

异质性信贷约束对农民创业绩效的影响^{*}

李长生 黄季焜

内容提要: 创业绩效是每个创业者关注的核心问题。本文基于信贷均衡理论, 采用我国传统劳务输出大省江西省创业农民的调查数据, 甄别了样本的信贷约束及类型, 实证研究了信贷约束及其类型异质性对农民创业绩效的影响。内生处理效应模型的估计结果表明, 相比无信贷约束样本, 受到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%。采用控制方程方法、OLS 模型的回归结果表明, 相比无信贷约束样本, 受到完全数量型信贷约束、风险型信贷约束和部分数量型信贷约束的农民创业财务绩效分别低 34%、26% 和 16%。信贷约束及其类型异质性对农民创业成长绩效的稳健性检验结果也印证了两者的负向关系。因此, 应实施差异化的信贷政策, 努力缓解创业农民的信贷约束, 提升其创业绩效。

关键词: 创业绩效 信贷约束 信贷均衡模型 控制方程方法 内生处理效应模型

作者简介: 李长生, 江西农业大学经济管理学院副教授, 江西省乡村振兴战略研究院研究员, 330045;

黄季焜(通讯作者), 江西农业大学教授、副校长, 北京大学中国农业政策研究中心主任, 北京大学新农村发展研究院院长, 100871。

中图分类号: F014.4 文献标识码: A 文章编号: 1002-8102(2020)03-0146-16

DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20200313.002

一、引言

创业一直被认为是提升经济绩效和促进经济增长的核心问题。Romer(1986)和Lucas(1988)等开创的内生增长理论表明, 知识积累是边际劳动生产率递增的根源, 而创新是知识积累的重要渠道。创新的根本动力来自企业家精神, 创业是企业家精神发挥的重要途径, 是创造性破坏(Creative Destruction)过程的关键, 是经济发展最重要的驱动要素(Schumpeter, 2003)。经济的平均

^{*} 基金项目: 国家自然科学基金重点项目“乡村振兴进程中的农村经济转型的路径与规律研究”(71934003); 国家自然科学基金地区科学基金项目“新生代农民工创业过程中融资约束和社会网络交互作用机理研究——以江西省为例”(71563017)。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。李长生电子邮箱: lics2816@jxau.edu.cn。

增长率及其方差都是创新的递增函数,竞争性研究部门的垂直创新是经济潜在增长的根源,是内生增长模型的重要因素(Aghion和Howitt 2013; Davis和Haltiwanger,1992)。高水平创新能够吸引更多投资,而投资对总收入有显著的正向影响(Guzman和Stern 2015)。

创业绩效是指创业者创新、承担风险以及识别创业机会的能力(Hayton 2003),是创业实践者和研究者共同关注的重要概念(芮正云、史清华 2018)。鉴于其重要性,国内外大量文献从不同的视角关注其影响因素。私募股权投资对私营企业的经营绩效具有重要作用,当拥有创业股权的家庭把70%(平均数)以上的私有资产投资于私营企业时,总体回报率和投资于上市公司的报酬差不多(Moskowitz和Vissing-Jorgensen 2002)。专利数和特拉华州司法管辖权都能够将创业绩效提高25倍以上,当这两个因素同时起作用时,创业绩效能够提高200倍以上(Guzman和Stern 2015)。在显著性正向作用方面,出资人拥有的管理经验对净利润和销售额、中共党员身份对净利润和净资产、担任人大代表和政协委员对净资产所表现的规律相同(陈东 2015)。控制权转让和产权性质对公司绩效有重要影响,国有转民营和民营转国有都能够显著提高公司绩效,而国有转国有和民营转民营对公司绩效的提高并不显著(王甄、胡军 2016)。创业企业的联结组合能够提升创业绩效,联合依赖有助于联结主体共同参与价值创造,非对称依赖有利于参与主体提升价值获取能力,这些都会影响创业绩效(韩炜等 2017)。

在众多因素中,资金是影响创业绩效最重要的因素之一。Holtz-Eakin等(1994)采用多项Logit回归模型分析了资金禀赋对创业绩效的影响。研究发现,如果不能筹集到利润最大化条件下的资金额,自身经济实力相对更强的企业家其经营绩效会高得多(每获得15万美元遗产资本会提升近20%的经营绩效)。基于欧洲公司的调研数据,Klapper等(2006)的研究表明,完善的金融市场和充分的信贷支持是创业的重要条件,银行信贷和贸易信贷(Trade Credit)是提升金融依赖型企业创业绩效的重要保障。研发投入是企业创新的根本保障,增加研发投入将有助于新产品的技术开发和市场拓展,能够降低收入的不确定性,从而提升企业经营绩效(Ciftci和Cready 2011; Pandit等, 2009)。创业绩效在很大程度上取决于企业能否获得充足的外部股权融资和债务融资,企业家需要获得借贷资金以实现利润最大化(Ang等 2010; Brown等 2018)。凌江怀、胡雯蓉(2012)选取我国广东省A股上市公司407个样本作为研究对象,多元回归模型的研究结果表明,股权融资能够有效支持战略性新兴产业通过规模扩张提高经营绩效。赵德昭(2016)采用顺序Probit模型对中西部地区693位返乡创业农民工问卷调查的基本数据进行了实证研究,结果表明,通过亲朋拆借、政府资助和银行贷款获得资金的农民能够取得更高的创业绩效。农民自身储蓄难以填补创业资金缺口,能否获得外部资金支持对新企业的存活具有直接影响,外部财务资源的充分支持会深刻影响创业企业的生存和成长绩效(芮正云、史清华 2018)。

通过对现有文献的梳理,我们发现,虽然大量文献研究了资金对创业绩效的影响,但从信贷约束及其异质性视角探讨创业绩效的研究成果非常有限。鉴于此,本文以劳务输出大省江西省的农民工为调研对象,在1028个有效样本中,选择2012—2016年实施了创业的399位农民工为样本,深入考察异质性信贷约束对农民创业绩效的影响。本文可能的贡献在于以下几个方面。(1)研究内容的拓展性。我们认为,农民创业过程不仅在是否受到信贷约束方面存在异质性,而且在信贷约束类型方面也存在异质性。但是,国内有关信贷约束影响效应的最新文献(吴卫星、尹豪 2019; 何婧、李庆海 2019; 张勋等 2019)也没有从异质性的角度进行研究。因此,参考Boucher等(2009)以及刘西川和程恩江(2009)等的经典文献,不仅甄别了样本是否受到信贷约束,而且考察了基于不同信贷约束类型的异质性及其特征,进而研究异质性信贷约束对创业绩效的影响。(2)研究方

法的科学性。本文采用内生处理效应模型(Endogenous Treatment Effects Model ,ETEM) ,充分考虑了信贷约束可能存在的内生性以及可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏误问题 ,并用异质性信贷约束对成长绩效的影响结果做稳健性检验。(3) 研究成果的现实性。本文丰富了创业(特别是农民创业) 的研究内容 ,采用较为科学的研究方法得出的结论可以为政府、金融机构和创业主体制定和实施相关创业政策提供参考。

