

# 异质性社会资本与“担保支农”违约风险：缓解还是加剧？

**摘要：**基于陕晋苏三省新型农业经营主体实地调研数据，利用二值选择模型实证检验社会资本对“担保支农”违约风险的影响及其差异，并从还款意愿和还款能力两方面揭示社会资本影响“担保支农”违约风险的作用机制。研究发现，社会资本对“担保支农”违约风险具有显著缓解效应，且该效应在金融型、政治型和组织型社会资本中具有明显差异，其中政治型社会资本的缓解效应最大；社会资本可以同时缓解新生代和老一代新型主体“担保支农”违约风险，但对老一代新型主体违约风险的缓解效应更强；政治型和组织型社会资本可以通过增强新型主体还贷意愿，提高其还贷能力两条路径缓解“担保支农”违约风险，而金融型社会资本只能通过增强新型主体还贷意愿这一单一路径缓解其“担保支农”违约风险。

**关键词：**社会资本；“担保支农”；农业担保；违约风险；代际差异；二值选择模型

## 一、引言

“担保支农”是国家为实现宏观政策调控目标，通过法律制度安排使信贷资金流向农业农村领域的一种融资担保机制（许黎莉，2022），同是也是解决农业经营主体融资难、融资贵问题，引导和撬动金融资本投入农业的关键发力点（冯林和刘阳，2023）。“担保支农”在我国农村金融市场的具体实践通常称之为农业信贷担保（范亚莉等，2018）、农业信用担保（黄惠春等，2019）或农业融资担保（徐攀，2021），是指在农业融资活动中，商业银行等金融机构为提高其贷款授信偿还的可能性，减少资金损失，由第三人为农业融资需求主体提供履约保证或承担相关责任的行为，即保证人连带债务人对贷款授信本息的偿还提供安全保障的制度安排，属于准公共物品范畴，具有“支农支小”“市场可持续”的双重目标导向。

担保是分散银行信用风险的重要手段，对解决农村贷款难问题具有显著促进效应（田秀娟和何王玮，2010）。早在上世纪90年代，中国部分地区已通过担保公司与商业银行合作创新金融支农方式并解决农村金融抵押担保问题。但最终政策效果并不理想，根本原因在于“担保支农”风险控制难，主要表现在风险识别难、风险防范难和风险降低难。其中，风险识别难体现在农业经营主体普遍存在信用水平不透明和偿债能力不确定等问题（杨松，2018），担保机构不具备甄别农业经营主体信息真实性优势。风险防范难体现在传统担保机构治理结构不健全，职能定位模糊，在代偿比例厘定上不具有话语权，只能被动地承担绝大部分甚至全部业务风险，不利于防范银行道德风险（刘志荣，2016）。此外，传统农业担保往往过于注重风险分担机制建设，未能从根源上降低农业信贷风险（田秀娟和王玮，2010），且传统农业担保机构普遍面临自身可持续发展难题，部分担保机构遭遇高额代偿支出陷入停摆，甚至将业务重心转向非农业业务，偏离支农“初心”（冯林等，2021），最终导致农业担保风险降低难。因此，为消除传统农业担保弊端，合理控制农业担保风险，解决农村金融抵押担保难题，提高农业经营主体信贷可得性，财政部、农业部、原银监会等部门于2015年7月联合印发《关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见》（以下简称意见），意见明确指

出要用3年左右时间建立健全全国农业信贷担保体系,推动省级农业信贷担保机构正式建立并开始运营。然而,自推进构建农业信贷担保体系以来,各地区也相继出现了推迟还款、欠息、无能力偿还或拒绝归还农业担保贷款等违约问题,农业信贷担保机构担保支农的契约耦合机制出现“异化”(许黎莉和陈东平,2017)。

以往对于“担保支农”违约风险的研究,学者们主要从业务主体的角度探讨了违约风险形成的原因,并据此提出了化解违约风险的政策建议。具体来看,政府寻租行为和政策的间断也有可能导致银行经营目标悖离农村信贷市场,且在政府干预和农业信贷资源错配交互影响下(陈雨露和马勇,2010),从而诱发农业信贷违约风险。此外,地方政府干预会冲销利率市场化改革的信贷配置正向效应,信贷配置依然缺乏理性(马娟和万解秋,2018),同样会使信贷违约风险积聚。然而,“担保支农”不仅面临政府干预风险,还面临因其他贷款计划(Udoh E J et al, 2014)、担保机构信息弱势风险(范亚莉等,2018)、管理者道德风险(张超和王振宇,2021)和担保品竞争风险(程军国等,2023)而造成的违约风险。那么,如何化解“担保支农”违约风险?学者们主要从担保机构的运营管理、农业保险、信息效应和资本效应等角度提出了不同政策建议。例如,可以通过优化“担保支农”业务模式和担保机构运营目标从而增强担保机构风险管理能力(刘志荣,2016),将农业保险引入至“担保支农”业务中可以增强借款人守信动力(范亚莉等,2018)。此外,通过资本效应实现增值,并在信贷和担保市场中互动、增值,可以促进“担保支农”贷款的自我履约(许黎莉,2019)。然而,与其他信贷活动的特点不同,“担保支农”违约风险的主要诱因在于新型主体自身的逆向选择和道德风险,而造成这一问题的根本原因是新型主体与金融机构、担保机构之间严重的信息不对称。尽管现有文献已证实社会资本具有缓解借贷主体信息不对称,进而降低信贷违约风险的作用(李庆海等,2018;林丽琼和王毅鹏,2018;廖理等,2020;徐慧贤等,2021),但遗憾的是并未关注到异质性社会资本对“担保支农”违约风险的影响,更不用说考察社会资本影响“担保支农”违约风险的作用机制。

当前部分文献基于社会资本异质性视角,探讨了社会资本的正规信贷增收效应(许黎莉等,2021)、农村金融深度提升效应(姜美善等,2021)和农业担保贷款行为促进效应(庄腾跃等,2022)等。值得注意的是,新型主体不同于传统农业经营主体,其社会资本异质性特征也不能直接照搬其他主体。新型主体具备不同的社会关系,从而会形成不同类型的社会资本。由利益相关者理论可知,所有与新型主体生产经营活动有关的个体都是其利益相关者,而农业担保机构、金融机构和社会团体等主体与新型主体间的密切联系形成了多种业务模式,并使得新型主体社会资本存在异质性。其中,政府通过财政资金支持,补偿违约贷款损失和贷款费用,乡镇等基层政府部门向银行和担保机构举荐新型主体(黄惠春和范文静,2019)。金融机构作为投保人,向新型主体发放贷款,同时与担保机构展开合作。社会团体既可以联结不同新型主体,协助政府制定和实施农业产业政策,还可以对本行业产品与服务质量、竞争手段和经营作风等进行监督,进而保障新型主体良性运作。因此,本文认为新型主体通过

与政府、金融机构和社会团体等主体的沟通联系而形成的社会网络有利于提高其政治型社会资本、金融型社会资本和组织型社会资本。所谓政治型社会资本，也称为政府社会资本，是指新型主体基于与政府的社会关系而获取的稀缺资源（王竹泉和韩星佳，2018）。类似地，金融型社会资本和组织型社会资本可以理解为新型主体通过与金融机构和社会团体的社会关系而获取的稀缺资源。

因此，本文首先厘清了异质性社会资本影响“担保支农”违约风险的机理，其次基于在陕晋苏三省的实地调研数据，构建二值选择模型检验社会资本对“担保支农”违约风险的影响。在此基础上，基于新型主体代际差异和异质性社会资本视角探讨了社会资本对“担保支农”违约风险的差异性影响，并从还贷意愿与还贷能力两个方面揭示了社会资本缓解“担保支农”违约风险的作用机制。与现有研究相比，本文可能的创新点如下：第一，聚焦社会资本与“担保支农”违约风险，探究社会资本对“担保支农”违约风险的影响，弥补现有文献中关于社会资本如何影响“担保支农”违约风险的研究空白。第二，划分新型主体社会资本类型，比较异质性社会资本对“担保支农”违约风险影响的差异性，并基于代际差异视角探讨社会资本对不同新型主体“担保支农”违约风险的异质性影响，丰富当前关于社会资本和信贷违约风险的研究层次与内容。第三，在机制检验方面，本文从新型主体还贷意愿和还贷能力出发，探讨社会资本对二者的影响，并进一步揭示了异质性社会资本对新型主体还贷意愿和还贷能力的差异性影响，这不仅有利于从理论上深入理解异质性社会资本对“担保支农”违约风险的影响，而且有利于在“担保支农”实践中发挥不同类型社会资本缓解“担保支农”违约风险的正向效应。

