合作社能否有效推动农村产业融合发展？

李怿婷[a]，崔宝玉[a,b]，沈　忱[a]

（安徽大学 a. 经济学院；b. 中国乡村振兴研究院，安徽 合肥 230601）

摘　要：农村产业融合发展是实现乡村振兴的重要路径，而合作社作为农业产业组织的重要组成部分，能否有效推动农村产业融合尚待验证。基于 2013—2023 年中国县域面板数据，实证考察合作社对农村产业融合发展的影响。研究发现，合作社数量与农村产业融合发展之间存在倒“U”型关系，即合作社发展一定程度上促进了农村产业融合，但当合作社数量过度扩张时，则会抑制农村产业融合发展。异质性分析显示，合作社对试点区和农业发展水平较高地区农村产业融合存在显著的倒“U”型影响，而对非试点区和农业发展水平较低地区无显著影响。机制分析表明，合作社通过农业产业集聚和要素配置机制对农村产业融合产生倒“U”型影响。拓展性研究发现，合作社发展质量提升能够强化其对农村产业融合的促进效应，数量与质量并重是合作社推动农村产业融合的有效路径。

关键词：农民合作社；农村产业融合；乡村振兴；产业集聚；要素配置

中图分类号：F321.4　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2026)04－0131－14

一、引言

产业振兴是乡村全面振兴的核心，农村一二三产业融合（以下简称“农村产业融合”）则是实现乡村产业振兴的必经之路。2015 年中央“一号文件”提出推进农村产业融合发展，此后，历年的中央“一号文件”多次提及农村产业融合发展的战略意义，并对其作出重要部署。2025 年，中共中央、国务院印发的《乡村全面振兴规划（2024—2027 年）》强调了农村产业融合在推动乡村产业高质量发展的重要作用。可见，推动农村产业融合是解决“三农”问题与推进乡村振兴的重要路径和有力探索。然而，当前我国农村产业融合面临融合水平不高、资源要素短缺、利益联结松散等困境，从而制约了产业融合效益提升，导致大部分乡村产业增值收益难以留存[1]。2026 年中央“一号文件”明确提出要“推动农村一二三产业深度融合”。因此，如何提高农村产业融合发展水平进而推进乡村振兴成为亟待解决的现实问题。

在中国农村特殊发展场域下，农民合作社（以下简称“合作社”）承载着整合资源、增进收益和链接农户等功能，是实现农民组织化和农业现代化的重要载体[2]。近年来，在政府推动与市场拉动的双重效应下，中国合作社数量始终保持在 220 万家左右，成为农业产业组织的重要组成部分。理论上，合作社作为服务供给载体和交易协调机构，其发展有利于降低交易成本，提高农业生产效

收稿日期：2026－01－21　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2026.04.011

基金项目：国家自然科学基金面上项目（72173001）；教育部人文社科规划基金项目（21YJA790012）

作者简介：李怿婷（1998—），女，安徽合肥人，安徽大学经济学院博士研究生，主要研究方向为农业产业组织与制度。E-mail：lyiting12@163.com

通讯作者：崔宝玉（1982—），男，安徽宿州人，安徽大学中国乡村振兴研究院教授，主要研究方向为农业产业组织与制度、农业经济与农村发展。E－mail：cby00662003@aliyun.com

率和专业化程度,促进生产要素优化配置,被视为推进农村产业融合的重要经济组织[3]。从现实发展来看,合作社的业务范围已逐步由传统生产拓展至加工、销售等领域,并涌现出农产品加工合作社、乡村旅游合作社等集聚于二三产业的组织形式。然而,虽然合作社数量持续高企,组织模式持续创新,但服务能力不强、惠农效果有限、治理制度不健全等问题制约了合作社功能作用的有效发挥。还有学者指出,合作社数量繁荣景象的背后可能是"空壳社"和"僵尸社"的大量存在[4]。在此背景下,合作社能否有效推动农村产业融合发展?其作用机制是什么?以上问题不仅有助于厘清合作社发展对农村产业融合的影响,还对推进乡村振兴战略实施和共同富裕目标实现具有重要理论意义和实践价值。

文献梳理发现,相关研究主要集中在合作社的影响效应与农村产业融合的影响因素两个方面。在合作社的影响效应上,现有研究多聚焦于合作社的增收效应[5-6]、治理效应[7]和生态效应[8],尤其关注合作社对微观农户的收入[9]、绿色技术采纳[10]、认知水平[11]等方面的影响。部分学者探究了合作社对乡村产业发展的影响,认为合作社发展有利于推动农村产业结构调整[12],合作社再联合可以增强农业产业链契约治理强度[13]。在农村产业融合的影响因素上,以往研究主要探讨了技术创新[14]、金融资源[15]和数字经济[16]等因素对农村产业融合的关键作用。也有部分学者分析了新型农业经营主体对农村产业融合的影响,例如,林宣佐等认为农业龙头企业对推动农村产业融合具有重要作用[17];姜涛从理论层面分析了新型农业经营主体带动农村产业融合的动因和模式[18];李俏等、王长征等探析了合作社带动农村产业融合的动力、优势和实现机制[19-20]。

综上,尽管部分学者分析了合作社、农业企业等新型农业经营主体对农村产业融合的影响,但相关研究仅限于理论分析、观点阐述和案例描述,缺少系统性分析和实证检验,并且现有文献仅探讨了合作社对农村产业融合发展的总体影响,并未打开其机制"黑箱",也未能深入探究合作社发展数量和质量的影响效应。此外,现有关于农村产业融合发展水平的测度更侧重于使用省级数据或局限于特定地区。鉴于此,本文基于2013—2023年中国县域面板数据,系统考察合作社对农村产业融合发展的影响及作用机制,并拓展性探究提升合作社发展质量能否进一步推动农村产业融合发展。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究内容上,不仅分析了合作社发展数量对农村产业融合的非线性影响及其作用机制,还考察了合作社质量提升对农村产业融合的促进作用,从而提炼出合作社推动农村产业融合发展的有效路径,为提升农村产业融合发展水平提供了有益的政策启示。第二,在研究方法上,利用固定效应模型探究合作社数量对农村产业融合的影响效应,并采用双重差分模型拓展性分析合作社发展质量提升能否促进农村产业融合,从而为推动乡村振兴提供更客观、丰富的经验证据。第三,在研究尺度上,突破现有文献多聚焦省级层面或者针对某一地区研究农村产业融合的局限,选取中国县级行政单位为研究对象,为政府决策部门深入探索农村产业融合发展的实现路径提供理论支撑和实践指向。

