

DOI: 10.19361/j.er.2020.03.01

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

万攀兵*

摘要:本文基于民营企业抽样调查数据,从企业社会责任视角出发,考察了基层党组织制度的社会治理作用,并区分了不同企业社会责任层次下基层党组织作用的差异。同时,本文进一步识别和分析了基层党组织作用的机制及其异质性。研究发现:(1)设立在民营企业内部的基层党组织有助于推动企业参与社会治理并承担更多社会责任。(2)基层党组织对民营企业承担较低层次的职工关怀和环境保护方面的社会责任的促进作用,要大于其对民营企业承担更高层次的公益发展方面的社会责任的促进作用。(3)基层党组织主要通过发挥监督和引领作用来推动民营企业承担更多社会责任。(4)基层党组织有效推动了政府干预程度较高地区和非改制的民营企业承担更多公益发展方面的社会责任。

关键词:基层党组织;社会治理;企业社会责任;监督;引领

一、引言

党的十九大报告提出,要把“基层党组织建设成为宣传党的主张、贯彻党的决定、领导基层治理、团结动员群众、推动改革发展的坚强战斗堡垒”。2020年庚子年初,新型冠状病毒肺炎(简称“新冠肺炎”)疫情席卷全国。无数党员干部主动请缨、逆行而上,其中,不乏冲锋在抗疫最前线的白衣天使,更有一大批在后方有序组织生产运输以保障物资供应的实干家。面对来势汹汹的新冠肺炎,我国在短时间内公布新型冠状病毒的全基因组序列、并有效遏制疫情蔓延,充分显示了基层党组织制度的重要作用,进而彰显出新时代中国特色社会主义制度的优越性。

作为一项颇具中国特色的制度安排,基层党组织制度直接由《中国共产党章程》确立。根据最新修订的《中国共产党章程》第三十条,“企业、农村、机关、学校、科研院所、街道社

* 万攀兵,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:2576352391@qq.com。

本文获得清华大学中国现代国有企业研究院资助项目“党组织在混合所有制企业中的领导地位和作用研究”(项目编号:iSOEYB202021)、国家社会科学基金“研究阐释党的十九届四中全会精神”专项重点课题“自由贸易试验区负面清单制度的推广与评估”(项目编号:20AZD050)、国家自然科学基金面上项目“竞争政策与准入规制的协调机制研究”(项目编号:71773039)的资助。感谢《经济评论》编辑部开放日·审稿快线(第3期)“公共健康、医疗改革与国家治理现代化”审稿专家、暨南大学管理学院沈洪涛教授、暨南大学产业经济研究院陈林教授和编辑部对本文提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

区、社会组织、人民解放军连队和其他基层单位，凡是有正式党员三人以上的，都应当成立党的基层组织。”《2019年中国共产党党内统计公报》数据显示，截至2019年底，全国党员总数为9 191.4万名，基层党组织数量高达468.1万个，覆盖了所有的生产生活领域。其中，机关、事业单位、农村、社区等重点领域基层党组织覆盖率均超过95%。那么，这项制度安排究竟产生了怎样的制度绩效？是否有助于完善我国社会治理体系并推动国家治理能力现代化？这是关系到当前我国疫情防控和经济社会发展双攻坚战能否打好打赢的现实问题，也是本文关心的理论问题。

目前，学界内关于基层党组织制度社会治理作用的研究较为丰富，可以分为两类：一是考察基层党组织制度对社会治理的直接作用。这类文献较多，主要分析农村和城市等具有一定公权力的基层党组织如村党委会和社区党支部如何推动地区经济社会发展（夏飞、宋勇刚，2017；苏爱萍，2019），但大部分是定性研究。二是考察基层党组织制度对社会治理的间接作用。这类文献相对较少，侧重于考察分布在企事业单位的基层党组织如何组织协调单位内部资源进而推动所在单位参与社会治理（何轩、马骏，2018a）。根据企事业单位的性质和基层党组织的权力效力，这部分研究可进一步细化为两个方面，即分别考察公有制经济单位中基层党组织的社会治理作用（姜习权，2016；Lu and Li, 2017）和非公有制经济单位中基层党组织的社会治理作用（Dong et al., 2016；董志强、魏下海，2018）。

本文基于企业社会责任（Corporate Social Responsibility, CSR）视角，考察了基层党组织制度对推动民营企业参与社会治理的间接作用。企业社会责任包含了在一定时期内，社会对企业经济上、法律上、伦理上和利他行为的期望^①（Carroll, 1979, 1991）。企业承担社会责任是其参与社会治理的直观体现，对完善我国社会治理体系和提升国家治理能力有重要的促进作用。基于2000—2012年民营企业抽样调查数据库，本文实证发现，基层党组织通过发挥监督和引领作用来推动民营企业参与社会治理并承担更多社会责任，并且这种作用效果在不同企业社会责任层次、不同地区政府干预程度和企业改制背景下存在异质性。

本文可能的贡献在于：(1)增补了基层党组织制度社会治理作用的文献。不同于大量探讨非企业类基层党组织直接参与社会治理的规范性研究（袁金辉、乔彦斌，2018；张勇杰，2019），本文基于企业社会责任视角、实证考察了活跃在民营企业内部的基层党组织通过推动企业承担社会责任来间接参与社会治理的效果。(2)推进了民营企业党组织与企业社会责任关系的研究。已有研究侧重于考察基层党组织对民营企业公益发展（梁建等，2010）、环境保护（王舒扬等，2019）或职工关怀（董志强、魏下海，2018）等单一维度企业社会责任表现的影响，本文则同时从上述三个维度探讨了基层党组织对民营企业社会责任表现的作用及其异质性，并区分了不同企业社会责任层次下基层党组织作用的差异。(3)丰富了党组织建设方面的研究。不同于大量定性分析党组织功能与作用的规范性研究（潘利红、张君弟，

^①本文将企业满足这种社会期望的行为定义为企业社会责任表现。因此，企业出于经济动机、政治动机或者迫于外在法律要求而实施的满足社会期望的行为均可视为企业社会责任表现。不少管理学文献考察了隐含自利性动机的企业社会责任行为（Sen and Bhattacharya, 2001；Angus-Leppan et al., 2010；Fu et al., 2019）。

2008;党齐民,2017),本文基于民营企业抽样调查数据,首次识别并实证检验了党组织的“监督”与“引领”功能,对我国基层党建工作开展具有直接的政策含义。

二、制度背景与理论分析

(一)基层党组织在民营企业中的发展情况

改革开放以来,随着非公有制经济在我国社会主义市场经济中的地位和力量不断壮大,在民营企业中广泛建立基层党组织的重要性也日益凸显。2006年10月,中共十六届六中全会审议通过的《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》明确提出,“推进新经济组织、新社会组织党建工作,扩大党的工作覆盖面。”2012年5月中共中央办公厅印发《关于加强和改进非公有制企业党的建设工作的意见(试行)》,要求“努力推进党的组织和工作覆盖”。习近平总书记曾强调,非公有制企业是发展社会主义市场经济的重要力量。非公有制企业的数量和作用决定了非公有制企业党建工作在整个党建工作中越来越重要,必须以更大的工作力度扎实抓好。

在党中央的密切关注和高度重视下,基层党组织在我国非公有制企业中广泛扎根落地。根据《2017年中国共产党党内统计公报》,截至2017年底,全国共有187.7万家非公有制企业建立了党组织,非公有制企业中党组织覆盖率高达73.1%。从本文的民营企业抽样调查数据中,也可以窥见民营企业内部积极设立党组织的热潮。表1显示了2000—2012年我国民营企业设立党组织的发展趋势。随着调查年份的推移,越来越多的民营企业建立基层党组织,使得党组织在民营企业中的覆盖率不断提高,从2000年调查时的17.44%逐步提升到2012年调查时的35.38%,平均每年提升约1.5个百分点。随着基层党组织覆盖面的扩大,非公有制企业中党组织发挥的作用将日益凸显。

