

信贷需求抑制视角下农户环境友好型 农业技术采纳行为分析

魏 昊,夏 英,李 芸

(中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081)



摘 要 通过构建一个两期动态投融资的理论框架,分析信贷需求抑制、非农收入对农户环境友好型农业技术采用的影响,进一步运用黑龙江、浙江、河南和四川 4 省 957 份农户数据采用 IV-Heckit 和 cmp 模型进行实证检验,并以家庭其他成员参与金融项目数作为工具变量解决内生性问题。结果表明:我国农村存在着严重的信贷需求抑制问题,信贷需求抑制显著负向影响农户环境友好型农业技术采用行为及强度,非农收入对此有明显的缓解作用;非农收入对于资金需求大、普及程度高的有机肥采用影响显著,对资金需求小的秸秆还田采用影响不显著。最后,针对研究结论提出了加强渠道建设、推动绿色金融、深化金融创新等政策建议。

关键词 环境友好型农业技术; 信贷需求抑制; 非农收入; 动态投融资理论; IV-Heckit 模型; cmp 模型; 绿色金融

中图分类号:F 323.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)01-0056-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.01.007

改革开放四十多年来,我国农业取得了举世瞩目的成就,与此同时,我国农业发展长期依靠资源消耗的方式、农业生产投入品和废弃物的不合理使用与处理,造成了农业资源过度开发、生态超载、环境破坏等一系列问题,不仅阻滞了农业生产力的稳定提高和农民增收致富,而且贻误生态环境改善、威胁农业可持续发展,资源环境约束日益成为倒逼我国农业转型的重要因素之一。在当前农业污染日益严重的趋势下,农业可持续发展日益受到政府的关注,《全国农业可持续发展规划(2015—2030)年》要求,科学合理使用农业投入品,减少农业内源性污染,大力推动农业可持续发展;此外,十九大报告与 2019 年中央“1 号文件”都提出了“加强农业面源污染防治,开展农业绿色发展行动,实现投入品减量化、生产清洁化、废弃物资源化、产业模式生态化”的发展方式;在《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》又专章对农业绿色发展做出部署。由此可见,发展环境友好型农业技术,对实现环境约束下的农业发展具有重要的现实意义,是实现资源与环境协调发展,提高农业对国民经济支撑能力的必然选择。

当前我国农业发展引起的主要环境问题是雾霾为主的空气污染以及农业面源污染,十九大报告也将大气污染防治行动与农业面源污染防治作为解决突出环境问题的首要抓手。秸秆是一种可利用资源^[1],露天焚烧秸秆导致的一系列生态环境问题是我国雾霾问题的主要源头之一,虽然各地纷纷实施了严格的秸秆禁烧政策,推广秸秆还田技术,但现实中农户却行动迟缓^[2-3]。化肥的大量施用引起了农业土壤和水体富营养化问题^[4],是中国农业面源污染的主要诱因之一,然而有机肥农业技术的采用也面临着推广难的问题。为此,诸多学者对秸秆还田技术和有机肥技术采用背后的影响因素和

收稿日期:2019-07-08

基金项目:国家自然科学基金面上项目“土地流转背景下农地经营投资行为与耕地质量提升研究”(71573262);中国农业科学院科技创新工程项目“财政金融创新与农村发展”(ASTIP-IAED-2019-03)。

作者简介:魏 昊(1992-),男,博士研究生;研究方向:农业绿色金融。

通讯作者:夏 英(1963-),女,研究员,博士;研究方向:集体产权改革、绿色农业。

经济学原理展开了研究^[3,5-6]。但是对于信贷需求抑制导致的资金缺乏是否会影响农户环境友好型农业技术采用,以及非农收入是否有助于缓解信贷抑制导致的技术采用,缺乏相关的研究。回答上述问题对于扩展农村金融服务,提升金融瞄准效率,以及促进环境友好型农业技术采用具有重要意义。

一、文献综述

环境友好型农业被认为是能够改善生态环境、促进农业资源持续高效利用和农业可持续发展的发展模式,国内以及众多国际组织一直在努力推广,然而,当前农户对环境友好型农业技术的采用率仍然很低^[7-8]。面对这一问题,国内外学者多致力于分析影响农户采用环境友好型农业技术行为的因素,试图探究造成环境友好型农业技术采用率低的原因。一些研究选取单一的环境友好型农业技术从各种可能的角度量化各种因素的影响,还有一些研究重点考察农户禀赋特征、信息可得性、风险偏好以及非农就业等单一因素对农户环境友好型农业技术的采用。譬如,褚彩虹等运用双变量 Probit 模型实证发现,信息可得性相关因素对农户采纳环境友好型农业技术行为具有正向影响^[6];Thangata 等认为农户户主年龄与其测土配方施肥技术采用行为呈负相关关系^[9];张童朝等通过实证研究证实不同的资本禀赋和社会资本以及资本禀赋结构的优化均可显著增强农户秸秆还田的投资意愿^[1]。此外,农村信贷缺乏导致的信贷配给也被作为重要因素被纳入考虑,对于信贷配给影响农户农业技术采用的文献主要从两个方面展开:一是受到信贷配给的农户抵御风险能力不强,容易受到不确定性和流动性的双重约束阻碍农户投资新技术^[10-11];二是农户面临的信贷配给使得农户难以实现资源的优化配置,进而影响农业技术的投入^[12-13]。尽管现有研究一定程度揭示了信贷配给对农户技术采用的影响,但更多思考的是实际的金融抑制对农户技术采用的影响,缺乏从“想贷不敢贷”层面导致的信贷需求抑制对农业技术采用行为的研究,也缺乏对具有跨期投资性质的有机肥施用和秸秆还田等环境友好型农业技术采用行为的研究。

