

# 异质性社会资本、债务平衡点与农牧户增收\*

## ——基于内蒙古自治区 4 盟市 374 个农牧户的调查分析

许黎莉<sup>1,2</sup> 朱雅雯<sup>2</sup> 乌云花<sup>1</sup> 张 雷<sup>3</sup> 陈东平<sup>2</sup>

**摘要：**随着国家金融支农力度不断加大，正规信贷是否必然促进农牧户增收仍然存疑。本文以内蒙古自治区 4 盟市 374 个农牧户为研究对象，利用 OLS、2SLS 和 LIML 估计方法，实证检验了正规信贷规模对农牧户增收的影响机理，并进一步分析了异质性社会资本对债务平衡点产生的差异性作用。研究发现，正规信贷规模对农牧户增收的影响呈“倒 U 型”，存在一个债务平衡点，使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化。同时，相对于总体债务平衡点，以情感互动为目标的非正式社会资本，使农牧户的债务平衡点偏高；以地位寻求为目标的正式社会资本，使农牧户的债务平衡点偏低。对此，支农金融机构应充分考察不同社会资本类型农牧户的信贷配置效率，实行差异化信贷供给，防范农牧户可能存在的过度负债风险。

**关键词：**异质性社会资本 债务平衡点 农牧户增收 “倒 U 型”曲线

**中图分类号：**F306.1 **文献标识码：**A

### 一、引言

自 2006 年实施农村金融市场改革以来，以银行为代表的正规金融机构“金融支农”力度不断加大。数据显示，自 2007 年至 2018 年末，全国涉农贷款余额从 6.1 万亿元增加至 32.7 万亿元，涉农贷款平均增速为 16.5%<sup>①</sup>。虽然金融支农程度不断提升，但是这种具有普惠金融导向的农贷投放政策是否有利于农户增收，学术界仍存在争论。部分学者基于 C-D 生产函数理论和效用函数理论，认为正规信贷对农户增收产生了促进作用（许崇正、高希武，2005；方松海等，2011）。但是，也有部分学者指出，由于涉农金融机构选择性行为、信贷产品设计不合理以及农户“救助性认知”等原因，正规信贷增加

\* 本文得到国家自然科学基金项目“政策性担保贷款自我履约的微观机理与实现路径”（项目编号：71963026），内蒙古自然科学基金项目“农牧区资金互助组织成长演化机制与可持续发展的条件响应”（项目编号：2019MS07009），内蒙古农业大学人文社科研究重点课题“农牧交错带牧民合作组织合作契约达成及治理结构选择”（项目编号：2018ZD5）的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见。本文通讯作者：乌云花。

<sup>①</sup> 数据来源：中国人民银行农村金融服务研究小组（编）：《中国农村金融服务报告》（2018 年），北京：中国金融出版社。

并不必然对农户增收产生正向影响 (Besley, 1994; 黄祖辉等, 2007; 陈雨露等, 2010; 董玄等, 2016), 甚至会产生负向影响 (Gathergood, 2012)。因此, 在“金融支农”不断深入背景下, 正规信贷供给增加对农户增收到底产生何种影响, 仍需进一步论证。

鉴于此, 本文试图利用效用函数理论, 同时考虑正规信贷规模因素造成的正负面影响, 探寻是否存在债务平衡点, 使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化。在此基础上, 进一步探讨农牧户所拥有的非正式、正式社会资本对债务平衡点的影响。最后, 利用 2019 年内蒙古自治区 4 盟市 374 个农牧户的微观调查数据, 实证检验异质性社会资本条件下正规信贷规模对农牧户增收的影响。

本文可能的贡献和研究创新如下: 一方面, 与已有“促进论”和“抑制论”不同, 本文同时考虑正规信贷规模对农牧户增收所产生的正负效应, 由此得出“信贷规模倒 U 型假说”, 即正规信贷规模存在一个债务平衡点, 使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化; 另一方面, 将正规信贷规模与农牧户所拥有异质性社会资本结合考虑, 以解释为何不同类型农牧户使用正规信贷实现增收效应最大化的债务平衡点存在差异的问题。

## 二、文献综述

### (一) “促进”还是“抑制”的争论

关于农户扩大正规信贷规模能否促进其增收, 现有研究主要包括“促进论”和“抑制论”两种观点。“促进论”认为, 农户扩大正规信贷规模可以提高人力资本质量 (Weber and Musshoff, 2012)、实现农业规模经济 (Rota, 2013), 进而提高劳动生产率, 实现收入增长。“抑制论”认为, 由于精英俘获、边际报酬递减和成本扩增等原因, 信贷规模扩大反而不利于农户增收。首先, 低利率涉农信贷容易出现“精英俘获”现象, 使得“金融支农”目标发生偏离 (温涛等, 2016); 其次, 基于边际报酬递减规律, 随着正规信贷规模扩大, 信贷资本回报率会呈现递减趋势 (武丽娟、李定, 2019); 最后, 在农业生产经营收益率一定的条件下, 正规信贷规模扩大将提高农业生产经营成本, 进而增加农户破产风险 (Gathergood, 2012)。

### (二) 债务平衡点的理论逻辑

资本结构决策是公司金融领域研究的重要内容。权衡理论认为, 企业存在最优的资本结构, 即存在一个债务平衡点, 当举债的边际收益等于边际成本时, 公司实现价值最大化 (Scott, 1976)。权衡理论同样适用于农户, 例如张华泉、申云 (2019) 采用倾向得分匹配法, 王小华等 (2014) 利用面板门限回归模型, 王书华、杨有振 (2012) 基于面板联立系统的估计, 发现农户正规信贷规模对家庭贫困脆弱性、减贫增收效应、收入差距的影响均呈“倒 U 型”。

### (三) 社会资本对农户借贷与增收的影响

关于社会资本对农户借贷的影响, 学者们主要从信贷可得性、缔约与履约、成本收益等视角进行剖析。首先, 社会资本匮乏的农户往往认为自己没有“关系”从银行获得借款, 因此会自动退出信贷市场, 而社会资本丰富农户的信贷约束更容易被改善 (张龙耀、江春, 2011)。相对于以地位寻求为目标的正式社会资本, 以情感互动为目标的非正式社会资本, 对农户信贷约束的缓解作用存在“路径

依赖”（李庆海等，2017）。其次，社会资本能发挥声誉监督作用，将单一的银行监督转化为基于社会资本的内外双重监督，促进农户自我履约（童馨乐等，2011）。最后，社会资本维护需要一定成本，农户是否利用社会资本进行银行借贷，取决于信贷收益与社会资本维护成本的大小（张兵、李丹，2013）。

对于社会资本如何影响农户增收的问题，学者们从社会网络、集体信任规范等视角进行了研究。从社会网络的视角来看（Granovetter, 1973），社会资本通过提高农户信息获取能力实现了增收效应。具体来看，一方面，社会资本促进了农户之间生产经营技术的交流与共享，提高了农业生产经营效率，从而实现了增产增收；另一方面，社会资本提高了农户获取农产品销售市场信息的能力，有利于实现销售增收。从集体信任视角来看，高社会资本农户更有利于获得交易方的信任，从而减少生产交易过程中的信息收集和谈判成本（奥斯特罗姆，2012），由此实现了社会资本对农户增收的促进作用。

