

党组织参与民营企业治理的效果与机制研究

程 磊 郑前宏*

摘要：在经济“新常态”下，民营企业建立党组织是大势所趋，形成了“中国特色”的公司治理机制。本文基于 2003—2021 年中国 A 股民营上市公司数据，手工收集兼任上市公司董事、监事和高管的党组成员信息，实证考察党组织参与公司治理对民营企业绩效的影响。研究发现，党组织参与民营企业治理程度的提高会使得企业资产回报率显著上升。在采取多种方法控制内生性问题后，这一正向促进作用依然存在。机制分析发现，党组织参与公司治理通过缓解企业信贷约束、提升企业政策认知水平以及保护企业员工合法权益提高民营企业的经济绩效。本文全面系统地研究了民营企业党组织建设的效果及作用机制，不仅为“中国特色”公司治理机制的有效性提供了证据支持，还为非公有制企业进一步开展党建工作提供了政策依据。

关键词：党组织；企业绩效；公司治理；民营企业

中图分类号：F276.1

一、引言

2021 年是中国共产党成立 100 周年，具有伟大的历史意义。一百年来，党领导中国人民进行伟大奋斗，积累了宝贵的历史经验，其中之一，就是坚持党的领导。在经济发展方面，党领导中国经济体制改革，建立并完善了中国社会主义市场经济体制。在这一过程中，党的基层组织通过“双向进入、交叉任职”制度进入企业决策层，形成了“中国特色”的公司治理机制。这种现象在欧美发达国家企业中很少出现，可以说是中国企业发展壮大过程中的一种独特现象。在 2016 年 10 月召开的全国国有企业党的建设工作会议上，习近平总书记就提到，“中国特色现代国有企业制度，‘特’就特在把党的领导融入公司治理各环节”^①。在

*程磊（通讯作者），武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：chenglei2016@whu.edu.cn；郑前宏，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：zhengqianhong1@outlook.com。

本文为武汉大学自主科研项目（人文社会科学）研究成果，得到“中央高校基本科研业务费专项资金”资助。本文还得到国家自然科学基金项目“政治关联丧失对企业绩效的影响及企业的应对策略”（批准号：71703113）的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

①资料来源：新华网（http://www.xinhuanet.com/politics/2016-10/11/c_1119697415.htm）。

这一背景下,党组织参与公司治理引起了学界和业界的广泛讨论。鉴于此,研究党组织对公司治理的影响具有重要的现实意义,它不仅可以帮助我们更好地了解“中国特色”的公司治理机制,而且为党组织在企业中进一步开展工作提供政策依据。

由于企业所有制性质,党组织天然内嵌于国有企业中,所以现有文献大多集中于研究党组织如何影响国有企业行为(Chang and Wong, 2004; 马连福等, 2012, 2013; 陈仕华等, 2014; 李明辉等, 2020; 柳学信等, 2020; 郝健等, 2021; 罗连发等, 2021; 修宗峰等, 2022)。只有少数几篇文章关注过民营企业党组织现象(龙小宁、杨进, 2014; 董志强、魏下海, 2018; 何轩、马骏, 2018; 郑登津等, 2020; 万攀兵, 2020),但它们往往只研究党组织对民营企业某一行为的影响,如员工福利、企业慈善捐赠等,缺乏对党组织参与公司治理效果与机制的全面了解。在经济“新常态”背景下,越来越多的民营企业准备或已经建立了基层党组织。据《2018年中国共产党党内统计公报》统计,截至2018年12月31日,全国共有158.5万家非公有制企业法人单位建立了党组织。另据国泰安数据库(CSMAR)统计,截至2021年底,中国民营上市公司建立党组织的比例已超过70%。因此,评估党组织参与民营企业治理的经济效果,识别党组织在民营企业中发挥作用的机制,探索党组织与现代企业制度的融合方式,是现阶段促进民营经济高质量发展亟待解决的问题。

本文以沪深A股民营上市公司数据为研究样本,实证考察党组织参与治理对民营企业经济绩效的影响,有以下三个方面的边际贡献:

第一,本文通过考察党组织对民营企业绩效的影响,拓展了党组织与企业关系的研究。由于党组织是国有企业的重要组成部分,现有大部分文献都集中研究它对国有企业行为的影响。现实中,还有一部分民营企业没有建立任何类型的党组织,阻碍了民营企业党建活动的推进。其中一个可能的原因是,这些企业不了解党组织如何影响企业绩效以及如何参与企业经营管理。本文利用上市公司面板数据系统性地研究了民营企业党组织建设的效果及作用机制,为民营企业开展党建工作提供了现实依据。

第二,以往研究民营企业党组织建设的相关文献,基本上都是使用中国私营企业调查数据。该数据较为陈旧,最新可获得的只有2014年数据,无法准确反映当前民营企业党组织建设的发展现状。本文使用2003—2021年A股民营上市公司数据进行回归分析,时间跨度更长,且能捕捉到民营企业党组织建设的最新动态。此外,与构建“是否建立党组织”或“党组成员是否兼任董事、监事和高管”等虚拟变量相比,本文使用兼任董事、监事或高管的党组成员人数占董事、监事和高管总人数的比例来衡量党组织参与企业治理的程度更加准确可靠。

第三,本文进一步探讨了党组织在民营企业中发挥作用的机制。尽管不少文献研究了党组织如何影响企业的各种经济行为,但党组织在企业中到底如何发挥作用仍未得到充分验证。由于民营企业 and 国有企业在产权结构、公司治理、组织构架、企业目标、人事任免、社会责任等方面存在显著差异,探索党组织影响民营企业绩效的机制不能简单套用国有企业的模式。本文从缓解企业信贷约束、提升企业政策认知水平以及保护企业员工合法权益出发,探讨党组织如何参与民营企业治理。此外,本文还发现党组织参与治理是公司内部治理机制的有效替代,为“中国特色”公司治理机制的有效性提供了经验证据。

本文余下内容安排如下:第二部分回顾相关文献,提出本文的研究假设;第三部分是研究设计,包括样本选择、变量定义和模型设定;第四部分报告基准回归结果并进行内生性和稳健性检验;第五部分探讨党组成员在民营企业中发挥作用的机制;第六部分是研究结论与启示。

二、文献回顾和研究假设

(一)党组织参与国有企业治理的相关研究

企业党组织是中国共产党在企业中的基层单位。2005年《新公司法》规定,“在公司中,根据中国共产党章程的规定,设立中国共产党的组织,开展党的活动。公司应当为党组织的活动提供必要条件”。实践中,党组织是国有企业的重要组成部分,在国有企业改革和发展中起到不可或缺的作用。具体而言,党组织通过“双向进入、交叉任职”制度参与国有企业治理(马连福等,2012;李明辉等,2020;柳学信等,2020)。具体而言,“双向进入”是指,一方面,使董事会、监事会、经理层中的党员按照党章及相关规定进入党委会;另一方面,使符合条件的党委成员通过法定的程序加入董事会、监事会或经理层。“交叉任职”是指,董事长兼任党委书记,或董事长兼任党委副书记以及党委书记兼任副董事长。2016年10月,习近平总书记在全国国有企业党的建设工作会议上强调,要“把党的领导融入公司治理各环节,把企业党组织内嵌到公司治理结构之中”^①。2017年10月,新党章确立了党委在国有企业中“把方向、管大局、保落实”的重要职能,并赋予党委成员参与企业重大决策的权利。

