

政治联系、政商关系变迁 与民营企业环保投入*

陈宗仕

提 要：本研究依据全国私营企业调查数据，考察了民营企业的政治联系如何影响企业环保投入，并比较了这种影响在十八大之前与在十八之后有何差异。本研究考察了民营企业三种类型的政治联系，结果显示企业主权力型政治身份（人大代表/政协委员）和企业组织层面的政治联系（党组织）对民营企业环保投入有积极影响；随着十八大以来反腐败斗争加强以及新型亲清政商关系的逐步建立，前述积极影响在十八之后要比十八之前更大；企业主非权力型政治身份（中共党员）在十八大前后对民营企业环保投入均没有显著影响。本文揭示政治联系也是党和政府间接治理市场的重要渠道之一，不同政治联系对企业行为的影响机制和结果有别，政治联系的作用发挥受政商环境的影响。

关键词：环保投入 政治联系 政商关系 党建

一、引 言

我国在过去四十年经济快速发展，也付出了很大的环境代价。环境保护在我国越来越成为重要议题。根据 2010 年中国社会综合调查结果，近 70% 的受访者认为环境问题比较严重或非常严重。公众日益高涨的环境关切也推动了政府环境立法和执法力度的加强（洪大用，2013），2015 年我国出台了最严格的环境保护法。企业的经济行为对生态环境有着巨大、直接的影响。因此，关注企业为治理污染的环保投入对于推进环境治理具有重要意义。目前管理学、社会学的组织分析对

* 本文为国家社会科学基金项目（项目编号：15BSH106；主持人：陈宗仕）阶段性成果。特别感谢李熠、郑路、卢春天、张萍、童志峰和两名匿名审稿专家的意见！文责自负。

企业环保投入做了大量研究。这些研究主要从市场、消费者、制度等角度出发，而为数不多的环保投入研究关注企业政治联系（Prechel & Zheng, 2012; Chen & Cao, 2016; 陈宗仕、刘志军, 2017），但对企业政治联系在其中的作用和机制缺乏系统的理论分析。本文将从政治联系的视角来分析企业政治联系对民营企业的环保投入决策有何作用，起作用的具体机制又是什么，这种作用发挥又受何种因素影响。对于这些问题的回答，将有助于我们进一步厘清政治联系对企业社会责任的影响机制，并深入理解党和政府如何通过政治联系来影响民营企业的环保投入，促进环境保护。

政治联系的视角在企业绩效、企业慈善等研究中有着非常广泛的运用。然而，目前的政治联系文献主要存在三个问题：首先，这些研究大多或明或暗地基于资源依赖理论，单方面讨论企业通过政治联系是否以及如何帮助企业获得有形和无形的资源（Li et al., 2008; 高勇强等, 2011; Haveman et al., 2017），很少从党和政府的视角讨论这种政治联系实际上还意味着党和政府对企业承担社会责任的期望（刘世定, 2010; 张建君, 2013; Haveman et al., 2017）；其次，现有文献缺乏对政治联系权力型态的区分，没有很好地解释不同政治联系所带来的影响（例如，Li et al., 2008; 梁建等, 2010; 高勇强等, 2011; Du, 2015）；最后，这些研究几乎都忽略了影响政治联系作用发挥的制度环境，即政治联系的作用可能会因政商关系变迁而有别。

本研究将政治联系视角引入民营企业环保投入行为的分析之中，具体从以下方面推进政治联系的研究，提升对民营企业环保投入影响机制的理解。第一，政治联系不仅对企业意味着合法性提升以及可能获取一定物质资源，而且也是党和政府影响企业、期望企业履行一定社会责任的渠道，例如治理环境污染。第二，政治联系包括企业主通过个人政治身份以及企业通过制度嵌入的政治组织与党和政府发生联系。其中，不同的政治身份在权力形态上有差别，这在逻辑上也就意味着责任要求有别；另外，个体层面的政治联系与组织层面的政治联系具有不同特征（何轩、马俊, 2018），并属于两种不同的嵌入方式，因此二者对企业环保投入的影响机制存在差别，影响结果也可能不同。第三，党和政府能在多大程度上通过政治联系引导企业履行符合其期望，与党和政府对政治联系的监督控制严密程度有关。

二、民营企业发展与政治联系

我国的民营企业发展经历了很多曲折。我国民营企业自 20 世纪 70 年代末以来已经不断壮大，对我国的 GDP、税收和就业等做出了巨大贡献，民营企业政治地位大大提升，但是这个话题依然充满争议。近几年关于民营企业历史使命完成论、退场论的声音时有发出，虽然受到媒体批评（周俊胜，2018），但或多或少为民营经济的发展蒙上阴影，以至于后来党中央召开民营企业座谈会，特地给民营企业吃下“定心丸”（新华社，2018）。这表明合法性对于民营企业的发展具有至关重要的意义。

我国民营企业政治和法律合法性的发展，既有历史自然发展的因素，也有政策助推的因素。其中一个重要途径乃是在党和政府与民营企业间建立政治联系，包括党和政府通过自上而下的政治吸纳，赋予企业主政治身份参政议政，例如人大代表、政协委员和中共党员，还包括执政党通过自上而下的组织嵌入过程，在企业中设立基层党组织（何轩、马骏，2018）。自改革开放以来，民营企业家曾采取多种方式戴各种“红帽子”以提升合法性。虽然民营企业合法性逐渐得到保障，但民营企业家的政治情结丝毫没有减弱（高勇强等，2011），依然通过建立各种政治联系方式，例如参选人大代表或政协委员参政议政，申请加入中国共产党等，为企业的生存和发展创造良好的条件。

学界发现企业主的政治身份联系有助于民营企业克服一些制度性的障碍，从而获得经济利益（Nee, 1996; Xin & Pearce, 1996; Peng, 2003; Li et al., 2008; Haveman et al., 2017）。这些研究大多基于资源依赖视角单方面考察企业的政治联系是否以及如何帮助民营企业获取政府控制的资源，忽略了政治联系的另一面——党和政府对民营企业进行政治联系嵌入的其他目的，即除了提升民营企业合法性，还希望民营企业为政府分忧解愁、承担社会责任（Ma & Parish, 2006; 刘世定，2010; 张建君，2013）。企业加大环保投入、履行环境责任正是当下党和政府以及社会各界的期望。

虽然我国的市场经济仍在不断深化改革，但是政府始终发挥主导作用。不同于西方社会的是，我国政府采取了更为多元的方式对市场进行引导和治理。现有文献显示，在西方社会，企业的劳工、环保等社会责任的推动很大程度上来自社会团体。

