

引用格式:魏昊,夏英,李芸,等. 信贷需求抑制对农户耕地质量提升型农业技术采用的影响: 基于农户分化的调节效应分析[J]. 资源科学, 2020, 42(2): 217-231. [Wei H, Xia Y, Li Y, et al. Effects of farmers' credit demand rationing on the adoption of agricultural technologies that improve cultivated land quality: An analysis based on the moderating effect of farmer differentiation [J]. Resources Science, 2020, 42(2): 217-231.] DOI: 10.18402/resci.2020.02.02

# 信贷需求抑制对农户耕地质量提升型农业技术采用的影响

## ——基于农户分化的调节效应分析

魏昊,夏英,李芸,吕开宇,王海英

(中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京 100081)

**摘要:**合理引导农户采用具有提升耕地质量的农业技术对于建设高标准农田至关重要,但是当前农户信贷需求抑制引发的资本投入不足是否抑制了农户采用此类技术有待研究。本文使用黑龙江、河南、浙江和四川4省957户关于粮食种植户农业生产生活的入户调研数据解答这一问题,在区分不同属性的耕地质量提升型农业技术的基础上,运用含有工具变量法的CMP模型实证分析信贷需求抑制对农户采用不同属性农业技术的影响,并检验农户分化下的调节效应。研究发现:①当前农户对耕地质量提升型农业技术采用率普遍偏低,信贷需求抑制较为普遍,并呈现中西部偏高,东部偏低的情况;②信贷需求抑制对于具有增资属性的耕地质量提升型农业技术具有显著负向影响,而对于无增资属性的农业技术影响不显著;③农户分化对信贷需求抑制影响农户采用短期且增资属性的农业技术具有显著调节作用,即在信贷需求抑制背景下,不同类型的农户在采用具有短期属性农业技术有显著差别,而对具有长期属性的农业技术采用没有显著差别。总结而言,信贷需求抑制显著抑制了农户采用具有增资属性的耕地质量提升型农业技术,农户分化导致农户在采用具有短期收益属性的技术上出现差异性,而在长期收益属性的技术采用上差异不显著。

**关键词:**高标准农田建设;信贷需求抑制;农业技术;农户分化;调节效应;CMP模型;费舍尔组合检验

DOI: 10.18402/resci.2020.02.02

## 1 引言

建设高标准农田,实施“藏粮于地,藏粮于技”是国家粮食安全实施的重要举措,高标准农田建设有利于中国农业的可持续发展、有利于乡村振兴的实现。2012年国土资源部、财政部联合下发文件,要求加快编制和实施土地整治规划,大力推进高标准基本农田建设,开启了高标准农田建设的序幕。在此背景下高标准农田建设在全国范围内逐渐推进并取得了中央层面的高度重视,如2018年中央乡

村振兴“一号文件”提出夯实农业生产能力,推动农业推广应用改革,大规模推动农村土地整治和高标准农田建设;2019年中央“一号文件”提出完成高标准农田建设任务,巩固和提高粮食生产能力,到2020年确保建成8亿亩高标准农田的目标。政策的重视也引发了学术界的广泛关注,然而当前学术界对于建设高标准农田的研究多从政府宏观角度考察,鲜有从农户视角进行研究,而农户作为耕地微观经营的主体,其对农田的建设、投入与保护发挥

收稿日期:2019-04-12 修订日期:2019-10-29

基金项目:国家自然科学基金项目(71573262);国家社会科学基金重大项目(16ZDA021);中国农业科学院科技创新工程项目(ASTIP-IAED-2019-03)。

作者简介:魏昊,男,山西长治人,博士研究生,研究方向为农业绿色金融。E-mail: weihaowe.i@163.com

通讯作者:夏英,女,吉林长春人,研究员,研究方向为农村金融、集体产权改革和精准扶贫。E-mail: xiaying@caas.cn

至关重要的作用,相对于政府大规模一次性的高标准农田建设投入,一般农户持续性的采用以少耕、土壤改良、平整土地为代表的具有提升耕地质量的农业技术可有效持续地提升地力推进高标准农田建设。因此,从农户视角,对农户耕地质量提升型农业技术的研究有利于理解农户技术采用特征,通过针对性的政策实施有助于提高农户技术采用率和保障粮食生产能力,更重要的是有助于从微观农户角度自发性地推动高标准农田建设。

自 Griliches<sup>[1]</sup>开创农业技术采用研究的先河以来,农业技术选择行为及其影响因素的研究引起了学术界的广泛关注。一些研究从不同角度量化分析了各种因素对不同类型经营户一种或多种农业技术选择的影响<sup>[2-4]</sup>,一些研究侧重于研究某单一影响因素如何影响农户不同类型的技术选择,如风险偏好<sup>[5]</sup>、社会资本<sup>[6,7]</sup>、家庭劳动力外出<sup>[8]</sup>、农户组织化<sup>[9,10]</sup>等,对于农业技术采用影响因素的研究可谓汗牛充栋。众多国家和组织也在努力推广不同农业技术,但农户对农业技术的采用仍然较低<sup>[11]</sup>,特别是部分对农业资金需求较高的技术采用率更是普遍较低<sup>[12,13]</sup>。就农业资金的供给角度来看,中国农村金融市场发育不完全,存在着信息不对称、覆盖率低等问题,农村信贷市场供需矛盾显著<sup>[14]</sup>,同时由于农业生产受市场风险与自然风险双重制约,出于规避风险的考虑,金融机构对农户贷款意愿低,农户存在严重的信贷约束,资金的约束可能严重制约农户选择农业技术的灵活性,并导致农户技术选择的异质性。

理论上讲,如果要素市场完善,完善的要素市场可以缓解农户资源禀赋不足问题,但当前中国农户家庭初始禀赋不足,中国要素市场的不完善使得农户技术选择与生产受限,不同类型农户出现明显的差异性。中国农村信贷二元市场特点突出,市场发育不完全,农户融资需求难以有效满足,资金的缺乏迫使农户放弃先进的农业生产技术<sup>[6]</sup>,特别对于资本密集型农业技术的采用更为明显,如平整土地、土壤改良等。Simtowe等<sup>[13]</sup>利用处理效果模型分析农户信贷配给对杂交玉米技术采用的影响,得出信贷配给显著抑制了农户杂交玉米技术采用及采用面积。Shiferaw等<sup>[15]</sup>利用来自非洲7个花生主产区945户农户调研数据证实,信息、种子、信贷三重约束是导致RRVS花生品种种植率低的主要原因。

贾蕊等<sup>[16]</sup>利用probit模型通过对甘肃483户农户的实证数据分析,得出金融、利率和期限3种信贷约束对农户节水灌溉技术采用有显著的抑制作用。郑旭媛等<sup>[6]</sup>以3省水稻种植户为研究对象,分析了农户资本禀赋约束对不同类型农户技术选择的偏向,得出规模户、高兼业户资本禀赋强,更易采用增资性农业技术,低兼业户资本约束强,增资性农业技术采用率低。

通过对文献的梳理可以发现现有研究存在以下几项不足:一是从农户主观的信贷需求抑制视角对农户技术采用影响的研究较少,对耕地质量提升型农业技术采用的研究更为缺乏;二是对技术选择的分析较为笼统,且大部分缺乏理论模型支撑,也有部分分析了农户不同禀赋与技术选择的关系<sup>[8]</sup>,但侧重分析不同类型禀赋对技术选择影响,资本禀赋的研究较为笼统;三是现有文献对信贷约束的研究多倾向于农户在金融机构实际受到的信贷抑制,缺乏对农户需求端视角的研究,更忽略了农户隐形的信贷需求抑制;四是缺乏对农户分化视角下不同类型农户信贷抑制对农户技术采用影响的研究;五是信贷需求抑制与农户的技术采用存在内生性问题,现有文献对此考虑不足。