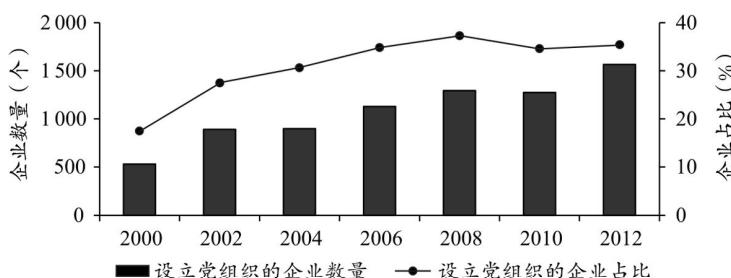


图1 2000—2012年民营企业设立党组织情况

(资料来源:2000—2012年全国民营企业抽样调查数据。)

(二)关于企业党组织治理作用的研究

从现有理论分析来看,我国企业党组织既可能增加企业的政策性负担和社会性负担(Qian,1996;Chang and Wong,2004),亦可能帮助企业获取稀缺性资源并缓解内部治理效果较差企业的代理问题(Yao,2019;Lu and Li,2017),抑或只是形式上的制度安排(房静雅,2019),对公司治理并无实际影响。大量经验研究基于微观企业数据,从不同维度实证检验了国有企业党组织的作用(马连福等,2013;王元芳、马连福,2014)。如陈仕华和卢昌崇(2014)实证考察了国有企业党组织在抑制并购中“国有资产流失”问题的积极作用。Wang等(2020)

实证揭示了国有企业中党组织一把手的技术背景与企业创新效率之间的正向关系。

亦有不少研究基于民营企业上市公司样本或抽样调查数据考察了基层党组织的治理效果(Dong et al., 2016; Yang et al., 2020)。Li等(2008)研究发现,民营企业家党员身份可帮助其从银行或其他国家机构获得贷款,并且这种作用在市场体制和法律保护薄弱的地区更明显。Zheng等(2019)分析指出,设立在民营企业中的基层党组织有助于抑制企业的盈余管理行为。何轩和马骏(2018b)的研究表明,民营企业党组织可以引导企业投入更多的生产性活动。陈东等(2017)、李翠芝和陈东(2018)的研究分别揭示出基层党组织对民营企业投资和创新发展的促进作用。

不同于已有研究,本文尝试从企业社会责任视角出发,实证分析基层党组织的作用效果,并跳出将基层党组织作为一种政治资源的传统研究窠臼,考察基层党组织的“监督”与“引领”作用机制。

(三) 基层党组织与民营企业社会责任

根据《中国共产党章程》第五章第三十三条第三段,“非公有制经济组织中党的基层组织,贯彻党的方针政策,引导和监督企业遵守国家的法律法规,领导工会、共青团等群众组织,团结凝聚职工群众,维护各方的合法权益,促进企业健康发展”。可见,基层党组织在民营企业内部被赋予了“监督”和“引领”功能,即监督民营企业遵守国家法律规章制度,同时在思想和政治上对民营企业进行引领,领导企业内部组织建设、凝聚人心、加强团结,最终推动企业可持续发展。

在实践中,基层党组织一方面能够将党和政府的关怀和期望及时有效地传达给所在民营企业,并以中间人角色表达和协调各方利益,引导民营企业的社会责任行为,特别是通过党内学习教育活动,带动全体职员尤其是具有决策权的企业家了解和关注企业肩负的社会责任使命,逐步培养和强化其社会责任意识(徐光伟等,2019),从而推动其主动承担更多的社会责任。另一方面,作为企业内部监督的一种有效形式,基层党组织也可以对企业内部特别是企业家的不良思想和行为起到有效防范和及时纠偏的作用。当民营企业和企业家因过分追逐经济利润而损害公众利益或员工权益(如非法排污和强迫员工持续加班等)时,基层党组织可以利用其与地方党政部门之间的沟通协调渠道,及时有效制止。因此,无论是党组织发挥的“监督”作用还是“引领”作用,二者在理论上均有助于提升民营企业社会责任表现。基于以上分析,本文提出假说1:

假说1:相比于没有设立党组织的民营企业,设立党组织的民营企业承担更多的社会责任。

根据卡罗尔的企业社会责任金字塔模型,企业社会责任包括经济责任、法律责任、伦理责任和企业自愿执行的责任四个维度。其中,经济责任包括企业雇佣员工安全生产,并向社会提供产品和服务等,属于企业生产经营的基本内容,层次最低;法律责任包括企业具有的保护员工合法权益和减少环境污染等法律义务,而伦理责任通常也蕴含在企业的经济责任和法律责任之中,属于外界社会对企业道德层面的要求,比如诚信经营;企业自愿执行的责任往往具有一定的利他性,如慈善事业捐赠等,因此层次也最高(陈彦勋,2012)。考虑到目前我国企业社会责任发展依然处于初级阶段,并且企业在劳动保障、安全生产和环境保护等方面的社会责任承担受到政府自上而下的强力推动以及相关法律法规的硬性要求(章辉美、

李绍元,2009)。因此,相对于更高层次的企业社会责任而言,党组织对民营企业承担更低层次的社会责任可能具有更大的推动作用。据此,本文提出假说2:

假说2:基层党组织对民营企业承担更低层次社会责任的促进作用大于其对民营企业承担更高层次社会责任的促进作用。

三、实证策略

(一) 数据来源和变量处理

为验证上述假说,本文使用2000—2012年全国民营企业抽样调查数据进行实证分析。该抽样调查由中共中央统战部和中华全国工商业联合会等多个部门每两年联合进行一次,通过在全国31个省、自治区、直辖市按一定的比例进行多阶段分层随机抽样,从而获取具有较高代表性的民营企业样本。该数据涵盖了高度细化的调查年份前一年的民营企业经营状况和企业家个人特征指标。鉴于该调查数据中缺乏企业唯一识别代码,本文将各年份的调查数据进行纵向整合、剔除部分缺失值和异常值后,得到一个共七期、时间跨度为1999—2011年、最大覆盖13 797个观测值的混合截面样本。

本文的核心解释变量*Dang*为是否设立基层党组织的虚拟变量。在历次调查问卷中,均询问了“在您企业中,有无‘党组织’?”。本文的被解释变量为企业社会责任,主要采取民营企业在公益事业、环境治理和员工培训三个方面的表现衡量,并定义为“公益发展社会责任”、“环境保护社会责任”和“职工关怀社会责任”,数据分别来自调查问卷中的问题:“去年您企业用于各种捐赠的金额是多少(万元)?”、“去年您企业为治理污染投入了多少(元)?”、“去年您企业在职工培训方面投入了多少(元)?”。据此,本文分别构建相应的连续变量和二元虚拟变量。参照陈贵梧等(2017)的研究,本文将公益发展社会责任视为较高层次的企业社会责任,而“环境保护社会责任”和“职工关怀社会责任”,则视为较低层次的企业社会责任。

(二) 识别方法与实证模型

鉴于本文的样本由混合截面数据构成,基准计量模型设定如下:

$$CSR_{1i} = \alpha_0 + \beta_1 Dang_i + K_1 Firm + K_2 Owner + \lambda_t + \eta_c + \eta_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$CSR_{2i} = \alpha_0 + \beta_2 Dang_i + K_1 Firm + K_2 Owner + \lambda_t + \eta_c + \eta_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$CSR_{3i} = \alpha_0 + \beta_3 Dang_i + K_1 Firm + K_2 Owner + \lambda_t + \eta_c + \eta_j + \varepsilon_i \quad (3)$$

