

市场机制、社会资本与共同富裕¹

——基于中国多维减贫政策目标的视角

尹俊² 孙博文³ 陈强远⁴ 陈心想⁵

摘 要 党的十八大以来,中国开展的精准扶贫使得农村的多维贫困程度显著下降,继续改善农村多维贫困是新时期扎实推动共同富裕的重要环节和必要手段。本文在多维减贫政策目标下,考察了市场机制与社会资本的多维减贫效应及两者作用的关系。基于2014、2016及2018年北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS),采用内生Probit模型进行了实证分析。研究发现:以农地流转市场化为代表的市场机制与农村社会资本都表现出显著的多维减贫效应。进一步分析两者作用的关系发现,市场机制对社会资本的多维减贫效应具有显著替代作用,农地流转市场化水平越高,社会资本的多维减贫效应更弱,更具体地表现为对集体社会资本而非个体社会资本的替代效应。随着市场化转型的推进,集体社会资本的作用被弱化了,市场机制发挥着更为关键的多维减贫效应。异质性分析中,与区域市场化水平较低地区以及农地转入样本相比,区域市场化水平较高地区以及农地转出样本中市场机制对集体社会资本的替代作用更强。机制检验发现,市场机制和个体社会资本对各维度贫困都有一定的缓解作用,市场机制对集体社会资本的替代作用也较为稳健,但对个体社会资本的替代和互补作用在不同减贫渠道中均有体现。针对研究结论,本文提出了推动农地流转市场化、培育农村社会资本以及健全多维减贫机制的对策建议。

关键词 共同富裕;多维减贫;市场机制;社会资本

1 本研究获得国家社会科学基金重大项目“习近平总书记关于贫困治理的思想和实践研究”(19ZDA002)和国家社科基金一般项目“中国特色社会主义学术体系和话语体系研究”(19BSH002)的资助。

2 尹俊,北京大学习近平新时代中国特色社会主义思想研究院研究员,E-mail:jyin@nsd.pku.edu.cn。

3 孙博文(通讯作者),中国社会科学院数量经济与技术经济研究所绿色创新经济研究室副研究员,E-mail:sunbowen@cass.org.cn;

4 陈强远,中国人民大学国家发展与战略研究院副教授,E-mail:chqiangy@126.com。

5 陈心想,中央民族大学民族学与社会学学院教授,E-mail:chen_xinxiang@muc.edu.cn。

0 引言

党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。作为一项长远目标,共同富裕是指全体人民在物质和精神等多方面的全面富裕。正如习近平总书记在中央财经委员会第十次会议上所强调的,促进共同富裕与促进人的全面发展是高度统一的。这就意味着共同富裕是一个多维的概念,其基础不仅包括物质生活富裕,还包括精神自信、环境的宜居宜业、社会的和谐和睦、公共服务的普及普惠、文化产品的丰富共享,即实现多维度的幸福生活和人的全面发展(沈扬扬等,2022)。党的十八大以来,中国开展的精准扶贫行动完成了消除绝对贫困的艰巨历史任务,也使得农村的多维贫困程度显著下降,标志着我国在实现共同富裕的道路上迈出了坚实的一大步。其原因在于,中国的精准扶贫并非只是单维度的收入脱贫,而是包括且不限于“两不愁、三保障”的多维减贫,这与共同富裕的多维要求和内涵本质上是一致的。多维减贫超越了唯收入论的单一维度的贫困治理思维,是个体全面发展和促进共同富裕的科学路径和重要的衡量尺度。因此,多维减贫既是中国精准扶贫时期的重要目标,也可作为新的时期扎实推动共同富裕的阶段性的目标。在绝对贫困消除之后,相对贫困依然存在,中国发展不平衡不充分问题仍然突出,城乡、区域之间在收入分配、公共服务和社会保障等方面差距依然较大,实现农村地区相对低收入群体的家庭收入、健康、教育、资产及生活条件等综合福利改善依然属于多维减贫的范畴,换言之,在新的时期继续改善农村的多维贫困是促进共同富裕和实现乡村振兴的重要环节和必要手段(高强和孔祥智,2020;罗必良,2020)。

在此背景下,本文基于党的十八大以来中国开展的精准扶贫行动,探讨成功推动农村多维减贫的科学机制和有效路径,为新的时期扎实推动共同富裕提供理论指引和经验参考。中国精准扶贫的实践证明,开展农村多维减贫必须建立健全政府、市场、社会共同参与的协同机制。党和政府作为多维减贫的主要执行者和领导者,承担着不可替代的关键角色,这方面已有共识,本文不再赘述。市场和社会在多维减贫中的作用同样不可忽视。一方面,市场力量发挥着重要作用。农村的市场化改革可以优化农村资源配置,比如健全农村商品流通与市场化交易机制,实现劳动力、土地等要素市场化,可以提高农民工资收入、经营性收入、土地流转财产收入和农地规模经营收入等,进而激活农村内生发展动力(黄征学等,2019)。另一方面,社会力量也发挥着重要作用。在广大农村地区,基于传统亲缘地缘血缘关系的社会关系网络等社会资本对于农民生产生活条件改善和乡村治理有着持续的作用,这也得到学界的基本共识。

那么,随着农村市场化改革的深入推进,市场机制与社会资本作用的关系如何,替代抑或互补?对于这一问题,现有研究结论存在明显对立。一部分学

者认为市场机制规则清晰、交易成本低,随着市场水平的提升将对社会资本产生替代作用,虽然这也是一个长期过程(Stiglitz,2000)。另一部分学者则认为,社会关系网络等社会资本在新生的市场机制形成过程中未完全被瓦解和替代,而是嵌入到市场机制中,继续发挥作用(Bian and Logan,1996)。比如,农村社会资本有助于降低信息不对称、获得亲友资源帮扶、提高融资能力、改善健康状况、推动土地流转等,还能助力民间出资修建学校、道路、桥梁、水利灌溉设施、民营养老院、民营社会福利机构,为农村提供公共产品(陆铭和李爽,2008;赵剑治和陆铭,2010)。

实际上,对于市场机制与社会资本作用之间关系这一宏大命题的探讨并不容易,已有研究大多基于宏观视角,关注区域市场化指数(樊纲指数)对于农村社会资本作用的影响。本文则另辟蹊径,关注微观视角下的农村内部市场化、农村社会资本和多维减贫政策目标的关系,即基于2014、2016、2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS)构建了农地流转市场化指数和农村多维贫困指数两项指标,并度量了个体和集体社会资本,进而回答以下两个研究问题:第一,农地流转市场化与农村社会资本是否都表现出显著的多维减贫效应?第二,农地流转市场化与农村社会资本作用的关系是替代还是互补,或者农地流转市场化对农村社会资本作用发挥的影响是什么?回答以上两个研究问题,对于构建政府、市场和社会协同发挥作用的 multidimensional poverty reduction mechanism 有着重要启示,也为新时期构建多维促进共同富裕的机制提供了理论参考。与既有研究相比,本文可能的贡献体现在:第一,研究视角上,本文考察了多维减贫的政策目标下市场机制与社会资本的作用及其相互关系。已有研究大多只从收入、消费或其他单一维度福利增加的视角,未考虑多维福利增加的问题。因此本文有助于为构建多维减贫机制、缓解农村多维贫困、提高农民综合福利、推进多维的共同富裕提供政策启示。第二,核心指标构造上,发展了现有研究的测量方法(de Souza Ferreira Filho and Horridge,2014),本文基于CFPS中农地流转参与情况和农地流转租金数据,首次构造了农村内部农地流转市场化指标,此外,还基于A-F框架构造了一个农村多维贫困评价指标体系、测度了农村多维贫困指数,并开展了实证分析。第三,研究方法上,基于农地流转市场化指标与社会资本的工具变量选择,采用内生Probit模型对有关命题进行实证检验,有效缓解了内生估计偏误问题,使得研究结论更加科学可靠。第四,研究内容上,关于市场机制与社会资本的关系研究,大部分学者将焦点放在了劳动力市场上、忽视了土地要素市场化的因素,或者采用宏观视角下的省级樊纲指数展开讨论、忽视了区域与农村内部市场化不同步的问题。本文扩展性地从农村土地要素市场化的视角,系统分析了农地流转市场化与社会资本的多维减贫效应,并探讨了农地流转市场化和农村社会资本的替代和互补关系。

1 文献述评与理论机制

1.1 文献述评

1.1.1 对市场机制与社会资本减贫效应的相关研究

现有研究认为,市场机制与社会资本在促进收入增加和减贫方面均发挥着关键作用。一是市场机制增收与减贫效应方面的研究。诸多研究探讨了市场化对收入增长的促进作用,但对市场化的定义和研究视角有所差异。张爽等(2007)采用樊纲指数探讨了外部区域市场化对农村家庭收入的影响,发现市场机制的增收效应显著。考虑到樊纲指数测度的是省一级层面的市场化指数(樊纲等,2007),不少学者选择其他代理指标测度农村市场化进程。比如,王晶(2013)采用非农就业比例对农村市场化水平进行测度,证实了增收效应的存在。陆铭等(2010)基于村庄非农就业情况和向外移民数量测度农村市场化,证实了消费促进效应。还有学者基于土地市场化视角,证实了土地流转的增收效应等(刘明辉等,2019)。

二是社会资本减贫效应方面的研究。社会资本反映了个体与集体社会关系网络与资源获取能力。Grootaert(1999)指出,社会资本较高的农户更容易进入发达地区的劳动力市场,获得更高的市场收入。柯武刚和史漫飞(2000)发现,社会资本能够弥补市场中的“信息不对称”、降低交易费用,激励个体参与产品、信贷和劳动力市场交易,进而提高个人收入水平。还有类似研究证实了社会资本的直接减贫效应(帅昭文等,2020)、消费促进效应(Narayan and Pritchett, 1997)、经济增长效应(Knack and Keefer, 1997)等。此外, Coleman(1988)发现社会资本有助于为家庭子女提供更好的教育机会,并可以提高教育质量,创造人力资本。王丹利和陆铭(2020)还认为,农村社会资本对于公共产品供给有一定的促进保障作用。

