



# 党组织嵌入对家族企业投资的影响

——来自中国私营企业调查的证据

柳建坤<sup>1</sup> 何晓斌<sup>2</sup>

(1. 哈尔滨工程大学 人文社会科学学院, 哈尔滨 150001;

2. 清华大学 社会科学学院, 北京 100084)

**摘要:**推动党建优势转换为企业发展优势是私营企业党建工作持久开展的重要保证。在理论上阐释家族企业存在合法性与社会情感财富两种行动逻辑的基础上,利用2010—2018年“中国私营企业调查”数据,考察了设立党组织对家族企业经营活动的影响。结果发现,党组织对家族企业获取信贷资源和扩大投资均有激励作用。特别在党建工作力度大的时期,党组织的正向作用更加明显。进一步分析发现,信贷资源获取是党组织促使家族企业扩大投资的作用机制。在理论层面,该研究在拓展政治联系概念分析维度的基础上,从政治联系视角提供了党组织促进企业经营活动的新解释,并且完善了新制度主义对于组织正式结构运作逻辑的解释。在实践层面,应注意到党组织是提升家族企业生产力的有效治理机制,因而可以通过提高党建工作质量来构建政企协商机制,从而深化执政党与家族企业的互惠互信关系,最终取得巩固党的执政基础和促进企业可持续发展的双重效果。

**关键词:**党组织;家族企业;合法性;信贷资源;投资决策

**中图分类号:**F279.2; F272.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-0241(2023)05-0062-15

## 0 引言

资源丰裕程度是影响企业生存和发展能力的关键因素。在现实中,企业所需要的关键资源往往存在于外部环境中,并且这些资源大多是由政府所控制,由此形成的资源依赖关系成为影响企业战略决策的重要因素(Pfeffer et al, 1978)。在这种强约束的制度环境下,由于面临严重的资源约束,企业尤其是中小型企业的成长面临极大的风险(Bai et al, 2006)。其中,私营企业在获取外部资源时受到更强的约束,比如遭受融资歧视等(方军雄, 2007; 罗党论等, 2013)。在生产经营活动难以

获得充足资源支持的情况下,私营企业常常面临投资不足的问题(喻坤等, 2014),这不仅使企业的整体经济绩效遭受损失,而且会抑制支撑经济发展的内生动力。

由政府所塑造的强约束制度环境是造成私营企业遭受资源约束的制度根源(Beck et al, 2005),而获得政府承认则是企业拥有合法性的主要途径。因此,政府与私营企业的关系状态成为学术界探究资源约束治理机制的着眼点。在经验层面,政治联系对于缓解私营企业资源约束的作用得到了经验证据的支持。大量研究表明,如果私

收稿日期:2021-12-21

基金项目:国家社会科学基金项目(19BSH151);黑龙江省哲学社会科学研究规划年度项目(22SHB168);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(3072022WK1308, 3072022WK1314, 3072023CFJ1304)

作者简介:柳建坤(1992—),男,汉族,黑龙江哈尔滨人,哈尔滨工程大学人文社会科学学院副教授、博士,研究方向:企业战略管理;何晓斌(1977—),男,汉族,浙江新昌人,清华大学社会科学学院副教授、博士,研究方向:企业战略管理。

通信作者:何晓斌, xiaobinhe@tsinghua.edu.cn

营企业主拥有政治联系,那么其所拥有的企业更容易获得稀缺资源,比如银行贷款、税收优惠、政府补贴等(李维安等, 2015; 吴文锋等, 2009; 余明桂等, 2010)。然而,已有关于政治联系与私营企业资源约束关系的实证文献仍存在不足之处,主要体现在以下两点:其一,从研究视角上看,现有研究主要是根据私营企业主的个人身份来界定政治联系,因而主要关注的是个体层面的政治联系,但对附着于企业本身的政治联系,也即组织层面的政治联系对资源约束的影响尚未进行讨论。特别是在我国政治经济体制下,组织层面的政治联系可以通过企业治理机制加以塑造,而党组织正是极具中国特色的治理主体。虽然一些学者证实了党组织对私营企业生产经营活动具有促进作用,但在解释党组织何以发挥经济功能时,仅强调了其作为内部治理机制的意义,也即主要关注党组织在优化信息、劳动力等生产要素组合与配置效率上所发挥的作用(龙小宁等, 2014; 何轩等, 2016)。然而,企业党组织还是重要的外部治理机制,它可以协调企业与政府之间的关系,也即是一种组织层面的政治联系;其二,从研究对象上看,现有研究大多关注的是一般意义上的私营企业,但对家族企业缺乏专门讨论,因而未能揭示家族企业治理资源约束问题的策略及其逻辑。虽然家族企业是私营企业的主要表现形式<sup>①</sup>,但与非家族企业相比,其特殊之处在于其治理结构是以家族成员为决策核心,并且其战略决策目标是以家族整体利益为导向(Chua et al, 1999)。因此,当企业受到资源约束而难以生存时,家族成员对企业的控制权也会受到削弱,因而会对资源约束问题采取治理策略。特别是在党建问题上,由于党组织是嵌入家族企业将导致企业治理结构发生重大变化,而党组织与家族成员的行动目标一致性将影响双方的互动状态,最终影响家族企业治理资源约束问题的策略选择。

鉴于此,本文试图讨论的核心问题是:党组织是否能够以一种政治联系的方式来帮助家族企业克服资源约束问题?为此,本文将研究对象聚焦于家族企业,依托新制度主义和社会情感财富理论构建了综合性分析框架,以此来分析党组织与家族成员的互动逻辑及其对企业获取外部资源并将其转换为投资决策的影响,并通过对“中国私营企业调查”多期数据的分析来提供经验证据。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 合法性与社会情感财富:家族企业党建的双重行动逻辑

制度环境是影响组织行为的重要变量,而合法性(legitimacy)是核心作用机制(Scott, 2010)。组织研究者对合法性属性的讨论形成了“制度”(institutional)和“战略”(strategic)两大阵营。新制度主义主要从制度视角来定义合法性,将其描述为组织与其所处的文化环境之间的一致性,认为它是以“本质性信念”(constitutive beliefs)这样一种文化形式而存在(Zucker, 1987)。与之不同的是,以Suchman(1995)为代表的学者更多地是从战略视角来审视合法性的属性。合法性被描述为一种可操作的资源,它可以被组织从所处的文化环境中提取,进而被用来实现组织的特定目标。因此,将合法性视作是战略资源的研究者并不认为组织在制度压力面前毫无抵御能力,而是可以对合法化过程施加某种程度的管理和控制。正是由于合法性具有双重属性,处于特定环境中的组织既可能面临“压力”,也可能面临“机遇”,这就需要组织根据合法性的属性对行为决策进行调整(Oliver, 1991)。而随着时间和场景的变迁,组织面临着属性不同的合法性,因而其采取的应对策略存在显著差别。对于本文所关注的家族企业而言,其在党建工作不同阶段所采取的战略决策很可能是由党组织嵌入所形成的合法性逻辑与企业内生的社会情感财富逻辑共同决定。