模型(1)—(3)中: CSR_{1i} 、 CSR_{2i} 和 CSR_{3i} 分别为企业在公益发展、环境保护和职工关怀方面的社会责任表现。*Firm*和*Owner*分别为企业层面和企业家层面控制变量。企业层面控制变量包括企业规模、年龄、销售额、销售净利润率、员工工资、是否设立工会、创新活动、税收贡献和企业类型;企业家控制变量包括党员身份、性别、教育背景、年龄和政治关联。此外,上述模型还控制了年份(λ_t)、地级市(η_c)和行业(η_j)固定效应,并参照刘一鸣和王艺明(2018)的做法,使用聚类到行业—年份层面的稳健标准误。 β_i ($i=1,2,3$)是本文关注的核心解释变量系数,如果党组织设立有助于推动民营企业承担更多社会责任,则该系数应显著为正。并且,如果基层党组织对民营企业承担更低层次社会责任的促进作用高于其对民营企业承担更高层次社会责任的促进作用,则 β_1 应显著低于 β_2 和 β_3 。

上述各变量的定义和描述性统计见表1。

表 1 变量描述性统计

变量	变量定义	变量衡量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Dang</i>	党组织	是否设立党组织(设立=1,未设立=0)	13 797	0.347	0.476	0	1
<i>CSR₁</i>	公益发展社会 责任	慈善捐助支出(万元)对数	11 694	1.149	1.229	0	8.372
<i>CSR₁-Dum</i>		是否捐助(捐助=1,未捐助=0)	11 694	0.751	0.433	0	1
<i>CSR₂</i>	环境保护社会 责任	治污投入支出(元)对数	7 662	4.011	5.404	0	18.113
<i>CSR₂-Dum</i>		是否进行治污(治污=1,未治污=0)	7 662	0.378	0.485	0	1
<i>CSR₃</i>	职工关怀社会 责任	员工培训支出(元)对数	7 810	7.107	4.468	0	15.280
<i>CSR₃-Dum</i>		是否培训员工(培训=1,未培训=0)	7 810	0.746	0.435	0	1
<i>employment</i>	企业规模	雇佣员工对数	13 797	4.158	1.501	0	10.878
<i>employment²</i>		雇佣员工对数的平方	13 797	19.544	13.049	0	118.332
<i>age</i>	企业年龄	统计年份-企业成立年份+1	13 797	8.992	4.650	1	29
<i>sale</i>	销售额	销售额(万元)对数	13 797	6.707	2.084	-2.388	15.205
<i>ros</i>	销售净利润率	净利润/销售额	13 797	0.084	0.157	-0.428	0.926
<i>salary</i>	员工工资	职工年收入(元)对数	13 797	9.359	0.755	2.063	15.541
<i>tax</i>	税收贡献	缴税(万元)的对数化	13 554	0.621	0.810	0	6.242
<i>R&D</i>	创新活动	研发投资(万元)的对数化	11 733	0.267	0.602	0	6.485
<i>union</i>	工会	设立工会为1,否则为0	13 797	0.533	0.499	0	1
<i>partner</i>	合伙企业	合伙企业为1,否则为0	13 797	0.055	0.228	0	1
<i>limited</i>	有限责任公司	有限责任公司为1,否则为0	13 797	0.687	0.464	0	1
<i>company</i>	股份有限公司	股份有限公司为1,否则为0	13 797	0.087	0.282	0	1
<i>dangyuan</i>	党员	企业家是否为中共党员(是=1,否=0)	13 797	0.389	0.488	0	1
<i>male</i>	性别	企业家是否为男性(男性=1,女性=0)	13 797	0.880	0.325	0	1
<i>edu</i>	教育背景	企业家受教育时间(年)	13 797	13.738	2.798	0	19
<i>age_owner</i>	年龄	统计年份-企业家出生年份+1	13 797	45.177	8.399	7	93
<i>politics</i>	政治关联	企业家是否为人大或政协委员(是=1,否=0)	13 797	0.512	0.500	0	1
<i>regulation</i>	政府干预程度	政府与市场关系得分	13 794	7.904	1.686	-13.309	10.480
<i>gaizhi</i>	改制	是否由国有或集体企业改制而来(是=1,否=0)	12 075	0.197	0.398	0	1

注:由于民营企业捐赠支出、环境治理投入、员工培训支出、研发投资和缴税存在较多零值,取对数前先加1。所有名义变量均采用1998年价格指数进行平减。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表2报告了模型(1)–(3)的估计结果。第(1)–(3)列仅控制了企业层面特征,第(4)–(6)列则进一步控制了企业家层面特征。无论是在公益发展、还是在环境保护,抑或是员工关怀方面,基层党组织的设立都显著提升了民营企业的社会责任表现。当不控制企业家特征时,党组织对三个企业社会责任指标的估计系数依次为0.103、0.398和0.372,且在1%水平上显著。当进一步控制企业家特征时,相应的估计系数尽管有所减小,分别为0.101、0.356和0.368,但依旧在5%水平上显著。从经济意义上理解,这意味着相对于内部没有设立基层党组织的民营企业而言,内部设立基层党组织的民营企业在慈善捐助、环境治理和员工培训三个方面的支出分别高出10.63%、42.76%和44.48%^①。因此,假说1得到验证。通

^①由于模型1中被解释变量取对数,解释变量为二元虚拟变量,因此实际的处理效应需要对其指数化后再减1。

过横向比较可以发现,党组织变量对更高层次的公益发展社会责任回归的估计系数(β_1)明显低于其对更低层次的环境保护社会责任回归的估计系数(β_2)和员工关怀社会责任回归的估计系数(β_3)。然而,由于针对这三个被解释变量的回归样本并不一致,简单的数值比较,并不能为假说2提供有力的证据。

表2 基层党组织对企业社会责任的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CSR_1	CSR_2	CSR_3	CSR_1	CSR_2	CSR_3
Dang	0.103 *** (0.028)	0.398 *** (0.133)	0.372 *** (0.117)	0.101 *** (0.030)	0.356 ** (0.135)	0.368 *** (0.122)
employment	0.028 (0.047)	0.838 ** (0.175)	1.963 *** (0.143)	0.001 (0.048)	0.830 *** (0.176)	1.895 *** (0.142)
employment ²	0.015 ** (0.007)	-0.017 (0.020)	-0.120 *** (0.017)	0.016 ** (0.007)	-0.017 (0.019)	-0.116 *** (0.016)
age	0.017 *** (0.002)	0.001 (0.014)	0.006 (0.011)	0.014 *** (0.002)	-0.002 (0.013)	0.010 (0.012)
sale	0.078 *** (0.009)	0.094 (0.080)	0.234 *** (0.055)	0.071 *** (0.008)	0.088 (0.079)	0.219 *** (0.053)
ros	0.545 *** (0.093)	1.163 *** (0.406)	0.946 *** (0.344)	0.535 *** (0.091)	1.129 *** (0.401)	0.892 *** (0.330)
salary	0.069 *** (0.012)	0.246 ** (0.105)	0.463 *** (0.063)	0.069 *** (0.011)	0.256 ** (0.107)	0.446 *** (0.059)
union	0.091 *** (0.024)	0.359 *** (0.132)	0.624 *** (0.148)	0.068 *** (0.024)	0.346 *** (0.129)	0.598 *** (0.149)
R&D	0.159 *** (0.033)	0.863 *** (0.142)	0.734 *** (0.113)	0.147 *** (0.031)	0.874 *** (0.142)	0.678 *** (0.106)
tax	0.379 *** (0.042)	0.400 ** (0.171)	-0.013 (0.068)	0.373 *** (0.042)	0.407 ** (0.169)	-0.039 (0.067)
partner	-0.000 (0.048)	0.333 (0.240)	0.135 (0.172)	0.003 (0.047)	0.351 (0.247)	0.080 (0.177)
limited	0.002 (0.024)	-0.092 (0.175)	0.068 (0.090)	-0.006 (0.024)	-0.082 (0.185)	0.010 (0.089)
company	-0.017 (0.046)	0.130 (0.171)	0.209 (0.193)	-0.012 (0.048)	0.146 (0.168)	0.173 (0.186)
dangyuan				-0.063 ** (0.025)	0.081 (0.114)	-0.127 (0.090)
male				-0.004 (0.026)	0.349 ** (0.152)	-0.074 (0.116)
edu				0.012 ** (0.005)	-0.047 * (0.027)	0.108 *** (0.019)
age_owner				-0.001 (0.001)	-0.006 (0.005)	-0.015 *** (0.005)
politics				0.258 *** (0.029)	0.275 * (0.142)	0.361 *** (0.127)
城市/行业/ 年份虚拟变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	10 044	7 266	7 381	10 044	7 266	7 381
调整 R^2	0.463	0.265	0.418	0.472	0.266	0.424

