

信贷约束与农村家庭创业绩效： 影响效应及损失估算

尹鸿飞^{1,2}, 张 兵^{1,3}, 郝云平¹

(1.南京农业大学 金融学院,江苏 南京 210095;

2.德国哥廷根大学 农业经济与农村发展系,德国 哥廷根 37073;

3.河海大学 商学院,江苏 南京 210098)



摘 要 基于中国家庭金融调查数据(CHFS),从创业行业异质性角度,分别构建农业创业绩效与非农创业绩效的客观衡量指标,理论分析信贷约束对农村家庭创业绩效的影响,采用内生转换回归模型进行实证检验,并进一步使用处理效应模型估算信贷约束所导致的创业绩效损失。研究发现,信贷约束会显著制约农村家庭创业绩效。对农业创业家庭而言,受信贷约束的制约,从事农地规模化经营对其亩均农产品产量和单位农产品生产成本均未起到显著的改善作用。相比不受信贷约束家庭,受信贷约束家庭的亩均农产品产量减少 119.4242 千克,单位农产品生产成本提高 0.2097 元。对非农创业家庭而言,相较于不受信贷约束家庭,增加受信贷约束家庭的借贷金额可以显著提高其生产经营净利润,若受信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足,其净利润将提高 1.9533 万元。此外,受需求型信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足时,其创业绩效的改善效用优于受供给型信贷约束家庭。研究结论证实了信贷约束对农村家庭创业绩效产生的负向影响及其损失。基于此,在优化农民创业支持政策体系、实现乡村振兴过程中应进一步深化农村金融市场改革,切实解决农民创业融资约束问题,提升农民创业绩效、改善农民创业质量。

关键词 信贷约束;农村家庭;创业绩效;内生转换回归模型

中图分类号:F 323 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)06-0076-14

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.06.009

“大众创业、万众创新”战略背景下,一系列鼓励农村创新创业政策的实施,为农民创业营造了良好的制度环境,农民创业活跃度不断提升。然而,创业本质上是高风险的经济活动,新创企业脆弱性是创业的普遍特征^[1-2]。特别地,农村创业并非城镇创业的简单延伸,农民创业者面临更为严峻的内在约束和外部局限,农业弱质性、农民创业能力不足、农村融资约束问题严重等,导致农民创业风险加剧,不可避免地面临创业失败的挑战^[3]。因此,在中国农民创业队伍发展壮大的同时,也存在着创业存活率低、创业成长缓慢、创业质量不高等现实问题^[4]。作为创业活动的最终归属,创业绩效的优劣将直接决定农村家庭创业活动的生存和发展方向。鉴于此,研究农村家庭创业绩效不仅有助于提升农民创业成功率、改善农民创业质量,对优化农民创业支持政策体系、实现乡村振兴亦有重要的现实意义。

信贷约束一直是影响农村家庭创业决策和创业绩效的关键变量。现有文献已经关注到信贷约束与农村家庭创业绩效之间的相关关系,且大多遵循以下逻辑:信贷约束会显著制约农村家庭创业决策,并最终影响其创业绩效。如果创业者无法通过外部融资渠道筹集到满足利润最大化条件下的最优资金额,那么自身经济实力相对较高的创业者会获得更高的创业绩效^[5-6]。李长生等采用内生处理

收稿日期:2021-05-31

基金项目:中央高校基本科研业务经费项目“数字普惠金融与小微企业劳动就业:效果、机制与对策”(B210201055);国家建设高水平大学公派研究生项目(CSC202006850058)。

效应模型对江西省 399 位创业农民的基本数据进行实证研究,深入考察异质性信贷约束对农民创业绩效的影响,结果发现,相比不受信贷约束样本,受信贷约束的农民创业财务绩效低 94%,充分缓解其信贷约束能够提升财务绩效约 45%^[7]。翁辰的研究发现,增加借贷额可以显著提高受信贷约束农村家庭的创业利润^[6]。何广文等的研究也表明,金融支持水平的提升可通过缓解创业家庭的资金约束,进而提升其创业绩效^[8]。当农村家庭自有资金水平难以填补创业资金缺口,能否获得外部融资对新创企业的存活,以及创业企业的生存和成长绩效都会产生深刻影响^[9]。

对文献梳理可以发现,有关信贷约束对农村家庭创业绩效的影响,已有研究往往忽视了农民创业活动的特殊性和创业行业的异质性,未对农业创业和非农创业进行区分,在创业绩效指标选取方面大多使用同一指标,且具有一定的主观性,使得相关研究不够全面。基于此,本文利用中国家庭金融调查数据(CHFS),采用内生转换回归模型(endogenous switching regression model, ESR 模型),实证检验信贷约束对农村家庭创业绩效的影响效应;并进一步使用处理效应模型估算信贷约束所导致的创业绩效损失。

一、文献回顾

1. 农村家庭创业与创业绩效:概念界定及衡量指标

中国农村家庭本就从事以农业经营为主的自我雇佣,且农村创业活动往往依赖家庭这种非企业化的组织形式,并非要成立企业^[10]。参照城市个体创业的相关研究^[11-12],以职业转换为依据,将农村家庭创业行为定义为创办企业或实现自我雇佣,可能不够全面客观^[13]。基于此,有别于一般工商界对注册企业和城市个体创业的界定,本文农村家庭的创业活动既包括在农业生产部门对传统农业的升级改造,从事规模化经营,发展成为以农业经营为主的新型职业农民,也包括在新的非农领域通过重组各项生产要素,开辟新的经营组织,以实现利益最大化的过程。具体可将农村家庭创业活动分为两种类型:一是将农村家庭在农业部门通过土地流转等形式从事大规模农业生产,在其原有生产经营方式基础上进行改变升级、开展新业务、建立新组织,发展成为新型农业经营主体(多以家庭农场、规模农户、专业大户和农业企业等形式),进行农业规模化经营的创业活动视为农业创业;二是将农村家庭从农业生产经营转向非农工商业经营视为非农创业,如农村家庭在制造业、建筑业、批发零售业、租赁服务业、交通运输业、文化娱乐业等产业创办企业。

创业绩效是创业活动在组织水平上的绩效产出且具有多维特征^[14],也是评价创业有效性的重要指标。对创业绩效的衡量按照不同的标准可分为主观指标与客观指标,也可分为财务指标与非财务指标^[15],也有文献采用主观指标与客观指标相结合的方式衡量创业绩效。不同学者基于不同的研究目的和情境,选取单一指标或对各项指标进行配对组成多项指标,来决定创业绩效指标的选择。例如,郭红东等、Covin 等、罗明忠等学者采用主观评价指标衡量创业绩效,主要包括创业者对所创事业的主观评价、创业满意度、创业目标达成度、价值实现等非财务指标^[15-17];Chandler 等、张益丰等学者则采用客观指标衡量创业绩效,包括创业的盈利能力和成长性、创业收入水平、组织绩效、利润与投入成本之比、净利润等财务方面的客观指标^[18-19]。

然而,区别于城镇个体创业,农村家庭创业存在以下特殊性:(1)创业活动类别多样、创业规模参差不齐,组织形式有别,本文定义的农村家庭创业包括农业创业与非农创业,不同行业的创业活动存在很大差异,财务数据不具有可比性;(2)创业规模小,管理不规范,内容相对简单,财务数据难以获得;(3)农村家庭创业大多出于缺乏就业选择、迫于满足生活需求、改善生计的生存型创业,而非经营型创业^[20-21]。基于此,本文兼顾农民创业的特殊性和创业行业的异质性,对农业创业和非农创业分别设置不同的指标衡量创业绩效;又考虑到采用主观指标难免受偏好、态度和习惯等主观因素的影响^[13],得出的结论可能存在偏颇,因此结合数据可得性的限制,选取代表创业经营情况的客观指标衡量创业绩效,使得理论分析与实证研究更加客观。