党建工作力度变化是制度环境变迁的结构性根源。自2012年起,党中央高度重视基层党组织建设工作,并且将非公有制企业作为党建工作的重点,先后在2012年和2016年出台了两部指导非公有制企业党建工作的政策文件<sup>②</sup>,向全国各地党委提出要在非公有制企业内部实现“两个覆盖”(党的组织和工作覆盖)的要求,并且将“两个覆盖”专项工作的完成情况纳入到对地方党委书记的绩效考核体系之中。这样,“党建”对于私营企业而言就成为必须应对的合法性要求。不仅如此,“党建”还以规章制度为载体,并且通过管理部门的强力推进来实现,这使得私营企业承受了较大的制度压力。也正是由于合法性作为“压力”的形式存在,私营企业党建工作才得以在短短数年间就取得显著成效。官方公布的权威数据显示,党组织在私营企业的覆盖率从2013年的58.4%从跃升至2017年的73.1%<sup>③</sup>。

家族企业的特殊之处体现为家族成员对企业的涉入,也即家族成员掌握企业的所有权和管理权(Chua et al, 1999)。由于家族成员在家族企业治理结构中居于核心地位,因而其行动的根本目标在于维护自己在企业内部的利益(Lim et al, 2010)。虽然一般意义上的企业是以提升效率作为首要目标,但在家族成员涉入企业治理结构的情况下,家族企业所追求的首要目标并不是经济效益,而是满足家族成员情感需求的非经济效用,也即“社会情感财富”(socioemotional wealth)(Gómez-Mejía et al, 2007)。其中,维持对企业的控制权是家族成员最重视的社会情感财富,因为它有助于保障家族企业的长期收益、代际传承以及社会资本等,这也是家族企业制定战略决策的根本出发点(Berrone et al, 2012)。在这种情况下,即使某项决策能够帮助企业获取更多的经济利益,也即有助于提升企业效率,但如果会损害对企业的控制权,家族企业往往会牺牲前者而选择后

者。这一点在国内外研究中均被证实(Klein et al, 2005; 陈德球等, 2013)。

因此,在家族企业是否设立党组织这一问题上,家族成员可能同时受到保存社会情感财富以及应对合法性要求这两种行动逻辑的影响。一方面,在社会情感财富逻辑的驱动下,家族企业具有维持控制权的偏好,但党组织参与企业治理结构很可能使家族成员产生控制权被削弱的担忧,所以对设立党组织的态度可能较为消极;但另一方面,随着党建工作力度不断加强,作为“压力”的合法性愈加强烈地表现出来,这使得家族成员受到更大的制度压力,从而会采取设立党组织的决策。合法性与社会情感财富两种行动逻辑对家族企业设立党组织的影响被较近的研究证实,也即在党建工作力度较小的时期,家族企业设立党组织的可能性低于非家族企业;但随着党建工作强力推进,家族企业与非家族企业设立党组织的可能性几乎一致(朱斌等, 2021)。

即使在党组织嵌入到家族企业内部后,作为“压力”的合法性仍然会影响家族企业的行为决策。例如,由于党组织在维护职工权益方面的职责作出了明确规定<sup>④</sup>,这为党组织引导和监督家族管理者履行对职工的社会责任提供了合法性依据(柳建坤等, 2022)。不过,就企业经营活动而言,由于未对党组织在这一方面的职责作出明确规定,因而即使党组织成功设立,但它在运作过程中很难对家族成员施加压力。与此同时,党组织本身承载着合法性,这就使其可能成为一种能够帮助企业获取外部资源的“资源”。这样,党组织既可以增进家族企业的经济利益,又未让家族成员产生控制权受到削弱的感受。当家族成员意识到党组织能够促进生产经营活动时,其所重视的社会情感财富并未遭受损失,反而有了增加的可能性。因此,在党组织所承载的合法性以“资源”形式存在时,对于家族企业而言,合法性与社会情感

财富这两种行动逻辑达成了“一致性”。这样,家族成员既有意愿又有能力依托党组织来获取关键资源,以此为生产经营活动提供支持,由此产生的经济利益可以满足其对社会情感财富的偏好。简言之,当党组织对企业有正向的经济功能时,家族企业的行动逻辑很可能转变为“运用合法性”,以达到增进企业利益的目的。

事实上,党组织提供的资源可以大致分为内部资源和外部资源两种。其中,人力资源是内部资源的表现形式。此前的研究发现,党组织具有提升企业人力资源配置效率的作用,也即正是由于设立了党组织,管理者才有机会吸纳高素质的党员员工,并且动员他们积极投入到生产活动中(龙小宁等, 2014; 何轩等, 2016)。不过,本文更关注党组织所能提供的外部资源,并且认为政治联系是获取外部资源的核心机制。具体而言,在嵌入家族企业后,党组织很可能成为外部治理机制,其功能是凭借合法性优势帮助家族企业与外部主体建立联系,进而获取支撑生产经营活动的关键资源。图1是党组织促进家族企业获取外部资源的逻辑。接下来,本文将从政治联系的角度阐述党组织帮助家族企业获取外部资源的逻辑。

## 1.2 党组织、运用合法性与获取外部资源

政府凭借行政权力往往掌握着绝大多数的经济资源,这使得企业对政府具有很强的资源依赖关系(Galang, 2012)。然而,由于组织内部存在大量

的拥有自主性的行动者,因而即使组织与外部环境形成资源依赖关系,但组织并不会被动地承受资源约束所造成的损失,而是会为了摆脱依赖关系而主动采取应对策略(Pfeffer et al, 1978)。在实践层面,由于增强组织的合法性能够在最大程度上减轻对特定资源控制者的依赖,进而获取对外部资源的控制权,因而组织所采取的权力策略主要是围绕合法性展开的。其中,建立政治联系是多数企业为提高生存能力而采取的核心战略。即便是在市场经济非常成熟的欧美国家,政治联系仍会影响企业获得稀缺资源的能力(Faccio et al, 2006)。政治联系具有促使政府向企业提供“帮助之手”的功能,也即拥有某种政治身份的私营企业主更有可能获得对企业生存至关重要的稀缺资源(李维安等, 2015)

需要注意的是,已有文献对私营企业的政治联系的测量主要在个体层面进行,也即根据私营企业主的政治身份构建测量指标,包括工商联会员、人大代表、政协委员等。然而,企业的政治联系还体现在组织层面。例如,在针对国外企业的研究中,政府在企业股权中的占比常常作为测度组织层面的政治联系的重要指标(Bushman et al, 2004)。对于中国的私营企业而言,除了采取加入行业协会、允许国有资本持股等方式外,它也通过设立党组织来获得组织层面的政治联系。虽然大量研究证实了基于政治身份建立的个人化政治联系可以有效缓解私营企业受到的资源约束,但本