鉴于此,本文运用2018年能够较好反映中国粮食主产区农户生产生活情况的黑龙江、浙江、河南和四川4省粮食种植户的调研数据,区分不同属性的耕地质量提升型农业技术,理论阐述信贷需求抑制对不同属性农业技术采用的影响机理,运用含工具变量的CMP模型(Conditional Mixed-Process Model)实证分析信贷需求抑制对耕地质量提升型农业技术是否采用与采用程度的影响,并揭示农户分化下的调节效应。

## 2 概念界定与理论分析

### 2.1 概念界定

#### 2.1.1 信贷需求抑制界定与识别

信贷配给的研究最早可追溯至Roosa<sup>[17]</sup>的“信贷可获得性学说”,经过国内外持续性的研究推进,学界对信贷配给定义形成了初步共识,普遍将信贷配给划分为纯粹的信贷配给、数量配给、价格配给、利率配给和风险红线配给,并就其中一种或多种进行相关研究<sup>[18-20]</sup>。总体而言,这些研究多从申请贷

2020年2月

款户信贷申请无法完全满足的状况进行研究,这种研究可能有失偏颇。在发展中国家,由于信息不对称、风险偏好和信贷配给等原因,农户会因贷不上款而放弃申请贷款,即农户信贷需求被抑制<sup>[19,21,22]</sup>,因此对于信贷配给的研究需要同时考虑来自需求端的信贷需求抑制。就国内研究而言,程郁等<sup>[22]</sup>、王晶等<sup>[23]</sup>、周月书等<sup>[24]</sup>和彭澎等<sup>[25]</sup>在分析当前中国的正规信贷配给时,建立了包含供给方和需求方的信贷研究框架。纵观国内关于需求端的信贷抑制研究,本文认为存在以下问题,第一,现有文献多集中在供给端的信贷抑制研究,对于需求端的研究仅仅作为补充,没有对需求端进行深入分析,更鲜有信贷需求抑制对农户生产经营决策方面影响的研究;第二,对于信贷需求抑制的界定没有统一的界定标准,本文尝试以现有分析为基础,对信贷需求抑制进行进一步的界定与分析。

本文以 Boucher 等<sup>[19]</sup>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,没有向金融机构贷款或没有足额申请贷款,则定义为信贷需求抑制,反之则没有信贷需求抑制。其次对于2017年没有信贷需求的农户,根据其近5年信贷经历询问其没有贷款的原因,若近5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”或“没有熟人”等主观原因,则认为农户受到信贷需求抑制;若回答“不需要贷款”或“有其他借款渠道”等客观原因,则认为农户没有受到信贷需求抑制<sup>①</sup>;而对于有信贷经历的农户,不对其信贷需求抑制进行判断。具体方法如图1所示。

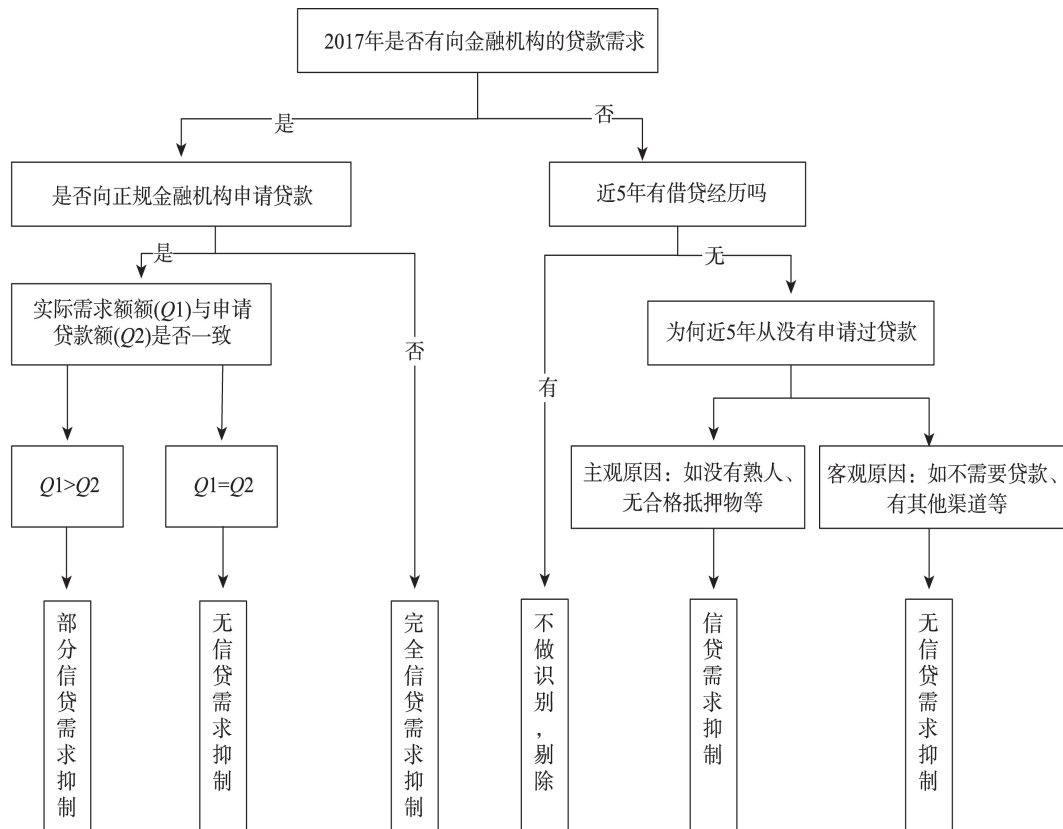


图1 信贷需求抑制度量方法

Figure 1 Measurement method of credit demand rationing

① 在现有文献中,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<sup>[22]</sup>、张应良等<sup>[23]</sup>和彭澎等<sup>[25]</sup>,本文认为这种判断方法有一定的误判性,特别对于长时间没有贷款经历的农户,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,更多是自己主观层面的认知,而非真来自银行的信贷配给,因此更应该认定为是自身的信贷需求抑制,而非供给层面的信贷配给。

### 2.1.2 耕地质量提升型农业技术属性分析

对于耕地质量提升型农业技术属性的划分,本文以郑旭媛等<sup>[6]</sup>的划分方式为参考。根据不同技术的资本投入密度、风险和收益期的关系,将6种具有耕地质量提升属性的农业技术分为3类:减资-增险-长期收益型技术,如免耕;增资-控险-短期收益型技术,如深耕技术;增资-控险-长期收益型技术,如平整土地。以上技术属性的划分是基于其对照技术(老技术)的特点划分定义,具体表现是:①免耕、少耕技术(减资-增险-长期收益型技术),免耕指直接在茬地上播种不耕地的技术,少耕是指在常规耕作基础上尽量减少土壤耕作次数或在全田间隔耕作、减少耕作面积的一类耕作方法。两种技术类型相似,都具有保护土壤结构和提升耕地质量的作用,相对于耕地,两者会减少投入,但会提高农户生产经营风险,收益具有长期属性。②深耕、深松技术(增资-控险-短期收益型技术)。深耕具有翻土、松土、混土、碎土的作用,通过合理深耕能显著增产,深松具有打破犁底层,改善耕层结构的作用。两种技术类型相似,相对于老技术价格略高,风险较小,收益主要体现在当期。③改良土壤、平整土地(增资-控险-长期收益型技术)。改良土壤和平整土地可以有效解决当前中国土壤板结、盐渍化和肥力不平衡问题,改善土壤质量,其对资本的需求较高,土壤改良的收益可以持续较长时间,易受资本约束。