创业组织在一定时期的投入产出情况是创业绩效的直观表现,包含成本与效益的双重含义。在

具体指标选取上,(1)农业创业家庭从事农地适度规模经营有两方面的经济含义,一是增加单位产出水平,根据规模经济的要求和自然、经济、社会、技术条件的可能,将土地等生产要素适当集中,提升农业生产率,促进增收;二是实现规模经济,通过扩大农地经营规模,实现生产要素的合理利用,降低平均生产成本,进而获取更大的经济效应。因此,农业创业者实现利润最大化的目标就需要在产量增收和成本控制之间进行权衡^[22],借鉴柳凌韵等、张龙耀等学者的研究^[22-23],本文从亩均农产品产量和单位农产品生产成本两个层面衡量农业创业绩效。(2)农村家庭开展非农创业活动的基本动机是维持个人或家庭生计,非农创业主要目的仍然是追求创业利润最大化。因此,借鉴黄洁等、赵德昭等学者的研究^[20,24],从生产经营净利润层面衡量非农创业绩效。

2. 信贷约束对农业创业绩效的影响

理论而言,农业创业家庭从事农地适度规模经营能够产生农业投资激励、农业生产率提高并降低农业生产成本的经济效应。兼顾产量维持与成本控制既是农业创业实现效用最大化,也是优化农业生产资源配置的最终目标。然而,在信贷约束的影响下,农业创业绩效如何仍然存疑,农业创业家庭扩大农地经营规模是否对增加亩均农产品产量、降低单位农产品生产成本有所贡献有待于进一步讨论。

(1)亩均农产品产量视角下信贷约束对农业创业绩效的影响。农业创业家庭通过转入农地从事规模化经营,继而追求更高水平的农业产出,并增加农产品收益。然而,农业生产率的高低并不由单一的农地要素所决定,还会受化肥、农药、种子等生产资料、灌溉水利等基础设施建设、农业机械化水平、人力资本水平以及农业种植结构等因素的共同影响。由于信息不对称,且缺少合格抵押品,中国农村信贷市场存在严重的信贷约束,导致农村家庭难以获得信贷支持以调整农业资源配置并实现更高水平产出^[25-26]。而对于已成功实现农地规模化经营的农业创业家庭而言,若其外部融资面临严重的信贷约束,将导致其无法及时调整农地经营规模,那么,信贷约束的影响将会传导至除农地以外的其他生产要素投入水平上^[22]。例如,信贷约束将直接限制农业创业家庭对化肥、农药、种子等生产资料的投入水平,进而影响农业生产率;又如,资金投入受限将导致水利灌溉等基础设施以及农业生产技术难以得到充分的改进和利用,不利于农业生产率的提高。Feder 等、Guirking 等的研究均表明信贷约束对亩均农产品产量有显著的负向影响^[27-28];赵思诚等的研究则表明,获得信贷支持有助于增加农业产出,农业贷款不仅有助于提高农业规模化程度,也为农业技术进步、各生产要素的协调运转提供必要保障^[29]。由此可见,在不完全的信贷市场下,信贷约束将制约要素投入水平,导致农业创业家庭只能在次优的要素配置水平下进行生产,进而对亩均农产品产量产生负向影响。相反,如果农业创业家庭在生产过程中能够得到足够的信贷资金支持,作为可变投入的要素来源,就可以优化农业生产的初始禀赋投入,从而提高农业生产率进而追求更高的效用水平^[30]。

(2)单位农产品生产成本视角下信贷约束对农业创业绩效的影响。对农业创业而言,扩大农地经营规模能否降低农业生产成本可从两个方面考虑:一是在生产要素投入方面,生产要素投入的不可分性决定了土地细碎化情况下难以将先进的农业机械和水利灌溉设施投入生产,一方面将增加农机使用的社会化成本,另一方面较低的农业机械化水平,难以有效替代农业劳动力,农业生产成本因此上升。而农业创业家庭扩大农地经营规模,满足大型农业机械等具有土地规模适用下限生产资料的使用条件,以农业机械替代劳动力进而实现内部规模经济^[23],达到降低农业生产成本的预期目标。二是在农资购买、农产品销售等方面,相较于小农户,农业创业家庭在产前购买生产资料,产后销售农产品等方面均具有明显优势。例如,农业创业家庭因其规模优势可在购买种苗、化肥、农药等生产资料时为自身谋求更加优惠的价格;又如,在农产品销售市场上,农业创业家庭可略过中间收购商的环节,直接建立自己的销售渠道开发市场。可见,农业创业家庭在农资购买、农产品销售等方面具有外部规模经济性^[31]。从这两方面出发,不难总结出信贷约束对农业生产成本的影响:一是信贷约束限制了农业创业家庭对大型农用机械的投入^[32],导致其选择低效率的农用机械或通过雇佣劳动力来满足生产,从而增加单位农产品生产成本;二是信贷约束也会影响农业创业家庭对农资等生产资料的

投入强度,即使受信贷约束家庭通过赊账等方式来替代外部融资以满足生产资料投入水平,进而维持农业生产率不下降,但这种方式却以牺牲农业生产成本为代价,抵消了规模变动带来的内部规模经济^[22]。

3. 信贷约束对非农创业绩效的影响

生产经营净利润视角下信贷约束对非农创业绩效的影响。生产经营净利润涉及企业的生产经营状况、成长规模、技术创新、投资效率以及资产配置等诸多方面。创业投资是一个长期且持续的过程,并伴随着信息不对称和较高的投资风险,因此,创业活动往往会遭受外部融资约束^[33]。当企业面临外部融资约束,将直接影响企业的资金周转和融通,限制企业成长,阻碍企业的生产经营活动,最终表现为生产经营净利润的下降。通过梳理国内外相关文献,信贷约束导致企业融资成本增加、效率损失,通过限制成长空间^[34-35]、阻碍创新与发展^[36-37],降低投资效率^[38-39]等多种途径对企业的生产经营净利润造成负面影响。此外,来自正规金融机构的信贷约束倒逼非农创业家庭通过民间融资等借贷成本较高的非正规金融渠道满足其融资需求,这虽然保障了企业的正常生产经营活动,但却增加了融资成本,对提高净利润依旧不利。因此,信贷约束对非农创业绩效具有显著的负向影响。此外,根据资本边际报酬递减规律,与资金充足的非农创业家庭相比,资金紧缺的非农创业家庭会获得更高的资本边际收益^[6]。在不完全的信贷市场下,对不受信贷约束的非农创业家庭而言,可通过自有资金或借贷来实现创业绩效最大化,其实际借贷金额已经达到一个临界点,若再增加其借贷金额,则通过借贷所获得的边际收益等于其借贷支付的利息。而对于受信贷约束的非农创业家庭而言,增加其借贷金额将会对其创业绩效产生显著的正向作用,相较于不受信贷约束的非农创业家庭,将获取更高的资本边际收益。

