值、列(3)是重新构建实证计量模型。结果显示,农业社会化服务影响农户的农业绿色发展,呈现出先

2022年9月

表7 稳健性分析

Table 7 Robustness analysis

解释变量	被解释变量( <i>gtfp_u3</i> )		
	(1)	(2)	(3)
<i>L.gtfp_u3</i>	0.1201*** (4.29)	0.1756*** (3.47)	0.1498*** [7.83]
区间1( <i>service</i> ≤门槛值)	-0.0271** (-2.20)	-0.0290*** (-4.24)	-
区间2( <i>service</i> >门槛值)	0.0100** (2.18)	0.0115** (3.75)	-
<i>service</i>	-	-	-0.0014*** [-4.13]
<i>service</i> <sup>2</sup>	-	-	0.0022*** [3.46]
控制变量	控制	控制	控制
门槛值	45.0299	44.5721	-
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	6490	6082	6490

下降后上升的门槛效应,这一结论没有发生变化,仍然支持前文提出的理论假说。

## 6 结论与政策启示

### 6.1 结论

本文从农业农村现代化发展的宏阔背景出发,聚焦了现实农业经济中最基本生产单元的农户,以农户对农业社会化服务的行为响应为逻辑起点,在充分借鉴和吸收既有文献与相关理论的基础上,建构了农业社会化服务影响农业绿色全要素生产率的分析框架,立足全国性大容量CFPS的代表性数据蓝本,通过严谨建构计量模型,实证检验了理论推演和研究预设,得到了一些较有启发性的研究发现。主要结论如下:

(1)从直接影响看,社会化服务对微观农业绿色发展的影响,呈现出“U”型关系的特征事实。随着农业社会化服务水平提高,农户的绿色全要素生产率均呈现出先快速下降、后缓慢上升趋势,并且这两种效应具有非对称性,初步显现出门槛效应,静态门槛值43.8596。

(2)社会化服务绿色发展效应的门槛估计值会随着模型估计策略的不同,呈现出不唯一性特点,但门槛值前后均表现出差异化的影响,且促降作用大于促增作用。以45.9981的动态门槛值为界,低、高于门槛值时的估计系数分别为-0.0509、0.0327,说明随着社会化服务水平提高一单位,使得农户的绿色全要素生产率分别下降5.09%和上升3.27%。

(3)社会化服务的绿色发展效应呈现出异质性

影响,男性当户主的门槛值显著低于女性,但当跨越门槛值之后,男性户主社会化服务响应的绿色提升效应明显高于女性户主;近距离和周边无高污染企业的农户组别跨越门槛值后,能够快速提升农业绿色全要素生产率,而远距离和周边有高污染企业的农户组别,则对农业绿色发展始终保持负向影响效应。

### 6.2 政策启示

基于上述有限研究发现,可能蕴含且不限于以下政策启示,旨在为优化社会化服务发展,提升微观农业绿色全要素生产率水平,促进农业农村绿色发展提供参考借鉴。

(1)农业社会化服务有可能、也完全可以通过专业化、标准化、集约化的规模服务,引带农户现代生产要素导入和绿色生产效率提升;而当前的总体响应度偏低,距离促增效应提升通道尚存较大空间。要继续加大服务小农户的政策支持力度,进一步提升农业社会化服务供给小农户的质量和水平,积极健全和优化面向小农户的社会化服务体系,提升社会化服务主体服务于小农户的综合水平,以服务过程的现代化助推农业现代化的实现,将是加速中国特色现代农业发展进程的唯一路径。

(2)农业社会化服务绿色发展效应的差异性,对于优化农业政策供给提出了新要求,需要从农业绿色高质量发展的时代诉求出发,推进信息化、智能化同社会化服务深度融合,鼓励新技术、新模式、新装备的推广,促进社会化服务的提档升级;从技



术进步和效率提升双维发力,引导小农户用现代科技、产业体系、物质装备、经营形式来改造和提升农业生产,以高科技含量的绿色生产资料和生产、检测技术来增加绿色农产品的生产效率,提升社会化服务的竞争优势和绿色动能。