## 2.2 理论与假设

### 2.2.1 信贷需求抑制对耕地质量提升型农业技术采用的理论分析

本文借鉴 Atanu 等<sup>[26]</sup>的技术选择模型,参考郑旭媛等<sup>[6]</sup>对中国不完全要素市场对农户技术选择的理论分析,通过改进上述模型,构建信贷需求抑制对中国农户耕地质量提升型农业技术采用的理论模型。假设农户有初始耕地  $M$  亩,其中  $M_0$  亩不采用耕地质量提升型农业技术,  $M_1$  亩耕地采用此项技术;不采用耕地质量提升型农业技术的单位土地投入为  $k_0$ ,采用此项技术的单位土地投入为  $k_1$ ,农户自有可支配资金为  $K$ ,农户可获得贷款额为  $B$ 。假设采用耕地质量提升型农业技术单位面积的利润为  $\tilde{x}_1$ ,否则为  $\tilde{x}_0$ ,表达式如下:

$$\tilde{x}_0 = x_0 + \mu_0; \quad \tilde{x}_1 = x_1 + \mu_1 \quad (1)$$

式中:  $\mu_0$  和  $\mu_1$  为单位面积利润的随机干扰项且服从标准正态分布;  $\tilde{x}_1$  和  $\tilde{x}_0$  的期望均值分别为  $x_1$  和  $x_0$ , 方差为  $\text{var}(\tilde{x}_1)$  和  $\text{var}(\tilde{x}_0)$ , 方差可表示为农户所面临的不确定性大小,假设耕地质量提升型农业技术不确定性较大,即  $\text{var}(\tilde{x}_1) > \text{var}(\tilde{x}_0)$ 。

本文假定农户农业生产经营决策目的为预期收入最大化,本文借鉴 Pratt<sup>[27]</sup>关于不确定条件下农户的预期收入模型,表达式如下:

$$\max_{(M_1, \tilde{x}_1, \varepsilon)} E = E(M_0 \tilde{x}_0 + M_1 \tilde{x}_1) - \frac{1}{2} \varepsilon \text{Var}(M_0 \tilde{x}_0 + M_1 \tilde{x}_1) \quad (2)$$

$$\text{s.t. } k_0 M_0 + k_1 M_1 \leq K + B \quad (3)$$

式中:  $E$  为期望值;  $\varepsilon$  为绝对风险厌恶系数,表达式为  $\varepsilon = -\frac{u''}{u'}$ 。进一步,假定农户以  $K$  作为抵押,  $K$  符合抵押率为  $g$ , 银行抵押率为  $1-\mu$ , 且  $\mu \in (0, 1)$ , 则农户的借贷约束条件为:

$$0 \leq B \leq (1-\mu)gK \quad (4)$$

上述中式(3)与式(4)为约束条件,本文构造拉格朗日函数如下:

$$L = M_0 x_0 + M_1 x_1 - \frac{1}{2} \varepsilon \{ (M - M_1)^2 \text{var}(\tilde{x}_0) + (M_1)^2 \text{var}(\tilde{x}_1) + 2(M_1 - M)M_1 \text{cov}(\tilde{x}_1, \tilde{x}_0) \} + \lambda_1 (K + B - k_0 M_0 - k_1 M_1) \quad (5)$$

利用包络定理对式(5)求解得:

$$\frac{\partial E}{\partial M_1} = \frac{\partial L}{\partial M_1} = M_1 - \frac{1}{2} \varepsilon \left[ 2(M_1 - M) \text{var}(\tilde{x}_0) + 2M_1 \text{var}(\tilde{x}_1) + 2(M - 2M_1) \text{cov}(\tilde{x}_1, \tilde{x}_0) \right] - \lambda_1 (k_0 - k_1) = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = K + B - k_0 M_0 - k_1 M_1 = 0 \quad (7)$$

通过对式(6)求解,可得:

$$M_1 = \frac{[\lambda_1 (k_0 - k_1)] / \varepsilon + M \text{var}(\tilde{x}_0) - M \text{cov}(\tilde{x}_1, \tilde{x}_0)}{\text{var}(\tilde{x}_0) + \text{var}(\tilde{x}_1) - 2 \text{cov}(\tilde{x}_1, \tilde{x}_0) - 1/\varepsilon} \quad (8)$$

通过对式(7)求解,可得:

$$M_1 = \frac{K + B - k_0 M}{k_1 - k_0} \quad (9)$$

由式(9)可知,  $\frac{\partial M_1}{\partial B} > 0$ , 表明信贷的补充可有效促进农户采用耕地质量提升型农业新技术,反之,信贷供给不足或信贷需求抑制会对农户采用新

2020年2月

技术产生负面影响;由式(8)可知 $M_1$ 与 $var(\tilde{x}_1)$ 成反比,即耕地质量提升型农业新技术与新技术可能导致的不确定性成反比,考虑到当农户信贷需求难以满足时,农户存在资金流动性约束,增加了新技术的不确定性,可能导致新技术采用程度较低。相比较具有中长期投资性质的耕地质量提升型农业新技术,短期耕地质量提升型农业新技术不确定性较低,即 $var(\tilde{x}_长) > var(\tilde{x}_短)$ ,那么可认为信贷需求抑制对中长期耕地质量提升型农业新技术的影响要大于短期的技术采用。

通过上述的概念界定与理论分析,本文提出以下两个假说:

假说1:信贷需求抑制普遍存在于粮食经营户之间,且不同类型粮食经营户信贷需求抑制无明显差别。

假说2:信贷需求的抑制会显著负向影响农户采用具有增资属性的耕地质量提升型农业技术,对于无增资属性的少耕或免耕技术,信贷需求抑制对其影响不显著。

### 2.2.2 农户分化调节作用的理论分析

农户分化是指一定区域内农民由原本同质性的农业经营型农民分化为异质性的农工商等经营型农民的过程<sup>[28]</sup>。对于农户分化的分类现在广泛采用的有两类<sup>[29]</sup>,一类是以收入差异为主的垂直分化;另一类是以职业差异为主的水平分化。限于研究数据内容,本文以收入差异来划分农业分化程度,并借鉴中国社会科学院农村发展研究所的研究<sup>[30]</sup>将农户划分为纯农业型、兼业型和纯非农业型<sup>②</sup>。随着农户非农收入水平的变化,农户对于农业生产的重心亦会发生变化。理论上讲,随着农户农业收入占比水平的上升,农户对于具有提升耕地质量的农业技术的采用意愿会更强,相较于兼业户和纯非农,信贷需求抑制下农户在资源配置的过程中会通过减少消费或非农生产投入来保证农业技术的采用。因此,纯农户信贷需求抑制对于耕地质量提升型农业技术的抑制作用可能低于兼业户或纯非农

户。由此,本文提出如下假说:

假说3:在信贷需求抑制背景下,农户分化对耕地质量提升型农业技术的采用具有调节作用,且不同属性的耕地质量提升型农业技术调节作用不同。

## 3 数据来源、模型构建与统计描述

### 3.1 数据来源及样本基本情况

本文数据来源于中国农业科学院农业经济与发展研究所调查组2018年8月对黑龙江、浙江、河南和四川4个省开展的主题为“粮食规模化生产情况”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。为使样本能够较好反映中国粮食主产区农户的生产生活情况,首先,在考虑地域分布、经济发展水平的基础上选取黑龙江(东北)、浙江(东部)、河南(中部)和四川(西部)作为样本省;其次,每个省根据经济发展水平分层抽样选取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<sup>③</sup>,每个村选取16户粮食经营户。本次调查均采用一对一入户访谈形式,共取得1036户样本农户<sup>④</sup>。一方面由于此次调研为2015年调研的后续跟踪调研,存在农户入城或不种地的问题,另一方面部分农户近5年有借贷但2017年无借贷需求,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,因此最终本次分析农户样本量为957户,其中黑龙江、浙江、河南和四川样本比例分别占比24.11%、25.05%、23.80%和27.04%。

### 3.2 模型构建

对于模型的构建与选取,首先,本文研究的因变量为农户是否采用某项耕地质量提升型农业技术,属于二元变量,为此本文选取LPM模型作为基准模型;其次,由于信贷需求抑制变量存在内生性且为二元变量而非连续型变量,不能直接使用一般的工具变量法,为此本文采用工具变量的CMP估计法进行回归估计;最后,对于农户分化的调节效应检验,本文采用费舍尔组合检验(Fisher Permutation Test)法进行检验。

