

信贷约束强度与农村企业绩效水平*

——基于广义倾向得分方法的经验分析

刘美玉¹ 黄速建^{1,2}

摘要：农村企业遭受的信贷约束不仅来自于正规金融机构，也来自于非正规金融机构，其遭受不同渠道的信贷约束是否相同？不同的信贷约束会对农村企业的绩效水平产生怎样的影响？为了回答这些问题，本文使用2017年山东和江苏两省415家农村企业的微观调研数据，通过构建农村企业信贷约束强度指标以及使用广义倾向得分方法（GPS），测算了农村企业信贷约束强度并分析了不同强度信贷约束及不同渠道信贷约束强度对其绩效水平的影响。研究发现：（1）山东和江苏两省农村企业信贷约束强度为24.60%，其中，正规金融信贷约束强度为25.60%，非正规金融信贷约束强度为14.79%，说明农村企业受到的信贷约束强度依然比较高，且更容易遭受正规金融信贷约束；（2）农村企业信贷约束强度对企业绩效水平造成负向的显著影响，且农村企业信贷约束强度每增加1个百分点，农村企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率分别降低0.18%、0.75%、0.34%；（3）进一步分析表明，农村企业遭受的正规信贷约束对其销售利润率、净资产收益率、总资产收益率的影响程度高于非正规信贷约束。

关键词：信贷约束强度 绩效水平 农村企业 广义倾向得分方法

中图分类号：F832.4 **文献标识码：**A

一、引言

党的十九大报告中提出实施“乡村振兴战略”，农村产业振兴是“乡村振兴战略”的关键，而要实现农村产业振兴离不开农村企业的发展壮大。已有研究表明，中国农村企业在发展壮大过程中需要大量的资金支持，但是由于农村金融市场存在着信息不对称所引起的逆向选择、道德风险等问题，

*感谢中国博士后科学基金特别资助项目“‘乡村振兴’视角下初创期农村小微企业信贷约束研究”（项目编号：2018T110671）、教育部人文社会科学研究青年基金项目“阶层主体性、家庭资产配置与优化路径研究—基于新时代我国农村‘半工半耕’家庭分析”（项目编号：19C10456029）、山东省社会科学基金一般项目“新型城镇化下山东省失地家庭资产配置：理论分析与实证研究”（项目编号：17DJJ10）。感谢匿名审稿专家和编辑部提出的宝贵修改意见和建议，作者文责自负。本文通讯作者：黄速建。

农村企业容易遭受信贷约束现象普遍存在（周月书、杨军，2009；邢道均、叶依广，2011；郑骏川、李筱勇，2018）。例如：田秀娟（2009）通过对农村中小企业的调查研究，发现我国农村中小企业资金满足度比较低，不发达地区农村中小企业资金满足率只有 50%左右，存在着严重的信贷约束；郑骏川、李筱勇（2018）则指出调研对象中有融资需求的农村小微企业占到 86.25%，而能够获得银行贷款的农村小微企业仅占有融资需求小微企业的 40.61%。进一步分析我国农村企业信贷约束现象，不难发现对于有相同信贷需求的不同农村企业而言，其面临的信贷约束情况存在一定的差别，比如：农村地区甲、乙两个企业各自向金融机构（组织）申请 100 万元贷款，甲企业最终获得 80 万元贷款，乙企业最终获得 50 万元贷款，这说明甲、乙两个农村企业信贷需求均得到部分满足，但甲、乙两个农村企业受到的信贷约束强度不同。一个自然的想法是，既然农村企业遭受信贷约束强度存在着不同，那么，这种不同强度信贷约束对农村企业绩效水平影响是否也存在差异呢？这引起了学者们的广泛关注和普遍重视。

大量国内外学者在农村企业信贷约束形成原因、现状特征、影响因素等方面进行了理论分析和实证研究，取得了可喜的成就（Mkandawire and Duan, 2016；田秀娟，2009；郑骏川、李筱勇，2018）。然而，在农村企业信贷约束影响方面，国内外学者对其研究得比较少，大量学者将研究的注意力集中于一般企业信贷（融资）约束的影响分析上。李志远、余淼杰（2012）基于 2000~2007 年中国制造业企业数据，将信贷约束引入到 Melitz 一般均衡模型，研究发现生产率越高的制造业出口企业，越容易获得外部贷款，其受到的信贷约束越低，出口的产品越多。刘康兵等（2010）使用 1998~2009 年中国制造业上市公司数据，建立 Hansen 阈值回归模型，分析得出上市公司面对的不确定性程度越高，融资约束对上市公司的投资支出影响越大。此外，任曙明、吕镗（2014）基于 1999~2007 年中国装备制造企业数据，建立双边随机边界计量模型，研究发现融资约束会对全要素生产率产生负面作用。Gine and Mansuri（2016）基于 NRSP 机构数据以及 2006~2008 年企业调研数据，建立回归模型研究企业融资约束与企业主家庭消费支出之间的关系，研究得出企业获得金融机构较多的信贷支持后降低了企业的融资约束，进而增加了企业主的家庭消费支出。

但是，以上学者对有关企业信贷约束影响方面的研究仍有不足之处，主要体现在以下几个方面：一是只考虑了企业在有信贷需求情况下，金融机构完全满足企业信贷需求或金融机构有信贷供给的情形，但金融机构有信贷供给，不一定意味着企业没有信贷约束问题，比如：企业有可能遭受部分信贷约束，因此，以往的研究中将得到金融机构信贷供给的企业分为无信贷约束企业和有信贷约束企业有不妥之处，有可能高估或者低估企业遭受的信贷约束强度。二是以上研究多使用传统回归方法（OLS）、Heckman 两阶段方法、Hansen 阈值估计方法等考察企业信贷约束的影响，但是这些方法在使用的过程中会导致一定的估计偏误，比如：企业信贷约束有可能存在内生性问题，且已有大量研究和金融机构的实践表明，企业绩效水平会对其融资能力产生较大影响。对于这种类型数据，通常情况下可以采用倾向得分匹配方法（PSM）予以解决，但本文企业信贷约束强度是一个 0~1 连续性变量，需要对上述传统方法进行修正。三是以往研究中农村地区的资金供给者多是指正规金融机构，但是不可否认的是，非正规金融组织作为正规金融机构的有益补充也大量存在于农村地区，并发挥了积极的作用，因此需

要将非正规金融组织纳入到资金供给方里面。

本文将在已有研究基础上，使用 2017 年山东和江苏两省 415 家农村企业微观调研数据，测算农村企业信贷约束强度，分析农村企业信贷约束强度以及不同渠道的信贷约束强度对其绩效水平影响的差异。本文主要有以下几点边际贡献：第一，将传统的“有无信贷约束”二元离散变量进行连续性处理形成 0~1 连续性变量，构建“农村企业信贷约束强度”指标来衡量农村企业遭受的信贷约束情况，这不仅能够有效解决企业部分信贷约束遗漏的问题，同时能够拓展企业信贷约束的概念。第二，使用广义倾向得分方法（GPS）构建计量模型研究农村企业信贷约束强度对其绩效水平的影响，避免传统回归方法（OLS）由于样本选择性引起的估计偏误，进一步优化和改善了以往的估计方法。第三，资金供给方不仅包括正规金融机构，而且还包括非正规金融组织，进一步拓展了资金供给方的范围，使得本文测算以及估计结果更加准确。

本文其它内容安排如下，第二部分信贷约束影响农村企业绩效的机理分析；第三部分数据来源及强度测算，说明调研数据的来源，构建农村企业信贷约束强度指标并对其进行测算；第四部分变量选择及模型构建，借助广义倾向得分方法（GPS）构建计量模型，并选择适合的变量进行简单分析；第五部分估计结果及相关检验，对估计结果进行分析，并与传统回归方法（OLS）估计结果进行对比，在此基础上对估计结果进行了稳健性检验和按信贷约束渠道分组分析；第六部分主要结论及政策建议，总结本文主要的研究结论，并根据研究结论提出相应的政策建议。

