

社会资本嵌入与民营企业参与乡村振兴*

——基于企业家商会任职的证据

修宗峰 吴延松 刘然 张颖

(中南大学商学院,湖南长沙 410083)



内容提要:乡村振兴是我国解决“三农”问题、实现共同富裕的重要战略。本文以2016—2022年沪深两市A股民营上市公司为研究对象,首次探讨了企业家在商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响。研究发现,企业家商会任职能够促进民营企业参与乡村振兴。机制分析表明,商会任职通过声誉机制、政治压力和文化认同等路径促进民营企业参与乡村振兴。异质性分析表明,企业家在工商联和行业协会任职对民营企业参与乡村振兴的积极作用更为明显,且民营企业主要通过产业帮扶参与乡村振兴。上述研究表明,民营企业与商会协会的良好互动为推进乡村振兴战略提供了重要的社会资本保障。本研究为深入理解民营企业参与乡村振兴的驱动机制提供了新的实证支持,并为更好地发挥民营企业在我国社会公共治理中的作用提供了政策依据。

关键词:商会任职 乡村振兴 民营企业 公共治理 企业家

中图分类号:F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2025)04—0080—21

一、引言

乡村振兴是实现全社会共同富裕的必经之路(朱方明和刘丸源,2020^[1];李实等,2021^[2])。2017年10月,党的十九大报告正式提出乡村振兴战略,标志着党和国家对这一战略的高度重视。2018年9月,中共中央、国务院发布《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》,进一步明确了实施乡村振兴战略的路线图。2024年7月,党的二十届三中全会再次指出,要运用“千万工程”经验,健全推动乡村全面振兴长效机制。在推进乡村振兴战略和美丽乡村建设过程中,民营企业作为重要力量,承担着不可或缺的社会责任。民营企业积极参与乡村振兴,是履行社会责任的关键途径。因此,如何有效激励民营企业参与乡村振兴,已成为亟待解决的现实问题。

目前,关于乡村振兴的研究主要集中在思想渊源、技术路径和理论支持等方面(Liu等,2020^[3];Liao等,2021^[4];张海鹏等,2018^[5])。国内外学者从宏观层面提出了乡村振兴、乡村建设、乡村再造以及城乡融合的发展路径(Liu等,2014^[6];McLaughlin,2016^[7];陆林等,2019^[8])。许多研究还关注了政府在乡村振兴中的作用,例如,Qu(2017)^[9]指出,政府可以通过发展经济、创造就业、投资教育和提供医疗等方式推动乡村振兴。此外,政策因素如国家级贫困县政策(马雯嘉和吴茂祯,2024)^[10]、扶贫改革试验区的设立(张国建等,2019)^[11]、乡村干部任职制度(胡联和汪三贵,2017)^[12]等对乡村振兴的实施也有显著影响。然而,关于企业参与乡村振兴的研究相对较少。现有研究指出,企业

收稿日期:2024-05-28

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“数据要素市场化配置增强企业韧性的作用机理与实现路径研究”(23BJY100)。

作者简介:修宗峰,男,教授,管理学博士,研究领域是资本市场会计,电子邮箱:xiuzongfeng@csu.edu.cn;吴延松,男,研究助理,研究方向是资本市场会计,电子邮箱:yansong@csu.edu.cn;刘然,女,博士研究生,研究领域是资本市场会计,电子邮箱:lr_4325@csu.edu.cn;张颖,女,讲师,管理学博士,研究领域是资本市场会计,电子邮箱:zhangying2023@csu.edu.cn。通讯作者:张颖。

参与乡村振兴的动机包括消除负面形象(任长秋和王钊,2020)^[13]、获取政治资源(杨义东和程宏伟,2020^[14];Chang等,2020^[15];邓博夫等,2020^[16])、缓解合法性压力(黄珺等,2020^[17];杨治和胡晨昊,2024^[18])。此外,修宗峰等(2022)^[19]发现,纪委参与公司治理能够通过事前引领、事中监督和事后惩治,促进国有企业积极参与乡村振兴。值得注意的是,现有文献多聚焦于企业参与乡村振兴的经济动机和制度压力,而较少从非正式制度视角探讨企业参与乡村振兴的驱动因素。

商会组织作为一种嵌入国家结构中的特殊组织形式,本质上是兼具政治属性与文化属性的社会资本载体。首先,商会组织是社会资本嵌入的核心节点(陈剩勇和马斌,2004)^[20],通过成员间的信任网络与资源互通,为成员提供信息共享、合作协作及声誉积累的非正式平台(冯巨章,2006)^[21]。其次,商会组织具有显著的政治属性,作为国家治理体系的延伸(Peng和Heath,1996)^[22],常被视为政策传导的“准正式通道”(Xin和Pearce,1996)^[23],这使得商会任职身份不仅为成员提供了政府联系,还隐含着对政治任务的响应义务。最后,商会组织强调“义利兼顾、以义为先”的文化理念(Kanagaretnam等,2019^[24];修宗峰和周泽将,2018^[25]),这种关注民生、增进福祉的家国情怀与乡村振兴战略倡导的“共同富裕”精神内核高度契合。因此,本文将企业家商会任职行为引入乡村振兴研究,探索民营经济与社会资本的融合互动如何影响民营企业参与乡村振兴。

本文的创新之处主要体现在以下几个方面:(1)本文将非制度性因素纳入企业参与乡村振兴的分析框架,从企业家商会任职的角度扩展了这一领域的研究。通过提供本土化和增量性的经验证据,本研究为如何促进我国民营企业参与乡村振兴提供了有力的决策支持。尽管现有研究已对乡村振兴行为进行了相关分析(Liao等,2021^[4];Qu,2017^[9];张海鹏等,2018^[5]),但尚未系统分析非正式制度安排对企业尤其是民营企业参与乡村振兴的驱动机制。(2)企业家在工商联和行业协会等官方色彩较浓的组织中任职,能够显著促进民营企业参与乡村振兴,且企业主要通过产业帮扶的方式实现这一目标。这些发现不仅深化了对商会组织在乡村振兴战略实施中具体作用的理解,也为政府通过商会平台实施产业帮扶提供了政策启示和实践参考。(3)本文还从媒体关注、政治压力和商会文化认同三个方面,对企业家商会任职与民营企业参与乡村振兴的关系进行了机制分析。通过多维度的探讨,本文深化了对民营企业参与公共治理动机和作用机制的理解,为政府部门推动企业参与乡村治理和乡村振兴提供了理论依据和政策指导。

二、理论分析与研究假设

企业家商会任职作为一种社会资本嵌入行为,其核心在于通过这一行为选择实现社会声誉维护、政治合法性诉求与文化认同的三重目标。因此,本文从声誉机制、政治压力与文化认同三个维度出发,分析企业家商会任职如何影响民营企业参与乡村振兴的理论机制。

首先,企业家商会任职能够激励民营企业更积极地参与乡村振兴战略。商会任职不仅增加了企业和企业家的公众曝光度,还为企业家提供了一个更广阔的平台,使其能够在社会和媒体的关注下,通过参与乡村振兴来提升民营企业的社会形象和声誉。乡村振兴作为国家新时代解决“三农问题”的重要举措,广泛受到政府、媒体及公众的高度关注。民营企业通过积极参与乡村振兴,能够在履行社会责任的同时,塑造并巩固其良好的企业形象(任长秋和王钊,2020)^[13]。通过商会的组织结构和资源网络,担任商会职务的企业家获得了更多的社会曝光(Du等,2017)^[26]。企业家通过商会平台,不仅能够与政府和其他企业建立更加紧密的联系,还能提高其在社会中的知名度和影响力。在这种公开的曝光下,企业家的社会行为——如积极参与乡村振兴——容易被公众和媒体广泛关注,从而放大其社会声誉效应。因此,商会任职对企业家而言,不仅仅是一种身份的象征,更是一个战略平台,使其能够通过乡村振兴等社会活动来提升企业的公众形象与声誉。在

这种多维度的曝光效应下,企业家有着更强的动机参与乡村振兴,期望通过这一行动获得更高的社会认可和声誉回报。这种机制不仅有助于企业家实现个人和企业的声誉提升,也推动了民营企业在社会责任与公共治理中的积极参与。

商会任职显著提升了民营企业企业家所承担的社会责任期望。商会组织不仅是民营企业与政府和市场之间的重要桥梁,也与公共治理有着紧密联系(Liu等,2016)^[27]。在这一背景下,担任商会职务的民营企业企业家往往被社会视为承担更多社会责任的典范。利益相关者通常期望商会任职的企业家不仅要在商业领域取得成功,还应在推动社会公益事业、实现社会价值方面发挥表率作用(修宗峰和周泽将,2018)^[25],尤其是在实施如乡村振兴这样的国家战略中。民营企业企业家参与乡村振兴不仅是企业履行社会责任的一种方式,也是回应社会期望的重要途径。如果民营企业企业家未能积极响应乡村振兴等国家战略,可能会被公众视为对国家政策和社会责任的漠视。对于民营企业而言,特别是在竞争激烈的市场环境中,良好的社会形象和声誉至关重要。因此,商会任职为企业家提供了一个平台,通过积极参与乡村振兴,民营企业可以展示其在社会公益和国家战略中的责任感。这种社会责任感不仅帮助企业回应社会期望,也能够避免在公众舆论中因缺乏社会责任感而遭受负面评价。因此,积极参与乡村振兴不仅是民营企业履行社会责任的具体表现,也是其在复杂的市场环境中保持竞争力和长期发展的战略选择。