② 划分标准为:非农业收入占家庭总收入10%以下的为纯农业型,10%~90%的为兼业型,90%以上的为纯非农业型。

③ 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。

④ 原则上,每个样本乡镇应为32户,总样本应是1024户,但在实际调查中,为扩大样本,会多调查一些农户。

### 3.2.1 基准回归模型

本文的基准回归模型采用线性概率模型(Linear Probability Model, LPM)来描述信贷需求抑制对农户耕地质量提升型农业技术的影响,基本模型如下:

$$tech_i = \beta_0 + \beta_1 credit_i + \sum_{i=2}^n \beta_i \chi_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

式中:因变量  $tech_i$  表示农户家庭  $i$  是否选择某项农业技术;  $credit_i$  表示信贷需求抑制变量,表示农户家庭是否受到信贷需求抑制;  $\beta_0$ 、 $\beta_1$  为待估参数;  $\chi_i$  为控制变量,包含农户户主个人基本特征、家庭经营基本特征、村庄技术推广特征和地区虚拟变量;  $\beta_i$  控制变量的待估参数;  $\varepsilon_i$  为误差项,衡量不可观测的其他影响因素。

若直接进行线性回归估计,会存在估计不一致问题,在给定自变量的情况下,LPM模型通过构建两点概率分布来解决这一问题,模型设定  $g(tech^*)$  为连接函数,将  $tech^*$  设为  $tech$  的潜变量,其取值范围为  $[-\infty, +\infty]$ ,具体表达式为:

$$tech = g(tech^*) = \begin{cases} 0 & \text{if } tech^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } tech^* > 0 \end{cases} \quad (11)$$

由于  $tech$  变量值为0或1,故连接函数选择具有一定的灵活性,本文将  $g(tech^*)$  设定为标准正态累积分布函数(cdf),然后运用最大似然法估计可得出  $\beta$  的系数,具体表达式为:

$$P(tech = 1|X) = g(x, \beta) = \varphi(x' \beta) = \int_{-\infty}^{x' \beta} \phi(t) dt \quad (12)$$

式中: $X$ 表示自变量,含  $credit_i$  与其他控制变量; $x'$  为标准处理后的自变量; $\beta$  为待估参数; $\phi(t)$  为概率密度函数。

### 3.2.2 工具变量的CMP估计法

信贷需求抑制对农户耕地质量提升型农业技术采用可能存在内生性问题,这是由于信贷需求抑制会影响农业技术采用,但是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。为解决这一问题,本文采用工具变量法得出粮食经营户信贷需求抑制变量与工具变量的诱导方程,具体如下:

$$credit_i = \alpha + \zeta Z_i + \sum_{i=1}^n \lambda_i \chi_i + \mu_i \quad (13)$$

式中: $\alpha$  为常数项; $Z_i$  是工具变量;  $\lambda_i$  为控制变量估计系数;  $\zeta$  为工具变量待估系数;  $\mu_i$  为误差项。

关于信贷约束或信贷配给工具变量的选择,现有研究多用遗产数量、房屋价值<sup>[91]</sup>、家庭与最近金融机构距离<sup>[22]</sup>、家庭与市中心距离<sup>[18]</sup>等变量来解决内生性问题。本文认为,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变量相关性可能已不显著,在数据分析中也佐证了这一判断。而本文又缺乏遗产数量变量,所以,本文需重新选取新的工具变量。

本文通过农户家庭成员使用金融项目的数量作为信贷需求抑制的工具变量。采用这一工具变量的原因是:第一,农户金融项目参与数量越多,那么其对金融信息了解程度越高,受到信贷需求抑制的概率越低,两者具有较强相关性,第二,直观来看,金融项目参与数量不会影响农户耕地质量提升型农业技术的采用。因此金融项目参与数量符合工具变量的相关性与外生性两个条件。考虑到信贷需求抑制变量这一内生性变量是二值变量而非连续型变量,本文采用工具变量的CMP估计法。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<sup>[32]</sup>,可以避免对离散型变量直接回归可能出现的偏误问题。

### 3.2.3 调节效应的分组回归模型

借鉴温忠麟等<sup>[33]</sup>对调节效应的研究结果,如果因变量  $Y$  和自变量  $V$  之间的关系是变量  $N$  的函数,则称  $N$  为  $V$  和  $Y$  之间的调节变量。若调节变量  $N$  为类别变量时,需要检验在不同  $N$  的情况下自变量  $V$  对因变量  $Y$  的影响程度,需对样本进行分组检验,进而比较子样本的系数差异,若差异显著,则变量  $N$  的调节效应显著。现有文献多用 chow 检验来进行调节效应的分析,但是 chow 检验法假设条件较为苛刻,且难以区分交互效应和调节效应。本文借鉴连玉君等<sup>[35]</sup>对调节效应的分析,使用费舍尔组合检验(Fisher Permutation Test)法进行调节效应的检验。

### 3.3 变量选取与定义

(1)因变量:农户是否采用耕地质量提升型农业技术(表1)。为避免同类属性耕地质量提升型农业技术重复分析,以及考虑到某些农业技术采用量

表1 耕地质量提升型农业技术回归分析的变量定义及统计描述

Table 1 Definition and descriptive statistics of variables in regression analysis

变量类型	变量名称	赋值说明	均值	标准差	最小值	最大值	
因变量	是否采用少耕或免耕技术	是=1;否=0	0.35	0.48	0	1	
	是否采用深耕或深松技术	是=1;否=0	0.54	0.50	0	1	
	是否采用平整土地或改良土壤技术	是=1;否=0	0.15	0.36	0	1	
核心自变量	是否受到信贷需求抑制	是=1;否=0	0.50	0.50	0	1	
农户分化变量	农户分化	纯农业型:是=1;否=0	0.33	0.47	0	1	
		兼业型:是=1;否=0	0.47	0.50	0	1	
		纯非农业型:是=1;否=0	0.20	0.40	0	1	
工具变量	金融项目参与数/个	存款、自动取款机、刷卡机、网银、理财、外汇项目用过几项	1.66	1.27	0	6	
控制变量	年龄/岁	户主实际年龄	55.96	10.82	27	85	
	身体健康程度	是否常年生病,不能干活:是=1;否=0	0.06	0.24	0	1	
	受教育程度/年	受教育年限	6.82	3.19	0	16	
	耕地规模/亩	2017年实际耕地面积	81.40	153.48	0.5	1000	
	家庭年均纯收入/万元	2017年年均纯收入	9.11	13.66	0.1	105.9	
	家庭人口数/口	2017年家庭人口数量	4.20	1.79	1	13	
	农业劳动力占比	农业劳动力与家庭人口数比值	0.54	0.26	0.1	1	
	土地确权	土地是否确权:是=1;否=0	0.87	0.33	0	1	
	土地细碎化程度/块	家庭耕地地块数	10.38	12.25	0	85	
	家庭社会资本	家人是否当过村干部:是=1;否=0	0.29	0.45	0	1	
	技术培训次数/次	2014-2017年农户参加技术培训/讲座次数	2.08	3.52	0	30	
	是否有技术示范户	本村是否有技术示范户:是=1;否=0	0.25	0.43	0	1	
	能否灌溉	是=1;否=0	0.80	0.39	0	1	
	土壤质量	1=好;2=中;3=差	1.55	0.61	1	3	
	地块面积/亩	最大地块面积	17.78	47.29	0.5	827	
	是否转入地块	是=1;否=0	0.50	0.50	0	1	
	村农业技术推广活动/次	2017年你们村农业技术推广活动或观摩会次数	0.97	1.63	0	18	
	地区虚拟变量		1=黑龙江;0=其他	0.24	0.43	0	1
			1=四川;0=其他	0.27	0.44	0	1
			1=浙江;0=其他	0.25	0.43	0	1