二、理论分析与研究假说

(一)合作社影响农村产业融合发展的效应分析

产业组织理论认为,产业演进与产业组织密切相关。推动乡村产业高质量发展的关键在于培育壮大农业产业组织,以组织振兴带动产业振兴[21]。因此,以合作社为代表的农业产业组织与农村产业融合发展之间存在深刻的内在逻辑关联,充分发挥合作社的组织优势有利于推动农村产业

融合发展。然而,合作社在不同发展阶段对农村产业融合的影响可能呈现双重效应,一方面,通过规模效应促进农村产业融合水平提升,另一方面拥挤效应会反过来制约农村产业融合发展。

从规模效应来看,合作社在适度发展阶段有利于促进农村产业融合,主要体现为以下三个方面。第一,发挥纵向协同效应延伸农业产业链条。一方面,合作社通过自建、持股等方式投资农产品精深加工、仓储物流等高附加值环节,推动经营范围向产业链后端延伸,从而突破传统生产的局限。另一方面,合作社通过培育区域品牌、与下游销售渠道构建契约联结直接链接市场终端,增强市场响应能力。由此,实现农产品生产、加工和销售等环节的有效整合,从而降低交易成本,提高产业链各主体间的专业化分工水平[22]。此外,合作社之间通过协同合作能够加速纵向协同效应的释放,推动形成分工协作网络。第二,发挥资源整合效应促进农业多功能拓展。合作社通过整合分散的土地、设施等闲置资源,盘活村庄中的"沉睡资产"[23],从而为发展乡村旅游、休闲农业和文化体验等新业态提供物质基础。同时,合作社的人合属性与经济功能决定了其能够促进本地劳动力与返乡人才集聚,有助于提升农村人力资本水平,为农业从单一生产功能向生态、文化、康养等多元功能拓展提供了重要的人才支撑。第三,发挥知识溢出效应促进农业技术渗透。作为衔接小农户与现代农业的组织形态,合作社通过为农户提供技术指导和技能培训降低了技术采纳门槛。同时,合作社内部种养大户和技术能人形成的示范效应增强了普通社员农户的技术采纳意愿与应用能力[24]。此外,合作社构建的熟人关系网络和沟通交流平台为农业技术的溢出提供了便利。由此,合作社的集聚发展有利于形成知识扩散网络,加速农业技术在生产实践中的渗透融合。综上,合作社在上述三条路径的共同作用下释放了规模效应,有助于优化区域产业生态,从而促进农村产业融合发展。

然而,合作社数量过度扩张可能会产生拥挤效应,进而制约农村产业融合发展。具体而言,第一,合作社数量过度扩张会导致纵向协同低效。农业产业链的有效整合需要合作社作为核心载体将农产品生产过程的产前、产中和产后各环节有机衔接[25]。但合作社数量过度扩张会导致其布局分散,且其经济实力普遍较弱难以深度嵌入农业产业链条,反而提高了上下游主体间的交易成本,阻碍产业链整合与价值提升。同时,合作社之间的同质化竞争使其缺乏有效的协同合作,制约了纵向协同效应的充分发挥。第二,合作社数量过度扩张会造成资源整合不足。过度扩张加剧了合作社间的市场竞争,导致其倾向于追求短期资本回报,而对需要长期培育、资金投入需求较大的观光旅游、休闲农业等产业融合项目的投资意愿较低,致使农地细碎化、设施闲置等问题难以化解。同时,因政策诱导而成立的合作社普遍面临经营能力薄弱问题,不仅难以集聚人力资本,还在促进土地规模化经营等方面出现功能失灵,导致农业多功能拓展所需的劳动力、技术、管理经验和土地等关键资源供给不足。第三,合作社数量过度扩张会导致知识溢出受阻。合作社数量快速增长往往伴随着发展质量的参差不齐,部分合作社由于服务功能不足,难以发挥技术示范带动作用。此外,为了在激烈的市场竞争中形成差异化竞争优势,合作社之间可能会构建技术壁垒,阻碍了技术交流与信息共享[26],从而削弱了知识扩散效果。综上,合作社数量过度扩张会引发纵向协同低效、资源整合不足和知识溢出受阻等问题,此时表现为具有负外部性的拥挤效应,制约了农村产业融合发展。据此,提出如下假说:

假说 1:合作社对农村产业融合发展的影响呈先上升后下降的倒"U"型特征。

(二)合作社影响农村产业融合发展的机制分析

1. 合作社、农业产业集聚与农村产业融合

产业融合理论认为,产业融合的本质是增强产业间的关联性,实现产业间分工的内部化[27]。

农业产业集聚水平的提高有利于促进分工协作，推动农业全产业链形成，对于提高农村产业融合水平具有重要作用。合作社的适度发展可以通过促进农业产业集聚进而推动农村产业融合发展。作为农民组织化的重要载体，合作社发展有利于促进农业产业链上下游企业与农户之间构建稳定的契约关系，从而吸引更多农业及相关产业企业进入。合作社通过专业化与规范化生产增强对农业相关主体的吸引力，主要表现为通过统一生产标准促进生产专业化，以减少外部市场主体因信息不对称而造成的损失[28]，同时，合作社通过提供统一服务和构建信任关系，规范了社员的生产行为，从而降低了合约监督与执行成本，由此吸引下游加工与流通企业集聚，推动产业链纵向延伸。然而，当合作社数量过度扩张超过一定阈值时，合作社之间激烈的同质化竞争反而削弱了其规模组织化与标准化效应，同时，合作社对生产要素的竞争可能会抬高各主体的经营成本，阻碍产业间良性竞争关系的形成，从而降低了农业产业集聚水平，制约农村产业融合发展。基于此，提出如下假说：

