

全面建成小康社会后 中国的相对贫困标准、测量与瞄准*

——基于 2018 年中国住户调查数据的分析

汪三贵 孙俊娜

摘要：在全面建成小康社会后，中国的反贫困工作将转入缓解相对贫困阶段。本文根据贫困定义与标准的演进和对中国的现实考量，提出中国相对贫困标准的可行方案，并基于 2018 年中国住户调查数据进行相关测算，进而提出相对贫困的瞄准机制。本文建议制定一个包括收入维度与非收入维度的多维相对贫困标准，在相对贫困初期阶段，可按照城镇与农村居民人均可支配收入中位数的 40% 分别确定城镇与农村的相对收入贫困线。在这一标准下，城镇与农村的相对贫困发生率分别为 11.12% 和 12.78%。对多维相对贫困的测算结果表明：西部地区城乡居民的多维贫困状况最严重，东部地区最轻微，且农村居民比城镇居民贫困状况更严重，山区居民比非山区居民贫困状况更甚，少数民族地区比汉族地区更为贫困；分维度考察发现，就业困难是造成城乡居民多维贫困的首要因素，次要因素是在健康、教育和社会保障等维度上存在缺失，农村居民的生活环境也亟需改善；从贫困群体的特征来考察，多维贫困更多发生于女性、老年人、不健康者和残疾人等特殊群体。本文建议采用区域与个体瞄准相结合、城镇与农村瞄准相统筹、重点领域和重点人群并重的相对贫困瞄准机制。

关键词：相对贫困 贫困标准 贫困测量 贫困瞄准

中图分类号：F323.8 C913.7 **文献标识码：**A

一、引言

贫困问题一直是中国经济社会发展中最突出的“短板”，贯穿全面建设小康社会的全过程。2020 年是全面打赢脱贫攻坚战的收官之年，在此之前，中国的扶贫开发事业已经走过 30 余个年头。改革开放以后，通过深化改革和实施大规模的扶贫开发，尤其是得益于党的十八大以来精准扶贫精准脱贫方略的实施，中国的减贫事业取得了举世瞩目的成就。按现行农村扶贫标准，中国在 2020 年实现了

*本文研究受国家统计局重大统计专项“全面建成小康社会后中国的贫困定义、测量和瞄准研究”（编号：2018ZX12）和国家自然科学基金重点项目“脱贫地区持续发展的内生动力及政策研究”（编号：72034007）的资助。

832 个贫困县全部摘帽，农村贫困人口全部脱贫。中国绝对贫困的消除，为全面建成小康社会奠定了坚实基础。

然而，绝对贫困的消除并不意味着贫困问题的终结。党的十九大报告明确指出，“我国社会的主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。”^①发展的不平衡不充分将导致相对贫困问题长期存在。在此背景下，党的十九届四中全会明确提出，“坚决打赢脱贫攻坚战，巩固脱贫攻坚成果，建立解决相对贫困的长效机制。”^②这为中国在全面建成小康社会后开展扶贫工作指明了方向，标志着新时期扶贫工作的重点将从消除绝对贫困向缓解相对贫困转变。进入相对贫困治理阶段，现行衡量农村居民家庭是否贫困的标准将不再适用，亟需研究制定新时期的相对贫困标准和贫困瞄准机制，这是新时期识别相对贫困人口、采取贫困治理举措、评估贫困治理成效的前提，对新时期解决好相对贫困问题具有重要的现实意义。

二、文献综述

（一）贫困定义与标准的演变

贫困有绝对贫困和相对贫困之分。绝对贫困的概念主要有基于“生计维持”和“基本需要”两种。基于“生计维持”的绝对贫困概念最早由英国学者 Rowntree（1901）提出，他认为，一个家庭处于贫困状态指其收入不足以维持最低生计条件，例如食物、衣着、住房和其他生活物品，满足这一最低生计条件所需要的货币数量就是贫困线。后来，学者们认为，人是需要扮演各种角色的社会存在，不仅需要维持衣食住等最低生计，还有其他社会需要。基于“基本需要”的绝对贫困概念由此出现，国际劳工组织在 1976 年世界就业问题会议上指出，人的基本需要除包括维持生计的最低需要，还包括由社区提供并面向整个社区的基本服务，例如健康、教育、安全饮水、公共环境卫生、公共交通和娱乐设施等非食物需要（转引自 Wagle, 2005）。长期以来，世界主要国家和有关国际组织将食物需要和非食物需要简单折算为货币数量，即为绝对贫困线。例如，美国的绝对贫困线为满足人们最低基本需要所需的货币数量，包括食物支出和非食物支出，其中，非食物支出约占 2/3。世界银行的国际绝对贫困线也是满足基本生活需要的标准，这个标准最初为 1990 年的每人每天 1 美元（1985 年购买力平价），2008 年根据世界上最贫穷的 15 个国家的贫困线均值调整为每人每天 1.25 美元（2005 年购买力平价），2015 年的标准基于 2011 年购买力平价进行调整计算，为当前每人每天 1.9 美元（World Bank, 2018）。

20 世纪 60 年代，发达国家基本消除了绝对贫困，但贫富差距问题开始凸显，于是出现了相对贫困的概念。美国经济学家 Galbraith（1958）曾指出，一个人是否贫困不仅取决于其自身收入水平，还取决于其他人拥有多少收入，如果其他人收入水平在增加，那么，这个人即使收入水平不变，也会感

^①资料来源：习近平：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content_5234876.htm。

^②资料来源：《中国共产党第十九届中央委员会第四次全体会议公报》，http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/31/content_5447245.htm。

到比以前贫困。最早明确提出相对贫困概念和使用相对贫困标准的是美国经济学家 Fuchs (1967), 他认为, 相对贫困是以社会平均生活状况来衡量的, 如果一个人或一个家庭的生活状况比社会平均水平低到一定程度, 就可以认为他们处于贫困状态; 他提出用平均收入的 50% 作为相对贫困标准。尽管这一标准并未在美国实行, 但为后来欧盟和经济合作与发展组织的成员国设置相对贫困标准提供了参考。Townsend (1979) 系统提出了相对贫困理论, 强调在正常生活水平基础上以社会正常群体为参照, 处于平均收入水平之下的即为相对贫困人口。目前, 国际上相对贫困标准的制定主要以收入贫困为核心, 通常将收入中位数或平均数的一定比例划定为相对贫困线, 比较有代表性的是欧洲国家普遍采取的人均可支配收入中位数的 60% 或 50% (World Bank, 2018), 大致相当于平均收入的 50% 或 40% (World Bank, 2017)。

与把“收入低下”作为贫困判断标准不同, 阿马蒂亚·森贫困理论的核心思想是“可行能力”。Sen (1999a, 1999b) 认为, 收入或消费水平低只是贫困的一种结果, 并不能成为贫困的真实状态, 贫困的标准应该是个人福祉的高低, 而个人福祉以能力为保障, 贫困的原因就是能力匮乏。“可行能力”是人有可能实现的、各种可能的功能性活动, 包括免于饥饿、免于疾病、享受教育等的功能, 这些功能的丧失既是贫困的表现, 又是贫困产生的原因。Sen 对贫困的阐释实现了从收入视角到能力视角的转变, 并将贫困测量标准扩展到包括获得食物、饮用水、住房、教育、健康和卫生设施等基本能力的多维视角。World Bank (2001) 认为, 贫困是福祉存在缺失的状态^①, 不仅指收入匮乏, 还包括健康和受教育水平低、面临风险时具有脆弱性以及不能表达自身需求和遇事无能为力的状态。联合国开发计划署则采用多维贫困指数来测量全球贫困状况, 多维贫困指数包括健康、教育和生活标准三个维度上的十项指标, 能反映贫困个体或家庭在不同维度上的贫困程度 (World Bank, 2017)。可见, 世界银行的贫困定义和联合国开发计划署的贫困测量标准更多接受了 Sen 的观点。

(二) 国内相对贫困标准研究

关于相对贫困标准的制定, 国内学术界已有了一些研究成果, 主要可以分为三大类。第一类研究主张向国际标准看齐, 即采用“收入比例法”确定相对贫困标准。多数建议以农村居民人均可支配收入中位数的 40% 作为相对贫困标准, 并按一定周期进行调整 (邢成举、李小云, 2019; 叶兴庆、殷浩栋, 2019); 也有学者认为要统筹城乡贫困治理, 并建议分别以城镇和农村居民人均可支配收入中位数的 40% 作为城镇与农村的相对贫困标准 (孙久文、夏添, 2019; 沈杨杨、李实, 2020); 周力 (2020) 考虑了家庭规模和人口结构, 建议将根据家庭规模进行加权计算的家庭人均收入低于全国居民人均收入中位数 50% 的状况界定为相对贫困。第二类研究主张采用多维相对贫困标准。例如, 王小林、冯贺

^①国外学者通常采用“deprivation”这一词来描述多维贫困的程度, 国内学者往往将其翻译为“剥夺”。而“deprivation”有缺乏、丧失、剥夺等多个含义。“剥夺”一词存在明显的道德判断, 暗示贫困都是别人造成的, 是被外界剥夺的结果。实际上, 贫困既有内因, 也有外因, 并不都是外部因素导致的, 更不都是别人剥夺的结果。本文采用“缺失”一词更符合实际状况, 不预设道德判断。家庭在某一维度 (指标) 上存在缺失即在这一维度 (指标) 上没有达到临界值, 也即在这一维度 (指标) 上处于贫困状态。

霞（2020）指出，2020年后中国的相对贫困标准没必要与国际接轨，应根据实际情况采用多维相对贫困标准，并提出了包括经济、社会发展、生态环境三个维度多项指标的指标体系；马秋华等（2018）认为可以结合“两不愁、三保障”脱贫标准，制定出包含收入、健康、教育、居住条件、医疗卫生、生态环境等多个维度的多维贫困标准，其中的收入标准以居民人均可支配收入中位数的50%为限。第三类研究则建议在绝对收入贫困线的基础上提高收入标准。例如，魏后凯（2018）建议2020年后中国的贫困线向每天3.2美元的高贫困线看齐；林万龙、陈蔡春子（2020）从满足基本生活需求的视角，提出了低限贫困标准和高限贫困标准，其中，前者要确保高于“两不愁、三保障”的基本需求，后者要确保满足人们对八大类商品和服务的基本需求。此外，还有学者提出了组合式的贫困标准。例如，檀学文（2020）建议针对不同收入层次的群体以及对应目的和措施的不同，建立一个包括兜底型贫困标准、数值型相对贫困标准、比例型相对贫困标准、多维贫困标准和共享繁荣指标的多元相对贫困标准体系。

上述已有相关研究虽尚未就相对贫困标准的制定达成共识，但仍有一定的现实指导意义，也为本文提供了重要的理论基础。通过梳理，笔者发现，现有研究还存在一些不足之处：一是学者们对相对贫困标准的探讨多为相对贫困问题研究中的一部分，而不是专门研究，缺乏系统性；二是学者们在提出相对贫困标准时，多借鉴国际经验，与中国现实情况的结合不够深入；三是多数研究停留在对相对贫困标准的大体设想层面，缺乏数据支撑。基于已有研究，本文试图做出以下贡献：第一，结合对中国现实情况的考量，提出多维相对贫困标准的可行方案，并设计多维相对贫困的测量维度与指标体系；第二，利用具有全国代表性的2018年中国住户收支与生活状况调查（简称中国住户调查）数据测算和分析相对贫困人口的规模、分布和群体特征等，为本文相关研究提供数据支撑，并在此基础上提出有据可循的贫困瞄准机制。

三、相对贫困的标准

（一）相对贫困问题的现实考量

现行标准下农村贫困人口全部脱贫这一阶段性目标实现后，中国将逐步迈入相对贫困治理的新时期。站在新的历史起点上，从实现第二个百年奋斗目标出发，重新定义贫困并解决新时期的贫困问题对全面建成社会主义现代化强国具有重要意义。本文这部分将从顺应贫困性质转变、统筹城乡贫困治理、实现国家反贫困目标以及接轨国际贫困标准四个方面对中国的现实贫困状况进行深入分析，以期科学、合理地理解中国的相对贫困问题。

1. 顺应贫困性质转变的考量。自20世纪80年代中期进行扶贫开发开始，中国政府的扶贫目标是满足人们以“吃、穿、住”为特征的基本生存需要，贫困标准采用“收入贫困”的单一标准；2010～2020年，中国贫困标准扩展到“两不愁、三保障”及人均纯收入高于贫困线等多个维度（孙久文、夏添，2019）。全面建成小康社会后，贫困群体以“两不愁”为主的生存型贫困问题基本得到解决，但随着社会主要矛盾的变化，人民群众包括贫困群众美好生活的需要日益广泛，不仅追求温饱与生存，而且追求更高层次的发展与共享，尤其是教育、医疗、就业、社会保障等基本公共服务方面的需求进一

步快速增长。然而，贫困地区的基础设施和公共服务水平仍然落后，社会保障水平不高；贫困群体人力资本不足，缺乏参与市场的机会与能力。受自然、历史、体制等多方面因素的影响，发展不平衡不充分所导致的以基本可行能力不足为主要表现的发展型贫困问题逐渐凸显出来，成为全面建成小康社会后中国相对贫困问题的重要表现。

2. 统筹城乡贫困治理的考量。在制度性和结构性要素的共同作用下，中国的贫困人口主要分布在农村，贫困问题总是与农村相连，贫困治理也主要面向农村贫困人口。在城镇，既没有统一的贫困标准和准确的贫困统计数据，也没有牵头部门专门负责贫困治理，更没有综合性的贫困治理措施，低保是城镇贫困治理的最主要方式。但随着城乡人口结构的变动，城镇贫困问题已不容忽视。一方面，城镇潜在贫困人口规模较大。根据国家统计局数据，2019年全国城镇居民享受低保的人口为861万人，并且，由于各地城镇低保标准差异明显以及流动人口因受户籍限制而没有被城镇低保覆盖，城镇贫困人口规模可能被低估。另一方面，随着城镇化的推进，大量农村人口向城镇转移，使得城乡贫困问题联系紧密。根据国家统计局数据，2019年末中国常住人口城镇化率为60.60%^①，预计到2030年城镇化率将达到70%，2050年将达到80%左右^②，基本达到发达国家的平均水平。在农村人口不断向城镇聚集的背景下，受城镇生活成本大幅提高、就业增收缺乏稳定性以及未能充分平等享受城镇基本公共服务和社会保障等多方面因素的影响，一部分流入城镇、生活开支主要发生在城镇的转移人口可能面临较高的贫困风险，存在显著提高城镇贫困发生率的可能。因此，全面建成小康社会后，中国的贫困问题不只存在于农村，而是农村贫困和城镇贫困并重，应统筹解决。

3. 实现国家反贫困目标的考量。贫困的界定以及贫困标准的设定要从贫困治理的目标出发。虽然国家层面尚未出台全面建成小康社会后的贫困治理目标，但从一系列重大发展战略中可以探寻国家新时期的贫困治理目标。党的十九大报告提出了“两阶段”的战略布局，其中，第一阶段提出了“人民生活更为宽裕，中等收入群体比例明显提高，城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小，基本公共服务均等化基本实现，全体人民共同富裕迈出坚实步伐”^③等发展目标。党的十九届四中全会提出要建立解决相对贫困的长效机制，并提出“必须健全幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶等方面国家基本公共服务制度体系”^④。这都为新时期的贫困治理目标做出了指引：既要提高相对贫困群体的收入水平，降低收入分配的不平等程度，又要提高相对贫困人口基本公共服务的可获得性和利用率（汪三贵、胡骏，2020）。由此可见，全面建成小康社会后，缩

^①数据来源：《中华人民共和国2019年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-02/28/content_5484361.htm。

^②数据来源：潘家华、单菁菁，2019：《中国城市发展报告No.12：大国治业之城市经济转型》，北京：社会科学文献出版社。

^③资料来源：习近平：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content_5234876.htm。

^④资料来源：《中国共产党第十九届中央委员会第四次全体会议公报》，http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/31/content_5447245.htm。

小差距、均衡发展将是今后一个时期中国贫困治理的主要目标。

4. 接轨国际贫困标准的考量。目前，国际上相对贫困的概念主要在发达国家和少数发展中国家使用，相对贫困标准的制定主要以收入贫困为核心，通常为收入中位数或平均数的一定比例。这种相对贫困标准在城镇化进程基本完成、基本公共服务均等化水平比较高、相对贫困主要表现为收入差距且社会保障机制相对完善的发达国家是比较适用的（王小林、冯贺霞，2020）。但对像中国这样城镇化进程尚未完成、区域发展不均衡的发展中国家而言，相对贫困不仅是收入分配不平等的问题，教育、医疗、社会保障等非收入维度的发展差距也是相对贫困产生的重要原因。若仅考虑收入差距，就难以全面反映贫困的真实状态，也无法识别在非收入维度陷入相对贫困的群体，甚至可能出现以下状况：在相对收入贫困线固定几年不变的情况下，表面上相对贫困人口在减少，但实际差距在扩大、真实贫困人口在增加。在精准扶贫阶段，中国的贫困标准就已经不仅仅局限于收入贫困，而是在划定绝对收入贫困线的基础上，统筹考虑了“两不愁、三保障”等多个维度。多维贫困标准的确定也为向贫困人口提供瞄准率更高、效果更好的分类干预措施提供了指导。因此，全面建成小康社会后，中国仍需避免采取单一维度（收入）的相对贫困标准，可在借鉴国际通行的收入相对贫困标准的基础上，结合新时期相对贫困的性质和贫困治理的目标，延续精准扶贫阶段“一维划线，多维识贫”的做法，制定合理、可操作性强、有政策指导意义的多维相对贫困标准。

（二）相对贫困标准的可行方案

全面建成小康社会后，中国可以设定一个包括收入维度和以基本公共服务为主要内容的非收入维度的多维相对贫困标准。其中，收入作为衡量贫困的传统指标，仍将是多维相对贫困标准中的一个重要维度，相对收入贫困线的设定仍极为关键；非收入维度能体现人民群众包括贫困群众日益增长的美好生活需要，是对收入维度的有效补充，也是今后缓解相对贫困重点要考虑的方面。

1. 多维相对贫困标准的设计方案。以促进人民增收、缩小发展差距、促进基本公共服务均等化等为目标，这一方案力求设置能够反映新时期相对贫困状况的相关指标。指标的选取立足中国实际，遵循科学性、有可操作性和政策指导性等原则，着重突出相对贫困人口发展需求的差异性和可比性。同时，借鉴国内外机构、专家的相关经验并考虑数据可得性，笔者设置了包括6个维度11个指标的指标体系（见表1）来反映贫困的多维相对性和差异性特征。具体来说，收入一直是全球使用最为广泛的衡量贫困的传统维度，在相对贫困指标体系中仍占有重要地位。在非收入贫困方面，考虑到人民日益增长的美好生活需要，在教育和健康保障的基础上，需纳入就业、社会保障和生活环境等主要反映基本可行能力并有利于缩小差距、促进社会平等的因素。其中，就业和社会保障对降低贫困发生风险具有重要作用，尤其是城镇化进程中流动人口面临着收入不稳定、社会保障排斥等问题，增加了贫困的发生概率。在生活环境维度，设置耐用品、信息获取、卫生厕所、炊用能源和垃圾处理5个指标。其中，耐用品表征一个家庭的资本积累状况，能够反映家庭摆脱贫困的能力（王素霞、王小林，2013）；信息获取表征对外联系的便捷程度，是数字经济和知识经济时代人们的重要需求（王小林、冯贺霞，2020）；而推动形成绿色发展方式和生活方式是贯彻绿色发展理念的必然要求，也是实现乡村振兴战略中“生态宜居”目标的要求，对于提高人民群众的生产生活质量具有重要意义，因此，把卫生厕所、

炊用能源和垃圾处理等生态环境指标纳入多维贫困指标体系也十分必要。

在指标临界值的设置上,根据消除绝对贫困后中国城乡贫困的实际情况,参考相关研究(王小林、Alkire, 2009; 郭君平等, 2018), 本文尽量避免将临界值设置得过高或过低, 以基本顺应由绝对贫困标准转向相对贫困标准的形势需要。例如, 将教育指标的临界值设置为略高于当前“义务教育有保障”的绝对贫困标准, 按照“普及高中教育”的发展方向来设置; 社会保障方面, 在脱贫攻坚阶段“基本医疗有保障”目标的基础上, 纳入养老保险指标, 以适应老龄化社会的到来; 其他指标临界值的设置也都能较恰当地反映当前的贫困形势以及贫困群众的发展需要。在各维度和各指标的权重确定上, 同联合国开发计划署与牛津大学贫困与人类发展研究中心开发的全球多维贫困指数以及大部分相关研究的做法一致, 本研究采用对各维度和维度内各指标等权重赋权法, 这种做法虽然具有一定的主观性, 但易于理解。

表 1 多维相对贫困的维度、指标、临界值和权重

维度 (权重)	指标 (权重)	临界值
收入 (1/6)	人均可支配收入 (1/6)	家庭人均可支配收入低于相对收入贫困线
教育 (1/6)	受教育情况 (1/6)	家庭成员中至少有 1 人未上过学且无人上过高中
健康 (1/6)	健康状况 (1/6)	家中至少有 1 人残疾 ^a 或生活不能自理或不健康但生活能自理
就业 (1/6)	失业情况 (1/6)	家中劳动力至少有 1 人失业
社会保障 (1/6)	医疗保险 (1/12)	家中至少有 1 人没有参加任何医疗保险
	养老保险 (1/12)	符合参保条件的家庭成员中至少有 1 人没有参加任何养老保险
生活环境 (1/6)	耐用品 (1/30)	家中没有家用汽车且下列资产的拥有量不超过 3 项: 摩托车(助力车)、洗衣机、电冰箱(柜)、彩色电视机、空调、热水器、计算机
	信息获取 (1/30)	家中未接入任何有线电视网或互联网
	卫生厕所 (1/30)	非卫生厕所或非本户独用厕所
	炊用能源 (1/30)	主要使用柴草或煤炭而非电能、液化气、天然气等清洁能源
	垃圾处理 (1/30)	所在村庄或社区垃圾不能集中处理

注: a 基于数据可得性, 残疾专指持有残疾人证的情况。

2. 相对收入贫困线的设定方案。相对收入贫困线的确定, 可以借鉴国际惯用的收入比例法。这种方法简单易行、节省成本, 只要获知城镇与农村居民人均可支配收入的中位数或平均数便可计算, 也能较好地找出低收入群体, 体现特定时期社会对公平正义的追求(沈杨杨、李实, 2020)。另外, 本文建议采用居民人均可支配收入的中位数而非平均数的一定比例来计算相对收入贫困线, 其原因主要是: 平均数易受极端值影响, 用它的一定比例来计算容易得出较高的相对收入贫困线, 而中位数通常更具代表性。

用收入比例法确定相对收入贫困线最重要的事项是确定一个合适的比例值。这一比例值的确定, 意味着相对贫困人口规模的确定。比例值设置得高, 相对贫困人口规模相应就大, 同时意味着贫困治理的压力也大; 比例值设置得低, 相对贫困人口规模相应就小, 容易造成对贫困群体覆盖不足的问题。因此, 比例值的确定要符合实际情况, 既不给财政造成巨大压力, 又能客观反映相对贫困人口规模。

国际惯用的比例值主要是根据经济社会发展水平较高的发达国家的统计数据和贫困状况确定的，设置得较高，一般为 50%~60%（唐钧，1997）。相比于发达国家，中国的经济社会发展水平还有较大差距，现行扶贫标准（约每人每天 2.3 美元）仅高于世界银行公布的低收入国家的极端贫困线（每人每天 1.9 美元），与中等偏下收入国家的贫困线（每人每天 3.2 美元）和中等偏上收入国家的贫困线（每人每天 5.5 美元）仍有距离。也就是说，虽然中国消除了绝对贫困，但这个绝对贫困标准相当于极端贫困的标准，脱贫人口的收入水平仍然相对较低，如果在相对贫困初期阶段机械地套用国际惯用比例值，相对收入贫困线就会定得过高，将造成规模庞大的相对贫困群体出现，给财政造成巨大压力。而与消除绝对贫困的“底线”目标不同，缓解相对贫困是一项长期任务，不适宜采取短期超常规举措。根据上述分析，结合考虑国内外机构、专家在收入比例值设定方面的经验和建议，本文分别设置 30%、40%、50%和 60%四个比例值，采用 2018 年中国住户调查数据计算相对贫困发生率，预估相对贫困人口规模，进而结合考虑相对贫困测量结果和基本国情，确定一个合适的比例值，得到相对收入贫困线。

国际上，一个国家或地区通常采用城乡统一的相对收入贫困线，即全国一条线。但从中国的现实情况看，城乡二元经济结构的长期存在导致城乡居民收入差距较大。以人均可支配收入的 40%为例，2018 年全国居民的这一数值为 9734.4 元，不仅高于农村 20%低收入组的人均可支配收入（3666 元），甚至高于 20%中等偏下收入组的人均可支配收入（8508 元），但远低于城镇 20%低收入组的人均可支配收入（14387 元）^①。因此，在城乡居民收入差距较大的情况下，若城镇与农村采用同一条相对收入贫困线，容易导致两方面后果：一是绝大部分相对贫困人口将集中在农村，城镇相对贫困人口所占比例极小，难以反映日益严峻、亟需关注的城镇内部的收入差距和相对贫困问题；二是农村相对贫困人口规模将比较大，会给地方财政带来较大压力。因此，在城乡差距仍然较大、社会主义现代化尚未实现的前提下，中国城镇与农村尚不具备采用同一条相对收入贫困线的现实条件。在相对贫困初期阶段，统筹城乡贫困治理可以统一计算方法而不宜采用同一标准，即应采用城镇与农村居民人均可支配收入中位数的相同比例来分别计算各自的相对收入贫困线，将城乡贫困问题置于各自群体内部来解决。随着城乡居民收入差距不断缩小，到社会主义现代化基本实现时，最终全国才能采用同一条相对收入贫困线。

3. 相对贫困标准的调整方案。相对贫困标准并非一直固定不变，而要根据经济社会发展水平和贫困形势的变化及时调整。在相对收入贫困线的动态调整方面，本文认为可以有以下两种思路：一是在一段时间内（例如五年）固定比例值，每年根据上一年城镇与农村居民人均可支配收入的中位数调整下一年的相对收入贫困线，然后循序渐进地提高比例值，最终接近或达到发达国家的相对贫困标准，贫困治理成效则通过相对贫困人口的收入增长幅度来体现；二是在一段时间内（例如五年）固定相对收入贫困线，每年根据物价指数进行调整，然后循序渐进地提高比例值，最终接近或达到发达国家的相对贫困标准，贫困治理成效则通过相对贫困人口的减少幅度来体现。在非收入指标的动态调整方面，要根据贫困形势的不断变化，按照“能够合理反映相对贫困群体同社会平均水平之间的适度差异”这

^①国家统计局（编），2019：《中国统计年鉴 2019》，北京：中国统计出版社。

一原则（潘文轩、阎新奇，2020），对维度、指标以及临界值等进行增减、修正和完善，从而更好地识别相对贫困人口、指导贫困治理实践。例如，随着经济的增长和生活水平的提高，赋权增能、社会安全以及心理和主观福利等因素也可能会逐渐成为相对贫困维度的有效补充（Alkire，2007）。

四、相对贫困的测量

（一）数据来源

本研究的数据来源于 2018 年中国住户调查。该调查每年进行一次，以省级单位为总体，采用分层、多阶段、与人口规模成比例的概率抽样方法，通过随机抽取住宅来确定样本户。主要调查内容包括：样本户家庭成员的基本信息、收入和消费情况以及就医、就业、社会保障参与、生活条件等。该住户调查覆盖全国 31 个省（区、市）的 1800 个县（市、区），具有全国和分省代表性，能够详细反映城乡居民的生产和生活状况，因此，该调查数据具有极高的权威性和可靠性。尤其重要的是，样本户的收入和消费状况有关数据采用记账方法收集，这是其他所有微观住户调查均不具备的优势。受数据可得性限制，本文采用的是 2018 年 15 个省（区、市）330 个县（市、区）的住户调查数据。这 15 个省（区、市）覆盖了中国东部、中部、西部三大区域的主要省份，同样具有全国代表性。样本总数为 20665 户 70437 人，其中，城镇样本 12702 户 40476 人，农村样本 7963 户 29961 人。各省（区、市）样本户的分布情况如表 2 所示。

表 2 2018 年中国住户调查 15 省样本户的分布情况 单位：户

省份或地区	城镇	农村	省份或地区	城镇	农村	省份或地区	城镇	农村
北京市	1056	220	山西省	944	407	内蒙古自治区	657	383
江苏省	1071	596	安徽省	798	498	重庆市	684	334
山东省	901	675	河南省	1001	858	四川省	930	694
广东省	1339	518	湖北省	828	615	云南省	430	556
辽宁省	921	399	湖南省	721	646	甘肃省	421	564
东部地区	5288	2408	中部地区	4292	3024	西部地区	3122	2531

（二）测量方法

1. FGT 贫困指数。FGT 贫困指数是 Foster et al.（1984）提出的通用贫困指数。假设第 i 个个体收入为 y_i ，贫困线为 Z ，样本数为 N ，则 FGT 贫困指数的表达式为：

$$P_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} I(y_i < z) \quad (1)$$

（1）式中，当 $\alpha = 0$ 时， P_0 表示贫困发生率，测量贫困的广度；当 $\alpha = 1$ 时， P_1 表示贫困缺口指数，测量贫困的深度；当 $\alpha = 2$ 时， P_2 表示贫困强度指数，反映贫困人口内部的不平等程度。 $I(\cdot)$ 是正函数，当 $y_i < z$ 时， $I(\cdot) = 1$ ，反之， $I(\cdot) = 0$ 。 α 是贫困厌恶系数， α 越大，表示贫困程度越深的人在贫困指数中的权重越大。本研究中主要关注贫困发生率 P_0 。

2. 多维贫困指数。AF 方法是 Alkire and Foster (2007; 2011) 基于 FGT 指数提出的, 是目前国际上应用比较广泛的多维贫困测量方法, 又称“双阈值法”。该方法的核心思想包括: 一是对每个维度均设定临界值 z_j , 若个体 i 在第 j 维度的取值低于或高于临界值^①, 则该个体在此维度上存在缺失; 二是设定多维贫困的临界值 k , 在考虑个体 i 在每个维度上的缺失状况以及各维度权重的基础上, 计算该个体加总的维度缺失状况 $c_i(k)$, 若 $c_i(k) \geq k$, 则视第 i 个个体为多维贫困者。AF 方法设定各维度权重相等、维度内各指标权重相等。在识别出多维贫困者后, 便可按照人头数量计算多维贫困发生率:

$$H = \frac{q}{N} \quad (2)$$

(2) 式中, q 为多维贫困人口数, N 为样本总人口数。由于多维贫困发生率对穷人缺失维度的增加并不敏感, 为了克服这一缺点, Alkire and Foster (2007) 提出了基于 FGT 指数调整的多维贫困指数 M_0 , 表达式为:

$$M_0 = HA \quad (3)$$

(3) 式中, H 表示贫困发生率, 即贫困的广度; A 表示贫困人群的平均缺失份额, 即多维贫困群体缺失维度总数占多维贫困群体总维度数的比例, 可以理解为贫困深度。因此, 多维贫困指数 M_0 便为贫困发生率 H 由平均缺失份额 A 调整后得到。多维贫困指数可以按照省份、维度(指标)等因素进行分解, 以测算不同省份、不同维度(指标)对多维贫困指数的贡献率(王小林、Alkire, 2009)。本研究将按维度(指标)进行分解以考察各维度(指标)对多维贫困指数的贡献率, 从而回答贫困人口“因何贫困”的问题。 j 维度(指标)对多维贫困指数 M_0 贡献率的计算公式为:

$$R_j = \frac{h_j}{N} \times \omega_j \times \frac{1}{M_0} \quad (4)$$

(4) 式中, h_j 表示多维贫困状态下 j 维度(指标)的贫困发生频数, ω_j 表示 j 维度(指标)的权重。

(三) 测量结果分析与讨论

1. 相对收入贫困线与贫困发生率。为了确定一个合适的比例值, 本文分别采用城镇样本和农村样本按照居民人均可支配收入中位数的不同比例计算相对收入贫困线与相对贫困发生率, 并对相对贫困人口规模进行预估。

根据表 3 中的测算结果, 本文认为, 在相对贫困初期阶段, 相对收入贫困线进行城乡分设并采用人均可支配收入中位数的 40% 这一比例值是合适的。主要依据是: 第一, 能与现行绝对收入贫困线实现平稳过渡。从绝对贫困治理转向相对贫困治理的过程中, 前后的收入贫困标准不宜差距过大。根据计算得到的农村相对收入贫困线结果, 与当前绝对收入贫困线相比, 按人均可支配收入中位数 30% 计

^①对于“收入”之类的指标, 是“低于临界值”; 但对于一些“逆指标”, 例如表 1 中的教育、就业、健康、社保等, 则是“高于临界值”。

算得出的相对收入贫困线略低，按 50%和 60%计算得出的相对收入贫困线略高，而按 40%这一比例值计算得出的相对收入贫困线比较合理，为当年绝对收入贫困线的 1.69 倍，是相对贫困初期阶段最合适的选择。第二，能与农村低保平均标准实现有效衔接。“按照国务院要求，凡是农村低保标准低于国家扶贫标准的地方，要逐步提高低保标准，确保到 2020 年所有地方的农村低保均达到国家扶贫标准”^①。从现实情况看，各地低保标准的提高速度远高于国家扶贫标准的增长速度，到 2018 年底，全国所有省份农村低保的平均标准均已高于国家扶贫标准（林万龙、陈蔡春子，2020）。计算结果显示，2018 年全国农村低保的平均标准（4833.4 元）^②相当于样本农村居民人均可支配收入中位数（12658 元）的 38%。因此，将相对贫困初期阶段的相对收入贫困线设置为人均可支配收入中位数的 40%，能为贫困线与低保线实现“两线合一”提供条件。第三，能使相对贫困发生率处于合理水平。目前，在相对贫困标准比较有代表性的欧盟国家，相对收入贫困线一般能覆盖占总人口 15.5%~16.5%的贫困人口。对于中国而言，经济社会发展水平以及社会保障体系与欧盟国家仍有差距，考虑到财政支付能力以及帮扶广度与帮扶力度间的平衡，将人均可支配收入中位数的 40%设置为相对收入贫困线从而覆盖 10%~15%的城乡贫困人口是相对贫困初期阶段的最优选择，由此估算出城镇与农村相对贫困人口规模分别约为 9000 万人和 7000 万人。需要说明的是，以上利用可获得的 2018 年中国住户调查子样本数据计算得到的城镇与农村居民人均可支配收入中位数略低于国家统计局公布的相应数据，由此估算出的相对贫困发生率和相对贫困人口规模可能会略低于实际水平。

表 3 不同相对收入贫困线下的相对贫困发生率和相对贫困人口规模估计

人均可支配收入中位数的不同比例	城镇				农村			
	贫困线（元）	与当年城镇低保平均标准的倍数关系	贫困发生率（%）	贫困规模（万人）	贫困线（元）	与当年农村绝对收入贫困线的倍数关系	贫困发生率（%）	贫困规模（万人）
30%	9713	1.40	6.11	5080	3797	1.27	7.28	4106
40%	12951	1.86	11.12	9245	5063	1.69	12.78	7208
50%	16189	2.33	18.04	14998	6329	2.11	19.13	10790
60%	19427	2.79	26.21	21790	7595	2.54	25.93	14625

注：2018 年城镇低保平均标准为 6956 元/人/年，2018 年农村绝对收入贫困线为 2995 元。相对贫困人口规模分别以《中国统计年鉴 2019》（国家统计局编，中国统计出版社出版）中 2018 年城镇与农村常住人口数量乘以相对贫困发生率计算得出，其中，城镇常住人口为 83137 万人，农村常住人口为 56401 万人。

为了验证城镇与农村分别设置相对收入贫困线的合理性，本文接下来将城乡居民样本视为整体，对城镇与农村使用同一条相对收入贫困线进行相关测算，结果如表 4 所示。根据测算结果，若全国采用同一条相对收入贫困线，在人均可支配收入中位数的不同比例下计算得到的农村相对贫困发生率较

^①资料来源：《民政部：2020 年农村低保要提高至国家扶贫标准》，<http://news.cctv.com/2016/10/25/ARTIhE0sAfY4z0qfNgCKytm161025.shtml>。

^②数据来源：《2018 年民政事业发展统计公报》，<http://www.mca.gov.cn/article/sj/tjgb/201908/20190800018807.shtml>。

高、相对贫困人口规模较大，且远超过城镇相应水平。这表明，如果城镇与农村采用同一条相对收入贫困线，绝大多数相对贫困人口将集中于农村地区且规模较大，贫困分布将极不均匀；并且，此时按照人均可支配收入中位数的不同比例估算出的相对贫困人口规模均远大于城乡分设相对收入贫困线时城镇与农村相对贫困人口规模之和，容易给财政造成巨大压力。以上测算结果再次说明，在相对贫困的初期阶段，全国采用同一条相对收入贫困线的条件尚未成熟，城镇与农村分别设置相对收入贫困线具有合理性。

表 4 全国采用同一条相对收入贫困线时的相对贫困发生率和相对贫困人口规模估计

人均可支配收入 中位数的不同比例	贫困线 (元)	相对贫困发生率(%)			相对贫困人口规模(万人)		
		全国	城镇	农村	全国	城镇	农村
30%	6877	10.88	2.87	21.71	15183	2383	12244
40%	9169	17.84	5.36	34.70	24898	4459	19572
50%	11461	25.10	8.58	47.42	35023	7133	26743
60%	13753	32.24	12.72	58.60	44981	10578	33049

2. 单一指标贫困情况分析。在测量多维贫困之前，本文首先测算了城镇与农村居民在单一指标上的贫困发生率。结果（见表 5）发现：

第一，从全国层面来看，城镇居民单一指标贫困状况中比较突出的几个方面是就业、养老保险、收入、卫生厕所、医疗保险、健康状况，这些是相对贫困初期阶段贫困治理需要考虑的主要方面。城镇居民在教育、耐用品、信息获取、炊用能源和垃圾处理 5 个指标上的缺失程度相对较轻，即在这 5 个方面没有达到临界值的城镇家庭所占比例相对较低；农村居民在除医疗保险指标外的其余各指标上的贫困发生率均为 10% 以上，尤其是卫生厕所、清洁炊用能源使用率较低，就业和养老保险保障较差，但在医疗保险方面的贫困发生率仅为 2.97%，这体现了绝对贫困阶段“基本医疗有保障”工作的减贫效果。

第二，分区域来看，不同区域之间存在差异，中部和西部地区城镇居民在就业、养老保险、收入、卫生厕所和健康状况 5 个指标上的缺失程度比较严重，东部地区城镇居民主要在就业、养老保险和医疗保险方面的缺失程度较重；中部和西部地区农村居民的单一指标贫困情况同全国层面的有关情况一致，在除医疗保险指标外的其余各指标上的贫困发生率均高于 10%，东部地区农村居民在就业、卫生厕所、炊用能源、养老保险、健康等方面的缺失情况较重。

第三，从收入维度来看，无论是城镇居民还是农村居民，经济发展水平较低的西部地区的贫困发生率都最高，其次为中部地区，经济发展水平较高的东部地区的贫困发生率最低，说明收入维度的贫困发生率存在空间分布差异。

第四，从非收入维度来看，不同区域之间的差异较大，东部地区城镇与农村居民在就业及医疗保险指标上的缺失程度均高于中部和西部地区，西部地区城镇居民在养老保险方面的保障程度明显低于中部和东部地区，并且西部地区农村居民在生活环境维度以及收入、健康、教育与养老保险等指标上的缺失情况均比东部和中部地区更严重。

表 5 在各维度和指标上的贫困发生率及分布情况 单位: %

维度(指标)	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
收入	11.12	12.78	7.37	8.05	13.42	11.03	13.93	18.92
教育	3.74	12.06	3.70	9.11	3.98	11.90	3.46	14.81
健康	9.81	16.68	8.65	13.44	10.24	15.78	11.09	20.56
就业	44.94	27.90	45.92	33.01	45.66	30.72	42.34	20.16
社会保障								
医疗保险	10.55	2.97	12.71	3.18	8.67	2.95	9.75	2.81
养老保险	27.67	20.52	23.91	21.98	24.70	15.83	37.95	24.74
生活环境								
耐用品	3.71	12.34	3.60	5.69	3.48	10.50	4.20	20.27
信息获取	5.29	15.19	4.15	8.48	6.11	12.74	5.95	23.89
卫生厕所	11.00	46.30	8.70	32.43	13.44	44.22	11.26	60.80
炊用能源	5.76	37.61	3.20	22.73	7.07	32.83	8.03	56.13
垃圾处理	1.63	16.19	0.84	6.14	0.72	12.51	4.20	29.24

3.多指标贫困情况分析。在测算单一指标贫困情况的基础上,本文进一步考察城乡居民在多个指标上的贫困情况,测算结果见表6。其中,c为居民贫困指标个数,例如,c=0指居民在所选取的任何指标上均不存在贫困;c=3指居民仅在3个指标上存在贫困,而不是在3个及以上指标上存在贫困。

表 6 多指标贫困发生率及其地区分布情况 单位: %

c	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
0	26.57	13.15	29.53	20.06	25.41	13.90	23.44	6.28
1	35.82	26.17	37.35	33.45	36.01	26.95	33.08	15.27
2	21.21	23.76	19.30	23.85	21.33	27.33	24.11	19.51
3	11.19	18.11	9.94	12.97	11.97	16.72	12.09	24.21
4	3.42	10.97	2.71	5.63	3.96	9.05	3.82	17.86
5	1.27	5.64	0.98	2.78	0.94	3.98	2.22	10.08
6	0.32	2.39	0.14	1.02	0.30	1.59	0.64	4.52
7	0.18	0.79	0.04	0.23	0.08	0.30	0.54	1.86
8	0.01	0.14	0.02	0.00	0.00	0.10	0.00	0.31
9	0.02	0.05	0.00	0.00	0.00	0.03	0.07	0.11
10	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00
11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

测算结果表明:第一,当c=0,即居民在所选取的任何指标上均不存在贫困时,城镇有26.57%的人口为非贫困人口,而农村的这一比例为13.15%,城镇与农村之间存在较大差距;分区域来看,东部地区的非贫困人口比例明显高于中部和西部地区,间接说明了贫困分布存在地区差异。第二,城镇居

民大多只在 1~3 个指标上处于贫困状态,农村居民大多只在 1~4 个指标上处于贫困状态,以上情况的贫困发生率均在 10%以上。第三,分区域来看,三大地区城镇居民贫困发生率均在只考虑 1 个指标时最高,且东部地区城镇居民的贫困发生率要高于中部和西部地区,说明东部地区城镇居民在只考虑 1 个指标时发生贫困的情况较多;而当 $c>1$ 时,中部和西部地区城镇居民的贫困发生率更高,说明中西部地区城镇居民的贫困程度相对更深。并且,随着指标数的增加,虽然全国和三大地区城镇居民的贫困发生率总体上呈下降趋势,但地区分布差异的结论基本一致。农村样本与城镇样本呈现的多指标贫困特征大体一致,主要区别在于中部地区农村居民在 $c=2$ 时贫困发生率最高,西部地区农村居民在 $c=3$ 时贫困发生率最高,且西部地区农村居民在 $c=5$ 时贫困程度仍然较深,贫困发生率超过 10%,说明西部地区农村居民贫困情况更严重。

4. 多维贫困测算及各维度和指标的贡献率。在进行多维贫困指数测算时,临界值 k 的选择比较关键。参考 Alkire and Santos (2010; 2014) 的研究,本文把多维贫困的临界值 k 定义为 30%,并以 k 为 20%和 40%作为参照,来测算多维贫困情况。结果(见表 7)表明:

第一,对于城镇样本,当 k 为 30%时,西部地区城镇居民多维贫困指数和平均缺失份额均高于东部地区;中部地区的多维贫困指数与西部地区相当,但贫困发生率更高而平均缺失份额更低;东部地区城镇居民的多维贫困指数、贫困发生率和平均缺失份额均为最低。当 k 为 20%或 40%时,西部地区城镇居民多维贫困指数、贫困发生率和平均缺失份额均明显高于东部和中部地区;东部地区城镇居民仅在 k 为 40%时的平均缺失份额高于中部地区,其他情况下多维贫困指数、贫困发生率和平均缺失份额均为最低。上述结果说明,西部地区是城镇居民多维贫困问题最严重的区域,中部地区次之,东部地区城镇居民多维贫困问题最轻微。

表 7 多维贫困测算结果

临界值	类别	城镇样本				农村样本			
		全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
20%	多维贫困指数	0.1026	0.0892	0.1068	0.1183	0.1372	0.1061	0.1317	0.1707
	贫困发生率(%)	32.08	28.20	33.26	36.68	43.24	34.86	42.90	50.90
	平均缺失份额(%)	31.99	31.65	32.10	32.26	31.73	30.43	30.70	33.53
30%	多维贫困指数	0.0652	0.0578	0.0701	0.0703	0.0840	0.0602	0.0765	0.1135
	贫困发生率(%)	16.44	14.94	17.74	17.03	20.38	15.07	18.72	26.93
	平均缺失份额(%)	39.64	38.67	39.49	41.24	41.24	39.95	40.88	42.15
40%	多维贫困指数	0.0322	0.0245	0.0345	0.0414	0.0507	0.0324	0.0440	0.0744
	贫困发生率(%)	6.71	5.08	7.30	8.48	10.51	6.88	9.17	15.23
	平均缺失份额(%)	48.02	48.16	47.27	48.81	48.26	47.13	48.00	48.88

第二,对于农村样本,无论 k 取何值,西部地区农村居民的多维贫困指数、贫困发生率和平均缺失份额均明显高于东部和中部地区,而东部地区的这 3 个指标值均为最低。可见,农村居民多维贫困问题最严重的区域也是西部地区,其次是中部地区,最轻微的是东部地区,呈现出与绝对贫困阶段基本相同的地区分布特征。

第三,从城乡对比来看,当 k 为30%时,全国以及东部、中部和西部地区农村居民多维贫困指数、贫困发生率和平均缺失份额均高于对应区域的城镇居民,说明农村居民多维贫困程度比城镇居民更严重。此外,无论是城镇样本还是农村样本,随着临界值 k 的增加,平均缺失份额提高,贫困发生率下降,最终导致多维贫困指数降低。这是由贫困发生率下降幅度远大于平均缺失份额上升幅度导致的(解垚,2015)。

对多维贫困指数按维度和指标进行分解,得到每个维度和指标对多维贫困指数的贡献率(见表8)。

表8 不同临界值下多维贫困指数中各维度和指标的贡献率 单位: %

维度或指标		全国			东部地区			中部地区			西部地区		
		20%	30%	40%	20%	30%	40%	20%	30%	40%	20%	30%	40%
城镇样本													
收入		15.74	18.73	22.71	12.09	14.88	20.69	17.58	20.60	23.37	17.81	21.18	23.86
教育		5.06	7.40	9.32	6.04	8.17	11.02	5.77	7.35	8.59	4.55	6.44	8.57
健康		13.08	17.37	18.16	13.21	18.03	18.63	12.84	16.80	17.90	13.22	17.29	18.01
就业		40.61	35.52	29.39	42.63	36.72	29.39	41.20	36.72	31.25	37.41	32.22	27.18
社会 保障	医疗保险	5.31	6.12	3.48	7.38	7.88	4.25	4.40	5.05	3.18	3.98	5.31	3.12
	养老保险	14.12	10.68	11.66	14.00	11.22	11.63	12.28	9.51	11.11	16.62	11.63	12.35
	合计	19.44	16.80	15.15	21.38	19.09	15.87	16.68	14.56	14.28	20.59	16.94	15.47
生活 环境	耐用品	0.83	0.69	0.92	0.88	0.59	0.82	0.79	0.69	0.86	0.82	0.83	1.08
	信息获取	1.04	0.78	0.96	0.86	0.58	0.82	1.21	0.82	0.92	1.04	0.98	1.14
	卫生厕所	2.22	1.48	1.83	1.98	1.30	1.81	2.43	1.39	1.54	2.23	1.85	2.19
	炊用能源	1.22	0.95	1.25	0.73	0.47	0.70	1.40	0.99	1.20	1.61	1.53	1.85
	垃圾处理	0.32	0.28	0.31	0.21	0.16	0.25	0.11	0.08	0.08	0.71	0.73	0.65
	合计	5.63	4.18	5.28	4.66	3.10	4.40	5.94	3.97	4.60	6.41	5.92	6.92
农村样本													
收入		14.58	15.20	16.42	11.26	12.16	11.77	12.92	14.71	15.28	17.86	16.98	18.97
教育		13.62	16.30	18.40	12.41	15.43	18.67	13.81	17.59	19.11	14.09	15.69	17.81
健康		18.63	20.96	21.52	17.92	22.77	22.88	18.20	20.63	21.51	19.40	20.40	21.01
就业		26.85	23.82	21.64	34.15	29.69	24.98	31.70	27.51	23.90	18.53	18.19	18.81
社会 保障	医疗保险	1.39	1.61	1.46	1.69	1.81	1.41	1.52	1.62	1.72	1.11	1.51	1.29
	养老保险	7.50	6.86	5.96	10.17	7.79	9.01	5.98	5.19	5.33	7.43	7.75	5.24
	合计	8.89	8.47	7.42	11.86	9.60	10.42	7.50	6.81	7.05	8.54	9.26	6.53
生活 环境	耐用品	1.87	2.01	1.90	1.12	1.16	1.24	1.69	1.66	1.80	2.42	2.69	2.22
	信息获取	2.07	1.94	1.93	1.51	1.23	1.36	1.96	1.72	1.89	2.47	2.44	2.17
	卫生厕所	6.11	4.78	4.67	5.16	3.88	4.13	5.87	4.28	4.39	6.82	5.60	5.06
	炊用能源	5.19	4.38	4.33	3.46	2.96	3.25	4.75	3.79	3.91	6.52	5.49	5.02
	垃圾处理	2.21	2.13	1.79	1.15	1.11	1.31	1.59	1.29	1.17	3.35	3.26	2.39
	合计	17.45	15.24	14.62	12.40	10.34	11.29	15.86	12.74	13.16	21.58	19.48	16.86

以 $k=30\%$ 为例,可以看出:

第一,在城镇样本中,就业维度对全国以及东部、中部、西部地区城镇居民多维贫困指数的贡献率均为最大,生活环境维度的贡献率均为最小。与全国层面的结果一致,收入维度和健康维度对中部和西部地区城镇居民多维贫困指数的贡献率分别排名第二、第三位,而对东部地区城镇居民多维贫困指数贡献率排名第二、第三位的分别为社会保障维度和健康维度。上述结果说明,就业是造成全国和各地区城镇居民多维贫困的最主要因素,收入、健康和社会保障也是造成不同地区城镇居民多维贫困的关键因素。这个结果具有明显的政策含义。全面建成小康社会后城镇贫困治理的政策目标首先应该是解决居民的就业问题,其次是不断提高居民的收入水平和社会保障覆盖率,并改善居民的健康状况。进一步分析可知,在社会保障维度中,养老保险的贡献率大于医疗保险,说明养老保险在今后的城镇贫困治理中应引起重视。在生活环境维度中,卫生厕所、炊用能源和信息获取对全国和中部、西部地区多维贫困指数的贡献率高于耐用品和垃圾处理的贡献率,而卫生厕所、耐用品和信息获取对东部地区多维贫困指数的贡献率相对更高。这说明,卫生厕所是今后城镇贫困治理中需要重点关注的指标。此外,垃圾处理对城镇居民多维贫困指数的贡献率最低,说明多数城镇居民所在社区能够对垃圾进行集中处理,但西部地区该指标的贡献率明显高于其他地区,垃圾集中处理在西部地区仍有待加强。

第二,在农村样本中,就业、健康和教育维度对全国以及东部和中部地区农村居民多维贫困指数的贡献率排在前三位,但其就业维度的贡献率水平明显低于城镇样本;对西部地区农村居民多维贫困指数贡献率排名前三位的依次是健康、生活环境和就业维度;社会保障维度对全国和各地区农村居民多维贫困指数的贡献率均为最小,体现了脱贫攻坚阶段社会保障政策的减贫效果。上述结果的政策含义是:在缓解农村相对贫困的政策措施中,健康和就业应该是政府的优先干预领域,其次是教育和生活环境相关措施;不断提高农村居民的就业水平和健康水平,改善他们的生活环境,以及朝普及12年免费教育方向发展,将对降低农村多维贫困具有重要意义。进一步分析可知,农村居民社会保障维度中养老保险的贡献率大于医疗保险,这再次说明了提高养老保障水平对于今后贫困治理的重要性。在生活环境维度中,卫生厕所和炊用能源对全国以及东部、中部、西部地区多维贫困指数的贡献率均高于垃圾处理、耐用品和信息获取的贡献率,说明农村改厕和推进清洁炊用能源使用是今后农村贫困治理中应重点关注的措施,这也是事关居民健康和绿色生态环境的重要指标。此外,西部地区还需注意解决垃圾集中处理问题。

5.小结。根据上述测算结果,可以发现,无论是单一指标、多指标上的贫困情况还是多维贫困情况,由于区域经济社会发展不均衡,相对贫困群体的空间分布差异较大。在相对贫困呈区域性特征的背景下,由于相对贫困通常是低于一定生活区域范围内平均生活水平的状态,若全国采用“一刀切”的相对贫困标准容易发生贫困对象的遗漏,尤其是在经济发展水平较高的地区,这也是部分东部省份在绝对贫困阶段根据本省实际情况自行制定高于国家扶贫标准的原因。但国家制定统一的相对贫困标准并非没有优点:一方面,有利于从整体上把握全国城镇与农村的相对贫困人口规模和分布情况;另一方面,有利于对贫困状况进行年份之间的纵向比较和地区之间的横向比较,从而有利于评估贫困治理成效。因此,对于全面建成小康社会后相对贫困标准的制定,建议对城镇与农村分别制定相对贫困

标准的基础上考虑地区差异,给予经济发达地区一定的上浮空间,以适应当地的经济发展水平,但需与国家层面相对贫困标准中的维度和指标保持统一性。具体而言,在收入维度上,经济发展水平高的地区可以根据自身实际情况适当提高人均可支配收入中位数的比例值,例如提高至45%或更高;在非收入维度上,经济发达地区可根据实际情况对临界值进行相应调整,包括各指标的临界值和多维贫困的临界值 k ,但改动不宜过大,能反映当地相对贫困群体同社会平均生活水平之间的适度差异即可。

(四) 多维相对贫困群体特征分析

1. 人口特征。表9的测算结果显示:第一,从性别特征看,城镇多维贫困人口中女性占51.20%,高于男性所占比例且高于全部人口中女性所占比例,女性的多维贫困发生率也高于男性;农村样本的性别分布不如城镇样本均匀,男性所占比例明显高于女性,因而农村多维贫困人口中的男性所占比例略高于女性,但女性群体的多维贫困发生率高于男性。上述结果说明,无论是城镇居民还是农村居民,女性多维贫困程度都高于男性。第二,从年龄特征看,无论是城镇居民还是农村居民,多维贫困人口中60岁以上人口的比例均明显高于全部人口中的相应比例,而20岁以下和20~60岁年龄组的贫困人口比例均接近或低于全部人口中的相应比例,且60岁以上年龄组的多维贫困发生率明显高于其他年龄组,说明老年人群体的多维贫困程度更严重。第三,从身体健康状况和身体残疾状况看,无论是城镇居民还是农村居民,多维贫困人口中身体不健康或残疾的人口比例均明显高于全部人口中的相应比例,且不健康者或残疾人群体的多维贫困发生率也均远高于健康者或非残疾人群体,说明不健康者和残疾人群体面临着更为严重的贫困状况。综上所述,女性、老年人、不健康者、残疾人等特殊群体是发生多维相对贫困的主要群体,今后应引起足够重视,使他们成为贫困治理政策的主要受众。

表9 多维相对贫困群体的人口特征分布 ($k=30\%$) 单位: %

分组依据	选项	城镇			农村		
		全部人口中 所占比例	多维贫困人口 中所占比例	多维贫困 发生率	全部人口中 所占比例	多维贫困人口 中所占比例	多维贫困 发生率
性别	男性	50.36	48.80	15.94	52.22	51.10	19.94
	女性	49.64	51.20	16.96	47.78	48.90	20.86
年龄	20岁以下	21.60	21.65	16.49	22.39	22.70	20.66
	20~60岁	63.09	55.60	14.49	59.99	52.24	17.75
	60岁以上	15.32	22.75	24.42	17.62	25.06	28.99
身体健康状况	健康 ^a	97.64	89.30	15.04	96.10	87.29	18.51
	不健康	2.36	10.70	74.48	3.90	12.71	66.44
身体残疾状况	残疾 ^b	1.73	6.02	57.29	2.09	6.06	59.20
	非残疾	98.27	93.98	15.73	97.91	93.94	19.55

注: a 身体健康指样本自述健康或基本健康的情况; b 残疾指持有残疾人证的情况。

2. 分布特征。在2015—2020年脱贫攻坚阶段,贫困人口主要分布在特殊类型地区(革命老区、少数民族地区、边疆地区等),这些地区主要位于经济发展水平比较落后的中西部山区。本文根据调查问卷中“住户所在村庄(社区)是否是山区”和“住户所在村庄(社区)是否是少数民族地区”将样本

进行分组，以分析多维相对贫困群体的分布特征。表 10 的测算结果表明：无论是城镇居民还是农村居民，居住在山区或少数民族地区的多维贫困人口比例均高于全部人口中的相应比例，且山区人口或少数民族地区人口的多维贫困发生率也均高于非山区人口或非少数民族地区人口，说明山区人口和少数民族地区人口的多维贫困程度更深。但是，应该注意到的是，农村样本中非山区人口与山区人口的多维贫困发生率差距小于城镇样本，非少数民族地区人口与少数民族地区人口的多维贫困发生率在农村样本中较为接近，而在城镇样本中有较大差距，说明脱贫攻坚阶段农村贫困治理政策向边远山区和少数民族地区倾斜取得了良好效果。

表 10 多维相对贫困群体的地区分布特征 ($k=30\%$) 单位：%

分组依据	选项	城镇			农村		
		全部人口中所占比例	多维贫困人口中所占比例	多维贫困发生率	全部人口中所占比例	多维贫困人口中所占比例	多维贫困发生率
地形	山区	3.13	5.66	29.76	27.21	33.03	24.74
	非山区	96.87	94.34	16.01	72.79	66.97	18.75
民族	少数民族地区	2.15	4.49	34.33	12.17	13.89	23.26
	非少数民族地区	97.85	95.51	16.05	87.83	86.11	19.98

五、相对贫困的瞄准

贫困瞄准一直是贫困治理实践的核心问题。中国自 1986 年开始实施大规模扶贫开发以来长期采用区域瞄准政策，在实施精准扶贫政策以来则转向区域和家庭瞄准并重，这符合中国的基本国情。中国政府根据贫困形势的变化，不断调整贫困瞄准机制，从县级瞄准、村级瞄准到贫困人口瞄准，不断下沉瞄准重心、提高瞄准精度（唐丽霞、刘洋，2020），这对中国取得举世瞩目的减贫成就发挥了重要作用。在农村绝对贫困人口全部脱贫、贫困县全部摘帽后，新时期开展贫困治理实践的核心问题便是如何瞄准相对贫困。缓解相对贫困需要做到普惠政策和特惠政策并重，也需要继续采取瞄准式扶贫。结合中国贫困问题的现实情况以及前文对相对贫困的测算结果，本文提出区域与个体瞄准相结合、城镇与农村瞄准相统筹以及重点领域与重点人群并重的贫困瞄准机制。

（一）区域与个体瞄准相结合

由于贫困分布具有区域性特征，以区域瞄准为重点一直是中国扶贫开发的重要特征之一。区域瞄准的最大优势是能够将有限的扶贫资源集中于落后的贫困地区，通过推动贫困地区经济增长带动贫困人口脱贫。但是，区域瞄准也存在瞄准精度有限、非贫困地区贫困人口漏出等问题。因此，进入相对贫困治理阶段，应实施区域与个体瞄准相结合的瞄准机制。其原因主要是：第一，根据前文的分析，可以看出，中国相对贫困人口的区域分布依然具有稳定性，区域性特征仍然明显，中西部地区、山区、少数民族地区等仍然是相对贫困人口的主要“聚居地”。即便脱贫攻坚消除了绝对贫困，绝对贫困治理阶段的集中连片特困地区和“三区三州”等深度贫困地区在新时期仍为欠发达地区，相对贫困问题仍然严峻。因此，相对贫困治理仍需通过推动区域高质量发展，不断缩小这些欠发达地区与其他地区的

差距（周侃等，2020）。第二，由于区域瞄准的漏出性以及致贫原因的多元化、复杂化和差异化特征，个体层面的瞄准仍不可或缺，要根据相对贫困人口的不同致贫原因，采取精准化的贫困治理措施。

（二）城镇与农村瞄准相统筹

中国现行的贫困治理体制采取的是城乡分治方式，各地专门的扶贫机构主要面向农村贫困人口开展工作，并不处理城镇贫困问题，城镇既没有扶贫专设机构，也缺乏针对性的综合扶贫举措。但是，全面建成小康社会后的相对贫困问题不再仅仅体现为农村贫困，而是包括农村贫困与城镇贫困。考虑到相对贫困初期阶段城乡居民的收入差距仍然较大，短期内不宜采取同一条相对收入贫困线，但在非收入维度上可以以建立城乡一体化的基本公共服务体系为重点，有步骤、分阶段推动医疗、教育、社会保障等内容和标准的统一，建立城乡统筹的贫困治理部门和贫困治理体系，不断补齐共同富裕的“短板”（陈志钢等，2019；黄征学等，2019）。通过将城镇与农村的相对贫困问题统筹起来考虑，能更有效、更具体地观测到城乡之间的相对差距，从而逐步精准地推动城乡基本公共服务数量和质量均等化，促进相对贫困治理目标和社会主义现代化目标的实现。此外，城镇与农村贫困瞄准相统筹还能更为有效地瞄准在城乡之间流动的贫困群体，帮助流动人口获得与所在地区居民平等的教育、医疗、养老等基本公共服务。

（三）重点领域与重点人群并重

与传统意义上的贫困定义（满足基本生存需要）不同，相对贫困更多凸显人们在合理公正的收入、平等的就业机会、公平的教育资源、优质的医疗资源、充分的社会保障、绿色的生活环境等方面的发展诉求。因此，全面建成小康社会后，要坚持多元瞄准机制，通过提供发展机会、创造发展条件、赋予发展权利等措施集中有限的资源向相对贫困的重点领域和薄弱环节倾斜，不断提高相对贫困群体在获取收入、预防和应对贫困风险等方面的能力。根据前文的测算结果，就业机会的缺乏是导致城乡贫困人口陷入相对贫困的首要因素，因此，就业保障与就业服务应成为全面建成小康社会后贫困治理的优先干预领域。同时，健康、教育和社会保障等是造成城乡居民陷入相对贫困不可忽视的因素，政府应制定更系统、更协调的支持政策。此外，贫困群体尤其是农村贫困群体的生活条件同社会一般生活标准相比仍然有较大差距，政府应投入更多资金予以支持。

发达国家和地区为降低行政成本而瞄准特定人群来提供针对性帮扶措施的做法值得借鉴（叶兴庆，2020）。根据贫困治理实践与前文的测算结果，相对贫困的重点人群是女性、老年人、不健康者、残疾人等具有明显特征的特殊群体；并且，对于农村居民而言，这些群体也多是脱贫攻坚阶段的脱贫户和边缘户，他们即使脱贫了，也仍然是农村中的相对贫困群体。因此，未来的贫困救助政策应多向这些群体倾斜，通过分类救助，实施有针对性的帮扶措施，满足不同类型贫困人口的需求。

六、总结与展望

逐步转向缓解相对贫困是中国在消除绝对贫困后贫困治理的合理选择。本文以收入、教育、健康、就业、社会保障和生活环境六个维度设置的相对贫困测量指标和相应的临界值将为相对贫困治理提供重要的科学依据。在收入维度上，相对贫困初期阶段建议按照城镇和农村居民人均可支配收入中位数

的 40% 分别确定城镇和农村的相对收入贫困线。在这一相对收入贫困线下，城镇和农村相对贫困发生率分别为 11.12% 和 12.78%，相对贫困人口规模分别为 9245 万人和 7208 万人。在非收入维度上，按照高于绝对贫困标准但不超越现实发展阶段来设置临界值，以顺应由绝对贫困治理转向相对贫困治理的形势需要。城镇居民通常在 1~3 个指标上处于贫困状态，农村居民通常在 1~4 个指标上处于贫困状态，其贫困发生率均在 10% 以上。在城镇与农村分别设置相对贫困标准的前提下，西部地区、山区和少数民族地区将是缓解相对贫困的主战场，农村居民、女性、老年人、不健康者和残疾人将是相对贫困的主要群体，就业、健康、教育、社会保障以及农村生活环境将是主要的治理领域。鉴于相对贫困的多维性和复杂性，建议采用区域与个体瞄准相结合、城镇与农村瞄准相统筹、重点领域与重点人群并重的相对贫困瞄准策略。

本文对全面建成小康社会后中国的相对贫困问题进行了前瞻性研究，但由于研究问题的复杂性，仍存在一些不足之处：一是由于相对贫困问题涉及范畴较为广泛，本文在现实考量因素方面的阐述仍然不够全面；二是受数据可得性限制，本文所设计的多维相对贫困指标体系仍有局限，对赋权增能、主观福利等方面涉及不够；三是由于城乡和区域差异较大以及城乡人口的持续流动，相对贫困形势的长期变化具有不可预测性，本文对相对贫困标准调整的建议可能阐述不够充分。以上不足，为后续研究提供了方向。

参考文献

1. 陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及 2020 年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第 1 期。
2. 郭君平、谭清香、曲颂，2018：《进城农民工家庭贫困的测量与分析——基于“收入—消费—多维”视角》，《中国农村经济》第 9 期。
3. 黄征学、高国力、滕飞、潘彪、宋建军、李爱民，2019：《中国长期减贫，路在何方？——2020 年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻》，《中国农村经济》第 9 期。
4. 林万龙、陈蔡春子，2020：《从满足基本生活需求视角看新时期我国农村扶贫标准》，《西北师大学报（社会科学版）》第 2 期。
5. 马秋华、牛胜强、张倩，2018：《决胜全面小康背景下关于我国贫困标准的思考——基于多种贫困标准的比较分析》，《西华大学学报（哲学社会科学版）》第 5 期。
6. 潘文轩、阎新奇，2020：《2020 年后制定农村贫困新标准的前瞻性研究》，《农业经济问题》第 5 期。
7. 沈扬扬、李实，2020：《如何确定相对贫困标准？——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第 2 期。
8. 孙久文、夏添，2019：《中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定》，《中国农村经济》第 10 期。
9. 檀学文，2020：《走向共同富裕的解决相对贫困思路研究》，《中国农村经济》第 6 期。
10. 唐钧，1997：《确定中国城镇贫困线方法的探讨》，《社会学研究》第 2 期。
11. 唐丽霞、刘洋，2020：《中国扶贫瞄准机制的演化与展望》，《湖北大学学报（哲学社会科学版）》第 5 期。

- 12.汪三贵、胡骏, 2020:《从生存到发展: 新中国七十年反贫困的实践》,《农业经济问题》第2期。
- 13.王素霞、王小林, 2013:《中国多维贫困测量》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 14.王小林、Alkire, S., 2009:《中国多维贫困测量: 估计和政策含义》,《中国农村经济》第12期。
- 15.王小林、冯贺霞, 2020:《2020年后中国多维相对贫困标准: 国际经验与政策取向》,《中国农村经济》第3期。
- 16.魏后凯, 2018:《2020年后中国减贫的新战略》,《中州学刊》第9期。
- 17.解垚, 2015:《公共转移支付与老年人的多维贫困》,《中国工业经济》第11期。
- 18.邢成举、李小云, 2019:《相对贫困与新时代贫困治理机制的构建》,《改革》第12期。
- 19.叶兴庆, 2020:《分类救助为基础 提供针对性帮扶》,《农村工作通讯》第14期。
- 20.叶兴庆、殷浩栋, 2019:《从消除绝对贫困到缓解相对贫困: 中国减贫历程与2020年后的减贫战略》,《改革》第12期。
- 21.周侃、盛科荣、樊杰、刘汉初、伍健雄, 2020:《我国相对贫困地区高质量发展内涵及综合施策路径》,《中国科学院院刊》第7期。
- 22.周力, 2020:《相对贫困标准划定的国际经验与启示》,《人民论坛·学术前沿》第14期。
- 23.Alkire, S., 2007, "The Missing Dimensions of Poverty Data: Introduction to the Special Issue", *Oxford Development Studies*, 35(4): 347-359.
- 24.Alkire, S., and J. Foster, 2007, "Counting and Multidimensional Poverty Measures", OPHI Working Paper No.7, <https://ophi.org.uk/working-paper-number-07>.
- 25.Alkire, S., and J. Foster, 2011, "Counting and Multidimensional Poverty Measurement", *Journal of Public Economics*, 95(7): 476-487.
- 26.Alkire, S., and M. E. Santos, 2010, *Acute Multidimensional Poverty: A New Index for Developing Countries*, Oxford: Oxford Poverty & Human Development Initiative.
- 27.Alkire, S., and M. E. Santos, 2014, "Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index", *World Development*, 59: 251-274.
- 28.Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, 52(3): 761-766.
- 29.Fuchs, V., 1967, "Redefining Poverty and Redistributing Income", *The Public Interest*, 14(8): 88-95.
- 30.Galbraith, J., 1958, *The Affluent Society*, Boston, MA: Houghton Mifflin Harcourt.
- 31.Rowntree, S., 1901, *Poverty: A Study of a Town Life*, London: Macmillan.
- 32.Sen, A., 1999a, *Commodities and Capabilities*, London: Oxford University Press.
- 33.Sen, A., 1999b, *Development as Freedom*, New York: Alfred A. Knopf, Inc..
- 34.Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom*, London: Allen Lane and Penguin Books.
- 35.Wagle, U., 2005, "Multidimensional Poverty Measurement with Economic Well-being, Capability, and Social Inclusion: A Case from Kathmandu, Nepal", *Journal of Human Development*, 6(3): 301-328.
- 36.World Bank, 2001, *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.
- 37.World Bank, 2017, "Monitoring Global Poverty: Report of the Commission on Global Poverty", <https://openknowledge>.

worldbank.org/handle/10986/25141.

38. World Bank, 2018, "Poverty and Shared Prosperity 2018: Piecing Together the Poverty Puzzle", <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/30418>.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院;
中国人民大学中国扶贫研究院)

(责任编辑: 陈秋红)

China's Relative Poverty Standards, Measurement and Targeting After the Completion of Building a Moderately Prosperous Society in an All-round Way: An Analysis Based on Data from China Urban and Rural Household Survey in 2018

WANG Sangui SUN Junna

Abstract: After building a well-off society in an all-round way, China's anti-poverty work will shift to the stage of alleviating relative poverty. Based on the evolution of poverty definition, standards and China's reality, this article puts forward an alternative plan of relative poverty standards. Based on the data of China Household Survey in 2018, the study makes relevant calculation and puts forward the relative poverty targeting mechanism. It proposes to develop a multi-dimensional relative poverty standard including income dimension and non-income dimension. In the initial stage of relative poverty, the relative income poverty line of urban and rural residents can be determined separately according to 40% of their median per capita disposable income. Under this standard, the incidence of relative poverty in urban and rural areas is 11.12% and 12.78%, respectively. The results of multi-dimensional poverty measurement show that, first of all, the multi-dimensional poverty of urban and rural residents in western China is the most serious, while that in eastern China is the least. Moreover, the deprivation of rural residents is more serious than that of urban residents, the poverty of residents in mountainous areas is worse than that of residents in non-mountainous areas, and the poverty of ethnic minority regions is worse than that of Han regions. Second, the employment difficulty is the primary cause of multi-dimensional poverty of urban and rural residents. The secondary factor is the deprivation of health, education and social security dimensions, and the living environment dimension of rural residents also needs to be improved. Third, from the perspective of the characteristics of poor groups, multi-dimensional poverty is more likely to occur in some special groups, such as women, the elderly, unhealthy people, the disabled and so on. In view of this, the study suggests adopting a relative poverty targeting mechanism that combines regional and individual targeting, coordinating urban and rural targeting, and paying equal attention to key areas and key groups.

Keywords: Relative Poverty; Poverty Standard; Poverty Measurement; Poverty Targeting

消费扶贫：渠道化还是标签化？*

全世文

摘要：消费扶贫是中国精准扶贫战略的重要组成部分。本文首先构建了一个理论框架，说明了消费者购买扶贫产品的决策机制和支付意愿，并重点比较了渠道化和标签化两种扶贫产品识别策略下的决策差异。随后，本文分别以大米、干木耳、鸡蛋和苹果四种初级农产品为研究对象设计了一个分组的选择实验方案，在调查数据的基础上估算了消费者在两种识别策略下对扶贫产品的支付意愿。研究发现，绝大多数消费者都认同消费扶贫理念，对扶贫产品具有不同程度的溢价支付意愿，但主动购买过扶贫产品的消费者占比仅为 11.82%。扶贫产品的质量认知偏低和贫困户从扶贫产品价格中的分配比例偏低是消费扶贫发展的主要障碍。消费者在两种识别策略下的支付意愿差异并不稳健，两种策略各有优缺点，相比之下，渠道化策略的优势在于消费者对其扶贫效果和贫困户的分配比例认知较高，而劣势在于消费者对扶贫产品的质量认知偏低。

关键词：消费扶贫 选择实验 支付意愿

中图分类号：F323.5 F063.2 C913.33 **文献标识码：**A

一、引言

减少和消除贫困是全球大多数国家和一些国际机构长期致力实现的目标。中国在 2013 年末提出精准扶贫思想，消费扶贫是精准扶贫工作中的一项重要举措。国务院办公厅在 2019 年初印发了《关于深入开展消费扶贫助力打赢脱贫攻坚战的指导意见》，指出“消费扶贫是社会各界通过消费来自贫困地区和贫困人口的产品与服务，帮助贫困人口增收脱贫的一种扶贫方式，是社会力量参与脱贫攻坚的重要途径”。根据国务院扶贫开发领导小组办公室的统计，中西部省（市、自治区）在 2020 年 1~8 月一共认定了 76152 个扶贫产品^①，当年已实现销售额 1027 亿元^②，消费扶贫在带动贫困人口脱贫增收上发挥了巨大作用。

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“我国城乡居民的食品可持续消费行为研究”（项目编号：18CJY014）、国家自然科学基金重点项目“食品安全消费者行为与风险交流策略研究”（项目编号：71633005）的资助。

^① “扶贫产品”在部分政策文件中又被称为“涉贫（地区）农产品”，相比之下，前者还包括了非农产品，例如贫困地区生产的手工艺品，本文统一称为“扶贫产品”，但本文的研究对象仅包括农产品。

^② 央视网 2020 年 8 月 16 日报导，http://www.gov.cn/shuju/2020-08/16/content_5535224.htm。

消费扶贫在整个扶贫工作中的重要性至少体现在以下两个方面。一是社会力量的广泛参与有助于扩大扶贫资金的来源，减小财政扶贫的压力。近年来，中国财政扶贫支出呈现快速上升趋势，2018年农业类扶贫支出总额超过4800亿元，在公共财政支出中的占比高达2.20%（杨良松等，2020）。随着未来中国扶贫工作的重点由消除绝对贫困转向缓解相对贫困，中央和地方财政的扶贫支出不可能继续保持高速增长，社会力量在扶贫工作中必将发挥越来越大的作用。二是消费扶贫与产业扶贫存在联动关系，二者都是践行“造血式”扶贫思想的重要抓手。产业扶贫强调在供给侧通过产业支撑来提高贫困地区和贫困人员的内生发展能力，而消费扶贫则强调在需求侧为贫困地区和贫困人员的产业发展提供市场保障。显然，消费扶贫有助于促进贫困地区产业的可持续发展。

鉴于消费扶贫的重要意义，评估扶贫产品的市场需求就构成了一个基础性的研究课题。在普通消费者群体中推动消费扶贫有两个必要条件^①，一是消费者能够识别扶贫产品，二是消费者对扶贫产品具有有效需求。从实践来看，保障扶贫产品的可识别性有两个典型的策略，一是渠道化策略，即构建特定的销售渠道（如各类专供渠道、直销渠道等），使消费者可以将扶贫产品区别于普通农产品。近年来，中国电子商务的蓬勃发展为扶贫产品的渠道化策略提供了良好的平台支撑和技术保障，各种形式的电商销售和直播带货拓宽了农产品的销售渠道。二是标签化策略，即对符合扶贫认定条件的产品添加特定的“扶贫产品”标签，使消费者通过标签信息识别出扶贫产品。添加食品标签是一种最广泛的营销策略或市场干预策略，其目的主要是缓解消费者和生产者之间的信息不对称，将食品的某种不易观察的内在属性通过标签进行显示（全世文，2020）。显然，“扶贫产品”标签承担着揭示农产品涉贫生产信息的功能，这一识别策略在中国消费扶贫的政策实践中也被广泛采用。

那么，在可识别的基础上，消费者对扶贫产品是否具有有效需求则取决于扶贫产品相对于普通农产品是否可以为消费者带来特殊的价值或体验。依据扶贫特征传达信息的差异，消费者对扶贫产品的需求可以分解为两种情形。第一种情形是扶贫信息充当了一种“提示属性”，向消费者传达了扶贫产品在质量、安全、环保、口味等功能性方面具有的优势或特色^②。在这种情形下，扶贫特征带来的产品溢价来源于更高水平的功能属性对应的价值改善，相应地，对扶贫产品的需求分析本质上可以转化为对产品功能属性的需求分析。第二种情形是扶贫信息仅仅表现为一种“道德属性”或“公益属性”，并

^① 从目前消费扶贫的实践来看，消费扶贫的参与主体以及政策引导对象主要为机构消费者，即各级国家机关、国有企事业单位、金融机构、大专院校、医疗机构、民营企业等。由于缺乏必要的数据库，尚无法判断个体消费者在扶贫消费市场总规模中的占比。从长期来看，由于个体消费者才是市场中的主要消费力量，而且机构消费决策的微观基础也在于个体消费者的偏好，在个体消费者层面上动员消费扶贫才有助于保障消费扶贫政策的可持续性。本研究即侧重于在微观层面上分析消费者对扶贫产品的偏好。

^② 这种情形常见于政策宣传。例如，一部分地处偏远的贫困地区可能拥有更优异的自然环境条件，生产方式也相对传统，这类扶贫产品可能传达出品质更高和更加安全的信号。当然，一种更少见的情形是，扶贫产品向市场上提供了一种全新的特色农产品。在这种情形下，消费者对扶贫产品的需求可以完全被定义为对新型特色农产品的需求，也即扶贫特征本身并未传达特殊的价值信号。

没有向消费者传达任何关于产品质量和口味等隐含属性的相关信息。在这种情形下，扶贫特征带来的产品溢价来源于消费者通过道德实现获得的满足感，这种满足感与产品隐含的质量、安全等功能属性并不存在直接关联。这种情形为农业经济学和食物营销学分析消费者偏好带来了新的挑战。其问题的特殊性表现在西方经济学关于理性经济人的基础假设被打破，消费者在以利己为目标的决策体系内引入了利他主义的价值观。

以上第一种情形并不是消费扶贫需求分析面临的特殊问题^①，第二种情形则是消费扶贫农产品需求区别于传统农产品需求的关键所在，也是本文聚焦的问题。目前，尚未见到国内外研究讨论消费扶贫的微观动机或分析消费者对扶贫产品的偏好。国际上一个相关的研究领域是“道德消费”，Reczek and Irwin（2015）将其定义为“与良心、价值观和道德相一致的消费活动”，其主要表现形式就是选购那些具有“道德属性”、“道德标签”、“公益性承诺”的产品。道德消费表达了消费者对某种社会责任的关切，例如，生态环境、动物福利和公平贸易等（Mai, 2014; 韩震等, 2018）。道德消费表达了一种亲社会的价值取向，因此，西方社会心理学、经济学和营销学开展了大量研究，致力于理解、引导和促进各种类型的道德消费（例如，Schubert, 2017; Andersch et al., 2019; Kushwah et al., 2019）。相比之下，国内关于道德消费的研究尚不丰富。

中国消费者购买扶贫产品的行为也可以被理解作为一种道德消费，但是，其扶贫、助贫的道德关切与西方研究所关注的主流道德产品并不完全一致^②。本文的研究目标是评估消费者对扶贫产品的偏好和需求，为推进消费扶贫战略提供微观实证的决策依据。本文的主要贡献在于以下两点。第一，首次分析消费者的扶贫偏好。为了理解消费者溢价购买扶贫产品的动机，本文在捐赠行为和道德消费行为两个研究领域的基础上构建了一个理论框架，阐释了消费扶贫的决策机制以及评估消费扶贫溢价支出的理论依据。第二，对比分析渠道化策略和标签化策略两种不同策略下消费扶贫意愿的差异。本文采用选择实验方法评估消费者对扶贫产品的溢价支付意愿，并通过组间对比的实验方案对上述差异形成的原因进行验证。

二、理论框架与假说

（一）捐赠扶贫的决策机制

与普通农产品相比，扶贫产品的特殊性表现在产品的扶贫属性上。假设扶贫属性的价值并不表现在功能层面上（产品质量、食品安全等），而仅表现在道德或公益层面上。那么，扶贫产品消费的特殊性表现为消费者在道德或公益层面上显示出的利他主义动机。关于人类为什么会发生利他主义行为，

^① 消费扶贫的政策实践中确实存在第一种情形，但是，从研究视角来看，这种情形下的扶贫需求并没有增加新的学术问题。而且，如果扶贫产品更高的品质和安全属性可以得到市场认同，那么，扶贫产品就不需要借助扶贫特征实现其价值，甚至也不需要进行政策干预。某种意义上，将“扶贫特征”作为产品“优质”、“安全”的信号本身是否合理有待商榷。

^② 两类相似度较高的道德产品分别是“公平贸易”和“附加公益性承诺的产品”，前者涉及了国际贸易中对发展中国家和低收入国家劳工和生产者权益的关注，后者则主要表现为销售商承诺将商品售价中的特定比例进行公益性捐赠。

不同学科已经开展了大量深入的研究，并在纯粹的利他主义动机之外提出了许多理论解释，包括显示性利他主义（Walster et al., 1973）、互惠利他主义（Dawes and Thaler, 1988）、温情效应（Andreoni, 1990）、炫耀性道德消费（Stiefenhofer, 2019）等。综合这些研究的理论观点并结合扶贫问题的特点，忽略纯粹的利他主义动机，本文将消费者扶贫助贫活动的动机归纳为两点，一是在共情心理下通过温情效应带来的效益，二是由扶贫公共物品（例如，社会公平和社会稳定）带来的效益。据此，在 Andreoni（1990）和 Elfenbein and McManus（2010）的基础上首先考虑一个捐赠扶贫的决策模型：

$$\begin{aligned} \max_d \quad & u_n(w_n(d_n, a_n), G_n(D_m, D_{-n}, d_n, b_n), z) \\ \text{s.t.} \quad & d_n + z \leq y_n \end{aligned} \quad (1)$$

（1）式中， u_n 表示消费者 n 通过扶贫捐赠 d_n 和私人物品消费 z （约束其价格为 1）获得的效用，其中捐赠带来的效用来源于 w_n 和 G_n ，其分别表示温情效应和扶贫公共物品。令 $\partial w_n / \partial d_n > 0$ ， $\partial G_n / \partial d_n > 0$ 表示温情效应和公共物品供给关于捐赠额度单调递增。 a_n 表示 w_n 函数中反映消费者共情心理强度的参数，假设 $\partial w_n / \partial a_n > 0$ ，即共情心理强度越高，产生的温情效应越强。 b_n 表示 G_n 函数中反映扶贫公共物品生产效率的参数，假设 $\partial G_n / \partial b_n > 0$ ，即生产效率越高，捐赠带来的扶贫公共物品供给就越多。 D_m 和 D_{-n} 分别表示政府的扶贫支出和 n 以外其他消费者的扶贫捐赠总额，不考博弈问题，即对 n 而言 D_m 和 D_{-n} 均为外生。 y_n 表示消费者收入。简单起见，假设 u_n 具有一个可加形式，而且 $\partial u_n / \partial w_n = 1$ ， $\partial u_n / \partial G_n = 1$ ，则上述优化过程可以写为：

$$u_n = w_n(d_n, a_n) + G_n(D_m, D_{-n}, d_n, b_n) + v_n(z) + \lambda_n(y_n - d_n - z) \quad (2)$$

（2）式中， b_n 表示公共物品对于消费者 n 的边际效用， v_n 表示消费基准商品的保留效用， λ_n 表示收入的边际效用。于是，一阶条件可以写为 $\partial w_n / \partial d_n + \partial G_n / \partial d_n = \lambda$ ，由此可以得到消费者 n 的最优捐赠水平 $d_n^*(a_n, b_n, \lambda_n)$ 。可以将其理解为，消费者以价格为 1 的水平通过支出 d_n^* 实现了最优的个人捐赠扶贫供给 d_n^* 。不难证明如下关系， $\partial d_n^* / \partial a_n > 0$ ， $\partial d_n^* / \partial b_n > 0$ ， $\partial d_n^* / \partial \lambda_n < 0$ ，即共情心理强度越高、公共物品的生产效率越高、收入的边际效用越低，消费者最优的捐赠水平就越高。

（二）消费扶贫的决策机制

本文在捐赠决策模型的基础上考虑一个消费扶贫的决策模型。除了直接捐赠以外，消费者还可以通过在市场上购买某种特定的农产品 x 实现“间接捐赠”。假设产品 x 完全同质，但其生产主体有两种类型，分别是普通农户和建档立卡贫困户。将贫困户参与生产的 x 称为“扶贫产品”，且消费者可以无成本地识别扶贫产品。普通农户和贫困户生产的 x 对应的市场价格分别为 p_0 和 p_1 。假设 x 为必需品，且消费者收入水平相对于产品 x 的消费支出足够大，即 x 的消费量外生给定，简单起见，将其消费量设定为 1。于是，消费者可以通过选购由贫困户生产的 x 实现消费扶贫，其间接的捐赠额度为 $\Delta p = p_1 - p_0$ 。那么，消费者 n 的扶贫总支出可以写为 $d_n = g_n + \Delta p$ ，其中， g_n 表示直接捐赠。

如果相同额度的捐赠扶贫支出和消费扶贫支出产生的温情效应和扶贫公共物品都完全等同，且两种扶贫支出的边际效用均为 $-\lambda_n$ ，那么，这两种扶贫方式对于消费者就是无差异的。当 $\Delta p < d_n^*$ 时，

消费者 n 最大可以支出 Δp 用于消费扶贫，支出 $g_n = d_n^* - \Delta p$ 用于捐赠扶贫；当 $\Delta p \geq d_n^*$ 时，消费者将放弃消费扶贫，选择捐赠扶贫。从扶贫产品定价的角度看，如果将 p_0 视为外生而 p_1 为内生，则上述分析意味着消费者 n 对扶贫产品的最大支付意愿为 $p_0 + d_n^*$ ； $WTP_n = \Delta p_n = d_n^*$ 是产品 x 扶贫属性的最大溢价，也就是说，扶贫产品对消费者 n 的歧视性定价的理论上限为 $p_0 + d_n^*$ 。

但是，捐赠扶贫和消费扶贫在产出层面上并不能被视为完全等同。首先，由于消费扶贫以扶贫产品作为载体，消费者对扶贫属性的溢价支付和对产品本身的支付是合二为一的，对于同等额度的 g_n 和 Δp_n ，后者带来的温情效应和公共产品供给是 $w_n(p_0 + \Delta p_n, a_n)$ 和 $G_n(D_m, D_{-n}, p_0 + \Delta p_n, b_n)$ 。其次，从扶贫机制上看，消费扶贫区别于捐赠扶贫的特点在于前者强调“造血”而非“输血”，如果消费者更加认同“造血”式的扶贫，则意味着同等量的 Δp_n 比 g_n 可以带来更好的扶贫效果，即更高水平的 G_n 。而且，共情心理是对他人情绪的一种替代性体验，如果贫困户也更倾向于通过发展产业而非接受捐赠摆脱贫困，那么，同等量的 Δp_n 比 g_n 可以带来更强的温情效应，即更高水平的 w_n 。因此，在上述作用机制下，消费者会尽可能地首先选择消费扶贫，其次才会选择捐赠扶贫。消费扶贫的决策过程可以被定义为：

$$u_n = w_n(g_n + p_0 + \Delta p_n, a_n(\cdot)) + G_n(D_m, D_{-n}, g_n + p_0 + \Delta p_n, b_n(\cdot)) + v_n(x, z) + \lambda_n(y_n - g_n - p_0 - \Delta p_n - z) \quad (3)$$

如（3）式所示，当 Δp_n 与 p_0 联合产生温情效应和公共物品时，关于 Δp_n 的一阶条件与（2）式相同，消费扶贫的最大溢价为 $WTP_n = \Delta p_n^*(a_n, b_n, \lambda_n) = d_n^*$ ，两者的差异仅在于消费者可以通过消费扶贫获得由 p_0 贡献的额外的基准效用。进一步，当消费扶贫效用函数中的 a_n 系数和 b_n 系数强于捐赠扶贫时， $WTP_n = \Delta p_n^*(a_n, b_n, \lambda_n) > d_n^*$ 。

（三）渠道化与标签化策略的差异

考虑在渠道化和标签化两种不同的识别策略下消费者购买扶贫产品的决策差异。前文的模型建立在两个假设基础上，一是扶贫产品的识别是无成本的，即消费者为扶贫产品的溢价支付可以零成本地由贫困户完全获得；二是市场上提供的产品 x （包括普通农产品和扶贫产品）是同质的。首先考虑放松第一条假设。无论扶贫产品以何种方式被消费者识别，识别过程都需要花费一定量的额外成本，生产者或者通过渠道化策略向特定的销售渠道付费，或者通过标签化策略向产品认定主体以及销售终端付费，这些识别费用最终被加入商品的销售价格。从消费者角度来看，无论是通过线上的扶贫平台购物，还是在线下识别扶贫产品标签，在传统市场环境中接纳新的扶贫信息都需要付出额外的认知成本。

识别成本涉及的另一个隐含的问题是扶贫产品的认定标准。从目前各地施行的相关管理办法来看，认定扶贫产品的标准并不统一。总体上看，这些标准可以划分为两类，一是在扶贫产品的生产、加工或服务主体中，建档立卡贫困劳动力需要达到一定的比例；二是扶贫产品的供应商要带动一定数量的建档立卡贫困劳动力就业。也就是说，在扶贫产品的供给中，贫困户可能只是部分地参与生产、加工或服务。识别成本的存在和贫困户非完全的参与率都意味着，消费者向扶贫产品支付的价格中仅有比例 $0 < r < 1$ 被贫困户获得。从支付成本的角度可以理解为，消费扶贫溢价支出 Δp_n 的价格为 $1/r > 1$ 。

其次考虑放松第二条假设。Reczek and Irwin（2015）认为道德消费的一个主要障碍在于消费者认知的产品道德属性通常会和产品的功能属性存在关联，在许多情况下，消费者会担忧道德产品在功能和质量上达不到同类普通产品的水平。就本文而言，消费者对扶贫产品质量的担忧体现在两个层面上。一是扶贫产品相对于普通产品存在质量差异。不能排除生产商借用扶贫助贫的旗号销售质量低劣的扶贫产品的可能性，市场上确实存在质次价高的扶贫产品。本研究的调查结果也显示，高达 66.15%的消费者认为扶贫产品的质量较同类普通农产品的质量偏低。二是不同识别策略下的扶贫产品也存在质量差异。渠道化和标签化的识别策略分别典型地对应于线上和线下两种销售模式，而消费者在比较线上和线下的购物模式时，产品质量差异一直都是一个主要关切。许多经验证据和分析结果都表明，消费者通过线上消费比线下消费面临更高的产品质量或安全风险（刘大维、费威，2019）。扶贫属性与功能属性的关联意味着消费者通过等量的扶贫产品和普通产品获得的效用并不相等。定义消费者在第 i 种扶贫产品识别策略下的效用函数如下：

$$u_{ni} = w_n(g_n + p_0 + \Delta p_n, a_{ni}(\cdot)) + G_n(D_m, D_{-n}, g_n + p_0 + \Delta p_n, b_{ni}(\cdot)) + v_n(x_i, z) + \lambda_n \left(y_n - g_n - \frac{1}{r_i} (p_0 + \Delta p_n) - z \right) \quad (4)$$

（4）式中，令 $i = 1, 2$ 分别表示渠道化和标签化两种识别策略， $1/r_i$ 表示识别成本， $0 < r_i < 1$ 。 x_i 与 x_0 不同质， x_0 表示普通农产品， x_i 表示扶贫产品。于是，通过 Δp_n 的一阶条件可以求得在第 i 种识别策略下，消费扶贫的最大溢价为 $WTP_{ni} = \Delta p_n^*(a_{ni}, b_{ni}, \lambda_n/r_i) + v_n(x_i, z) - v_n(x_0, z)$ 。其中，贫困户从产品价格中的分配比例 r_i 越低， WTP_{ni} 就越低；扶贫产品相对于普通农产品的质量差距越大， WTP_{ni} 就越低。综合来看，在不同的识别策略下，识别成本的差异、贫困户参与率的差异以及产品质量的差异都可能导致消费扶贫意愿的差异。

（四）研究假说

综合上文的理论分析，可以提出以下假说：

假说 1：相对于“输血式”的扶贫理念，更加认同“造血”式扶贫理念的消费者对扶贫产品溢价的支付意愿越高。

假说 1 可以被理解为消费者对消费扶贫效果的认知可以影响其消费扶贫的行为决策。消费者对某种扶贫理念的认同感越强意味着对这一扶贫理念的认知效果越好，那么，消费者在这一理念下参与消费扶贫的动机就越强烈。如果消费者对扶贫效果的认知和扶贫产品的识别策略存在关联，则扶贫效果认知差异也可以解释消费扶贫意愿的差异。例如，认为渠道化策略比标签化策略扶贫效果更好的消费者在渠道化的消费扶贫方式中就会比在标签化的方式中表现出更强的积极性。

假说 2：扶贫产品的识别成本越低，消费者对扶贫产品溢价的支付意愿越高。

客观的识别成本难以直接测度，根据前文对扶贫产品识别成本的讨论，假说 2 至少可以转化为两条可证伪的假说。首先，由于渠道化的识别策略主要表现为线上销售，因此，线上购物经验更加丰富

的消费者接受一个新的线上渠道的成本相对更低，其在渠道化策略中对于扶贫产品的溢价支付意愿就相对更高。其次，由于信息不对称，消费者并不了解贫困户参与扶贫产品生产的真实情况以及贫困户能够从扶贫产品价格中分配的份额，但是，影响消费者决策的并非客观的贫困户参与率，而是消费者通过不同信息渠道认知的参与率。那么，消费者认知的贫困户参与程度越高，或者说贫困户从产品价格中分配的份额越高，消费者对扶贫产品的溢价支付意愿就越高。显然，如果消费者认为不同识别策略下的扶贫产品对贫困户的辐射能力存在差异，则消费者对扶贫产品表现出的支付意愿也会存在差异。

假说 3：和普通农产品相比，扶贫产品的质量越低，消费者对扶贫产品溢价的支付意愿越低。

农产品质量作为一个综合的隐性属性，同样难以通过一个客观的标准进行测度，在现实中影响消费者购买决策的是消费者事前形成的质量认知。因此，假说 3 可以被理解为，如果消费者认知的扶贫产品质量劣于普通农产品，则会抑制消费扶贫；反之，如果消费者对扶贫产品质量的认知优于普通农产品，则会促进消费扶贫。根据前文的解释，不同识别策略下消费者关于扶贫产品的质量认知很可能存在差异。因此，就个体消费者而言，其关于特定识别策略下扶贫产品的认知质量水平越高，在该识别策略下参与消费扶贫的意愿就越强。那么，从消费群体来看，当社会中大多数消费者更加认同某种识别策略下的扶贫产品质量时，这种识别策略就更有利于促进消费扶贫的普及。

三、实验设计

本文的实验设计包括两个步骤。第一，设计实验方案用来估算消费者对特定农产品扶贫属性的支付意愿；第二，设计实验方案用来比较分析渠道化和标签化两种识别策略下是否存在支付意愿差异，以及这种差异受何种因素影响。在价值评估的方法体系中，选择实验方法具有更高的信息载荷能力；而且作为一种间接评估方法，选择实验可以避免以假想市场评估方法为代表的直接评估方法中存在的一系列偏差，因而具有更高的效度（全世文，2016）。本文采用选择实验方法估算消费者对扶贫产品的偏好。考虑到分析结果对特定农产品的敏感性，本文挑选多种农产品作为实验设计的标的产品。根据国家已认定的主要扶贫产品囊括的种类，同时考虑产品在市场上的普及程度，本文选择了四种初级农产品作为实验设计对象，即大米、干木耳、鸡蛋和苹果。

对任意一种农产品，本文均设计了四组选择实验用于比较分析。如表 1 所示，四组实验采用不同的方案设计。为了减小调查对象的认知负担，并考虑到扶贫属性的相对独立性，本文采用简洁的实验设计方案。第一组和第二组选择实验仅包括两个产品属性：扶贫属性和价格属性；第三组和第四组选择实验则进一步加入了产品质量属性。产品价格具有四个水平，分别是“基准价”、“基准价上浮 33%”、“基准价上浮 66%”、“基准价降低 33%”，其中基准价由课题组提前通过市场调查获得^①。扶贫属性具

^① 课题组综合线上和线下零售价格数据，确定普通大米、干木耳、鸡蛋和苹果四类农产品在实验设计中的基准价格分别为 3.80 元/斤、42.00 元/斤、4.60 元/斤（约 7 枚左右）、5.50 元/斤（富士苹果）。根据对正式调查样本最近一次采购信息的统计，以上四类农产品价格在样本内的中位数分别为 4.10 元/斤、44.1 元/斤、4.45 元/斤和 6.00 元/斤，与实验设计的基准价格比较接近。

有两个水平，分别是“扶贫产品”和“普通农产品（非扶贫产品）”。扶贫属性通过两种方式进行表达，第一组和第三组采用渠道化的方式，第二组和第四组采用标签化的方式，两种方式分别描述为“扶贫专供渠道销售的农产品”和“粘贴扶贫类标签的农产品”。产品质量等级属性具有三个水平，分别是“特级”、“一级”和“二级”。

表 1 选择实验的分组实验设计方案

	第一组	第二组	第三组	第四组
(1) 属性选择				
扶贫属性—渠道化（2 个水平）	√	—	√	—
扶贫属性—标签化（2 个水平）	—	√	—	√
产品质量等级（3 个水平）	—	—	√	√
产品价格（4 个水平）	√	√	√	√
(2) 设计信息				
因子设计方案	全因子设计	全因子设计	正交设计	正交设计
选项数量	8	8	12	12
选择集数量	4	4	6	6

第 2 个选择集 / 一共 6 个选择集

	大米 A	大米 B	大米 C
“扶贫产品” 标签	有 	无 	A 和 B 都不选择， 选择我家实际购买 的大米
产品质量等级	一级	二级	
价格	2.5 元/斤	3.8 元/斤	
对比以上三种大米，您更倾向于选择哪一种？ ☐ (1) 大米 A ☐ (2) 大米 B ☐ (3) 大米 C			

图 1 选择情景的一个示例图

根据上述设定，第一组和第二组选择实验采用全因子设计方案，共生成 $2 \times 4 = 8$ 个选项；第三组和第四组采用正交设计方案，在 $2 \times 3 \times 4 = 24$ 个全集中生成 12 个选项。根据效用平衡原则，将每个实验组中的 8 个或 12 个选项配对为 4 个或 6 个选择集。此外，在每个选择集中均加入一个“都不选择”的选项，用来反映消费者在该选择集中同时排除两个产品选项的情形（全世文，2016）。图 1 给出了第四组实验中的一个选择情景的示例图，消费者在每个情景中都需要在三个选项之间做出权衡。为了避免排序效应的影响，每个实验组中的选择情景均被随机排序。在调查对象正式进入选择情景之前，问卷向消费者具体介绍了扶贫产品渠道化和标签化的含义，并采用图片的形式描述了两种策略在市场

上的表现形态。问卷同时向调查对象提供了一个选择情景示例以供调查对象提前“热身”。

调查问卷中询问了消费者最近一次购买农产品的具体情况(包括是否扶贫产品、质量等级和价格)。在后续的数据分析中,选项C(见图1)中对应的属性信息将采用消费者在真实市场中的购物信息。为了提高真实购物数据的信度,调查对象被要求在四种农产品(大米、干木耳、鸡蛋和苹果)中任意选择一种近期购买过的产品作为实验设计对象。当农产品被选定以后,调查对象被随机分配进入表1所示四个实验组中的一个。

通过估算消费者对不同产品属性的偏好可以测算出消费者对扶贫属性的溢价支付意愿。在表1中,对比第一组和第二组之间的估算结果即可验证消费扶贫意愿在两种识别策略下是否存在差异。考虑到选择实验的估计结果可能对实验设计维度存在敏感性(全世文,2016),本文设计了第三组和第四组实验,通过引入产品质量属性更换设计方案,从而验证第一组和第二组的分析结果是否稳健。而且通过比较第一组和第三组、第二组和第四组的实验结果,也可以判断农产品的扶贫属性与质量属性是否存在关联。此外,为进一步分析消费扶贫意愿的影响因素并检验两种识别策略下扶贫意愿差异形成的原因,问卷中除上述选择情景以外,还重点向调查对象询问了消费扶贫认知的相关问题(详见表3)。

