

民营企业党组织治理参与 对企业绿色行为的影响*



王舒扬¹ 吴蕊¹ 高旭东^{1,2,3} 李晓华¹

(1. 清华大学经济管理学院,北京 100084;

2. 清华大学苏世民书院,北京 100084;

3. 清华大学技术创新研究中心,北京 100084)

内容提要:本文研究了民营企业党组织治理参与对企业绿色环保投资的影响,以及环境规制的调节效应。实证结果发现:民营企业中党组织治理参与与民营企业的环保投资正相关,但在使用工具变量消除了党组织治理参与变量的内生性后,二者间的正向因果关系无法得到验证。然而,环境规制与党组织治理参与(工具变量)的交互效应检验显著,说明在环境规制较弱的地区,党组织参与治理的民营企业绿色环保投资更高;但在环境规制较高的地区,党组织治理参与的作用减弱了。进一步研究发现,民营企业党组织的治理参与显著促进企业绿色环保投资,而环境规制则可以进一步增强党组织治理参与对企业环保投资行为产生的正向影响。本文进一步探索了民营企业党组织治理参与在企业绿色环保行为中扮演的角色,讨论了民营企业党组织治理参与与区域环境规制之间的交互关系,并强调了民营党组织治理参与的重要性。结合稳健性检验结果,本文发现,环境规制弱化地区部分民营企业的党组织建设有待加强,这些企业应提高党组织公司治理参与程度,从而促进民营企业绿色投资行为的产生。

关键词:民营企业 党组织 治理参与 环境规制 环保投资

中图分类号:F205 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)08—0040—18

一、引言

近年来,社会各界对企业活动与自然环境的关系日益关注,呼吁企业主动承担环境保护责任,走绿色可持续发展道路。“绿水青山就是金山银山”,习近平同志在十九大报告中指出,坚持人与自然和谐共生,必须树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,坚持节约资源和保护环境的基本国策。绿色可持续发展是生态文明建设最重要的发展理念,因而绿色环境治理尤为重要。目前,我国政府对环境污染与保护方面的管制力度逐步加强,先后出台了一系列环境管制政策,旨在引导经济的绿色可持续发展。为了回应社会各界的期望,企业作为经济发展中的重要角色,同时也是绿色治

收稿日期:2019-01-26

* 基金项目:国际自然科学基金委广东省政府联合资助基金项目“建设创新生态系统下的广东经济结构调整和产业转型升级研究”(U1601217);清华大学自主科研项目“中国创业者个体特征研究”(523002009)。

作者简介:王舒扬,男,博士研究生,研究领域是创新、创业与战略,电子邮箱:wsyplate@126.com;吴蕊,女,副教授,管理学博士,研究领域是企业战略、合作创新,电子邮箱:wur@sem.tsinghua.edu.cn;高旭东,男,教授,管理学博士,研究领域是技术创新管理、技术战略,电子邮箱:gaoxudong@sem.tsinghua.edu.cn;李晓华,女,博士研究生,研究领域是创新、创业与战略,电子邮箱:lixh3.16@sem.tsinghua.edu.cn。通讯作者:李晓华。

理中的关键行动者,他们的绿色环保行为意义重大(李维安等,2017)^[1]。

张平淡(2018)^[2]的研究发现,经济欠发达地区应加强环保投资,而经济发达地区仍须重视环境监管。环境规制是企业环保行为研究中的重要前置变量(傅京燕和李丽莎,2010^[3];姜锡明和许晨曦,2015^[4];张华,2014^[5]),是政府对企业环保行为进行督促、监管与控制的重要手段。然而,中国各省(市、自治区)的环境规制强度存在较大差异,多数地区的环境规制强度低于平均水平(唐国平等,2013)^[6]。但是,环境规制的加强不可能一蹴而就,除出台相关政策与加强环境规制以外,政府是否还有其他有效的途径引导企业环保行为?企业如何配合环境规制或在较弱的环境规制下主动承担环保责任等,这些研究问题值得关注。

与西方国家不同,中国企业的组织治理特色鲜明。“党政合一”的政治体制决定了党组织在国有企业中的政治核心地位,党组织作为国有公司治理框架中独特的一环,发挥着不可替代的作用(梁建等,2010)^[7]。党组织是企业与政府建立沟通的重要桥梁,同时也是政府与企业建立联系的重要途径(Chang和Wong,2004)^[8]。对于国有企业而言,国有企业的党组织企业治理参与显著影响公司治理水平(马连福等,2012)^[9],不仅可以抑制高管的超额薪酬,缩小高管与普通员工之间的薪酬差距(马连福等,2013)^[10],还可抑制企业并购中的国有资产流失(陈仕华和卢昌崇,2014)^[11]。与国有企业不同,民营企业是我国实施改革开放政策以来,社会各界主体依据中国《公司法》自主设立的盈利性经济组织,资本来自民间筹集,因此不属于政府直接管理范畴,公司依据法律与公司章程合法运营。多年的发展,许多民营企业规模得到快速扩张。职工人数越来越多,职工中党员的人数也越来越多,按照党的章程规定可以成立党组织,因而许多民营企业也适时成立了党组织。这些党组织的成立为企业的经营与发展起到了很大的积极推动作用。然而,当前有超过半数的民营企业没有设立党组织^①,这些企业缺失党组织治理参与效应,因而在很多情况下相比存在党组织治理参与效应的民营企业可能存在绿色投资行为弱化问题。

通过文献梳理,学者们对民营企业党组织作用机制的理论分析主要围绕制度理论(何轩和马骏,2018a)^[12]、政治关联理论(何轩和马骏,2018b)^[13]、信号理论(梁建等,2010)^[7]、与跨界行为理论(李翠芝和陈东,2018)^[14]等展开。研究表明,党组织可以帮助民营企业参与社会治理(何轩和马骏,2018a)^[12]、增加企业投资(陈东等,2017)^[15]、推动企业研发投入的增长(李翠芝和陈东,2018)^[14]、提升企业绩效(何轩和马骏,2018b)^[13],并促进企业的社会慈善行为等(梁建等,2010)^[7]。基于文献回顾可以看出,现有研究对民营企业党组织与企业环保行为关系的理论分析存在空缺。企业党组织不仅是促进企业经营发展以及推动企业主动承担环保责任的驱动力,也是政府与企业进行协同绿色环境治理的重要节点。本文认为,基于企业可持续发展角度,党组织有责任、有义务落实党中央的政策与方针,积极参与公司治理与决策,在决策层面倡导企业主动承担环境保护的义务与责任。其次,党组织可以在企业内部组织多种党建活动,组织员工与管理者学习绿色发展理念,培养企业绿色文化。这与企业绿色人力资源管理建设的思想不谋而合(Jabbour, 2008^[16]; Ones和Dilchert, 2012^[17]; 唐贵瑶等, 2015^[18])。我国政府一直对企业环保行为高度重视,通过提高环境规制释放政府宏观治理信号。但是,对于部分企业,可能会形式化的回应政府的主张,存在“表里不一”的现象,又称为“脱钩”现象(陈守明等, 2016^[19]; Sandholtz, 2012^[20]; Marquis和Qian, 2014^[21])。那么,党组织的设立是否只是一种形式?民营企业单纯设立党组织能否达到预期效果尚未可知。另外如何加强党组织区治理与参与度,令其变为实质而非形式是值得进一步探讨的问题。

本文试图对企业党组织作用机制的理论分析视角进行整合,聚焦中国民营企业,主要讨论以下

① 资料来源:《中国民营经济发展报告》(2014—2015)。

几个研究问题:首先,民营企业设立党组织是否可以有效敦促企业承担环保责任,从而倾向于更高的环保投资?其次,民营企业党组织的治理参与是否能进一步提高企业环保投资?再次,民营企业党组织与环境规制之间存在怎样的交互关系?对于以上研究问题,本文采用2008年、2010年第八次、第九次全国民营企业抽样调查数据进行实证研究,对假设进行验证。本文的贡献在于:拓展了中国民营企业党组织的研究,为民营企业党组织与企业绿色环保投资行为之间建立了理论联系;其次,本文探讨了党组织与环境规制之间的关系,拓展了社会生态环境绿色治理研究;最后,本文强调了民营企业党组织治理参与的重要性,丰富了中国特色的公司治理理论。