二、信贷约束影响农村企业绩效的机理分析

通过对国内外相关文献梳理发现企业绩效水平受多种因素的共同影响，而信贷约束是影响企业绩效的重要因素之一，信贷约束主要是通过限制企业的成长、阻碍企业的创新、降低企业投资效率、降低企业进出口产品的可能性等方面原因对企业绩效产生影响，而并不利于企业绩效水平的提升。具体分析如下：

第一，信贷约束会限制农村企业成长。Li et al. (2018) 以 60 多万家中国农村企业为研究对象，研究了信贷约束对其生产效率的影响，指出信贷约束大大降低了企业的生产效率，尤其是当经济不景气时，信贷约束使得企业难以获得外部资金弥补企业内部的现金流短缺，大大提升了企业破产的概率。黎翠梅等（2016）基于对湘潭农村小微企业的问卷调查与座谈访问，发现该地区农村小微企业面临严重的信贷约束，限制了农村企业的成长。由此可见，农村企业信贷需求未能得到完全满足，限制了企业外部资金来源，企业难以利用外部资金提高企业的杠杆率，信贷约束对企业销售、资本存量和就业方面的增长具有负向影响，限制了企业的成长空间（李科、徐龙炳，2011；Desai and Forbes, 2004）。

第二，信贷约束阻碍了农村企业的创新与发展。Silva and Carreira (2012) 使用葡萄牙国家统计局提供的企业数据，在控制内生性问题的情况下，建立回归模型进行分析，研究发现信贷约束严重降低了企业在研发方面的投入量，阻碍了企业创新活动。张杰等（2012）、张璇等（2017）学者利用中国相关企业数据，亦得到信贷约束能够影响企业创新产出的结论，且张璇等（2017）指出当企业遇到信贷寻租时，融资约束对企业创新能力的抑制作用会更加明显。企业的研发和创新活动是企业发展的主

要动力，当企业面临着信贷约束时，信贷约束会迫使企业留存较多的资金来应对将来的不确定性，这就降低了企业在研发和创新方面的投资，进而影响到企业研发新产品、开拓新市场以及现有装备升级等生产经营活动，降低了企业的创新效率，不利于其绩效水平的提升（郑骏川、李筱勇，2018）。

第三，信贷约束会降低农村企业的投资效率。Gandelman et al. (2017) 利用乌拉圭小微企业 1997~2008 年数据，发现信贷约束每增加 1 个百分点，企业的投资效率就会降低 0.5 个百分点。在国内研究方面，田秀娟（2009）、邢道均、叶依广（2011）利用单方程计量模型，发现小微企业信贷约束会影响企业的投资效率，且小微企业信贷约束的影响程度因企业异质性而不同。农村企业的信贷需求完全得到满足时，企业可以扩大投资规模，而当企业面临信贷约束时，企业仅仅依靠留存利润来投资，投资规模受到严重影响，降低了企业的投资效率，进而使得企业的绩效水平受到影响。

第四，信贷约束降低了农村企业的进出口。Fan et al. (2015) 利用中国农村企业样本，研究了信贷约束对产品质量和进口的影响。汪建新、黄鹏（2015）利用中国海关 2004~2006 年企业数据以及国家统计局 2003~2006 年规模以上企业数据，通过建立回归模型，研究得出信贷约束显著地负向影响到企业出口产品质量，且外资企业信贷约束对企业出口产品质量的影响与私营企业、国有企业存在显著的不同。武利超、刘莉莉（2018）利用 2012 年世界银行有关中国小微企业调查数据，运用 Heckman 两阶段法，研究发现信贷约束在一定程度上降低了企业进口中间品的可能性以及数量，并且随着企业进口中间品数量的不断增加，信贷约束对企业中间品进口的负向影响越大。

综上，当农村企业遭受信贷约束时，无法从金融机构（组织）获得所需的信贷资金，即农村企业信贷需求得到部分满足或完全未得到满足时，其面临的信贷约束会限制农村企业的成长、阻碍农村企业的创新与发展、降低农村企业的投资效率及进出口产品的可能性，进而对企业绩效造成负向影响。

三、数据来源及强度测算

（一）数据来源

为了增加样本数据的代表性和典型性，我们对调研人员进行了专业培训，并采用实地调研与深度访谈相结合的方式获得山东和江苏两省农村企业基本情况数据，在调研时按照苏鲁两省传统的地域划分标准和经济发展水平，区分城市郊区与非城市郊区、平原地区与丘陵（山地）地区、贫困地区与富裕地区的农村企业，在各个区域内均抽取一定村庄及农村企业，使得所抽样本不存在样本选择偏差问题。本研究的抽样过程采用的是三阶段分层抽样，调研步骤具体如下：首先，将山东省和江苏两省划分为鲁东、鲁中、鲁西、苏南、苏中、苏北六个地区；其次，在每个地区的基础上，随机抽取两个市，具体为：济南市、青岛市、潍坊市、聊城市、德州市、烟台市、南京市、扬州市、苏州市、泰州市、盐城市、宿迁市；再次，在每个市的基础上，随机抽取两个县级市（区、县），在每个县级市（区、县）的基础上随机抽取三个镇（乡、街道），在每个镇（乡、街道）的基础上随机抽取一个村庄，在选取村庄的过程中需要排除不存在企业的村庄及极端样本村庄（人口、面积特别大或者特别小的村庄）；最后，根据村庄中所拥有的农村企业数量进行实地调研，共获得调研样本农村企业 471 家。所获得的农村企业微观调研数据包括了企业的企业主基本情况、企业基本情况、企业融资基本情况、村庄基本

情况等详实数据，为本文分析和研究提供了基础条件。此外，在调研样本农村企业中有部分数据缺失严重，本文将这部分农村企业予以剔除，仅保留 415 家样本农村企业供分析使用。415 家农村企业的统计性质如表 1 所示：由表 1 可知，农村企业资产规模比较小，82.89% 的农村企业规模在 200 万元以下；企业成立时间较短，73.25% 的企业成立时间在 5 年以下；行业多集中于农业，占了总企业的 52.77%；企业员工人数集中在 200 人以下，占了总企业的 88.44%。

表 1 415 家企业样本性质分布统计表

统计内容	类别	频次	百分比 (%)	统计内容	类别	频次	百分比 (%)
资产规模	100 万元以下	196	47.23%	行业	农业	219	52.77%
	100-200 万元	148	35.66%		工业	64	15.42%
	200-500 万元	47	11.33%		服务业	36	8.67%
	500 万元以上	24	5.78%		其它	96	23.13%
成立时间	2 年及以下	178	42.89%	员工人数	0-100	185	44.58%
	2-5 年	126	30.36%		100-200 人	182	43.86%
	5-10 年	85	20.48%		200-500 人	36	8.67%
	10 年以上	26	6.27%		500 人以上	12	2.89%

(二) 强度测算

1. 测算方法。目前国内外衡量企业信贷约束的方法主要有三种：第一是间接法，从信贷约束可能产生的结果来反向推测信贷约束是否存在及其存在的程度，然而，现在不断有学者开始质疑这种方法的合理性，因此现有文献中很少有学者使用间接法对信贷约束进行判断；第二是半直接法，该方法摒弃了间接法的弊端，主张采用计量模型直接估计企业信贷约束的程度或概率 (Beck et al., 2006)，同时采用这种方法还可以考察企业信贷约束的动态变化；第三是直接法，该方法对农村企业相关信贷需求信息进行问卷调查，通过被访谈企业问卷调查的答案估计信贷约束程度 (张璇等, 2017)。目前直接法已成为衡量信贷约束的一种主流方法，鉴于本文研究的实际情况，本文采用直接法估计农村企业信贷约束强度。

