

政治联系方式与民营上市公司业绩： “政府干预”抑或“关系”？

杜兴强 郭剑花 雷宇
(厦门大学管理学院, 福建厦门市 361005)

摘要:本文选择中国资本市场民营上市公司2004年至2006年的经验数据,实证检验了不同类别的政治联系方式对公司业绩的影响。本文运用Hausman方法检验不同政治联系方式和公司业绩之间是否具有内生性,并采用联立方程模型控制内生性。本文的实证研究结果表明:民营上市公司的政府官员类政治联系对公司业绩具有显著的、负向的影响,支持了“政府干预”观点(argument);而代表委员类政治联系则具有显著的、正向的影响,支持了“关系”观点。

关键词:政治联系方式;政府官员类政治联系;代表委员类政治联系;公司业绩

JEL分类号:G34;O17 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2009)11-0158-16

一、引言

伴随中国经济持续、高速的增长迹,西方对中国转轨经济体的运行产生了日益浓厚的兴趣,研究中国问题的论题日益受到关注。其中,神秘的东方“关系”(GuanXi)一直是学者关注的焦点(Fisman, 2001; Faccio, 2006; Adhikari et al., 2006; Leuz and Oberholzer-Gee, 2006; Boubakri et al., 2008)。中国、东南亚(印度尼西亚、马来西亚等)等经济运行中的政治联系(political connection)现象,更是吸引着各国学者进行开拓性的研究,并对此保持持续性的关注。政治联系和公司业绩的关系,则是政治联系领域内一个受到持续关注的研究问题。

公司政治联系对业绩的影响,目前存在两种相互竞争的观点(argument):“政府干预”观点和“关系”观点。“政府干预”观点将公司的政治联系视为政府对公司进行干预的手

收稿日期:2009-05-20

作者简介:杜兴强(1974.1-),男,山西芮城人,厦门大学管理学院教授、博士生导师。

郭剑花(1983.10-),女,福建莆田人,厦门大学管理学院博士生。

雷宇(1983.6-),男,河南固始人,厦门大学管理学院博士生。

作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

段、从而会降低公司业绩(Fan et al, 2007; Boubakri et al., 2008)。“关系”观点则认为政治联系(一种关系)是不完善的制度环境的有效替代机制(Rajan and Zingales, 1998),而且公司愿意主动花费成本建立政治联系以获得政府管制下的某些“租金”(Krueger, 1974),因此政治联系会提高公司业绩(Li et al., 2008)。

吴文峰、吴冲锋和刘晓薇(2008)发现,高管的政府背景整体上并没有影响民营上市公司价值,区分了中央政府背景和地方政府背景之后,发现地方政府背景具有正面影响。邓建平和曾勇(2009)则发现,民营企业的政治关联程度越高,企业的经营效率越差。王庆文和吴世农(2008)则发现,总体上在国有企业中,政治关系对公司业绩具有损害作用,扮演“掠夺之手”角色,而在民营企业中,政治关系对公司业绩具有提升作用,扮演“扶持之手”角色。现存文献对政治联系和企业业绩相关性问题的研究结论的不一致性,促使我们对该问题进行深入的研究。

本文采用中国资本市场民营上市公司2004年至2006年的经验数据,实证检验了政治联系方式和公司业绩之间的关系。实证研究结果表明:民营上市公司的政府官员类政治联系对公司业绩具有显著的、负向的影响,支持了“政府干预”观点;而代表委员类政治联系则具有显著的、正向的影响,支持了“关系”观点。本文的研究揭示,现存文献对政治联系和公司业绩相关性问题的研究结论不一致,很重要的原因之一在于未严格的区分政治联系的方式;对于研究中国转轨经济下民营企业政治联系对业绩的影响,区分政治联系的方式十分必要。

本文研究的贡献在于:(1)区分了不同类型的政治联系——政府官员类政治联系和代表委员类政治联系(银行联系作为控制变量)。(2)拓展了政府官员类政治联系的虚拟变量法和赋值法,认为虚拟变量法固然可以接受,但在中国的制度背景下却未能深入考量和刻画政治联系的强度;而仅对高管个人的政治联系级别进行赋值(王庆文和吴世农, 2008),虽刻画了高管个人的政治联系程度,但却未曾充分考虑具有政治联系的高管之前或现任单位的级别,仍略显不够全面或细致。(3)间接检验了“政府干预”观点和“关系”观点。

本文第二部分回顾了以往文献中政治联系的衡量方法、政治联系方式和政治联系与业绩的关系;第三部分进行理论分析并提出本文的研究假设;第四部分是本文的研究设计;第五部分报告实证研究结果并对其进行分析;最后是本文的结论和进一步研究方向。

二、文献回顾、理论分析与假设的提出

(一)文献回顾

1. 公司政治联系的衡量。

对公司政治联系的各种衡量方法,总体上可以划分为两类(杜兴强等,2009):一类是以高管的政治联系衡量公司的政治联系,一类是以公司的其他特征来衡量公司政治联系。表1总结了公司政治联系的衡量方法、相关文献和对这些方法的简要描述。

表 1 公司政治联系的衡量方法

类别	方法	文献	方法描述
以高管特征为基础的衡量方法	虚拟变量	Boubakri (2008), Faccio (2006), Fan et al. (2007), 吴文峰等 (2008), 邓建平和曾勇 (2009)	如果公司的高管曾有或现有政治经历, 则虚拟变量取 1, 否则取 0。
	比例	陈冬华 (2003), 罗党论和唐清泉 (2009), 邓建平和曾勇 (2009)	公司高管中具有政治联系高管的比例。
	评分	胡旭阳 (2006), 胡旭阳和史晋川 (2008), 邓建平和曾勇 (2009), 王庆文和吴世农 (2008)	对公司高管的不同政治身份级别赋予不同的分值, 必要计算后作为公司政治联系指标。
以公司其他特征为基础的衡量方法	政府股权	Adhikari et al. (2006)	以政府拥有公司的股权比例作为政治联系的替代变量 (Malaysia)。
	捐赠	Claessens et al. (2008)	公司对候选人的捐赠金额 (Brazil)。
	股价	Leuz and Oberholzer - Gee (2006)	计算苏哈托 (Suharto) 身体状况的坏消息公布时公司的累计回报, 负向累计回报越大, 联系程度越高 (Indonesian)。
	指数	Fisman (2001)	用 Castle Group 咨询公司提供的苏哈托依赖指数 (Suharto Dependency Index) 作为政治联系程度的指标 (Indonesian)。