假说2：农业产业集聚是合作社影响农村产业融合发展的重要机制。合作社与农业产业集聚之间呈倒“U”型关系，使得合作社对农村产业融合发展的影响呈倒“U”型特征。

2. 合作社、要素配置与农村产业融合

从要素配置视角来看，农村产业融合发展有赖于资源要素的跨界集约化配置，而合作社的发展有利于促进要素流动、增强要素活力，实现资源优化配置。一方面，合作社能够促进农村劳动力转移，从而为农村产业融合发展提供更多劳动力和土地要素。具体表现为：第一，合作社通过规模化经营和技术采纳提高了农业生产效率，实现对劳动力的有效替代，进而推动农村劳动力向二三产业转移，由此增加了农村产业融合中的劳动力要素投入。同时，农村劳动力转移加速了土地流转进程，有利于实现农地规模化经营[29]。第二，合作社通过构建内部沟通机制增强了农户对非农就业的认知和参与意愿，从而促使其向非农产业转移。劳动力和土地资源投入有助于提高农村产业融合效率，推动产业融合实现规模化和专业化[3]。但当合作社发展数量超过区域经济承载力和市场需求阈值时，部分合作社可能会通过提高农产品收购价格、增加社员分红等方式提升农户的农业经营收益，以巩固原料供应基础，占据更多市场份额，导致小农户向二三产业转移的机会成本增加，从而抑制了农村劳动力转移，削弱了农村产业融合发展的劳动力要素支撑。

另一方面，合作社能够促进农业技术进步，从而为农村产业融合提供技术支撑。第一，合作社通过开展农技推广服务有效降低了农户的技术采纳成本，有利于促进农业技术进步[30]。第二，合作社往往会与科研院所、农技推广机构等开展技术合作，以提升经济效益与市场竞争力，有助于构建技术推广网络，增强区域农业技术创新活力。农业技术进步催生了农业新业态与新模式，推进农产品加工、保鲜、物流等关键技术的突破与应用，从而推动乡村产业边界拓展和产业结构升级。然而，如果合作社数量过度扩张，其对农业技术进步的影响则可能会发生转变，主要原因在于合作社之间激烈的市场竞争引发了研发投入不足、创新激励减弱以及技术路径依赖等问题，由此陷入“技术锁定”困境。此外，大量为获取政策补贴或完成政绩考核而设立的合作社往往经营规模较小、发展质效较低，这不仅限制了其技术采纳能力，还容易造成政策资源错配，难以形成有效的技术积累，由此制约了农村产业融合发展。为此，提出如下假说：

假说3：劳动力、技术等要素配置是合作社影响农村产业融合发展的重要机制。合作社与农村劳动力转移、农业技术进步之间呈倒“U”型关系，使得合作社对农村产业融合发展的影响呈倒“U”型特征。

本文构建的理论分析框架如图1所示。

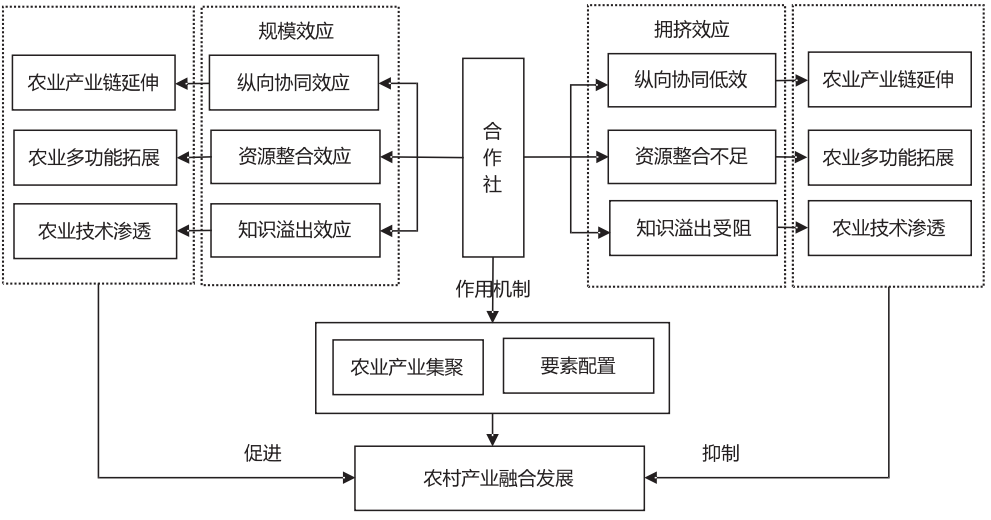


图 1　理论分析框架

三、研究设计

(一)数据来源

本研究在剔除数据严重缺失的地区后,通过数据整理得到 2013—2023 年全国 27 个省份 1805 个县域的非平衡面板数据,涵盖了县、市辖区和县级市等所有县级行政单位。考虑到直辖市的特殊地位和政策偏向性,本研究剔除了北京市、上海市、天津市和重庆市 4 个直辖市样本数据。研究样本分布在东部地区(33.4%)、中部地区(31.0%)和西部地区(35.6%),具有较强的全国代表性,同时,研究区间覆盖了农村产业融合发展政策从启动到深化的代表性阶段。本文数据来源如下:各县合作社数量、农产品加工企业数量、农产品电商企业数量和农村休闲观光企业数量均来源于中国工商注册企业数据,其余数据主要来源于相应年份的《中国县域统计年鉴》、EPS 数据平台、国泰安数据库、县域《国民经济和社会发展统计公报》以及各省、市、县统计年鉴等。对于部分缺失数据,采用插值法予以补充。