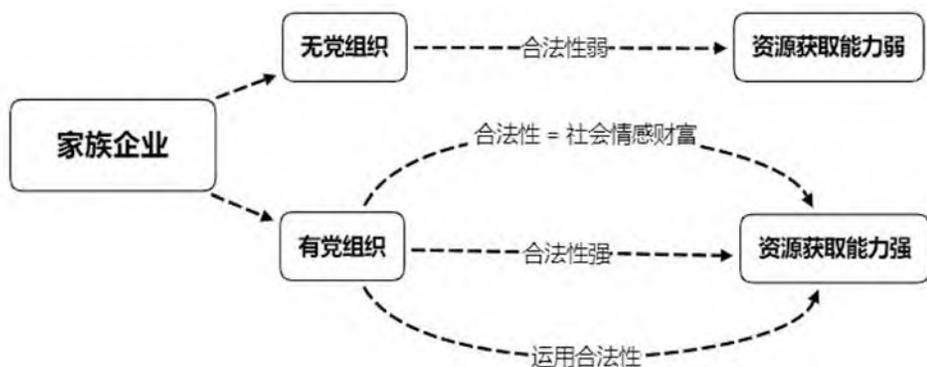


图1 家族企业依托党组织获取外部资源的逻辑

文认为通过设立党组织所形成的组织化政治联系也可以产生类似的效果。不仅如此,相比于个体层次的政治联系,组织层次的政治联系对缓解私营企业资源约束的效果更好,原因在于后一种政治联系具有以下两点优势。

第一,建立和维持组织化政治联系的成本更低。由于企业为建立和维持个人化政治联系投入了大量资源,因而其会减少对生产性活动的投入并降低创新活动效率,进而损害企业的长期绩效(袁建国等, 2015; 何晓斌等, 2019)。与之相比,私营企业并不需要支付过多的费用来设立党组织。一方面,私营企业是按照“人满即设”的原则设立党组织。换言之,只要私营企业满足了《中国共产党章程》设定的“正式党员三人以上”这一标准,其就具备设立党组织的资格;另一方面,对于地方党委而言,推动基层党组织建设是其进行基层治理的重要任务,因而其对私营企业设立党组织持欢迎态度。特别是在2012年以后,在全国范围开展的“两个覆盖”(党的组织和工作覆盖)专项活动被纳入地方党委的绩效考核体系之中,这对基层帮助私营企业设立党组织提供了巨大激励。例如,安徽省亳州市经济开发区在2018年成立了非公企业党建工作绩效考核领导小组。该小组对尚未建立党组织的企业提出了党组织全覆盖的任务目标,并为此出台了一系列工作措施,包括派驻党建工作指导员、推行非公党建工作积分制管理等<sup>⑤</sup>。

第二,组织化政治联系的稳定性更强。担任“两委”委员(人大代表或政协委员)是私营企业主所能获得的主要政治身份。但人大代表和政协委员都有严格的任期限制(均为5年),并且任期结束后需要再次参与选举。与之相比,党组织的存在与否是根据企业党员数量来决定的。换言之,只要企业党员维持在3人以上,党组织就可以一直设立在企业之中。而且,《中国共产党章程》对非公有制企业党组织的架构、运作程序、工作任务等都作出了

明确规定,这使得党组织在设立之后就成为企业治理结构的组成部分,从而能够持续地运作下去。

依托于以上两点优势,通过设立党组织所建立的政治联系可以帮助私营企业更加顺畅地与政府进行互动。一方面,设立党组织是一种经济信号,因为具备党建资格的企业大多是实力雄厚、社会声誉良好以及具有广泛影响力的龙头企业。由于信息不对称是导致企业难以获取政府掌握的关键资源的重要原因,而党组织的设立则可以向地方政府传递出企业经济实力雄厚、经营状况良好、发展前景广阔等关键信息,这将给基层留下良好印象;另一方面,党组织是具有权威性的政治实体,它可以为企业与政府进行实质性互动搭建公开、合法、正规的平台。政府与企业的信任关系得以建立起来,从而可以开展更加深入地合作。

综上所述,党组织在参与家族企业经营活动中所发挥的合法性效应是一种“资源”而非“压力”,从而增进家族成员自身的利益,这就使合法性逻辑与家族企业内生的社会情感财富逻辑保持一致性。由此,家族企业可以依托党组织从外部环境获取可以使生产经营活动持续开展的资源。不仅如此,当企业所面临的资源约束减弱后,其在经营活动中投入的资源会随之增加,因而所做出的经营决策将变得更加积极。实证研究表明,融资约束会显著抑制企业的投资规模,但获取信贷资源则可以激励企业在合理范围内进行投资(王彦超, 2009)。由于数据有限,本文在实证分析部分主要考察家族企业经营活动中的信贷资源和投资决策。因此,本文提出以下研究假设:

H1:与没有党组织的家族企业相比,有党组织的家族企业获取的信贷资源更多。

H2:与没有党组织的家族企业相比,有党组织的家族企业的投资规模更大。

H3:信贷资源获取是党组织激励家族企业投资的作用机制。

## 2 研究设计

### 2.1 数据来源

本文使用的数据来自“中国私营企业调查”(Chinese private enterprise survey, 以下简称CPES)。CPES在中国大陆境内采用多阶段抽样方法,并且在抽样过程中考虑企业在规模和行业上的差异性,由此获得的企业样本具有较高的代表性。CPES的第一次调查起始于1993年,截至2018年已进行了13次调查。考虑到私营企业党建工作力度在2012年前后发生重大变化,并且CPES在2010年前后的数据中对“家族企业”变量的测量方式也发生改变<sup>⑥</sup>,故本文从CPES数据库中选取了2010、2012、2014、2016、2018这5个年份的数据进行实证分析。在将样本限定在家族企业(家族所有权占比超过50%)并剔除变量含有缺失值的样本后,各年份数据中含有的家族企业样本数量分别为1 119、1 680、1 879、2 578和3 333,共计10 589。

需要说明的是,样本中有不少企业所获得的信贷资源和投资规模均为0,所以应使用适用于截断数据的Tobit模型进行回归分析。但该模型容易受异常值的影响,故本文将上述变量均进行缩尾处理(两端1%)。

### 2.2 变量说明

因变量为投资规模(*IT*)。参考已有文献的做法(魏下海等,2018),以企业投资总额(单位:万元)作为测量指标,并在统计模型纳入其自然对数形式。

自变量为党组织(*PO*)。如果家族企业设立了党组织,则编码为1;如果家族企业未设立党组织,则编码为0。

中介变量为信贷资源(*LN*)。本文主要从融资角度来考察家族企业所面临的资源获取情况,也即使用家族企业在上一年度获得的银行贷款额(单位:万元)作为测量指标,并将其自然对数纳入到模型中。

控制变量涉及以下3个层面:组织层面的变量包括企业历史(*FH*)、企业规模(*FS*)、企业盈利(*FP*)以及行业类型(*FI*);个体层面的变量包括企业主的年龄(*EA*)、性别(*EG*)、学历(*ED*)、政治面貌(*EP*)、工商联会员(*EI*)和“两委”委员(*EC*);地区层面变量包括企业所在地的省份(*DP*)及其经济发展水平(*DE*)。其中,省份经济发展水平(*DE*)由企业所在省份的人均生产总值(单位:元)来测量,其数据来自相应年份的《中国统计年鉴》。表1展示了以上所有变量的操作化定义以及变量的基本统计量。