#### （四）文献评述

现有文献为本文奠定了研究基础，但还存在进一步探讨的空间。第一，逻辑框架上，学者们分别考察了正规信贷对农户增收的影响，社会资本对农户借贷的影响，以及社会资本对农户增收的影响，但尚未将“社会资本、正规信贷、农户增收”纳入到统一框架中，探讨三者之间的关系。同时，也鲜有文献探讨异质性社会资本对债务平衡点的影响。在农村“熟人社会”背景下，这一欠缺无法解释“不同类型农牧户使用相同规模正规信贷，但实现的增收效应却不同”这一现象。第二，模型构建上，学者们仅考虑了正规信贷与农户收入之间存在的线性关系，忽略了信贷资本服从边际报酬递减的经济学规律。第三，研究视角上，对于社会资本影响农户增收的研究，学者们大多关注社会资本的正向作用，忽视了社会资本产生的负面效应。第四，研究对象上，学者们大多关注发达地区农户，对于偏远少数民族地区的农牧户增收关注较少。这些地区往往金融产品稀缺、金融服务薄弱，农牧户的金融素养水平较低，加大该类地区信贷投放力度能否促进农牧户增收？对这一问题的科学解答尤为紧迫和重要。

鉴于此，本文采用内蒙古自治区4盟市374个农牧户的调查数据，试图回答是否存在债务平衡点，使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化这一科学问题。在此基础上，基于社会资本异质性特征，剖析非正式、正式社会资本对债务平衡点的影响。以期为不同特征农牧户合理控制正规信贷规模以及“金融支农”政策良好运行提供建议。

### 三、理论分析与研究假说

#### （一）正规信贷规模对农牧户增收影响的“倒U型”曲线

1.模型构建。正规信贷通过弥补农牧户生产资金不足、扩大经营规模、增强风险抵抗能力等路径发挥了促进农牧户增收的正面效应。然而，随着正规信贷规模不断扩大，其消极作用也开始凸显，具体表现为信贷资金配置效率降低、支农贷款投向偏移、信贷成本增加以及道德风险加剧等。

鉴于此，本文根据 Obstfeld and Rogoff（1996）的研究，设定农牧户效用函数为：

$$U_t = E_t \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t u [C_t, \psi S(D_t)] \quad t = 1, 2, \dots, \infty \quad (1)$$

其中,  $\beta$  是主观折现因子,  $E_t$  表示条件期望,  $C_t$  表示农牧户的消费,  $S(D_t)$  表示农牧户正规信贷的消极作用。  $S'(D_t) = \Pi > 0$ , 表明正规信贷规模增长越多, 消极作用越大。  $\psi$  表示正规信贷消极作用对农牧户的影响权重。

假设农牧户产出  $Y_t$  用于消费  $C_t$ 、农牧业生产投资  $I_t$  以及偿还当期信贷  $D_t$ , 以公式表示:  $Y_t = C_t + I_t + D_t$ 。农牧户生产函数为  $Y_t = A_t \cdot F(K_t)$ , 其中,  $A_t$  是随机生产力, 满足  $E_t(A_t) = 1$ ,  $A_t \in [\underline{A}, \bar{A}]$ ,  $A_t$  的概率密度函数为  $\pi(A_t)$ , 资本要素完全折旧  $K_{t+1} = I_t$ 。农牧户违约成本为  $\eta$  ( $0 \leq \eta \leq 1$ ) 倍的产出, 即  $\eta A_t F(K_t)$ 。农牧户的预算约束为:

$$C_t + K_{t+1} + \min\{\eta A_t F(K_t), D_t\} \leq A_t \cdot F(K_t) \quad (2)$$

农牧户违约将丧失再贷款机会、受到社会制裁以及损失声誉。因此, 若违约成本高于违约收益, 农牧户违约可能性较小; 如果违约收益高于违约成本, 违约可能性较大。农牧户通过权衡违约还是履约, 实现收益最大化。农牧户效用最大化问题可表示为:

$$\text{Max}_{\{K_{t+1}\}} U_t(K_{t+1}) = E_t \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \{A_t F(K_t) - K_{t+1} - \min[\eta A_t F(K_t), D_t] - \psi S(D_t)\} \quad (3)$$

求解该模型得出正规信贷规模与农牧户增收之间的关系式<sup>①</sup>:

$$\frac{\partial \Phi[K(D_{t+1})]}{\partial D_{t+1}} = K'(D_{t+1}) \frac{\partial U_{t+1}}{\partial K_{t+1}} - \beta \int_{\frac{D_{t+1}}{\eta F[K(D_{t+1})]}}^{\bar{A}} \pi(A_{t+1}) dA_t - \psi \Pi \quad (4)$$

其中,  $K'(D_{t+1}) \frac{\partial U_{t+1}}{\partial K_{t+1}} - \beta \int_{\frac{D_{t+1}}{\eta F[K(D_{t+1})]}}^{\bar{A}} \pi(A_{t+1}) dA_t$  是正规信贷的“净收益效应”,  $\psi \Pi$  是正规信

贷的“消极效应”。农牧户增收受到正规信贷产生的“净收益效应”和“消极效应”的共同影响。

2.正规信贷规模对农牧户增收的影响机制。由(4)式等号右边第一项可知, 假设农牧户为风险中性, 即  $\frac{\partial U_{t+1}}{\partial K_{t+1}} > 0$ , “净收益效应”大小取决于农牧户生产投资规模是否适度, 即正规信贷规模对农

牧户生产经营投资的影响  $K'(D_{t+1})$ 。正规信贷作为一种生产要素, 当其能够与其他生产要素(劳动、土地、企业家才能等)合理匹配时, 农牧户的生产投资处于规模报酬递增阶段, 正规信贷对农牧户生

<sup>①</sup> 具体求解思路: 第一步, 求解农牧户正规信贷规模与生产投资之间的关系式; 第二步, 将第一步的解代入农牧户直接效用函数, 得到农牧户间接效用函数(即农牧户增收函数), 进而求解正规信贷规模与农牧户增收之间的关系式。由于篇幅所限, 中间步骤省去, 感兴趣读者可向作者索要。

产经营投资具有带动作用，正规信贷规模增加会促进农牧户增收；当正规信贷不能与其他生产要素合理匹配时，农牧户的生产投资将处于规模报酬递减阶段，此时正规信贷对农牧户生产经营投资具有抑制作用，正规信贷规模增加不利于农牧户增收。