二、理论与假设

1. 民营企业党组织和企业绿色环保投资

绿色环保投资主要涉及企业对于污染治理、节能减排等方面的设备购置、绿色产品创新与绿色流程创新(唐国平等,2013)^[6],对工业污染减排效果显著(高明和黄清,2015)^[22],也有助于提升企业的竞争力(Russo和Fouts,1997^[23];Leiter等,2011^[24])。因此,在当前时代背景下,企业绿色环保投资意义重大。现有文献对企业环保投资的研究主要关注上市公司(以及重污染企业),张济建等(2016)^[25]的研究发现,媒体监督可以显著放大环境规制对企业绿色投资的影响,而且对于国有企业而言,其效应更强。企业更多地体现出“被动”迎合政府环境管制,且重污染上市公司的环保投资量更大(唐国平等,2013)^[6]。由于重污染上市公司承担更重的环境责任,也受到了外界多方的监督,因而更倾向于披露环保信息(王建明,2008)^[26],且披露环境信息对上市企业的价值有更大的实质性影响(任力和洪喆,2017)^[27]。值得注意的是,上市公司的环保行为会受到外界较强的关注与监督,按要求必须披露环境信息,因此环保投资并非主动的企业社会责任行为,“被动性”参与也不可忽略。然而,对于大部分民营企业,由于与各方监管机构联系较弱,可能存在法制观念薄弱、环境意识差等问题,他们主要服从行业规制标准,政府与其他企业利益相关者很难对其进行监督(黎明浩等,2000)^[28]。由于政府和社会公众对于绿色的治理期望往往要高于行业规制,因此,仅依靠行业规制的自发调节是不够的。

民营企业党组织是政府与企业进行协同绿色治理的重要节点。首先,政府可以通过党组织网络对企业进行监督(Chang和Wong,2004^[8];何轩和马骏,2016^[29])。各基层党组织组织员工学习与党建活动,加深对党的精神和理念的学习与理解。党中央的精神与理念会在党组织网络中迅速传递,这种精神与理念的传递实质上是一种引导的过程。因此,党组织网络可以促进有党组织的民营企业进行环保投资。其次,党组织是民营企业政治关联的主要节点(张建君,2012)^[30],也是促进民营企业主动参与社会治理的重要前因(何轩和马骏,2018a)^[12]。本文认为,民营企业党组织可以发挥政治关联作用,能够参与企业治理影响与配合政府政策和环境规制(企业主动的政治战略),从而帮助自己获取竞争优势(张建君和张志学,2005)^[31]。党组织加强了环境信息向企业内部传递的效率,降低了企业的环境规制适应成本,从而提高企业环保投资。最后,企业党组织的重要职责是配合企业的文化建设。企业党组织可以发挥文化核心作用,依托核心价值观引领企业发展,有利于营造企业内部的和谐氛围(单锋,2017)^[32]。党组织可以在企业内部组织多种党建活动,组织员工与管理者学习绿色发展理念,培养企业绿色文化。有学者指出,绿色人力资源管理可以有效提升企业的环境绩效(Jabbour,2008^[16];Ones和Dilchert,2012^[17]),党组织与企业人力资源管理关系密切,能够有效帮助企业建设绿色人力资源管理系统。唐贵瑶等(2015)^[18]通过文献综述梳理了影响绿色人力资源管理的组织内部因素,包括绿色战略导向(创新)、绿色领导风格(理念、价值观)与绿色组织文化(组织氛围)等,这些要素都与党组织的工作理念不谋而合。因此,本文提出如下假设:

H₁:党组织设立正向影响民营企业绿色环保投资。

环境规制是企业环保投资研究中的关键影响变量,对于本文讨论的主效应,也是重要的情境变量。当地区环境规制较弱时,企业的环境规制遵守成本较低(Leiter等,2011)^[24],企业大多奉行投机主义,在利用资源环境外部性的同时支付较低的成本,因而不需要投入过高的环保资金。本文认为,党组织网络与环境规制是并行的两条治理途径,地方政府可以通过党组织网络直接连接企业基层党委,进而督促企业的环保投资行为。此外,基层党组织也有义务、有责任起模范带头作用,敦促企业主动承担环境保护责任。若环境规制较弱,大多民营企业受到的监管压力较小,此时,设立了党组织的民营企业能克己守心,贯彻落实党中央的绿色理念,将环保精神融入公司投资决策中。因此,当环境规制较弱时,有党组织的民营企业比没有党组织的民营企业倾向于更高的环保投资。反之,随着地区环境规制的加强,企业受到了更强的监督,污染排放所需支出的成本进一步提高。波特假设认为,环保投资有利于企业技术创新,也能够降低企业遵守环境管制的成本(Leiter等,2011)^[24]。因此,为了回应环境规制对企业的影响与制约,企业倾向于投入更高的环保资金。在此情境下,企业普遍选择直接回应环境规制的约束,不需要依赖党组织监督促进作用,也可以达到环保要求,因而无论有无企业党组织,其环保投资倾向均比较高。环境规制较强时,民营企业党组织对企业环保投资的影响变弱了。综上,民营企业党组织与环境规制之间应当存在替代效应。因此,本文提出如下假设:

H₂:环境规制负向调节党组织设立和民营企业绿色环保投资的正向关系:当环境规制较低时,党组织对民营企业绿色环保投资影响较大;当环境规制较高时,党组织对民营企业绿色环保投资的影响较小。

2. 民营企业党组织治理参与和企业绿色环保投资

在以上分析基础上,本文进一步深入研究民营企业党组织的治理参与对企业环保投资的影响。根据《中国共产党章程》规定,企业凡是有正式党员3人以上的,都可建立党的基层组织。然而事实上,超过半数的民营企业并没有设立党组织,因此本部分的分析聚焦于那些已设立党组织的民营企业。尽管民营企业党组织的基本职能基本一致,但由于党组织治理参与强度的差异,企业环保投资力度也会有所不同。甚至,部分民营企业的党组织由于规模小,活动开展力度弱,无法有效参与公司治理。这种“脱钩”现象会弱化政府通过党组织网路来督导民营企业的环保行为。有研究表明,企业管理层党员队伍的高度融合是民营企业党组织建设的重要途径(张承耀,2008)^[33]。党组织在企业决策、治理等方面的深度参与非常重要,党组织较高的“参与度”有利于其发挥实质的先进带头作用,有效避免形式化的设立基层党委,而忽视党组织的职能行使。因此,党组织参与治理的强度会更加影响企业环保投资的力度,这是因为企业环保投资取决于高层管理部门的决策,如果党组织无法有效参与公司治理,其对环保投资的影响效应也会大打折扣。

结合假设H₁的理论分析,本文在此聚焦于已经设立了党组织的民营企业,通过讨论党组织的治理参与差异,进行更深入的研究。现有研究对民营企业党组织治理参与的探讨较少,研究大多围绕国有企业展开。国有企业党组织的治理参与主要通过“双向进入、交叉任职”来实现^①,从组织上明确了党组织如何参与公司治理与经营决策(马连福等,2012^[9];陈仕华和卢昌崇,2014^[11])。而对于民营企业,“交叉任职”是党组织参与治理的主要方式^②。例如,Galbreat(2018)^[34]的研究发现,企业董事会对环境的关注会显著影响企业可持续发展。陈东(2015)^[35]指出,如果民营企业的

① 1999年党的十五届四中全会通过的《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》。

② “双向进入”是指,一方面,充分利用国有资产控股的优势,使符合条件的企业党委会成员通过法定的程序进入企业董事会、经理层和监事会;另一方面,使符合条件的董事会、经理层和监事会成员,按照党章及有关规定进入党委会。“交叉任职”是指,即由一人同时担任企业党委书记和董事长,或党员董事长担任党委副书记,党委书记担任副董事长。

出资人是中共党员,则党组织在公司治理中会发挥更强的作用。值得注意的是,中国民营企业的董事长大多数是企业的实际控制者,部分还兼任企业 CEO,一般具有绝对话语权。如果民营企业董事长是中共党员,且兼任企业党组织书记,那么党组织在公司治理中的参与程度会大大提高。交叉任职实现了民营企业内部的领导一体化,可有效促进企业发展战略与政治引领的融合,保证政府政策的有效落实。此外,交叉任职的企业董事长具有更强的领导力,帮助企业加强绿色人力资源管理(唐贵瑶等,2015)^[18],推动企业绿色可持续发展。因此,企业董事长的交叉任职是民营企业党组织治理参与的一种重要表现,也是党组织能够积极参与公司治理的有效保障,有利于促进企业环保投资的增加。因此,本文提出如下假设:

