

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20191107.003

新型政商关系能促进企业创新吗? ——基于中国上市公司的经验数据

周 俊¹, 张艳婷¹, 贾良定²

(1. 苏州大学 东吴商学院, 江苏 苏州 215021; 2. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210093)

摘 要:

A

285

关键词:

中图分类号: F270 文献标识码: A 文章编号: 1001-4950(2020)05-0074-16

一、引 言

创新是驱动“中国制造”向“中国创造”转变的首要动力,是中国企业屹立于国际分工体系并保持国际竞争力的必由之路。企业创新是一项系统工程,其绩效受到企业治理机制(冯根福和温军,2008;鲁桐和党印,2014;Maksimovic等,2011)、所有权性质(李丹蒙和夏立军,2008;李春涛和宋敏,2010;唐跃军和左晶晶,2014;吴延兵,2015)、法律环境(尹志锋等,2013)、金融市场发展(解维敏和方红星,2011;Hsu等,2014;Cornaggia等,2015)和政府补贴(解维敏等,2009;白俊红,2011)等一系列企业内外部因素的影响。在中国情境下,特别值得关注的影响因素是企业创新过程中的政商关系问题。在市场化改革不断推进的背景下,中国政府仍在较大程度上控制着部分关键资源的分配(Zhou等,2017),积极地通过政策引导、行政审批和经济杠杆等手段去影响企业创新的方向、动力和投入,因此政商关系的性质不可避免地影响到企业创新活动。

在改革开放后的很长一段时间内,政府和企业的边界模糊,出现了政商关系“亲而不清”的

收稿日期 2019-01-29

基金项目

71572121

71632005

作者简介

1978—

1994—

1968—

zhangyanting1203@163.com

现象,不少企业热衷于建立政治关联,从政府手中或借助政府来获取资源支持。政治关联一方面有利于企业获得创新所需资源及优惠政策(江雅雯等,2011),但另一方面却会导致政府过度干预(庞瑞芝等,2014)、企业过度投资和抑制市场竞争(袁建国等,2015)等问题,因而它对企业创新的促进作用往往差强人意。党的十八大以后,在高压反腐的态势下,不少官员减少了对企业的关心,出现政务懈怠现象。为了理顺政商关系,习近平总书记于2016年3月4日正式提出要建立“亲”“清”新型政商关系。新型政商关系的构建必然要求政府减少对微观经济的过度干扰,从资源分配者转变为市场制度改进者和公共物品供给者,从而改变企业获取创新资源的机会、途径和方式。

根据制度理论,制度变迁改变企业的战略选择(Peng,2003),且不同类型的企业在面对相同的制度变迁时可能会进行不同的战略调整(Peng,2003;Su等,2016)。创新活动是企业重要的一种战略选择(曾萍等,2016a),它不可避免地受到作为制度环境重要组成部分的政商关系的影响(Zhou等,2017)。概要地说,政商关系的性质影响到企业创新的动力、资源投入以及绩效。基于制度理论的逻辑,本文认为,新型政商关系可以增强企业创新的动力并增加企业可用于创新活动的资源,从而提高企业的创新产出;并且在政商关系改善之后国有企业新增的资源分配利益要小于非国有企业,因此国有企业的创新绩效受新型政商关系的影响较小。基于285个城市的“亲清指数”和沪深A股上市公司的数据,本文不仅探讨新型政商关系对企业创新产出的影响,而且分析企业所有权性质对上述影响的调节作用。

本文与已有的相关研究主要在以下三个方面有所区别。第一,国内尚无实证研究探讨“亲”“清”政商关系对企业创新的影响,本文是国内最早进行这方面尝试的研究。第二,以往研究政商关系对企业创新的作用的实证文献,大多数(如:袁建国等,2015;曾萍等,2016a,b)探讨企业层面的解释变量(如企业的政治关联、获得的财政补贴、政府支持)对企业创新的影响,未能直接测量宏观层面的政商关系而只是将其作为研究背景,因而不能定量评估宏观层面的政商关系对企业创新的效应。本研究则利用中国人民大学国家发展与战略研究院公布的政商关系指数分析城市层面政商关系对企业创新的影响。第三,本文探讨了“亲”“清”政商关系对所有权性质不同的企业的创新产出的差异化影响。所有权性质对企业创新的影响受到国内外学者的广泛关注。在相同的宏观制度环境中,所有权性质不同的企业可能会开展不同程度的创新投入,并表现出不同水平的创新绩效。现有研究(李政和陆寅宏,2014;吴延兵,2015)以特定的宏观制度为研究背景,着重比较国有企业和其他所有权类型的企业在技术创新方面的差异,通常的做法是在控制一些变量的前提下检验所有权性质对创新投入和创新绩效的直接效应(Choi等,2012),但鲜有研究明确评估企业所有权性质对于制度环境对企业创新的直接效应的调节作用(贺京同和高林,2012),因而未能充分剖析所有权性质对企业创新的影响机制和效应。本文探讨并揭示了“亲”“清”政商关系对国有企业和非国有企业的创新产出的不同影响,有助于更深入地理解企业所有权性质对企业创新的作用机制。本文的研究结论对于理解政府和企业的边界以及政府更有效地促进企业创新具有启示意义。

二、理论基础与研究假设

政商关系是社会政治结构的重要组成部分,通常用于反映一国(或地区)的政府和企业互动的一般形态。在量化研究中,政商关系往往被视为宏观制度变量。“新型政商关系”特指习总书记倡导的以“亲近”和“清白”为核心特征的政商关系,它是“新时代”中国特色社会主义政商关系的发展方向。本文所述的政商关系不同于“政治关联”。政治关联通常用于描述企业高管跟政府官员构建、维护和发展关系的行动及其结果状态。在量化研究中,政治关联是企业个体层

面的变量,一般用所考察企业的实际控制人或(前)高管的政治身份来刻画。

(一)政商关系的演变与新型政商关系

1. 中国政商关系的性质演变

马克思主义对于资本和资本家持批判态度。基于这一认知,在新中国成立后的一段时间内,权力和资本处于关系紧张状态(张国清等,2017)。权力代表者政府站到了资本的对立面,将资本作为革命和改造的对象,最终结果是计划经济和公有制占据了绝对的主导地位,由政府制定计划,而企业则被动地执行计划,其时政商关系界限明晰,处于一种“清而不亲”的状态。

自改革开放以来,资本的力量开始活跃,市场在资源配置中的作用也越来越突出。然而,政府仍保持着对经济的较强支配力,加上权力约束机制尚不健全,这给权钱交易创造了操作空间。有些官员既从政又经商,或者在经商后利用其在政界积累的人脉关系来牟取经济利益,另外有不少商人在资本积累到一定程度的时候开始想办法谋求政治地位或者寻找政界靠山。这样的现象长久未得到有效的治理,腐败问题因此愈演愈烈。于是,政商关系从计划经济时代的“清而不亲”转变为市场经济时代的“亲而不清”。党的十八大之后,在反腐高压之下,一些政府官员不再与企业家积极交往,不再关心并帮助解决企业面临的实际问题,这对企业的发展环境造成了不良影响。为了让中国的政商关系步入正轨,2016年习总书记将新型政商关系概括为“亲”“清”二字,对政界和商界的交往提出了明确要求,一方面要求政府官员和企业家相互“亲近”,另一方面又要求他们保持“清白”。