现有文献发现,党组织在国有企业中主要发挥治理和监督作用。关于治理作用,党组织参与公司治理可以降低企业代理成本(张弛,2019)、提高企业投资效率(叶永卫等,2021)、提高董事会治理效率(马连福等,2012;佟岩等,2021)、提高并购溢价(陈仕华、卢昌崇,2014)、降低企业承担的风险(李明辉、程海艳,2020)、提高企业审计质量水平(程博等,2017)等。关于监督作用,国有企业建立党组织可以减少高管腐败(严若森、吏林山,2019)、抑制高管攫取超额薪酬(陈仕华等,2014;马连福等,2013)、减少企业避税行为(李明辉等,2020)、抑制国有资产流失(陈仕华、卢昌崇,2014)、激励董事发表异议(柳学信等,2020)、抑制企业年报语调操纵行为(鲍晓静、李亚超,2021)、督促企业参与扶贫攻坚(修宗峰等,2022)、抑制企业金融化(乔嗣佳等,2022)等。

此外,在国有企业改革过程中,党委一直保留着企业高管的人事任免权(马连福等,2013;严若森、吏林山,2019;柳学信等,2020)。纵观我国国有企业改革历程,经济制度在不断深化,但人事制度并没有发生很大改变,“党管干部”原则始终没有动摇。2002年,中共中央颁布的《党政领导干部选拔任用工作条例》中明确指出,选拔任用党政领导干部,必须坚持党管干部原则。2012年11月,党的十八大报告中再次强调,要坚持党管干部、党管人才原则。党委的人事任免权是平衡国有企业内部人控制的重要力量,即党委做出的惩戒性罢免会对企业高管形成有效制衡。可以说,“党管干部”是党组织在国有企业中发挥治理和监督职能的重要保障。

^①资料来源:新华网(http://www.xinhuanet.com/politics/2016-10/11/c_1119697415.htm)。

(二)党组织参与民营企业治理的效果与机制分析

现有文献关于党组织参与民营企业治理的研究较少,主要集中于研究党组织对企业社会责任的影响,如职工权益(龙小宁、杨进, 2014; 董志强、魏下海, 2018; 刘长庚等, 2022)、环保投资(王舒扬等, 2019)、慈善捐赠(万攀兵, 2020)等。何轩和马骏(2018)考察了民营企业进行党组织建设的经济效果,但该研究只利用了2010年中国私营企业调查数据,可能存在数据陈旧、样本量偏少、内生性等问题。因此,现有文献缺乏对党组织参与民营企业治理的效果与机制的全面了解。

由于民营企业 and 国有企业在产权结构、公司治理、组织构架、企业目标、人事任免、社会责任等方面存在诸多差异,所以研究党组织参与民营企业治理的机制和效果不能套用国有企业模式。在民营企业中,党组织并不直接参与企业的经营治理,但会参加企业的重要会议与决策过程,主要发挥间接作用,具体表现在引导、咨询、统战、维权、协调和企业文化建设等方面(何轩、马骏, 2018; 万攀兵, 2020),其目标是探索党组织建设与企业发展的最佳融合方式。实践中,民营企业党组织建设的重心之一在于“围绕生产抓党建,抓好党建促生产”。张月和刘兴平(2020)发现,中国民营企业500强榜单前列企业,都有一个共同点,就是这些企业非常重视党建工作。因此,本文认为党组织参与治理能够促进民营企业健康发展,提升企业绩效,具体表现为以下三个方面:

1.党组织有助于缓解企业信贷约束

由于信息不对称、信用担保缺失、抵押品不足等问题,民营企业融资难、融资贵的困境一直无法有效解决。因此,不少民营企业试图通过获取政治关联缓解其信贷约束。其中,企业党组织嵌入作为一种自上而下的政治关联形式有助于企业获得银行信贷。首先,企业党组织与上级党委和地方政府存在天然联系。当企业主在经营过程中遇到困难时(如无法获得银行信贷),可以通过企业党组织直接与上级党委和政府沟通,及时反映生产经营困难和利益诉求。2012年5月,中共中央办公厅印发的《关于加强和改进非公有制企业党的建设工作的意见(试行)》(以下简称《2012年意见》)也要求非公有制企业党组织“要注意听取企业出资人意见,帮助企业解决在发展中遇到的难题”^①,有利于解决民营企业贷款难等问题。其次,党组织的建立既是一种政治信号,也是一种经济信号,即该企业具有较好且稳定的发展前景。作为一种声誉信号,企业建立党组织后会受到更多关注,在一定程度上减少企业与银行的信息不对称,有助于企业获得更多贷款(肖炜诚, 2021)。同时,出于对党组织和政府的信任,银行等正规金融部门也会降低对建立了党组织的民营企业的信贷排斥。从某种程度上讲,党组织的存在对民营企业而言起到一种隐性担保的作用(尹智超等, 2021)。最后,党组织参与企业治理在一定程度上能够约束企业行为,提高企业披露信息的真实性和规范性,向外界发出企业经营稳定、注重声誉的信号,从而缓解银企之间的信息不对称。比如,戴亦一等(2017)发现,设立党组织是用共产主义价值观规范公司治理的一条渠道,党组织通过对党员高管的约束,降低了企业财务造假风险。李世刚和章卫东(2018)也得出类似结论,即民营企业党组织参与公司治理能够提升董事会治理水平,显著降低企业被出具非标准审计

^①资料来源:国家市场监督管理总局官网(https://www.samr.gov.cn/djzcj/scdjgz/wjfb/art/2023/art_ff5a773e582448b991d465c0b70c52c5.html)。

意见的概率,提高企业信息透明度。归纳起来,党组织通过政治关联、信号机制以及提升企业的治理水平缓解民营企业的信贷约束,从而提升企业绩效。

2. 党组织有助于提升企业政策认知水平

自2008年全球金融危机爆发以来,中国政府出台了一系列旨在刺激经济的政策和措施,但疫情的冲击和外部环境的复杂性导致经济政策的不确定性增加。宏观经济政策的频繁波动使得微观企业处于一个不可预测、模糊的经营环境中,严重影响企业的正常经营活动(Gulen and Ion, 2016)。与国有企业相比,民营企业面临的政策沟通不畅更加突出,致使民营企业难以捕捉政策环境的动态变化。

作为嵌入企业内部的政治主体,党组织是企业与地方政府和上级党委的重要沟通桥梁,有助于民营企业获取并理解政策信息,从而消除政策不确定性对企业绩效的负面冲击。具体而言,一方面,党组织参与公司治理有利于民营企业决策层更加及时获取当前的政策信息。企业党组织作为党和政府在基层经济领域的“神经末梢”,对各项政策法规有更全面深入的理解,它能够利用其组织优势,及时将政府政策、市场变化等信息准确地传达给民营企业,帮助其充分了解政策和市场信息,从而减少政策认知不足导致的经济风险(何轩、马骏, 2018)。此外,基于自身履职需要,设立了党组织的民营企业也会主动了解政策信息,因而对政策环境的变化更为敏感(徐细雄等, 2020)。另一方面,党组织嵌入有利于民营企业更加准确理解和分析政策信息。由于党组成员长期接受党和政府治国理政思想的熏陶以及相关政策方针的学习(Marquis and Qiao, 2018),这使得他们拥有较高的政策理解能力,有助于纠正民营企业的政策认知偏差,为企业投资决策提供科学依据。加之,党组织还会不定期组织党员高管学习党的重要文件和思想,开展民主生活会、党员活动日、“三会一课”等,这些党建活动都有助于进一步强化企业管理层的政策理解能力。综上所述,党组织参与公司治理一方面提高了民营企业获取政策信息的能力,另一方面加强了民营企业理解政策信息的能力,因此有利于降低政策不确定性对企业绩效的负面影响。