(3)农业社会化服务进程是装备先进技术、优化要素资源投入结构的进程,更是提升农民组织化程度、提高生产标准化和规模化的进程。加快转变农户绿色农业生产方式是现代农业的内在诉求,政府应加大对绿色服务供给的支持力度,注重以社会化服务为抓手,实现共享利用、效率升级,实现功能互补、形成合力,提升绿色科技推广服务小农户的效能,同时也应加强对服务质量的过程监督与效能考核的有效性,为农业绿色发展提供强有力的人才保障和制度支撑。

## 参考文献(References):

- [1] 阮文彪. 小农户和现代农业发展有机衔接: 经验证据、突出矛盾与路径选择[J]. 中国农村观察, 2019, (1): 15-32. [Ruan W B. The organic linking of Small-scale Farmers with modern agricultural development in China: Empirical evidence, outstanding contradictions and path choice[J]. China Rural Survey, 2019, (1): 15-32.]
- [2] 魏后凯, 苑鹏, 芦千文. 中国农业农村发展研究的历史演变与理论创新[J]. 改革, 2020, (10): 5-18. [Wei H K, Yuan P, Lu Q W. Historical evolution and theoretical innovation of agricultural and rural development research in China[J]. Reform, 2020, (10): 5-18.]
- [3] 闵师, 丁雅文, 王晓兵, 等. 小农生产中的农业社会化服务需求: 来自百乡万户调查数据[J]. 农林经济管理学报, 2019, 18(6): 795-802. [Min S, Ding Y W, Wang X B, et al. The demand of agricultural socialized services in Smallholders' Farming: Evidence from the survey of a hundred of townships and ten thousands of households[J]. Journal of Agro-Forestry Economics and Management, 2019, 18(6): 795-802.]
- [4] 李荣耀. 农户对农业社会化服务的需求优先序研究: 基于15省微观调查数据的分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2015, 15(1): 86-94. [Li R Y. Agricultural social service demand priority from farmers: Based on micro survey data analysis of 15 provinces of China[J]. Journal of Northwest A & F University (Social Science Edition), 2015, 15(1): 86-94.]
- [5] Jones M, Kondylis F. Does feedback matter? Evidence from agricultural services[J]. Journal of Development Economics, 2018, 131: 28-41.
- [6] 黄斌, 高强. 农地确权对农机社会化服务的影响: 来自黄淮海农区的经验证据[J]. 资源科学, 2021, 43(6): 1115-1127. [Huang B, Gao Q. The impact of agricultural land rights confirmation on agricultural machinery service adoption: Evidence from the North China Plain[J]. Resources Science, 2021, 43(6): 1115-1127.]
- [7] 刘洋, 余国新. 农业社会化服务与农业现代化耦合协调发展研究: 以新疆为例[J]. 经济问题, 2020, (8): 99-106. [Liu Y, Yu G X. Research on the coordinated development of agricultural socialization service and agricultural modernization: Taking Xinjiang as an example[J]. On Economic Problems, 2020, (8): 99-106.]
- [8] 盖美, 杨尚菲, 何亚宁. 东北粮食主产区农业绿色发展水平时空演化及其影响因素[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 927-942. [Gai M, Yang Q F, He Y N. Spatiotemporal changes and influencing factors of agricultural green development level in main grain-producing areas in Northeast China[J]. Resources Science, 2022, 44(5): 927-942.]
- [9] 杨高第, 张露, 岳梦, 等. 农业社会化服务可否促进农业减量化生产: 基于江汉平原水稻种植农户微观调查数据的实证分析[J]. 世界农业, 2020, (5): 85-95. [Yang G D, Zhang L, Yue M, et al. Can socialized agricultural services promote reduced agricultural production: Empirical analysis based on micro-survey data of rice farmers in Jiangnan Plain[J]. World Agriculture, 2020, (5): 85-95.]
- [10] 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. [Yang Z, Rao F P, Zhu P X. The impact of specialized agricultural services on land scale management: An empirical analysis from the perspective of farmers' land transfer-in[J]. Chinese Rural Economy, 2019, (3): 82-95.]
- [11] 田红宇, 冯晓阳. 土地细碎化与水稻生产技术效率[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019, 18(4): 68-79. [Tian H Y, Feng X Y. Land fragmentation and technological efficiency of rice production[J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2019, 18(4): 68-79.]
- [12] 张忠军, 易中懿. 农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究: 基于358个农户的实证分析[J]. 农业经济问题, 2015, 36(10): 69-76. [Zhang Z J, Yi Z Y. A study on the effect of outsourcing agricultural productive services on rice productivity: An empirical analysis based on 358 farm households[J]. Issues in Agricultural Economy, 2015, 36(10): 69-76.]
- [13] Rosenzweig M R, Binswanger H P. Wealth, weather risk and the composition and profitability of agricultural investments[J]. The Economic Journal, 1989, 103(416): 56-78.
- [14] 高梦滔, 张颖. 小农户更有效率: 八省农村的经验证据[J]. 统计研究, 2006, (8): 21-26. [Gao M T, Zhang Y. Small farmers with high efficiency: The experimental identification of rural areas of 8 provinces of China[J]. Statistical Research, 2006, (8): 21-26.]