二、理论分析和研究假说

Bernhardt(2000) 提出了预期利润最大化条件下的信贷均衡模型 ,确定了均衡时的贷款金额和利率水平。该模型具有信贷市场的普遍适用性 ,因此 ,也可用来分析信贷约束条件下创业农民的借贷行为及其影响。假设农民创业的项目是可行的 ,农民拥有足够的技术水平以及创业所需的其他相关条件 ,只是缺乏资金 k ,且无法从非正规金融渠道满足资金需求 ,需要从银行(或其他金融机构) 获得贷款。单一周期结束时 ,假定农民从净现值预期为正的创业项目中获得的收入是 $pf(k)$,其中 $p > 0$,是分布函数 $G(p)$ 的随机价格(Stochastic Price) 或生产率变化(Productivity Shock) 。 $f(\cdot)$ 是严格凹^①的生产技术(Classical Production Technology) 函数。农民和银行都是风险中性的 ,双方签订具有有限责任性质的贷款合同 ,贷款利率是 r ,贷款金额为 k 。如果农民违约 ,银行将接管创业项目并获取所有创业收益。在有限责任条件下 ,创业农民将获得的预期最大化利润水平为:

$$\max_k E\{ \max [0, pf(k) - rk] \} \tag{1}$$

创业实施后 ,农民往往以利润最大化为经营目标。对式(1) 进行一阶求导 ,可得:

$$\int_{p \geq p^*} [pf'(k^*) - r] G_p dp = 0 \tag{2}$$

其中 p^* 是盈亏平衡点的价格 ,即 $p^* f(k^*) - f(k^*) = 0$; k^* 表示最优资金投入量。如果农民违约 , k^* 和有效的资金投入量 k^e 是不相等的 , k^e 的一阶导数为:

$$\int_{p < p^*} pf'(k^e) G_p dp \equiv \int_{p \geq p^*} pf'(k^e) G_p dp + \int_{p < p^*} pf'(k^e) G_p dp = 1 \tag{3}$$

k^* 的一阶导数与式(3) 是不同的 ,这可以从均衡方程得到的利率中推导得出 ,从均衡方程

$$\int_{p < p^*} pf(k^*) G_p dp + \int_{p \geq p^*} rk^* G_p dp = k^* \text{ 求解得到的利率为 } r = \frac{k^* - \int_{p < p^*} pf(k^*) G_p dp}{k^* \int_{p \geq p^*} G_p dp} \text{ 将其代入式}$$

(2) 可得:

$$\int_{p \geq p^*} pf'(k^*) G_p dp + \int_{p < p^*} \frac{pf(k^*)}{k^*} G_p dp = 1 \tag{4}$$

因为 $f(k)/k > f'(k)$,可以得出 $k^* > k^e$ 。式(4) 和式(3) 的区别在于 ,创业农民可能会因经营不善甚至破产而违约 ,即使没有违约 ,也可能导致银行获得更低收益 ,因为当创业农民在市场不确定

① 即 $f(0) = 0, f'(\cdot) > 0, f''(\cdot) < 0$ 。

的情况下有机会获得任意数量的贷款时,他们最理想的做法是尽可能获得更高的贷款,这样就能在市场行情较好的时候获得更高的收益,从而弥补市场行情不好时的低收益。因此,创业农民会有较大的贷款需求,而且希望获得的贷款金额达到一个合适的比例(或规模),贷款比率为:

$$\delta = 1 - (k^e/k^*) \in [0, 1] \quad (5)$$

式(5)中的 k^e 实际上表示完全竞争市场条件下的信贷均衡水平,同时由于利率水平 $r^e = \frac{k^e \int_{p < p^e} p f(k^e) G_p dp}{k^e \int_{p \geq p^e} G_p dp} < r$, 因此 k^e 和 r^e 就是信贷市场达到均衡时的贷款金额和贷款利率。在竞

争性的信贷市场均衡条件下,创业农民能够获得所有生产者剩余。然而,由于创业的固定收益或固定生产成本都存在很大的不确定性,农民往往不能从银行等金融机构获取利润最大化条件下的贷款金额(受到信贷约束),也就不能从创业活动中获得信贷均衡时的生产者剩余。或者说,如果农民在创业过程中受到信贷约束,其创业绩效就会更差。因此,本文提出假说1。

假说1: 信贷约束对农民的创业绩效有显著的负向影响。

Bernhardt (2000) 的信贷均衡模型不仅有助于我们分析信贷约束对创业绩效的影响,而且有助于我们分析不同信贷约束类型对创业绩效的影响。信贷约束会导致创业农民无法获得信贷均衡条件下的所有生产者剩余,那么,如果进一步甄别信贷约束的类型,也就可以论证不同类型的信贷约束同样会导致创业农民无法获得信贷均衡条件下的所有生产者剩余。而且,信贷约束类型不同,生产者剩余的损失程度也不同。因此,本文提出假说2。

假说2: 各种类型的信贷约束会对农民的创业绩效产生显著的负向影响,但影响程度不一样。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自课题组于2017年1—3月在江西省进行的随机分层抽样调查。首先,将江西省划分为赣北、赣中和赣南三个地区;其次,以县为基本单位,在赣北地区抽取南昌县和都昌县等13个县(市),在赣中地区抽取分宜县和安福县等12个县,在赣南地区抽取赣县和信丰县等15个县;^①最后,在每个县随机选取3个乡镇,每个乡镇随机选取3个村,每个村随机选取3个1980年以后出生的农民进行调查,对不在家的农民进行电话采访以及询问当地村干部等方式完成信息采集。共调研1080个样本,其中有效问卷1028份。本文考察异质性信贷约束对农民创业绩效的影响,因此采用调研时过去5年^②有过创业经历的399个样本。江西省是我国传统的农业大省,是近年来我国农村劳动力外出务工最多的5个省份之一。同时,农民在信贷需求及信贷可获

^① 在赣北地区随机抽取南昌县、都昌县、九江县、鄱阳县、新建县、余干县、乐平市、东乡县、玉山县、弋阳县、武宁县、修水县、铜鼓县13个县(市),在赣中地区随机抽取分宜县、安福县、高安县、吉安县、遂川县、泰和县、峡江县、永丰县、金溪县、南城县、南丰县、万载县12个县,在赣南地区随机抽取赣县、信丰县、大余县、上犹县、崇义县、安远县、龙南县、定南县、全南县、兴国县、宁都县、于都县、会昌县、寻乌县、石城县15个县,共调研了40个县(市)。