2. 新型政商关系的内涵

政府亲商对于经济增长和政府绩效都有积极且重要的意义(储建国,2016),但政商亲近有时导致两者逾越合理的边界,容易发生腐败,从而造成不良的社会和经济后果。可见,“清而不亲”和“亲而不清”都不是政商关系的理想状态。习总书记的“亲清论”为建构中国社会主义市场经济条件下的新型政商关系提供了指针,有利于正确处理资本和权力之间错综复杂的关系(张国清等,2017)。

根据习总书记关于新型政商关系的重要论述,政商关系“亲近”要求政府官员与企业家加强双向信息沟通,政府官员要积极作为、靠前服务,帮助解决企业家面临的实际困难,而企业家则要为经济和社会发展贡献力量;政商关系“清白”要求政府保证执法和行政工作的透明度,官员保持廉洁,企业家遵纪守法,杜绝“权钱交易”。中国以往的政商关系“亲近”往往建立在政府官员和企业家之间特殊的私人关系基础上,容易出现政府官员偏袒特定企业的不公平现象。新时代所倡导的政商关系“亲近”建立在“清白”的基础上,它要求政府官员基于国家经济和社会发展全局所需要的“公心”为所有企业服务,而不是依据私人关系的“私心”去为特定企业提供服务。但是,政商关系“亲近”和“清白”的有机统一不会自动实现,要做到这一点,不仅需要加强德治和法治(梅德平和洪霞,2018),而且需要对政府和市场的角色进行重新定位。一方面,要发挥市场在资源配置中的决定性作用,并减少政府对市场干预过多(张国清等,2017),权力过于集中、模糊和缺乏约束的问题,这有助于压缩官员“设租”和企业“寻租”的空间,从而维护政商关系的“清白”。另一方面,要更好地发挥政府的作用。作为发展中的市场经济体,中国仍存在着较多的制度缺失问题,诸如金融市场不健全、法律执行不力、知识密集型第三方支持机构发展不充分、基础设施建设不足、高技能劳动力缺乏等。弥补制度缺失是政府“亲近”企业的重要依据和目标,各级政府在市场制度的构建和维护、克服外部性、提供公共物品以及协调利益主体活动等方面存在着较大的用武之地。可见,政府和市场角色的重新定位是实现政商关系“亲近”和“清白”有机统一的必要前提。

近两年,国内部分学者对新型政商关系的维度进行了测量。在中国,政府掌握着游戏规则

的制定权,而企业更多的是在既定的规则下开展经营活动,在构建政商关系过程中,政府处于主导地位。因此,从政府角度出发去理解新型政商关系,有助于我们把握其构建要领。聂辉华等(2018)进行了这方面的尝试,把政商关系作为地方营商环境的重要组成部分,从“亲近”和“清白”两个维度阐释并测量了新型政商关系,发布了国内首份城市政商关系排行榜。陈寿灿和徐越倩(2019)则构建了包含服务力、支持力等七类指标的“亲清指数”测度体系,测量了浙江11个地级市2018年的政商关系。鉴于聂辉华等(2018)提出的指标体系相对完备且测量涵盖了中国绝大多数地级市,本文在实证研究部分采用其测量结果。

(二)理论视角

制度理论关注组织和制度之间的互动。制度是一个社会的“博弈规则”,是“人为设计的、形塑人们互动关系的约束性因素”(North, 1990),是“为社会行为提供稳定和意义的规制性、规范性和认知性结构和活动”(Scott, 1995)。制度可以分为正式制度(如:合同、法律)和非正式制度(文化、习俗、行为规范和惯例)。正式制度与非正式制度之间常常存在着复杂的互动,且二者与它们的实施方式一起,形塑了我们的日常生活(韦森, 2009),影响着各类政治和商业决策(Peng等, 2008)。

制度环境影响企业的战略选择。随着制度的变迁,企业必须在战略选择上做出调整(Peng, 2003)。创新活动作为企业的一项重要的战略选择(曾萍等, 2016a),自然也受到制度环境及其变迁的影响。在新兴市场国家,政府是最主要的制度主体(Peng等, 2008),它决定规制性制度并且能对规范性和认知性制度产生重要影响,而且控制着部分关键资源的分配,因此能够深刻地塑造企业的竞争环境(Zhou等, 2017)。可见,政商关系是制度环境的重要组成部分。

随着政商关系性质的演变,企业从事创新活动的动力和能力会发生相应的变化。在政商关系“亲而不清”的条件下,企业倾向于借助与政府官员的私人关系来获取优惠政策和资源支持,缺乏开展不确定性较高的创新活动的动力。随着“亲”“清”新型政商关系的逐步确立,企业从事创新活动的动力和能力都逐步增强。首先,随着新型政商关系的培育,创新对于企业赢取竞争优势的重要性提高,这有利于提高企业创新动力。其次,在新型政商关系确立后,市场能够为企业提供更加充分的创新资源,并且企业用于寻租的资源投入减少,这有助于增加企业的资源冗余,从而为企业拓展技术搜索活动的范围(李剑力, 2009)和开展不确定性较高的研发活动(王艳等, 2011)提供更多的资源支持,使得企业的创新产出得以增长。

另外,制度的影响受到企业资源占有情况的约束(Su等, 2016)。在制度发生变迁后,资源占有情况不同的企业可能会做出不同强度乃至不同性质的战略反应。中国广泛存在的制度缺失问题限制着企业对创新性高但高风险项目的投资动机和能力(Yang等, 2015),但对于国有企业而言,即使是在政商关系“亲而不清”的状态下,它们仍可利用其与政府的“天然”联系来克服制度缺失问题,总体来看非国有企业较难获得同等机会。在“亲”“清”新型政商关系确立之后,非国有企业可动用的创新资源更大程度地增加,因此它们的创新产出也更大程度地扩大。

(三)研究假设

1. 政商关系“亲近”对企业创新产出的影响假设

当政商关系“亲近”程度较高时,政府官员和企业家之间的沟通比较畅通,而且政府致力于为企业提供完善的服务,积极帮助企业解决实际困难。

官员和企业家之间的深入沟通可以促进企业创新。官员深入企业基层,通过走访视察和座谈等形式,了解企业发展的整体诉求,同时也把宏观政策导向传递给企业。这对企业创新可能产生两个方面的影响。第一,中国正处在由要素驱动、投资驱动向创新驱动转变的关键阶段,官员与企业家的直接沟通有助于企业更深刻地理解这个转变的必要性和必然性,从而强化企业

的创新意识并增强其开展创新活动的紧迫感。第二,通过与企业家的沟通,政府官员可以直接把握企业在创新过程中的困难和诉求,有助于政府及时出台、调整并完善配套性政策,从而更针对性地为企业的创新活动提供支持。