## 二、异质性社会资本影响“担保支农”违约风险的机理

### （一）金融型和政治型社会资本影响“担保支农”违约风险的机制

由政府、金融机构等部门获取的资源而积累形成的政治型和金融型社会资本不仅有利于提升新型主体对“担保支农”政策的认知，缓解其融资约束，而且有利于直接或间接地缓解新型主体“担保支农”违约风险。从类别来看，金融型和政治型社会资本以地位寻求为导向，属于新型主体正式社会资本。从二者影响“担保支农”违约风险的直接路径来看，政府和金融机构是制定、执行“担保支农”政策的核心主体，若新型主体政治型和金融型社会资本越强，则越有可能依据信息优势优先获取“担保支农”政策信息，提升其对“担保支农”政策和违约后果的认知水平。一旦发生“担保支农”违约，新型主体政治型和金融型社会资本将被削弱，同时可能对新型主体未来农业生产经营产生不利影响。因此，作为理性人的新型主体在政治型和金融型社会资本的作用下，普遍会合理使用“担保支农”贷款，从而尽可能地规避“担保支农”违约风险。

从间接路径来看，政治型和金融型社会资本可以动态监督新型主体生产经营活动，有效防范新型主体道德风险，减少新型主体投机行为，从而从事前风险管控缓解其“担保支农”违约风险。同时，政治型和金融型社会资本还可以为新型主体提供丰富的人力资本而分散其

生产经营风险,平滑农业生产投资,从而使得新型主体收入水平得到提升,进而增强其还贷意愿和能力,最终有效缓解新型主体“担保支农”违约风险。政治型和金融型社会资本也可以为新型主体提供政策性、技术性支持,增强新型主体生产技术和竞争力,从而增强其“担保支农”违约风险抵抗力。此外,政治型和金融型社会资本也可以通过缓解借款者和其他金融机构、新型主体间的信息不对称来提高借款者的正规借贷和民间借贷可得性,从而缓解借款者的融资约束,尤其在借款者预期产生“担保支农”违约风险时,必要时可以使借款者通过“借新还旧”的方式提高其还贷意愿和能力,以缓解“担保支农”违约风险。基于上述分析,本文提出第一个假说。

H1: 金融型和政治型社会资本既可以直接缓解“担保支农”违约风险,也可以通过增强借款者还贷意愿和能力而间接缓解。

## (二) 组织型社会资本影响“担保支农”违约风险的机制

组织型社会资本根植于不同新型主体之间的联合和互动,新型主体通过各类协会和慈善等组织可以增强彼此间信息同质性互动。在这一过程中,组织型社会资本可使得新型主体之间产生声誉机制,而声誉机制可以通过增进间接信任水平,传递新型主体信用信号(安强身和张笑,2020)而增加新型主体“担保支农”违约机会成本,倒逼新型主体规范使用农业担保贷款,缓解新型主体“担保支农”违约风险。因此,组织型社会资本对新型主体“担保支农”违约风险具有直接缓解作用。组织型社会资本还可以通过提高新型主体还贷意愿和能力而间接缓解其“担保支农”违约风险。

一方面,组织型社会资本可以通过社会规范约束功能增强新型主体“担保支农”还贷意愿和能力。组织型社会资本会导致新型主体之间形成特定的社会规范(林丽琼和王毅鹏,2018),新型主体与农业担保公司、金融机构之间的担保和借贷行为会同时受到群体压力和违反社会规范而产生的“惩罚”<sup>①</sup>,而这会促使新型主体自觉履行“担保支农”履约义务,从而有利于提升新型主体还款意愿和能力。另一方面,组织型社会资本可以通过社会规范激励功能增强新型主体“担保支农”还贷意愿和能力。社会规范激励功能主要体现在新型主体积极履约后,可以向行业、金融机构和担保机构传递良好信用信息,而这会使得他们在同等条件下优先获得金融机构信贷支持或其他新型主体的资金支持、技术支持、业务合作等。相反,一旦新型主体产生“担保支农”违约行为,则其需承担更多的借贷成本和还款压力,同时有可能降低自身声誉价值。此时,借款者会通过增强还款意愿和能力而维持这一信任关系,从而降低其道德风险和借贷成本。基于上述分析,提出本文第二个假说。

H2: 组织型社会资本既可以直接缓解“担保支农”违约风险,也可以通过增强借款者还贷意愿和能力而间接缓解。

综上所述,本文认为异质性社会资本对“担保支农”违约风险既具有直接缓解效应,也可以通过增强还贷意愿和还贷能力而间接缓解“担保支农”违约风险(具体见图1)。实际

<sup>①</sup>这种惩罚更多的是新型主体因“担保支农”违约而使其被其他新型主体或社会团体排斥,进而导致其在农业生产经营各方面面临一定阻力,不易获得其他新型主体提供的借款和技术支持等。

上，异质性社会资本之间存在密切联系，往往具有相互促进和强化的效果，并不是独立或割裂的。但是，本文的重点不在于讨论异质性社会资本本身的差异，而在于厘清异质性社会资本对“担保支农”违约风险具有何种影响，以及是通过何种机制施加这种影响。

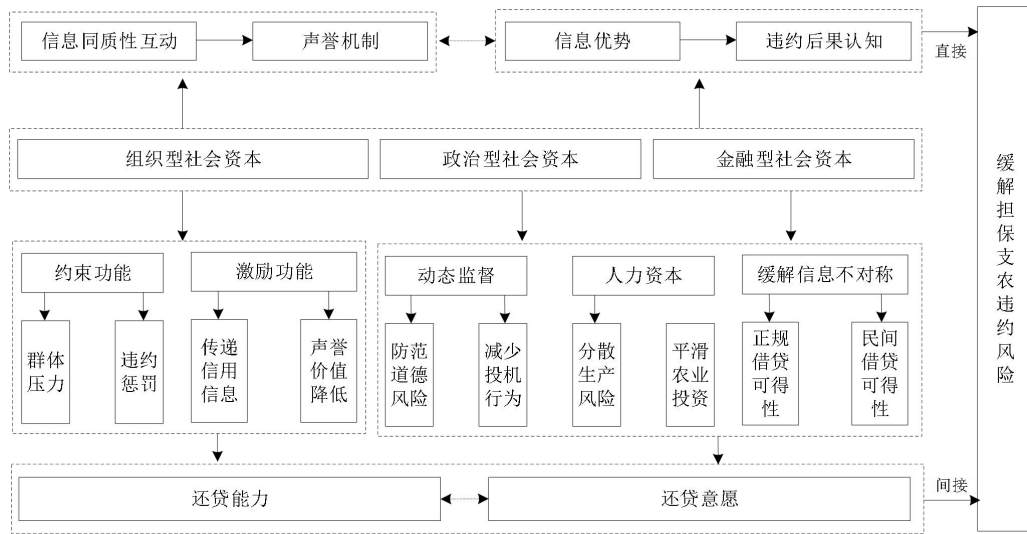


图1 异质性社会资本缓解“担保支农”违约风险的机理分析框架

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文调查数据来自西北农林科技大学农村金融研究所和陕西农村金融研究中心于2022年6至8月在陕西、山西和江苏省展开的联合调查。陕西、山西和江苏省均是我国重要的农业大省，农业规模化经营和产业化发展成效显著，同时也是较早开展“担保支农”业务的省份，对研究社会资本对“担保支农”违约风险的影响具有较好的代表性。陕西、山西和江苏农业担保公司综合省域金融环境、农业分布、区域特色等因素，探索创新多种“担保支农”模式，有效满足了不同类型、不同区域的农业经营主体融资需求。其中，陕西农业担保公司与市县合作设立了50家分支机构，与20余家金融机构签订战略合作协议，并联合合作银行设计了“邮农宝”“惠农e贷”“农担贷”“茶业贷”“粮食贷”等近20款子产品。山西农业担保公司累计研发担保产品12个，合作金融机构达35家，与全省53个市、县级政府签订政担合作协议，业务已覆盖全省117个县（市、区），覆盖率达100%。江苏农担业务系统管理客户超过11万名，已设立34家分支机构，业务覆盖江苏所有市县，并与27家金融机构和全省60家农商行签订合作协议，已实现包括稻麦种植、大棚蔬菜种植、四大家鱼养殖、生猪养殖、通用行业等20种细分行业的在线担保额度测算，因地制宜地开发了多项系列地方自主获客特色产品。