由（4）式等号右边第二项可知，“净收益效应”大小还取决于农牧户发生信贷违约的概率

$$\int_{\frac{D_{t+1}}{\eta F[K(D_{t+1})]}}^{\bar{A}} \pi(A_{t+1}) dA_t$$

。农牧户容易发生信贷违约存在以下几方面原因：第一，少数民族地区收入

来源单一且不确定性大。少数民族地区农业基础薄弱、生产方式粗放、劳动生产率低，加之畜牧业生产周期长<sup>①</sup>、投入成本高，农牧户生产经营性收入很不稳定。第二，信贷政策中缺少抵押或担保等履约机制，农牧户金融素养较低以及声誉等非正规约束机制不足，使农牧户违约成本较低。第三，国家的扶持性信贷政策，使部分农牧户对正规信贷产生了“补贴性认知”，欠债不还、政府兜底的救济性预期较为普遍。当正规信贷规模不断增加时，农牧户的违约收益大于违约成本，违约概率上升，不利于农牧户增收。

由（4）式等号右边第三项可知，“消极效应”反映的是农牧户自身过度负债需要承担的后果，即正规信贷消极作用与其对农牧户影响权重的乘积 $\psi\Pi$ 。正规信贷的消极作用主要表现在以下几个方面：第一，生产周期与还款周期不匹配。金融机构贷款以短期经营性贷款为主，有的金融机构要求按月或按季度结息，一年内偿还本金，这种信贷政策导致农牧户还款周期与经营周期严重不匹配，迫使农牧户在农畜产品收购价格较低时销售产品，或通过倒贷、借新还旧等过桥方式偿还贷款<sup>②</sup>，增加了农牧户借贷成本。第二，过度投资与管理水平不匹配。农牧户投资理财观念淡薄，容易盲目借贷和跟风投资。自2016年《推进普惠金融发展规划（2016—2020年）》发布以来，“金融支农”政策使农牧户贷款门槛降低、手续简便，农牧户产生了“钱好借”心理。但由于受教育水平较低，农牧户不能合理规划正规信贷投向，投资失败风险有所增加。第三，借贷消费与收入水平不匹配。借贷消费、超前消费、攀比消费在农牧区较为普遍。在收入不稳定的情况下，举债消费将导致农牧户违约风险增加。当正规信贷规模增加时，农牧户为自身过度负债需要承担的后果越严重，越不利于农牧户增收。

综合以上两种效应，当农牧户正规信贷规模较小时，正规信贷能够与其他生产要素合理匹配的概率较大，信贷资本回报率呈现递增趋势，农牧户发生违约的概率较小，正规信贷的消极作用较小，在此阶段正规信贷规模增加会促进农牧户增收，原因是“净收益效应”大于“消极效应”，即

$$\frac{\partial \Phi[K(D_{t+1})]}{\partial D_{t+1}} \geq 0$$

。随着农牧户正规信贷规模进一步扩大，正规信贷能够与其他生产要素合理匹配

<sup>①</sup> 小型牲畜（羊）的完整生产周期为2~3年，大型牲畜（牛、马等）的生产周期更长。

<sup>②</sup> 过桥资金是指借款企业或个人在自有资金不足的情况下，通过民间融资机构（典当企业、融资性担保公司、小额贷款公司、投资咨询类公司等）筹措资金，归还银行到期贷款，待重新获得银行贷款后再偿还这笔资金的一种融资形式。

的概率变小，信贷资本回报率呈现递减趋势，且违约收益大于违约成本，发生违约的概率变大，正规信贷的“净收益效应”为负。同时，正规信贷的消极作用使农牧户的债务成本、还贷压力进一步增大，经营失败的概率以及对政府救助性预期进一步提高，“消极效应”发挥主导作用。此时，在负的“净收益效应”和“消极效应”共同作用下，正规信贷规模扩大会抑制农牧户增收，即  $\frac{\partial \Phi [K(D_{t+1})]}{\partial D_{t+1}} < 0$ 。

由此，得出待检验假说：

H1：正规信贷规模对农牧户增收的影响呈“倒U型”，即存在一个债务平衡点，使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化。

### （二）异质性社会资本影响债务平衡点的作用机理

中国乡土社会的“差序格局”结构（费孝通，1985）使农牧户的社会资本存在异质性。本文借鉴李庆海等（2017）的分类方法，将社会资本分为以情感互动为目标的非正式社会资本和以地位寻求为目标的正式社会资本。二者基于互动群体、结果导向以及行为动机的差异，对债务平衡点产生不同影响（作用机理如图1）。

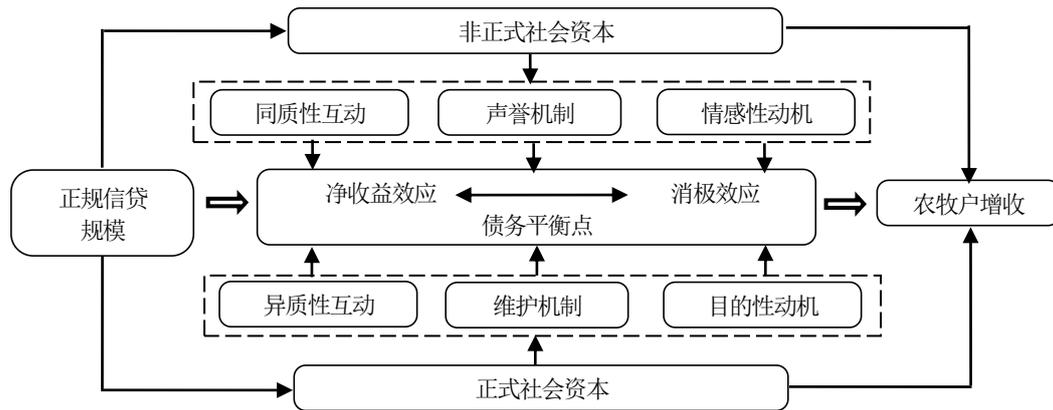


图1 异质性社会资本对债务平衡点的作用机理图

1.非正式社会资本通过同质性互动、声誉机制以及情感性动机对债务平衡点施加影响。首先，非正式社会资本是基于血缘、亲缘、地缘等，在特征相似的农牧户之间形成的排他、闭合、非正式的情感互惠网络。在互惠网络中，农牧户彼此间通过提供工具性支持、精神支持以及有效信息等同质性互动，增加信贷资本的生产效率，提高“净收益效应”。其次，基于熟人之间的相互信任，非正式社会资本促使声誉产生。声誉通过路径依赖、资本效应以及社会制裁等，增加农牧户违约成本（许黎莉、陈东平，2019），减小正规信贷违约概率，提高“净收益效应”。再次，基于信任和义务的强关系情感性动机，非正式社会资本更有利于提高农牧户正规信贷的还贷概率。例如，共同的文化信仰与风俗习惯等社会互动，使农牧户在面临正规信贷偿还压力时，更易获得亲友、邻居的零利息借款。通过农忙时节提供插秧、收割、代管牲畜等事务性帮助，农牧户积累的非正式社会资本使其能够部分挤出正规信贷规模增加所带来的“消极效应”。因此，提出待检验假说：