其次,商会任职所带来的政府关系,增强了民营企业企业家和民营企业因政治动机而参与乡村振兴的可能性。商会在中国的社会结构中,作为政府参与市场治理的重要抓手,起到了“二政府”的作用(Liu等,2016^[27];罗劲博和李小荣,2019^[28])。通过在商会中担任职务,民营企业企业家不仅能够与政府建立更加紧密的联系,还能借此渠道获取政策资源和市场机会,从而增强企业的竞争优势。例如,王浩军等(2024)^[29]发现,企业家在商会中担任重要职务时,能够更容易获得与ESG相关的信息,从而减少政策不确定性对企业的影响。商会不仅为企业提供了一个资源共享的平台,还作为信息流通的中介,使企业能够更好地适应政府政策变化,并及时利用政策机遇推动企业发展。然而,随着企业与政府关系的深化,企业在享受政策红利的同时,也会面临来自政府的隐性期望。政府通常期望与其有较强政府关系的企业能够更加积极地参与、推动这些国家战略的实施(Pfeffer和Salancik,2003)^[30]。具体到乡村振兴,政府不仅期望企业在资源投入、技术支持等方面提供支持,还期望企业能够通过自身的社会影响力推动政策的落地与实施。因此,担任商会职务的民营企业企业家在政府推动的项目中承担更多社会责任,不仅是响应政府号召的必要举措,也是履行社会责任的体现,从而满足政府的期望并增强企业的社会认同感和合法性。

民营企业为维持与政府的良好关系,往往会主动响应政府号召,参与乡村振兴等国家战略。商会任职不仅提供了更多与政府接触的机会,同时也增加了企业在社会和政治层面的责任感。罗劲博和李小荣(2019)^[28]发现,企业高管在商会中的任职经历会使企业受到更多来自政府的约束,企业经营决策更倾向于符合政府的政策目标。这种政府与企业之间的紧密关系,促使民营企业更加注重响应国家政策和社会期望,以维护与政府的合作关系。在政府推动的重要战略中,如乡村振兴,政府对企业的隐性期望日益增加,企业未能积极参与将被视为对政策缺乏支持或对社会责任的忽视。因此,为了避免与政府关系出现裂痕,并确保在未来的政策实施中获得支持,担任商会职务的民营企业企业家通常会积极参与乡村振兴,以此来达成政府对企业的隐性期望。此外,参与乡村振兴不仅能够展示民营企业的社会责任感,还能够通过合作提升政府的信任与支持水平,从而强化政企关系。更为重要的是,民营企业积极参与乡村振兴,能够提高企业在政府支持项目中的参与度,并借此获得更多政策支持、资金支持和市场机会。因此,企业家担任商会职务的民营企业通过参与乡村振兴,不仅能够维护与政府的良好政企关系,还能够利用这一机会提升企业的市场地位和可持续发展能力。

最后,担任商会职务的民营企业企业家会因认同商会文化的价值观,积极参与乡村振兴国家战略。商会作为一个具有鲜明文化理念的组织,深受我国传统商帮文化的影响。现代商会不仅追求多元

利益主体诉求的目标,还继承和发扬了儒家思想中的“仁爱”和“义利”理念,这些理念至今仍深刻影响着商会成员的行为取向(Kanagaretnam等,2019^[24];修宗峰和周泽将,2018^[25])。现代商会文化强调,企业家在追求经济利益的同时,也应积极承担社会责任。这种文化理念深刻影响了商会的组织运作和成员行为,特别是在经济决策和社会责任的平衡上。商会成员在决策时会受到商会文化的强烈影响,倾向于在经济活动中兼顾社会公益,尤其是在涉及国家战略和社会责任的重要领域。民营企业家在担任商会职务时,通常会在这种文化氛围中得到熏陶,更容易认同“义利兼顾”的理念。这一理念不仅仅是商会文化的核心价值之一,也成为担任商会职务的民营企业家参与公共事务和履行社会责任的重要驱动力。在乡村振兴等国家战略中,商会文化促使这些民营企业家将经济利益与社会责任相结合,积极响应政府的号召,主动参与推动这些政策的实施。

根据社会认同理论,个体的自我认同往往受到其所属组织的价值观和文化的影 响(Tajfel等,1971)^[31]。商会文化强调“义利并举”,这与企业家在追求经济利益的同时承担社会责任的理念高度契合。商会的这一文化理念要求企业家在追求经济收益的过程中,同时考虑社会和公共利益,这种文化认同深刻影响了企业家的决策行为,促使他们在经营决策中更加注重社会责任的履行,而非仅仅专注于经济利润。因此,担任商会职务的民营企业家在做出决策时,往往会将企业的社会责任与长期发展战略结合起来,力求实现社会价值与经济利益的双重目标。例如,乡村振兴战略倡导企业通过产业支持、技术创新、公益援助等方式促进农村发展,这与商会文化中强调的“义利并举”的价值观高度契合。乡村振兴战略是一个典型的能将企业社会责任与国家战略需求结合的领域。民营企业通过参与乡村振兴,能够履行社会责任的同时,也能借此契机展示企业的社会价值和贡献,进一步巩固企业的社会形象。出于对商会文化的认同,担任商会职务的民营企业家往往会积极投身于乡村振兴战略。这种文化认同推动担任商会职务的企业家在商会和社会中树立起更加正面的形象,从而为企业在市场中增强竞争力和实现可持续发展创造更有利的条件。

因此,本文提出如下假设:

H:限定其他条件,企业家商会任职能够促进民营企业参与乡村振兴。

三、实证研究设计

1. 样本选择与数据来源

鉴于乡村振兴与精准扶贫是党和国家着眼于农村农业现代化的根本目标所推行的具有内在发展脉络的“一揽子”系统工程,二者实质为“一体两面”(曹志敏,2021)^[32]。因此,本文采用上市公司披露的扶贫参与数据作为其是否参与乡村振兴的判断标准。由于上市公司扶贫参与数据自2016年起上海证券交易所和深圳证券交易所要求在年度财务报告中予以披露,故本文选择2016—2022年沪深A股民营上市公司为初始样本,并对样本进行以下筛选:(1)剔除ST、*ST的样本;(2)剔除金融行业的样本;(3)剔除控制变量存在缺失值的样本。最终得到了17729个观测值。企业家商会任职的相关数据来自手工搜集整理。政企关系指数来源于《中国分省份市场化指数报告(2021)》^①(王小鲁等,2021)^[33]。其他所有数据均来自于CSMAR数据库。本文对所有连续变量进行1%和99%水平上的缩尾处理。

2. 模型设定与变量定义

为了考察企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响,本文采用Tobit模型^②对如下模型(1)进行检验:

① 由于《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的数据并未完全覆盖本文样本期间,因此,本文参考解学梅和朱琪玮(2021)^[34]的做法,以历年各地区市场化总指数的平均增长幅度作为2020—2022年的增长幅度来预测未覆盖年份的数据。

② 本文考虑到存在约87.16%观测样本的被解释变量乡村振兴参与规模($RURAL_{it+1}$)等于0的情形,故使用Tobit模型进行估计以得到无偏估计量。

$$RURAL_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 CC_i + \beta_2 FIRST_i + \beta_3 BOARD_i + \beta_4 INDEP_i + \beta_5 AGE_i + \beta_6 SIZE_i + \beta_7 LEV_i + \beta_8 ROA_i + \beta_9 CFO_i + \beta_{10} MKT_GOV_i + \beta_{11} GDP_PC_i + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + u_i \quad (1)$$

被解释变量:企业参与乡村振兴,为年度报告中企业披露的扶贫投入包括资金和物资折款两部分,本文将资金和物资折款之和作为企业参与乡村振兴的总金额,即参与乡村振兴规模($RURAL$)等于当年扶贫投入金额 $\times 100000$ /年初总资产。同时,考虑到企业家商会任职发挥作用可能存在的滞后效应,本文采用第 $t+1$ 年参与乡村振兴规模作为被解释变量^①。本文在稳健性检验中分别采用企业年报中出现“乡村振兴”的词频数,从产业、教育、就业、生态四个角度选取子指标,采用主成分分析法构建综合指标来衡量企业参与乡村振兴。

解释变量:企业家商会任职。本文采用以下两个指标衡量企业家商会任职(CC):第一,企业家商会任职哑变量(CC_DUM),若董事长或总经理在工商联、行业协会及同乡商会中担任会长、理事长、秘书长、理事等职位,则 CC_DUM 取值为1,否则为0;第二,企业家商会任职层级变量(CC_DEG),若董事长或总经理在国家级、省级、市县级及以下的工商联、行业协会及同乡商会中担任会长、理事长、秘书长、理事等职位,则 CC_DEG 分别赋值为3、2、1,否则为0。