^② 即2012年1月至2016年12月,下同。把时间设置为5年是出于课题研究需要:时间太短会导致创业样本数太少,从而无法全面了解农民的创业情况。2016年在江西北部的南昌县、靖安县及武宁县等地发放100份问卷进行第一次预调查时,把时间设置为“过去2年”,发现这个时间段有过创业行为的比例只有16%;第二次在江西南部发放100份预调查问卷时把时间设置为“过去3年”,创业比例只有17%。

得性方面的差异较大。因此 ,所用样本适合开展信贷约束与农民创业绩效问题的研究。

(二) 变量定义及描述性统计

1. 信贷约束

(1) 信贷约束的界定和甄别方法。本文的信贷约束是指正规信贷约束 ,通过类型来衡量其异质性 ,主要包括数量型信贷约束、成本型信贷约束和风险型信贷约束 ,而无信贷约束是指无信贷需求或得到全部申请额度。参照 Boucher 等(2009) 、刘西川和程恩江(2009) 等的直接诱导法 (Direct Elicitation Method ,DEM) 考察信贷约束及其类型。根据设计的问题调查样本对银行信贷产品的真实需求 ,判断其借贷行为 ,分析其信贷需求满足程度。首先 ,了解农民在过去 5 年是否向银行等金融机构申请了贷款及所得贷款金额情况。针对申请者设计的问题是“是否得到了所申请的全部数额?” 如果申请者得到了全部数额 ,说明无信贷约束; 若得到了部分数额 ,则受到部分数量型信贷约束; 若申请者没有得到任何贷款 ,则受到完全数量型信贷约束。其次 ,甄别农民的潜在信贷约束。没有向金融机构申请贷款并不意味着无信贷约束 ,根据样本对“为什么没有向银行申请贷款”的回答 ,判断其信贷约束情况。如果回答“无抵押担保”“担心还不上” ,说明受到风险型信贷约束; 如果回答“手续太复杂”“距离太远”“利息太高” ,说明受到成本型信贷约束; 如果回答“担心会被拒绝” ,说明受到完全数量型信贷约束; 如果回答“不需要申请贷款” ,则视为无信贷约束。信贷约束的甄别方法见图 1。

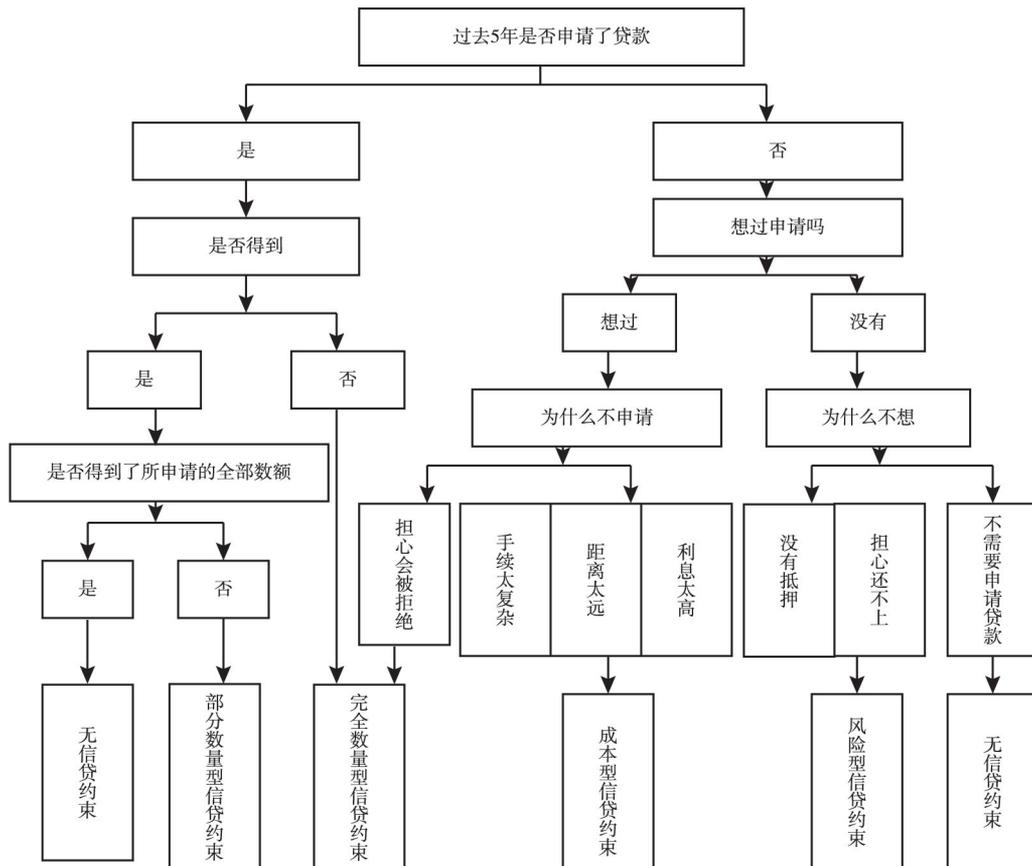


图 1 信贷约束的甄别方法

根据上述信贷约束的定义和甄别方法,得到创业农民的信贷约束及类型异质性(见表1)

表1 创业农民的信贷约束及类型异质性 单位: %

地区	信贷约束				无信贷约束		总计
	部分数量型 信贷约束	完全数量型 信贷约束	成本型 信贷约束	风险型 信贷约束	得到了所申 请的全部数额	不需要 申请贷款	
赣北	5	3	3	4	12	3	30
赣中	7	3	2	2	14	4	32
赣南	9	4	3	3	14	5	38
总计	21	10	8	9	40	12	100
	48				52		

注:样本数为399个,即1028个总样本中实施了创业的农民样本数。下同。

直接诱导法的甄别结果表明,样本在“是否受到信贷约束”方面具有异质性。如表1所示,有创业经历的农民共有399位,其中192位(48%)创业农民受到信贷约束,207位(52%)无信贷约束。直接诱导法的甄别结果不仅表现在样本“是否受到信贷约束”方面具有异质性,而且体现在信贷约束类型方面具有异质性。在受到信贷约束的192个样本中,部分数量型信贷约束、完全数量型信贷约束、成本型信贷约束和风险型信贷约束的样本数分别为82个、42个、32个和36个。其中,“部分数量型信贷约束”类型占比最大,占总样本的21%,占受到信贷约束样本总数的43%。在无信贷约束的样本中,“得到了所申请的全部数额”类型占总样本的40%,占无信贷约束样本总数的77%。

(2) 信贷约束变量的设置。参照Boucher等(2009)、刘西川和程恩江(2009)等的变量设置方法,当用二元离散变量来衡量创业农民是否受到信贷约束时,将受到信贷约束的样本赋值为1,反之则为0。当用信贷约束类型来考察其异质性时,将无信贷约束、部分数量型信贷约束、完全数量型信贷约束、成本型信贷约束和风险型信贷约束设置成5个相互独立的二元离散变量,在模型中将无信贷约束变量作为参照组,考察相对于无信贷约束时,其他4种信贷约束对农民创业绩效的影响。