H2: 非正式社会资本较多的农牧户债务平衡点偏高。

2.正式社会资本通过异质性互动、维护机制以及目的性动机对债务平衡点施加影响。首先,正式社会资本是以地位寻求为目标,通过在不同特征主体之间进行资源交换、借用、摄取等异质性互动,形成的后天利益关系(林南,2005)。在利益网络中,农牧户不仅需要意识到不同参与者资源交换意愿及其所控制资源的异质性,还要保证给资源提供者分配更多的利益。这使得农牧户更多关注付出成本能否得到回报,忽略利用正规信贷促进农牧业生产效率的提升,因而“净收益效应”较低。其次,正式社会资本的维护需要额外投资,而这种投资属于沉没成本。为了在未来获取更多的信贷资源,农牧户需要承担部分人情开支,否则其与政府、金融机构等部门关系的紧密性和稳定性将下降,获取相关利益的难度将增加。当正规信贷规模不断扩大时,维护成本相应增加,农牧户违约收益大于违约成本,这将进一步降低“净收益效应”。再次,为了达成目的,通过正式社会资本寻找、获得资源需要农牧户付出更多的努力,而正式社会资本在贫困地区往往存量不足、质量不高,能否发挥效用尚需考察,在努力得不到回报的情况下,正规信贷的“消极效应”更容易突显。因此,提出待检验假说:

H3: 正式社会资本较多的农牧户债务平衡点偏低。

## 四、研究设计

### (一) 数据来源

本文使用的数据来源于课题组2019年8月对内蒙古自治区呼和浩特市、包头市、乌兰察布市、锡林郭勒盟4盟市396个农牧户的实地调查,调查内容涉及农牧户的生产经营活动、金融活动以及社会资本情况等。同时,课题组还对村一级的基本情况和金融环境进行了调查,以全面了解农牧户的金融决策和收入状况。选择这些盟市主要基于三点考虑:第一,地域特征。内蒙古自治区是我国跨经度最大的省级行政区,东西直线距离2400多千米,所选的4个盟市覆盖内蒙古东部、中部和西部地区。第二,农牧业结构特征。由于不同的地形地貌,各盟市农业、牧业与农牧兼业的产业结构比重差异较大,所选4个盟市涵盖了偏农、偏牧和农牧并重地区。第三,所选4个盟市分别代表了不同经济发展水平。因此,4个盟市具有抽样代表性,能够反映内蒙古自治区农牧区正规信贷市场的总体情况。

调查采用分层抽样方法。首先,课题组将每个盟市所有旗(县)按照2018年地区生产总值从高到低排序,在考虑数据可得性的基础上,抽取2018年地区生产总值较高和较低的2个旗(县);其次,分别在每个旗(县)选取2~3个乡镇(苏木),在每个乡镇选取2个行政村(嘎查);最后,在每个行政村(嘎查)随机抽取8~10户农牧户发放调查问卷。按照上述抽样方法,本次调查在内蒙古自治区4个盟市41个村(嘎查)共抽取396户,在删除了数据缺失较多或存在明显错误的问卷之后,最终实际使用的样本数量为374户,问卷有效率为94.44%。

### (二) 模型设定、变量选择与回归策略

1.模型设定与变量选择。为考察正规信贷规模对农牧户增收的影响,本文设定了同时包含正规信贷规模一次项、平方项的回归模型,基本表达式如下:

$$\begin{aligned}
 Revgrowth = & \beta_0 + \beta_1 Debt1Rev + \beta_2 Debt1Rev^2 + \alpha_1 Age + \alpha_2 Sex + \alpha_3 Pop \\
 & + \alpha_4 Edu + \alpha_5 Perland + \alpha_6 Pro assets + \alpha_7 Adjust + \alpha_8 Num \\
 & + \alpha_9 Agr exp + \alpha_{10} Consum + \alpha_{11} Interest + \varepsilon_1
 \end{aligned} \quad (5)$$

(5) 式中,  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\dots$ 、 $\alpha_{11}$  为待估参数,  $\varepsilon_1$  是随机扰动项, 且服从正态分布, 系数  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  用来衡量正规信贷规模对农牧户增收的影响。

被解释变量: 总收入增长率 (*Revgrowth*)。根据农牧户收入来源结构的不同以及增量指标的测度要求, 本文采用包含生产经营性收入 (农业收入、畜牧业收入)、工资性收入、转移性收入和财产性收入的总收入增长率作为被解释变量 (姜长云, 2008), 即以农牧户 2017 年总收入为基数, 计算 2018 年总收入相比于 2017 年的增长率。由于“金融支农”的政策目标旨在重点增加农牧户生产经营性收入, 本文的稳健性检验采用农牧户生产经营性收入的增长率 (*Revgrowth1*) 作为替代指标, 即以农牧户 2017 年生产经营性收入为基数, 计算 2018 年生产经营性收入相比于 2017 年的增长率。

核心解释变量: 2018 年正规信贷单笔最大金额与 2018 年总收入的比值 (*Debt1Rev*) 及其平方项 (*Debt1Rev<sup>2</sup>*)。国家“金融支农”的政策导向、多家金融机构对农牧区金融市场的抢占, 使得农牧区的信贷环境较为宽松, 一个农牧户具有多笔贷款的现象较为普遍。不同贷款的利率、期限、流程和还款方式等合约条款都不尽相同, 直接加总可能不能反映正规信贷规模对农牧户增收的真实影响。因此, 参照刘西川等 (2014) 的做法, 本文使用正规信贷单笔最大金额与 2018 年总收入的比值及其平方项, 作为农牧户正规信贷规模的替代指标。由于正规信贷规模的大小会对农牧户生产经营决策产生影响, 进而影响农牧户增收, 因此在稳健性检验时, 使用 2018 年正规信贷合计金额与 2018 年总收入的比值 (*Debt2Rev*) 及其平方项 (*Debt2Rev<sup>2</sup>*) 作为替代变量。

分组解释变量: 非正式社会资本 (*Informal*)、正式社会资本 (*Formal*)。由于受地域文化、民族习俗和交流语言等多种因素影响, 少数民族地区社会网络整体表现出封闭、内聚的特征, 农牧户与外界沟通能力有限, 多通过日常生产生活中的事务性互相帮助, 促进信任和互惠。在这种同质性互动中, 礼金支出作为相对稳定的现金流, 是农牧户基于亲缘、血缘、地缘对同一社会网络圈层关系的投资。因此, 本文在考察非正式社会资本对债务平衡点的影响时, 按照农牧户 2018 年礼金支出的平均值进行分组, 大于平均值定义为非正式社会资本丰富组, 否则为匮乏组。为了获取社会网络中权力层级的稀缺资源, 农牧户还通过与拥有资源配置权的个体 (例如, 上一级政府部门工作人员、金融机构信贷员等) 进行异质性互动, 建立目的性社会关系。由于农牧户的个体特征与面临的约束条件不同, 其构筑的异质性社会关系网络也不同, 同时农牧户亲朋好友的政治经历可以在一定社会网络圈层内共享 (林南, 2005)。因此, 本文在考察正式社会资本对债务平衡点的影响时, 按照农牧户自己或亲朋好友是否在政府部门有过任职经历, 将其分为正式社会资本丰富组和匮乏组。