注: 作者根据文献资料整理 (“方法描述” 后面的括号表示该研究的国别)。

两类方法中, 以高管特征为基础的衡量方法被广泛运用, 其中的虚拟变量法已成为衡量公司政治联系的最为主要的方法 (Boubakri et al., 2008)。在虚拟变量法下, 当公司高管中至少有一位曾经或现在是政府官员 (指包括议会、政党等在内的广义政府) 时, 即认为该公司是具有政治联系的公司^①。

在研究中国公司的政治联系相关问题时, 一些学者根据中国的制度背景对公司政治联系的衡量方法做出了一些调整。胡旭阳 (2006) 将浙江省民营企业家按照人大代表和政协委员的级别分别赋以 0 到 5 的分值, 并且 “考虑到不同企业家政治身份传递信息的能力不是线性递增而是以级数方式递增的”, 又将这些分值平方后作为政治联系变量。邓建平和曾勇 (2009) 采取了类似的评分方式 (没有取平方)。王庆文和吴世农 (2008) 按照公司高管曾经或现在在行政系统任职的最高行政级别对其政治影响力进行赋分, 并将公司每个高管的得分简单加总, 作为公司政治影响力指数得分。本文拓展了胡旭阳 (2006)、王庆文和吴世农 (2008) 的方法, 认为不同层次政治身份的影响应当是不同的; 而虚拟变量法把不同层次的政治联系都赋值为 1, 这与中国的实际情况有所不吻合。

此外, 必须指出的是, 现有文献通常不区分高管政治联系的方式, 认为高管担任 “议

^① “公司高管” 在不同的研究中对应对着不同的范围, 比如 Fan, Wong and Zhang (2007) 的高管范围仅包括 CEO; 吴文峰, 吴冲锋和刘晓薇 (2008) 的高管范围包括董事长和总经理; Boubakri et al. (2008) 的高管范围包括董事会和监事会; 邓建平和曾勇 (2009) 的高管范围是实际控制人、董事和高层经理, 不包括独立董事和监事会成员。

员、部长”和“与政府有密切联系”是同等的(Faccio, 2006),认为高管“具有人大代表或政协委员资格”和“具有曾(现)在政府工作背景”是同等的(邓建平和曾勇, 2009)。考虑中国资本市场的现状与我国转轨经济的特殊制度背景,人大代表、政协委员的政治联系与政府官员实质上是不同的,并不能简单与真正的政府官员“划等号”,对民营企业而言尤其如此。因为人大代表和政协委员的构成需要考虑各利益团体的代表性,譬如第十届全国人大代表的数量为3000名左右,全国政协委员为2238名左右,其中133名人大代表、100名全国政协委员来自民营经济代表人士(罗党论和唐清泉, 2009);所以这些人大代表、政协委员实际上往往不是政府官员,而是民营企业家。本文认为,应对政府官员类的政治联系和代表委员类的政治联系进行明确区分,这样才能够既考虑到我国资本市场和制度背景,又契合了“政府干预”和“关系”这两种相互竞争的观点。

2. 政治联系与公司业绩。

在“政府干预”观点下,Fan, Wong and Zhang(2007)认为政府干预会对公司业绩和公司治理质量产生不利影响,使用CEO的政治联系特征作为政府干预的替代变量,发现CEO具有政治联系的公司IPO后的长短期股价表现和会计业绩均差于其他公司,从而验证了政府干预的不利影响。Boubakri et al. (2008)认为政治联系是民营化进程中政府对企业的持续控制,并发现具有政治联系的公司会计业绩相对没有政治联系公司要差。这些文献的理论基础可以追溯到Shleifer and Vishny(1994),他们分析了政府干预企业低效率的原因,认为决策过程的政府干预导致公司管理者目标混乱。此外,政府干预使得对公司管理者的监督和激励不充分,也会导致较差的业绩(Vickers and Yarrow, 1988, 1991)。

在“关系”观点下,往往会得出政治联系对公司有利的结论。Faccio(2006)总结了公司通过政治联系获得某种优待的文献;Li et al. (2008)发现中国民营企业家的党员身份对企业业绩有正向影响;胡旭阳(2006)、胡旭阳和史晋川(2008)发现政治联系会给企业在融资和多元化方面带来好处;吴文峰等(2009)发现高管的政治联系会使企业获得税收优惠。

考虑中国的制度背景,“政府干预”和“关系”同时广泛存在,并且二者产生的影响同样深刻。那么就不难理解为什么一些对中国情况的研究得出了不一致的结论。例如同样是针对民营上市公司的研究,吴文峰等(2008)首先发现高管的政府背景整体上并没有影响民营上市公司价值,区分了中央政府背景和地方政府背景之后,才发现地方政府背景具有正面影响;邓建平和曾勇(2009)则发现民营企业的政治关联程度越高,企业的经营效率越差。王庆文和吴世农(2008)则发现,总体上在国有企业中,政治关系对公司业绩具有损害作用,扮演“掠夺之手”角色,而在民营企业中,政治关系对公司业绩具有提升作用,扮演“扶持之手”角色。