2. 甄别机制和识别过程。在调研的过程中，对于如何有效甄别农村企业遭受的信贷约束强度是问题的关键，本文参考相关研究设计了以下问题进行合理判断，具体如下：

首先，本文规定资金供给方既包括正规金融机构又包括非正规金融组织，其中，前者包括各种银行类金融机构，后者包括民间借贷、典当铺 (行)、地下钱庄、合会、农村合作基金会以及其他非正规金融组织。使用“2016 年间您是否向金融机构 (组织) 申请过贷款？”这一调研内容将样本农村企业区分为两组，即没有信贷需求企业和有信贷需求企业。其次，进一步考察这些有信贷需求的农村企业：第一是使用“2016 年间您是否向正规金融机构申请过贷款”这一问卷选项，如果样本农村企业选择回答“是”，再使用“申请贷款金额和实际所获得金额分别是多少？”这一调研内容，来判断农村企业遭受的正规金融信贷约束情况；第二是使用“2016 年间您是否向非正规金融组织申请过贷款”这一调研内容，如果样本农村企业选择回答“是”，再使用“申请贷款金额和实际所获得金额分别是多少？”这一调研内容，来判断农村企业遭受的非正规金融信贷约束情况。

3.强度分析。结合上述甄别农村企业遭受信贷约束强度的问题，本文对农村企业信贷约束强度的定义如下：

$$D_i = (y_i^d - y_i^s) / y_i^d \text{ 且 } D_i \in [0,1] \quad (1)$$

(1) 式中 D_i 代表农村企业 i 的信贷约束强度， y_i^d 代表农村企业 i 的资金需求额， y_i^s 代表金融机构（组织）对农村企业 i 资金供给额。 $D_i=0$ 表明农村企业未遭受信贷约束；当农村企业有资金需求而金融机构（组织）未提供任何资金供给时， $D_i=1$ 表明农村企业遭受完全信贷约束；当农村企业有资金需求而金融机构（组织）仅提供部分资金供给时， $0 < D_i < 1$ 表明农村企业遭受部分信贷约束。

同时，通过表 2 可以看出有信贷需求的农村企业为 249 家，资金需求总额为 196505 万元，而金融机构（组织）资金供给额为 148162 万元，农村企业总体信贷约束强度为 24.60%。其中，有 192 家农村企业向正规金融机构申请贷款，资金申请总额为 178396 万元，正规金融机构资金供给额为 132731 万元，其面临的正规信贷约束强度为 25.60%。另外有 118 家农村企业向非正规金融组织申请资金，金额为 18109 万元，非正规金融组织资金供给额为 15431 万元，其面临的非正规金融信贷约束强度为 14.79%，这在一定程度上说明当农村企业有信贷需求时，更愿意向正规金融机构申请资金，然而由以上分析可知农村企业遭受的正规信贷约束强度要高于非正规金融组织。

表 2 有信贷需求样本农村企业信贷约束强度基本情况表

变量	农村企业资金需求额	金融机构（组织）资金供给额	信贷约束强度
	万元	万元	%
需求样本（249 家）	196505	148162	24.60
正规金融机构（192 家）	178396	132731	25.60
非正规金融组织（118 家）	18109	15431	14.79

注：其中，有 61 家农村企业同时向正规金融机构和非正规金融组织申请过贷款。

四、变量选择及模型构建

（一）变量选择

1.识别变量。本文在选择方程中加入了识别变量，选取企业主是否曾经发生过违约、企业主是否在金融机构（组织）中有熟人两个变量来分别反映企业主的信用状况以及企业主的社会关系。

2.绩效变量。通过对国内外研究文献进行归纳总结，可以发现已有大量学者对企业绩效水平进行了研究，所使用的指标也比较多，主要包括企业销售利润率、企业净资产收益率、企业总资产收益率、企业托宾 Q 值、企业净利润等（Valiente et al., 2012；张祥建等，2015）。本文结合 Valiente et al. (2012)、张祥建等（2015）研究成果以及调研问卷中所能获得的农村企业信息，选择企业销售利润率、企业净资产收益率、企业总资产收益率三个指标用以衡量农村企业的绩效水平。其一，企业销售利润率，用企业净利润与企业年末销售总收入之比进行表示，记做 ROS；其二，企业净资产收益率，用企业净利润与企业年末净资产进行表示，记做 ROE；其三，企业总资产收益率，用企业净利润与企业年末总资

产进行表示，记做 ROA。

3.控制变量。根据以往研究以及调研问卷中的内容，从企业主个体基本情况、企业实际基本情况、企业融资情况、企业所处环境情况四个方面选取变量作为本文的控制变量。

4.主要变量的描述性统计。表 3 给出了本文中所涉及到的主要变量及其描述性统计，由表 3 可知：企业平均运营时间为 3.8 年，员工平均人数为 120 人，说明农村企业成立时间比较短、企业规模比较小；第一大股东平均持股比例为 71.6%，说明第一大股东持股比例较高，农村企业的经营权掌握在第一大股东即企业主手中；46.3%的农村企业曾向正规金融机构申请过贷款，而只有 28.4%的农村企业曾向非正规金融机构申请过贷款，这一比例远远低于曾向正规金融机构申请贷款的比例，说明农村企业倾向于向正规金融机构申请贷款。

表 3 本文中所涉及到的主要变量及其描述性统计

	变量缩写	测量与赋值	观测值	最大值	最小值	均值	标准差
企业主个体基本特征变量	AGE	年龄（岁）	415	77	23	43.9518	9.3112
	HEA	健康状况，健康=1，否=0	415	1	0	0.947	0.2243
	EDU	受教育年限（年）	415	19	1	8.4482	2.4080
	MIA	政治面貌，中共党员=1，否=0	415	1	0	0.2072	0.4058
	REY	员工人数（人家）	415	3641	2	120.2021	338.497
	GUD	最大股东持股比例（%）	415	100	28	71.5753	22.725
企业实际情况特征变量	JIS	成立年限（年）	415	36	2	3.7952	5.4457
	SUQ1	是否工业企业，工业企业=1，否=0	415	1	0	0.4723	0.4998
	SUQ2	是否服务业企业，服务业企业=1，否=0	415	1	0	0.4241	0.4947
	ZHI	是否有重大事件支出，有=1，否=0	415	1	0	0.5325	0.4995
企业融资特征变量	YIN	是否向正规金融机构贷款，是=1，否=0	415	1	0	0.4626	0.4992
	MJZ	是否向非正规金融机构贷款，是=1，否=0	415	1	0	0.2843	0.4516
企业所处环境特征变量	PYD	是否平原，是=1，否=0	415	1	0	0.6193	0.4862
	FUC	是否富裕村，是=1，否=0	415	1	0	0.6337	0.4824
	CZJ	离最近乡镇距离（公里）	415	12	0	4.4636	3.1593
识别变量	WEY	企业主是否发生违约，是=1，否=0	415	1	0	0.1157	0.3202
	SRN	企业主金融机构有熟人，有=1，否=0	415	1	0	0.147	0.3545
绩效变量	ROS	销售利润率	415	1.55	-0.266	0.1177	0.2497
	ROE	净资产收益率	415	7.55	-0.539	0.2341	0.8629
	ROA	总资产收益率	415	2.3385	-1.7523	0.11	0.3657