为真实反应社会资本对“担保支农”违约风险的影响，同时考虑到区域经济异质性和农业发展差异，调查通过多阶段分层抽样进行。首先，课题组同当地中国人民银行（分）支行、各类金融机构和农业担保公司展开座谈，在详细了解当地新型主体和“担保支农”发展现状、问题和成效的基础上。依据经济发展水平和地理位置差异在陕西省、山西省和江苏省各区域

分别抽取 2 至 3 个地级市，共计 15 个地级市。其中，陕西省包括关中地区（咸阳市、渭南市）；山西省包括晋北地区（大同市、朔州市、忻州市）、晋中地区（太原市、阳泉市、晋中市）、晋南地区（临汾市）、晋东南地区（长治市、晋城市）；江苏省包括苏南地区（南京市、苏州市）、苏中地区（南通市）和苏北地区（徐州市）。其次，依据市域经济状况和新型主体发展差异进行分层，分别随机选取 2 至 5 个县（区）域并依据金融机构提供的新型主体名单随机抽取 1 至 4 个主体开展调研，调研围绕新型主体基本情况、社会资本、融资需求和农业信贷担保融资经历等内容展开，访问对象为新型主体负责人。为保障调研样本质量和代表性，课题组在正式调研之前对调研员进行统一培训，对问卷涉及问题逐一说明和解释，最大程度地保证调研可靠性。本次调研共发放并收回 479 份问卷，去除数据缺失严重和逻辑错误问卷 16 份，最终保留 463 个有效样本，涵盖了种养殖大户、家庭农场、农民专业合作社和农业企业等新型主体，问卷有效率达 96.66%。

## （二）变量说明

1.核心解释变量：社会资本（*Capital*）。社会资本的本质是人和人之间的联系。借鉴姜美善等（2021）、胡振等（2022）和王希等（2022）做法，本文分别选取新型主体负责人与金融机构、政府部门工作人员和各类协会的交往程度作为其政治型社会资本、金融型社会资本和组织型社会资本的代理变量。新型主体负责人与金融机构和政府部门工作人员的接触和联系越密切，也越容易提升其金融型社会资本和政治型社会资本存量，进而增强自身社会资本。组织型社会资本主要反应了新型主体负责人加入社会团体的情况，例如新型主体协会、行业协会、劳动者协会、慈善或公益组织等社会团体<sup>①</sup>。若受访者参与的社会团体越多，并与其密切接触和联系，则越容易获取到各类信息和资源，提高其社会资本存量（王希和陈言，2022）。参考李道和和闫宇（2021）测度社会资本的方法，本文同样通过李克特五级量表测度社会资本，即用 1~5 分别代表新型主体负责人与金融机构、政府部门工作人员和各类协会的交往程度由“非常不密切”到“非常密切”，同时借鉴蔡起华、朱玉春（2016）对社会资本和胡杰等（2023）对数字金融使用的衡量方法，将所得到的变量赋值相加求和得到社会资本计数数据，在此基础上以社会资本平均值作为社会资本代理变量。

2.被解释变量：“担保支农”违约风险（*Risk*）。“担保支农”违约风险是新型主体在其农业担保借款到期时未能按期归还本息或者贷款逾期未还而造成金融机构和担保机构收益变动的可能性。借鉴 Boucher S R 等（2008）的做法，本文以直接询问方式观测新型主体“担保支农”违约风险。首先询问新型主体在 2018 年或 2019 年是否向金融机构或担保机构申请农业担保贷款，衡量其是否具有“担保支农”信贷需求，其次询问新型主体在申请后是否获得农业担保贷款，反应其“担保支农”信贷可得性，最后若新型主体在获得农业担保贷款后出现未能按期偿还农业担保贷款，则认为新型主体具有“担保支农”违约风险，赋值为

<sup>①</sup>这里的协会是指介于政府、新型主体之间，商品生产者与经营者之间，并为其服务、咨询、沟通、监督、公正、自律、协调的社会中介组织。慈善或公益组织是指依法成立，符合《慈善法》规定，以面向社会开展慈善活动为宗旨的非营利性组织。

1, 反之若新型主体按期履约, 则不具有违约风险, 赋值为 0。考虑到获得过农业担保贷款的部分新型主体存在多笔贷款现象<sup>①</sup>, 而不同贷款间的利率、额度和方式等存在一定差异, 不宜以加总或平均方式测算其违约风险。对此, 本文参考孙光林等(2017)、李庆海等(2018)、林丽琼和王毅鹏(2018)的做法, 选取新型主体最大一笔贷款的履约和违约情况来测度其“担保支农”违约风险。

3.机制变量: 还贷意愿和还贷能力。还款意愿 (*Willingness*) 是新型主体向金融机构主动偿还农业担保贷款的意愿, 体现了“愿不愿还”, 而还款能力 (*Ability*) 是其向金融机构偿还农业担保贷款的能力, 体现了“能不能还”<sup>②</sup>。本文借鉴已有文献做法(李庆海等, 2018; 孙光林等, 2021), 设置两个问题反应新型主体在“担保支农”贷款上的还贷意愿和还贷能力。问题 1: 假如您有一笔农业担保贷款, 但当时的收入和资产水平不足以向金融机构偿还, 您会从别处借钱归还吗?。对此的回答依次是: ①会; ②不会; ③说不清楚。若新型主体负责人选择“会”, 则表明其农业担保贷款还款意愿较强, 并赋值为 1, 若选择“不会”或“说不清楚”, 则表明其农业担保贷款还款意愿较弱, 并赋值为 0。问题 2: 在获得农业担保贷款后, 您认为以您的收入水平和固定资产价值按时还款有困难吗<sup>③</sup>? 选项包括: ①无法偿还; ②困难很大; ③一般; ④困难较小; ⑤完全没有困难。本文对上述选项分别赋值 1~5, 并以此构造还款能力的排序变量。同时, 将选择“困难较小”或“完全没有困难”的新型主体视为还款能力较强群体, 并赋值为 1, 反之则认为其还款能力较弱, 赋值为 0, 并以此构造还款能力的哑变量。

4.控制变量。除社会资本外, 本文控制了其他可能影响农业担保贷款需求 (*Demand*)、可得性 (*Availability*) 和违约风险 (*Default*) 的变量, 主要包括新型主体负责人特征、农业生产经营特征、农业担保政策认知、近 3 年收益增长情况、农业担保贷款特征和地理特征等因素。其中, 负责人特征包括年龄 (*Age*)、性别 (*Gender*) 和文化程度 (*Edu*), 考虑到年龄对农业担保贷款需求、可得性和违约风险的影响可能是非线性的, 本文进一步加入了年龄的平方项 ( $Age^2$ ); 农业生产经营特征包括农业经营年限 (*Years*)、农业保险 (*Insurance*) 和农地经营规模 (*Land*), 考虑到新型主体农地经营规模存在一定差异, 同时为避免极端值的影响, 本文在回归中使用了农地经营规模的对数; 农业担保政策认知 (*Policy*) 反应了受访者对该政策的了解情况, 理论上讲, 若受访者越了解农业担保政策, 则越有可能产生农

---

①从实际调研情况来看, 农业担保公司通常会对新型主体核定其贷款总额度, 若新型主体通过一家银行获得的贷款额度未超过总额度, 则可以再通过其他与农业担保公司合作的银行申请农业担保贷款, 以此类推, 但总的贷款额度不得超过农业担保公司对其核定的总额度。