表1 变量操作化定义与基本统计量

变量名称	变量代码	变量定义与编码	均值	标准差
投资规模	<i>IT</i>	企业在上一年度总投资(万元)	500.33	2 687.97
信贷资源	<i>LN</i>	企业在上一年度银行贷款(万元)	1 327.56	4 827.92
党组织	<i>PO</i>	1=设立,0=未设立	0.38	0.48
企业历史	<i>FH</i>	问卷调查年份减去登记注册年份	10.78	6.49
企业规模	<i>FS</i>	企业上一年度的员工数	163.19	439.59
企业盈利	<i>FP</i>	企业上一年度净利润(万元)	4 249.25	18 903.61
行业类型	<i>FI</i>	1=实体行业,0=非实体行业	0.96	0.19
年龄	<i>EA</i>	问卷调查年份减去企业主出生年份	46.20	8.99
性别	<i>EG</i>	1=男性,0=女性	0.84	0.37
学历	<i>ED</i>	1=大专及以上,0=高中及以下	0.64	0.48
政治面貌	<i>EP</i>	1=党员,0=非党员	0.33	0.47
工商联会员	<i>EI</i>	1=是,0=否	0.64	0.48
“两委”委员	<i>EC</i>	1=是,0=否	0.40	0.49
省份	<i>DP</i>	企业所在的省、直辖市和自治区	—	—
省份经济发展水平	<i>DE</i>	省份人均生产总值(元)	57 900.70	26 208.51

注:省份变量为多分类变量,故未汇报其均值和标准差

## 2.3 模型设定

在本研究中,因变量的许多值汇聚到“0”这个点上,因而其概率分布是一个连续分布和一个离散点组成的混合分布,而不是单一连续分布。在这种情况下,如果仍使用多元线性回归模型,那么所估计出来的参数可能有偏。本文使用Tobit模型进行估计。由于该模型使用的是最大似然估计方法(maximum likelihood estimation, MLE),因而能够保证估计的一致性。模型设定如下:

$$Loan_i^* = \alpha_1 + \beta_1 \times Party\_Org_i + \delta_1 \times X_i + \varepsilon_i \quad (1.1)$$

$$Loan_i = \begin{cases} Loan_i^*, & Loan_i^* > 0 \\ 0, & Loan_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1.2)$$

$$Invest_i^* = \alpha_2 + \beta_2 \times Party\_Org_i + \delta_2 \times X_i + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

$$Invest_i = \begin{cases} Invest_i^*, & Invest_i^* > 0 \\ 0, & Invest_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2.2)$$

式中: $Loan_i$ 和 $Invest_i$ 表示家族企业*i*的银行贷款和投资规模; $Loan_i^*$ 和 $Invest_i^*$ 是潜变量; $Party\_Org_i$ 表示家族企业*i*是否设立党组织, $\beta$ 是自变量的系数; $X_i$ 是一组包括企业的组织特征、企业主的特征和地区特征3个层次的变量, $\delta_i$ 表示这些控制变量的系数; $\alpha$ 是模型的常数项, $\varepsilon_i$ 是随机扰动项。对于以上4个公式,使用MLE方法进行估计,就可以校正OLS估计结果。由于企业的银行贷款和投资规模的归并点在“0”上,因而在使用统计分析软件(如Stata 14.0)构建Tobit模型时,需要指定左归并点。

为进一步验证信贷资源获取是党组织激励家

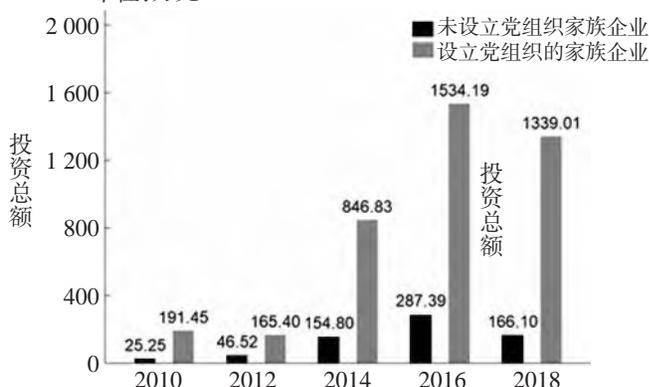


图2 家族企业投资规模差异(设立党组织与未设立党组织)

族企业投资的机制,首先使用逐步回归法进行检验。为此,本文构建了3个回归方程,如果满足下列条件,则可以证明“资源获取”这一机制是真实存在的:第一,式(3.1)是因变量 $Invest_i$ 对自变量 $Party\_Org_i$ 回归。如果 $\beta_3$ 在统计上显著为正,则认为设立党组织对家族企业投资规模有正向影响;第二,式(3.2)是中介变量 $Loan_i$ 对自变量 $Party\_Org_i$ 回归。如果 $\beta_4$ 在统计上显著为正,表明设立党组织对家族企业获取信贷资源有正向影响;第三,式(3.3)是将因变量 $Invest_i$ 对自变量 $Party\_Org_i$ 和中介变量 $Loan_i$ 进行回归。如果 $\gamma_5$ 在统计上显著,并且 $\beta_5$ 不显著或者其系数值(绝对值)相比于 $\beta_3$ 出现下降,则可以证明中介效应是真实存在的。

$$Invest_i = \alpha_3 + \beta_3 \times Party\_Org_i + \delta_3 \times X_i + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

$$Loan_i = \alpha_4 + \beta_4 \times Party\_Org_i + \delta_4 \times X_i + \varepsilon_i \quad (3.2)$$

$$Invest_i = \alpha_5 + \beta_5 \times Party\_Org_i + \gamma_5 \times Loan_i + \delta_5 \times X_i + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

其次,在证实中介效应存在的情况下,本文使用KHB方法进行中介效应分析,该方法可以对中介效应的显著性以及强度予以量化展示(Karlson et al, 2012)。

## 3 数据分析结果

### 3.1 描述性统计结果

在CPES各年份数据中,投资规模和信贷资源都是调查前一年的情况,因而图2和图3反映的事实是:在2009—2017年间,设立党组织的家族企业的投资规模以及获得的银行贷款均始终高于未设



图3 家族企业信贷资源差异(设立党组织与未设立党组织)

立党组织的家族企业,并且这两方面的差距随着党建工作的深入呈逐步扩大的趋势。由此可以初步判断,党组织的设立对家族企业获取信贷资源以及扩大投资均有促进作用,并且在这一正向效应在2012年后尤为明显。但这一结论能否成立仍需统计模型中加以验证。