（二）统计分析

为了对农村企业不同强度信贷约束与其绩效水平的关系有个直观的简要了解，可以从统计学的角度对 249 家有借贷需求的农村企业进行简单分组，以对比农村企业遭受不同强度信贷约束时的绩效水。通过表 4 可以看出，与未遭受信贷约束样本农村企业的绩效相比，遭受部分信贷约束和遭受完全信贷

约束样本农村企业的绩效显著降低，且遭受完全信贷约束样本农村企业的绩效最低，说明不同强度企业信贷约束会对企业绩效水平产生不同影响。那么，不同强度的信贷约束对农村企业绩效水平的影响究竟如何？本文可以借助以下估计方法展开分析。

表 4 不同强度信贷约束时农村企业绩效水平的均值

指标			销售利润率	净资产收益率	总资产收益率
不同强度信贷 约束区间	未遭受信贷约束	$D = 0$	0.1428	0.2617	0.1221
	遭受部分信贷约束	$0 < D < 1$	0.0912	0.2079	0.0968
	遭受完全信贷约束	$D = 1$	0.0832	0.1873	0.0947

(三) 模型构建

根据本文研究的目的，首先，本文构建如下多元回归模型进行分析：

$$Y_i = \alpha + \varphi D_i + Z_i \beta + \varepsilon \quad (2)$$

其中，(2) 式中 Y_i 表示农村企业 i 的绩效水平，主要包括企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率， α 表示常数项， D_i 表示信贷约束强度， Z_i 表示控制变量， φ 、 β 分别是本文需要估计的信贷约束强度和控制变量系数， ε 表示随机扰动项。

但是，国内外学者已经指出，使用(2)式估计农村企业信贷约束强度对其绩效水平的影响存在着内生性问题，可能导致估计偏误。Rosenbaum and Rubin (1983) 最早提出的倾向得分匹配方法 (PSM) 能够有效地解决传统 OLS 方法存在的内生性问题，但是 Feng et al. (2012) 研究发现，倾向得分匹配方法 (PSM) 仅适用于处理变量为离散型变量的情形，对于处理变量为连续变量的情形并不适用。随后，Imbens (2000) 的广义倾向得分方法 (GPS) 有效地解决了此问题。且 Wooldridge (2002) 在其著作中，对广义倾向得分方法 (GPS) 进行了有益的完善和进一步改进 (李成友、孙涛, 2018)。

根据研究内容，本文采用广义倾向得分方法 (GPS) 来估计信贷约束强度对农村企业绩效水平的影响。参考 Hirano and Imbens (2005) 的研究成果，本文给出了以下四个步骤来实现农村企业信贷约束强度对其绩效水平的影响分析：

第一步，通过对调查问卷中农村企业信贷约束情况进行分析，我们发现农村企业中有相当比例的企业信贷约束强度值为 0，即金融机构 (组织) 资金供给额等于农村企业资金需求额，农村企业资金需求得到完全满足，所以，农村企业信贷约束强度的分布是有偏的，并不符合传统的正态分布特征，因此本文根据农村企业信贷约束强度分布有偏的特征，参考 Wagner (2003) 的做法，采用 Papke and Wooldridge (1996) 提出的 Fractional Logit 模型，最大程度地估计农村企业信贷约束强度的条件概率密度。故对农村企业 i 而言，给定协变量 X_i 条件下处理变量 D_i 的期望值为：

$$E(D_i / X_i) = F(X_i \beta) \quad (3)$$

第二步，假设 $F(\bullet)$ 是 Logistic 分布的累积分布函数，那么其分布函数可以表示为 (4) 式：

$$F(X_i\beta) \equiv \Lambda(X_i\beta) = \exp(X_i\beta) / (1 + \exp(X_i\beta)) \quad (4)$$

第三步，鉴于（4）式为非线性方程式，本文采用准最大似然估计量（QMLE）进一步估计 β ，结合余泉生、周亚虹（2014）的研究成果，基于广义线性模型（GLM）的研究框架，对伯努利对数似然方程进行最大化处理，用（5）式来表示：

$$L(\beta) = D_i \times \Lambda(X_i\beta) + (1 - D_i) \times [1 - \Lambda(X_i\beta)] \quad (5)$$

第四步，根据（5）式可以进一步估计出第*i*个观测样本农村企业的概率密度，即本文所说的GPS，具体公式可以表示为（6）式：

$$GPS_i \equiv [(\Lambda X_i \hat{\beta})]^{D_i} \times [1 - (\Lambda X_i \hat{\beta})]^{(1-D_i)} \quad (6)$$

（5）式和（6）式中， X_i 是选择方程的解释变量，为了区别于上述回归方程（2）中的控制变量 Z_i ，本文规定选择方程中解释变量至少包含一个排它性的变量（与上述回归方程（2）中的解释变量 Z_i 不一致）。

所以，本文信贷约束强度对农村企业绩效水平影响的估计亦可以分为两步来完成：第一步，通过（5）式选择方程进行估计，然后再根据（6）式估计出样本农村企业的概率密度 GPS_i ；第二步，将估计出来的农村企业概率密度 GPS_i 作为控制变量代入到以上回归方程（2）式中，本文就可以估计出农村企业信贷约束强度对其绩效水平的影响，具体的回归方程式如下（7）式：

$$Y_i = \alpha + \varphi D_i + Z_i\beta + \eta \times GPS_i + \varepsilon \quad (7)$$

其中， Y_i 表示农村企业*i*的绩效水平，包括企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率， α 表示常数项， D_i 表示信贷约束强度， φ 表示信贷约束强度系数， Z_i 表示控制变量， β 表示控制变量对应的系数， GPS_i 表示样本农村企业概率密度， η 表示样本农村企业概率密度系数， ε 表示随机扰动项。

五、估计结果及相关检验

（一）基准分析

为解决农村企业信贷约束强度与企业绩效的反向因果而导致的内生性问题，并且考虑到本研究中的信贷约束强度是取值在0到1的连续变量，本文首先采用广义倾向得分法（GPS）估计信贷约束强度对农村企业绩效水平的影响，表5给出了使用广义倾向得分方法（GPS）得到的估计结果。从第一步选择方程估计结果来看，企业主是否曾经发生过违约（WEY）、企业主是否在金融机构（组织）中有熟人（SRN）两个变量分别在1%、5%的统计水平上显著，说明本文能够通过企业主的信用状况以及企业主的社会关系两个变量有效识别选择方程。从第二步回归方程来看，估计结果分别在5%、1%、1%的统计水平上显著影响农村企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率，说明使用广义倾向得

分方法 (GPS) 能够有效控制农村企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率对信贷约束强度产生影响而出现的内生性问题。进一步分析可以发现, 农村企业信贷约束强度 D 分别在 5%、1%、1% 的统计水平上显著负向影响到其销售利润率、净资产收益率、总资产收益率, 且农村企业信贷约束强度 D 每增加 1 个百分点, 农村企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率分别降低 0.181%、0.749%、0.338%, 说明农村企业信贷约束强度 D 对企业绩效水平造成负向影响且显著。