从理论上讲,缺乏正规金融的信贷并不必然导致环境友好型农业技术推广的受阻,因为一些外在条件的存在能有效改善信贷缺乏导致的资源配置失效。譬如,贾蕊等认为社会资本通过民间借贷等形式,对技术采用过程中的金额与利率约束有显著的缓冲功能^[14]。除了社会资本对技术采用信贷不足的缓解外,非农收入也有助于增加农户收入,解决农户农业资源的有效配置。但非农收入能否有效缓解信贷需求抑制在技术采纳方面面临的资金约束这一问题未能得到深入研究。改革开放以来,随着城镇化进程的不断加快,外出务工已经成为农村家庭的主要收入来源,非农收入在粮食经营户收入中的占比也在逐渐提高^[15],在技术采用方面,农户往往通过自身资源禀赋决定采纳不同属性的农业技术^[12]。关于非农收入对农户技术采纳行为的影响,已有部分学者展开了颇有意义的研究。譬如, Mesnard 认为外出务工有益于农村劳动力的发展和增加其收入,从而提高其获取新技术的能力^[16];邹杰玲等通过对不同类型农户的分析,认为外出务工负向影响以非农收入为主的农户技术采用,促进以务农收入为主的农户采用可持续农业技术^[17]。那么,非农收入能否在金融供给不足的背景下对农户环境友好型农业技术采用产生作用? 非农收入能否有效缓解信贷需求抑制导致的农业技术推广难的问题? 对以上问题的解答,将为应对信贷供给不足和提高环境友好型农业技术采用提供科学依据,对促进环境友好农业技术采用提供理论意义与实践指导。

本文以有机肥施用和秸秆还田为研究对象,试图阐明信贷需求抑制和非农收入对农户环境友好型农业技术采用行为的影响。相较以往研究,本文可能创新在于:①从农户需求端视角对农户的信贷需求抑制进行界定与分析;②以村庄是否有 ATM 机作为工具变量解决信贷需求抑制内生性问题,并运用 cmp 估计法避免内生性可能出现的偏差;③构建信贷需求抑制、非农收入与环境友好型农业技术采用行为理论模型,深入、系统地在理论层面剖析信贷资金供给不足下农户环境友好型农业技术选择行为。

二、理论分析

现有研究鲜有从信贷需求抑制角度考察农户环境友好型农业技术的采用行为,贾蕊等运用实证分析法研究了信贷约束对农户节水灌溉技术采用的影响^[14],但是缺乏从理论模型角度和非农收入缓解角度的深入分析。从已有文献来看,与本文理论相关的主要有信贷对农户创业或投资影响、农户技术采用选择等模型。譬如,Evans 等首次创建了流动约束下的创业选择模型^[18],随后部分学者对 Evans 的模型进行了改进,如程郁等引入最低成本变量对在信贷约束背景下中国农户的信贷选择进行了分析与实证^[19];柳凌韵等借鉴信贷对农户创业选择的模型,理论分析了金融约束对农户农地流转与农机投资的影响^[20]。在农户技术选择模型的分析上,Atanu 等用农户利润最大化和预期效应最大化为目标构建了农户技术采用模型^[21]。国内研究而言,邹杰玲等以农户预期收益与现有技术收益对比构建了劳动力外出务工对农户技术采用选择的理论分析模型^[17]。需注意的是,上述研究有助于理解农户技术采用的决策逻辑,但尚没有信贷需求抑制对农户技术选择行为提供一个适用的理论框架。在上述研究背景下,本文试图通过构建一个两期动态投融资模型来解决这一命题,并探讨非农收入能否缓解金融约束对农户技术选择行为的不利影响。

与标准文献相同,本文假设粮食种植户风险偏好为风险中性,构建一个两期动态模型,具体为:在时期 0,农户农业可投入现金总量为 Q_0 ,农户经验农业要素投入为 I_1 ,采用环境友好型农业技术投入为 I_2 ,总投入为 $I_0 = I_1 + I_2$,银行贷款为 H_0 ,非农劳动力投入为 L_0 , W 为工资率, Φ 为非农收入可投入农业生产比例, D_0 为时期 0 收入;在时期 1,农户将农业收入用于偿还银行贷款 H_0 ,时期 1 的收入为 D_1 。假定农户的生产函数为 $f(I)$,且 $f'(I) > 0$, $f''(I) < 0$,即为凸函数且边际产出递减。为简化分析,假设农户的生产函数为规模报酬不变的柯布一道格拉斯函数:

$$f(I) = A I^\alpha L^{1-\alpha}, \alpha \in (0, 1) \quad (1)$$

假设农户银行贷款利率为 r ,农户在不同时期的净收入为:

$$\begin{aligned} D_0 &= Q_0 + \Phi W L_0 + H_0 - I_1 - I_2; \\ D_1 &= A I_0^\alpha L^{1-\alpha} - (1+r)H_0 \end{aligned} \quad (2)$$

设定农户目标函数为各期净收入的总期望收入,具体来说,将式(2)不同时期的净收入相加,得到农户的总期望收入:

$$\max_{(I_0^*, H_0^*, WL_0)} \Psi = E\left(\sum_{t=0}^1 D_t\right) = A I_0^\alpha L^{1-\alpha} + Q_0 + \Phi W L_0 - I_1 - I_2 - rH_0 \quad (3)$$

进一步,假定农户以 I_0 作为抵押, I_0 符合抵押率为 g ,其抵押率为 $1-\mu$,且 $\mu \in (0, 1)$,则农户在时期 0 的借贷约束条件为:

$$0 \leq H_0 \leq (1-\mu)gI_0 \quad (4)$$

其中,式(3)的约束条件包括净收入与信贷限制,即为式(2)与式(4)。

对于上述理论框架,不同金融抑制的农户面对的投资决策存在显著差异。对于无金融抑制农户,即农户能够获得金融信贷,所有可以提升农户净收入的投资项目能够获得融资;对于有金融约束的农户,特别是完全不敢贷款导致的金融需求完全抑制农户,有限的资金被配置在必要的部分投资要素,不能满足农户净收入最大化的资金需求。因此在考察农户信贷需求抑制对农户环境友好型技术采用的影响之前,需对式(1)~(4)构成的基本理论框架进行求解,从而通过对比分析来识别信贷需求抑制的影响。