在中国不断深化市场化改革的过程中,政府需要减少对微观经济活动的干扰,取而代之的是加强政府服务。各类制度缺失问题仍不同程度地困扰着中国企业的经营与发展,为此政府服务的重点任务应该聚焦在弥补制度缺失问题上。概括来说,政府服务的内容应主要包括:完善市场制度、提供公共物品、发展第三方支持机构。这些做法都可以促进企业创新,下面分别论述其中的作用机制。(1)健全市场制度对企业创新的作用。在中国,市场制度的建设任务任重道远,加快要素市场改革、健全知识产权制度、完善市场经济基础法律制度、建立完善的征信制度和社会征信体系等任务亟待执行。上述市场制度的完善工作不仅有助于企业以更低的成本获取创新活动所需的外部资源支持(江雅雯等,2011),而且可以提高创新成果的可占有性。(2)公共物品对企业创新的作用。政府提供的公共物品包括经济性公共物品与非经济性公共物品(傅勇,2010)。前者可直接为生产活动提供服务,包括交通和通信设施、供电供水系统、公共技术平台等方面;后者包括基础教育、卫生保健、环境保护、社会保障、公共服务等方面。完善的公共物品支持体系增强一个地区对可流动要素的吸引力,有利于人才、资金和技术的引进,从而为企业创新提供资源支持。经济性公共物品的优质供给有利于企业快速并低成本地实现创意、执行项目。例如:公共技术平台用于满足企业对共性技术的需求,企业可以免费使用或者仅需支付少量使用费,从而减少它们的资金压力。非经济性公共物品不仅能提高创新人才的工作效率,而且能给他们提供直接的信息支持和间接的人才环境支持。例如:电子政务,作为一种非经济性公共物品,可以减少政府和企业之间的信息不对称,有利于企业及时、高效地获取与创新活动相关的政策信息。(3)发展第三方支持机构对企业创新的作用。与企业创新联系比较密切的中介机构主要有信息分析与咨询机构、融资中介机构。前者主要包括管理咨询公司、市场调查公司、资产评估公司、律师事务所等,它们拥有专业化信息处理能力,是重要的知识创新源(Li等,2008),并且其中的律师事务所等中介机构可以增强法律执行力,提高创新成果的可占有性,从而激励创新。后者主要包括商业银行、证券公司、风险投资公司等,可以部分地克服融资过程中的信息不对称问题,有利于企业获得创新所需的财务资源。

总之,“亲近”的政商关系不仅可以增强企业创新的动力,而且可以扩大企业用于创新的资源投入,从而增加企业的创新产出。据此,本文提出如下假设:

H1:政商关系“亲近”对企业的创新产出具有正向促进作用。

2. 政商关系“清白”对企业创新产出的影响假设

企业的战略分为关系导向战略与创新导向战略(周小宇等,2016;徐细雄和李万利,2018)。采用关系导向战略的企业更加重视外部社会关系,其特点是企业在资源配置上,会将资源更多地用于与利益相关者(特别是政府)构建紧密的社会联系(周小宇等,2016)。采用创新导向战略的企业则更加重视内生增长能力和市场竞争能力,倾向于将更多资源用于人力资本积累、技术研发投资以及品牌培育等活动。在宏观制度体系不完善的情况下,鉴于外部环境的高度不确定性,企业在进行战略选择的时候,会侧重于使用关系导向战略,以便适应外部环境并获得外部资源(Bruton和Ahlstrom,2003;Hoskisson,2013)。

当政府廉洁度和透明度较低时,政府官员拥有较大的自由裁量权并且可能利用它来谋求短期的经济增长、财政收入(聂辉华,2016)、个人晋升机会以及物质利益。在这种情况下,企业赢得竞争优势的捷径是跟手中握有权力的官员构建利益同盟,以获取各种实质利益。这些利益可能包括:获得生产和销售许可、市场保护、政府采购合同、加急或破例审批、内幕消息、财政补

贴、税收减免(刘放等,2016)、优惠贷款、低价土地、行政检查中的纵容和包庇、以及在司法调查和定罪过程中的宽大处理。因此,那些与握有实权的官员具有密切联系的企业会在竞争中取得竞争优势,而那些缺乏政治联系的企业有可能遭遇竞争劣势。在此情形下,理性的企业家会根据成本和收益的对比,忽视创新导向战略的价值,较少关注创新活动,相反,他们会把大量的资源投入到非生产性的寻租活动中去(Holcombe,2013),降低在创新活动中的资源投入,这会减少企业开发出新技术的可能性。

当政府官员高度廉洁、行政透明度较高时,政府在分配资源和行政审批时遵循公开、公平、公正的原则。此时,企业赢得竞争优势的主要办法不再是“找市长”而是“找市场”。廉洁、透明的政府对企业创新产生两个方面的促进作用。其一,它使得创新对企业赢得市场的重要性更加突出,因此企业也就愿意投入更多的资源用于创新。其二,当政商关系比较清白时,企业用于构建政治联系的投入较少,且不必承担分外的政府目标(如帮助政府解决就业问题),这样企业就拥有了更多的资源冗余,从而可以增加对创新活动的资源投入。在其他条件相同时,企业在创新中投入的资源越多,其技术探索和开发的范围、规模和力度就越大,成功研制出新技术的机会就越多(李剑力,2009;王艳等,2011)。

综上,本文提出如下假设:

H2:政商关系“清白”对企业的创新产出具有正向促进作用。

3. 企业所有权性质的调节作用

即使是在政商关系不规范、国内制度缺失的情况下,国有企业也有较多的机会和渠道去获取信息和财务资源。相较于非国有企业,国有企业与政府之间的“天然”联系使得它们在获取信息和财务资源时可能占据优势。在信息获取方面,国有企业可以借助国有股东特有的信息渠道,获得其他企业不能及时获取或不能以更低成本获取的信息(徐二明和张晗,2008;袁齐和洪正,2018),因此,政商关系“亲近”给国有企业带来的信息利益就可能小于非国有企业。在财务资源获取方面,依靠国有股东和政府之间的密切联系,国有企业通常比非国有企业更容易获得政策支持和财政补助(Sun和Liu,2014),也更易于拿到银行贷款(李显君等,2018),而且国有企业还存在一定程度的预算“软约束”问题,因此国有企业在技术创新时面临的融资约束往往没有非国有企业突出,并且它们的融资难度受金融市场和融资中介发展程度的影响也可能小于非国有企业。可见,政商关系“亲近”能够在更大程度上缓解非国有企业的创新融资困难,但它对于国有企业获取财务资源的作用较小。综上,在其他条件保持不变的情况下,在政商关系“亲近”程度提高之后,国有企业在信息和财务资源方面新增的利益要小于非国有企业,因此其投入于创新活动的资源增幅小于非国有企业。此外,国有企业因为通常存在更为严重的委托代理问题,所以它们的技术创新效率往往低于非国有企业(Zhou等,2017)。基于上述论述,本文认为,政商关系“亲近”程度的提高会在更大程度上增加非国有企业的创新产出。据此提出如下假设:

H3a:与非国有企业相比,政商关系“亲近”对国有企业创新产出的影响较小。

政府代表国家管理着国有企业,负责任命国有企业的核心高管,并且要求国有企业承担某些“政治目标”。为了在官僚体制中确保地位或获得升迁,国有企业核心高管往往通过履行政治任务等手段去构建并维系与政府官员之间的关系,这使得国有企业和政府形成了“天然”的政治关联。国有企业和政府之间的这种关系状况不大受到当地政商关系“清白”程度的影响。对于非国有企业则不然。当政府廉洁度和透明度较低时,非国有企业往往需要投入较多的人力、财力和物力去构建并维持与政府官员的政治联系;而且在建立政治联系后,它们易于受到较多的政府干预,被迫承担更多的政府目标(顾元媛和沈坤荣,2012),其投资行为也往往被扭曲(徐业坤等,2013)。这必然减少非国有企业能投入到创新活动中的资源(袁建国等,2015)。相反,如果

政商关系比较“清白”，非国有企业就可以省去相应的寻租费用，就可以将更多资源用于创新活动。可见，政商关系“清白”程度的提高可以在更大程度上扩大非国有企业的创新资源投入，加之非国有企业的技术创新效率通常更高，因此政商关系“清白”程度的提高在更大程度上增加非国有企业的创新产出。于是，本文提出以下假设：