H₃:在设立了党组织的民营企业群体中,党组织治理参与较高的民营企业投入更高的绿色环保投资。

最后,讨论环境规制对民营企业党组织治理参与和企业环保投资关系的调节效应。前文分析了民营企业党组织设立与环境规制之间的替代关系,企业在环境规制较高时只需回应规制要求,党组织发挥的作用空间有限。但如果党组织治理参与的强度不够,此时企业进一步提高环保投资的动机较弱。然而,随着民营企业党组织治理参与的加强,党组织的作用也能得到充分的发挥,党组织治理参与可以促进民营企业在环境规制较高时进一步增加绿色环保投资,从而使环境规制的效应不再替代党组织治理参与的作用。

具体来说,党组织治理参与较高的民营企业,党组织会更加行使职能,对于政府环境规制的回应更为积极,对于政府的主张、规制与政策的落实更为到位。企业党组织的书记是党的基层负责人,其个人的言行对党员乃至企业员工都有很大的影响。交叉任职的董事长不仅要为企业发展负责,还需认真贯彻执行党的路线、方针和政策,贯彻执行上级党组织的决议与指示。因此企业环保投资对于交叉任职的民营企业董事长个人而言,并不仅仅是企业社会责任行为的承担和对环境规制的简单回应。绿色环保行为对他们来说是一种精神与理念,是党员起模范带头作用的光荣使命。这意味着,在环境规制较弱的地区,党组织治理参与会推动民营企业主动承担环境保护责任,进而投入更多的环保资金;在环境规制较强的地区,这类企业不会满足于遵守环境规制,反而倾向于更为积极的回应。因此,由于民营企业实质性的落实了企业党组织建设,因而环境规制不会削弱党组织治理参与对民营企业环保投资的积极效应,反而会使得此关系变得更强。综上,民营企业党组织治理参与和环境规制之间应当相互协同。因此,本文提出如下假设:

H₄:环境规制正向调节党组织治理参与和民营企业绿色环保投资的正向关系:当环境规制较低时,党组织治理参与对民营企业绿色环保投资有正向影响;当环境规制较高时,党组织治理参与对民营企业绿色环保投资的影响会被进一步放大。

三、研究设计

1. 样本和数据

本文的数据采用 2008、2010 年第八次、第九次全国民营企业抽样调查^①,该调查是由中共中央统战部、国家工商行政管理总局、中华全国工商业联合会、中国民(私)营经济研究会组成课题组,依托各省(区、市)工商局和工商联的力量完成的。此数据库在学术界得到了广泛的应用,形成了数篇高质量的科研论文,并发表在国内外多本重要期刊上^②。本文将信息缺失较多的样本进行剔

① 由于 2008 年之前的问卷,以及 2012 年的问卷缺少部分在本研究所需要的重要变量,因此并未采用。

② 例如,《中国社会科学》《经济研究》《管理世界》《中国工业经济》等国内权威期刊,以及 Journal of Business Venturing, Administrative Science Quarterly, Strategic Management Journal。

除后,最终得到 4721 个观测值(2008 年 2151 个观测值,2010 年 2570 个观测值)。样本企业来自全国(除西藏自治区以外)30 个省(市、区)。此外,本文对连续型变量在 1% 与 99% 分位数上进行了 Winsorize 处理,消除部分数据异常值对回归分析的影响。

2. 变量测量

(1)企业环保投资(EPI)。本文采用“污染治理投入/销售收入”来测量企业环保投资。与环保治污费用不同,污染治理投入可以被视为对企业自身绿色化发展的一种投资行为,也是企业主动参与环保活动与社会责任承担的表现。此外,污染治理投入的绝对量与企业规模显著相关,因而消除了企业规模效应后模型检验结果更优(姜锡明和许晨曦,2015^[4];唐国平等,2013^[6])。

由于现有文献对企业环保投资的研究大多采用上市公司样本,因此基本所有样本企业的环保投资均不为 0。本文的民营企业样本涉及的企业类型更为广泛,同时绝大多数企业并非上市公司,因而环保投资决策更为自由。在最终样本中,2008 年的样本有 687 家企业进行了环保投资(32%);2010 年的样本有 846 家企业进行了环保投资(33%)。

(2)党组织设立(Party),本文采用 0、1 虚拟变量来代表企业是否设立党组织,1 代表企业中设立了中共党组织;0 代表没有设立中共党组织。在最终样本中,2008 年的样本有 730 家企业设立了党组织(34%);2010 年的样本有 753 家企业设立了党组织(29%)。

(3)党组织治理参与(Role)。在国有企业党组织相关的研究中,学者对党组织的治理参与的测量方法为“双向进入”与“交叉任职”两种指标(马连福等,2012)^[9]。与国有企业不同,民营企业的治理结构相对简单,决策权也相对集中于民营企业主个人身上,党组织的职能与权利范围相对较窄。因此,本文着重关注党组织治理参与中的“交叉任职”指标,测定民营企业董事长是否兼任党组织书记。此变量为 0、1 虚拟变量,1 代表企业董事长同时兼任党组织书记;0 代表企业董事长不兼任党组织书记。在最终样本中,2008 年的样本有 264 家企业董事长兼任党组书记(12%);2010 年的样本有 295 家企业董事长兼任党组书记(11%)。

(3)环境规制(Regulation)。本文采用唐国平等(2013)^[6]的研究中对环境规制的测量方法。各省(市、区)的环境数据来自中国统计年鉴,包括五个指标:工业废水排放达标率、工业 SO₂ 排放达标率、工业烟尘排放达标率、工业粉尘排放达标率以及工业固体废物综合利用率。对各省(市、区)的总体环境管制指数的具体测算方法过程,详见唐国平等(2013)^[5]的文章,本文不再赘述。

(4)控制变量。本文首先对企业特征相关的指标进行控制,包括企业年龄(Firmage)、企业规模(Size)、研发投入(R&D)、绿色创新(Greeninn)、销售收入(Sale)、净利润(Profit)与净资产(Equity)。其次,对企业控股结构进行控制,包括国有企业控股(SOE)、外资企业控股(FOR)与民营企业控股(PRI)。此外,本文还控制了企业的社会网络,包括工商联(AIC)、行业协会(Indorg)以及商会(Busiorg)。最后,本文对企业的行业(Industry)、所在省份的市场化指数(Region)与数据年份(Year)进行控制。各变量的名称与测量方法汇总如表 1 所示。

表 1 变量测量汇总

变量类别	变量名	变量符号	变量定义/测量方法
被解释变量	环保投资	EPI	污染治理投入/销售收入
解释变量	党组织设立	Party	1 代表企业中设立了中共党组织;0 代表没有设立中共党组织(李翠芝和陈东,2018) ^[14]
	党组织治理参与	Role	1 代表企业董事长同时兼任党组织书记;0 代表企业董事长不兼任党组织书记
	环境规制	Regulation	各省(市、自治区)的总体环境管制指数(唐国平等,2013) ^[6]

续表 1

变量类别	变量名	变量符号	变量定义/测量方法
控制变量	企业年龄	<i>Firmage</i>	企业成立年限
	企业规模	<i>Size</i>	企业员工数(对数)
	研发投入	<i>R&D</i>	企业研发投入额(对数)
	绿色创新	<i>Greeninn</i>	1代表企业拥有生物、新材料、海洋、清洁与可再生能源或污染治理技术;0代表没有以上领域技术
	销售收入	<i>Sale</i>	企业销售收入额(对数)
	净利润	<i>Profit</i>	企业净利润额(对数)
	净资产	<i>Equity</i>	企业净资产额(对数)
	国有企业控股	<i>SOE</i>	1代表企业股权结构中有国有企业控股;0代表企业股权结构中没有国有企业控股
	外资企业控股	<i>FOR</i>	1代表企业股权结构中有外资企业控股;0代表企业股权结构中没有外资企业控股
	民营企业控股	<i>PRI</i>	1代表企业股权结构中有其他民营企业控股;0代表企业股权结构中没有其他民营企业控股
	工商联	<i>AIC</i>	1代表企业是工商联成员企业;0代表不是工商联成员企业
	行业协会	<i>Indorg</i>	1代表企业加入了行业协会;0代表没有加入行业协会
	商会	<i>Busiorg</i>	1代表企业加入了商会;0代表没有加入商会
	行业	<i>Industry</i>	企业所属行业
	市场化指数	<i>Region</i>	地区市场化水平取自樊纲和王小鲁构建的各省(市、区)市场化指数值
数据年份	<i>Year</i>	样本数据获取年份	