控制变量:参考修宗峰和周泽将(2018)^[25]、修宗峰等(2022)^[19]以及杨治和胡晨昊(2024)^[18]的做法,相关控制变量包含:(1)公司治理变量:第一大股东持股比例($FIRST$)、董事会规模($BOARD$)、独立董事比例($INDEP$)、企业上市时间(AGE)、企业家是否为创始人($ORIGIN$)、企业家是否经历大饥荒($FAMINE$)、企业家性别($GENDER$);(2)财务特征变量:资产规模($SIZE$)、资产负债率(LEV)、盈利能力(ROA)、现金流量(CFO);(3)宏观特征变量:政企关系指数(MKT_GOV)、地级市人均(GDP);(4)本文还控制了年度和行业固定效应。

变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量名称	定义与说明
$RURAL_{i,t+1}$	乡村振兴参与规模,等于第 $t+1$ 年末乡村帮扶总金额(资金+物资折款) $\times 100000$ /第 $t+1$ 年初资产总额
CC_DUM_i	商会任职哑变量,如果第 t 年董事长或总经理在商会任职,赋值为1,否则为0
CC_DEG_i	商会任职程度变量,如果第 t 年董事长或总经理在国家级、省级、市县级及以下的商会任职,分别赋值为3、2、1,否则为0
$FIRST_i$	第一大股东持股比例,第 t 年末第一大股东持股比例
$BOARD_i$	董事会规模,第 t 年末董事会人数的自然对数
$INDEP_i$	独立董事比例,第 t 年末独立董事人数/第 t 年末董事会人数
AGE_i	企业上市年龄,第 t 年企业上市年数
$ORIGIN_i$	是否为创始人的哑变量,若董事长或总经理在民营企业最初创立时就在任,则取值为1,否则为0
$FAMINE_i$	是否经历大饥荒的哑变量,若董事长或总经理经历过饥荒,则取值为1,否则为0
$GENDER_i$	企业家性别哑变量,若董事长或总经理为男性,则取值为1,否则为0
ROE_i	盈利能力,第 t 年净利润/第 t 年末净资产
CFO_i	现金流量,第 t 年经营活动现金流量净额/第 t 年末总资产
MKT_GOV_i	政企关系指数,根据《中国分省份市场化指数报告(2021)》(王小鲁等,2021) ^[33] 中“政府与市场的关系”整理所得
GDP_PC_i	企业注册地所在地级市第 t 年末人均GDP的自然对数
$MEDIA_i$	媒体关注,若 $MEDIA$ 高于行业年度中位数,则取值为1,否则为0
$YEAR$	年度哑变量
$INDUSTRY$	行业哑变量(根据2012年证监会行业分类)

^① 本文也测试了因变量为第 t 年参与乡村振兴规模($RURAL_t$)的回归结果,研究结论保持不变。因篇幅所限,相关内容正文略去。详见本刊网站登载扩展资料中的附录。

四、实证结果分析

1. 描述性统计与相关性分析

表2列示了主要变量的描述性统计。可以看出:(1)民营企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)的均值为0.0044,标准差为0.0194,参与乡村振兴投入支出平均金额为204.8万元,这表明,民营企业参与乡村振兴的投入支出占总资产的相对规模还比较小,且在样本公司间波动较大。(2)企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)的均值为0.2306,即大约23%的样本公司中董事长或总经理在商会、行业协会等商会组织中担任重要职务;企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的均值为0.5824,标准差为1.1215,董事长或总经理在国家级、省级和市县级及以下在各类商会组织中担任职务的观测值分别为2754个(67.36%)、730个(17.86%)和604个(14.77%),这说明,企业家在商会任职层级方面存在较大差异。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
<i>RURAL</i>	17729	0.0044	0.0194	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1294
<i>CC_DUM</i>	17729	0.2306	0.4212	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>CC_DEG</i>	17729	0.5824	1.1215	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	3.0000
<i>FIRST</i>	17729	0.3120	0.1390	0.0836	0.2050	0.2932	0.3972	0.7498
<i>BOARD</i>	17729	2.0736	0.1913	1.6094	1.9459	2.1972	2.1972	2.7081
<i>INDEP</i>	17729	0.3801	0.0525	0.3077	0.3333	0.3636	0.4286	0.5714
<i>AGE</i>	17729	1.8084	0.9544	0.0000	1.0986	1.9459	2.4849	3.3673
<i>SIZE</i>	17729	22.0033	1.1484	18.9236	21.1988	21.8455	22.6311	27.0744
<i>LEV</i>	17729	0.3824	0.1973	0.0505	0.2228	0.3662	0.5194	0.9884
<i>ROA</i>	17729	0.0357	0.0806	-0.3506	0.0154	0.0430	0.0742	0.2194
<i>CFO</i>	17729	0.0476	0.0714	-0.2010	0.0093	0.0468	0.0877	0.2615
<i>MKT_GOV</i>	17729	7.4678	0.9560	3.3310	7.0960	7.3580	7.8860	9.1120
<i>GDP_PC</i>	17729	11.6640	0.4304	9.9296	11.4149	11.8134	11.9786	12.1981
<i>ORIGIN</i>	17729	0.6054	0.4888	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>FAMINE</i>	17729	0.2151	0.4109	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>GENDER</i>	17729	0.9707	0.1686	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

皮尔逊相关系数矩阵如表3所示。可以看出:(1)企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)、企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)与企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)的相关系数分别为0.0735、0.0782,均在1%水平上显著,这说明,企业家商会任职与民营企业参与乡村振兴之间存在正相关关系。(2)资产规模(*SIZE*)、盈利能力(*ROA*)、现金流量(*CFO*)与企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)的相关系数均在1%水平上显著为正;政企关系指数(*MKT_GOV*)、地级市人均GDP(*GDP_PC*)与企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)的相关系数均在1%水平上显著为负。

表3 相关系数矩阵

变量	序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>RURAL</i>	(1)	1							
<i>CC_DUM</i>	(2)	0.0735***	1						
<i>CC_DEG</i>	(3)	0.0782***	0.9487***	1					
<i>FIRST</i>	(4)	0.0266***	0.0227***	0.0240***	1				
<i>BOARD</i>	(5)	0.0423***	0.0197***	0.0256***	-0.0561***	1			

续表 3

变量	序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>INDEP</i>	(6)	-0.0329***	0.0003	-0.0010	0.0425***	-0.6366***	1		
<i>AGE</i>	(7)	0.0131*	0.0187**	0.0329***	-0.2106***	0.0876***	-0.0066	1	
<i>SIZE</i>	(8)	0.0679***	0.0848***	0.1046***	0.0325***	0.2125***	-0.0721***	0.4337***	1
<i>LEV</i>	(9)	0.0161**	0.0604***	0.0652***	-0.0420***	0.0806***	-0.0085	0.3553***	0.4575***
<i>ROA</i>	(10)	0.0682***	0.0039	0.0041	0.1946***	0.0335***	-0.0328***	-0.2465***	0.0299***
<i>CFO</i>	(11)	0.0729***	0.0159**	0.0199***	0.1272***	0.0274***	-0.0074	-0.0318***	0.0729***
<i>MKT_GOV</i>	(12)	-0.1157***	0.0025	-0.0049	0.0281***	-0.0625***	0.0314***	-0.1542***	-0.0729***
<i>GDP_PC</i>	(13)	-0.1158***	-0.0740***	-0.0721***	-0.0155**	-0.0689***	0.0548***	-0.0568***	0.0149**
<i>ORIGIN</i>	(14)	-0.0039	0.0609***	0.0520***	0.1518***	-0.0844***	0.0220***	-0.6006***	-0.2679***
<i>FAMINE</i>	(15)	0.0207***	0.0637***	0.0634***	-0.0021	0.0682***	-0.0498***	0.0409***	0.0356***
<i>GENDER</i>	(16)	0.0044	0.0275***	0.0284***	-0.0354***	0.0383***	-0.0458***	0.0185**	0.0285***
变量	序号	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
<i>LEV</i>	(9)	1							
<i>ROA</i>	(10)	-0.3723***	1						
<i>CFO</i>	(11)	-0.1750***	0.4130***	1					
<i>MKT_GOV</i>	(12)	-0.0562***	0.0382***	-0.0082	1				
<i>GDP_PC</i>	(13)	0.0210***	-0.0313***	-0.0401***	0.4267***	1			
<i>ORIGIN</i>	(14)	-0.2608***	0.2085***	0.0655***	0.1421***	0.0661***	1		
<i>FAMINE</i>	(15)	-0.0008	0.0220***	0.0186**	0.0108	-0.0382***	0.0508***	1	
<i>GENDER</i>	(16)	0.0147*	0.0008	-0.0036	0.0121	-0.0118	-0.0047	0.0144*	1

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著

2. 回归结果分析

表4列示了假设H的回归结果。可以看出:当因变量为民营企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)时,第(1)列中企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)的系数为0.0087,在1%水平上显著(T值为2.8381),本文据此计算得到了企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)对乡村振兴规模(*RURAL*)的边际影响为0.0011^①,即企业家在商会任职之后,因变量(*RURAL*)会增加0.0011,约占均值的25%(0.0011/0.0044);第(2)列中企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数为0.0033,在1%水平上显著(T值为2.8469),企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)对乡村振兴规模(*RURAL*)的边际影响为0.0004,即企业家商会任职层级每提高一级,因变量(*RURAL*)会增加0.0004,约占均值的9.10%(0.0004/0.0044)。上述回归结果表明,企业家商会任职能够提高民营企业参与乡村振兴的投入规模,这与假设H的理论预测相一致。