②关于还贷能力的衡量一方面可以通过连续变量进行, 即以新型主体的收入水平、资产水平等指标作为其还贷能力的代理变量, 另一方面可以通过分类变量、虚拟变量衡量, 即将受访者收入水平、资产水平划分为不同等级, 并在此基础上生成还贷能力的虚拟变量。对于前者而言, 只有数据真实可靠且客观性强, 才可以得到准确估计结果, 但在实际调研中, 受访者对于收入水平、资产状况等信息一般较为敏感, 容易产生臆答现象, 从而导致问卷数据不能得到真实情况, 因此本文借鉴已有文献做法(王春超和周先波, 2013; 孙光林等, 2017; 李庆海等, 2018; 姜美善等, 2021), 以分类变量和虚拟变量衡量新型主体还款能力。

③新型主体的固定资产包括使用期限超过 1 年的房屋、农业机械设备、运输工具及其他与农业生产经营相关的耐用品, 对于那些非生产经营用途, 但单位价值在 2000 元以上, 且使用年限超过 2 年的, 也属于新型主体固定资产。

业担保贷款需求，同时对金融机构和担保机构而言，由于受访者了解农业担保政策，故可以迅速审批、开展农业担保业务；近3年收益增长情况 (*Income*) 的好坏在一定程度上决定了新型主体的融资需求，进而对其信贷可得性和违约风险产生影响；农业担保贷款特征是影响“担保支农”是否违约的重要因素，包括贷款年度 (*Year*)、贷款额度 (*Credit*)、贷款期限 (*Term*)、贷款成本 (*Cost*) 等变量；除上述变量外，本文还进一步控制了地理特征 (*Areas*) 和新型主体经营类型 (*Types*)，以控制不同地域和经营类型的差异。

### (三) 变量描述性统计

上述变量的定义、赋值及描述性统计如表1所示。整体来看，受访者普遍以中年、男性和初高中学历为主，且从事农业生产经营的平均年限为13.35年，平均农地经营面积为124.51亩，说明受访者普遍具有农业生产经验。同时，本文通过独立样本t检验分析了各变量在违约样本和未违约样本之间的差异。结果表明，社会资本 (*Capital*)、文化程度 (*Edu*)、农业经营年限 (*Years*)、农业保险 (*Insurance*)、农业担保政策认知 (*Policy*)、近3年收益情况 (*Income*) 和银行类型 (*Banks*) 等变量的差值均值均在1%统计水平上显著，即强烈拒绝违约样本和未违约样本无系统性差异的原假设。具体来看，相较于未违约样本，违约样本的个人特征整体呈现出社会资本较弱和文化程度较高的特征，说明弱社会资本样本和高学历样本更容易产生“担保支农”违约风险。同时，违约样本还呈现出农业经营年限较短、购买农业保险比例较低、农业担保政策认知不足和近3年收益情况较差等特征，而具有这些特征的样本也更容易产生“担保支农”违约风险。此外，违约样本主要通过农村金融机构和地方商业银行获得“担保支农”贷款，而未违约样本主要通过国有大型商业银行获得“担保支农”贷款。除上述变量外，年龄 (*Age*)、性别 (*Gender*)、农地经营规模 (*Land*)、贷款合约特征、地区 (*Areas*) 和经营类型 (*Types*) 的均值差值均不显著，说明违约样本和未违约样本在这些变量上不具有差异，即金融机构和担保机构在审批“担保支农”贷款时，可以适当淡化对这些变量的考核。

表1 变量定义、赋值及描述性统计

变量	定义	赋值说明	全样本	未违约样本 (A)	违约样本 (B)	差值 (A-B)
<i>Capital</i>	社会资本	金融型、政治型和组织型社会资本的平均值	0.70	0.74	0.41	0.33***
<i>Age</i>	年龄	受访者年龄	44.75	44.78	44.44	0.35
<i>Gender</i>	性别	女=0, 男=1	0.88	0.87	0.94	-0.07
<i>Edu</i>	文化程度	小学=1, 初中=2; 高中=3, 大学(含专科、本科)=4, 5.硕士及以上=5	2.45	2.27	4.25	-1.98***
<i>Years</i>	农业经营年限	从事农业生产经营的年限	13.35	13.64	10.44	3.20***
<i>Insurance</i>	农业保险	未购买=0, 购买=1	0.73	0.76	0.41	0.35***
<i>Land</i>	农地经营规模	新型主体用于农业生产经营的所有土地面积, 含流转地(亩)	4.56	4.55	4.64	-0.09
<i>Policy</i>	农业担保政策认知	非常不了解=1, 较不了解=2, 一般=3, 较了解=4, 非常了解=5	3.53	3.66	2.16	1.50***
<i>Income</i>	近3年收益情况	非常差=1, 较差=2, 无明显变化=3, 较好=4, 非常好=5	3.60	3.74	2.19	1.55***



<i>Year</i>	贷款年度	获得农业担保贷款的年份, 2018年=0, 2019年=1	0.68	0.69	0.63	0.06
<i>Credit</i>	贷款额度	获得农业担保贷款的额度(万)	138.44	139.57	126.88	12.70
<i>Term</i>	贷款期限	贷款偿还期限(年)	1.07	1.07	1.06	0.01
<i>Cost</i>	贷款成本	非常低=1, 较低=2, 一般=3, 较高=4, 非常高=5	1.83	1.80	2.09	-0.29
<i>Banks</i>	银行类型	农村金融机构(农商行、农信社、村镇银行等)=1, 地方商业银行=2, 国有大型商业银行=3	2.33	2.40	1.56	0.84***
<i>Areas</i>	地区	陕西=1, 山西=2, 江苏=3	2.00	1.99	2.19	-0.20
<i>Types</i>	经营类型	种养殖大户=1, 家庭农场=2, 合作社=3, 农业企业=4	2.14	2.13	2.25	-0.12

注:\*\*\*表示违约样本和未违约样本的变量均值差在1%统计水平上显著。

#### (四) 模型构建

本文主要探讨社会资本对“担保支农”违约风险的影响、异质性和作用机制,而“担保支农”违约风险是本文的被解释变量,是典型的二元离散型随机变量,适宜采用二值选择模型分析社会资本对“担保支农”违约风险的影响。模型设定如下:

$$P(Risk = 1|X) = P(\alpha + \beta X + u > 0|X) \quad (1)$$

式中, $\alpha$ 表示常数项, $X$ 表示社会资本(Capital)和其他控制变量(Controls); $u$ 表示随机扰动项。若 $u$ 服从标准正态分布,则公式(1)表示Probit模型;若 $u$ 服从标准逻辑分布,则公式(1)表示Logit模型。由于Probit模型和Logit模型在实际应用时具有类似的说服力,故本文不作详细区分,本文在基准回归时使用Probit模型,在稳健性检验中使用Logit模型。社会资本和其他控制变量造成“担保支农”产生违约风险的概率表达式如下

$$P(Risk = 1) = P(\beta X + u > 0) = P(-u < \beta X) = \psi(\beta X) \quad (2)$$

式中, $\psi(\alpha + \beta X)$ 表示随机扰动项 $-u$ 的累积分布函数,可以使用极大似然估计方法来获得二值选择模型参数。此外,在利用二值选择模型实证分析问题,人们往往关注各个自变量对因变量的边际影响(苏治和胡迪,2014),因此本文并未使用回归系数本身,而是进一步通过链式法则计算了各变量的边际效应,计算公式如下:

$$\frac{\partial P(Risk = 1|X)}{\partial X_j} = \frac{\partial P(Risk = 1|X)}{\partial X\beta} \times \frac{\partial X\beta}{\partial X_j} = \psi(\beta X) \times \beta_j \quad (3)$$

## 四、模型结果与分析

### (一) 基准模型回归结果分析

表2汇报了社会资本影响农业担保贷款需求、可得性和违约风险的回归结果。本文首先将社会资本(Capital)作为基准回归模型的唯一解释变量,以量化社会资本对农业担保贷款需求、可得性和违约风险的净影响。由估计结果可知,各模型拟合优度分别为0.2083、0.2298和0.2603,表明模型估计结果具有较强解释力。社会资本对农业担保贷款需求和贷款可得性的影响显著为正,对农业担保贷款违约风险的影响显著为负,且均在1%统计水平上显著,

说明社会资本不仅可以增强新型主体农业担保贷款需求 (*Demand*)，提高其农业担保贷款可得性 (*Availability*)，而且可以缓解其农业担保贷款违约风险 (*Default*)。