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的水平上显著,括号中是聚类到行业—年份层面的稳健标准误。限于篇幅,后续表格中企业和企业家控制变量不再显示。后续表格均作统一处理,不再赘叙。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

基准回归结果中本文使用捐赠、治污投入和员工培训分别衡量企业社会责任表现的不同维度。鉴于企业捐赠可能出于避税动机(李增福等,2016)或者旨在建立政治关联(戴亦一等,2014),治污投入或源于环境规制的现实压力(瞿华云、刘亚伟,2019),而员工培训亦可能与企业创新发展有关(孙早、侯玉琳,2019)。为此,本文尝试将被解释变量替换为反映民营企业家社会责任意识的相关指标。

2006 年的民营企业抽样调查问卷中询问了民营企业家“您是否同意合法经营,依法纳税,诚实守信,关爱员工,保护环境,热心公益事业就是尽企业的社会责任的看法”,而 2012 年的民营企业抽样调查问卷中也设置了两个相关问题:“企业参与社会管理主要是‘尊重和维护员工的各项合法权益?’”和“企业参与社会管理主要是‘积极参与社会公共事业和公益事业?’”。上述问题分别反映了企业家的综合社会责任意识及其在职工关怀和公益发展方面的社会责任意识。据此,本文构建相关的社会责任意识指标。由于第一个指标为分类变量,后两个指标为虚拟变量,本文分别使用 Order Probit 和 Probit 模型进行回归。从表 3 的回归结果来看,基层党组织显著提升了民营企业家的社会责任意识,从而支持了基准回归结果的稳健性。

表 3 对民营企业家社会责任意识的考察

变量	(1)	(2)	(3)
	综合社会责任意识	维护职工合法权益	参与公益事业
Dang	0.104 * (0.058)	0.105 * (0.057)	0.149 * (0.082)
企业控制变量	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y
城市/行业/年份虚拟变量	Y	Y	Y
观测值	1 806	2 558	2 603
伪 R^2	0.089	0.153	0.138
样本	2006 年调查样本	2012 年调查样本	
回归模型	Order Probit	Probit	

2. 考虑潜在的衡量偏误问题

根据 2008 年 1 月施行的《中华人民共和国企业所得税法实施条例》第五十三条,“企业当年发生以及以前年度结转的公益性捐赠支出,不超过年度利润总额 12% 的部分,准予扣除。”为严格剔除避税动机的捐赠的影响,本文将扣除 12% 的利润后的捐赠额作为新的公益发展社会责任变量(CSR_{1_new})(陈贵梧等,2017),并重新执行模型(1)的回归。此外,为减轻政治关联动机的捐赠的影响,本文尝试将模型(1)的回归样本限制为企业家非人大代表且非政协委员的民营企业。相应的回归结果分别报告在表 4 第(1)—(2)列。

鉴于企业治污可能源于企业本身就是重污染行业,本文尝试剔除掉采掘业、电力煤气和交通运输三个重污染行业^①的企业样本,并重新执行模型(2)的回归,回归结果报告在表 4

^①此处行业分类参照民营企业抽样调查数据中企业所属行业信息进行划分,与国家统计局发布的国民经济行业分类有所不同。

第(3)列。为剔除与创新发展有关的员工培训支出的影响,本文尝试将模型(3)的回归样本限制为没有进行研发投入的民营企业,回归结果报告在表4第(4)列。在控制了上述潜在的自利性动机后,表4第(1)—(4)列的回归系数依旧为正且显著。这一方面支持了本文基准回归结果的稳健性,另一方面,似乎也表明基层党组织对民营企业实施“真实善意”的社会责任行为具有一定的推动作用。

表4 排除潜在衡量偏误问题的回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CSR_1_new	CSR_1	CSR_2	CSR_3
<i>Dang</i>	0.202 ** (0.082)	0.097 *** (0.035)	0.346 ** (0.143)	0.483 ** (0.227)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y	Y
城市/行业/年份虚拟变量	Y	Y	Y	Y
观测值	3 453	4 935	6 847	4 134
调整 R^2	0.289	0.367	0.257	0.343

3. 剔除工会的潜在影响

2009年修订的《中华人民共和国工会法》第二条指出,“中华全国总工会及其各工会组织代表职工的利益,依法维护职工的合法权益。”已有研究表明,中国企业基层工会扮演“集体代言”和“党政代言”的双重角色(魏下海等,2018)。民营企业工会组织与党组织具有相互交织的作用(魏下海等,2015)。这意味着,本文基准估计结果中基层党组织对民营企业社会责任表现特别是对民营企业在职工关怀方面社会责任表现的正向影响中可能混淆有工会组织的作用。尽管基准回归中控制了工会变量,然而这可能仍无法排除工会的潜在影响。为此,本文仅使用未设立工会的民营企业样本来重新执行基准回归。

表5的回归结果表明,不考虑设立工会的民营企业样本后,基层党组织对民营企业承担公益发展社会责任、环境保护社会责任和职工关怀社会责任依旧具有较为显著的正向影响,回归系数值变动较小。这表明,即使存在工会作用的重叠,也不会对本文估计结果产生较大的影响。实际上,鉴于中国企业基层工会是在中国共产党的领导下组织建立的(魏下海等,2018),党政主导工会工作内容和工会组织方式,特别是民营企业中工会普遍代表性不强,未能发挥应有的维权作用(乔健、钱俊月,2010)。这意味着,即使工会与党组织的作用存在重叠,也很难在其中扮演主导作用。因此,后续回归中本文仍使用全样本进行回归。

表5 使用未设立工会的民营企业样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CSR_1	CSR_2	CSR_3	CSR_1	CSR_2	CSR_3
<i>Dang</i>	0.101 * (0.055)	0.453 * (0.243)	0.443 * (0.228)	0.094 * (0.054)	0.425 * (0.242)	0.485 ** (0.235)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
城市/行业/年份虚拟变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	4 402	3 160	3 185	4 402	3 160	3 185
调整 R^2	0.416	0.242	0.351	0.425	0.243	0.357

4. 替换回归方法

本文将被解释变量替换为相应的二元虚拟变量,并采用 Probit 模型重新对模型(1)—(3)进行回归,相应的估计结果报告在表 6 第(1)—(3)列中。此外,由于被解释变量企业社会责任的三个衡量指标中存在不少零值,本文参照魏下海等(2018)的做法,采用 Tobit 模型重新进行回归,具体结果报告在表 6 第(4)—(6)列。表 6 第(1)—(6)列的回归系数依旧为正且显著,进一步支持了本文基准回归结果的稳健性。