二、理论分析与研究假说

1. 信贷约束对农业创业绩效的影响

参考 Adamopoulos 等、孙琳琳等的研究^[40-41],本文构建的农业创业家庭生产函数为:

$$y = (A\theta)^{1-\gamma} (k^a n^{1-a})^\gamma \quad (1)$$

式(1)中, y 为农业创业家庭的经营产出, A 为社会平均全要素生产率, θ 为创业能力, k 为资本投入, n 为农地经营规模, a 为资本投入份额, $\gamma \in (0,1)$ 为控制参数,表示管理幅度。则农业创业家庭利润最大化目标函数为:

$$\Pi = p(y - c) - k - (r + E)B + r(D + B - k) - R_n n \quad (2)$$

式(2)中, p 为农产品价格, c 为单位农产品生产成本, r 为市场利率, E 为交易成本, B 为贷款额度, D 为农业创业家庭的自有资产, R_n 为土地租金,农业创业家庭从正规金融机构获取贷款取决于信贷约束 φ ,农业创业家庭的经营产出 y 和自有资产数量 D ,则满足:

$$B \leq \varphi(y + D) \quad (3)$$

式(3)代入式(2)中,经化解可得:

$$\Pi = (p - \varphi E)y - pc - (\varphi E - r)D - (1 + r)k - R_n n \quad (4)$$

根据式(4)一阶条件,可知:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial k} = (p - \varphi E)(A\theta)^{1-\gamma} (k^a n^{1-a})^{\gamma-1} \gamma n^{1-a} a k^{a-1} - (1 + r) = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial n} = (p - \varphi E)(A\theta)^{1-\gamma} (k^a n^{1-a})^{\gamma-1} \gamma(1-a)k^a n^{-a} - R_n = 0 \quad (6)$$

根据式(5)和式(6),农业创业家庭最优单位土地资本密度为:

$$\frac{k}{n} = \frac{\alpha R_n}{(1-\alpha)(1+r)} \quad (7)$$

式(7)代入到式(1)中,可知:

$$y = (A\theta)^{1-\gamma} \left[\frac{\alpha R_n}{(1-\alpha)(1+r)} \right]^{\alpha\gamma} n^\gamma \quad (8)$$

由式(8)可知 $\partial y / \partial n > 0$, 表明农业创业家庭从事农地规模化经营能够增加产出, 而式(8)并未涉及信贷约束和生产成本, 因此, 农地规模扩张增加了产出, 生产成本不变, 实际上可以通过规模效应降低农业生产成本。面临信贷约束时, 农业创业家庭最优的土地规模和资本投入满足:

$$n = A\theta\gamma^{\frac{1}{1-\gamma}} (1+r)^{\frac{\gamma\alpha}{1-\gamma}} \left(\frac{\alpha R_n}{1-\alpha} \right)^{\frac{2-\gamma\alpha}{1-\gamma}} \left(\frac{1}{p-\varphi E} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (9)$$

$$k = A\theta\gamma^{\frac{1}{1-\gamma}} (1+r)^{\frac{1-\gamma(1-\alpha)}{1-\gamma}} \left(\frac{\alpha R_n}{1-\alpha} \right)^{\frac{1+\gamma(1-\alpha)}{1-\gamma}} \left(\frac{1}{p-\varphi E} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (10)$$

由式(9)一阶条件可知:

$$\frac{\partial n}{\partial \varphi} = A\theta\gamma^{\frac{1}{1-\gamma}} (1+r)^{\frac{\gamma\alpha}{1-\gamma}} \left(\frac{\alpha R_n}{1-\alpha} \right)^{\frac{2-\gamma\alpha}{1-\gamma}} \frac{1}{\gamma-1} \left(\frac{1}{p-\varphi E} \right)^{\frac{2-\gamma}{1-\gamma}} \frac{E}{(p-\varphi E)^2} \quad (11)$$

由式(11)可知: 若 $\frac{2-\gamma}{1-\gamma}$ 为偶数, 则 $\frac{\partial n}{\partial \varphi} < 0$; 若 $\frac{2-\gamma}{1-\gamma}$ 为奇数, 当 $p > \varphi E$ 时, $\frac{\partial n}{\partial \varphi} < 0$, 当 $p < \varphi E$ 时, $\frac{\partial n}{\partial \varphi} > 0$, 因此可得符号函数:

$$\frac{\partial y}{\partial \varphi} = \frac{\partial y}{\partial n} \times \frac{\partial n}{\partial \varphi} \begin{cases} < 0, (\frac{2-\gamma}{1-\gamma} \text{ 为偶数}) \\ < 0, (\frac{2-\gamma}{1-\gamma} \text{ 为奇数且 } p > \varphi E) \\ > 0, (\frac{2-\gamma}{1-\gamma} \text{ 为奇数且 } p < \varphi E) \end{cases} \quad (12)$$

从式(12)可以看出, 在信贷约束的影响下, 农业创业家庭从事农地规模化经营不一定能够增加产出, 也不一定通过规模经济效应降低农业生产成本, 至于如何影响产出和成本还取决于管理幅度 γ , 信贷约束 φ , 交易成本 E 和农产品价格 p 。

据此, 提出研究假说:

H₁: 信贷约束对农业创业绩效会产生显著的负向影响。对农业创业家庭而言, 相较于不受信贷约束家庭, 扩大农地经营规模对受信贷约束家庭的亩均农产品产量和单位农产品生产成本未必起到显著的改善作用。

2. 信贷约束对非农创业绩效的影响

为考察信贷约束对非农创业绩效的影响, 本文在投入产出函数的基础上, 构建非农创业家庭的生产函数如下:

$$y = \vartheta k^\alpha l^{1-\alpha} \varepsilon \quad (13)$$

式(13)中, y 表示非农创业家庭的创业产出, ϑ 表示创业能力, k 为资本投入, l 为劳动力雇佣人数, α 为资本投入份额。

在不受信贷约束的条件下, 非农创业家庭获得的净利润为:

$$\Pi = y - \omega l - rk + Rk = \vartheta k^\alpha l^{1-\alpha} \varepsilon - \omega l - rk + Rk \quad (14)$$

式(14)中, ω 为雇佣劳动力的工资, r 为市场利率, R 为资本回报率。由式(14)一阶条件可知:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial k} = \vartheta \alpha k^{\alpha-1} l^{1-\alpha} \varepsilon - r + R = 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial l} = \vartheta (1-\alpha) k^\alpha l^{-\alpha} \varepsilon - \omega = 0 \quad (16)$$

由式(15)、(16)可知, 在不受信贷约束的条件下, 资本与劳动最佳投入比例为:

$$\frac{k}{l} = \frac{\alpha \omega}{(1-\alpha)(r-R)} \quad (17)$$

当非农创业家庭面临信贷约束时,净利润函数为:

$$\Xi = y - \omega l - rk + R(A - k) = \partial k^{\alpha} l^{1-\alpha} - \omega l - rk + R(A - k) \quad (18)$$

其中, A 为非农创业家庭的自有资产,由式(18)的一阶条件可知,在受信贷约束的条件下,资本与劳动最佳投入比例为:

$$\frac{k}{l} = \frac{\alpha \omega}{(1 - \alpha)(r + R)} \quad (19)$$

当 $A \geq k$ 时,家庭自有资产完全可以满足创业投资的资金需求,不需要向正规金融机构借款。因此,我们只考虑 $A < k$ 的情况, $k - A$ 是非农创业家庭需要向金融机构的借款金额,其可贷资金受自有资产的限制,假定可贷资金与实际资金需求满足:

$$\Upsilon = (k - A) - B\varphi^{-1} \quad (20)$$

其中, Υ 为可贷资金与实际资金需求的差额, B 为贷款额度, $B\varphi^{-1}$ 为可贷资金, $k - A$ 为实际资金需求, φ 为信贷约束程度,一般情况下, $\Upsilon \geq 0$,由此可得:

$$B \leq \varphi(k - A) \quad (21)$$

将式(21)代入到式(18)可得:

$$\Xi = \partial k^{\alpha} l^{1-\alpha} \varepsilon - \omega l - rk + RB\varphi^{-1} \quad (22)$$