3. 党组织有助于保护企业员工合法权益

长期以来,我国民营企业中工会化程度较低且工会作用较弱,导致劳资纠纷突出,员工合法权益无法得到充分保障(魏下海等, 2013; 龙小宁、杨进, 2014)。因此,维护员工合法权益成为民营企业党组织的一个重要职能。《2012年意见》中就提到,非公有制企业党组织的职能之一是,领导工会、共青团等群众组织,团结凝聚职工群众,维护各方合法权益,促进企业健康发展。董志强和魏下海(2018)利用中国私营企业调查数据研究发现,民营企业党组织能够显著改善职工权益,具体表现为显著提高个人劳动合同和集体合同的签约率以及人均培训费支出。刘长庚等(2022)也得到类似结论,即民营企业党组织能通过强化员工权益保护和发挥自身劝导力等方式提高劳动收入份额。在实践中,党组织参与协调劳资关系、维护职工利益主要通过以下三个途径实现:一是通过领导工会、职工代表大会等群众组织参与企业民主管理和推进工资集体协商,从而改善职工福利;二是党委书记参加或列席企业管理层重要会议,引导企业实施合理的劳资分配方案;三是通过宣传党的长期奋斗目标和执政理念(如共同富裕),培养企业集体意识和责任意识,劝阻企业不合理的分配行为,保护劳动者的合法权益。综上所述,民营企业党组织通过维护员工的合法权益,提高了员工对企业认同感和归属感,增强了企业的凝聚力,进而提升企业绩效。

基于上述分析,本文提出:
假设 1:在其他条件不变的情况下,党组织参与公司治理有助于提高民营企业的经济绩效。

三、研究设计

(一) 样本及数据来源

本文以 2003—2021 年 A 股民营上市公司数据作为样本,实证考察党组织参与公司治理如何影响民营企业绩效。本文从上海和深圳证券交易所网站上下载 2003—2021 年内所有民营上市公司的公告和年报,通过翻阅董事、监事和高管的个人简历,手工整理出兼任董事、监事和高管的党组成员信息,以此构建党组织参与公司治理的程度指标。所有其他财务变量均来自国泰安(CSMAR)和万德(WIND)数据库。按照惯例,本文对原始数据进行以下处理:(1)删除样本期内被标注 ST 或 ST* 的企业;(2)删除金融、保险类企业;(3)删除数据缺失的公司年度观测值;(4)对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理,以消除极端值的影响。最终,本文得到一个非平衡面板数据,包括 2 106 家民营上市公司和 23 718 个公司年度观察值。如表 1 所示,样本企业主要分布在 11 个行业,其中制造业企业占比超 40%。关于“双向进入”比例,科学研究和技术服务业最低,而电力、热力、燃气及水生产和供应业最高。

表 1 样本企业的行业分布

行业名称	样本量($N = 23718$)	样本企业占比	“双向进入”比例
农、林、牧、渔业	1 615	0.068	0.059
采矿业	1 428	0.060	0.091
制造业	9 529	0.402	0.083
房地产业	2 694	0.114	0.091
交通运输、仓储和邮政业	1 089	0.046	0.082
软件和信息技术服务业	1 744	0.074	0.083
批发和零售业	963	0.041	0.061
住宿和餐饮业	1 076	0.045	0.072
科学研究和技术服务业	1 042	0.044	0.041
文化、体育和娱乐业	1 010	0.043	0.073
电力、热力、燃气及水生产和供应业	1 528	0.064	0.112

(二) 变量定义

1. 民营上市公司的经济绩效

在现有文献中,通常用来衡量上市公司经济绩效的指标主要包括资产回报率(ROA)、净资产收益率(ROE)和托宾 Q 值($TobinQ$)等。在实证部分,本文主要使用 ROA (净利润/总资产)衡量民营上市公司的经济绩效,并用其他两个指标进行稳健性检验。

2. 党组织参与民营企业治理指标

虽然民营上市公司没有被强制要求披露党组织的相关信息,但还是可以从上市公司的公告或年报中获得有关党组织和“双向进入、交叉任职”制度的相关信息。关于党组织参与公司治理,现有文献主要有以下几种度量方式:是否建立党组织的虚拟变量(何轩、马骏, 2018;龚广祥、王展祥, 2020)、党组成员是否兼任董事、监事或管理层成员的虚拟变量(李明

辉等, 2020;柳学信等, 2020;马骏等, 2021)、党委书记是否兼任董事长的虚拟变量(王舒扬等, 2019;郝健等, 2021)、党组成员兼任董事、监事和高管的比例(严若森、吏林山, 2019;张弛, 2019)、每年党组织活动次数(郑登津等, 2020)等。考虑到上述虚拟变量无法反映党组织参与公司治理的程度以及部分党组织活动与文化艺术活动有关,本文使用党组成员兼任董事、监事和高管的比例作为党组织参与公司治理的指标(即“双向进入”比例)。为构造这一指标,本文首先从上海和深圳证券交易所网站上下载 2003—2021 年间所有民营上市公司的公告和年报,使用关键词(如党员、党组织、党支部、党总支、党委等)搜索该期间内成立过任何党组织的企业;然后再下载(建立了党组织的民营企业的)董事、监事和高管的个人简历,通过阅读简历识别他们是否为党组成员;用兼任董事、监事和高管的党组成员人数占董事、监事和高管总人数的比例来衡量党组织参与公司治理的程度(记为 *Party*)。

3.控制变量

借鉴以往文献(马连福等, 2012;何轩、马骏, 2018;柳学信等, 2020),本文还控制以下变量:企业规模(*Size*)、上市年限(*Age*)、资产负债率(*Leverage*)、现金流量(*Cashflow*)、雇员人数(*Employment*)、政府补贴(*Subsidy*)、前五大股东持股比例(*Top5*)、董事会规模(*Boardsize*)、独立董事比例(*Independent*)以及两职兼任情况(*Duality*)。

表 2 给出了上述变量的具体定义。

表 2 主要变量的定义

变量名称	变量符号	变量定义
企业经济绩效	<i>ROA</i>	净利润/总资产
党组织参与民营企业治理的程度	<i>Party</i>	兼任董事、监事或高管的党组成员人数/董事、监事和高管总人数(即“双向进入”比例)
企业规模	<i>Size</i>	总资产取自然对数
上市年限	<i>Age</i>	当年减去上市年份
资产负债率	<i>Leverage</i>	负债总额/总资产
现金流量	<i>Cashflow</i>	现金净流量/总资产
雇员人数	<i>Employment</i>	雇员总人数取自然对数
政府补贴	<i>Subsidy</i>	政府补贴/净利润
前五大股东持股比例	<i>Top5</i>	前五大股东持股比例之和
董事会规模	<i>Boardsize</i>	董事会人数取自然对数
独立董事比例	<i>Independent</i>	独立董事人数/董事会人数
两职兼任情况	<i>Duality</i>	虚拟变量,如果董事长兼任总经理,则取值 1;否则,取值 0