(二)变量说明

1. 被解释变量

农村产业融合发展水平。农村产业融合以农业为基本依托,通过产业链延伸、功能拓展与技术渗透等,促进要素跨界配置,推动农业与二三产业有机整合,实现农业增效、农村繁荣和农民增收[31]。本文综合考虑指标体系的科学性与县域数据可得性,借鉴葛继红等的研究[32],从农业产业链延伸、农业多功能拓展和农业技术渗透三个维度构建农村产业融合发展水平评价指标体系。具体而言,第一,农业产业链延伸是指通过发展农产品加工、电子商务等延伸产业链条,提高农产品附加值,参考李琳等的做法[33],农业产业链延伸维度聚焦农产品加工与电商发展,分别采用人均农产品加工企业数和人均农产品电商企业数作为代理变量。第二,农业多功能拓展体现了新业态衍生与农业多元价值挖掘,实现农业向社会、文化、生态等功能延展,本文选取农林牧渔专业及辅助性活动产值占第一产业增加值的比重、人均农村休闲观光企业数以及农作物化肥使用强度三个指标进行度量,其中,农作物化肥使用强度以农作物化肥施用量与农作物播种面积之比度量,该值越小表明生态农业发展水平越高。第三,农业技术渗透反映了现代农业机械设备与信息技术在农业生产中的应用程度,采用农业机械总动力与耕地总面积之比、设施农业面积占耕地总面积的比重

衡量。在此基础上,运用熵值法测度县域农村产业融合发展水平。

2. 核心解释变量

合作社数量。鉴于《中华人民共和国农民专业合作社法》等法律法规对合作社在工商部门注册登记提出了明确要求,本文借助 Python 工具从中国工商企业注册信息数据中爬取县域合作社数量,具体而言,根据公司名称、公司类型、行业类别和经营范围等信息识别和筛选出符合合作社登记要求的样本,从而获取合作社的注册时间、存续状态和地理位置等基本信息,并剔除关键信息缺失的合作社,同时筛选出登记状态为存续、在业和正常的有效观测样本,再根据年份信息以及合作社所处区县整理并计算得出各县每年实际运营的合作社数量。为确保县域间的可比性,借鉴宋文豪等的做法[34],将合作社数量除以所在县的行政区域面积,得到规模化处理后的合作社数量。

3. 控制变量

基于数据的可获得性以及中国农村实际情况,在实证模型中控制了以下可能影响农村产业融合的变量,具体包括城镇化水平、产业结构高级化程度、粮食生产水平、固定资产投资水平、信息化水平、政府财政支持强度和经济发展水平。本文主要变量的定义及描述性统计见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	农村产业融合发展水平	由熵值法计算所得	0.01	0.02
核心解释变量	合作社数量	规模化处理后的合作社数量(个/平方千米)	0.33	0.38
控制变量	城镇化水平	年末城镇人口数/年末总人口数	0.53	0.11
	产业结构高级化程度	第二产业与第三产业增加值之和/地区生产总值	0.82	0.12
	粮食生产水平	粮食总产量/年末总人口数(千吨/人)	0.00	0.00
	固定资产投资水平	固定资产投资总额/地区生产总值	1.13	0.79
	信息化水平	移动电话用户数/年末总人口数(千户/人)	0.00	0.00
	政府财政支持强度	财政支出/地区生产总值	0.27	0.23
	经济发展水平	地区生产总值/年末总人口数(百万元/人)	0.05	0.04

(三)模型设定

本文采用双向固定效应模型验证合作社对农村产业融合发展的非线性影响,基准模型构建如下:

$$Rid_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Coopn_{it} + \alpha_2 Coopn_{it}^{\ 2} + \alpha_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,i 代表县域,t 代表年份;Rid_{it} 为被解释变量,代表第 i 个县域在 t 年份的农村产业融合发展水平;$Coopn_{it}$ 为核心解释变量,表示第 i 个县域在 t 年份的合作社数量,$Coopn_{it}^2$ 为其二次项;X_{it} 为可能影响农村产业融合的一系列控制变量;μ_i 为县域固定效应,λ_t 为年份固定效应;α_0 为常数项,ε_{it} 代表随机扰动项。

四、实证结果与分析

(一)基准回归分析

表 2 报告了基准回归结果。列(1)仅加入核心解释变量的一次项和控制变量,并控制县域固定效应和年份固定效应,结果显示,核心解释变量的一次项回归系数在 1% 水平上显著为正。为进一步探究合作社与农村产业融合之间潜在的非线性关系,本文将核心解释变量的二次项加入模型中,回归结果如列(2)至列(4)所示。列(2)仅控制县域和年份固定效应,回归结果显示,核心解释变量的估计系数为正,其二次项的估计系数为负,且均在 1% 水平上显著。列(3)和列(4)在控制

县域和年份固定效应的基础上,逐步引入控制变量,核心解释变量的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,其二次项系数均在 1% 的水平上显著为负,表明合作社数量对农村产业融合发展存在倒“U”型的非线性影响。进一步计算曲线拐点值可知,样本期内绝大多数观测值位于拐点左侧,说明合作社对农村产业融合主要起促进作用,现阶段增加合作社数量有利于促进农村产业融合发展,但需警惕合作社数量的盲目扩张。研究假说 1 得证。

表 2　基准回归结果

变量	农村产业融合发展水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
合作社数量	0.006***(0.001)	0.010***(0.002)	0.010***(0.002)	0.010***(0.002)
合作社数量的二次项		-0.002***(0.001)	-0.002***(0.001)	-0.002***(0.001)
城镇化水平	0.020***(0.002)		0.020***(0.003)	0.020***(0.002)
产业结构高级化程度	0.013**(0.006)		0.014***(0.004)	0.013**(0.006)
粮食生产水平	-0.086(0.238)		-0.017(0.244)	-0.061(0.238)
固定资产投资水平	-0.000(0.001)			-0.000(0.001)
信息化水平	1.053**(0.426)			1.048**(0.426)
政府财政支持强度	0.000(0.002)			0.000(0.002)
经济发展水平	0.007(0.020)			0.007(0.020)
常数项	-0.014**(0.006)	0.008***(0.000)	-0.014***(0.003)	-0.014**(0.006)
县域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19791	19791	19791	19791
R^2	0.111	0.102	0.110	0.111

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。下表同。

(二)内生性处理

考虑到地区农村产业融合发展可能会通过优化市场环境、强化政策支持等路径反向影响合作社数量,本文采用两阶段最小二乘法来缓解潜在内生性问题,使用工具变量及其二次项进行检验。本文构建以下两个工具变量:第一,借鉴陈文川等的研究[35],选取滞后一期的合作社数量作为工具变量。各县合作社数量的一阶滞后项与当期值高度相关且为前定变量,故满足工具变量的相关性和外生性要求。第二,参考宋科等的研究思路[36],选取该县所处地级市内其他县的合作社年平均数量作为工具变量①。相关性方面,同一地级市的区县往往具有相似的农业发展禀赋条件,因此其他县合作社的发展与本县合作社存在较高关联性。外生性方面,合作社鲜明的本土根植性导致其功能发挥存在地域分割性,因而其他县合作社发展难以直接影响本县农村产业融合水平。