H3b:与非国有企业相比，政商关系“清白”对国有企业创新产出的影响较小。

本文的理论模型见图1。

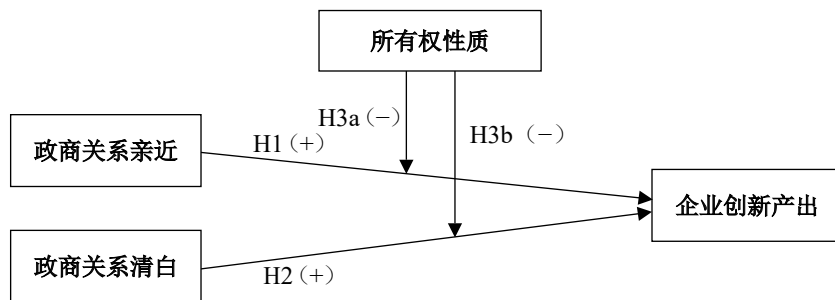


图1 理论模型

三、研究设计

(一)数据来源及样本选择

研究样本是沪深两市2016年和2017年均处于上市状态的A股公司。由于部分公司对应的控制变量、自变量存在缺失，最终实际进入回归模型的有3 421家公司。方差分析结果表明，未进入回归的192家公司和实际选择的公司样本之间在企业特征、地区特征等方面无显著差异。285个城市的亲近指数和清白指数来自中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国城市政商关系排行榜(2017)》。因为这两个指数的计算均以2016年的统计数据为依据，所以它们实际上反映的是这些城市2016年的政商关系。省级层面的控制变量数据来自2017年发布的各省统计年鉴。公司层面的数据源于锐思数据库，行业分类编码根据中国证监会《上市公司行业分类指引(2012年修订)》规定的行业代码和行业门类代码进行手工编制，所属城市和省份根据锐思数据库中上市公司信息里自带的城市和省份编码予以确定。专利数据来自国家知识产权局，选取了2017年各企业发明专利申请量以及专利申请量。

(二)变量定义与模型设定

1. 被解释变量。考虑到政商关系对企业创新产出的影响可能存在滞后效应，本文所用的被解释变量是每家企业2017年的发明专利申请量(*patent*)。在稳健性检验部分，本文采用各企业2017年的专利申请量(*patents*)测量创新产出。

2. 解释变量。解释变量是各城市的政商关系“亲近”(Close)和“清白”(Un sullied)指数，数据来源于中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国政商关系排行榜(2017)》。“亲近”指数由政府对企业关心、政府为企业提供的服务、政府降低企业的税费负担三个二级指标加权计算而得，“清白”指数则由政府廉洁度和政府透明度两个二级指标加权计算所得。

3. 调节变量。本文将企业所有权性质(SOE)作为调节变量，用虚拟变量表示，国有股权比例超过50%的赋值为1，否则为0。

4. 控制变量

(1)企业层面的控制变量

根据企业生命周期理论，企业在不同生命周期阶段的创新动力和能力存在着差异，因此本

文将企业年龄(*Age*)作为控制变量,用2016减去企业成立年份来度量企业年龄。企业规模影响企业动用创新资源以及回收研发投资的能力,因此本文也将企业规模(*Size*)作为控制变量,用企业员工人数的对数来度量。参考温军和冯根福(2012),本文还将企业的盈利能力(*ROE*)、负债水平(*Liabilities*)作为企业层面的控制变量,分别用上市公司2016年的净资产收益率和资产负债率测度。

(2)行业层面的控制变量

我国企业所面临的市场竞争促使企业开展创新活动(杨震宁和李东红,2010)。因此,本文将行业竞争强度纳入控制变量体系。根据证监会行业分类中的行业大类确定相同行业,计算出特定行业的赫芬达尔指数(*HHI*)。计算公式如下: $HHI = \sum_{i=1}^N (X_i/X)^2 = \sum_{i=1}^N S_i^2$ 。其中: X 表示某行业的总销售规模; X_i 表示第*i*个企业的销售额; $S_i=X_i/X$,表示第*i*个企业的市场占有率; N 是指该行业内的企业数量。除了行业竞争强度之外,本文还以证监会的行业门类代码为依据设置行业分类虚拟变量,以控制行业固定效应。

(3)省级层面的控制变量

地区的经济发展水平影响企业开展技术创新的物质基础,而且它与地区的政商关系“亲近”水平正相关(聂辉华等,2018),因此本文将其作为控制变量,采用2016年各省的人均*GDP*(*PGDP*)来衡量。考虑到各地*R&D*投入对本地企业技术创新的外溢效应,本文将各地*R&D*经费投入(*R&DFIN*)作为控制变量,用规模以上工业企业*R&D*经费来测量。此外,经济开放的技术溢出效应是一个普遍存在的现象。本文因此将代表各省经济开放水平的三个关键指标——利用*FDI*规模(*IFDI*)、对外直接投资额(*OFDI*)、出口额(*Export*)作为控制变量。

表1概要说明了本文所用的指标及其测量方法。

表1 变量定义

变量	变量描述
被解释变量:企业创新产出变量	
<i>patentl</i>	2017年各企业的发明专利申请量
解释变量:政商关系变量	
<i>Close</i>	2016年城市层面的政商关系亲近指数
<i>Unsullied</i>	2016年城市层面的政商关系清白指数
调节变量:所有权性质	
<i>SOE</i>	国有股权比例大于等于50%的,赋值为1,否则为0
控制变量	
<i>Age</i>	公司成立时间(年)
<i>Size</i>	ln(员工人数)(自然对数)
<i>ROE</i>	净资产收益率(%)
<i>Liabilities</i>	资产负债率(%),即负债总额/资产总额×100%
<i>HHI</i>	用赫芬达尔指数计算(%)
<i>PGDP</i>	各省2016年的 <i>GDP</i> 总额/总人数(万美元/人)
行业分类虚拟变量	对A、B、D、E、F、G等18个行业门类编制虚拟变量
<i>R&DFIN</i>	规模以上工业企业 <i>R&D</i> 经费(百亿美元)
<i>IFDI</i>	2016年实际利用直接投资额(百亿美元)
<i>OFDI</i>	2016年对外直接投资额(百亿美元)
<i>Export</i>	2016年出口总额(百亿美元)

(三)回归分析法

因为企业的专利数据通常符合泊松分布(Cameron和Trivedi,2005),所以最小二乘法的估

计结果存在偏误,故不宜采用该方法。由于样本企业发明专利申请量的均值明显小于方差,且“NB2模型”负二项回归输出的“过度分散参数” α 在1%的水平上显著大于0,所以适宜采用“NB2模型”负二项回归。进一步地,因为企业发明专利申请量含有大量的“0”值,所以需要比较零膨胀负二项回归和标准负二项回归。零膨胀负二项回归输出的“Vuong统计量”为负,本文因此以标准负二项回归结果作为基准回归结果。

在检验主效应假设H1和H2时,本文所用模型的被解释变量的条件期望如下:

$$E(\text{patentl}_i|x_i, \text{control}_i, \xi_{ind}) = \exp(\delta \times x_i + \sum_{j=1}^k \beta_j \times \text{control}_{ij} + \xi_{ind}) \quad (1)$$

其中, x_i 表示样本企业*i*所属城市的政商关系亲近指数或清白指数, $\sum_{j=1}^k \beta_j \times \text{control}_{ij}$ 表示控制变量的影响, ξ_{ind} 表示行业固定效应。

在检验调节效应假设H3a和H3b时,所用模型的被解释变量的条件期望公式(2)所示:

$$E(\text{patentl}_i|x_i, \text{SOE}_i, \text{control}_i, \xi_{ind}) = \exp(\delta \times x_i + \eta \times \text{SOE}_i + \gamma \times x_i \times \text{SOE}_i + \sum_{j=1}^k \beta_j \times \text{control}_{ij} + \xi_{ind}) \quad (2)$$