四、数据与模型

(一) 调查实施与数据描述

本文实证分析采用的数据来自于课题组在2020年8月组织的问卷调查。问卷信息包括三部分内容:调查对象的社会统计学特征、调查对象对消费扶贫的认知以及选择实验情景。为了避免调查样本的系统异质性,调查对象被限定为北京市常住居民。课题组采用网络调查方法,通过某网络调查平台在其北京市样本库中投放调查问卷,为期两周的时间内一共收集有效样本1814份。表2汇报了有效样本的分组构成。调查对象在农产品种类的维度属于非随机分配,而在实验组的维度属于随机分配,因此,四个实验组的样本基本平衡,而四种农产品的样本量存在明显差异。

表2 调查样本的分组构成

	第一组	第二组	第三组	第四组	总样本
大米	158	159	163	159	639
干木耳	61	62	61	59	243
鸡蛋	123	125	128	122	498
苹果	108	111	105	110	434
总样本	450	457	457	450	1814

表3介绍了本文分析涉及的主要变量以及这些变量在各组样本中的统计结果。这些变量总体上分为三类。第一类是调查对象的个人特征,主要在后文实证模型中用作控制变量。根据前文的理论分析,消费者扶贫支出的意愿与收入的边际效用负相关,因此,在收入边际效用递减规律的基础上,可以预期收入水平对消费扶贫意愿存在促进作用。对比同类调查样本的特征可知,网络调查样本存在年龄偏低、受教育水平和收入水平偏高的特点。虽然网络调查样本在代表性上存在一定缺陷,但是,这种缺

陷随着移动网络的普及正在不断缩小，而且网络调查方法在避免调查员诱导、随机分配样本和控制调查成本方面具有明显优势。根据作者统计，个体特征变量和消费扶贫认知变量在四个实验组中整体上未表现出显著差异，说明调查样本满足实验设计方案对组间样本分配随机性的要求。

如表 3 所示，第二类变量是调查对象对消费扶贫整体层面上的认知，此类变量用于验证前文提出的研究假说。根据统计，高达 92.78%的消费者相较于“输血式”扶贫理念更加认同“造血式”扶贫理念，也就是说，消费扶贫本身具有较强的社会认同基础，大多数居民相信消费扶贫比捐赠扶贫的效果更好。从分配份额来看，消费者认为贫困户从扶贫产品价格中分配的平均比例为 37.57%，也即贫困户通过扶贫产品每获得 1 元，消费者平均需要实际支付 2.66 元。此外，从扶贫产品的质量认知来看，66.15%的调查样本认为扶贫产品比同类普通农产品的质量更低，仅有 21.28%的消费者认为扶贫产品质量更高，这说明扶贫属性确实与产品功能属性之间存在关联，这种负向关联意味着产品质量认知可能是普通消费者选购扶贫产品的一个主要障碍。

第三类变量是调查对象对特定识别策略下消费扶贫的相对认知，此类变量用于分析两种策略下消费扶贫意愿差异形成的原因。总体上看，消费者认为两种识别策略在扶贫效果、农户分配比例和产品质量三个方面都存在明显差异，分别仅有 34.23%、17.53%和 29.60%的消费者认为两种策略在三个方面不存在差异，而且同时认为三个方面均无差异的消费者仅占 2.09%。具体来看，多数消费者倾向于认为渠道化策略比标签化策略的扶贫效果更好，在渠道化策略下，贫困户获得的分配比例也相对更高。相反，更多的消费者认为标签化策略下提供的扶贫产品质量优于渠道化策略下提供的扶贫产品。

表 3 变量定义与描述统计

变量	变量含义	对应假说	预期符号	均值	标准差
个人特征					
<i>age</i>	年龄	—	—	34.80	5.98
<i>female</i>	性别，女性=1，男性=0	—	—	0.55	0.50
<i>edu</i>	受教育年限（年）	—	—	14.25	2.97
<i>income</i>	个人月均收入水平（千元）	—	+	9.42	4.50
<i>gov</i>	工作经历，政府机构事业单位工作=1，其他=0	—	—	0.19	0.40
<i>povp</i>	主动购买扶贫产品经历，购买过=1，未购买过=0	—	—	0.12	0.32
<i>online</i>	线上购买农产品经历，购买过=1，未购买过=0	假说 2	(+,-)	0.45	0.50
整体消费扶贫认知					
<i>bmake</i>	扶贫理念认知，“输血”优于“造血”=1，反之=0	假说 1	+	0.93	0.26
<i>prop</i>	贫困户分配比例认知（%）	假说 2	+	37.57	19.12
<i>qual1</i>	扶贫产品质量认知，优于普通农产品=1，其他=0	假说 3	+	0.21	0.41
<i>qual3</i>	扶贫产品质量认知，劣于普通农产品=1，其他=0	假说 3	-	0.66	0.47
渠道化和标签化消费扶贫的相对认知					
<i>eff_d1</i>	扶贫效果认知，渠道化优于标签化=1，其他=0	假说 1	(+,-)	0.47	0.50
<i>eff_d3</i>	扶贫效果认知，标签化优于渠道化=1，其他=0	假说 1	(-,+)	0.19	0.39
<i>prop_d1</i>	贫困户分配比例认知，渠道化高于标签化=1，其他=0	假说 2	(+,-)	0.55	0.50

(续表 3)

<i>prop_d3</i>	贫困户分配比例认知, 标签化高于渠道化=1, 其他=0	假说 2	(-, +)	0.27	0.44
<i>qual_d1</i>	扶贫产品质量认知, 渠道化优于标签化=1, 其他=0	假说 3	(+, -)	0.22	0.42
<i>qual_d3</i>	扶贫产品质量认知, 标签化优于渠道化=1, 其他=0	假说 3	(-, +)	0.48	0.50

注: ① *qual*、*eff_d*、*prop_d* 和 *qual_d* 均为三分类变量, 其中间分类 (后缀为 2) 表示“无差异”, 表中未再汇报; ② 括号内的预期符号, 左侧表示在渠道化策略下的预期 (对应第一和第三组), 右侧表示在标签化策略下的预期 (对应第二和第四组)。

表 4 按照实验组汇报了各自变量的描述性统计结果。从四个实验组的样本特征和消费扶贫认知的对比可知, 各个变量在不同样本组中的统计均值整体上不存在显著差异。T 检验的结果显示, 仅有少数变量在个别实验组的统计均值存在显著差异, 说明调查样本满足实验设计方案对组间样本分配随机性的要求。

表 4 自变量的分组描述性统计

变量	第一组		第二组		第三组		第四组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>age</i>	34.96	6.10	34.16	5.93	35.29	6.13	34.77	5.71
<i>female</i>	0.54	0.50	0.55	0.50	0.55	0.50	0.57	0.50
<i>edu</i>	13.95	3.08	14.53	2.86	14.32	2.98	14.21	2.96
<i>income</i>	9.17	4.32	9.53	4.57	9.57	4.66	9.40	4.46
<i>gov</i>	0.22	0.41	0.19	0.39	0.20	0.40	0.17	0.38
<i>povp</i>	0.11	0.32	0.12	0.33	0.11	0.31	0.13	0.34
<i>online</i>	0.48	0.50	0.47	0.50	0.45	0.50	0.41	0.49
<i>bmake</i>	0.93	0.26	0.93	0.26	0.93	0.25	0.93	0.26
<i>prop</i>	37.87	19.32	37.45	19.68	37.93	19.54	37.04	17.94
<i>qual1</i>	0.21	0.41	0.21	0.41	0.23	0.42	0.20	0.40
<i>qual3</i>	0.63	0.48	0.68	0.47	0.66	0.48	0.68	0.47
<i>eff_d1</i>	0.45	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50	0.50	0.50
<i>eff_d3</i>	0.20	0.40	0.18	0.39	0.20	0.40	0.18	0.39
<i>prop_d1</i>	0.56	0.50	0.56	0.50	0.55	0.50	0.54	0.50
<i>prop_d3</i>	0.25	0.43	0.27	0.44	0.28	0.45	0.29	0.45
<i>qual_d1</i>	0.22	0.42	0.23	0.42	0.22	0.42	0.22	0.41
<i>qual_d3</i>	0.46	0.50	0.48	0.50	0.50	0.50	0.49	0.50

(二) 实证模型

本文的实证步骤包括两个环节。第一, 根据选择实验数据估算各组样本消费扶贫的支付意愿; 第二, 分析组间的支付意愿差异及其形成原因。首先, 将 (4) 式中的效用函数 $u_n(\cdot)$ 写为产品价格属性 (*price*)、扶贫属性 (*poverty*) 和质量属性 (*quality*) 的线性函数:

$$u_{nj}^g(\cdot) = \alpha_{0n}^g + \alpha_1^g \cdot price_j^g + \alpha_{2n}^g \cdot poverty_j^g + \alpha_{3n}^g \cdot quality_j^g + ASC_{jn} + \varepsilon_{nj}^g \quad (5)$$

(5) 式在特征价值理论的基础上定义了一个随机效用函数。其中，下标 n 和 j 分别表示消费者和产品选项；上标 $g = 1, 2, 3, 4$ ，表示实验组。在每个选择情景下，消费者通过对比不同选项中的属性水平来选择效用最大的一个产品选项。参数 α 表示待估系数， α_1 、 α_2 和 α_3 分别反映了消费者对产品价格属性、扶贫属性和质量属性的偏好，预期其符号分别为 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 、 $\alpha_3 > 0$ 。 α_0 表示除三个设计属性以外的其他产品属性给消费者带来的平均效用，由于其与 j 无关， α_0 在估计过程中会被消除。ASC 表示“特定选项常数”，由于本文的选择实验采用了一个非标签化的设计方案，特定选项本身并不给消费者带来额外的效用；但是，通过对选项 C（见图 1）设定 ASC 则可以捕获消费者对于“维持现状”的偏好（全世文，2016）。

考虑到消费者对产品扶贫属性和质量属性的偏好存在异质性，待估系数 α_2 和 α_3 被设定为随机参数^①。但是，价格属性的系数 α_1 被设定为固定参数。根据 (5) 式可以计算出产品扶贫属性对于消费者 n 的价值为 $-\alpha_{2n}/\alpha_1$ ，也即消费者 n 对产品扶贫属性的最大支付意愿为 $WTP_n = -\alpha_{2n}/\alpha_1$ 。根据 Train (2003)，对每组样本均采用随机参数 Logit 模型进行估计，得到参数 α 的估计量，进而可以计算每组样本的平均支付意愿 WTP^g 。在估计过程中设随机参数服从正态分布，则 WTP^g 也服从正态分布，于是通过相关的统计检验即可判断消费者在渠道化和标签化识别策略下的支付意愿是否存在差异。

其次，考虑构建模型分析消费者扶贫认知对其支付意愿的影响，从而对本文提出的假说进行验证。如表 3 所示，用于验证假说的变量主要包括两类，其一是消费扶贫的整体认知，其对消费扶贫的预期影响方向在不同实验组不存在差异；其二是渠道化和标签化消费扶贫的相对认知以及线上购买农产品经历，其对消费扶贫的预期影响方向在不同实验组存在差异。为了说明分析结果的稳健性，本文分别采用两种建模策略对假说进行验证。第一种策略是将认知变量引入选择实验的估计模型。在 (5) 式中，系数 α_{2n} 反映了消费者对产品扶贫属性的异质性偏好，而偏好的形成则依赖于消费者的认知，也就是说， α_{2n} 可以写为消费者认知的函数。那么，在线性形式下，(5) 式可以进一步表述为：

$$u_{nj}^g(\cdot) = \alpha_{0n}^g + \alpha_1^g \cdot price_j^g + poverty_j^g \cdot X_n \cdot \gamma^g + \alpha_{3n}^g \cdot quality_j^g + ASC_{jn} + \varepsilon_{nj}^g \quad (6)$$

(6) 式中， X_n 表示消费者 n 的消费扶贫认知向量， γ 是与交互项向量对应的待估系数向量，于是根据系数 γ 的符号即可对假说进行验证。值得注意的是，对于渠道化和标签化消费扶贫的相对认知， γ 的预期符号在两种识别策略下相反。

以上建模策略的优点表现为“一步估计法”可以避免多环节估计带来的偏误，但同样存在缺点，包括需要对各个实验组进行单独估计、过多交互项会带来严重的共线性问题、设定过多随机参数导致模型难以拟合。因此，本文同时考虑第二种建模策略。在这一策略下，首先根据 Train (2003) 提供的贝叶斯方法在 (5) 式估计结果的基础上，估算每个消费者的扶贫偏好系数 α_{2n} ，并结合固定参数 α_1 计算出 WTP_n ，进而以 WTP_n 为因变量，构建如下线性回归模型：

^① 根据本文的实验设计，第一组和第二组 ($g = 1, 2$) 实验中没有引入产品质量属性，即 $quality_j^g = 0$ 。

$$WTP_n = X_n^C \cdot \beta + chanel_n \cdot X_n^1 \cdot \theta^1 + label_n \cdot X_n^3 \cdot \theta^3 + \mu_{group} + \mu_{product} + e_n \quad (7)$$

与(6)式有所不同,(7)式即可以分别基于总样本或子样本进行估计。 μ_{group} 和 $\mu_{product}$ 分别表示实验组固定效应和农产品类别固定效应。为了消除这两种固定效应及其交叉固定效应的影响,也可以将各组估计得到的 WTP_n 直接进行正态标准化处理。在(7)式中,扶贫认知向量 $X_n = [X_n^C, X_n^1, X_n^3]$,其中 X_n^C 表示消费者对消费扶贫的整体认知(表3中的第二类变量), X_n^1 表示渠道化策略认知优于标签化策略的虚拟变量(表3中第三类变量中后缀为“d1”的变量), X_n^3 表示渠道化策略认知劣于标签化策略的虚拟变量(表3中第三类变量中后缀为“d3”的变量)。 $chanel_n$ 和 $label_n$ 变量分别表示渠道化和标签化实验组虚拟变量。于是,通过估计系数 β 、 θ^1 和 θ^3 的符号即可对前文的假说进行验证。

五、实验结果与讨论

(一) 消费扶贫偏好及其组间比较

本节估算消费者对扶贫产品的支付意愿,并验证支付意愿是否存在组间差异。对表2中四种农产品四个实验组的样本分别采用随机参数Logit模型估计公式(5),表5汇报了16个模型的估计结果。观察表5的结果,各组样本的估计模型都具有良好的拟合效果,所有模型中的均值偏好系数都在5%的统计水平上显著。而且均值偏好系数的符号与理论预期高度一致。其中,价格属性系数为负,说明支出给消费者带来负效用;扶贫属性均值系数为正,说明产品的扶贫特征总体上会给消费者带来正效用;以“特级”作为基准组,产品质量属性均值系数为负,说明产品质量也可以给消费者带来正效用。除鸡蛋第一组样本以外,所有模型中扶贫属性的标准差系数都在5%的统计水平上显著,产品质量属性的标准差系数也在多组模型中统计显著,说明消费者对扶贫属性和质量属性均存在异质性偏好,因此,随机参数模型较固定参数模型更优。

表5 各实验组随机参数Logit模型的估计结果

变量	大米		干木耳		鸡蛋		苹果	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
第一组								
<i>Mean: price</i>	-1.29**	-14.86	-0.17**	-7.76	-2.56**	-8.45	-1.57**	-9.44
<i>Mean: poverty</i>	0.61**	3.89	0.68*	2.06	1.45**	3.94	1.63**	4.93
<i>Mean: ASC</i>	-0.10	-0.71	-0.27	-0.99	0.01	0.06	-0.19	-0.89
<i>SD: poverty</i>	0.80**	2.86	1.13*	2.18	1.21	1.88	1.41**	3.50
观测值	1896		732		1476		1296	
McFadden' R ²	0.539		0.668		0.775		0.696	
第二组								
<i>Mean: price</i>	-2.20**	-12.91	-0.17**	-7.67	-5.38**	-5.37	-1.29**	-10.78
<i>Mean: poverty</i>	1.01**	4.58	0.85*	2.32	2.17**	3.06	1.46**	5.45
<i>Mean: ASC</i>	-0.09	-0.56	0.06	0.22	0.02	0.07	-0.22	-1.12

(续表 5)								
<i>SD: poverty</i>	0.82*	2.56	1.51**	3.02	2.50*	2.04	1.04**	2.91
观测值	1908		744		1500		1332	
McFadden' R ²	0.719		0.659		0.870		0.643	
第三组								
<i>Mean: price</i>	-2.90**	-11.45	-0.66**	-4.09	-3.25**	-8.11	-2.21**	-9.24
<i>Mean: poverty</i>	2.79**	8.28	5.04**	3.34	2.45**	6.62	3.42**	6.94
<i>Mean: quality2</i>	-3.07**	-9.81	-2.68**	-3.17	-3.30**	-6.41	-2.80**	-7.51
<i>Mean: quality3</i>	-5.50**	-9.86	-3.63**	-3.63	-6.95**	-7.43	-5.21**	-7.79
<i>Mean: ASC</i>	-0.17	-0.77	-0.95	-1.64	0.04	0.15	0.11	0.37
<i>SD: poverty</i>	1.58**	5.11	4.36**	2.84	0.85*	2.00	2.16**	5.23
<i>SD: quality2</i>	0.11	0.24	1.31*	2.23	1.81**	3.45	-0.07	-0.15
<i>SD: quality3</i>	1.69**	4.2	0.01	0.01	3.65**	5.39	1.80**	3.8
观测值	2934		1098		2304		1890	
McFadden' R ²	0.682		0.858		0.711		0.675	
第四组								
<i>Mean: price</i>	-6.87**	-4.27	-0.53**	-5.63	-2.47**	-10.22	-3.08**	-6.47
<i>Mean: poverty</i>	4.07**	4.14	3.75**	4.17	1.14**	4.92	4.18**	5.17
<i>Mean: quality2</i>	-4.93**	-3.99	-1.86**	-2.96	-2.76**	-7.65	-3.43**	-6.21
<i>Mean: quality3</i>	-9.96**	-4.14	-2.46**	-3.32	-5.16**	-8.76	-6.70**	-6.06
<i>Mean: ASC</i>	0.03	0.07	-0.22	-0.45	-0.12	-0.50	-0.28	-0.76
<i>SD: poverty</i>	3.04**	3.36	2.74**	2.66	1.11**	3.17	1.92**	3.40
<i>SD: quality2</i>	-1.56	-1.43	0.16	0.26	0.91*	2.15	-0.02	-0.04
<i>SD: quality3</i>	3.51**	3.66	0.01	0.01	-2.15**	-4.86	-1.19	-1.56
观测值	2862		1062		2196		1980	
McFadden' R ²	0.770		0.861		0.672		0.795	

注：①第一、二组样本的观测值=样本量×12，第三、四组样本的观测值=样本量×18，样本量见表2；②**和*分别表示在1%和5%的显著性水平上通过统计检验；③*quality*变量为分类变量（见表1），模型中的*quality2*和*quality3*分别表示“一级”和“二级”，*quality1*为基准组，表示“特级”；④所有模型中令随机参数相互独立。

各模型中，ASC系数的估计结果均不显著，说明“现状偏好”没有在本文中得到证实，调查对象在实验情景中的决策没有违背理性人假设。由于不同模型中的误差规模存在差异，偏好系数本身不具有可比性。但是，作为比值的支付意愿则通过分式的运算消除了规模系数，因此，可以通过假设检验对不同组中的支付意愿分布进行检验。为了执行这一检验，根据前文在（7）式中介绍的方法，估算各组样本中每个消费者对产品扶贫属性的支付意愿，表6汇报了各组支付意愿的统计结果。其中，统计均值反映了特定样本组消费者对扶贫属性的平均支付意愿。例如，根据大米第一组估计结果，与普通大米相比，消费者愿意为特定扶贫渠道购买的同类大米平均多支付0.47元/斤。

表 6 各实验组支付意愿统计及其组间检验

描述统计	WTP^1		WTP^2		WTP^3		WTP^4	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
大米	0.47**	0.26	0.46**	0.13	0.95**	0.34	0.60**	0.31
干木耳	4.02**	3.01	4.75**	4.65	6.93**	3.78	6.79**	2.74
鸡蛋	0.56**	0.17	0.39**	0.20	0.75**	0.40	0.46**	0.22
苹果	1.03**	0.44	1.12**	0.35	1.53**	0.75	1.34**	0.87
T 检验	$WTP^1 = WTP^2$		$WTP^3 = WTP^4$		$WTP^1 = WTP^3$		$WTP^2 = WTP^4$	
	T 值	P 值	T 值	P 值	T 值	P 值	T 值	P 值
大米	0.64	0.52	9.70**	0.00	-14.06**	0.00	-5.23**	0.00
干木耳	-1.05	0.30	0.24	0.81	-4.71**	0.00	-2.95**	0.00
鸡蛋	7.47**	0.00	13.36**	0.00	-10.60**	0.00	-2.50**	0.01
苹果	-1.65	0.10	2.41**	0.02	-5.96**	0.00	-4.51**	0.00
秩和检验	$WTP^1 = WTP^2$		$WTP^3 = WTP^4$		$WTP^1 = WTP^3$		$WTP^2 = WTP^4$	
	Z 值	P 值	Z 值	P 值	Z 值	P 值	Z 值	P 值
大米	0.13	0.89	8.86**	0.00	-11.97**	0.00	-4.86**	0.00
干木耳	-1.71	0.09	-0.10	0.92	-4.52**	0.00	-4.65**	0.00
鸡蛋	8.17**	0.00	11.32**	0.00	-11.33**	0.00	-2.83**	0.00
苹果	-3.82**	0.00	2.14**	0.03	-6.53**	0.00	-6.40**	0.00

注：①WTP 的上标数字表示对应的实验组；②T 检验设定为非配对且方差不相等，汇报的 P 值为双尾 P 值；③**和*分别表示在 1%和 5%的显著性水平上通过统计检验。

从表 6 描述统计的结果可以总结以下结论。第一，所有样本组的平均支付意愿都为正，且在 1% 的统计水平上显著，即消费者整体上对消费扶贫具有积极的偏好。对比不同组支付意愿的均值和标准差可知，除了干木耳第一组样本以外，其他所有组统计的支付意愿变异系数都小于 1，结合正向的均值可知，仅有少量消费者在调查样本中对扶贫属性表现出了“负向偏好”。根据统计，在 1814 个消费者中，仅有 22 个样本估算的支付意愿为负，绝大多数消费者都愿意为产品的扶贫属性支付一定程度的溢价。第二，消费者对扶贫属性的支付意愿在不同类别的农产品中表现出了明显差异，其中干木耳和苹果样本组的支付意愿明显高于大米和鸡蛋样本组。这一结果说明，消费扶贫的支付意愿具有产品异质性，溢价水平与产品价格挂钩，价格越高，溢价水平也越高。当然，这一结论是否对于其他扶贫产品广泛适用，尚有待后续研究进行验证。

表 6 同时采用 T 检验和秩和检验方法对不同实验组的扶贫支付意愿进行了比较。两种检验方法得到的结果高度一致。综合来看，可以梳理以下结论。首先，在未引入产品质量属性时，渠道化和标签化消费扶贫的支付意愿并未在四类农产品中都被证实存在显著差异，而且这种差异也没有表现出明显的规律。第一组和第二组的检验结果显示，鸡蛋样本组渠道化消费扶贫的支付意愿显著高于标签化，苹果样本组相反，大米和干木耳样本组则未证实存在显著差异。其次，在引入产品质量属性以后，除干木耳样本组不显著以外，其他三种农产品都可以证实渠道化消费扶贫的支付意愿显著高于标签化。

再次，引入产品质量属性以后，所有样本组中都可以证实，渠道化和标签化消费扶贫的支付意愿都得到了显著的提高。

以上检验结果首先说明农产品扶贫属性与质量属性存在关联。选择实验的应用研究证实了实验设计中的属性选择可以通过属性之间的相关结构和调查对象的信息处理策略对价值评估的结果造成影响（Tonsor, 2011; Quan et al., 2018）。但是，早期相关研究发现的这种影响通常表现为实验设计中新增的属性会稀释原有属性的评估价值。本文得到的结论与此相反，新增加的质量属性提高了扶贫属性的评估价值，这一结论意味着扶贫属性与质量属性存在负向关联，在控制质量的条件下，扶贫属性的价值会进一步提高。这一结果与表 3 中扶贫产品质量认知的统计结果相一致。与此同时，渠道化和标签化策略下消费扶贫的支付意愿差异在实验设计引入质量属性前后已具有；引入质量属性后基本可以证实渠道化策略下消费扶贫的支付意愿更高，这说明消费者在渠道化策略下对扶贫产品质量的担忧程度更高，这与表 3 中扶贫产品质量认知差异的统计结果也相一致。

（二）消费扶贫认知对扶贫支付意愿的影响

本节分析消费扶贫认知对扶贫属性支付意愿的影响效果，并讨论渠道化和标签化消费扶贫的支付意愿存在差异的原因。根据前文介绍的实证方案，首先采用第一种策略对（6）式执行回归，结果如表 7 所示。表 7 采用固定参数模型进行估计，考虑到过多交互项引起的共线性问题，不再引入消费者个人特征与扶贫属性的交互项及 ASC 项，并将认知变量分类引入估计模型，表 7 汇报两种模型设定下的估计结果。此外，考虑到表 5 中的系数符号在不同农产品中保持高度一致，简单起见，表 7 不再区分农产品类别，在每一个实验组中对四种农产品的样本进行统一估计。各模型的拟合效果整体良好。相比之下，采用标签化策略的第二、四实验组的拟合效果比采用渠道化策略的第一、三实验组的拟合效果更优；而在实验设计中引入产品质量属性的第三、四实验组的拟合效果比未引入质量属性的第一、二实验组拟合效果更优。各模型中价格属性和质量属性的偏好系数均为负，与理论预期和表 5 中各样本组的估计结果都保持高度一致。

重点观察各模型中的扶贫属性与扶贫认知交互项的系数。在“模型设定一”中，各个交互项的系数符号与预期方向高度一致，“造血式”扶贫理念的认知、贫困户分配比例认知、扶贫产品质量认知对于消费扶贫偏好都具有显著的促进作用，因此，假说 1、2、3 可以得到证实。通过交互项系数和价格属性的系数可以计算出认知因素对支付意愿的影响。例如，根据第三组和第四组的估计结果可知，认为“造血式”扶贫理念更优的消费者渠道化和标签化扶贫属性的平均支付意愿分别平均高出了 0.899 元/斤和 0.576 元/斤；贫困户分配比例每提高 10%，渠道化和标签化扶贫属性的平均支付意愿会提高 0.084 元/斤和 0.092 元/斤；和质量认知无差异的群体相比，认为扶贫产品质量更优的消费者渠道化和标签化扶贫属性的平均支付意愿分别平均高出 0.482 元/斤和 0.426 元/斤；认为扶贫产品质量更劣的消费者渠道化和标签化扶贫属性的平均支付意愿则平均低 0.275 元/斤和 0.220 元/斤。

表 7

引入交互项的固定参数 Logit 模型估计结果

消费扶贫：渠道化还是标签化？

变量	第一组		第二组		第三组		第四组	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>price</i>	-0.93**	-27.51	-1.00**	-27.52	-1.30**	-30.41	-1.49**	-30.45
<i>poverty</i> × <i>bmake</i>	0.83**	4.00	1.15**	5.11	1.17**	6.79	0.86**	4.42
<i>poverty</i> × <i>prop</i>	0.00	0.87	-0.00	-0.50	0.01**	3.86	0.01**	4.33
<i>poverty</i> × <i>qual1</i>	0.66**	2.69	0.23	0.92	0.63**	3.15	0.63**	2.97
<i>poverty</i> × <i>qual3</i>	-0.51**	-2.60	-0.60**	-2.91	-0.36*	-2.29	-0.30*	-1.85
<i>quality2</i>	—	—	—	—	-1.64**	-18.04	-1.62**	-16.58
<i>quality3</i>	—	—	—	—	-2.84**	-25.55	-2.82**	-24.27
观测值	5400		5484		8226		8100	
R ²	0.557		0.571		0.632		0.659	
<i>price</i>	-0.97**	-27.02	-1.05**	-27.03	-1.41**	-29.65	-1.59**	-29.80
<i>poverty</i> × <i>eff_d1</i>	0.66**	3.80	-0.22	-1.21	0.72**	4.80	-0.19	-1.20
<i>poverty</i> × <i>eff_d3</i>	-0.40	-1.81	0.88**	3.73	-0.16	-0.83	1.06**	5.53
<i>poverty</i> × <i>online</i>	0.62**	3.37	-0.42*	-2.22	0.90**	5.94	-0.53**	-3.17
<i>poverty</i> × <i>prop_d1</i>	0.37*	2.02	0.15	0.77	0.85**	5.82	0.68**	4.24
<i>poverty</i> × <i>prop_d3</i>	-0.44*	-2.02	1.11**	5.20	0.08	0.45	1.30**	7.20
<i>poverty</i> × <i>qual_d1</i>	0.74**	3.35	-0.12	-0.53	0.96**	5.26	0.02	0.11
<i>poverty</i> × <i>qual_d3</i>	-0.28	-1.58	0.71**	4.03	-0.00	-0.03	1.05**	7.32
<i>quality2</i>	—	—	—	—	-1.78**	-18.43	-1.76**	-17.01
<i>quality3</i>	—	—	—	—	-3.07**	-25.59	-2.95**	-24.46
观测值	5400		5484		8226		8100	
Mcfadden' R ²	0.529		0.545		0.601		0.637	

注：①各实验组样本汇总了四类农产品；第一、二组样本的观测值=样本量×12，第三、四组样本的观测值=样本量×18，各模型中对应的样本量见表2；②**和*分别表示在1%和5%的显著性水平上通过统计检验；③*quality*变量为分类变量（见表1），模型中的*quality2*和*quality3*分别表示“一级”和“二级”，*quality1*为基准组，表示“特级”。

在“模型设定二”中，除第四组 *prop_d1* 变量以外，其他各个交互项的系数符号与预期方向相一致。认为渠道化扶贫优于标签化扶贫的消费者以及具有线上购买农产品经验的消费者在渠道化实验组（第一、三组）中表现出了更强的扶贫偏好，而在标签化实验组（第二、四组）中则表现出了更弱的扶贫偏好；反之，认为标签化扶贫优于渠道化扶贫的消费者在标签化实验组中表现出了更强的扶贫偏好，而在渠道化实验组中则表现出了更弱的扶贫偏好。据此，假说1、2、3再次得到证实。这一结论也意味着，消费者关于渠道化和标签化扶贫策略在扶贫效果、贫困户分配比例和产品质量层面的认知差异可以在一定程度上解释消费者在两种策略下对扶贫属性支付意愿的差异。

进而采用第二种建模策略对（7）式进行估计，表8汇报了估计结果。考虑到不同样本组中估计的支付意愿规模存在明显差异，表8同时汇报了将各组支付意愿进行正态标准化以后的估计结果。两个模型的整体拟合效果均表现良好，R²分别达到了0.66和0.59，说明模型中引入的特征变量和认知变量

对消费扶贫的支付意愿具有较高的解释效果。将自变量分为四个类别，对模型 R^2 进行分解并计算夏普利值。结果显示，在模型一中，固定效应对 R^2 的贡献高达 89.71%，说明支付意愿的方差主要来自于不同样本组之间的差异；除固定效应以外，渠道化和标签化的相对认知对 R^2 的贡献明显高于消费扶贫整体认知和消费者特征。在模型二中，将因变量进行分组标准化以后，固定效应对 R^2 的贡献接近零值，渠道化和标签化的相对认知对 R^2 的贡献达到 65.01%，消费者特征和消费扶贫整体认知对 R^2 的贡献分别为 18.84% 和 15.75%。据此，可以认为对特定识别策略的扶贫认知比整体层面的消费扶贫认知可以在更大程度上解释消费扶贫意愿。

表 8 消费扶贫支付意愿的 OLS 估计结果

变量类别	变量	模型一：WTP			模型二：标准化 WTP		
		系数	T 值	夏普利值	系数	T 值	夏普利值
消费者特征	<i>age</i>	0.01	0.86		0.01**	3.84	
	<i>female</i>	0.12	1.90		0.09**	2.66	
	<i>edu</i>	0.03*	2.13	0.012	0.03**	4.90	0.111
	<i>income</i>	0.03**	3.42		0.03**	6.00	
	<i>gov</i>	0.10	1.25		0.08*	1.98	
	<i>povp</i>	-0.15	-1.16		-0.12	-1.93	
消费扶贫 整体认知	<i>bmake</i>	0.01	0.04		0.35**	5.74	
	<i>prop</i>	0.01**	3.23	0.011	0.01**	6.58	0.093
	<i>qual1</i>	0.20*	1.80		0.23**	4.14	
	<i>qual3</i>	0.10	0.99		0.01	0.14	
渠道化和标签化 的相对认知	<i>chanel</i> × <i>online</i>	0.37**	3.61		0.42**	8.43	
	<i>chanel</i> × <i>eff_d1</i>	0.27**	3.09		0.45**	9.33	
	<i>chanel</i> × <i>prop_d1</i>	0.46**	2.84		0.40**	8.33	
	<i>chanel</i> × <i>qual_d1</i>	0.49**	3.91	0.044	0.55**	8.93	0.384
	<i>label</i> × <i>online</i>	-0.25**	-3.96		-0.51**	-10.51	
	<i>label</i> × <i>eff_d3</i>	0.49**	4.64		0.62**	12.61	
	<i>label</i> × <i>prop_d3</i>	0.45**	4.85		0.50**	11.80	
	<i>label</i> × <i>qual_d3</i>	0.25**	3.39		0.40**	11.36	
固定效应	农产品类型	控制		0.592	控制		0.002
	实验组	控制			控制		
	常数项	-1.45**	-4.44	0.000	-2.35**	-14.91	0.000
样本量		1814			1814		
R^2		0.660			0.591		

注：①标准化 WTP 是将各组样本得到的 WTP（见表 5）分别进行正态标准化后的 WTP；②表中汇报的 T 值为聚类稳健标准误计算，聚类变量是产品类型和实验组；③**和*分别表示在 1% 和 5% 的显著性水平上通过统计检验；④夏普利分解的统计量为 R 平方，四舍五入原因，四个值相加不等于 R 平方。

消费扶贫整体认知变量的符号与表 3 中的预期方向基本一致，对“造血式”扶贫理念的认同、贫困户分配比例和扶贫产品质量认知都有助于促进消费扶贫的支付意愿，即假说 1、2、3 均可以得到证实。特定策略消费扶贫相对认知变量的符号与表 3 中的预期方向也高度一致，且在两个估计模型中表现稳健，其结果可以概括为：对某种识别策略下的消费扶贫相对评价越高，在该识别策略下的消费扶贫支付意愿就越高。具有线上购买农产品经历的消费者在渠道化策略下的消费扶贫意愿更高，而在标签化策略下的消费扶贫意愿更低。上述结论与表 6 得到的结果基本一致。

（三）对分析结果的讨论

采用陈述偏好方法开展价值评估的核心问题是保证分析结果的效度（全世文，2016）。根据本文的研究设计，分析结果的敏感性主要表现在以下方面：农产品种类、选择实验设计方案以及估计方法。因此，本文选择了四种初级农产品、设计了两套实验方案并分别采用固定和随机参数模型进行了估计。上文的估计结果揭示了显著的组间差异（见表 6），说明农产品种类和实验设计方案确实会对消费扶贫支付意愿的评估结果产生影响。但是，在给定农产品和实验设计方案后，消费扶贫认知对支付意愿的影响效果与前文的理论分析结果基本一致而且具有高度稳健性，采用不同的估计方法和建模策略同样可以得到稳健的结果。

本文的分析结果证实了绝大多数消费者对扶贫产品具有积极的偏好。虽然不能排除因为实验缺乏真实的“结果性承诺”而导致调查对象高估扶贫偏好的可能性，但是，上述分析结果与两个调查数据基本吻合。一是 95.70% 的调查对象表示曾经以不同的形式参与过“扶贫助贫”项目，二是 92.78% 的调查对象相对于“造血式”扶贫更加支持“输血式”扶贫。这些数据都意味着，消费扶贫事业在中国具有广泛的社会认同基础。但是，普通消费群体在消费扶贫中的参与率显然远未达到以上比例。政府推进消费扶贫的一个主要途径是党政机关、企事业单位等集团客户对扶贫产品开展定向集中采购。本文的调查显示，排除集中采购的情况，消费者个人自主购买过扶贫产品的比例仅有 11.82%。考虑到贫困户的劳动生产率相对偏低，且贫困地区的物流成本相对偏高，因此，扶贫产品的生产成本可能高于普通农产品。由于生产数据的缺失，尚无法评估消费者对扶贫产品的溢价支付意愿在多大程度上可以抵消扶贫产品的超额生产成本。但是，对接扶贫产品供给与自由市场需求，从而扩大个体消费者在消费扶贫中的参与程度将是下一步推进消费扶贫工作可持续发展的重要途径。

在普通消费群体中推进消费扶贫工作的基本原则是降低识别成本，提高消费扶贫效率，使消费者对扶贫产品的溢价支付可以在最大程度上转移给参与生产加工的贫困户。从总体上看，无论采用何种识别策略，加强消费扶贫的认同感、提高贫困户在扶贫产品生产加工过程中的参与程度、改善扶贫产品的质量都有助于扩大消费者对扶贫产品的溢价支付意愿。各地出台的扶贫产品认定办法中关于贫困户参与程度的标准并不统一，考虑到贫困户劳动生产率和市场营销能力偏低，短期内对参与程度的认定标准可以适当放宽，但是，必须要严格杜绝普通农产品冒充扶贫产品的情况。并且从长期来看，随着扶贫产品物流体系的改善和贫困户发展能力的提升，扶贫产品认定需要逐渐提高关于贫困户参与程度或辐射数量的相关标准。另外，扶贫产品质量认知偏低是影响消费扶贫推进的一个主要的障碍。尽管某些扶贫产品可能向消费者传达了更加绿色、环保、健康的信号，但是，消费者对扶贫产品质量的

整体认知并不高，消费扶贫的溢价支付意愿在一定程度上被产品质量的下降而抵消。

本文重点对比了渠道化和标签化两种典型的识别策略，分析结果并没有显示某种识别策略在四种农产品中都具有相对更高的扶贫效率。但是，本文证实了消费者关于某种识别策略的相对评价可以在很大程度上解释该种识别策略下消费扶贫的支付意愿。何种识别策略更为有效依赖于消费者对该策略下扶贫效益和成本的综合权衡。可以推定，当绝大多数消费者的好评都集中于某种识别策略时，该识别策略下的消费扶贫意愿就会更高，采用该识别策略推进消费扶贫工作也就会更加顺利。对比来看，渠道化消费扶贫的优势在于扶贫效果认知更高、贫困户分配比例更高，而劣势在于扶贫产品质量认知较低；标签化消费扶贫则恰好相反。因此，在未控制产品质量的第一组和第二组样本中，两种策略下扶贫支付意愿的比较结果并不稳健；而在控制产品质量的第三组和第四组样本中，渠道化的消费扶贫策略表现出了明显的优势。而且，某种识别策略相对劣势的方面对该识别策略下消费扶贫支付意愿的边际影响比优势方面更大。这意味着无论采取何种识别策略，弥补消费者认知的短板方面对于推进消费扶贫都具有更大的意义。

六、结论与启示

消费扶贫是中国精准扶贫战略的重要组成部分，在消除绝对贫困以后，消费扶贫也是下一阶段缓解相对贫困、实现乡村振兴的主要扶贫措施。消费扶贫思想的核心在于动员社会力量通过市场机制参与扶贫，从而促进贫困户的内生发展能力。本文首先构建了一个理论框架用来理解消费者通过自由市场购买扶贫产品的决策机制和支付意愿，并重点比较了渠道化和标签化两种扶贫产品识别策略下的决策差异，在此基础上提出研究假说。随后，本文以四种初级农产品为研究对象设计了一个分组的选择实验方案，在调查数据的基础上估算了消费者在两种识别策略下对扶贫产品的支付意愿，并验证了消费扶贫认知对支付意愿的影响。

研究结果首先证实了消费扶贫事业在中国具有广泛的社会认同基础。相对于“输血式”扶贫理念，公众普遍更加支持“造血式”扶贫理念。和同质的普通农产品相比，绝大多数消费者对扶贫产品都表现出了溢价支付的意愿：在渠道化识别策略下，消费者对每斤扶贫大米、干木耳、鸡蛋和苹果的平均溢价支付意愿分别为 0.95 元、6.93 元、0.75 元和 1.53 元，在标签化识别策略下则分别为 0.60 元、6.79 元、0.46 元和 1.34 元。然而，扶贫产品在普通消费者日常生活中的普及程度远远不足，不考虑集团客户集中采购的情形，仅有 11.82% 的消费者主动购买过扶贫产品。这一方面说明在普通消费群体中推进消费扶贫事业具有广阔的市场潜力和政策空间，另一方面也要求相关的政策措施要尽可能地消除扶贫产品供给和市场需求之间的障碍。

其次，无论采用何种识别策略，对消费扶贫理念的认同、贫困户从扶贫产品价格中分配比例的提升和扶贫产品质量的改善都有助于提高消费扶贫的支付意愿。值得注意的是，消费者认为农产品的扶贫属性与质量属性并不独立，66.15% 的消费者认为扶贫产品质量低于普通农产品。另外，各地出台的扶贫产品认定办法中关于贫困户参与程度的标准并不统一，消费者认为贫困户从扶贫产品价格中分配的比例平均为 37.57%。在一定程度上，消费者对扶贫产品的溢价支付意愿被偏低的产品质量认知和贫

困户偏低的分配比例所抵消，其中，偏低的产品质量认知减少了消费者从消费扶贫中获得的效益，而偏低的分配比例则抬高了参与扶贫的成本。因此，消费扶贫政策的着力点一是要严格保障并努力提高扶贫产品质量，二是要规范和强化认定标准，确保扶贫产品真实有效性并努力提高消费扶贫对贫困户的辐射能力。

此外，本文并未证实渠道化和标签化两种识别策略中存在一个明显的占优策略。从政策意义来看，一方面，因为不同消费者对两种识别策略的整体认知存在差异，所以，实践中可以针对不同的细分消费群体采用不同的消费扶贫策略，从而最大程度上提高个体消费者参与消费扶贫的程度。另一方面，无论采用何种识别策略，政策措施都要尽量改善该种策略下的消费扶贫认知，尤其要弥补认知短板，提升该种策略下的扶贫效率。从长期来看，随着电子商务的进一步发展和线上销售渠道的进一步完善，在扶贫产品质量得到保障的前提下，由于识别成本更低，渠道化消费扶贫策略会发挥更大的优势。

参考文献

- 1.韩震、匡海波、武成圆、王含含、李志轩，2018：《基于消费者感知的产品道德属性表达研究——以网购农产品为例》，《管理评论》第4期。
- 2.刘大维、费威，2019：《食品质量安全的利益博弈与差异化决策——基于线上线下的比较研究》，《财经科学》第6期。
- 3.全世文，2016：《选择实验方法研究进展》，《经济学动态》第1期。
- 4.全世文，2020：《食品可持续消费行为：动力机制与引导策略》，《世界农业》第6期。
- 5.杨良松、周宇、刘俊，2020：《地方全口径财政扶贫支出评估——规模、结构与变迁》，《中国行政管理》第4期。
- 6.Andersch, H., Arnold C., Seemann A. K., Lindenmeier J., 2019, "Understanding Ethical Purchasing Behavior: Validation of an Enhanced Stage Model of Ethical Behavior", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 48: 50-59.
- 7.Andreoni, J., 1990, "Impure Altruism and Donations to Public Goods: A Theory of Warm-Glow Giving", *The Economic Journal*, 100(401): 464-477.
- 8.Dawes, R. M., Thaler R. H., 1988, "Anomalies: Cooperation", *Journal of Economic Perspectives*, 2(3): 187-197.
- 9.Elfenbein, D. W., McManus B., 2010, "A Greater Price for a Greater Good? Evidence That Consumers Pay More for Charity-Linked Products", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(2): 28-60.
- 10.Kushwah, S., Dhir A., Sagar M., 2019, "Understanding Consumer Resistance to the Consumption of Organic Food. A Study of Ethical Consumption, Purchasing, and Choice Behavior", *Food Quality and Preference*, 77: 1-14.
- 11.Mai, L., 2014, "Consumers' Willingness to Pay for Ethical Attributes", *Marketing Intelligence & Planning*, 32(6): 706-721.
- 12.Quan, S., Zeng Y., Yu X., Bao T., 2018, "WTP for Baby Milk Formula in China: Using Attribute Non-Attendance as a priori Information to Select Attributes in Choice Experiment", *Agribusiness*, 34(2): 300-320.
- 13.Reczek, R. W., Irwin J. R., 2015, "Ethical Consumption" in Lamberton, C., Rucker D. D., Norton M. I.(eds.) *Cambridge Handbooks in Psychology*, Cambridge University Press.
- 14.Schubert, C., 2017, "Green Nudges: Do They Work? Are They Ethical?", *Ecological Economics*, 132: 329-342.

15. Stiefenhofer, P., 2019, "Conspicuous Ethical Consumption", *Theoretical Economics Letters*, 9: 1-8.
16. Tonsor, G. T., 2011, "Consumer Inferences of Food Safety and Quality", *European Review of Agricultural Economics*, 38(2): 213-235.
17. Train, K. E., 2003, "Discrete Choice Methods with Simulation", Cambridge University Press.
18. Walster, E., Berscheid E., Walster G. W., 1973, "New Directions in Equity Research", *Journal of Personality and Social Psychology*, 25(2): 151-176.

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑：云 音)

Poverty Alleviation Through Consumption: A Way to Bring in a New Channel or a New Label?

QUAN Shiwen

Abstract: Consumption-led poverty relief is an important part of China's targeted poverty alleviation strategy. This article constructs a theoretical framework to explain consumers' decision-making mechanism and willingness to pay (WTP) for poverty alleviation products (PAPs). Particular attention is focused on two identification strategies of PAPs. One is to establish a new sales channel for PAPs, and the other is to label PAPs. Taking rice, dried fungi, eggs, and apples as examples, the study designs several random choice experiments. With data from an online survey, it estimates WTPs for PAPs under the two identification strategies in each sample. The study finds that most consumers demonstrate WTPs for PAPs. However, only 11.82% of them have actively purchased PAPs in the real world. Perception of low quality and low proportion of poor households in the price distribution are two main obstacles to consumption-led poverty relief. The difference in WTPs between the two identification strategies is not robust. Each strategy has its own advantages and disadvantages. The advantage of the channel strategy is that consumers have a higher cognition of its poverty alleviation effect and the distribution proportion of poor households, while its disadvantage is that consumers have a lower cognition of the quality of PAPs.