(三)模型设定

在实证部分,本文试图回答党组织参与治理如何影响民营企业的经济绩效。回归模型如下:

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Party_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

(1)式中:下标 *i* 和 *t* 分别表示公司和年份。*Party* 表示党组织参与民营企业治理的程度。控制变量 *X* 包括企业规模、上市年限、资产负债率、现金流量、雇员人数、政府补贴、前五大股东持股比例、董事会规模、独立董事比例以及董事长是否兼任总经理。本文使用双向固定效应模型进行回归分析,其中 μ_i 为企业固定效应, η_t 为年份固定效应。此外,对标准差在公司层面进行聚类处理。

四、实证结果分析

(一) 变量描述性统计

表 3 报告了上述变量的描述性统计结果。被解释变量 *ROA* 的均值为 0.057,最大值为 0.624,最小值为 -0.887。核心解释变量 *Party* 的均值为 0.081,考虑到样本企业的董事、监事和高管总人数的均值约为 15 人,则样本企业平均而言有 1 位党组成员兼任董事、监事和高管职务。图 1 描绘了 2003—2021 年变量 *Party* 的变化趋势。不难发现,2003—2021 年期间,民营企业党组织参与公司治理的程度越来越高,到 2021 年变量 *Party* 超过 10%,这说明党和政府越来越重视民营企业的党建工作,而民营企业也越来越愿意接纳党组成员进入董事会、监事会或管理层。其他变量的描述性统计与已有研究基本保持一致(何轩、马骏,2018;徐细雄等,2020;佟岩等,2021;尹智超等,2021),不再赘述。

表 3 变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>ROA</i>	23 718	0.057	0.064	-0.887	0.054	0.624
<i>Party</i>	23 718	0.081	0.065	0	0.067	0.333
<i>Size</i>	23 718	21.999	1.184	14.942	21.882	30.238
<i>Age</i>	23 718	10.716	6.250	1	11	32
<i>Leverage</i>	23 718	0.341	0.203	0.004	0.336	0.970
<i>Cashflow</i>	23 718	0.114	0.145	-0.816	0.108	1.930
<i>Employment</i>	23 718	7.446	1.056	0.677	7.377	12.343
<i>Subsidy</i>	23 718	0.094	0.085	-0.014	0.098	0.547
<i>Top5</i>	23 718	0.227	0.114	0.106	0.213	0.762
<i>Boardsize</i>	23 718	2.127	0.196	1.099	2.079	3.045
<i>Independent</i>	23 718	0.377	0.057	0	0.363	0.800
<i>Duality</i>	23 718	0.341	0.474	0	0	1

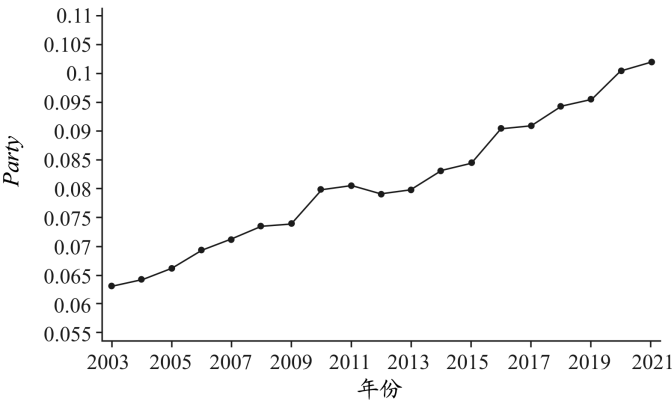


图 1 2003—2021 年民营企业党组织参与公司治理程度的变化趋势

(二) 基准回归结果分析

本文使用双向固定效应模型估计模型(1),回归结果详见表 4。随着加入更多控制变量,不难发现,解释变量 *Party* 的估计系数始终显著为正。以第(4)列的结果为例,在其他条件不变的情况下,当 *Party* 增加 1 个标准差(即 0.065)时,民营企业的 *ROA* 将上升 0.73 个百分点。在表 3 中,样本企业的 *ROA* 均值为 0.057,表明企业经济绩效将提高约 12.8%(0.0073/0.057),具有显著的经济意义。因此,实证结论支持本文假设,即党组织参与治理有

助于提高民营企业的经济绩效。

表 4 基准回归结果

	ROA			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Party	0.2183 *** (0.0570)	0.1719 *** (0.0412)	0.1561 *** (0.0368)	0.1125 *** (0.0281)
Size		0.0158 *** (0.0031)	0.0160 *** (0.0032)	0.0155 *** (0.0032)
Age		0.0523 * (0.0316)	0.0430 (0.0313)	0.0423 (0.0314)
Leverage		-0.0288 *** (0.0103)	-0.0272 ** (0.0115)	-0.0270 ** (0.0109)
Cashflow			0.0493 *** (0.0131)	0.0496 *** (0.0131)
Employment			-0.0056 *** (0.0011)	-0.0057 *** (0.0011)
Subsidy			0.2342 *** (0.0475)	0.2315 *** (0.0471)
Top5				-0.0033 (0.0076)
Boardsize				0.0164 ** (0.0080)
Independent				0.0513 *** (0.0106)
Duality				-0.0074 ** (0.0031)
常数项	-0.5872 *** (0.1511)	-0.7158 *** (0.2459)	-0.6329 *** (0.2144)	-0.6730 *** (0.2273)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	23 718	23 718	23 718	23 718
调整 R ²	0.346	0.355	0.369	0.383

注：*、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为聚类到企业层面的标准误。下同。

控制变量的回归结果与现有文献的结论基本一致(龙小宁、杨进, 2014; 何轩、马骏, 2018)。以第(4)列的结果为例。首先,如果民营企业拥有较大的资产规模,或较低的资产负债率,或持有较多的现金流量,或获得更多的政府补贴,那么该企业的资产回报率较高。其次,雇佣更多的员工会降低公司绩效。最后,公司绩效也与董事会特征有关。比如,董事会规模越大或独立董事的比例越高会提升公司绩效。但是,董事会权力越集中(两职兼任),资产回报率越低。

(三) 内生性测试

在回归模型(1)时,尽管使用了固定效应模型,控制了不随时间变化的企业特征,但表 4 中的回归结果仍然可能受到内生性问题的干扰。下面,本文采用四种方法缓解内生性问题。

1. 控制更多固定效应

模型(1)中可能还存在遗漏变量问题,于是本文加入省份与年份以及行业与年份的交互项,以消除企业所在省份或行业随时间变化的因素带来的干扰。表 5 Panel A 第(1)、(2)列报告了回归结果。不难发现,加入更多固定效应后,Party 的回归系数依然显著为正,且与基准回归结果相差不大,说明模型(1)的遗漏变量问题并不严重。