而我国企业社会责任的履行机制与西方社会有着很大不同，党和政府通过法律和企业政治联系等多渠道引导企业承担社会责任。自 21 世纪以来，随着经济发展和增长带来的各种社会和环境问题，党和政府加强了从法律和政策上推进企业承担社会责任。2005 年颁布的新《公司法》，首次明确提出企业需要履行社会责任。此外，我国还在劳工、慈善、环境等方面加强立法，鼓励并促使企业行为符合社会期望。例如，2015 年新的《环境保护法》加大力度促使企业减少污染排放、提高环保水平。

我国除了通过法律、政策从规制方面促进企业履行社会责任，另外一个重要途径便是通过企业的政治联系发挥作用。依据时代发展需求，党和政府调整民营企业政治联系身份的标准，是党和政府对企业引导和治理的一个重要方式；另外，自 1993 年起中国共产党开始将基层党组织嵌入民营企业中，组建党组织的民营企业数量不断上升，执政党通过组织系统对民营企业的经营目标和方针也起着一定的影响。党和政府通过政治联系嵌入民营企业，往往会考量企业的经济贡献，此外还期望企业行为符合不同时期的社会目标要求，比如要求民营企业在慈善责任、员工责任、环境责任等方面有良好的表现（刘世定，2010；张建君，2013；Ma & Parish, 2006；Haveman et al. , 2017）。

现有研究揭示民营企业的政治联系方式有多种，而且各政治联系所起的作用有所不同。研究发现民营企业前置的政治联系（公司成立之前，董事长是否有政府部门经历）对公司慈善是负向影响（张建君，2013；Du, 2015），而后致的政治联系（董事长当时或曾经是否为人大代表/政协委员）作用则是正向的（张建君，2013；Chen & Cao, 2016）。另有研究揭示民营企业主的人大代表/政协委员身份对慈善有积极作用，而党员身份则没有作用（高永强等，2011；梁建等，2010）。李宏斌等（Li et al. 2008）揭示民营企业主的党员身份对企业绩效有积极影响。海乌曼等（Haveman et al. , 2017）揭示上市公司董事长前置的政治联系对企业绩效有积极影响。本研究所依赖的其中之一数据——2016 年数据缺乏民营企业主在企业成立之前的经历，因此无法考察前置政治联系影响。本研究中民营企业主的政治身份将聚焦在后致的人大代表/政协委员身份和党员身份。现有研究虽然呈现了党员与人大代表/政协委员作用的差异甚至不一致影响，但是缺乏系统的理论分析和机制揭示。本文认为这与两种政治身份在不同时期下权力形态变化有关。李宏斌等（Li et al. , 2008）依据的是 2002 年全国私有企业调查数据，当时民营企业家中党员身份比例很低，政治氛围正朝着允许民营企业家人党方向迈进，因此党员具有一定政治地位优

势。随着民营企业主人党比例不断提升，作为普通党员的优势明显减弱，而且普通党员身份本身权力影响微弱。而人大代表/政协委员则不同，他们享有直接参政议政的权利，一直属于权力型政治身份。普通党员与人大代表/政协委员在权力上有别，自然地讲所承担的责任也不一样，权力越大意味着责任也会更大。

另外，现有文献的政治联系大多聚焦在上述的企业主或高管政治身份，最近研究开始考察组织层面的联系，即民营企业党组织的作用（曹正汉，2006；梁建等，2010；龙小宁、杨进，2014；何轩、马俊，2016，2018）。目前关于企业党组织作用的研究大多也是依据政治联系的视角（何轩、马俊，2018），但很少将其置于企业政治联系的框架下进行实证比较分析（梁建等，2010）。何轩、马俊（2018：6）指出个体层面的政治联系与组织层面的政治联系存在“外向个体谋取型”特征与“内向组织变革型”特征的区别。本文认为除了前述特征差异，两者还存在嵌入属性的不同。个体层面政治联系依据企业主个人以及企业表现而建立、维持和解除，而组织层面的政治联系则是制度性嵌入，只要企业党员人数符合基层党组织建立要求，则将一直持续至企业解散。另外，尤其相比企业主党员身份，企业党组织对企业影响具有党内系统的组织性和制度性特征，这种特征较能确保企业稳定地贯彻党和政府的政策。

最后，鲜有研究意识到企业政治联系作用与外部环境有关。海乌曼等（Haveman et al.，2017）揭示上市公司政治联系对企业绩效的影响受制于市场化水平。但是现有文献尚未注意到企业政治联系受外部政商环境的影响。本文认为民营企业政治联系的作用发挥还与政商关系环境紧密相连。在庇护型的政商关系环境下，政治联系的作用体现在党和政府更多为促进当地经济发展而在资源政策上支持具有政治联系的企业，部分党政官员也从中获取个人经济贿赂利益，而党和政府期望通过政治联系促使企业服务于社会目标相对比较困难。当党和政府强化了反腐败斗争，其结果也是加强了对政治联系的监督和控制，政商关系转为亲清型。新形势下党和政府与企业的政治联系则更可能起到引导企业服务社会的目的。

三、研究假设：政治联系与民营企业环保投入

根据前述分析，本研究考察的政治联系分为两大类，即个体层面的政治身份联系和组织层面的政治联系。个体层面政治联系既可能含有企业主的进步和责任意识，

也可能含有其工具主义理性；组织层面的政治联系具有内向变革特征，同时有组织和制度的保障。因此，二者对民营企业环保投入的影响机制和结果可能有别。按照政治身份是否具有显著的权力和影响，本文将政治身份分为权力型政治身份和非权力型政治身份。人民代表大会是我国的国家权力机关，人民政协是中国共产党领导的多党合作和政治协商的重要机构，人大代表/政协委员直接参政议政，因此人大代表/政协委员应该属于权力型政治身份。共产党员身份虽然是一种荣誉，也是进入干部序列的关键要求之一，但是作为它本身带来的权力和影响很小，远远不如人大代表/政协委员，给企业带来的利益非常有限（高勇强等，2011）。因此，党员身份可以说是一种非权力型政治身份。组织层面的政治联系，指的是中国共产党在民营企业中的组织嵌入，即党组织。