式(22)对信贷约束求一阶条件,可知:

$$\frac{\partial \Xi}{\partial \varphi} = -\frac{1}{\varphi^2} RB < 0 \quad (23)$$

式(23)表明信贷约束会减少非农创业家庭的生产经营净利润,不利于提升创业绩效。受信贷约束家庭与不受信贷约束家庭的利润差值函数为:

$$\Gamma = \Xi - \Pi = RB\varphi^{-1} - Rk \quad (24)$$

式(24)对信贷约束求一阶条件,可知: $\partial \Gamma / \partial \varphi < 0$,这表明,在信贷市场不完全的情况下,缓解信贷约束、增加信贷供给可以提高受信贷约束家庭与不受信贷约束家庭的利润差额,信贷约束缓解程度越高,差额越大。即在信贷市场不完全的情况下,相较于不受信贷约束家庭,缓解信贷约束对提高受信贷约束家庭的创业绩效更加显著。

据此,提出研究假说:

H_2 : 信贷约束对非农创业绩效会产生显著的负向影响。对非农创业家庭而言,相较于不受信贷约束家庭,增加受信贷约束家庭的借贷金额可以显著提高其生产经营净利润。

三、内生转换回归模型与处理效应估算

1. 内生转换回归模型

本文研究信贷约束与农村家庭创业绩效之间的相关关系。值得注意的是,如果将信贷约束变量直接放入农村家庭创业绩效方程,或者对受信贷约束和不受信贷约束的创业家庭进行分样本回归,可能会导致估计结果偏误。原因在于,以上两种做法均假设信贷约束变量是相对外生的,但这与现实情况不符。一方面,创业家庭的信贷约束状态具有内生性,受信贷约束家庭与不受信贷约束家庭之间有着不同的个体特征,一些来自个人特征、家庭特征的不可观测变量如人力资本水平可能在影响创业家庭是否受信贷约束的同时也影响着其创业绩效,产生内生性问题,导致估计系数有偏。另一方面,创业家庭是否受信贷约束与其创业绩效之间存在相关性,还会导致非随机的样本选择性偏误问题。为此,针对内生性与样本选择偏误问题,本文采用 Maddala 提出的内生转换回归模型(ESR模型)进行实证分析^[42]。该模型包含创业家庭是否受信贷约束和信贷约束对其创业绩效影响的联立方程,具体模型如下:

ESR模型第一阶段:创业家庭是否受信贷约束的选择方程模型。利用 Probit 模型估计创业家庭是否受信贷约束,从而获得每个样本受信贷约束的概率。模型的具体形式为:式(25)中, C_i^* 为创业

家庭受信贷约束概率的潜变量;式(26)中, C_i 表示信贷约束的虚拟变量。当 $C_i^* > 0$ 时, 该家庭为受信贷约束家庭, 即 $C_i = 1$; 当 $C_i^* \leq 0$ 时, 该家庭为不受信贷约束家庭, 即 $C_i = 0$; Z_i 是影响创业家庭是否受信贷约束的一组可观测变量, δ 为待估参数、 μ_i 为服从于正态分布的随机误差项。

$$C_i^* = \delta Z_i' + \mu_i \quad (25)$$

$$C_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } C_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } C_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (26)$$

ESR 模型第二阶段: 创业家庭的绩效方程模型。分别估计创业家庭在受信贷约束与不受信贷约束两种情形下的创业绩效。模型的具体形式为: 式(27)中, Y_i 是创业家庭的创业绩效。 Y_i^0 表示不受信贷约束状态下的创业绩效, Y_i^1 表示受信贷约束状态下的创业绩效。 α^0 、 α^1 、 β^0 、 β^1 为待估参数, ϵ_i^0 、 ϵ_i^1 为误差项。本文最终所感兴趣的是 β^0 和 β^1 的值, 分别表示受信贷约束和不受信贷约束状态下解释变量对创业绩效的估计系数。

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^0 = \alpha^0 + \beta^0 X_i^0 + \epsilon_i^0, & \text{如果 } C_i = 0 \\ Y_i^1 = \alpha^1 + \beta^1 X_i^1 + \epsilon_i^1, & \text{如果 } C_i = 1 \end{cases} \quad (27)$$

假定 μ_i 、 ϵ_i^0 和 ϵ_i^1 服从均值为 0、协方差矩阵为 $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{10} & \sigma_{1u} \\ \sigma_{10} & \sigma_0^2 & \sigma_{0u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_{0u} & \sigma_u^2 \end{bmatrix}$ 的多元正态分布, σ_0^2 和 σ_1^2 是

对应误差项 ϵ_i^0 和 ϵ_i^1 的方差, σ_u^2 是误差项 μ_i 的方差, σ_{10} 、 σ_{1u} 和 σ_{0u} 分别是 ϵ_i^0 和 ϵ_i^1 、 ϵ_i^1 和 μ_i 、 ϵ_i^0 和 μ_i 的协方差。由于 Probit 模型所估计系数只能是比例常数, 因此假定 $\sigma_u^2 = 1$ 。

由于存在不可观测变量引起的选择性偏误, Probit 模型中的误差项 μ_i 与创业绩效模型中的误差项 ϵ_i^0 和 ϵ_i^1 相关, 因此 ϵ_i^0 和 ϵ_i^1 在给定信贷情况的条件下期望值不为 0, 其条件期望值分别为:

$$E(\epsilon_i^0 | C_i = 0) = E(\epsilon_i^0 | \mu_i \leq -\delta Z_i') = \sigma_{0u} \left[\frac{-\varphi(\delta Z_i')}{1 - \Phi(\delta Z_i')} \right] \triangleq \sigma_{0u} \lambda_i^0(\delta Z_i') \quad (28)$$

$$E(\epsilon_i^1 | C_i = 1) = E(\epsilon_i^1 | \mu_i > -\delta Z_i') = \sigma_{1u} \left[\frac{\varphi(\delta Z_i')}{\Phi(\delta Z_i')} \right] \triangleq \sigma_{1u} \lambda_i^1(\delta Z_i') \quad (29)$$

综上, ESR 模型的两阶段估计思路是, 首先采用 MLE 方法对方程(26)做 Probit 回归, 从而获得每个样本受信贷约束的概率 δ , 并计算不受信贷约束模型的逆米尔斯比率 $\lambda_i^0(\delta Z_i') = \frac{-\varphi(\delta Z_i')}{1 - \Phi(\delta Z_i')}$ 和受信贷约束模型的逆米尔斯比率 $\lambda_i^1(\delta Z_i') = \frac{\varphi(\delta Z_i')}{\Phi(\delta Z_i')}$, 通过逆米尔斯比率可以得到信贷约束与农村家庭创业绩效之间的相关性, 然后将其作为第二阶段的修正参数, 分别对方程(27)受信贷约束与不受信贷约束两个子样本进行回归, 就可以得到 β^0 和 β^1 的一致估计。具体模型如下:

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^0 = \alpha^0 + \beta^0 X_i^0 + \sigma_{0u} \lambda_i^0(\delta Z_i'), & \text{如果 } C_i = 0 \\ Y_i^1 = \alpha^1 + \beta^1 X_i^1 + \sigma_{1u} \lambda_i^1(\delta Z_i'), & \text{如果 } C_i = 1 \end{cases} \quad (30)$$

由于模型估计可能存在的内生性问题会导致误差项 ϵ_i^0 、 ϵ_i^1 和 μ_i 之间存在相关关系。为了得到一致估计, 本文采用完全信息的极大似然估计法(full information ML, FIML)对模型进行估计, 可实现同时估计选择方程和绩效方程来获得一致标准误, 以校正样本选择性偏差。