表 5 内生性问题讨论

Panel A: 控制更多固定效应、使用 <i>Party</i> 滞后项、Heckman 两阶段回归				
	加入更多固定效应		使用 <i>Party</i> 滞后项	Heckman 第二阶段回归结果
	<i>ROA</i>		<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Party</i>	0.1046 *** (0.0237)	0.1084 *** (0.0251)	0.1103 *** (0.0260)	0.1079 *** (0.0258)
<i>IMR</i>				0.1428 (0.0962)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	否	否	否
行业-年份固定效应	否	是	否	否
观测值	23 718	23 718	21 556	16 819
调整 <i>R</i> ²	0.392	0.388	0.360	0.227
Panel B: 工具变量法				
	是否由国有企业或集体企业改制而来 (<i>IV</i> ₁)		企业所在城市和行业的所有民营上市公司(除目标企业自身)中兼任董事、监事和高管的党组成员的平均比例 (<i>IV</i> ₂)	
	第一阶段回归	第二阶段回归	第一阶段回归	第二阶段回归
	<i>Party</i>	<i>ROA</i>	<i>Party</i>	<i>ROA</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IV</i>	0.0153 *** (0.0026)		0.0092 *** (0.0015)	
<i>Party</i>		0.2708 *** (0.0633)		0.3156 *** (0.0687)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
<i>F</i> 统计量	34.63		37.62	
观测值	23 718	23 718	23 718	23 718
调整 <i>R</i> ²	0.315	0.342	0.307	0.358

注:Heckman 两阶段回归中,第一阶段回归结果未报告,备索。控制变量包括企业规模、上市年限、资产负债率、现金流量、雇员人数、政府补贴、前五大股东持股比例、董事会规模、独立董事比例和董事长是否兼任总经理。下同。

2.滞后解释变量

实践中,党组织“双向进入”行为与企业经济表现可能存在反向因果关系。比如,对于表现良好的民营企业,政府为了更好地扶持它们发展,可能要求它们接纳党组成员进入董事会、监事会或管理层。为了尽可能减轻反向因果关系导致的内生性问题,本文采用滞后一期的解释变量进行回归分析,结果详见表 5 Panel A 第(3)列。很显然,回归结果依然显著为正。

3.Heckman 两阶段回归

本文样本企业还可能存在样本自选择问题,比如,那些表现良好的民营企业在与地方政府沟通交流、党组织建设上可能表现得更为积极主动,这使得样本企业邀请党组成员加入董事、监事和高管的行为并不是随机的,而是存在自选择行为。为此,本文使用 Heckman 两阶段回归法消除样本自选择导致的内生性问题(佟岩等, 2021; 刘长庚等, 2022)。在实践中,如果企业所在地区对非公有制企业党建工作更加重视,邻近的兄弟企业纷纷设立党组织,由

此形成的制度压力和社会规范会对未设立党组织的企业产生示范和跟随效应,进而促使其进行党组织建设。因此,本文在 Heckman 第一阶段回归中选用企业所在城市和行业的所有民营上市公司(除目标企业自身)是否邀请党组成员加入董事、监事和高管的虚拟变量的平均值作为外生变量;然后利用 Probit 模型对第一阶段模型进行回归(同时也控制企业规模、上市年限、资产负债率、现金流量、雇员人数、政府补贴、前五大股东持股比例、董事会规模、独立董事比例和董事长是否兼任总经理等变量)。在第二阶段,将第一阶段产生的逆米尔斯比率(IMR)加入回归模型中以修正自选择问题。表 5 Panel A 第(4)列报告了第二阶段回归结果。不难发现, $Party$ 回归系数为正且依然显著。另外,逆米尔斯比率(IMR)的回归系数并不显著,说明本文的样本自选择问题并不严重。

4. 工具变量法

最后,使用工具变量法解决内生性问题。本文选用两个工具变量。第一个工具变量为民营企业是否由国有企业或集体企业改制而来。一方面,由国有企业或集体企业改制而来的民营企业很有可能保留了改制前企业的组织框架,包括基层党组织,因此党组成员加入董事、监事和高管的阻力较小,党组织参与民营企业治理的程度较高;另一方面,虽然改制之初可能会影响到企业的经营绩效,但是不太可能对若干年后的企业绩效产生直接影响(在本文样本中,改制而来的民营上市公司,平均而言,改制发生在 10 年前),特别是考虑到在回归模型中已经控制了企业规模、上市年限等可能受改制影响的企业特征变量。故企业改制满足工具变量的相关性和外生性要求。第二个工具变量是文献中常用的“组群类”变量,即企业所在城市和行业的所有民营上市公司(除目标企业自身)中兼任董事、监事和高管的党组成员的平均比例。根据上面的分析,“同伴效应”使得该工具变量满足相关性要求,同时它也满足外生性要求,即城市-行业层面的党组织参与企业治理的平均程度不太可能直接影响单个企业的经济绩效。表 5 Panel B 第(1)和(3)列报告了第一阶段回归结果,两个 IV 的回归系数都非常显著,且 F 统计量都远远大于 10,说明这两个工具变量都是有效的。此外,第(2)和(4)列的结果显示, $Party$ 变量的回归系数依然显著为正。可见,排除内生性问题后,本文的研究结论依然稳健。

(四) 稳健性测试

接下来,本文进行一系列稳健性检验:

第一,替换企业绩效变量。如前所述,净资产收益率(ROE)和托宾 Q 值($TobinQ$)也经常被用来衡量企业绩效。本文用这两个绩效变量重新回归模型(1),结果详见表 6 Panel A 第(1)、(2)列。很明显,党组织参与公司治理对民营企业绩效的积极作用依然存在。

第二,替换党组织参与公司治理指标。现有文献中,有些研究也使用“交叉任职”来衡量党组织的政治参与(佟岩等, 2021; 郝健等, 2021),本文用它进行稳健性检验。根据“交叉任职”定义,我们构造一个虚拟变量($Secretary$),若党委书记兼任董事长、监事会主席或总经理,则取值 1;否则,取值 0。另外,还有研究用党组织活动次数衡量党组织嵌入程度,认为党组织活动越多,党组成员参与企业治理的程度越大(郑登津等, 2020)。本文构建变量 $Activity$,等于 $\ln(1+t$ 年党组织活动次数)。本文通过百度、谷歌等浏览器手工搜集企业党组织活动次数,满足以下两个条件的活动可认为是党组织活动:(1)有该企业的党员员工参加;(2)党组织是活动的组织者。替换党组织参与公司治理指标后,重新回归模型(1)。如表 6 Panel A 第(3)、(4)列所示,本文的主要结论依然成立。

第三,排除各种干扰因素。首先,建立党组织的企业可能同时拥有某种政治关联,它可以帮助企业获得各种经济资源,因此党组织对企业绩效的促进作用可能与政治关联的作用混淆在一起。为剥离党组织对企业绩效的作用,本文删除拥有政治关联的企业。其次,党的十八大以来,党中央保持反腐败高压态势。在此背景下,企业不再需要将大量资源用于寻租活动,因此企业绩效自然会得到改善。为排除反腐运动对企业绩效的影响,只考虑 2013 年之前的企业样本。再次,在选举年份,地方官员调动频繁,可能使得企业中党组成员人数发生变化。同时,部分民营企业家为了获得政治身份,在选举年份有动力提高企业绩效。因此,党组织参与公司治理与企业绩效的关系可能受到选举周期的影响。为消除这一疑虑,删除选举年(2007 年、2012 年和 2017 年)的企业样本。最后,一线城市经济发达,政治地位重要,因此本文的结论可能受到一线城市企业的影响。为排除这一可能性,本文删除位于北京、上海、广州以及深圳的民营上市公司。利用排除干扰因素后的四个子样本,本文重新回归了模型(1),结果报告在表 6 Panel B。不难发现,即使排除上述四个干扰因素,党组织参与治理对民营企业绩效的促进作用依然存在。