表 3 列(1)~列(3)为采用滞后一期的合作社数量及其二次项作为工具变量的回归结果,由列(1)和列(2)可知,工具变量及其二次项对合作社数量的影响显著,验证了相关性假设。列(3)回归结果证实了合作社数量对农村产业融合的影响呈倒“U”型关系。此外,Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量表明,工具变量通过了识别不足检验和弱工具变量检验。列(4)~列(6)为采用该县所处地级市内其他县的合作社年平均数量及其二次项为工具变量的估计结果,同样表明工具变量是有效的,并且合作社数量与农村产业融合之间仍存在显著的倒“U”型关系。可见,在充分考虑内生性问题后,本文研究结论依然成立。

① 为与前文保持一致,该县所处地级市内其他县的合作社年平均数量为规模化处理后的数量。

表3 内生性检验结果

变量	合作社数量	合作社数量的二次项	农村产业融合发展水平	合作社数量	合作社数量的二次项	农村产业融合发展水平
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的合作社数量	0.955***(0.011)	0.282***(0.040)				
滞后一期的合作社数量的二次项	-0.024***(0.006)	0.881***(0.024)				
其他县的合作社年平均数量				0.987***(0.019)	0.857***(0.133)	
其他县的合作社年平均数量的二次项				-0.034***(0.010)	0.550***(0.082)	
合作社数量			0.009***(0.002)			0.038***(0.002)
合作社数量的二次项			-0.001***(0.000)			-0.010***(0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	1269.097***			215.159***		
Cragg-Donald Wald F	52000.000			2842.636		
观测值	17981	17981	17981	17981	17981	17981

(三)稳健性检验①

为了检验前文估计结果的可靠性,本文采用如下方法进行稳健性检验:第一,替换核心解释变量,更换为各县合作社数量与乡村人口数之比。第二,缩尾处理,对样本数据进行1%的双侧缩尾处理。第三,改变样本容量,剔除市辖区和县级市样本,仅保留普通县域的样本数据。第四,检验倒"U"型关系,借鉴Lind等的方法[37],采用Utest检验进行倒"U"型关系验证。回归结果显示,在替换核心解释变量、缩尾处理和改变样本容量后,核心解释变量的估计系数仍显著为正,其二次项估计系数显著为负,验证了本文研究结论的稳健性。此外,Utest检验t统计值为1.40,对应P值为0.0814,验证了在10%显著性水平上存在倒"U"型关系的假设,并且曲线左端斜率显著为正,右端斜率显著为负,证实了倒"U"型关系的稳健性。

(四)异质性分析

1.基于试点区和非试点区的异质性分析

政府的资金支持是推动农村产业融合发展的坚实保障。参考张林等的研究思路[38],探究合作社发展对农村产业融合的影响在试点区与非试点区样本中是否存在差异。根据2016年中央财政专项安排12亿元重点支持安徽、重庆等12个省(市)开展农村产业融合发展试点工作这一政策,将以上12个省份作为试点区②,其余省份列为非试点区,利用2016—2023年面板数据进行分样本回归。

表4列(1)和列(2)结果表明,在试点区样本中,合作社数量的一次项和二次项均在1%的水平上通过了显著性检验,且系数符号相反,说明合作社数量与农村产业融合存在显著的倒"U"型关

① 限于篇幅,稳健性检验结果未在文中汇报,留存备索。

② 12个省份包括安徽、重庆、贵州、黑龙江、江苏、江西、辽宁、山东、河南、湖北、湖南、浙江。本研究在回归时剔除了直辖市样本。

系。进一步计算可得,绝大多数观测值位于曲线拐点左侧,因此,整体上合作社数量增加可以提升试点地区的农村产业融合水平。但合作社对非试点地区无显著影响,可能原因在于:一方面,试点区获得的专项资金支持为农村产业融合提供了有力保障,不仅可用于引入农业先进机械设备并强化生产要素投入,以更好发挥合作社的服务功能,还有利于扶持数字乡村建设,促进农业技术渗透,从而强化合作社对农村产业融合的赋能作用。然而,非试点地区获得的政府资金支持相对有限,抑制了合作社的产业融合促进效应。另一方面,试点区的产业发展基础较强,合作社参与产业融合大多处于发展或成熟阶段。而非试点区的产业基础较薄弱,导致合作社参与产业融合的动力不足,即使其开展了相关项目,也普遍处于起步阶段,难以发挥对农村产业融合的促进作用。

2. 基于农业发展水平的异质性分析

农业发展水平的提高有助于催生合作社成立并提升合作社发展质效。鉴于此,本文进一步分析合作社对农村产业融合的影响在不同农业发展水平的样本中是否存在差异。参考孙学涛等的研究方法[39],利用第一产业增加值衡量县域农业发展水平,将 2023 年第一产业增加值在前 500 名的县归类为农业发展高水平地区,后 500 名的县划分为低水平地区,其他县定义为中水平地区。

表 4 列(3)~列(5)结果表明,在农业发展高水平地区和中水平地区,合作社数量的一次项回归系数均显著为正,其二次项估计系数均显著为负,表明合作社对农业发展水平较高地区农村产业融合的影响呈倒"U"型特征,进一步计算可得,合作社数量对农村产业融合具有促进作用。然而,合作社对农业发展水平较低地区的影响不显著,可能原因在于:农业发展水平较高的地区往往拥有更完善的基础设施、更高水平的农业补贴和更先进的农业技术,有利于合作社整合资源并向产业链后端延伸,从而促进农村产业融合。同时,由于该类地区的市场竞争较激烈,农业经营主体对农业产业结构升级的需求较为迫切,由此推动合作社突破产业结构锁定,有利于推进农村产业融合。而农业发展水平较低的地区农业现代化水平往往较低,对农业产业链延伸与多功能拓展的需求较弱,进而降低了合作社参与产业融合的积极性,弱化了合作社对农村产业融合的促进作用。