表 6 替换回归方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CSR₁_Dum</i>	<i>CSR₂_Dum</i>	<i>CSR₃_Dum</i>	<i>CSR₁</i>	<i>CSR₂</i>	<i>CSR₃</i>
<i>Dang</i>	0.091 * (0.048)	0.089 ** (0.036)	0.176 *** (0.059)	0.103 *** (0.036)	0.661 ** (0.296)	0.373 ** (0.156)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市/行业/年份 虚拟变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	9 475	7 188	6 989	10 044	7 266	7 381
伪 R ²	0.258	0.217	0.273	0.201	0.090	0.105
回归模型	Probit			Tobit		

5. 内生性问题处理

鉴于积极承担社会责任的民营企业更容易获得地方政府和党组织的青睐,使得其内部有更多职工和管理层被吸收为党员,从而推动其内部建立基层党组织。为克服这种潜在的反向因果关系干扰,本文借鉴魏下海等(2015)的做法,使用处理效应模型进行估计。具体而言,本文使用较为常用的“组群类”工具变量,即样本中观测个体所在更高层级群体或组别层面的特征作为个体层面特征的工具变量。在本文例子中,民营企业所在地区—行业层面的党组织覆盖率便成为其是否设立党组织的工具变量。一方面,企业是否设立党组织与其所在地区—行业整体的党组织设立情况息息相关,即受到地区—行业内党组织建设氛围影响;另一方面,单个企业的社会责任特征往往也无法左右由众多企业构成的地区—行业整体的党组织建设氛围。

表 7 第(1)—(3)列和(4)—(6)列分别报告了使用极大似然估计和两步法估计得到的处理效应模型估计结果。基层党组织设立对民营企业在公益发展、环境保护和员工关怀三个方面的社会责任表现依旧具有正向影响,显著性水平有所缩小,但均在 10% 的水平上显著。值得注意的是,由处理效应模型估计方法得到的两阶段估计的残差相关系数均接近于 0,进一步通过处理效应模型极大似然估计方法得到的残差独立性检验 $\rho=0$ (即 Wald 检验),并未拒绝第一阶段估计和第二阶段估计的残差之间相互独立的原假设。这表明,是否设立党组织这一二元虚拟变量可能并不是内生变量。而风险系数 λ 的估计系数在极大似然估计法和两步法下均不显著,则表明民营企业社会责任表现并不会受到不可观测异质性因素的影响,进一步减轻了对基准回归模型中内生性问题的担忧。这意味着,本文基准回归的估计结果是可靠的,同时也减轻了对后续回归分析中内生性问题的担忧。

表7

处理效应模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CSR_1	CSR_2	CSR_3	CSR_1	CSR_2	CSR_3
$Dang$	0.096 ** (0.048)	0.428 * (0.243)	0.538 *** (0.168)	0.095 ** (0.042)	0.447 * (0.269)	0.538 *** (0.196)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市/行业/年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
虚拟变量						
ρ	0.004	-0.012	-0.038	0.004	-0.015	-0.038
$H_0: \rho = 0$	0.016 [0.898]	0.080 [0.777]	1.134 [0.287]			
λ	0.003	-0.054	-0.127	0.004	-0.069	-0.127
观测值	10 044	7 266	7 381	10 044	7 266	7 381
回归模型	Treatment 极大似然法			Treatment 两步法		

注:方括号中是 p 值。 ρ 是两次回归随机误差项的相关系数, λ 是似然比检验系数。

(三) 比较不同层次的企业社会责任作用效果

为验证假说2,同时也作为基准估计的一个稳健性检验,本文进一步删除了三个企业社会责任指标中存在任何缺失值的样本,最终得到包含6 547个观测值的统一样本。基于该样本,本文重新对模型(1)—(3)进行了估计。从表8的估计结果中可以看出,基层党组织的设立依旧显著促进了民营企业在公益发展、环境保护和员工关怀三个维度的社会责任表现。并且较之于其对更高层次的公益发展社会责任指标的回归系数(β_1)而言,基层党组织变量对更低层次的环境保护和员工关怀社会责任指标的回归系数(β_2 和 β_3)明显更大。为进一步检验后两者是否在统计意义上显著高于前者,本文使用自助法估计了相应系数间差异的标准差^①,发现 β_2 和 β_3 分别在10%和1%的水平上显著高于 β_1 。这表明,设立基层党组织对民营企业承担环境保护和员工关怀方面社会责任的促进作用在统计意义上显著高于其对民营企业承担公益发展方面社会责任的促进作用。

表8

使用统一样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CSR_1	CSR_2	CSR_3	CSR_1	CSR_2	CSR_3
$Dang$	0.094 *** (0.029)	0.410 *** (0.136)	0.468 *** (0.100)	0.086 *** (0.032)	0.378 ** (0.143)	0.480 *** (0.097)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
城市/行业/年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
虚拟变量						
观测值	6 547	6 547	6 547	6 547	6 547	6 547
调整 R^2	0.478	0.273	0.430	0.487	0.273	0.435
显著高于 CSR_1 中估计系数		0.316 * (0.168)	0.374 *** (0.117)		0.292 * (0.173)	0.394 *** (0.122)

①本文使用500次有放回的非参数自抽样并重复对模型(1)—(3)进行估计,从而得到关于环境保护指标回归系数和员工关怀指标回归系数分别与公益发展指标回归系数之差(即 $\beta_2 - \beta_1$ 与 $\beta_3 - \beta_1$)的估计标准误。

由于慈善捐助仅为社会所倡导,不受外在法律约束,属于企业社会责任金字塔中最高层次的企业自愿执行的责任,具有突出的社会显示度和效果(陈贵梧、胡辉华,2018),更能反映民营企业特别是企业家内的社会责任感,而治污投入和员工培训支出由于部分受到环境法规和职工权益保护法规的硬性要求和约束,属于更为基础的企业社会责任行为,甚至一定程度上可以视为企业必须履行的法律义务(张世君,2017)。上述实证结果表明,基层党组织对民营企业承担更低层次社会责任的促进作用大于其对民营企业承担更高层次社会责任的促进作用。因此,假说2得证。

此外,本文参考Chen等(2018)采用置换检验的做法,将党组织变量视为处理变量,通过随机抽取若干样本并赋予党组织处理状态进行回归,将上述过程重复500次可以得到500个随机系数差值(即图2中的 $\beta_2 - \beta_1$ 与 $\beta_3 - \beta_1$)。在500次的随机模拟试验中,关于环境保护社会责任指标和公益发展社会责任指标的随机估计系数差值仅出现一次大于实际回归中二者估计系数差值(0.292)的情况;而在关于员工关怀社会责任指标和公益发展社会责任指标的估计系数比较中,则始终未发现随机模拟试验中的估计系数差值大于实际回归中二者估计系数差值(0.394)的情况。这说明,基层党组织建设对推动民营企业承担更高层次社会责任和更低层次社会责任的异质性效果在统计上是小概率事件,并非随机发生的,进一步支持了假说2。