### 3.2 基准回归结果

#### 3.2.1 党组织对家族企业获取信贷资源的影响

表2报告了设立党组织对家族企业获取信贷资源的影响结果。在模型2中,党组织变量(*PO*)的系数在5%的水平上显著。但在模型3~模型5中,党组织变量(*PO*)的显著性水平迅速提升,均在0.1%的水平上高度显著。另外,从变量系数的时间变化可以看到,党组织对家族企业获取信贷资源的影响在2012年之前相对较弱,但在2012年之后相对较强。在现实中,2012年开始加大针对私营企业的党建工作力度,这使得家族企业承受的制度压力迅速增大。与此同时,党组织在嵌入到家族企业后可以增强其合法性,这使得家族企业得以运用党组织从外部环境获取更多的信贷资源。假设H1得到验证。

#### 3.2.2 党组织对家族企业投资的影响

表3报告了设立党组织对家族企业投资规模的影响结果。需要说明的是,“中国私营企业调查”数据中的投资变量反映的是企业上一年的

投资情况。在模型1~模型3中,党组织变量(*PO*)的系数均不具有统计显著性( $p>0.1$ ),这表明在2009—2013年间,设立党组织的家族企业的投资总额与未设立党组织的家族企业没有显著差别。模型4的结果显示,党组织变量(*PO*)的系数开始具有统计显著性(系数为0.484,  $p<0.05$ )。这说明私营企业党建工作推进到2014年之后,党组织对家族企业投资的正向作用才体现出来。党组织变量(*PO*)在模型5中的系数增加至0.903,且在1%水平上高度显著,这表明党组织对家族企业投资的正向影响在2016年以后完全地展现出来。由此可见,设立党组织确实能够促进家族企业扩大投资,但这一效应主要存在于私营企业党建工作力度大的时期。假设H2到验证。

### 3.3 稳健性检验

考虑到基准回归的结果可能因样本选择偏差问题而偏离于真实情况,本文使用倾向值匹配法进行重新估计,操作步骤如下:首先,以“信贷资源”和“投资规模”作为因变量;其次,以“党组织”作为处理变量,将家族样本区分为处理组和对照组,分别为“设立党组织的家族企业”和“未设立党组织的家族企业”;再次,使用Logit模型估计样本企业进入处理组的倾向值,再采用最近邻匹配(1:1配比)和半径匹配(半径为0.25)两种匹配方法来锁定倾向值在同一取值范围内的样本企业,将它

表2 党组织对家族企业获取信贷资源的影响

变量	CPES2010	CPES2012	CPES2014	CPES2016	CPES2018
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>PO</i>	1.151*** (0.329)	0.866* (0.399)	1.091*** (0.308)	1.302*** (0.282)	1.002*** (0.296)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-5.646** (1.436)	-11.207*** (1.760)	-11.258*** (1.353)	-10.727*** (1.144)	-14.815*** (1.155)
样本量	1 119	1 680	1 879	2 578	3 333
<i>pseudo R</i> <sup>2</sup>	0.127	0.098	0.089	0.125	0.110
左侧截取数	510	970	916	1 391	2 065
-2Log Likelihood	-2 010.592	-2 745.575	-3 501.614	-4 316.992	-5 015.814

注: +、\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%、0.1%水平上显著,括号内为标准误,控制变量为企业历史、企业规模、企业盈利、行业类型、年龄、性别、学历、政治面貌、工商联会员、“两委”委员、省份及其经济发展水平,下同

表3 设立党组织对家族企业投资规模的影响

变量	CPES2010	CPES2012	CPES2014	CPES2016	CPES2018
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>PO</i>	0.864 (0.751)	-0.418 (0.439)	0.103 (0.423)	0.484* (0.206)	0.903** (0.309)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-17.271*** (3.831)	-10.009*** (1.910)	-10.659*** (1.849)	-3.628*** (0.797)	-11.692*** (1.178)
样本量	422	1 622	1 821	2 439	3 189
<i>pseudo R</i> <sup>2</sup>	0.118	0.091	0.067	0.128	0.103
左侧截取数	301	1 194	1 232	1 079	2 168
-2 Log Likelihood	-461.899	-1 779.407	-2 471.643	-4 339.315	-4 158.858

们进行配对。平衡性检验结果显示,在匹配之后,处理组与对照组的协变量达到了平衡性要求,表明匹配效果较好<sup>⑦</sup>。

表4报告了设立党组织对家族企业获取信贷资源的影响结果。可以看到,*ATT*在2010、2012、2014、2016和2018这5期数据中都显著为正。但比较来看,*ATT*的显著性在2012年之后的数据中明显更大,这说明设立党组织对家族企业获取信贷资源的影响在2012年之后更加明显。假设H1再次得到验证。表5报告了设立党组织对家族企业投资的影响结果。在Panel A和Panel B中,*ATT*都不具有统计显著性或显著性很弱,这说明在2009—2011年间(数据年份为2010和2012),设立党组织对家族企业投资的影响并不是非常明显。但在Panel C、Panel D和Panel E中,*ATT*在多数模型中的取值在0.1%的水平显著,这说明在2013—2017年间(数据年份为2014、2016和2018),设立党组织对家族企业投资的激励作用逐渐显示出来。假设H2再次到验证。

### 3.4 机制检验

本文推测获取信贷资源可能是党组织激励家族企业扩大投资的机制。此部分将使用逐步回归法和KHB方法来检验资源获取机制是否存在。根据倾向值匹配估计的结果,选取CPES的2014、2016和2018这3期数据进行分析,以反映党建工

表4 倾向值匹配结果(因变量:信贷资源)

匹配方法	<i>ATT</i>	标准误	<i>T</i> 值
Panel A CPES2010			
最近邻匹配	0.955*	0.380	2.51
半径匹配	1.105***	0.256	4.32
Panel B CPES2012			
最近邻匹配	0.690*	0.344	2.00
半径匹配	0.925***	0.221	4.18
Panel C CPES2014			
最近邻匹配	0.923	0.291	3.17
半径匹配	1.141***	0.195	5.85
Panel D CPES2016			
最近邻匹配	0.671*	0.299	2.25
半径匹配	1.242***	0.182	6.81
Panel E CPES2018			
最近邻匹配	0.834***	0.245	3.40
半径匹配	1.146***	0.142	8.08

作力度变大阶段的情况。

表6报告了基于逐步回归法得到的中介效应检验结果。模型2显示,党组织变量(*PO*)的系数为1.078,且在0.1%水平上高度显著,这表明设立党组织的家族企业能够获得更多的信贷资源。而在同时纳入自变量和中介变量的模型3中,信贷资源变量(*LN*)在0.1%的水平上显著,这说明获取更多的信贷资源可以激励家族企业扩大投资。更重要的是,与模型1相比,党组织变量(*PO*)在模型3中的系数大幅降低(0.334 vs. 0.532),并且显著性水平从1%下降至5%。据此可以初步判定,设立党组织的家族企业可以通过获取更多的信贷资源来

扩大投资。

进一步地,本文采用KHB方法来计算信贷资源这一机制变量所发挥的效应大小及其贡献率。表7的结果显示,当纳入了信贷资源变量(LN)后,自变量(PO)的直接效应明显下降,从而产生了较大的间接效应,其对总效应的贡献率达到了47%,且在0.1%水平上高度显著。这意味着信贷资源获取确实在党组织激励家族企业投资的过程中发挥了重要作用。假设H3得到验证。