表 5 使用广义倾向得分方法估计结果

变量		第一步选择方程		第二步回归方程					
		贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
信贷约束强度 (D)		-59.5653***	7.061	-0.1810**	0.1072	-0.7494***	0.1716	-0.3383***	0.1256
企业主体基本特征变量	AGE	0.0421*	0.0292	0.0026*	0.0017	0.0008	0.0045	0.0021	0.0023
	HEA	0.7700	0.9542	0.0156	0.0397	0.1201***	0.0543	0.0210	0.0537
	EDU	0.2286***	0.0673	0.0060**	0.0033	0.0462***	0.0091	0.0044	0.0076
	MIA	0.4508	1.008	0.0354	0.0393	0.1005	0.0965	0.0881**	0.0472
	REY	0.0001	0.0010	0.00002	0.00003	0.00008	0.00009	0.00002	0.00004
	GUD	-0.6788***	0.1566	-0.0126	0.0541	-0.2427***	0.1017	-0.0629***	0.0248
企业实际情况特征变量	JIS	0.0709	0.0621	0.0007	0.0025	0.0165*	0.0103	0.0010	0.0034
	SUQ1	-2.2458	2.2024	-0.0413***	0.0121	-0.0848	0.1248	-0.0982***	0.0291
	SUQ2	-1.8727*	1.3182	-0.0544**	0.0294	-0.0496	0.1489	-0.1411**	0.0763
融资特征变量	ZHI	-0.4899***	0.1495	-0.0178	0.0235	-0.0046	0.1119	-0.0271	0.0394
	YIN	1.3020	1.6116	0.0193	0.0406	0.0781*	0.0513	0.0358	0.0584
所处环境特征变量	MJZ	1.9161	1.4755	0.0064	0.0275	0.0801*	0.0534	0.0254**	0.0140
	PYD	1.6068*	1.0983	0.0179**	0.0084	0.1614*	0.0993	0.0070	0.0424
	FUC	0.1434	0.7356	0.0151***	0.0061	0.0460	0.0955	0.0159**	0.0071
识别变量	CZJ	-0.1507	0.1207	-0.0072	0.0055	-0.0099	0.0145	-0.0111	0.0084
	WEY	-0.6108***	0.2937	—	—	—	—	—	—
	SRN	2.5747**	1.3685	—	—	—	—	—	—
GPS		—	—	0.0254**	0.0141	-0.1002***	0.0455	-0.0403***	0.0142

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

与此同时, 借鉴余泉生、周亚虹 (2014) 的做法, 本文亦使用传统的回归方法分析了信贷约束强度对农村企业绩效水平的影响, 表 6 给出了使用传统回归方法 (OLS) 得出的估计结果, 其结果也说明了农村企业信贷约束强度对企业绩效水平造成负向影响且显著。进一步对比表 5 和表 6 估计结果, 可以发现农村企业信贷约束强度 D 对其销售利润率、净资产收益率、总资产收益率的边际影响减弱了。这说明使用 OLS 方法估计的企业绩效损失有部分是由于金融机构 (组织) 信贷配给的选择性造成的, 即企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率越高的企业, 越有可能获得金融机构 (组织) 的贷款。

表 6 使用传统 OLS 回归方法得出的估计结果

变量		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
信贷约束强度 (D)		-0.3251**	0.1847	-0.8809***	0.1593	-0.4094***	0.1585
企业主个体 基本特征变 量	AGE	0.0028**	0.0016	0.0005	0.0044	0.0021	0.0026
	HEA	0.0182**	0.0099	0.1101***	0.0495	0.0250	0.0537
	EDU	0.0069**	0.0043	0.0463**	0.0240	0.0044	0.0076
	MIA	0.0346	0.0388	0.1033*	0.0662	0.0892**	0.0513
	REY	0.00002	0.00003	0.00008	0.00010	0.00002	0.00004
企业实际情 况特征变量	GUD	-0.0110	0.0531	-0.2490***	0.1058	-0.0655***	0.0271
	JIS	0.0005	0.0024	0.0153**	0.0088	0.0013	0.0034
	SUQ1	-0.0424**	0.0221	-0.0801**	0.0449	-0.0963***	0.0395
	SUQ2	-0.0558**	0.0312	-0.0551	0.1464	-0.1389**	0.0762
融资特征变 量	ZHI	-0.0183*	0.0114	-0.0026	0.1124	-0.0264	0.0391
	YIN	0.0308	0.0300	0.0326**	0.0159	0.0175	0.0461
所处环境特 征变量	MJZ	0.0142	0.0272	0.0497**	0.0287	0.0131**	0.0072
	PYD	0.0172**	0.0087	0.1642**	0.0909	0.0083	0.0427
	FUC	0.0146***	0.0053	0.0480	0.0948	0.0151**	0.0069
	CZJ	-0.0072*	0.0045	-0.0097	0.0145	-0.0111*	0.0074

(二) 平衡性检验

在使用广义倾向得分方法时，需要注意样本组之间的平衡性问题（李成友、孙涛，2018），为此本文对两个样本组“未遭受信贷约束”和“遭受完全信贷约束”进行了平衡性检验，检验结果如表 7 所示。通过表 7 可以发现，经过匹配后“未遭受信贷约束”和“遭受完全信贷约束”两个样本组之间差异明显降低，所有变量偏误降低比例均超过 55.0%，最低为 55.3%，最高为 100%。其中，企业主政治面貌（MIA）、企业经营时间（JIS）、企业是否有重大项目支出（ZHI）、企业是否向正规金融机构申请过贷款（YIN）、企业是否向非正规金融组织申请过贷款（MJZ）等变量由匹配前的显著变为匹配后的不显著，说明“未遭受信贷约束”和“遭受完全信贷约束”两个样本组之间在匹配变量上没有显著的差别；企业主年龄、企业主健康状况、企业主受教育程度、企业最大股东持股比例、企业所在村是否为平原地区等变量匹配前后均不显著，但经过匹配后的 $P>|T|$ 不断增大，由此可知“未遭受信贷约束”和“遭受完全信贷约束”两个样本组之间在匹配变量上的差异降低，所以本文使用广义倾向得分方法估计是有效的，满足平衡性检验要求。

表 7 “未遭受信贷约束”和“遭受完全信贷约束”两个样本组的平衡性检验结果

变量	匹配类型	未遭受 信贷约束	遭受完全 信贷约束	两组差异 t 统 计值	偏误降低比例 (%)	$P> T $
AGE	匹配前	43.241	44.582	-1.47	78.7	0.143
	匹配后	43.241	42.956	0.33		0.738

信贷约束强度与农村企业绩效水平

HEA	匹配前	0.9324	0.9551	-0.98	80.1	0.326
	匹配后	0.9324	0.9369	-0.16		0.876
EDU	匹配前	8.9375	8.3316	0.85	55.3	0.399
	匹配后	8.9375	8.6667	0.22		0.828
MIA	匹配前	0.2932	0.0863	6.88	97.6	0.000
	匹配后	0.2932	0.2882	0.09		0.929
REY	匹配前	133.3	108.6	0.74	63.2	0.458
	匹配后	133.3	118.9	0.31		0.763
GUD	匹配前	0.6941	0.7278	-1.45	56.2	0.148
	匹配后	0.6941	0.7088	-0.56		0.575
JIS	匹配前	11.581	10.360	2.20	82.9	0.028
	匹配后	11.581	11.791	-0.31		0.758
SUQ1	匹配前	0.4974	0.4500	0.96	82	0.335
	匹配后	0.4974	0.4889	0.17		0.866
SUQ2	匹配前	0.3487	0.4909	-2.95	62.7	0.003
	匹配后	0.3487	0.4017	-1.08		0.281
ZHI	匹配前	0.7128	0.3727	7.35	92.5	0.000
	匹配后	0.7128	0.7385	-0.57		0.572
YIN	匹配前	0.8000	0.1636	16.79	94.1	0.000
	匹配后	0.8000	0.8376	-0.96		0.336
MJZ	匹配前	0.4564	0.1318	7.82	94.2	0.000
	匹配后	0.4564	0.4752	-0.37		0.711
PYD	匹配前	0.5946	0.6329	-0.77	70.6	0.442
	匹配后	0.5946	0.6058	-0.20		0.844
FUC	匹配前	0.6205	0.6455	-0.53	100	0.600
	匹配后	0.6205	0.6205	0.00		1.000
CZJ	匹配前	4.3412	4.5315	-0.59	78.7	0.557
	匹配后	4.3412	4.3818	-0.11		0.910
WEY	匹配前	0.1590	0.0773	2.61	97.9	0.009
	匹配后	0.1590	0.1607	-0.05		0.963
SRN	匹配前	0.1128	0.1773	-1.85	89.4	0.064
	匹配后	0.1128	0.1197	-0.21		0.834