表 2 社会资本对农业担保贷款需求、可得性和违约风险的影响

变量	农业担保贷款需求		农业担保贷款可得性		农业担保贷款违约	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Capital</i>	0.5745*** (0.0563)	0.1979*** (0.0549)	0.3487*** (0.0568)	0.1635*** (0.0325)	-0.3929*** (0.0601)	-0.1120*** (0.0345)
<i>Age</i>		0.0004 (0.0082)		-0.0002 (0.0039)		0.0066 (0.0083)
<i>Age</i> <sup>2</sup>		0.0000 (0.0001)		0.0000 (0.0000)		-0.0001 (0.0001)
<i>Gender</i>		-0.0133 (0.0375)		-0.0071 (0.0168)		0.0807*** (0.0307)
<i>Edu</i>		0.0509*** (0.0099)		0.0437*** (0.0061)		0.0450*** (0.0095)
<i>Years</i>		0.0192*** (0.0031)		0.0137*** (0.0024)		0.0020 (0.0021)
<i>Insurance</i>		-0.0056 (0.0267)		-0.0147 (0.0173)		-0.0295* (0.0181)
<i>Land</i>		0.0101 (0.0171)		-0.0116 (0.0081)		0.0063 (0.0125)
<i>Policy</i>		0.0409*** (0.0109)		0.0390*** (0.0073)		-0.0407*** (0.0080)
<i>Income</i>		0.0265** (0.0112)		0.0070 (0.0066)		-0.0250*** (0.0084)
<i>Year</i>						-0.0058 (0.0198)
<i>Credit</i>						-0.0008*** (0.0002)
<i>Term</i>						0.1602*** (0.0372)
<i>Cost</i>						-0.0001 (0.0091)
<i>Areas</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>Types</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Obs	463	463	388	388	358	358
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2083	0.5127	0.2298	0.7937	0.2603	0.6799

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。表中报告的是边际效应，括号中的数值是标准误。

随后，本文在回归模型中加入了所有的控制变量，并进一步控制了地区和经营类型。模型拟合优度分为为 0.5127、0.7937 和 0.6696，说明本文选取的控制变量对较为合适，即除社会资本外，其他控制变量对农业担保贷款需求、可得性和违约风险也具有一定影响。此时，社会资本对农业担保贷款需求、可得性和违约风险的影响依旧在 1%统计水平上显著，且影

响方向并未发生改变,同样表明社会资本可以激活新型主体农业担保贷款需求,增强其农业担保贷款可得性,缓解其农业担保贷款违约风险。显然,这意味着新型主体负责人的社会资本存量越多,产生农业担保贷款需求的概率越大,获得农业担保贷款的可能性越高,给金融机构和担保机构造成损失的可能性越小。这一发现意味着,政府在鼓励金融机构向新型主体提供信贷服务时,不能只依靠制度层面的政策引导,应充分意识到社会资本对农业担保贷款需求和可得性的促进效应及缓解其违约风险的重要功能。

其他控制变量中,受教育程度(*Edu*)、经营年限(*Years*)、政策认知(*Policy*)和近3年收益增长情况(*Income*)对新型主体农业担保贷款需求和可得性具有正向影响,且分别在1%或5%统计水平上显著,这表明若新型主体负责人的受教育程度越高,经营年限越长,越了解农业担保政策,近3年收益增长情况越好,越容易产生农业担保贷款需求,且这部分新型主体更易获得农业担保贷款。性别(*Gender*)、受教育程度(*Edu*)对农业担保贷款违约风险具有显著正向影响,且分别在10%和1%统计水平上显著,表明相比于女性负责人,男性负责人更容易产生违约风险。类似地,受教育程度越高的负责人,农业担保贷款违约风险越高。政策认知(*Policy*)、近3年收益增长情况(*Income*)、贷款年度(*Year*)等变量对农业担保贷款违约风险具有显著负向影响,分别在1%、5%和10%统计水平上显著,这说明越了解农业担保政策,近3年收益增长情况越好,贷款年度越近,或由大型商业银行发放的农业担保贷款的违约风险更低。此外,年龄(*Age*)、农业保险(*Insurance*)、农地经营规模(*Land*)等变量对对农业担保贷款需求、可得性和违约风险的影响不显著,而贷款额度(*Credit*)、贷款期限(*Term*)、贷款成本(*Cost*)对农业担保贷款违约风险影响不显著,说明这些因素不是影响“担保支农”违约风险的关键因素。进一步地,本文利用Probit模型预测了“担保支农”违约风险正确预测比率的结果,其结果为94.41%<sup>①</sup>,说明本文选取的上述变量较为合适,同时能为金融机构和担保机构预测“担保支农”违约风险提供一定参考。

## (二) 内生性讨论

在社会资本影响“担保支农”违约风险的回归方程中,可能存在因遗漏变量、测量误差和双向因果所导致的内生性问题。一方面,模型中可能遗漏未被观测到但对“担保支农”违约风险具有影响的变量,例如劳动力人数(苏治和胡迪,2014)、婚姻状况(艾睿和王鹏,2022)和数字信用(孙光林等,2021)等变量,且由于本文通过主观评价的方式衡量受访者社会资本,而这种方式可能会高估受访者的社会资本(黄惠春和陈强,2020)。另一方面,“担保支农”作为财政支农的重要政策工具,可能会提高新型主体负责人与政府和金融机构的工作人员的交流频率,同时农业担保贷款在投放时遵循“政治精英俘获、反担保品优先”逻辑(许黎莉等,2023),而加入各类协会等社会团体可以在一定程度上提高其反担保能力。因此,本文借鉴付琼等(2022)的做法,选用新型主体负责人在本地生活的时间作为其社会资本的工具变量,并通过工具变量法解决基准回归模型中可能存在的内生性问题。理论上讲,

<sup>①</sup>在具有“担保支农”违约行为的32个样本中,22人被正确预测,10人被错误预测。在没有发生违约行为的326个样本中,316人被正确预测,10人被错误预测。限于篇幅,此部分结果未予以展示,留存备案。

本地生活时间越久，其社会网络越丰富，积累的社会资本便越多，满足工具变量的相关性要求，而在本地生活时间的长短在其产生“担保支农”违约风险前已基本固定，通常不会对违约风险产生直接影响，即使产生影响也是通过社会资本、反担保等渠道，符合工具变量外生性特征。

表 3 内生性讨论回归结果

变量	IV Probit		IV 2SLS		LIML		GMM	
	社会资本	违约风险	社会资本	违约风险	社会资本	违约风险	社会资本	违约风险
<i>Time</i>	0.1512*** (0.0111)		0.1512*** (0.0111)		0.1512*** (0.0111)		0.1409*** (0.0107)	
<i>Capital</i>		-2.7141** (1.3205)		-0.3649*** (0.1028)		-0.3649*** (0.1028)		-0.2853*** (0.1260)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Areas</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Types</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F 值	19.64***		19.64***		19.64***		18.18***	
Obs	358	358	358	358	358	358	358	358

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。表中报告的是估计系数，括号中的数值是标准误。

内生性讨论结果如表 3 所示。各模型一阶段回归结果均表明生活时间对社会资本具有显著正向影响，且均通过 1%统计水平检验，说明本文选取的工具变量满足相关性要求，即新型主体负责人在本地生活的时间越长，其积累的社会资本越多。各模型一阶段 F 值均大于 16.38 的临界值，说明本地生活时间不是社会资本的弱工具变量。为稳健起见，本文还使用了对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法（LIML），结果发现，LIML 的系数估计值与 IV 2SLS 的结果非常接近，这也从侧面印证了不存在弱工具变量。此外，本文通过怀特检验发现，异方差检验  $p$  值为 0.00，即随机扰动项并不满足同方差假定，而存在异方差，此时 GMM 比 2SLS 更有效（陈强，2014）。GMM 估计的回归结果同样表明本文选取的工具变量较为合适。从二阶段回归结果来看，在引入工具变量后，社会资本对“担保支农”违约风险的影响依旧显著为负，且均在 1%统计水平上显著，与基准回归结果一致，表明在考虑可能的内生性后，社会资本依旧可以缓解“担保支农”违约风险。然而，DWH 检验结果  $p$  值为 0.3136，即接受所有解释变量均为外生的原假设，IV Probit 模型报告的沃尔德检验结果  $p$  值为 0.5648，也接受社会资本是外生变量的原假设。可见，社会资本并不是“担保支农”违约风险方程中的内生变量，即本文基准回归模型中并不存在严重的内生性问题，社会资本可以在一定程度上缓解新型主体“担保支农”违约风险。