Keywords: Poverty Alleviation Through Consumption; Choice Experiment; Willingness to Pay

林权改革的增收效应：机制讨论与经验证据*

何文剑^{1,2} 赵秋雅^{1,3} 张红霄⁴

摘要：本文在理论分析集体林权改革对农户家庭收入影响机制的基础上，利用 22 年省级面板数据，构建渐进性双重差分模型，证实集体林权改革显著提高了农户家庭的营林收入、非农收入和总收入。在通过平行趋势检验、排除其他政策影响以及安慰剂检验等方法验证上述结果的稳健性之后，本文结合事件分析法发现集体林权改革增收效应的持续性。同时，本文构建中介效应模型证实集体林权改革不仅实现了劳动力在营林部门与非农部门之间的优化配置，同时增加了农户信贷可得，扩大了林地经营规模，有效提高了农户对营林部门与非农部门的资金投入，因而提高了农户家庭收入。本文的研究发现有助于理解集体林权改革与农户家庭收入之间的内在机制，可为促进农户增收、优化农户收入结构、缩小农户收入差距以及防止返贫发生提供政策启示。

关键词：集体林权改革 农户家庭收入 生产要素配置 双重差分模型

中图分类号：F326.20 **文献标识码：**A

一、引言

依据现代产权理论，权责明晰且保护严格的产权不仅可增加人力资本与实物资本等要素投入，改善资源存量的配置效率，还能实现自由平等交易，为交易主体带来更高的收入流量，从而实现经济发展（North, 1994; Huang and Rozelle, 1996）。20 世纪 80 年代初的中国农地产权制度改革便是最好的例证。随着农村家庭承包经营制的不断落实与深化，农地产权界定逐渐清晰化、规范化与制度化。在此激励下，中国农业生产绩效大幅度提高，农村居民人均收入以平均每年 13.39% 的幅度增长^①，城乡居民收入差距缩小（Lin, 1992; 黄季焜、冀县卿, 2012）。作为农地产权制度改革向林地的扩展与延伸，国家于 2003 年以试点形式开始，于 2008 年在全国层面推行新一轮集体林权改革（下文简称“林权改革”）。林权改革试图通过“明晰产权、放活经营权、落实处置权、保障收益权”等措施在全国范

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“集体林区采伐管制变迁、农户生计转型与森林资源质量”（编号：72003097）、教育部人文社会科学青年基金项目“森林管制制度保护森林资源的理论机制与动态绩效：以中国采伐限额管理制度为例”（编号：18YJC790041）、江苏省自然科学基金青年项目“集体林权改革、林地产权结构与森林资源消长：理论机制与动态效应”（编号：BK20190775）资助。感谢匿名审稿人的中肯意见及建设性建议，文责自负。本文通讯作者：何文剑。

^①该数据根据《中国统计年鉴 2000 年》中的 1990—1999 年农村居民家庭人均纯收入计算得出。

围内建立一套兴林、富民的林业经营与发展机制，以期在农村土地产权制度促进收入增长的背景下激励农户经营林地，实现农户家庭收入的进一步增长（Liu et al., 2017a; Hyde and Yin, 2018）。事实上，农户家庭收入水平持续提高是实现减贫与防范返贫的关键因素。尽管中国于 2020 年已全面实现脱贫，但由于农村地区贫困家庭抵御生产性风险的能力有限，仍需防止返贫发生（黄征学等，2019）。那么，林权改革能否促进农户家庭收入增长？林权改革增收效应的持续性如何？林权改革又是通过哪些机制实现农户增收？对这一系列问题的探究至关重要。

现有文献多证实林权改革具有显著的增收效应。例如，有学者基于产权激励理论发现，林权改革有助于减少林业投资风险，能够稳定农户营林收益预期，增加生产要素投入，优化生产要素配置，提高林地产出，因而对农户营林收入具有正向影响（Zhang, 2000; Liu et al., 2017a; 孔凡斌，2008; 仇晓璐等，2018）。也有学者采用计量分析方法，证实林权改革能刺激农户家庭非农收入增加（Zhu et al., 2020; 张寒等，2018）。有少数研究为了解决模型内生性问题，以“农地再分配率”作为林地使用权的替代变量（Qin and Xu, 2013），或以林权改革为准自然实验构建断点回归法或双重差分模型（张英、陈绍志，2015; 张红等，2016），亦证实林权改革能够显著提高农户营林积极性、增加林地产出，即间接揭示了林权改革能够刺激农户家庭收入增加。然而，有部分学者通过倾向得分匹配法或双重差分模型等计量手段分析林权改革的增收效应，认为该效应并不明显（Zhu et al., 2019; 刘小强等，2011）。究其原因，林权改革显著增强了林地产权的安全性，降低了农户的失地风险，激励农户将生产要素转向非农部门，因而减少了营林投入（Hatcher et al., 2013）。此时，易产生非农部门对农户营林投入的“挤出效应”，造成林业生产效率下降，因而农户家庭营林收入并不必然增加（Qin and Xu, 2013; Yin et al., 2013）。更为关键的是，农村劳动力往往面临较强的非农就业歧视，农户家庭非农收入多呈现持续性低与稳定性差的特征（王建国、李实，2015）。因此，林权改革对非农收入的增收效果，尤其是增收的持续性效果，并不明显（刘小强等，2011）。

现有研究有助于深入理解林权改革与农户家庭收入之间的关系，为本文研究提供了极有价值的线索，然而仍有以下问题值得进一步思考。首先，已有文献对林权改革影响农户家庭收入的内在机制缺乏深入探究，二者关系的研究结论尚未统一。事实上，打开二者关系的“黑箱”，分析林权改革影响生产要素在营林部门与非农部门之间的配置情况是回应非农部门对农户营林投入“挤出效应”存在与否的关键。其次，已有计量模型多存在对林权改革测度的偏误问题（何文剑等，2019），而且农户家庭收入状况是政府调整林权制度的重要依据，存在反向因果关系（Araujo et al., 2008）。虽有学者以林权改革为外生冲击，利用 2~3 期的农户调查数据构建双重差分模型试图解决上述问题，但短期数据难以进行平行趋势检验，模型估计结果的无偏性依旧值得商榷。因此，解决上述内生性问题的方法值得进一步优化。最后，由于缺乏农户层面的长期面板数据，现有文献多聚焦于林权改革影响农户家庭收入的静态效应（孔凡斌，2008; 仇晓璐等，2018）。事实上，自 2003 年林权改革实施以来，国家通过主体改革、配套改革等一系列改革措施对集体林权制度进行了长期动态调整。尽管有学者利用短期农户调查数据试图揭示林权改革对农户家庭收入的动态影响（刘小强等，2011），但是，短期调查数据难以揭示林权改革的长期动态效应。

鉴于此,本文首先在构建“林权改革—要素配置—农户收入”的理论分析框架的基础上,通过中介效应模型进行机制检验,探究林权改革影响农户家庭收入的内在机制。其次,本文采用22期省级层面的长期面板数据,以林权改革为外生冲击,构建渐进双重差分模型,在通过平行趋势检验的基础上采用排除其他政策影响、安慰剂检验等一系列稳健性检验,缓解模型中的内生性问题,识别林权改革与农户家庭收入的因果关系。最后,结合事件分析法,揭示林权改革的动态效果。本文研究可为促进农户增收、优化农户收入结构、缩小城乡收入差距以及防止返贫发生提供政策启示。

二、制度背景与研究假说

(一) 制度背景

20世纪末,中国林业市场化改革对林木价格的持续推高激发了农户对山林资源产权的强烈需求,加之家庭承包经营制在农地领域取得的成功,中共中央、国务院于2003年发布《中共中央国务院关于加快林业发展的决定》(中发〔2003〕9号),开启了新一轮林权改革,要求在保持自留山与责任山原有承包关系的基础上,对仍由集体统一经营的山林采用不同确权形式落实林地承包权(Wang et al., 2007; Yin et al., 2013)。至2007年年底,全国已有14个省份相继开展林权改革^①。其中,包括福建、江西、浙江等在内的10个省份强调以“分山到户”形式落实山林权属,仅河北、河南、湖北和湖南4省允许“均股均利”等其他确权形式(Xu and Hyde, 2019)。截止到2007年,全国完成承包的山林面积约为440.00万公顷,占集体林地面积的27.5%^②。

基于先行省份林权改革的成功经验,中共中央、国务院于2008年出台《关于全面推行集体林权制度改革的意见》(中发〔2008〕10号),正式在全国范围内推行林权改革,强调原则上应通过家庭承包的方式将集体山林落实到农户,确定农户为林地承包经营权的主体,并基于此赋予林地承包经营权抵押、流转等权能。在2008年后实施林权改革的13个省份中,仅有集体林资源较少的江苏省和广东省完全采用“均股均利”的确权形式明晰林地产权,青海省则允许“分山到户”与“均股均利”两种确权形式并存。截至2017年,林权改革的“确权颁证”任务已基本完成,全国已确权集体林地面积达18033.33万公顷,占集体林地面积的98.97%,其中,以“分山到户”形式确权的林地面积为1760.67万公顷,占已确权集体林地面积的97.65%^③。这说明,在全国范围内,“分山到户”是林权改革最主要的确权形式。

为巩固和扩大林权改革的成果,充分发挥集体林业在实施精准脱贫、推动农村经济社会可持续发

^①14个实施林权改革的省份(实施林权改革的时间)为:福建(2003年)、江西(2004年)、浙江(2006年)、辽宁(2005年)、河北(2006年)、云南(2006年)、安徽(2007年)、湖北(2006年)、河南(2007年)、贵州(2006年)、四川(2007年)、湖南(2007年)、陕西(2007年)、吉林(2007年)。

^②资料来源:《全国27.5%集体林地承包到户 集体林权制度改革今年将全面推进》, <http://www.forestry.gov.cn/main/3105/20080114/518374.html>。

^③资料来源:《全国集体林权制度改革成就综述》, <http://www.forestry.gov.cn/main/1039/20170711/1005843.html>。

展中的重要作用，国务院、国家林业和草原局等职能部门在林权制度主体改革的基础上出台了一系列配套政策文件^①，以期进一步完善林权流转、林权抵押贷款等制度。改革的总体路径是弱化政府对林权流转与林权抵押的管制强度，拓宽林权流转与林权抵押的方式，发展多种形式的林地经营模式(Hong et al., 2018)。首先，对林权流转制度而言，国家不断扩大林权流转的客体范围（即从经济林拓展到用材林），进而允许不改变公益林性质的流转行为，同时大力支持林地向专业大户、合作社流转，培育新型林业经营主体。截至 2016 年年底，全国累计发生林权流转面积达 1886.67 万公顷，占全国已确权集体林地面积的 10.46%（刘璨等，2019）。其次，就林权抵押贷款制度而言，国家在赋予县级金融机构林业信贷管理权限的基础上，强调降低信贷门槛、优化审批程序，并建立收储担保机制，通过提供林权收储、信贷担保等服务降低金融机构的信贷风险，为农户获得信贷资金提供保障。截至 2014 年年底，全国累计林权抵押面积为 602.72 万公顷，占全国已确权集体林地面积的 3.29%（刘浩、刘璨，2016）。

至此，林权改革进入全面深化阶段，林权流转与林权抵押等制度同林地确权颁证一并构成了林权改革的激励体系，从而提高了林业投资的吸引力，为农户家庭收入增加提供了可能（Liu et al., 2017a）。

（二）理论机制与研究假说

1. 林权改革增收效应机制。林权改革通过影响生产要素在营林部门和非农部门之间的配置，进而改变农户收入结构（Liu et al., 2017b）。因此，本文以营林劳动力、信贷资金及林地等生产要素作为中介变量，构建“林权改革—要素配置—农户收入”的理论框架，如图 1 所示。

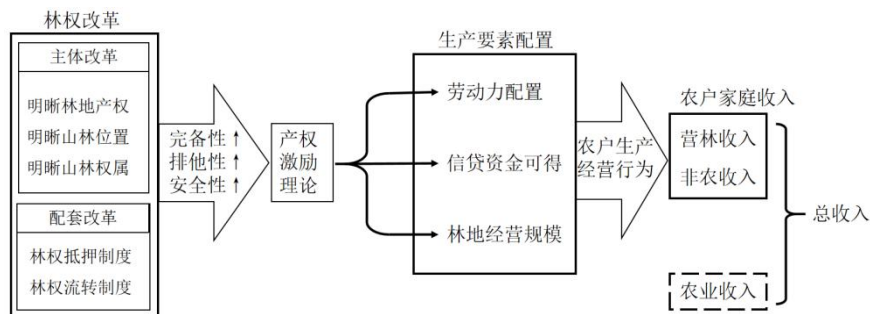


图1 林权改革增收效应理论机制图

同时，考虑到中国实行严格的土地用途管制制度，农户无法实现土地用途在农业与林业之间的自由转换，林权改革对农户家庭农业收入的影响较弱^②。鉴于此，本文重点考察林权改革对农户家庭营林收入与非农收入的影响。

^①政策文件包括 2009 年国家林业局颁布的《关于切实加强集体林权流转管理工作的意见》（林改发〔2009〕232 号）、2013 年中国银监会和国家林业局联合颁布的《关于林权抵押贷款的实施意见》（银监发〔2013〕32 号）、2016 年国务院办公厅颁布的《关于完善集体林权制度的意见》（国办发〔2016〕83 号）和 2018 年国家林业和草原局颁布的《关于进一步放活集体林经营权的意见》（林改发〔2018〕47 号）等。

^②出于谨慎，本文依旧将农业收入作为被解释变量，并利用下文（1）式模型进行回归，结果发现林权改革对农户家庭农业收入的影响并不显著。

(1) 劳动力配置优化效应。林权改革赋予了农户具有物权保障的林地承包经营权,并不断完善林地承包经营权的抵押、流转等权能。这不仅可以提高林地产权的排他性与公信力,更能增加林地产权的完备性,减少租值耗散,提高农户营林预期收益(Liu et al., 2017a)。此时,农户的理性决策是将更多的家庭劳动力投入到营林部门,“产权激励效应”由此产生(Lin et al., 2020; 茅于軾、唐杰, 2002)。然而,林地产权排他性与安全性的强化可降低农户失地风险,减少看护林地等非生产性投入,激励农户将家庭劳动力更多地配置到边际收益较高的非农部门,从而产生了对农户营林劳动力投入的“挤出效应”(Yin et al., 2013; 王庶、岳希明, 2017)。事实上,林权改革带动了当地林产品加工业、森林旅游业等林业相关产业的发展,增加了本地非农就业机会(Xu and Hyde, 2019)。而本地就业的交通成本和生活成本较低,农户可在非农活动之余增加对营林部门的劳动力投入,例如开展造林、除草、施肥等营林活动,从而实现家庭劳动力在营林部门与非农部门之间的优化配置(Xie et al., 2019; Zhu et al., 2019)。林权改革后,兼业化经营成为集体林区农户的主要经营模式(许时蕾等, 2020)。

农户家庭劳动力在多个产业或部门间的配置是实现家庭收益最大化的重要手段(程名望等, 2016)。首先,林权改革所增加的营林劳动力投入提高了营林效率与营林产出,从而增加了农户家庭的营林收入(Lin et al., 2020)。其次,林权改革带动林业相关产业的发展有效提升了农户非农就业的概率,提高了农户家庭的非农收入。农户家庭非农收入的提高,一方面可为农户积累社会资本,获得林业生产的相关信息,从而降低营林成本;另一方面可平滑消费,缓解信贷约束。因而,农户家庭收入的提高能激励农户加大对林地的投入,由此进一步增加农户营林收入,实现非农就业的“汇款效应”(Zhu et al., 2020; 许时蕾等, 2020)。此外,林权改革加深了农户兼业化经营,可有效提高农业劳动力的配置效率,实现农户营林收入和非农收入的共同增长。基于以上分析,本文提出以下研究假说。

H1a: 林权改革可实现劳动力在营林部门与非农部门之间的优化配置,进而增加农户家庭的营林收入、非农收入与总收入,即劳动力配置在林权改革增收效应中存在中介效应。

(2) 信贷可得提升效应。林权改革通过林权抵押贷款制度赋予了林地使用权与林木所有权抵押的功能,并在完善林权流转、林权抵押等权能的基础上,提升了林权交易价值,增加了林权被金融机构认可并接受为合格抵押品的概率,因而可大幅度提高农户获得林权抵押贷款的可能性,有效缓解农户因缺乏有效抵押品而面临的信贷约束(Liu et al., 2017a; Xu and Hyde, 2019)。更为关键的是,确权颁证等措施明晰了山林的空间位置、林种、林地规模等基本信息和林地承包经营权权属关系,增加了林地产权的明晰度。一方面,产权明晰可促进农户信用信息“标准化”,弱化金融市场对农户实际家庭收入、人脉关系等“软”信息的依赖,降低金融机构与农户之间的信息不对称,有效缓解农村信贷市场的逆向选择和道德风险等问题,有助于金融机构识别农户还款意愿以及减少发放贷款时的信息甄别与监督成本(Deininger et al., 2011)。另一方面,产权明晰可降低林权流转的交易成本,加之林权流转权能的完善,减少了金融机构在违约发生时的处置成本(Hong et al., 2018)。因此,金融机构放贷意愿增加,农户获得银行贷款的概率大幅度提高(刘圻等, 2013)。由此可见,林权改革可缓解农户信贷约束,提高农户信贷可得。

林权改革有效缓解了农户信贷约束,满足了农户对生产资金的多层次需求,有利于实现农户家庭

营林收入与非农收入的“双增”。具体来说，为实现家庭收入最大化，农户倾向于将信贷资金投资于边际收益较高的非农领域，提高了农户家庭的非农收入（张龙耀等，2013）^①。然而，非农投资往往伴随着不确定性（王建国、李实，2015）。因此，农户有意愿将部分信贷资金配置于营林部门，以分散非农投资风险（Xie et al., 2019）。事实上，充分利用营林资金有效缓解了林地生产力水平低、劳动力不足或过剩等问题，提高了林地生产效率（Qin and Xu, 2013; Liu et al., 2017b），从而实现营林产出增加，最终提高农户家庭营林收入。基于以上分析，本文提出以下研究假说。

H1b: 林权改革可提高农户信贷可得，进而增加农户家庭营林收入、非农收入与总收入，即信贷可得在林权改革增收效应中存在中介效应。

（3）林地经营规模效应。林权改革在明确农户林地信息的基础上，提升了林地产权的明晰度与排他性。事实上，林地产权的完善不仅可限制相关主体对公共域内租值的攫取，增强农户营林收益预期，提高林地经营价值，还有利于在流转市场中建构起“秩序观念”的约束规则体系，稳定农户流转收益，使农户在更大交易范围内实现交易价值，增强了农户参与林权流转的意愿（Liu et al., 2017b）。与此同时，明晰的林地产权制度以及林权改革中保护林权流转的条款可有效减少交易双方之间的信息不对称，不仅能降低交易前的信息搜寻成本，同时缩短林权流转交易链条，从而降低了流转中的谈判签约费用，减少了交易中的“敲竹杠”等道德风险。因此，农户流转意愿易转换为流转行为，进而增加了林地经营规模扩大的概率（Liu et al., 2017b）。土地产权强度的提高会强化农户对土地的依赖，使得农户突破土地本身的经济价值，从社会价值与身份价值对土地流转进行过度提价，导致交易双方难以在价格上达成一致，反而抑制了土地流转发生的概率，即产生了“禀赋效应”（罗必良，2014）。然而，新型农村合作医疗保险、新型农村社会养老保险等惠农保障措施的落实增强了制度保障对土地保障的替代。更为重要的是，当下中国农村正从“乡土中国”向“城乡中国”嬗变，农户与土地、村庄关系的黏度不断下降，农户对土地的情感寄托逐渐减弱，流转市场的差序格局开始瓦解（刘守英、王一鸽，2018）。由此可见，林权改革可能不会强化农户对林地的依赖进而抑制林权流转，反而促进了林权流转市场的发展，整体上提高林地经营规模。

林权改革所促进的林地经营规模扩大不仅可增加农户家庭营林收入，还能刺激农户家庭非农收入的提高。首先，就农户家庭营林收入而言，林权改革所促进的林权流转可有效解决林地细碎化问题，促进土地要素的优化配置，不仅能够降低营林边际成本，提高转入户的营林效益，还可推高林权流转价格，增加转出户的林地租金收入（Hong et al., 2018）。其次，就农户家庭非农收入而言，林地经营规模扩大不仅会刺激原本低效率依附于林地生产的农户转向非农部门，以此获取高于营林收入的非农收入（Xu and Hyde, 2019; 张寒等，2018）；而且，扩大林地经营规模还丰富了林权流转形式，易形成公司、基地、合作社等新型林业经营模式，增加农户本地非农就业机会，进一步提高农户家庭非农收入^②。基于以上分析，本文提出以下研究假说。

^①信贷可得性每增加1%，当地农村家庭的非农就业水平将提升1.97%，农户家庭收入将提高526元（肖龙铎、张兵，2017）。

^②林权改革促进了合作社、“公司+基地+农户”等新型林业经营主体的形成，农户因此获得除草、打药等工作机会，每户

H1c: 林权改革可扩大农户林地经营规模, 进而增加农户家庭营林收入、非农收入与总收入, 即林地经营规模在林权改革增收效应中存在中介效应。

2. 林权改革增收效应的持续性。21 世纪以来, 国家对集体林权制度进行了一系列动态调整, 赋予农户长期稳定的林地承包经营权, 并不断完善林权抵押贷款制度与林权流转制度, 逐渐弱化对林权抵押贷款与流转的管制强度, 林权改革的增收效应具有持续性。

首先, 2008 年出台的《关于全面推行集体林权制度改革的意见》(中发〔2008〕10 号) 将林地承包期延长至 70 年, 且承包期届满可按照国家有关规定继续承包。可见, 林权改革赋予了农户长期的林地使用权, 不仅促使农户形成稳定的营林收益预期, 增加营林投入, 还能持续降低为保护林权而支付的非生产性成本, 刺激农户开展非农活动, 由此实现农户家庭营林收入与非农收入的持续增长 (Zhu et al., 2020)。

其次, 国家在推进明晰山林权属任务的同时, 试图进一步放活林地经营权, 逐渐完善林权流转与林权抵押贷款等制度 (Yin et al., 2013)。对林权流转制度而言, 国家逐步弱化对林权流转的管制, 大幅度降低林权流转的交易成本, 提高农户林权流转的自由度, 增加林权流转各项补贴, 使得林权流转市场逐步完善。此时, 农户可自由调整土地、劳动力等生产要素, 促使农户家庭劳动力集中在具有比较优势的生产部门, 增加生产要素的边际回报, 刺激农户家庭收入持续增加 (Siikamäki et al., 2015; Hong et al., 2018)。对林权抵押贷款制度而言, 国家不断放宽对林权抵押贷款制度的管制, 降低了银行信贷门槛, 优化了审批程序, 并构建了林权收储等额外担保体系, 进一步降低金融机构的信贷风险。上述措施可持续提升农户获得正规信贷的概率, 促使农户增加对营林生产或非农活动的资金投入以获得更高的农户家庭收入 (Yin et al., 2013)。基于此, 本文提出以下研究假说。

H2: 林权改革会持续增加农户家庭的营林收入、非农收入和总收入。

三、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

1. 基准回归模型设定。考虑到各省份实施林权改革的时间存在先后差异, 本文借鉴 Li et al. (2016) 的建模思路, 设定渐进双重差分 (DID) 模型, 其实质是将各省份林权改革政策冲击的不同时间放置于同一个模型, 因而可自动产生处理组和参照组以及“处理前”和“处理后”的双重差异, 可有效克服模型中可能存在的遗漏变量、反向因果等内生性问题。DID 模型构建如下:

$$\ln Income_{it} = \beta_0 + \beta_1 ferf_{it} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, $ferf_{it}$ 为省份 i 在 t 年的林权改革实施情况。当省份 i 在 t 年实施林权改革时, $ferf_{it} = 1$; 反之, $ferf_{it} = 0$ 。本文着重关心系数 β_1 , 若 β_1 显著为正, 说明林权改革增收效应确实存在。被解释变量 $Income_{it}$ 表示省份 i 在 t 年的农户家庭营林收入、非农收入以及总收入水平, 模型

每年可多获得 5000 元工资性收入 (文彩云等, 2015)。

中均采用对数形式，以缓解收入变量的异方差问题。 $Control_{it}$ 为控制变量，参照已有文献，选择农户家庭受教育程度、农户家庭生产性固定资产、人口密度、耕地面积、活立木蓄积量、人均地区生产总值、农产品价格指数和林产品价格指数（罗楚亮，2012；程名望等，2016）。 ω_j 表示第 j （ $j=1, \dots, J$ ）个控制变量的系数。 γ_t 表示年份固定效应，用以控制时间趋势的影响。 μ_i 为省份固定效应，用以控制省级层面不随时间变化的因素对农户家庭收入的影响。 ε_{it} 为随机扰动项。

2. 动态效应模型设定。为进一步揭示林权改革对农户家庭收入影响的持续性，本文采用事件分析法（event study）对（1）式进行扩展，构建动态双重差分模型。需强调的是，此方法不仅可以观察林权改革增收效应的持续性，还可检验平行趋势假定，即林权改革政策冲击前处理组与参照组的家庭收入是否有相同的变化趋势。动态 DID 模型设定如下：

$$\ln Income_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K F_k ferf_{i,t-k} + \sum_{m=0}^M L_m ferf_{i,t+m} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中， $ferf_{i,t-k}$ 表示林权改革第 k （ $k=1, \dots, K$ ）期的前置项，设定前置项是为了检验处理组与参照组在实施林权改革前是否有相同的趋势，若系数 F_k 均不显著则说明，在林权改革之前处理组与参照组之间没有显著的系统性差异，则平行趋势假定成立。 $ferf_{i,t+m}$ 表示林权改革第 m （ $m=1, \dots, M$ ）期的滞后项，设定滞后项是为了识别林权改革的持续性影响。其他变量设定与（1）式一致。

3. 中介效应模型设定。根据前文理论分析，本文选取劳动力配置、农户信贷可得、林地经营规模三个中介变量，采用逐步法进行中介效应检验，进一步考察林权改革是否会影响农户生产要素配置，进而提高农户家庭收入。具体模型构建如下：

$$med_{it} = \theta_0 + \theta_{med} ferf_{it} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Income_{it} = \varphi_0 + \varphi_{CR} ferf_{it} + \varphi_{med} med_{it} + \sum_{j=1}^J \omega_j Control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（3）式和（4）式中， med_{it} 为中介变量，包括劳动力配置、农户信贷可得与林地经营规模。逐步法检验分为三个步骤。第一步是验证林权改革确实会影响农户家庭收入，即在（1）式系数 β_1 显著的基础上，依次检验（3）式中的系数 θ_{med} 和（4）式中的系数 φ_{med} 。如果两个系数都显著，则意味着中介效应存在，并进行第三步检验；如果至少有 1 个系数不显著，则进行第二步检验。第二步用 Bootstrap 法直接检验原假设： $\theta_{med} \times \varphi_{med} = 0$ 。如果检验结果拒绝原假设，说明中介效应成立，然后进行第三步；反之，则停止分析。第三步检验（4）式中的系数 φ_{CR} ，如果系数 φ_{CR} 不显著，则表明模型存在完全中介效应；如果系数 φ_{CR} 显著，则进一步比较 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 和 φ_{CR} 的符号，如果符号一致，则意味着存在部分中介效应。

（二）变量选择

1. 被解释变量。为剔除家庭人口规模对估计结果的影响，本文选择农户家庭人均营林收入、人均非农收入与人均总收入作为被解释变量，这既考虑了林权改革对农户家庭人均总收入的影响，又可验

证林权改革对不同来源收入的影响机制。其中，营林收入是农户出售木质和非木质林产品以及流转林地使用权等所获收入。非农收入包括农户通过非农家庭经营、劳动力外出就业等渠道所获得的收入。

2. 中介变量。中介变量包括劳动力配置、信贷可得与林地经营规模。其中，劳动力配置以“营林生产劳动力数”表示，若观察到在林权改革刺激营林劳动力数增加的同时，农户家庭营林收入与非农收入实现了“双增”，则说明林权改革促使劳动力在营林部门与非农部门间形成“互补”（Zhu et al., 2019）。农户信贷可得以“涉农贷款资金”测度（参见张正平等，2020）。由于各省份的农户林地经营规模数据难以获取，同时考虑到林地经营规模是影响营林生产支出的关键变量（Hatcher et al., 2013; Zhu et al., 2020），故本文以“营林生产支出”作为林地经营规模的替代变量。需强调的是，此处营林生产投入不包括劳动力投入与基础建设投资，仅含有树种、树苗、肥料、农药、电费及小型工具的购置维修等开支。

3. 控制变量。本文基于相关文献，选取农户家庭受教育程度、农户家庭生产性固定资产、人口密度、耕地面积、活立木蓄积量^①、人均地区生产总值、林产品价格指数和农产品价格指数作为控制变量。具体说明如下：农户家庭受教育程度是影响农户家庭收入的核心要素（程名望等，2016）；人口密度可体现地区的劳动力供给情况，是地区收入水平提升的重要因素（程名望等，2016）；农户家庭经营多依赖于土地要素（程名望等，2016），因此，耕地面积、活立木蓄积量等是影响收入水平的关键因素；人均地区生产总值与价格指数对农户收入的影响已被众多学者所证实（例如张龙耀等，2013）。

（三）数据说明

为综合考察林权改革对农户家庭收入的影响机制，本文构建全国 27 个省（市、区）22 年有关农户家庭收入的面板数据。具体来说，首先，为获取更多的参照组样本，以提高估计结果的无偏性与有效性，本文将《中国农村住户调查年鉴》的所有调查年份都包含在内，即将样本时间跨度设定为 1990 年、1995 年与 1998—2017 年。其次，将重庆市、海南省分别并入四川省、广东省，并剔除未实施林权改革的上海市及数据缺失较多的西藏自治区。需强调的是，本文并未剔除林业依赖度低的省份，因为人为去除林业依赖度低的省份易产生样本偏误，造成林权改革效果被高估。更为合理的做法是，在下文的异质性分析部分再考虑省份间的资源禀赋差异对林改政策效果的影响。

被解释变量中，农户家庭人均营林收入、人均非农收入、人均总收入来源于《中国农村住户调查年鉴》^②。中介变量中，营林劳动力、涉农信贷资金与营林生产支出分别来源于《中国人口与就业统计年鉴》^③、《中国统计年鉴》^④与《中国农村住户调查年鉴》。控制变量中，农户家庭受教育程度、农

^①需说明的是，林地面积是影响农户家庭收入的重要变量，本应纳入回归模型中。但是，林地面积与活立木蓄积量相关性系数高达 0.84，超过阈值 0.8，将二者同时放入回归模型易造成严重多重共线性。同时，考虑到活立木蓄积量不仅可测度林木蓄积总量，还可体现林地面积大小。因此，本文最终选择涵盖信息量较多的活立木蓄积量作为物质资本控制变量。

^②国家统计局农村社会经济调查司：《中国农村住户调查年鉴》（1992 年、2000—2018 年），北京：中国统计出版社。

^③国家统计局人口和就业统计司、人力资源和社会保障部规划财务司：《中国人口与就业统计年鉴》（1991 年、1996 年、1999—2018 年），北京：中国统计出版社。

户家庭生产性固定资产均来自《中国农村住户调查年鉴》；耕地面积、人口密度、人均地区生产总值均来自《中国统计年鉴》；活立木蓄积量来源于《中国林业统计年鉴》^①；林产品价格指数与农产品价格指数来自《中国农村统计年鉴》^②。

本文所使用的全国 27 个省（市、区）22 年面板数据可有效识别林权改革的长期动态效应。更为重要的是，较之于农户层面的微观数据，本文所使用的数据基本由国家统计局的专业团队调查统计，减少了系统性误差，数据的核心指标保持不变，可比性强。同时，该数据涵盖了全国大部分省份，因而能够代表林权改革的整体情况。本文用到的变量及其描述性统计如表 1 所示。

表 1 样本描述性统计

类别	变量名	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	人均营林收入（ <i>FoIn</i> ）	元	594	36.20	62.28	0.49	535.00
	人均非农收入（ <i>NoIn</i> ）	元	594	1571.00	1542.00	45.47	8451.00
	人均总收入（ <i>ToIn</i> ）	元	594	2331.00	1687.00	431.0	10272.00
解释变量	林权改革虚拟变量（ <i>ferf</i> ）	—	594	0.45	0.50	0	1
中介变量	营林劳动力（ <i>FoLa</i> ）	万人	594	2133.00	1580.00	38.45	6604.00
	营林生产支出（ <i>INV</i> ）	元/人	594	13.76	15.63	0.44	85.00
	涉农信贷资金（ <i>LEND</i> ）	亿元	594	619.50	643.80	2.81	3420.00
控制变量	农户家庭受教育程度（ <i>EDU</i> ）	%	594	15.96	8.29	3.748	54.93
	人口密度（ <i>POP</i> ）	百人/平方公里	594	3.23	2.78	0.0621	13.28
	耕地面积（ <i>LARE</i> ）	百万公顷	594	4.08	2.74	0.214	15.86
	农户家庭生产性固定资产（ <i>ASS</i> ）	亿元	594	210.20	202.30	2.603	985.10
	活立木蓄积量（ <i>FLI</i> ）	万立方米/公顷	594	4.06	2.77	0.35	13.82
	人均地区生产总值（ <i>GDP</i> ）	万元/人	594	0.80	0.80	0.02	4.76
	农产品价格指数（ <i>APR</i> ）	1990=100	594	3.26	1.22	1.00	7.58
	林产品价格指数（ <i>FPR</i> ）	1990=100	594	2.41	0.96	0.99	10.39

注：为保证数据可比性，历年名义人均地区生产总值、营林收入、非农收入、总收入、营林生产支出、固定资产投资、涉农信贷资金、林产品价格指数和农产品价格指数均折算成 1990 年不变价。

四、实证结果与分析

（一）林权改革对农户家庭收入的影响

林权改革对农户家庭收入的平均处理效应如表 2 所示。

^①国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1991 年、1996 年、1998—2018 年），北京：中国统计出版社。

^②国家林业和草原局（编）：《中国林业统计年鉴》（1990 年、1995 年、1998—2017 年），北京：中国林业出版社。

^③国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（1991 年、1996 年、1999—2018 年），北京：中国统计出版社。

表 2 集体林改对农户家庭收入的影响的基准回归

	<i>FoIn</i>	<i>FoIn5</i>	<i>FoIn10</i>	<i>FoIn11</i>	<i>FoIn12</i>	<i>FoIn13</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ferf</i>	0.120 (0.087)	0.148** (0.068)	0.305** (0.116)	0.392** (0.148)	0.250** (0.110)	0.408*** (0.104)	0.192*** (0.043)	0.127*** (0.029)
常数项	3.329** (0.103)	2.487** (0.660)	2.603*** (0.661)	2.538*** (0.666)	2.491*** (0.666)	2.511*** (0.668)	5.823*** (0.367)	6.325*** (0.265)
样本量	594	459	324	297	270	243	594	594
调整的 R ²	0.861	0.880	0.880	0.881	0.881	0.880	0.967	0.954

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量包括农村家庭平均受教育程度、人口密度、耕地面积、固定资产投资、活立木蓄积量、人均地区生产总值、农产品价格指数和林产品价格指数，限于版面原因，估计结果省略；④回归模型均控制了时间固定效应和省份固定效应，估计结果省略；⑤ *FoIn5* 表示 5 年后的营林收入，*FoIn10* 表示 10 年后的营林收入，依此类推。

表 2（1）列的结果显示，在控制其他变量的基础上，林权改革对农户当期营林收入的影响不具有统计学意义。究其原因是，农户林地投入与产出存在滞后性，林权改革对农户生产要素的配置效益无法体现在农户当期营林收入中。考虑到种苗、林下经济、经济林作物等在种植后的 3~5 年才有收益，用材林则需要 10 年以上才有收益，本文进一步以林权改革实施 5 年后以及 10~13 年后的农户营林收入作为被解释变量进行回归^①。表 2（2）~（6）列的回归结果显示，林权改革对 5 年、10~12 年、13 年后的营林收入均具有显著的正向影响。其中，林权改革对 13 年后的营林收入的回归系数最大，为 0.408。可见，林权改革使 13 年后的营林收入增加了 40.8%，林权改革的增收效果相当可观。上述结果与孔凡斌（2008）的研究结论一致^②。究其原因，林权改革所产生的激励效应会刺激农户合理配置生产要素，加大营林投入。由此可见，非农部门对农户营林投入的“挤出效应”可能并不存在，有待在下文的机制检验部分做进一步验证。

表 2（7）~（8）列的结果显示，在加入控制变量的基础上，林权改革对农户家庭非农收入与总收入均呈现显著的正向影响，影响系数分别为 0.192、0.127。可见，林权改革使得农户家庭非农收入与总收入分别增长了 19.2%、12.7%，该结果与冒佩华、徐骥（2015）的研究结论一致^③。究其原因，林权改革强化了林产权的安全性及排他性，在增加非农就业与林地经营价值的基础上，激励农户优化生产要素配置，实现生产要素在营林部门与非农部门之间的互补，同时增加农户家庭的营林收入与

^①若 2003 年林权改革激励农户种植用材林，用材林在种植 10 年后的 2013 年才会开始产生收益，同时鉴于 2017 年后的数据难以获得，本文仅选取林权改革实施 10~13 年后的农户家庭营林收入作为被解释变量。

^②该研究利用江西省 2484 个农户调查数据，分析实施林权改革后农户的林业收入增长数量、增长速率以及增长机理，发现林权改革增加了农户家庭营林收入。

^③该研究利用 2000 年和 2012 年的农户家庭微观调研数据，研究中国农地制度与农民收入增长的关系问题，发现农地制度改革完善了农地经营权，并进一步提高了农户家庭收入。

非农收入，进而提高了家庭总收入。对此，本文将在下文的机制检验部分做进一步验证。

（二）平行趋势检验

运用双重差分法需满足平行趋势假定，即在林权改革政策实施前，处理组与参照组的各项家庭收入的变化趋势一致。由于林权改革于 2003 年以试点形式开始实施，于 2008 年在全国范围内推行，各省份林权改革的时间并不相同，因此，在 2003—2008 年时间跨度内无法找到某一年作为所有省份均未进行林权改革的观测时期。本文参考应瑞瑶等（2018）的做法，以全面推行林权改革的年份作为划分处理组与参照组的时间依据。具体来说，构造林权改革虚拟变量（*treat*），赋值如下：将在 2008 年之前进行林权改革的省份作为处理组，*treat* =1；反之则作为参照组，*treat* =0。在此基础上，本文利用 2003 年前的样本数据，依旧通过（1）式进行回归分析，以验证平行趋势假定。当构造的林权改革虚拟变量并未对农户家庭各项收入表现出显著的解释能力时，则认为满足平行趋势假定。

回归结果如表 3（1）～（3）列所示，在受到林权改革政策冲击前，构造的林权改革虚拟变量对农户各项家庭收入的影响并不具有统计学意义。可见林权改革前农户各项家庭收入在参照组与处理组之间未呈现显著差异，平行趋势假定得以初步验证。然而，上述方法仅可识别林权改革前农户家庭各项收入在参照组与处理组之间的总体差异，无法判断林权改革前各年度农户家庭收入的差异。为此，在下文的持续性检验部分，本文将在采用事件分析法定量分析林权改革增收效应的持续性的基础上再次进行平行趋势检验。

表 3 平行趋势检验

	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i>	-0.016 (1.220)	0.461 (0.653)	0.055 (0.482)
常数项	3.030*** (0.708)	5.578*** (0.344)	6.234*** (0.273)
样本量	189	189	189
调整的 R ²	0.793	0.965	0.852

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③出于谨慎，本文检验了林权改革对农户家庭 11～13 年后营林收入的影响，林权改革影响系数均不显著，限于篇幅原因，只汇报林权改革对 10 年后营林收入（*FoIn*10）的影响结果；④控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

（三）稳健性检验

1. 剔除均股均利省份。“均股均利”确权形式对农户家庭收入的作用机制不同于“分山到户”确权形式（Liu et al., 2017a; Liu et al., 2017b）。因此，为了防止基准回归结果受少数采用“均股均利”确权形式的省份的影响，本文首先将仅采用“均股均利”确权形式的江苏省与广东省数据从样本中剔除。回归结果表明，林权改革对农户家庭的 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均具有显著的正向影响，回归系数与基准回归结果相比差异不大。其次，本文将允许“分山到户”和“均股均利”

等确权形式并存的河北省、湖北省、湖南省和青海省数据剔除后再次进行回归，发现林权改革对农户家庭的 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入仍具有显著的正向影响。上述回归结果^①均说明，“均股均利”确权形式并不会对基准结果产生实质性影响，基准回归结果具有稳健性。

2. 排除其他政策影响。尽管以上检验对实证结果的可靠性做出了进一步的保障，但在林权改革推行的同时，多项影响农户家庭收入的政策也在并行或交叉进行，故基准回归模型中的林权改革虚拟变量可能包含其他政策冲击，有可能造成基准回归结果有偏。

首先，国有林区改革试点于 2006 年进行^②，部分国有林场将林地承包给农户经营，农户不仅可进行林下经营，提高营林收入，还可以获得进入国有森工企业就业的机会，因而增加了非农收入（Hyde and Yin, 2018）。其次，国家经济体制改革委员会和林业部于 1995 年颁布《林业经济体制改革总体纲要》，开始推行林业市场化改革。事实上，林业市场化改革所带来的林地、木竹等价格攀升也是农户家庭收入增长的重要原因（Yin et al., 2013; 刘璨, 2005）。最后，1991 年起实施的森林采伐限额管理制度也是影响农户家庭收入的因素之一（何文剑等, 2016），过强的采伐管制会降低农户对未来林业收入的预期，减少农户营林热情，降低农户家庭收入（Qin and Xu, 2013; 张道卫, 2001）。为此，本文设置国有林区改革和林业市场化改革的虚拟变量，并与森林采伐管制制度（以采伐限额指标数测度）同时纳入（1）式模型，以排除上述政策对估计结果造成的影响。回归结果显示，林权改革对农户家庭的 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入仍具有显著的正向影响^③。这说明，即使在回归模型中控制了各项政策，林权改革的增收效应依旧显著。

（四）安慰剂检验

前文回归结果虽控制了由各省份固有特征（例如人口密度、森林资源、经济发展等可观测变量）所导致的系统性差异，并排除了其他政策的影响，但是，值得思考的是，林权改革增收效应是否还受其他不可观测因素的干扰。对此，本文构建一系列反事实框架对基本回归结果进行安慰剂检验。若在虚假的政策处理下同样观察到林权改革的增收效应，则说明农户的增收可能源于不可观测的系统性差异，而非林权改革。

首先，随机分配林权改革时间。本文利用 Bootstrap 技术为各省份随机分配林权改革时间，按（1）式重复回归 500 次。根据回归结果分析发现，林权改革对农户家庭营林收入、非农收入与总收入的影响系数的 t 值呈近似正态分布^④。这说明，林权改革虚假处理效应并不存在。其次，构造虚假的林权改革实施时间。本文将各省份实施林权改革的时间分别提前 3 年和 5 年，构建虚假的林权改革时间虚拟变量放入（1）式进行回归。回归结果表明，虚假的林权改革时间对农户家庭各项收入的影响不具有统计学意义。最后，寻找不受政策影响的对象。考虑到林权改革的受益对象是农村居民，城镇居民收入

^①为节省篇幅，剔除均股均利省份的回归结果省略。读者若有需要，可向笔者索取。

^②国有林区试点省份包括：黑龙江、吉林、云南、四川、青海、宁夏、陕西、甘肃、新疆、内蒙古。

^③为节省篇幅，排除其他政策影响的检验结果省略。读者若有需要，可向笔者索取。

^④为节省篇幅，影响系数的 t 值分布图省略。读者若有需要，可向笔者索取。

几乎不会受到林权改革的影响，本文将城镇居民收入作为被解释变量纳入（1）式模型进行回归，发现林权改革对城镇居民收入未产生显著影响。上述安慰剂检验结果^①可证实，林权改革增收效应并非源于其他系统性因素，基准回归结果具有较强的稳健性。

（五）林权改革增收效应持续性检验

动态 DID 模型的最终估计结果如图 2 所示，林权改革对农户家庭的 5 年后营林收入^②、非农收入与总收入均具有显著的正向影响，且影响系数在林权改革政策推行后逐年递增，农户家庭 5 年后营林收入的增收效果在政策实施的第 6 年最为明显，系数增长至 1.25，非农收入与总收入的增收效果在第 10 年最为明显，系数分别增长至 0.39、0.41。该结果表明，林权改革的增收效应随着时间的推移逐渐强化，实现了农户家庭收入的持续性增加，研究假说 H2 得以证实。

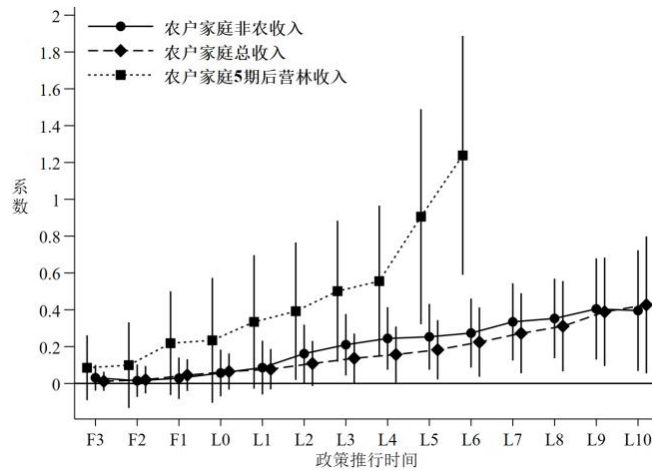


图2 林权改革增收效应持续性检验与平行趋势检验

注：①竖线表示 90%的置信区间；②L0 表示林权改革当年，L1 表示林权改革后一年，F1 表示林权改革前一年，依此类推。

此外，事件分析法可以进一步验证双重差分模型是否满足平行趋势假定。观察图 2 可以发现，在林权改革实施之前，林权改革对农户家庭的 5 年后营林收入、非农收入以及总收入的影响均不显著。这说明，在林权改革实施前，处理组与参照组的营林收入、非农收入及总收入均没有显著的系统性差异，这也是对平行趋势检验结果的进一步佐证。

五、异质性分析

（一）区域异质性

集体林资源丰富度与经济发展水平等的地区间差异将会影响林权改革政策的实施效果，对此，本

^①为节省篇幅，安慰剂检验结果省略。读者若有需要，可向笔者索取。

^②本文数据集的最新年份仅到 2017 年，若选取农户家庭 10 年后营林收入作为被解释变量，将会存在很多缺失值。为了保证有更多的处理组与参照组样本，本文选取 5 年后营林收入作为被解释变量。

文设置三重差分模型进一步考察林权改革对不同地区农户家庭收入的异质性影响。

1.集体林资源丰富度差异。在中央的监督约束下，集体林资源丰富的地区会更积极地推行林权改革，因而可提高林权改革政策的执行效果，增收效应更加显著。因此，本文选择各省份集体林地面积（ $\ln CFLA$ ）衡量各省份的集体林资源丰富度，在（1）式模型中引入集体林地面积与林权改革的交互项（ $ferf \times \ln CFLA$ ）^①。回归结果如表4（1）～（3）列所示，集体林地面积与林权改革交互项对农户家庭10年后营林收入、非农收入以及总收入均具有显著的正向影响。该结果说明，在考虑各省份林地资源禀赋差异的情况下，林权改革的增收效应依旧存在，且集体林地面积越大的地区林权改革的执行效果越好，农户增收效应越强。进一步观察回归结果发现，该交互项对农户家庭非农收入的影响系数小于对10年后农户家庭营林收入的影响系数。这说明，在集体林资源丰富的地区，林权改革对农户家庭营林收入的增收效果较好。究其原因，集体林资源较为丰富的地区，农户对山林依赖的程度往往较高，在林权改革的激励下较倾向于将生产要素投入到营林部门。因而林权改革对集体林资源丰富地区的农户家庭营林收入的增加效果更显著。

2.经济发展水平差异。经济发展水平较高的地区通常市场化程度较高，农户的经济活动相对多元化，农户对山林依赖的程度不高，因而倾向于保持原有的生产经营模式，林权改革的增收效应可能并不明显。因此，本文选用人均地区生产总值（ GDP ）衡量地区经济发展水平，在（1）式模型中引入经济发展水平与林权改革的交互项（ $ferf \times GDP$ ）。表4（4）～（6）列的结果表明，林权改革与人均地区生产总值对农户家庭10年后的营林收入、非农收入及总收入均具有显著的正向影响，而经济发展水平与林权改革交互项对农户家庭10年后营林收入、非农收入与总收入均具有显著的负向影响。这说明，较高的经济发展水平虽提高了农户家庭收入，却会影响林权改革的执行效果，降低林权改革的增收效应。可见，林权改革增收效应虽在经济发展水平较高的地区存在，但其增收效果低于经济欠发达地区。以上结果均证实林权改革的增收效应在异质性视角下具有广泛性。

表4 三重差分回归结果

	集体林资源			经济发展水平		
	$FoIn10$	$NoIn$	$ToIn$	$FoIn10$	$NoIn$	$ToIn$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ferf \times \ln CFLA$	0.045** (0.017)	0.020*** (0.006)	0.011*** (0.003)	—	—	—
$\ln CFLA$	0.211 (0.142)	0.279** (0.132)	0.092 (0.086)	—	—	—
$ferf \times GDP$	—	—	—	-0.066* (0.038)	-0.056* (0.030)	-0.064* (0.035)
GDP	—	—	—	0.217* (0.120)	0.534*** (0.191)	0.234*** (0.069)

^①集体林地面积在回归中采用对数形式，以缓解集体林地面积变量的异方差问题。

(续表 4)

<i>ferf</i>	0.312** (0.142)	0.226*** (0.036)	0.104*** (0.023)	0.265** (0.122)	0.207*** (0.058)	0.225*** (0.034)
常数项	-1.152 (1.006)	1.981** (0.917)	4.734*** (0.583)	2.820*** (0.807)	6.033*** (0.543)	5.657*** (0.166)
样本量	324	594	594	324	594	594
调整的 R ²	0.866	0.953	0.949	0.882	0.973	0.952

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

(二) 分布异质性

不同收入分布上的农户对山林的依赖程度存在显著差异，林权改革对不同收入水平的农户的激励作用明显不同。因此，在目前农村内部经济发展不平衡、不充分问题相对突出的阶段，探究林权改革对不同收入分布农户的影响效果，不仅可以全面地考察林权改革的增收效应，还能为防止返贫发生提供重要的经验证据。为此，本文采用分位数回归的方法考察林权改革增收效应的分布异质性。

表 5 (1) ~ (9) 列的结果显示，林权改革对处于 25%、50%和 75%分位数的农户家庭 10 年后营林收入、非农收入与总收入均具有显著的正向影响，影响系数均随分位数点的上升而下降。该结果说明，林权改革对中低收入水平的农户家庭各项收入的提升作用较强。究其原因，与高收入农户相比，中低收入农户对山林的依赖程度较高，较多从事林业经营，因而林权改革的激励效果较为显著。该结果也表明，林权改革不仅有利于提高农户群体的平均收入，同时能有效缓解农村居民收入不平等问题。

表 5 分布异质性检验

	25%分位数			50%分位数			75%分位数		
	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>	<i>FoIn</i> 10	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>ferf</i>	0.346** (0.141)	0.192*** (0.065)	0.121** (0.049)	0.312* (0.183)	0.158*** (0.055)	0.081** (0.031)	0.251** (0.123)	0.129*** (0.045)	0.058* (0.032)
常数项	1.375*** (0.355)	4.720*** (0.239)	5.611*** (0.180)	0.400 (0.460)	3.648*** (0.201)	5.117*** (0.115)	1.081*** (0.311)	4.224*** (0.163)	5.301*** (0.117)
样本量	374	594	594	374	594	594	374	594	594

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

六、机制检验

(一) 林权改革、劳动力配置与农户家庭收入

劳动力配置的中介效应回归结果如表 6 所示。第一步检验的结果表明，林权改革对营林劳动力 (*FoLa*) 具有显著的正向影响 (见表 6 (1) 列)。而中介变量营林劳动力对农户家庭 10 年后营林收

入、当期非农收入及总收入均具有显著的正向影响（见表 6（2）～（4）列）。这说明，林权改革在增加营林劳动力的基础上，同时提高了农户家庭营林收入、非农收入与总收入。由此，研究假说 H1a 得以证实，即劳动力配置存在中介效应。

在第一步检验出 θ_{med} 和 φ_{med} 均显著的基础上直接进行第三步检验。表 6（2）～（4）列的结果表明，林权改革对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均存在显著的正向影响，且与 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 的符号一致。这说明，劳动力配置存在部分中介效应。

表 6 劳动力配置的中介效应检验

	<i>FoLa</i>	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ferf</i>	3.233** (1.238)	0.317** (0.142)	0.767*** (0.067)	0.506*** (0.042)
<i>FoLa</i>	—	0.038*** (0.008)	0.008** (0.003)	0.007** (0.003)
常数项	1.935 (1.238)	1.488*** (0.277)	5.060*** (0.217)	6.157*** (0.193)
样本量	594	324	594	594
调整的 R ²	0.668	0.856	0.929	0.924

注：① ***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；② 括号内为聚类稳健标准误；③ 控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

（二）林权改革、信贷可得与农户家庭收入

信贷可得中介效应的第一步检验结果如表 7（1）列所示，林权改革对涉农信贷资金（*LEND*）具有显著的正向影响，说明林权改革确实可提高农户的信贷资金。然而，表 7（2）～（3）列的结果显示，中介变量涉农信贷资金对农户家庭 10 年后营林收入与当期非农收入的影响并不显著。因此，本文继而采用 Bootstrap 法进行第二步检验，检验结果均在 5% 的显著性水平上拒绝原假设，证实了农户信贷可得中介效应的存在，即林权改革在增加农户获得林权抵押贷款和其他涉农信贷的概率的基础上，提高了农户家庭营林收入、非农收入和总收入。由此，研究假说 1b 得以证实，即信贷可得存在中介效应。第三步检验结果如表 7（2）～（4）列所示，林权改革对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均具有显著的正向影响，且与 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 的符号一致。这说明，信贷可得存在部分中介效应。

表 7 农村信贷可得中介效应检验

	<i>LEND</i>	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ferf</i>	0.248** (0.118)	0.289** (0.123)	0.177*** (0.041)	0.118*** (0.027)
<i>LEND</i>	—	0.050	0.067	0.042**

(续表 7)

	—	(0.043)	(0.045)	(0.016)
常数项	14.183*** (0.844)	1.785** (0.813)	4.824*** (0.676)	5.699*** (0.380)
样本量	594	324	594	594
调整的 R ²	0.851	0.881	0.968	0.955

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%的水平上显著；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