控制变量。根据已有研究可知, 个体特征、资源禀赋、支出情况等因素会对农牧户增收产生重要影响 (黄祖辉等, 2007)。鉴于此, 本文从以下几个方面选取控制变量。第一, 个体特征方面, 选取户主年龄 (*Age*)、性别 (*Sex*)、家庭人口数 (*Pop*) 以及受教育程度 (*Edu*)。第二, 资源

禀赋方面,引入与农牧业生产特征有关的经营面积(*Perland*)、生产性固定资产总额(*Pro assets*)、是否进行产业调整(*Adjust*)以及贷款笔数(*Num*)。第三,支出方面,引入农业支出(*Agr exp*)、消费支出(*Consum*)以及利息支出(*Interest*),同时控制地区差异。

工具变量。由于被解释变量和核心解释变量之间可能存在反向因果关系,这会导致模型的估计结果有偏。因此,选取村干部受教育年限(*VcEdu*)、与最近金融机构的距离(*Distance*)作为工具变量,解决内生性问题。首先,两个工具变量均外生,不直接对农牧户增收产生影响。其次,它们与农牧户正规信贷规模之间存在紧密的关系。为了节约筛选与监督成本,金融机构发放贷款时,最先对接的是村干部。学历较高的村干部更愿意为农牧户申请额度更大的贷款,这有利于其树立威望获取更多的政治绩效。农牧户与金融机构的距离越远,正规信贷规模可能越小。因为农牧户需要花费更多的时间、交通和信息成本等,才能获得金融机构的相关信息与服务。

2.回归策略。本文通过以下步骤验证假说。首先,对设定的包含正规信贷规模的一次项与平方项的模型进行OLS回归。同时,为了验证模型设计的科学性,对仅包含正规信贷规模一次项的模型进行OLS回归,作为参照系对比检验。其次,考虑到正规信贷规模与农牧户增收之间存在的反向因果关系,引入工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS),以及对弱工具变量更不敏感的、小样本性质优于2SLS的有限信息最大似然估计法(LIML)进行检验。再次,为进一步鉴别“差序格局”引致的异质性社会资本对债务平衡点的影响,按照非正式、正式社会资本存量分别对样本进行分组估计,并在此基础上,估算各组的债务平衡点进行比较分析。最后,进行稳健性检验,旨在排除异质性社会资本边界模糊以及变量形式特殊等对估计结果产生影响的可能。

### (三) 描述性统计分析

本文研究主要变量的描述性统计结果如表1所示。总收入增长率(*Revgrowth*)的均值为0.096,标准差为0.241,说明在样本地区农牧户总收入增长率的差异较小,且增收幅度不高,这与学者们讨论的“农户增收遇到新瓶颈”的现实情况相符。农牧业收入增长率(*Revgrowth1*)均值大于总收入增长率,说明农牧业增收是农牧户增收的主要动力。正规信贷合计金额与总收入之比(*Debt2Rev*)的均值大于正规信贷单笔最大金额与总收入之比(*Debt1Rev*)的均值,说明农牧户不止向一家金融机构贷款,可能存在过度负债、倒贷和借新还旧的问题。在个体特征方面,农牧户多为3口之家,户主为男性,平均年龄51岁,平均受教育年限为8年,说明农牧区存在重男轻女现象,户主年龄偏大且文化水平较低。在资源禀赋方面,家庭生产用固定资产标准差为0.673,说明农牧户的生产经营方式类似,样本较为同质。在支出方面,2018年末利息支出、农业支出、消费支出总额取对数的均值分别为5.860、9.715、10.046,说明农牧户生活成本较高,偿债压力较大,可能存在借贷消费、超前消费、攀比消费的情况。

变量	取值说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
<i>Revgrowth</i>	(2018年总收入-2017年总收入) / 2017年总收入	0.096	0.241	-0.582	1.882
<i>Revgrowth1</i>	(2018年农牧业收入-2017年农牧业收入) / 2017年农牧业收入	0.133	0.321	-0.803	2.500
解释变量					
<i>Debt1 Rev</i>	2018年正规信贷单笔最大金额/2018年总收入	0.588	0.815	0	6.355
<i>Debt1 Rev</i> <sup>2</sup>	(2018年正规信贷单笔最大金额/2018年总收入) <sup>2</sup>	1.008	3.201	0	40.384
<i>Debt2 Rev</i>	2018年正规信贷合计金额/2018年总收入	0.707	0.923	0	6.355
<i>Debt2 Rev</i> <sup>2</sup>	(2018年正规信贷合计金额/2018年总收入) <sup>2</sup>	1.350	3.785	0	40.384
分组变量					
<i>Formal</i>	是否自己或亲朋好友在政府部门有过任职经历 (是=1; 否=0)	0.441	0.497	0	1
<i>Informal</i>	以2018年礼金支出平均值为界限 (大于均值=1, 小于均值=0)	0.369	0.483	0	1
工具变量					
<i>VcEdu</i>	村干部最高受教育年限 (年)	13.096	2.317	7	16
<i>Distance</i>	农牧户居住地与最近金融机构的距离 (公里)	13.625	14.733	1	75
控制变量					
<i>Age</i>	户主年龄 (岁)	51.412	10.025	25	89
<i>Sex</i>	户主性别 (男=1; 女=0)	0.936	0.245	0	1
<i>Pop</i>	家庭常住人口数量 (人)	3.259	1.229	1	8
<i>Edu</i>	户主受教育年限 (年)	8.114	3.361	0	16
<i>Perland</i>	家庭经营的耕地与草场面积之和 (亩)	2771.53	4760.22	0	32200
<i>Pro assets</i>	家庭生产用固定资产现值取对数 (元)	10.537	0.673	9.210	12.657
<i>Adjust</i>	2018年是否进行规模、品种、技术等调整 (是=1; 否=0)	0.126	0.332	0	1
<i>Num</i>	2018年末正规信贷笔数 (笔)	0.963	0.884	0	5
<i>Agr exp</i>	2018年农业支出总额取对数 (元)	9.715	2.124	0	15.350
<i>Consum</i>	2018年消费支出总额取对数 (元)	10.046	0.678	8.480	11.340
<i>Interest</i>	2018年利息支出总额取对数 (元)	5.860	4.213	0	11.170

表2展示了异质性社会资本下农牧户正规信贷规模、收入增长相关变量的表现特征。总体上讲，农牧户大部分处于社会资本匮乏状态，非正式、正式社会资本匮乏组占总体农牧户的比例分别为63.10%、55.08%，均大于平均值50%，说明农村金融依赖的人情场域强度逐渐降低。非正式社会资本丰富组的正规信贷单笔最大金额与总收入的比值、正规信贷合计金额与总收入的比值以及农牧业收入增长率分别为46.30%、62.39%及9.52%，均高于非正式社会资本匮乏组，这与本文的假说2相符。此外，正式社会资本匮乏组的正规信贷单笔最大金额与总收入的比值、总收入增长率以及农牧业收入增长率，分别为39.71%、8.73%以及11.06%，均高于正式社会资本丰富组，这与本文的假说3相符。另