表 4　异质性检验结果

变量	试点区	非试点区	农业发展高水平	农业发展中水平	农业发展低水平
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
合作社数量	0.015***(0.003)	0.011(0.010)	0.012***(0.002)	0.011***(0.004)	0.012(0.008)
合作社数量的二次项	-0.002***(0.001)	-0.002(0.003)	-0.002***(0.000)	-0.002**(0.001)	-0.004(0.004)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-0.019***(0.006)	-0.025***(0.007)	-0.007(0.006)	-0.012**(0.005)	-0.019(0.015)
县域固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	6131	8260	5500	8778	5487
R^2	0.227	0.085	0.373	0.266	0.044

注:由于本研究使用的是非平衡面板数据,在利用 2023 年样本进行第一产业增加值排序时剔除了部分样本。

(五)影响机制分析

结合前文的理论分析,本文从农业产业集聚和要素配置两个方面实证检验合作社影响农村产业融合的作用机制。遵循已有研究,利用核心解释变量及其二次项对中介变量进行回归,结果如表 5 所示。

1. 农业产业集聚

借鉴杨秀玉等的方法[40],采用区位熵衡量农业产业集聚程度,以县域农林牧渔业总产值与所在省农林牧渔业总产值的比值除以该县地区生产总值与所在省地区生产总值的比值计算得到。

根据列(1)的估计结果可得,合作社数量一次项系数在5%的显著性水平上为正,其二次项系数在10%的显著性水平上为负,表明合作社数量的增加引发了农业产业集聚的倒"U"型非线性变化,进而导致合作社对农村产业融合产生倒"U"型影响。这意味着在一定数量规模阈值下,合作社发展能够吸引农产品生产、加工、仓储等产业的相关主体集聚,进而提高农业产业集聚水平,但当合作社数量超过一定阈值后,反而降低了农业产业集聚程度,由此制约农村产业融合发展。本文假说2得证。

2.要素配置

本文选取以下两个指标来衡量要素配置。一是农村劳动力转移。借鉴刘晓光等的做法[41],采用农村二三产业从业人员数占比来度量农村劳动力向非农产业转移的程度。列(2)的回归结果显示,合作社数量一次项的估计系数在5%的水平上显著为正,其二次项的估计系数在5%的显著性水平上为负,表明合作社数量与农村劳动力转移之间存在倒"U"型关系,这说明在一定的数量范围内,合作社数量增加有利于促进农村劳动力向二三产业转移,从而为农村产业融合发展提供更多人力资本等资源,然而,当合作社数量过度扩张超过一定阈值时,反而会抑制农村劳动力转移,进而降低农村产业融合效率。

二是农业技术进步。由于地区农业技术进步与创新最直观的表现为专利授权数量,本文参考余永琦等的研究[42],采用农业专利授权数量的对数表征农业技术进步水平。列(3)的回归结果显示,合作社数量一次项系数和二次项系数均在1%的水平上通过了显著性检验,并且系数符号相反,表明合作社数量与农业技术进步存在倒"U"型关系,由此证实了在一定数量范围内,合作社数量的增加促进了农业技术进步,进而推动农村产业融合发展,而当合作社数量超过一定阈值时,"技术锁定"困境和政策资源错配会抑制农业技术进步,制约农村产业融合。本文假说3得证。

表5 机制检验结果

变量	农业产业集聚 (1)	农村劳动力转移 (2)	农业技术进步 (3)
合作社数量	2.134**(1.012)	0.031**(0.015)	0.509***(0.070)
合作社数量的二次项	-0.506*(0.307)	-0.008**(0.004)	-0.065***(0.022)
控制变量	是	是	是
常数项	6.253***(0.868)	0.030(0.030)	0.942***(0.117)
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	19791	19791	19791
R^2	0.033	0.303	0.536

五、拓展性分析:合作社质量提升对农村产业融合的影响

根据前文理论分析和实证检验可知,当合作社数量达到一定阈值时,反而会制约农村产业融合发展,这可能是由于合作社盲目扩张但发展质量参差不齐,使得合作社质量难以匹配农村产业融合的发展要求。因此,本文将研究视角从"增量"转向"提质",进一步探究提升合作社发展质量能否强化其对农村产业融合的有利影响。

(一)模型设定

本文将农业农村部推行的全国合作社质量提升整县推进试点政策(以下简称"整县推进试点")视为一项准自然实验。自2018年起,农业农村部陆续启动三批整县推进试点工作,这为度量

合作社质量提升水平提供了理想的外生政策冲击。值得注意的是,不同县域被确立为质量提升试点地区的时间各异,若使用传统 DID 模型难以有效评估渐进式推行政策的实施效果。同时,考虑到不同县域的合作社发展数量不同,其受到试点政策冲击的影响程度也不尽相同,而传统 DID 模型是二元虚拟变量,只能体现政策实施前后的差异,无法体现程度的变化[43]。因此,本文运用多期 - 连续双重差分模型进行估计,构建如下计量模型:

$$Rid_{it} = \beta_0 + \beta_1 Coopn_{it} \times Post_{it} + \beta_2 X_{it} + \chi_i + \varphi_t + \omega_{it} \quad (2)$$

其中,$Post_{it}$为整县推进试点情况,试点地区取值为 1,否则为 0。$Coopn_{it}$为前文计算的合作社数量;χ_i 为县域固定效应,φ_t 为年份固定效应;β_0 为常数项,ω_{it}代表随机扰动项,其他变量符号定义与(1)式相同。

(二)估计结果分析

表 6 汇报了合作社整县推进试点政策对农村产业融合发展影响的实证检验结果。列(1)仅控制县域和年份固定效应,列(2)进一步纳入控制变量,回归结果显示,合作社数量与整县推进试点情况的交互项均显著为正,表明整县推进试点政策实施后,合作社数量更多的县域其农村产业融合发展水平更高,可见,合作社在数量扩张的同时还应注重其发展质量的提升。上述回归结果证实了合作社高质量发展能够强化其对农村产业融合的促进效应,合作社数量和质量"两手抓"才是推动农村产业融合发展的有效路径。