2. 基于内生转换回归模型的处理效应估算

在估计出模型系数后, 基于 ESR 模型可进一步计算出受信贷约束家庭与不受信贷约束家庭之间的平均处理效应。

受信贷约束家庭的创业绩效为:

$$E(Y_i^1 | C_i = 1) = \alpha^1 + \beta^1 X_i^1 + \sigma_{1u} \lambda_i^1(\delta Z_i') \quad (31)$$

受信贷约束家庭在不受信贷约束的反事实情景下创业绩效为:

$$E(Y_i^1 | C_i = 0) = \alpha^0 + \beta^0 X_i^0 + \sigma_{0u} \lambda_i^1(\delta Z_i') \quad (32)$$

不受信贷约束家庭的创业绩效为:

$$E(Y_i^0 | C_i = 0) = \alpha^0 + \beta^0 X_i^0 + \sigma_{0u} \lambda_i^0 (\delta Z_i') \quad (33)$$

不受信贷约束家庭在受信贷约束的反事实情景下创业绩效为:

$$E(Y_i^0 | C_i = 1) = \alpha^1 + \beta^1 X_i^0 + \sigma_{1u} \lambda_i^0 (\delta Z_i') \quad (34)$$

因此,受信贷约束家庭的平均处理效应(ATT)可表示为式(31)与式(32)之差;不受信贷约束家庭的平均处理效应(ATU)可表示为式(33)与式(34)之差。任一随机样本的平均处理效应(ATE)则为ATT和ATU的加权平均值。因为ATU和ATE的估计结果都包含了不受信贷约束影响的样本,最重要的估计参数是受信贷约束家庭的平均处理效应^[43]。因此本文只估算ATT来估计信贷约束对农村家庭创业绩效的损失。

四、数据来源、变量与实证分析

1. 数据来源

本文所用数据来源于2015年西南财经大学在全国范围内开展的中国家庭金融调查(China household finance survey, CHFS)。该调查采用分层、三阶段与人口规模成比例(PPS)方法以及重点抽样相结合的抽样设计,数据涵盖了全国29省/地区(除新疆、西藏、港澳台)“三农”领域内的微观数据,如农业生产经营、信贷、经营规模等方面的信息,为本文提供了良好的数据支撑^①。本文对农村创业家庭的样本识别过程如下:(1)关于农业创业,CHFS问卷询问了被调查样本的农业生产经营组织形式以及是否在工商部门、农委等部门注册登记,本文将被调查样本回答为“农业企业”“农业合作社”“家庭农场”“专业大户”的家庭视为农业创业样本。此外,还参照翁辰的做法,将农业生产总成本在5万元以上^②,或实际经营农地面积在50亩以上,借助互联网、产业链等平台改变其农业生产经销方式的农村家庭归为“专业大户”一类,将其补充到农业创业样本范畴^[6,44]。(2)关于非农创业,CHFS问卷询问了被调查样本:“是否从事工商业生产经营项目,包括个体户、租赁、运输、网店、经营企业等?”,将该问题回答为“是”的家庭归为非农创业样本。在剔除样本缺失值后,本文最终获取了329户农村家庭为农业创业样本,372户农村家庭为非农创业样本。

2. 信贷约束影响农业创业绩效的实证分析

(1)变量设置。^①被解释变量:农业创业绩效。根据前文理论分析,本文从单位产出和规模经济两个层面衡量农业创业绩效。借鉴张龙耀等、柳凌韵等的方法,用经营规模扩大对亩均农产品产量(每亩土地农产品产量)的影响来考察农业创业家庭规模化经营与农业生产率之间的关系;用经营规模扩大对单位农产品生产成本(单位产值农产品的生产成本)的影响来考察农业创业家庭规模化经营是否存在规模经济效益^[22-23]。^②解释变量。信贷约束同时为ESR模型第一阶段的被解释变量。本文所定义的信贷约束指的是农村家庭面临的来自正规金融机构的信贷约束,并借鉴Boucher等提出的直接诱导式询问方法(DEM)对其进行甄别^[45]。根据研究假说H₁,农地经营规模和农地经营规模平方项为ESR模型第二阶段绩效回归分析的主要解释变量。^③控制变量。控制变量包括影响农业创业绩效的各因素变量,主要选取了来自农业创业家庭的户主个体特征、家庭特征、政策资源等方面的内容。表1为农业创业绩效模型中各变量定义和描述性统计结果。

(2)信贷约束对农业创业绩效的影响效应。表2汇报了利用ESR模型考察信贷约束影响农业创业绩效的回归结果,此处仅汇报ESR模型第二阶段绩效方程的估计结果。模型(1)的被解释变量是亩均农产品产量。关于农业创业家庭的单位产出水平,在控制住可能影响亩均农产品产量的其他因素后,估计结果表明,对受信贷约束家庭而言,农地经营规模对亩均农产品产量有负向影响但并不显

^① CHFS项目组总共采集发布了2011年、2013年、2015年和2017年4轮具有全国代表性的调查数据。受数据可得性的限制,2011年、2013年与2017年CHFS问卷未能满足本文核心变量的指标选取,故最终使用2015年CHFS数据进行实证分析。

^② 农业生产可能因自然灾害、市场等外生不可控因素的影响,使得利润或经营收入与其经营规模不成正比,不能准确反映其是否创业,而农业生产成本与经营规模之间的关系相对稳定^[46]。

著,换言之,受信贷约束的影响,农地经营规模与农业生产率之间没有显著的相关关系。这表明农业创业家庭在扩大农地经营规模时,受外部融资条件的约束,难以同时满足与之相匹配的资金投入水平,从而表现为农地经营规模的扩大对于提高亩均农产品产量并无贡献。在不受信贷约束的亩均农产品产量方程中,亩均农产品产量与农地经营规模呈现显著的“正 U 型”关系,农地经营规模一次项至少在 1% 的统计水平上对亩均农产品产量具有显著的负向影响,而农地经营规模平方项至少在 10% 的统计水平上对亩均农产品产量具有显著的正向影响。这与张龙耀等的研究结论一致^[23],相较于受信贷约束家庭,在较大规模经营中,不受信贷约束家庭的亩均农产品产量会随着农地经营规模的扩大而进一步提高,即在较大农地经营规模的区间内,不受信贷约束家庭得以保证资金投入强度以满足亩均农地生产效率的提高,农地经营规模越大的创业家庭也可通过提高亩均农产品产量而增加农产品生产利润。模型(2)的被解释变量是单位农产品生产成本。关于农业创业能否实现规模经济,在控制住可能影响单位农产品生产成本的其他因素后,估计结果表明,对受信贷约束家庭而言,农地经营规模一次项与平方项对单位农产品生产成本的影响均不显著,表明受信贷约束家庭的农地规模化经营不能形成规模经济。而对不受信贷约束家庭而言,单位农产品生产成本与农地经营规模呈现显著的“正 U 型”关系,这与柳凌韵等的研究结果一致^[22],一方面,农地经营规模对单位农产品生产成本具有显著的负向影响,表明不受信贷约束家庭扩大农地规模会降低单位产品生产成本,单位农产品生产成本随着农地经营规模的扩大而下降,即规模经济存在于不受信贷约束家庭中;另一方面,农地经营规模平方项对单位农产品生产成本具有显著的正向影响,说明当农地经营规模达到一定程度时出现规模阈值,表现出规模不经济。这也印证了发展农地规模化经营应避免土地的盲目扩张,合理确定“适度”的农地经营规模,以保证创业者的收益。至此,研究假说 H₁ 得以验证。