### （三）稳健性检验

本文通过 3 种稳健性检验策略验证基准估计结果稳健性，考虑到与农业担保机构合作的商业银行主要包括农村金融机构（农信社、农商行、村镇银行等）、地方商业银行和国有大型商业银行，而这些银行的资产规模和风险控制能力存在显著差异，因此本文在稳健性检验中均进一步控制了银行固定效应。策略 1：调整社会资本赋值。首先将所得到的社会资本赋

值相加求和得到社会资本计数数据（检验 1）；其次将“非常不密切”“较不密切”赋值为 1，将“一般”赋值为 2，将“较密切”“非常密切”赋值为 3，得到新的社会资本计数数据（检验 2），在此基础上进一步计算平均值（检验 3），并以此表征新型主体负责人的社会资本。策略 2：调整回归方法。一方面，放松模型假定，使用 OLS 进行线性概率模型（LPM）估计（检验 4）；另一方面，假设随机扰动项服从标准逻辑分布，通过 Logit 模型回归社会资本与“担保支农”违约风险（检验 5）。策略 3：缩减样本。本文首先剔除了 60 岁以上的受访者样本（检验 6），这部分样本仅占 7.26%，剔除后预期不会产生较大影响，其次剔除了土地经营面积在 120 亩以上的样本（检验 7 和 8），这部分样本通常具有稳定收入，更容易获得大型商业银行青睐。表 4 汇报了稳健性检验结果。

表 4 稳健性检验回归结果

变量	检验 1	检验 2	检验 3	检验 4	检验 5	检验 6	检验 7	检验 8
<i>Capital</i>	-0.1353*** (0.0485)	-0.2319*** (0.0816)	-2.0868*** (0.7347)	-0.2714*** (0.0825)	-3.7805** (1.7746)	-2.7427*** (0.9340)	-1.6946*** (0.8423)	-1.5986*** (0.8115)
<i>Banks</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO
<i>Areas</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Types</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.6787	0.6759	0.6759	0.3884	0.6726	0.7285	0.5890	0.6695
Obs	358	358	358	358	358	332	125	240

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。表中报告的是估计系数，括号中的数值是标准误。

显然，无论是何种稳健性检验策略或方法，社会资本对“担保支农”违约风险均具有显著负向影响，且都在 1%水平上显著，说明社会资本在缓解农业担保贷款违约风险中具有显著作用，这与基准回归结果蕴含的结论一致，表明前述结论具有稳健性。值得注意的是，由于土地经营面积在 120 亩以上的新型主体主要通过大型商业银行获得农业担保贷款，故在实际回归（检验 7）时 Stata 舍去了这部分样本，所以回归样本为 125。在取消银行固定效应，并删除土地经营面积在 120 亩以上的样本后，其回归结果同样显著为负，也在 1%水平上显著，同样表明社会资本可以缓解“担保支农”违约风险，与本文基本逻辑一致。

## 五、进一步分析

### （一）异质性分析

1. 代际差异异质性。近年来，中国城乡发展条件正在发生变化，尤其自党的十九大提出乡村振兴战略以来，新型主体已成为衔接小农户与现代农业发展的纽带（胡凌啸和王亚华，2022），而以青年为主力的新型主体发展势头良好，这为其在新型主体培育中发挥领头雁作用创造了充分条件（杨少波和田北海，2016）。随着乡村振兴战略的深入实施，从事农业生产经营的新一代新型主体比例会逐渐增加，且现实中新、老两代新型主体的社会资本本身存在显著差异，不能一概而论。因此，本文借鉴已有文献（盖豪等，2020；罗剑朝等，2022）做法，以 1980 年为间隔划分新、老两代新型主体，若受访者在 1980 年以前出生，则视为老

一代新型主体，反之则视为新生代新型主体<sup>①</sup>，并在此基础上分析社会资本对老一代和新生代新型主体在“担保支农”违约风险中的异质性影响。代际差异异质性回归结果如表 5 所示。

表 5 代际差异异质性回归结果

变量	老一代		新生代	
	社会资本	-0.4389*** (0.0713)	-0.2074*** (0.0478)	-0.3143*** (0.1026)
<i>Areas</i>	NO	YES	NO	YES
<i>Types</i>	NO	YES	NO	YES
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3482	0.7616	0.1487	0.7616
Obs	210	181	148	148

注：\*\*\*表示 1% 的显著性水平。表中报告的是边际效应，括号中的数值是标准误。

由表 5 汇报的回归结果可知，在未考虑其他因素时，社会资本对新、老两代新型主体“担保支农”违约风险的影响显著为负，且均在 1% 统计水平上显著，说明社会资本可以在一定程度上缓解新、老两代新型主体“担保支农”违约风险。然而，在回归方程中加入控制变量和地区、经营类型后，社会资本对新、老两代新型主体“担保支农”违约风险的影响程度（绝对值）均有所下降。其中，社会资本对老一代新型主体“担保支农”违约风险的缓解效应下降 52.73%，对新生代的缓解效应由显著变为不显著，说明除社会资本外，本文选取的其他变量也能缓解“担保支农”违约风险，这也从侧面印证了表 2 基准回归结果的稳健性和合理性。在同时考虑社会资本和其他变量影响后，社会资本只对老一代新型主体“担保支农”违约风险具有显著负向影响，且通过 1% 显著性水平检验，说明社会资本可以有效缓解老一代新型主体的“担保支农”违约风险。

从影响程度来看，社会资本对老一代新型主体的“担保支农”违约风险缓解效应更强。究其缘由，由于新、老两代新型主体生活阅历相差较大，老一代新型主体生活阅历通常更丰富，在本地区生活和从事农业生产经营的时间相对更长，容易积累更多的社会资本，向金融机构和担保机构传递信用良好信号。同时，由代际差异理论可知，新、老两代新型主体由于社会环境、历史时代和生活经历的差异性而导致其形成差异性的人生态度、价值观和行为方式（Schuman H and Scott J, 1989）。从现实角度来看，老一代新型主体在农业生产经营和农业信贷上通常拥有更为丰富的生产和业务经验，对“担保支农”违约风险及其后果的感知也更为敏感。此外，由于“担保支农”违约后果具有一定强制性，而新一代新型主体更容易接受相对“柔和”的政策宣传，因而使得社会资本缓解老一代新型主体“担保支农”违约风险的边际效应更大。

2. 社会资本异质性。金融型、政治型和组织型社会资本均是新型主体重要的社会资本，在影响“担保支农”违约风险方面具有差异性。厘清社会资本异质性对“担保支农”违约风

<sup>①</sup>课题组在收集数据过程中严格按照多阶段分层抽样选取新型主体进行调研，并未刻意区分新生代和老一代受访者。根据本文抽样结果，在具有农业担保贷款经历的受访者中，新生代受访者与老一代受访者比例分别为 41.34% 和 58.66%。可见，在当前新型主体培育和发展中的确存在显著代际差异。

险的影响不仅有利于从社会资本异质性视角理解金融社会资本、政府社会资本和结构社会资本，而且有利于丰富社会资本与“担保支农”违约风险的研究内容。表6汇报了社会资本异质性对“担保支农”违约风险影响的估计结果。

表6 社会资本异质性分析回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
金融型社会资本	-0.0491*** (0.0118)	-0.0157*** (0.0068)				
政治型社会资本			-0.0764*** (0.0112)	-0.0231*** (0.0064)		
组织型社会资本					-0.0733*** (0.0106)	-0.0214*** (0.0061)
<i>Areas</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>Types</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1077	0.6497	0.2879	0.6753	0.2876	0.6726
Obs	358	358	358	358	358	358