对于无金融约束农户而言,其能获得足够资金决定其最有生产要素的投入,故不受式(4)约束,农户以净收入最大化决定其投入水平,即对式(3)求导:

$$\frac{\partial \Psi}{\partial I_0} = \alpha \cdot A I_0^{\alpha-1} L^{1-\alpha} - 1 = 0 \quad (5)$$

此时,农户的最优投入水平为 $I_{无}^*$ 为:

$$I_{无}^* = (\alpha A)^{1/(1-\alpha)} \cdot L \quad (6)$$

对于有金融约束,但可以得到一定抵押贷款的农户而言,其投资水平要低于最优投资水平,农户会通过将现金用在不同时期实现最优跨期配置,农户会将时期 0 的净收入尽可能配置给时期 1,以实现较优投入,同时金融约束农户会最大限度地发挥其借贷能力。此时以下等式成立:

$$D_0 = 0; \quad H_0 = (1 - \mu)gI_0 \quad (7)$$

对式(7)求解可得:

$$I_{约}^* = \frac{Q_0 + \Phi WL_0}{1 - (\mu - 1)g} \quad (8)$$

若农户由于不敢贷款而不贷款,形成信贷需求抑制,则农户的最优投入为:

$$D_0 = 0; H_0 = 0 \quad (9)$$

对式(9)求解得:

$$I^* = Q_0 + \Phi WL_0 \quad (10)$$

通过对上述等式的分析与比较,可知 $I_{无}^* \geq I_{约}^* \geq I^*$, 当 $I_{无}^* = I_{约}^* = I^*$ 时,代表农户资金充足,无需贷款,不存在金融抑制问题;当 $I_{无}^* > I_{约}^* \geq I^*$ 时,表示农户即使获得贷款仍然难以达到其最优生产要素投入水平,环境友好型农业技术作为一种非必须农业生产要素,会面临不采用或采用低的问题;当 $I_{无}^* > I^*$ 时,农户存在不敢贷款资金不足问题,偏离农户最优生产要素投入水平,环境友好型农业技术不会被农户采用。对于非农收入可能存在的缓解效应来看,非农收入的增加,会提高 $I_{约}^*$ 与 I^* 数值,使其接近最优投入水平,缓解信贷需求抑制对农户环境友好型农业技术采用的不利影响。

综合上述分析,本文提出如下假说:

H₁: 当前我国农村粮食经营户存在着严重的信贷需求抑制问题。

H₂: 信贷需求抑制会影响农户环境友好型农业技术采用行为,特别是投入资金较大的环境友好型农业技术受影响的概率更大。

H₃: 非农收入水平有助于提升农户环境友好型农业技术采用行为,可以缓解信贷需求抑制导致的环境友好型农业技术采用率低的问题。

三、研究设计

1. 数据来源与样本基本情况

数据来源于中国农业科学院课题组于 2018 年 8 月对黑龙江、浙江、河南和四川 4 个省份开展的主题为“粮食规模户生产情况”的实地跟踪调研,该调查内容涉及 2017 年农户生产经营、生活消费、金融活动等情况。选取这四个省的原因在于:第一,地域分布上,四省分别位于中国的东部、中部、西部和东北地区,且经济发展水平不同,具有代表性。第二,四个省都是中国粮食主产区。本文根据经济发展水平在每个省分层抽样选取 4 个样本县,每个县按同样原则选取 2 个乡镇,每个乡镇选取 2 个村^①,每个村选取 16 户粮食经营户。此次调查均采用一对一入户访谈形式,共取得 1 036 户样本农户^②。由于此次调研为 2015 年调研的后续跟踪调研,存在农户进城或不种地的问题,并且部分农户近 5 年有借贷但 2017 年无借贷需求情况,因此根据本文信贷需求抑制的界定,此类农户信贷需求抑制无法识别需要剔除。最终本次分析农户样本量为 957 户。

2. 变量选取与描述性统计

(1)因变量。本文以秸秆还田和有机肥施用技术代表环境友好型农业技术,探究信贷需求抑制、非农收入对农户采纳环境友好型农业技术行为的影响。农业技术采用分为技术认知阶段、是否采用阶段和技术采用强度三个阶段。根据阶段的划分,动态面板数据广泛应用于技术采用分析,考虑到面板数据获取难度大,大多学者采用静态面板数据进行分析,本文针对农业技术多阶段的特征,借鉴黄

① 调研时,四川地区村一级由于规模经营户少,每个乡镇调研村庄会多于 2 个。

② 原则上,每个样本乡镇应为 32 户,总样本应是 1 024 户,实际调查中,会多调查一些农户。

腾等^[22]的界定方法,将技术认知阶段融入是否采用阶段、对有机肥施用构建是否采用和采用强度模型,以尽量拟合粮食种植户农业技术采用行为;对于秸秆还田技术,采用强度难以度量,只对其是否采用进行分析。为保证数据的真实性和便于农户回忆,农户技术采用数据使用粮食经营户 2017 年面积最大粮食种植地块数据。

(2)自变量。信贷需求抑制^①。在发展中国家,由于信息不对称、风险偏好或信贷配给等原因,农户会因贷不到款而放弃申贷,即农户信贷需求被抑制^[23-24]。本文以 Boucher 等^[13]的方法为参考,从信贷决策与认知的逻辑角度对粮食经营户的信贷需求抑制进行测量。与传统的计量模型方法相比,该方法能够有效测度可能存在的不易量化的信贷需求抑制问题。具体而言,首先,判断农户 2017 年是否有正规金融机构的信贷需求,若有需求而没有向金融机构贷款或足额申请贷款,则定义为信贷需求抑制,若有需求并足额申请贷款则表示没有信贷需求抑制。其次,对于 2017 年没有信贷需求的农户,根据其近五年信贷经历询问其没有贷款的原因,若近五年没有信贷经历的农户回答“贷款手续麻烦”“无抵押物”“贷款期限或额度低”和“没有熟人”等客观原因,则认为农户受到信贷需求抑制;若回答“不需要贷款”和“有其他借款渠道”等主观原因,则认为农户没有受到信贷需求抑制^②;而对于有信贷经历的农户,对此部分农户进行删除不进行判断。