2022年9月

- [15] 李慧, 阴朋莉. 基于DEA-Tobit模型的生产性服务业对农业生产效率的影响: 以河南省为例[J]. 技术与创新管理, 2016, 37(6): 678-683. [Li H, Yin P L. The effect of producer services on the efficiency of agricultural production based on DEA-Tobit Model: A case study of Henan Province[J]. Technology and Innovation Management, 2016, 37(6): 678-683.]
- [16] 孙顶强, 卢宇桐, 田旭. 生产性服务对中国水稻生产技术效率的影响: 基于吉、浙、湘、川4省微观调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016, (8): 70-81. [Sun D Q, Lu Y T, Tian X. Impact of productive services on technical efficiency of rice production in China: An empirical analysis based on microsurvey data from four provinces of Jilin, Zhejiang, Hunan and Sichuan[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (8): 70-81.]
- [17] 杨彩艳, 齐振宏, 黄炜虹, 等. 农业社会化服务有利于农业生产效率的提高吗: 基于三阶段DEA模型的实证分析[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(11): 232-244. [Yang C Y, Qi Z H, Huang W H, et al. Is agricultural social service conducive to the improvement of agricultural production efficiency: An empirical analysis based on three stage DEA model[J]. Journal of China Agricultural University, 2018, 23(11): 232-244.]
- [18] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展[M]. 上海: 上海人民出版社, 1994. [Lin Y F. Institutions, Technology and Agricultural Development in China[M]. Shanghai: Shanghai People's Publishing House, 1994.]
- [19] 杨德才, 王明. 为什么小农经济会长期存在: 一个交易效率视角的探讨[J]. 农业经济问题, 2016, 37(5): 77-87. [Yang D C, Wang M. Why peasant economy lasts so long in China: An explanation based on the transaction efficiency[J]. Issues in Agricultural Economy, 2016, 37(5): 77-87.]
- [20] 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, 35(1): 8-18. [Luo B L, Li Y Q. Agricultural Management System: Institutional bottom line, nature identification and innovation space: Reflections based on the seminar on rural family management system[J]. Issues in Agricultural Economy, 2014, 35(1): 8-18.]
- [21] 西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 梁小民, 译. 北京: 商务印书馆, 2021. [Schultz T W. Transforming Traditional Agriculture [M]. Liang X M, Trans. Beijing: The Commercial Press, 2021.]
- [22] 蒋仁爱, 贾维哈. 信息通信技术对中国工业行业的技术外溢效应研究[J]. 财贸研究, 2019, 30(2): 1-16. [Jiang R A, Jia W H. Effect of information and communication technology on technology spillovers of industrial sectors in China[J]. Finance and Trade Research, 2019, 30(2): 1-16.]
- [23] 曹峥林. 农业生产环节服务外包对规模经济的实现机理研究[D]. 重庆: 西南大学, 2019. [Cao Z L. Study on Implementation Mechanism of Agricultural Production Processes Outsourcing on Agricultural Economies of Scale[D]. Chongqing: Southwest University, 2019.]
- [24] 司瑞石, 陆迁, 张强强, 等. 土地流转对农户生产社会化服务需求的影响: 基于PSM模型的实证分析[J]. 资源科学, 2018, 40(9): 1762-1772. [Si R S, Lu Q, Zhang Q Q, et al. Influence of land circulation on socialized service needs for farmers' production based on the empirical analysis of PSM model[J]. Resources Science, 2018, 40(9): 1762-1772.]
- [25] 汪克亮, 庞素勤. “一带一路”倡议实施对中国沿线城市绿色转型的影响[J]. 资源科学, 2021, 43(12): 2475-2489. [Wang K L, Pang S Q. The influence of Belt and Road initiative on green transformation of cities along the route in China[J]. Resources Science, 2021, 43(12): 2475-2489.]
- [26] 王璐, 杨汝岱, 吴比. 中国农户农业生产全要素生产率研究[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 77-93. [Wang L, Yang R D, Wu B. A study on total factor productivity of agricultural production of rural households in China[J]. Journal of Management World, 2020, 36(12): 77-93.]
- [27] Aparicio J, Barbero J, Kapelko M, et al. Testing the consistency and feasibility of the standard Malmquist-Luenberger index: Environmental productivity in world air emissions[J]. Journal of Environmental Management, 2017, 196(3): 148-160.
- [28] Hansen, B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [29] Seo M H, Shin Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. Journal of Econometrics, 2016, 195(2): 169-186.
- [30] 卢华, 陈仪静, 胡浩, 等. 农业社会化服务能促进农户采用亲环境农业技术吗[J]. 农业技术经济, 2021, (3): 36-49. [Lu H, Chen Y J, Hu H, et al. Can agricultural socialized services promote farmers to adopt pro-environment agricultural technologies? [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2021, (3): 36-49.]
- [31] 吴国松, 姚升. 要素市场扭曲下农业绿色全要素生产率测度及效应研究[J]. 生态经济, 2021, 37(1): 96-102. [Wu G S, Yao S. Measurement and effect of agricultural Green TFP under factor market distortion[J]. Ecological Economy, 2021, 37(1): 96-102.]
- [32] 刘敏. 农机投入对农业绿色全要素生产率的影响及门槛效应研究[D]. 长春: 吉林农业大学, 2020. [Liu M. Study on the Influence and Threshold Effect of Farm Machinery Input on Green Total Factor Productivity of Agriculture[D]. Changchun: Jilin Agricultural University, 2020.]