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。表中报告的是边际效应，括号中的数值是标准误。

由表5回归结果可知，各模型拟合优度良好且具有较强的解释力。整体上无论是否在模型中加入其他控制变量，金融社会资本、政府社会资本和结构社会资本对“担保支农”违约风险均具有显著负向影响，且都在1%水平上显著，说明这些社会资本均可以在一定程度上缓解“担保支农”违约风险。从异质性视角来看，政府社会资本对“担保支农”违约风险的影响程度最强，结构社会资本次之，金融社会资本最弱。究其原因，“担保支农”具有天然地政策属性，而政治型社会资本是新型主体及其亲朋好友由于政治身份和经历而形成的特定关系网络，既体现了新型主体的影响力和认可度，也体现了新型主体收入能力和诚信水平，可以使得新型主体具有正规金融借贷成本和信息成本优势（Panda S, 2015; Shoji M et al, 2012），降低其违约风险。此外，金融机构和担保机构识别新型主体政治型社会资本的成本较低，但政治型社会资本对违约主体具有一系列恶劣影响，信贷违约成本会内化于信贷、社会甚至政治等多个领域，且政治型社会资本既可以筛选出低风险性新型主体，又可以在贷款过程中实施监督，从而使得政治型社会资本对“担保支农”违约风险影响最强。

## （二）机制分析：增强还贷意愿，提高还贷能力

1. 社会资本对新型主体还贷意愿的影响。表7汇报了各类社会资本影响新型主体还贷意愿的回归结果。总的来看，无论是何种社会资本，其回归系数均为正且都在1%统计水平上显著，表明金融型、政治型和组织型社会资本都能够有效增强新型主体还贷意愿。事实上，“担保支农”政策本身涉及政府、金融机构、担保机构、行业协会等多个主体，而金融型、政治型和组织型社会资本具有信息优势，能更为快捷和准确地掌握“担保支农”政策，尤其在与新型主体进行信息交流时，可以增强新型主体对“担保支农”政策及其违约后果的认知，进而提高其履约意识和还款意愿。从异质性视角来看，组织型社会资本对新型主体“担保支

农”违约风险的缓解效应最大，政治型社会资本次之，金融型社会资本最小。

表 7 社会资本对新型主体还贷意愿影响的回归结果

变量	Probit				IV Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会资本	0.3392*** (0.1014)				1.1363*** (0.6342)
金融型社会资本		0.0436*** (0.0158)			
政治型社会资本			0.0551*** (0.0187)		
组织型社会资本				0.0619*** (0.0190)	
生活时间					0.1525*** (0.0110)
<i>Areas</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Types</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0715	0.0619	0.0658	0.0700	0.5284
Obs	358	358	358	358	358

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。表中 Probit 报告的是边际效应，IV Probit 报告的是估计系数，括号中的数值是标准误。

究其缘由，组织型社会资本的声誉机制可以使新型主体掌握或捕捉到其他新型主体在“担保支农”业务上的经验或违约后果，进而对其还贷意愿产生正向激励效应。此外，表 7 还汇报了社会资本和还贷意愿的工具变量回归。一阶段回归结果表明，生活时间与社会资本具有显著正向关系，满足相关性假设。同时工具变量一阶段 F 值为 19.93，且工具变量估计系数的 t 值为 13.81，在 1%统计水平上显著，因此工具变量不是弱工具变量，与内生性讨论回归结果一致。IV Probit 汇报的内生性检验参数  $p$  值为 0.8297，同样接受社会资本是外生变量的原假设，即在社会资本影响新型主体还贷意愿的方程中不存在严重的内生性问题。此时，社会资本仍在 1%显著性水平上正向影响新型主体还贷意愿，同样说明本文结论具有稳健性。

2. 社会资本对新型主体还贷能力的影响。由于还款能力变量属于排序变量，若使用多项 Logit 回归将忽视新型主体还款能力数据的内在排序，而 OLS 会把排序数据视为基数处理，损失估计效率。因此本文在验证社会资本对新型主体还贷能力的影响时，首先通过 Ordered Probit 模型（排序模型）分别考察了社会资本及金融型、政治型和组织型社会资本对新型主体还贷能力的影响，并在此基础上，生产还款能力虚拟变量，并通过 Probit 模型重新回归新型主体社会资本与其还款能力。最后在考虑内生性问题的基础上，通过 CMP 模型（条件混合回归）验证社会资本对新型主体还贷能力的影响。回归结果见表 7。



表 8

社会资本对新型主体还贷能力影响的回归结果

变量	Ordered Probit				Probit	CMP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
社会资本	0.7024*** (0.3091)				0.6446* (0.3547)	0.5550 (0.4287)
金融型社会资本		0.0724 (0.0479)				
政治型社会资本			0.1429*** (0.0541)			
组织型社会资本				0.1304*** (0.0588)		0.1740*** (0.0104)
<i>Areas</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Types</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0529	0.0495	0.0540	0.0524	0.0767	
Obs	358	358	358	358	358	358

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。表中报告的是估计系数，括号中的数值是标准误。

总的来看，通过 Ordered Probit 模型和 Probit 模型得到的回归结果均表明新型主体社会资本对其还款能力具有显著提升作用。但具体来看，除金融型社会资本外，政治型和组织型社会资本均对新型主体还款能力具有正向影响，且都在 1%统计水平上显著，说明新型主体累计的政治型和组织型社会资本越多，其在农业担保贷款上的还款能力便越强。这意味着金融机构和担保机构在衡量新型主体社会资本时，应重点关注其政治型和组织型社会资本，从而有效发挥二者提高新型主体还贷能力的正向影响。从实践角度来看，由于金融机构和担保机构在“担保支农”中分别具有债权人和担保人属性，因此在预判新型主体产生“担保支农”潜在违约行为时，它们普遍会采取相关措施以尽可能地自身损失降到最小，从而导致对新型主体还贷能力影响不显著。相反地，无论是政治型社会资本还是组织型社会资本，它们既可能向新型主体提供信贷、信息、风险对冲等政策层面支持，也可能向新型主体提供精神、心理等非政策层面的支持，进而提高他们在“担保支农”贷款上的还款能力。此外，由 CMP 模型的估计结果可知<sup>①</sup>，其内生性检验参数  $p$  值为 0.636，同样表明在社会资本影响新型主体还款能力的方程中不存在严重的内生性问题，说明上述回归结果合理可靠，同时也表明社会资本提升新型主体还款能力的结论具有稳健性。

## 六、结论与政策建议

本文基于陕晋苏三省新型主体调查数据，通过二值选择模型实证分析社会资本对“担保支农”违约风险的影响，并从代际差异和异质性社会资本视角比较社会资本对“担保支农”违约风险的异质性影响。进一步地，从还款意愿和还款能力路径揭示社会资本影响“担保支农”违约风险的作用机制。研究结论如下：第一，提升社会资本有利于增强新型主体“担保

<sup>①</sup>限于篇幅，未予汇报，有需要的读者可以联系作者。

支农”需求和可得性，缓解新型主体“担保支农”违约风险。第二，社会资本对“担保支农”违约风险的影响存在明显的代际差异。与新生代新型主体相比，社会资本更有利于缓解老一代新型主体在“担保支农”业务上的违约风险。第三，不同类型社会资本对“担保支农”违约风险的影响存在差异。金融型、政治型和组织型社会资本都能缓解“担保支农”违约风险，政治型社会资本对“担保支农”违约风险的影响最强。第四，提升政治型和组织型社会资本均有利于增强新型主体“担保支农”还贷意愿和还贷能力，最终缓解其“担保支农”违约风险，而金融型社会资本有利于增强新型主体还贷意愿，但对其还贷能力无显著影响。

基于上述结论，本文政策建议如下：第一，政府部门在完善农业信贷担保政策设计时，应充分考虑不同新型主体社会资本存量的差异和异质性，引导担保机构和金融机构采取差异化业务供给策略，以尽可能地发挥社会资本增强“担保支农”需求和可得性，缓解“担保支农”违约风险的政策效果。第二，担保机构和金融机构应进一步向农业农村延伸“担保支农”业务链条，加强业务网点建设，将“担保支农”业务下沉到田间地头，在业务实践中促进新型主体金融社会资本积累，进而发挥金融型社会资本增强新型主体还贷意愿的正向影响。第三，担保机构和金融机构应将“担保支农”业务对象优先聚焦于那些加入各类协会和慈善组织等社会团体的新型主体，提高新型主体社会资本有机构成，推动新型主体组织型社会资本的积累，从而发挥组织型社会资本对“担保支农”违约风险的缓解效应。第四，担保机构和金融机构在农业担保贷款过程中应通过引入村集体和党支部等党的基层组织，优化“担保支农”信贷合约结构，通过政治型社会资本的不同组合，增强新型主体的还贷意愿和还贷能力，降低“担保支农”违约风险。