表 1 农业创业绩效模型各变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	农业创业绩效	亩均农产品产量:每亩土地农产品产量(千克,取自然对数)	5.64	1.23
		单位农产品生产成本:单位产值农产品的生产成本/元	0.79	1.54
解释变量	信贷约束	是否受信贷约束:是=1;否=0	0.26	0.44
	农地经营规模	实际经营土地总面积(亩,取自然对数)	2.77	1.49
	农地经营规模平方项	实际经营土地总面积(亩,取自然对数)的平方	9.91	8.73
	农地确权	是否获取农用地确权证书:是=1;否=0	0.59	0.49
	性别	户主性别:男=1;女=0	0.92	0.27
	年龄	户主年龄	50.67	10.65
	年龄平方项	户主年龄的平方/100	26.80	11.21
	受教育年限	没上过学=0;小学=6;初中=9;高中=12;中专/职高=13;大专/高职=15;大学本科=16;硕士研究生=19;博士研究生=22	7.96	3.02
	家庭规模	家庭总人口数	4.40	1.70
	农业补贴	是否获得农业补贴:是=1;否=0	0.79	0.41
控制变量	贫困户	是否贫困户:是=1;否=0	0.13	0.33
	社会保障	是否有社会养老保险:是=1;否=0	0.76	0.43
	风险偏好	如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目? 不知道=1;不愿意承担任何风险=2;略低风险、略低回报的项目=3;平均风险、平均回报的项目=4;略高风险、略高回报的项目=5;高风险、高回报的项目=6;	2.86	1.34
	健康状况	是否健康:健康=1;不健康=0	0.87	0.34
地区变量	村干部	家中是否有村干部:是=1;否=0	0.11	0.32
	家庭劳动力比例	家庭劳动力人数/家庭规模	0.75	0.21
	家庭非农收入比例	非农收入与家庭总收入之比	0.38	0.38
	是否关注经济信息	平时是否关注经济、金融方面的信息:是=1;否=0	0.65	0.48
	各省人均 GDP	各省人均 GDP(万元,取自然对数)	1.69	0.23
	东部地区	东部地区=1;其他=0	0.13	0.34
	西部地区	西部地区=1;其他=0	0.33	0.47

表 2 农业创业绩效内生转换回归模型估计结果

N = 329

变量	模型(1):亩均农产品产量		模型(2):单位农产品生产成本	
	受信贷约束	不受信贷约束	受信贷约束	不受信贷约束
农地经营规模	-0.0432 (0.4671)	-0.4761*** (0.1519)	0.3768 (0.4129)	-0.5366** (0.2330)
农地经营规模的平方	-0.0304 (0.0784)	0.0475* (0.0251)	-0.0531 (0.0678)	0.0629* (0.0383)
农地确权	0.5429* (0.3280)	0.0883 (0.1368)	0.3418 (0.2584)	-0.2499 (0.2071)
性别	0.4234 (0.5693)	-0.1846 (0.2616)	0.0174 (0.4290)	0.2458 (0.3945)
年龄	-0.2004* (0.1034)	0.0365 (0.0563)	-0.0774 (0.0844)	0.0930 (0.0849)
年龄平方项	0.2050** (0.1011)	-0.0244 (0.0533)	0.0742 (0.0799)	-0.1005 (0.0804)
受教育年限	0.0512 (0.0577)	-0.0073 (0.0254)	-0.0401 (0.0433)	-0.0674* (0.0384)
家庭规模	0.1378 (0.1098)	0.0031 (0.0402)	-0.1343* (0.0812)	0.0418 (0.0605)
家庭劳动力比例	1.4307 (0.9274)	-0.0489 (0.3624)	-1.7673** (0.6959)	0.0910 (0.5483)
家庭非农收入比例	-1.0644** (0.4667)	-0.8752*** (0.2055)	1.5256*** (0.3475)	0.3029 (0.3100)
贫困户	-0.2297 (0.4190)	-0.6398*** (0.2234)	-0.0601 (0.3137)	0.8768** (0.3437)
风险偏好	0.0436 (0.1127)	-0.0549 (0.0630)	0.1453 (0.1063)	0.0596 (0.0998)
健康状况	0.0666 (0.4212)	0.5280*** (0.2002)	-0.3151 (0.3166)	-0.5109* (0.3017)
农业补贴	-0.1312 (0.3920)	0.3359* (0.1724)	-0.0113 (0.3043)	0.3466 (0.2598)
社会保障	0.4376 (0.3437)	-0.0392 (0.1627)	-0.3325 (0.2595)	0.1389 (0.2452)
是否关注经济信息	-0.5120 (0.3445)	0.2899** (0.1419)	-0.2648 (0.2573)	0.2659 (0.2151)
村干部	-0.0513 (0.5022)	0.2537 (0.2151)	-0.2269 (0.3761)	-0.1322 (0.3248)
各省人均 GDP	0.1221 (0.7370)	0.6395* (0.3618)	0.8875 (0.5459)	-0.3464 (0.5453)
东部地区	-2.4324*** (0.6470)	-0.8431*** (0.2526)	0.7675 (0.4846)	0.6916* (0.3813)
西部地区	0.0029 (0.3475)	-0.3191* (0.1629)	0.6234** (0.2677)	-0.4008 (0.2466)
常数项	8.0623*** (3.0691)	4.2513*** (1.5886)	1.7856 (2.2810)	-0.0044 (2.3946)
对数似然值	-615.2925		-690.7758	
Wald 卡方值(P 值)	44.93** (0.0014)		57.81*** (0.0000)	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号中为稳健标准误,下同。

(3)信贷约束影响农业创业绩效的损失估算。表3基于平均处理效应汇报了信贷约束影响下农业创业绩效的损失情况。就亩均农产品产量而言,受信贷约束家庭的平均处理效应 $ATT = -1.3419$,将其换算成原值统计量可得,当受信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足时,其亩均农产品产量将提高119.4242千克。就单位农产品生产成本而言,受信贷约束家庭的平均处理效应 $ATT = 0.2097$,意味着信贷约束使农业创业家庭的单位农产品生产成本相较于不受信贷约束时提高了0.2097元。此外,表3还汇报了不同信贷约束类型下,亩均农产品产量和单位农产品生产成本的损失。结果表明,当受需求型信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足时,其亩均农产品产量和单位农产品生产成本的改善作用优于受供给型信贷约束家庭。可能的原因是,受供给型信贷约束家庭能够向金融机构提出贷款申请,说明其本身的资产、抵押品,以及生产经营能力等方面水平更高,而受需求型信贷约束家庭在这一方面较为薄弱,当信贷需求得以满足时,受需求型信贷约束家庭对资金支持表现得更加敏感,弹性更大,对提高其农业创业绩效的作用也就更加明显。

表3 信贷约束对农业创业绩效影响的平均处理效应

平均处理效应	类型	亩均农产品产量		单位农产品生产成本	
		均值	标准误	均值	标准误
ATT	信贷约束	-1.3419***	0.0167	0.2097***	0.0138
	供给型信贷约束	-1.2622***	0.0272	0.1084***	0.0177
	需求型信贷约束	-1.4435***	0.0220	0.7733***	0.0019

3. 信贷约束影响非农创业绩效的实证分析

(1)变量设置。①被解释变量:非农创业绩效。与农业创业不同,非农创业更加注重企业生存与否、组织扩展水平、销售利润和竞争力提高等方面,其主要目的是追求利润最大化。对此,本文以非农创业生产经营净利润作为衡量非农创业绩效的代理变量。②解释变量。信贷约束同时为ESR模型第一阶段的被解释变量^①。根据研究假说 H_2 ,借贷金额为非农创业ESR模型第二阶段绩效回归分析的主要解释变量。③控制变量。控制变量包括影响非农创业绩效的各因素变量,主要选取了来自非农创业家庭的户主个体特征、家庭特征、地区特征等方面的内容。表4为非农创业绩效模型中各变量定义和描述性统计结果。