综上所述,本文的主要结论是稳健可靠的,即党组织参与公司治理有助于提高民营企业的经济绩效。

表 6 稳健性检验结果

Panel A: 替换核心变量				
	替换企业绩效变量		替换党组织参与公司治理变量	
	ROE	TobinQ	ROA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Party	0.0926*** (0.0235)	1.6406*** (0.5770)	0.0073*** (0.0018)	0.0102*** (0.0031)
Secretary				
Activity				
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	23 718	23 718	23 718	23 718
调整 R ²	0.259	0.207	0.316	0.382
Panel B: 排除各种干扰因素				
	删除拥有政治关联的民营企业	排除大规模反腐运动的影响(删除 2013 年之后的样本)	删除选举年的民营企业样本(删除 2007 年、2012 年和 2017 年)	删除位于四个一线城市的民营企业
	ROA			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Party	0.1176*** (0.0295)	0.1049*** (0.0261)	0.0984** (0.0417)	0.1044*** (0.0398)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	14 265	10 196	18 743	18 027
调整 R ²	0.336	0.356	0.372	0.340

五、党组织提高民营企业绩效的作用机制分析

根据前面的分析,党组织参与公司治理通过缓解企业信贷约束、提升企业政策认知水平以及保护企业员工合法权益提高民营企业的经济绩效。本文使用较为常用的中介效应检验方法(佟岩等, 2021; 李继元等, 2021), 考察上述三条作用路径是否成立。具体地,在模型(1)中 β_1 显著的前提下,使用模型(2)检验党组织参与民营企业治理程度(*Party*)对中介变量(*Mediator*)的影响。若系数 α_1 显著,则在模型(3)中同时加入 *Party* 和 *Mediator* 进行回归分析,若系数 θ_2 显著且 θ_1 不显著,则为完全中介效应,表明党组织参与民营企业治理对企业绩效的影响完全依赖于该中介变量;若系数 θ_2 和 θ_1 都显著则为部分中介效应,表明党组织参与治理对企业绩效的影响通过该变量发挥部分中介作用。

$$Mediator_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Party_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$ROA_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Party_{i,t} + \theta_2 Mediator_{i,t} + \theta_3 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

(一) 缓解企业信贷约束

由于存在信息不对称、信用担保缺失、抵押品不足等问题,民营企业融资难、融资贵的困境一直无法有效解决。根据前面的分析,党组织通过政治关联、信号机制以及提升企业的治理水平缓解民营企业的信贷约束,从而提升企业绩效。为检验党组织参与公司治理是否能够通过缓解企业信贷约束提高企业绩效,本文借鉴尹智超等(2021),选取银行贷款(*Bankloan*)作为中介变量,定义为(短期贷款+长期贷款)/总资产。对模型(2)和(3)进行回归分析,结果详见表 7。第(2)列结果显示,*Party* 的回归系数显著为正,说明党组织参与公司治理确实可以帮助民营企业获得更多银行贷款。第(3)列结果显示,*Bankloan* 的回归系数显著为正,说明企业获得更多银行贷款有助于提高其经济绩效。此外,*Party* 的回归系数依然显著为正,但小于表 4 第(4)列的回归结果,说明银行贷款在党组织参与民营企业治理对企业绩效的影响中起到部分中介效应的作用。综上所述,党组织参与公司治理通过缓解企业信贷约束提高了企业经济绩效。

表 7 党组织参与公司治理、缓解企业信贷约束与企业绩效

	ROA	Bankloan	ROA
	(1)	(2)	(4)
<i>Party</i>	0.1125 *** (0.0281)	0.0714 *** (0.0138)	0.0816 *** (0.0250)
<i>Bankloan</i>			0.0213 *** (0.0070)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	23 718	23 718	23 718
调整 R^2	0.383	0.254	0.396

(二) 提升企业政策认知水平

党组织还可以帮助民营企业提升政策认知水平。具体而言,党组织参与公司治理,一方面提高了民营企业获取政策信息的能力,另一方面增强了民营企业理解政策信息的能力,因此有利于降低政策不确定性对企业绩效的负面影响。参考以往文献(Hassan et al., 2019; 叶永卫等, 2021),本文采用文本分析法构建企业层面的政策不确定性指数。具体方法如

下,通过文本分析,首先统计上市公司年报“经营管理与讨论”模块中同时包含“政策”和“不确定性”的句子数量,然后除以“经营管理与讨论”模块的句子总量,以此构建企业层面的政策不确定性指数(*Uncertainty*)。当政策理解能力提高后,企业所感知到的政策不确定性程度会变小,这可以间接反映在年报的文字描述中,即在年报的“经营管理与讨论”模块中,“政策”和“不确定性”等关键词出现的频率减少了。因此,本文用企业层面的政策不确定性指数间接衡量企业的政策认知水平,具有一定的合理性。将 *Uncertainty* 变量代入模型(2)和(3)中进行回归分析,结果详见表 8。如第(2)列结果所示,*Party* 的回归系数显著为负,表明党组织参与公司治理显著降低了企业层面的政策不确定性。第(3)列结果显示,*Uncertainty* 的回归系数显著为负,说明政策不确定性程度提高确实会给企业绩效带来负面影响。此外,*Party* 的回归系数依然显著为正,但同样小于表 4 第(4)列的回归系数。由此可以判断,政策认知水平在党组织参与民营企业治理对企业绩效的影响中起到部分中介效应的作用。因此,党组织参与公司治理通过提升企业政策认知水平提高了企业经济绩效。

表 8 党组织参与公司治理、提升企业政策认知水平与企业绩效			
	<i>ROA</i>	<i>Uncertainty</i>	<i>ROA</i>
	(1)	(2)	(4)
<i>Party</i>	0.1125 *** (0.0281)	-0.4137 *** (0.1260)	0.0852 *** (0.0271)
<i>Uncertainty</i>			-0.0225 *** (0.0074)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	23 718	23 718	23 718
调整 <i>R</i> ²	0.383	0.206	0.387

(三) 保护企业员工合法权益

在民营企业工会化程度较低且工会作用较弱的背景下,党组织还承担着维护员工合法权益、构建良好劳资关系的职能,这有利于提高员工对企业的认同感和归属感,增强企业的凝聚力,进而提升企业绩效。职工的权益保障没有统一的衡量指标,根据数据可获得性及以往文献(龙小宁、杨进, 2014; 万攀兵, 2020; 罗连发等, 2021),本文选取人均社保支出和人均教育培训支出作为中介变量。前者反映了除工资外员工获得的福利待遇,后者体现了企业提升员工人力资本的支出费用。具体构造方式如下:人均社保支出等于企业社保支出总额除以员工人数,然后取自然对数(*Insurance*);人均教育培训支出等于企业教育培训支出总额除以员工人数,然后取自然对数(*Training*)。将这两个变量分别代入模型(2)和(3)中进行回归分析,结果详见表 9。