(二)理论分析与假设的提出

政治联系与公司业绩关系的理论基础主要有两种观点(argument):“政府干预”观和“关系”观。

1. “政府干预”观点。

Fan, Wong and Zhang(2007)和Boubakri et al. (2008)都指出,公司政治联系可能是民

营化进程中政府对公司持续干预的一种手段。而政府干预(government intervention)可能从多个方面“干扰”公司经营决策,从而降低公司业绩。Boubakri et al. (2008)总结了政府干预会导致企业低效率的两种理论观点:政治观点(the political view)和管理观点(the managerial view)。政治观点认为决策过程的政治干预导致管理者目标混乱(Shleifer and Vishny, 1994),此时管理者的目标由于受到了政治目标的影响而不完全是股东价值最大化(Boycko et al., 1993)。这些政治目标包括最大化员工利益、促进地区经济发展、维护社会稳定、维持物品和劳务的低价格等(Boubakri et al., 2008)。管理观点认为,政府干预使得管理者没有被充分监督,从而导致较差的激励结构,而且管理者在决策制定时会过分顾虑和谨慎(Vickers and Yarrow, 1988, 1991),且由于管理者对公司不具有所有权,就没有足够的激励来促使其努力提高公司效率(Laffont and Tirole, 1993)。

综合这些观点,政府干预(通过公司政治联系作为手段)会降低公司业绩(Fan et al., 2007; Boubakri et al., 2008; 王庆文和吴世农, 2008; 邓建平和曾勇, 2009 等)。

2. “关系”观点。

Allen et al (2005)指出,中国的法律和金融发展现状无法合理地解释其持续、高速增长的现实,此谓“中国发展之谜”。实际上,正式的制度安排是可以以较低的执行成本促使经济运行的方式之一。值得注意的是,制度的运行总成本既包括执行成本、亦包括制定成本。有效的制度最终体现的是总成本(凹函数)最低,而非执行成本或制定成本之一最低(杜兴强, 2002)。所以,非正式的制度安排在特定的情况下完全可能作为替代机制而存在。转轨经济体中,由于交易费用的高昂性和契约的不完备性,正式的制度安排和非正式的制度往往交织在一起,共同支撑着资本市场和社会经济的运行(North, 1990)。为此,企业、特别是民营企业往往花费昂贵的成本去缔结“关系”(GuanXi),以期获得资源的垄断权或形成一种隐契约(Choi et al, 1999)。

政治联系作为“关系”的一种特例,其存在有着必然性。Rubin (1994)指出,“裙带资本主义”不仅存在于社会主义经济的集中计划制度中,而且会在转轨时期继续存在下去。中国自古以来就是一个关系型社会,因此“关系”(GuanXi)型契约并不鲜见。“关系”并不意味着丑陋、鄙弃或低等,它往往是关系社会中利益相关者进行自我保护的一种次优方案。但是“关系”的排他性使得其他意欲进入关系网络或者建立新的关系网络变得越来越困难。譬如 Petersen and Rajan (1994)的经验研究表明,中小企业(多为民营企业)的关系型融资,确保中小企业可以在未预期情况下(如技术性财务困境)得到所需的再融资,通过这种方式,这些企业比没有关系融资的企业更快进入证券市场^①。

“关系”观点往往会得出政治联系会提高公司业绩的结论(Li et al., 2008; 吴文峰等, 2008)。

^① 具体到中国的具体制度环境中,银行在决定稀缺性的贷款资源流向何方时,往往选择那些具有政治联系的企业,因为这等于为最终的贷款偿还提供了一种隐性的担保。

3. “政府干预”与“关系”。

对比上述“政府干预”观和“关系”观不难发现，“政府干预”观隐含的意思是，公司政治联系是政府的有形之手伸向企业的结果，而“关系”观点的隐含意思是公司主动获取政治联系（比如公司主动寻租）。如果公司被动接受政府干预，那么政治联系会损害业绩；但如果公司主动获取政治关系资源，那么政治联系会提高业绩^①。Faccio(2006)的研究佐证了这一点——仅在企业（主动）融入政治圈子时、而非政治因素寻求“挤入”企业时，公司的价值才会增加。更广泛地看，“政府干预”和“关系”深刻体现了我国的制度背景和文化特征。研究中国问题，政府的角色、政府干预现象不容回避；而在文化层面上，“关系”是几千年中国历史积淀下来的文化特征，这一特征深刻影响着人们的意识和行为。因此，“政府干预”和“关系”这两种观点比较全面的刻画了我国当前的制度和文化的因素，为分析我国当前的经济现象提供了较好的理论基础。

前文已指出，我国民营企业存在代表委员类和政府官员类两种方式的**政治联系**。这两种类型的政治联系在来源和作用上是不同的。民营企业中的政府官员类政治联系主要有三种来源（参考了白重恩等，2005）：（1）政府官员下海经商；（2）退休政府官员被邀请或主动进入民营企业；（3）政府指派官员进入民营企业。此外，民营企业中的代表委员主要有两种来源：（1）民营企业高管被选举进入人大或政协；（2）人大代表或政协委员被邀请或主动进入民营企业。

从民营企业中政府官员的动机来看，如果是官员自己下海经商，在动机上他必然会利用自己的关系为自己的企业谋利益；而如果是退休官员进入民营企业，是否有充分的激励为企业谋求利益，则是一个值得深思的问题。实际上，即便是民营企业，并不能够完全排除政府干预——譬如卢晓慧（2006）指出，政府干预对民营投资的影响主要表现在影响民营企业投资的行业分布、地区分布、投资权益保障及投资资金获取。此外，中国工商联（2008）的调查报告“中国民营企业为什么长不大”，就揭示了政府官员的典型形式——缴费和摊派^②。因此，民营企业的政府官员类政治联系既可能体现“政府干预”、也有可能体现“关系”。政府官员类政治联系对民营企业业绩的影响是不确定的。