党和政府在治理环境和生态问题方面采取了多元方式。一是通过法律途径。二是发挥政治联系的作用来治理市场和企业。正如杨典（2017：3）所言：“企业（公司）治理是政府、市场、社会协同治理的出发点和落脚点”，第二种治理实际上是党和政府通过政治渠道对具有政治联系的企业寄予了期望和要求，希望企业积极治理污染、为党和政府解忧。这种期望和要求通过政治联系对企业形成影响的传导机制，当然具体落实情况取决于政治联系的权力责任机制、组织性以及政商关系的亲清程度。

（一）权力型政治身份联系：人大代表/政协委员企业主与企业环保投入

在我国，由于政府在转型经济中扮演着不可忽视的角色，因此企业与政府的关系对企业的生存和发展至关重要（张建君、张志学，2005）。虽然改进社会福祉往往主要是政府的责任，但是政府也希望企业为其分忧解愁（刘世定，2010）。由于政治联系对于民营企业意义重大，企业为了建立政治联系，通常需要承担一定的改进社会福祉的社会责任。有学者认为这个逻辑和分析更加适用于后致的政治地位，即人大代表或者政协委员之类的政治联系，而不适合前置的政治身份，例如下海经商的官员（张建君，2013）。后致的人大代表和政协委员身份是政府对优秀企业家和管理者的政治承认。政府对民营企业是否优秀的评判，除了考察其企业管理带来的经济绩效，还注重该企业行为是否符合政府设定的社会目标（Haveman et al., 2017）。因此这类政治地位对于民营企业承担社会责任的承诺以及对党和政府的服从作用会比较显著（张建君，2013），企业会积极响应政府的号召，切实地服务于

社会目标。加大环保投入以提升环境保护就是这种社会责任履行的表现之一。这个逻辑可以解释人大代表/政协委员这种权力和责任较大的政治身份，但是无法解释同样作为后致身份的党员身份对企业社会责任履行不起作用的现象（梁建等，2010；高勇强等，2011）。本文认为，作为权力型政治身份，人大代表/政协委员政治地位相对显赫，公众、媒体以及政府对其行为符合社会期望的要求更高，即这类政治身份的企业主需要履行更大的社会责任。同时，这种相对显赫的地位也更容易受到公众、媒体乃至政府的监督。另外，这种政治身份的产生经由选举或推荐协商确定，并且要维持这种身份面临换届选举、协商确定的压力。根据《中华人民共和国全国人民代表大会和地方各级人民代表大会代表法》，“选民或者选举单位有权依法罢免自己选出的代表。”因此，获得了这种政治身份的民营企业家在各种监督和压力下，为了保持良好形象，维持并进一步提高其政治地位，会有较强的动力继续致力于社会责任履行（张建君，2013）。

假设 1：民营企业主的人大代表/政协委员身份对企业环保投入有积极影响。

（二）非权力型政治身份联系：共产党员企业主与企业环保投入

中国共产党作为执政党，全面领导着我国的建设。党不仅直接领导经济，比如通过中央和地方的经济工作会议，而且也直接通过政府间接作用于经济建设和企业发展（高勇强等，2011）。有研究显示党对企业的运营具有重要的影响（Holtbrugge & Berg, 2004）。

2002 年党的十六大明确允许民营企业家加入中国共产党。这既是提高和保障民营企业合法性的举措，同时也为民营企业家通过入党提供了参政议政的机会。同样，作为政治进步象征的党员身份也意味着责任。但是普通党员身份相比人大代表/政协委员政治地位，在参政议政以及带来的相应影响方面要间接得多，权力影响轻微。而且随着民营企业主入党比例不断增长，党员的政治地位优势日益不明显。另外，党员的产生和维持退出机制不同于人大代表/政协委员。入党需要申请批准，虽然也有严格的标准和程序，同时也有纪委的监督以及党纪处分规定，但党员不存在任期、换届、续任的规定。因此，作为非权力型政治身份，普通党员的权力影响微不足道；并且在公众的监督 and 身份维持退出机制方面，党员相比人大代表/政协委员要弱。基于此，党和政府寄望党员企业主在履行社会责任方面发挥带头作用难有显著效果。有研究已经发现企业主的普通党员身份对于企业的某些社会责任并没有显著影响

(梁建等, 2010; 高勇强等, 2011), 并指出这可能是因为我国的共产党员数量庞大, 单纯的共产党员身份并不能给企业带来多大的利益, 企业主因此也不会面临很大的制度约束来履行更多社会责任(高勇强等, 2011)。

假设 2: 民营企业主的党员身份对企业的环保投入没有影响。

(三) 组织层面的政治联系: 党组织与企业环保投入

自 1993 年起民营企业开始组建中国共产党的基层组织, 民企党组织组建比例也不断上升。根据党章规定, 非公有制经济组织中党的基层组织职能为“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”。有学者认为, 民营企业设立党组织, 既是一种合法性的追求, 也可以拥有参政议政、反映自己利益的渠道, 还会弥补刚性管理有余、柔性管理不足的缺点(梁建等, 2010)。因此, 有关民营企业党组织的研究揭示党组织有助于促进企业慈善捐赠(梁建等, 2010), 提高企业职工工资以外的福利(龙小宁、杨进, 2014)和企业绩效水平(何轩、马骏, 2018)。另外, 作为组织层面的制度性嵌入, 党组织在民营企业设立后随着企业的存在而持续, 而且党章对民营企业党组织的功能和作用有明确规定, 这两方面均不同于个体层面的政治联系。这两种因素会促使设立党组织的民营企业较能持续地贯彻党的方针政策。民营企业受制于自身的产权性质和相对单纯的盈利目的, 总体上承担环境责任的动力就显得不足。因此, 党组织的设立将有助于企业贯彻党和政府的环保政策, 将环保目标内化于企业经营的目标之中, 促进企业加强环保投入。

假设 3: 民营企业党组织将正向促进企业的环保投入。

(四) 政商关系变迁与企业环保投入

十八大以来, 我国从中央到地方都加大了反腐败的力度。与此相应的是, 政商关系也在发生着深刻转变, 因为很多腐败与政商勾结存在关联。“2013 年 3 月, 习近平总书记在全国两会上着重强调: ‘官’ ‘商’ 交往要有道, 相敬如宾, 而不要勾肩搭背、不分彼此, 要划出公私分明的界限……在 2016 年的全国两会上, 习总书记首次使用 ‘亲’ ‘清’ 二字系统阐述了新型政商关系”(周杰, 2016)。2017 年, “构建亲清新型政商关系, 促进非公有制经济健康发展和非公有制经济人士健康成