(三) 林权改革、林地经营规模与农户家庭收入

林地经营规模的中介效应回归如表 8 所示。第一步检验结果如表 8 (1) 列所示，林权改革对林地经营规模 (*INV*) 具有显著的正向影响。这说明，林权改革确实能够刺激农户增加营林生产支出，扩大林地经营规模。同时，表 8 (2) ~ (4) 列的结果显示，林地经营规模对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入与当期总收入均具有显著的正向影响。上述结果说明，林权改革不仅可刺激农户通过扩大林地经营规模提高林地生产效率，从而提高农户家庭营林收入；还可通过扩大林地经营规模增加非农就业机会，提高非农收入和总收入。由此，研究假说 1c 得以证实，即林地经营规模存在中介效应。

在第一步检验出 θ_{med} 和 φ_{med} 均显著的基础上直接进行第三步检验。表 8 (2) ~ (4) 列的结果显示，林权改革对农户家庭 10 年后营林收入、当期非农收入与总收入均具有显著的正向影响，且与 $\theta_{med} \times \varphi_{med}$ 的符号一致。这意味着林地经营规模存在部分中介效应。

表 8 林地经营规模的中介效应检验

	<i>INV</i>	<i>FoIn10</i>	<i>NoIn</i>	<i>ToIn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ferf</i>	0.237** (0.099)	0.228* (0.114)	0.208*** (0.043)	0.131*** (0.024)
<i>INV</i>	—	0.505*** (0.061)	0.107** (0.047)	0.063** (0.028)
常数项	0.922 (0.720)	2.184*** (0.547)	4.108*** (0.258)	5.476*** (0.156)
样本量	594	324	594	594
调整的 R ²	0.774	0.908	0.956	0.951

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③控制变量、时间固定效应和省份固定效应的估计结果省略。

七、结论与政策启示

本文在构建“林权改革—生产要素—农户收入”理论框架的基础上，以林权改革为准自然实验，利用中国省级层面 22 年的样本数据，构建渐进性双重差分模型识别林权改革对农户家庭收入的影响，

并进一步采用三重差分模型与中介效应模型分别揭示林权改革增收效应的异质性以及增收效应的作用机理。本文得出以下结论：首先，林权改革对农户家庭营林收入、非农收入以及总收入具有显著的正向影响，且该结果通过平行趋势假定、排除其他政策影响、安慰剂检验等一系列稳健性检验。在此基础上，本文进一步证实了林权改革增收效应的持续性较好。其次，集体林资源丰富地区或经济发展水平不高的地区，林权改革的执行效果较好。同时，林权改革对低收入农户家庭的增收效应较为显著。最后，劳动力配置、信贷可得以及林地经营规模的中介效应均存在。即林权改革通过增加农户营林劳动力投入、提高涉农信贷资金与扩大林地经营规模，进而提升农户家庭营林收入、非农收入与总收入。

基于上述结论，本文得出以下启示。首先，林权改革通过增加农户信贷可得以及扩大林地经营规模，提高了农户对营林部门与非农部门的生产投入。因此，应继续深化林权改革的配套政策，进一步释放林权改革的政策红利，为农户加大营林投入与非农投入提供资金与政策环境支持。具体来说，一方面，降低林权抵押贷款的信贷门槛，减少林权抵押贷款的信贷约束条件，为农户获得生产资金提供便捷通道；另一方面，健全包括林地在内的流转交易市场，最大限度地发挥土地流转市场的功能，便于农户通过林权流转扩大林地经营规模，以实现林业生产的规模效应。其次，考虑到林权改革可实现劳动力在营林部门与非农部门间的优化配置，政府应鼓励发展本地林业相关产业，如木材加工业、生态旅游等，提高本地非农就业机会，为农户通过兼业化经营实现营林收入与非农收入的“双增”创造有利条件。再次，林权改革增收效果因地区间集体林资源与经济发展水平等存在明显异质性。国家在推进林权改革的过程中，要充分考虑到省份间资源禀赋和经济发展水平的差异，加大对森林资源丰富、经济欠发达省份的林业政策扶持力度，力求实现林权改革的最佳政策效果。最后，林权改革对处于不同收入水平农户的差异性影响揭示出林权改革能有效缓解农村内部收入不平等。政府应针对不同收入水平的农户，运用科学程序实施精确识别、精确帮扶、精确管理的林权改革政策，进一步缩小农村内部贫富差距。

最后需要指出的是，本研究今后至少应在以下方面继续推进。首先，本文使用的是省级层面数据，无法完全揭示林权改革对农户具体生产行为（譬如林地转入转出决策、信贷获得）的影响，因而有必要利用农户层面的长期面板数据进一步验证本文的主要结论。其次，本文研究结果仅揭示了林权改革的总体效果，有待进一步挖掘林权流转制度、林权抵押制度等分项政策对农户家庭收入的影响效果。

参考文献

- 1.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016：《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第1期。
- 2.何文剑、王于洋、江民星，2019：《集体林产权改革与森林资源变化研究综述》，《资源科学》第7期。
- 3.何文剑、徐静文、张红霄，2016：《森林采伐限额管理制度能否起到保护森林资源的作用》，《中国人口·资源与环境》第7期。
- 4.黄季焜、冀县卿，2012：《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》，《管理世界》第9期。
- 5.黄征学、高国力、滕飞、潘彪、宋建军、李爱民，2019：《中国长期减贫，路在何方？——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻》，《中国农村经济》第9期。

- 6.孔凡斌, 2008:《集体林权制度改革绩效评价理论与实证研究——基于江西省 2484 户林农收入增长的视角》,《林业科学》第 10 期。
- 7.刘璨, 2005:《我国南方集体林区主要林业制度安排及绩效分析》,《管理世界》第 9 期。
- 8.刘璨、黄和亮、刘浩、朱文清, 2019:《中国集体林产权制度改革回顾与展望》,《林业经济问题》第 2 期。
- 9.刘浩、刘璨, 2016:《我国集体林产权制度改革及配套改革相关政策问题研究》,《林业经济》第 9 期。
- 10.刘圻、褚四文、高跃、李英, 2013:《林权抵押贷款: 银行惜贷现状与证券化模式研究》,《农业经济问题》第 5 期。
- 11.刘守英、王一鸽, 2018:《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》,《管理世界》第 10 期。
- 12.刘小强、徐晋涛、王立群, 2011:《集体林权制度改革对农户收入影响的实证分析》,《北京林业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 13.罗必良, 2014:《农地流转的市场逻辑——“产权强度—禀赋效应—交易装置”的分析线索及案例研究》,《南方经济》第 5 期。
- 14.罗楚亮, 2012:《经济增长、收入差距与农村贫困》,《经济研究》第 2 期。
- 15.茅于軾、唐杰, 2002:《商品林业发展中的产权和税费问题》,《管理世界》第 7 期。
- 16.冒佩华、徐骥, 2015:《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》第 5 期。
- 17.仇晓璐、陈绍志、赵荣, 2018:《集体林权制度改革对农户收入的影响》,《中国农业大学学报》第 12 期。
- 18.王建国、李实, 2015:《大城市的农民工工资水平高吗?》,《管理世界》第 1 期。
- 19.王庶、岳希明, 2017:《退耕还林、非农就业与农民增收》,《经济研究》第 4 期。
- 20.文彩云、李扬、王砚时、张升, 2015:《集体林权流转现状、成效及发展趋势》,《林业经济》第 5 期。
- 21.肖龙铎、张兵, 2017:《金融可得性、非农就业与农民收入》,《经济科学》第 2 期。
- 22.许时蕾、张寒、刘璨、杨红强, 2020:《集体林权制度改革提高了农户营林积极性吗? ——基于非农就业调节效应和内生性双重视角》,《农业技术经济》第 8 期。
- 23.应瑞瑶、何在中、周南、张龙耀, 2018:《农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验》,《中国农村观察》第 3 期。
- 24.张道卫, 2001:《为什么中国的许多林地不长树?》,《管理世界》第 3 期。
- 25.张寒、刘璨、刘浩, 2018:《基于内生性视角的非农就业对林地流转的效应评价——来自 9 省 1497 户林农的连续监测数据》,《农业技术经济》第 1 期。
- 26.张红、周黎安、徐晋涛、赵锦勇, 2016:《林权改革、基层民主与投资激励》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 27.张龙耀、杨军、张海宁, 2013:《金融发展、家庭创业与城乡居民收入——基于微观视角的经验分析》,《中国农村经济》第 7 期。
- 28.张英、陈绍志, 2015:《产权改革与资源管护——基于森林灾害的分析》,《中国农村经济》第 10 期。
- 29.张正平、夏海、毛学峰, 2020:《省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响》,《中国农村经济》第 9 期。
- 30.Araujo, C., C. A. Bonjean, J.-L. Combes, P. C. Motel, and E. J. Reis, 2008, “Property Rights and Deforestation in the Brazilian Amazon”, *Ecological Economics*, 8-9(68): 2461-2468.

- 31.Deininger, K., D. A. Ali, and T. Alemu, 2011, "Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence From Ethiopia", *Land Economics*, 87(2):312-334.
- 32.Hatcher, J., T. J. Straka, and J. L. Greene, 2013, "The Size of Forest Holding /Parcelization Problem in Forestry: A Literature Review", *Resources*, 2(2):39-57.
- 33.Hong, Y., H. Chang, and Y. Dai, 2018, "Is Deregulation of Forest Land Use Rights Transactions Associated with Economic Well-being and Labor Allocation of Farm Households? Empirical Evidence in China", *Land Use Policy*, 75: 694-701.
- 34.Huang, J., and S. Rozelle, 1996, "Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China's Rural Economy", *Journal of Development Economics*, 49(2): 337-369.
- 35.Hyde, W. F., and R. Yin, 2018, "40 Years of China's Forest Reforms: Summary and Outlook", *Forest Policy and Economics*, 98: 90-95.
- 36.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- 37.Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 82(1):34-51.
- 38.Lin, Y., M. Qu, C. Liu, and S. Yao, 2020, "Land Tenure, Logging Rights, and Tree Planting: Empirical Evidence From Smallholders in China", *China Economic Review*, 60, 101215.
- 39.Liu, C., H. Liu, and S. Wang, 2017a, "Has China's New Round of Collective Forest Reforms Caused an Increase in the Use of Productive Forest Inputs?", *Land Use Policy*, 64: 492-510.
- 40.Liu, C., S. Wang, H. Liu, and W. Zhu, 2017b, "Why Did the 1980s' Reform of Collective Forestland Tenure in Southern China Fail?", *Forest Policy and Economics*, 98: 8-18.
- 41.North, D. C., 1994, "Economic Performance through Time", *American Economic Review*, 84(3): 359-368.
- 42.Qin, P., and J. Xu, 2013, "Forest Land Rights, Tenure Types, and Farmers' Investment Incentives in China: An Empirical Study of Fujian Province", *China Agricultural Economic Review*, 5(1): 154-170.
- 43.Siikamäki, J., Y. Ji, and J. Xu, 2015, "Post-reform Forestland Markets in China", *Land Economics*, 91(2): 211-234.
- 44.Wang, G., J. L. Innes, J. Lei, S. Dai, and S.W. Wu, 2007, "China's Forestry Reforms", *Science*, 318(5856): 1556-1557.
- 45.Xie, F., S. Zhu, M. Cao, X. Kang, and J. Du, 2019, "Does Rural Labor Outward Migration Reduce Household Forest Investment? The Experience of Jiangxi, China", *Forest Policy and Economics*, 101: 62-69.
- 46.Xu, J., and W. F. Hyde, 2019, "China's Second Round of Forest Reforms: Observations for China and Implications Globally", *Forest Policy and Economics*, 98:19-23.
- 47.Yin, R., S. Yao, and X. Huo, 2013, "China's Forest Tenure Reform and Institutional Change in the New Century: What Has Been Implemented and What Remains to Be Pursued?", *Land Use Policy*, 30(1): 825-833.
- 48.Zhang, Y., J. Uusivuori, and J. Kuuluvainen, 2000, "Impacts of Economic Reforms on Rural Forestry in China", *Forest Policy and Economics*, 1(1): 27-40.
- 49.Zhu, Z., Z. Xu, Y. Shen, C. Huang, and Y. Zhang, 2019, "How Off-farm Work Drives the Intensity of Rural Households' Investment in Forest Management: The Case From Zhejiang, China", *Forest Policy and Economics*, 98: 30-43.

50. Zhu, Z., Z. Xu, Y. Shen, and C. Huang, 2020, "How Forestland Size Affects Household Profits From Timber Harvests: A Case-study in China's Southern Collective Forest Area", *Land Use Policy*, 97, 103308.

(作者单位：¹南京信息工程大学商学院；
²南京信息工程大学江北发展研究院；
³河海大学商学院；
⁴南京林业大学经济管理学院)
(责任编辑：黄 易)

Income-increasing Effect of the Collective Forest Tenure Reform: Mechanism Discussions and Empirical Evidences

HE Wenjian ZHAO Qiuya ZHANG Hongxiao

Abstract: This article uses 22 years of provincial panel data and a DID model to investigate the impact of the collective forest tenure reform on farmer households' income. After parallel trend test, placebo test, and robustness test, the results are still significant. The study uses an event analysis method to prove the sustainability of the income-increasing effect of the collective forest tenure reform. The results show that the reform policy not only realizes the complementarity of labor factors between the forest sector and the non-farm sector, but also increases the availability of credit for farmers and the scale of forest land management, effectively improves the farmers' investment in the forest sector and the non-agricultural sector, and increases farmers' income. This study can provide policy inspiration for promoting farmers' income, optimizing their income structure, narrowing their income gap and preventing the return to poverty.

Keywords: Collective Forest Tenure Reform; Farmer's Income; Production Factor Allocation; DID Model

草场流转的转入地悲剧*

——来自 876 个草场地块的微观证据

苏柳方 仇焕广 唐建军

摘要：草场流转被认为是草场承包之后，利用市场配置资源优势，解决草畜矛盾，提高草场生产能力的重要途径。但草场流转背景下是否会出现地块间放牧压力转移导致“转入地悲剧”是正确评估草场流转效应的关键问题。本文利用内蒙古、青海和甘肃 3 个省份 516 户牧户、876 个草场地块的微观调查数据，分析不同地块间的放牧压力转移问题。运用产权理论和多期决策模型梳理了牧户在不同使用权属性地块上放牧行为差异的内在机制；利用 OLS 回归和倾向得分匹配的核匹配方法分别对“自有地块”样本、“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本进行基准分析，并通过不同匹配方法进行稳健性检验。研究结果表明，转入草场后，牧户会降低自有地块的放牧强度和超载过牧程度；无论是相比于有流转情况下的自有地块还是无流转情况下的自有地块，牧户都倾向于在转入地块上过度放牧，从而产生“转入地悲剧”。在此基础上，本文进一步讨论了是否能够通过契约安排破解“转入地悲剧”。结果表明，长期限、书面契约会使牧户形成长期稳定预期，有利于促进牧户在转入地块上合理放牧。

关键词：自有地块 转入地块 放牧强度 超载过牧 契约安排

中图分类号：F326 **文献标识码：**A

一、问题的提出

草原生态系统是中国国土资源的重要组成部分，中国草原面积总计 3.93 亿公顷，约占全国土地面积的 40.92%^①。然而，近年来草场退化问题已引起社会各界的普遍关注（侯向阳等，2015）。全国 90%

*本文研究系国家自然科学基金项目“农地流转合约选择的机制分析及其对农业生产效率的影响研究”（批准号：71673290）及中国工程院项目“农区草牧业发展潜力和发展模式研究”（批准号：2020-XZ-29）的阶段性成果。本文通讯作者：唐建军。

^①数据来源：草原面积数据来自国家统计局“国家数据”网站（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）；40.92%通过草原面积（392832.66 千公顷）除以全国土地面积（960000 千公顷）得到。

的天然草场出现不同程度的退化,中度和重度退化面积仍占 1/3 以上^①。在众多防止草场退化的政策手段中,草场流转被认为是草场承包之后,利用市场配置资源的优势,解决草畜矛盾,提高草场生产能力,改善草场退化的重要途径(Willy et al., 2010; 孔德帅等, 2016; 胡振通等, 2017)。

一些研究认为,草场流转在一定程度上协调了草场承包到户后牲畜对草场的需求与草场供给之间的矛盾,促进了草场整体生态环境的改善。在承包草场面积相同的情况下,转入草场能够增加牧户的草场经营面积。转入草场面积越大,供牧户进行养殖决策的草场规模越大,越有利于牧户按照季节进行草场轮牧,增加草场休养生息的机会,总体上能较大程度地缓解草场压力。并且在生产条件的约束下,转入草场后牧户牲畜养殖规模的增长往往要慢于草场面积的增长,因此转入草场整体上有利于降低牧户放牧强度,更有利于缓解草场整体的超载过牧情况(Willy et al., 2010; 赖玉珮和李文军, 2012; 胡振通等, 2014; 孔德帅等, 2016; 胡振通等, 2017)。但是,这些研究都是基于牧户层面分析草场流转对经营草场放牧压力的整体影响,掩盖了牧户在草场内部不同产权性质的地块上放牧行为的异质性,忽略了自有地块和转入地块之间放牧压力转移问题,从而影响对草场流转真实效应的深层次认识。

在土地流转不断推行的背景下,关于自有土地和转入土地上农业经营主体的行为差异,在农地领域的研究已经较为丰富。已有研究发现,农户自有土地和转入土地的不同使用权属性代表了不同的地权稳定性,转入地的土地使用权在稳定性和收益权等方面受到的限制更大,导致农户忽视对转入地的投资(例如有机肥投入),不利于转入地土地资源的可持续利用(何凌云、黄季焜, 2001; 俞海等, 2003; 孔祥智、徐珍源, 2011; Muraoka et al., 2018)。农户在自有地和转入地上的生产投入行为差异进一步导致了土地生产率的差异,仇焕广等(2017)、Muraoka et al. (2018)的研究均指出,自有地块单产显著高于转入地块单产。

在草场领域的研究中,部分学者从经验观察的视角,提出转入草场后可能存在的草场内部放牧压力转移、转入地块过度利用的问题不容忽视。余露、汪兰溪(2011)基于宁夏盐池县 111 个农牧户的调查数据描述和案例分析发现,非正式、短期的草场流转存在潜在生态风险,转入户往往以经济利益为中心,一味追求养殖数量增长而导致草场退化。赖玉珮、李文军(2012)通过对呼伦贝尔市新巴尔虎右旗的案例分析发现,牧户草场流转不规范的现象普遍存在,草场流转契约以口头契约、短期租赁为主,因此造成草场内部放牧压力转移、流转草场过度利用的问题。Li et al. (2018)运用自然实验的方法,发现流转草场的生物量、物种多样性、土壤有机碳含量等多个生态系统服务功能均严重退化。包玉山(2003),蒲小鹏、师尚礼(2009),何欣等(2013),韦惠兰、祁应军(2016),Yang et al. (2020)等研究也同样指出了流转草场的使用权具有很强的不确定性和不稳定性,因此难以激励转入方保护流转草场的生态功能,可能导致其追求经济利益、超载过牧而引发草场退化等生态环境问题。

综上所述,在农地流转和草场流转的背景下,关于自有农地和转入农地上农户生产行为差异的研

^①数据来源:农业农村部《全国草原保护建设利用“十三五”规划》,参见 http://www.moa.gov.cn/nybg/2017/dyiq/201712/t20171227_6129885.htm;《农业资源与生态环境保护工程规划(2016-2020)》,参见 http://www.moa.gov.cn/nybg/2017/dyiq/201712/t20171227_6129936.htm。

究已经形成了比较成熟的体系，但是关于自有草场和转入草场上牧户的放牧行为差异的研究还较为缺乏。仅有的研究只是从经验观察的视角提出了牧户可能在转入地上过度放牧，但并未专门就自有草场和转入草场上牧户的放牧行为差异进行深入研究和实证验证。尚未有研究将草场产权属性（自有草场还是转入草场）作为影响因素纳入计量经济模型中进行分析，没能说明控制其他影响因素后自有草场和转入草场上牧户的放牧行为是否存在显著差异。这些都为本文研究提供了进一步拓展的空间。在草场流转的背景下，通过系统、深入的理论和实证分析，探讨是否会出现地块间放牧压力转移导致“转入地悲剧”，有利于更清晰地认识草场流转的真实效应，为国家进一步推进草场流转、监管草场草畜平衡、促进草原生态环境改善制定相关政策提供科学决策依据。

本文利用内蒙古、青海和甘肃 3 个省份 516 户牧户、876 个草场地块的微观调查数据，考察草场流转背景下是否会出现地块间放牧压力转移导致“转入地悲剧”问题；如果存在该问题，本文研究将拓展讨论草场流转契约安排对于缓解该困境可能发挥的作用，进而提出相应的政策建议。

二、理论逻辑与研究假说

（一）草场产权制度变迁与牧户草场利用行为

制度是影响农业经营主体行为的重要因素，而产权安排是制度的重要组成部分（谭淑豪等，2004）。为了有效管理公共资源、解决“公地悲剧”问题（Hardin, 1968），蒙古、肯尼亚、博茨瓦纳等多个国家实行了草场私有制（Lesorogol, 2008; Galaty, 2016）。在草场产权私有化进程中，中国权衡“经济效率原则”（Yang et al., 1992）和“公平正义原则”（陈锡文、韩俊，2002），主张草场所有权归国家或集体所有，使用权归牧户。本文梳理了 20 世纪 80 年代以来中国主要牧区草场产权制度变迁的历程（如图 1 所示），试图揭示草场产权制度对牧户草场利用行为的影响，探讨使用权分置的产权制度安排下草场流转衍生的自有地和转入地利用行为差异问题。

20 世纪 80 年代初，随着家庭联产承包责任制在中国牧区的逐步落实，牲畜从集体所有转变为由牧户承包或作价归户，但草场仍然公有共用。这一阶段牧民的生产积极性得到了极大提高，牲畜总量急剧上升。同时由于草场的共同使用，牧民缺乏保护草场的动力，引发“公地悲剧”。为了解决草场退化问题，1984 年中国开始逐渐实施“分草到户”，明确草场面积和承包期限（30~50 年），实现了草畜双承包，但与此同时也出现了草场细碎化问题。1989 年开始，中国进一步落实草场所有权、使用权和承包经营责任制，即“双权一制”，强调使用权归牧户所有。为进一步深化“双权一制”，全国草原牧区于 2015 年起陆续开展草场确权工作，为牧民家庭提供草场承包经营权确权登记的官方证明。2017 年，大力推行“三权分置”，即赋予草场经营权应有的法律地位，强调草场所有权属于国家或集体，承包权属于牧民，使用权属于牧民并可以在牧民间流转。“三权分置”在一定程度上放活了草场经营权，推进了草场流转（谭淑豪，2020）。

根据中国的草场产权制度，草场流转是草场使用权的转移，而不是所有权或承包权的转移。牧户转入草场后，自有草场和转入草场之间的权能差异会导致其在自有草场和转入草场上放牧行为的差异。产权具有稳定性、排他性和可交易性等特征（Coase, 1991）。牧户通过承包得到自有草场的权能包括

草场的承包权和使用权，而在不改变承包合同主体的流转形式下，牧户仅拥有转入草场的使用权。因此，承包赋予的权能和从流转获得的权能存在明显差异，前者的权能大于后者。通过承包获得的使用权的稳定性和排他性高于通过流转获得的使用权，并且牧户可以将拥有承包权的自有草场进行交易（出租、转让、转包、互换、入股），而将仅有使用权的转入草场进行交易是被禁止或需要经过承包人同意的。因此，牧户对使用权稳定性和排他性更强的自有草场会产生长期收益预期，且为了能在交易自有草场的情况下获得更高收益，更加注重对自有草场的可持续利用和质量保护。相反，转入草场使用权的不稳定性导致牧户对其未来收益缺乏稳定预期，因此，对转入草场而言，牧户更关注其短期收益而不是长期保护，高强度利用转入草场以获取短期收益成为理性选择（Li et al., 2018；谭淑豪，2020）。

契约是一种能很好提高产权稳定性，降低不确定性，约束产权交易双方行为的工具（姚洋，1998；仇焕广等，2017）。在转入草场权能薄弱和不稳定的情况下，中国各地方政府一直致力于将草场流转规范化，试图通过完善流转契约安排提高转入草场使用权的稳定性。但现实情况并不理想，口头、非正式、短期的草场流转合同普遍存在（Wang et al., 2015）。牧民的目标是实现跨期效用最大化，当长期利益由于转入草场使用权不稳定而无法保证时，牧民就可能会过度开发转入草场，以获得短期利益。因此，在目前流转契约不完善的情况下，牧民有在转入草场超载过牧的道德风险。

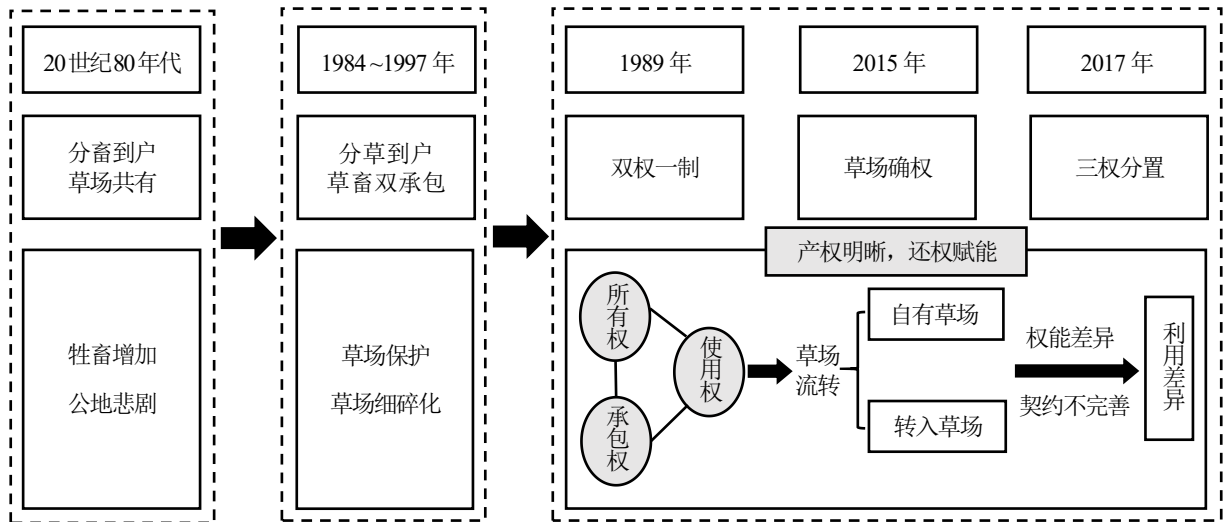


图1 草场产权制度变迁与牧户草场利用行为

（二）自有草场和转入草场利用行为差异的数理模型分析

本文通过构建多期决策模型来进一步分析草场权能差异导致牧户自有草场和转入草场利用行为差异的问题。假设在自有草场和转入草场质量相同的情况下，合理利用自有草场适度放牧在 t_0 期会给牧户带来 π_1 的收益，合理利用转入草场适度放牧在 t_0 期会给牧户带来 π_2 的收益。而当牧户的放牧强度大于草场承载力时，牧户超载过牧能直接在 t_0 期获得的额外收益为 G 。跟农地流转相同的是，转入草场可以作为新增的生产要素投入使用；但不同的是，转入草场可以替代自有草场承担放牧压力，即牧户可以在转入草场或自有草场上释放超额的放牧压力。假设在自有草场上释放的超额放牧压力能在 t_0 期给牧户带来 K_1 的收益，但由于超载过牧导致草场质量变差将会使得牧户在未来每一期的收益减少

K_1/σ ($\sigma > 1$, 未来收益的降低是由于草场退化导致放牧收益减少、退化草场的交易价值降低造成的)。同理, 在转入草场上释放的超额放牧压力在 t_0 期给牧户带来 K_2 的收益, 但由于超载过牧导致草场质量变差将会使得牧户在未来每一期的收益减少 K_2/σ 。作为理性经济人, 牧户将通过最大化多期收益 V 决定如何在自有草场和转入草场之间分配超额的放牧压力, 即:

$$\text{Max } V = \left[(\pi_1 + K_1) + \sum_{t=1}^{T_1} \frac{\pi_1 - K_1/\sigma}{(1+r)^t} \right] + \left[(\pi_2 + K_2) + \sum_{t=1}^{T_2} \frac{\pi_2 - K_2/\sigma}{(1+r)^t} \right] \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \quad K_1 + K_2 = G \quad (2)$$

$$K_1 \geq 0, K_2 \geq 0 \quad (3)$$

其中, T_1 表示自有草场的承包使用年限, T_2 表示转入草场的使用年限, 中国目前的草场流转市场以短期租赁为主, $T_1 \gg T_2$; r 为贴现率。根据 (2) 式, 有 $K_2 = G - K_1$, 将其代入 (1) 式可得:

$$\begin{aligned} V &= (\pi_1 + \pi_2) + G + \sum_{t=1}^{T_1} \frac{\pi_1}{(1+r)^t} + \sum_{t=1}^{T_2} \frac{\pi_2 - G/\sigma}{(1+r)^t} - \frac{1}{\sigma} \sum_{t=1}^{T_1} \frac{K_1}{(1+r)^t} + \frac{1}{\sigma} \sum_{t=1}^{T_2} \frac{K_1}{(1+r)^t} \\ &= (\pi_1 + \pi_2) + G + \sum_{t=1}^{T_1} \frac{\pi_1}{(1+r)^t} + \sum_{t=1}^{T_2} \frac{\pi_2 - G/\sigma}{(1+r)^t} - \frac{1}{\sigma} \sum_{t=T_2+1}^{T_1} \frac{K_1}{(1+r)^t} \end{aligned} \quad (4)$$

根据 (4) 式, 对 K_1 求导有:

$$\frac{\partial V}{\partial K_1} = -\frac{1}{\sigma} \sum_{t=T_2+1}^{T_1} \frac{1}{(1+r)^t} < 0 \quad (5)$$

由 (5) 式可知, V 是关于 K_1 的单调递减函数, 结合 (2) 和 (3) 式可知, 当满足下列条件时, V 取得最大值:

$$\begin{cases} K_1 = 0 \\ K_2 = G \end{cases} \Rightarrow K_1 < K_2 \quad (6)$$

由此可知, 多期收益最大化时, 牧户会选择在自有草场上合理放牧, 牺牲当期收益以获得未来多期稳定收益的回报; 相反, 牧户会追求短期收益最大化而在转入草场上超载过牧。上述推导的结果主要是基于 $T_1 \gg T_2$ 得到的, 即自有草场的使用期限远大于转入草场。对于牧户经营的自有草场, 由于使用期限长、使用权稳定性较高, 在当前中国的草场承包制度下, 牧户能获得自有草场未来多期的收益。而对于转入草场, 其使用期限短、使用权稳定性较差, 尤其是目前中国草场流转行为不规范的情况普遍存在, 草场流转契约以口头约定、短期租赁为主(赖玉珮、李文军, 2012), 牧户对于牺牲当前的放牧收益以获得转入草场的预期收益有着较高的不确定性。因此, 牧户更倾向于在自有草场上合理放牧, 在转入草场后, 倾向于将自有草场的放牧压力转移到转入草场上, 导致转入草场超载过牧, 从而产生“转入地悲剧”。

根据上述理论分析,为了全面分析牧户自有草场和转入草场的利用行为差异,检验草场流转是否存在“转入地悲剧”,本文提出如下研究假说:

假说 1: 转入草场后,牧户会降低自有草场的放牧强度和超载过牧程度。

假说 2: 相比于有流转情况下的自有草场,转入草场的放牧强度和超载过牧程度更高。

假说 3: 相比于无流转情况下的自有草场,转入草场的放牧强度和超载过牧程度更高。

三、研究设计与数据描述

(一) 数据来源

本文数据来源于课题组成员 2017 年在甘肃、内蒙古和青海草原牧区进行的实地调查。调查采用分层抽样的方法选取样本县(旗)、乡镇(苏木)、村(嘎查)和牧户。首先,考虑草原特征与地区特征的差异,选取甘肃、内蒙古和青海 3 个省份作为总体样本集;其次,在每个省份按照县(旗)畜牧业生产规模大、小两层各随机抽取 2~3 个县(旗);第三,在每个县(旗)按照畜牧业生产规模大、中、小三层各随机抽取 1 个乡镇(苏木),每个乡镇(苏木)随机抽取 4 个村(嘎查),每个村(嘎查)随机抽取 5~8 户牧户,采取一对一入户访谈形式开展调查。调查内容包括村庄、牧户和地块三个层面,其中村庄层面包括村级基本特征、政策执行情况、合理载畜量、草场流转等;牧户层面包括草场流转、牲畜养殖情况、家庭基本情况、禁牧政策、草畜平衡政策等;地块层面包括草场地块的产权性质、牲畜种类和数量、放牧天数、打草量、补饲量等。需要说明的是,为了保证牧户层面和地块层面样本一一对应,本文剔除了无效牧户样本对应的地块样本,也剔除了无效地块样本对应的牧户样本,最终获得牧户层面和地块层面准确匹配的有效样本 516 户牧户、876 个草场地块的调查数据。

(二) 变量选择

1. 被解释变量。本文从放牧强度和超载过牧程度两个角度分析牧户的草场利用行为。一般用载畜量来衡量牧户的放牧强度(任继周, 1998; 胡振通等, 2014、2017; 杨帆等, 2018; 吕鑫等, 2018)。载畜量由家畜头数、放牧时间和草原面积三要素构成(任继周, 1998)。本文使用载畜量的牲畜单位来衡量放牧强度,结合牧户在不同草场之间走场放牧的实际情况,基于每个地块的实际放牧牲畜数量、放牧天数和地块面积核算地块层面载畜量,公式为:载畜量=(放牧牲畜规模×放牧天数/365)/草场地块面积,其中“放牧牲畜规模”的单位为标准羊^①,并在核算时考虑打草因素^②。载畜量越大,表示放牧强度越高。

另外,本文通过计算实际载畜量偏离合理载畜量的程度来衡量超载过牧程度,即超载过牧程度=(实际载畜量-合理载畜量)/合理载畜量。该比值越大,表示牧户超载过牧程度越高。其中合理载畜量是根据当地实际情况,在某一利用时段内,在适度放牧(或割草)利用并维持草场可持续生产的前

^①1 头牛折算 5 个羊单位,1 匹马折算 4 个羊单位,1 头驴(骡)折算 3 个羊单位,一个仔畜按照 0.5 个成畜的标准换算。

^②根据《天然草地合理载畜量的计算》(中华人民共和国农业行业标准 NY/T635-2015),按照一只标准羊全年消耗干草 657 公斤将打草量折算成用标准羊核算的牲畜数量,纳入放牧牲畜规模。

提下,满足家畜正常生长、繁殖、生产的需要,单位面积草场上可承载的标准羊数量^①。考虑到目前中国只是在县级层面通过核定全县的可利用草场面积和合理的牲畜承载规模规定了合理载畜量,村级、地块层面的合理载畜量因各地政策而异,因此本文通过整合比较牧户层面、村层面和县级层面采集的数据得到合理载畜量。具体地,本文调研的数据中约 85% 的样本合理载畜量采用的是县级层面核算的合理载畜量,该部分样本的县级合理载畜量与在牧户层面和村层面采集的合理载畜量基本一致,可以多维度相互印证;约 11% 的样本合理载畜量采用的是村层面采集的数据,这部分样本由于村庄草场的独特性质在村层面核定了合理载畜量;约 4% 样本采用的是户层面采集的数据,这部分样本由于牧户草场地块位置的独特性核定了专门的合理载畜量。

2.核心解释变量。为了检验假说 1,本文将对“自有地块”样本进行分析,选取自有地块属性为核心解释变量,通过“自有地块属于流转户还是非流转户”来衡量。为了检验假说 2 和假说 3,本文将分别对“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本进行分析,选取的核心解释变量是草场的使用权属性,是一个二分类变量。结合前文可知,牧户经营草场的使用权一般有两种,一种是草场承包制度下通过承包获得的草场使用权,对应的是自有草场;另一种是通过流转获得的草场使用权,对应的是转入草场。

3.控制变量。根据已有研究,本文选取了影响牧户放牧行为的一些重要变量作为控制变量,包括草场面积、草场质量、户主特征(性别、年龄、受教育程度)、家庭特征(家庭总人口数、畜牧业劳动力占比、上一年家庭总收入)和政策环境特征(禁牧政策、草畜平衡政策)等。

(三) 实证模型设定

1.回归分析。由于被解释变量放牧强度和超载过牧程度都是连续变量,因此可以采用最小二乘法(OLS)估计的线性回归模型进行分析。为了检验草场流转背景下是否存在“转入地悲剧”,验证假说 1~3,本研究设定如下 OLS 回归模型分别对“自有地块”样本、“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本三个样本组合进行分析:

$$Y \text{ or } Z = \alpha_0 + \alpha_1 Property + \alpha_2 Area + \alpha_3 Quality + \alpha_4 \sum_{i=1}^6 FM_i + \alpha_5 \sum_{j=1}^2 PO_j + \alpha_6 \sum_{k=1}^n CO_k + \varepsilon_1 \quad (7)$$

(7) 式中 Y 和 Z 为被解释变量,分别表示草场地块的放牧强度和超载过牧程度。在“自有地块”样本分析中,核心解释变量 $Property$ 表示自有地块属性,通过“自有地块属于流转户还是非流转户”来衡量,即“流转户的自有地块”赋值为 1,“非流转户的自有地块”赋值为 0。在“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本分析中,核心解释变量 $Property$ 表示草场地块使用权属性,转入地块取值为 1,自有地块取值为 0。 $Area$ 表示草场面积, $Quality$ 表示草场质量, FM 表示户主特征和家庭特征, PO 表示政策环境特征, CO 表示县级虚拟变量, ε_1 是随机扰动项。

^①参考《天然草地合理载畜量的计算》(中华人民共和国农业行业标准 NY/T635-2015)。

若实证分析发现草场流转背景下存在“转入地悲剧”，本研究将拓展讨论契约安排对于缓解该困境发挥的可能作用，构建如下 OLS 回归模型：

$$\begin{aligned}
 Y_0 \text{ or } Z_0 = & \beta_0 + \beta_1 \text{Origin} + \beta_2 \text{Contract} + \beta_3 \text{Term} \\
 & + \beta_4 \text{Request} + \beta_5 \text{Area} + \beta_6 \text{Quality} \\
 & + \beta_7 \sum_{i=1}^6 \text{FM}_i + \beta_8 \sum_{j=1}^2 \text{PO}_j + \beta_9 \sum_{k=1}^3 \text{PR}_k + \varepsilon_2
 \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式中 Y_0 和 Z_0 分别表示转入草场的放牧强度和超载过牧程度，*Origin* 表示草场流转来源，亲戚熟人取值为 1，非亲戚熟人取值为 0；*Contract* 表示契约类型，书面契约取值为 1，口头契约取值为 0；*Term* 表示草场流转交易合同规定的流转期限；*Request* 表示到期时草场质量要求，有要求草场质量不能变差取值为 1，没有要求取值为 0；*PR* 表示省份虚拟变量（因为转入草场样本较少，所以地区虚拟变量控制到省域）； ε_2 表示随机误差项，其他变量的含义与（7）式相同。

2. 倾向得分匹配 (Propensity Scoring Matching, PSM)。采用 OLS 回归分析自有地块属性（地块属于流转户还是非流转户）、草场地块使用权属性（自有地块还是转入地块）对放牧强度和超载过牧程度的影响可能存在样本选择偏差。分析“自有地块”样本时存在选择偏差的原因是，牧户有可能因为自有地块质量较差、承载能力较低而更需要转入草场，而自有地块质量较好、承载能力较强的牧户可能其本身转入草场的需求就较低，因此有可能导致“非流转户的自有地块”放牧强度大于“流转户的自有地块”。比较自有地块和转入地块时的选择偏差主要体现在两个方面：第一，有可能因为只有质量较好的草场才容易在流转市场被交易成功，所以可能转入草场的放牧承载能力本来就比自有草场的强；第二，可能牧户更倾向于将质量较差的草场流转出去，将质量较好的草场留作自用，导致自有草场的放牧承载能力比转入草场的强。这两种情况都可能导致 OLS 估计有偏。虽然 OLS 估计模型控制了草场质量，但草场质量的调查数据存在一定测量偏差问题：第一，草场质量是自评数据，一定程度上存在主观性导致的测量偏差；第二，调查时询问的草场质量难以保证牧户回答的是放牧前的草场质量，所以控制草场质量尚不能很好地解决样本选择问题。因此，为了降低样本选择问题导致的估计偏差，本文研究尝试使用倾向得分匹配方法来估计自有地块属性和草场地块使用权属性对放牧强度和超载过牧程度的影响。

下面以基于“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本分析草场地块使用权属性对放牧强度和超载过牧程度的影响为例阐述倾向得分匹配的模型设定过程，基于“自有地块”样本分析自有地块属性对放牧强度和超载过牧程度的影响也同理。草场地块有两种状态：草场非流转状态，即自有草场的放牧强度 Y_l 和超载过牧程度 Z_l ；流转状态，即转入草场的放牧强度 Y_0 和超载过牧程度 Z_0 。如果两者都能观察到，则二者之间的差 $Y_l - Y_0$ 和 $Z_l - Z_0$ 为具有不同使用权属性的草场地块之间放牧强度和超载过牧程度的差异。但是，任何一块草场地块都不可能同时处于这两种状态，只能观测到其中一个值，以放牧强度为例，即：

$$\begin{cases} Y = Y(D) = Y_1, D = 1 \\ Y = Y(D) = Y_0, D = 0 \end{cases} \quad (9)$$

同理, 将(9)式中 Y 替换为 Z 则表示草场地块的超载过牧程度。其中, D 为处理变量, 当草场地块为转入地块时, D 的取值为1, 自有地块为0。PSM方法的核心思想是为每个转入地块匹配一个或多个可观测指标相似的自有地块, 基于相互匹配的草场地块计算的处理效应可以有效减少自选择问题带来的估计偏误。

本文选择核匹配作为基准匹配方法。核匹配是指给定核密度函数, 将样本概率值代入函数进行计算后, 基于与处理组样本概率值接近的对照组样本赋予较高权重的原则, 利用所有对照组样本的加权平均值生成一个虚拟样本, 并将其与处理组样本匹配(Aditya and Subash, 2019)。本文使用的核函数为二次核函数, 带宽为0.06(Heckman et al., 1998; 李晓静等, 2020)。为了检验基准估计结果的稳健性, 进一步采用最近邻匹配、半径匹配和样条匹配进行稳健性检验。其中, 最近邻匹配是指在对照组中寻找与处理组样本倾向得分差值最小的 N 个样本; 半径匹配是指在对照组中寻找与处理组样本倾向得分差值小于常数 r 的 N 个样本; 样条匹配是指采用重复抽样法(Bootstrapping)迭代1000次为处理组寻找对照组样本的方法(陈强, 2014; Aditya and Subash, 2019)。

倾向得分匹配主要包括计算倾向得分和估计处理组平均处理效应两个步骤。

(1) 计算倾向得分。本文运用Logit模型估计某草场地块在特征变量给定的条件下成为流转地块的条件概率, 即倾向得分:

$$P(X) = \Pr(D=1|X) \quad (10)$$

其中, X 是一组特征变量。

(2) 处理组平均处理效应ATT(Average Treatment Effect on the Treated)值估计。计算倾向得分后, 草场地块使用权属性对放牧强度的处理组平均处理效应可以通过比较处理组和对照组的放牧强度差异得到, 即:

$$\begin{aligned} ATT_Y &= E[Y_1 - Y_0 | D=1] \\ &= E\{E[Y_1 - Y_0 | D=1, P(X)]\} \\ &= E\{E[Y_1 | D=1, P(X)] - E[Y_0 | D=0, P(X)] | D=1\} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, ATT_Y 为草场地块使用权属性对放牧强度的处理组平均处理效应, 同理将(11)式中 Y 替换为 Z 则可以得到草场地块使用权属性对超载过牧程度的处理组平均处理效应。

(四) 数据描述性统计

表1所示为各变量的赋值和描述性统计情况。876个草场地块的平均载畜量为0.272标准羊/亩·年, 平均超载过牧程度为1.308, 表明从平均意义上看牧户存在超载过牧行为。750个自有地块中, 25.2%对应的牧户存在转入草场行为; 876个地块中, 14.4%为转入地块, 说明样本区域的草场流转率并不高。

126 个转入地块的平均流转期限为 3.841 年，54.3%签订的是书面契约，77.5%流转来源为亲戚熟人，仅有 21.7%要求草场质量不能变差。516 户样本牧户的平均年龄约为 47 岁，平均受教育年限约为 4 年，表明受访牧户的受教育程度不高。调查样本的平均家庭人口规模约为 5 人，畜牧业劳动力占比为 54.9%，上一年平均家庭总收入为 8.886 万元。从草场的政策环境特征看，约 53%的牧户被要求执行禁牧政策，72%的牧户被要求执行草畜平衡政策。

表 1 变量的说明及描述性统计

变量名称	变量描述	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
放牧强度	载畜量，单位：标准羊/亩·年	876	0.272	0.493	0.002	9.973
超载过牧程度	放牧强度偏离理论载畜量的程度	876	1.308	2.765	-0.960	26.847
自有地块属性	自有地块属于流转户=1，属于非流转户=0	750	0.252	0.434	0	1
地块使用权属性	转入地块=1，自有地块=0	876	0.144	0.351	0	1
流转期限	单位：年	126	3.841	5.340	1	30
契约类型	书面契约=1，口头契约=0	126	0.543	0.450	0	1
流转来源	亲戚熟人=1，非亲戚熟人=0	126	0.775	0.419	0	1
契约要求	有要求草场质量不能变差=1，没有要求=0	126	0.217	0.414	0	1
地块面积	单位：千亩	876	2.030	4.085	0.001	32.200
地块质量（以“差”为对照组）	一般=1，否=0	876	0.530	0.499	0	1
	好=1，否=0	876	0.306	0.461	0	1
户主性别	男=1，女=0	516	0.924	0.265	0	1
户主年龄	单位：岁	516	47.029	10.805	18	85
户主受教育年限	单位：年	516	4.333	4.063	0	16
家庭人口规模	单位：人	516	4.641	1.771	1	15
畜牧业劳动力占比	单位：%	516	0.549	0.379	0	1
上一年家庭总收入	单位：万元	516	8.886	9.927	0	69.996
是否有禁牧政策	是=1，否=0	516	0.531	0.500	0	1
是否有草畜平衡政策	是=1，否=0	516	0.717	0.451	0	1

四、估计结果分析

（一）OLS 回归结果分析

本文利用模型（7）分别对“自有地块”样本、“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本进行 OLS 估计。估计结果如表 2 所示。第 2 列和第 3 列为“自有地块”样本的回归结果，结果显示在控制地块特征、户主特征、家庭特征、外部政策环境特征和县级地区效应的情况下，变量“自有地块属性”在 5%的显著性水平上显著，系数分别为-0.047 和-0.348，表明流转户的自有地块放牧强度平均比非流转户的自有地块低 0.047 标准羊/亩·年，超载过牧程度平均低 0.348。由此可知，牧户转入草场后会降低自有地块的放牧强度和超载过牧程度，研究假说 1 得到验

证。第4列和第5列为“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本的回归结果，变量“地块使用权属性”在1%的显著性水平下显著，且对放牧强度和超载过牧程度的回归系数均为正，表明和有流转情况下的自有地块相比，转入地块的放牧强度和超载过牧程度更高。从而，研究假说2得到验证。同理，第6列和第7列为“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本的回归结果，变量“地块使用权属性”在1%的显著性水平下显著且系数为正，表明转入地块的放牧强度和超载过牧程度显著高于无流转情况下的自有地块，由此验证研究假说3成立。综上所述，基于跨期效用最大化的目标，牧户会由于转入草场使用权不稳定、长期利益无法保证，而选择过度开发利用转入草场，将自有草场的放牧压力转移至转入草场。

在控制变量中，地块面积变量显著且系数为负，表明地块面积越大，牧户的放牧强度和超载过牧程度越低。地块质量变量在“自有地块”样本中的回归结果显示，质量好的草场地块的放牧强度显著高于质量差的草场地块，这主要是因为草场地块的质量越好，其实际承载力越高。但是质量好的草场地块的超载过牧程度不一定高，因为其合理载畜量也高。户主受教育程度变量在“自有地块”样本中的回归结果显示，户主受教育程度越高，草场地块的放牧强度越低，表明提高牧户的受教育水平有利于促进其合理利用草场。上一年家庭收入变量显著且系数为正，表明收入越高的牧户越倾向于购买更多的牲畜，从而导致放牧强度和超载过牧程度提高。生态环境政策方面，草畜平衡政策变量显著且系数为负，表明实施草畜平衡政策有利于降低牧户在草场地块上的放牧强度和超载过牧程度，这和 Hu et al. (2019)、Yin et al. (2019) 等的研究发现一致。而禁牧政策变量在10%的显著性水平上未能通过检验，表明禁牧政策失效，这和 Qiu et al. (2020) 的研究发现一致。这主要是因为牧民在非农领域的就业机会有限，在缺乏相关监督和惩罚机制的情况下，禁牧政策禁止牧户放牧意味着牧户必须通过非法放牧维持生计。

表2 不同属性地块之间的放牧强度和超载过牧程度差异分析

变量	“自有地块”样本		“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本		“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本	
	放牧强度	超载过牧程度	放牧强度	超载过牧程度	放牧强度	超载过牧程度
自有地块属性	-0.047** (0.019)	-0.348** (0.161)	—	—	—	—
地块使用权属性	—	—	0.301*** (0.109)	2.166*** (0.549)	0.286** (0.117)	2.016*** (0.516)
地块面积	-0.007 (0.007)	-0.070* (0.036)	-0.029** (0.012)	-0.242** (0.094)	-0.005 (0.007)	-0.092** (0.041)
地块质量（以“差”为对照组）						
中	0.029 (0.026)	0.088 (0.188)	-0.132 (0.177)	-0.126 (0.525)	-0.070 (0.096)	-0.229 (0.306)
好	0.070** (0.030)	0.261 (0.218)	-0.069 (0.195)	0.258 (0.562)	-0.012 (0.115)	0.294 (0.364)

(续表 2)