表5 倾向值匹配结果(因变量:投资规模)

匹配方法	ATT	标准误	T值
Panel A CPES2010			
最近邻匹配	0.959 <sup>*</sup>	0.451	2.13
半径匹配	0.818 <sup>*</sup>	0.345	2.37
Panel B CPES2012			
最近邻匹配	-0.288	0.242	-1.19
半径匹配	0.074	0.152	0.48
Panel C CPES2014			
最近邻匹配	0.132	0.247	0.53
半径匹配	0.500 <sup>***</sup>	0.162	3.08
Panel D CPES2016			
最近邻匹配	0.442 <sup>+</sup>	0.253	1.75
半径匹配	0.731 <sup>***</sup>	0.164	4.45
Panel E CPES2018			
最近邻匹配	0.140	0.221	0.63
半径匹配	0.697 <sup>***</sup>	0.123	5.67

表6 中介效应检验结果(逐步回归法)

变量	IT	LN	IT
	模型1	模型2	模型3
PO	0.532 <sup>**</sup> (0.167)	1.078 <sup>***</sup> (0.171)	0.334 <sup>*</sup> (0.166)
LN			0.247 <sup>***</sup> (0.022)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-4.020 (16.363)	-29.352 <sup>+</sup> (15.450)	-2.792 (16.119)
样本量	7 449	7 790	7 449
pseudo R <sup>2</sup>	0.100	0.107	0.105
左侧截取数	4 479	4 372	4 479
-2 Log Likelihood	-11 237.723	-12 932.643	-11 177.511

表7 中介效应检验结果(KHB方法)

总效应	直接效应	间接效应	间接效应的贡献率
0.240 <sup>***</sup>	0.125 <sup>*</sup>	0.110 <sup>***</sup>	47%

## 4 结论与讨论

### 4.1 研究结论

本文将家族企业党建问题的分析聚焦于党组织在家族企业内部的运作层面,考察了设立党组织对家族企业获取信贷资源以及投资决策的影响。通过对“中国私营企业调查”多期数据的分析,得到如下结论:第一,党组织对家族企业获取信贷资源和扩大投资规模有正向影响。具体而言,在党建工作力度弱的阶段(2012年以前),党组织对家族企业获取信贷资源和扩大投资的正向作用稍弱,但在强力推进党建工作后(2012年以后),党组织对家族企业的获取信贷资源和扩大投资的正向作用开始出现并增强。第二,在党建工作力度强的时期,信贷资源获取是党组织促使家族企业扩大投资的作用机制,也即设立党组织可以增加家族企业获得的信贷资源总量,这为其扩大投资提供了物质基础。

上述结果表明,党组织对家族企业获取信贷资源进而扩大投资所产生的正向作用,是与私营企业党建工作力度的变化紧密相关的。强力推动私营企业党建工作,意味着家族企业所处的制度环境变得不确定,这在产生制度压力的同时,也使党组织的合法性优势得以凸显出来,从而为家族企业从外部环境获取信贷资源并将其转换为投资提供了帮助。

进一步来看,党组织之所以在家族企业内部正常运作进而发挥其经济功能,一个重要原因是合法性和社会情感财富这两种行动逻辑处于协调状态。一方面,由于我国并没有对党组织如何参与企业经营活动作出规定,因而党组织在该领域并未向家族成员施加压力。但另一方面,党组织本身具有合法性,并且这种合法性具有很强的“资源”属性,它可以减轻家族企业在制度环境中受到的资源约束。正是因为党组织可以增进家族成员的社会情感财富,家族成员有强烈的动机发挥党组织的经济功

能,从而将党组织优势转换为企业发展优势。

#### 4.2 研究贡献

本研究对既有文献的创新体现在3个方面:第一,拓展了政治联系概念的分析维度。以往关于政治联系的研究主要关注的是以企业家政治身份为代表的个人化政治联系,本文则将政治联系拓展到更高的分析层面,并且在由新制度主义和社会情感财富理论构成的新框架下阐释了党组织作为一种组织化政治联系的意义并提供了经验证据;第二,从政治联系视角提供了党组织促进企业经营活动的解释。此前的研究将党组织视为一种企业内部治理机制,侧重于在企业内部寻找使得党组织的经济功能得以发挥的机制。本文则强调党组织作为一种政治联系的意义,将其视为一种外部治理机制,并且证实了它可以通过帮助家族企业获取信贷资源来扩大投资;第三,完善了新制度主义对于组织正式结构运作逻辑的解释。新制度主义认为,效率与合法性这两种行动逻辑的关系是影响正式结构运作的关键因素,并且主要关注合法性的“压力”属性。但通过对家族企业党组织运作过程的分析,本文对新制度主义做出了两点修正:一是指出对于设立党组织的家族企业而言,其行动逻辑包括合法性和社会情感财富;二是关注合法性的“资源”属性而非“压力”属性。

#### 4.3 实践启示

本文提供的经验证据表明,党组织为家族企业突破资源约束进而扩大投资发挥了积极作用。在党组织发挥正向的经济功能的情况下,企业党建的优势可以转化为企业发展的优势,这使得党组织与企业经营活动实现“同频共振”。这意味着党组织成为一种提升家族企业生产力的治理机制。因此,依托党建工作深化政府与私营(家族)企业的互惠互信关系具有重要现实意义。一方面,通过将私营经济所代表的社会力量

整合到党的组织系统内,政府对基层社会的治理能力得到加强,经济社会秩序得以维持。另一方面,对于私营企业而言,设立党组织使其获得了合法性,从而可以在竞争关键性资源的过程中提升竞争力,并且借助于党组织的“有限嵌入”方式充分发挥其灵活、高效的先天优势,从而改善企业经营状况。因此,如何在加强执政党对经济领域的控制能力与提升私营(家族)企业的经营能力之间保持平衡,是影响中国经济社会发展走势的关键问题。显然,私营企业党建工作的重点应该围绕“提质增效”展开,充分发挥党组织对企业发展的正面作用,构建政府与私营(家族)企业的互惠互信关系。

进一步来看,党建工作之所以能够激发企业的生产力,关键在于党组织扮演了一种协调企业与政府关系的角色。因此,依托党建工作构建政企协商机制具有重要意义。相比之下,由于党组织与政府之间存在天然联系,因而设立党组织可以帮助私营企业与政府建立联系。这种组织层次的政治联系可以在党建工作过程中自动地建立起来,因而所耗费的成本相对较小。不仅如此,由于企业与政府的互动是在党组织这种制度化平台上进行的,政企关系也将变得正式、公开和透明。这样,在党组织搭建的互动平台上,掌握关键资源的外部主体可以获得关于企业生产经营状况的真实信息,增强对企业一方的信任,进而依据市场原则开展业务合作,最终形成互利共赢的格局。因此,在推进党建工作的过程中,应当合理发挥党组织作为政企互动平台的功能,以“结对共建”等方式加强政企交流与合作,加快构建亲清型政企关系,从而将党建优势转换为企业生产力。总之,围绕私营(家族)企业开展的党建工作,其现实意义不仅在于加强政府对私营经济的统合能力,而且为构建新型的政企关系并最终为促进企业可持续发展创造有利条件。