资料来源:本文整理

3. 模型设定与估计方法

企业党组织设立(*Party*)并非严格外生变量(何轩和马骏,2018b)^[13]。尽管根据《中国共产党章程》的规定,企业凡是有正式党员3人以上的,都应当建立党的基层组织。但与国有企业不同,民营企业的党组织设立具有一定的自主选择性,目前仍有超过半数的民营企业并未设立基层党组织。尽管各界对民营企业设立党组织的动机均有所讨论,但是设立动机却较为多元化,一定程度受到了企业主倾向、企业规模、行业性质与地区差异等因素的影响。这意味着模型的随机扰动项可能与企业党组织存在相关性。因此,对模型1的估计无法消除党组织的内生性问题,可能导致实证结果偏差。

为了检验民营企业党组织设立对企业环保投资的影响(假设 H_1),且消除自变量的内生性问题,本文试图构建工具变量,并采用工具变量法进行初步估计。模型1为第一阶段回归模型,模型2为非工具变量回归(作为对照),模型3为第二阶段工具变量回归。

$$Party = \alpha_0 + \alpha_1 Instrument + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (1)$$

$$EPI = \alpha_0 + \alpha_1 Party + \alpha_2 Regulation + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (2)$$

$$EPI = \alpha_0 + \alpha_1 Party_Instrumented + \alpha_2 Regulation + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (3)$$

模型1为第一阶段回归,*Instrument*为工具变量。模型2为第二阶段回归,*Party_Instrumented*为采用工具变量估计得到的自变量。本文选取“企业董事长的中共党员身份”(Party member)作为工具变量。本文认为,企业董事长是否为中共党员在本文的研究中是外生变量,一方面企业董事长若为中共党员,其可能更倾向于在民营企业内设立党组织;其次,董事长是否党员是自身选择的结果,与企业运营关系不大,因此,其与模型2中的随机扰动项不相关。关于工具变量相关的检验结果将在下一章节进行汇报。

模型 1 中,因变量为企业党组织设立 (*Party*),由于其为二分变量(取值 0 或 1),因此本文采用 *Probit* 回归对其进行估计(Bliss,1934)^[36]。模型 2、模型 3 的因变量为企业环保投资 (*EPI*),由于超过 67% 的样本取值为 0,因此其概率分布为一个离散点与一个连续分布所组成的混合分布,如果用 *OLS* 来估计,都无法得到一致估计。与本文的因变量类似,在企业创新研究中,由于众多企业的 R&D 投入为 0,创新产出(如专利数)也大多为 0,因此学者们大多采用 *Tobit* 回归对模型进行估计,估计效果好(Laursen 和 Salter,2006^[37];Leiponen 和 Helfat,2010^[38];Klingebiel 和 Rammer,2014^[39])。因此,本文采用 *Tobit* 回归对模型除模型 1 以外的其他模型进行估计。对于模型 1~模型 3,控制变量全部相同。

为了检验民营企业党组织治理参与和环境规制的交互效应(假设 H₂),本文构建模型 4 与模型 5。在构造交互项之前,本文先将参与交互的变量分别做中心化处理。

$$EPI = \alpha_0 + \alpha_1 Party + \alpha_2 Regulation + \alpha_3 Interaction + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (4)$$

$$EPI = \alpha_0 + \alpha_1 Party_Instrumented + \alpha_2 Regulation + \alpha_3 Interaction + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (5)$$

进一步讨论民营企业党组织与环保投资的关系,本文还检验党组织治理参与 (*Role*) 对企业环保投资的影响。没有党组织的民营企业,其董事长也无法进行“交叉任职”,因此对于此阶段的检验,本文采用设立了党组织的民营企业子样本进行回归。分样本回归并不会违背非线性 *Tobit* 回归的计量假定(Ai 和 Norton,2003^[40];Hoetker,2007^[41])。在本研究中,剔除没有设立党组织的民营企业样本,还可以更突出党组织治理参与带来的影响。为了检验假设 H₃,本文构建模型 6;为了检验假设 H₄,构建模型 7。模型 4~模型 7 的估计方法均为 *Tobit* 回归。

$$EPI = \alpha_0 + \alpha_1 Role + \alpha_2 Regulation + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (6)$$

$$EPI = \alpha_0 + \alpha_1 Role + \alpha_2 Regulation + \alpha_3 Interaction + \alpha_i Controls + \varepsilon \quad (7)$$

四、实证结果分析

1. 描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示。其中,企业规模类变量和经济指标类变量相互之间的相关系数较高,为了检验多重共线性的问题,本文在之后的回归分析中引入 *VIF* 检验。值得注意的是,企业党组织 (*Party*) 与企业规模 (*Size*)、研发投入 (*R&D*)、销售收入 (*Sale*)、净利润 (*Profit*)、净资产 (*Equity*) 均有较高的相关性,这不仅说明民营企业的党组织与企成长、经济绩效等显著正相关(陈东等,2017)^[15],还说明有可能绩效好、规模大的民营企业才倾向于设立党组织,因而民营企业党组织变量可能存在内生性问题。此外,党组织治理参与 (*Role*) 与企业规模、绩效类变量的相关系数明显要低于前者,各变量与其相关系数均在 0.31 以下。

表 2 描述性统计结果汇总

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
1. <i>EPI</i>	1								
2. <i>Party</i>	0.03 *	1							
3. <i>Role</i>	0.05 ***	0.05 ***	1						
4. <i>Regulation</i>	0.04 **	-0.07 ***	-0.06 ***	1					
5. <i>Firmage</i>	0.02	0.01	0.03 *	0.02	1				
6. <i>Size</i>	0.04 **	0.49 ***	0.31 ***	-0.05 ***	0.21 ***	1			
7. <i>R&D</i>	0.03 *	0.40 ***	0.20 ***	-0.11 ***	-0.01	0.41 ***	1		
8. <i>Greeninn</i>	0.05 ***	0.10 ***	0.06 ***	-0.02	0.11 ***	0.14 ***	0.25 ***	1	
9. <i>Sale</i>	-0.07 ***	0.50 ***	0.28 ***	-0.13 ***	0.05 ***	0.66 ***	0.49 ***	0.13 ***	1
10. <i>Profit</i>	-0.03	0.39 ***	0.22 ***	-0.13 ***	0.06 ***	0.53 ***	0.48 ***	0.13 ***	0.70 ***
11. <i>Equity</i>	0.01	0.47 ***	0.25 ***	-0.08 ***	0.06 ***	0.60 ***	0.45 ***	0.13 ***	0.74 ***
12. <i>SOE</i>	-0.01	0.08 ***	0.09 ***	-0.02	-0.03	0.08 ***	0.10 ***	0.06 ***	0.11 ***
13. <i>FOR</i>	0.01	0.08 ***	0.05 **	-0.06 ***	-0.03 *	0.08 ***	0.10 ***	0.04 *	0.09 ***

续表 2

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
14. <i>PRI</i>	-0.01	0.04***	0.03*	-0.03*	-0.01	0.05***	0.04**	0.00	0.09***
15. <i>AIC</i>	-0.01	0.34***	0.18***	-0.14***	0.01	0.38***	0.28***	0.06***	0.42***
16. <i>Indorg</i>	0.01	0.31***	0.21***	-0.09***	-0.00	0.32***	0.27***	0.05***	0.35***
17. <i>Busiorg</i>	0.01	0.27***	0.15***	-0.09***	-0.00	0.30***	0.22***	0.06***	0.34***
18. <i>Region</i>	-0.02	0.10***	0.06**	-0.62***	0.07***	0.12***	0.16***	0.06***	0.20***
均值	0.004	0.314	0.118	3.970	24.057	1.224	0.225	6.584	3.393
方差	0.027	0.464	0.323	2.831	16.089	1.859	0.418	2.228	2.211
	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
10. <i>Profit</i>	1								
11. <i>Equity</i>	0.62***	1							
12. <i>SOE</i>	0.10***	0.12***	1						
13. <i>FOR</i>	0.07***	0.09***	0.09***	1					
14. <i>PRI</i>	0.07***	0.12***	0.11***	0.07***	1				
15. <i>AIC</i>	0.37***	0.42***	0.05***	0.04**	0.04**	1			
16. <i>Indorg</i>	0.28***	0.33***	0.07***	0.04**	0.06***	0.44***	1		
17. <i>Busiorg</i>	0.29***	0.32***	0.04***	0.03*	0.04**	0.50***	0.49***	1	
18. <i>Region</i>	0.17***	0.11***	0.01	0.08***	0.05**	0.13***	0.10***	0.15***	1
均值	3.393	5.754	0.018	0.014	0.034	0.637	0.555	0.444	6.452
方差	2.211	1.889	0.131	0.117	0.180	0.481	0.497	0.497	1.452