表4 企业家商会任职与民营企业参与乡村振兴

变量	<i>RURAL</i>	
	(1)	(2)
<i>CC_DUM</i>	0.0087*** (2.8381)	

① 边际影响的计算公式为: $AME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\partial E[RURAL_i | X_i]}{\partial X_i} \right)$,其中*N*代表观测值数量, $E[RURAL_i | X_i]$ 代表在给定自变量 X_i 的情况下因变量企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)的期望值, $\frac{\partial E[RURAL_i | X_i]}{\partial X_i}$ 代表求因变量企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)对自变量 X_i 的偏导数, X_i 分别为自变量企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)以及企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)。

续表 4

变量	RURAL	
	(1)	(2)
<i>CC_DEG</i>		0.0033*** (2.8469)
<i>FIRST</i>	0.0101 (0.9641)	0.0101 (0.9595)
<i>BOARD</i>	0.0069 (0.7372)	0.0069 (0.7364)
<i>INDEP</i>	-0.0377 (-1.1775)	-0.0375 (-1.1721)
<i>AGE</i>	-0.0017 (-0.8970)	-0.0018 (-0.9095)
<i>SIZE</i>	0.0132*** (8.8052)	0.0131*** (8.7645)
<i>LEV</i>	0.0171** (1.9848)	0.0170** (1.9803)
<i>ROA</i>	0.1288*** (6.8824)	0.1287*** (6.8827)
<i>CFO</i>	0.0521*** (3.2978)	0.0521*** (3.2999)
<i>MKT_GOV</i>	-0.0102*** (-6.7338)	-0.0102*** (-6.7359)
<i>GDP_PC</i>	-0.0153*** (-4.4620)	-0.0153*** (-4.4675)
<i>ORIGIN</i>	-0.0002 (-0.0669)	-0.0002 (-0.0702)
<i>FAMINE</i>	-0.0001 (-0.0199)	-0.0001 (-0.0273)
<i>GENDER</i>	0.0017 (0.2104)	0.0017 (0.2054)
常数项	-0.1164** (-2.1807)	0.0033*** (2.8469)
行业/年份固定效应	是	是
R ²	0.7053	0.7055
观测值	17729	17729

注：括号内为经过公司层面聚类调整的 *t* 值；***、**、* 分别在 1%、5%、10% 的水平上显著（双尾）。下同

3. 内生性分析

(1) Heckman 两阶段回归。为解决企业获得商会任职机会过程中可能存在的样本选择偏差问题, 本文构建了 Heckman 两阶段回归模型。从历史和地理视角考察, 我国商会的起源可追溯至明清时期的地域性商帮(蔡洪滨等, 2008)^[35], 随后陆续在全国各县、市及较大乡镇设立, 并逐步形成全省乃至全国范围的组织体系。基于商会作为早期经济繁荣与社会文明产物, 其形成与发展受到地理因素制约的理论(Fan 和 Scott, 2003^[36]; 林伯强和谭睿鹏, 2019^[37]), 本文选取上市公司注册地所在地级市的地形起伏度(*RDLS*)作为工具变量。在理论上, 较低的地形起伏度意味着更高的经济集聚水平, 这能够带来更发达的商会组织网络, 从而为企业家提供更多的商会任职机会。在满足工

具变量相关性和外生性假设的前提下,本文利用该变量纠正内生性问题,并在 Heckman 模型中进一步检验其对商会任职机会的影响。

Heckman 第一阶段回归模型如模型(2)所示:

$$CC_DUM_i = \beta_0 + \beta_1 RDLS_i + \beta_2 ROA_i + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 LEV_i + \beta_5 CFO_i + \beta_6 FIRST_i + \beta_7 BOARD_i + \beta_8 INDEP_i + \beta_9 AGE_i + \beta_{10} MKT_GOV_i + \beta_{11} GDP_PC_i + \sum INDUSTRY_i + \sum YEAR_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Heckman 第一阶段的回归结果如表 5 第(1)列所示。可以看出,当因变量为企业家商会任职哑变量(CC_DUM)时,地形起伏度($RDLS$)的系数为-0.2225(Z 值为-7.6350),在 1% 水平上显著为负,与前文理论预测相一致。

Heckman 第二阶段的回归结果如表 5 第(2)列所示。可以看出,当因变量为民营企业参与乡村振兴规模($RURAL$)时,企业家商会任职哑变量(CC_DUM)的系数为 0.0091 且在 1% 水平上显著(T 值为 2.9443),假设 H 仍然成立。

表 5 Heckman 两阶段回归结果

变量	CC_DUM	$RURAL$
	(1)	(2)
$RDLS$	-0.2225*** (-7.6350)	
CC_DUM		0.0091*** (2.9443)
IMR		0.0373** (2.5403)
常数项	-1.8147*** (-3.8257)	-0.2247*** (-3.3246)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
R^2	0.1015	0.7097
观测值	17643	17643

(2)倾向得分匹配法(PSM)。为缓解企业参与乡村振兴可能引起的自选择偏差及样本不平衡问题,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法对回归模型进行稳健性检验。利用 Logit 模型构建倾向得分,选取模型(1)中的控制变量作为特征变量,依据 1:1 无放回匹配原则,为每个参与组企业匹配具有最相近倾向得分的非参与组企业。匹配后,通过对比两组在各控制变量上的均值,检验结果显示,二者间无统计显著差异,从而验证了匹配样本的平衡性,相关结果限于篇幅没有报告,备索。

匹配样本的回归结果如表 6 所示。当因变量为民营企业参与乡村振兴规模($RURAL$)时,第(1)列中企业家商会任职哑变量(CC_DUM)的系数为 0.0089,在 1% 水平上显著(T 值为 3.0254);第(2)列中企业家商会任职层级变量(CC_DEG)的系数为 0.0035,在 1% 水平上显著(T 值为 3.1266),这说明假设 H 仍然成立。

表 6 倾向得分匹配法(PSM)

变量	$RURAL$	
	(1)	(2)
CC_DUM	0.0089*** (3.0254)	
CC_DEG		0.0035*** (3.1266)

续表 6

变量	RURAL	
	(1)	(2)
常数项	0.0071 (0.1518)	0.0081 (0.1733)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
R ²	-0.2430	-0.2436
观测值	4530	4530

4. 稳健性检验

(1) 替换因变量。为保证研究结论的稳健性,本文重新选取三个指标衡量企业参与乡村振兴: 1) 企业是否参与乡村振兴哑变量(*RURAL_DUM*),当扶贫总金额(资金+物资折款)之和大于0时取值为1,否则为0; 2) 企业对乡村振兴重视程度(*RURAL_AR*),等于企业年报中出现“乡村振兴”的词频数; 3) 企业参与乡村振兴综合指标(*RURAL_PCA*),等于从产业、教育、就业、生态四个角度选取九个子指标^①,采用主成分分析法构建综合指标。

相关回归结果如表 7 所示。可以看出,当因变量为民营企业是否参与乡村振兴哑变量(*RURAL_DUM*)时,第(1)列中企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)的系数为0.2144(Z值为2.5288),第(2)列中企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数为0.0810(Z值为2.5881),分别在5%、1%水平上显著;当因变量为民营企业对乡村振兴重视程度(*RURAL_AR*)时,第(3)列中企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)的系数为0.0652(T值为2.2578),第(4)列中企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数为0.0258(T值为2.3794),均在5%水平上显著;当因变量为民营企业参与乡村振兴综合指标(*RURAL_PCA*)时,第(5)列中企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)的系数为0.1831(T值为1.9838),第(6)列企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数为0.0720(T值为2.0732),均在5%水平上显著。上述回归结果表明,企业家商会任职促进了民营企业参与乡村振兴,假设H再次得到验证。

表 7 替换因变量

变量	RURAL_DUM		RURAL_AR		RURAL_PCA	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CC_DUM</i>	0.2144** (2.5288)		0.0652** (2.2578)		0.1831** (1.9838)	
<i>CC_DEG</i>		0.0810*** (2.5881)		0.0258** (2.3794)		0.0720** (2.0732)
常数项	-5.3105*** (-3.3967)	-5.2699*** (-3.3711)	-2.2214*** (-4.6725)	-2.2118*** (-4.6495)	-9.0201* (-1.9105)	-8.9935* (-1.9066)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.1631	0.1631	0.4340	0.4340	0.1411	0.1412
观测值	17656	17656	17729	17729	17729	17729

(2) 替换自变量。本文构建了董事长或总经理商会任职种类变量(*CC_KND*),赋值标准为:若董事长或总经理在行业协会、同乡商会、工商联会中担任3类、2类、1类商会职务,则分别取值为

^① 九个子指标分别为:乡村产业发展项目个数、乡村产业发展金额、资助乡村学生人数、资助乡村学生金额、投入乡村教育金额、投入乡村技能培训金额、投入乡村技能培训人数、帮助乡村实现就业人数、乡村生态环保投入金额。

3、2、1,否则取值为0。

相关回归结果如表8所示。当因变量为民营企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)时,企业家商会任职种类变量(*CC_KND*)的系数为0.0056(T值为4.3314),在1%水平上显著,这与假设H的理论预测相一致。