1.1.2 市场机制对社会资本作用的替代或互补关系研究

市场机制与社会资本的作用关系是一个经典命题,涉及经济学与社会学的研究范式差异。经济学认为市场机制的核心是价格机制,人与人之间通过产品价格产生间接联系,而社会学进一步强调了人与人之间的直接互动关系。在促进经济社会发展与福利改善的进程中,市场机制与社会资本两者都扮演着关键角色,但也存在较为复杂的互动关系。

一种观点认为两者存在互补关系。市场机制与社会资本之间互动嵌入,在市场化过程中社会资本作用得到强化。根据经典的“权力持续/精英循环”理论(Rona-Tas, 1994),在市场化转型的过程中,社会资本非但没有消失,反而是深

度嵌入、协同发挥作用,好的一方面在于,社会资本充当了市场转型摩擦中的“润滑剂”作用,两者协同发挥互补作用,但坏处在于社会关系网络或政治权力在市场化进程中持续主导资源配置,造成严重的资源错配和腐败问题。现有研究也发现了这一关系,在中国由计划经济体制向市场经济体制转型的过程中,社会资本持续深入地“嵌入”市场化进程,导致市场化对社会资本作用的发挥表现出持续促进作用(边燕杰和张文宏,2001);社会资本并没有因为市场化水平的提升而消失,而是会依托于计划经济时代形成的权威体系深度“嵌入”市场化进程,为市场化提供道德规范、信任互惠以及其他市场需求的有价值资源,而且相关资源的获得都依赖于社会资本的培育,单凭市场可能无法实现(张文宏和张莉,2012)。Knight and Yueh(2002)采用中国的城市调查数据研究了社会资本在劳动力市场上的作用,发现社会资本在私有部门的回报率高于国有部门,这在很大程度上意味着社会资本“嵌入”到劳动力市场之中。张顺和程诚(2012)同样在劳动就业市场上证实了市场化对社会网络资本收入促进作用的强化。王晶(2013)研究了农村地区市场化对社会资本作用的影响,发现社会网络、社会信任等社会资本具有显著的收入促进效应,且农村市场化显著强化了社会资本的这一效应,两者之间表现出显著的互补作用。

另一种观点认为两者存在替代关系。市场化削弱了社会资本作用的发挥,社会资本与市场化机制的资源配置作用发挥是独立且不相容的,两者存在此消彼长的替代关系(Nee, 1996)。根据“权力转移/精英再生”理论(Szelenyi, 1978),在市场化转型的进程中,原本依靠社会资本或者政治权力获得资源的精英,其地位会因为市场资源配置主体地位的提升而逐渐弱化。随着市场制度的不断完善,“规则型”治理的边际交易成本越来越低,市场逐渐成为资源配置的主要方式,成熟的法律、市场制度会对传统的社会关系网络构成冲击(王永钦, 2006),基于社会关系网络的资源配置方式将会被削弱。比如,张爽等(2007)质疑了Knight and Yueh(2002)的研究结论,以收入减贫为福利目标,发现市场化弱化了社会资本的效应,具有替代作用。陆铭等(2010)发现,随着中国农村市场化水平不断提升,互助、公民参与以及信任等三种社会资本未能帮助中国农村家庭抵御自然灾害对消费的负面冲击,农村市场化以及正式保险机制对传统社会资本这一非正式保险机制产生了替代作用。

1.1.3 影响市场机制与社会资本作用关系的外部约束条件

进一步研究发现,市场机制对社会资本作用发挥的影响,在不同的经济社会条件下有所差异,关键取决于两个因素:市场化程度与社会资本的结构属性(张文宏和张莉,2012;边燕杰等,2012)。一方面,在市场化程度较低的阶段,社会资本可以充当市场化转型进程中的“润滑剂”促进市场交易完成,这意味着市场机制和社会资本之间存在互补关系(张克中,2005)。随着市场化程度的提

高,市场交易规则更加清晰、交易成本也更低,导致市场机制对交易成本相对较高的社会资本产生替代作用。另一方面,根据结构属性分类,社会资本可以分为私人属性与公共属性,市场机制对私人属性的个体社会资本(Bourdieu, 1986)与公共属性的集体社会资本(Putnam, 1995)影响存在差异。集体社会资本具有典型的公共产品属性,能在一定程度上弥补“信息不对称”问题,降低交易费用、激励个体在产品、信贷和劳动力市场上进行交易,因此与市场机制可能表现出替代关系。而个体社会资本可利用“人情”关系网络获得社会资源,这一作用可能会超过集体社会资本的信息供给作用(边燕杰,2004),尤其在以血缘、亲缘和地缘为纽带的农村地区,人情关系是乡村社会关系网络的核心,使得市场机制与社会资本可能表现出一定的互补关系。

基于以上文献综述,下面提出本文的理论机制。

1.2 理论机制

1.2.1 市场机制与社会资本的多维减贫效应

多维贫困的症结点在于能力贫困(Sen, 1985),不仅体现为收入/消费这一结果变量的贫困属性,还与教育等人力资本、农村公共基础设施(道路、供水、供电、供气)和社会保障等公共品的供给保障密切相关。我们认为市场机制与社会资本都有助于促进多维减贫。一方面,市场机制的不断完善有助于农民通过农产品市场化交易、外出打工、农地流转等渠道获得经营性收入、工资性收入、财产性收入等,有助于降低家庭贫困,并提升公共产品的供给。另一方面,社会资本不仅有助于农民通过社会关系网络提高资源获得能力、促进收入增长,还有助于吸引民间资本投入,修建道路、供水供电设施、学校、养老机构等,成为农村公共产品供给的重要渠道和补充。进一步分类来看,无论是集体社会资本还是个体社会资本,都有多维减贫效应,集体社会资本更多反映的是其他人的社会关系网络对多维减贫的促进作用,个体社会资本则更多反映的是私人社会网络对多维减贫的促进作用,两者的作用可能存在一定差异,但都有正向的促进作用。因此我们认为,市场机制与农村社会资本都可能存在多维减贫效应,对于构建多维减贫机制均至关重要。据此,提出假设1。

假设1: 市场机制与社会资本均表现出多维减贫效应。

1.2.2 市场机制与社会资本多维减贫效应之间的关系

相关研究提示我们,探讨市场机制与社会资本的作用关系需要分情况讨论。在现有研究的基础上,本文试图构建市场机制影响社会资本多维减贫效应的综合理论框架:从制度经济学的视角看,随着中国农村市场化转型的深入推进,市场交易机制规则更清晰、交易成本会更低,使得市场机制逐渐对社会资本

产生愈加明显的替代作用。进一步从社会资本的公共属性和私人属性来看,结合社会资本具有的“信息”和“人情”双重功能(边燕杰和张文宏,2001)可知,其公共产品属性越强、外部性越大,则“信息”供给能力越强,依赖于集体社会资本便可以很好地减少道德风险、逆向选择问题,这与市场机制的属性相似,因此两者存在替代关系。还有一种解释,根据费孝通(1985)的“差序格局”理论,农村社会关系网络中家庭相对缺乏自己与他人的概念、仅存在圈内人与圈外人之分,强调社会资本的公共属性。而市场机制会加剧圈内人竞争、使得圈内主体成为事实上的利益圈外人,长此以往,市场制度将会替代传统人情,进而影响社会结构。但市场机制与个体社会资本的作用之间可能存在互补关系,这与“人情”关系网络对家庭资源获得的保障作用不无关系,比如,家庭通过社会关系网络提高了外出务工概率、促进熟人土地流转等,个体社会资本深度嵌入了市场机制,因此发挥了互补作用。据此,提出假设2。

假设2:随着市场化水平的提升,市场机制对社会资本的多维减贫效应具有显著替代作用,但主要表现为对集体社会资本而非个体社会资本的替代,即市场化水平越高,集体社会资本的多维减贫效应更弱。

2 研究设计

2.1 计量模型

鉴于被解释变量的二值属性,建立面板 Probit 模型开展实证分析:

$$P_r(\text{MPI}_{it} = 1) = \Phi[\alpha_0 + \alpha_1 \text{SC}_{it} + \alpha_2 \text{RM}_{it} + \alpha_3 \text{SC}_{it} \times \text{RM}_{it} + X'\gamma + \varepsilon_{it}] \quad (1)$$

其中,MPI为家庭多维贫困指数。 $P_r(\text{MPI}_{it}=1)$ 表示在 t 年第 i 个家庭发生多维贫困概率。核心解释变量为农村市场化RM和农村社会资本SC,两者交互项 $\text{SC}_{it} \times \text{RM}_{it}$ 用以检验农村市场化与社会资本作用之间的关系,交互项系数为正则意味着两者在多维减贫方面存在替代效应,反之则存在互补作用。 X 为控制变量,对一系列个体、家庭以及村庄维度变量进行控制, ε_{it} 为残差项。

(1)被解释变量:农户多维贫困指数(MPI)。基于Sen(1985)的多维贫困理论并借鉴联合国开发计划署多维评价指标体系,表1构建了包含收入、健康、教育、资产和生活状况指标在内的多维贫困评价体系。采用等权赋值法确定指标权重^①,

^① 多维贫困评价指标体系的权重赋值方法较多,应用较多的权重赋值方法包括等权赋值法、BP神经网络法、主成分分析法等。采用当前国内外普遍认可的维度与指标等权重法,即在维度等权重的条件下,再在各维度下给予每个指标相同的权重。更重要的是,这种等权重方法权衡了各指标对家庭资产贫困贡献度大小,确保不同年度数据结果连续可比性。

并基于 A-F 方法框架(Alkire and Foster,2011)测度了多维贫困指数 MPIK^①。MPIK 中的 K 代表多维贫困虚拟变量设定的临界值,其中 $K \in (0,1)$, $K=1/2$ 则意味着超过一半的指标处于贫困剥夺状态。K 越大多维贫困标准越严格、多维贫困发生率越低。