从民营企业中代表委员的动机来看，民营企业高管进入人大政协的意愿十分强烈，一旦被选举进入，他势必会利用这一“关系”为企业谋求利益。而上述代表委员的第二种来源，应当是比较少见的，因为如果企业打算邀请一些“关系”人士进入企业，那么邀请政府官员会比邀请代表委员效果更好，而代表委员往往是社会各界的知名人士，他们放弃自己原有的事业主动进入一个新的领域，可能性不大。因此，代表委员类政治联系应当主要是民企高管积极争取的结果，这种身份更有可能扮演“关系”的角色，提高企业业绩。

基于以上讨论，本文提出如下的研究假设：

^① 但是必须承认，现实中很难区分主动联系和被动联系及其影响。在“政府干预”和“关系”同时存在的情况下，政治联系对公司业绩的影响可能永远都是一个混合的结果。

^② 参见 <http://press.idoican.com.cn/detail/articles/20081102078143/>。

假设 1: 民营上市公司的代表委员类(人大代表和政协委员)政治联系会提高公司业绩。

假设 2a: 民营上市公司的政府官员类政治联系会提高公司业绩;

假设 2b: 民营上市公司的政府官员类政治联系会降低公司业绩。

三、研究设计

1. 模型与变量定义。

本文建立模型(1)来研究政治联系对公司业绩的影响。模型(1)的因变量是公司业绩(PE),解释变量是公司政治联系(PC)。根据前文的分析,本文将政治联系区分为政府官员类和代表委员类两类。此外,胡旭阳(2006)和吴文峰等(2008)发现,政治联系有助于民营公司获得融资便利。考虑到我国银行对民营企业的重要作用,本文增加银行联系这一变量作为一个重要的控制变量,银行联系是指公司的高管现在或曾经在银行^①任职。模型(1)的其他控制变量包括六个维度:公司治理维度、公司特征维度、高管激励维度、制度环境维度、行业维度和时间维度。这些控制变量在以往的文献中都有所涉及(如 Fan et al., 2007 等)。变量的定义与描述见表 2。

$$PE = \beta_0 + \beta_1 PC + \beta_2 BIG_1 + \beta_3 BIG_{2-5} + \beta_4 PLU + \beta_5 \ln TA + \beta_6 LEV + \beta_7 MAGSH + \beta_8 INST + \beta_9 INDREG + \beta_{10} YEAR + \varepsilon \quad (1)$$

本文的高管范围是公司年报所披露的、除独立董事之外的全部高管(包括董事、监事和其他高管)。本文对政府官员联系和代表委员联系采用评分的方法度量而非虚拟变量法。在政府官员类政治联系方面,王庆文和吴世农(2008)针对公司各高管的个人行政级别打分,将公司所有高管得分求和,得出公司政治联系指标。这种度量方式可以看作是对虚拟变量方法的拓展,但仍可进一步拓展。比如,假设一家公司存在 8 个得分为 1 的高管,而另一家公司存在一个得分为 8 的高管,按照王庆文和吴世农(2008)的方法这两个公司的政治联系相同;但是可能与现实不符,因为“官大一级压死人”,后者的政治联系程度更强。此外必须指出,本文也进一步考虑政治联系的影响力和政治联系的层级,将政府官员类政治联系综合根据高管自身的行政级别和高管曾任职单位的级别进行了调整。

综合起来,对于政府官员类政治联系的赋值,本文按照如下的逻辑和思路进行度量:(1)对上市公司高管的个人最高行政级别进行赋值;(2)具有政治联系的高管曾任职或现任职的最高级别单位或组织的级别赋值;(3)将每位高管任职的单位级别和高管个人行政级别相乘,作为政府官员类政治联系的度量;(4)选择每家上市公司的所有高管中、政府官员类政治联系的最大值,作为公司政府官员类政治联系的度量。

对于代表委员联系,本文采纳 0 至 5 共六个数值度量(参考了邓建平和曾勇,2009);此外对于银行联系,我们仍采用相关文献常用的虚拟变量方法度量。

表 2 提供了政治联系变量和其他变量的详细度量方法。

^① 这里的银行包括国有四大商业银行、全国性股份制银行、政策性银行和地方银行,不包括中国人民银行(属于政府)和其他金融机构。

表2 变量及其定义

变量名称	变量度量方法
公司业绩(PE)	(1)总资产收益率(ROA)
	(2)净资产收益率(ROE)
	(3)销售利润率(ROS),用于稳健性测试。
政治联系(PC)	政府官员类政治联系(MAXGOV) <p>第一步:公司的每个高管,若现在或曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院检察院任职,分别根据单位的最高级别和个人的最高职务级别,按照级别赋值:副科以下1,副科级2,科级3,副处级4,处级5,副厅级6,厅级7,副部级8,部级9;否则若不具备任何政治联系,则赋值为0[依据国务院颁布的《国家公务员暂行条例》(1993年8月14日),部和省,司和厅、局,处和县,科和乡属于同一级别的不同称谓]。 第二步:根据第一步的赋值,每位高管均存在两个政府官员类型的政治联系的赋值:(1)单位的级别;(2)个人级别。将二者相乘,作为该高管最终的政治联系取值;例如,XX省财政厅的科长,单位级别是厅级7,个人级别是科长3,该高管的政府背景取值为21。 第三步:取诸位高管的政府官员类政治联系的最大值,作为该公司政府官员类政治联系取值。</p>
	代表委员类政治联系(MAXDBWY) <p>第一步:公司高管若曾经或现在担任党代表(极少此种情况)、人大代表和政协委员级别,给级别赋值:乡级1,县级2,市级3,省级4,国家级5(但不包括人大或政协常设机构成员)。 第二步:取公司各高管代表委员类政治联系的最大值,作为该公司代表委员类政治联系取值。</p>
	虚拟变量(PCDUM) <p>当公司的高管曾经或现在在党委(含纪委)、政府、人大政协常设机构、法院检察院、银行任职,或曾经或现在担任党代表、人大代表和政协委员,则赋值为1,否则取0。</p>
银行联系(BANK)	若公司的高管现在或曾经在银行任职,该值取1,否则取0。
第一大股东持股比例(BIG ₁)	公司第一大股东持股比例。
第二至第五大股东持股比例(BIG ₂₋₅)	公司第二至第五大股东持股比例之和。
两职兼任(PLU)	公司董事长和总经理两职兼任时取1,否则取0。
规模(lnTA)	公司期末资产总额的自然对数。
资产负债率(LEV)	公司期末负债总额除以期末资产总额。
管理层持股比例(MAGSH)	公司高管期末持股比例之和。
制度环境(INST)	樊纲等(2007)各地区2004年市场化进程指数。
管制行业(INDREG)	公司的证监会行业代码为B、C4、C6、D、F、G时取1,否则取0(夏立军和陈信元,2007)。
年度(YEAR)	年度虚拟变量。
公司上市持续时间(AGE)	公司自上市至研究年度的时间。
高管平均年龄(MAGAGE)	公司高管的平均年龄。
高管总数(MAGNUM)	公司高管总人数。
高管中女性比例(MAGSEX)	公司高管中女性比例。