非农收入。对于非农收入的衡量,借鉴其他学者的相关研究^[8,15],使用非农收入绝对量。

(3)工具变量。信贷需求抑制与农户环境友好型农业技术采用行为可能存在内生性问题,这是由两方面原因所致。第一,信贷需求抑制会影响农业技术采用,同时农户采用农业技术会增加农户资金需求,进而影响农户是否受到信贷需求抑制;第二,非农收入与信贷需求抑制存在相关性,即非农收入可以缓解信贷需求抑制。因此,需要工具变量解决可能存在的内生性问题。关于信贷需求抑制工具变量的选择,现有研究多用遗产数量、房屋价值^[18]、家庭与最近金融机构距离^[25]、家庭与市中心距离^[16]等变量,但房屋价值变量在入户调研时农户可能存在瞒报或估计不准问题。考虑到当前农村道路基础设施完善、交通工具普及以及普惠金融下村入户等发展现状,家庭与最近金融机构距离和家庭与市中心距离等工具变量与农户信贷需求抑制相关性可能已不显著,在本文数据分析中也佐证了这一判断。

综合考虑,本文通过农户所在村庄是否有 ATM 机变量作为信贷需求抑制的工具变量。其原因是:第一,有 ATM 机的村庄一方面经济发展较好、金融发展水平高,农户对金融信息了解程度较高,受到信贷需求抑制的概率偏低,两者具有较强相关性;第二,直观来看,村庄是否有 ATM 机不会影响农户环境友好型农业技术的采用行为,也与农户的非农收入等特征变量不存在相关性。因此,村庄是否有 ATM 机符合工具变量的相关性与外生性条件。

(4)控制变量。借鉴国内外农业技术采用影响因素的相关研究^[1,6-8,15],引入以下几类控制变量:第一,户主或家庭主要经营决策者个人特征,具体包括户主年龄、身体健康程度和受教育程度。第二,家庭禀赋特征,包括耕地规模、家庭人口数和家庭社会资本,家庭社会资本主要通过询问农户家庭成员是否当过村干部。第三,村庄技术推广特征,具体包括农户近三年参加技术培训次数、本村是否有技术示范户和 2017 年本村农业技术推广活动次数。第四,地块特征变量,具体包括地块面积、地块离家距离和地块土壤质量。此外,考虑到地区差异,为每个省份设置地区哑变量来控制省际差异导致的不同影响。各变量的定义和描述性统计分析结果见表 1。

表 1 显示,信贷需求抑制平均值为 0.498,即 49.8%的农户受到了信贷需求抑制,表明农户除典型信贷配给外,存在着严重的信贷需求抑制,假说 H_1 得到了验证。

① 本文判断的信贷需求抑制为农户生产性用途的金融需求。

② 现有文献多以询问农户没有贷款原因来判断农户受到何种信贷配给,如程郁等^[19]、柳凌韵等^[20],本文认为此种方法有一定的缺陷,对于长时间无贷款经历农户,其对银行信贷认知不足,当回答“没有熟人”“抵押物不足”等答案时,更多是农户主观层面的认知,而非真来自银行的信贷配给,因此更应该认为是自身的信贷需求抑制,而非供给层面的信贷配给。

表 1 变量选取与描述性统计

变量类型	变量名称	赋值说明	均值	标准差
因变量	是否采用有机肥	是=1;否=0	0.187	0.390
	有机肥使用量	实际用量/(吨/亩)	0.194	0.229
	是否采用秸秆还田	是=1;否=0	0.652	0.477
核心自变量	非农收入	实际收入/万元	4.537	9.658
	是否受到信贷需求抑制	是=1;否=0	0.498	0.500
工具变量	村庄是否有 ATM 机	是=1;否=0	0.150	0.358
	户主年龄	户主实际年龄/周岁	55.958	10.821
	身体健康程度	是否常年生病,不能干活:是=1;否=0	0.064	0.244
	受教育程度	受教育年限	6.817	3.189
	耕地规模	2017 年实际耕地面积/亩	81.428	153.555
	家庭人口数	2017 年家庭人口数量/人	4.205	1.787
	家庭社会资本	家人是否当过村干部:是=1;否=0	0.290	0.454
	参加技术培训次数	2014—2017 年农户参加技术培训/讲座次数	2.082	3.521
	本村是否有技术示范户	本村是否有技术示范户:是=1;否=0	0.975	1.634
	本村农业技术推广活动次数	2017 年你们村农业技术推广活动或观摩会次数	0.251	0.434
	地块面积	最大地块实际耕地面积/亩	17.781	47.297
	地块离家距离	最大地块离家距离/千米	1.704	2.374
	地块土壤质量	好=1;中=2;差=3	1.554	0.611
	地区	黑龙江=1;其他=0	0.241	0.428
		四川=1;其他=0	0.270	0.444
	浙江=1;其他=0	0.251	0.434	

注:土壤质量以农户自己判断为准;研究中并未将商品有机肥和农家肥作区分。

3. 模型设定

本研究主要探讨信贷需求抑制和非农收入对农户环境友好型农业技术采用行为的影响。首先,有机肥技术的采用包含是否采用和采用量,如若对有机肥是否采用和采用量两个变量分别进行回归,可能会产生选择性偏误问题。其次,考虑到信贷需求抑制可能存在的内生性问题,需要利用工具变量法解决。因此,参考陈云松等^[26]的做法,采用将 Heckman 方法和工具变量法相结合的 IV-Heckit 模型。该模型的基本思想是:建立技术采用与采用量的计量模型,根据核心解释变量信贷需求抑制、非农收入和双方交互项的系数和显著性来判断其对环境友好型技术采用行为的影响。但考虑到信贷需求抑制是外生的,需要对每一步回归进行工具变量回归。研究模型具体如下:

第一阶段:第一步需要观察信贷需求抑制、非农收入是否影响粮食经营户采用环境友好型农业技术行为,在判断之前,需要采用工具变量法得出粮食经营户信贷需求抑制与工具变量的诱导方程,因此第一阶段为工具变量回归,具体如下:

$$credit_i = \zeta_0 + \zeta_1 atm_i + \zeta_2 person_i + \zeta_3 family_i + \zeta_4 land_i + \zeta_5 te_i + \zeta_6 zone_g + \mu_i \quad (11)$$

式(11)中, atm_i 为工具变量,代表第 i 个农户所在村庄是否有 ATM 机,式(11)主要判断工具变量 ζ_1 是否显著且严格外生。 $person_i$ 、 $family_i$ 、 $land_i$ 和 te_i 分别表示第 i 个农户个人特征变量、家庭特征变量、地块特征变量和技术特征变量, $zone_g$ 为省级层面的特征变量。

第二阶段:判断农户是否采用技术的回归方程。以是否采用某项技术作为因变量,并且在自变量中用第一阶段得到的拟合值 \widehat{credit}_i 来替代 $credit_i$ 原本的取值。本次回归的因变量是虚拟变量,因此需进行 Probit 估计,表达式如下:

$$P(tech = 1 | X) = g(x, \beta) = \varphi(\beta_0 + \beta_1 \widehat{credit}_i + \beta_2 income_i + \beta_3 person_i + \beta_4 family_i + \beta_5 land_i + \beta_6 te_i + \beta_7 zone_g) \quad (12)$$

式(12)中, $tech = 1$, 表示农户采用了某项技术,若没有采用,则 $tech = 0$;模型 $g(x, \beta)$ 为连接函数,设定其为标准正态累计分布函数(cdf),可运用最大似然估计法得到 β 系数。本文研究的秸秆还田技术采用只有是否采用选择,而无法进行采用量的进一步研究,因此第一阶段和第二阶段可得出其

是否采用的估计,这部分估计属于 IV-Probit 估计。

完成是否采用某项技术回归后,需要进行技术采用量的估计,若直接估计可能存在选择性偏误,需通过经典 Heckman 方法修正。Heckman 修正偏误具体的方法为从第二阶段的 Probit 模型计算出每一个观察值的反向 Mills 比率,然后利用选择有机肥的样本进行回归,同时将 Mills 比率作为控制变量以获得一致估计量,Mills 计算方法如下:

$$\lambda = \frac{\phi(\beta_0 + \beta_1 \widehat{credit}_i + \beta_2 income_i + \beta_3 person_i + \beta_4 family_i + \beta_5 land_i + \beta_6 te_i + \beta_7 zone_g)}{\varphi(\beta_0 + \beta_1 \widehat{credit}_i + \beta_2 income_i + \beta_3 person_i + \beta_4 family_i + \beta_5 land_i + \beta_6 te_i + \beta_7 zone_g)} \quad (13)$$

式(13)中, λ 为反向 Mills 比率, ϕ 和 φ 分别为概率密度函数和累计分布函数。

第三阶段:第四阶段需要判断信贷需求抑制、非农收入对农户有机肥采用量的影响;同理,在判断之前需要采用工具变量法得出粮食经营户信贷需求抑制与工具变量的诱导方程,第三阶段计算方法如下:

$$credit_i = \alpha_0 + \alpha_1 atm + \alpha_2 person_i + \alpha_3 family_i + \alpha_4 land_i + \alpha_5 te_i + \alpha_6 zone_g + \varepsilon_i \quad (14)$$

第四阶段:本阶段是对农户有机肥施用量的回归,以有机肥施用量为因变量, λ 作为控制变量纳入方程,并且在自变量中用第三阶段得到的拟合值 \widehat{credit}_i 来替代 $credit_i$ 原本的取值,具体表达式如下:

$$techm = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{credit}_i + \gamma_2 income_i + \gamma_3 person_i + \gamma_4 family_i + \gamma_5 land_i + \gamma_6 te_i + \gamma_7 zone_g + \gamma_8 \lambda_i + \theta_i \quad (15)$$

式(15)中, $techm$ 为有机肥采用量, γ_1 和 γ_2 为信贷需求抑制和非农收入的待估参数, γ_8 为反向 Mills 比率的待估参数。

考虑到信贷需求抑制这一内生性变量是二值变量而非连续型变量,因此运用工具变量时,需采用工具变量的 cmp 估计法进行估计。这种方法基于似不相关回归,通过构造递归方程组实现多阶段模型的极大似然估计^[26],可以避免对离散型变量直接回归可能出现的偏误问题。

四、实证结果与分析

1. 有机肥技术采纳行为的估计

本文使用 stata13.0 软件对数据进行分析。表 2 是农户有机肥技术采纳行为的估计结果,模型 1 为不考虑内生性的 Heckman 估计,模型 2 和模型 3 为加入工具变量的 IV-Heckit 估计,其中模型 3 加入了交互项。每个模型第一阶段被解释变量为农户是否采用有机肥,第二阶段被解释变量为有机肥施用量。为控制模型扰动项异方差、自相关以及异常值可能造成的影响,对所有回归采用了稳健估计。统计结果显示,所有回归 wald 值都在 1% 的水平上显著,逆米尔斯系数模型 2 和模型 3 分别在 10% 和 5% 水平内显著,表明直接估计存在选择偏误问题,适用 Heckman 模型。模型 1 两阶段信贷需求抑制均不显著,而模型 2 和模型 3 在控制内生性后,信贷需求抑制基本显著,说明信贷需求抑制存在内生性。对于信贷需求抑制内生性问题,模型 3 第一阶段和第二阶段 atanhrh~12 值分别在 10% 和 1% 水平上显著,拒绝了信贷需求抑制外生性的假设。从模型 2 和模型 3 工具变量的估计结果来看,村级变量是否有 ATM 机与信贷需求抑制内生变量高度相关,且 wald 检验值拒绝了零假设,说明基本不存在弱工具变量问题。