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

资料来源:本文整理

2. 回归结果分析

首先,本文首先进行 DWH 的检验,检验值为 1.532 ($p = 0.216 > 0.1$),证明 *Party* 为内生变量,需要用工具变量法进行处理。本文借鉴 Armanios 等(2016)^[42]的研究中对工具变量有效性的检验思路,对本文工具变量的有效性进行检验。表 3 汇报了第一阶段的回归结果。模型 1a 采用 OLS 回归进行估计,模型 1b 采用 Probit 回归进行估计。工具变量 *Partymember* 对 *Party* 有显著的正向影响(模型 1a: $r = 0.046, p < 0.001, R^2 = 0.358; VIF = 1.81$; 模型 1b: $r = 0.185, p < 0.001$);其次, *Partymember* 与 EPI 不相关($r = 0.02, p > 0.1$),但其与 *Party* 显著正相关($r = 0.162, p < 0.001$);最后,模型 1a 的 *F* 值远大于 10 ($F > 110$),说明 *Partymember* 是一个强工具变量(Stock 等,2002)^[43]。

表 3 一阶段 Probit 回归结果

	模型 1a(OLS)	模型 1b(Probit)
<i>Firmage</i>	0.002** (0.001)	0.014*** (0.003)
<i>Size</i>	0.073*** (0.006)	0.299*** (0.024)
<i>R&D</i>	0.032*** (0.004)	0.074*** (0.015)
<i>Greentech</i>	-0.006 (0.015)	-0.003 (0.058)
<i>Sale</i>	0.029*** (0.005)	0.152*** (0.022)
<i>Profit</i>	-0.004 (0.004)	-0.028 (0.015)

续表 3

	模型 1a (OLS)	模型 1b (Probit)
<i>Equity</i>	0.026 *** (0.005)	0.100 *** (0.020)
<i>SOE</i>	0.033 (0.047)	0.065 (0.166)
<i>FOR</i>	0.071 (0.056)	0.150 (0.185)
<i>PRI</i>	-0.034 (0.032)	-0.110 (0.115)
<i>AIC</i>	0.064 *** (0.014)	0.419 *** (0.063)
<i>Indorg</i>	0.068 *** (0.014)	0.308 *** (0.055)
<i>Busiorg</i>	0.017 (0.015)	0.037 (0.053)
<i>Region</i>	-0.004 (0.004)	-0.017 (0.017)
<i>Partymember</i>	0.046 *** (0.009)	0.185 *** (0.033)
<i>Industry</i>	Included	Included
<i>Year</i>	Included	Included
<i>F/Wald ~χ²</i>	110.51 ***	1193.27 ***
<i>N</i>	4721	4721

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

资料来源: 本文整理

第二阶段的回归结果,如表 4 所示。在模型 2 ~ 模型 7 中, *Regulation* 对 *EPI* 均有显著的正向影响,这与现有研究一致。在全样本中,左截尾(left-censored)的样本量为 3188;在设立了党组织的民营企业子样本中,左截尾的样本量为 733。此外,本文对每个模型都进行可 VIF 检验, *VIF* 的最大值为 5.58 (小于 10),证明模型的多重共线性问题较小。模型 2 的检验结果显示, *Party* 对 *EPI* 有显著的正向影响($r = 0.005, p < 0.05$),说明民营企业的党组织与企业环保投资之间存在正相关关系。为了解决变量内生性问题,模型 3 引入工具变量,工具变量估计出的 *Party* 对 *EPI* 没有显著影响($r = 0.006, p > 0.1$),这说明 *Party* 具有内生性,民营企业党组织的设立存在选择效应。基于以上结果,假设 H_1 未得到充分的支持。模型 4 与模型 5 检验了 *Regulation* 对 *Party*、*Party_Instrumented* 与 *EPI* 之间关系的调节效应。结果显示, *Party* 与 *Regulation* 的交互效应不显著(模型 4, $r = 0.001, p > 0.1$),但是 *Regulation* 与 *Party_Instrumented* 的交互效应显著(模型 5, $r = -0.001, p < 0.01$),这验证了环境规制对党组织与民营企业环保投资的关系存在负向调节效应,因此假设 H_2 得到了支持。值得注意的是,未消除内生性的自变量 *Party* 与 *Regulation* 的交互项检验不显著,反而说明有些民营企业设立党组织后,并未有效利用党组织的先进性,也未将其与公司治理有效融合,因而政府环境规制对其与企业环保投资的关系无法产生影响。

进一步研究,模型 6 采用有党组织的民营企业子样本进行检验,本文发现 *Role* 对 *EPI* 有显著的正向影响($r = 0.010, p < 0.01$),这验证了党组织治理参与对民营企业环保投资存在显著影响,假设 H_3 得到验证。最后,模型 7 的结果显示, *Regulation* 与 *Role* 的交互效应显著($r = 0.003, p < 0.05$),这说明环境规制加强了党组织治理参与和民营企业环保投资之间的关系,因而假设 H_4 得到了支持。以上结果还表明,党组织治理参与可以充分发挥党组织的职能与先进性,使其有效参与公司治理。

表 4 Tobit 回归结果汇总

	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
<i>Firmage</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Size</i>	0.009*** (0.001)	0.007** (0.003)	0.009*** (0.001)	0.007** (0.003)	0.005** (0.001)	0.005** (0.001)
<i>R&D</i>	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
<i>Greentech</i>	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.007* (0.003)	0.007* (0.003)
<i>Sale</i>	-0.006*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.008*** (0.001)
<i>Profit</i>	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
<i>Equity</i>	0.003*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003* (0.001)	0.003* (0.001)	0.003** (0.001)
<i>SOE</i>	-0.008 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.009 (0.007)	-0.014 (0.009)	-0.014 (0.009)
<i>FOR</i>	-0.008 (0.008)	-0.009 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)
<i>PRI</i>	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.009 (0.008)	-0.009 (0.008)
<i>AIC</i>	0.001 (0.003)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.003)	-0.000 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)
<i>Indorg</i>	0.007** (0.002)	0.006 (0.003)	0.007** (0.002)	0.006 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
<i>Busiorg</i>	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.008* (0.004)	0.008* (0.004)
<i>Region</i>	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Regulation</i>	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)
<i>Party</i>	0.005* (0.002)	0.006 (0.008)	0.005* (0.002)	0.006 (0.008)		
<i>Role</i>					0.010** (0.003)	0.011*** (0.003)
<i>Regulation × Party</i>			0.001 (0.001)	-0.001** (0.000)		
<i>Regulation × Role</i>						0.003* (0.001)
<i>Industry</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Year</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Left-censored</i>	3188	3188	3188	3188	733	733
<i>LR ~χ²</i>	703.64***	700.15***	706.10***	707.75***	200.2***	206.59***
<i>N</i>	4721	4721	4721	4721	1483	1483

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 模型 2 与模型 5 中的变量 *Party* 为由工具变量估计处理后得到的变量 (*Party-Instrumented*)

资料来源: 本文整理

无论环境规制强弱,党组织设立对企业环保投资均有较强的正向影响(如图1所示)。在环境规制较强的地区,企业环保投资明显高于处于较弱环境规制地区的企业。但在环境规制较弱的情境下,党组织设立对企业环保投资的影响更强。这说明党组织设立可以有效弥补地区环境规制较弱的不足,敦促企业进行环保投资;当环境规制加强时,环境规制就起到了主导作用,是企业进行环保投资的主要驱动因素,此时党组织的作用相对变小。图1描绘的实证结果很好的支持了本文的假设H₂。