户主性别	0.038 (0.042)	0.244 (0.272)	-0.068 (0.131)	-0.528 (0.812)	0.029 (0.055)	0.245 (0.338)
户主年龄	-0.001 (0.001)	-0.011 (0.008)	0.002 (0.004)	-0.000 (0.019)	0.001 (0.002)	0.001 (0.010)
户主受教育程度	-0.006* (0.003)	-0.028 (0.027)	0.009 (0.013)	0.045 (0.059)	0.000 (0.007)	0.032 (0.037)
上一年家庭收入	0.002* (0.001)	0.027** (0.011)	0.002* (0.001)	0.017* (0.010)	0.003* (0.002)	0.006* (0.003)
家庭人口规模	-0.007 (0.005)	-0.038 (0.048)	0.002 (0.019)	0.102 (0.099)	-0.007 (0.011)	-0.036 (0.065)
畜牧业劳动力占比	0.004 (0.030)	-0.010 (0.234)	-0.199 (0.137)	-0.545 (0.618)	-0.114 (0.085)	-0.304 (0.357)
禁牧政策	-0.018 (0.021)	-0.007 (0.185)	-0.281 (0.180)	-0.819 (0.603)	-0.058 (0.050)	-0.076 (0.277)
草畜平衡政策	-0.067** (0.027)	-0.533*** (0.187)	-0.472** (0.241)	-2.061** (0.834)	-0.236*** (0.081)	-1.029*** (0.391)
县级虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.412*** (0.085)	1.656** (0.677)	1.116* (0.578)	2.852 (1.873)	0.805*** (0.215)	2.210** (0.960)
样本量	750	750	315	315	687	687
R ²	0.138	0.159	0.223	0.247	0.152	0.210
F 检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：括号内数值为户层面的聚类稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) PSM 估计结果分析：核匹配

1. 共同支撑和平衡性假设检验。为了检验倾向得分匹配的效果，首先需要讨论模型是否满足共同支撑假设。如果对照组和处理组的匹配变量的重叠区间太窄，处于重叠区域外的草场地块样本无法实现有效匹配，从而导致过多地块样本损失，影响处理效应的可靠性（陈飞和翟伟娟，2015；Aditya and Subash, 2019）。图 2 所示，“自有地块”样本、“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本三个样本组合的大部分观测值均在共同范围内，表明自有草场和转入草场的重叠性很好，样本没有因为匹配而造成较大损失，因此满足模型的共同支撑假设。

此外，倾向得分匹配模型还需要满足平衡性假设，即通过匹配使得处理组和对照组在可观测的变量特征上没有显著差异。各变量匹配后，标准化偏差的绝对值均小于 10%，处理组和对照组大部分变量的偏差均减少，且各变量 T 检验结果都在 1%的显著性水平上无法拒绝处理组和对照组无系统差异的原假设，表明匹配结果良好，由于变量匹配结果较多，不再赘述。如表 3 所示，匹配后的 Pseudo R² 比匹配前均大幅下降，卡方统计量对应的 p 值增加至 1.000，均值偏差和中位数偏差均下降至 5%以下。综上所述，该模型通过了平衡性假设检验。

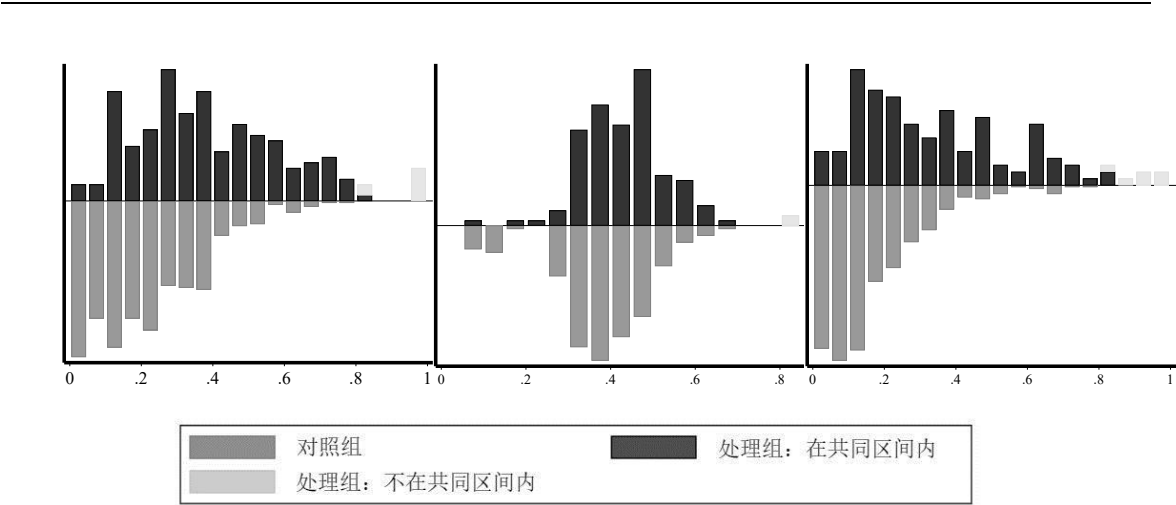


图2 倾向得分共同取值范围

表3		匹配平衡性检验结果		
指标		“自有地块”样本	“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本	“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本
Pseudo R ²	匹配前	0.165	0.042	0.176
	匹配后	0.014	0.001	0.007
卡方检验 p 值	匹配前	0.000	0.848	0.000
	匹配后	1.000	1.000	1.000
均值偏差	匹配前	16.5%	7.3%	18.5%
	匹配后	4.8%	1.1%	3.0%
中位数偏差	匹配前	15.7%	6.0%	17.5%
	匹配后	3.6%	1.0%	2.1%

2.估计结果。核匹配方法所获得的处理组平均处理效应如表 4 所示。对于“自有地块”样本，匹配前，自有地块属性不影响地块放牧强度和超载过牧程度；通过匹配纠正样本选择偏差后，自有地块属性在 10%的显著性水平上显著负向影响放牧强度和超载过牧程度，即流转户的自有地块放牧强度比非流转户的自有地块放牧强度低 0.045 标准羊/亩·年，超载程度低 0.383。对于“转入地块+有流转情况下的自有地块”样本、“转入地块+无流转情况下的自有地块”样本，PSM 核匹配得到的 ATT 值均显著为正，表明无论是相对于有流转情况下的自有地块还是无流转情况下的自有地块，转入地块的放牧强度和超载过牧程度都呈现更高的状态。由此可知，牧户在自有草场和转入草场上的放牧行为存在显著差异。相比于自有草场，由于转入草场使用权稳定性较差、权能较弱，牧户当前适度利用草场获得的未来收益预期存在不确定性，因此牧户不愿意放弃当前过度放牧的收益以实现草场的可持续发展，从而在转入草场后降低自有草场的放牧压力，更倾向于在转入草场上超载过牧，再次验证了本文提出的三个研究假说。

表 4

PSM (核匹配) 估计结果

样本		放牧强度				超载过牧程度			
		处理组	对照组	ATT	T 值	处理组	对照组	ATT	T 值
“自有地块” 样本	匹配前	0.212	0.247	-0.035	-1.59	1.031	1.016	0.015	0.09
	匹配后	0.201	0.246	-0.045	-1.72*	0.883	1.266	-0.383	-1.94*
“转入地块+有流转 情况下的自有地块” 样本	匹配前	0.482	0.213	0.269	3.23***	3.047	1.038	2.009	4.77***
	匹配后	0.488	0.208	0.280	2.74***	3.088	1.063	2.025	4.02***
“转入地块+无流转 情况下的自有地块” 样本	匹配前	0.482	0.241	0.240	4.34***	3.047	0.953	2.094	7.15***
	匹配后	0.491	0.233	0.258	2.44**	3.021	1.234	1.787	3.49***

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(三) 稳健性检验

为了进一步检验上述基准分析结果的稳健性，本文采用最近邻匹配、半径匹配和样条匹配三种匹配方法对表 2 和 4 的估计结果进行了稳健性检验。三种匹配方法均通过了共同支撑和平衡性假设检验，限于篇幅在此不再赘述。最近邻匹配、半径匹配和样条匹配所获得的处理组平均处理效应如表 5 所示，与 OLS 和 PSM 核匹配的结果相比，不管是 ATT 值的显著性还是正负，其结果都是一致的，由此可证基准分析结果是稳健可靠的。

表 5

稳健性检验结果

样本	匹配方法	放牧强度		超载过牧程度	
		ATT 值	T 值或 Z 值	ATT 值	T 值或 Z 值
“自有地块” 样本	最近邻匹配	-0.056	-2.50**	-0.382	-1.66*
	半径匹配	-0.056	-2.24**	-0.457	-2.40**
	样条匹配	-0.037	-1.85*	-0.319	-1.77*
“转入地块+有流转情况 下的自有地块” 样本	最近邻匹配	0.267	2.63***	1.988	3.93***
	半径匹配	0.278	2.67***	2.051	3.96***
	样条匹配	0.283	2.76***	2.068	4.02***
“转入地块+无流转情况 下的自有地块” 样本	最近邻匹配	0.255	2.49**	1.916	3.78***
	半径匹配	0.275	2.52**	1.925	3.67***
	样条匹配	0.256	2.43**	1.785	3.568**

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、拓展讨论：契约安排会缓解牧户在转入草场上的超载过牧吗？

前文验证了草场流转后牧户将自有草场放牧压力向转入草场转移导致转入草场过度利用，那通过建立良好的契约安排是否能破解这一困境呢？相对于非正式、短期、不完全的契约而言，正式、长期、完全的契约可能更能提高使用权的稳定性，从而更好地约束产权交易双方的行为，在一定程度上能够

约束转入方的过度放牧行为。为此,针对 876 个地块中的 126 个转入地块样本,本文将流转期限、契约类型、流转来源和契约要求作为核心解释变量,利用 OLS 回归对模型(8)进行回归,分析不同契约安排对转入草场放牧强度和超载过牧程度的影响。

估计结果如表 6 所示,在控制其他变量的情况下,流转期限变量通过显著性检验,且系数分别为 -0.016 和 -0.122,表明转入草场的契约期限每增加一年,其放牧强度降低 0.016 标准羊/亩·年,超载过牧程度减少 0.122。契约类型变量显著,且系数分别为 -0.245 和 -1.762,表明签订书面契约的转入草场比口头契约的转入草场的平均放牧强度低 0.245 标准羊/亩·年,超载过牧程度减少 1.762。流转来源和契约要求这两个变量在 10%的显著性水平上均不能通过显著性检验,说明即使草场转自亲戚熟人,可能也难以让转入方形成使用权稳定的预期,难以约束转入方的超载过牧行为;契约要求到期时草场质量不能变差,但是这一主观要求往往由于草场质量监测成本高而难以核实是否违约,因此难以对转入方的超载过牧行为起到约束作用。综上所述,长期限、书面契约会对牧户形成长期稳定的预期,有利于缓解牧户在转入草场上的超载过牧,有利于破解“转入地悲剧”问题。

表 6 流转契约安排对转入地块放牧强度和超载过牧程度的影响

变量	放牧强度	超载过牧程度
	(1)	(2)
流转期限	-0.016**(0.007)	-0.122*(0.063)
契约类型	-0.245**(0.119)	-1.762*(0.918)
流转来源	-0.315(0.337)	-2.032(1.623)
契约要求	-0.288(0.218)	-1.408(1.280)
控制变量	已控制	已控制
地区虚拟变量	已控制	已控制
样本量	126	126
R ²	0.319	0.385
F 检验 p 值	0.000	0.000

注:括号内数值为户层面的聚类稳健标准误,***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

六、结论与政策建议

在中国大力推进草场流转和过度放牧导致草场退化问题日益严重的背景下,探讨牧户在草场内部不同使用权属性地块之间的放牧行为差异具有重要的意义。本文利用内蒙古、青海和甘肃 3 个省份 516 户牧户、876 个地块的微观调查数据,回答了“草场流转背景下是否会出现地块间放牧压力转移导致转入地悲剧”的问题,并进一步拓展讨论了“契约安排能否破解转入地悲剧”,研究结论如下:第一,转入草场后,牧户会降低自有草场的放牧强度和超载过牧程度,选择在转入草场上过度放牧。这主要是因为转入草场的使用权能较弱和不稳定导致了牧户对草场收益的不确定性预期,因此牧户更加追求在转入草场上过度放牧带来的短期收益,而不是长期合理利用。第二,长期限、书面契约有利于促进牧户在转入草场上合理放牧,从而缓解牧户在转入草场上的超载过牧,有助于破解“转入地悲剧”

问题。这主要是因为长预期和书面契约等正式契约安排能稳定牧户在转入草场上合理放牧获得收益的预期,更好地约束草场流转双方的行为,从而让转入方更注重转入草场的长期可持续利用。

本文研究结论具有较强的政策意义:第一,在积极推进草场流转的过程中,应正视牧户对转入草场的掠夺性经营行为,加强对转入草场的超载过牧监管。一方面,根据流转规模、流转范围,规定牧户的草场流转必须到村委会或乡镇政府、草原监管部门备案登记。草场流转合同要详细记录流转草场的规模和方位等基本信息,明确流转双方牧民、村级组织以及乡镇政府或草原监管部门的责任、义务和权利,特别是要明确草场合理利用的具体要求,对超载放牧行为规定责任条款;另一方面,按照草畜平衡的相关要求,严格核定流转草场的合理载畜量,对超载过牧造成草场退化的转入方实施相应的处罚。第二,规范牧户的草场流转契约安排。一方面,应该提升牧民签订规范合同的法律意识,鼓励牧户签订中长期流转契约,维持长期稳定的流转关系。具体地,政策上要完善农村社会保障制度和牧区劳动力市场,逐步淡化草场的社会保障功能和解决牧户转出草场使用权的后顾之忧,从而提高牧户长期转出草场的意愿;另一方面,规范牧户草场流转契约的制定和签订过程,倡导签订书面合同,可提供统一的契约模板供牧户使用,促进草场流转市场的良性发育,从而更好地促进草场生态环境改善。

参考文献

- 1.陈锡文、韩俊,2002:《如何推进农民土地使用权合理流转》,《学习与研究》第6期。
- 2.包玉山,2003:《内蒙古草地退化沙化的制度原因及对策建议》,《内蒙古师范大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 3.陈强,2014:《高级计量经济学及stata应用(第二版)》,北京:高等教育出版社。
- 4.陈飞、翟伟娟,2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第50卷第10期。
- 5.侯向阳、尹燕亭、王婷婷,2015:《北方草原牧户心理载畜率与草畜平衡生态管理途径》,《生态学报》第24期。
- 6.胡振通、孔德帅、焦金寿、靳乐山,2014:《草场流转的生态环境效率——基于内蒙古甘肃两省份的实证研究》,《农业经济问题》第35卷第6期。
- 7.胡振通、柳荻、靳乐山,2017:《草原超载过牧的牧户异质性研究》,《中国农业大学学报》第22卷第6期。
- 8.何凌云、黄季焜,2001:《土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省实证研究》,《中国农村观察》第5期。
- 9.何欣、牛建明、郭晓川、张庆,2013:《中国草原牧区制度管理研究进展》,《中国草地学报》第35卷第1期。
- 10.孔德帅、胡振通、靳乐山,2016:《牧民草原畜牧业经营代际传递意愿及其影响因素分析——基于内蒙古自治区34个嘎查的调查》,《中国农村观察》第1期。
- 11.孔祥智、徐珍源,2011:《农地长期投入的影响因素实证研究——基于自有承包地与转入农地有机肥投入的比较分析》,《农业部管理干部学院学报》第1期。
- 12.李晓静、陈哲、刘斐、夏显力,2020:《参与电商会促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳吗?——基于倾向得分匹配的反事实估计》,《中国农村经济》第3期。
- 13.赖玉珮、李文军,2012:《草场流转对于干旱半干旱地区草原生态和牧民生计影响研究——以呼伦贝尔市新巴尔虎右旗M嘎查为例》,《资源科学》第34卷第6期。
- 14.吕鑫、王卷乐、康海军、韩雪华,2018:《基于遥感估产的2006-2015年青海果洛与玉树地区草畜平衡分析》,《自

然资源学报》第33卷第10期。

15.蒲小鹏、师尚礼, 2009:《草地资源流转对高寒畜牧业影响的初探——以甘肃省天祝藏族自治县抓喜秀龙乡南泥沟村为例》,《草业科学》第26卷第9期。

16.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚, 2017:《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》,《中国农村经济》第6期。

17.任继周, 1998:《草业科学研究方法》,北京:中国农业出版社。

18.谭淑豪、谭仲春、黄贤金, 2004:《农户行为与土壤退化的制度经济学分析》,《土壤》第2期。

19.谭淑豪, 2020:《牧业制度变迁对草地退化的影响及其路径》,《农业经济问题》第2期。

20.韦惠兰、祁应军, 2016:《中国草原问题及其治理》,《中国草地学报》第3期。

21.姚洋, 1998:《农地制度与农业绩效的实证研究》,《中国农村观察》第6期。

22.俞海、黄季焜、Scott Rozelle, 2003:《地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用》,《经济研究》第9期。

23.余露、汪兰溪, 2011:《探索牧区草场流转发展之路——以宁夏盐池牧区为例》,《农业经济问题》第32卷第4期。

24.杨帆、邵全琴、郭兴健, 2018:《玛多县大型野生食草动物种群数量对草畜平衡的影响研究》,《草业学报》第27卷第7期。

25.Aditya, K.S., and S.P. Subash, 2019, *Propensity Score Matching*, Netherlands: Elsevier BV Press.

26.Coase, R.H., 1991, *The Nature of the Firm*, United Kingdom: Oxford University Press.

27.Galaty, J.G., 2016, "Reasserting the Commons: Pastoral Contestations of Private and State Lands in East Africa", *International Journal of the Commons*, 10(2):709-727.

28.Hardin, G., 1968, "The Tragedy of the Commons", *Science*, 162(3859):1243-1248.

29.Heckman, J.J., and I.P. Todd, 1998, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *The Review of Economic Studies*, 65(2):261-294.

30.Hu, Y., J. Huang, and L. Hou, 2019, "Impacts of the Grassland Ecological Compensation Policy on Household Livestock Production in China: An Empirical Study in Inner Mongolia", *Ecological Economics*, 161:248-256.

31.Lesorogol, C.K., 2008, "Land Privatization and Pastoralist Well-Being in Kenya", *Development and Change*, 39(2):309-331.

32.Li, A., J. Wu, X. Zhang, J. Xue, Z. Liu, X. Han, and J. Huang, 2018, "China's New Rural "Separating Three Property Rights" Land Reform Results in Grassland Degradation: Evidence from Inner Mongolia", *Land Use Policy*, 71:170-182.

33.Muraoka, R., S. Jin, and T.S. Jayne, 2018, "Land Access, Land Rental and Food Security: Evidence from Kenya", *Land Use Policy*, 70:611-622.

34.Qiu, H., L. Su, X. Feng, and J. Tang, 2020, "Role of Monitoring in Environmental Regulation: An Empirical Analysis of Grazing Restrictions in Pastoral China", *Environmental Science & Policy*, 114:295-304.

35.Wang, P., J.P. Lassoie, S.J. Morreale, and S. Dong, 2015, "A Critical Review of Socioeconomic and Natural Factors in Ecological Degradation on the Qinghai-Tibetan Plateau, China", *The Rangeland Journal*, 37(1):1-9.

36.Willy, D.K., and W. Chiuri, 2010, "New Common Ground in Pastoral and Settled Agricultural Communities in Kenya:

Renegotiated Institutions and the Gender Implications", *European Journal of Development Research*, 22(5): 733-750.

37. Yang, M., S. Dong, Q. Dong, P. Wang, and X. Zhao, 2020, "Cooperative Grassland Management Practices Promoted by Land Tenure System Transformation Benefit Social-Ecological Systems of Pastoralism on The Qinghai-Tibetan Plateau, China", *Journal of Environmental Management*, 261:110215.

38. Yang, X., J. Wang, and I. Wills, 1992, "Economic Growth, Commercialization, and Institutional Changes in Rural China, 1979-1987", *China Economic Review*, 3:1-37.

39. Yin, Y., Y. Hou, C. Langford, H. Bai, and X. Hou, 2019, "Herder Stocking Rate and Household Income under the Grassland Ecological Protection Award Policy in Northern China", *Land Use Policy*, 82:120-129.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The “Tragedy of Rent-in Grassland” of Grassland Transfer: An Empirical Analysis Based on Survey Data Collected from 876 Plots

SU Liufang QIU Huanguang TANG Jianjun

Abstract: In addition to grassland contracting, grassland transfer is deemed to be an important path to alleviate the grassland-livestock imbalance and to improve grassland productivity through the market allocation of resources. However, a key point to an appropriate evaluation of the effect of grassland transfer is to explore whether the “tragedy of rent-in grassland” exists, in a situation where grazing pressure may shift between different grassland plots as a result of grassland transfer. This article addresses this research question based on the data collected from 876 plots in Inner Mongolia, Qinghai, and Gansu provinces. Using the property rights theory and a multi-period decision model, this study analyzes the inherent mechanism through which the grazing behaviors on contracted and rent-in grassland plots are heterogeneous. For a benchmark analysis, the study applies the OLS regression and kernel matching methods based on three subsamples, namely, the pooled sample of contracted grassland plots, of rental plots and self-owned plots among the households with rental grassland, and of rental plots and self-owned plots among the households without rental grassland. It also uses different matching methods for robustness tests. The results show that herders will reduce the grazing intensity and overgrazing degree of their own grassland plots after transferring-in grassland. Compared with the self-owned plots among either the households with rental grassland or the households without rental grassland, herders are more inclined to overgraze on rent-in grassland, thus producing the “tragedy of rent-in grassland”. Based on the above findings, the study further discusses whether the overgrazing of rent-in land can be alleviated through contractual arrangements. The results show that long-term contracts and written contracts provide herders with a long-term expectation on the returns of rental grassland, which promotes sustainable grazing on rental grassland.

Keywords: Self-owned Grassland; Rent-in Grassland; Grazing Intensity; Overgrazing; Contractual Arrangement

“赐福”抑或“诅咒”：农信社发展对县域经济增长的影响*

张珩¹ 罗博文² 程名望¹ 叶俊焘³ 张家平⁴

摘要：基于2008—2016年陕西省数据，本文运用FGLS方法和面板门槛模型，分析了农信社发展对县域经济增长的影响和作用机制，以此验证“金融诅咒”假说是否对于农信社成立。研究发现，“非学习效应”（即农信社发展）会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，而“学习效应”会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。检验非线性关系后发现：第一，农信社发展对县域经济增长的影响具有显著的门槛效应；第二，金融状态的不同会使农信社发展对县域经济增长产生有条件的金融“诅咒”效应，当农信社规模过大、市场份额过高和经营效率较低时，这种“诅咒”效应表现得更明显；第三，经济基础的不同也会使农信社发展对县域经济增长产生的“诅咒”效应存在显著差异，并且在市场潜能低、人均生产总值高和第二第三产业比重低的县域，这种“诅咒”效应表现得更明显。作用机制分析发现，在不同的金融状态和经济基础的影响下，改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应。

关键词：农信社发展 县域经济增长 金融诅咒 门槛模型 陕西省

中图分类号：F832.35 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国经济快速增长，创造了举世瞩目的“增长奇迹”，一跃成为世界第二大经济体。银行业作为支持现代经济发展的核心因素，在这一“增长奇迹”中功不可没。回顾新中国金融发

* 本文研究受到国家自然科学基金项目“农业信用担保制度有效性评价、风险控制与体系构建研究”（编号：71873100）、“法人治理、产权改革对农村信用社双重绩效的影响：机理研究与实证检验”（编号：71903151）和教育部人文社会科学研究青年基金项目“乡村振兴战略背景下法人治理对农村信用社绩效的影响机理与优化路径研究”（编号：19YJC790181）。感谢清华大学汪小亚研究员、上海交通大学史清华教授、中国农业大学穆争社教授和西北农林科技大学罗剑朝教授在论文写作中给予的指导。当然，文责自负。本文通讯作者：程名望。

展历程，早期国家以严格的金融管制方式支持经济发展^①。2000年以来，中国人民银行开始放松金融管制，于是金融业开始以一种高于实体经济增长速度的方式快速发展（即金融业增加值增长率高于国内生产总值增长率）^②，呈现出罕见的金融超发展现象，城市实体经济也随之呈现出“空心化”和弱化特征，这对经济增长产生了严重的“诅咒”效应（黄宪、黄彤彤，2017）。然而，与城市金融市场不同，中国的县域金融市场远没有达到超发展状态，金融机构信贷供给与实体经济需求的结构性失衡一直是拖累县域经济增长的关键原因（张亦春、王国强，2015）。2016年2月以来，为高质量、高效率地支持县域经济增长，中国银监会多次出台文件，为提高金融机构服务实体经济指明方向^③。2017年7月，习近平总书记在全国第五次金融工作会议上强调，要围绕服务实体经济、防控金融风险和深化金融改革三项任务，推动金融机构回归本源和支持经济发展。2017年10月，党的十九大报告提出了乡村振兴战略。作为融合城乡经济的主体，县域经济的发展和乡村振兴战略的全面推进离不开县域金融的支撑。作为长期活跃在县域金融市场的“宇宙第一行”^④，农信社经过近二十年的发展，占据了县域金融市场的大部分份额，成为金融支持县域经济增长和乡村振兴最重要的一环。那么，农信社发展对县域经济增长究竟有什么影响？这是一个有待探讨和检验的重大理论和现实问题。

学术界针对金融发展对经济增长影响的研究由来已久，但在结论上一直未达成共识。国外早期的经济学家开创了金融发展理论，其形成的金融结构论、金融抑制论和金融深化论等均认为金融发展会对经济增长产生“赐福”效应（Greenwood and Jovanovic, 1990）。这一观点也在国内得以证实（卢峰、姚洋，2004；陈刚等，2006）。随着日本房地产泡沫事件、墨西哥金融危机、东亚和巴西金融危机的爆发，学术界重新审视了金融发展对经济增长的影响，并提出了另外两种观点：一是金融发展无助于经济增长或影响很小（王晋斌，2007），二是金融发展会对经济增长产生“诅咒”效应。2008年美国次贷危机爆发以后，一些经济学家更加质疑金融发展能对经济增长产生“赐福”效应的观点，他们利用不同国家的数据，论证了金融过度发展会对经济增长产生“诅咒”效应（Cecchetti and Kharroubi, 2015）的观点。更有学者研究发现，像依赖资源发展的实体经济受到“资源诅咒”一样，金融过度发展会使实体经济受到“金融诅咒”的威胁，并对经济增长产生“诅咒”效应（Shaxson and Christensen, 2013）。

^① 2000年以前，中国人民银行对金融市场准入、存贷款利率和人民币汇率等方面都实行了严格管制，导致金融机构只能将有限的信贷资金配置到国家优先发展的部门和产业中。

^② 根据国家统计局公布的数据计算得到，2000—2019年金融业增加值增长率（16.13%）明显高于国内生产总值增长率（12.90%），金融业增加值与国内生产总值的比值在不断提高，由2000年的4.83%变化为2019年的7.78%。2019年末，银行业人民币信贷余额达到120万亿元，约为1980年的485倍。

^③ 中国银监会出台的文件包括《关于银行业进一步做好服务实体经济发展工作的指导意见》（银监发〔2015〕25号）、《关于提升银行业服务实体经济质效的指导意见》（银监发〔2017〕4号）等。

^④ 这里的农信社是大口径，即农信社系统，包括农村商业银行（简称农商行）、农村合作银行（简称农合行）和一级法人农信社（小口径）。截至2017年末，农信社（大口径）资产规模高达32.8万亿元，法人机构2260家，从业人员近90万人，远远超过了同年中国工商银行在年报中披露的资产规模、网点数量和从业人员数量数据。

这一观点也得到 Law et al. (2018) 和夏璋煦、刘渝琳 (2019) 的证实。在这些研究的推进中，一些学者也质疑金融发展对经济增长的影响具有线性关系的观点，他们利用不同数据和模型分析后发现，金融发展对经济增长的影响具有门槛效应（杨友才，2014；Law and Singh, 2014），即金融发展对经济增长的影响是一种非线性关系。只有一定范围内的金融发展才会对经济增长产生“赐福”效应，而金融不足或金融过度都会对经济增长产生“诅咒”效应。例如，Arcand et al. (2015) 从金融规模角度研究发现，当私人部门信贷总额与 GDP 之比大于 1 时，金融发展才会对经济增长产生“诅咒”效应。Hu et al. (2019) 从金融效率角度研究发现，只有金融效率达到某一临界值后，才会对经济增长产生“赐福”效应。上述研究大多从某一个维度对金融发展水平进行度量，由于同一维度上选择的具体衡量金融发展水平的指标有所不同，现有研究结论存在较大差异。事实上，金融发展水平不只是金融规模、金融结构或金融效率等单一维度的表现结果，而是三个维度的综合表现。此外，上述文献大多从宏观层面探讨金融发展对经济增长的影响，鲜有从微观层面分析金融机构对经济增长影响的研究，专门针对农信社发展对县域经济增长影响的研究更是寥寥无几。鉴于此，本文利用 2008—2016 年数据，在加入“学习效应”后，首先采用 FGLS 方法估计了农信社发展对县域经济增长的影响，然后利用面板门槛模型检验了农信社发展对县域经济增长影响的非线性关系和作用机制。这不仅很好地回答了农信社在何种条件下才会对县域经济增长产生“赐福”效应这一现实问题，也为进一步推进金融机构支持县域经济高质量增长的理论研究提供了依据。

本文有三方面的贡献和创新：第一，本文是国内为数不多分析金融机构对县域经济增长影响的研究。以往研究多从宏观层面探讨金融发展对经济增长的影响，虽然可以刻画出金融发展对经济增长的线性或非线性关系，但难以准确捕捉到微观金融机构对经济增长产生的实际效果。本文以农信社为切入点，从微观层面诠释农信社发展的适度性问题，以此探寻农信社发展对县域经济增长产生“诅咒”效应的内在根源。第二，按照“规模、结构、效率”的思路，从农信社发展规模、市场结构和经营效率三个维度综合考察了农信社发展对县域经济增长的影响，同时引入“学习效应”进行分析，既使研究结论更具说服力，也佐证了农信社发展对县域经济增长的影响存在条件的观点。第三，分别从农信社发展和县域经济增长两个层面选择门槛变量检验农信社发展对县域经济增长影响的非线性关系和作用机制，在分析农信社在何种金融状态（规模、结构、效率）和经济基础（市场潜能、人均生产总值和第二第三产业比重）下才能对县域经济增长产生显著“赐福”效应的同时，也得到了改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度，会使农信社对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应的结论，这为推进县域金融市场化改革提供了决策依据。

二、研究假说

受商业化改革政策的利好影响，农信社除满足本县域实体经济的部分信贷需求外，其剩余资金会在省联社的统一调控下被配置到高收益率地区，而不是用于支持当地经济增长。为获取更多可以支持当地经济增长的信贷资源，地方政府会在不同地区之间开展 GDP 竞争（周立、王子明，2002；周黎安，2018），这种竞争会刺激当地金融机构数量扩张和业务创新，进而形成“金融竞赛”。就农信社而

言,虽然农信社不能跨区经营(即不同县域农信社之间不存在直接竞争),但考虑到同一省域内所有农信社都要服从省联社的统一管理,因此这些农信社难免存在着排序竞争。同时,受各地方政府 GDP 竞争的影响,农信社所衍生出来的金融创新行为也会在短期内增加支持当地实体经济发展的信贷资金,从而对县域经济增长产生“赐福”效应。另外,在农信社发展对县域经济增长的影响过程中也存在着一定的“空间外部效应”。这种效应不仅使本县域农信社受到影响,也使相邻其他县域农信社受到影响,即若本县域农信社发展对县域经济增长的“赐福”效应较强,则对相邻县域也有一定的示范带动效应。确实,一些理性的农信社会“盯住”其他相邻县域或发展水平接近的农信社,即先观察“兄弟社”对县域经济增长影响的路径,再确定自己的路径,于是就会产生“学习效应”。一般来讲,两个县域的农信社发展水平越接近,相互学习的可能性就越大,农信社发展对县域经济增长产生的“赐福”效应就越明显。由此,本文提出研究假说 1:

H1: 加入“学习效应”后,农信社发展会对县域经济增长产生“赐福”效应。

已有研究发现,金融发展既有可能对经济增长产生“赐福”效应,也有可能对经济增长产生“诅咒”效应。从宏观层面来看,由于中国当前的直接融资市场尚不完善,所以当实体经济缺少资金时,它们仍会以银行贷款作为主要的融资方式。但是,在信贷供给不足的情况下,由于信息不对称或抵押品匮乏,许多真正需要信贷资金支持的实体经济往往会面临比较严重的信贷歧视。此时,如果金融发展水平过低,经济增长就会受阻,金融发展对经济增长产生的“赐福”效应就不明显。只有当金融发展超过一个临界点后,才会对经济增长产生显著的“赐福”效应。但如果继续提高金融发展水平(超规模发展),金融机构的资本积累效率就会降低,系统性风险就会加大,此时金融发展对经济增长产生“诅咒”效应(田卫民,2017)。与宏观层面上金融发展对经济增长的影响不同,当微观层面的农信社发展水平过低时,其对县域经济增长产生的“赐福”效应不明显;当农信社发展超过一个临界点后,其会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应;但是,由于中国的县域金融市场远没有达到超发展状态,因此当继续提高农信社发展水平时,依然会对县域经济增长产生“赐福”效应,而不是“诅咒”效应。鉴于此,本文提出研究假说 2:

H2: 农信社发展对县域经济增长的影响具有门槛效应。

已有研究发现,在不同金融状态(金融规模、金融结构或金融效率)下,金融发展会对经济增长产生不同的影响。那么,在理论上,农信社发展是否也会对县域经济增长产生不同的影响?

从金融规模角度来看,金融资本作为县域经济增长的投入要素之一,对实体经济发展具有重要的影响。作为金融资本的一种表现形式,农信社发展规模如果过小,那么能提供给实体经济的信贷资金就不充足,对经济增长产生的“赐福”效应就会受限。此时,如果农信社能基于质量和效率两大原则来扩大规模,其对经济增长产生的“赐福”效应就会变得更明显。

从金融结构角度来看,长期高度垄断县域金融市场的农信社一直没有充分履行“一农支三农”的责任,导致其对经济增长产生的“赐福”效应并不明显。随着国有银行、股份制银行和新型金融机构纷纷进入县域市场,金融市场化竞争将不断加剧。在有限的客户资源下,农信社不得不通过增强信贷规模和提高服务质量来防止客户分流,其对县域经济增长产生的“赐福”效应开始变得明显。

从金融效率角度来看,如果农信社要更好地服务于县域实体经济,关键之处在于提高自身的经营效率。一般来讲,农信社经营效率越高,信贷错配的可能性就越低,配置给真正有贷款需求的实体经济的资金就越多,对县域经济增长产生的“赐福”效应就越明显。但是,由于农信社要素投入存在边际效用递减规律,即当农信社经营效率达到一定水平时,其对县域经济增长的“赐福”效应就会弱化。

另外,从经济基础来看,市场潜能、经济发展水平和第二第三产业比重高的地区信用环境更好,农信社识别和监督实体经济投机行为的能力也更强,信贷资金供给实体经济的效率更高,这在一定程度上能使金融市场形成稳定的交易数量和交易主体,并形成明显的规模经济和范围经济,从而对县域经济增长产生“赐福”效应。而在市场潜能、经济发展水平和第二第三产业比重低的地区,较少的交易主体使农信社利用社会闲散金融资源的能力较弱,支持实体经济扩大再生产和技术创新的难度较大,因此对县域经济增长无法产生显著的“赐福”效应。鉴于上述分析,本文提出研究假说3:

H3: 金融状态和经济基础的不同会使农信社发展对县域经济增长的影响产生差异。

已有研究发现,信用环境、交易成本、中间业务创新和金融服务不仅是影响微观金融机构发展的因素,也会对县域经济增长产生影响。

从信用环境来看,良好的信用环境不仅能降低实体经济给农信社带来的信贷风险,为其获得信贷资源提供可能,还能吸引更多经济主体参与投资活动,提高经济增长质量(姚耀军,2012)。一般而言,在信用环境较好的地区,农信社不仅能准确地甄别出实体经济的投机行为,还能更好地集聚和利用社会闲散资源,因此配给给实体经济的信贷资金就越多,对县域经济增长的“赐福”效应就越明显。

从交易成本来看,为解决实体经济在贷款时可能存在的道德风险问题,农信社通常会增加交易成本(即提高贷款利率)。但过高的交易成本不仅不利于农信社形成规模经济,还会降低其资金配置效率。此时,农信社若能适当降低交易成本,不仅可以使存量客户获得低成本的贷款资金,还能吸引潜在客户进入本地市场,从而形成规模经济,对县域经济增长产生“赐福”效应。

从中间业务创新来看,随着县域金融市场开放,大量进入本地市场的潜在客户能催生出更多的金融服务需求。此时,农信社若能通过加大中间业务创新力度来满足这些客户的金融服务需求,不仅可以提高农信社自身的资金配置效率和储蓄投资转化率,还能刺激这些客户释放出更多的生产力和经济活力,进而对县域经济增长产生显著的“赐福”效应(Bianchi, 2010)。

从金融服务来看,农信社发展能否对县域经济增长产生“赐福”效应也取决于其自身金融服务的渗透度。已有研究认为,农户所拥有的农信社银行卡数量不仅能反映客户直接接触并利用农信社金融服务的情况(张珩等,2017a),也能代表农信社自身金融服务渗透情况。近年来,农信社营业网点向服务空白地区的延伸不仅有效满足了存量客户和新增“长尾群体”(低收入群体和涉农企业)对存、储等最基本金融服务的需求,也为他们提供了生产经营活动中所需要的消费资金或投资资金,在一定程度上提高了市场消费能力和扩大再生产能力(王修华、赵亚雄,2019),对县域经济增长产生了“赐福”效应。鉴于此,本文提出研究假说4:

H4: 改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度和金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应。

三、研究设计

（一）数据来源、处理方式与样本代表性

1.数据来源与处理方式。本文所使用的数据由农信社数据和社会经济发展数据两部分组成。其中，农信社（含农合行和农商行）数据来自陕西省农村金融研究中心建立的农信社专项数据库，社会经济发展数据来自 2009—2017 年国家统计局发布的《中国县域统计年鉴》和陕西省统计局发布的《陕西省区域统计年鉴》。本文按如下步骤处理和筛选了样本数据：①处理农信社专项数据库数据，生成可贷资金、营业收入、贷款户数和贷款余额等诸多与衡量农信社发展水平相关的数据；②以每个农信社的 ID 为标识码，把《中国县域统计年鉴》和《陕西省区域统计年鉴》中能反映经济增长的数据与农信社数据进行一对一匹配；③剔除陕西省秦农银行和秦农银行成立之前所涉及的 6 个区农信社和其他地级市辖区农信社数据；④采用插值法对缺失指标做干净处理。最终，本文共获得陕西省 87 个县连续 9 年（2008—2016 年）共计 783 个观测样本的数据，该数据为平衡面板数据。

2.样本代表性说明。本文之所以研究陕西省农信社发展对县域经济增长的影响，主要有两个原因：其一，虽然陕西省是全国首批实施深化改革方案的重点省份之一，但与全国其他省市农信社相比，其改革进度仍然较慢，发展效果也不尽如人意。截至 2017 年，在全国 2100 多个有农信社的县（旗）中，已改制为农商行的县（旗）共计 1478 个，而陕西省已改制为农商行的县仅有 53 个。其二，陕西三大区域的经济发展各有特色且差异较大，致使各区域农信社发展水平也存在较大差异。经济较发达的陕北地区的农信社在发展规模、盈利能力等方面均处于全省前列，经济较落后的陕南地区的农信社发展也比较好的，但经济较好的关中地区的农信社发展却比较滞后。陕北、关中和陕南经济特色与农信社发展差异较大，在西部经济欠发达地区乃至全国具有代表性。

（二）重要变量定义

1.被解释变量。被解释变量用县域生产总值表示。考虑到通货膨胀会使数据产生偏差，本文以 2000 年为基期，利用陕西省生产总值指数对各县域生产总值进行平减，得到实际的县域生产总值。

2.核心解释变量。核心解释变量为农信社发展水平。目前，学术界对于采用什么指标来衡量金融发展水平尚未达成共识。多数学者用金融规模来衡量金融发展（Arcand et al., 2015; Muhammad et al., 2016），也有学者同时用金融规模和金融效率来衡量（李健、盘宇章，2017），个别学者还同时用金融规模、金融结构和金融效率来衡量（张雪芳、戴伟，2019）。为全面反映农信社发展水平，本文借鉴已有研究，从农信社发展规模、市场结构和经营效率三个维度来衡量农信社发展水平。

维度一：发展规模。发展规模是从金融规模的角度来衡量农信社发展水平的一个指标。借鉴杨友才（2014）的做法，本文选用年末农信社贷款余额与该县生产总值的比值来衡量发展规模^①。

^① 这里没有采用“M2/县域生产总值”或“私人信贷总量/县域生产总值”来衡量农信社发展规模的原因有两个：其一，目前搜集和整理的很难区分农信社和其他金融机构的私人信贷总量；其二，货币供应量 M2 仅在省级层面统计和公布，在县域层面没有统计，并且 M2 只受货币政策的直接影响，不受农信社发展的直接影响。

维度二：市场结构。市场结构是从金融结构的角度来衡量农信社发展水平的一个指标。已有研究通常采用“股票市场市值与 GDP 之比”或“金融机构部门贷款规模与非金融机构部门融资总额之比”来衡量金融结构。但是，由于县域层面尚不统计非金融机构部门融资总额这个指标，所以参考刘培森（2018）的做法，选用农信社贷款余额与其所处地级市辖区金融市场贷款余额的比值来衡量市场结构。

维度三：经营效率。经营效率是从金融效率的角度来衡量农信社发展水平的一个指标。已有研究通常采用金融市场的存贷款之比来衡量金融效率。虽然这个指标可以反映金融市场资源的配置效率，但不能代表金融机构实际的投入产出效率。因此，本文借鉴张珩等（2017b）的做法，利用 MaxDEA Pro 12.0 软件中的 GML 指数方法测算得出农信社经营效率值，用以衡量经营效率。需要说明的是，本文在分析时首先将发展规模、市场结构和经营效率作为农信社发展的三个维度，然后采用 Cov-AHP 方法为各个指标赋权，最后计算得出农信社发展的综合得分。计算步骤详见张珩等（2017a）的阐述。

3.其他变量。①资本投入。由于经济增长不仅依赖本期的资本投入，也依赖往年的资本投入，因此在测算资本投入 K_t 时，本文首先借鉴樊纲等（2011）的做法，用各县全社会固定资产投资额作为各县的新增投资额 I_t ，并以 2000 年为基期，利用陕西省固定资产投资价格指数对各县的 I_t 进行平减。然后，参考单豪杰（2008）的做法，按照公式 $K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$ （假定 $\delta = 10.96\%$ ）测算出往年的资本投入。②劳动投入。古典经济理论和新经济增长理论认为，劳动力数量（就业人员数量）的变化和劳动力质量（劳动力平均受教育年限）的提升均对经济增长有重要影响（Barro and Lee, 1993）。但鉴于《中国县域统计年鉴》不公布测算劳动力质量的相关指标，因此本文只控制了劳动力数量对县域经济增长的影响^①。另外，本文参考 Honohan（2008）的做法，在后续的实证分析中还加入了城乡收入差距（用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比表示）、基础教育水平（用普通中小学专任教师数量与在校学生数量之比表示）、人口密度（用年末人口总数与行政区划面积之比表示）和人均社会消费品零售总额等作为控制变量。变量描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
生产总值（取对数）（原单位：亿元）	783	4.0679	0.9806	0.7885	7.1077
农信社发展	783	0.1477	0.0379	0.0584	0.4260
发展规模	783	0.4469	0.3088	0.0438	3.6263
市场结构	783	0.0297	0.0272	0.0009	0.2077
经营效率	783	0.6486	0.1482	0.2728	1.0000
资本投入（取对数）（原单位：亿元）	783	14.2428	1.1114	10.9094	17.2352
劳动投入（取对数）（原单位：万人）	783	10.9218	0.8476	7.8196	12.8203
城乡收入差距	783	0.6822	0.0477	0.4423	0.7834

^① 由于测算劳动就业人员数量相关指标的统计口径在 2013 年的《中国县域统计年鉴》中发生了变化，因此为最大限度地避免数据偏差带来的影响，本文 2008—2012 年采用“年末单位从业人员数+乡村从业人员数-农林牧渔业从业人员数”，2013—2016 年采用“第二产业从业人员数+第三产业从业人员数”分别表示劳动就业人员数量。

(续表 1)

基础教育水平	783	0.1294	0.0912	0.0371	2.5304
人口密度 (万人/平方公里)	783	11.8437	5.1259	0.6856	35.2565
人均社会消费品零售总额 (元)	783	5861.5740	2949.9020	1065.5440	19658.77

(三) 模型设定

1. 基准模型设定。本文借鉴 Jordan and Morris (2002) 的研究, 建立了如下模型:

$$\ln Y_{ipt} = \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma \ln RF_{ipt} + \theta X_{ipt} + \eta_p + \phi_t + \mu_i + \xi_{ipt} \quad (1)$$

(1) 式中, Y_{ipt} 、 A_{ipt} 、 K_{ipt} 、 L_{ipt} 、 RF_{ipt} 分别表示 p 地区 i 县在 t 年的生产总值、全要素生产率、资本存量、劳动力投入和农信社发展水平。 X_{ipt} 是一组控制变量, 包括城乡收入差距、基础教育水平、人口密度和人均社会消费品零售总额等。 η_p 为地区效应, 主要捕捉不随时间变化的地区特征。 ϕ_t 为年份效应, μ_i 为农信社产权组织形式效应。 ξ_{ipt} 为随机误差项。

2. 加入“学习效应”的模型设定。为考察加入“学习效应”的农信社发展对县域经济增长的影响, 本文结合 Salop and Steven (1979) 提出的空间竞争模型, 在 (1) 式基础上建立如下模型:

$$\begin{aligned} \ln Y_{ipt} = & \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma RF_{ipt} + \theta X_{ipt} \\ & \omega [RF_{ipt} \times \sum (w_{i,j} \times RF_{jpt})] + \eta_p + \phi_t + \mu_i + \xi'_{ipt} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中, $RF_{ipt} \times \sum w_{i,j} \times RF_{jpt}$ 表示的是县域 i 与其他县域 j 之间的“学习效应”。其中, RF_{ipt} 表示“非学习效应”, 即 (1) 式中的农信社发展水平; $w_{i,j}$ 表示的是县域金融市场特征的空间权重矩阵, 与本县域金融市场特征接近的县域会被赋予较大权重。在矩阵 $w_{i,j}$ 中, 非对角线上的元素 (即当 $i \neq j$ 时) 等于 $1/|deposit_{ipt} - deposit_{jpt}|$, 对角线上的元素 (即当 $i = j$ 时) 为 0; $deposit$ 是对应县域在样本考察期内 (2008—2016 年) 金融市场存款余额 (万元) 的平均值。需要说明的是, 这里需要对 $w_{i,j}$ 做标准化处理。其他符号如前所述。

3. 农信社发展对县域经济增长影响非线性关系检验的模型设定。为进一步检验农信社发展对县域经济增长影响的非线性关系, 本文采用基于 Bootstrap 方法的面板门槛效应模型进行分析。该模型的优点在于它不仅可以得出具体的门槛估计值, 还能检验出门槛数量和门槛估计值的显著程度 (Hansen, 1999)。为了不使结果依赖于分样本回归, 本文基于全样本数据构建了如下模型:

$$\begin{aligned} \ln Y_{ipt} = & \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma_1 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} \leq \eta) \\ & + \gamma_2 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} > \eta) + \theta X_{ipt} + \xi''_{ipt} \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式中, LRF_{ipt} 代表农信社发展水平, 采用 i 县域农信社发展水平相对于所有样本县域农信社

发展水平平均值的离差值表示。 g_{ipt} 为门槛变量； η 为待估计的门槛值。 $\Phi(\bullet)$ 为指示性函数，在指定区间内为 1，否则为 0。其他符号如前所述。需要说明的是，为验证农信社发展对县域经济增长的影响不依赖于（2）式中的“学习效应”，这里用 LRF_{ipt} 作为核心解释变量。

4. 农信社发展对县域经济增长影响作用机制的模型设定。为进一步检验农信社发展对县域经济增长影响的作用机制，本文基于前文研究假说，在（3）式的基础上构建如下模型：

$$\begin{aligned} \ln Y_{ipt} = & \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma_1 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} \leq \eta) \\ & + \gamma_2 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} > \eta) + \gamma_3 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} \leq \eta) \times mechanism_{ipt}^l \\ & + \gamma_4 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} > \eta) \times mechanism_{ipt}^l + \lambda mechanism_{ipt}^l + \theta X_{ipt} + \xi_{ipt}'' \end{aligned} \quad (4)$$

（4）式中， $mechanism_{ipt}^l$ 代表反映作用机制的变量，当 l 为 1 时代表信用环境（*fineco*），选用各县域信用户数与辖区内农户总数之比作为代理变量；当 l 为 2 时代表交易成本（*tranco*），选用各县域农信社贷款加权利率水平作为代理变量；当 l 为 3 时代表中间业务创新力度（*fininno*），选用农信社中间业务收入与所有业务收入之比作为代理变量；当 l 等于 4 时代表金融服务渗透度（*finser*），选用每万户农户拥有的农信社银行卡数（张）作为代理变量。这里设置 $mechanism_{ipt}^l$ 与 LRF_{ipt} 交互项的目的是检验在不同门槛值的影响下，农信社是否会通过改变信用环境等对县域经济增长产生不同的影响。若交互项系数显著异于零，则认为改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同的影响。其他符号如前所述。

四、实证结果分析

（一）农信社发展对县域经济增长影响的结果分析

本文使用的数据属于长面板数据，若采用普通的固定效应模型或随机效应模型分析，则无法解决误差项存在的异方差和自相关问题。鉴于此，本文首先采用面板 GLS 方法进行初步估计，然后对估计结果进行组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验。结果显示，组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验均拒绝原假设，说明采用面板 GLS 方法估计得到的结果存在组间异方差、一阶组内自相关和组间同期相关，故本文最终采用一阶系数不相同的全面 FGLS 方法对模型进行估计^①。

从表 2 第 1 列的结果来看，若不加入“学习效应”，农信社发展对县域经济增长的影响在 1% 水平上显著，系数为负说明农信社发展会对县域经济增长产生“诅咒”效应。可能的解释有两个：一是农信社的特殊地位决定了其贷款对象主要是高风险低收益的涉农客户，贷款给这些客户所产生的经济效益远低于低风险高收益的非农客户。二是一些经过股份制改革的农信社会将部分贷款资源转移至债券

^① 组间异方差的原假设为不同个体扰动项同方差，采用 Wald 检验，若 Wald 统计值显著，则拒绝原假设；组内自相关的原假设为不存在一阶组内自相关，采用沃尔德检验，若 F 统计值显著，则拒绝原假设；组间同期相关的原假设为不存在组间同期相关，采用 Breusch-Pagan LM 检验，若 LM 统计量显著，则拒绝原假设。限于篇幅，未列检验结果。

市场，导致实体经济不能获得足额的信贷支持，从而没有使农信社发展对县域经济增长产生“赐福”效应。第2列是在第1列的基础上加入了控制变量，结果基本保持不变。第3、4列为加入“学习效应”后的估计结果。与前两列结果相比，“非学习效应”的系数显著且为负，“学习效应”的系数显著且为正，说明“学习效应”会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，这与相邻县域农信社产生的“空间外部效应”以及“兄弟社”之间产生的“学习效应”有关。该结果验证了假说1。