从模型 2 估计结果来看,信贷需求抑制分别在 10% 和 1% 的水平上显著负向影响农户有机肥是否采用和采用量,由此可知,当前在我国农村金融供给不足的背景下,信贷需求抑制会抑制农户有机肥的采用及采用量,假说 H₂ 得以验证。这主要是由于有机肥技术相对化肥而言资金需求较大,当农户缺乏资金时,在资源配置的过程中会降低有机肥的采用程度。非农收入变量第二阶段在 1% 的水平上通过显著性检验,表明非农收入能够促进农户采用有机肥技术。模型 3 为加入交互项后的估计

结果,目的是验证非农收入对信贷需求抑制负向影响可能存在的缓解作用。由模型 3 可知,第一阶段非农收入与信贷需求抑制交互项没有通过显著性检验,而第二阶段交互项在 10%的水平上通过了显著性检验,且信贷需求抑制系数出现了明显下降。由此可知,非农收入对于缓解信贷需求抑制对农户是否采用有机肥方面作用不明显,而对于农户有机肥采用量具有明显缓解作用,假说 H₃ 得到部分验证。

表 2 信贷需求抑制、非农收入与有机肥技术采纳模型计量结果

变量名称	模型 1—Heckman		模型 2—IV-Heckit		模型 3—IV-Heckit	
	第一阶段: 是否采用	第二阶段: 采用量	第一阶段: 是否采用	第二阶段: 采用量	第一阶段: 是否采用	第二阶段: 采用量
信贷需求抑制	-0.132 (-1.21)	-0.367* (-1.83)	-0.363* (-1.85)	-0.436*** (-7.32)	-0.368* (-1.78)	-0.381*** (-6.04)
非农收入	0.003 (1.53)	0.002 (1.40)	0.003 (1.51)	0.005*** (3.02)	0.003 (1.41)	0.0002** (2.06)
非农收入×信贷需求抑制	—	—	—	—	0.012 (1.15)	0.006* (1.72)
户主年龄	-0.002 (-0.29)	0.002 (0.34)	-0.002 (-0.49)	0.002 (1.12)	-0.001 (-0.49)	0.002 (0.98)
身体健康程度	0.254 (1.24)	0.093 (1.58)	0.262 (1.29)	0.073* (1.68)	0.247 (1.28)	0.078* (1.92)
受教育程度	0.000 (0.03)	0.010 (0.73)	-0.001 (-0.06)	0.012* (1.92)	-0.001 (-0.05)	0.015* (1.92)
耕地规模	0.000 4 (0.91)	-0.000 2 (-0.30)	0.000 4 (1.03)	-0.000 1 (-0.31)	0.000 4 (1.02)	-0.000 1 (-0.32)
家庭人口数	-0.016 (-0.42)	0.007 (0.22)	-0.006 (-0.02)	-0.008 (-0.87)	-0.007 (-0.03)	-0.008 (-0.95)
家庭社会资本	0.059 (0.50)	-0.032 (-0.28)	0.085 (0.72)	-0.019 (-0.44)	0.087 (0.73)	-0.016 (-0.04)
参加技术培训次数	0.003 (0.15)	0.009 (0.65)	0.002 (1.30)	0.007 (1.42)	0.005 (1.35)	0.007* (1.41)
本村农业技术推广活动次数	-0.006 (-0.17)	0.004 (0.14)	-0.013 (-0.42)	0.004 (0.25)	-0.013 (-0.40)	0.005 (0.36)
本村是否有技术示范户	0.090 (0.70)	-0.073 (-0.49)	0.105 (0.82)	0.045 (1.09)	0.121 (0.98)	0.059 (1.42)
地块面积	0.002 1* (1.64)	-0.000 9 (-0.37)	0.001 9* (1.62)	0.000 2 (0.84)	0.002 0 (1.61)	-0.000 1 (-0.01)
地块土壤质量	-0.002 (-1.64)	-0.001 (-1.37)	-0.139 (-1.58)	-0.045* (-1.66)	-0.125 (-1.52)	-0.041* (-1.94)
地块离家庭距离	-0.067** (-2.01)	—	-0.065** (-2.53)	—	-0.064** (-2.44)	—
黑龙江	0.143 (0.79)	-0.156 (-0.67)	0.214 (1.31)	0.007 (0.09)	0.224 (1.12)	0.007 (0.09)
四川	1.250*** (7.35)	0.164 (1.41)	1.348*** (6.78)	0.153* (1.68)	1.364*** (6.72)	0.145* (1.85)
浙江	0.047 (0.25)	-0.122 (-0.74)	0.181 (0.65)	0.020 (0.10)	0.211 (0.71)	0.060 (0.56)
常数项	-1.061** (-2.03)	-1.263 (-1.47)	-1.326** (-2.36)	-0.302* (-1.74)	-1.349** (-2.34)	-0.176 (-1.05)
mills ambda	—	-0.606 (-1.51)	—	0.176* (1.93)	—	0.036** (2.20)
atanhrh~12	—	—	-0.132* (-1.74)	-1.534*** (-6.08)	-0.167* (-1.67)	-1.442*** (-5.26)
一阶段工具变量估计	—	—	信贷需求抑制		信贷需求抑制	
工具变量	—	—	-0.232* (-1.84)	-0.288*** (-2.64)	-0.231* (-1.85)	-0.146** (-4.07)
其余控制变量	—	—	引入	引入	引入	引入
观察值个数	第一阶段=957,第二阶段=178					
对数似然值	-325.858		-974.858		-974.275	
wald 卡方值	41.070		269.520		377.510	