表 6　整县推进试点政策影响农村产业融合发展估计结果

变量	农村产业融合发展水平	
	(1)	(2)
合作社数量 × 整县推进试点情况	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
控制变量	否	是
常数项	0.010*** (0.000)	-0.014** (0.006)
县域固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	19791	19791
R^2	0.099	0.108

(三)平行趋势与安慰剂检验①

1. 平行趋势检验

在政策实施前,需要满足处理组与对照组具有相同的变化趋势,即平行趋势假设。为此采用事件研究法进行平行趋势检验,以第一批实施整县推进试点年份作为基准年,将试点工作相对于基准年前后[-6,3]的年份虚拟变量进行回归,结果表明,在试点工作实施前的回归系数未显著异于 0,即拥有相同的变化趋势,满足平行趋势假设。

2. 安慰剂检验

为了排除随机因素带来的干扰,进行安慰剂检验。根据三批整县推进试点工作的实际县区数量,向不同县区随机生成相同数量的实验组,其余为对照组,对产生的虚拟整县推进试点工作政策变量进行估计,重复此过程 800 次并观察其概率分布。结果显示,回归系数近似呈现为 0 的正态分布且真实系数值远离安慰剂主区间,P 值绝大多数大于 0.1,说明整县推进试点政策对农村产业融合水平的提升效应不是偶然发生的,回归结果具有稳健性。

① 限于篇幅,回归结果未在文中汇报,留存备索。

六、结论与政策启示

本文基于2013—2023年中国县域面板数据,分析合作社对农村产业融合发展的影响及作用机制,并揭示了合作社推动农村产业融合发展的有效路径。研究发现:第一,合作社数量对农村产业融合发展存在倒"U"型的非线性影响,即合作社发展一定程度上促进了农村产业融合,但合作社数量过度扩张则会抑制农村产业融合。合作社数量对农村产业融合的影响以促进作用为主。第二,合作社对农村产业融合发展的影响在试点区与非试点区以及不同农业发展水平地区存在异质性。第三,合作社主要通过农业产业集聚和要素配置机制对农村产业融合产生倒"U"型影响。第四,合作社发展质量提升能够强化其对农村产业融合的促进效应,数量与质量并重是合作社推动农村产业融合的有效路径。

基于上述研究结论,本文提出以下政策启示:第一,发挥合作社对农村产业融合的推动作用。政府应强化对合作社参与农村产业融合的政策支持,例如,通过财政补贴、信贷支持和用地优惠等方式引导合作社将业务范围延伸至二三产业,并重点扶持从事农产品加工、农村电商和乡村旅游等产业的合作社,从而强化合作社的产业带动意愿和产业促进能力。同时,积极发挥合作社的规模经济效应、知识溢出效应和社会网络效应,通过培训指导等方式增强合作社的产业融合促进作用。第二,把握农业产业集聚、农村劳动力转移和农业技术进步在合作社赋能农村产业融合中的传导效应。首先,政府应通过农业补贴、技术创新和农业信贷等优惠政策吸引农业产业集聚,推动合作社与上下游企业构建产加销一体化的产业链。其次,优化合作社的资源整合功能,发挥好合作社在促进劳动力转移方面的重要作用,从而为农村产业融合发展提供更多人力资本。再次,推动数字技术赋能,鼓励合作社之间开展技术合作与交流,支持合作社采纳电商技术,提升全产业链智能化水平。第三,加强对合作社的监督规制和制度建构,提升其发展质量。政府应建立识别制度和奖惩机制,对发展质效高、产业带动能力强的合作社予以重点支持,对运行不规范、联农带农作用有限的合作社加强管理监督,并整治清理"空壳社",确保高质量发展的合作社能够获得更多政策资源。同时,完善合作社与农户之间的利益联结机制,保障农户分享加工、流通等环节的增值收益,夯实农村产业融合发展的微观基础。

参考文献:

[1]余晋晶,葛扬. 农业土地流转、农村产业融合与农民收入增长[J]. 山西财经大学学报,2023(9):78-93.
[2]平卫英,张谊瑞. 农民合作社与农户结构性增收:影响效应与机制检验[J]. 农村经济,2023(12):82-92.
[3]赵雪,石宝峰,盖庆恩,等. 以融合促振兴:新型农业经营主体参与产业融合的增收效应[J]. 管理世界,2023(6):86-100.
[4]万俊毅,曾丽军. 合作社类型、治理机制与经营绩效[J]. 中国农村经济,2020(2):30-45.
[5]陈飞,李玲. 农民合作社发展的增收效应:基于村庄内部溢出作用的视角[J]. 财经研究,2025(8):36-50.
[6]Fulton M. The future of Canadian agricultural cooperatives: a property rights approach[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1995(5):1144-1152.
[7]崔宝玉,马康伟. 合作社能成为中国乡村治理的有效载体吗?——兼论合作社的意外功能[J]. 中国农村经济,2022(10):41-58.
[8]周静. 农民合作社推动农户化肥减量使用的效果研究[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2023(5):116-128.
[9]苏群,陈杰. 农民专业合作社对稻农增收效果分析——以江苏省海安县水稻合作社为例[J]. 农业技术经济,2014(8):93-99.
[10]朱鹏,郑军,张明月,等. 加入合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应与驱动机制研究[J]. 干旱区资源与环境,2022(10):67-75.