2. 创业绩效

(1) 创业绩效的衡量方法。借鉴朱红根和解春艳(2012)的界定方法,本文将“农民创业”定义为农民从事特色种植养殖业、加工业、小型工矿业、餐饮服务业、运输业、农村旅游业以及经商、创办合作组织或协会的行为。将“实施了创业”界定为过去5年有任何经营创业实体的行为,既包括创业成功的情况,也包括有创业行为但未成功的情况。当前文献衡量创业绩效的指标主要有三类:单一指标和多项指标、财务指标和非财务指标、主观指标和客观指标(郭红东、丁高洁,2013)。鉴于研究目的以及调研数据的特点,本文采用财务指标和成长指标来衡量创业绩效。财务状况是创业者最关注的问题之一,财务绩效是衡量创业绩效最常用的方法。借鉴Hamilton(2000)、陈东(2015)、赵德昭(2016)等用净利润(Net Profit)考察创业企业财务绩效的办法^①,本文采用样本农民在过去5年创业的总利润与投入资金总额之比来衡量财务绩效。同时,创业者最了解创业过程,他们对创业目标的主观评价也能从一个侧面反映创业绩效。因此,本文参考Covin和Slevin(1991)、Cooper等(1994)、郭红东和丁高洁(2013)等的研究,用“对创业目标达成度的主观评价”

^① Hamilton(2000)有关净利润的计算公式为 $revenues_t - expenses_t = draw_t + retainedearnings_t$, t 为年份;陈东(2015)用企业净利润、企业净资产和企业营业收入来衡量企业绩效;赵德昭(2016)用创业企业利润来衡量返乡农民的创业绩效,用1、2、3、4和5分别表示返乡农民的创业利润为1万~3万元、4万~6万元、7万~9万元、10万~20万元和21万元及以上。

来测量农民创业成长绩效。该指标用 Likert 五标度法来度量: 1 表示“非常不满意”, 5 表示“非常满意”。赋值越大, 表示农民创业成长绩效越高。

(2) 创业绩效的描述性统计分析。财务绩效的均值为 0.580, 最小值为 -1.667, 最大值为 4。成长绩效的均值为 2.469, 标准差为 1.219。农民的创业绩效是由其创业特征所决定的。第一, 农民创业大多选择风险较小的劳动密集型行业, 样本中从事餐饮服务业、运输业以及经商、创办合作组织或协会四种创业方式占比近 85%。第二, 农民创业资金相对有限, 投入数量相对较小, 创业投入资金总额在 30 万元及以下的占 87%, 在 100 万元以上的仅占 4%。在受到信贷约束的情况下, 农民会更加珍惜创业机会, 更加重视经营管理, 以提升创业绩效。

3. 控制变量

参考已有文献, 本文的控制变量主要有创业农民的人力资本特征变量(包括社会网络、政治参与)、人口特征变量(包括年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、性格特征等)和地区变量(包括赣北、赣中和赣南)等。从理论上讲, 这些控制变量都会影响创业绩效。如郭红东和丁高洁(2013)以中国农村地区农民创业者为研究对象的研究表明, 社会性关系网络和市场性关系网络都对农民创业绩效的提高发挥了显著的作用。据此, 本文使用“在春节等重大节日或亲朋好友家有小孩出生、嫁娶及乔迁等重大事件时, 每年送人情礼金额”来衡量社会网络, 大于平均数表示强社会网络, 赋值为 1, 反之为 0。陈东(2015)以中共中央统战部等四部门 2012 年对全国范围内私营企业抽样调研数据为样本, 实证检验了私营企业出资人背景、中共党员身份以及担任人大代表和政协委员对创业绩效有显著的正向影响。因此, 本文以“家庭是否有成员是中共党员、村干部、人大代表或政协委员等”来衡量创业农民的政治参与状况, 并将其设置成二元离散变量。在人口特征变量中, 年龄和受教育程度会影响创业知识水平和结构, 婚姻状况会激励创业农民加强经营管理以承担更重的家庭责任, 性格特征会影响人们对创业风险的承受意愿。本文计量模型所用变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差
投入资金总额	创业的总投入资金(万元)	20.896	40.411
利润	创业的总利润(万元)	7.955	18.965
财务绩效	总利润/投入资金总额	0.580	0.635
成长绩效	对创业目标达成度的主观评价, Likert 五标度法: 非常不满意 = 1; 不满意 = 2; 一般 = 3; 满意 = 4; 非常满意 = 5	2.469	1.219
是否受到信贷约束	受到信贷约束赋值为 1, 反之为 0	0.481	0.500
部分数量型信贷约束	受到部分数量型信贷约束赋值为 1, 反之为 0	0.206	0.405
完全数量型信贷约束	受到完全数量型信贷约束赋值为 1, 反之为 0	0.105	0.307
成本型信贷约束	受到成本型信贷约束赋值为 1, 反之为 0	0.080	0.272
风险型信贷约束	受到风险型信贷约束赋值为 1, 反之为 0	0.090	0.287
社会网络	在春节等重大节日或亲朋好友家有小孩出生、嫁娶及乔迁等重大事件时, 每年送人情礼金额。大于平均数表示强社会网络, 赋值为 1, 反之为 0	0.551	0.498
政治参与	家庭是否有成员是中共党员、村干部、人大代表或政协委员等。有赋值为 1, 反之为 0	0.446	0.498

续表 2

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差
年龄	(岁)	30.892	3.981
性别	男性赋值为 1,反之为 0	0.930	0.256
婚姻状况	已婚赋值为 1,反之为 0	0.642	0.480
受教育程度	文盲 = 0; 小学 = 5; 初中 = 8; 高中 = 11; 大专及以上学历 = 14	6.198	3.167
冒险型	属于冒险型性格特征赋值为 1,反之为 0	0.256	0.437
适中型	属于适中型性格特征赋值为 1,反之为 0	0.554	0.498
保守型	属于保守型性格特征赋值为 1,反之为 0	0.190	0.393
最小距离	农民居住地与最近的银行、信用社、邮政储蓄银行等正规金融机构的距离 (km)	2.785	1.690
赣北	赣北地区赋值为 1,反之为 0	0.343	0.475
赣中	赣中地区赋值为 1,反之为 0	0.304	0.460
赣南	赣南地区赋值为 1,反之为 0	0.353	0.479

(三) 计量模型

本文采用充分考虑了可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏误的内生处理效应模型来研究信贷约束对农民创业财务绩效的影响。假设农民创业财务绩效 Y_i 是相关解释变量 X_i 和创业农民信贷约束 C_i (二元离散变量) 的线性函数, 则农民创业财务绩效可表示为:

$$Y_i = \alpha X_i + \gamma C_i + \varepsilon_i \tag{6}$$

式(6)为结果方程。其中 Y_i 表示农民创业财务绩效, 用总利润与投入资金总额之比来衡量; X_i 为影响农民创业财务绩效的相关因素; C_i 表示创业农民是否受到信贷约束; α 和 γ 表示待估计系数向量, ε_i 是随机误差项。