不足样本量的10%,直接回归会导致不收敛的问题,本文根据耕地质量提升型农业技术属性的分析,将耕地质量提升型农业技术变量划分为3类,即少耕或免耕技术、深耕或深松技术、平整土地或改良土壤技术,分别分析信贷需求抑制对农户采用3类耕地质量提升型农业技术采用的影响。3类属性中,每类属性下的变量若农户都没有采取该类属性下的任何技术,则判定农户没有采用该类属性技术,反之,则认为采用了此类属性技术。考虑到少耕或免耕、深耕或深松技术在不同地块间存在差异

性,特别是一些弃耕的地块带来偏差的问题,同时便于农户对生产经营状况进行回忆,本文深耕或深松、免耕或少耕2类耕地质量提升型农业技术数据来源于粮食经营户2017年面积最大粮食种植地块的实时数据。而平整土地或改良土壤技术为全部地块的数据,即农户2017年只要有地块采用此类技术就表明采用了此类技术。

(2)核心自变量:信贷需求抑制变量。信贷需求抑制变量的判定根据信贷需求抑制界定的方法进行判断。

(3)农户分化变量:依前文所述,本文将农户职业分类划分为纯农业型、兼业型、纯非农业型3类。

(4)控制变量:本文借鉴国内外相关研究文献<sup>[5,8-10,14,20]</sup>,引入以下几类控制变量:其一,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。其二,家庭禀赋特征,包括耕地规模、家庭年均纯收入、家庭人口数、农业劳动力占比、土地是否确权、土地细碎化程度和家庭社会资本。土地细碎化程度以经营耕地地块数衡量,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。其三,村庄技术推广特征,具体包括农户近3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。最后,研究地块特征变量,具体包括该地块能否灌溉、地块土壤质量、地块面积和是否是转入地块。此外,考虑到地区差异,本文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。

## 4 实证结果与分析

### 4.1 样本描述性统计分析

#### 4.1.1 耕地质量提升型农业技术采用情况

表2是不同地区样本户采用不同种类的耕地质量提升型农业技术的描述性统计,调查表明,不同

的耕地质量提升型农业技术采用比例不同。其中,平整土地、改良土壤、免耕和深松等农业技术采用比例普遍较低,基本在10%以内,而深耕和少耕技术采用比例较高。深耕技术比例较高的可能原因是深耕技术推广程度高与现代农业机械技术的普及两方面共同作用的结果,但是四川地区深耕技术采用比例较低,这可能是由于四川耕地多在丘陵和山地,难以实现机械化的快速普及;少耕技术采用较高的农户主要集中在河南,调查中发现,河南很多农户第一季小麦收割后,会直接第二季免耕种入玉米,是少耕技术采用较高的主要原因;平整土地或改良土壤技术采用频率较低的原因可能是因为这2类技术总体资金投入偏高,农户投入积极性不高导致;农业生产作为粮食经营户的重要收入来源,在无特殊政策支持背景下农户对耕地实行免耕条件尚不成熟,是免耕技术采用频率低的主要原因;深松技术相对而言属于新型技术,农户该项技术的认知不高是其采用率偏低的主要原因。

#### 4.1.2 信贷需求抑制情况

根据分析,不同地区农户信贷需求抑制情况不同,与经济发展情况呈正相关关系(表3)。中西部地区农户受到的信贷需求抑制比例基本在50%以

表2 不同类型耕地质量提升型农业技术采用基本情况

Table 2 Adoption of agricultural technologies that improve cultivated land quality

	平整土地/%	改良土壤/%	少耕/%	免耕/%	深松/%	深耕/%
全样本(957户)	10.55	7.42	31.56	3.66	7.94	48.80
黑龙江(231户)	13.85	6.06	3.46	5.63	6.49	43.72
浙江(240户)	11.25	6.67	13.33	5.83	1.25	71.25
四川(258户)	10.08	13.18	18.22	3.10	3.88	17.83
河南(228户)	7.02	3.07	94.30	0.00	21.05	65.35

注:本文的少耕技术包含减少翻耕次数、双季作物中其中一季的免耕。

表3 样本户信贷需求抑制基本情况

Table 3 Sample households' credit demand rationing

		全样本	黑龙江	浙江	河南	四川
纯农户	户数/户	154	63	15	40	36
	比重/%	48.89	58.33	23.08	76.92	40.00
兼业户	户数/户	225	56	22	97	50
	比重/%	49.56	51.85	22.00	76.38	42.02
纯非农户	户数/户	98	11	24	38	25
	比重/%	52.13	73.33	32.00	77.55	51.02



2020年2月

上,其中河南地区最为严重,信贷需求抑制比例在70%以上。东部地区的浙江信贷需求抑制比例较低,基本在30%以内。对于不同类型的农户信贷需求抑制无明显趋势,反而出现了纯非农户信贷需求抑制比例较高的问题,可能的原因是纯非农户家庭人口多、户主年龄大,更易受到信贷需求抑制。

#### 4.1.3 不同类型技术信贷需求抑制占比

表4对采用不同类型耕地质量提升型农业技术样本户在信贷需求抑制和无信贷需求抑制样本户中的比例进行了统计性描述。从具有增资和长期收益属性的平整土地或改良土壤的技术采用情况来看,共有147户农户采用此项技术,其中采用此项技术受到信贷需求抑制的农户数占信贷需求抑制农户的比例为14.88%,而采用此项技术无信贷需求抑

表4 耕地质量提升型农业技术信贷需求抑制比例

Table 4 Ratio of credit demand rationing of agricultural technologies that improve cultivated land quality

	样本 户数	采用不同类型耕地质量提升型 农业技术比例	
		受到信贷需求 抑制/%	无信贷需求 抑制/%
采用平整土地、改良 土壤技术	147	14.88	15.83
采用少耕、免耕技术	337	34.83	35.87
采用深耕、深松技术	497	51.53	56.01

制的比例为15.83%,表明受到信贷需求抑制的农户采用平整土地或改良土壤的概率较低。对于具有减资的少耕或免耕技术而言,两者比例差距不大。对于具有增资和短期收益属性的深耕或深松技术采用情况来看,共有497户农户采用该项技术,采用此项技术农户在信贷需求抑制农户的比例要低于无信贷需求抑制的农户,与平整土地或改良土壤技术类似。

## 4.2 计量结果与分析

### 4.2.1 信贷需求抑制对各类耕地质量提升型农业技术采用的实证检验

表5中回归1、回归3和回归5是使用probit模型对3类不同属性的耕地质量提升型农业技术采用的分析结果,为控制模型扰动项异方差、自相关以及异常值等可能的影响,本文对所有回归都采用了稳健估计。回归结果显示信贷需求抑制变量对3类不同属性的技术影响均不显著,考虑到内生性的存在,并不能判定信贷需求抑制对耕地质量提升型农业技术采用没有影响。回归2、回归4和回归6中,内生性检验的hausman检验值分别为29.77、54.78和42.79,均在1%的水平上显著,表明probit模型存在内生性,需要工具变量法来进行估计。

回归2、回归4和回归6采用了含工具变量法的CMP估计法,从第一阶段回归结果来看,参与金融

表5 信贷需求抑制对耕地质量提升型农业技术回归结果

Table 5 Regression results of credit rationing and adoption of agricultural technologies that improve cultivated land quality