[11]乐章,秦习岗. 农民经济组织化促进了观念现代化吗——基于参与—回报理论的研究[J]. 农业技术经济,2024(11):18 - 33.
[12]Golmohammadi F. Farmer cooperatives as an agricultural innovation system for organizing and changing rural land use from peasantry to collective action among villagers in Iran[J]. Black Sea Journal of Agriculture, 2018(2):44 - 59.
[13]郭利京,仇焕广. 合作社再联合如何改变农业产业链契约治理[J]. 农业技术经济,2020(10):103 - 114.
[14]李林凤,刘杨,杨亦民. 种业创新驱动农村产业融合的作用机制与空间分异效应[J]. 广东财经大学学报,2025(6):97 - 109.
[15]O'Toole C M, Newman C, Hennessy T. Financing constraints and agricultural investment: effects of the Irish financial crisis[J]. Journal of Agricultural Economics, 2014(1):152 - 176.
[16]孟维福,郑素兰,刘婧涵. 数字经济促进农村产业融合的影响机制与实证检验[J]. 财经理论与实践,2023(5):84 - 91.
[17]林宣佐,陈希. 龙头企业参与农村三产融合发展的利益联结模式及风险防范[J]. 学术交流,2020(1):131 - 139.
[18]姜涛. 新型农业经营主体带动农村三产融合的动因、模式和对策[J]. 中州学刊,2019(10):46 - 52.
[19]李俏,贾春帅. 合作社带动农村产业融合的政策、动力与实现机制[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2020(1):33 - 41.
[20]王长征,冉曦,冉光和. 农民合作社推进农村产业融合的机制研究——基于生产传统与现代市场的共生视角[J]. 农业经济问题,2022(10):60 - 71.
[21]赵延安,陈凤仪. 乡村振兴战略的思想资源、科学内涵和实现路径[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2023(6):1 - 9.
[22]李彬,杜唯,张舰,等. 合作社参与可否激发农户内生动力:基于宕昌县的调查研究[J]. 经济理论与经济管理,2025(11):105 - 126.
[23]孙小涵,李宽. 合作社带动非成员小农户对城乡融合的影响[J]. 中国流通经济,2025(7):111 - 126.
[24]苏昕,刘昊龙. 农村劳动力转移背景下农业合作经营对农业生产效率的影响[J]. 中国农村经济,2017(5):58 - 72.
[25]廖祖君,郭晓鸣. 中国农业经营组织体系演变的逻辑与方向:一个产业链整合的分析框架[J]. 中国农村经济,2015(2):13 - 21.
[26]张鹏,李小红. 创新生态系统理论视域下首发经济的驱动机理与推进路径研究[J]. 中国软科学,2025(6):88 - 98.
[27]苏毅清,游玉婷,王志刚. 农村一二三产业融合发展:理论探讨、现状分析与对策建议[J]. 中国软科学,2016(8):17 - 28.
[28]魏玲丽,魏晋. 农民合作社纵向一体化保障农产品质量的机理、实践及风险防控[J]. 农业经济与管理,2023(4):88 - 98.
[29]曾龙,陈淑云,付振奇. 土地规模化经营对农村产业融合发展的影响及作用机制[J]. 资源科学,2022(8):1560 - 1576.
[30]赵慧,俞春霞,牛惠亭. 乡村产业振兴带头人培育质量与优化路径[J]. 宏观质量研究,2024(3):62 - 76.
[31]国家发展改革委宏观院和农经司课题组. 推进我国农村一二三产业融合发展问题研究[J]. 经济研究参考,2016(4):3 - 28.
[32]葛继红,王猛,汤颖梅. 农村三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得?[J]. 中国农村经济,2022(3):50 - 66.
[33]李琳,田彩红. 农村一二三产业融合促进了县域共同富裕吗——来自长江经济带 579 个县域的证据[J]. 农业技术经济,2024(4):59 - 75.
[34]宋文豪,黄祖辉,李夏欣,等. 新型农村金融机构发挥支农作用了吗——来自中国 1806 个县域的证据[J]. 经济学家,2025(2):118 - 128.
[35]陈文川,闫寒,李建发,等. 政府运行成本与地方政府隐性债务——基于倒 U 型关系的分析[J]. 会计研究,2025(6):78 - 91.

[36]宋科,刘家琳,李宙甲.数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应[J].中国软科学,2022(6):133-145.
[37]Lind J T, Mehlum H. With or without u? The appropriate test for a u-shaped relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2010(1):109-118.
[38]张林,温涛.数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J].中国农村经济,2022(7):59-80.
[39]孙学涛,张丽娟,王振华.高标准农田建设对农业生产的影响——基于农业要素弹性与农业全要素生产率的视角[J].中国农村观察,2023(4):89-108.
[40]杨秀玉,乔翠霞.农业产业集聚对农业碳生产率的空间溢出效应——基于财政分权的调节作用[J].中国人口·资源与环境,2023(2):92-101.
[41]刘晓光,张勋,方文全.基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J].世界经济,2015(3):145-170.
[42]余永琦,卢慧,池泽新,等.新型农业经营主体驱动耕地利用生态效率提升的内在机制与实证检验[J].中国土地科学,2025(9):123-134.
[43]李琳,韩继良,朱玉春.高标准农田建设政策对粮食可持续生产能力的影响[J].长江流域资源与环境,2024(11):2499-2512.

Can Cooperatives Effectively Promote Rural Industrial Integration Development?

LI Yi-ting[a], CUI Bao-yu[a,b], SHEN Chen[a]
(*a. School of Economics; b. Research Institute for China Rural Revitalization, Anhui University, Hefei* 230601, *China*)

Abstract: The development of rural industrial integration is an important path to realize rural revitalization. As an important part of agricultural industrial organizations, whether cooperatives can effectively promote rural industrial integration remains to be verified. Based on the panel data of China's counties from 2013 to 2023, this paper empirically examines the impact of cooperatives on the development of rural industrial integration. The study finds that there is an inverted U-shaped relationship between the number of cooperatives and rural industrial integration development, that is, the development of cooperatives promotes the integration of rural industries to a certain extent, but when the number of cooperatives expands excessively, it will inhibit the development of rural industrial integration. Heterogeneity analysis shows that cooperatives have a significant inverted U-shaped impact on rural industrial integration in pilot areas and areas with high agricultural development levels, while having no significant impact on non-pilot areas and areas with low agricultural development levels. Mechanism analysis shows that cooperatives exert an inverted U-shaped impact on rural industrial integration through the mechanisms of agricultural industrial agglomeration and factor allocation. Expanded research finds that the improvement of cooperative development quality can strengthen its promotion effect on rural industrial integration, and attaching equal importance to quantity and quality is an effective path for cooperatives to promote rural industrial integration.

Key Words: farmer cooperative; rural industrial integration; rural revitalization; industrial agglomeration; factor allocation

【责任编辑:杜晓艺】