表8 替换自变量

变量	<i>RURAL</i>
<i>CC_KND</i>	0.0056*** (4.3314)
常数项	-0.1185** (-2.2197)
控制变量	控制
行业/年份固定效应	是
R ²	0.7144
观测值	17729

(3)调整样本期间。本文所选取的样本期间为2016—2022年,而我国关于乡村振兴战略的第一个规划时间段是2018—2022年。为了使样本期间与规划时间更加切合,加强因果推断,本文将样本期间调整为2018—2022年,重新对基准模型进行回归。

相关回归结果如表9所示。可以看出,当因变量为民营企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)时,第(1)列中企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)的系数为0.0069(T值为2.2911),第(2)列中企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数为0.0024(T值为2.1456),均在5%水平上显著,这说明,在缩短样本期间之后,假设H仍然得到支持。

表9 调整样本期间

变量	<i>RURAL</i>	
	(1)	(2)
<i>CC_DUM</i>	0.0069** (2.2911)	
<i>CC_DEG</i>		0.0024** (2.1456)
常数项	-0.1603*** (-3.1958)	-0.1596*** (-3.1823)
控制变量	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是
R ²	0.7442	0.7437
观测值	13576	13576

5. 机制分析

(1)声誉机制。如理论分析部分所述,担任商会职务的企业家更倾向于通过积极参与乡村振兴来提升企业的社会声誉,树立良好的企业公民形象。在这种情况下,企业所面临的媒体关注度会影响企业家的声誉动机,进而影响其在商会职务上的实际作用。一方面,媒体报道形成的“盯住效应”能够使被报道的企业成为社会舆论关注的焦点(Dyck等,2008^[38];Qi等,2014^[39]),进而可能放大商会任职企业家的社会影响力和声誉资本,提高公众对这些企业家积极承担企业社会责任的期

望,这种舆论期望有助于激发企业家承担社会责任的使命感,减少机会主义行为。另一方面,新闻媒体是推动企业履行社会责任的重要压力之一,企业出现任何不光彩的事件都会被曝光,而企业积极履行社会责任也会得到广泛宣扬和褒奖(贾兴平等,2016^[40];徐莉萍等,2011^[41])。因此,在新闻媒体的舆论监督下,当企业家在各类商会组织中担任关键职务时,他们的特殊身份更可能促使他们积极参与乡村振兴。新闻媒体的报道效应和舆论治理机制使得兼任商会职务的企业家有更强烈的意愿投身增进社会福祉的乡村振兴行动,从而向外界传递积极信号,既积累声誉资本,也回应社会主体的期望和诉求。综上所述,本文预测,当企业的媒体关注度较高时,企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的促进作用将更为明显。

本文按照企业媒体关注度的高低进行分组检验。参考以往研究(贾兴平等,2016^[40];Nelson, 1974^[42]),本文采用网络财经新闻中企业出现次数作为衡量企业媒体关注度的指标。当企业被网络财经新闻提及次数高于年度行业中位数时,定义为媒体关注度高组(*HIGH MEDIA*),否则为媒体关注度低组(*LOW MEDIA*)。相关回归结果如表10所示。当因变量为民营企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)时,如第(1)列和第(3)列所示,在媒体关注度较高(*HIGH MEDIA*)的组别中,企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)和企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的回归系数分别为0.0094(T值为2.7040)和0.0034(T值为2.5974),均在1%水平上显著;而如第(2)列和第(4)列所示,在媒体关注度较低(*LOW MEDIA*)的组别中,企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)和企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的回归系数分别为0.0072(T值为1.4247)和0.0028(T值为1.5404),均不显著。上述回归结果表明,当媒体关注度较高时,企业家在商会任职对民营企业参与乡村振兴的促进作用更为显著。

表 10 机制分析:声誉机制

变量	<i>RURAL</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HIGH MEDIA</i>	<i>LOW MEDIA</i>	<i>HIGH MEDIA</i>	<i>LOW MEDIA</i>
<i>CC_DUM</i>	0.0094*** (2.7040)	0.0072 (1.4247)		
<i>CC_DEG</i>			0.0034*** (2.5974)	0.0028 (1.5404)
<i>FIRST</i>	0.0147 (1.2206)	0.0027 (0.1661)	0.0147 (1.2219)	0.0024 (0.1506)
<i>BOARD</i>	0.0051 (0.5053)	0.0066 (0.4027)	0.0051 (0.5099)	0.0065 (0.3967)
<i>INDEP</i>	-0.0322 (-0.9449)	-0.0894 (-1.6123)	-0.0317 (-0.9321)	-0.0895 (-1.6137)
<i>AGE</i>	-0.0007 (-0.3292)	-0.0032 (-0.8703)	-0.0007 (-0.3348)	-0.0032 (-0.8832)
<i>SIZE</i>	0.0139*** (8.8584)	0.0091*** (3.1187)	0.0139*** (8.7953)	0.0091*** (3.1064)
<i>LEV</i>	0.0119 (1.2295)	0.0271* (1.9275)	0.0119 (1.2301)	0.0271* (1.9240)
<i>ROA</i>	0.1289*** (5.9245)	0.1236*** (3.8426)	0.1289*** (5.9272)	0.1232*** (3.8408)

续表 10

变量	RURAL			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	HIGH MEDIA	LOW MEDIA	HIGH MEDIA	LOW MEDIA
<i>CFO</i>	0.0454** (2.5180)	0.0609** (2.1412)	0.0453** (2.5101)	0.0610** (2.1453)
<i>MKT_GOV</i>	-0.0084*** (-5.0278)	-0.0144*** (-5.5879)	-0.0084*** (-5.0275)	-0.0144*** (-5.5972)
<i>GDP_PC</i>	-0.0163*** (-4.1997)	-0.0127** (-2.4397)	-0.0162*** (-4.1909)	-0.0128** (-2.4528)
<i>ORIGIN</i>	-0.0008 (-0.2164)	0.0007 (0.1264)	-0.0007 (-0.2068)	0.0006 (0.1091)
<i>FAMINE</i>	-0.0001 (-0.0167)	0.0003 (0.0609)	-0.0001 (-0.0362)	0.0003 (0.0717)
<i>GENDER</i>	-0.0062 (-0.6455)	0.0210 (1.6193)	-0.0063 (-0.6563)	0.0210 (1.6209)
常数项	-0.1215** (-2.1777)	-0.0301 (-0.3152)	-0.1206** (-2.1617)	-0.0287 (-0.3004)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.8613	0.5377	0.8612	0.5379
观测值	11558	6171	11558	6171
<i>DIFF</i>	Chi2=0.16(P=0.6931) ^①		Chi2=0.08(P=0.7722)	

(2)政企关系。如理论分析部分所述,企业家为了更好地维持政企关系,通常会更具政治动机地参与乡村振兴。在这一过程中,当地政府对民营企业干预程度将影响企业家的政治动机,进而左右其在商会职务上的作用发挥。一方面,政府作用越强,代表政府更有能力要求民营企业参与乡村振兴。在此背景下,政府利用当地上市企业资源实现乡村振兴目标是一种可行手段。另一方面,政府作用越强,也意味着民营企业维护与政府关系的重要性愈发凸显。当企业所在地区政企关系程度较高时,企业更需要构建良好的政府关系以争取有利的竞争环境(薛有志等,2010)^[43]。因此,企业为保持市场地位和获取政府支持,会积极参与乡村振兴等政府倡导项目。综上所述,本文预测,当政企关系较为紧密时,企业家在商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响将更为明显。

本文按企业所在地政企关系程度的高低进行分组检验。参考以往研究(薛有志等,2010)^[43]以及《中国分省份市场化指数报告(2021)》(王小鲁等,2021)^[33],本文采用报告中的“政府与市场的关系”子指标衡量政企关系紧密程度。当该指数高于年度行业中位数时,定义为强关系组(*HIGH GOV*),否则为弱关系组(*LOW GOV*)。相关回归结果如表 11 所示。当因变量为民营企业参与乡村振兴规模(*RURAL*)时,如第(1)列和第(3)列所示,在强关系组(*HIGH GOV*)中,企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)和企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的回归系数分别为 0.0108(T 值为 2.5852)和 0.0042(T 值为 2.6854),均在 1% 水平上显著;如第(2)列和第(4)列所示,在弱关系组(*LOW GOV*)中,

① 本文进行了组间差异检验,检验结果显示,组间差异系数分别为 0.16(P 值 0.6931)和 0.08(P 值 0.7722),均不显著,但这不影响本部分的研究结论。

企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)和企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的回归系数分别为0.0056(T值为1.3471)和0.0019(T值为1.1876),均不显著。上述回归结果表明,当政企关系更紧密时,企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的促进作用更为显著。