变量名称	平整土地、改良土壤		少耕、免耕		深耕、深松	
	回归1(probit)	回归2(CMP)	回归3(probit)	回归4(CMP)	回归5(probit)	回归6(CMP)
信贷需求抑制	0.0445 (0.41)	-1.195*** (-4.72)	0.0258 (0.23)	-0.793 (-1.59)	0.103 (1.02)	-1.030*** (-3.47)
年龄	-0.0108* (-1.83)	-0.00813* (-1.67)	-0.0139** (-2.14)	-0.0123** (-2.11)	0.00284 (0.53)	0.00104 (0.39)
身体健康程度	-0.0396 (-0.18)	-0.0101 (-0.05)	0.0841 (0.38)	0.0916 (0.43)	0.0579 (0.30)	0.0415 (0.23)
教育水平	0.00191* (1.65)	0.0014* (1.68)	0.0471** (2.48)	0.0428** (2.45)	0.00537 (0.33)	0.00325 (0.21)
耕地规模	0.000603* (1.61)	0.00030* (1.71)	0.0000441 (0.1)	-0.000011 (-0.03)	0.000572* (1.65)	0.000547* (1.68)
年均纯收入	0.00262 (0.68)	0.00300** (2.19)	-0.00496 (-0.93)	-0.0065 (-1.27)	-0.000846 (-0.24)	0.00679* (1.94)
家庭人口数	0.033 (0.88)	0.0281 (0.84)	-0.0388 (-0.93)	-0.0343 (-0.87)	-0.0179 (-0.56)	-0.0156 (-0.54)

续表5

变量名称	平整土地、改良土壤		少耕、免耕		深耕、深松	
	回归1(probit)	回归2(CMP)	回归3(probit)	回归4(CMP)	回归5(probit)	回归6(CMP)
农业劳动力占比	0.120 (0.47)	-0.0209 (-0.12)	-0.362 (-1.39)	-0.300 (-1.28)	-0.132 (-0.61)	0.00645 (0.03)
土地是否确权	-0.0235 (-0.14)	0.0343 (0.24)	-0.0903 (-0.56)	-0.027 (-0.19)	-0.210 (-1.41)	-0.225 (-1.60)
耕地细碎化程度	-0.00331 (-0.70)	0.00133 (0.25)	0.00284 (0.61)	0.00523 (1.17)	-0.00163 (-0.39)	-0.00267 (-0.64)
社会资本	0.105 (0.88)	0.154 (1.44)	0.00717 (0.06)	-0.0357 (-0.30)	-0.107 (-1.04)	-0.0247 (-0.25)
技术培训次数	0.0202* (1.74)	0.0106* (1.91)	-0.00642 (-0.39)	-0.0102 (-0.63)	-0.0131 (-0.96)	-0.00397 (-0.30)
村技术推广次数	0.0164 (0.49)	0.0268 (0.96)	0.0217 (0.52)	0.0304 (0.83)	0.0411 (1.38)	0.0162 (0.55)
技术示范户	0.182 (1.51)	0.17 (1.47)	-0.136 (-1.04)	-0.112 (-0.89)	0.104 (0.96)	0.0567 (0.56)
能否灌溉	-	-	-0.473*** (-3.35)	-0.355*** (-2.74)	0.233* (1.88)	0.104* (1.89)
土壤质量	-	-	0.106 (1.57)	0.095* (1.72)	-0.0914 (-1.23)	-0.0679 (-0.97)
地块面积	-	-	-0.00186 (-0.94)	-0.0014 (-0.73)	0.00346* (1.85)	0.00233 (1.36)
是否转入地块	-	-	-0.174 (-1.42)	-0.176* (-1.61)	-0.121 (-1.14)	-0.0464 (-0.50)
黑龙江虚拟变量	0.279 (1.63)	0.0355 (0.23)	-3.031*** (-14.77)	-2.801*** (-9.89)	-0.531*** (-3.65)	-0.251 (-1.36)
四川虚拟变量	0.680*** (3.83)	0.136 (0.64)	-2.619*** (-13.45)	-2.629*** (-12.04)	-1.229*** (-7.88)	-0.589* (-1.88)
浙江虚拟变量	-0.407** (-2.20)	-0.255* (-1.57)	-2.504*** (-12.54)	-2.688*** (-14.24)	0.0942 (0.60)	0.729*** (3.36)
常数项	-1.138** (-2.25)	-0.00416 (-0.01)	1.521** (2.53)	2.057*** (3.86)	0.436 (0.88)	-0.687 (-1.48)
atanhrh-12	-	1.005*** (3.02)	-	0.811** (2.55)	-	-1.203** (-2.60)
一阶段估计	信贷需求抑制		信贷需求抑制		信贷需求抑制	
金融项目参与数	-	-0.180*** (-5.08)	-	-0.181*** (-4.70)	-	-0.161*** (-3.90)
观察值个数	957		957		924	
对数似然值	-392.08308	-968.13921	-354.47194	-929.99739	-532.25895	-1106.5542
LR卡方值	36.77	-	532.79	-	211.11	-
wald卡方值	-	320.22	-	566.61	-	533.18
hausman检验	-	29.77	-	54.78	-	42.79

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;有33户农户完全采用免耕技术,因此不存在耕地问题,故深耕、深松技术采用样本户为924户;平整土地或改良土壤技术以全部地块为研究对象,因此没有地块特征变量;限于篇幅,第一阶段其余控制变量没有汇报;括号内为Z值。

2020年2月

项目数对农户是否受到信贷需求抑制均在1%的水平上负向显著,这表明“金融项目参与项”符合工具变量与内生变量显著性的条件,对于信贷需求抑制变量的外生性检验,本文根据CMP估计的 $atanhrh-12$ 值进行检验,3个回归中 $atanhrh-12$ 值分别在1%、5%和5%的水平上显著,拒绝了信贷需求抑制外生性的假设,表明含工具变量的CMP估计要优于基准模型probit的估计结果。第二阶段回归为控制了内生性后的回归结果,回归2和回归6在1%的水平上负向显著,但回归4中信贷需求抑制变量影响不显著,回归结果表明信贷需求抑制会抑制农户采用具有增资属性的耕地质量提升型农业技术,而对无增资属性的少耕、免耕技术影响不显著,本文的假说2得以验证。

从控制变量回归结果来看,年龄显著负向影响农户对平整土地或改良土壤技术、少耕或免耕技术的采用,这可能是由于年轻农户获取知识的能力高于年长农户,且未来可能长期从事农业生产,更愿意采用有利于耕地质量提升的农业技术,而年龄对深耕、深松技术影响不显著,可能是由于深耕技术普及程度高所致。耕地规模、年均收入、教育水平等控制变量对不同类型的耕地质量提升农业技术采用普遍有正向的影响,技术培训次数对平整土地

或改良土壤技术具有显著的正向影响。从地块特征变量来看能否灌溉、土壤质量和是否转入地块对少耕或免耕技术具有显著的影响,对于深耕或深松技术而言只有能否灌溉会显著正向影响其是否采用。此外,省份虚拟变量大部分较为显著,说明耕地质量提升型农业技术采用有显著的地区差异,其技术效果在不同地区可能有不同的表现。

#### 4.2.2 农户分化对信贷需求抑制影响农户耕地质量提升型农业技术采用的调节效应分析

对于平整土地或改良土壤技术,由于纯非农户采用该项技术的人数少(21户),且该组样本农户未通过样本的显著性检验,为优化回归效果,本文将纯非农户与兼业户进行合并,与纯农户样本进行分组回归。对于深耕或深松技术,对纯非农户进行CMP回归时,出现了回归不收敛的问题,因此本文也将纯非农户和兼业户进行合并,与纯农户样本进行分组回归。

表6为农户分化调节效应的结果,从回归7和回归8的平整土地或改良土壤的农业技术采用分组回归结果来看,信贷需求抑制均在1%以内负向显著,两组回归中信贷需求抑制的系数差异性进行Fisher检验的经验 $P$ 值结果来看,未在10%以内显著,表明农户分化对信贷需求抑制影响农户采用具