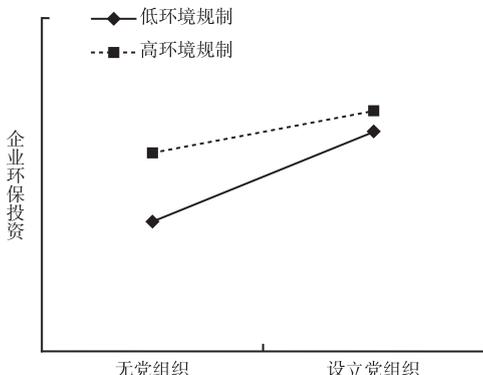


图1 环境规制与党组织(工具变量)的交互效应
资料来源:本文绘制

如图2所示,在环境规制较强的地区,党组织治理参与对企业环保投资的影响较大,图线斜率明显大于弱环境规制的图线斜率。当环境规制较弱时,党组织治理参与对企业环保投资也是正向影响,只是效应相对较弱。图2描绘的实证结果很好的支持了本文的假设H₄。

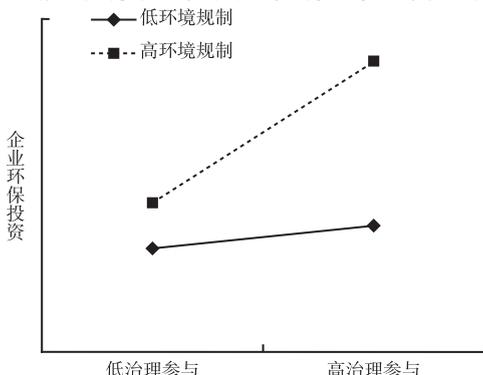


图2 环境规制与党组织治理参与的交互效应
资料来源:本文绘制

3. 稳健性检验

由于样本中有大部分企业并没有进行环保投资($N = 3188$),这可能因为企业的规模、盈利能力与行业特征所造成。因此,本文采用剩下的1533个样本数据进行回归分析,作为稳健性检验(如表5所示)。模型8~模型11均采用OLS回归进行估计。模型8检验了Party对EPI在子样本中的影响,本文发现了显著的正向关系($r = 0.008, p < 0.01$),这与前文的检验结果一致;然而,Party与Regulation的交互项检验显著了($r = 0.003, p < 0.01$),这说明在有环保投资的民营企业群体中,党组织不仅可以促进企业环保投资,还会对环境规制表现出较强的回应。模型9检验了Party_Instrumented对EPI的影响,无论Party_Instrumented还是其与Regulation的交互项,均不显著。在消除了内生性以后,党组织对企业环保投资的效应显著减弱了。与前文的检验结果相对比,本文对稳健性检验结果解释为,民营企业党组织与企业环保投资之间存在显著的相关性,但并不是因果关系^①。党组织能促进民

① 由于本文的数据为截面数据,因此也无法进一步验证民营企业在建立了党组织以后,是否显著提高了环保投资。

营企业开展环保投资,但进一步对提高环保投资量的影响较弱。本文认为,有可能部分民营企业的党组织没有实际发挥作用;或者部分民营企业的党组织没有有效的参与到公司治理与运营决策中,因而对于环保投资量的影响程度较小。另外一种可能,在子样本中,企业董事长的党员身份(*Partymember*)作为工具变量效果较差,导致拟合结果不理想。因此,本文需要进一步探讨党组织的治理参与程度。模型 10 的检验结果显示,*Role* 对 *EPI* 有显著的正向影响($r=0.010, p < 0.01$), *Role* 与 *Regulation* 的交互项也显著($r=0.005, p < 0.001$),这与前文的检验结果相一致。模型 11 采用的样本剔除了没有设立党组织的企业($N=750$)。结果显示,*Role* 对 *EPI* 有显著的正向影响($r=0.010, p < 0.01$), *Role* 与 *Regulation* 的交互项也显著($r=0.005, p < 0.001$),这同样与前文的检验结果相一致。

表 5 稳健性检验回归结果汇总

	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
<i>Firmage</i>	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)
<i>Size</i>	0.005*** (0.001)	0.002 (0.004)	0.005*** (0.001)	0.002 (0.002)
<i>R&D</i>	0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
<i>Greentech</i>	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.004)
<i>Sale</i>	-0.012*** (0.001)	-0.014*** (0.002)	-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.002)
<i>Profit</i>	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>Equity</i>	0.004*** (0.001)	0.003* (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004** (0.001)
<i>SOE</i>	-0.001 (0.008)	0.002 (0.008)	-0.001 (0.008)	-0.003 (0.010)
<i>FOR</i>	-0.004 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.004 (0.011)
<i>PRI</i>	-0.004 (0.006)	-0.001 (0.007)	-0.004 (0.006)	-0.000 (0.009)
<i>AIC</i>	-0.010** (0.003)	-0.013* (0.005)	-0.008** (0.003)	-0.014* (0.006)
<i>Indorg</i>	0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.000 (0.003)	-0.004 (0.005)
<i>Busiorg</i>	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	0.006 (0.004)
<i>Region</i>	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
<i>Regulation</i>	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)
<i>Party</i>	0.008** (0.003)	0.011 (0.012)		
<i>Role</i>			0.010** (0.003)	0.008* (0.003)

续表 5

	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
<i>Regulation × Party</i>	0.003** (0.001)	-0.000 (0.000)		
<i>Regulation × Role</i>			0.005*** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>Industry</i>	Included	Included	Included	Included
<i>Year</i>	Included	Included	Included	Included
<i>Adj R²</i>	0.133	0.124	0.139	0.204
<i>N</i>	1533	1533	1533	750

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 模型 9 变量 *Party* 为由工具变量估计处理后得到的变量 (*Party_Instrumented*)

资料来源: 本文整理

五、结论与讨论

1. 结果讨论

本文研究了民营企业党组织的设立和治理参与对企业环保投资的影响, 以及与环境规制的交互关系。党组织作为公司治理框架中独特的一环, 发挥着重要的作用。环保是目前国内乃至世界范围最重要的热点之一, 不仅需要政府在宏观层面进行引导与管控, 还需要企业充分调动自身的主动性, 积极参与进来。企业党组织是党和政府与企业建立联系的一种重要途径 (Chang 和 Wong, 2004)^[8]。因此, 企业党组织对企业环保投资的促进效应并非“跨界行为”, 而是分内之事。本文为民营企业党组织与企业环保投资之间建立了理论联系, 一定程度上拓展了中国民营企业党组织的研究。此外, 民营企业党组织是否能有效的参与治理与决策, 以及如何参与, 是值得研究的问题。治理参与程度的高低会直接影响企业绿色投资决策结果。

由本文的实证过程来看, 民营企业设立党组织状况可能存在较大差异, 由于内生性的存在, 致使实证检验结果不稳健。不过正因如此, 研究民营企业党组织的治理参与才更有价值。实证结果显示, 民营企业党组织与企业环保投资之间显现出了很高的相关性, 但是本文的结果无法进一步验证党组织的设立是否可以直接影响企业以后的环保投资量。因此本文的假设 H_1 无法得到充分的验证。在消除了内生性以后, 本文能够验证党组织可以弥补地区环境规制较弱的不足, 提高企业绿色环保投资, 假设 H_2 可以得到支持。假设 H_3 与假设 H_4 均得到了稳健的验证, 说明党组织的治理参与更为重要, 不仅可以敦促企业开展更高的环保投资, 还可以使企业对地区环境规制展现出更强的回应。实证结果支持了党组织与环境规制之间存在交互关系, 拓展了社会绿色治理研究。

进一步讨论, 尽管从理论上进行推理, 民营企业党组织应当在企业环保行为中扮演重要角色, 但民营企业党组织设立并不意味着其在企业内部一定发挥作用, 部分民营企业党组织参与公司治理工作有待提高, 因此假设 H_1 无法得到充分验证。其次, 环境规制对民营企业党组织的调节效应是负向的, 说明在环境规制较高的区域内, 民营企业的环保动机主要来源于规制要求, 这也侧面表明了大多数民营企业党组织的企业决策参与度影响相对环境规制影响要弱得多, 只有在环境规制较低时发挥作用才更加明显, 因而与环境规制之间显现出替代效应, 而非与环境规制相互协同。再次, 党组织治理参与则是民营企业实质性开展党建工作的有力证明, 相较其他民营企业, 党组织治理参与较高的民营企业表现出了更强的环保倾向, 环保投资量更大。此结果对假设 H_1 的研究做了补充, 证明党组织参与治理对企业环保投资有显著的促进, 还反映出党组织的单纯设立是不够