表 11 机制分析:政企关系

变量	<i>RURAL</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>HIGH GOV</i>	<i>LOW GOV</i>	<i>HIGH GOV</i>	<i>LOW GOV</i>
<i>CC_DUM</i>	0.0108*** (2.5852)	0.0056 (1.3471)		
<i>CC_DEG</i>			0.0042*** (2.6854)	0.0019 (1.1876)
<i>FIRST</i>	0.0223 (1.5492)	0.0019 (0.1376)	0.0223 (1.5539)	0.0018 (0.1293)
<i>BOARD</i>	0.0275** (2.1314)	-0.0156 (-1.2559)	0.0274** (2.1239)	-0.0156 (-1.2538)
<i>INDEP</i>	-0.0087 (-0.2074)	-0.0755 (-1.6283)	-0.0088 (-0.2095)	-0.0750 (-1.6165)
<i>AGE</i>	-0.0014 (-0.5235)	-0.0028 (-1.0942)	-0.0014 (-0.5154)	-0.0028 (-1.1005)
<i>SIZE</i>	0.0096*** (5.2976)	0.0166*** (7.8339)	0.0095*** (5.2212)	0.0166*** (7.8314)
<i>LEV</i>	0.0233** (1.9734)	0.0134 (1.1441)	0.0230* (1.9587)	0.0134 (1.1486)
<i>ROA</i>	0.1128*** (4.6920)	0.1351*** (4.9408)	0.1126*** (4.6897)	0.1349*** (4.9385)
<i>CFO</i>	0.0656*** (3.0427)	0.0429** (2.0249)	0.0656*** (3.0446)	0.0428** (2.0230)
<i>MKT_GOV</i>	-0.0081*** (-3.6834)	-0.0053 (-1.6240)	-0.0081*** (-3.7115)	-0.0053 (-1.6308)
<i>GDP_PC</i>	-0.0110*** (-2.6227)	-0.0161*** (-3.0564)	-0.0110*** (-2.6270)	-0.0162*** (-3.0728)
<i>ORIGIN</i>	0.0007 (0.1506)	-0.0014 (-0.3029)	0.0007 (0.1616)	-0.0014 (-0.2986)
<i>FAMINE</i>	-0.0036 (-0.8552)	0.0031 (0.6904)	-0.0038 (-0.9028)	0.0031 (0.7010)
<i>GENDER</i>	-0.0049 (-0.4288)	0.0121 (0.9533)	-0.0049 (-0.4304)	0.0120 (0.9534)
常数项	-0.1570** (-2.1983)	-0.1537* (-1.9331)	-0.1543** (-2.1627)	-0.1525* (-1.9189)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
R ²	1.1078	0.5402	1.1091	0.5398

续表 11

变量	RURAL			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	HIGH GOV	LOW GOV	HIGH GOV	LOW GOV
观测值	7558	10171	7558	10171
DIFF	Chi2=0.84(P=0.3596) ^①		Chi2=1.14(P=0.2859)	

(3)文化认同。如理论分析部分所述,企业家因认同商会组织理念和重视自身声誉而更具组织动机,积极参与乡村振兴。在此背景下,当地商会的文化氛围浓厚程度会影响企业家的组织动机,从而左右其在商会职务上的作用发挥。一方面,商会文化氛围越浓厚,当地商会在社会中的影响力和凝聚力越强,企业家对商会组织的集体认同感也越高。商会文化核心价值(如“仁爱”与“义利”)能够深刻渗透至企业家的经营理念中,激励其将社会责任融入企业发展战略(修宗峰和周泽将,2018)^[25]。在商会文化氛围浓厚的地区,企业家更可能将参与乡村振兴视为贯彻商会核心价值观的重要契机。另一方面,商会文化氛围越浓厚,成员间共同维护组织声誉的需求也越强。在商会文化氛围浓厚的地区,企业家履行社会责任不仅是个人选择,更成为维系组织集体声誉的行为规范(章刚勇等,2022)^[44]。具有商会职务的企业家在此情境下通常更为重视商会整体声誉,并更倾向于积极参与乡村振兴,以彰显商会成员积极履行社会责任的形象。综上所述,在商会文化氛围浓厚的地区,企业家因对组织的认同及声誉维护而具有更强的参与动机,从而促进民营企业参与乡村振兴。本文预测,当企业所在地区商会文化氛围更浓厚时,企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响将更为明显。

本文按企业所在地商帮文化氛围浓厚程度进行分组检验。参考以往研究(修宗峰和周泽将,2018)^[25],本文采用企业所在地100千米范围内十大商帮发源地数量来衡量企业所在地的商帮文化氛围。当企业所在地包含的商帮发源地数量高于年度行业中位数时,定义为商帮文化氛围浓厚组(HIGH MGC),否则为商帮文化氛围淡薄组(LOW MGC)。相关回归结果如表12所示。当因变量为民营企业参与乡村振兴规模(RURAL)时,如第(1)列和第(3)列所示,在商帮文化氛围浓厚(HIGH MGC)的组别中,企业家商会任职哑变量(CC_DUM)和企业家商会任职层级变量(CC_DEG)的回归系数分别为0.0096(T值为2.7294)和0.0033(T值为2.5470),分别在1%和5%水平上显著;而如第(2)列和第(4)列所示,在商帮文化氛围淡薄(LOW MGC)的组别中,企业家商会任职哑变量(CC_DUM)和企业家商会任职层级变量(CC_DEG)的回归系数分别为0.0063(T值为1.0508)和0.0031(T值为1.3546),均不显著。上述回归结果表明,当民营企业所在地的商帮文化氛围较浓厚时,企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的促进作用更强。

表 12 机制分析:文化认同

变量	RURAL			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	HIGH MGC	LOW MGC	HIGH MGC	LOW MGC
CC_DUM	0.0096*** (2.7294)	0.0063 (1.0508)		
CC_DEG			0.0033** (2.5470)	0.0031 (1.3546)

① 本文进行了组间差异检验,检验结果显示,组间差异系数分别为0.84(P值0.3596)和1.44(P值0.2859),均不显著,但这不影响本部分的研究结论。

续表 12

变量	RURAL			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	HIGH MGC	LOW MGC	HIGH MGC	LOW MGC
FIRST	0.0085 (0.7093)	0.0143 (0.6984)	0.0084 (0.6994)	0.0143 (0.6987)
BOARD	0.0111 (1.0296)	-0.0091 (-0.5151)	0.0112 (1.0371)	-0.0095 (-0.5335)
INDEP	-0.0239 (-0.6381)	-0.0626 (-1.0207)	-0.0235 (-0.6277)	-0.0629 (-1.0257)
AGE	-0.0018 (-0.7948)	-0.0033 (-0.9439)	-0.0018 (-0.8060)	-0.0034 (-0.9649)
SIZE	0.0143*** (8.3504)	0.0097*** (3.2735)	0.0143*** (8.3336)	0.0095*** (3.1906)
LEV	0.0096 (0.9768)	0.0476*** (2.6444)	0.0098 (0.9961)	0.0470*** (2.6212)
ROA	0.1320*** (6.1752)	0.1207*** (3.0713)	0.1319*** (6.1766)	0.1204*** (3.0793)
CFO	0.0534*** (2.8997)	0.0499* (1.6920)	0.0534*** (2.9049)	0.0496* (1.6792)
MKT_GOV	-0.0101*** (-5.7672)	-0.0093*** (-2.9989)	-0.0100*** (-5.7514)	-0.0093*** (-3.0202)
GDP_PC	-0.0136*** (-3.3608)	-0.0175*** (-2.8971)	-0.0137*** (-3.3776)	-0.0174*** (-2.8967)
ORIGIN	0.0000 (0.0097)	-0.0011 (-0.1881)	0.0000 (0.0116)	-0.0013 (-0.2196)
FAMINE	0.0013 (0.3514)	-0.0037 (-0.6076)	0.0014 (0.3640)	-0.0041 (-0.6744)
GENDER	-0.0034 (-0.3663)	0.0225 (1.2205)	-0.0035 (-0.3691)	0.0223 (1.2028)
常数项	-0.1711*** (-2.8056)	-0.0380 (-0.3952)	-0.1699*** (-2.7842)	-0.0331 (-0.3445)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.6518	1.1541	0.6510	1.1583
观测值	13925	3804	13925	3804
DIFF	Chi2=0.23(P=0.6355) ^①		Chi2=0.01(P=0.9354)	

五、进一步讨论与分析

1. 商会类型

我国的商会主要包括工商业联合会(以下简称工商联)、行业协会和同乡商会三种类型。为考

^① 本文进行了组间差异检验,检验结果显示,组间差异系数分别为0.23(P值0.6355)和0.01(P值0.9354),均不显著,但这不影响本部分的研究结论。

察不同商会类型的影响力是否存在差异,本文进一步采用如下方法对民营企业家的商会任职类型进行区分:若企业家在工商联任职,则 *CC_BUSINESS* 取值为 1, 否则为 0; 若企业家在行业协会任职,则 *CC_INDUSTY* 取值为 1, 否则为 0; 若企业家在同乡商会任职,则 *CC_TOWN* 取值为 1, 否则为 0。

相关回归结果如表 13 所示。可以看出,企业家工商联任职哑变量(*CC_BUSINESS*)的回归系数为 0.0094(T 值为 2.3475),在 5% 水平上显著;企业家行业协会任职哑变量(*CC_INDUSTY*)的回归系数为 0.0071(T 值为 1.9255),在 10% 水平上显著;但企业家同乡商会任职哑变量(*CC_TOWN*)的回归系数不显著。可能的原因在于,在我国各类商会中,工商联和行业协会具有较强的官方色彩,其组织结构更为完善,与各级政府互动更为频繁,从而对在其中任职的民营企业家施加更强的制度性压力以促使其参与乡村振兴;相比之下,同乡商会因地缘性特征分属不同直管部门,部门间存在体制差异和利益纠葛,使得其对企业家的制度性压力较为分散,难以形成统一诉求(吴志国, 2017)^[45]。因此,相较于同乡商会,在工商联和行业协会任职的民营企业家对参与乡村振兴的积极影响更为显著。