表 1 多维贫困评价指标体系

一级指标	编号	二级指标	CFPS 调查问卷	贫困剥夺标准界定
收入	1	人均纯收入	家庭人均纯收入	低于 2300 元(根据 2010 年可比价调整),则认为存在收入剥夺。
健康	2	健康状况	您认为自己的健康状况如何? 1. 非常健康;2. 很健康;3. 比较健康;4. 一般;5. 不健康。	选项为 4,5
教育	3	受教育年限	您的受教育程度:1. 文盲/半文盲;2. 小学;3. 初中;4. 高中;5. 大专;6. 大学本科;7. 硕士;8. 博士。	选项为 1,2
生活状况	4	做饭用水	您家做饭用的水最主要是:1. 江河湖水;2. 井水;3. 自来水;4. 桶装水/纯净水/过滤水;5. 雨水;6. 窖水;7. 池塘水/山泉水;77. 其他。	选项为 1,2,5,6
	5	通电	您家通电的情况是怎样? 1. 没通电;2. 经常断电;3. 偶尔断电;4. 几乎未断电。	选项为 1,2
	6	燃料	您家做饭用的最主要燃料是:1. 柴草;2. 煤炭;3. 罐装煤气/液化气;4. 天然气/管道煤气;5. 太阳能/沼气;6. 电;77. 其他做饭燃料。	选项为 1,2
	7	住房状态	您家目前存在下列哪些住房困难情况? 1. 12 岁以上的子女与父母同住一室;2. 老少三代同住一室;3. 12 岁以上的异性子女同住一室;4. 有的床晚上架起白天拆掉;5. 客厅里也架起了睡觉的床;77. 其他住房困难;78. 没有上述困难情况。	选项为 1~5

① 具体方法思路是,首先构建剥夺矩阵 h ,其矩阵的基本元素取值为:若 $y_{ij} < z_j$ (第 i 户家庭在第 j 项福利指标上遭受剥夺),那么 $h_{ij} = w_j$;若 $y_{ij} \geq z_j$ (第 i 户家庭在第 j 项福利指标上未遭受剥夺),则 $h_{ij} = 0$; y_{ij} 表示 i 户家庭在 j 项福利指标的赋值水平, z_j 表示第 j 项福利指标的剥夺临界值或者贫困线, w_j 表示第 j 项福利指标的权重 $\sum_{j=1}^{\infty} w_j = 1$ 。在剥夺矩阵 h 的基础之上,可进一步构建剥夺得分列向量 $c = (c_1, c_2, \cdots, c_n)$,计算家庭剥夺得分,其中 $c_i = \sum_j h_{ij}$,表示第 i 户家庭的剥夺得分 $MPI \in (0,1)$ 。

续表

一级指标	编号	二级指标	CFPS 调查问卷	贫困剥夺标准界定
	8	农用机械	您家有哪些农用机械? 1. 拖拉机; 2. 脱粒机(包括打稻机);3. 机引农 具;4. 抽水机(包括水泵);5. 加工 机械;77. 其他固定资产;78. 以上 都没有。	数值为 78 被剥夺,2016 及 2018 年问卷调整为农用机械 价值,若为 0 则被剥夺。
资产	9	耐用消费品	您家有下列物品吗? 1. 汽车;2. 电 动自行车;3. 摩托车;4. 电冰箱、冰 柜;5. 洗衣机;6. 电视机;7. 家用电 脑;8. 组合音响;9. 摄像机;10. 照 相机;11. 空调;12. 手机;13. 值钱 家具;14. 高档乐器;77. 首饰等其 他耐用消费品;78. 以上都没有。	数值为 78 被剥夺,2016 及 2018 年问卷调整为农用机械 价值,若为 0 则被剥夺。

(2) 核心解释变量一:市场机制。本文从农村要素市场化的角度寻找市场机制的代理变量。已有研究大多基于农村非农业就业的劳动力要素市场视角,缺乏从土地要素市场视角的分析。本文则从农地流转市场化的视角对市场机制开展分析。农地流转市场化程度,已有研究主要是从是否签订市场化合同契约、交易对象是否是熟人等角度进行评价,而这两个方面都与农地流转租金相关。一方面,签订市场化合同契约代表着更高的市场交易属性,由于价格机制是市场机制的核心,因此更高的市场交易属性也意味着农地流转租金这一价格信号能够有效反映农地的市场供求状况和资源稀缺程度。虽然理论上根据经典地租理论,农地流转租金决定于土地价值,但是若缺乏规范的土地市场和市场化合同契约的保障,就可能出现农地流转租金远低于市场均衡价格的情况,无法反映出土地的价值。另一方面,熟人交易主要依赖社会关系网络开展土地流转,代表着较低的市场水平,因此存在大量的农地流转租金价格为零或者远低于市场均衡价格的情况。综上,虽然农地流转租金价格也会受到级差地租等多个因素的影响,但总体而言,市场化程度越高则平均租金水平越高(de Souza Ferreira Filho and Horridge,2014),市场化程度较低的情况下,农地流转租金价格则会远低于市场均衡价格(Ma et al.,2015)。因此,本文借鉴以往的研究(Wang et al.,2015;罗必良等,2017;仇童伟等,2019,2020),将农地流转租金的价格作为农村要素市场化的代理变量,即农地流转租金越高,农村要素市场化程度越高。借鉴 de Souza Ferreira Filho and Horridge(2014)的做法,本文基于 CFPS 数据中农地租金数据,估算单位面积租金指标 b ,构造了基于农地流转市场化的市场机制 I 和 II,分别采用村庄租金中位数 cid_zcmar 以及均值 cid_zcaar 表示,根据以下公式测算:

$$b = \frac{a}{c \times d} \quad (2)$$

其中, b 为家户农地流转价格或单位农地面积租金收入, a 为家户农地流转租金总收入, c 为人均农地面积, d 为家户人口数量。

具体计算过程说明如下:第一,基于租金收入而非支出数据。原因在于,租金收入来源比较明确,租金收入的唯一来源是农地流转出去,且大多属于“一对一”而极少存在“一对多”情况^①,方便计算平均租金收入(图1(a)、图1(b)和图1(c))。相比而言,租金支出情况复杂,除以“一对一”方式租赁土地外,存在农业大户“一对多”租用农地情况、难以估算单位农地租金支出数据^②。第二,基于家户人口规模估算农地面积。考虑到2014年之后无法从CFPS数据中得到连续的农地面积数据,鉴于此,采用各省人均耕地面积进行替代。为尽量避免测量误差带来的潜在估计偏误问题,后文将控制省级固定效应和人均耕地面积指标进行稳健性分析。

(3) 核心解释变量二:社会资本。限于数据指标,本文重点关注结构性社会资本(社会关系网络)而非认知性社会资本(如信任),并根据结构属性将其分为个体(家庭)社会资本及集体(村庄)社会资本两类。(1)个体社会资本 $\lnrqzc$,反映了个体或家庭人情社会关系网络,采用家庭人情支出取对数测算。参照已有研究(如马光荣和杨思艳,2011;周广肃等,2014;陈浩和王佳,2016;谭燕芝等,2017;赵羚雅,2019;王强,2019),家庭人情支出是衡量家庭社会资本的重要代理变量,人情支出越高意味着家庭与亲朋、邻居交往越频繁,社会关系网络也越发达。而且,人情支出如婚丧嫁娶、升学、拜年、生孩子等一般具有“刚性支出”的特征,支出标准通常约定俗成,与风俗习惯相关,因而,人情支出金额能够很大程度上反映出支出渠道的数量,这体现了社会资本的 network 特性。在CFPS问卷中,问题设置为“过去12个月,您家因为亲朋好友家里有人结婚、考上大专/大学、生小孩、去世、拜年(给压岁钱)或者其他因素,总共出了多少人情礼?(元)”。也有研究认为,家庭收入是人情支出的重要影响因素(如赵剑治和陆铭,2010),应该使用人情支出的家庭收入占比这一变量,以剔除家庭收入的影响。这一指标的问题是,对于中西部收入偏低或者贫困程度较低的家庭而言,

① 中国家庭追踪调查数据(CFPS)仅涉及农地流转市场中的普通农户,没有涉及家庭农场、合作社以及企业等其他农地流转主体。农户是唯一的农地流入主体,农户可能从其他农户、家庭农场、合作社等流入农地。农户也是唯一农地流出主体,农户可能将农地流向其他农户、合作社或者家庭农场等。

② 有学者指出,农地流转中的农地转入租金能够较好地反映家户层面的农地流转市场化程度。主要是因为,土地转入户被视为市场的主动行动者,转入户一般会根据需求而寻找合适的土地,并且大多不会专门寻求交易对象(仇童伟等,2019),本文由于无法识别土地租金支出的家户分布,则选择家户租金收入进行测算。