长”被写入党的十九大报告。

因此，十八大以后，我国政府对于那些对企业有重要影响的政治身份提出了更加严格的要求，坚决惩处通过贿赂方式当选人大代表就是这种严格要求的表现之一。例如，2013年，湖南邵阳市举行的省人大代表选举中，企业家黄玉彪自爆贿赂300多名有投票权的邵阳市人大代表，最终以20多票之差落选（李俊杰，2013）。2012年底至2013年初，湖南省衡阳市在差额选举省人大代表过程中，发生了严重的以贿赂手段破坏选举的违纪违法案件，以贿赂当选的56名省人大代表被确认无效，512名收受钱物的衡阳市人大代表因此辞职，466名违纪人员全部被处理（邬焕庆、丁文杰、陈文广，2014）。2014年和2016年在中央的督察下，辽宁曝出有45名在2013年当选的全国人大代表以金钱或者其他财物拉票贿选，有523名辽宁省人大代表涉及此案，其中452人涉及贿选辞去辽宁省人大代表。辽宁45名因贿选被确认无效的全国人大代表大部分是企业家，例如宏远集团董事长王宝军、凌海电力董事长张占宇、中兴商业董事长刘芝旭、中一集团原董事长李东奇、凯森蒙集团董事长李玉环等（崔先康，2016）。辽宁省如此大规模的查处，在新中国尚属首次。这表明经历了十八大以来的反腐败，以及在建立新型政商关系的过程中，对于企业主来说，人大代表/政协委员的身份意味着政府对其政治和社会责任的更多要求和期许，那种企图通过贿选而不是社会责任履行的方式获得以及维持这种身份是越来越行不通的。

另外，中央政府日益感受到环境保护的重要性，2015年通过史上最严的《环境保护法》，同时，十八大以来的反腐败，也使得地方与中央在政策履行上更趋一致。因此，随着亲清新型政商关系的逐步建立，各级权力机关和政治协商机构对人大代表/政协委员企业主的企业在环境保护方面的更高要求，也更可能得到有效的施行。因此，本研究提出如下假设：

假设4a：民营企业主的人人大代表/政协委员身份对企业环保投入的积极影响在十八以后比十八大以前要高。

党员由于缺乏任期换届规定，退出监督机制相比人大代表/政协委员要宽松一些。这些年的反腐败主要针对具有权力身份的人人大代表/政协委员和党员干部，对于数量众多的普通党员虽然也有一定影响，但比起人大代表/政协委员来说，受到的影响要小很多。即使党和政府在环保方面的政策日趋严格，党员的纪律规范也在不断加强，但毕竟普通党员数量众多，作为个体的普通党员的权力影响非常有限。因此，对于普通党员的监督要求变化，没有人大代表/政协委员那么显著。由此逻辑推导，

本文认为普通党员企业主所在的企业对环保政策的响应也可能不会有显著变化。

假设 4b: 党员企业主所在民营企业的环保投入在十八大前后没有显著变化。

党组织在民营企业中存在和建设的一个重要原因是执政党希望通过基层党组织来贯彻党的方针政策, 引导和监督企业遵守国家的法律法规。虽然党组织的职能履行有制度和组织系统的保障, 但如果政商关系不够清明、存在贿选勾结等不良现象, 民营企业的基层党组织也可能会受到这种外部环境的影响, 其应有作用的发挥或多或少也会有些限制。在政商环境转向新的亲清形态、环保政策更趋严格的背景下, 民营企业的党组织则会顺畅地发挥作用, 更加有力地推动企业积极投入环保。因此, 本文提出如下假设:

假设 4c: 民营企业党组织对企业环保投入的促进作用在十八大以后比十八以前要高。

四、数据与方法

(一) 样本

本文采用了中国私营企业 2012 年和 2016 年的调查数据。所调查的绝大部分数据分别截至 2011 年底和 2015 年底, 即一个是十八大前, 一个是在十八大后。这是由中共中央统战部、全国工商联、国家工商行政管理总局和中国民(私)营经济研究会主持的。该调查以民营企业的法人代表或民营企业主为调查对象。调查样本涵盖我国境内所有省、自治区、直辖市的民营企业。调查问卷问题涉及民营企业主的个体信息、企业信息、行业分布等。该数据在民营企业研究中被广泛采用。

(二) 变量

1. 因变量

本研究的因变量为环保投入。本文在现有研究基础上, 分别选取“企业 2011 年为治理污染的投入费用/2011 年的销售收入”的比值和“企业 2015 年为治理污染的投入费用/2015 年的销售收入”的比值来衡量该企业在 2011 年和 2015 年环保投入强度。另外, 为了使得模型数据易于呈现, 两个测量都分别乘以 10。

2. 自变量

本研究的自变量为企业的政治联系，其测量分为两个维度。第一个维度是企业主体层面的政治身份，分别为：是否人大代表或政协委员，是否为共产党员。第二个维度为组织层面的政治联系，即企业是否设有党组织。本文就两个维度分别建立了三个哑变量。

3. 控制变量

我们控制了如下可能影响企业环保投入的变量。企业主的教育程度：企业主教育程度越高，可能对环境认知越高，因而可能会积极进行环保投入；也有研究显示教育程度与环保行动没有关系（Olli & Wollebaek, 2001）；教育本是类别变量，本文将其转换为连续变量。

企业规模：企业规模对企业产生的影响一直存在争议。有的研究认为规模大的企业更容易受公众、媒体和政府关注（Dobbin et al., 1988; Dobbin et al., 1993; Edelman, 1992; Scott, 1992），因此可能会积极顺应政府要求而投入环保。但是也有学者认为大企业的控制和协调成本高，同时有更多能力与政府协商并影响政府的政策，而小企业具有更强的灵活性，做出改变的决策程序也简单得多，同时在影响政府方面的资源却很少，因此，小企业更容易遵守政府的规定（Bianchi & Noci, 1998; Bowen, 2002; Chen & Hambrick, 1995; Wickert et al., 2016）。本文认为这些争议可能源自通常的规模测量忽略了企业的可见度与能力需要在不同地区以相对地位来测量。例如，两个分别位于上海和贵州的企业，虽然在绝对规模上完全相同，但二者对于两地政府与当地大众来说，其意义存在很大差别。因此本文用企业在各省区的相对地位来测量企业规模。首先，企业本身的规模以企业所雇员工来测量，采取了文献的做法（Li et al., 2008），全年雇用的乘以系数1，雇用半年以上的乘以系数0.5，雇用半年以下的乘以0.25，然后加总得出企业所雇用员工数量，并计算企业在自己所在省区所有样本企业的分位数。另外，以各省区私营企业所提供的就业人数除以各省区人口总数来衡量私营企业在各省区的重要性。最后以企业规模的分位数乘以各省区民营企业重要性的结果作为该民营企业在各省区的相对地位。本研究假设企业相对规模与企业环保投入呈倒U形关系，即对于大的企业，他们有能力与政府沟通，一定程度上可以影响政府的决策；而对于太小的企业，容易被政府和公众忽视，而且由于监督执行成本很高，它们受到政府约束相对低。而中间的企业则既难以影响政府，同时又缺乏大企业的资源和能力与政府合理“谈判”。