的。最后,环境规制对党组织治理参与和环保投资关系的调节效应是正向的,说明在环境规制较高的地区,这些民营企业不仅积极回应规制要求,还能进一步发挥党组织的作用。民营企业党组织能够通过有效参与治理来影响企业决策,因此与假设 H₂ 不同,民营企业党组织治理参与和环境规制之间是协同效应,而非替代效应。

本文分析了党组织、治理参与对企业环保投资的影响机制,一定程度上丰富并拓展了中国特色公司治理理论。现有文献对企业环境管理、可持续发展、绿色创新与环保投资等展开了广泛的研究,大多围绕利益相关者理论、资源基础理论以及公司治理相关的其他理论进行分析与解释。企业党组织作为中国特色公司治理的重要实践,尤其在民营企业中,其作用目前仍处于被低估的状态。民营企业党组织的设立与治理参与仍需要更广泛、更深入的探讨。本文将民营企业党组织的治理参与引入了企业绿色可持续发展研究中,强调党组织的“绿色行为”对企业影响较大。现有文献对民营企业党组织的研究鲜有讨论党组织的治理参与,而民营企业党组织的治理参与却非常重要,较弱的治理参与较大程度上抑制了党组织发挥作用。

2. 实践启示与政策建议

(1)实践启示。首先,民营企业党组织的设立并非迎合潮流,民营企业不应忽视党组织建设。民营企业基层党组织可以组织党建活动,开展党组织生活,发挥党员在企业发展中的模范带头作用,可以帮助普通员工提升争先创优精神与思想道德水平,可以增强企业凝聚力(陈东,2015)^[35],塑造更为贴合国家价值观的先进企业文化。其次,民营企业党组织应该发挥自身应有的作用。企业领导层和全体员工都应该正确认识党组织及其作用。如果党组织只是一个“标签”,对于企业的治理、决策及企业文化活动等均不能有效参与,这就等同于企业主动放弃了一份宝贵的组织资源。民营企业如果可以充分并高效的建设党组织,党组织就可以成为促进企业发展的一种关键战略资源,从而提高企业的竞争力(Russo和Fouts,1997)^[19]。本文认为,民营企业党组织建设作为企业增强竞争力的战略举措永不过时,并且这种组织优势往往是可持续的。最后,构建民营企业独特的党组织治理参与模式。民营企业中党组织治理参与模式要因企业的具体情况而定,如果不符合实际,则有可能出现党组织与企业决策层之间的矛盾与冲突,而这样的矛盾与冲突不利于企业的运营与发展。党组织治理参与与企业战略有机结合,尤其要符合企业所处环境的状况。本文只探讨了民营企业董事长在党组织的交叉任职,尽管这种治理参与方式非常有效,但对非中共党员的企业董事长则无法实行。这种情况下,企业可以在董事会、高管团队或监事会中物色合适的党组领导人选,利用他们的交叉任职提高党组织的治理参与。此外,还应当选拔与培养一批值得信赖、政治与职业素养好、有发展潜力的党员员工作为企业未来领导的继任者,以便建立与完善企业的党组织治理参与机制。

(2)政策建议。第一,地方政府应加强对民营企业党组织建设的引导与帮扶。目前,民营企业党组织的设立及其作用还有待加强,制度环境不足以引导或约束民营企业设立党组织。此外,部分民营企业没有建立党组织的积极性,可能因为企业规模较小、盈利能力较差,或受行业特征的限制,更重要的因素可能是没有看到党组织对于民营企业发展所带来的竞争力的提升。因此,地方政府作为制度发展的推动者,可以将一些产业园区作为试点,进行典型示范,配以相关的政策扶持,加速民营企业党组织的建立,逐步发展与完善制度环境。第二,地方政府应当引导和呼吁民营企业党组织开展党员学习活动,并积极参与到部分企业的党建活动中,作为指导和旁听。这样有利于政府加深对地方民营企业的了解,认识企业的优点,了解企业的发展需要,并帮其解决问题。第三,在地区与行业内建立党组织网络,加强党员企业家之间的沟通。本文在模型检验中,引入了工商联、行业协会与商会作为控制变量。在一些研究中,这些组织被认为是企业社会资本的来源(Zhang和Fung,2006)^[44]。党员网络是中国特有的一种网络,是企业获取政治联系与社会资本的重要途径。

可由地方政府发起,将地方民营企业的党组织领导有效组织起来,帮助他们建立联系,互相学习,不仅利于企业自身的发展,还可能对地方企业整体产生溢出效应,提升地方企业的整体竞争力。

3. 不足与展望

(1) 研究存在不足。首先,本文的数据是跨年截面数据,若运用跨年纵向数据或面板数据,可以更好的消除内生性问题,并进一步探讨变量之间的因果效应。例如,因变量采用企业下一年的环保投资,取当年的各经济指标作为控制变量,可以有效避免内生性问题。再例如,企业设立党组织的年份为基期,可对比考察党组织是否能显著影响企业之后的环保投资,这种检验可更好的验证本文的假设 H_1 与假设 H_2 。其次,本文的研究聚焦于企业层面,而未深入企业内部,在团队与个人层面进行探讨。换言之,本文提出的影响机制可以进一步细化,验证党组织是否对管理者或员工个人的环境保护观念产生影响。再次,本文的研究没有考虑企业党组织书记个人的特征与领导力,进而研究党组书记个人是否会影响企业环保投资。这意味着本文在研究交叉任职时,没有加入企业董事长个人层面的控制变量。最后,对于民营企业党组织治理参与讨论较为单一,并未讨论具体的治理参与模式。民营企业党组织的治理参与可能还会有其他有效的形式,本文并未讨论。

(2) 未来展望。第一,未来的研究可以探讨民营企业党组织的治理参与模式,并研究其与企业绿色创新等企业发展问题的关系。绿色创新也可视为一种关键的企业环保行为,得到了学者的广泛关注。然而,中国企业的绿色创新是否存在独特性,党组织是否能在企业绿色创新活动中扮演重要角色,以及如何发挥作用,是值得研究的问题。第二,可以研究党组织在企业绿色人力资源管理建设中所扮演的角色,依托党组织的地位与职能,构建有中国特色的绿色人力资源管理理论。党组织的核心职能之一就是“人事”与文化,对于企业党组织的讨论也离不开人力资源管理。将二者结合讨论,具有学术价值。第三,可以聚焦于地方党组织网络,探讨党组织网络对企业资源获取以及对与其他网络或联盟(例如,战略联盟、产业联盟、技术联盟等)的联合影响进行研究。

参考文献

- [1] 李维安,徐建,姜广省. 绿色治理准则:实现人与自然的包容性发展[J]. 天津:南开管理评论,2017,(5):25-30.
- [2] 张平淡. 地方政府环保真作为吗?——基于财政分权背景的实证检验[J]. 北京:经济管理,2018,(8):25-39.
- [3] 傅京燕,李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. 北京:管理世界,2010,(10):87-98,187.
- [4] 姜锡明,许晨曦. 环境规制、公司治理与企业环保投资[J]. 上海:财会月刊,2015,(27):9-13.
- [5] 张华. 环境规制提升了碳排放绩效吗?——空间溢出视角下的解答[J]. 北京:经济管理,2014,(12):166-175.
- [6] 唐国平,李龙会,吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资[J]. 北京:会计研究,2013,(6):83-89,96.
- [7] 梁建,陈爽英,盖庆恩. 民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠[J]. 北京:管理世界,2010,(7):109-118.
- [8] Chang, E. C., and S. M. L. Wong. Political Control and Performance in China's Listed Firms[J]. Journal of Comparative Economics, 2004,32,(4):617-636.
- [9] 马连福,王元芳,沈小秀. 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[J]. 北京:中国工业经济,2012,(8):82-95.
- [10] 马连福,王元芳,沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约[J]. 北京:管理世界,2013,(5):100-115,130.
- [11] 陈仕华,卢昌崇. 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? [J]. 北京:管理世界,2014,(5):106-120.
- [12] 何轩,马骏. 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[J]. 北京:管理世界,2018,(2):34-48.
- [13] 何轩,马骏. 党建也是生产力——民营企业党组织建设的机制与效果研究[J]. 北京:社会学研究,2018,(3):1-24,242.
- [14] 李翠芝,陈东. 党组织、制度环境与民营企业研发投入[J]. 昆明:云南财经大学学报,2018,(8):75-91.
- [15] 陈东,洪功翔,汪敏. 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[J]. 南京:现代经济探讨,2017,(10):7-14,53.