外，非正式、正式社会资本丰富组的农牧户融资效率较高，正规信贷合计金额分别是单笔最大金额的1.35倍、1.55倍，但是总收入增长率则较低，分别为7.57%、7.91%。这从另一个侧面说明农牧户社会资本的积累有助于通过不同社会网络获取信贷资源，但是对于如何使用正规信贷资金，农牧户还缺少合理的规划，信贷资本配置效率较低。上述只是对异质性社会资本、正规信贷规模与收入增长三者之间关系进行的描述性分析，更为确切的关系需要借助回归检验来识别。

表2 农牧户社会资本、收入增长、正规信贷规模基本情况

变量	非正式社会资本 (374)		正式社会资本 (374)	
	丰富组 (138)	匮乏组 (236)	丰富组 (168)	匮乏组 (206)
户数占比 (%)	36.90	63.10	44.92	55.08
<i>Revgrowth</i> (%)	7.57	8.67	7.91	8.73
<i>Revgrowth1</i> (%)	9.52	9.36	8.77	11.06
<i>Debt1 Rev</i> (%)	46.30	29.33	34.75	39.71
<i>Debt2 Rev</i> (%)	62.39	39.19	54.02	50.48
<i>Debt2 Rev/Debt1 Rev</i> (倍)	1.35	1.34	1.55	1.27

注：括号内数字为样本量，后文同。

## 五、回归结果

### (一) 基准模型回归结果

1. “倒U型”曲线检验结果。表3报告了基准回归模型的估计结果，同时报告了工具变量的估计结果。在仅加入正规信贷规模一次项时，正规信贷规模对农牧户增收的影响系数为正，但不显著。这显然与实际情况不符，说明模型设定时仅将正规信贷规模一次项作为解释变量，并不能反映真正的因果关系。当加入正规信贷规模平方项进行稳健标准误的OLS回归时，模型整体拟合优度 $R^2$ 、检验模型显著性水平的F统计量都有所提升，F检验在5%的水平上显著，说明模型构建比较理想。

为了处理内生性问题，本文选取村干部受教育年限及其平方项、与最近金融机构的距离及其平方项作为工具变量，进行了2SLS检验。首先，变量内生性的检验结果显示，正规信贷规模及其平方项在5%水平上显著（表3），表明基准模型回归确实存在内生性问题。其次，从工具变量估计的第一阶段结果来看，上述工具变量对农牧户正规信贷规模都有显著影响，两个工具变量系数联合显著性的F统计量分别为15.471和10.636，均超过10，证明不存在弱工具变量问题（表4）。再次，检验工具变量外生性的过度识别检验结果表明，工具变量与基准回归模型的扰动项无关，外生性假设成立（表3）。最后，为了使结果更加稳健，避免样本数量有限的影响，本文采用LIML法进行估计，结果与2SLS非常接近，从侧面印证了不存在弱工具变量问题，且在有限信息时，结果依然稳健。

表3 基准模型回归结果

变量	(1) OLS		(2) OLS		(3) 2SLS		(4) LIML	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Debt1 Rev</i>	0.022	0.020	0.134***	0.051	0.818**	0.329	0.975**	0.451
<i>Debt1 Rev</i> <sup>2</sup>			-0.026***	0.009	-0.202**	0.091	-0.243*	0.127
<i>Age</i>	0.002	0.001	0.002	0.001	0.003*	0.002	0.003*	0.002
<i>Sex</i>	-0.015	0.062	-0.033	0.062	-0.173	0.118	-0.206	0.133
<i>Pop</i>	-0.008	0.013	-0.011	0.013	-0.030*	0.018	-0.034*	0.019
<i>Edu</i>	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.004	0.004	0.004
<i>Perland</i>	0.000***	0.000	0.000***	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000
<i>Pro assets</i>	-0.010	0.028	-0.002	0.027	0.050	0.035	0.062	0.039
<i>Adjust</i>	0.031	0.064	0.030	0.063	0.018	0.059	0.015	0.060
<i>Num</i>	0.019	0.022	0.026	0.021	0.062*	0.037	0.070	0.043
<i>Agr exp</i>	-0.002	0.004	-0.003	0.004	-0.012	0.015	-0.015	0.017
<i>Consum</i>	0.036*	0.021	0.050**	0.023	0.132***	0.046	0.151***	0.056
<i>Interest</i>	-0.004	0.005	-0.013**	0.006	-0.059**	0.025	-0.069**	0.032
常数项	-0.098	0.319	-0.305	0.325	-1.501**	0.623	-1.774**	0.802
R <sup>2</sup>	0.079		0.095					
F统计量	2.05**		2.46**					
内生性检验					6.961**			
过度识别检验					1.248			
样本量	374							

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；模型中地理位置均已控制；后文同。

表4 IV估计第一阶段结果

变量	<i>Debt1 Rev</i>		<i>Debt1 Rev</i> <sup>2</sup>	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>VcEdu</i>	-1.302***	0.234	-5.068***	1.349
<i>VcEdu</i> <sup>2</sup>	0.053***	0.010	0.210***	0.057
<i>Distance</i>	-0.017***	0.006	-0.047**	0.020
<i>Distance</i> <sup>2</sup>	0.000***	0.000	0.001*	0.000
常数项	11.335***	1.522	36.651***	7.291
F统计量	20.10		3.73	
R <sup>2</sup>	0.514		0.274	
工具变量联合显著性F检验	15.471***		10.636***	
样本量	374			

根据表3的2SLS结果可知，正规信贷规模及其平方项对总收入增长率的影响分别具有显著的正向、负向影响，且在5%水平上显著。这一结果说明正规信贷规模对农牧户增收的影响呈现“倒U型”，

即存在一个债务平衡点，使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化，从而验证了假说 1。一般来说，债务平衡点约为正规信贷规模一次项系数除以两倍平方项系数再取负数（毛捷、黄春元，2018），由此估算出农牧户总体债务平衡点为 2.02，即当农牧户最大一笔正规信贷规模约为当年总收入的 2.02 倍时，可以实现增收效应最大化。当农牧户最大一笔正规信贷规模与当年总收入的比值小于 2.02 时，随着正规信贷规模的逐渐增加，农牧户的信贷资本能够与其他生产要素合理匹配，“净收益效应”发挥主导作用，信贷资本回报率递增，正规信贷规模对农牧户增收的影响处于“倒 U 型”曲线的递增阶段；当农牧户最大一笔正规信贷规模与当年总收入的比值大于 2.02 时，随着正规信贷规模的进一步扩大，农牧户借贷资金的使用方向、投资效率等难以保证，信贷资本与其他生产要素不能合理匹配，“消极效应”发挥主导作用，信贷资本回报率递减，正规信贷规模对农牧户增收的影响处于“倒 U 型”曲线的递减阶段。