企业绩效：财务表现好的企业会更有资源，因此更有可能积极进行环保投入；我们用销售净利率 ROS 即企业 2011 年或 2015 年的利润与销售额之比来衡量企业绩效（朱斌，2015）。

企业年龄：企业环保投入具有累计效果，因此可能会随着企业年龄增长，环保投入下降。行业：关于行业，2012 年和 2016 年问卷分别设计了十多个行业，由于各行业分布很不均衡，经过整合，分为制造业、农业、采矿业、交通电力建筑业、批发零售、金融房地产和公共服务行业（陈宗仕、刘志军，2017），我们以制造业为回归基线。另外，我们控制了区域的影响，区域分为东中西部，以东部为回归基线。最后，我们控制了各省区的经济发展水平，以各省区的人均 GDP 来测量。

（三）模型和方程

由于受访民营企业的特征差异较大，因此在除去缺失值后，进入实证分析之前，为了避免企业环保投入、销售净利率的极端值对参数估计造成过大影响，带来估计值的偏差，我们对这些变量在样本 1% 和 99% 分位数处做了缩尾（Winsorize）处理（Belsley, Kuh & Welsch, 1980）。^① 2012 年和 2016 年原始有效样本分别为 5073 和 8111。经过处理，2012 年和 2016 年的有效样本分别为 2980 和 4317 个观测值。^② 在 2012 年的 2980 个观察值中，1887 家企业的环保投入为 0，在 2016 年的 4317 个观察值中，2849 家企业的环保投入为 0，这里存在角点解问题，需要采用 Tobit 模型进行回归，因为 Tobit 模型适用于这种在正值连续分布、但以正概率取零值的数据结构（陈宗仕、刘志军，2017）。回归方程如下：

$$\text{环保投入}_i^* = \beta_0 + \beta_1 \text{人大代表/政协委员}_i + \beta_2 \text{共产党员}_i + \beta_3 \text{党组织}_i + \delta_i X_i + \varepsilon_i$$

$$\text{环保投入}_i = \begin{cases} \text{环保投入}_i^* & \text{如果环保投入}_i^* > 0 \\ 0 & \text{如果环保投入}_i^* \leq 0 \end{cases}$$

因变量环保投入_i是企业实际的环保投入强度，取值为非负值。环保投入_i^{*}是潜

① 教育年限是类别变量，我们对此做了连续变量转换，因此不会有极端值；企业雇用人数、企业年龄也没有发现极端值；各省人均 GDP 依据国家统计年鉴数据，不存在极端值。所以对这几个连续变量均没有进行缩尾处理。此外，本文还采取了对环保投入、销售净利率取对数的方法，分析结果与缩尾处理一致。

② 文章去除了企业环保投入、销售净利率、企业党组织、企业主的党员身份、企业人大代表/政协委员身份、企业年龄、企业雇用人数、行业、企业主教育水平的缺失值。中国民营企业主通常不愿意透露商业和个人信息，因此有如此多的缺失值并不奇怪。

变量。 X_i 为控制变量, 包括企业主教育水平、企业规模、企业绩效、企业年龄、行业、省经济发展水平。 ε_i 为误差项, 服从均值为 0, 方差为 σ^2 的正太分布。

五、分析结果

(一) 描述统计

表 1 显示 2012 年和 2016 年民营企业的环保投入均值分别 0.058 和 0.076, 即 2012 年和 2016 年民营企业平均用于治理污染的投入费用占当年销售额的 0.58% 和 0.76%。^① 在政治联系方面, 2012 年, 样本中 44.3% 企业主为人大代表或政协委员, 36% 企业主是党员, 而到了 2016 年, 人大代表/政协委员比例有较大幅度的下降, 降至 29.8%, 党员比例略有降低, 降至 30.9%。这表明人大代表/政协委员对于民营企业主的门槛要求更为严格, 党组织的设立步伐放缓、更加稳健, 而民营企业主的党员发展也有所放缓。企业主平均受教育年限没有发生什么变化, 2012 年和 2016 年分别为 14.32 年和 14.33 年。另外民营企业的相对规模均值由 2012 年的 0.61 上升至 2016 年的 0.941。其中一个重要原因是民营企业提供的就业人口比重的增长。这说明近年来在实际的经济发展中, 民营企业地位并没有出现所谓的国进民退, 反而越来越重要。2016 年民营企业的销售净利率相比 2012 年有所增长, 由 0.091 上升至 0.112, 这进一步说明民营企业的经营环境依然向好。企业年龄在 2012 年的均值为 8.44 年, 到了 2016 年均值上升至 10.45 年。从行业分布来看, 相比 2012 年, 2016 年的民营企业从制造业中有小幅退出迹象, 从 39.6% 降至 34.8%, 而转向了其他行业。从民营企业的区域分布来看, 东部比例有所下降, 中部和西部的民营企业在比例上均略有增长。

表 1 2012 年和 2016 年分析样本主要变量的统计性描述

变量	2012 年			2016 年		
	观察值	均值	标准差	观察值	均值	标准差
环保投入	2980	.058	.223	4317	.076	.313
人大代表/政协委员	2980	.443	.497	4317	.298	.457

^① 由于环保投入取值呈现为环保投入比例乘以 10, 所以实际系数为 0.0058 和 0.0076。

续表

变量	2012 年			2016 年		
	观察值	均值	标准差	观察值	均值	标准差
共产党员	2980	.360	.480	4317	.309	.462
党组织	2980	.367	.482	4317	.301	.459
教育年限	2980	14.317	2.573	4317	14.328	2.581
相对规模	2980	.610	.553	4317	.941	.868
销售净利率	2980	.091	.210	4317	.112	.321
企业年龄	2980	8.439	5.212	4317	10.452	6.763
制造业	2980	.396	.489	4317	.348	.476
农业采矿业	2980	.088	.283	4317	.092	.289
建筑交通水电气	2980	.112	.315	4317	.107	.309
金融房地产等	2980	.081	.273	4317	.082	.275
销售	2980	.166	.373	4317	.170	.376
公共服务	2980	.157	.364	4317	.202	.401
东部	2980	.605	.489	4317	.437	.496
中部	2980	.227	.419	4317	.325	.468
西部	2980	.167	.373	4317	.216	.412
人均 GDP (万元)	2980	4.698	1.831	4317	6.121	2.366