2. 样本选择和数据来源。

本文研究的样本包括 2004 至 2006 年沪深两市民营上市公司,并且要求该公司上市时即为民营公司——即强调民营上市公司的“纯”政治联系。换言之,本文的样本公司排除了那些虽然在上市之初为国有企业、但在“抓大放小”、“国退民进”改革中,通过股权转让等控制权转移的方式改制为民营的上市公司。本文依据 CSMAR“中国民营上市公司数据库 2009”中提供的“民营化方式”指标进行上述判断和选择。在此基础上,本文按照如下原则对样本公司进行了剔除:

- (1) 金融保险类上市公司;
- (2) ST、*ST 类特殊处理的上市公司;
- (3) 数据缺失的上市公司。

最终,本文得到 278 个观测值,构成本文的研究样本。

其中,存在某一类或兼具两类政治联系的观测值有 176 个(63.31%),不存在任何形式政治联系的观测值有 102 个(36.69%)。也就是说,样本中接近 2/3 的观测值存在某种形式的政治联系。图 1 采用集合的形式描述了各种政治联系方式的观测值分布。图中最大的方框代表样本总量——278 个观测值,两个圆分别表示政府官员类、代表委员类的政治联系,图中的数字对应着数字所在区域的观测值。具体来说,仅具有政府官员联系的观测值有 74 个,仅具有代表委员联系的观测值有 27 个,而同时具备两种方式政治联系的观测值(即两个圆的交集)有 75 个。样本中具有政府官员联系(大圆)的观测值共 149 家(53.60%),具有代表委员联系(小圆)的观测值共 102 家(36.70%)。可见高管中存在前任政府官员的观测值超过全部样本的一半,高管中存在代表委员的观测值超过全部样本的三分之一,两种形式的政治联系比较普遍。表 3 给出了每种情况的观测值数量和百分比。

表 3 各种类型政治联系观测值数量和比例

序号	类别	观测值(百分比)
(1)	具有政府官员类政治联系	149(53.60%)
(2)	具有代表委员类政治联系	102(36.70%)
(3)	仅具有政府官员类政治联系	74(26.62%)
(4)	仅具有代表委员类政治联系	27(9.71%)
(5)	兼具政府官员类和代表委员类	75(36.98%)
(6)	不具备任何一种政治联系	102(36.70%)

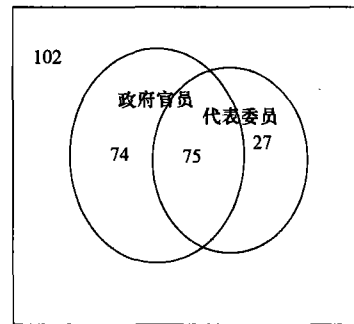


图 1: 政治联系观测值集合图示

本文从 CSMAR 数据库中获得样本公司高管简历, (1) 根据高管简历和上文阐述的变量度量方法,对各高管的政府官员类政治联系进行赋值和计算;(2) 对代表委员类政治联系进行赋值;(3) 采取虚拟变量方法,对银行联系赋值。本文界定的高管范围是公司披露的、除独立董事之外的全部高管(包括董事、监事和其他高管)。

本文研究所使用的第一大股东持股比例、第二至第五大股东持股比例、董事长和总经理

兼任数据取自 CCER 数据库。制度环境变量以樊纲等(2007)计算的、我国各地区 2004 年市场化进程指数(总指数)作为替代变量。管制行业的划分以证监会行业代码 B、C4、C6、D、F、G 为依据(夏立军和陈信元,2007)。其他变量均取自 CSMAR 数据库并通过必要的计算得到。

为了克服极端值的影响,本文对连续变量(*ROA*、*ROE*、*ROS*、*LNTA* 和 *LEV*)前后各 3%^①进行了 *Winsorize* 处理。

四、实证研究结果及其分析

1. 描述性统计。

表 4 描述了各变量的均值、标准差、最小值、最大值和四分位数。结合前文政治联系的度量,我们发现政府官员类政治联系的最大值为 72(即 9×8),中位数为 5(即 5×1),均值为 12.6187。公司高管曾经担任的政府职务在级别上是不同的,这些职务在级别上具有较大差异。如果不考虑这些差异,而将不同级别的政府官员联系视为相同,都用一个相等的数值(虚拟变量都取 1)来衡量,显然是不合理的。类似的,代表委员也有县级、市级、省级和国家级的差别。