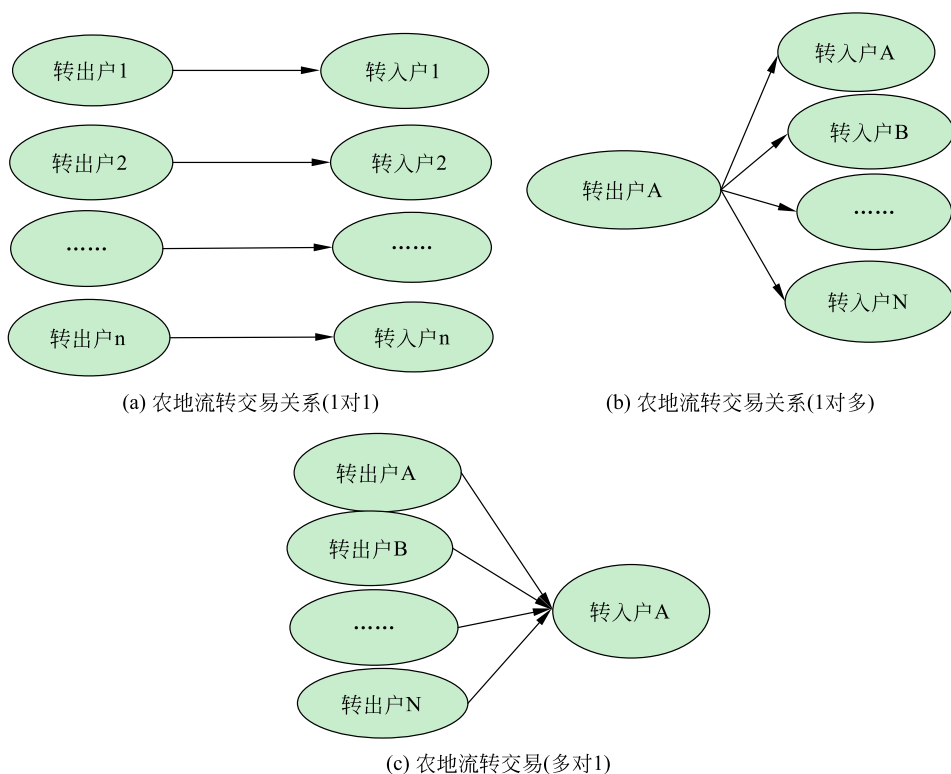


图1 平均租金收入的计算

资料来源:笔者绘制整理。

由于人情支出的“刚性”特征,容易出现人情支出和收入的“倒挂”现象——收入低的家庭反而表现出更高的人情支出占比,也因此对应着更高的社会资本水平,这显然与事实不符。而且,本研究中鉴于被解释变量多维贫困指数中包含了家庭人均纯收入,若将人情支出占家庭收入比重指标作为核心解释变量,则会造成严重的内生估计偏误。鉴于以上分析,本文采用了人情支出绝对值的设定。(2)集体社会资本 $\lnrqzc_other$,反映了社会资本的公共属性,借鉴张爽等(2007)的做法,将集体社会资本界定为“排除本家庭外的村庄其他家庭社会资本平均数”,这一设定既可以缓解集体社会资本的联立内生问题,也有助于反映集体社会资本公共产品属性和外部性特征,还能避免集体社会资本被村庄固定效应吸收。

(4) 其他控制变量。参照现有研究(Grootaert, 1999; 张爽等, 2007; 周广肃等, 2014),影响家庭多维贫困的控制变量分为个体和家户两类。个体层面控制变量有:户主性别 $gender$ (1=男; 0=女),在中国农村传统的影响下,男性户主一般拥有更强的社会协调能力和更多社会资源;户主年龄 age ,户主年龄越大,可

能会体弱多病,不利于家庭生活水平的改善;户主受教育年限 $\text{edu}^{\text{①}}$,教育人力资本的积累是家庭摆脱贫困的长效机制,教育水平越高意味着较强的技能水平和机械操作能力,家庭贫困发生率往往越低;户主婚姻状况 $\text{marry}^{\text{②}}$ (非独居=1,独居=0,非独居状态包括在婚、同居,独居状态包括未婚、离婚以及丧偶),良好的婚姻状况影响了家庭幸福感水平,有助于为促进家庭成员工作提供精神力量支持。家庭层面控制变量有:家庭土地是否征用 tdzy (1=是,0=否),农地征用补偿通过改善家庭收入促进多维减贫;家庭规模 fmlscale ,反映了家庭成员人口数,家庭规模会直接降低人均收入水平,但也意味着更广泛的社会关系网络与务工规模都会对多维减贫产生影响。

2.2 数据来源与统计描述

本文使用的数据来自北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS)。CFPS旨在通过追踪调查个体、家庭、社区三个层次的数据,对具体的经济活动、教育成果、家庭关系以及健康医疗等多个维度的内容进行调查,反映中国社会、经济和人口等方面的变迁。CFPS覆盖全国25个省(区、市)(除新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南和港澳台地区),采用三阶段不等概率的整群抽样设计,目标样本规模为16000户,调查对象为样本中的全部家庭成员,这25个省(区、市)的人口约占全国总人口(不含港、澳、台)的95%,因此,CFPS的样本可以视为全国性的样本,具有较好的代表性。CFPS数据2010年正式开始调查访问,目前已经公开2010年、2012年、2014年以及2016年数据,部分公开到2018年的数据。基于相关指标数据的有效性筛选,遴选出2014、2016、2018三年不平衡面板数据,共计样本10201个。表2报告了主要变量内涵及统计描述特征。随着多维贫困标准K的提升($1/4 \rightarrow 1/3 \rightarrow 1/2$),多维贫困程度也在逐渐增加,多维贫困发生率从68.6%下降至54.2%和13.1%,农地租金中位数和均值分别从2014年的221元、257元增加到2018年的321元、426元,农地流转市场化水平不断提升,个体和集体社会资本水平也不断提升。

① CFPS问卷中涉及的问题是:您的受教育程度:1.文盲/半文盲;2.小学;3.初中;4.高中;5.大专;6.大学本科;7.硕士;8.博士。按照受教育年限法将教育水平划分为五个等级:A.文盲、半文盲人口,定义该人群的受教育年限为3年;B.小学,定义该人群受教育年限为6年;C.初中,定义该人群受教育年限为9年;D.高中(包括普通高中、中专、职高等),定义该人群受教育年限为12年;E.大专及以上,由于实际调研过程中,该类人群几乎为0,因此定义该人群受教育年限为15年。

② CFPS问卷中的问题是:您的婚姻状况? 1.未婚;2.在婚(有配偶);3.同居;4.离婚;5.丧偶,将1,4,5视为独居,其他视为非独居。

表 2 统计描述

变量	名称	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
MPI025	浅度多维贫困 (K=1/4)	1=是;0=否	10201	0.686	0.464	0	1
MPI033	多维贫困 (基准) (K=1/3)	1=是;0=否	10201	0.542	0.498	0	1
MPI050	深度多维贫困 (K=1/2)	1=是;0=否	10201	0.132	0.338	0	1
lncid_zcmar	市场机制 I	村庄农地流转租金中位数	10201	2.477	2.819	0	7.091
lncid_zcaar	市场机制 II	村庄农地流转租金平均值	10201	2.774	2.890	0	7.108
lnrqzc	个体社会资本	家庭人情礼支出取对数	10201	7.354	1.940	0	11.51
lnrqzc_other	集体社会资本	排除本家庭外的村庄其他家庭社会资本平均数取对数	10201	7.991	0.771	2.944	10.22
gender	户主性别	1=男;0=女	10201	0.517	0.500	0	1
age	户主年龄	年龄	10201	44.24	15.85	16	98
edu	户主教育程度	受教育年限	10201	9.184	2.428	6	15
Marry	户主婚姻状况	是否独居 (1=独居, 0=非独居)	10201	0.667	0.471	0	1
tdzy	家庭土地征用	1=征用,0=未征用	10201	0.0614	0.240	0	1
fmlscale	家庭规模	家庭成员数量	10201	4.667	2.187	1	17

3 实证分析

3.1 工具变量基准回归

考虑到市场机制与社会资本的潜在内生问题,有必要选择合适的工具变量开展回归分析。遗漏变量、互为因果、测量误差等一系列因素产生内生性问题,导致估计偏误。一是遗漏变量问题。多维贫困指数的计算包含了家庭收入、健康、教育、资产以及生活等多方面的指标,控制变量的选择理应穷尽对相关变量的影响因素,但由于 CFPS 样本数据的局限性,这一要求难以满足。二是互为因果关系。多维贫困与农地流转市场化、社会资本之间也可能存在互动内生问题。家庭的贫困程度会在一定程度上影响其参与农地流转意愿,也会影响其社会关系网络。三是测量误差问题。对于农村市场化的测度方法较多,包括商品及要素层面的相关指标计算。本文从不同视角构造了农地流转市场化指数作

为市场机制的代理变量,旨在缓解测量误差的内生估计偏误。此外,社会资本的测度方法也是纷繁复杂,即便在劳动力市场中对社会资本界定较为清晰的领域,也存在着社会网络、关系、资源等混杂的社会资本概念,导致研究结果莫衷一是。本文在变量设定与估计模型时,已在村庄层面的集体社会资本计算过程中排除了家庭因素,其联立内生性问题得到了缓解。

为此,本文缓解内生问题的重点是寻求个体社会资本、农地流转市场化的工具变量。在从“相关性”及“外生性”的视角初步判定其有效性的基础上,进一步基于 ivprobit 模型中 Wald 内生性检验以及 AR 弱工具变量检验,对本文合适的工具变量进行遴选。

一方面,个体社会资本的工具体变量选择。根据现有研究,笔者整理了以下四个工具变量备选:(1)“正式组织参与”(IV1)。“正式组织参与”是家庭社会资本积累的重要方式,但可能对家庭贫困存在直接影响,留待检验。(2)“村庄信任平均水平”(IV2)。选用村庄层面的行为均值作为家庭层面的工具变量是常见做法(如高虹和陆铭,2010;丁冬等,2013)。IV2 的有效性体现在,村庄层面信任水平促进村庄公共活动参与,有效扩展了家庭层面的社会资本,满足了“相关性”特征;村庄层面信任水平反映了村庄整体公共活动活跃程度,也不直接影响家庭福利,满足“外生性”要求。另外,基于村庄信任这一认知性社会资本构造工具变量,也与本研究中的集体社会资本指标显著区分。(3)“祭祖扫墓”(IV3)。在中国尤其是农村,祭祖扫墓是重要的文化传统和习俗,对农民建立、维持和拓展社会网络具有积极影响,符合工具变量“相关性”要求;另外,在农村,无论富贵贫贱,亲朋好友均会一起祭祖扫墓,逢年过节参与祭祖扫墓更是不可或缺的一种仪式,符合工具变量“外生性”要求(赵羚雅,2019)。(4)“家庭是否参加选举”(IV4)。农户是否参加选举与农户家庭的社会资本相关,因为选举本身代表一种政治性社会资本,其结构、关系和认知等不同维度将会对农户社会资本产生影响;但是,农户是否参加选举与影响多维贫困的其他因素是无关的,因为国家规定年满十八周岁的公民均有选举权,具有法定外生性(车四方等,2019)。通过 Wald 和 AR 统计量检验可知,仅 IV2 和 IV3 同时满足 Wald 和 AR 统计量均拒绝原假设的要求,Wald 分别为 7.12($p=0.0076$)和 4.26($p=0.0390$),AR 统计量分别为 8.17($p=0.0043$)和 4.57($p=0.0326$),支持了社会资本内生以及工具变量拒绝弱工具变量的要求,考虑到 IV2 的统计量显著性更强,本文采用了“村庄信任平均水平”(IV2)的设定。