其中, SOE_i 表示样本企业*i*的所有权性质,其余变量的含义与公式(1)中的相同。

四、实证分析

(一)描述性统计与相关系数分析

表2报告了主要变量的描述性统计结果。被解释变量*patentl*的平均值为12.004,解释变量*Close*、*Unsuilied*的变异系数分别为0.429、0.245,表明各城市的政商关系存在较大差异,这有利于检验政商关系对创新产出的影响。

表2 描述性统计分析

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>patentl</i>	3421	12.004	53.093	0.000	1 263.000
<i>Close</i>	285	52.982	22.728	0.000	100.000
<i>Unsuilied</i>	285	72.597	17.805	0.000	100.000
<i>Age</i>	3 421	17.724	5.910	1.000	74.000
<i>Size</i>	3 421	7.546	1.315	1.387	13.120
<i>ROE</i>	3 421	7.507	41.557	-1 063.480	1 610.610
<i>Liabilities</i>	3 421	42.044	21.007	1.739	99.570
<i>HHI</i>	19	0.070	0.098	0.000	1.000
<i>PGDP</i>	31	1.143	0.402	0.415	1.778
<i>R&DFIN</i>	31	1.233	0.934	0.001	2.524
<i>IFDI</i>	31	1.543	0.709	0.001	2.454
<i>OFDI</i>	31	1.164	0.843	0.002	2.397
<i>Export</i>	31	23.100	21.700	0.047	59.900

表3列示了主要变量间的相关系数。被解释变量*patentl*与解释变量*Close*、*Unsuilied*的相关系数分别为0.027($p < 5\%$)、0.035($p < 5\%$),与假设H1、H2一致。*patentl*与调节变量*SOE*的相关系数为-0.018($p > 10\%$),表明2017年国有样本企业的发明专利申请量低于非国有样本企业,但没有统计意义上的显著性。

表3 相关系数表

	<i>patentl</i>	<i>Age</i>	<i>Size</i>	<i>ROE</i>	<i>Liabilities</i>	<i>HHI</i>	<i>PGDP</i>
<i>patentl</i>	1.000						
<i>Age</i>	-0.003	1.000					
<i>Size</i>	0.202***	0.071***	1.000				
<i>ROE</i>	0.025	-0.057***	0.013	1.000			
<i>Liabilities</i>	0.053**	0.178***	0.359***	-0.082***	1.000		
<i>HHI</i>	-0.003	-0.007	0.115***	0.013	0.008	1.000	
<i>PGDP</i>	0.012	-0.087***	-0.047**	0.027	-0.046**	-0.039*	1.000
<i>RDFIN</i>	0.032 [†]	-0.065***	-0.042*	0.050**	-0.098***	-0.045**	0.244***
<i>IFDI</i>	0.038 [†]	-0.081***	-0.042*	0.051**	-0.104***	-0.060***	0.504***
<i>OFDI</i>	0.031 [†]	-0.046**	-0.030 [†]	0.048**	-0.065***	-0.051**	0.702***
<i>Export</i>	0.013	-0.020	-0.044**	0.046**	-0.072***	-0.041*	0.397***
<i>Close</i>	0.027 [†]	-0.053**	-0.036*	0.028 [†]	-0.014	-0.059***	0.458***
<i>Unsullied</i>	0.035*	-0.066***	-0.011	0.036*	-0.023	-0.036*	0.517***
<i>SOE</i>	-0.018	-0.044*	0.042 [†]	0.001	0.084***	0.016	-0.009
	<i>RDFIN</i>	<i>IFDI</i>	<i>OFDI</i>	<i>Export</i>	<i>Close</i>	<i>Unsullied</i>	<i>SOE</i>
<i>RDFIN</i>	1.000						
<i>IFDI</i>	0.871***	1.000					
<i>OFDI</i>	0.611**	0.744***	1.000				
<i>Export</i>	0.766***	0.802***	0.864***	1.000			
<i>Close</i>	0.257***	0.447***	0.598***	0.551***	1.000		
<i>Unsullied</i>	-0.007	0.164***	0.453***	0.211**	0.577***	1.000	
<i>SOE</i>	-0.027	-0.040*	-0.016	-0.026	-0.003	0.030	1.000

注：[†]、*、**、***分别表示10%、5%、1%和1%的显著性水平。

(二)基准回归结果分析

本文采用标准负二项回归法,利用在准最大似然估计基础上计算出的稳健标准误进行t检验,以此作为基准回归的结果,如表4所示。

表4 基准回归结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>H1:Close</i>	0.010*** (4.27)		0.010*** (4.26)		0.010*** (4.10)	
<i>H2:Unsullied</i>		0.006 [†] (1.82)		0.006 [†] (1.81)		0.006 [†] (1.75)
<i>SOE</i>			-0.068 (-0.27)	-0.083 (-0.33)	-0.186 (-0.78)	-0.181 (-0.84)
<i>H3a:Close × SOE</i>					-0.026* (-2.22)	
<i>H3b:Unsullied × SOE</i>						-0.040*** (-3.52)
<i>Age</i>	-0.018 (-1.92)	-0.020* (-2.07)	-0.018 (-1.92)	-0.020* (-2.08)	-0.018 [†] (-1.86)	-0.020* (-2.10)
<i>Size</i>	0.584*** (14.55)	0.572*** (14.03)	0.583*** (14.51)	0.571*** (14.00)	0.585*** (14.56)	0.573*** (14.08)
<i>ROE</i>	0.006** (2.79)	0.006** (2.77)	0.006** (2.78)	0.006** (2.77)	0.006** (2.78)	0.006** (2.77)
<i>Liabilities</i>	0.453 (1.58)	0.457 (1.58)	0.459 (1.59)	0.464 (1.60)	0.437 (1.53)	0.425 (1.47)
<i>HHI</i>	-1.227* (-2.41)	-1.344** (-2.60)	-1.208* (-2.35)	-1.322* (-2.54)	-1.324* (-2.49)	-1.419** (-2.69)

表4 (续)

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>PGDP</i>	-0.324 [†] (-1.67)	-0.343 [†] (-1.78)	-0.325 [†] (-1.67)	-0.344 [†] (-1.79)	-0.326 [†] (-1.68)	-0.346 [†] (-1.80)
<i>RDFIN</i>	-0.022 (-0.20)	-0.137 (-1.32)	-0.021 (-0.19)	-0.135 (-1.31)	-0.019 (-0.17)	-0.131 (-1.27)
<i>IFDI</i>	0.566 ^{***} (3.39)	0.690 ^{***} (4.38)	0.563 ^{***} (3.38)	0.686 ^{***} (4.35)	0.567 ^{***} (3.39)	0.690 ^{***} (4.38)
<i>OFDI</i>	0.369 [*] (2.54)	0.315 [*] (2.17)	0.370 [*] (2.54)	0.316 [*] (2.18)	0.373 ^{**} (2.58)	0.320 [*] (2.21)
<i>Export</i>	-0.024 ^{***} (-4.38)	-0.016 ^{**} (-3.07)	-0.024 ^{***} (-4.37)	-0.016 ^{**} (-3.07)	-0.024 ^{***} (-4.39)	-0.017 ^{**} (-3.16)
常数项	-2.395 ^{***} (-6.99)	-2.847 ^{***} (-8.20)	-2.733 ^{***} (-7.12)	-2.302 ^{***} (-6.81)	-2.312 ^{***} (-6.72)	-2.328 ^{***} (-6.90)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
准R ²	0.064	0.063	0.064	0.063	0.064	0.063
α	3.374 ^{***}	3.397 ^{***}	3.374 ^{***}	3.397 ^{***}	3.366 ^{***}	3.381 ^{***}