#### 4.4 不足与展望

首先,本文仅选择了新制度主义和社会情感财富理论来分析家族企业党建现象,但这一综合性分析框架对非家族企业党建现象的解释力可能会受到影响。其次,中国私营企业调查是截面数据,而基于该数据得到的研究发现可能在因果关系识别上存在一定难度。不过,本文也采取倾向值匹配进行稳健性检验,试图将估计偏误发生的可能性降低到最小。最后,本文针对一些关键

变量所选取的测量指标可能存在效度不足的问题。例如,本文将设立党组织的家族企业在获取信贷资源后的影响聚焦在投资决策上,但难以顾及到投资以外的经营决策上,比如管理方式、多元化战略等。未来的研究可以通过搜集包含企业党建信息的追踪数据,并且将研究对象扩展至非家族企业,以及构建其他关于企业经营活动的变量,从而探索党组织嵌入与企业发展的新关系。

#### 注释

① 本文将家族成员在所有权中的占比超过50%的企业定义为家族企业。对“中国私营企业调查”在2010、2012、2014、2016和2018年5期数据的测算结果显示,家族企业在调查企业中的占比在80%以上,具体为88.01%、82.70%、82.01%、84.08%和88.31%。

② 《关于加强和改进非公有制企业党的建设工作的意见(试行)》(中办发[2012]11号)和《中共中央组织部关于集中推进非公有制企业和社会组织党的组织和工作覆盖的通知》(组通字[2016]40号)。

③ 资料来源:新华社,2017年中国共产党党内统计公报,2018-06-30。

④ 《关于加强和改进非公有制企业党的建设工作的意见(试行)》对党组织维护职工权益的职责作了全面阐释,即“……积极反映群众诉求,畅通和拓宽表达渠道,依法维护职工群众合法权益,协调各方利益关系,及时化解矛盾纠纷,构建和谐劳动关系。”

⑤ 资料来源:人民网—中国共产党新闻网,积分考核安徽亳州经开区探索非公党建新模式,2018-12-14。

⑥ 2010年以前的调查仅询问了企业主本人在所有者权益中所占的比例。但在2010年及其之后的5次调查中,CPES同时询问了企业主本人及其家族成员的所有者权益占比。相较之下,后一种测量的效度更高。

⑦ 限于文章篇幅,未在正文中展示平衡性检验的结果,有兴趣请联系作者。

#### 参考文献

- 陈德球,魏刚,肖泽忠. 2013. 法律制度效率、金融深化与家族控制权偏好[J]. 经济研究,48(10):55-68.  
(Chen D Q, Wei G, Xiao Z Z. 2013. Law efficiency, financial deepening and family control preferences[J]. Economic Research Journal,48(10):55-68.)
- 方军雄. 2007. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. 经济研究,12:82-92.  
(Fang J X. 2007. Ownership, institutional environment and capital allocation[J]. Economic Research Journal,12:82-92.)
- 何晓斌,郑刚,滕颖. 2019. 民营企业家的政治关联类型与企业绩效[J]. 学海,6:73-81.  
(He X B, Zheng G, Teng Y. 2019. The types of political connections and corporate performance of private entrepreneurs[J]. Academia Bimestris,6:73-81.)
- 何轩,马骏. 2016. 执政党对私营企业的统合策略及其效应分析:基于中国私营企业调查数据的实证研究[J]. 社会,36(5):175-196.  
(He X, Ma J. 2016. The Chinese Communist Party's integration policy towards private enterprises and its effectiveness: An analysis of the ninth national survey of Chinese private enterprises[J]. Chinese Journal of Sociology,36(5):175-196.)
- 李维安,王鹏程,徐业坤. 2015. 慈善捐赠、政治关联与债务融资:民营企业与政府的资源交换行为[J]. 南开管理评论,18(1):4-14.

- (Li W A, Wang P C, Xu Y K. 2015. Philanthropy, political connection and debt finance: Reciprocal behavior of governments and private enterprises[J]. *Nankai Business Review*,18(1):4-14.)
- 柳建坤,何晓斌. 2022. 党建对家族企业维护职工权益的影响研究[J]. *管理学报*,19(7):976-986.
- (Liu J K, He X B. 2022. Research on the impact of the party construction on the protection of the rights and interests of employees in family business[J]. *Chinese Journal of Management*,19(7):976-986.
- 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[J]. *经济学报*,1(2):150-169.
- (Long X N, Yang J. 2014. CCP committee, worker benefits, and firm performance: Evidence from Chinese private firms[J]. *China Journal of Economics*,1(2):150-169.)
- 罗党论,赵聪. 2013. 什么影响了企业对行业壁垒的突破:基于中国上市公司的经验证据[J]. *南开管理评论*,16(6):95-105.
- (Luo D, Zhao C. 2013. What influences the breakthrough of industry barriers the enterprises achieved: The evidences from the Chinese listed enterprises[J]. *Nankai Business Review*,16(6):95-105.)
- 魏下海,金钊,孙中伟. 2018. 工会、劳动保护与企业新增投资[J]. *世界经济*,41(5):173-192.
- (Wei X H, Jin Z, Sun Z W. 2018. Labour unions, labour protection and new investments of enterprises[J]. *The Journal of World Economy*,41(5):173-192.)
- 王彦超. 2009. 融资约束、现金持有与过度投资[J]. *金融研究*,7:121-133.
- (Wang Y C. 2009. Financial constrains, cash holdings and over-Investment[J]. *Journal of Financial Research*,7:121-133.)
- 吴文锋,吴冲锋,芮萌. 2009. 中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J]. *管理世界*,3:134-142.
- (Wu W F, Wu C F, Rui M. 2009. Senior executives' government background in Chinese listed companies and tax preference[J]. *Journal of Management World*,3:134-142.)
- 余明桂,回雅甫,潘红波. 2010. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. *经济研究*,45(3):65-77.
- (Yu M G, Hui Y F, Pan H B. 2010. Political connections, rent seeking, and the fiscal subsidy efficiency of local governments[J]. *Economic Research Journal*,45(3):65-77.)
- 喻坤,李治国,张晓蓉,等. 2014. 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J]. *经济研究*,49(5):106-120.
- (Yu S, Li Z G, Zhang X R, et al. 2014. Investment efficiency puzzle: financial constraint hypothesis and monetary policy shock[J]. *Economic Research Journal*,49(5):106-120.)
- 袁建国,后青松,程晨. 2015. 企业政治资源的诅咒效应:基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. *管理世界*,1:139-155.
- (Yuan J G, Hou Q S, Cheng C. 2015. The Curse effect of enterprises' political resources: An investigation based on the relationship between political connection and enterprises' technological innovation [J]. *Journal of Management World*,1:139-155.)
- 朱斌,苗大雷,王修晓. 2021. 控制与合法化:中国私营企业建立党组织的机制分析[J]. *社会学研究*,36(3):71-90.
- (Zhu B, Miao D L. 2021. Control and legitimacy: Understanding the logic and mechanism of party branch building in Chinese private enterprises[J]. *Sociological Studies*,36(3):71-90.)
- Bai C E, Lu J, Tao Z. 2006. Property rights protection and access to bank loans: Evidence from private enterprises in China[J]. *Economics of Transition*,14(4):611-628.
- Beck T, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. 2005. Financial and legal constraints to growth: does firm size matter?[J]. *The Journal of Finance*,60(1):137-177.
- Berrone P, Cruz C, Gomez-Mejia L R. 2012. Socioemotional wealth in family firms: Theoretical dimensions, assessment approaches, and agenda for future research[J]. *Family Business Review*,25(3):258-279.
- Bushman R M, Piotroski J D, Smith A J. 2004. What determines corporate transparency?[J]. *Journal of Accounting Research*, 42(2):207-252.