表 2 呈现了有效样本主要变量间的相关系数 (以 2012 年为例), 绝大多数变量间的相关系数都在 0.3 以下, 最高的相关系数仅为 0.37 (共产党员和党组织)。

表 2 2012 年分析样本主要变量相关系数

	1	2	3	4	5	6	7	8
1 环保投入	1.000							
2 人大代表/政协委员	.036 *	1.000						
3 共产党员	.023	.180 ***	1.000					
4 党组织	.005	.361 ***	.370 ***	1.000				
5 教育年限	-.021	.162 ***	.133 ***	.202 ***	1.000			
6 相对规模	-.023	.214 ***	.169 ***	.355 ***	.176 ***	1.000		
7 销售净利率	.179 ***	.020	-.038 *	-.058 **	-.049 **	-.030 +	1.000	
8 企业年龄	-.057 **	.281 ***	.162 ***	.286 ***	.075 ***	.321 ***	-.004	1.000

注: (1)⁺p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001; (2) 限于篇幅, 2016 年分析样本主要变量相关系数表格从略。

(二) Tobit 回归结果

本研究分别对 2012 年和 2016 年数据进行了 Tobit 回归^①。表 3 呈现了 2012 年与

① 该组数据均为横截面数据, 并非面板数据, 因此需要分别回归。

2016 年数据的回归结果。结果显示,控制其他因素影响,2012 年和 2016 年人大代表/政协委员企业主所在企业在环保投入方面比非人大代表/政协委员企业主所在企业分别高出 0.71% 和 1.07%^①,而且统计上均非常显著。这支持了假设 1。在这两个年份里,企业主的党员身份对企业的环保投入均没有明显影响,结果支持了假设 2。设有党组织的企业在 2012 年的环保投入比没有设立党组织的企业要高,统计上比较显著,2016 年呈现同样的趋势,结果在统计上更加显著,这对假设 3 提供了支持。

表 3 2012 年与 2016 年政治联系与环保投入 Tobit 回归

环保投入	2012 年			2016 年		
	系数	标准化系数	标准误	系数	标准化系数	标准误
人大代表/政协委员	.071 ***	.049	(.020)	.107 ***	.073	(.027)
共产党员	.016	.017	(.020)	.009	.006	(.027)
党组织	.053 *	.057	(.022)	.102 ***	.070	(.030)
教育年限	-.004	.359	(.004)	-.006	.413	(.005)
相对规模	.292 ***	-.202	(.066)	.318 ***	-.268	(.049)
相对规模平方	-.077 **	-.022	(.027)	-.060 ***	-.023	(.012)
销售净利率	.449 ***	.209	(.045)	.166 ***	.080	(.041)
企业年龄	.001	.007	(.002)	.006 ***	.066	(.002)
农业采矿业	.073 *	.046	(.031)	-.031	-.013	(.042)
建筑交通水电气	-.178 ***	-.125	(.032)	-.270 ***	-.125	(.043)
金融房地产等	-.354 ***	-.215	(.045)	-.463 ***	-.190	(.055)
销售	-.276 ***	-.229	(.032)	-.439 ***	-.247	(.042)
公共服务行业	-.084 **	-.068	(.028)	-.193 ***	-.116	(.034)
中部	.045	.042	(.030)	.045	.031	(.027)
西部	.044	.037	(.035)	.058 [†]	.035	(.035)
人均 GDP	-.048 ***	-.196	(.010)	-.039 ***	-.136	(.007)
常数	-.105		(.074)	-.285 ***		(.083)
观察值	2980			4317		
左侧截取	1887			2849		
Chi2	463.9			514.75		
Prob > chi2	0			0		
Pseudo-R2	.150			.095		
Log likelihood	-1312.112			-2465.290		

注:[†]p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

① 由于表 3 中的因变量环保投入取值为环保投入比例乘以 10,所以实际系数为 0.0071 和 0.0107。

从两组回归结果的比较来看,控制了相同因素影响之后,2016年企业主的人大代表/政协委员身份,相比2012年,对企业环保投入的积极影响高很多,系数分别为0.107和0.071。本文对回归系数进一步做了标准化处理(Freedman, 2009)^①,2016年人大代表/政协委员的标准化系数明显高于2012年。人大代表/政协委员变量一个标准差的增长,在2012年会导致环保投入0.0049个标准差的增长,在2016年会导致0.0073个标准差的增长。此外,本文还对两个样本中具有政治联系企业的环保投入均值分别做了T-test检验。表4显示人大代表/政协委员企业主的企业在2016年的环保投入相比2012年要高,二者差异为0.022,统计上微弱显著。这两个结果均对假设4a提供了支持。

表3显示,企业主的党员身份对企业环保投入没有任何影响,而且表4的T-test也进一步显示2016年党员企业主的企业在环保投入方面相比2012年没有显著差异。这支持了假设4b。

在表3的回归系数对比中,可以看出在控制了相同因素之后,2016年党组织对企业环保投入的积极影响相比2012年要大得多,系数分别为0.102和0.053。2016年党组织的标准化系数也明显高于2012年,分别为0.070和0.057。而表4中的T-test检验显示,设立党组织的企业在2016年的环保投入相比2012年要高,两者相差0.024,在统计上非常显著。这支持了假设4c。

表4 人大代表/政协委员企业主、党员企业主、党组织所在企业环保投入 T-test 检验

环保投入 均值	人大代表/政协委员企业主			党员企业主			党组织		
	2016年	2012年	差异	2016年	2012年	差异	2016年	2012年	差异
	.089	.067	.022 [†]	.077	.065	.012	.085	.059	.024 [*]

注:† p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

另外,本研究认为假设4a和假设4c的结果无法单纯以趋严的环保法来解释。如果不考虑政商环境变化,仅从环保法趋严角度来看,这样的政策对于有无政治联系的企业在环保投入上的促进也将会是同一幅度的,其结果是两种类型的企业在2012年和2016年的环保投入上的差距应该基本保持一致。本文的结果显示对于人

^① 具体做法:首先将模型中每个变量的所有实际观测值减去该变量均值,然后以这些取值进行回归(Freedman, 2009)。Stata的命令为Listcoef, std。