表 13 商会类型分析

变量	<i>RURAL</i>
<i>CC_TOWN</i>	0.0015 (0.2582)
<i>CC_BUSINESS</i>	0.0094** (2.3475)
<i>CC_INDUSTY</i>	0.0071* (1.9255)
常数项	-0.1153** (-2.1597)
控制变量	控制
行业/年份固定效应	是
R ²	0.7112
观测值	17729

2. 参与乡村振兴方式

产业帮扶是民营企业参与乡村振兴的重要形式,位于“五个一批”和“五个振兴”工程之首。产业帮扶指在乡村地区培育和创建可持续发展的产业,通过发展和壮大当地产业来建设乡村,是一种“造血式”的振兴乡村手段。国内对产业帮扶的研究始于 21 世纪初,其研究内容主要包括产业帮扶工作的具体落实、实践经验、模式研究以及机制创新(韩斌, 2014)^[46]。2015 年 11 月,《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》将产业扶持提升到新的高度,明确提出“发展特色产业脱贫”和“发展产业是实现脱贫的根本之策,要因地制宜,把培育产业作为推动脱贫攻坚的根本出路”。总的来说,产业帮扶是我国实现乡村振兴的核心任务,这要求将企业投资与乡村发展有机结合,在政府资本与社会资本双重资金保障下,切实发挥产业帮扶的“造血”作用,最终实现乡村产业振兴。

上市公司在产业帮扶方面主要采取以下方式:一是农林产业帮扶,即上市公司依托乡村独特的气候与环境条件,推动农林产业稳定发展。二是资产收益帮扶,整合分散的资源要素,将其转化为资产,并纳入优势产业平台,以促进经济自给自足。三是旅游产业帮扶,将旅游业打造为区域经济支

柱,从而带动乡村居民增收致富。四是电商产业帮扶,即依托电子商务平台精准对接市场需求,优化种植结构,提升产品匹配度。五是消费帮扶,通过原料采购、农业品牌建设以及“公司+农户+合作社”等多元化模式,促进农民收入增长。为探讨企业家商会任职是否影响民营企业参与产业帮扶或非产业帮扶,本文根据上市企业年报中披露的产业帮扶信息,构建了产业帮扶规模(*RURAL_INDU*)和非产业帮扶规模(*RURAL_NONINDU*)两个变量,在全样本基础上检验企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴方式的异质性影响。赋值标准如下:产业帮扶规模(*RURAL_INDU*)为第 *t* 年末产业帮扶总金额×100000/第 *t* 年初资产总额,非产业帮扶规模(*RURAL_NONINDU*)为(第 *t* 年末扶贫总金额-第 *t* 年末产业帮扶总金额)×100000/第 *t* 年初资产总额。

相关回归结果如表 14 所示。如表 14 第(1)列和第(3)列所示,当因变量为产业帮扶规模(*RURAL_INDU*)时,企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)和企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数分别在 10%、5% 水平上显著;如表 14 第(2)列和第(4)列所示,当因变量为非产业帮扶规模(*RURAL_NONINDU*)时,企业家商会任职哑变量(*CC_DUM*)和企业家商会任职层级变量(*CC_DEG*)的系数均不显著。上述结果表明,企业家商会任职对民营企业参与产业帮扶投入规模具有更显著的正向影响,这对于如何将民营企业发展与乡村振兴有机结合以及引导民间资本以多样化方式参与乡村振兴提供了重要的政策启示。

表 14 参与乡村振兴方式分析

变量	RURAL			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>RURAL_INDU</i>	<i>RURAL_NONINDU</i>	<i>RURAL_INDU</i>	<i>RURAL_NONINDU</i>
<i>CC_DUM</i>	0.0054* (1.7163)	0.0017 (1.0930)		
<i>CC_DEG</i>			0.0025** (2.1338)	0.0008 (1.4361)
常数项	-0.2416*** (-4.0955)	-0.1242*** (-4.2485)	-0.2398*** (-4.0635)	-0.1235*** (-4.2293)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.6298	1.1027	0.6311	1.1039
观测值	17729	17729	17729	17729
<i>DIFF</i>	Chi2= 2.60(P=0.1070) ^①		Chi2=3.71(P= 0.0541*)	

六、研究结论与启示

基于我国实施乡村振兴战略的时代背景,本文以 2016—2022 年我国证券市场 A 股民营上市公司为研究对象,检验了企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响。研究发现,企业家商会任职能够有效促进民营企业参与乡村振兴;这一影响主要通过声誉机制、政企关系和文化认同等路径发挥作用。具体而言,商会任职不仅提高了民营企业的社会曝光度,促使企业家为提升声誉积极投身乡村振兴,还加强了民营企业与政府的联系,使企业家更倾向于响应政策以维持良好的

① 本文进行了组间差异检验,检验结果显示,组间差异系数分别为 2.60(P 值 0.1070)和 3.71(P 值 0.0541),但这不影响本部分的研究结论。

政企关系。同时,商会倡导的“义利兼顾、以义为先”家国情怀进一步增强了企业家的文化认同,从而推动民营企业更主动地参与乡村振兴;企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响在商会任职类型和乡村振兴方式方面存在异质性。具体而言,企业家在工商联和行业协会的任职对企业参与乡村振兴的促进作用更为明显,同时,企业家商会任职对民营企业在产业帮扶方面的正向影响更大。

根据上述研究结论,本文提出以下研究启示:第一,企业家在商会的任职能够有效促进民营企业参与乡村振兴。基于此,政府部门应积极引导工商联、行业协会、同乡商会等社会组织深度参与乡村振兴,激发企业参与乡村振兴中的主动性和责任感,进一步加强商会与企业的联系,提升民营企业在乡村振兴中的参与度和贡献率。第二,本文从声誉机制、政企关系和文化认同三个方面揭示了企业家商会任职促进民营企业参与乡村振兴的内在机理。因此,当地政府应对在乡村振兴中取得显著成效的企业进行正面宣传,提升其品牌形象和社会影响力;同时,通过制定合理的政策和监管措施,引导和激励民营企业投身乡村振兴;此外,应加强商会文化建设,通过教育培训、文化交流等方式,增强企业家对商会组织理念的认同感。第三,企业家商会任职对民营企业参与乡村振兴的影响在商会组织类型和参与模式方面存在异质性,具体而言,企业家在工商联和行业协会等官方背景较强的商会中任职,对企业参与乡村振兴的推动作用更为显著,并且商会任职主要促进企业参与产业帮扶。因此,政策制定者应结合商会的不同性质和职能,有针对性地推动这些商会在产业帮扶中的深度参与,以进一步鼓励更多民营企业积极投身乡村振兴。

参考文献

- [1]朱方明,刘丸源.坚持和完善社会主义基本经济制度,保障脱贫攻坚任务全面完成[J].北京:政治经济学评论,2020,(2):43-51.
- [2]李实,陈基平,滕阳川.共同富裕路上的乡村振兴:问题、挑战与建议[J].兰州大学学报(社会科学版),2021,(3):37-46.
- [3]Liu, Y.S., Y.Z.Zang, and Y.Y.Yang.China's Rural Revitalization and Development: Theory, Technology and Management[J].*Journal of Geographical Sciences*, 2020, 30, (12): 1923-1942.
- [4]Liao, C., D.Fei, Q.Huang, L.Jiang, and P.Shi.Targeted Poverty Alleviation through Photovoltaic-Based Intervention: Rhetoric and Reality in Qinghai, China[J].*World Development*, 2021, 137: 105-117.
- [5]张海鹏,郜亮亮,闫坤.乡村振兴战略思想的理论渊源、主要创新和实现路径[J].北京:中国农村经济,2018,(11):2-16.
- [6]Liu, Y., F.Fang, and Y.Li.Key Issues of Land Use in China and Implications for Policy Making[J].*Land Use Policy*, 2014, 40: 6-12.
- [7]McLaughlin, K.Infectious Disease: Scandal Clouds China's Global Vaccine Ambitions[J].*Science*, 2016, 352: 506.
- [8]陆林,任以胜,朱道才,程久苗,杨兴柱.乡村旅游引导乡村振兴的研究框架与展望[J].北京:地理研究,2019,(1):102-118.
- [9]Qu, T.Poverty Alleviation in China Plan and Action[J].*China Journal of Social Work*, 2017, 10, (1): 79-85.
- [10]马雯嘉,吴茂祯.从全面脱贫到乡村振兴:国家级贫困县政策对当地经济发展的影响[J].北京:中国软科学,2024,(S1):1-15.
- [11]张国建,佟孟华,李慧,陈飞.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].北京:中国工业经济,2019,(8):136-154.
- [12]胡联,汪三贵.我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?[J].北京:管理世界,2017,(1):89-98.
- [13]任长秋,王钊.企业介入精准扶贫的影响因素研究——基于注意力视角的实证分析[J].成都:软科学,2020,(6):72-78.
- [14]杨义东,程宏伟.政治资源与企业精准扶贫:公益项目下的资本性考量[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2020,(9):64-82.
- [15]Chang, Y., W.He, and J.Wang.Government Initiated Corporate Social Responsibility Activities: Evidence from a Poverty Alleviation Campaign in China[J].*Journal of Business Ethics*, 2020, 173: 1-25.
- [16]邓博夫,陶存杰,吉利.企业参与精准扶贫与缓解融资约束[J].上海:财经研究,2020,(12):138-151.