#### 参考文献：

艾睿、王鹏，2022：《新型农业经营主体信用水平的实证分析》，《财经科学》第12期。

蔡起华、朱玉春，2016：《社会资本、收入差距对村庄集体行动的影响——以三省区农户参与小型农田水利设施维护为例》，《公共管理学报》第4期。

陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用》，北京：高等教育出版社出版，2014。

陈雨露、马勇，2010：《地方政府的介入与农信社信贷资源错配》，《经济理论与经济管理》第4期。

程军国、刘璨、刘浩等，2023：《担保品竞争：缓解林权抵押约束对农户信贷的影响》，《中国农村经济》第1期。

范亚莉、丁志国、王朝鲁等，2018：《政策性与独立性：农业信贷担保机构运营的动态权衡》，《农业技术经济》第11期。

冯林、刘阳，2023：《从分险、赋能到激活竞争：农业政策性担保机构何以降低农贷利率》，《中国农村经济》第4期。

冯林、朱艳静，2021：《双重目标冲突下农业政策性担保运行机制研究——基于新型农

业信贷担保的山东实践》，《农村金融研究》第5期。

付琼、马澜芯、胡江林，2022：《社会资本对农村家庭金融资产配置的影响研究》，《经济纵横》第7期。

盖豪、颜廷武、张俊飏，2020：《感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为——基于冀、皖、鄂三省1288份农户调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第8期。

胡杰、罗剑朝，2022：《金融排斥对农户农地流转行为的影响》，《资源科学》第11期。

胡凌啸、王亚华，2022：《小农户和现代农业发展有机衔接：全球视野与中国方案》，《改革》第12期。

胡振、聂雅丰、罗剑朝，2022：《社会资本与农户融资约束——基于农户分化和农地金融创新的异质性检验》，《农业技术经济》第5期。

黄惠春、陈强，2020：《基于意愿调查的农户信贷需求是可靠的吗——以农地抵押贷款为例》，《农业技术经济》第2期。

黄惠春、范文静，2019：《政府功能视角下“政银担”贷款模式的运行机制——以山东和安徽为例》，《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。

姜美善、彭东慧、叶美婷、李景荣，2021：《社会资本异质性能影响农村金融深度吗——基于多重中介模型的半参数估计》，《金融经济研究》第5期。

李道和、闫宇，2021：《社会资本会影响农民参与村干部选举吗？——基于CLDS数据的分析》，《农林经济管理学报》第6期。

李庆海、吕小锋、李成友等，2018：《社会资本对农户信贷违约影响的机制分析》，《农业技术经济》第2期。

廖理、李梦云、王正位，2020：《借款人社会资本会降低其贷款违约概率吗——来自现金贷市场的证据》，《中国工业经济》第10期。

林丽琼、王毅鹏，2018：《社会资本影响民间借贷风险吗？——来自中国家庭金融调查的经验证据》，《现代财经(天津财经大学学报)》第10期。

刘志荣，2016：《农业信贷担保服务体系建设的模式、困境及发展选择》，《江淮论坛》第3期。

罗剑朝、郭显、胡杰，2022：《感知价值和政府干预能提高农户农业信用担保贷款满意度吗？》，《农业经济与管理》第4期。

马娟、万解秋，2018：《利率市场化、地方政府干预与信贷配置效率——基于2003-2015年省际面板数据的分析》，《商业研究》第11期。

苏治、胡迪，2014：《农户信贷违约都是主动违约吗？——非对称信息状态下的农户信贷违约机理》，《管理世界》第9期。

孙光林、李金宁、冯利臣，2021：《数字信用与正规金融机构农户信贷违约——基于三

阶段 Probit 模型的实证研究》，《农业技术经济》第 12 期。

田秀娟、王玮，2010：《信贷担保视野的农户与中小企业农村融资绩效》，《改革》第 10 期。

王希、陈言，2022：《民营企业社会资本与企业社会责任——基于海外经历的调节效应分析》，《山西财经大学学报》第 11 期。

王竹泉、韩星佳，2018：《企业的政府社会资本禀赋对融资约束的影响研究——资源配置中政府作用的资本市场证据》，《当代财经》第 10 期。

徐慧贤、王宁、肖一鸣，2021：《贫困地区农户社会资本对信贷违约影响研究》，《财经理论研究》第 2 期。

徐攀，2021：《农业经营主体融资担保协同机制与效应——浙江省农担体系建设的探索与实践》，《农业经济问题》第 10 期。

许黎莉、陈东平，2017：《农业信贷担保机构担保支农的契约耦合机制缘何“异化”？——不完全信息动态博弈的视角与来自内蒙古 L 旗的证据》，《内蒙古社会科学(汉文版)》第 3 期。

许黎莉、陈东平，2019：《声誉能促进政策性担保贷款的自我履约吗？——基于互联关系型合约的分析框架》，《求是学刊》第 5 期。

许黎莉、陈东平，2022：《政策性担保机制变迁 30 年：轨迹、逻辑及趋势——基于历史制度主义的分析范式》，《内蒙古社会科学》第 5 期。

许黎莉、朱雅雯，2023：《乌云花.“担保支农”增加了谁的信贷可得？——基于信息甄别视角的机制检验》，《华中农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。

许黎莉、朱雅雯、乌云花等，2021：《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》，《中国农村经济》3 期。

杨少波、田北海，2016：《青年在新型农业经营主体培育中的领头雁作用研究——基于对湖北省农村致富带头人的调查》，《中国青年研究》第 1 期。

杨松、张建，2018：《我国“政银担合作”模式的逻辑基础及制度完善》，《辽宁大学学报(哲学社会科学版)》第 5 期。

张超、王振宇，2021：《政府干预、管理者道德风险与农业信贷担保风险防范策略》，《地方财政研究》第 12 期。

庄腾跃、胡杰、罗剑朝，2022：《社会资本对农户农业信用担保融资意愿与行为的影响》，《农业现代化研究》第 5 期。

Boucher, S., Carter, R. M., Guirking, C, 2008, “Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development”, *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2): 409-23.

Panda, S., 2015, “Political connections and elite capture in a poverty alleviation programme

in India”, *Journal of Development Studies*, 51(1): 50-65.

Schuman, H., Scott, J., 1989, “Generations and collective memories”, *American Sociological Review*, 54(3): 359-381.

Shoji, M., Aoyagi, K., Kasahara, R., et al., 2012, “Social capital formation and credit access: evidence from Sri Lanka”, *World Development*, 40(12), 2522-2536.

Udoh, E.J., Akpan, U. A., Akpan, S. B., 2014: “Analysis of loan default among agricultural credit guarantee scheme (ACGS) loan beneficiaries in Akwa Ibom State, *Nigeria*, 2(2), 121-128.

## **Heterogeneous social capital and default risk of ‘guaranteed support for agriculture’: Mitigation or aggravation**

**Abstract:** Based on the field survey data of new agricultural business entities in Shaanxi, Shanxi and Jiangsu provinces, this paper uses the binary selection model to empirically test the impact of social capital on the default risk of ‘guaranteed support for agriculture’ and its differences, and reveals the mechanism of social capital affecting the default risk of ‘guaranteed support for agriculture’ from two aspects of repayment willingness and repayment ability. The results show that: Social capital has a significant mitigation effect on the default risk of ‘guarantee agriculture’, and the effect is significantly different in financial, political and organizational social capital, among which political social capital has the greatest mitigation effect; Social capital can alleviate the default risk of the new generation and the old generation of new subjects ‘guarantee support agriculture’ at the same time, but the mitigation effect on the default risk of the old generation of new subjects is stronger; Political and organizational social capital can alleviate the default risk of “guarantee agriculture” by enhancing the willingness of new subjects to repay loans and improving their repayment ability, while financial social capital can only alleviate the default risk of “guarantee agriculture” by enhancing the willingness of new subjects to repay loans.

**Keywords:** social capital; guarantee to support agriculture; agricultural guarantee; default risk; intergenerational differences ; binary selection model