(三) 稳健性检验

为了进一步检验估计结果的可靠性，本文采用奇异值检验、替换和增加变量检验、按省份分组样本检验进行稳健性检验。具体如下：

1. 奇异值检验。在调研的农村企业中，人数比较多和人数较少的企业相对比较少，而这些企业的出现（也即奇异值的出现）有可能导致估计结果的不稳定。故本文将人数最高的农村企业和人数最低的农村企业按照 5% 进行缩尾处理，估计方法仍然用广义倾向得分法（GPS），估计结果如表 8 所示（仅

列出主要变量的估计结果），与表 5 中的估计结果相比，虽然估计值大小有变化，但信贷约束强度对企业绩效水平仍然是显著的负向影响，说明本文的估计具有很好的稳健性。

表 8 奇异值检验结果

变量		第一步选择方程		第二步回归方程					
		贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
信贷约束强度 (D)		-58.0987**	9.5299	-0.3139**	0.1237	-0.4708**	0.2691	-0.2165**	0.1240
识别变量	WEY	-0.1313	0.2594	—	—	—	—	—	—
	SRN	2.1771*	1.2746	—	—	—	—	—	—
GPS		—	—	0.0762**	0.0405	-0.0447*	0.0282	-0.0144**	0.0074

2. 替换和增加变量检验。以往研究表明，如果选择变量不合适或者重要变量被遗漏会严重影响估计结果（李成友等，2018）。因此，其一，本文用“农村企业到最近乡镇的时间”变量替换“农村企业到最近乡镇的距离”变量，主要是考虑到这两个变量均能够反映企业信贷的便利性；其二，增加总经理在本行业从业年限这一变量，一般情况下，总经理在本行业从业年限越长，说明其更能准确把握企业的经营，企业的绩效水平也会相应增加。估计结果如表 9 所示（仅列出主要变量的估计结果），其与表 5 估计结果相比虽然在估计值大小上有所变化，但信贷约束强度对企业绩效水平仍然是显著的负向影响，亦说明本文估计结果有很好的稳健性。

表 9 替换和增加变量检验结果

变量		第一步选择方程		第二步回归方程					
		贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
信贷约束强度(D)		-36.1344**	5.1865	-0.3537**	0.1742	-0.3482**	0.1625	-0.1618**	0.0793
替换变量	TIM	0.0481*	0.0313	0.0025	0.0022	0.0077*	0.0051	0.0009	0.0034
增加变量	ZOJ	-0.0435**	0.0199	-0.0009	0.0016	-0.0025	0.0036	-0.0024**	0.0013
识别变量	WEY	-0.5385**	0.2140	—	—	—	—	—	—
	SRN	1.2140*	0.8491	—	—	—	—	—	—
GPS		—	—	1.7588*	0.9463	11.8188**	2.5883	3.7686**	1.4208

注：农村企业到最近乡镇的时间，用 TIM 进行表示，单位为分钟；总经理在本行业从业年限，用 ZOJ 进行表示，单位为年。

3. 按省份分组样本检验。接下来本文把样本按照省份分组，检验信贷约束强度对企业绩效水平影响的差异性，估计结果如表 10、表 11 所示（仅列出主要变量的估计结果）。

表 10 山东省农村企业估计结果

变量		第一步选择方程		第二步回归方程					
		贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误

信贷约束强度与农村企业绩效水平

信贷约束强度 (D)		-363805***	5.4123	-0.1228**	0.0616	-0.3276**	0.1545	-0.2238***	0.0489
识别变量	WEY	-0.8902***	0.1897	—	—	—	—	—	—
	SRN	1.9871**	1.1098	—	—	—	—	—	—
GPS		—	—	0.0415**	0.0198	-0.1278***	0.0341	-0.0356***	0.0007

表 10 和表 11 分别分析的山东省、江苏省农村企业的信贷约束强度对其绩效的影响，两表的估计结果基本与表 5 结果相同，说明本文的结果是稳健的。

表 11 江苏省农村企业信贷约束强度估计结果

变量		第一步选择方程		第二步回归方程					
		贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
信贷约束强度 (D)		-48.2364***	15.8231	-0.1871***	0.0156	-0.4868***	0.1135	-0.2561*	0.1456
识别变量	WEY	-0.6793***	0.1496	—	—	—	—	—	—
	SRN	0.7521**	0.3196	—	—	—	—	—	—
GPS		—	—	0.0328***	0.0034	-0.2761***	0.0062	-0.0352***	0.0049

(四) 进一步分析

根据表 2 中的分析结果，有信贷需求的农村企业，可能遭受正规金融信贷约束，亦可能遭受非正规金融信贷约束，接下来本文检验正规金融信贷约束强度和非正规金融信贷约束强度对农村企业绩效水平影响的差异性，估计结果如表 12、表 13 所示。

表 12 正规金融约束估计结果

变量		第一步选择方程		第二步回归方程					
		贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
信贷约束强度 (D)		-27.4903***	10.0072	-0.1330*	0.0756	-0.5244***	0.1296	-0.2104***	0.0533
企业主个体基本特征变量	AGE	0.0145	0.0266	0.0012	0.0017	0.0011	0.0053	0.0015	0.0025
	HEA	0.9264**	0.4953	0.0108	0.0426	0.0034	0.1767	0.0595**	0.0311
	EDU	0.0748***	0.0100	0.0093**	0.0049	0.0432**	0.0218	0.0041	0.0067
	MIA	0.2408	0.5224	0.0087	0.0407	0.0952	0.1038	0.0769**	0.0388
	REY	0.0005*	0.0003	0.00001	0.00002	0.00003	0.0001	0.00004	0.00005
	GUD	-1.3500**	0.6690	-0.1022*	0.0590	-0.2686**	0.1329	-0.0526**	0.0248
企业实际情况特征变量	JIS	0.0533*	0.0310	0.0008	0.0027	0.0187*	0.0116	0.0002	0.0037
	SUQ1	-0.7561	0.7467	-0.0403*	0.0217	-0.0951	0.1375	-0.0936*	0.0517
	SUQ2	-0.0582	0.7067	-0.0469*	0.0280	-0.0858	0.1603	-0.1195***	0.0475
	ZHI	-0.4076	0.3999	-0.0219	0.0274	-0.0543	0.1383	-0.0116	0.0464
企业融资基本特征变量	YIN	2.8217***	0.5059	0.0019	0.0341	0.0752***	0.0311	0.0147	0.0521
	MJZ	2.0852***	0.5620	0.0747**	0.0354	0.2347***	0.1018	0.0098	0.0498
企业所处环	PYD	0.7877*	0.4489	0.0686**	0.0321	0.1891*	0.1165	0.0086	0.0470

信贷约束强度与农村企业绩效水平

境特征变量	FUC	0.0150	0.4802	0.0383**	0.0181	0.0464	0.1069	0.0112	0.0381
	CZJ	-0.0315	0.0941	-0.0074	0.0064	-0.0071	0.0171	-0.0173*	0.0097
识别变量	WEY	-0.7774***	0.2696	—	—	—	—	—	—
	SRN	0.8773**	0.4181	—	—	—	—	—	—
GPS		—	—	0.0214**	0.0103	-0.0976***	0.0428	-0.0387***	0.0139