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号内为 Z 值。下同。

2. 秸秆还田技术采用的估计

表 3 为农户秸秆还田技术采用行为估计结果,模型 4 为不考虑内生性的 Probit 估计,模型 5 和模型 6 为加入工具变量后的 IV-Probit 估计,其中模型 6 加入了交互项,所有模型均进行了稳健估计。统计结果显示,所有回归 wald 值均在 1% 水平上显著,表明模型的拟合度较高。模型 4 信贷需求抑制显著性略高于模型 5 和模型 6,表明信贷需求抑制可能存在内生性。模型 6 的 $atanhrh \sim 12$ 值在 5% 水平上显著,拒绝了信贷需求抑制外生性的假设。从模型 6 工具变量的估计结果来看,村级变量是否有 ATM 机与信贷需求抑制这一内生变量高度相关,且 wald 检验值拒绝了零假设,说明基本不存在弱工具变量的问题。

从关键解释变量的估计结果来看,模型 5 中信贷需求抑制在 5% 的水平上负向显著,表明信贷需求抑制变量抑制了农户秸秆还田技术的采用,验证了假说 H_2 ,这可能是由于当农户农业生产性资金缺乏时,在资源配置的过程中很可能舍弃秸秆还田技术。非农收入变量在 10% 的水平上正向显著,表明非农收入对农户秸秆还田技术也有促进作用。模型 6 在加入非农收入与信贷需求抑制交互项后,非农收入变量系数略有下降且不显著,交互项变量也不显著,但是其 Z 值为 1.59,在 15% 的水平上显著,若将 10% 的显著条件略微放宽,也表明非农收入对于信贷需求抑制的负向影响具有一定缓解作用,结论符合假说 H_3 。

表 3 信贷需求抑制、非农收入与秸秆还田技术采用模型计量结果^①

变量名称	模型 4—Probit		模型 5—IV-Probit		模型 6—IV-Probit	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
信贷需求抑制	-0.248**	-2.43	-0.144**	-2.08	-0.137*	-1.72
非农收入	0.002	1.45	0.002*	1.66	0.002	1.36
非农收入×信贷需求抑制	—	—	—	—	0.006	1.59
户主年龄	0.007	1.18	0.007	1.16	0.005	1.01
身体健康程度	-0.282	-1.27	-0.269	-1.22	-0.195	-0.91
受教育程度	0.004	0.21	0.004	0.33	0.005	0.33
耕地规模	0.001	1.49	0.000	0.92	0.000	0.92
家庭人口数	-0.040	1.27	-0.043*	-1.72	-0.048*	-1.69
家庭社会资本	-0.063	-0.55	0.036	0.24	0.026	0.22
参加技术培训次数	0.017	1.09	0.022*	1.65	0.021*	1.76
本村农业技术推广活动次数	0.028	0.80	0.005	0.14	0.005	0.16
本村是否有技术示范户	-0.001	-0.01	-0.053	-0.45	-0.049	-0.42
地块面积	-0.001	-0.15	-0.001	-0.47	-0.001	-0.47
地块离家距离	-0.002	-1.11	-0.021*	-1.82	-0.021*	-1.81
地块土壤质量	-0.068	-0.85	-0.048	-0.61	-0.046	-0.58
黑龙江	-1.084***	-6.96	1.192***	-8.93	-1.197***	-3.06
四川	-0.338***	-2.59	-0.399***	-2.93	-0.398*	-1.63
常数项	0.466	-1.04	0.095	-0.21	0.097	-0.22
atanhrh~12	—	—	-0.245*	-1.67	-0.256**	-2.05
一阶段工具变量估计	—	—	信贷需求抑制		信贷需求抑制	
工具变量	—	—	-0.209*	-1.69	-0.208*	-1.62
控制变量	—	—	引入		引入	
观察值个数	729.000		729.000		729.000	
对数似然值	-924.758 2		-908.110 7		-901.198 4	
wald 卡方值	145.28		149.07		204.72	

3. 稳健性检验

为了判断上述估计在不同规模农户群体中是否有差异,借鉴徐志刚等^[3]界定方法,将耕地经营规模为所在县户均耕地经营规模 3 倍以下的农户视为小农户,反之为规模户,按农户是否规模户进行稳健性检验,回归结果(见表 4)表明工具变量仍然符合外生性与显著性的假定,分样本回归结果基本稳健,研究假设得到了较为稳健的模型结果支持。但有机肥采用技术的分组回归结果中规模户并不显

① 由于河南地区 228 户农户只有 6 户没有采用秸秆还田技术,为防止可能造成的偏误,将河南地区数据删除后进行回归。

著,究其原因,有机肥相对资金需求高,小农户更易受到生产性资金匮乏的影响,粮食规模经营者具有长期经营农业的可能性,对于环境友好型的农业技术具有长远的判断,因此信贷需求抑制对其抑制能力有限。

表 4 稳健性检验

变量名称	有机肥采用技术		秸秆还田技术	
	规模户	非规模户	规模户	非规模户
第一阶段估计	是否受到信贷需求抑制			
工具变量	-0.320* (-1.62)	-0.224** (-2.35)	-0.332* (-1.74)	-0.227** (-2.15)
其他控制变量	引入	引入	引入	引入
第二阶段估计	是否采用有机肥		是否秸秆还田	
信贷需求抑制	-0.510(-1.10)	-0.957** (-2.05)	-0.660* (-1.71)	-1.284* (-1.62)
非农收入	0.018(1.28)	0.003(1.48)	0.014* (1.68)	0.002(1.37)
其他控制变量	引入	引入	引入	引入
atanhrh~12	0.307* (1.66)	-0.519** (2.41)	-0.711* (-1.80)	-1.03* (-1.91)
观测值	429	528	352	377
wald 卡方值	150.92	177.06	101.42	68.08