表4 非农创业绩效模型各变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	非农创业绩效	生产经营净利润(万元,取自然对数)	1.42	1.23
解释变量	信贷约束	是否受信贷约束:是=1;否=0	0.49	0.50
	借贷金额	当年总借贷金额(万元,取自然对数)	2.33	1.14
控制变量	性别	户主性别:男=1;女=0	0.87	0.34
	年龄	户主年龄	45.34	11.08
	年龄平方项	户主年龄的平方/100	21.78	10.65
	受教育年限	没上过学=0;小学=6;初中=9;高中=12;中专/职高=13;大专/高职=15;大学本科=16;硕士研究生=19;博士研究生=22	9.48	3.50
	家庭规模	家庭总人口数	4.31	1.64
	社会保障	是否有社会养老保险:是=1;否=0	0.66	0.48
	风险偏好	如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目?不知道=1;不愿意承担任何风险=2;略低风险、略低回报的项目=3;平均风险、平均回报的项目=4;略高风险、略高回报的项目=5;高风险、高回报的项目=6;	3.30	1.42
	健康状况	是否健康:健康=1;不健康=0	0.89	0.32
	家庭劳动力比例	家庭劳动力人数/家庭规模	0.75	0.19
	是否关注经济信息	平时是否关注经济、金融方面的信息:是=1;否=0	0.77	0.42
地区变量	家庭资产水平	家庭总资产(万元,取自然对数)	2.53	1.56
	家庭收入水平	家庭总收入(万元,取自然对数)	1.37	1.03
	东部地区	东部地区=1;其他=0	0.38	0.49
	西部地区	西部地区=1;其他=0	0.27	0.45

① 与前文相同,此处的信贷约束同样指的是使用直接诱导式询问方法(DEM)进行甄别的来自正规金融机构的信贷约束。

(2)信贷约束对非农创业绩效的影响效应。表 5 汇报了利用 ESR 模型考察信贷约束对非农创业绩效影响的回归结果,此处仅汇报 ESR 模型第二阶段绩效方程的估计结果。模型(3)中衡量非农创业绩效的指标是非农创业生产经营净利润。从估计结果来看,增加受信贷约束家庭的借贷金额在 5% 的统计水平上对其生产经营净利润产生显著的正向影响,增加不受信贷约束家庭的借贷金额也能在 10% 的统计水平上对其生产经营净利润产生显著的正向影响,但其显著性低于受信贷约束家庭的估计结果。这与翁辰的研究结论基本一致^[6]。总体结果表明,信贷约束致使非农创业家庭在创业经营过程中无法获得所需资金来投入生产经营,如果增加受信贷约束家庭的可借贷资金,则可以显著提升其创业绩效。而对于不受信贷约束家庭而言,他们已拥有足够的资金来满足其组织扩展能力,实现利润最大化,因此,相较于不受信贷约束家庭,受信贷约束家庭会获得更高的资本边际收益,增加其可借贷资金对提高创业绩效的作用更加显著。至此,验证了研究假说 H₂。

(3)信贷约束影响非农创业绩效的损失估算。表 6 基于平均处理效应汇报了信贷约束影响下非农创业绩效的损失情况。对非农创业净利润而言,受信贷约束家庭的平均处理效应 $ATT = -0.3735$,将其换算成原值统计量可得,当受信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足时,其净利润将提高 1.9533 万元。同样地,表 6 还汇报了不同信贷约束类型下,非农创业生产经营净利润的损失。可以看出,与农业创业绩效相同,当受需求型信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足时,其净利润提高的程度要优于受供给型信贷约束家庭。

五、结论与建议

作为创业活动的最终归属,提升农民创业绩效将直接决定农民创业活动未来的经营运转和后续发展,特别是对增加农村地区就业机会,带动农民增收,实现乡村振兴有着重要的现实意义。本文基于 2015 年中国家庭金融调查数据,从创业行业异质性角度,分别构建农业创业绩效与非农创业绩效的客观衡量指标,理论分析信贷约束对农村家庭创业绩效的影响,采用内生转换回归模型进行实证检验,并进一步使用处理效应模型估算信贷约束所导致的创业绩效损失。研究发现,信贷约束会显著制约农村家庭创业绩效。第一,信贷约束对农业创业绩效的影响表现为:受信贷约束的影响,农业创业家庭从事农地规模化经营对提高亩均农产品产量、降低单位农产品生产成本没有显著贡献;而不受信贷约束家庭的亩均农产品产量、单位农产品生产成本均与农地经营规模呈现显著的“正 U 型”关系。相比不受信贷约束家庭,受信贷约束家庭的亩

表 5 非农创业绩效内生转换回归模型估计结果

变量	模型(3):生产经营净利润	
	受信贷约束	不受信贷约束
借贷金额	0.2365** (0.1108)	0.2038* (0.1060)
性别	-0.0457 (0.3418)	0.0273 (0.2190)
年龄	0.1646*** (0.0570)	-0.0667* (0.0400)
年龄平方项	-0.1673*** (0.0621)	0.0570 (0.0398)
受教育年限	-0.0266 (0.0305)	-0.0032 (0.0259)
家庭规模	-0.0264 (0.0681)	-0.0182 (0.0434)
家庭劳动力比例	0.0263 (0.5401)	-0.0171 (0.3857)
家庭资产水平	0.2310*** (0.0668)	0.2167*** (0.0596)
家庭收入水平	0.0902 (0.0928)	0.0970 (0.0817)
是否关注经济信息	0.2174 (0.2353)	0.1573 (0.1689)
健康状况	0.4696 (0.3920)	0.1813 (0.4121)
风险偏好	-0.0107 (0.0675)	0.0192 (0.0603)
社会保障	-0.0837 (0.2082)	0.1458 (0.1625)
东部地区	0.1714 (0.2482)	0.1260 (0.1881)
西部地区	-0.1849 (0.2180)	-0.0694 (0.1880)
常数项	-3.4507** (1.5443)	1.6033 (1.1257)
对数似然值	-767.8664	
Wald 卡方值	66.68*** (0.0000)	

表 6 信贷约束对非农创业绩效影响的平均处理效应

平均处理效应	类型	生产经营净利润	
		均值	标准误
ATT	信贷约束	-0.3735***	0.0649
	供给型信贷约束	-0.0418***	0.0886
	需求型信贷约束	-0.6710***	0.1268

均农产品产量减少 119.4242 千克,单位农产品生产成本提高 0.2097 元。第二,信贷约束对非农创业绩效的影响表现为:相较于不受信贷约束家庭,增加受信贷约束家庭的借贷金额可以显著提高其生产经营净利润,若受信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足,其净利润将提高 1.9533 万元。此外,当受需求型信贷约束家庭的信贷需求得到完全满足时,其创业绩效的改善效用优于受供给型信贷约束家庭。

综上,本文研究结论反映了信贷约束是我国农民创业提档升级、提升创业绩效亟待解决的重要问题。基于此,提出如下建议:第一,增加农民创业者的信贷供给。政府应发挥农民与金融机构之间的纽带功能,给予农民创业者充分的信贷支持,如对创业担保贷款按规定给予贴息;金融机构可针对农民创业者的实际情况,设计与之相匹配的信贷产品。第二,农民创业者可利用商业信用、非正规信贷、互联网信贷等方式实现多渠道融资,同时不断提升自身企业价值,完善借贷条件,以寻求更多的信贷支持。第三,建立良好的创业企业评级制度,引导非创业家庭对发展成熟的优质企业进行投资,从而参与到“大众创业、万众创新”的浪潮中,在拓宽创业企业融资渠道的同时,也实现自身收益的增长。