第(2)和(3)列的回归结果显示,党组织参与公司治理显著提高了人均社保支出和人均教育培训支出,起到了提高员工福利的作用。第(4)列结果显示,*Insurance* 和 *Training* 的回归系数都显著为正,表明员工福利得到改善有利于提升员工对企业的认同感和归属感,增强企业的凝聚力,进而提高企业绩效。另外,*Party* 的回归系数依然显著为正,但也小于表 4 第(4)列的回归系数。因此,保护企业员工合法权益在党组织参与民营企业治理对企业绩效的影响中起到部分中介效应的作用,即党组织参与公司治理通过保护企业员工合法权益提高了企业经济绩效。

表 9 党组织参与公司治理、保护企业员工合法权益与企业绩效

	ROA	Insurance	Training	ROA
	(1)	(2)	(3)	(4)
Party	0.1125 *** (0.0281)	1.5591 ** (0.7012)	0.9238 *** (0.2484)	0.0718 *** (0.0206)
Insurance				0.1348 ** (0.0665)
Training				0.3104 *** (0.0822)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	23 718	23 718	23 718	23 718
调整 R ²	0.383	0.169	0.221	0.458

注:在第(4)列中,中介变量 *Insurance* 和 *Training* 可能存在内生性问题,于是利用工具变量法进行回归分析。工具变量的构造方法如下:*Ainsurance* 定义为企业所在城市和行业的所有民营上市公司(除目标企业自身)平均的人均社保支出(取自然对数);*Atraining* 定义为企业所在城市和行业的所有民营上市公司(除目标企业自身)平均的人均教育培训支出(取自然对数)。前文已提到,这类“组群类”工具变量既满足相关性要求,又满足外生性要求。第一阶段回归结果(未报告,备索)显示,这两个工具变量都显著为正,且 *F* 统计量远远大于 10,说明这两个工具变量都是有效的。

(四) 党组织政治参与机制与公司治理机制的关系

为提供更多党组织政治参与机制的证据,本文进行一些异质性检验,考察党组织参与公司治理对企业绩效的促进作用是否受到公司治理机制的调节。换句话说,如果党组织政治参与机制对改善公司治理、提高企业绩效很重要,那么我们就可能观察到党组织对企业绩效的促进作用会随着公司治理水平的变化而变化。根据现有文献,本文构建三个指标来衡量公司治理水平,包括:(1)投票权与现金流权的比率;(2)内部控制;(3)审计质量。首先,投票权与现金流权的比率越大,表明大股东掠夺小股东的动机越强烈(Lin et al., 2011)。构造一个虚拟变量(*Control_wedge*),如果该比率低于样本中位数,则取值 1;否则取值 0。其次,采用迪博企业风险管理技术有限公司发布的内部控制指数来衡量企业内部控制的质量。该指数科学衡量了企业内部控制的质量。一般来说,内部控制指数越高,说明企业内部控制质量越好。构造一个虚拟变量(*Internal_control*),如果该指数高于样本中位数,则取值 1;否则取值 0。最后,如果一个公司被四大国际会计师事务所审计,那么它通常具有较高的公司治理水平(程博等, 2017)。定义一个虚拟变量(*Big4*),如果公司被四大国际会计师事务所审计,则取值 1;否则取值 0。根据构造方式,上述三个指标分别等于 1 时,表示企业具有较高的公司治理水平。

为进行异质性分析,本文构建 *Party* 与上述三个指标的交互项,并分别加入模型(1)中。回归结果报告在表 10 中。首先,*Party* 的回归系数都显著为正,再次证实了党组织参与公司治理对企业绩效的促进作用。其次,三个衡量公司治理机制的指标都显著为正,说明企业治理机制越完善,其经济表现越好。最后,三个交互项的系数都显著为负,说明当企业拥有更好的公司治理机制时,党组织对企业绩效的促进作用会减弱。换句话说,如果一家民营企业已经具有较高的公司治理水平,那么党组织在公司治理中发挥上述三种作用机制的空间就会变小,因此其促进作用就会减弱。这一结果表明,党组织政治参与机制和良好的公司治理机制在某种程度上是可以相互替代的,这为本文的机制分析提供了额外的证据。因此,当民营企业的内部治理机制还不够完善时,让党组织暂时发挥其治理、咨询、协调等方面的作用

是促进企业发展的一个可行思路。

表 10 企业党组织建设与公司治理机制的关系

	ROA		
	(1)	(2)	(4)
Party	0.1370 *** (0.0351)	0.1194 *** (0.0272)	0.1308 *** (0.0343)
Party×Control_wedge	-0.0465 ** (0.0214)		
Control_wedge	0.0046 ** (0.0019)		
Party×Internal_control		-0.0181 ** (0.0089)	
Internal_control		0.0019 ** (0.0009)	
Party×Big4			-0.0336 *** (0.0104)
Big4			0.0067 *** (0.0022)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	23 718	23 718	23 718
调整 R ²	0.413	0.402	0.425

六、研究结论与启示

在经济“新常态”下,民营企业进行党建活动,建立党组织是大势所趋,形成了“中国特色”的公司治理机制。但现有文献较少关注党组织在民营企业中的作用,本文研究了党组织对民营企业绩效的影响。与以往文献不同,本文手工收集了兼任董事、监事和高管的党组成员信息,以此构造党组织参与公司治理的程度指标。回归结果发现,当党组织参与民营企业治理的程度提高后,企业的资产回报率显著上升。这一结论在采取多种方法控制内生性问题后依然成立。本文还进行了机制分析,发现党组织参与公司治理通过缓解企业信贷约束、提升企业政策认知水平以及保护企业员工合法权益提高民营企业的经济绩效。

本文系统研究了党组织参与公司治理对民营企业绩效的影响,有以下三个启示:

首先,总体来看,党组织参与公司治理提高了民营企业绩效,因此可以考虑让更多符合条件的党组成员通过法定的程序加入董事会、监事会或经理层,使其充分发挥缓解企业信贷约束、提升企业政策认知水平以及保护企业员工合法权益等方面的作用。不过,当前仍有不少民营企业虽然建立了党组织,但没有让党组成员直接参与公司治理。因此,必须先从思想上强化民营企业主对党组织的认同意识,使其形成强烈的认同感,为党组织参与治理提供必要的思想基础。此外,执政党应该坚定民营企业党建工作的决心和信心,创造条件引导民营企业开展党建工作,与民营企业建立一种互惠性和情感性的“关系”纽带。

其次,进入 21 世纪以来,民营经济虽取得长足发展,但部分民营企业内部治理机制仍不够完善,导致股东和管理层之间存在严重的信息不对称。本文发现,党组织的治理、咨询、协调等机制与良好的公司治理机制在某种程度上是可以相互替代的。因此,当民营企业内部治理机制还不够完善时,让党组织暂时发挥其政治参与机制是促进企业发展的一个可行思

路。让党组成员充分发挥其政治治理职能,这对于完善中国特色社会主义制度具有重要现实意义。

最后,现实中部分民营企业还没有建立党组织的一个重要原因是,它们担心受到过多的党组织施加的行政干预。虽然党组织参与治理可以提高企业绩效,但部分民营企业主还是认为党组成员不应过多参与企业治理或管理。本文发现,随着公司治理机制的不断完善,让党组织暂时发挥治理、咨询等职能是促进企业发展的一个可行思路。最终党组织在民营企业中的主要职能就是开展丰富的党建活动,让民营企业更好地为社会主义市场经济发展贡献力量。在这个过程中,民营企业应坚定不移地加强党组织建设,让党建工作为民营企业发展壮大保驾护航。