假定创业农民受到信贷约束时的潜在收益为 C_A^* , 无信贷约束时的预期收益为 C_N^* 。当 $C_A^* < C_N^*$ 时, 农民就会放弃向正规金融机构申请贷款。现实中创业农民受到信贷约束和无信贷约束的预期收益是无法观测的, 需要借助以下方程来考察样本的信贷约束行为:

$$C_i^* = \beta Z_i + \mu_i, C_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } C_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } C_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{7}$$

式(7)为选择方程。其中 C_i^* 是无法观测的潜变量, 在实际调研中可以通过直接诱导法甄别创业农民是否受到信贷约束。创业农民受到信贷约束时, C_i 赋值为 1; 无信贷约束时, C_i 赋值为 0。 Z_i 是衡量创业农民是否受到信贷约束的相关变量, 如创业农民的人口特征变量、人力资本特征变量和地区变量等; β 是待估计系数向量; μ_i 是误差项, 是衡量创业农民是否受到信贷约束的不可观测变量(如农民申请贷款时的谈判能力等)。式(7)表明, 如果衡量样本是否受到信贷约束的变量 (C_i) 是外生的, 就可以直接用 OLS 模型得到信贷约束对农民创业财务绩效影响的无偏估计。但是, 创业农民是否申请贷款是一种“自选择”(Self-selection)行为, 并不是随机的, 是多种因素共同作用的结果。创业农民可能会基于预期利润最大化而申请贷款, 金融机构则可能会出于风险而惜贷。另外, 式(6)中的随机误差项 (ε_i) 和式(7)中的误差项 (μ_i) 包含的不可观测因素可能同时影响

农民创业财务绩效。如果两个误差项具有相关性,即 $\text{corr}(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$, 那么使用 OLS 模型估计方程 (6) 得到的系数是有偏的。内生处理效应模型同时对选择方程 (7) 和结果方程 (6) 进行估计 (Cong 和 Drukker 2000) 能够采用控制方程方法 (Control Function Approach) 将通过选择方程回归得到的“逆米尔斯比率” (Inverse Mill's Ratio, IMR) 作为选择性偏误项 (Selectivity Terms) 加入结果方程, 尽可能消除可观测因素和不可观测因素引起的选择性偏误 (Wooldridge 2015)。基于双变量联合密度函数, 受到信贷约束的创业农民 i 的财务绩效的条件期望可表达如下:

$$E(Y_i | C_i = 1) = \alpha X_i + \gamma + E(\varepsilon_i | C_i = 1) = \alpha X_i + \gamma + \rho_{\varepsilon\mu} \sigma_{\varepsilon\mu} \frac{\phi(\lambda Z_i)}{\Phi(\lambda Z_i)} \quad (8)$$

其中 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别是服从标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数, 两者之比即逆米尔斯比率。 $\sigma_{\varepsilon\mu}$ 是方程 (6) 随机误差项 (ε_i) 和方程 (7) 误差项 (μ_i) 的协方差。 $\rho_{\varepsilon\mu}$ 是两个方程误差项的相关系数, 如果具备统计意义上的显著性, 表明存在不可观测因素导致的选择性偏误问题, 在估计信贷约束对农民创业财务绩效的影响时, 内生处理效应模型要优于 OLS 模型。 α 和 γ 为待估系数。类似地, 无信贷约束的创业农民 i 的财务绩效的条件期望为:

$$E(Y_i | C_i = 0) = \alpha X_i + E(\varepsilon_i | C_i = 0) = \alpha X_i - \rho_{\varepsilon\mu} \sigma_{\varepsilon\mu} \frac{\phi(\lambda Z_i)}{1 - \Phi(\lambda Z_i)} \quad (9)$$

根据式 (8) 和式 (9) 的条件期望, 信贷约束对农民创业财务绩效的平均处理效应 (ATE) 可根据下式计算:

$$ATE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [E(Y_i | C_i = 1) - E(Y_i | C_i = 0)] \quad (10)$$

为了更好地区别结果方程和选择方程, 内生处理效应模型要求选择方程中至少有一个工具变量不能出现在结果方程中。参考程郁、罗丹 (2010) 采用“农户与最近的金融机构的距离”作为信贷约束工具变量的方法, 本文选择“农民居住地与最近的银行、信用社、邮政储蓄银行等正规金融机构的距离”作为工具变量, 该距离可能影响农民对信贷产品的认知, 从而影响信贷交易成本, 但对农民创业财务绩效没有直接影响。

四、实证估计结果及分析

(一) 信贷约束对农民创业财务绩效的估计结果及分析

1. 内生处理效应模型的适用性检验

内生处理效应模型要求使用有效的工具变量, 本文使用两种方法检验内生处理效应模型中工具变量的有效性。一是为弱工具变量检验。在 Stata/SE 15.0 软件中使用 `ivreg 2` 命令进行回归, 得到 Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量分别为 17.856 和 18.542, 二者均大于 10, 因此不是弱工具变量。二是为显著性检验。用 Probit 模型估算选择方程, 结果表明工具变量对信贷约束具有统计意义上的显著性。用 OLS 模型估算结果方程, 发现工具变量对农民创业财务绩效没有显著影响。^① 因此, 该工具变量是有效的。

^① OLS 模型估计结果中, 距离变量的系数为 0.035, t 值为 2.43; Probit 模型中, 距离变量的系数为 -0.013, t 值为 -0.77。

借助 Stata/SE 15.0 软件,得到如表 3 所示的信贷约束对农民创业财务绩效影响的估计结果。结果表明,Wald 内生性检验在 1%的水平下显著,说明拒绝了选择方程(信贷约束方程)和结果方程(财务绩效方程)相互独立的原假设。选择方程和结果方程残差的相关系数在 1%的水平下显著为正,表明模型确实存在正向的选择性偏误(Cong 和 Drukker 2000),意味着财务绩效高于平均水平的创业农民受到信贷约束的概率更大。可能的原因是,相比较而言,财务绩效更高的创业农民其经营管理能力更强,对资金的需求更大,资金缺口也更大,受到信贷约束的可能性就会更高。此外,正向的选择性偏误说明 OLS 模型的回归结果会低估信贷约束对农民创业绩效的影响。表 3 最后一列 OLS 模型的估计结果中,信贷约束变量的系数为 -0.148,其绝对值比内生处理效应模型估计系数的绝对值小很多,这与理论分析是一致的。原因在于,OLS 模型估计时没有充分考虑样本的自选择问题,所使用的样本不是随机性样本。另外,OLS 模型没有充分考虑不可观测变量(如创业农民的企业家才能等)。而内生处理效应模型恰好充分考虑了样本的自选择以及可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏误问题。总之,本文采用内生处理效应模型是合适的。