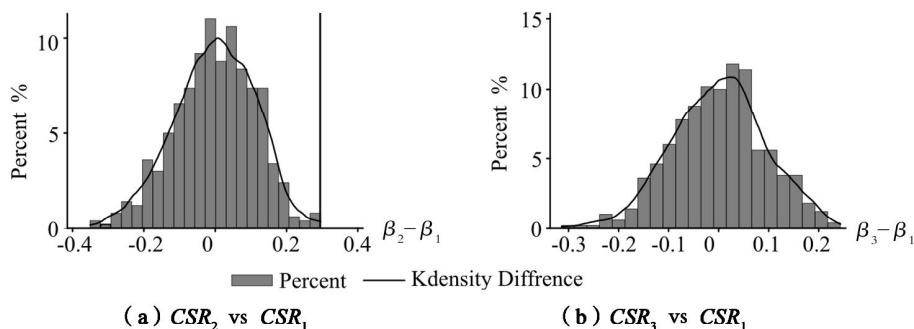


图2 置换检验估计系数差值

五、进一步分析

(一) 基层党组织“监督”与“引领”作用机制探讨

前述理论分析指出,基层党组织对民营企业社会责任承担的促进作用主要源自其监督和引领功能。为检验这种作用机制,本文进一步根据民营企业家是否为党员^①,将企业分为未设立党组织且企业家非党员、未设立党组织且企业家为党员、设立党组织且企业家非党员和设立党组织且企业家为党员四组,分别占全样本48%、17%、13%和22%(见图3)。据此,依次生成四个类型虚拟变量Type1、Type2、Type3和Type4,并替代模型(1)–(3)中党组织和企业家党员变量进行回归。由于未设立党组织且企业家非党员的民营企业最少受到基层党

^①根据问卷中企业家“是否参加了中国共产党?”、“政治面貌”或者“是否参加了党组织”,可以初步判定其党员身份。此外,针对部分缺失值,本文根据部分年份中企业家入党时间和是否担任党的职务等信息进一步识别其党员身份。

组织制度的影响,回归中 Type1 作为基准组,被删除。

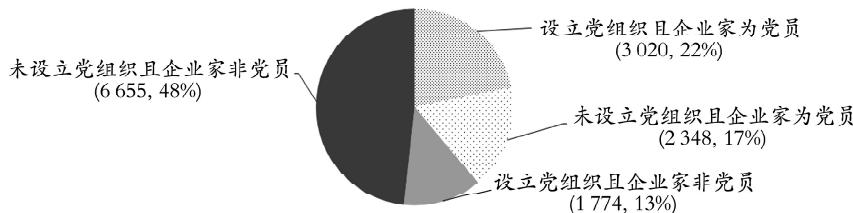
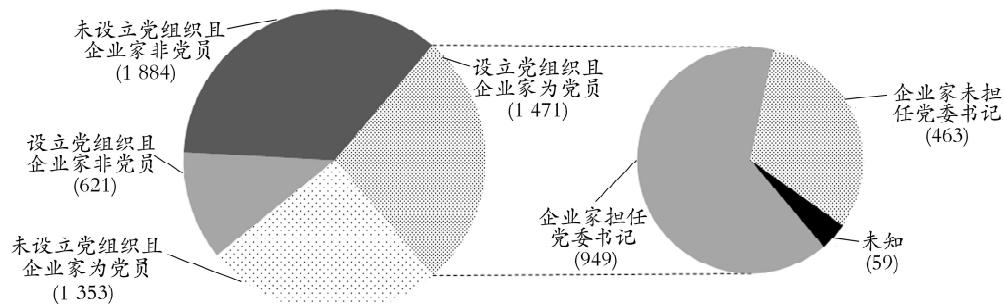


图3 2000—2012年民营企业党组织/企业家党员样本分布

表9报告了相应的回归结果。Type2 的估计系数均不显著。总体上,相对于没有设立党组织也没有企业家党员的民营企业而言,未设立党组织但具有企业家党员的民营企业在三个维度的社会责任表现上并未出现有效的提升。这表明,在民营企业内部仅吸收发展企业家党员而未设立党组织对民营企业的“监督”和“引领”作用可能并不明显。一方面,尽管企业家党员必然从属于某个层级的党组织,参加其党建活动,但是由于这种党组织设在企业外部,企业家和所在企业受到的监督作用较小;另一方面,由于党组织设在企业外部,企业家党员可能无法方便及时地参加其定期举办的党建活动,同组织内其他党员的关系相对生疏,受到党内的精神文化和政治引领效果也较为有限。Type3 的估计系数在三个维度的企业社会责任表现均显著。对于所在企业设立党组织的非企业家党员而言,一方面由于企业家不具有党员身份,缺乏机会参与党内活动,受到党内先进精神文化感染和政治引领的可能性较低;另一方面,尽管企业家并非党员,但是基层党组织作为一种制度力量,亦可以遏制民营资本的非社会责任行为(梁建等,2010)。因此,这一结果一定程度上可以理解为基层党组织发挥的监督作用。Type4 的估计系数在三个维度的企业社会责任表现上基本显著。鉴于所在企业设立党组织的企业家党员有更多机会参加党内学习教育活动,受到党内先进精神文化熏陶和政治引领效果应更强,更有可能具备较高的社会责任意识并积极参与社会治理。此外,通过进一步细分设立党组织且企业家为党员的样本时可以发现,当企业内部设立党组织并且民营企业家为党员时,民营企业家有超过一半的概率担任企业党委书记(如图4所示)。对于身兼企业党委书记的民营企业家,基层党组织的引领作用通常较为明显。因此,这一结果一定程度上可以理解为基层党组织发挥的引领作用。

表9 不同类型企业的社会责任表现

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CSR_1	CSR_2	CSR_3	CSR_1_Dum	CSR_2_Dum	CSR_3_Dum
Type2	-0.009 (0.027)	0.168 (0.139)	-0.165 (0.107)	0.053 (0.040)	0.054 (0.044)	-0.037 (0.041)
Type3	0.167 *** (0.039)	0.467 ** (0.186)	0.319 * (0.162)	0.126 ** (0.060)	0.128 *** (0.041)	0.158 * (0.085)
Type4	0.026 (0.033)	0.425 *** (0.157)	0.246 * (0.143)	0.114 ** (0.055)	0.108 *** (0.038)	0.152 ** (0.067)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市/行业/年份						
虚拟变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	10 044	7 266	7 381	9 475	7 188	6 989
调整 R^2 /伪 R^2	0.472	0.266	0.424	0.258	0.217	0.273
回归模型	OLS			Probit		

图 4 2008 年和 2010 年调查数据中各类型党组织/企业家党员样本分布^①

值得注意的是，上述回归结果中不同类别党组织的社会责任表现差异可能仅仅源自样本的组间差异，而非本文试图论证的“监督”与“引领”作用的差异。考虑到党组织的引领作用主要体现在其对民营企业家的思想道德和政治意识引领方面，因此，前述稳健性检验中基层党组织对民营企业家企业社会责任意识的正向影响，为党组织具有引领作用提供了较为直接的证据。另一方面，为进一步揭示基层党组织的监督作用，本文使用 2006 年、2008 年和 2010 年三轮民营企业抽样调查数据中民营企业环境罚款和缴纳环保费的数据作为被解释变量，考察党组织设立对民营企业受到环境罚款和缴纳环保费的影响，相应的回归系数显著为正。并且，党组织的设立明显增加了重污染行业^②内民营企业受到环境罚款的概率和环保费支出（见表 10）。这反向体现出基层党组织作为一种制度力量，可以通过与地方党政部门之间的沟通渠道，加大对民营企业非法排污行为的督查和检举力度，因此较好体现了基层党组织的监督作用。综上，基层党组织对民营企业的社会责任表现具有监督和引领作用。

表 10 基层党组织对企业环境罚款和缴纳环保费的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否受到环境罚款		缴纳环保费	
<i>Dang</i>	0.229 [*] (0.125)	0.054 (0.193)	0.454 ^{**} (0.209)	0.023 (0.193)
<i>Dang</i> × <i>Polluting</i>		0.320 [*] (0.185)		0.796 ^{**} (0.314)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y	Y
城市/行业/年份	Y	Y	Y	Y
虚拟变量				
观测值	3 262	3 262	5 759	5 759
调整 R^2 /伪 R^2	0.215	0.218	0.242	0.243
回归模型	Probit		OLS	