表 4 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	1/4 分位	中位值	3/4 分位	最大值
<i>ROA</i>	0.0587	0.0440	-0.0745	0.0333	0.0580	0.0859	0.1471
<i>ROE</i>	0.1088	0.0769	-0.1187	0.0648	0.1121	0.1571	0.2708
<i>ROS</i>	0.0809	0.0725	-0.1442	0.0435	0.0766	0.1132	0.2559
<i>PCDUM</i>	0.6727	0.4701	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>MAXDBWY</i>	1.4676	2.0155	0.0000	0.0000	0.0000	4.0000	5.0000
<i>MAXGOV</i>	12.6187	17.4213	0.0000	0.0000	5.0000	20.0000	72.0000
<i>MAXBANK</i>	0.1763	0.3817	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>BIG1</i>	0.3320	0.1319	0.0518	0.2325	0.3220	0.4208	0.7242
<i>BIG2-5</i>	0.2544	0.1123	0.0061	0.1749	0.2571	0.3300	0.5624
<i>PLU</i>	0.2122	0.4096	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>lnTA</i>	20.6660	0.6628	19.6371	20.1456	20.5652	21.0489	22.2195
<i>LEV</i>	0.4080	0.1595	0.1229	0.2905	0.4144	0.5228	0.7082
<i>MAGSH</i>	0.1779	0.2049	0.0000	0.0000	0.0676	0.3272	0.8129
<i>INST</i>	8.5272	1.4456	4.1700	7.5200	9.3600	9.7700	9.8100
<i>INDREG</i>	0.3201	0.4674	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>AGE</i>	2.5000	1.3212	1.0000	1.0000	2.0000	3.0000	6.0000
<i>MAGAGE</i>	43.2349	3.1450	34.8200	41.1000	43.1750	45.2500	52.1400
<i>MAGNUM</i>	13.0827	2.3937	8.0000	11.0000	13.0000	14.0000	22.0000
<i>MAGSEX</i>	0.1476	0.1072	0.0000	0.0800	0.1300	0.2100	0.5800

变量的 Pearson 相关系数表明(限于篇幅,Pearson 相关系数表格从略),代表委员联系

^① 本文对连续变量前后各 1% 和 2% 进行 *Winsorize* 处理后发现仍存在极端值(超过 3 个标准差),前后各 3% 进行 *Winsorize* 处理后变量分布均在 3 个标准差以内,我们认为这是可以接受的。

变量与业绩 ROA 在 1% 的显著性水平上正相关(系数 0.279)和业绩 ROE 也在 1% 的显著性水平上正相关,系数为 0.329。政府官员联系变量和银行联系变量与业绩的相关系数均不显著。上述结果初步支持了本文的假设 1。进一步的结论需要下述回归分析来进行支持。

2. 实证研究结果及其分析。

本文按照如下的逻辑进行检验:(1)延续以往研究,不区分政治联系方式,按照虚拟变量法进行 0、1 赋值,检验政治联系与公司业绩的关系。(2)区分两种政治联系方式,并对赋值基础进行拓展,以此为基础进行实证检验。本文所有的回归结果都进行了 White 调整,以克服异方差的潜在影响,模型的自相关(DW 统计量非常接近 2)和多重共线性(各变量的方差膨胀因子 VIF 均小于 3)并不严重。

(1)不区分政治联系方式的回归结果。

若不区分政治联系的方式,那么某公司存在一种形式的政治联系(以及银行联系^①),就将该公司判定为具有政治联系的公司,赋值为 1;否则赋值为 0(虚拟变量法)。这种定义政治联系公司的方法是主要的方法之一(Boubakri et al., 2008)。考虑到政治联系与公司业绩可能存在的相互影响,我们使用 Hausman 内生性检验进行内生性判断,检验结果表明政治联系虚拟变量(PCDUM)不具有显著的内生性,因此可以直接采用最小二乘法(OLS)进行回归。

表 5 给出了回归结果。表 5 显示模型整体显著(F 值的显著性水平均为 0.000),政治联系虚拟变量(PCDUM)的回归系数不显著,在两种业绩指标(ROA 和 ROE)的模型中 P 值分别为 0.407 和 0.506。公司的政治联系对业绩的影响不显著。

表 5 回归结果(OLS)——不区分政治联系的方式

变量	PE = ROA		PE = ROE	
	系数	P 值	系数	P 值
截距	-0.391 ***	0.000	-0.959 ***	0.000
PCDUM	0.005	0.407	0.007	0.506
BIG1	-0.002	0.938	0.012	0.798
BIG2-5	0.039	0.244	0.073	0.196
PLU	-0.019 ***	0.004	-0.031 ***	0.007
lnTA	0.022 ***	0.000	0.050 ***	0.000
LEV	-0.126 ***	0.000	-0.073 *	0.078
MAGSH	0.030 *	0.052	0.065 **	0.012
INST	0.004 **	0.044	0.006	0.117
INDREG	-0.001	0.903	-0.002	0.849
YEAR	YES	YES	YES	YES
Prob > F	0.000		0.000	
R-squared	0.222		0.222	
样本量	278		278	

注:检验统计量均经过 White 调整;***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平显著(双尾检验)。

① 尽管银行联系在概念上不是纯粹的政治联系,但是如果此处不包括银行联系,就无法排除银行联系的影响。因此本文在这一部分虚拟变量取值时考虑了银行联系,以强调不区分政治联系的方式。