表 12 是向正规金融机构申请资金的 192 家农村企业的正规信贷约束强度对其绩效的影响，由表 12 可知：农村企业信贷约束强度 D 分别在 10%、1%、1% 的统计水平上显著负向影响到其销售利润率、净资产收益率、总资产收益率，且农村企业信贷约束强度 D 每增加 1 个百分点，农村企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率分别降低 0.133%、0.524%、0.210%。表 13 是向非正规金融组织申请资金的 118 家农村企业非正规信贷约束强度对企业绩效的影响，由表 13 可知：农村企业信贷约束强度 D 均在 5%、5%、10% 的统计水平上显著负向影响到其销售利润率、净资产收益率、总资产收益率，且农村企业信贷约束强度 D 每增加 1 个百分点，农村企业销售利润率、净资产收益率、总资产收益率分别降低 0.101%、0.383%、0.107%。同时，通过对比表 12 和表 13 估计结果，本文亦可以得出农村企业正规金融信贷约束强度对其销售利润率、净资产收益率、总资产收益率的影响程度要高于非正规金融信贷约束强度对企业绩效的影响，即正规金融信贷约束仍是影响农村企业绩效水平的关键。

表 13 非正规金融约束估计结果

变量	第一步选择方程		第二步回归方程						
	贷款是否得到完全满足		企业销售利润率		企业净资产收益率		企业总资产收益率		
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	
信贷约束强度 (D)	-17.1153**	8.8563	-0.1011**	0.0499	-0.3838**	0.1829	-0.1072*	0.0623	
企业主个体基本特征变量	AGE	0.0192	0.0403	0.0012	0.0021	0.0042	0.0087	0.0001	0.0032
	HEA	1.2036**	0.6542	0.0061	0.0614	0.0669	0.2216	0.0528**	0.0276
	EDU	0.0541**	0.0286	0.0133**	0.0069	0.0792*	0.0489	0.0281***	0.0102
	MIA	1.0654**	0.5318	0.0074	0.0472	0.0202	0.1224	0.0278	0.0663
	REY	0.0003	0.0003	0.00005	0.0001	0.00004	0.0001	0.00003	0.00005
企业实际情况特征变量	GUD	-0.6987*	0.4977	-0.1409**	0.0651	-0.2624***	0.0975	-0.0300***	0.0131
	JIS	0.0664**	0.0363	0.0023	0.0037	0.0337**	0.0173	0.0028	0.0052
	SUQ1	-0.4098	0.8282	-0.1989***	0.0838	-0.1800	0.1914	-0.1865*	0.1168
	SUQ2	-0.8417	0.8327	-0.1558**	0.0746	-0.0570	0.2106	-0.1766*	0.1041
企业融资基本特征变量	ZHI	-0.7559**	0.3752	-0.0261	0.0315	-0.0923	0.1818	-0.0181	0.0567
	YIN	3.5011***	0.6500	0.0362**	0.0173	0.0603**	0.0289	0.0304	0.0594
企业所处环境特征变量	MJZ	1.8479***	0.6786	0.0812***	0.0372	0.3226***	0.1262	0.1298**	0.0604
	PYD	0.3886	0.5564	0.0721**	0.0379	0.4796***	0.1609	0.0014	0.0577
识别变量	FUC	0.3511	0.5397	0.0897***	0.0323	0.0039	0.1341	0.1288***	0.0442
	CZJ	-0.1346	0.1218	-0.0090	0.0069	-0.0457***	0.0203	-0.0114	0.0105
	WEY	-0.5868***	0.2116	—	—	—	—	—	—

信贷约束强度与农村企业绩效水平

	SRN	0.8583**	0.4297	—	—	—	—	—	—
<i>GPS</i>		—	—	0.0276***	0.0114	-0.1027***	0.0398	-0.0405***	0.0173

六、主要结论及政策建议

近年来，中国政府出台了一系列政策和措施用以缓解农村企业的信贷约束对企业的影响，然而由于信息不对称所引致的逆向选择和道德风险问题，使得农村企业面临的融资环境并未得到显著改善，农村企业的信贷约束现象仍然普遍存在。本文基于2017年山东和江苏两省415家农村企业微观调研数据，通过构建农村企业信贷约束强度指标以及使用广义倾向得分方法（GPS），分析了农村企业信贷约束强度以及不同渠道信贷约束强度对其绩效水平的影响，研究发现：（1）约60%的农村企业有信贷需求，信贷需求额比较高，金融机构和组织难以满足其全部信贷需求，总体约束强度为24.60%，其中，正规金融信贷约束强度为25.60%，非正规金融信贷约束强度为14.79%，这说明农村企业不仅遭受正规金融信贷约束，而且也遭受非正规金融信贷约束，且遭受正规金融信贷约束的强度更高；（2）农村企业信贷约束强度显著降低了企业的绩效水平，且通过采用奇异值检验、替换和增加变量检验、样本分组检验三种方式对估计结果进行了稳健性检验，进一步验证了估计结果的可靠性；（3）农村企业正规金融信贷约束强度对企业绩效的影响程度要高于非正规金融信贷约束强度对企业绩效的影响，即正规金融信贷约束仍是影响农村企业绩效水平的关键。

深入研究农村企业信贷约束问题，尤其是研究农村企业信贷约束强度及正规、非正规信贷约束强度对企业绩效的影响，关系到农村企业未来自身的生存与发展，对于破解农村企业信贷约束难题，促进农村企业健康成长和快速发展具有重要的理论意义和现实意义。本文对于重新认识农村企业信贷约束问题及进一步丰富农村企业相关的信贷融资理论，是一个有益的补充。与其它企业相比，农村企业信贷约束的形成具有特殊性。本文在借鉴国内外相关理论研究的基础上，通过构建农村企业信贷约束强度指标以及使用广义倾向得分方法（GPS），检验了信贷约束强度对企业绩效的影响及不同渠道的信贷约束强度对农村企业绩效的影响是否具有差异性，扩展和深化了信贷约束的研究视角和层次，并且对于拓展农村企业的融资理论具有一定的意义。同时，农村企业融资难是当前的热点和难点问题，也是农村企业发展和壮大过程中亟需解决和必须解决的主要问题，本文通过研究不同强度及不同渠道的信贷约束对企业绩效的影响，对于融资渠道有限、资金来源不稳定的农村企业来说具有一定的现实意义，为解决中国农村企业信贷约束问题提供了可参考依据。

为了有效缓解农村企业信贷约束强度以及其对绩效水平产生的负面影响，本文提出以下对策建议和措施。第一，对政府而言，首先要加快制定与农村企业相关的扶持政策，完善相关的法律法规，加强对农村企业的财政支持力度，构建良好的信用环境，完善企业信用评价机制；另外，政府要进一步放宽农村金融机构和组织的市场准入，在大力发展农村正规金融机构的同时，加大对非正规金融组织的规范和引导，积极扶持农村非正规金融组织的发展。特别是对金融服务不完善、不健全地区要加大农村非正规金融组织扶持力度，使农村非正规金融组织成为农村正规金融机构的有益补充，充分发挥其在农村地区的服务功能。第二，对于农村金融机构而言，要不断创新管理方式，加强对农村金融产

品和服务方式的创新力度，建立健全农村企业信贷体系，构建多层次、和谐发展的融资结构，满足农村企业多层次及个性化的信贷需求。第三，虽然改善农村企业面临的金融生态环境是缓解企业信贷约束的重要手段，然而更重要的是提高企业自身的信贷融资能力，是解决企业信贷约束的最根本途径。首先，农村企业要加强自身的管理能力和经营能力，加大创新力度，增强企业经济实力，进而提升企业的盈利能力，越优质的企业越容易在金融信贷市场获得信贷支持；其次，农村企业要立足现实，加强企业信用体系建设，建立农村企业信用系统，实现政府、金融机构（组织）与农村企业信息共享，使得金融机构（组织）能够对企业风险做出正确的评价，缓解农村企业的信贷约束问题；另外农村企业要积极与金融机构（组织）建立长期稳定的关系，企业与金融机构（组织）建立关系的数量越多以及建立的关系越长就越易获得金融机构的信贷支持，进而降低企业的信贷约束强度。