2. 社会资本对债务平衡点影响的检验结果。对非正式社会资本进行分组检验时，正规信贷规模（ $Debt1Rev$ ）与平方项（ $Debt1Rev^2$ ）对农牧户增收分别具有显著的正向、负向影响，即在非正式社会资本影响下，正规信贷规模对农牧户增收的影响仍呈“倒 U 型”，正式社会资本的结果也如此。不同之处在于，非正式社会资本丰富组和匮乏组的债务平衡点分别为 3.20 和 1.79，丰富组的债务平衡点偏高；正式社会资本丰富组和匮乏组的债务平衡点分别为 1.95 和 2.45，丰富组的债务平衡点偏低。这一结果说明植根于样本地区关系型社会网络中的社会资本，在正规信贷规模促进农牧户增收的影响中发挥了调节作用，由于不同类型社会资本的作用机理不同，其调节幅度也不同。

首先，相较于总体债务平衡点与非正式社会资本匮乏组的债务平衡点，非正式社会资本丰富组的债务平衡点偏高（ $3.20 > 2.02 > 1.79$ ）。非正式社会资本丰富组的农牧户通过与同一社会网络圈层亲朋好友之间的相互帮忙，例如收割、接羊羔、买农资、盖房子等，提高了生产效率，信贷资本能够与其他生产要素合理匹配。但其获得这些帮助的前提是自身具有良好信用与人品，如果声誉不好将损失所有收益，违约成本较高。所以，良好的声誉使得该类农牧户的“净收益效应”作用区间扩大。同时，当面临还贷压力时，这部分农牧户更容易获得熟人之间零成本借贷，“消极效应”作用区间缩小。因此，对于非正式社会资本丰富组的农牧户，在两种效应共同作用下，扩大了信贷资本回报率递增区间，债务平衡点偏高，从而验证了假说 2。

其次，相较于总体债务平衡点与正式社会资本匮乏组的债务平衡点，正式社会资本丰富组的债务平衡点偏低（ $1.95 < 2.02 < 2.45$ ）。正式社会资本丰富组的农牧户通过与不归属于同一社会网络圈层、具有信贷资源配置权的权力层之间工作交流、日常交往等活动，可以获取更多的信贷资源。但是由于缺乏合理规划，信贷资本与其他生产要素不能有效匹配，存在过度投资、贷款投向偏移等风险。同时，农牧户为了巩固利益关系，需要承担日常宴请、年节备礼等维护成本，否则初始建立的利益关系可能会中断。权力层的靠山背景，也使这部分农牧户“救助性预期”较为严重，违约概率增大，信贷资本处于低效率的生产状态，“净收益效应”作用区间缩小。另外，信贷成本与关系维护成本的双重叠加，使得“消极效应”作用区间扩大。因此，对于正式社会资本丰富组的农牧户，在两种效应共同作用下，增加了信贷资本回报率递减区间，债务平衡点偏低，从而验证了假说 3。

表5 社会资本分组估计结果

变量	非正式社会资本 (374)				正式社会资本 (374)			
	丰富组 (138)		匮乏组 (236)		丰富组 (168)		匮乏组 (206)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Debt1 Rev</i>	0.179***	0.056	0.211*	0.126	0.086*	0.049	0.270**	0.125
<i>Debt1 Rev</i> <sup>2</sup>	-0.028***	0.009	-0.059*	0.032	-0.022***	0.007	-0.055**	0.026
常数项	-0.707	0.702	-0.302	0.398	-0.673	0.482	-0.093	0.489
R <sup>2</sup>	0.164		0.107		0.215		0.163	

(二) 稳健性检验

1. 社会资本相关性检验。社会资本目前缺乏清晰的界限和测量方法，非正式、正式社会资本之间可能存在较强的相关性。因此，本文对数据进行相关性分析。分析结果显示，相关性系数值为0.006，且在10%的水平上显著，两个变量之间相关性较弱。

2. 变换被解释变量和核心解释变量。以农牧业收入增长率 (*Revgrowth1*) 代替总收入增长率 (*Revgrowth*)，以正规信贷合计金额与总收入的比值 (*Debt2 Rev*) 代替正规信贷单笔最大金额与总收入的比值 (*Debt1 Rev*)，分别进行整体回归和非正式、正式社会资本分组回归，结果如表6所示。

表6 基准回归和社会资本分组估计的稳健性检验

变量	整体估计 (374)		非正式社会资本 (374)				正式社会资本 (374)			
			丰富组 (138)		匮乏组 (236)		丰富组 (168)		匮乏组 (206)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Revgrowth</i>										
<i>Debt2 Rev</i>	0.105**	0.050	0.148**	0.061	0.226*	0.124	0.078	0.049	0.225*	0.121
<i>Debt2 Rev</i> <sup>2</sup>	-0.018*	0.009	-0.019*	0.011	-0.065**	0.032	-0.017*	0.009	-0.044*	0.025
R <sup>2</sup>	0.089		0.163		0.109		0.208		0.153	
<i>Revgrowth1</i>										
<i>Debt1 Rev</i>	0.162***	0.061	0.186***	0.068	0.262*	0.143	0.128**	0.061	0.314**	0.142
<i>Debt1 Rev</i> <sup>2</sup>	-0.031***	0.011	-0.027**	0.011	-0.069*	0.037	-0.028***	0.010	-0.066**	0.030
R <sup>2</sup>	0.101		0.197		0.114		0.226		0.175	
<i>Revgrowth1</i>										
<i>Debt2 Rev</i>	0.143**	0.059	0.157**	0.069	0.292**	0.141	0.121**	0.058	0.299**	0.139
<i>Debt2 Rev</i> <sup>2</sup>	-0.025**	0.011	-0.019*	0.011	-0.077**	0.037	-0.023*	0.011	-0.060**	0.028
R <sup>2</sup>	0.099		0.200		0.117		0.221		0.174	

由表6可知，除仅替换核心解释变量 (*Debt1 Rev* 替换为 *Debt2 Rev*) 时，正式社会资本丰富组核心解释变量一次项的t值为1.61，在统计上不显著以外，在其他情况下，无论替换被解释变量还是核心解释变量，或同时替换被解释变量和核心解释变量，正规信贷规模及其平方项对农牧户增收都分别具有显著的正向、负向影响。因此，更换解释变量、被解释变量后，虽然个别变量显著性水平有

所下降，但是大部分结果的显著性水平和系数符号保持不变，说明估计结果稳健。

## 六、研究结论与建议

本文基于微观调查数据，探究了正规信贷规模对农牧户增收的影响与作用机制，以及异质性社会资本对债务平衡点的影响机理。研究表明：正规信贷规模对农牧户增收的影响呈“倒U型”，即存在一个债务平衡点，使正规信贷促进农牧户增收的效应最大化。相较于总体债务平衡点与非正式社会资本匮乏组的债务平衡点，非正式社会资本丰富组的债务平衡点偏高，表明非正式社会资本丰富组对正规信贷规模增加具有更高的承受能力，更多的信贷支持可以促进其增收。相较于总体债务平衡点与正式社会资本匮乏组的债务平衡点，正式社会资本丰富组的债务平衡点偏低，表明正式社会资本丰富组对正规信贷规模的承受能力较弱，应适度限制其获得的正规信贷规模。