另一方面,农地流转市场化的工具变量选择。本文以村庄距离县城距离 $lncczd$ 这一自然地理变量作为村庄农地流转市场化的工具变量进行回归。这一自然地理变量满足严格外生条件,另外工具变量与农地流转市场化指标也存在显著相关性。根据农地流转市场化指标计算公式,其体现了农地流转意愿以及

农地流转价格的综合信息。农户距离城市距离远近以及交通便捷性,与其是否选择外出务工息息相关,并且影响农户农地流转意愿和行为。除此之外,根据级差地租理论,农地租金或者地租受其地理位置、土地肥沃程度和距离市场远近等因素影响,这意味着农户距离县城距离与农地流转市场化水平可能存在显著相关关系。工具变量检验发现 Wald 和 AR 值分别为 24.44($p=0.000$)和 33.55($p=0.000$),证实了工具变量的有效性。

表 3 报告了基准回归结果。其中,列(1)和列(2)未考虑核心解释变量内生问题,报告了面板 Probit 的估计结果,发现个体社会资本、集体社会资本与市场机制的系数均显著为负,均能够显著降低家庭贫困发生率;另外,从社会资本与市场机制的交互项看,仅集体社会资本与市场机制的交互显著为正,意味着市场机制对集体社会资本的多维减贫效应表现出一定的替代作用,但对个体社会资本作用发挥影响不显著,初步证实了假设 1 和假设 2。进一步地,列(3)和列(4)报告了综合考虑社会资本和市场机制内生问题的 ivprobit 工具变量回归结果。研究发现,个体社会资本的多维减贫效应依然显著,然而,考虑工具变量之后,集体社会资本的多维减贫效应变得不显著。此外,市场机制与集体社会资本存在显著替代关系。这一研究结论再次证实了假设 1 和假设 2,也为“权力转移/精英再生”理论增添了新证据。因此,本文从农地流转市场化的角度证实了市场机制对农村社会资本作用的替代效应,表明在农村市场化进程中,“规则型”治理的边际交易成本越来越低,市场逐渐成为资源配置的主要方式,市场机制对基于人情社会关系网络的乡村社会进行重构,也彰显了深化农村市场化改革、积极推动农地流转市场化的重要意义。综上可知,除集体社会资本外,在缓解内生问题之后核心解释变量系数符号及显著性未发生显著改变,但系数大小有明显下降,有效克服了核心解释变量内生估计偏误,使得结论更加科学可靠。接下来的分析均基于 ivprobit 工具变量回归结果。

表 3 工具变量基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	xtprobit		ivprobit	
	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本	-0.0435 *** (0.0099)	-0.0359 *** (0.0103)	-0.6541 *** (0.0381)	-0.6939 *** (0.0419)
集体社会资本	-0.1101 *** (0.0240)	-0.1227 *** (0.0247)	0.3063 * (0.1744)	0.3606 * (0.1850)
市场机制 I	-0.1991 *** (0.0525)		-0.6565 *** (0.1897)	
市场机制 II		-0.2043 *** (0.0516)		-0.5547 *** (0.1009)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	xtprobit		ivprobit	
	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本×市场机制 I	-0.0023 (0.0027)		-0.0242 (0.0957)	
集体社会资本×市场机制 I	0.0236 *** (0.0069)		0.1122 *** (0.0080)	
个体社会资本×市场机制 II		-0.0049 * (0.0026)		-0.0422 (0.0955)
集体社会资本×市场机制 II		0.0267 *** (0.0067)		0.1179 *** (0.0090)
户主性别	-0.1399 *** (0.0270)	-0.1392 *** (0.0270)	-0.0943 *** (0.0269)	-0.0885 *** (0.0277)
户主年龄	0.0181 *** (0.0009)	0.0180 *** (0.0009)	0.0051 * (0.0029)	0.0053 * (0.0029)
户主教育程度	-0.2239 *** (0.0064)	-0.2241 *** (0.0064)	-0.0686 ** (0.0333)	-0.0654 * (0.0351)
户主婚姻状况	-0.3420 *** (0.0308)	-0.3419 *** (0.0308)	-0.1022 (0.0691)	-0.1017 (0.0714)
家庭土地征用	-0.0241 (0.0562)	-0.0246 (0.0561)	-0.1210 ** (0.0530)	-0.0985 * (0.0512)
家庭规模	0.0313 *** (0.0064)	0.0313 *** (0.0064)	0.0277 *** (0.0055)	0.0257 *** (0.0054)
Observations	10201	10201	10201	10201
Wald test of exogeneity	—	—	26.93[$p=0.00$]	25.82[$p=0.00$]

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平显著，括号内表示稳健标准误，以下各表同。

控制变量分析发现，家庭户主年龄越大、家庭成员数量越多，则多维贫困发生概率越高，家庭户主为男性、教育程度增加、家庭土地征用等都有助于改善家庭多维贫困；家庭婚姻状态的改善也有助于促进多维减贫，但未通过显著检验。

3.2 稳健性讨论

表4报告了不同策略下的稳健性检验结果：(1)被解释变量替换为传统收入贫困指标 poverty。若家庭人均纯收入低于2300元(根据2010年可比价调整)，则认为存在收入贫困；(2)构造市场机制Ⅲ指标：农地流转参与率 cid_zcrate。计算公式为：农地流转人口参与率 = $\sum(\text{农地转出户} \times \text{家户人口规模}) / \text{村庄总人口}$ ，这一指标表示农地流转市场交易主体数量和参与水平，反映了农

地流转交易活跃度和市场发育水平。对于家户是否参与农地流转,可根据CFPS问卷中问题FS2“家户是否存在租用土地行为”以及FS4“家户是否存在出租土地行为”进行识别,将存在以上行为两类家户均界定为流转户;(3)构造市场机制IV指标:零租金家户比重 zero_rate2。鉴于土地转出租金能够反映农地流转市场化的发育程度,本文进一步构造了村庄农地转出零租金占农地流转比重指标,以反映农地流转市场化水平,这一指标的合理性在于,零租金或者低租金流转通常发生在熟人关系网络之间,而且也未签订正式的流转合同,导致农地流转市场化水平偏低;(4)控制人均耕地面积。加入省级层面人均耕地面积变量,控制各省人均耕地面积差异因素,以进一步减少其对村庄农地流转平均租金的影响;(5)采用面板logit固定效应模型。加入村庄和省级固定效应,以控制不随时间变动的村庄及省级不可观测因素。表4中稳健性结果显示^①,不同稳健性策略下,个体社会资本和市场机制都表现出显著的多维减贫效应,集体社会资本的多维减贫效应不存在,而且市场机制对集体社会资本表现出显著的替代作用,结论总体稳健。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	poverty	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本	-0.6552 *** (0.0544)	-0.6561 *** (0.0372)	-0.0684 *** (0.0127)	-0.6402 *** (0.0459)	-0.0747 *** (0.0171)
集体社会资本	0.3591 * (0.1906)	0.6946 *** (0.1389)	0.0282 (0.0336)	0.2856 * (0.1730)	-0.1912 *** (0.0437)
市场机制 I	-0.4189 *** (0.1189)			-0.6647 *** (0.1020)	-0.3078 *** (0.0904)
农地流转参与率		-12.0446 (10.1102)			
零租金家户比重			-1.0454 *** (0.3258)		
个体社会资本×市场机制 I	-0.0502 (0.1081)			-0.0207 (0.0963)	-0.0037 (0.0046)
集体社会资本×市场机制 I	0.1097 *** (0.0119)			0.1093 *** (0.0095)	0.0372 *** (0.0118)
个体社会资本×农地流转参与率		-3.3159 *** (1.1468)			

① 限于篇幅,稳健性检验中,列(1)、列(4)和列(5)仅报告了市场机制I有关结果,市场机制II的结论同样稳健。

	续表				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	poverty	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
集体社会资本×农地流转参与率		1.9405*** (0.1539)			
个体社会资本×零租金家户比重			-0.1463*** (0.0426)		
集体社会资本×零租金家户比重			0.0317* (0.0170)		
Observations	10201	10201	10201	10201	10201

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著，控制变量结果未呈现，下同。

3.3 结论异质性

3.3.1 区域市场化异质性

外部市场环境有可能通过一定的传导机制影响农村内部市场化机制发挥作用。本文基于东中西地区市场化水平差距设置外部市场化环境变量,进一步设定东部地区虚拟变量 east,根据 CFPS 数据库调查样本,将东部地区设定为 1,中西部地区设定为 0,用以检验区域市场化存在差异情况下本文有关结论的特征。除了社会资本与市场机制的系数之外,本文关注的核心是东部地区虚拟变量与市场机制和社会资本的三乘交互项系数,即通过“个体社会资本×市场机制×东部地区”以及“集体社会资本×市场机制×东部地区”的交互项系数,观察区域市场化水平是强化还是弱化了农村内部市场化对社会资本的替代作用。

表 5 报告了区域市场化异质性回归结果。一方面,从区域异质性看,列(1)显示,与个体社会资本相比,仅“集体社会资本×市场机制 I×东部地区”交互项系数显著为正,列(2)中也发现仅“集体社会资本×市场机制 II×东部地区”交互项系数显著为正,表明与中西部地区相比,在市场化水平更高的东部地区农村市场化机制对社会资本的替代作用更显著,且仅表现在集体社会资本层面。另一方面,从省级市场化指数异质性看,本文通过获取王小鲁等(2018)测算的宏观省级市场化指数或樊纲指数 mi,对外部市场化环境的影响作用进行异质性讨论,为确保调节变量尽量外生,采用 2014 年樊纲指数与本文数据库匹配,构造了“个体社会资本×市场机制×樊纲指数”以及“集体社会资本×市场机制×樊纲指数”的三重交互项。列(3)和列(4)结果显示,与个体社会资本相比,仅“集体社会资本×市场机制 I×樊纲指数”和“集体社会资本×市场机制 II×樊纲指数”的交互项系数显著为正,表明随着地区市场化水平的提升,农村市场化对社会资本的替代作用越强,且仅体现在集体社会资本层面,这一结论侧面印证了区