表 3 信贷约束对农民创业财务绩效影响的估计结果

变量名称	内生处理效应模型		OLS 模型
	选择方程 (因变量: 信贷约束)	结果方程 (因变量: 财务绩效)	(因变量: 财务绩效)
信贷约束	—	-0.938 *** (0.148)	-0.148 ** (0.060)
社会网络	-0.559 *** (0.135)	0.061 * (0.067)	0.220 *** (0.059)
政治参与	-0.341 ** (0.137)	0.248 *** (0.070)	0.355 *** (0.059)
年龄	-0.023 (0.017)	-0.003 (0.009)	0.004 (0.008)
性别	0.227 (0.241)	-0.093 (0.130)	-0.145 (0.115)
婚姻状况	0.344 ** (0.153)	0.221 *** (0.080)	0.106 * (0.063)
受教育程度	-0.030 (0.022)	0.031 ** (0.013)	0.043 *** (0.009)
冒险型	-0.080 (0.183)	-0.028 (0.083)	0.002 (0.086)
适中型	0.091 (0.167)	0.066 (0.082)	0.052 (0.075)
赣北	-0.051 (0.161)	0.192 ** (0.083)	0.215 *** (0.070)
赣中	-0.486 *** (0.166)	-0.082 (0.084)	0.058 (0.071)

续表 3

变量名称	内生处理效应模型		OLS 模型
	选择方程 (因变量: 信贷约束)	结果方程 (因变量: 财务绩效)	(因变量: 财务绩效)
最小距离对数	0.153 [*] (0.091)	—	-0.023 (0.044)
常数项	0.849 (0.658)	0.656 ^{**} (0.315)	-0.038 (0.287)
残差相关性 $\text{ath}(\rho_{\varepsilon\mu})$	—	0.960 ^{***} (0.225)	—
残差协方差 $\ln(\sigma_{\varepsilon\mu})$	—	-0.421 ^{***} (0.111)	—
样本选择偏误的 Wald 检验值	—	18.20 ^{***}	—
伪似然对数		-566.264 ^{***}	
样本数(个)		399	

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 括号内为系数估计值的标准误。下同。

2. 信贷约束对农民创业财务绩效影响的回归结果与分析

在内生处理效应模型中, 信贷约束变量的系数为 -0.938 , 在 1% 的水平下显著。这表明, 在其他条件不变的情况下, 相较于无信贷约束的创业农民, 受到信贷约束的农民创业财务绩效低 94%, 本文的假说 1 得到验证。信贷约束意味着创业农民无法获取到信贷均衡条件下的贷款额度, 无法保证创业活动的顺利实施, 最终降低了财务绩效。内生增长理论认为, 产出是资本和劳动力的函数, 在劳动力供应相对不变的条件下, 要想获得规模经济, 资本的边际收益就特别重要 (Romer, 1986)。实证研究表明, 融资困难是中小企业在发展中遇到的最大障碍 (Pissarides 等, 2003), 融资环境是影响中小企业发展最重要的环境, 是影响返乡农民创业绩效的重要因素 (朱红根、解春艳, 2012)。财务资源对农民的创业绩效起着关键作用, 农民面临严峻的创业生存困境的主要原因之一是财务资源的缺乏 (芮正云、史清华, 2018)。

内生处理效应模型的估计结果还表明, 如果能够充分缓解创业农民的信贷约束, 其财务绩效将提升约 45% ($0.938 \times 0.481 = 0.451$)。该差异的大小不仅取决于信贷约束对农民创业财务绩效的影响效应, 而且取决于样本信贷约束的比例。该比例越大, 充分缓解信贷约束对农民创业财务绩效影响的作用就越大, 说明缓解信贷约束对提升农民创业财务绩效具有重要作用。这与许多学者最新的研究结论是一致的。何婧和李庆海 (2019) 实证检验了数字金融的使用能够通过信贷约束缓解机制影响创业绩效。张勋等 (2019) 的研究结果也表明, 数字金融的发展有助于促进低物质家庭的创业。

(二) 信贷约束类型对农民创业财务绩效的回归结果及分析

表 4 报告了信贷约束类型对农民创业财务绩效影响的边际效应。采用控制方程方法, 在第一阶段用 Logistic 模型考察创业农民受到信贷约束的影响因素, 同时预测逆米尔斯比率, 再将该比率加入第二阶段以“财务绩效”为因变量的 OLS 模型中, 并估算其边际效应。模型 (1) 仅包含“社会网络”和“政治参与”两个人力资本特征变量, 模型 (2) 还控制了人口特征变量, 模型 (3) 在模型 (2) 的基础上增加了地区变量。以模型 (3) 为例, 其回归结果表明, 相比无信贷约束的创业农民, 受到

部分数量型信贷约束的农民创业财务绩效低 16% ,并在 5% 的水平下显著;受到完全数量型信贷约束的农民创业财务绩效低 34% ,并在 1% 的水平下显著;受到成本型信贷约束的农民创业财务绩效低 15% ,但该影响不显著;受到风险型信贷约束的农民创业财务绩效低 26% ,并在 5% 的水平下显著。该研究结果表明,虽然不同信贷约束类型对农民创业财务绩效均有负向影响,但影响程度并不一样,本文的假说 2 得到验证。该研究结果还表明,虽然缓解各类信贷约束都能够提升农民创业财务绩效,但政府和金融机构在制定和实施差异化的信贷政策时应重点关注受到完全数量型信贷约束、风险型信贷约束和部分数量型信贷约束的创业农民。

表 4 信贷约束类型对农民创业财务绩效影响的边际效应

解释变量	被解释变量: 财务绩效		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)
部分数量型信贷约束	-0.187 ** (0.082)	-0.171 ** (0.079)	-0.158 ** (0.079)
完全数量型信贷约束	-0.357 *** (0.105)	-0.361 *** (0.100)	-0.340 *** (0.100)
成本型信贷约束	-0.160 (0.125)	-0.155 (0.120)	-0.152 (0.119)
风险型信贷约束	-0.304 *** (0.110)	-0.244 ** (0.106)	-0.262 ** (0.105)
<i>IMR</i>	0.426 *** (0.111)	0.318 ** (0.130)	0.487 *** (0.151)
是否控制人力资本特征变量	是	是	是
是否控制人口特征变量	否	是	是
是否控制地区变量	否	否	是
Prob. > F	0.000	0.000	0.000
R ²	0.273	0.354	0.373