表6 农户分化调节效应分组回归结果

Table 6 Regression results of regulatory effect of farmer differentiation

变量名称	回归7	回归8	回归9	回归10	回归11	回归12	回归13
	纯农户	兼业+纯非农	纯农户	兼业户	纯非农	纯农户	兼业+纯非农
第一阶段估计	是否受到信贷需求抑制		是否受到信贷需求抑制			是否受到信贷需求抑制	
金融参与项目数	-0.066** (-2.48)	-0.052*** (-3.14)	-0.192** (-2.49)	-0.161*** (-2.59)	-0.154* (-1.86)	-0.0611** (-2.24)	-0.051*** (-3.00)
其他控制变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
第二阶段估计	平整土地,改良土壤技术		少耕,免耕技术			深耕,深松技术	
信贷需求抑制	-1.851*** (-7.83)	-1.029*** (-3.40)	-0.589 (-1.09)	-0.899 (-0.27)	-0.634 (-0.66)	-1.09*** (-3.5)	-1.594* (-1.65)
其他控制变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
$atanhrh-12$	1.683*** (3.76)	1.020* (1.88)	0.248* (1.77)	0.700* (1.68)	0.63 (0.77)	-0.948* (-1.89)	-1.710*** (-4.75)
观测值	315	642	315	454	188	302	622
wald卡方值	243.46	239.91	152.42	290.15	132.08	195.82	486.73
Fisher 经验 $P$ 值	0.130		纯农户与兼业户:0.430;兼业户与纯非农户:0.280; 纯农户与纯非农:0.250				0.060

注:所有回归均包含了控制变量,但限于篇幅,这里未予汇报;表中回归均采用CMP模型。

有长期和增资属性的农业技术调节作用不显著,与假说3不符。可能的解释是无论对于纯农户,或是兼业户和纯非农户,未彻底放弃粮食生产剥离农业属性前,对农地进行长期投入的预期无显著区别,且长期投资属性的农业技术投入资金需求量大,纯农户小额的资金配置难以填补信贷不足问题,故与兼业户和纯非农户的调节作用不显著。

从回归12和13的深耕或深松技术采用分组情况来看,信贷需求抑制分别在1%和10%以内负向显著影响两组农户的技术采用,且信贷需求抑制对纯农业户的技术采用影响更为显著,两组回归中信贷需求抑制的系数差异性进行Fisher检验的经验 $P$ 值在10%以内显著,表明农户分化对信贷需求抑制影响农户采用增资和短期属性的农业技术调节作用明显,与假说3相符。对于少耕或免耕技术采用情况来看,分组回归信贷需求抑制系数均不显著,信贷系数的差异性Fisher检验结果来看,未在10%以内显著。

#### 4.2.3 稳健性检验<sup>⑤</sup>

将深耕或深松与平整土地或改良土壤技术合并为一个新的二元变量,以检验上述计量的可靠性。统计结果显示,样本有565户农户采用了上述技术,有392户农户未采用任何一种上述耕地质量提升型农业技术,样本均值为0.59,标准差为0.49。模型回归结果表明,金融项目参与数工具变量仍然符合内生性与显著性的假定,信贷需求抑制对耕地质量提升型农业技术采用在1%的水平上负向显著。与上文估计结果大致一致,进一步说明本文回归结果的稳健性。

## 5 结论与政策建议

### 5.1 结论

本文利用黑龙江、浙江、河南和四川4省的粮食种植户信贷调查数据,检验了信贷需求抑制对耕地质量提升型农业技术采用的影响及农户分化对上述影响的调节效应。主要研究结论如下:

第一,当前粮食经营户对于平整土地、改良土壤、免耕、深松等具有提升耕地质量的农业技术采用率普遍不高,基本在10%以内,而深耕和少耕技

术采用比例较高。农户受到信贷需求抑制的情况与地区经济发展息息相关,呈现中西部偏高,东部偏低的情况。

第二,本文实证研究表明,信贷需求抑制对不同属性的耕地质量提升型农业技术影响不同。信贷需求抑制显著负向影响具有具有增资属性的耕地质量提升型农业技术的采用,而对于具有减资属性的少耕或免耕技术影响不显著。年龄、受教育程度、家庭纯收入、参加农业技术培训次数、土壤质量、能否灌溉和地块是否为转入等变量对农户采用耕地质量提升型的农业技术具有不同的影响。

第三,农户分化具有显著的调节效应。对于平整土地或改良土壤等具有收益长期性且增资属性的耕地质量提升型农业技术,农户分化对信贷需求抑制影响此类技术的调节作用不显著,而农户分化对信贷需求抑制影响具有短期收益属性的深耕或深松技术发挥了显著的调节作用,表明兼业户并没有完全放弃未来粮食生产的可能性,但存在短期的投入不足。

### 5.2 政策建议

依据上述研究结论,为提升农户采用耕地质量提升型农业技术,解决农户信贷需求抑制问题,本文提出以下政策建议:

第一,在当前高标准粮田建设的背景下,政府不仅要加大财政投入力度,更应注重发挥粮食生产者的能动作用。耕地质量提升型农业技术的采用是建设高标准农田的重要技术手段和后续保障,相关部门应加大推广相关技术力度,了解农户的需求和技术采用阻碍,促使农户真正参与到提升农田质量的建设中。

第二,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款的信贷需求抑制问题,如开展金融机构和政府部门送金融知识下乡和入户活动、加强政府政策宣传、利用现代通讯手段推送金融资讯等方式来提升农户金融信息获取渠道。

第三,创新信贷资金投放机制,以财政资金为杠杆,将更多的信贷资金投入具有长期收益属性

<sup>⑤</sup> 本回归是为了检验信贷需求抑制对增资属性的耕地质量提升型农业技术的影响,因此合并上述2类变量,为保证回归可靠性,地块特征变量在回归时去除,由于篇幅所限,详细回归结果未在本文中汇报。

2020年2月

的耕地质量提升型农业技术,实施优惠利率,延长贷款期限,通过更加精细化的管理协助政府和农户共同建设高标准粮田。

第四,在推广耕地质量提升型农业技术的同时,应充分考虑中国当前的农户分化现状,通过扩大农业社会化服务或促进土地流转的方式,解决兼业户和纯农户耕地质量提升型农业技术采用不足的问题。对于纯农户或规模户,瞄准其生产经营特征和融资需求,差异化设计信贷产品,缓解信贷需求抑制对农业技术采用的负向影响。