- Chua J H, Chrisman J J, Sharma P. 1999. Defining the family business by behavior[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 23(4):19-39.
- Faccio M, Masulis R W, McConnell J J. 2006. Political connections and corporate bailouts[J]. *The Journal of Finance*, 61(6): 2597-2635.
- Galang R M N. 2012. Victim or victimizer: Firm responses to government corruption[J]. *Journal of Management Studies*, 49(2): 429-462.
- Gómez-Mejía L R, Haynes K T, Núñez-Nickel M, et al. 2007. Socioemotional wealth and business risks in family-controlled firms: Evidence from Spanish olive oil mills[J]. *Administrative Science Quarterly*, 52(1):106-137.
- Karlson K B, Holm A, Breen R. 2012. Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: A new method[J]. *Sociological Methodology*, 42(1):286-313.
- Klein P, Shapiro D, Young J. 2005. Corporate governance, family ownership and firm value: the Canadian evidence[J]. *Corporate Governance: An International Review*, 13(6):769-784.
- Lim E N K, Lubatkin M H, Wiseman R M. 2010. A family firm variant of the behavioral agency theory[J]. *Strategic Entrepreneurship Journal*, 4(3):197-211.
- Oliver C. 1991. Strategic responses to institutional processes[J]. *Academy of Management Review*, 16(1):145-179.
- Pfeffer J, Salancik G R. 1978. *The external control of organizations: A resource dependence perspective*[M]. New York: Harper & Row.
- Scott W R. 2010. Reflections: The past and future of research on institutions and institutional change[J]. *Journal of Change Management*, 10(1):5-21.
- Suchman M C. 1995. Managing legitimacy: Strategic and institutional approaches[J]. *Academy of Management Review*, 20(3): 571-610.
- Zucker L G. 1987. Institutional theories of organization[J]. *Annual Review of Sociology*, 13(1):443-464.

## The Impact of Party Branch Building on Investment Choices of the Family Businesses: Evidence from Chinese Private Enterprise Survey

LIU Jiankun<sup>1</sup>, HE Xiaobin<sup>2</sup>

(1. School of Humanities and Social Sciences, Harbin Engineering University, Harbin 150001, China; 2. School of Social Science, Tsinghua University, Beijing 150001, China)

**Abstract:** With the rapid rise of the private economy, the Communist Party of China(CPC), as the ruling party, has adopted the governance strategy of embedding party branches into the private enterprise. Some scholars have confirmed that party branches could promote private enterprises' production and operation activities. Still, when explaining why party branches play a crucial role in economic activities, they only emphasize their significance as an internal governance mechanism. That is, they mainly focus on the part of party branches in optimizing the combination and allocation efficiency of production factors such as information and labor. However, party organization in enterprises is also an essential external governance mechanism. It can coordinate the relationship between enterprises and government, thus becoming an organizational-level political connection, which would influence enterprises' production and operation activities. In addition, a large number of literatures on party branches of private enterprises mainly focus on private enterprises in the general sense. Still, there is no particular discussion on family businesses. In fact, maintaining control over the enterprise is the core basis for family businesses to make strategic decisions. However, the establishment of the party organization may

cause the family members to worry about weakening their control and interfering with the regular operation. Therefore, it is necessary to go deep into the family businesses to investigate the operation process of the party organization and the impact of its production and operation activities. This study attempts to use the theory of organizational sociology to analyze the operation process of party branches in family businesses and specifically investigate the impact of the establishment of party branches on the acquisition of external resources by family businesses and their transformation into investment decisions.

Based on the comprehensive analysis framework of Neo-institutionalism and Socioemotional Wealth Theory, this study analyzes the action logic of party branches' participation in the activities of family businesses. Neo-institutionalism holds that legitimacy is the core mechanism for an organization to establish a formal structure. From a strategic perspective, legitimacy is an operable resource, which could be extracted from the cultural environment of the organization, and then used to achieve the specific goals. In addition to the legal action logic shaped by the institutional environment, family businesses also have endogenous action logic. According to Socioemotional Wealth Theory, the primary goal pursued by family businesses is not economic benefit but socioemotional wealth, which is non-economic utility to meet the emotional needs of family members. Among them, maintaining control of the enterprise is the most important socioemotional wealth of family members. It has also become the fundamental starting point for family enterprises to make strategic decisions. Therefore, the strategic decision-making of family enterprises would be influenced by the logic of legitimacy and socioemotional wealth.

It is a political requirement put forward by the CPC that party branches should be embedded in private enterprises, which would exert tremendous institutional pressure on family businesses and make them feel that their control power is weakened. However, the party branch carries legitimacy, making it possible to become resources that could help enterprises obtain external resources. Therefore, the party organization can promote the economic interests of the family businesses and make the family members feel that the control power has been weakened. As the legitimacy effect played by party branches is a kind of resource rather than pressure, family members have strong incentives to rely on the benign interaction between party branches and the government to obtain essential material resources. With the increased resources invested in family businesses' economic activities, their decisions would become more active. This research takes 10,589 samples from Chinese Private Enterprise Survey during the period from 2010 to 2018 as the research object, and uses the Tobit model and causal inference models to test the hypothesis by using Stata 17 software.

The results are as follows. The descriptive results show that from 2009 to 2017, the investment scale and bank loans of family businesses with the party branch were always larger than those without the party branch, and the gap between the two types of firms was gradually expanding with the rise of the work strength of the party branch building. The regression results show that the influence of party branches on the access to credit resources and investment scale of family businesses is relatively weak before the year 2012 but relatively strong after the year 2012. This finding demonstrates that the party branches had an incentive effect on the family businesses' economic activities. Especially in the period of outstanding efforts in the work of party branch building, the positive role of party branches is more prominent. In addition, the above conclusion is still valid through the robustness test using the method of propensity score matching. Further research shows that access to credit resources is the mechanism by which party branches could promote family businesses to expand investment.

**Key words:** party branches; family businesses; legitimacy; credit resources; investment choices