表2 农信社发展对县域经济增长影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
资本投入（取对数）	0.8286*** (0.0115)	0.7873*** (0.0152)	0.8314*** (0.0114)	0.7902*** (0.0153)
劳动力投入（取对数）	0.2209*** (0.0107)	0.2426*** (0.0124)	0.2211*** (0.0106)	0.2417*** (0.0125)
“非学习效应”（农信社发展）	-1.0057*** (0.1659)	-1.0291*** (0.1841)	-7.7667*** (3.0148)	-6.8256** (3.3933)
“学习效应”			1.3899** (0.6185)	1.1882* (0.6961)
城乡收入差距		-1.3371*** (0.2441)		-1.3522*** (0.2452)
基础教育水平		0.1914** (0.0867)		0.1859** (0.0880)
人口密度		-0.0047*** (0.0009)		-0.0046*** (0.0009)
人均社会消费品零售总额		0.0000*** (0.0000)		0.0000*** (0.0000)
常数项	-9.3824*** (0.1142)	-8.1895*** (0.2312)	-9.3314*** (0.1163)	-8.1176*** (0.2359)
控制变量	否	是	否	是
Wald 统计值	21589.27***	19702.45***	22725.22***	19702.45***
样本量	783	783	783	783

注：括号内为标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；表中回归结果均控制了时间效应、地区效应和产权组织形式效应；下表同。

（二）基于不同维度的农信社发展对县域经济增长影响的结果分析

在农信社发展的三个维度中，发展规模、市场结构和经营效率是否也会对县域经济增长产生显著的影响？为回答这个问题，本文在（2）式的基础上，分别将农信社的发展规模、市场结构和经营效率作为解释变量进行估计，以此识别出它们对县域经济增长的影响。具体估计结果详见表3。

1. 发展规模的结果分析。从表3看，不加入“学习效应”时，“非学习效应”的系数显著且为负；加入“学习效应”后，“非学习效应”的系数显著且为负，“学习效应”的系数显著且为正，说明加入

“学习效应”后，农信社发展规模的扩大会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。原因有两个：一是农信社贷款更多聚焦于收益低、见效慢的涉农客户，其发挥出的乘数效应远低于商业性金融机构；二是县域经济增长所需的贷款资金不仅能得到本县域农信社的支持，也可能有本县域商业性金融机构和其他县域农信社的支持。

2.市场结构的结果分析。从表3看，不加入“学习效应”时，“非学习效应”的系数显著且为正，加入“学习效应”后，“非学习效应”的系数显著且为正，“学习效应”的系数显著且为负，说明加入“学习效应”后，农信社市场结构的优化会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。可能的原因是长期垄断县域金融市场的农信社不存在过度竞争行为，导致其在动员资源流入、缓解金融市场不稳定和落实“三农”政策等方面没有起到很好的效果。

表3 基于不同维度的农信社发展对县域经济增长影响的估计结果

变量	发展规模		市场结构		经营效率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
资本投入（取对数）	0.8024*** (0.0267)	0.7488*** (0.0130)	0.8474*** (0.0265)	0.8298*** (0.0113)	0.8767*** (0.0114)	0.8724*** (0.0131)
劳动力投入（取对数）	0.1414*** (0.0217)	0.1910*** (0.0114)	0.1872*** (0.0203)	0.2173*** (0.0105)	0.1559*** (0.0234)	0.1657*** (0.0246)
“非学习效应”（农信社发展）	-0.3358*** (0.0450)	-1.3049*** (0.2158)	1.1319** (0.5621)	22.8520*** (6.2284)	-0.0134 (0.0462)	1.0107 (0.9126)
“学习效应”		0.0598*** (0.0148)		-22.8962*** (6.5792)		-0.0467 (0.0417)
常数项	-8.1961*** (0.4322)	-7.9892*** (0.1499)	-9.3473*** (0.3255)	-9.4667*** (0.1218)	-9.4525*** (0.1683)	-9.5977*** (0.2039)
Wald 统计值	4781.53***	16887.40***	6406.37***	18501.02***	43733.62***	35296.12***
样本量	783	783	783	783	783	783

注：限于篇幅，文中未列出加入控制变量的回归结果，若读者感兴趣，可向作者索要。

3.经营效率的结果分析。从表3看，无论是否加入“学习效应”，“非学习效应”的系数和“学习效应”的系数均不显著，说明农信社经营效率提升对县域经济增长没有显著影响。进一步利用 MaxDEA Pro 12.0 软件，将采用 GML 指数方法测算得到的经营效率进行分解发现（详见表4），虽然纯效率变化、纯技术变化、规模效率变动和技术规模变动在个别年份存在递减（小于1）的情况，但造成农信社经营效率对县域经济增长没有显著“赐福”效应的原因是其纯技术变化小于1。可能的原因是当前农信社仅对存量客户提供储、贷、汇等基础性业务，这种单一的服务模式已无法满足实体经济的金融服务需求（张珩等，2019）。

表 4 农信社 GML 指数的变动及其分解（累积值）

	全要素生产率	纯效率变化	纯技术变化	规模效率变动	技术规模变动
2009 年	1.1671	1.0471	1.0402	1.0376	1.0362
2010 年	1.0093	0.9867	0.9861	0.9913	1.0590
2011 年	1.1506	1.1055	1.0249	1.0290	1.0036
2012 年	0.9774	1.0473	0.9468	1.0089	0.9798
2013 年	1.0628	1.0338	1.0240	0.9835	1.0352
2014 年	0.9953	0.9942	1.0075	1.0264	0.9871
2015 年	1.0789	0.9658	1.1358	0.9791	1.0050
2016 年	0.7940	1.1381	0.6954	1.0430	0.9783
均值	1.0294	1.0398	0.9826	1.0124	1.0105

注：全要素生产率为几何平均值，即全要素生产率=纯效率变化×纯技术变化×规模效率变动×技术规模变动。

（三）稳健性检验与内生性讨论

本文拟进行一系列稳健性检验和内生性讨论：①改变测度农信社发展的赋权方法。采用变异系数法重新对农信社的发展规模、市场结构和经营效率进行赋权，然后计算出新的农信社发展水平，最后将其作为新的核心解释变量进行回归。②改变经营效率的测算方法。为剔除环境因素和随机干扰项等外界环境对经营效率的影响，本文采用三阶段 GML 指数方法测算经营效率，进而得出新的农信社发展水平，并将其作为新的核心解释变量进行回归。③替换控制变量（组合）。为减少遗漏变量对估计结果产生的影响，本文多次替换控制变量，如将人口密度和人均社会消费品零售总额这两个变量替换成地方财政盈余（用地方财政收入减去地方财政支出表示）和工业化水平（用规模以上工业总产值与县域生产总值之比表示）。④采用面板工具变量模型。为解决模型可能存在的内生性问题，本文借鉴王修华、赵亚雄（2019）和刘勇政等（2019）的思路，采用除自身以外其他县域农信社发展水平的平均值（*arf*）^①和农信社改革（*ref*）^②两个变量作为农信社发展的工具变量，并采用面板工具变量模型进行回归。⑤采用系统 GMM 模型。内生金融理论认为，经济增长会通过市场化改革形成更多的金融要素，进而对金融发展产生影响，即经济增长与金融发展之间可能互为因果。为解决这个问题，本文将县域 GDP 的一阶滞后项作为工具变量，采用系统 GMM 模型进行回归。以上操作所得的回归结果与基准回归结果基本一致^③，说明前文分析结果具有较好的稳健性。

^① 以高陵县为例，高陵县农信社发展水平的工具变量为除高陵县农信社以外的其他 86 个县域农信社发展水平的平均值。以此类推，可以计算出每个县域农信社发展水平的工具变量。

^② 这里的改革变量（*ref*）为农信社是否改革（*reform*）和改革时间（*time*）的乘积。具体来看，若农信社进行了改革，则 *reform* 取值为 1，反之取值为 0；若在改革之前，则 *time* 取值为 0，反之取值为 1。

^③ 限于篇幅，本文未列出稳健性检验结果，若读者感兴趣，可向作者索要。

五、非线性关系检验与作用机制分析

（一）非线性关系检验的结果分析

前文分析发现，“非学习效应”（农信社发展）会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，这似乎与现有学者主观认为农信社发展会对县域经济增长产生“赐福”效应的观点并不一致。那么，农信社发展对县域经济增长的影响是否存在“分岔效应”？鉴于此，本文检验了两者之间的非线性关系。考虑到农信社发展内含于县域经济增长中，不仅不同的经济基础会对农信社发展产生差异化的影响，而且在不同金融状态（规模、结构、效率）下，农信社发展也会反作用于经济增长。因此，本文从农信社发展和县域经济增长两个层面各选取 3 个门槛变量，基于 Bootstrap 方法反复抽样 300 次来检验门槛效应的显著性，并得到具体的门槛估计值。从表 5 结果看，除经营效率的第一个门槛估计值未通过显著性检验外，其他门槛估计值均在 5% 的水平上通过了显著性检验，说明农信社发展对县域经济增长的影响确实存在门槛效应，这验证了假说 2^①。另外，本文不断改变门槛模型中的“异常值去除比例”，其所得的结果与表 5 结果无太大差异，说明估计结果稳健性较好。

表 5 农信社发展对县域经济增长影响的门槛效应检验结果

门槛变量		门槛模型	门槛估计值	F 统计量	BS 次数
农信社发展	发展规模	单一门槛	0.7024	27.96***	300
	市场结构	单一门槛	0.0042	24.09**	300
	经营效率	单一门槛	0.5076	9.65	300
		双重门槛	0.4734	3.60***	300
县域经济增长	市场潜能	单一门槛	11.66	14.56***	300
	人均生产总值	单一门槛	8573.65	7.47**	300
	第二第三产业比重	单一门槛	0.1984	49.61***	300

基于上述检验，本文在（3）式的基础上，模拟得出了门槛模型的结果（详见表 6）。表 6 中，第 1 至第 3 列分别是以农信社的发展规模、市场结构和经营效率为门槛变量进行回归得到的结果，第 4 至第 6 列分别是以市场潜能^②、人均生产总值和第二第三产业比重为门槛变量进行回归得到的结果。

1. 以农信社发展为门槛变量的结果分析。表 6 结果显示：①当农信社发展规模低于门槛值 0.7024 时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当发展规模超越门槛值 0.7024 时，农信

^① 本文主要采用单一门槛模型进行分析。之所以对经营效率采用双重门槛模型进行分析，是因为经营效率的第一个门槛估计值没有通过显著性检验（即门槛值无效），而第二个门槛估计值在 1% 水平上通过了显著性检验（即门槛值有效）。限于篇幅原因，未列出门槛估计值和置信区间的关系图，若读者感兴趣，可向作者索要。

^② 参考 Krugman（1991）提出的市场潜能概念，测算了文中的市场潜能，并将其作为县域经济增长的一个门槛变量进行了分析。市场潜能的计算公式为： $MP_i = \sum Deposit_{jt} / d_{ij}$ 。其中， d_{ij} 表示不同县域之间的地理距离（用百度地图手工整理所得的公路里程表示）。该公式表示的是 i 县域的市场潜能是其他非 i 县域金融市场存款余额的加权和。

社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。可能的原因：当发展规模低于门槛值时，农信社向实体经济拓展信贷业务的积极性更高，发放的信贷资金更多，从而对县域经济增长产生的“赐福”效应就更明显；当发展规模超越门槛值后，过多的客户交易难免会使农信社信贷资源产生错配，并形成更多低效率的资金支持，从而对县域经济增长产生“诅咒”效应。②当农信社市场结构低于门槛值 0.0042 时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当市场结构超越门槛值 0.0042 后，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。这表明在以间接融资为主的县域金融市场体系中，农信社市场份额越高，其对实体经济的融资效率就越低，从而对县域经济增长产生“诅咒”效应。③当经营效率低于门槛值 0.5076 时，农信社发展对县域经济增长的影响不显著；当经营效率介于两个门槛值之间时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当经营效率超越门槛值 0.4734 后，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应^①。可能的解释有两个：其一，由于农信社没有深入了解新型经营主体（如职业农民、专业大户等）的发展特征、经营模式和财富创造方式，导致其提供的金融服务不能有效满足这些客户的实际需求。其二，“本末倒置”的管理体制降低了农信社自主开展金融业务创新的积极性（张珩等，2019），致使经营效率超过门槛值后，农信社发展对县域经济增长产生“诅咒”效应。可见，在不同的金融状态下，农信社发展对县域经济增长会产生一种有条件的“金融诅咒”效应，当农信社发展规模过大、市场份额过高和经营效率较低时，这种“诅咒”效应表现得更明显。以上结果验证了假说 3。

2.以县域经济增长为门槛变量的结果分析。表 6 的结果显示：①当市场潜能低于门槛值 14.56 时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应；当市场潜能超越门槛值 14.56 后，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。这与实际情况完全吻合。可能的原因是市场潜能高的县域更容易形成金融集聚现象，其丰富的信贷资源能有效带动县域实体经济发展，从而对县域经济增长产生“赐福”效应；而在市场潜能低的县域，信贷资源相对匮乏，农信社不能有效满足县域实体经济的实际需求，从而对县域经济增长产生“诅咒”效应。②当县域人均生产总值低于门槛值 8573.65 元时，农信社发展会对县域经济增长产生“赐福”效应；当县域人均生产总值超越门槛值后，农信社发展对县域经济增长的影响不显著。可能的原因是：在人均生产总值低的县域，农信社往往会通过政府支持来发挥其在储蓄动员、项目甄别、企业监督等方面的优势，从而使实体经济获得低成本的资金，进而对县域经济增长产生“赐福”效应；而在人均生产总值高的县域（如陕北农信社），受“资源诅咒”和政府之间竞争的影响，农信社会被迫将一些信贷资源投向能带来更高收益的客户，从而减少了给予真正会“赐福”县域经济增长的客户群体的信贷资金。③无论第二第三产业比重是否超越门槛值 0.1984，农信社发展都会对县域经济增长产生“诅咒”效应，只不过当其超越门槛值 0.1984 后，农信社发展对县域经济增长产生的“诅咒”效应不显著。可能的解释是：当前第二第三产业所释放的结构性“红利”使农信社发展对县域经济增长不再产生阻碍作用（于斌斌，2015）。可见，经济基础不同也会使农信社发展对县域经济增长的影响产生差异，在市场潜能低、人均生产总值高或第二第三产业比重低的县域，

^① 经营效率的第二个门槛值 0.4734 低于第一个门槛值 0.5076，可能是农信社投入产出指标不匹配所致。

农信社发展会对县域经济增长产生“诅咒”效应。这些结果再次验证了假说3。

表6 农信社发展对县域经济增长影响的门槛回归结果

变量	门槛变量：农信社发展			门槛变量：县域经济增长		
	发展规模	市场结构	经营效率	市场潜能	人均生产总值	第二第三产业 比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$LRF \times \Phi^0(\bullet)$	0.9757* (0.5234)	5.7310* (2.6189)	0.8252 (1.3200)	-1.3999** (0.4256)	3.6777*** (0.4339)	-13.0000*** (1.6463)
$LRF \times \Phi^1(\bullet)$	-2.9507*** (0.6648)	-1.0373** (0.4371)	3.8787*** (0.8976)	1.6540* (0.8434)	-0.7896 (0.4368)	-0.2326 (0.4326)
$LRF \times \Phi^2(\bullet)$			-1.0910** (0.4668)			
组内 R ²	0.8612	0.8602	0.8576	0.8585	0.8571	0.8644
N	783	783	783	783	783	783

注：由于单一门槛和双重门槛的变量有所差异，本文对表中变量名称从简处理。以发展规模为例， $LRF \times \Phi^0(\bullet)$ 表示 $LRF \times \Phi(g_{pt}^1 \leq 0.7024)$ ， $LRF \times \Phi^1(\bullet)$ 表示 $LRF \times \Phi(g_{pt}^1 > 0.7024)$ ，其他可以此类推；其他变量均控制；下表同。

（二）作用机制检验的结果分析

基于上述分析，本文分别以信用环境、交易成本、中间业务创新力度和金融服务渗透度为作用机制变量，以农信社发展和县域经济增长为门槛变量，模拟得出作用机制检验的结果（详见表7）。

1.以农信社发展为门槛变量的结果分析。表7结果显示，①当农信社发展规模低于门槛值时，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，原因可能是：发展规模低的农信社资本数量也较少，即使降低交易成本也无法吸引到更多优质客户，导致农信社发展无法对县域经济增长产生较好的效果；当农信社发展规模超越门槛值后，改善信用环境、降低交易成本、增强中间业务创新力度和提高金融服务渗透度均会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。②当市场结构低于门槛值时，降低交易成本会使农信社给更多潜在客户提供贷款，进而对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而提高金融服务渗透度（即给存量客户发放更多的银行卡）并不能对农信社发展起到实质性作用；当市场结构超越门槛值后，加大金融服务渗透度会使农信社满足更多实体经济的金融需求，进而对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本会使农信社的一部分优质客户被“长尾客户”挤出，进而对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。③当农信社经营效率低于第一个门槛值时，改善信用环境和加大中间业务创新力度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：对于经营效率本身就低的农信社，即使降低交易成本也不能让农信社吸引到更多客户；当经营效率处于第一个门槛值和第二个门槛值之间时，改善信用环境和降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而提高中间业务创新力度和金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅

咒”效应，这与农信社不是完全基于客户实际需求而进行金融产品与服务创新有关；当经营效率超越第二个门槛值后，加大金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本和加大中间业务创新力度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：农信社投入产出的不完全匹配，导致经营效率在超越第二个门槛值后有所下降，此时若继续降低交易成本或加大中间业务创新力度，无形之中会提高农信社经营成本，导致经营效率再次下降，对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。这些结果验证了假说4。

2.以县域经济增长为门槛变量的结果分析。表7结果显示：①当市场潜能低于门槛值时，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：市场潜能低的县域，客户容量少，即使降低交易成本让客户获得更多的贷款，农信社发展也不会对县域经济增长产生“赐福”效应；而当市场潜能超越门槛值后，加大中间业务创新力度、提高金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。②当人均生产总值低于门槛值时，提高金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当人均生产总值超越门槛值后，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本和提高中间业务创新力度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：降低交易成本不利于农信社筛选出优质客户，加之农信社业务种类单一，即使提高中间业务创新力度，也不能在短期内使农信社发展对县域经济增长起到实质性效果。③当第二第三产业比重低于门槛值时，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而加大中间业务创新力度、提高金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，这与客户容量小、高端服务需求少有关；当第二第三产业比重超越门槛值后，降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：降低交易成本会使农信社提高贷款发放率的同时也加剧贷款违约风险，进而使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。这些结果再次验证了假说4。

表7 农信社发展对县域经济增长影响作用机制的检验结果

变量		门槛变量：农信社发展			门槛变量：县域经济发展		
		发展规模	市场结构	经营效率	市场潜能	人均生产 总值	第二第三产 业比重
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信用 环境	$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times fineco$	3.8581** (1.4510)	3.7371 (6.9826)	6.6309*** (1.7360)	3.3502** (1.3224)	-0.3745 (1.5876)	14.1406** (4.4513)
	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times fineco$	7.7775*** (1.4751)	1.4734 (1.2318)	4.9841** (1.7754)	0.4921 (3.3914)	6.4698** (2.7964)	-0.3199 (1.3338)
	$LRF \times \Phi^2(\bullet) \times fineco$			-4.0192 (2.2270)			
交易 成本	$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times tranco$	13.7945** (5.1373)	-25.1207* (11.5845)	16.0950*** (4.4049)	16.4416** (4.9869)	6.6096 (4.8352)	-2.9107 (8.5646)

(续表 7)

交易成本	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times tranco$	-20.4580*** (6.0649)	11.9998* (5.5006)	-21.6228* (9.6318)	-5.8965 (6.6387)	27.3965*** (7.1325)	15.1668*** (4.1610)
	$LRF \times \Phi^2(\bullet) \times tranco$			13.3363** (5.0942)			
中间业务创新力度	$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times fininno$	-11.7077 (30.2212)	305.2115 (363.5935)	57.7560*** (6.2473)	5.1964 (8.8580)	-3.5854 (10.1130)	-308.2058** (99.8554)
	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times fininno$	24.6594*** (6.5518)	-0.5639 (10.6246)	-87.3496*** (24.2974)	-38.6046** (15.241)	-547.1268*** (101.2074)	-10.4489 (10.1267)
	$LRF \times \Phi^2(\bullet) \times fininno$			-20.0280* (9.1739)			
金融服务渗透度	$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times finser$	-3.7228 (4.1098)	-20.1541*** (3.8285)	2.2988 (4.9539)	6.1185 (3.3864)	5.7909** (1.9813)	-30.3487*** (7.5465)
	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times finser$	8.9212* (3.8688)	12.3808*** (2.7757)	-11.8276** (4.4050)	-11.8443** (4.5160)	-6.8173 (4.7186)	5.6221 (3.3439)
	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times finser$			11.5337** (4.6826)			

六、结论与政策建议

历经多年的发展，中国县域处于产业结构调整、经济发展方式转变的新阶段，在当前经济全球化和区域一体化趋势下，提高金融机构服务县域经济增长的质量和效率，既是新常态下推动经济高质量发展的动力所在，也是双循环格局下金融支持实体经济发展的应有之义。那么，作为县域金融市场的主力军，农信社发展是否会对县域经济增长产生显著影响？答案是肯定的。本文采用 FGLS 方法和面板门槛模型，深入分析了农信社发展对县域经济增长的影响和作用机制。研究发现，“非学习效应”（农信社发展）会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，而“学习效应”会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。非线性关系检验结果表明，第一，农信社发展与县域经济增长之间是一种非线性关系；第二，金融状态的不同会使农信社发展对县域经济增长产生有条件的金融“诅咒”效应，当农信社发展规模过大、市场份额过高和经营效率较低时，这种“诅咒”效应表现得更明显；第三，经济基础的不同也会使农信社发展对县域经济增长产生的“诅咒”效应存在显著差异，在市场潜能低、人均生产总值高和第二第三产业比重较低的县域，这种“诅咒”效应表现得更明显。作用机制分析发现，在不同的金融状态和经济基础的影响下，改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应。

基于以上结论，本文政策启示如下：第一，在加快省联社功能转变的基础上，注重农信社自身的存量重组、增量优化以及治理效率的提升，保证其有“韧性”地发展。同时，加强乡村银行家队伍塑造，并把乡村振兴和县域经济增长作为农信社高管考核的重要指标，以此推进农信社“业务下沉”，解

决好“洗脚上岸”的难题。另外，要看懂和发现“长尾群体”的内在价值，充分发挥出农信社发展规模和经营效率对县域经济增长产生的“赐福”效应。第二，有条件地解除监管限制，强化县域金融机构之间的“学习效应”，打破农信社在县域金融市场长期“一支独大”的局面。同时，加快县域金融市场改革进程，增强商业性金融对实体经济的“造血”功能，发挥政策性金融对县域战略性、重点工程的“增血”功能，挖掘新型金融组织对县域经济增长的“补血”功能，以此推进形成具有高度适应性和竞争力的县域金融市场体系。第三，着力解决好农信社发展与县域经济增长之间的适应性问题，避免县域经济进入表面繁荣增长的陷阱之中。同时，加快开发设计适合农业农村特点、符合农业农村需要的金融服务，加强农信社对县域经济的金融赋能。另外，要利用市场化改革方法帮助实体经济“降成本”“去杠杆”“稳增长”，并在推动县域经济从速度增长向高质量发展转变的同时，实现不同县域经济之间的协调发展。第四，加快对市场潜能低、经济发展水平高和第二第三产业比重低的县域的信用体系建设，特别是要重点提高中小微企业和农业经营主体的金融素养，完善对其的正向激励和逆向惩戒机制，以此为县域经济高质量增长塑造诚实守信的契约文化。第五，要加快借助科技手段，在县域建立广覆盖、低成本、高效率的绿色普惠金融服务体系。特别要在经济发展水平较低的县域，提高县域金融机构对“长尾群体”的金融包容度，满足其因经济结构调整和农村三大产业融合所衍生出来的金融需求，以此最大限度地提高县域金融服务所能给经济增长带来的“赐福”效应。

参考文献

- 1.陈刚、尹希果、潘杨，2006：《中国的金融发展、分税制改革与经济增长》，《金融研究》第2期。
- 2.单豪杰，2008：《中国资本存量K的再估算：1952~2006年》，《数量经济技术经济研究》第10期。
- 3.樊纲、王小鲁、马光荣，2011：《中国市场化进程对经济增长的贡献》，《经济研究》第9期。
- 4.黄宪、黄彤彤，2017：《论中国的“金融超发展”》，《金融研究》第2期。
- 5.李健、盘宇章，2017：《金融发展、实体部门与全要素生产率增长——基于中国省级面板数据分析》，《经济科学》第5期。
- 6.刘培森，2018：《金融发展、创新驱动与长期经济增长》，《金融评论》第4期。
- 7.刘勇政、贾俊雪、丁思莹，2019：《地方财政治理：授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》，《中国社会科学》第7期。
- 8.卢峰、姚洋，2004：《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》，《中国社会科学》第1期。
- 9.田卫民，2017：《金融发展缘何抑制了经济增长——来自中国省际面板数据的经验证据》，《经济问题》第1期。
- 10.王晋斌，2007：《金融控制政策下的金融发展与经济增长》，《经济研究》第10期。
- 11.王修华、赵亚雄，2019：《中国金融包容的增长效应与实现机制》，《数量经济技术经济研究》第1期。
- 12.夏璋煦、刘渝琳，2019：《“赐福”还是“诅咒”：金融与实体经济的非线性发展》，《财经科学》第6期。
- 13.杨友才，2014：《金融发展与经济增长——基于我国金融发展门槛变量的分析》，《金融研究》第2期。
- 14.姚耀军，2012：《金融发展与全要素生产率增长：区域差异重要吗？——来自中国省级面板数据的经验证据》，《当代财经》第3期。

- 15.于斌斌, 2015:《产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析》,《中国工业经济》第12期。
- 16.张珩、罗剑朝、郝一帆, 2017a:《农村普惠金融发展水平及影响因素分析——基于陕西省107家农村信用社全机构数据的经验考察》,《中国农村经济》第1期。
- 17.张珩、罗剑朝、郝一帆, 2019:《农村信用社发展制度性困境与深化改革的对策——以陕西省为例》,《农业经济问题》第5期。
- 18.张珩、罗剑朝、牛荣, 2017b:《产权改革与农信社效率变化及其收敛性:2008~2014年——来自陕西省107个县(区)的经验证据》,《管理世界》第5期。
- 19.张雪芳、戴伟, 2019:《金融发展对经济增长影响的门槛效应研究——基于金融发展规模、效率和结构三维视角的实证检验》,《当代经济管理》第4期。
- 20.张亦春、王国强, 2015:《金融发展与实体经济增长非均衡关系研究——基于双门槛回归实证分析》,《当代财经》第6期。
- 21.周黎安, 2018:《“官场+市场”与中国增长故事》,《社会》第2期。
- 22.周立、王子明, 2002:《中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978—2000》,《金融研究》第10期。
- 23.Arcand, J. L., E. Berkes, and U. Panizza, 2015, “Too much Finance?”, *Journal of Economic Growth*, 20(2): 105-148.
- 24.Barro, R. J., and J. W. Lee, 1993, “International Comparison of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, (32), 363-394.
- 25.Bianchi, M., 2010, “Credit constraints, Entrepreneurial Talent, and Economic Development”, *Small Business Economics*, 34(3), 433-448.
- 26.Cecchetti, S. G., and E. Kharroubi, 2015, “Why does Financial Sector Growth Crowd Out Real Economic Growth?”, BIS Working Papers, No. 490.
- 27.Greenwood, J., and B. Jovanovic, 1990, “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.
- 28.Hansen, B. E., 1999, “Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- 29.Honohan, P., 2008, “Cross-country Variation in Household Access to Financial Services”, *Journal of Banking & Finance*, 32(11), 2493-2500.
- 30.Hu, M., J. Zhang, and C. Chao, 2019, “Regional Financial Efficiency and Its Non-linear Effects on Economic Growth in China”, *International Review of Economics & Finance*, 59(2), 193-206.
- 31.Jordan, S., and A. Morris, 2002, “Does Financial Development ‘Lead’ Economic Growth?”, *International Review of Applied Economics*, 16(2), 153-168.
- 32.Krugman P., 1991, “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.
- 33.Law, S. H., and N. Singh, 2014, “Does too much Finance Harm Economic Growth?”, *Journal of Banking and Finance*, 41(4), 36-44.

34. Law, S.H., A. M. Kutan, and N. A. M. Naseem, 2018, “The Role of Institutions in Finance Curse: Evidence from International Data”, *Journal of Comparative Economics*, 46(1), 174-191.

35. Muhammad, N., A. R. M. Islam, and H. A., Marashdeh, 2016, “Financial Development and Economic Growth: An Empirical Evidence from the GCC Countries Using Static and Dynamic Panel Data”, *Journal of Economics and Finance*, 40(4), 773-791.

36. Salop, and C. Steven, 1979, “Monopolistic Competition with Outside Goods”, *Bell Journal of Economics*, 10(1), 141.

37. Shaxson, N., and J., Christensen, 2013, “*The Finance Curse: How Oversized Financial Sectors Attack Democracy and Corrupt Economies?*”, New York: Commonwealth Publishing.

（作者单位：¹ 同济大学经济与管理学院；

² 西北农林科技大学经济管理学院；

³ 浙江科技学院经济与管理学院；

⁴ 华东师范大学经济与管理学部）

（责任编辑：胡 祎）

“Blessing” or “Cursing”: The Impact of the Development of Rural Credit Cooperatives on County Economic Growth

ZHANG Heng LUO Bowen CHENG Mingwang YE Juntao ZHANG Jiaping

Abstract: Based on the data of Shaanxi Province from 2008 to 2016, this article uses the FGLS method and panel threshold model to analyze the impact relationship and action mechanism of the development of rural credit cooperatives (RCCs) on county economic growth and verifies whether the “financial curse” hypothesis holds for RCCs. The results show that the development of RCCs without “learning effect” may produce a significant “cursing” effect on county economic growth, whereas those with “learning effect” may produce a significant “blessing” effect. A nonlinear relationship test shows that, first of all, the development of RCCs has a significant threshold effect on county economic growth. Secondly, the differences in local financial market status impose a precondition on the financial “cursing” effect of RCC development, in the sense that the “cursing” effect would be more obvious when RCCs have a large asset scale, a high market share but low operation efficiency. Thirdly, the differences in local economic basis place another precondition, and the financial “cursing” effect is more obvious in counties with low market potential, high per capita gross domestic product and low proportion of the secondary and tertiary sectors. The action mechanism analysis suggests that in a fixed configuration of financial market status and economic basis, the changes in the credit environment and transaction costs, as well as the intermediary business innovation or financial services penetration in the development process of RCCs can generate different degrees of “blessing” or “cursing” effect on county economic growth.

Keywords: Development of RCC; County Economic Growth; Financial Curse; Threshold Model; Shaanxi Province

惠农贷的精英俘获及其包容性增长效应研究*

王小华^{1,2} 韩林松³ 温涛¹

摘要：发展中转型经济体的一大特点是呈现出有限的资金被少数精英占有的精英俘获现象，使得广大群体面临严重的金融抑制。优惠性质农户贷款（简称惠农贷）的分类设计和精准施策是纾解农户金融抑制和实现包容性增长的重要抓手，最终有助于破解城乡发展不平衡、农村内部发展不充分，畅通国内大循环。本文基于中国13省2532个农户家庭的微观数据，首先运用普通分位数和工具变量分位数回归方法对惠农贷的精英俘获现象进行了检验，发现这一贷款的确存在精英俘获现象。其次运用工具变量法对六大类惠农贷进行了异质性检验，发现仅有政银保贷款和城乡自主创业贷款存在精英俘获现象，其中前者最为严重；剔除政银保贷款和城乡自主创业贷款后，进一步发现惠农贷有利于中低收入农户发展，进而有助于推动包容性增长目标实现。其政策含义在于：欲破解农贷市场的精英俘获从而更好地实现包容性增长，必须在明确新发展阶段农村金融服务需求新变化、新要求和新特征的情况下，既要农村金融市场的监管机制、分配机制、风险分担机制等机制设计进行良性引导，还应在推进农村金融改革过程中超越金融控制的行政思维和“竞争性”的市场思维，培育“多元化”“合作性”“普惠性”的农村金融服务中介，构建政府、市场、社会机制并存主导的现代农村金融组织体系。

关键词：惠农贷 精英俘获 普惠金融 包容性增长 国内大循环

中图分类号：F832.35 F323 **文献标识码：**A

一、引言

“十四五”时期中国将进入新发展阶段，必须立足高质量发展，助推乡村全面振兴，解决好发展不平衡不充分问题，不断满足人民日益增长的美好生活需要。改革开放40多年来，虽然城乡二元体制逐步被打破（叶兴庆，2020），但处于新发展阶段的中国城乡发展不平衡、农村发展不充分的问题仍然突出，而城乡金融发展不平衡和金融服务“三农”不充分是这一问题的重要体现。加快构建“多元化”“合作性”“普惠性”的农村金融服务体系，保障农民全面可持续增收、提高社会包容度，既是中国全面建成小康社会的必然要求，也是弘扬中国特色社会主义制度和国家治理体系显著优势的内在要求。

* 本文得到国家社会科学基金青年项目“基于社会责任视角的农村金融服务乡村振兴战略研究”（19CJY031）、中央高校基本科研业务费专项资金“‘一带一路’倡议下的金融扶贫合作研究”（SWU2009105）、重庆市高校哲学社会科学协同创新团队资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议，同时感谢张正平、黄惠春和王刚贞的建设性意见，文责自负。

事实上,进入21世纪以来,为破解“三农”问题,缩小城乡发展差距,实现经济包容性增长,国家有意识地对“三农”伸出了“帮助之手”,有意让农村金融发挥心脏和血管的作用,重振农村地区的金融服务。如今,国家促进农村金融改革创新发展的支持性政策工具不断丰富,农村金融制度不断完善,农村金融服务体系越发多样化,用于服务“三农”的金融工具越来越广泛。特别是2018年以来,为了有效解决“三农”问题,实现乡村振兴,大量资金涌入农贷市场。据《金融机构贷款投向统计报告》数据披露,截至2020年末,涉农贷款余额已经增长到38.95万亿元,同比增长10.7%,比上年末高出3个百分点,占各项贷款比重的22.55%。此外,普惠金融领域贷款^①增长速度加快,其中,普惠金融领域贷款余额21.53万亿元,同比增长24.2%;普惠小微贷款余额15.1万亿元,同比增长30.3%;农户生产经营贷款余额5.99万亿元,同比增长11.5%;创业担保贷款余额2216亿元,同比增长53.7%;建档立卡贫困人口贷款余额1427亿元,建档立卡贫困人口及已脱贫人口贷款余额7881亿元^②。

然而,中国农村金融改革的路径,逐渐从行政主导下的行政捕获,走到了市场主导下的市场抽取,在国家缩回行政捕获时期汲取之手和伸出帮助之手的同时,当前农村金融改革推进却在很大程度上被市场的抽取之手所妨害。因为,市场导向的农村金融改革,使得各类金融机构在试图摆脱行政约束的同时,更多地受到利润约束(周立,2020)。双重约束的转换过程,迫使金融机构除了象征性地行动外,并无兴趣真正支农,对中央的金融支农号召,“上有政策、下有对策”地选择性执行(董玄等,2016)。在城乡间投资回报率和收入差距不断扩大的情况下,市场体系继续将农村资金抽取到利润更丰厚的城市部门,将农村留在低水平陷阱之中(周立,2020)。所以,即便是全国银行业金融机构、保险机构的乡镇覆盖率和全国行政村基础金融服务覆盖率均已超过95%,大量农贷资金持续注入农村地区,农村金融服务的广度和深度都得到了不同程度的扩展,但是获取农村金融服务的客户结构失衡问题依然突出。真正属于中低收入阶层农户和金融需求最旺盛的新型农业经营主体的贷款需求仍然得不到有效满足,获得贷款的大多是高收入农户、大户,农贷市场的精英俘获现象十分突出。

中国城乡金融发展不平衡、农村金融服务不充分问题之所以广泛而长期存在,除了“三农”的获客成本高和风险控制难这类带有普遍性的困难之外,还存在准入限制严、无法真正按市场定价和微观治理结构扭曲等政策性障碍(黄益平等,2018),金融机构在商业逐利的动机面前并无十足动力去匹配乡村振兴战略实施过程中农贷服务需求的新变化、新要求和新特征。所以,无论从公平还是效率的角度,农村金融服务都供不应求,存在明显的金融排斥(周立,2020)。有限的农贷资金进入乡村,不得不寻求内部化节约交易成本的主体与其对接,最终导致农贷资金呈现出被精英占有的精英俘获机制(温涛等,2016)。因此,深化农村金融体制机制改革,促进城乡金融协调发展,提升农村金融服务能力和

^① 依据《中国人民银行关于调整普惠金融定向降准有关考核标准的通知》(银发〔2018〕351号),普惠金融领域贷款包括单户授信小于1000万元的小微型企业贷款、个体工商户经营性贷款、小微企业主经营性贷款、农户生产经营贷款、建档立卡贫困人口消费贷款、创业担保贷款和助学贷款。

^② 数据来源:中国人民银行《2020年金融机构贷款投向统计报告》, <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4180902/index.html>。

水平，应遵循政府引导与市场主导并行、商业可持续与履行社会责任并肩、促创新与防风险并重的原则，方能有效破解农贷市场的精英俘获现象，全力助推乡村振兴，实现包容性增长，破解城乡发展不平衡和农村发展不充分问题。

以往学者主要对全国农贷市场或者某一类贷款的精英俘获现象进行实证检验，但是一般贷款的商业性并不要求机会平等，难以体现问题实质。同时，现有研究也鲜有从微观机制探讨精英俘获的形成与破解，对中国农贷的包容性增长效应探讨不足。本文的研究目的如下：一是通过构造数理模型来揭示农贷市场精英俘获产生的微观机制，同时利用更能凸显问题的优惠性农户贷款（以下简称惠农贷）发放数据对农贷的精英俘获现象进行经验验证；二是考察实践中惠农贷的分层分类发放方式是否有助于缓解中国农贷市场的精英俘获现象，进而为新发展阶段实现包容性增长目标和缓解不平衡不充分问题提供现实依据，据此提出更具针对性的政策建议。

二、文献综述

目前国内外学者关于精英俘获的研究大致可以分为两类，一是结合时代背景对于精英俘获形成机理和演化过程进行理论探讨，二是运用相关数据和计量方法对特定对象中是否存在精英俘获现象进行实证检验。围绕精英俘获现象，本文将从理论和实证两方面对已有文献进行梳理。

在分析精英俘获的形成机理时，学者们主要以乡村和社区为载体进行了考察。部分学者根据形成原因不同，对精英俘获进行了分类：一是内生型控制，即精英主动控制和影响社区；二是外生型资源对精英的控制，即被动俘获。首先，社会阶层的不断分化，为精英俘获的产生奠定了阶层基础。全志辉、温铁军（2009）指出，2008年前的农村改革历程中，收入高和收入低的农户明显分化，形成了“大农”和“小农”的区分。全志辉、贺雪峰（2002）构建了体制精英、非体制精英、普通村民的三层权力结构，并对其行为逻辑和三者之间的互动进行分析。其次，乡村治理条件的恶化，不断催生并强化了精英俘获行为。因为，乡村的良性治理生态受到破坏，精英的行为选择越来越偏离社区整体利益（全志辉、温铁军，2010），从而导致基层权力出现“真空状态”（于建嵘，2012）。温铁军、杨帅（2012）认为精英俘获是治理状况劣化的乡村在对接外部资源时普遍发生的现象，它是导致政府的反哺资源在乡村内部难以公平传递的一个最重要原因。此外，信息传递的失真也是导致精英俘获的重要原因。邢成举、李小云（2013）从交易费用的角度指出，当外部资金和项目进入农村时，存在一个目标选择问题，大户由于其规模经营优势，能够形成较为长期和稳定的合作关系，容易成为资源对接的首选对象，而普通大众难以接触到扶贫项目信息，从而获得的资源十分有限。Platteau et al.（2014）构建了捐赠者与精英群体之间的信号博弈模型，对信息传递失真导致的精英俘获进行了理论分析，发现改善捐赠者的外部选择通常会减少精英俘获，但是提高捐赠者的信息质量会导致精英俘获现象加剧。

在相关理论分析的基础上，有关精英俘获的实证研究也在不断涌现，国外学者主要对许多援助项目进行了考察。Johannesen et al.（2020）发现世界银行向高度依赖援助的发展中国家提供援助性资金的同时，这些国家在离岸金融中心的银行存款也急剧增加，具有明显的精英俘获特征。Laffont and Tirole（1991）、Platteau（2004）、Mansuri and Rao（2012）对金融扶贫效果的评估发现，发达国家的政府在

金融扶贫过程中也会因为资源错配而造成扶贫资金的精英俘获现象，现有扶贫资金的使用效率还有待提升。Dasgupta and Beard（2010）区分了精英控制与精英俘获，认为项目是否由精英控制与穷人获得的资源数量并不相关，但是广泛参与的民主自治有助于纠正精英捕获。Hall and Kepe（2017）发现南非最近20年的土地改革更有利于当地高收入群体和农业综合企业。Alatas et al.（2019）认为正式组织中的精英更有可能捕获资源，而那些非正式机构中的精英对于资源分配的影响力有限。许多国外学者在对发展中国家流行的CDD（Community Driven Development）援助项目的讨论中，提出要重视内部民主治理或者加强外部控制来减少精英俘获（Platteau, 2004; Fritzen, 2007）。近年来，国内学者对精英俘获的研究也在不断深入，成果主要认为具有高收入、丰富的社会关系、政治身份的社会精英在资源分配中占有绝对的主导地位，进而表现出明显的精英俘获现象。尹志超等（2020）发现中国精准扶贫政策并不会加剧正规农贷获取的精英俘获现象，但是精准扶贫政策也并未显著提升极度贫困家庭的正规信贷的获得。刘西川等（2014）的研究表明，随着收入水平的提高，获得贷款的农户中，得到正规贷款的比例逐渐增大，且高收入农户获得的贷款金额更大。徐璋勇、杨贺（2014）指出，非农经营性收入较高、具有信用社社员身份、曾经有过贷款记录、能够获得亲戚邻里担保和家中有人担任村干部的农户更容易获得正规信贷。胡联等（2015）采集5省30个互助资金试点村调研数据，发现具有干部身份的农户以及人均收入高的农户更易获得互助资金贷款。温涛等（2016）对中国农贷进行了考察，指出贫困县农贷市场尚不存在明显的精英俘获，但精英俘获机制泛滥于非贫困县农贷市场，遂使农贷市场结构扭曲、功能错位、目标偏离。胡联、汪三贵（2017）的研究发现建档立卡面临精英俘获的严峻挑战，村干部任期过长是影响建档立卡精英俘获的重要因素。王建浩等（2018）则发现，外延政治社会资本正向影响农户的正规金融借贷规模。这些研究几乎都一致地认为当前的农贷资金存在明显的精英俘获现象。

通过文献梳理可以看出，理论研究方面鲜有文献从农贷机制设计上进行精英俘获的探讨，而现有实证文章要么针对单一贷款的数据进行验证，要么针对农贷的整体情况进行分析。现实情况却是随着乡村振兴战略的逐步实施，越来越多的地方为了适应农村金融服务需求的新变化，纷纷开展了农贷服务创新，开始逐步推出更具针对性的分类农户贷款。本文力图依据样本地区的农信社和农村商业银行发放的惠农贷数据，运用工具变量法、分位数回归、工具变量分位数回归检验农贷市场的精英俘获现象，同时对惠农贷分类，并从各类贷款的主体特征和贷款机制设置的角度进行对比分析，旨在考察分层分类的惠农贷设计在破解长期以来中国农贷市场精英俘获现象方面的可能性，同时也为农村金融服务创新、缓解农户信贷约束和更好地监管不同类别的惠农贷，最终实现包容性增长提供有力借鉴。值得一提的是，温涛等（2016）对中国农贷的精英俘获现象进行了实证分析，本文与其相比，创新主要体现在以下三个方面：一是样本选择的问题，两者的数据调查时间相差超过了10年，本文的调查数据能够较好地反映当前农贷市场的基本情况，对其研究有一定的补充作用。二是农户贷款的界定，本文中的农户贷款只涉及农村商业银行和农信社发放的惠农贷，不包括非正规金融机构的农户贷款和民间借贷。而温涛等（2016）的研究当中，农贷资金渠道包括了农村信用社、亲戚朋友、国有商业银行、贷款公司、邮政储蓄、合会、乡村干部、工商业主、国际项目、资金互助社、村镇银行等，所以本文

的研究对象更为聚焦。三是本文根据中国农贷服务创新现状，首先对惠农贷进行了细分，具体包括城乡自主创业贷款、扶贫贴息贷款、妇女创业贷款、农村青年创业贷款、再就业小额担保贷款和政银保贷款；然后运用工具变量法验证了不同性质惠农贷精英俘获的表现情况，据此进一步考察当前中国农贷服务创新是否有利于包容性增长。

三、理论分析

精英俘获一词本是发展社会学中的概念，但是根据不同研究的需要，学者们在研究过程中往往赋予它更为具体的含义。贺雪峰（2011）等学者用管理人员获贷比例来测度精英俘获，而胡联等（2015）则使用获贷人员中体制精英和经济精英的占比，拓宽了精英的内涵。在本文中，主要参考温涛等（2016）的做法，将农村精英限定在经济精英的范畴，主要根据其家庭年收入进行判断。因为那些收入高且率先富起来的农民（也是本文所指的“经济精英”），可以通过贿选等方式竞争上台担任村干部，抬高村级选举门槛，并在村庄中形成只有富人才能当村干部的舆论氛围，从而将其他农民排除在村庄政治之外（吴思红，2009；卢福营，2011；袁松，2015）。一些学者还对“富人治村”的原因、类型、必然性、治村过程和后果进行了阐述，认为“富人治村”在农村阶层高度分化的背景下和村级竞选条件下具有必然性，它在村庄中构筑了以富人中心、缺乏公共性和不可逆的权力结构（贺雪峰，2011；刘锐，2015；陈柏峰，2016），进而俘获农村地区更优质的资源。惠农贷的精英俘获现象同样主要体现在收入越高的农户越容易俘获这一信贷资源，从而偏离了惠农贷缓解农户融资约束和帮助更广大农户实现包容性增长的最初目标。

本文将延续 Boonperm et al.（2012）的建模思路，但与其不同的是，本文主要侧重于贷款发放机构的决策机制研究，从约束条件下的效用最大化模型进行建模。本文将获取惠农贷的农户分为低收入农户和高收入农户两大群体。借鉴经济学中边际效用递减思想，同时参考 Bardhan and Udry（1999）的做法，此处假定低收入农户还款概率更低，但能从同样数量的贷款中获得相对更大的效用^①，即有着更大的边际效用（具体参数设置和基本假设见表1）。同时，大量经验证据也表明援助贷款对低收入群体的减贫效应或增收效应更为明显（王小华等，2014；贾俊雪等，2017）。

表1 理论分析的基本假设

	低收入	高收入	设定
借贷的农户占比	α	$1 - \alpha$	$0 < \alpha < 1$
还款概率	p_L	p_H	$p_L < p_H$
边际效用	mu_L	mu_H	$mu_L > mu_H$

本文的一大特征是在样本选择上，只考虑那些在贷款成本或者信用抵押上存在较大优惠的农业贷

^① 需要说明的是，这里的惠农贷不同于传统商业贷款，因为金融存在“马太效应”，传统商业贷款对高收入群体而言效用更大。由于农村金融市场中的“财富门槛”效应存在，惠农贷有助于低收入农户获得必要的借款而跨越这一门槛值，达到最低的投资规模，进而获取相对较高的效用。

款（即“惠农贷”），不考虑一般的商业性农业贷款。惠农贷设计的政策性和援助性决定了金融机构在贷款发放时要从公共利益出发，而非通常的那样追逐个体利润最大化。于是，不同于一般的商业贷款，本文假定发放惠农贷的目标为最大化 $\sum_{i=1}^N U_i$ ，即 N 个贷款农户的效用加总最大化，以此来体现惠农贷的公益性特征。同时，在忽略相关行政管理费用的情况下，目标函数受农贷资金持续运营的约束：

$$\sum_{i=1}^N p_i D L_i \geq \bar{C} \bar{L} \quad (1)$$

其中 p_i 是借款人还款的概率， $D = 1 + r$ 表示贷款的价格， $\bar{C}$ 为贷款的机会成本， $\bar{L}$ 是总可贷金额。本文考虑仅贷给低收入群体、仅贷给高收入群体和分别贷给两个群体这三种情况。

情况一：仅贷给低收入农户，则人均贷款数量为：

$$L_L = \bar{L} / (\alpha N) \quad (2)$$

目标函数为：

$$\sum_{i=1}^{\alpha N} U_i = \alpha N p_i^L (R_L - D_L) L_L \quad (3)$$

受约束于：

$$\sum_{i=1}^{\alpha N} p_i^L D_L (\bar{L} / \alpha) \geq \bar{L}, \text{ 即 } D_L \geq 1 / p_L \quad (4)$$

情况二：仅贷给高收入农户，则人均贷款数量为：

$$L_H = \bar{L} / [(1 - \alpha) N] \quad (5)$$

目标函数为：

$$\sum_{i=1}^{(1-\alpha)N} U_i = \left(\frac{mu_H}{mu_L} \right) (1 - \alpha) N p_i^H (R_H - D_H) L_H \quad (6)$$

受约束于：

$$\sum_{i=1}^{(1-\alpha)N} p_i^H D_H \left[\frac{\bar{L}}{(1 - \alpha) N} \right] \geq \bar{L}, \text{ 即 } D_H \geq 1 / p_H \quad (7)$$

其中 R_i 表示贷款的收益，同时令 $\gamma = \frac{mu_H}{mu_L}$ 。

情况三：同时贷款给两个群体，则人均贷款数量为：

$$L_A = \frac{\bar{L}}{N} = \frac{\bar{L}}{\alpha p_L + (1 - \alpha) p_H} = \frac{\bar{L}}{\delta} \quad (8)$$

目标函数为：

$$\sum_{i=1}^N U_i = \alpha N p_L (R_L - D_A) L_A + (1 - \alpha) N \gamma p_H (R_H - D_A) L_A \quad (9)$$