注:样本量N=3 421;[†]、*、**、***分别表示10%、5%、1%和1‰的显著性水平;括号中数字为t值。

为了检验主效应假设H1和H2,本文在控制企业层面、行业层面和省级层面控制变量的前提下,先后考察城市层面的亲近指数(*Close*)和清白指数(*Un sullied*)对企业发明专利申请量(*patentl*)的影响,分别得到模型1和模型2。与仅包含控制变量的回归模型相比,模型1的准R²增加了0.001。在模型1中,政商关系“亲近”的回归系数为0.010($p < 1\%$),即在其他条件保持不变的情况下,城市政商关系“亲近指数”每增加一个单位,平均意义上企业的发明专利申请量将变为原来的1.010倍,因此假设H1得到支持。在模型2中,政商关系“清白”的回归系数显著为正($\delta = 0.006, p < 10\%$),假设H2也得到支持。在其他条件保持不变的情况下,城市政商关系“清白指数”每增加一个单位,平均意义上企业的发明专利申请量将增加为原来的1.006倍。

为检验调节效应假设H3a和H3b,本文运用多元层级标准负二项回归法进行模型拟合。首先对城市层面的亲近指数(*Close*)和清白指数(*Un sullied*)进行中心化处理,以减少多重共线性的影响;然后分别计算出亲近指数和清白指数跟调节变量企业所有权性质(*SOE*)的交互项;最后在控制企业层面、行业层面和省级层面的控制变量以及调节变量的前提下,考察交互项对企业创新产出的影响,得到模型5和模型6。模型5中,亲近指数和企业所有权性质交互项的回归系数为-0.026($p < 5\%$),这表明所有权性质对政商关系“亲近”和企业创新产出的关系起到了显著的负向调节作用,H3a得到支持,表明与非国有企业相比,政商关系“亲近”对国有企业创新产出的促进作用更小。模型6呈现了政商关系“清白”与所有权性质的交互项对企业创新产出的影响。交互项的回归系数为-0.040($p < 1\%$),即所有权性质对政商关系“清白”和企业创新产出的关系起到了显著的负向调节作用,H3b得到支持,说明与国有企业相比,政商关系“清白”对非国有企业的创新产出产生更大的促进作用。

(三)内生性问题

内生性问题导致关键解释变量的系数产生偏误。内生性的两个主要来源是双向因果和遗漏变量问题。本文的解释变量采用2016年的数据,而被解释变量采用2017年的数据,存在明显的时间滞后,因此不大可能存在双向因果关系。至于遗漏变量问题,本文尽可能多地控制了可能同时对关键解释变量和被解释变量产生影响的变量。例如:一个地方的经济发展水平越高,其政府就越有能力去改善当地基础设施、提供更多的公共物品,因此经济发展水平可能正向影响政商“亲近”程度;并且,经济发展水平越高,当地企业就越能吸引优秀的创新人才,所以经济

发展水平也可能正向影响企业的创新产出。如果不控制经济发展水平,就有可能产生遗漏变量偏误,所以本文控制了人均GDP的影响。遵循类似的思路,本文还在模型中控制了各地工业企业R&D经费、实际利用直接投资额、对外直接投资额和出口总额的效应。

(四)稳健性检验

本文从四个方面进行稳健性检验:其一,采用零膨胀负二项回归法;其二,采用“标准泊松回归+稳健标准误”;其三,用2017年各企业的专利申请量来测度被解释变量;其四,利用制造业与非制造业样本进行分组回归。由于篇幅限制未给出全部变量的回归结果,备索。

1. 采用零膨胀负二项回归

零膨胀负二项回归的结果如表5所示。六个模型中的Vuong统计量虽然均为负,但在其中五个模型中不具有5%水平上的统计显著性,因此有必要审视零膨胀负二项回归的结果。零膨胀负二项回归模型中各变量回归系数与标准负二项回归模型中的回归系数相等。模型1a中政商关系“亲近”,模型2a中政商关系“清白”,以及模型5a和模型6a中的交互项对应的回归系数至少在5%的水平上显著不为0,而且系数的正负号与各假设的预测一致。可见,本文所提假设均得到支持。

表5 零膨胀负二项回归结果

	模型1a	模型2a	模型3a	模型4a	模型5a	模型6a
<i>H1:Close</i>	0.010*** (4.91)		0.010*** (4.89)		0.001*** (4.73)	
<i>H2:Unsullied</i>		0.006* (2.37)		0.006* (2.35)		0.006* (2.28)
<i>SOE</i>			-0.068 (-0.32)	-0.083 (-0.39)	-0.186 (-0.87)	-0.181 (-0.84)
<i>H3a:Close × SOE</i>					-0.026* (-2.41)	
<i>H3b:Unsullied × SOE</i>						-0.040*** (-3.45)
<i>Vuong</i>	-1.63	-2.14*	-1.67†	-0.91	-1.58	-1.65†
<i>Pr>z</i>	0.949	0.984	0.952	0.818	0.943	0.950
<i>lna</i>	1.216***	1.223***	1.216***	1.223***	1.213***	1.218***

注:样本量N=3421;†、*、**、***分别表示10%、5%、1%和1%的显著性水平;括号中数字为t值。

2. 采用稳健标准误的标准泊松回归

负二项回归建立在对条件期望函数中不可观测部分的特定假设基础之上,如果所依据的特定假设不符合实际情况,则会导致回归系数的有偏且不一致估计。在不了解条件期望函数的情况下,即使被解释变量存在数据过度分散的问题,“泊松回归+稳健标准误”仍然可提供对参数和标准误的一致估计。采用稳健标准误的标准泊松回归结果见表6。在模型1b中,政商关系“亲近”的回归系数是0.009($p < 5%$),支持假设H1。在模型2b中,政商关系“清白”的回归系数为正($\delta = 0.010, p < 5%$),假设H2获得支持。模型5b、模型6b中交互项的系数分别为-0.016($p < 10%$),-0.045($p < 5%$),假设H3a和假设H3b均得到支持。

3. 用2017年企业专利申请量来测度被解释变量

由于行业特殊性,企业的创新成果产出不一定都是以发明专利形式出现,也有可能体现为外观设计、实用新型专利等。因此本文改用2017年各企业的专利申请量去测度因变量。表7报告了回归结果。回归系数对应的t值依据稳健标准误计算而得。在模型1c中,政商关系“亲近”的回归系数为0.008,在1%的水平上显著为正,假设H1得到支持。模型2c中政商关系“清白”对企业

专利申请量的回归系数也显著为正($\delta=0.005, p<10\%$),假设H2同样获得支持。模型5c中,所有权性质与政商关系“亲近”的交互项的回归系数为 $-0.027(p<1\%)$,假设H3a获得支持。在模型6c中,所有权性质与政商关系“清白”的交互项的回归系数在1%的水平上显著为负($\zeta=-0.041, p<1\%$),支持假设H3b。上述检验结果与使用发明专利数量测度被解释变量的标准负二项回归结果高度一致。