注：缴纳环保费使用 1998 年价格指数进行平减，由于存在较多零值，取对数前先加 1。

^①由于民营企业抽样调查数据库中仅 2008 年和 2010 年的调查问卷询问了民营企业家是否担任企业党委书记，因而图 4 仅分析了这两年数据加总的样本。图 4 右边子图三类企业加总即为左边母图中有党组织且企业家为党员的样本。

^②与前述一致，本文将采掘业、电力煤气和交通运输这三个行业定义为重污染行业（*Polluting*），并赋值为 1，其他行业赋值为 0。

(二) 异质性检验

1. 考察地方政府干预程度的异质性效果

为考察基层党组织对民营企业承担社会责任的促进作用是否随地区制度环境变化,本文在基准回归中加入党组织与地方政府干预程度^①的交乘项进行回归。表11第(1)—(3)列的回归结果表明,相对于地方政府干预程度较低地区而言,基层党组织仅显著提升了地方政府干预程度较高地区民营企业的公益发展社会责任表现。鉴于地方政府干预程度越高,基层党组织的制度力量越容易凸显、民营企业更积极响应党组织号召并主动跟党走,因此基层党组织的思想道德与政治引领作用在政府干预程度较高地区可能更明显,从而推动民营企业承担更高层次的公益发展社会责任。而企业环境保护和职工关怀社会责任分别受到外在环境规制和劳动法规约束,属于较低层次的社会责任,更容易受基层党组织的监督作用影响,因而基层党组织对民营企业承担较低层次社会责任的推动作用较少受地方政府干预程度的调节。

表11 地方政府干预程度与企业改制的调节作用

分组	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CSR_1	CSR_2	CSR_3	CSR_1	CSR_2	CSR_3
	地方政府干预程度的调节作用			企业改制的调节作用		
<i>Dang</i>	0.331 *** (0.122)	0.119 (0.689)	-0.500 (0.630)	0.145 *** (0.030)	0.384 *** (0.123)	0.395 *** (0.116)
<i>Dang</i> × <i>Regulation</i>	-0.028 * (0.015)	0.027 (0.080)	0.099 (0.074)			
<i>Regulation</i>	-0.029 (0.025)	0.034 (0.204)	0.104 (0.147)			
<i>Dang</i> × <i>Gaizhi</i>				-0.142 *** (0.045)	-0.387 (0.391)	-0.113 (0.164)
<i>Gaizhi</i>				-0.012 (0.029)	0.609 *** (0.222)	0.155 (0.163)
企业控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业家控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市/行业/年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
虚拟变量						
观测值	10 044	7 266	7 381	9 893	7 138	7 232
调整 R^2	0.472	0.266	0.424	0.473	0.266	0.424

2. 考察民营企业改制背景的异质性效果

为进一步考察基准回归中基层党组织的作用效果是否随企业创始背景的不同而有所差异,本文在基准回归中纳入党组织与企业改制的交乘项。表11第(4)—(6)列的回归结果表明,较之于改制企业,基层党组织显著提升了非改制企业在公益发展方面的社会责任表现,而对非改制企业在环境保护和员工关怀方面的社会责任表现并无更明显的提升效果。

^①该指标使用各地区政府与市场关系得分衡量。鉴于政府与市场关系得分越高的地区政府干预程度越低,因此该指标数值越大表示政府干预程度越低。2009年及以前年份的政府与市场关系得分来自樊纲等(2011)编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,2011年的政府与市场关系得分进行插值处理。具体步骤如下:首先,根据王小鲁等(2017)编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》计算出各地区2011年相对于2009年的政府与市场关系得分增长率($growth_i$);其次,以《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》中各地区2009年的政府与市场关系得分($score2009_i$)为基础,计算得到各地区插值增补的2011年政府与市场关系得分指数 $score2011_i = score2009_i \times growth_i$ 。

与前述分析类似，民营企业在较低层次的环境保护和员工关怀方面的社会责任表现更容易受基层党组织监督作用的影响，并且这一作用较少受企业改制背景影响。然而，基层党组织在非改制民营企业的社会责任承担中发挥的引领作用可能更大。因为，较之于由国有或集体企业改制而来的民营企业而言，非改制民营企业由于没有“先天”的制度遗产，可能更容易受党组织这种“新生事物”的思想和政治引领，从而推动民营企业承担更高层次的公益发展社会责任。

六、结论与政策启示

本文从企业社会责任视角出发，考察了设立在民营企业内部的基层党组织推动企业参与社会治理的作用。本文实证发现，基层党组织通过“监督”和“引领”功能显著推动了民营企业参与社会治理并承担更多的社会责任。并且这种促进作用在不同层次企业社会责任方面存在差异。具体而言，基层党组织对民营企业承担较低层次的职工关怀和环境保护方面的社会责任的促进作用，要大于其对民营企业承担更高层次的公益发展社会责任的促进作用。进一步地，本文还考察了基层党组织对民营企业社会责任表现的区域和企业异质性。结果表明，较之于低政府干预地区和改制的民营企业而言，基层党组织更显著提升了高政府干预地区和非改制的民营企业在公益发展方面的社会责任表现。

作为国家治理体系中的重要一环，基层党组织制度是探索建设中国特色社会主义道路上的一项制度创新，有助于完善我国社会治理体系并推动国家治理能力现代化。当前我国疫情防控取得阶段性胜利，这显然离不开广泛分布在各行各业的基层党组织的鼎力支持。因此，在今后深化体制改革中应继续予以坚持并进一步推广基层党组织制度。鉴于当前我国疫情防控形势依然复杂严峻，境外疫情输入性风险不容乐观，经济复苏和稳民生工作正迎难而上，本文的研究具有一定的政策含义：

第一，要充分发挥活跃在各行各业、各类机构团体中基层党组织的战斗堡垒作用，通过基层党组织协调各方力量、有效衔接前线医疗、生活物资保障和后方企业的复工复产和运输，一手抓抗击新冠肺炎，一手抓经济建设，将疫情的影响和损失降到最低限度。

第二，在扶贫救助工作中，要充分发挥基层党组织的思想道德和政治意识引领作用，推动社会各界各使其力、共襄善举。如社区党组织可以动员有余力的企业家和爱心人士为低收入困难住户慷慨解囊、引导私人业主和房东积极响应国家减租免租的倡议，企业内部的党组织可以号召管理层和党员干部主动减薪，以帮助企业渡过难关。

第三，在环境治理和职工维权方面，要利用好党组织的党政沟通渠道，有效发挥基层党组织的监督作用。特别是在眼下疫情防控和经济发展的双攻坚战中，仍要压实环境保护工作，保护好职工合法权益，防范企业偷排和非法裁员现象。

第四，作为我国市场经济中最活跃的力量，民营经济能否渡过时艰对当前我国稳就业、保增长至关重要。要充分发挥广泛分布在民营企业中基层党组织的重要作用，为民营企业排忧解难，以推动其健康发展，特别是在市场机制不太健全的中西部地区。

参考文献：

- 1.陈东、洪功翔、汪敏,2017:《党组织建设与民营企业投资——基于全国民营企业抽样调查江苏样本的实证研究》,《现代经济探讨》第10期。
- 2.陈贵梧、胡辉华、陈林,2017:《行业协会提高了企业社会责任表现吗?——来自中国民营企业调查的微观证据》,《公共管理学报》第4期。