参 考 文 献

- [1] 郑馨,周先波,陈宏辉,等. 东山再起: 怎样的国家制度设计能够促进失败再创业? ——基于 56 个国家 7 年混合数据的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 136-151, 181.
- [2] STINCHCOMBE A L. Social structure and organizations[M]. West Yorkshire: Emerald Group Publishing Limited, 2000.
- [3] 魏娟, 赵佳佳, 刘天军. 失败未必是成功之母——来自 235 位农民创业者的经验证据[J]. 科学学研究, 2021, 39(2): 285-294.
- [4] 苏岚岚, 孔荣. 互联网使用促进农户创业增益了吗? ——基于内生转换回归模型的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(2): 62-80.
- [5] HOLTZ-EAKIN D, JOULFAIAN D, ROSEN H S. Sticking it out: entrepreneurial survival and liquidity constraints[J]. Journal of political economy, 1994, 102(1): 53-75.
- [6] 翁辰. 信贷约束对中国农村家庭创业的影响研究[D]. 南京: 南京农业大学, 2016.
- [7] 李长生, 黄季焜. 异质性信贷约束对农民创业绩效的影响[J]. 财贸经济, 2020, 41(3): 146-161.
- [8] 何广文, 刘甜. 贫困地区农户创业的信贷需求研究——基于创业动机异质性视角[J]. 财经理论与实践, 2019, 40(5): 11-18.
- [9] 芮正云, 史清华. 中国农民工创业绩效提升机制: 理论模型与实证检验——基于“能力-资源-认知”综合范式观[J]. 农业经济问题, 2018(4): 108-120.
- [10] 张应良, 高静, 张建峰. 创业家庭正规金融信贷约束研究——基于 939 份农户创业调查的实证分析[J]. 农业技术经济, 2015(1): 64-74.
- [11] EVANS D S, JOVANOVIĆ B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints[J]. Journal of political economy, 1989, 97(4): 808-827.
- [12] HURST E, LUSARDI A. Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship[J]. Journal of political economy, 2004, 112(2): 319-347.
- [13] 李伟雯, 张兵. 非正规金融与农村家庭创业成效: 影响效应及作用机理[J]. 农业技术经济, 2018(12): 4-17.
- [14] COVIN J G. Entrepreneurial versus conservative firms: a comparison of strategies and performance[J]. Journal of management studies, 1991, 28(5): 439-462.
- [15] 郭红东, 丁高洁. 关系网络、机会创新性与农民创业绩效[J]. 中国农村经济, 2013(8): 78-87.
- [16] COVIN J G, SLEVIN D P. A conceptual model of entrepreneurship as firm behavior[J]. Entrepreneurship theory and practice, 1991, 16(1): 7-26.
- [17] 罗明忠, 陈明. 人格特质、创业学习与农民创业绩效[J]. 中国农村经济, 2014(10): 62-75.
- [18] CHANDLER G N, HANKS S H. Measuring the performance of emerging businesses: a validation study[J]. Journal of business venturing, 1993, 8(5): 391-408.
- [19] 张益丰, 郑秀芝. 企业家才能、创业环境异质性与农民创业——基于 3 省 14 个行政村调研数据的实证研究[J]. 中国农村观察, 2014(3): 21-28, 81.
- [20] 黄洁, 蔡根女, 买忆媛. 农村微型企业: 创业者社会资本和初创企业绩效[J]. 中国农村经济, 2010(5): 65-73.
- [21] 李伟雯, 张兵. 非正规金融对农村家庭创业的影响机制研究[J]. 经济科学, 2016(2): 93-105.
- [22] 柳凌韵, 董凯, 周宏. 正规信贷约束降低了农业规模经营绩效吗[J]. 农业技术经济, 2020(4): 25-37.
- [23] 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.
- [24] 赵德昭. 农民工返乡创业绩效的影响因素研究[J]. 经济学家, 2016(7): 84-91.

- [25] CARTER M R. Equilibrium credit rationing of small farm agriculture[J]. *Journal of development economics*, 1988, 28(1): 83-103.
- [26] 褚保金, 卢亚娟, 张龙耀. 信贷配给下农户借贷的福利效果分析[J]. *中国农村经济*, 2009(6): 51-61.
- [27] FEDER G, LAU L J, LIN J Y, et al. The relationship between credit and productivity in Chinese agriculture: a microeconomic model of disequilibrium[J]. *American journal of agricultural economics*, 1990, 72(5): 1151-1157.
- [28] GUIRKINGER C, BOUCHER S R. Credit constraints and productivity in Peruvian agriculture[J]. *Agricultural economics*, 2008, 39(3): 295-308.
- [29] 赵思诚, 杨青, 许庆. 社会保障、信贷获得与农业生产——来自新型农村合作医疗制度的证据[J]. *财经研究*, 2019, 45(11): 45-56, 125.
- [30] 李长生, 张文棋. 信贷约束对农户收入的影响——基于分位数回归的分析[J]. *农业技术经济*, 2015(8): 43-52.
- [31] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J]. *经济研究*, 2011, 46(3): 59-71, 94.
- [32] MOTTALEB K A, KRUPNIK T J, ERENSTEIN O. Factors associated with small-scale agricultural machinery adoption in Bangladesh: census findings[J]. *Journal of rural studies*, 2016(46): 155-168.
- [33] HALL B H, LERNER J. The financing of R&D and innovation[M]// *Handbook of the Economics of Innovation*, North-Holland: North-Holland publishing, 2010.
- [34] 黎翠梅, 陈桂英, 陈思寓. 农村小微企业融资行为影响因素实证分析——基于湘潭农村小微企业的调查[J]. *农业现代化研究*, 2016, 37(1): 117-122.
- [35] LI Y A, LIAO W, ZHAO C C. Credit constraints and firm productivity: microeconomic evidence from China[J]. *Research in international business and finance*, 2018(45): 134-149.
- [36] SILVA F, CARREIRA C. Do financial constraints threaten the innovation process? Evidence from portuguese firms[J]. *Economics of innovation and new technology*, 2012, 21(8): 701-736.
- [37] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. *经济研究*, 2017, 52(5): 161-174.
- [38] GANDELMAN N, RASTELETTI A. Credit constraints, sector informality and firm investments: evidence from a panel of uruguayan firms[J]. *Journal of applied economics*, 2017, 20(2): 351-372.
- [39] 邢道均, 叶依广. 农村小额贷款公司缓解农村中小企业正规信贷约束了吗? ——基于苏北五市的调查研究[J]. *农业经济问题*, 2011, 32(8): 61-69.
- [40] ADAMOPOULOS T, RESTUCCIA D. The size distribution of farms and international productivity differences[J]. *American economic review*, 2014, 104(6): 1667-97.
- [41] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J]. *经济研究*, 2020, 55(11): 156-173.
- [42] MADDALA G S. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics[M]. Cambridge: Cambridge university press, 1986.
- [43] HECKMAN JJ, ICHIMURA H, TODD P. Matching as an econometric evaluation estimator[J]. *The review of economic studies*, 1998, 65(2): 261-294.
- [44] 湛泳, 徐乐. “互联网+”下的包容性金融与家庭创业决策[J]. *财经研究*, 2017, 43(9): 62-75, 145.
- [45] BOUCHER S, CERTE M, GUIRKINGER C. Risk rationing and activity choice[C]. Working paper, University of California-Davis, 2005.
- [46] 张海洋, 袁雁静. 村庄金融环境与农户创业行为[J]. *浙江社会科学*, 2011(7): 2-12.

(责任编辑: 金会平)