- [16] Jabbour, C. J. C., F. C. A. Santos, and M. S. Nagano. Environmental Management System and Human Resource Practices: Is There a Link between Them in Four Brazilian Companies[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2008, 16, (17): 1922 - 1925.
- [17] Ones, D. S., and S. Dilchert. Environmental Sustainability at Work: a Call to Action[J]. *Industrial & Organizational Psychology*, 2012, 5, (4): 444 - 466.
- [18] 唐贵瑶, 孙玮, 贾进, 陈扬. 绿色人力资源管理研究述评与展望[J]. 上海: 外国经济与管理, 2015, (10): 82 - 96.
- [19] 陈守明. 我国企业对国家自主创新战略的反应: 形式还是实质? [J]. 北京: 科学学研究, 2016, (2): 268 - 278.
- [20] Marquis, C. and C. Qian. Corporate Social Responsibility Reporting in China: Symbol or Substance[J]. *Organization Science*, 2014, 25, (1): 127 - 148.
- [21] Sandholtz K. W. Making Standards Stick: A Theory of Coupled vs. Decoupled Compliance [J]. *Organization Studies*, 2012, 33, (5 - 6): 655 - 679.
- [22] 高明, 黄清煌. 环保投资与工业污染减排关系的进一步检验——基于治理投资结构的门槛效应分析[J]. *经济管理*, 2015, (2): 167 - 177.
- [23] Russo, M. V., and P. A. Fouts. A Resource-based Perspective on Corporate Environmental Performance and Profitability[J]. *Academy of Management Journal*, 1997, 40, (3): 534 - 559.
- [24] Leiter, A. M., A. Parolini, and H. Winner. Environmental Regulation and Investment: Evidence from European Industry Data[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70, (4): 759 - 770.
- [25] 张济建, 于连超, 毕茜, 潘俊. 媒体监督、环境规制与企业绿色投资[J]. 上海财经大学学报, 2016, (5): 91 - 103.
- [26] 王建明. 环境信息披露、行业差异和外部制度压力相关性研究——来自我国沪市上市公司环境信息披露的经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2008, (6): 54 - 62, 95.
- [27] 任力, 洪喆. 环境信息披露对企业价值的影响研究[J]. 北京: 经济管理, 2017, (3): 36 - 49.
- [28] 黎明浩, 王靖文, 甘雨. 关于个体、民营企业环境管理问题的探讨[J]. 北京: 中国环保产业, 2000, (4): 32 - 33.
- [29] 何轩, 马骏. 执政党对民营企业的统合策略及其效应分析: 基于中国民营企业调查数据的实证研究[J]. 上海: 社会, 2016, (6): 175 - 196.
- [30] 张建君. 嵌入的自主性: 中国著名民营企业的政治行为[J]. 北京: 经济管理, 2012, (5): 35 - 45.
- [31] 张建君, 张志学. 中国民营企业家的政治战略[J]. 北京: 管理世界, 2005, (7): 94 - 105.
- [32] 单锋. 传统文化视域下的企业和谐管理研究[J]. 北京: 管理世界, 2015, (7): 182 - 183.
- [33] 张承耀. 民营企业与政党组织的高度融合——浙江万向集团党组织建设模式案例分析[J]. 北京: 经济管理, 2008, (2): 136 - 142.
- [34] Galbreath, J. Do Boards of Directors Influence Corporate Sustainable Development? An Attention-based Analysis[J]. *Business Strategy & the Environment*, 2018, (10): 742 - 756.
- [35] 陈东. 民营企业出资人背景、投机性投资与企业绩效[J]. 北京: 管理世界, 2015, (8): 97 - 119, 187 - 188.
- [36] Bliss, C. I. The Method of Probits[J]. *Science*, 1934, (79): 38 - 39.
- [37] Laursen, K., and A. Salter. Open for Innovation: The Role of Openness in Explaining Innovation Performance among UK Manufacturing Firms[J]. *Strategic Management Journal*, 2006, 27, (2): 131 - 150.
- [38] Leiponen, A., and C. Helfat. Innovation Objectives, Knowledge Sources, and the Benefits of Breadth[J]. *Strategic Management Journal*, 2010, 31, (2): 224 - 236.
- [39] Klingebiel, R., and C. Rammer. Resource Allocation Strategy for Innovation Portfolio Management[J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35, (2): 246 - 268.
- [40] Ai, C., and E. C. Norton. Interaction Terms in Logit and Probit Models[J]. *Economics Letters*, 2003, 80, (1): 123 - 129.
- [41] Hoetker, G. The Use of Logit and Probit Models in Strategic Management Research: Critical Issues[J]. *Strategic Management Journal*, 2007, 28, (4): 331 - 343.
- [42] Armanios, D. E., C. E. Eesley, J. Z. Li, and K. M. Eisenhardt. How Entrepreneurs Leverage Institutional Intermediaries in Emerging Economies to Acquire Public Resources[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 38, (7): 1373 - 1390.
- [43] Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo. A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20, (4): 518 - 529.
- [44] Zhang, Q., and H. G. Fung. China's Social Capital and Financial Performance of Private Enterprises[J]. *Journal of Small Business & Enterprise Development*, 2006, 13, (2): 198 - 207.

Governance Participation of Party Organization and Green Behavior of Private Enterprises

WANG Shu-yang¹, WU Rui¹, GAO Xu-dong^{1,2,3}, LI Xiao-hua¹

(1. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing, 100084, China;

2. Research Center for Technological Innovation, Tsinghua University, Beijing, 100084, China;

3. Schwarzman Scholars, Tsinghua University, Beijing, 100084, China)

Abstract: Presently, with a growing tendency that society has focus more on nature environments, private enterprises need to subjectively take more responsibility. The China government enacts a series of policies to enhance the environmental regulation and supervision step-by-step. In response, private enterprises must play roles in economic green and sustainable development. Consequently, green behaviors of private enterprises are meaningful. However, in spite of driving force from regional environment regulation, what can incentive private enterprises to subjectively be engaged in environmental protection activities? Or, in the region where environmental regulation is relatively low, how government use other means to push private enterprises to invest more on environmental protection?

We propose that party organization in private enterprises can undertake the responsibility to promote enterprises to protect the environment. As an important nexus, party organization can be an internal force for enterprises to protect the environment. Based on theoretical analysis, this paper investigates the impact of the party organization on private enterprises' environmental protection investment, as well as the interaction with environmental regulation. What's more, environmental protection investment is an important firm level green behavior. Party organization has to effectively participant in the process of firm decision-making behavior. Specifically, boosting governance participation of party organization in private enterprises is more effective than only setting it. Party organization's governance participation determines the degree that the opinion of party organization can influence firm decision. Therefore, governance participation of Party organization is also related to firm environmental protection investment.

Using the data from 8th and 9th Chinese Private Enterprises Survey (CPES), we empirically test our hypotheses. Empirical results show that party organization setting is positively related to environmental protection investment, yet this relationship vanishes when we use instrumental variable to deal with the endogeneity. However, the interaction between environmental regulation and party organization setting (instrument) is statistically significant, such that private enterprises with the presence of party organization tend to invest more in environmental protection in low environmental regulation regions but the effect of party organization declines along with the increase of regional environmental regulation. Further, governance participation of party organization highly increases private enterprises' environmental protection investment, and regional environmental regulation will strengthen this positive relationship. Finally, we conduct robust check for our empirical section. Because of the endogeneity of party organization set, the relationship between party organization set and environmental protection investment is not so robust. However, party organization's governance participation shows a strong robustness in enhancing firm environmental protection investment and in the effect of interaction with environmental regulation.

Accordingly, the party organization in some private enterprises should be further constructed and governance participations of party organizations need to be paid more attention. In sum, our research explores the role played by private enterprises' party organization in firm green behavior; discusses the interacting relationship between party organization and regional environmental regulation; and emphasize the importance of party organization's governance participation. The research extends the literature of private enterprise research by bridging party organization of private enterprise and environmental protection investment. We also contribute to social green governance research and Chinese corporate governance theory. The effect of governance participation of party organization is unique and powerful, and how to explore and exploit the power of party organization is worth to deliberate for both the government and private enterprises.

Key Words: private enterprise; party organization; governance participation; environmental regulation; environmental protection investment

JEL Classification: P26, P31, G50

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.08.003