- 3.陈贵梧、胡辉华,2018:《加入行业协会的民营企业慈善捐赠更多吗?——基于全国民营企业调查数据的实证研究》,《财经研究》第1期。
- 4.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。
- 5.陈彦勋,2012:《企业社会责任层级划分与提升策略》,《理论探索》第1期。
- 6.戴亦一、潘越、冯舒,2014:《中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗?——来自市委书记更替的证据》,《经济研究》第2期。
- 7.党齐民,2017:《基于社会责任视角的非公企业党建工作创新研究》,《毛泽东邓小平理论研究》第1期。
- 8.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1期。
- 9.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社。
- 10.房静雅,2019:《形式主义产生的制度根源及治理进路》,《人民论坛·学术前沿》第23期。
- 11.何轩、马骏,2018a:《被动还是主动的社会行动者?——中国民营企业参与社会治理的经验性研究》,《管理世界》第2期。
- 12.何轩、马骏,2018b:《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。
- 13.姜习权,2016:《国企党组织领导下企地和谐构建》,《学术探索》第6期。
- 14.李翠芝、陈东,2018:《党组织、制度环境与私营企业研发投资》,《云南财经大学学报》第8期。
- 15.李增福、汤旭东、连玉君,2016:《中国民营企业社会责任背离之谜》,《管理世界》第9期。
- 16.梁建、陈爽英、盖庆恩,2010:《民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠》,《管理世界》第7期。
- 17.刘一鸣、王艺明,2018:《私营企业家的时间配置与企业研发创新》,《财贸经济》第10期。
- 18.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。
- 19.潘利红、张君弟,2008:《党的基层组织职能在民营企业中的实现方式——以珠江三角洲为例》,《马克思主义与现实》第6期。
- 20.乔健、钱俊月,2010:《对民营企业工会建设问题的思考》,《中国人力资源开发》第10期。
- 21.苏爱萍,2019:《从传统城市基层治理到现代城镇化社区发展:70 年的变迁与启示》,《山东社会科学》第11期。
- 22.孙早、侯玉琳,2019:《政府培训补贴、企业培训外部性与技术创新——基于不完全劳动力市场中人力资本投资的视角》,《经济与管理研究》第4期。
- 23.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。
- 24.王小鲁、樊纲、余静文,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 25.王元芳、马连福,2014:《国有企业党组织能降低代理成本吗?——基于“内部人控制”的视角》,《管理评论》第10期。
- 26.魏下海、董志强、金钊,2015:《工会改善了企业雇佣期限结构吗?——来自全国民营企业抽样调查的经验证据》,《管理世界》第5期。
- 27.魏下海、金钊、孙中伟,2018:《工会、劳动保护与企业新增投资》,《世界经济》第5期。
- 28.夏飞、宋勇刚,2017:《充分发挥贫困地区基层党组织扶贫攻坚战斗堡垒作用》,《广西财经学院学报》第6期。
- 29.徐光伟、李剑桥、刘星,2019:《党组织嵌入对民营企业社会责任投入的影响研究——基于私营企业调查数据的分析》,《软科学》第8期。
- 30.袁金辉、乔彦斌,2018:《自治到共治:中国乡村治理改革 40 年回顾与展望》,《行政论坛》第6期。
- 31.翟华云、刘亚伟,2019:《环境司法专门化促进了企业环境治理吗?——来自专门环境法庭设置的准自然实验》,《中国人口·资源与环境》第6期。
- 32.张世君,2017:《企业社会责任的多元属性及其实现机制的构建》,《管理世界》第9期。
- 33.章辉美、李绍元,2009:《中国企业社会责任的理论与实践》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第5期。
- 34.张勇杰,2019:《多层次整合:基层社会治理中党组织的行动逻辑探析——以北京市党建引领“街乡吹哨、部门报到”改革为例》,《社会主义研究》第6期。
- 35.Angus-Leppan, T., L. Metcalf, and S. Benn. 2010. "Leadership Styles and CSR Practice: An Examination of Sensemaking, Institutional Drivers and CSR Leadership." *Journal of Business Ethics* 93(2): 189–213.
- 36.Carroll, A. B. 1979. "A Three – Dimensional Conceptual Model of Corporate Performance." *Academy of Management Review* 4(4): 497–505.

- 37.Carroll, A. B. 1991. "The Pyramid of Corporate Social Responsibility: Toward the Moral Management of Organizational Stakeholders." *Business Horizons* 34(4) : 39–48.
- 38.Chang, E. C., and S. M. L. Wong. 2004. "Political Control and Performance in China's Listed Firms." *Journal of Comparative Economics* 32(4) : 617–636.
- 39.Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu. 2018. "Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China." *Journal of Development Economics* 133: 84–101.
- 40.Dong, Z. Q., Z. Luo, and X. Wei. 2016. "Social Insurance with Chinese Characteristics: The Role of Communist Party in Private Firms." *China Economic Review* 37: 40–51.
- 41.Fu, X. D., T. Tang, and X. Y. Yan. 2019. "Why Do Institutions Like Corporate Social Responsibility Investments? Evidence from Horizon Heterogeneity." *Journal of Empirical Finance* 51: 44–63.
- 42.Li, H., L. Meng, Q. Wang, and L. A. Zhou. 2008. "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms." *Journal of Development Economics* 87(2) : 283–299.
- 43.Lu, J., and M. Li. 2017. "How Do Party Organizations' Boundary-Spanning Behaviors Control Worker Unrest? A Case Study on a Chinese Resource-Based State-Owned Enterprise." *Employee Relations* 39(2) : 184–203.
- 44.Qian, Y. Y. 1996. "Enterprise Reform in China: Agency Problems and Political Control." *Economics of Transition* 4(2) : 427–447.
- 45.Sen, S., and C. B. Bhattacharya. 2001. "Does Doing Good Always Lead to Doing Better? Consumer Reactions to Corporate Social Responsibility." *Journal of Marketing Research* 38(2) : 225–243.
- 46.Wang, K., N. N. Miao, and K. K. Xue. 2020. "Does the Technology Background of the Party Committee Secretary Affect Firm's Innovation Efficiency? Evidence from Listed State-Owned Enterprises in China." *Technology Analysis & Strategic Management* 32(5) : 489–502.
- 47.Yang, J., J. Huang, Y. H. Deng, and M. Bordignon. 2020. "The Rise of Red Private Entrepreneurs in China: Policy Shift, Institutional Settings and Political Connection." *China Economic Review* 61, forthcoming. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1043951X20300286>.
- 48.Yao, L. I. 2019. "Chinese Communist Party's Grass-roots Organizations in Enterprises since the 1990s: Changes and Challenges." *East Asian Policy* 11(3) : 96–106.
- 49.Zheng, D. J., D. Xie, and W. Yuan. 2019. "The CPC Party Organization in Privately-controlled Listed Companies and Earnings Management." *China Journal of Accounting Studies* 7(2) : 270–291.

The Function of Social Governance of the Grass-root Party System: A Perspective of Corporate Social Responsibility

Wan Panbing

(School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract: From the perspective of corporate social responsibility, this paper examines the social governance function of the primary party organization system based on private enterprises sampling survey datasets and distinguishes the role of primary party organizations under different levels of corporate social responsibility. Meanwhile, this paper also identifies and investigates the mechanism and heterogeneity of the effects of grass-root party. Results show that: (1) Grass-root party of private enterprises helps private enterprises participate in social governance and undertake more social responsibility. (2) Grass-root party has a greater role in promoting private enterprises to undertake lower-level social responsibility, such as employees care and environmental protection, than higher-level social responsibility in public welfare. (3) Grass-root party mainly promotes private enterprises to undertake social responsibility by supervising and leading. (4) Grass-root party can effectively work on the enterprises which are located in the places where the intervention of local governments is stronger and are not restructured.

Keywords: Grass-root Party, Social Governance, Corporate Social Responsibility, Supervision, Leading

JEL Classification: L53, M14, P21

(责任编辑:彭爽、郭楚玉)