- [17]黄琨,李云,段志鑫.媒体关注、产权性质与企业精准扶贫[J].合肥:华东经济管理,2020,(6):112-120.
- [18]杨治,胡晨昊.企业社会责任活动中国有产权对制度扩散的影响研究[J/OL].天津:南开管理评论,2024,https://link.cnki.net/urlid/12.1288.f.20231226.1138.004.
- [19]修宗峰,冯鹏朔,殷敬伟,周泽将.党组织治理、政策响应与国有企业参与脱贫攻坚[J].上海:财经研究,2022,(2):47-62.
- [20]陈剩勇,马斌.温州民间商会:自主治理的制度分析——温州服装商会的典型研究[J].北京:管理世界,2004,(12):31-49,155.
- [21]冯巨章.企业合作网络的边界——以商会为例[J].北京:中国工业经济,2006,(1):72-79.
- [22]Peng, M.W., and P.S.Heath.The Growth of the Firm in Planned Economies in Transition: Institutions, Organizations, and Strategic Choice[J].Academy of Management Review, 1996,21,(2):492-528.
- [23]Xin, K. R., and J. L. Pearce. Guanxi: Connections as Substitutes for Formal Institutional Support [J]. Academic Management Journal, 1996, 39: 1641-1658.
- [24]Kanagaretnam, K., Z.F.Xiu, and Z.J.Zhou.Does Culture Matter for Corporate Philanthropic Giving? [J].Emerging Markets Finance and Trade, 2019, 55, (10):2365-2387.
- [25]修宗峰,周泽将.商帮文化情境下民营上市公司业绩对慈善捐赠的影响[J].武汉:管理学报,2018,(9):1347-1358.
- [26]Du X, J.Weng, Q.Zeng, and H.Pei.Culture, marketization, and owner-manager agency costs: A case of merchant guild culture in China[J].Journal of Business Ethics, 2017, (143):353-386.
- [27]Liu, Q., J.Luo, and G.G.Tian.Managerial Professional Connections Versus Political Connections: Evidence from Firms' Access to Informal Financing Resources[J].Journal of Corporate Finance, 2016, 41:179-200.
- [28]罗劲博,李小荣.高管的“行业协会”任职与企业过度投资:资源汲取还是资源诅咒[J].天津:南开管理评论,2019,(5):64-78.
- [29]王浩军,宋铁波,黄键斌.行业协会关联对企业 ESG 表现的影响研究[J].武汉:管理学报,2024,(4):507-516.
- [30]Pfeffer, J., and G.R.Salancik.The External Control of Organizations: A resource Dependence Perspective[M].Stanford University Press, 2003.
- [31]Tajfel, H., M.G.Billig, R.P.Bundy, and C.Flament.Social categorization and intergroup behaviour[J].European Journal of Social Psychology, 1971, 1, (2):149-178.
- [32]曹志敏.论外部效应内在化处理机制下精准扶贫与乡村振兴的有效衔接[J].北京:中国软科学,2021,(S1):46-57.
- [33]王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告,(2021)[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [34]解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J].北京:管理世界,2021,(1):128-149,9.
- [35]蔡洪滨,周黎安,吴意云.宗族制度、商人信仰与商帮治理:关于明清时期徽商与晋商的比较研究[J].北京:管理世界,2008,(8):87-99,118,188.
- [36]Fan, C.C., and A.J.Scott.Industrial Agglomeration and Development: A Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and A Statistical Analysis of Chinese Regions[J].Economic Geography, 2003, 79, (3):295-319.
- [37]林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].北京:经济研究,2019,(2):119-132.
- [38]Dyck, A., N.Volchkova, and L.Zingales.The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia[J].The Journal of Finance, 2008, 63, (3):1093-1135.
- [39]Qi, B., R.Yang, and G.Tian.Can Media Deter Management from Manipulating Earnings? Evidence from China[J].Review of Quantitative Finance and Accounting, 2014, 42, (3):571-597.
- [40]贾兴平,刘益,廖勇海.利益相关者压力、企业社会责任与企业价值[J].北京:管理学报,2016,(2):267-274.
- [41]徐莉萍,辛宇,祝继高.媒体关注与上市公司社会责任之履行——基于汶川地震捐款的实证研究[J].北京:管理世界,2011,(3):135-143,188.
- [42]Nelson, P.Advertising as Information[J].Journal of Political Economy, 1974, 82, (4):729-754.
- [43]薛有志,张鲁彬,李国栋.民营企业多元化战略、政治资源与公司绩效[J].杭州:商业经济与管理,2010,(6):18-25.
- [44]章刚勇,王立彦,文芳.集体声誉、产权性质与债务融资——基于中国高校系上市公司的准自然实验[J].北京:中国软科学,2022,(4):183-192.
- [45]吴志国.当代中国同乡商会组织兴起背景与原因的分层探讨[J].长沙:湖南社会科学,2017,(1):141-146.
- [46]韩斌.我国农村扶贫开发的模式总结和反思[J].太原:技术经济与管理研究,2014,(6):119-122.

Social Capital Embeddedness and Corporate Participation in Rural Revitalization: Evidence from Entrepreneurs' Chambers of Commerce Appointments

XIU Zong-feng, WU Yan-song, LIU Ran, ZHANG Ying

(Business School, Central South University, Changsha, Hunan, 410083, China)

Abstract: Rural revitalization is a critical strategy for China to address the “three rural issues” (agriculture, rural areas, and farmers) and achieve common prosperity. This study examines private enterprises listed on the Shanghai and Shenzhen stock markets (A-shares) from 2016 to 2022, pioneering an exploration of how entrepreneurs' roles in chambers of commerce influence private enterprises' participation in rural revitalization. The findings indicate that entrepreneurs' chambers of commerce appointments positively promote private enterprises' engagement in rural revitalization. Mechanism analysis reveals that this influence is achieved through specific mechanisms such as reputation enhancement, political pressure, and cultural identification. Heterogeneous analysis further shows that entrepreneurs' roles in the Federation of Industry and Commerce and industry associations have a more pronounced positive impact on private enterprises' participation in rural revitalization, with private enterprises primarily contributing through industrial support. This study demonstrates that positive interactions between private enterprises and chambers of commerce provide essential social capital for advancing the rural revitalization strategy. It offers new evidence for understanding the drivers of private enterprises' participation in rural revitalization and establishes a policy foundation for better leveraging the role of private enterprises in China's social public governance.

The rural revitalization strategy is essential for China's balanced development, aiming to improve rural infrastructure, enhance agricultural productivity, and promote rural industries. Private enterprises play a significant role in this process by bringing investment, technology, and management expertise to rural areas, creating employment opportunities, and improving living standards. This study focuses on entrepreneurs' roles in chambers of commerce, such as the Federation of Industry and Commerce and industry associations, which serve as platforms for communication, cooperation, and resource sharing.

The findings suggest that entrepreneurs' appointments in chambers of commerce positively influence private enterprises' participation in rural revitalization through three key mechanisms: reputation enhancement, political pressure, and cultural identification. Entrepreneurs in these associations value their social image, feel pressure to respond to government initiatives, and develop a stronger sense of cultural responsibility. For example, entrepreneurs who actively participate in rural revitalization projects often gain public recognition and enhance their enterprises' reputations. Additionally, the government's policy guidance and incentive measures put pressure on entrepreneurs to engage in rural development. Heterogeneous analysis shows that roles in the Federation of Industry and Commerce and industry associations have a more significant impact, likely due to their extensive networks and closer connections with policymakers. Private enterprises primarily contribute through industrial support, leveraging their market competitiveness to develop rural industries such as modern agriculture and rural tourism.

This study highlights the importance of chambers of commerce in promoting private enterprises' participation in rural revitalization and provides insights into the underlying mechanisms. It underscores the need for policies that strengthen the role of chambers of commerce and encourage private enterprises to develop rural industries. By understanding these dynamics, governments can design more effective incentive measures to enhance private sector involvement in rural development. The study contributes to advancing the rural revitalization strategy and improving social public governance in China.

Moreover, collaboration between chambers of commerce and private enterprises facilitates rural economic growth and social progress. The social capital generated through these interactions aids in implementing rural revitalization projects and fosters a sense of shared responsibility among entrepreneurs. This symbiotic relationship is crucial for the sustainable development of China's economy and society. The findings provide a theoretical basis for policies that harness the potential of private enterprises in addressing rural challenges and promoting inclusive growth.

Key Words: chambers of commerce appointment; rural revitalization; private enterprises; public governance; entrepreneurs

JEL Classification: D21, M14, R58

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2025.04.005

(责任编辑:刘建丽)