## Green development effect of agricultural socialized services: An analysis based on farming households' perspective

CHENG Yongsheng<sup>1,2</sup>, ZHANG Deyuan<sup>1</sup>, WANG Xia<sup>2</sup>

(1. Academy of Strategies for Innovation and Development, Anhui University, Hefei 230039, China;

2. College of Economics, Fuyang Normal University, Fuyang 236037, China)

**Abstract:** Agricultural socialized services are considered an effective path and strategic choice in practice and policy design for small farming households' connection to modern agriculture and a realistic starting point to enhance agricultural green total factor productivity (AGTFP), and help promote green development of agriculture and rural areas. This study started from the micro-subjects that account for an absolute majority of the current agricultural production and operation, constructed short balanced panel data with the latest three sample periods of 2014, 2016 and 2018 from the large sample of the China Family Panel Studies (CFPS), measured the development level of socialized services and green agriculture at the farming household level through input-output-based measures and Malmquist-Luenberger index, and used a threshold effect model to empirically test the results. It was found that: (1) Agricultural socialized services affect the input structure and quality of agricultural production factors of farming households, and may improve agricultural green total factor productivity by increasing positive output and reducing negative output; (2) Under the guidance of the family efficacy maximization target, this impact has a "moderate boundary", which may break the "glass curtain wall" of the radiation and diffusion of agricultural technology through direct transfer and indirect technology spillover, and affect the progress of green agricultural technology changes. The effect of factor substitution and institutional change eliminates "hidden barriers", affects the technical efficiency of green agriculture, and jointly promotes the development of green agriculture for farming households. (3) The overall effect of agricultural socialized services on AGTFP shows a U-shaped relationship, with a greater effect of promoting decline than promoting increase, and shows obvious heterogeneity in terms of gender of household head, village distance, and regional environment. Accordingly, it is suggested that we should deeply understand the basic national and agricultural conditions, continue to accelerate the development of agricultural socialized services, promote farming households' income generation and cost saving, transform farming households' agricultural production methods, and accelerate the process of agricultural modernization with Chinese characteristics.

**Key words:** agricultural socialized services; green total factor productivity; green development effect; input-output measurement; Malmquist-Luenberger index