参考文献

- 1.何韧、刘兵勇、王婧婧，2012：《银企关系、制度环境与中小微企业信贷可得性》，《金融研究》第11期。
- 2.黎翠梅、陈桂英、陈思寓，2016：《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》，《农业现代化研究》第1期。
- 3.李成友、孙涛，2018：《渠道信贷约束、非正规金融与农户福利水平》，《改革》第10期。
- 4.李成友、孙涛、焦勇，2018：《要素禀赋、工资差距与人力资本形成》，《经济研究》第10期。
- 5.李科、徐龙炳，2011：《融资约束、债务能力与公司业绩》，《经济研究》第5期。
- 6.李志远、余淼杰，2012：《生产率、信贷约束与企业出口：基于中国企业层面的分析》，《经济研究》第6期。
- 7.刘康兵、申朴、Elmer Sterken，2011：《融资约束、不确定性与公司投资：基于制造业上市公司面板数据的证据》，《南开经济研究》第4期。
- 8.任曙明、吕镛，2014：《融资约束、政府补贴与全要素生产率—来自中国装备制造企业的实证研究》，《管理世界》第11期。
- 9.田秀娟，2009：《中国农村中小企业融资渠道选择的实证研究》，《金融研究》第7期。
- 10.汪建新、黄鹏，2015：《信贷约束、资本配置和企业出口产品质量》，《财贸经济》第5期。
- 11.武利超、刘莉莉，2018：《信贷约束对企业中间品进口的影响研究—基于世界银行微观企业调研数据的实证考察》，《经济学动态》第3期。
- 12.邢道均、叶依广，2011：《农村小额贷款公司缓解农村中小企业正规信贷约束了吗？》，《农业经济问题》第8期。
- 13.余泉生、周亚虹，2014：《信贷约束强度与农户福祉损失—基于中国农村金融调查截面数据的实证分析》，《中国农村经济》第3期。
- 14.张杰、芦哲、郑文平、陈志远，2012：《融资约束、融资渠道与企业R&D投入》，《世界经济》第10期。
- 15.张祥建、徐晋、徐龙炳，2015：《高管精英治理模式能够提升企业绩效吗？—基于社会连带关系调节效应的研究》，《经济研究》第3期。
- 16.张璇、刘贝贝、汪婷、李春涛，2017：《信贷寻租、融资约束与企业创新》，《经济研究》第5期。

- 17.郑骏川、李筱勇, 2018: 《农村小微企业融资渠道偏好研究—以三峡库区重庆段 316 个农村小微企业为样本》, 《湖北社会科学》第 3 期。
- 18.周月书、杨军, 2009: 《农村中小企业融资障碍因素分析—来自江苏吴江和常熟的问卷调查》, 《中国农村经济》第 7 期。
- 19.Beck T., A. Demircuc-Kunt, and M. S. Martinez Peria, 2006, “Banking Services for Everyone? Barriers to Bank Access and Use around the World”, *Social Science Electronic Publishing*, 22(3): 397-430.
- 20.Desai M. A., and F. K. J. Forbes, 2008, “Financial Constraints and Growth: Multinational and Local Firm Responses to Currency Depreciations”, *The Review of Financial Studies*, 21(6): 2857-2888.
- 21.Fan H., L. C. Lai, and A. L. Li, 2015, “Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China”, *Journal of Comparative Economics*, 43(2): 390-416.
- 22.Feng P., X. H. Zhou, and Q. M. Zou, et al, 2012, “Generalized Propensity Score for Estimating the Average Treatment Effect of Multiple Treatments”, *Statistics in Medicine*, 31(7): 681-697.
- 23.Gandelman N., and A. Rasteletti, 2017, “Credit Constraints, Sector Informality and Firm Investments: Evidence from a Panel of Uruguayan Firms”, *Journal of Applied Economics*, 20(2): 351-372.
- 24.Gine X., and G. Mansuri, 2011, “Money or Ideas? A Field Experiment on Constraints to Entrepreneurship in Rural Pakistan”, *Policy Research Working Paper*, 2011: 1-69.
- 25.Hirano K., and G. W. Imbens, 2005, “The Propensity Score with Continuous Treatments”, *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-data Perspectives: An Essential Journey with Donald Rubin’s Statistical Family*.
- 26.Imbens G., 2000, “The Role of Propensity Score in Estimating Dose-response Functions”, *Biometrika*, 87(3): 706-710.
- 27.Li Y. A., W. Liao, and C. C. Zhao, “Credit Constraints and Firm Productivity: Microeconomic Evidence From China”, *Research in International Business and Finance*, (45): 134-149.
- 28.Mkandawire M., and X. Duan, 2016, “Factors Influencing Credit Demand among Household Non-Agriculture Enterprises in Malawi”, *Open Journal of Business and Management*, 4(2): 312-332.
- 29.Papke L. E., and J. M. Wooldridge, 1996, “Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation rates”, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6): 619-632.
- 30.Rosenbaum P. R., and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1): 41-45.
- 31.Silva F., and C. Carreira, 2012, “Do Financial Constraints Threat the Innovation Process? Evidence From Portuguese Firms”, *Economics of Innovation and New Technology*, 21(8): 701-736.
- 32.Valiente J. M. A., C. G. Ayerbe, and M. S. Figueras, 2012, “Social Responsibility Practices and Evaluation of Corporate Social Performance”, *Journal of Cleaner Production*, 35(17): 25-38.
- 33.Wagner J., 2003, “Unobserved Firm Heterogeneity and the Size-exports Nexus: Evidence from German Panel Data”, *Review of World Economics*, 139(1): 161-172.
- 34.Wooldridge J. M., 2002, “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, Cambridge: MIT Press.

(作者单位: ¹ 辽宁大学商学院;

² 中国社会科学院工业经济研究所)

The Credit Constraint Intensity and Performance Level of Rural Enterprises: An Empirical Analysis Based on a Generalized Propensity Score Method

Liu Meiyu Huang Sujian

Abstract: Rural enterprises are subject to credit constraints not only from formal financial institutions but also from informal financial institutions, which can have an impact on their performance level. Are they subject to the same credit constraints from different channels? How will different credit constraints affect the performance level of rural enterprises? In order to answer these questions, this article uses the micro survey data collected from 415 rural enterprises in Jiangsu and Shandong Provinces in 2017 to measure the credit constraint intensity of rural enterprises and analyze the impact of different credit constraints on their performance level by establishing the credit constraint intensity index of rural enterprises and using a generalized propensity score method. The results show that, first of all, the credit constraint intensity of rural enterprises in Jiangsu and Shandong Provinces is 24.60%, among which, the intensity of formal financial credit constraint is 25.60%, and the intensity of informal financial credit constraint is 14.79%. The results indicate that rural enterprises are still subject to high credit constraint intensity, and they are more vulnerable to formal financial credit constraints. Second, the credit constraint intensity of rural enterprises has a significant negative impact on its performance level. For every 1 percentage point increase in the credit constraint intensity of rural enterprises, their sales profit rate, return on net assets and return on total assets decrease by 0.18%, 0.75% and 0.34%, respectively. Third, further analysis shows that the impact of formal financial credit constraint intensity on rural enterprises' sales profit margin, return on net assets and return on total assets is higher than that of informal credit constraints. That means the formal financial credit constraint is the key to affect the performance level of rural enterprises.

Key Words: Credit Constraint Intensity; Performance Level; Rural Enterprise; Generalized Propensity Score Method