表 6 标准泊松回归结果

	模型1b	模型2b	模型3b	模型4b	模型5b	模型6b
<i>H1:Close</i>	0.009* (2.40)		0.009* (2.40)		0.009* (2.35)	
<i>H2:UnsuIIied</i>		0.010* (2.23)		0.010* (2.23)		0.009* (2.08)
<i>SOE</i>			-0.275 (-0.73)	-0.284 (-0.76)	-0.285 (-0.77)	-0.328 (-1.19)
<i>H3a:Close × SOE</i>					-0.016† (-1.67)	
<i>H3b:UnsuIIied × SOE</i>						-0.045* (-2.14)
准R ²	0.349	0.347	0.348	0.347	0.348	0.349

注:样本量N=3 421;†、*、**、***分别表示10%、5%、1%和1%的显著性水平;括号中数字为t值。

表 7 以企业专利申请量测度被解释变量的标准负二项回归结果

	模型1c	模型2c	模型3c	模型4c	模型5c	模型6c
<i>H1:Close</i>	0.008*** (3.53)		0.008*** (3.52)		0.008*** (3.38)	
<i>H2:UnsuIIied</i>		0.005† (1.85)		0.005 (1.83)		0.005 (1.76)
<i>SOE</i>			-0.252 (-1.13)	-0.256 (-1.14)	-0.376† (-1.82)	-0.338† (-1.77)
<i>H3a:Close × SOE</i>					-0.027** (-2.94)	
<i>H3b: UnsuIIied × SOE</i>						-0.041*** (-3.39)
α	3.264***	3.275***	3.263***	3.274***	3.255***	3.260***

注:样本量N=3 421;†、*、**、***分别表示10%、5%、1%和1%的显著性水平;括号中数字为t值。

4. 制造业与非制造业对比

本文所使用的样本企业中,大部分属于制造业企业。本文的因变量是基于企业发明专利申请量测算的,而非制造业的企业对发明专利的依赖程度可能弱于制造业企业。本文对样本企业按制造业和非制造业进行分组回归,采用稳健标准误的标准负二项回归结果见表8。模型1d中城市政商关系“亲近”的回归系数显著为正($\delta=0.011, p<1\%$),模型2d中城市政商关系“清白”的回归系数也显著为正($\delta=0.007, p<5\%$),这表明亲近指数和清白指数对制造业样本企业的发明专利申请量的促进作用均具有较高的统计显著性。根据模型3d,政商关系“亲近”对非制造业样本企业的发明专利申请量有促进作用,但该作用不具有统计显著性,且经济显著性低于政商关系“亲近”对制造业样本企业的作用。根据模型4d,政商关系“清白”对非制造业样本企业的发明专利申请量没有统计意义上的显著促进作用。以上对比分析表明,与非制造业企业相比,政商关系“亲近”和“清白”对制造业企业的发明专利申请量的影响更大。

表 8 制造业与非制造业对比

	制造业样本		非制造业样本	
	模型1d	模型2d	模型3d	模型4d
<i>Close</i>	0.011*** (4.42)		0.008 (1.24)	
<i>Un sullied</i>		0.007* (1.96)		0.010 (1.16)
α	2.755***	2.784***	8.858***	8.860***
样本量 <i>N</i>	2 172	2 172	1 249	1 249

注: †、*、**、*** 分别表示10%、5%、1%和1%的显著性水平;括号中数字为*t*值。

五、结论、意义与展望

(一)结论

以“亲近”和“清白”为核心特征的新型政商关系是新时代中国政商关系的发展方向。本文在国内首次探讨了新型政商关系对企业创新产出的作用机制并利用中国285个城市3 421家A股上市公司的数据进行了实证检验。实证结果表明,政商关系“亲近”和“清白”均对企业创新产出产生显著的促进作用,并且,上述作用的大小因企业所有权性质的不同而不同,具体来说,“亲近”和“清白”对国有企业创新产出的影响均显著小于其对非国有企业的影响。

(二)理论意义

1. 深化了对政企边界和政商关系在企业创新过程中的作用的认识。对于政府和企业的合理边界,存在着两种对立的认识。一种观点认为,政府要积极干预经济乃至企业的微观经营活动,以克服市场的盲目性;另一种观点则推崇自由市场,认为应该任由“无形之手”去决定资源配置。这两种对政企边界的定位都不利于政商关系的良性发展,进而阻碍企业的创新活动。前者要么完全否定企业经济自主权和主观能动性,企业创新动机和资源因此受到最大程度的抑制;要么在肯定企业经济自主权和主观能动性的前提下由政府通过行使行政权力和动用经济杠杆去影响企业的经营决策,这导致两种不利于企业创新的后果:一是企业倾向于执行关系导向战略,与官员建立基于私人关系的利益交换关系,并忽视创新对企业生存和发展的重要性;二是由于大量的政府资源被用于扶持特定企业,政府用于完善市场制度和公共物品供给方面的投入就会减少。关于政企边界的后一种定位极易导致“清而不亲”的政商关系状态,政府在完善市场制度、克服外部性、提供公共物品以及协调利益主体活动方面的潜在作用得不到充分发挥,其对企业创新活动的支持效果大打折扣,在制度缺失问题突出的新兴市场国家(Zhou等, 2017),上述弊端尤为明显。可见,以上两种都不是合理的政企边界定位。理想的状态是政府和企业实现优势互补。一方面,要充分肯定企业的市场主体地位,发挥市场对资源配置的决定性作用;另一方面,政府要保障市场制度的有效运行并且弥补可能出现的市场失灵,譬如帮助企业解决经济和社会发展中的公共物品不足问题。只有这样做,才有可能营造出“亲”“清”政商关系,从而促进企业创新。

2. 直接评估了宏观制度变量对企业创新的影响效应。以往的相关研究大多以特定宏观制度环境为研究背景,本文则利用新型政商关系的统计数据直接评估了它对企业创新产出的影响。这一做法符合制度基础理论所倡导的研究方向,即不能仅仅把制度环境作为研究背景而应该直接分析制度环境变量对企业行为和绩效的影响(Peng等, 2008)。

3. 进一步探讨了所有权性质对企业创新的影响。所有权性质对企业创新的影响得到了广泛的探讨,但现有研究大多考察国有股权对企业创新产出的直接效应(Choi等, 2012)。本文则探讨了国有股权的调节作用,发现其显著影响“亲”“清”政商关系对于企业创新产出的效应大小。实证结果表明,在其他条件相同时,国有企业因为政商关系改善而获得的创新产出效应要

低于非国有企业。之所以产生上述异质影响,可能是因为国有企业和政府的“天然”联系使得政商关系的改善能够在更大程度上增加非国有企业获取创新资源的机会和渠道以及创新投入。

(三)实践意义

为了促进本地企业的创新,中国地方政府对符合特定条件的具体企业提供财政补贴和融资支持。这些措施虽有一定的积极意义,但弊端也很突出,它导致不少企业不愿集中资源去从事真正有市场价值的创新,引发地方政府间的恶性补贴博弈,并且中国政府因为补贴已遭受了越来越大的国际压力。研究表明“亲”“清”政商关系可以促进企业创新,因此地方政府可以通过构建“亲”“清”政商关系来优化本地企业的创新环境。为了构建“亲”“清”政商关系,各地政府需要转变治理思路,不仅要减少对微观经济活动的过度干扰,而且要基于“公心”去帮助本地所有企业解决具有共性的瓶颈问题。根据本文的实证发现,地方政府不仅要完善政府对本地企业的服务作为重要任务,大力发展基础设施、金融服务、市场中介以及电子政务,而且还要进一步提高政府廉洁度以及行政和执法活动的透明度。