域异质性的稳健性。究其原因,区域市场化对农村内部市场化进程影响表现出一定的压力倒逼机制,我国市场化改革的深入推进,促进形成了农村内外联动的市场化机制,并协同社会资本成为多维减贫的有效路径。

表 5 区域市场化异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	区域异质性		市场化异质性	
	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本	-0.6414 *** (0.0407)	-0.6806 *** (0.0438)	-0.6411 *** (0.0453)	-0.6809 *** (0.0494)
集体社会资本	0.2111 (0.1906)	0.2504 (0.2045)	0.2691 (0.1773)	0.3178 * (0.1861)
市场机制 I	-0.9875 *** (0.1561)		-0.7610 *** (0.1198)	
市场机制 II		-0.9109 *** (0.1743)		-0.6738 *** (0.1207)
东部地区	-0.1934 *** (0.0407)	-0.2253 *** (0.0428)		
樊纲指数			-0.0321 ** (0.0129)	-0.0333 ** (0.0133)
个体社会资本×市场机制 I×东部地区	-0.0020 (0.0064)			
集体社会资本×市场机制 I×东部地区	0.0044 * (0.0026)			
个体社会资本×市场机制 II×东部地区		-0.0043 (0.0062)		
集体社会资本×市场机制 II×东部地区		0.0075 * (0.0044)		
个体社会资本×市场机制 I×樊纲指数			-0.0010 (0.0015)	
集体社会资本×市场机制 I×樊纲指数			0.0012 ** (0.0006)	
个体社会资本×市场机制 II×樊纲指数				-0.0016 (0.0015)
集体社会资本×市场机制 II×樊纲指数				0.0018 * (0.0010)
Observations	10201	10201	10201	10201

注:为使结果简洁,未呈现调节变量与个体社会资本、集体社会资本和市场机制的交叉项结果,下同。

3.3.2 多维贫困深度异质性

表 6 报告了浅度多维贫困 ($K=1/4$) 和深度多维贫困 ($K=1/2$) 样本下的结果差异。市场机制与社会资本的作用及互动关系可能与多维贫困深度密切相关。我国已消除了绝对贫困,但以实现共同富裕为目标的多维减贫任务还将持续。列(1)和列(3)结果显示,在不同多维贫困水平下,个体社会资本与市场机制 I 的多维减贫效应都显著,而且市场机制 I 对集体社会资本表现出显著的替代作用。从影响程度看,与浅度贫困户相比,个体社会资本与市场机制 I 对深度贫困家庭的多维减贫效应更大,而且市场机制 I 也对集体社会资本表现出更强的替代效应。同理,列(2)和列(4)中将市场机制 I 替换为市场机制 II 之后,发现总体结论依然稳健。综合结论可知,社会资本与市场机制对不同程度的多维贫困都有显著的脱贫效应,这一点并没有实质差异,而且市场机制对集体社会资本的替代作用都显著。由于深度多维贫困家户的收入、生活条件、资产情况剥脱更为严重,从而可以通过农地流转收入和社会关系网络资源支持积极脱贫,呈现更强的脱贫边际效应。另外,随着家庭多维贫困的改善,社会资本与市场机制依然表现出较强的多维减贫效应,凸显了后扶贫时代构建市场机制与社会资本协同作用的多维减贫机制的必要性。

表 6 多维贫困深度异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	浅度多维贫困 ($K=1/4$)		深度多维贫困 ($K=1/2$)	
	MPI025	MPI025	MPI050	MPI050
个体社会资本	-0.6595 *** (0.0356)	-0.7037 *** (0.0334)	-0.6756 *** (0.0332)	-0.7218 *** (0.0296)
集体社会资本	0.1941 (0.1700)	0.2449 (0.1773)	0.2135 (0.1760)	0.2668 (0.1845)
市场机制 I	-1.1824 * (0.6714)		-1.2436 * (0.6610)	
市场机制 II		-1.0661 (0.6643)		-1.1158 * (0.6553)
个体社会资本×市场机制 I	0.0409 (0.0853)		0.0466 (0.0855)	
集体社会资本×市场机制 I	0.1131 *** (0.0073)		0.1153 *** (0.0065)	
个体社会资本×市场机制 II		0.0203 (0.0834)		0.0238 (0.0839)
集体社会资本×市场机制 II		0.1198 *** (0.0070)		0.1228 *** (0.0058)
Observations	10201	10201	10201	10201

3.3.3 农地流转方向异质性

表 7 报告了农地流转方向异质性结果。对于农户土地流转行为,学界多使用农户家庭是否参与农地转出或农地转入来表示农户是否参与土地流转的行为。为此,本研究分别设定了农地转入 TDZR 和农地转出 TDZC 两个虚拟变量,以及构造了“个体社会资本×市场机制×农地转入”以及“集体社会资本×市场机制×农地转出”的交互项。综合列(1)和列(2)结果可知,对于农地转入和农地转出样本而言,个体社会资本、市场机制 I 和市场机制 II 都表现出显著的多维减贫效应,并且集体社会资本的脱贫作用不存在,这一点与基准结论类同。差别在于两点:一方面,从农地流转方向看,农地转出 TDZC 的多维减贫效应显著,而农地转入 TDZR 的效果不明显,农地流入和农地流出的减贫效应具有不对称性。与农地转出户相比,农地转入家庭拥有相对更强的经济实力和市场信息获取、整合能力,农地流转行为对其多维减贫效应不明显,转入户的土地规模收益效应不显著;相比而言,转出户通过获得租金直接促进多维减贫,而且农地转出之后外出务工收入也会显著增加(夏玉莲和匡远配,2017)。另一方面,从三重交互项来看,与农地转入相比,也仅农地转出与市场机制和集体社会资本的交互项(集体社会资本×市场机制×农地转出)系数显著为正,意味着农地转出强化了市场机制对集体社会资本的替代作用,这可能与农地转出之后外出务工增加与城乡劳动市场一体化水平的提升有关,就业市场化水平的提升强化了市场机制的作用发挥。

表 7 农地流转方向异质性

	(1) 农地转入 MPI033	(2) 农地转出 MPI033
个体社会资本	-0.6551 *** (0.0369)	-0.6951 *** (0.0416)
集体社会资本	0.3008 * (0.1738)	0.3571 * (0.1844)
市场机制 I	-0.6861 *** (0.1832)	
市场机制 II		-0.5642 *** (0.1995)
农地转入	0.0440 (0.0456)	
农地转出		-0.1598 * (0.0818)

续表

	(1)	(2)
	农地转入	农地转出
	MPI033	MPI033
个体社会资本×市场机制 I ×农地转入	0.0009 (0.0068)	
集体社会资本×市场机制 I ×农地转入	-0.0031 (0.0070)	
个体社会资本×市场机制 I ×农地转出		-0.0086* (0.0047)
集体社会资本×市场机制 I ×农地转出		0.0114** (0.0052)
Observations	10201	10201

4 机制分析

表 8 基于多维贫困指数 (MPI033) 的分解, 报告了具体作用机制是回归结果^①。本文表 1 多维贫困评价指标体系以及各指标的贫困剥夺标准将多维贫困指数分解为收入贫困 BDpincome、健康贫困 BDhealth、教育贫困 BDedu、生活状况贫困 (清洁用水贫困 BDewater、用电贫困 BDelec、燃料贫困 BDelec、住房贫困 BDhc)、资产贫困 (农机贫困 BDagri、耐用消费品贫困 BDduraa) 等方面。根据列 (1) 至列 (9) 结果不难发现, 个体社会资本对家庭各维度贫困剥夺都有显著的抑制作用, 传统意义上的农村家庭人情社会关系网络对于增加农民收入、促进健康改善、改善教育水平、摆脱生活贫困与资产贫困依然扮演着关键角色; 集体社会资本仅对健康贫困存在显著改善作用, 对清洁用水贫困、用电贫困、住房贫困的改善作用未通过显著检验; 市场机制方面, 农地流转市场化机制也对家庭各维度贫困剥夺表现出显著的抑制作用, 且仅耐用消费品渠道未通过显著检验; 最后, 从市场机制对社会资本作用的影响来看, 无一例外, 市场机制与集体社会资本的交互项 ($\lnrqzc_other \times \ln cid_zmar$) 系数均显著为正, 表明市场机制对集体社会资本表现出显著的替代作用, 另外, 市场机制与个体社会资本的交互项 ($\lnrqzc \times \ln cid_zmar$) 系数则有正有负, 两者的关系在健康减贫、清洁用水减贫和用电减贫方面表现出显著的替代作用, 而在农机减贫方面反而表现出显著的互补作用。综上结果, 整体上类似于基准结果, 在各个减贫渠道中, 个体社会资本与市场机制的减贫效应都显著, 而且市场机制对集体社会资本表现出

① 限于篇幅, 仅报告了市场机制 I 有关结果, 市场机制 II 的结论稳健。

表 8 多维减贫机制

[illegible]

显著的替代作用,而对个体社会资本的替代或互补作用在各渠道均有所体现,但总体上对多维减贫层面不显著。

5 研究结论与启示

建立健全政府、市场、社会共同参与的多维减贫协同机制是党的十八大以来中国精准扶贫的重要经验,也是新时期扎实推动共同富裕的科学路径。关于政府的作用研究已经很多,但关于市场机制与社会资本的作用和互动关系的研究仍是一个经典且有争议的命题。在既有研究的基础上,本文基于农地流转市场化 and 多维减贫政策目标的视角对这一命题进行研究,基于2014、2016及2018年北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS),采用内生 ivprobit 模型进行了实证分析。研究发现:(1)市场机制和社会资本都表现出显著的多维减贫效应;(2)市场机制对社会资本具有显著的替代作用,农地流转市场化水平越高,则社会资本的多维减贫效应更弱,更具体地表现为对集体社会资本而非个体社会资本的替代;(3)对区域市场化及农地流转方向异质性分析发现,与区域市场化水平较低地区以及农地转入样本相比,区域市场化水平较高地区以及农地转出样本中市场机制对集体社会资本的替代作用更强;(4)机制检验发现,个体社会资本和市场机制对各维度贫困渠道都有一定的缓解作用,市场机制对集体社会资本的替代作用也较为稳健,但对个体社会资本的替代和互补作用在不同减贫渠道中均有体现。针对相关结论,有以下政策启示:

第一,健全完善政府、市场、社会协同发挥作用的多维减贫机制。扎实推动共同富裕和全面推进乡村振兴阶段,要更加重视多维减贫的政策目标导向,为此需要发挥政府、市场、社会的协同作用。健全多维减贫机制,既要发挥有为政府的作用,还要发挥有效市场和社会资本的作用,要深化农村市场化改革、发挥市场机制的资源配置作用,同时重视传统农村人情关系网络的社会治理作用,促进乡村治理进程中正式制度与非正式制度协同配合、高效融合,更好地实现多维减贫的综合福利改善目标。同时要强调的是,多维减贫机制的完善也要做到重点突出,本研究显示,农村市场机制对社会资本总体上表现出替代作用,随着农村市场化改革的深入推进,市场机制由于交易成本低、规则清晰,将对乡村社会关系网络这一社会资本进行替代,进而重构乡村治理基础,因此农村市场化改革将发挥更为重要的作用。与此同时,考虑到中国农村问题的复杂性及社会资本的重要作用,这并不意味着摒弃传统社会治理模式、在农村实现完全市场化,而是要注重激发市场机制与社会资本的共同积极作用,巩固乡村振兴的治理基础。

第二,持续深化农村要素市场化改革,不断提高农地流转市场化水平。农

地流转市场化是促进农地规模经营、提高土地利用效率、促进农民增收的关键。本文发现,农村市场化尤其是农地流转市场化水平的提升具有持续、稳定的多维减贫效应。政府应持续深化农村要素市场化改革,不断完善农村产权制度,夯实农地流转的制度基础。持续深化“三权分置”改革,在保持农村土地承包关系稳定并长久不变以及保障农民土地承包经营权前提下,健全土地经营权流转服务体系,提高农地流转参与水平。建立与完善区域性农村产权交易服务平台,准确、及时发布产权交易信息,消除农地流转过程中的信息不对称问题,提高农地流转市场化水平。在农地流转市场不断完善的基础上,坚持市场化改革方向,加快完善农村劳动力、资本以及技术市场,不断完善农村产品市场流通体系、健全农村市场化运行机制,提高农村村民的市场适应力。

第三,积极培育农村社会资本,优化社会资本结构。本文发现社会资本具有显著的多维减贫效应,尤其是个体社会资本有着重要的作用。因此,既要充分发挥个体社会关系网络的“资源引流”作用,提高个体社会资本水平,吸引更多资源要素流向农村,助力降低农村多维贫困水平。同时,要不断整合乡贤资源、老乡企业家资源以及村民精英,支持成立农村高质量发展帮扶工作小组,为农民工返乡创业、乡贤扶贫开发投入、社会帮扶创造良好的环境氛围。此外,要加大对农村社区服务、就业培训、体育活动以及娱乐文化中心等公共产品投入,提高村民社会活动参与度,丰富社会资本。

第四,健全多维减贫评价机制,因地制宜设定过渡期多维减贫目标。多维减贫与共同富裕、乡村振兴具有内在目标、逻辑与实现路径的一致性。本文所构建的多维贫困评价指标体系不仅包含了收入指标,还包含教育、基础设施建设等诸多公共产品供给和基本公共服务保障指标,体现了共同富裕和乡村振兴的要求。本研究发现,市场机制与社会资本协同发挥作用,有助于促进这一目标实现,这既为推进多维减贫、共同富裕和乡村振兴提供了方向抓手,也提供了实践路径。因此,在“五年过渡期”及未来更长一段时间,政府可以探索建立健全多维减贫评价机制,根据不同地区的资源禀赋、政策帮扶力度以及帮扶政策特征,探索性地设定差异化多维减贫目标,比如在当前消除绝对贫困的基础上,针对不同地区,适度调整、增删一些新的就业、健康、教育以及生活条件改善等方面的多维减贫指标,并将其纳入推动共同富裕和乡村振兴建设的落实任务,推动脱贫攻坚与共同富裕、乡村振兴的有效衔接。

参考文献

- 边燕杰,张文宏. 2001. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 中国社会科学,(2): 77-89.

- Bian Y J, Zhang W H. 2001. Economic systems, social networks and occupational mobility[J]. *Social Sciences in China*, (2): 77-89. (in Chinese)
- 边燕杰. 2004. 城市居民社会资本的来源及作用: 网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, (3): 136-146.
- Bian Y J. 2004. Source and functions of urbanites' social capital: A network approach[J]. *Social Sciences in China*, (3): 136-146. (in Chinese)
- 边燕杰, 王文彬, 张磊, 等. 2012. 跨体制社会资本及其收入回报[J]. 中国社会科学, (2): 110-126.
- Bian Y J, Wang W B, Zhang L, et al. 2012. Institution-crossing social capital and its income returns[J]. *Social Sciences in China*, (2): 110-126. (in Chinese)
- 车四方, 谢家智, 姚领. 2019. 社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困[J]. 西南大学学报(社会科学版), 45(2): 61-73.
- Che S F, Xie J Z, Yao L. 2019. Social capital, rural labor mobility and multidimensional poverty of rural households [J]. *Journal of Southwest University (Social Sciences Edition)*, 45(2): 61-73. (in Chinese)
- 陈浩, 王佳. 2016. 社会资本能促进土地流转吗? ——基于中国家庭追踪调查的研究[J]. 中南财经政法大学学报, (1): 21-29.
- Chen H, Wang J. 2016. Can social capital promote farmland transfer? A case study based on China family panel studies [J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (1): 21-29. (in Chinese)
- 丁冬, 王秀华, 郑风田. 2013. 社会资本、农户福利与贫困——基于河南省农户调查数据[J]. 中国人口·资源与环境, 23(7): 122-128.
- Ding D, Wang X H, Zheng F T. 2013. Social capital, farmers welfare and poverty: Based on the data of farmers in Henan [J]. *China Population, Resources and Environment*, 23(7): 122-128. (in Chinese)
- 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 2007. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2006 年度报告[M]. 北京: 经济科学出版社.
- 费孝通. 1985. 乡土中国[M]. 北京: 生活·读书·新知三联书店.
- 高虹, 陆铭. 2010. 社会信任对劳动力流动的影响——中国农村整合型社会资本的作用及其地区差异[J]. 中国农村经济, (3): 12-24, 34.
- Gao H, Lu M. 2010. The impacts of social trust to rural labour migration: The role of integrative social capital in rural China and its regional differences[J]. *Chinese Rural Economy*, (3): 12-24, 34. (in Chinese)
- 高强, 孔祥智. 2020. 论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 41(3): 120-128.
- Gao Q, Kong X Z. 2020. On relative poverty and measures to cope with it [J].

- Journal of Xinjiang Normal University (Edition of Philosophy and Social Sciences)*, 41(3): 120-128. (in Chinese)
- 黄征学, 高国力, 滕飞, 等. 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[J]. 中国农村经济, (9): 2-14.
- Huang Z X, Gao G L, Teng F, et al. 2019. Where is the way for China to reduce poverty for a long time? Prospects for poverty reduction strategies after the completion of poverty alleviation in 2020 [J]. *Chinese Rural Economy*, (9): 2-14. (in Chinese)
- 柯武刚, 史漫飞. 2000. 制度经济学: 社会秩序与公共政策[M]. 韩朝华, 译. 北京: 商务印书馆.
- 刘明辉, 卢飞, 刘灿. 2019. 土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于CFPS2016数据的经验分析[J]. 南京社会科学, (2): 26-33.
- Liu M H, Lu F, Liu C. 2019. Study on the influence of farmers' land transfer behavior, agricultural mechanization services on farm household agricultural income: Experience analysis based on CFPS 2016 data [J]. *Nanjing Journal of Social Sciences*, (2): 26-33. (in Chinese)
- 陆铭, 李爽. 2008. 社会资本、非正式制度与经济发展[J]. 管理世界, (9): 161-165, 179.
- Lu M, Li S. 2008. The social capital, the informal system and the economic growth [J]. *Journal of Management World*, (9): 161-165, 179. (in Chinese)
- 陆铭, 张爽, 佐藤宏. 2010. 市场化进程中社会资本还能够充当保险机制吗? ——中国农村家庭灾后消费的经验研究[J]. 世界经济文汇, (1): 16-38.
- Lu M, Zhang S, Sato H. 2010. Does social capital help households cope with natural disaster during marketization? Evidence from rural China [J]. *World Economic Papers*, (1): 16-38. (in Chinese)
- 罗必良, 邹宝玲, 何一鸣. 2017. 农地租约期限的“逆向选择”——基于9省份农户问卷的实证分析[J]. 农业技术经济, (1): 4-17.
- Luo B L, Zou B L, He Y M. 2017. The “adverse selection” problem of agricultural land lease term: Based on the empirical analysis of the questionnaire of farmers in 9 provinces and regions [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (1): 4-17. (in Chinese)
- 罗必良. 2020. 相对贫困治理: 性质、策略与长效机制[J]. 求索, (6): 18-27.
- Luo B L. 2020. Relative poverty control: Nature, strategy and long-term mechanism [J]. *Seeker*, (6): 18-27. (in Chinese)
- 马光荣, 杨恩艳. 2011. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 46(3): 83-94.