(2) 区分政治联系方式的回归结果

本文将政治联系区分为政府官员类和代表委员类两种方式。按照前文的变量定义进行赋值并获取了两种政治联系方式的度量指标。

同样是基于内生性的考虑,本文分别对两种政治联系方式的模型进行 Hausman 内生性检验,结果发现代表委员类(*MAXDBWY*)政治联系具有显著的内生性,而政府官员类(*MAXGOV*)不具有显著的内生性。这一结果并不难理解,可以结合现实情况直观地解释:一般情况下,公司高管在任期内是比较稳定的,而且公司高管不大可能去兼任某地政府的某项官员的职务,反之亦然;因此具有政府官员类的高管,一般都是曾经担任而不是现任政府官员。换言之,尽管政府官员类政治联系可能会影响他们进入企业之后的业绩,但公司高管担任政府官员通常发生在当期业绩之前,那么试问公司业绩怎么可能会影响此前这些高管的政府职务?因此高管的政府官员类政治联系和企业业绩之间不存在内生性。^①而高管的人大代表和政协委员身份一般都是现任的,公司业绩越好则有可能使得高管现在被选举为人大代表和政协委员。由于代表委员联系具有显著的内生性,所以本文建立如下联立方程解决内生性问题:

$$PE = \gamma_0 + \gamma_1 MAXDBWY + \gamma_2 MAXGOV + \gamma_3 BANK + \gamma_4 BIG_1 + \gamma_5 BIG_{2-5} + \gamma_6 PLU + \gamma_7 \ln TA + \gamma_8 LEV + \gamma_9 MAGSH + \gamma_{10} INST + \gamma_{11} INDREG + \gamma_{12} YEAR + \xi \quad (2)$$

$$MAXDBWY = \alpha_0 + \alpha_1 PE + \alpha_2 AGE + \alpha_3 \ln TA + \alpha_4 LEV + \alpha_5 MAGAGE + \alpha_6 MAGNUM + \alpha_7 MAGSEX + \alpha_8 INST + \alpha_9 INDREG + \alpha_{10} YEAR + \phi \quad (3)$$

模型(2)是在模型(1)的基础上,将政府官员类政治联系和代表委员类政治联系作为政治联系的变量(*PC*)同时放入模型,同时增加了银行联系(*BANK*)作为控制变量,三个变量同时放入模型并没有导致多重共线性问题(方差膨胀因子 *VIF* 均小于3)。这样做可以控制某一种形式政治联系类型对其他类型政治联系解释力的影响,使结果的解释更为合理。

模型(3)是对代表委员类政治联系的刻画。模型(3)中,除内生变量业绩(*PE*)和规模、资产负债率、制度环境、行业、年度等控制变量外,本文加入了公司上市持续时间(*AGE*)、高管平均年龄(*MAGAGE*)、高管总数(*MAGNUM*)、高管中女性比例(*MAGSEX*)四个解释变量。公司高管的个人特征(年龄和性别)可能会影响该高管是否成为人大代表和政协委员;公司高管的数量越大,其中存在代表委员的机会也就越多。而公司上市时间越长,越有更多的机会跟政府形成政企关系(罗党论和唐清泉,2009)。

本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)对上述联立方程进行估计^②,结果见表6。

① 我们也检验了银行联系的内生性,结果也不显著,其现实原因与政府官员联系类似。

② 使用2SLS估计联立方程时,首先要用联立方程中的全部外生变量分别估计出两个内生变量(即 *MAXDBWY* 和 *PE*)的期望值,然后将内生变量 *MAXDBWY* 和 *PE* 的期望值分别作为自变量代入联立方程,并估计出联立方程的系数。

表 6 回归结果(2SLS)——区分政治联系的方式

变量	Panel. A: ROA 作为公司业绩的度量				Panel. B: ROE 作为公司业绩的度量			
	ROA	P 值	MAXDBWY	P 值	ROE	P 值	MAXDBWY	P 值
截距	-0.085	0.579	-0.824	0.905	-0.271	0.397	-0.005	1.000
MAXDBWY	0.030***	0.001			0.065***	0.000		
MAXGOV	-0.001**	0.025			-0.002***	0.008		
MAXBANK	-0.010	0.247			-0.027	0.150		
BIG1	0.037	0.296			0.104	0.179		
BIG2 - 5	0.057	0.163			0.113	0.169		
PLU	-0.009	0.270			-0.008	0.635		
lnTA	0.001	0.882	0.009	0.979	0.003	0.869	0.000	0.999
LEV	-0.119***	0.000	2.889**	0.040	-0.057	0.270	0.773	0.378
MAGSH	0.045**	0.032			0.098**	0.029		
INST	0.011***	0.000	-0.369***	0.000	0.021***	0.001	-0.332***	0.000
INDREG	-0.008	0.276	0.164	0.503	-0.019	0.231	0.178	0.463
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ROA/ROE			23.900**	0.019			10.420*	0.082
AGE			0.105	0.502			0.079	0.659
MAGAGE			0.079*	0.051			0.080**	0.044
MAGNUM			-0.024	0.651			-0.010	0.852
MAGSEX			-2.349**	0.019			-2.179**	0.027
Prob > chi ²	0.000		0.000		0.000		0.000	
样本量	278		278		278		278	

注: 检验统计量均经过 White 调整; **、*、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平显著(双尾检验)。

两阶段最小二乘法(2SLS)的结果显示:模型整体显著(Chi 方的显著性水平均为 0.000),代表委员类(MAXDBWY)政治联系的系数显著为正,政府官员类(MAXGOV)政治联系的系数显著为负,银行联系(BANK)的系数不显著(为负)。该结果在 Panel. A (PE = ROA)、Panel. B (PE = ROE)两种业绩度量指标下具有一致性。具体说明如下:

(1)在控制了政府官员类政治联系和银行联系的影响后,代表委员类政治与 ROA 和 ROE 的业绩度量方式下,均在 1% 的显著性水平上对公司业绩存在显著的、正向的影响。该结论支持了本文的假设 1。

(2)在控制了代表委员类政治联系和银行联系的影响后,政府官员类政治联系在 ROA 和 ROE 的业绩度量方式下,分别在 5%、1% 的显著性水平上对民营上市公司的业绩存在显著的、负向的影响。这一结论支持了本文的假设 2b。