#### 参考文献(References):

- [1] Griliches Z. An exploration in the economics of technological change [J]. *Econometrica*, 1957, 25(4): 501-522.
- [2] Feder G, Umali D L. The adoption of agricultural innovations: A review[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 1993, 43(3-4): 215-239.
- [3] 李昊,李世平,南灵,等.中国农户环境友好型农药施用行为影响因素的Meta分析[J].*资源科学*, 2018, 40(1): 74-88. [Li H, Li S P, Nan L, et al. A Meta-analysis of farmers' environment-friendly pesticide application behavior in China[J]. *Resources Science*, 2018, 40(1): 74-88.]
- [4] 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. [Huang T, Zhao J J, Wei J, et al. Cognition of irrigation water-saving techniques, adoption intensity and income effects in Gansu, China[J]. *Resources Science*, 2018, 40(2): 347-358.]
- [5] Ghadim A A, Pannell D J, Burton M. Risk, uncertainty, and learning in adoption of a crop innovation[J]. *Agricultural Economics*, 2015, 33(1): 1-9.
- [6] 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. [Zheng X Y, Wang F, Ying R Y. Farmers' endowment constraints, technical properties and agricultural technology selection preferences: An analytical framework of farmers' technology adoption under an incomplete factor market[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (3): 105-122.]
- [7] 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. [Jia R, Lu Q. Credit constraints, social capital and the adoption of water-saving irrigation technology based on the survey in Zhangye of Gansu Province[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2017, 27(5): 54-62.]
- [8] 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. [Zou J L, Dong Z W, Wang Y B. The effects of labor migration on farmers' sustainable agricultural technology adoption decisions [J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (8): 83-98.]
- [9] Abebaw D, Haile M G. The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: Empirical evidence from Ethiopia[J]. *Food Policy*, 2013, 38: 82-91.
- [10] 吴比,刘俊杰,徐雪高,等.农户组织化对农民技术采用的影响研究:基于11省1022个农户调查数据的实证分析[J].*农业技术经济*, 2016, (8): 25-33. [Wu B, Liu J J, Xu X G, et al. Research on the impact of farmer organization on farmer's technology adoption: Empirical analysis based on 1022 household survey data in 11 provinces[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2016, (8): 25-33.]
- [11] 李卫,薛彩霞,姚顺波,等.保护性耕作技术、种植制度与土地生产率:来自黄土高原农户的证据[J].*资源科学*, 2017, 39(7): 1259-1271. [Li W, Xue C X, Yao S B, et al. Conservation tillage, cropping systems and land productivity for households on Loess Plateau[J]. *Resources Science*, 2017, 39(7): 1259-1271.]
- [12] Binswanger H P, Sillers D A. Risk aversion and credit constraints in farmers' decision-making: A reinterpretation[J]. *Journal of Development Studies*, 1983, 20(1): 5-21.
- [13] Simtowe F, Zeller M. The impact of access to credit on the adoption of hybrid maize in Malawi: An empirical test of an agricultural household model under credit market failure[J]. *Munich Personal RePEc Archive Paper*, 2006, 45(3): 34-45.
- [14] 何广文,何婧,郭沛.再议农户信贷需求及其信贷可得性[J].*农业经济问题*, 2018, (2): 38-49. [He G W, He J, Guo P. Rethinking the credit demand and availability of farm household[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2018, (2): 38-49.]
- [15] 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.
- [16] 贾蕊,陆迁.不同灌溉技术条件下信贷约束对农户生产效率的影响:以甘肃张掖为例[J].*资源科学*, 2017, 39(4): 756-765. [Jia R, Lu Q. The effects of credit constraints on peasant household production efficiency under different irrigation technologies in Zhangye, Gansu[J]. *Resources Science*, 2017, 39(4): 756-765.]
- [17] Roosa R V. The revival of monetary policy[J]. *The Review of Economics and statistics*, 1951, 33(1): 29-37.
- [18] 彭澎,张龙耀,李心丹.农村正规金融市场中信贷配给的改进研究:基于“政银保”模式的实证分析[J].*经济学家*, 2018, (5): 60-68. [Peng P, Zhang L Y, Li X D. Research on the improvement of credit rationing in rural formal financial market: Empirical analysis based on “government-bank-insurance” mode[J]. *Economist*,

- 2018, (5): 60–68.]
- [19] 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.
- [20] 张龙耀, 周南, 许玉韞, 等. 信贷配给下的农业规模经济与土地生产率[J]. *中国农村经济*, 2018, (7): 19–33. [Zhang L Y, Zhou N, Xu Y Y, et al. The economies of scale and productivity under credit rationing in Chinese agriculture[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (7): 19–33.]
- [21] Petrick M. A microeconomic analysis of credit rationing in the polish farm sector[J]. *European Review of Agricultural Economics*, 2004, 31(1): 77–101.
- [22] 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. [Cheng Y, Luo D. Rural households' entrepreneurial choice under credit constraint: An empirical analysis based on the survey of Chinese farmers[J]. *Chinese Rural Economy*, 2009, (11): 25–38.]
- [23] 王晶, 毕盛, 李芸, 等. 正规信贷约束对农户粮食生产的影响分析[J]. *农业技术经济*, 2018, (5): 28–39. [Wang J, Bi S, Li Y, et al. The effect of formal credit constraint on grain production[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2018, (5): 28–39.]
- [24] 周月书, 孙冰辰, 彭媛媛. 规模农户加入合作社对正规信贷约束的影响: 基于社会资本的视角[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2019, 19(4): 126–137. [Zhou Y S, Sun B C, Peng Y Y. Farmers specialized cooperative, social capital and formal credit constraint: Based on an empirical analysis of large-scale farmers of Jiangsu Province[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2019, 19(4): 126–137.]
- [25] 彭澎, 吴承尧, 肖斌卿. 银保互联对中国农村正规信贷配给的影响: 基于4省1014户农户调查数据的分析[J]. *中国农村经济*, 2018, (8): 32–45. [Peng P, Wu C Y, Xiao B Q. The effect of credit insurance on credit rationing in China's formal rural market: Based on the survey data of 1014 farmers from 4 provinces[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (8): 32–45.]
- [26] Atanu S, Love H A, Schwart R. Adoption of emerging technologies under output uncertainty[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, 76(4): 836–846.
- [27] Pratt J W. Risk aversion in the small and in the large[J]. *Econometrica*, 1964, 32: 122–136.
- [28] 苏岚岚, 何学松, 孔荣. 金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响: 基于农民分化、农地确权颁证的调节效应分析[J]. *中国农村经济*, 2017, (11): 75–89. [Su L L, He X S, Kong R. The impact of financial literacy on demand for farmland mortgage loans: An analysis based on the regulatory effect of farmer differentiation and farmland certification[J]. *Chinese Rural Economy*, 2017, (11): 75–89.]
- [29] 陈美球, 袁东波, 邝佛缘, 等. 农户分化、代际差异对生态耕种采纳度的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(2): 79–86. [Chen M Q, Yuan D B, Kuang F Y, et al. Household differentiation, generational difference and ecological farming adoption[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(2): 79–86.]
- [30] 中国社会科学院农村发展研究所. 农村经济绿皮书: 2000–2001年中国农村经济形势分析与预测[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2001. [Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences. *Green Paper on Rural Economy: Analysis and Forecast of Rural Economic Situation in China from 2000 to 2001*[M]. Beijing: Social Science Literature Publishing House, 2001.]
- [31] Hurst E, Lusardi A. Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship[J]. *Journal of Political Economy*, 2004, 112(2): 319–347.
- [32] Roodman D. Fitting fully observed recursive mixed-process model with CMP[J]. *The Stata Journal*, 2011, 11(2): 159–206.
- [33] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. *心理学报*, 2005, 37(2): 268–274. [Wen Z L, Hou J T, Zhang L. A comparison of moderator and mediator and their applications[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 2005, 37(2): 268–274.]
- [34] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异[J]. *郑州航空工业管理学院学报*, 2017, 35(6): 97–109. [Lian Y J, Liao J P. How to test the coefficient difference between groups after grouping regression[J]. *Journal of Zhengzhou Institute of Aeronautical Industry Management*, 2017, 35(6): 97–109.]

## Effects of farmers' credit demand rationing on the adoption of agricultural technologies that improve cultivated land quality : An analysis based on the moderating effect of farmer differentiation

WEI Hao, XIA Ying, LI Yun, LV Kaiyu, WANG Haiying

(Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Science, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Promoting farmers' adoption of agricultural technologies that can improve the quality of cultivated land is important for the construction of high standard farmland. At present, credit demand rationing may cause the lack of capital investment of farming households in China. This study used the survey data of 957 grain growers in four provinces of China to examine whether credit demand rationing affects farmers' adoption of technologies that improve cultivated land quality. A conditional mixed-process model was used for the analysis and the moderating effect of farmer differentiation on the impact of credit demand rationing on agricultural technology adoption was explored. The results show that: (1) At present, the adoption rate of agricultural technologies that improve cultivated land quality is low, and credit demand rationing is widespread. It is particularly high in the central and western parts of China, but low in the east; (2) Credit demand rationing has a negative impact on the adoption of agricultural technologies that improve cultivated land quality with the demand of capital investment, but has no significant impact on the technologies without the demand of capital investment; (3) Farmer differentiation has moderating effects on the impact of credit demand rationing. That is, under the background of credit demand suppression, there are significant differences between different types of farmers in the use of agricultural technologies with short-term benefits, and no significant difference in the use of agricultural technologies with long-term benefits.

**Key words:** high standard farmland construction; credit demand rationing; agricultural technologies; farmer differentiation; moderating effect; conditional mixed-process model; Fisher Permutation Test