(四)研究展望

本研究探讨了新型政商关系对企业创新产出的影响机制并提供了相应的经验证据。未来的研究可在以下领域继续开展。其一,本文的研究样本仅局限于中国A股上市公司,这可能会影响到研究的外部效度,未来可以考虑利用“中国工业企业数据库”以纳入更广泛的企业样本。其二,目前关于“亲”“清”政商关系的测量只有一个年份的数据,待数据时间跨度扩大后可以考虑用面板数据进一步检验相关假设。其三,本文不仅定量评估了“亲”“清”政商关系对于企业创新产出的效应,而且在理论分析部分对其中的作用机制也进行了探讨。但是,本文所论证的作用机制尚有待实证检验。另外,是否还存在其他作用机制?上述两个问题可以作为下一步的研究议题。其四,“亲”“清”新型政商关系对创业概率和成功率、外商直接投资以及地方政府间竞争模式的影响,也是值得深入探讨的课题。其五,本研究为进一步探讨所有权性质对企业创新的影响提供了新思路,未来的研究可以更多地关注其他类型的制度冲击对所有权性质不同的企业的创新活动和创新产出的不同影响。最后,企业规模和地域文化都有可能影响到新型政商关系对企业创新产出的效应,未来可以尝试考察这两种因素的调节作用。

主要参考文献

- [1]白俊红. 中国的政府R&D资助有效吗? 来自大中型工业企业的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2011, (4): 1375-1400.
- [2]冯根福, 温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析[J]. 中国工业经济, 2008, (7): 91-101.
- [3]傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J]. 经济研究, 2010, (8): 4-15, 65.
- [4]顾元媛, 沈坤荣. 地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2012, (10): 77-88.
- [5]贺京同, 高林. 企业所有权、创新激励政策及其效果研究[J]. 财经研究, 2012, (3): 15-25.
- [6]李剑力. 探索性创新、开发性创新与企业绩效关系研究——基于冗余资源调节效应的实证分析[J]. 科学学研究, 2009, (9): 1418-1427.
- [7]鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. 经济研究, 2014, (6): 115-128.
- [8]聂辉华, 韩冬临, 马亮, 等. 中国城市政商关系排行榜(2017)[R]. 北京: 中国人民大学国家发展与战略研究院, 2018.
- [9]徐细雄, 李万利. 地区腐败、政治攀附与企业竞争策略: 关系导向VS创新驱动?[J]. 管理学季刊, 2018, (1): 49-76.
- [10]袁建国, 后青松, 程晨. 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, 2015, (1): 139-155.
- [11]曾萍, 刘洋, 吴小节. 政府支持对企业技术创新的影响——基于资源基础观与制度基础观的整合视角[J]. 经济管理, 2016a, (2): 14-25.

- [12]曾萍, 吕迪伟, 刘洋. 技术创新、政治关联与政府创新支持: 机制与路径[J]. 科研管理, 2016b, (7): 17-26.
- [13]周小宇, 符国群, 王锐. 关系导向战略与创新导向战略是相互替代还是互为补充——来自中国私营企业的证据[J]. 南开管理评论, 2016, (4): 13-26.
- [14]Bruton G D, Ahlstrom D. An institutional view of China's venture capital industry: Explaining the differences between China and the west[J]. *Journal of Business Venturing*, 2003, 18(2): 233-259.
- [15]Choi S B, Park B I, Hong P. Does ownership structure matter for firm technological innovation performance? The case of Korean firms[J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2012, 20(2): 267-288.
- [16]Hoskisson R E, Wright M, Filatotchev I, et al. Emerging multinationals from mid - range economies: The influence of institutions and factor markets[J]. *Journal of Management Studies*, 2013, 50(7): 1295-1321.
- [17]Peng M W. Institutional transitions and strategic choices[J]. *Academy of Management Review*, 2003, 28(2): 275-296.
- [18]Peng M W, Wang D Y L, Jiang Y. An institution-based view of international business strategy: A focus on emerging economies[J]. *Journal of International Business Studies*, 2008, 39(5): 920-936.
- [19]Su Z F, Peng M W, Xie E. A strategy tripod perspective on knowledge creation capability[J]. *British Journal of Management*, 2016, 27(1): 58-76.
- [20]Zhou K Z, Gao G Y, Zhao H X. State ownership and firm innovation in China: An integrated view of institutional and efficiency logics[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2017, 62(2): 375-404.

Can the New Government-Business Relationship Promote Firm Innovation? Evidence from Listed Firms in China

Zhou Jun¹, Zhang Yanting¹, Jia Liangding²

(1. *Dongwu Business School, Soochow University, Suzhou 215021, China*;

2. *Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China*)

Summary: This paper firstly summarizes the evolution of the nature of China's government and business relations, defines the connotation of the new type of government and business relations, and puts forward the research hypothesis based on the institutional theory. Then, it applies the standard negative binomial regression method to test the hypothesis on the basis of "Ranking List of China's Urban Political and Business Relations" released by China's Renmin University of China National Development and Strategy Institute as well as the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen Exchanges. Finally, it points out the theoretical significance, practical significance and future research directions. The empirical results show that the "close" and "unsullied" government-business relationship can increase the innovation output of firms; besides, compared with non-state-owned firms, the promoting effect of "close" and "unsullied" government-business relationship is smaller in state-owned firms. This paper is the first to empirically explore the impact of the new government-business relationship on firm innovation output. The theoretical significance of this paper is reflected in the following three aspects: Firstly, it deepens the understanding of the function of government-business boundary and government-business relationship in the process of firm innovation. The ideal state is that the government and firms may complement each other. Secondly, it directly evaluates the impact of macro institutional variables on firm innovation. This approach is in line with the research direction advocated by the basic theory of the institution, that is, the institutional environment should not be

(104)

This article incorporates individual differences into the analysis framework of attention-based views, which enriches the research of attention-based views. Second, we compare the different mechanisms of political identity perception and overseas experience on attention allocation. Decision-makers' encoding of external information and attention allocation are the key factors that affect their decision-making. Existing research has not strictly distinguished between the two types of roles. In this study, we analyze the different mechanism of the influence of political identity and overseas experience on decision-makers' attention. The recognition of individual political identity affects the focus of decision-makers on attention coding, while the multi-source information (or conflict) provided by overseas experience mainly affects the dispersion in the allocation process after attention coding. Third, focusing on the unique perspective of official media has enriched research on the causes of private enterprise innovation in transition economies. The mystery of innovation differences in private enterprises has always been the focus of research. Institutional theory, principal-agent theory, upper echelons theory and resource dependence theory have all explained it in multiple dimensions, but rarely from the perspective of official media information.

Mgt "yqt fu<"R&D investment; official media trust; overseas experience; political status

~~~~~  
( 89 )

regarded as a mere research background, but the impact of institutional environmental variables on firm behavior and performance should be directly analyzed (Peng, et al., 2008). Thirdly, this paper further explores the impact of ownership property on firm innovation. It explores the moderating effect of state-owned equity which is different from discussing the direct effect of state-owned equity on firm innovation output. Future research might be conducted in the following areas: Firstly, the mechanism of impact demonstrated in this paper needs to be tested empirically, and the possible other mechanism of impact remains to be explored. Secondly, the impact of the new government-business relationship on entrepreneurial probability and success rate, foreign direct investment, and local governmental competition model is worth further discussion. Thirdly, this study provides new ideas for further exploring the impact of ownership property on firm innovation. Future research can pay more attention to the different impact brought by other types of institutional shocks on innovation activities and innovation output of firms with different ownership property. Finally, the size of firms and the regional culture may affect the effect of the new government-business relationship on the innovation output of firms. In the future, we may try to explore the moderating effect of these two factors.

**Mgt "yqt fu<"new government-business relationship; firm innovation; ownership property; institutional theory**