受约束于: $D_A \geq 1/\delta$ 。此时有 $D_L > D_A > D_H$ ，即对于低收入农户的定价最高，对于高收入农户最低。

在持续运营的约束下，有如下最优化结果：

$$\sum U_i|_{poor} = \alpha N p_L \left(R_L - \frac{1}{p_L} \right) L_L = (p_L R_L - 1) \bar{L} \quad (10)$$

$$\sum U_i|_{rich} = \gamma (1 - \alpha) N p_H \left(R_H - \frac{1}{p_H} \right) L_L = \gamma (p_H R_H - 1) \bar{L} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \sum U_i|_{both} &= \alpha N p_L \left(R_L - \frac{1}{\delta} \right) L_A + \gamma (1 - \alpha) N p_H \left(R_H - \frac{1}{\delta} \right) L_A \\ &= \bar{L} \left[\alpha p_L R_L + \gamma (1 - \alpha) p_H R_H - \frac{\alpha p_L + (1 - \alpha) p_H \gamma}{\alpha p_L + (1 - \alpha) p_H} \right] \\ &= \alpha \sum U_i|_{poor} + (1 - \alpha) \sum U_i|_{rich} + \bar{L} \left[\alpha + (1 - \alpha) \gamma - \frac{\alpha + (1 - \alpha) \mu \gamma}{\alpha + (1 - \alpha) \mu} \right] \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $\mu = p_H / p_L$ 。根据表 1 中的相关假设，可得 $\mu > 1$ ， $\gamma < 1$ 。从而有：

$$EU = \bar{L} \left[\alpha + (1 - \alpha) \gamma - \frac{\alpha + (1 - \alpha) \mu \gamma}{\alpha + (1 - \alpha) \mu} \right] = \bar{L} \frac{\alpha (\alpha - 1) (1 - \mu) (1 - \gamma)}{\alpha + (1 - \alpha) \mu} > 0 \quad (13)$$

推论 1：在政府的主导下，如果银行能够将惠农贷较为均衡地在低收入和高收入两个群体间进行发放，明显能实现比只面向单个群体发放更大的效用，(12) 式即为超额效用 EU 。这种情况下，惠农贷的发放对象既面向高收入农户，也面向低收入农户，因此并不会造成资金被单个群体垄断，从而降低惠农贷的效用水平。

在这个基本结论的基础上，继续进行比较静态分析，对 (12) 式中 α 求偏导数有：

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU}{\partial \alpha} &= - \frac{\alpha (\alpha - 1) (1 - \gamma) (1 - \mu)^2}{[\alpha + (1 - \alpha) \mu]^2} + \frac{\alpha (\alpha - 1) (1 - \gamma) (1 - \mu)}{\alpha + (1 - \alpha) \mu} + \frac{\alpha (1 - \gamma) (1 - \mu)}{\alpha + (1 - \alpha) \mu} \\ &= \frac{(1 - \gamma) (\mu - 1) [\alpha^2 (\mu - 1) + \mu - 2\alpha \mu]}{(-\alpha - \mu + \alpha \mu)^2} \end{aligned} \quad (14)$$

因为 $\mu > 1$ ，可以得到，当 $\frac{\mu - \sqrt{\mu}}{\mu - 1} < \alpha < \frac{\mu + \sqrt{\mu}}{\mu - 1}$ 时， $\frac{\partial EU}{\partial \alpha} < 0$ 。

推论 2：在一定条件下，特别是政府管制放松的情况下，随着低收入农户的占比增加，必然会降低惠农贷整体的效用水平，银行出于持续运营约束和提升惠农贷整体效用水平的双重考虑，会将更多的贷款投向高收入农户，进而形成农贷市场的精英俘获现象。

以上理论分析表明：在政府主导的情况下，惠农贷的发放并不会被单个群体垄断，进而有助于包容性增长，这与现实状况和常识相符合。但另一方面，在惠农贷资金持续运作的约束下，银行在一定情况下又会选择将贷款更多发放给高收入人群，提升贷款总效用的同时也对低收入群体形成排斥，精英俘获现象由此产生。这一理论模型从惠农贷效用最大化的角度，揭示了惠农贷资金在借贷市场的分配机制。但是现实当中惠农贷的精英俘获程度究竟如何？哪些机制设计在起着作用？什么样的机制设计能够有效破解精英俘获现象，从而实现包容性增长？这需要进行进一步进行实证检验。

四、数据与变量介绍

（一）数据来源

课题组于 2017—2019 年在江苏、浙江、广东、河南、宁夏、广西、山西、江西、安徽、湖南、贵州、四川和重庆 13 省（直辖市、自治区）的调研过程中，从这些地区的农商行和农村信用社获取了部分农户贷款的原始档案资料，最终选取了六种典型的惠农贷数据，可以涵盖各农村金融机构在农村地区的主要惠农贷类型，具体包括：城乡自主创业贷款、扶贫贴息贷款、妇女创业贷款、农村青年创业贷款、再就业小额担保贷款和政银保贷款。从受益群体来看，六种贷款涵盖了主要的农村社会群体，能够呈现农村社会中大部分需要援助对象的整体情况。同时，为了提升数据的准确性、科学性，在原始数据的基础上，对非农户贷款和缺失变量数据的观测值进行了删除，最终本文所使用样本量为 2532 户。其中，政银保贷款、城乡自主创业贷款和再就业小额担保贷款样本均来自广东，妇女创业贷款样本来自浙江、宁夏、广东，农村青年创业贷款样本来自湖南、广东，扶贫贴息贷款来自江苏、广东、贵州、四川、重庆、山西、江西、安徽、广西、河南。

（二）变量设定

在理论分析的基础上，本文选取了农户借贷资金作为被解释变量，农户家庭总收入为核心解释变量，其他解释变量可以大致分为农户特征变量、资产负债状况、抵押物状况三大类。在农户特征变量中，考虑了家庭人口、年龄以及受教育程度。同时，由于借贷资金与家庭收入之间可能存在反向因果关系，本文将农户的家庭资产作为工具变量，在之后的模型设定部分将会对该工具变量选择的合理性以及内生性问题进行详细讨论。各变量描述见表 2。

表 2 变量名称及其设定

变量类型	变量	名称	定义
被解释变量	$\ln loan$	获贷资金	农户获得贷款总额的对数值
核心解释变量	$\ln income$	家庭总收入	家庭收入的对数值

(续表 2)

控制变量	<i>age</i>	年龄	申请人的年龄
	<i>num</i>	家庭成员数量	家庭人口总数
	<i>edu</i>	受教育程度	申请人受教育年限, 其中文盲和半文盲取值为 0; 小学取值 6; 初中取值为 9; 高中或中专取值为 12; 专科取值为 15; 大学本科取值为 16
	<i>ln lia</i>	家庭总负债	家庭负债金额的对数值
	<i>ln ai</i>	项目年收入	贷款投入项目年收入的对数值
	<i>cv</i>	抵押物	农户抵押银行物品, 有=1, 没有=0
工具变量	<i>ln iog</i>	保证人年收入	农户申请贷款的保证人年收入的对数值
	<i>ln asset</i>	家庭资产	家庭总资产(具体包括房产、生产机械等)价值的对数值

(三) 描述性统计分析

从表 3 中可以看出以下基本信息: 一是受家庭收入水平和受教育程度的限制, 扶贫贴息贷款的平均发放数额最少, 这可能与这类贷款需求者的基本特征和资金需求量有关。另外, 样本中的贫困户在申请贷款时没有提供抵押物品, 这符合申请主体为贫困户的群体特征, 以及扶贫贴息贷款门槛低的特点。政银保贷款的放款数目均值最大, 并且申请者的项目年收入、抵押数量明显较大, 说明申请群体和放贷对象主要是较为成熟的农业经营者, 同样因为这类贷款由保险公司对借款本金到期履约偿付提供承保, 并承担贷款约定赔偿责任, 同时政府给予银行相应财政补贴, 所以通常农村的精英阶层更容易俘获这类资源。农村青年创业贷款的发放对象平均年龄在 40 周岁以下, 说明对象主要为相对年轻的农户。另外, 再就业小额担保贷款不需要提供抵押物, 这说明惠农贷确实在缓解融资约束方面有着至关重要的作用。与此同时, 各类贷款主体的群体性特征差异较为明显, 如果将所有贷款作为一个整体进行分析, 容易得到单一而片面的结论。

表 3 各变量的均值统计

变量名称	城乡自主创业贷款	扶贫贴息贷款	妇女创业贷款	农村青年创业贷款	再就业小额担保贷款	政银保贷款
获贷资金(万元)	9.05	5.18	7.95	12.59	5.19	23.19
家庭总收入(万元)	14.27	5.68	21.89	37.58	36.36	109.21
年龄(岁)	41.72	41.04	41.76	37.86	42.23	42.09
家庭成员数量(个)	3.51	4.00	3.55	3.54	4.48	3.96
受教育程度(年)	10.80	9.32	9.87	11.08	10.77	10.77
项目年收入(万元)	12.15	14.45	18.98	44.22	67.07	120.84
家庭总负债(万元)	0.37	2.06	9.05	16.33	20.66	33.07
抵押物	0.21	0.00	0.23	0.19	0.00	0.23
保证人年收入(万元)	9.41	2.42	9.62	8.22	4.69	5.78
家庭资产(万元)	31.27	16.77	50.60	65.59	43.85	206.07
样本量	225	84	624	255	300	1044

五、模型设定与讨论

（一）内生性讨论

一般来说，计量模型中的内生性问题主要来源于遗漏变量、测量误差和双向因果三个方面。首先，本文在回归分析中尽可能多地添加既与核心解释变量（家庭总收入）相关又能够影响被解释变量（获贷资金）的控制变量，以此缓解遗漏变量带来的估计偏误。其次，本文所使用数据均是从农村商业银行、农村信用社等金融机构获取的原始贷款资料，并非对调研人员进行培训而在调研过程中获取的调研数据，或者简单的自我填报数据。金融机构样本采集人员具备专业素养，同时有较强的激励通过多种手段验证用户信息的真实性，以确保放贷的安全性。从而没有理由认为本文使用的数据存在严重测量偏差。最后，大量学者已经证实：农业贷款与农户贷款可以帮助农户创业或者扩大生产，进而提高农户收入（Khandker, 2005；温涛、王煜宇, 2005；Imai et al., 2010；Imai and Azam, 2012；Ghalib et al., 2015；Nukpezah and Blankson, 2017；Lacalle-Calderon et al., 2018；张珩等, 2018）。惠农贷的帮扶性质与普惠性质是设计惠农贷的政策初衷，但这与本文所要呈现的问题恰恰相反。具体来讲，本文关注的核心因果关系是农户收入水平对农户得到惠农贷数量的影响，但是农户借贷资金与农户收入的双向因果会导致本文关注的因果关系难以识别。

（二）工具变量选择

为了解决双向因果带来的内生性问题，本文引入了农户资产作为农户收入这一内生变量的工具变量。从相关性上看，农户资产是日常生产经营活动的必要组成部分（如耕地、生产机械等）和最终成果（家庭住房等），也是农户发展能力的重要体现，与农户收入存在高度相关性，符合工具变量的相关性要求。从外生性上看，根据中国农村的现实和课题组的调查情况，农户的金融需求相对有限，农户的资产状况对于获得农贷没有直接影响，这与农村居民家庭的资产（如宅基地和土地等）缺乏流动性、难以在市场上变现或者难以转化为金融机构认可的抵押物特点相符合，而农村居民缺乏抵押物资产也是他们生产、生活的金融服务需求不能得到很好满足的重要原因，选取这一变量符合工具变量选择的外生性要求。从排斥性约束上看，一个担忧在于：农户资产状况可能与农户的信用水平有关，而信用水平亦可能影响农户获得信贷数量，若遗漏了这些变量，则可能会违背排斥性约束。为避免这一问题，本文在后续回归分析中引入抵押物状况和保证人年收入两个变量来控制信用水平这一潜在的影响渠道。

（三）计量方法选择

在研究方法选取上，结合前文理论分析及农户贷款数据分布的非正态性和大样本性，本文采用普通最小二乘回归估计法（OLS）对惠农贷获取数量的影响因素进行计量分析，然后采用分位数回归方法（QR）进一步分析农户收入对获得惠农贷在不同分位点处的影响。作为基础参照，本文设置 OLS 估计方程如下：

$$\ln loan_i = \beta_0 + \beta_1 \ln income_i + \gamma X_i + \psi_p + \varepsilon_i \quad (15)$$

其中， $\ln loan_i$ 为结果变量，是农户获得贷款总额的对数值。 $\ln income_i$ 为家庭年收入的対数值，

是本文的核心解释变量。 X_i 为控制变量, 包括农户特征变量、项目收入与负债状况、抵押状况。同时, 为了捕捉地区层面因素对估计结果的影响, 本文对省份固定效应 (ψ_p) 进行了控制。 ε 是随机扰动项。

鉴于 OLS 估计法只能得到解释变量对被解释变量影响的均值, 而无法获得解释变量对被解释变量条件分布变化的影响, 且以残差平方和最小化为估计目标函数的 OLS 估计结果容易受极端值影响, 本文在使用 OLS 估计的基础上, 进一步采用 Koenker and Bassett (1978) 提出的分位数回归方法, 克服极端值对估计结果的影响, 且得到条件分布的全部信息。分位数回归是一种建立在被解释变量条件分布基础之上拟合解释变量线性函数的回归方法, 是均值回归估计的拓展。为了分析不同分位数上农户收入对获得惠农贷的影响, 本文建立如下分位数回归模型:

$$Q_\tau(\ln loan_i | \ln income_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln income_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

考虑到农村居民问题的多样性和复杂性, 不同惠农贷所面对的群体具有较大差异, 因此本文进一步根据不同种类贷款进行划分, 分析农户收入对获得贷款的影响在不同贷款样本中的异质性, 这样不仅能从回归结果中获取更多信息, 这种讨论方法也更符合农村金融服务现实。

结合前文的内生性讨论, 本文通过引入工具变量来缓解双向因果和遗漏变量引起的内生性问题, 运用两阶段最小二乘法对 (15) 式和 (16) 式进行再估计, 以得到一致估计量。由于工具变量法已相当成熟并广泛使用, 此处不再赘述。

六、实证结果分析

(一) 基准回归及其结果的简要讨论

作为基础参照, 表 4 中呈现了普通最小二乘法和工具变量法估计的结果。表 4 中 (1)、(2) 列采用逐步加入控制变量的方式, 通过普通最小二乘法估计得到农户收入对获得惠农贷数额具有显著正向影响的结果, 并且结果较为稳健, 初步揭示了惠农贷的精英俘获现象。进一步, 本文使用两阶段最小二乘法进行估计, 第 (3) 列为第一阶段结果, 资产变量的系数显著为正, 说明该工具变量不存在弱工具变量问题。第 (4) 列呈现了第二阶段估计系数、内生性和工具变量检验结果。核心解释变量 (收入) 的系数与普通最小二乘法估计结果存在明显差异, 前者是后者的两倍多, 这说明普通最小二乘法估计低估了收入对惠农贷获得的影响, 为惠农贷的精英俘获现象提供了更为有力的证据。异方差稳健的 DWH 检验得到 F 统计量为 22.708, 可以在 1% 的显著性水平上拒绝“所有变量为外生”的原假设, 说明了农户收入为内生解释变量。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 的显著性水平上拒绝“变量不可识别”的原假设, 初步说明了工具变量和内生变量的相关性。在更为正式的弱工具变量检验中, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 41.607, 大于临界值 16.38, 说明变量的实际显著性水平不超过 10%, 不存在明显的显著性水平扭曲。作为稳健性检验, 第 (5) 列中使用了弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法 (LIML) 进行估计, 结果与工具变量法非常接近。同时, 考虑到横截面数据在排除不可观测变量的影响上不具有优势, 本文计算出普通最小二乘法估计的 selection ratio (Altonji et al., 2005;

Nunn and Wantchekon, 2011) 为 1.195 到 1.282。这意味着只有当不可观测变量的影响是观测变量影响的 1.195 到 1.282 倍 (临界值为 1) 时, 才能将农户收入对获得信贷的因果关系完全抵消掉。因此, 本文核心解释变量的估计系数不可能完全是由不可观测因素的选择性偏误造成的。

表 4 OLS 和工具变量估计

	(1) OLS <i>ln loan</i>	(2) OLS <i>ln loan</i>	(3) IV First <i>ln income</i>	(4) IV Second <i>ln loan</i>	(5) LIML <i>ln loan</i>
收入	0.400*** (0.012)	0.224*** (0.013)		0.572*** (0.060)	0.572*** (0.060)
年龄	0.010*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.003* (0.002)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
家庭人数	-0.033*** (0.010)	-0.036*** (0.009)	0.014 (0.011)	-0.038*** (0.010)	-0.038*** (0.010)
教育	0.013*** (0.005)	0.006 (0.004)	0.021*** (0.007)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)
项目收入		0.253*** (0.012)	0.521*** (0.020)	0.057 (0.036)	0.057 (0.036)
家庭负债		0.000 (0.002)	0.012*** (0.003)	-0.006** (0.002)	-0.006** (0.002)
抵押物品		0.244*** (0.029)	0.154*** (0.037)	0.169*** (0.034)	0.169*** (0.034)
保证人收入		0.010*** (0.002)	-0.020*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)
资产			0.082*** (0.013)		
省份	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	6.036*** (0.144)	5.245*** (0.161)	3.747*** (0.233)	3.789*** (0.308)	3.789*** (0.308)
Durbin-Wu-Hausman				22.708	
Kleibergen-Paap rk LM				85.929	
Kleibergen-Paap rk Wald F				41.607	
R ²	0.425	0.525	0.549	0.391	0.391
样本量	2532	2532	2532	2532	2532

注: ①***、**、*分别表示变量在 1%、5%和 10%的水平上显著, 括号内为稳健标准误, 下同。②Stock-Yogo 给出的临界值如下: 10% maximal IV size: 16.38; 15% maximal IV size: 8.96; 20% maximal IV size: 6.66; 25% maximal IV size: 5.53。

（二）基于普通分位数回归的惠农贷总体异质性分析

表 5 展示了惠农贷全样本在 10、25、50、75、90 分位点的回归结果，在各个分位点处的农户家庭年收入对获得贷款数额均具有正向影响，且都在 1%水平上通过了显著性检验，农户家庭收入在各分位点的系数依次为 0.170、0.184、0.233、0.300、0.324。不难发现，随着被解释变量分位点的不断提高，家庭年收入的系数也持续扩大；在 90 分位点的系数远远大于 10 分位点的系数，并且前者约为后者的两倍。这说明农户获得的惠农贷数额越高，收入对其影响越大，这一结果揭示了中国惠农贷市场中同样存在精英俘获现象，与温涛等（2016）关于非贫困县农贷市场情况的研究结论相符合。

表 5 普通分位数回归 (QR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	q10	q25	q50	q75	q90
收入	0.170*** (0.023)	0.184*** (0.013)	0.233*** (0.020)	0.300*** (0.014)	0.324*** (0.019)
年龄	0.006** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.003** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.010*** (0.002)
家庭人数	-0.051*** (0.016)	-0.061*** (0.010)	-0.034*** (0.011)	-0.007 (0.016)	-0.007 (0.023)
教育	0.004 (0.010)	0.005 (0.004)	0.004 (0.005)	0.018*** (0.007)	0.025*** (0.004)
项目收入	0.182*** (0.022)	0.223*** (0.011)	0.230*** (0.015)	0.252*** (0.019)	0.188*** (0.034)
家庭负债	0.006*** (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.006*** (0.002)	-0.003 (0.004)	-0.000 (0.004)
抵押物品	0.269*** (0.031)	0.192*** (0.033)	0.163*** (0.034)	0.160*** (0.060)	0.274*** (0.058)
保证人收入	0.028*** (0.002)	0.015*** (0.003)	0.006*** (0.002)	0.004 (0.004)	-0.013*** (0.003)
常数项	6.269*** (0.254)	5.918*** (0.237)	5.730*** (0.145)	4.583*** (0.359)	5.207*** (0.305)
样本量	2532	2532	2532	2532	2532

（三）基于工具变量分位数回归的惠农贷总体异质性分析

为了缓解模型的内生性问题，本文进一步引入农户资产作为工具变量，进行工具变量分位数回归，表 6 展示了回归结果。可以发现：最低贷款组样本和中低贷款组样本农户的家庭年收入对获贷数量的影响系数均有明显的下降。其中，最低贷款组样本中农户家庭年收入对获贷数额的影响系数从表 5 中的 0.170 降低至了 0.119，中低贷款组样本中农户家庭年收入对获贷数额的影响系数从表 5 中的 0.184 降低至了 0.099，而其他三个组样本中农户家庭年收入对获贷数额的影响系数却都有不同程度的上升。与表 5 略显不同的是，随着被解释变量分位点不断提高，家庭年收入的系数在前 4 个分位点处持续扩

大，在第 5 个分位点处却比前一个分位点处明显要小。但是同样 90 分位点的家庭年收入系数远远大于 10 分位点的系数，并且前者约为后者的五倍。与工具变量分位数回归结果相比，一般分位数回归结果明显高估了家庭年收入对最低贷款组样本和中低贷款组农户获得惠农贷数额的影响，又明显低估了家庭年收入对处于中等贷款组及以上农户获得惠农贷数额的影响，这说明惠农贷的精英俘获现象在工具变量分位数回归结果中得到了更为充分的展示。

表 6 工具变量分位数回归 (IVQR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	q10	q25	q50	q75	q90
收入	0.119*** (0.011)	0.099*** (0.008)	0.333*** (0.007)	0.679*** (0.010)	0.549*** (0.012)
年龄	0.006*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.003* (0.002)	0.003 (0.002)	0.004 (0.003)
家庭人数	-0.051*** (0.016)	-0.067*** (0.013)	-0.038*** (0.011)	-0.027* (0.015)	0.033* (0.018)
教育	0.002 (0.008)	0.011* (0.006)	0.003 (0.006)	0.013* (0.008)	0.011 (0.009)
项目收入	0.216*** (0.017)	0.250*** (0.014)	0.171*** (0.012)	0.062*** (0.016)	0.108*** (0.019)
家庭负债	0.005 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.014*** (0.003)	-0.001 (0.004)
抵押物品	0.276*** (0.048)	0.200*** (0.037)	0.153*** (0.034)	0.082* (0.045)	0.255*** (0.054)
保证人收入	0.028*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.006** (0.002)	0.008** (0.003)	-0.006 (0.004)
常数项	6.368*** (0.238)	6.565*** (0.185)	5.283*** (0.167)	2.587*** (0.222)	3.630*** (0.265)
样本量	2532	2532	2532	2532	2532

从其他变量的情况来看，年龄对最低、中低和中等贷款组农户获得贷款水平的影响显著为正。对于获得最高水平贷款组农户而言，家庭人口数量明显有助于获得惠农贷，但是对于其他农户组而言，家庭人口越多越不利于获得惠农贷。受教育程度对惠农贷获取的正向影响只在 25 和 75 分位点处显著。项目年收入对农户获取惠农贷在各分位点处均显著为正，特别是对于 50 分位点及以下的农户而言，项目年收入对于获取惠农贷更为关键，主要原因在于农户投资项目的年收益好坏直接决定了后期还款能力高低，而金融机构在发放贷款过程中通常会为了降低放款风险而优先考虑贷款申请人的还款能力，这是商业银行追求商业可持续和规避流动性风险的体现。保证人年收入仅仅在 90 分位点不显著，并且保证人年收入越高，对最低和中低贷款组农户获得贷款水平的影响越大。由于本文的研究对象为优惠性质的农户贷款，对担保条件有一定放松，从而体现在担保人年收入对高收入农户获贷金额的影响

并不显著；相反，对于低收入家庭，商业银行从风险的角度考虑，在放款过程中更偏向这类农户的第二还款保证。

（四）不同种类惠农贷精英俘获现象的异质性分析

从全样本的情况来看（见表4第5列），家庭年收入的估计系数显著为正，这证明当前农村金融机构在发放惠农贷时确实更偏好于高收入群体，收入越高越有利于农户获得更多的惠农贷。但是具体到不同类别的惠农贷，其差异如何体现需要进一步验证。表7展示了利用工具变量法对六大类惠农贷获取的回归结果，可以看出不同类别惠农贷获取的影响因素表现出极大的差异，为惠农贷的异质性分析提供了基础。

1.政银保贷款。这类贷款是由农村商业银行（农村信用合作社）发放，保险公司对获贷农户的履约还款能力提供担保，同时政府给予财政补贴的惠农贷款。家庭收入对于获得贷款的影响系数为2.143，并且在1%水平通过了显著性检验。与其他几种贷款相比，家庭收入的影响系数最高，一定程度上反映了政银保贷款的精英俘获程度最深。根据课题组调研的各地区“政银保”项目相关规定，政银保项目主要为了解决农村合作社缺乏有效抵押物、贷款融资难的问题，扶持一批投入高、规模大、见效快、效益好的关键项目。实际上，由于政银保贷款要求见效快、效益好，合作社在经营上有规模效益高和交易成本低的优势，并且合作社跟一般农户相比明显具有收入和人脉上的优势，所以收入更高的合作社主体往往更容易获得贷款，成为金融机构青睐的对象。在放贷金额上，合作社更容易获得大额贷款，以广东省佛山市三水区为例，对于当地优质、龙头企业，最高贷款额度也可以放宽到500万元。同样从本文样本统计数据看（见表3），政银保贷款是六种惠农贷中平均放贷金额最大的贷款，放贷金额远远大于其他贷款类别。另外，获得这类贷款的高低与保证人的收入高低是高度正相关的，这侧面反映了银行对于这类贷款的发放确实看重贷款申请者的家庭年收入和保证人情况。根据调查发现，这类贷款的发放仍然有部分合作社提供了抵押物，甚至有部分银行明确要求合作社需要找一名政府部门工作人员进行担保。可见，对于一般家庭而言，由于收入水平较低或者很难找到合适的人进行担保，因此很难获得政银保贷款，这类贷款存在明显的精英俘获现象就在情理之中了。

2.城乡自主创业贷款。这类贷款的获得同样与家庭年收入显著正相关，系数估计值为0.157，说明同样存在明显的精英俘获现象。同时，项目年收入、抵押物和保证人收入的系数均显著为正。从申请者特点来看，城乡自主创业贷款面向的是那些自主创业且自筹资金不足的个体、合伙经营人员，面对对象比政银保贷款更为广泛。并且对于处在创业期的农户来说，其收入还未拉开差距，精英俘获程度自然不及政银保贷款。课题组调查发现，在申请城乡自主创业贷款时，金融机构要求贷款申请者必须提供动产（或不动产）或本市户籍自然人的担保，以及对经营场地的证明，这对惠农贷的申请构成了天然的门槛，拥有较好的信用担保（抵押）往往更容易获得贷款且可以获得更多贷款，从而进一步证实城乡自主创业贷款同样存在一定的精英俘获现象。

表 7 不同种类贷款精英俘获现象的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	政银保	城乡自主创业	妇女创业	扶贫贴息	农村青年创业	再就业小额担保
收入	2.143*** (0.388)	0.157** (0.063)	0.178 (0.114)	0.949 (1.384)	-0.658 (0.461)	0.547 (0.362)
年龄	0.015*** (0.005)	0.003* (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.004 (0.005)	0.001 (0.007)	0.008 (0.009)
家庭人数	-0.033 (0.036)	0.010 (0.013)	-0.017** (0.008)	-0.089 (0.111)	0.098 (0.070)	-0.287* (0.167)
教育	-0.113*** (0.027)	0.014** (0.007)	0.008 (0.005)	0.016 (0.020)	0.011* (0.011)	0.046*** (0.016)
项目收入	-1.073*** (0.281)	0.173*** (0.042)	0.086* (0.051)	-0.033 (0.127)	0.451 (0.275)	0.151*** (0.044)
家庭负债	-0.021** (0.009)	-0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.076 (0.116)	0.014* (0.008)	-0.021 (0.017)
抵押物品	0.052 (0.136)	12.250*** (0.782)	0.186*** (0.026)	0.000 (0.000)	-0.035 (0.130)	0.000 (0.000)
保证人收入	0.058*** (0.011)	1.052*** (0.067)	0.005 (0.005)	0.048 (0.032)	-0.030** (0.014)	0.031* (0.017)
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.226 (1.378)	-5.053*** (0.718)	8.186*** (0.782)	1.443 (12.489)	13.749*** (2.449)	3.326 (3.546)
样本量	1044	225	624	84	255	300

3. 妇女创业贷款。这类贷款是指用于支持城乡妇女创业、就业的一项贷款业务。实证结果显示，家庭年收入对该类贷款的影响不显著，这说明妇女创业贷款不存在精英俘获现象，客观反映了妇女创业贷款对于农村低收入妇女群体自我发展的重要意义。此外，家庭人数与获得贷款数额呈显著的负相关关系，项目年收入、抵押物与获得贷款数额均呈显著的正相关关系。

4. 扶贫贴息贷款。根据各地区扶贫小额信贷工作实施方案或者相关文件，扶贫贴息贷款的发放对象为已录入建档立卡信息系统的贫困户，同时需具备贷款意愿和一定生产能力方可申请这一贷款。因为这类贷款不需要资产进行抵押，因此申请贷款的门槛较低。从表 7 汇报的结果来看，农户家庭收入对获贷金额不存在显著影响，其他变量同样都不显著，说明了扶贫贴息贷款的发放不存在目标偏离现象和精英俘获现象。这与尹志超等（2020）的发现相一致，同时充分印证了国家扶贫贴息贷款发放的良好效果，确实对于贫困户发展生产提供了帮助。

5. 农村青年创业贷款和再就业小额担保贷款。这两类贷款的获取水平都与家庭年收入不存在显著的相关性，但是两类贷款的发放都看重贷款申请者的受教育水平。在这六类惠农贷当中，作为申请者平均年龄最小的农村青年创业贷款，受教育程度和家庭负债对贷款的获取影响明显。实际上，对于平

均 40 周岁以下的青年贷款申请者，事业还处于上升状态，难以形成明显的经济能力分化，而受教育程度作为知识水平的直接表现，是青年发展潜力的重要指标，往往成为金融机构的参考对象。再就业小额担保贷款是为了帮助下岗失业人员自谋职业、自主创业和组织起来再就业而设置的专项贷款，这类贷款申请没有提供抵押物的要求，贷款门槛相对较低，因而与农村青年创业贷款一样比较看重贷款申请者的受教育水平。此外，项目收入也是获取这类贷款的重要保障。综合来看，两类贷款都不存在明显的精英俘获现象。

上述结果反映的事实是值得肯定和关注的，因为样本中的扶贫贴息贷款、妇女创业贷款、农村青年创业贷款和再就业小额担保贷款的获得数量与家庭年收入水平并不存在显著的正相关关系，这反映了这几类惠农贷的设计在一定程度上打破了“中国农贷市场存在明显的精英俘获现象”这一简单论断。然而，惠农贷能否推动包容性增长目标实现则还需要进一步检验。

（五）惠农贷的包容性增长效应分析

实证分析的前三部分直接说明了惠农贷同样存在精英俘获现象，从而不可避免地导致收入越高的农户家庭越容易获得贷款。这明显没有达到发放惠农贷的预期目标，也就是说当前的惠农贷出现了明显的“使命漂移”。为了进一步检验惠农贷精英俘获是否存在，以及能否促进包容性增长，本文剔除政银保贷款和城乡自主创业贷款样本之后，再次利用工具变量分位数方法回归，结果如表 8 所示。仅剔除政银保贷款的样本中，收入在 75 分位点的系数为正且在 1%水平通过了显著性检验，在 10 分位点处的系数不显著，在其他三个分位点处的系数均为负且在 1%水平通过了显著性检验。将政银保贷款和城乡自主创业贷款样本全部剔除后，结果发现收入同样在 10 分位点处系数不显著，但是在 90 分位点处为正且在 10%水平通过了显著性检验，在其他中间三个分位点处的系数为负且在 1%水平上通过了显著性检验。

也就是说，不管是解决一般农户的金融需求，还是破除创业农户和再就业农户融资困境，对于广大农户家庭来说，惠农贷产品的创新设计，无疑可以为其提供一个公平发展的机会。如果这类农户有能力和意愿谋求更好的发展且有机会获得一笔贷款，从农户自身层面和国家层面都可以有所作为。一方面，农户可以在外部的帮助下开发适应自身发展和市场需求的项目，保证项目的高效运转并获得稳定的项目收益，不断激发农户的内生发展动力，最终逐步走向良性发展轨道。另一方面，在合理引导农村金融机构追求商业可持续的同时，积极鼓励农村金融机构破除“抵押拜物教”的束缚（冯兴元等，2019），同时可以借助农村的熟人社会特性，为普通农户匹配一个收入稳定的人进行担保，或引导运行良好的新型农业经营主体主动为普通农户进行担保，最终提高其信贷可得性。

这一结果释放出了一些积极的信号：第一，中国农村金融改革为“三农”发展和经济社会转型提供了有力支撑（温涛、何茜，2020），体现出从国家层面对于农村居民和农村弱势群体金融需求的高度重视，尤其是对于贫困型和创业型农户以及农村妇女的关怀，在一定程度上解决了不同收入阶层农户获得正规金融服务机会不均等的问题（冯兴元等，2019）。第二，过去的金融扶贫政策和金融支农、惠农政策在农村地区有所落实，起到了应有的效果。农村金融改革创新应围绕克服农户家庭“资源无效”与农村信贷“资源错配”展开，从供给侧进行制度建设和产品、服务的创新（孙同全，2017），推动农

村普惠金融体系构建，促进包容性增长。

表 8 分样本的工具变量分位数回归 (IVQR)

样本	变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		q10	q25	q50	q75	q90
剔除政银保贷款样本	收入	-0.005 (0.008)	-0.126*** (0.007)	-0.153*** (0.007)	0.068*** (0.006)	-0.312*** (0.011)
剔除政银保贷款和城乡 自主创业贷款样本	收入	-0.003 (0.009)	-0.337*** (0.009)	-0.274*** (0.008)	-0.183*** (0.008)	0.020* (0.009)
	教育	0.027** (0.008)	0.038*** (0.009)	0.018* (0.008)	0.013 (0.008)	0.028*** (0.008)
	项目收入	0.113*** (0.020)	0.196*** (0.021)	0.264*** (0.018)	0.276*** (0.018)	0.221*** (0.020)
	抵押物品	0.374*** (0.057)	0.306*** (0.061)	0.055 (0.052)	0.022 (0.052)	0.140* (0.057)

注：为节省篇幅，本表只呈现部分结果。

七、研究结论与政策建议

本文首先通过理论分析对惠农贷的精英俘获机制进行了探讨，发现在政府的主导下，如果银行能够将惠农贷较为均衡地在低收入和高收入两个群体间进行发放，不至于造成资金被单个群体垄断，能够实现比只面向单个群体发放更大的效用，从而实现惠农贷的普惠性和包容性增长。但是，随着低收入农户数量增加和贷款进一步向低收入农户倾斜，惠农贷整体效用水平必然会降低。如果政府放松管制，加上银行出于提升惠农贷整体效用水平的考虑，银行就会在利润的驱使下将更多的惠农贷投向高收入农户，进而形成农贷市场的精英俘获现象。在此基础上，本文利用微观调查数据，分别通过普通最小二乘回归和分位数回归对惠农贷的精英俘获现象进行了检验，发现惠农贷的确存在明显的精英俘获现象。追求安全性和商业上的可持续性永远是金融机构的首要目标，客观上导致了金融机构在落实惠农贷的过程中会顺理成章地筑起贷款门槛，导致惠农贷的“使命漂移”，从而产生精英俘获现象，使得农村有效金融需求被压抑，违背了普惠金融体系构建理念，不利于推进社会的包容性增长目标实现。此外，通过对惠农贷精英俘获现象的异质性检验发现，仅有政银保贷款和城乡自主创业贷款存在精英俘获现象，其他惠农贷更有利于中低收入农户发展，这有助于推动农村包容性增长目标实现。

基于上述分析结论，本文对于进一步破解中国农贷的精英俘获现象和通过农村金融服务创新实现包容性增长提出如下政策建议：

第一，加快构建“多元化”“合作性”“普惠性”的农村金融服务体系，缓解农贷市场精英俘获现象。农贷市场的精英俘获现象存在反映了国家治理体系和治理能力在市场中遇到的考验与挑战，要从根本上实现全面深化改革中国国家治理体系和治理能力现代化的总目标，必须厘清当前中国的精英农户、新型农业经营主体、普通农户、低收入农户、地方政府以及国家在村庄治理、市场参与和农村发展中

深刻而复杂的关系，做到各方协同、公平共进。所以，长期来看，欲破解农贷市场精英俘获从而更好地实现包容性增长，应在明确农村金融服务需求新变化的情况下，既要农村金融市场的监管机制、分配机制、风险分担机制等机制设计进行良性引导，还应坚持农村金融需求侧和供给侧“两手抓”，更要在推进农村金融改革过程中超越金融控制的行政思维和“竞争性”市场思维，培育“多元化”“合作性”“普惠性”的农村金融服务中介，构建政府、市场、社会机制并存主导的现代农村金融组织体系。

第二，创新商业性金融机构支农手段，提高金融支农的精准化水平。一是支持金融机构创新优惠性质的农户贷款模式。重点在农户就业、创新创业、技能培训等方面有针对性地推出诸如“抗疫惠农贷”“农产品仓单质押贷”“果蔬贷”“惠农种植贷”“专业合作社贷”等创新贷款服务，助力新型农业经营主体不断成长，并积极协调新型农业经营主体为农户提供就业机会，提升金融支农“造血”能力。二是加强涉农贷款监管，落实金融机构支农责任。健全涉农贷款审批和监管体系，防止涉农信贷资金出现非农化配置倾向，遏制城镇工商企业获取涉农贷款的寻租空间，保障涉农贷款的专款专用；对切实践行普惠金融发展、支持农民脱贫增收和“三农”事业发展的农村金融机构，可在资本充足率、存款准备金率等方面采取与其他商业银行差异化的监管措施，助力农村金融机构更好地履行社会责任。

第三，深化“银政保担”合作模式，拓展收益群体，减少惠农贷的“使命漂移”。一是全面建立银担战略合作关系。推动银担合作纵深发展，积极探索银担合作有效模式，畅通银担合作渠道，优化业务流程，加大对低收入群体、新型农业经营主体的信贷支持力度。二是深化银政合作关系。金融机构可协同政府聘请农业生产技术人员，或输送扶贫扶弱对象到高校、培训基地学习，从根本上确保扶贫扶弱工作实现从“输血”向“造血”的转变。三是加强“银政担”和“银政保”合作体系建设。积极督促银行构建并加入“银政担”和“银政保”风险分担体系，使银担保各方形成互信稳定的利益共同体合作关系，确保政策落地见效。四是加大财税政策支持力度，优化“银政保担”风险分担政策。进一步完善农业经营补偿标准，扩大补偿范围，提高补贴的可获得性，特别是在农村金融服务的风险隐患上升时，要充分明确银行、保险、担保和政府各自的担责范围，压实政府优化金融生态的责任，堵住金融机构脱责“退路”。

参考文献

- 1.陈柏峰，2016：《富人治村的类型与机制研究》，《北京社会科学》第9期。
- 2.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——兼论上有政策、下有对策》，《农业经济问题》第10期。
- 3.冯兴元、孙同全、韦鸿，2019：《乡村振兴战略背景下农村金融改革与发展的理论和实践逻辑》，《社会科学战线》第2期。
- 4.贺雪峰，2011：《论富人治村——以浙江奉化调查为讨论基础》，《社会科学研究》第2期。
- 5.胡联、汪三贵、王娜，2015：《贫困村互助资金存在精英俘获吗——基于5省30个贫困村互助资金试点村的经验证据》，《经济学家》第9期。
- 6.胡联、汪三贵，2017：《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗？》，《管理世界》第1期。

- 7.黄益平、王敏、傅秋子、张皓星, 2018:《以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融》,《国际经济评论》第3期。
- 8.贾俊雪、秦聪、刘勇政, 2017:《“自上而下”与“自下而上”融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析》,《中国社会科学》第9期。
- 9.刘锐, 2015:《富人治村的逻辑与后果》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第4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模型的经验考察》,《管理世界》第3期。
- 11.卢福营, 2011:《经济能人治村:中国乡村政治的新模式》,《学术月刊》第10期。
- 12.孙同全, 2017:《从农户家庭资产负债表看农村普惠金融供给侧结构性改革》,《中国农村经济》第5期。
- 13.仝志辉、温铁军, 2009:《资本和部门下乡与小农户经济的组织化道路——兼对专业合作社道路提出质疑》,《开放时代》第4期。
- 14.仝志辉、贺雪峰, 2002:《村庄权力结构的三层分析——兼论选举后村级权力的合法性》,《中国社会科学》第1期。
- 15.王建浩、殷浩栋、汪三贵、朱烈夫, 2018:《政治社会资本对农户借贷行为的影响研究——基于8省2185户农户数据的实证分析》,《干旱区资源与环境》第3期。
- 16.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。
- 17.温涛、何茜, 2020:《中国农村金融改革的历史方位与现实选择》,《财经问题研究》第5期。
- 18.温涛、王煜宇, 2005:《政府主导的农业信贷、财政支农模式的经济效应——基于中国1952—2002年的经验验证》,《中国农村经济》第10期。
- 19.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。
- 20.温铁军、杨帅, 2012:《中国农村社会结构变化背景下的乡村治理与农村发展》,《理论探讨》第6期。
- 21.吴思红, 2009:《村委会选举中贿选的社会基础与治理机制——以浙江M富村换届选举为例》,《经济社会体制比较》第3期。
- 22.邢成举、李小云, 2013:《精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究》,《中国行政管理》第9期。
- 23.徐璋勇、杨贺, 2014:《农户信贷行为倾向及其影响因素分析——基于西部11省(区)1664户农户的调查》,《中国软科学》第3期。
- 24.叶兴庆, 2020:《在畅通国内大循环中推进城乡双向开放》,《中国农村经济》第11期。
- 25.尹志超、郭沛瑶、张琳琬, 2020:《“为有源头活水来”:精准扶贫对农户信贷的影响》,《管理世界》第2期。
- 26.于建嵘, 2012:《当前压力维稳的困境与出路——再论中国社会的刚性稳定》,《探索与争鸣》第9期。
- 27.袁松, 2015:《富人治村——城镇化进程中的乡村权力结构转型》,北京:中国社会科学出版社。
- 28.张珩、罗剑朝、王磊玲, 2018:《农地经营权抵押贷款对农户收入的影响及模式差异:实证与解释》,《中国农村经济》第9期。
- 29.周立, 2020:《中国农村金融体系的政治经济逻辑(1949—2019年)》,《中国农村经济》第4期。
- 30.Alatas, V., Banerjee, A. V., Hanna, R., Olken, B. A., Purnamasari, R., and Wai-Poi, M., 2019, “Does elite capture matter?”

local elites and targeted welfare programs in Indonesia”, *AEA Papers and Proceedings*, 109:334-39.

31. Altonji, Joseph G., Todd E. Elder, and Christopher R. Taber, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1): 151–84.

32. Bardhan, P., and Udry, C., 1999, *Development Microeconomics*, New York: Oxford University Press.

33. Boonperm, J., Houghton, J., Khandker, S. R., and Rukumnuaykit, P., 2012, “Appraising the Thailand village fund”, The World Bank.

34. Dasgupta, A., and Beard, V. A., 2010, “Community driven development, collective action and elite capture in Indonesia”, *Development & Change*, 38(2):229-249.

35. Fritzen, S. A., 2007, “Can the design of community-driven development reduce the risk of elite capture? evidence from Indonesia”, *World Development*, 35(8): 1359-1375.

36. Ghalib, A. K., Malki, I., and Imai, K. S., 2015, “Microfinance and household poverty reduction: empirical evidence from rural Pakistan”, *Oxford Development Studies*, 43(1): 84-104.

37. Hall, R., and Kepe, T., 2017, “Elite capture and state neglect: new evidence on South Africa’s land reform”, *Review of African Political Economy*, 44(151):122-130.

38. Imai, K. S., Arun, T., and Annum, S. K., 2010, “Microfinance and household poverty reduction: new evidence from india”, *World Development*, 38(12), 1760-1774.

39. Imai, K. S., and Azam, M. S., 2012, “Does microfinance reduce poverty in Bangladesh? new evidence from household panel data”, *Journal of Development studies*, 48(5): 633-653.

40. Johannesen, N., Andersen, J. J., and Rijkers, B., 2020, “Elite Capture of Foreign Aid: Evidence from Offshore Bank Accounts”, CEPR Discussion Paper.

41. Khandker, S. R., 2005, “Microfinance and poverty”, *World Bank Economic Review*, 19(2), 263-285.

42. Laffont, J. J., and Tirole, J., 1991, “The politics of government decision-making: a theory of regulatory capture”, *Quarterly Journal of Economics*, 106(4): 1089-1127.

43. Lacalle-Calderon, M., Perez-Trujillo, M., and Neira, I., 2018, “Does microfinance reduce poverty among the poorest? a macro quantile regression approach”, *The Developing Economies*, 56(1): 51-65.

44. Mansuri, G., and Rao, V., 2012, “Localizing development: Does participation work?”, The World Bank.

45. Nukpezah, J. A., and Blankson, C., 2017, “Microfinance intervention in poverty reduction: a study of women farmer-entrepreneurs in rural Ghana”, *Journal of African Business*, 18(1):1-19.

46. Nunn, N., and Wantchekon, L., 2011, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, 101(7): 3221-52.

47. Platteau, J. P., 2004, “Monitoring elite capture in community-driven development”, *Development and Change*, 35(2): 223-246.

48. Platteau, J. P., Somville, V., and Wahhaj, Z., 2014, “Elite capture through information distortion: a theoretical essay”, *Journal of Development Economics*, 106: 250-263.

(作者单位: ¹西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心;

²西南大学经济管理学院;

³南开大学经济学院)

(责任编辑: 胡 祎)

“Elite Capture” of Preferential Agricultural Loans and the Inclusive Growth Effect

WANG Xiaohua HAN Linsong WEN Tao

Abstract: “Elite capture” often occurs in developing economies, that is, limited credit funds appear to be occupied by a few elites, making most people face severe financial repression. The classified design and precise implementation of preferential agricultural loans are important means to relieve the financial restraint of farmers and achieve an inclusive growth. This is also very helpful to break the imbalance of urban and rural development, promote the development of rural areas and smooth the domestic cycle. Based on the micro data collected from 2,532 rural households in 13 provinces of China, this article first verifies the phenomenon of “elite capture” of preferential agricultural loans through quantile regression and instrumental variable quantile regression methods. Then, it uses the instrumental variable method to test the heterogeneity of six types of preferential agricultural loans, and finds that “elite capture” only exists in government-bank insurance loans and urban and rural self-employment loans, of which the former is the most serious. After excluding government-bank insurance loans and urban and rural self-employment loans, it further finds that preferential agricultural loans are clearly beneficial to the development of low and middle-income farmers, which further helps promote the realization of inclusive growth goal significantly. The policy implication is that in order to break the “elite capture” of agricultural loan market and achieve an inclusive growth, China needs to clarify the new changes, new requirements and new characteristics of rural financial service demand in the new development stage. It is necessary to guide the design of mechanisms such as supervision mechanism, distribution mechanism, and risk sharing mechanism of rural financial market. It would be necessary to go beyond both the administrative thinking of financial control and the competitive market thinking in the process of advancing the rural financial reform, cultivate the diversified, cooperative and inclusive rural financial service intermediaries, and construct a modern rural financial organization system jointly led by the government, market, and society.

Keywords: Preferential Agricultural Loan; Elite Capture; Inclusive Finance; Inclusive Growth; Domestic Cycle

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^{1,2} 朱雅雯² 乌云花¹ 张 雷³ 陈东平²

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%^①。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。

^① 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。以期对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：

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

其中, β 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。 ψ 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 η ($0 \leq \eta \leq 1$) 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^①:

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

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、

^① 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。

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

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

。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^①、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^②,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

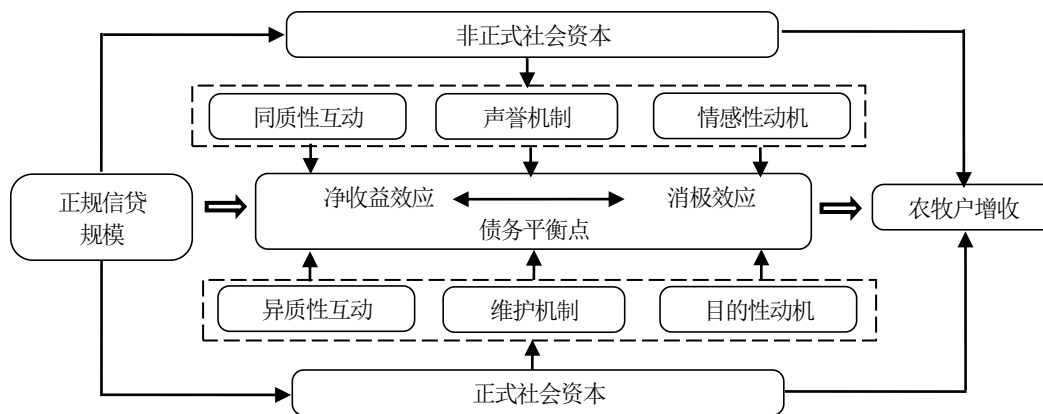
^① 小型牲畜(羊)的完整生产周期为2~3年,大型牲畜(牛、马等)的生产周期更长。

^② 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。

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

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。

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）。



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, β_1 、 β_2 、 α_1 、 α_2 、 $\dots$ 、 α_{11} 为待估参数, ε_1 是随机扰动项,且服从正态分布,系数 β_1 、 β_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*²)。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*²) 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。

表 1		主要变量的描述性统计				
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> ²	(2018年正规信贷单笔最大金额/2018年总收入) ²	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> ²	(2018年正规信贷合计金额/2018年总收入) ²	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
Revgrowth (%)	7.57	8.67	7.91	8.73
Revgrowth1 (%)	9.52	9.36	8.77	11.06
Debt1 Rev (%)	46.30	29.33	34.75	39.71
Debt2 Rev (%)	62.39	39.19	54.02	50.48
Debt2 Rev/Debt1 Rev (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> ²			-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 ²	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> ²	
	系数	标准误	系数	标准误
<i>VcEdu</i>	-1.302***	0.234	-5.068***	1.349
<i>VcEdu</i> ²	0.053***	0.010	0.210***	0.057
<i>Distance</i>	-0.017***	0.006	-0.047**	0.020
<i>Distance</i> ²	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 ²	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> ²	-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 ²	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		非正式社会资本（374）				正式社会资本（374）			
	（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> ²	-0.018*	0.009	-0.019*	0.011	-0.065**	0.032	-0.017*	0.009	-0.044*	0.025
R ²	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> ²	-0.031***	0.011	-0.027**	0.011	-0.069*	0.037	-0.028***	0.010	-0.066**	0.030
R ²	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> ²	-0.025**	0.011	-0.019*	0.011	-0.077**	0.037	-0.023*	0.011	-0.060**	0.028
R ²	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和实证分析》,《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: ¹ 内蒙古农业大学经济管理学院;

² 南京农业大学金融学院;

³ 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