五、稳健性检验

上文采用内生处理效应模型实证研究了信贷约束对农民创业财务绩效的影响。本部分变换创业绩效的衡量方法,以 Likert 五标度法调查“对创业目标达成度的主观评价”(非常不满意 = 1; 不满意 = 2; 一般 = 3; 满意 = 4; 非常满意 = 5),用以衡量农民创业成长绩效,实证研究信贷约束对农民创业成长绩效的影响,作为稳健性检验。因为成长绩效是多元离散变量,所以采用顺序逻辑回归(Ordered Logistic Regression)。鉴于信贷约束可能存在的内生性,本文采用控制方程方法结合顺序逻辑回归模型进行实证研究,即先估计信贷约束的因素影响,得到逆米尔斯比率,再把该比率加入顺序逻辑回归模型中,尽可能处理信贷约束变量的内生性以及可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏误问题,得出更合理的估计结果。

(一) 稳健性检验 1: 信贷约束对农民创业成长绩效的影响

信贷约束对农民创业成长绩效影响的顺序逻辑回归结果见表 5。表 5 中的模型(4)仅包含社

会网络和政治参与两个人力资本特征变量。模型(5)还控制了年龄、性别及受教育程度等人口特征变量。模型(6)在模型(5)的基础上增加了地区变量。表5的回归结果表明,信贷约束对农民创业成长绩效有显著的负向影响,进一步验证了假说1。模型(6)中信贷约束变量的系数(-0.335)表明,在控制了相关变量后,相比无信贷约束的农民,受到信贷约束的农民创业成长绩效要显著更低(对创业目标达成度的主观评价下降一级的概率会显著降低),表明信贷约束对农民创业成长绩效有显著的负向影响。缓解农民信贷约束有利于提升农民创业成长绩效。该结果与信贷约束对农民创业财务绩效的影响是一致的。

表5 信贷约束对农民创业成长绩效影响的顺序逻辑回归结果

解释变量	被解释变量: 成长绩效		
	模型(4)	模型(5)	模型(6)
信贷约束	-0.321* (0.197)	-0.333* (0.197)	-0.335* (0.197)
社会网络	0.872*** (0.232)	0.857*** (0.265)	0.667* (0.369)
政治参与	0.410* (0.221)	0.421* (0.233)	0.284 (0.297)
IMR	0.741* (0.422)	0.842 (0.557)	1.393 (0.907)
是否控制人口特征变量	否	是	是
是否控制地区变量	否	否	是
Prob. > chi ²	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.052	0.054	0.055

(二) 稳健性检验 2: 信贷约束类型对农民创业成长绩效的影响

信贷约束类型对农民创业成长绩效影响的边际效应见表6。表6显示,不同类型信贷约束对农民创业成长绩效均有负向影响,但影响程度并不一样,进一步验证了假说1和假说2。模型(9)控制了人力资本特征变量、人口特征变量和地区变量,结果表明,部分数量型信贷约束和成本型信贷约束对农民创业成长绩效均有显著的负向影响。相比无信贷约束的创业农民,受到部分数量型信贷约束和成本型信贷约束的农民创业成长绩效显著更低。另外,完全数量型信贷约束和风险型信贷约束对农民创业成长绩效均有负向影响,但影响不显著。该稳健性检验结果表明,不同类型信贷约束对农民创业成长绩效的影响与对农民创业财务绩效的影响比较一致。

表6 信贷约束类型对农民创业成长绩效影响的边际效应

解释变量	被解释变量: 成长绩效		
	模型(7)	模型(8)	模型(9)
部分数量型信贷约束	-0.388 (0.253)	-0.432* (0.255)	-0.424* (0.254)
完全数量型信贷约束	-0.062 (0.316)	-0.029 (0.316)	-0.005 (0.320)

续表 6

解释变量	被解释变量: 成长绩效		
	模型(7)	模型(8)	模型(9)
成本型信贷约束	-1.030*** (0.372)	-1.037*** (0.375)	-1.150*** (0.379)
风险型信贷约束	-0.126 (0.335)	-0.073 (0.341)	-0.009 (0.347)
IMR	1.530*** (0.362)	2.029*** (0.445)	3.075*** (0.556)
是否控制人力资本特征变量	是	是	是
是否控制人口特征变量	否	是	是
是否控制地区变量	否	否	是
Prob. > chi ²	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.046	0.060	0.061

六、结论与启示

本文以传统劳务输出大省江西省实施了创业的 399 位农民为样本,甄别了信贷约束及其类型,统计分析了农民创业财务绩效和农民创业成长绩效,进而实证研究了异质性信贷约束对创业绩效的影响。主要研究结论如下。(1) 统计分析表明 48% 的样本受到信贷约束。(2) 信贷约束会显著降低农民创业财务绩效。内生处理效应模型的估计结果表明,相比无信贷约束样本,受到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%。(3) 不同信贷约束类型对农民创业财务绩效的影响不一样。采用控制方程方法、OLS 模型的回归结果表明,完全数量型信贷约束、风险型信贷约束和部分数量型信贷约束显著降低农民创业财务绩效的比例分别为 34%、26% 和 16%。(4) 异质性信贷约束对农民创业成长绩效的稳健性检验结果也表明信贷约束对农民的创业绩效有负向影响。

本文对预期利润最大化的信贷均衡模型进行了实证检验,对我国政府、金融机构和创业主体制定和实施相关创业政策具有重要的现实意义。(1) 政府应该对农民创业给予更充分的信贷政策支持。农民创业正在经历从小到大、由弱变强的过程,在创新发展及经济增长等方面有突出贡献,是脱贫攻坚的重要措施。良好的信贷政策在提高农民创业绩效的同时,还能进一步促使广大农民企业家承担更多的社会责任,以增加更多就业机会,带动更多农民增收。要充分发挥货币政策功能,增加农民创业再贷款和再贴现额,鼓励“降准”释放的流动性适当投入农民创业中。(2) 银行等金融部门要增加对农民创业的信贷供给。要为受到不同类型信贷约束的创业农民提供差别化的信贷产品,重点关注受到完全数量型信贷约束、风险型信贷约束和部分数量型信贷约束的创业农民,要积极拓宽其融资渠道,加快建立信用担保体系,不断提高其贷款占比。(3) 在创业过程中,农民自身要努力缓解信贷约束,从而提高创业绩效。不断提升社会网络和政治参与水平,主动了解

创业方面的信贷政策 积极普及金融知识 提高征信水平 扩大担保范围 以获取更多信贷支持 进而提高创业绩效。

参考文献:

1. 陈东 《私营企业出资人背景、投机性投资与企业绩效》,《管理世界》2015 年第 8 期。
2. 程郁、罗丹 《信贷约束下中国农户信贷缺口的估计》,《世界经济文汇》2010 年第 2 期。
3. 郭红东、丁高洁 《关系网络、机会创新性与农民创业绩效》,《中国农村经济》2013 年第 8 期。
4. 韩炜、杨俊、陈逢文、张玉利、邓渝 《创业企业如何构建联结组合提升绩效? ——基于“结构-资源”互动过程的案例研究》,《管理世界》2017 年第 10 期。
5. 何婧、李庆海 《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》2019 年第 1 期。
6. 凌江怀、胡雯蓉 《企业规模、融资结构与经营绩效——基于战略性新兴产业和传统产业对比的研究》,《财贸经济》2012 年第 12 期。
7. 刘西川、程恩江 《贫困地区农户的正规信贷约束: 基于配给机制的经验考察》,《中国农村经济》2009 年第 6 期。
8. 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》,《农业经济问题》2018 年第 4 期。
9. 吴卫星、尹豪 《职业声望、信贷约束与金融市场参与》,《财贸经济》2019 年第 5 期。
10. 王甄、胡军 《控制权转让、产权性质与公司绩效》,《经济研究》2016 年第 4 期。
11. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾 《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》2019 年第 8 期。
12. 赵德昭 《农民工返乡创业绩效的影响因素研究》,《经济学家》2016 年第 7 期。
13. 朱红根、解春艳 《农民工返乡创业企业绩效的影响因素分析》,《中国农村经济》2012 年第 4 期。
14. Aghion P. & Howitt P. ,A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica* ,Vol. 60 ,No. 2 2013 pp. 323 - 351.
15. Ang J. ,Cheng Y. M. & Wu C. P. ,Does Enforcement of Intellectual Property Rights Matter in China? —Evidence from Financing and Investment Choices in the High Tech Industry. *SSRN Electronic Journal* ,Vol. 96 ,No. 5 2010 pp. 332 - 348.
16. Bernhardt D. ,Credit Rationing?. *American Economic Review* ,Vol. 90 ,No. 1 2000 pp. 235 - 239.
17. Boucher S. ,Guiringer C. , & Trivelli C. ,Direct Elicitation of Credit Constraints: Conceptual and Practical Issues with an Application to Peruvian Agriculture. *Economic Development and Cultural Change* ,Vol. 57 ,No. 4 2009 pp. 609 - 640.
18. Brown J. R. ,Fazzari S. M. & Petersen B. C. ,Financing Innovation and Growth: Cash Flow ,External Equity and the 1990s R&D Boom. *The Journal of Finance* ,Vol. 64 ,No. 1 2018 pp. 151 - 185.
19. Ciftci M. & Cready W. M. ,Scale Effects of R&D as Reflected in Earnings and Returns. *Journal of Accounting and Economics* ,Vol. 52 ,No. 1 2011 pp. 62 - 80.
20. Cong R. & Drukker D. M. ,Treatment Effects Model. *Stata Technical Bulletin* ,Vol. 55 ,No. 5 ,2000 ,pp. 25 - 32.
21. Cooper A. C. ,Gimeno-gascon F. J. , & Woo C. Y. ,Initial Human and Financial Capital as Predictors of New Venture Performance. *Journal of Business Venturing* ,Vol. 9 ,No. 5 ,1994 pp. 371 - 395.
22. Covin J. G. & Slevin D. P. ,A Conceptual Model of Entrepreneurship as Firm Behavior. *Entrepreneurship Theory and Practice* ,Vol. 16 ,No. 1 ,1991 pp. 7 - 26.
23. Davis S. J. & Haltiwanger J. ,Gross Job Creation ,Gross Job Destruction ,and Employment Reallocation. *The Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 107 ,No. 3 ,1992 pp. 819 - 863.
24. Guzman J. & Stern S. ,Where Is Silicon Valley? . *Science* ,Vol. 347 ,No. 6222 2015 pp. 606 - 609.
25. Hamilton B. H. ,Does Entrepreneurship Pay? —An Empirical Analysis of the Returns to Self-employment. *Journal of Political Economy* ,Vol. 108 ,No. 3 2000 pp. 604 - 631.
26. Hayton J. C. ,Strategic Human Capital Management in SMEs: An Empirical Study of Entrepreneurial Performance. *Human Resource Management* ,Vol. 42 ,No. 4 2003 pp. 375 - 391.
27. Holtz-Eakin D. ,Joulfaian D. ,& Rosen H. S. ,Sticking It Out: Entrepreneurial Survival and Liquidity Constraints. *Journal of Political Economy* ,Vol. 102 ,No. 1 ,1994 pp. 53 - 75.
28. Klapper L. ,Laeven L. & Rajan R. ,Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship. *Journal of Financial Economics* ,Vol. 82 ,

No. 3 2006 pp. 591 – 629.

29. Lucas R. E. ,On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* , Vol. 22 No. 1 ,1988 pp. 3 – 42.

30. Moskowitz T. J. ,& Vissing-Jorgensen ,A. ,The Returns to Entrepreneurial Investment: A Private Equity Premium Puzzle?. *American Economic Review* , Vol. 92 No. 4 2002 pp. 745 – 778.

31. Pandit S. ,Wasley C. E. & Zach T. ,The Effect of R&D Inputs and Outputs on the Relation between the Uncertainty of Future Operating Performance and R&D Expenditures. SSRN Working Paper , No. 1333390 ,2009.

32. Pissarides F. ,Singer M. ,& Svejnar J. ,Objectives and Constraints of Entrepreneurs: Evidence from Small and Medium Size Enterprises in Russia and Bulgaria. *Journal of Comparative Economics* , Vol. 31 No. 3 2003 pp. 503 – 531.

33. Romer P. M. ,Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy* , Vol. 94 No. 5 ,1986 pp. 1002 – 1037.

34. Schumpeter J. ,*The Theory of Economic Development*. Kluwer Academic Publishers ,2003 pp. 61 – 116.

35. Wooldridge J. M. ,Control Function Methods in Applied Econometrics. *Journal of Human Resources* ,Vol. 50 No. 2 2015 pp. 420 – 445.

The Impact of Heterogeneous Credit Constraints on Entrepreneurial Performance of the Farmers

LI Changsheng (Jiangxi Agricultural University ,330045)

HUANG Jikun (Peking University ,100871)

Abstract: It is a core issue for the entrepreneurs to improve entrepreneurial performance. Based on the credit equilibrium theory and the survey data in Jiangxi province , this paper identifies the credit constraints and examines their impact on financial performance of the entrepreneurial farmers. The results of the endogenous treatment effect model show that the financial performance of the entrepreneurial farmers who suffer from credit constraints is 94% lower than those free from credit constraints. If the credit constraints can be totally alleviated , their financial performance will be improved by about 45% . The combination of the control function approach and the results of the OLS model shows that all kinds of credit constraints negatively affect the financial performance. The financial performance of the farmers who suffer from credit constraints caused by total quantity , risk and partial quantity are 34% , 26% and 16% less than that of those free from such constraints. The robustness check made by the impact of credit constraints on farmers' growth performance testifies the negative relationship between credit constraints and farmers' entrepreneurial performance. Therefore , differential credit policies should be implemented to ease credit constraints and improve farmers' entrepreneurial performance.

Keywords: Entrepreneurial Performance , Credit Constraints , Credit Equilibrium Model , Control Function Approach , Endogenous Treatment Effects Model

JEL: G21 , Q14 , M21

责任编辑: 非同