注:所有回归均包含了控制变量,但限于篇幅,这里未予汇报。

五、结论与政策含义

本文从农户微观视角构建两期动态投融资模型,理论推断信贷需求抑制和非农收入对农户环境友好型农业技术采用行为的影响,并通过 IV-Heckit 模型实证得到以下结论:①当前农村不仅存在金融供给不足问题,还存在严重的“不敢贷”“未贷先弃”问题,农户正规金融信贷需求抑制率达到了 49.8%。②对于普及程度不高、资金需求略大的有机肥采用技术而言,信贷需求抑制显著负向影响农户的有机肥是否采用和采用量,非农收入变量可以显著促进农户有机肥采用程度,有效缓解信贷需求抑制对有机肥采用量的负向作用,但是在缓解信贷需求抑制对农户是否采用有机肥方面作用不明显。③信贷需求抑制显著阻碍了农户秸秆还田技术的采用,非农收入对农户秸秆还田采用作用不明显,但对于信贷需求抑制的负向影响具有一定缓解作用。

基于上述结论可知,提升农户环境友好型农业技术的采用积极性,不仅要关注农户自身的信贷满足度,也要关注农户自身资金的积累,为此,提出以下几点建议:①在农业绿色发展的背景下,政府应发挥微观农户的能动作用,加大推广环境友好型农业技术,根据不同类型农业技术特点制定相应的推广政策。②通过多种方式扩宽农户获取金融信息的渠道,解决农户“未贷先弃”或“不敢贷”的信贷需求抑制问题,如开展金融机构和政府部门金融知识下乡和入户活动、加强政策宣传、利用现代通讯手段推送金融资讯等方式来拓宽农户金融信息获取渠道。③深化农村绿色金融服务创新,设立绿色金融评价指标体系,鼓励政府和金融机构以多样化的方式满足农户绿色生产的资金需求。

参 考 文 献

- [1] 张童朝,颜廷武,何可,等.资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J].中国人口·资源与环境,2017,27(8):78-89.
- [2] 吕杰,王志刚,郝凤明.基于农户视角的秸秆处置行为实证分析——以辽宁省为例[J].农业技术经济,2015(4):69-77.
- [3] 徐志刚,张骏逸,吕开宇.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[J].中国农村经济,2018(3):61-74.
- [4] NOVOTNY V, OLEM H. Water quality: prevention, identification and management of diffuse pollution[M]. New York: Van nostrand reinhold, 1994.
- [5] 王舒娟.小麦秸秆还田的农户支付意愿分析——基于江苏省农户的调查数据[J].中国农村经济,2014(5):74-85.
- [6] 褚彩虹,冯淑怡,张蔚文.农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析——以有机肥与测土配方施肥技术为例[J].中国农村经济,2012(3):68-77.
- [7] WOLLNI M, LEE D R, THIES J E. Conservation agriculture, organic marketing, and collective action in the Honduran hillsides [J]. Agricultural economics, 2010, 41(3): 373-384.

- [8] JANSEN H G, PENDER J, DAMON A, et al. Policies for sustainable development in the hillside areas of Honduras: a quantitative livelihoods approach [J]. *Agricultural economics*, 2006, 34(2): 141-153.
- [9] THANGATA P H, ALAVALAPATI J R R. Agroforestry adoption in southern Malawi: the case of mixed intercropping of gliricidia sepium and maize [J]. *Agricultural systems*, 2003, 78(1): 57-71.
- [10] ESWARAN M, KOTWAL A. Implications of credit constraints for risk behaviour in less developed economies [J]. *Oxford economic papers*, 1990, 42(2): 473-482.
- [11] BOUCHER S R, CARTER M R, GUIRKINGER C. Risk rationing and wealth effects in credit markets: theory and implications for agricultural development [J]. *American journal of agricultural economics*, 2008, 90(2): 409-423.
- [12] 郑旭媛, 王芳, 应瑞瑶. 农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架 [J]. *中国农村经济*, 2018(3): 105-122.
- [13] SHIFERAW B, KEBEDE T, KASSIE M, et al. Market imperfections, access to information and technology adoption in Uganda: challenges of overcoming multiple constraints [J]. *Agricultural economics*, 2015, 46(4): 475-488.
- [14] 贾蕊, 陆迁. 信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用——以甘肃张掖为例 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(5): 54-62.
- [15] 许庆, 陆钰凤. 非农就业、土地的社会保障功能与农地流转 [J]. *中国人口科学*, 2018(5): 30-41, 126-127.
- [16] MESNARD A. Temporary migration and capital market imperfections [J]. *Oxford economic papers*, 2004, 56(2): 242-262.
- [17] 邹杰玲, 董政祎, 王玉斌. “同途殊归”: 劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响 [J]. *中国农村经济*, 2018(8): 83-98.
- [18] EVANS D S, JOVANOVIĆ B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints [J]. *Journal of political economy*, 1989, 97(4): 808-827.
- [19] 程郁, 罗丹. 信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析 [J]. *中国农村经济*, 2009(11): 25-38.
- [20] 柳凌韵, 周宏. 正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查 [J]. *农业经济问题*, 2017, 38(9): 65-76.
- [21] SAHA A, LOVE H A, SCHWART R. Adoption of emerging technologies under output uncertainty [J]. *American journal of agricultural economics*, 1994, 76(4): 836-846.
- [22] 黄腾, 赵佳佳, 魏娟, 等. 节水灌溉技术认知、采用强度与收入效应——基于甘肃省微观农户数据的实证分析 [J]. *资源科学*, 2018, 40(2): 347-358.
- [23] PETRICK M. A microeconomic analysis of credit rationing in the Polish farm sector [J]. *European review of agricultural economics*, 2004, 31(1): 77-101.
- [24] 翁辰, 张兵. 信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据 [J]. *经济科学*, 2015(6): 92-102.
- [25] 陈云松. 农民工收入与村庄网络基于多重模型识别策略的因果效应分析 [J]. *社会*, 2012, 32(4): 68-92.
- [26] ROODMAN D. Fitting fully observed recursive mixed-process model with cmp [J]. *The stata journal*, 2011(11): 159-206.

(责任编辑:毛成兴)