基于上述结论，本文的政策含义如下：第一，金融机构在设计支农信贷产品时，应针对农牧户的经营特点和资金需求特点，提供差异化、多样化以及还款周期与生产周期合理匹配的融资方案，以使农牧户可以合理安排周期性生产计划，提升其内涵式增长实力。同时，金融机构在发放贷款时，应充分考虑农牧户的不同社会资本存量，实行差异化供给，避免“一刀切”式放贷政策导致的农牧户过度投资、过度负债。第二，政府部门在进行支农信贷投放顶层政策设计时，要充分考虑不同社会资本存量农牧户的特点，利用农牧区熟人社会的信息优势、地缘优势和监督优势，进行不同“金融支农”政策之间的相互匹配，适应当地的特色经济结构和发展战略。同时鼓励农牧户参与各种合作社、互助社和专业经营团体，通过多种渠道延伸非正式社会资本的边界，提高资源的交换、借用、摄取能力，实现收入增长。此外，还要加强对农牧户金融法律法规知识的宣传教育与诚信教育，引导农牧户树立正确的消费观念，营造良好的农牧区金融信用环境。

### 参考文献

1. 奥斯特罗姆，2012：《公共事物的治理之道：集体行动制度的演进》，余逊达、陈旭东译，上海：上海译文出版社。
2. 陈雨露、马勇、李濛，2010：《金融危机中的信息机制：一个新的视角》，《金融研究》第3期。
3. 董玄、周立、刘婧玥，2016：《金融支农政策的选择性制定与选择性执行》，《农业经济问题》第10期。
4. 方松海、王为农、黄汉权，2011：《增加农民收入与扩大农村消费研究》，《管理世界》第5期。
5. 费孝通，1985：《乡土中国》，北京：三联书店。
6. 姜长云，2008：《中国农民收入增长趋势的变化》，《中国农村经济》第9期。
7. 黄祖辉、刘西川、程恩江，2007：《中国农户的信贷需求：生产性抑或消费性——方法比较与实证分析》，《管理世界》第3期。
8. 林南，2005：《社会资本——关于社会结构与行动的理论》，张磊译，上海：上海人民出版社。
9. 李庆海、吕小锋、李锐、孙光林，2017：《社会资本能够缓解农户的正规和非正规信贷约束吗？基于四元Probit模型的实证分析》，《南开经济研究》第5期。
10. 刘西川、陈立辉、杨奇明，2014：《农户正规信贷需求与利率：基于Tobit III模型的经验考察》，《管理世界》第3

期。

- 11.毛捷、黄春元, 2018:《地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证》,《金融研究》第5期。
- 12.童馨乐、褚保金、杨向阳, 2011:《社会资本对农户借贷行为影响的实证研究——基于八省1003个农户的调查数据》,《金融研究》第12期。
- 13.武丽娟、李定, 2019:《精准扶贫背景下金融资本对农户增收的影响研究——基于内部收入分层与区域差异的视角》,《农业技术经济》第2期。
- 14.王小华、王定祥、温涛, 2014:《中国农贷的减贫增收效应: 贫困县与非贫困县的分层比较》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 15.王书华、杨有振, 2012:《信贷约束与我国农户收入差距的面板门限回归——基于微观面板数据的实证分析》,《山西财经大学学报》第9期。
- 16.温涛、朱炯、王小华, 2016:《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》,《经济研究》第2期。
- 17.许黎莉、陈东平, 2019:《农民专业合作社内信用合作激励机制研究——基于联合利润增加值的案例比较分析》,《内蒙古社会科学(汉文版)》第4期。
- 18.许崇正、高希武, 2005:《农村金融对增加农民收入支持状况的实证分析》,《金融研究》第9期。
- 19.张龙耀、江春, 2011:《中国农村金融市场中非价格信贷配给的理论 and 实证分析》,《金融研究》第7期。
- 20.张兵、李丹, 2013:《社会资本变迁、农户异质性与融资行为研究——基于江苏602个农户的调查分析》,《江海学刊》第2期。
- 21.张华泉、申云, 2019:《家庭负债与农户家庭贫困脆弱性——基于CHIP2013的经验证据》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第9期。
- 22.Besley, T., 1994, “How Do Market Failures Justify Interventions in Rural Credit Markets”, *The World Bank Research Observer*, 9(1): 27-47.
- 23.Gathergood, J., 2012, “Debt and Depression: Causal Links and Social Norm Effects”, *The Economic Journal*, 122(563): 1094-1114.
- 24.Granovetter, M.S., 1973, “The Strength of Weak Ties”, *American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-1380.
- 25.Obstfeld, M., and Rogoff, K., 1996, *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge: MIT Press.
- 26.Rota, M., 2013, “Credit and growth: Reconsidering Italian Industrial Policy During the Golden Age”, *European Review of Economic History*, 17(4): 431-451.
- 27.Scott, J. H., 1976, “A Theory of Optimal Capital Structure”, *The Bell Journal of Economics*, 7(1): 33-54.
- 28.Weber, R., and Musshoff, O., 2012, “Is Agricultural Microcredit Really More Risky? Evidence from Tanzania”, *Agricultural Finance Review*, 72(3): 416-435.

(作者单位: <sup>1</sup>内蒙古农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup>南京农业大学金融学院;

<sup>3</sup>南京财经大学金融学院)

(责任编辑: 胡 祎)

## **Heterogeneous Social Capital, Balance of Debt and Income Increase of Farmers and Herdsmen: An Analysis Based on the Investigation of 374 Farmers and Herdsmen in 4 League Cities in Inner Mongolia Autonomous Region**

XU Lili ZHU Yawen WU Yunhua ZHANG Lei CHEN Dongping

**Abstract:** With the increasing financial support to agriculture, it is still doubtful whether formal credit can inevitably promote the increase of income of farmers and herdsmen. This article takes 374 farmers and herdsmen households in 4 League cities of Inner Mongolia Autonomous Region as research samples, and uses OLS, 2SLS and LIML estimation methods to empirically examine the impacts of formal credit scale on the income increase of farmers and herdsmen, and further analyzes the differential effect of heterogeneous social capital on debt balance. It finds that the effect of formal credit scale on the income increase of farmers and herdsmen shows an “inverted U-shaped” curve, and there is a debt balance point to maximize the effect of formal credit on the income increase of farmers and herdsmen. Meanwhile, compared with the overall optimal credit scale, informal social capital aiming at emotional interaction makes the debt balance of farmers and herdsmen higher. Formal social capital aiming at status seeking makes the optimal credit scale of farmers and herdsmen lower. In this regard, agricultural financial institutions should fully investigate the credit allocation efficiency of farmers and herdsmen with different social capital types, implement differentiated credit supply, and prevent the risk of excessive debt that may exist among farmers and herdsmen.

**Keywords:** Heterogeneous Social Capital; Balance of Debt; Increasing Income of Farmer and Herdsman; Inverted U-shaped Curve