参考文献:

1. 鲍晓静、李亚超,2021:《党组织参与公司治理是否抑制了年报语调操纵行为?》,《财经论丛》第6期。
2. 陈仕华、姜广省、李维安、王春林,2014:《国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益?》,《经济研究》第10期。
3. 陈仕华、卢昌崇,2014:《国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗?》,《管理世界》第5期。
4. 程博、宣扬、潘飞,2017:《国有企业党组织治理的信号传递效应——基于审计师选择的分析》,《财经研究》第3期。
5. 戴亦一、余威、宁博、潘越,2017:《民营企业董事长的党员身份与公司财务违规》,《会计研究》第6期。
6. 董志强、魏下海,2018:《党组织在民营企业中的积极作用——以职工权益保护为例的经验研究》,《经济学动态》第2期。
7. 龚广祥、王展祥,2020:《党组织建设与民营企业生命力——基于企业软实力建设的视角》,《上海财经大学学报》第3期。
8. 郝健、张明玉、王继承,2021:《国有企业党委书记和董事长“二职合一”能否实现“双责并履”?——基于倾向得分匹配的双重差分模型》,《管理世界》第12期。
9. 何轩、马骏,2018:《党建也是生产力——民营企业党组织建设的机制与效果研究》,《社会学研究》第3期。
10. 李继元、汪方军、赵红升、舒伟,2021:《“党建入章”与企业成本粘性:基于党组织治理的解释》,《外国经济与管理》第10期。
11. 李明辉、程海艳,2020:《党组织参与治理对上市公司风险承担的影响》,《经济评论》第5期。
12. 李明辉、刘笑霞、程海艳,2020:《党组织参与治理对上市公司避税行为的影响》,《财经研究》第3期。
13. 李世刚、章卫东,2018:《民营企业党组织参与董事会治理的作用探讨》,《审计研究》第4期。
14. 刘长庚、王宇航、江剑平,2022:《党组织能提高企业劳动收入份额吗?——基于中国民(私)营企业调查数据的实证研究》,《上海财经大学学报》第1期。
15. 柳学信、孔晓旭、王凯,2020:《国有企业党组织治理与董事会异议——基于上市公司董事会决议投票的证据》,《管理世界》第5期。
16. 龙小宁、杨进,2014:《党组织、工人福利和企业绩效:来自中国民营企业的证据》,《经济学报》第2期。
17. 罗连发、叶青青、王昇唯,2021:《党组织对企业管理效率的影响研究——基于中国企业-劳动力匹配调查数据的实证分析》,《经济评论》第5期。
18. 马骏、黄志霖、梁浚朝,2021:《党组织参与公司治理与民营企业高管腐败》,《南方经济》第7期。
19. 马连福、王元芳、沈小秀,2012:《中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角》,《中国工业经济》第8期。
20. 马连福、王元芳、沈小秀,2013:《国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约》,《管理世界》第5期。
21. 乔嗣佳、李扣庆、佟成生,2022:《党组织参与治理与国有企业金融化》,《金融研究》第5期。
22. 佟岩、李鑫、钟凯,2021:《党组织参与公司治理与债券信用风险防范》,《经济评论》第4期。
23. 万攀兵,2020:《基层党组织制度的社会治理作用——基于企业社会责任的视角》,《经济评论》第3期。
24. 王舒扬、吴蕊、高旭东、李晓华,2019:《民营企业党组织治理参与对企业绿色行为的影响》,《经济管理》第8期。
25. 魏下海、董志强、黄玖立,2013:《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》,《经济研究》第8期。

26.修宗峰、冯鹏翥、殷敬伟、周泽将,2022:《党组织治理、政策响应与国有企业参与脱贫攻坚》,《财经研究》第2期。

27.严若森、吏林山,2019:《党组织参与公司治理对国企高管隐性腐败的影响》,《南开学报(哲学社会科学版)》第1期。

28.肖炜诚,2021:《党组织建设对于民营企业贷款问题的纠偏效果研究》,《经济社会体制比较》第4期。

29.徐细雄、占恒、李万利,2020:《党组织嵌入、政策感知与民营企业新增投资》,《外国经济与管理》第10期。

30.叶永卫、云锋、袁溥,2021:《经济政策不确定性、党组织参与公司治理与民营企业固定资产投资》,《经济评论》第5期。

31.尹智超、彭红枫、肖祖沔、王营,2021:《融资约束视角下非公有制企业的“党建红利”》,《经济评论》第4期。

32.张弛,2019:《国有企业党组织与现代企业制度冲突吗?》,《当代经济研究》第12期。

33.张月、刘兴平,2020:《非公企业党组织建设的历史演变与现实思考》,《理论导刊》第5期。

34.郑登津、谢德仁、袁薇,2020:《民营企业党组织影响力与盈余管理》,《会计研究》第5期。

35.Chang, E., and S. Wong. 2004. “Political Control and Performance in China’s Listed Firms.” *Journal of Comparative Economics* 32(4): 617–636.

36.Gulen, H., and M. Ion. 2016. “Policy Uncertainty and Corporate Investment.” *Review of Financial Studies* 26(3): 523–564.

37.Hassan, T., S. Hollander, L. van Lent, and A. Tahoun. 2019. “Firm-Level Political Risk: Measurement and Effects.” *Quarterly Journal of Economics* 134(4): 2135–2202.

38.Lin, C., Y. Ma, P. Malatasta, and Y. Xuan. 2011. “Ownership Structure and the Cost of Corporate Borrowing.” *Journal of Financial Economics* 100(1): 1–23.

39.Marquis, C., and K. Y. Qiao. 2018. “Waking from Mao’s Dream: Communist Ideological Imprinting and the Internationalization of Entrepreneurial Ventures in China.” *Administrative Science Quarterly* 65(3): 795–830.

The Impact of Party Organization’s Participation
on the Governance of Private Firms

Cheng Lei and Zheng Qianhong
(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: Under the “new normal” of the economy, it is a trend for private firms to establish party organizations, forming a corporate governance mechanism with “Chinese characteristics”. Based on the data of A-share private listed firms from 2003 to 2021, this paper manually collects information on party members who concurrently serve as directors, supervisors, and executives of listed companies and empirically studies the effects of the involvement of party organizations in corporate governance on the performance of private firms. We find that a private firm’s ROA increases significantly after the increase in the degree of party organization participation in corporate governance. This finding still holds after we use several methods to deal with endogeneity issues. The mechanism analysis suggests that the participation of the party organization in corporate governance improves private firms’ performance by alleviating credit constraints, enhancing policy awareness, and protecting the legitimate rights and interests of employees. In short, this paper systematically analyzes the effects and mechanisms of party organization building in private firms, which not only provides evidence to support the effectiveness of corporate governance mechanisms with “Chinese characteristics”, but also offers the policy basis for further party building work in non-public firms.

Keywords: Party Organization, Firm Performance, Corporate Governance, Private Firms
JEL Classification: L25, O16, P26

(责任编辑:陈永清)