- Ma G R, Yang E Y. 2011. Social networks, informal finance and entrepreneurship [J]. *Economic Research Journal*, 46(3): 83-94. (in Chinese)
- 仇童伟, 罗必良, 何勤英. 2019. 农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J]. *中国农村观察*, (4): 128-144.
- Qiu T W, Luo B L, He Q Y. 2019. Market transition of agricultural land transfer: Theory and evidence based on the relationship between transaction partners and land rents[J]. *China Rural Survey*, (4): 128-144. (in Chinese)
- 仇童伟, 罗必良, 何勤英. 2020. 农地产权稳定与农地流转市场转型——基于中国家庭金融调查数据的证据[J]. *中南财经政法大学学报*, (2): 133-145.
- Qiu T W, Luo B L, He Q Y. 2020. Land tenure stability and transition of land rental market: Evidence from China household finance survey [J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (2): 133-145. (in Chinese)
- 沈扬扬, 詹鹏, 周云波. 2022. “共同富裕”视角下的中国农村多维贫困——来自CHIP 2013—2018 的证据[J]. *经济科学*, (3): 35-49.
- Shen Y Y, Zhan P, Zhou Y B. 2022. Common prosperity and multidimensional poverty in rural China: Evidence from CHIP 2013—2018[J]. *Economic Science*, (3): 35-49. (in Chinese)
- 帅昭文, 吴本健, 陈心想. 2020. 族际通婚对民族地区减贫的影响研究——以人口较少民族为例[J]. *中央民族大学学报(哲学社会科学版)*, 47(3): 98-109.
- Shuai Z W, Wu B J, Chen X X. 2020. Study on the impact of intermarriage of ethnic groups on poverty reduction in ethnic areas: Case study on less populated ethnic groups [J]. *Journal of Minzu University of China (Philosophy and Social Sciences Edition)*, 47(3): 98-109. (in Chinese)
- 谭燕芝, 张子豪, 睦张媛. 2017. 非正规金融能否促进农户脱贫——基于CFPS 2012 年微观数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, (2): 41-50.
- Tan Y Z, Zhang Z H, Sui Z Y. 2017. Can informal finance promote farmer's poverty alleviation? An empirical analysis based on CFPS micro data in 2012[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (2): 41-50. (in Chinese)
- 王丹利, 陆铭. 2020. 农村公共品提供: 社会与政府的互补机制[J]. *经济研究*, 55(9): 155-173.
- Wang D L, Lu M. 2020. Provision of rural public goods in China: The mechanism of society-government complementarities[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 155-173. (in Chinese)
- 王晶. 2013. 农村市场化、社会资本与农民家庭收入机制[J]. *社会学研究*, 28(3): 119-144.
- Wang J. 2013. Rural marketization, social capital and the mechanisms of rural

- family income[J]. *Sociological Studies*, 28(3): 119-144. (in Chinese)
- 王强. 2019. 社会资本的反贫困机制——基于农村困难家庭全国性调查的实证研究[J]. 学习与实践, (6): 83-95.
- Wang Q. 2019. Anti-poverty mechanism of social capital[J]. *Study and Practice*, (6): 83-95. (in Chinese)
- 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 2019. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- 王永钦. 2006. 市场互联性、关系型合约与经济转型[J]. 经济研究, 41(6): 79-91.
- Wang Y Q. 2006. Interlinking markets, relational contract and economic transition [J]. *Economic Research Journal*, 41(6): 79-91. (in Chinese)
- 夏玉莲, 匡远配. 2017. 农地流转的多维减贫效应分析——基于5省1218户农户的调查数据[J]. 中国农村经济, (9): 44-61.
- Xia Y L, Kuang Y P. 2017. Multidimensional poverty reduction effects of farmland transfer: An analysis based on data collected from 1218 farm households in five provinces[J]. *Chinese Rural Economy*, (9): 44-61. (in Chinese)
- 张克中. 2005. 中国经济转型的社会资本分析[J]. 江西财经大学学报, (3): 9-11.
- Zhang K Z. 2005. The social capital research on China's economic transition[J]. *Journal of Jiangxi University of Finance and Economics*, (3): 9-11. (in Chinese)
- 张爽, 陆铭, 章元. 2007. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊)(2): 539-560.
- Zhang S, Lu M, Zhang Y. 2007. Does the strength of social capital on poverty reduction fall or rise during marketization? Evidence from rural China[J]. *China Economic Quarterly*, (2): 539-560. (in Chinese)
- 张顺, 程诚. 2012. 市场化改革与社会网络资本的收入效应[J]. 社会学研究, 27(1): 130-151.
- Zhang S, Cheng C. 2012. Market reforms and the income effects of social network capital[J]. *Sociological Studies*, 27(1): 130-151. (in Chinese)
- 张文宏, 张莉. 2012. 劳动力市场中的社会资本与市场化[J]. 社会学研究, 27(5): 1-24.
- Zhang W H, Zhang L. 2012. Social capital and marketization in the labor market [J]. *Sociological Studies*, 27(5): 1-24. (in Chinese)
- 赵剑治, 陆铭. 2010. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 9(1): 363-390.
- Zhao J Z, Lu M. 2010. The contribution of Guanxi to income inequality in rural China and a cross-regional comparison: A regression-based decomposition [J]. *China Economic Quarterly*, 9(1): 363-390. (in Chinese)

- 赵羚雅. 2019. 社会资本、民间借贷与农村居民贫困[J]. *经济经纬*, 36(5): 33-40.
- Zhao L Y. 2019. Social capital, private lending and farmers' poverty[J]. *Economic Survey*, 36(5): 33-40. (in Chinese)
- 周广肃, 樊纲, 申广军. 2014. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. *管理世界*, (7): 12-21.
- Zhou G S, Fan G, Shen G J. 2014. The income disparity, the social capital and health: A case study based on China family panel studies [J]. *Journal of Management World*, (7): 12-21. (in Chinese)
- Alkire S, Foster J. 2011. Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement[J]. *The Journal of Economic Inequality*, 9(2): 289-314.
- Bian Y J, Logan J R. 1996. Market transition and the persistence of power: The changing stratification system in urban China[J]. *American Sociological Review*, 61(5): 739-758.
- Bourdieu P. 1986. The forms of capital[M]//Richardson J. *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood Press, 241-258.
- Coleman J S. 1988. Social capital in the creation of human capital[J]. *American Journal of Sociology*, 94: S95-S120.
- de Souza Ferreira Filho J B, Horridge M. 2014. Ethanol expansion and indirect land use change in Brazil[J]. *Land Use Policy*, 36: 595-604.
- Grootaert C. 1999. Social capital, household welfare, and poverty in Indonesia[R]. The World Bank.
- Knack S, Keefer P. 1997. Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4): 1251-1288.
- Knight J, Yueh L. 2002. The role of social capital in the labour market in China[R]. Oxford University, Department of Economics Discussion Paper.
- Ma X L, Heerink N, Feng S Y, et al. 2015. Farmland tenure in China: Comparing legal, actual and perceived security[J]. *Land Use Policy*, 42: 293-306.
- Narayan D, Pritchett L. 1997. Cents and sociability: Household income and social capital in rural Tanzania[R]. The World Bank.
- Nee V. 1996. The emergence of a market society: Changing mechanisms of stratification in China[J]. *American Journal of Sociology*, 101(4): 908-949.
- Putnam R D. 1995. Bowling alone: America's declining social capital[J]. *Journal of Democracy*, 6(1): 65-78.
- Rona-Tas A. 1994. The first shall be last? Entrepreneurship and communist cadres in the transition from socialism[J]. *American Journal of Sociology*, 100(1): 40-69.
- Sen A. 1985. *Commodities and capabilities*[M]. Oxford: Elsevier Science Publishing Co.

- Stiglitz J E. 2000. *Economics of the public sector* [M]. 3rd ed. New York: W. W. Norton & Company.
- Szelenyi I. 1978. Social inequalities in state socialist redistributive economies [J]. *International Journal of Comparative Sociology*, 19(1/2): 63-87.
- Wang H, Riedinger J, Jin S Q. 2015. Land documents, tenure security and land rental development: Panel evidence from China [J]. *China Economic Review*, 36: 220-235.

Market Mechanism, Social Capital and Common Prosperity —From the Perspective of China's Multi-dimensional Poverty Governance

Jun Yin¹ Bowen Sun² Qiangyuan Chen³ Xinxiang Chen⁴

(1. *Institute of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, Peking University;*

2. *Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences;*

3. *National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China;*

4. *School of Ethnology and Sociology, Minzu University of China)*

Abstract Since the 18th National Congress of the Communist Party of China (CPC), China's targeted poverty alleviation has significantly reduced the level of multi-dimensional poverty in rural areas. Continued multi-dimensional poverty governance is an important stage and a necessary means to promote common prosperity in the new era. Under the goal of multi-dimensional poverty reduction policy, we examine the multi-dimensional poverty reduction effect of market mechanism (marketization of farmland transfer) and social capital and the relationship between them. Based on the 2014, 2016, and 2018 China Family Panel Studies (CFPS) data, the ivprobit model is used for empirical analysis. Results show that, both market mechanism and social capital play a significant role in multi-dimensional poverty reduction. Further analysis of the relationship between the two shows that, the marketization mechanism has a substitution effect on social capital, that is, the higher the level of marketization of farmland transfer, the weaker the multi-dimensional poverty reduction effect of social capital, which is more specifically expressed as a substitution effect on collective social capital. This means that with the deepening of the market-oriented transformation, the role of collective social capital has been weakened, and the process of rural marketization has a substitution effect. In the heterogeneity analysis, compared with the low level of regional marketization and the samples of farmland transfer-in, the substitution effect of market mechanism on collective social capital is stronger in the regions with higher level of regional marketization and samples of farmland transfer-out. The mechanism test shows that, the

market mechanism and individual social capital have a certain mitigation effect on all dimensions of poverty, and the substitution effect of the market mechanism on collective social capital is also relatively stable, but the substitution and complementary effects on individual social capital vary in different poverty alleviation channels. Based on the research conclusions, this paper puts forward countermeasures and suggestions to promote the marketization of farmland transfer, cultivate rural social capital, and establish the multidimensional poverty reduction mechanism.

JEL Classification Q13, I32, Z13