大代表/政协委员以及党组织的政治联系企业与对应的非人大代表/政协委员以及无党组织的企业,在2012年和2016年的环保投入的差距明显加大,这表明政治联系的作用发生了变化,这个变化应该由影响政治联系作用的政商环境变迁来解释。另外,前面分析结果显示党员企业主的企业在2016年的环保投入与2012年没有显著区别,这说明2015年刚刚实施的新环保法还没有很快起到从严的效果,因此从另外一个角度证实了权力型政治身份和组织层面政治联系的作用变化主要来自政商环境的变化,而不是更加严格的环保法自身。这也说明党和政府通过净化政商关系,可以很好地利用企业政治联系调动企业积极响应新的法律法规。

从控制变量的影响分析来看,企业主的教育程度在2012年和2016年对企业环保投入均没有任何影响。企业相对规模在两个年份的回归结果中均呈现倒U形,这表明地方政府在推行环保政策时可能依然会考量企业的经济重要性以及政策执行的成本。销售净利率在2012年和2016年的影响都非常正向积极。但是2012年的系数要比2016年的系数高很多,这表明2016年企业决策环保投入时对企业销售净利率的敏感度,相比2012年有所下降。企业年龄方面,2012年回归结果显示企业年龄对企业环保投入没有影响,而2016年显示前者对后者有显著的积极作用。这可能是由于2016年总体上企业年龄更长,企业设备老化现象加重。

行业因素方面,两个年份的结果基本一致,制造业的环保投入比例显著高于其他行业,唯一的区别在于2012年农业采矿业的环保投入高于制造业。区域之间,东中西部差别不是很大,尤其东部和中部之间没有什么差别。2016年西部企业在环保投入方面略微高于东部,差距在统计上微弱显著。最后,地区经济发展水平(人均GDP)均对民营企业的环保投入有显著的负向影响,人均GDP越高省区,民营企业的环保投入越低,地区经济发展仍然有牺牲环境的迹象。

(三) 稳健性检验

由于纳入分析的变量缺失值较多,本文所分析的有效样本为原始样本的50%左右。为了考察样本缺失值是否影响分析结果,本研究进一步做了稳健性检验。计量统计学处理缺失值的方法有很多,其中之一就是通过新建缺失值变量来检验样本是否随机缺失(Little & Rubin, 2002; Raghunathan, 2004)。该方法在样本中建立一个缺失值哑变量,将模型中各变量有缺失值的记为1,模型中各变量均排除缺失值的计为0。然后以缺失值为因变量、模型变量为自变量,进行Logistical回归。如果变

量的回归系数显著,那么可以推测该变量的缺失值往往会有不同于进入分析的观察值结果的条件均值;如果回归系数不显著,那么说明变量的缺失是随机的,变量缺失值对进入分析的观察值的结果不会有影响。本文采取了这种方法,分别对2012年和2016年数据进行了模型缺失值检验。表5的回归结果显示本研究的模型变量(表5仅列出核心变量:环保投入、企业主的人大代表/政协委员身份、党员身份以及党组织)对于缺失值变量没有显著影响,即这些缺失是随机的,模型变量在缺失值样本与非缺失值样本中的分布是可比的,均没有显著的结构性的差异。因此样本缺失值不会影响本研究的分析结果,本文在对去除缺失值后的样本分析结果是有效的。

表5 稳健性检验:2012年和2016年样本缺失值Logistical回归分析检验

缺失值	2012年		2016年	
	系数	标准误	系数	标准误
环保投入	.251	(.221)	.035	(.119)
人大代表/政协委员	-.113	(.120)	.055	(.088)
共产党员	-.023	(.113)	.127	(.087)
党组织	.017	(.125)	.024	(.093)

注:(1)[†] $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; (2)限于篇幅,本表格只呈现了4个核心变量的系数和标准误,其他参数结果从略。

六、结论与讨论

治理环境污染、提高生态文明在我国已经成为各界共识。学界也越来越关注影响企业为治理污染而进行环保投入的因素和机制。本文将政治联系引入了企业环保投入分析,并从三个方面弥补了目前政治联系研究的不足;同时本文的分析也有助于我们理解民营企业环保决策机制。

首先,目前政治联系的文献大多从资源依赖视角出发,认为政治联系反映了民营企业对党和政府的需要,而本文揭示政治联系也是党和政府治理企业和市场的一种间接途径。企业主的人大代表/政协委员以及企业党组织的存在均对所在企业的环保投入有积极影响。换言之,他们一定程度上起到了引导企业贯彻党和政府政策的作用。从更高层面来讲,这表明中国的环境治理与西方有着很大区别,中国政府采取了更加多元的治理方式。

其次,虽然现有文献对政治联系类型和机制做了一些细化,但是缺乏权力形态的分类,对个体和组织层面的政治联系缺乏系统的比较分析。本文细化比较了三种类型政治联系的作用机制,即企业主的权力型政治身份、非权力型政治身份以及企业党组织。三种政治联系各自不同的内在逻辑决定了其作用发挥机制存在差异。相比非权力型身份,权力型身份意味着更大的责任,受到更多的监督考察。不同于个体层面的政治联系,制度嵌入的组织性政治联系可以从组织和制度渠道促使企业贯彻党和政府政策。本研究发现企业主的权力型政治身份,即人大代表/政协委员身份,以及组织层面的政治联系(党组织)在2012年和2016年都对企业环保投入有显著的积极影响,而企业主的非权力型政治身份(党员身份)则都没有显著影响。

最后,目前鲜有文献注意到企业政治联系作用的发挥取决于制度环境,而本研究揭示了企业政治联系作用随政商环境变迁而变化。本文分析显示企业主权力型政治身份以及党组织对企业环保投入的正向影响在十八大后要比十八大前高得多。这表明十八大以来的反腐败以及亲清型政商关系的逐步建立,对人大代表/政协委员企业主的企业社会责任提出了更高更切实的要求,这些企业主也更加积极忠实地履行党和政府的法律和政策。此外,民营企业的党组织在贯彻国家的环保政策、敦促企业加大环保投入方面起到了积极作用。十八之后,随着政商关系的日益亲清,党组织在促进企业响应国家环保政策的过程中也更为顺畅。

参考文献:

- 曹正汉,2006,《从借红帽子到建立党委——温州民营大企业的成长道路及组织结构之演变》,张曙光编《中国制度变迁的案例研究》第五集,北京:中国财政经济出版社。
- 崔俊康,2016,《辽宁45名全国人大代表当选无效,有人行贿400多万》,财新网,9月14日(<https://new.qq.com/rain/a/20160914020549>)。
- 高勇强、何晓斌、李路路,2011,《民营企业社会身份、经济条件与企业慈善捐赠》,《经济研究》第12期。
- 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》,《社会》第5期。
- ,2018,《党建也是生产力——民营企业党组织建设的机制与效果研究》,《社会学研究》第3期。
- 洪大用,2013,《关于中国环境问题和生态文明建设的新思考》,《探索与争鸣》第10期。
- 李俊杰,2013,《湖南民企老板自爆花32万贿选后落选,官方介入调查》,中新社,1月30日(news.youth.cn/jxw/201301/t20130130_2848183.htm)。
- 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。
- 刘乐明、何俊志,2013,《谁代表与代表谁?十一届全国人大代表的构成分析》,《中国治理评论》第2期。

- 刘世定, 2010, 《退“公”进“私”: 政府渗透商会的分析》, 《社会》第1期。
- 龙小宁、杨进, 2014, 《党组织、工人福利和企业绩效: 来自中国民营企业的证据》, 《经济学报》第2期。
- 邹焕庆、丁文杰、陈文广, 2014, 《(新华视点)“人民代表”神圣称号不容玷污——湖南衡阳破坏选举案警示录》, 新华社, 8月18日 (www.gov.cn/xinwen/2014-08/18/content_2736472.htm)。
- 新华社, 2018, 《让民营企业吃下定心丸、安心谋发展——四论学习贯彻习近平总书记在民营企业座谈会重要讲话精神》, 11月14日 (www.xinhuanet.com/2018-11/04/c_1123660779.htm)。
- 杨典, 2017, 《政商关系与国家治理体系现代化》, 《国家行政学院学报》第2期。
- 张建君, 2013, 《竞争—承诺—服从: 中国企业慈善捐款的动机》, 《管理世界》第9期。
- 张建君、张志学, 2005, 《中国民营企业家的政治战略》, 《管理世界》第7期。
- 周杰, 2016, 《习近平: 构建“亲”“清”的新型政商关系》, 人民网, 8月1日 (<http://theory.people.com.cn/n1/2017/0608/c40531-29327560.html>)。
- 周俊胜, 2018, 《要求私营经济离场代表了一种错误思潮》, 新京报, 9月12日 (<http://www.bjnews.com.cn/finance/2018/09/12/504667.html>)。
- 朱斌, 2015, 《自私的慈善家——家族涉入与企业社会责任行为》, 《社会学研究》第2期。
- Belsley, D., E. Kuh, & R. Welsch 1980, *Regression Diagnostics: Identifying influential Data and Sources of Collinearity*. John Wiley & Sons, New Jersey.
- Bianchi, R. & G. Noci 1998, “‘Greening’ SMEs’ Competitiveness.” *Small Business Economics* 11 (3).
- Bowen, F. 2002, “Organizational Slack and Corporate Greening: Broadening the Debate.” *British Journal of Management* 13 (4).
- Chen, M. & D. C. Hambrick 1995, “Speed, Stealth and Selective Attack: How Small Firms Differ from Large Firms in Competitive Behavior.” *Academy of Management Journal* 38 (2).
- Chen, Z. & Y. Cao 2016, “Chinese Private Corporate Philanthropy: Social Responsibility, Legitimacy Strategy, and the Role of Political Capital.” *Chinese Sociological Review* 48 (2).
- Dobbin, F., J. Sutton, J. Meyer, & R. Scott 1993, “Equal Opportunity Law and the Construction of Internal Labor Markets.” *American Journal of Sociology* 99 (2).
- Dobbin, F., L. Edelman, J. Meyer, W. Scott, & A. Swidler 1988, “The Expansion of Due Process in Organizations.” In Zucker, L. (eds.), *Institutional Patterns and Organizations: Culture and Environment*. Cambridge, MA: Ballinger.
- Du, X. 2015, “Is Corporate Philanthropy Used as Environmental Misconduct Dressing? Evidence from Chinese Family-Owned Firms.” *Journal of Business Ethics* 129 (2).
- Edelman, L. 1992, “Legal Ambiguity and Symbolic Structures: Organizational Mediation of Civil Rights Law.” *American Journal of Sociology* 97 (6).
- Freedman, D. 2009, *Statistical Models: Theory And Practice*, 2nd edition, UK: Cambridge University Press.
- Haveman, H., N. Jia, J. Shi, & Y. Wang 2017, “The Dynamics of Political Embeddedness in China.” *Administrative*

- Science Quarterly* 62 (1).
- Holtbrugge, D. & N. Berg 2004, "How Multinational Corporations Deal with Their Socio-political Stakeholders: An Empirical Study in Asia, Europe, and the US." *Asian Business and Management* 3 (3).
- Li, H., L. Meng, Q. Wang, & L. Zhou 2008, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms." *Journal of Development Economics* 87 (2).
- Little, R. & D. Rubin 2002, *Statistical Analysis with Missing Data*, 2nd edition, Wiley-Interscience, New Jersey, USA.
- Ma, D. & W. Parish 2006, "Tocquevillian Moments: Charitable Contributions by Chinese Private Entrepreneurs." *Social Forces* 85 (2).
- Nee, V. 1996, "The Emergence of a Market Society: Changing Mechanism of Stratification in China." *American Journal of Sociology* 101 (4).
- Olli, E. & D. Wollebaek 2001, "Correlates of Environmental Behaviour: Bringing Back Social Context." *Environment and Behavior* 33 (3).
- Peng, M. 2003, "Institutional Transitions and Strategic Choices." *Academy of Management Review* 28 (2).
- Prechel, H. & L. Zheng 2012, "Corporate Characteristics, Political Embeddedness and Environmental Pollution by Large U. S. Corporations." *Social Forces* 90 (3).
- Raghunathan, T. 2004, "What Do We Do With Missing Data? Some Options for Analysis of Incomplete Data." *Annual Review of Public Health* 25.
- Scott, R. 1992, *Organizations: Rational, Natural and Open Systems*, 3rd edition, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Wickert, C., A. Scherer, & L. Spence 2016, "Walking and Talking Corporate Social Responsibility: Implications of Firm Size and Organizational Cost." *Journal of Management Studies* 53 (7).
- Xin, K. & J. Pearce 1996, "Guanxi: Connections as Substitutes for Formal Institutional Support." *Academy of Management Journal* 39 (6).

作者单位: 浙江大学社会学系

责任编辑: 刘学