若将区分政治联系方式的回归结果(表 6)和不区分政治联系方式的回归结果(表 5)进行对比可以发现,不同的政治联系方式对公司业绩的影响是不同的。这个结果可进一步从两方面进行分析:

第一,从模型的内生性角度来看,不区分政治联系方式时,政治联系变量不具显著的内生性;区分两种政治联系方式之后,政府官员类政治联系不具有显著的内生性,但代表委员类政治联系具有显著的内生性。前文曾对政府官员类政治联系不具显著的内生性进

行了客观的解释。因此可推定：若不区分政治联系方式、而笼统衡量政治联系时，不具内生性的政治联系方式（政府官员类）“混淆”了代表委员类政治联系的内生性。本文进一步认为，不区分政治联系方式，内生性检验可能无法做出正确、合理的判断；相应的，在内生性检验基础上建立的模型可靠性存疑。

第二，从回归结果来看，不区分政治联系方式时，政治联系变量的系数不显著——换言之，政治联系对业绩没有显著影响。区分两种政治联系方式后，本文发现，政府官员类政治联系对公司业绩有显著的、负向的影响，而代表委员类政治联系对公司业绩有显著的、正向的影响。这意味着，不区分政治联系方式时得出的结果缺乏可靠性，不显著并未揭示政治联系和公司业绩之间的“真实”情况，因为可能存在如下的情况：政府官员类政治联系显著为负的影响与代表委员类政治联系显著为正的影响相互“抵消”了。

综合以上讨论，本文认为在研究政治联系对公司业绩的影响时，区分政治联系方式十分重要。如果对联系方式不加区分，首先内生性检验不可靠，进而以此为基础建立的模型及其相关结果可能不够“坚实”（robust）。

在区分了政治联系的两种不同方式之后，表6的结果支持了假设1和假设2b，民营上市公司的代表委员类政治联系会提高公司业绩，而政府官员类政治联系会降低公司业绩。该结果使得前文提到的两种相互竞争的理论观点（argument）得到了区分——在民营上市公司中，代表委员类政治联系主要发挥了关系的作用，能够提高公司业绩，这与“关系”观点一致；而政府官员类政治联系则主要发挥了政府干预的作用，降低了公司业绩，这与“政府干预”观点一致。进一步，代表委员联系层次越高，对业绩的正向作用越大；政府官员联系的层次越高，对业绩的负向影响越大。因此，以往文献研究政治联系与公司业绩的结论不尽一致的原因可能要归结到“未明确区分政治联系的方式”上。

表6列示了联立方程中两个模型的结果，由于本文关注的是政治联系对业绩的影响，所以不拟对模型（3）的结果进行详细解释。然而可以看出，模型（3）的结果中业绩指标的系数显著为正，业绩确实影响了代表委员联系，业绩越好越有可能当选人大代表或政协委员。

3. 稳健性测试。

（1）本文首先采用相关文献常用的虚拟变量法度量公司政治联系（即将政府官员和代表委员分别都用虚拟变量衡量），研究结果与前文一致，支持了本文的假设1和假设2b。此项稳健性检验的结果揭示了区分政治联系方式的重要性。

（2）本文使用了公司销售利润率（ROS）作为公司业绩的替代变量进行稳健性检验，结果与本文以上采纳ROE和ROA作为业绩的替代变量的结果一致。

（3）考虑到公司的董事长和总经理具有的特殊地位，本文将高管范围缩小、仅限定为董事长和总经理，结果仍然与前文一致。

五、结论与进一步的研究方向

本文将上市公司的政治联系的方式区分为政府官员类政治联系和代表委员类政治联

系,研究了不同政治联系方式对公司业绩的影响。研究表明,公司的代表委员类政治联系会提高公司业绩,而政府官员类的政治联系会降低公司业绩。因此,反思已有文献在研究民营上市公司政治联系时,对政治联系对公司业绩的影响所得出的不一致的结论,其原因很可能是将不同政治联系的方式未进行细致的区分。本文的结果对两种相互竞争的观点做出了合理的解释。“政府干预”观点认为政治联系会降低公司业绩,本文发现民营公司的政府官员类的政治联系主要扮演了“政府干预”的角色,从而支持了“政府干预”观点。而“关系”观点认为政治联系会提高公司业绩,本文发现民营公司的代表委员类政治联系则主要扮演了“关系”的角色,从而支持了“关系”观点。

本文的结论对民营上市公司和政府有一定的启发和借鉴意义。在我国的制度背景下,民营企业主动获取政治联系(如参与人大或政协)是有助于改善公司业绩的,公司高管中存在的前任政府官员很有可能成为政府干预的途径。而政府如果想促进民营经济的快速发展,那么减少政府的不利干预就显得尤为重要。最后,尽管政治联系已成为当前我国相关研究的热点,但是目前的文献对这一问题的制度背景和现实根源仍缺乏深入的考察,对政治联系的影响仍缺乏全面的审视。必须强调,政府干预和关系这两种观点深刻地反映了我国的制度和背景,以此为基础的研究很可能可以更加全面的解释和预测我国的某些现象,对这一问题的持续研究仍然值得期待。

参 考 文 献

- [1] 陈冬华,2003:《地方政府、公司治理与补贴收入》,《财经研究》第9期,第16-22页。
- [2] 邓建平、曾勇,2009:《政治关联能改善民营企业的经营绩效吗》,《中国工业经济》第2期,第98-108页。
- [3] 杜兴强著,2002:《会计信息的产权问题研究》,大连:东北财经大学出版社。
- [4] 杜兴强、雷宇、郭剑花,2009:《政治联系、政治联系方式与会计稳健性》,《中国工业经济》第7期。
- [5] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏著,2007:《中国市场化指数 2006:各地区市场化相对进程报告》,北京:经济科学出版社。
- [6] 胡旭阳,2006:《民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利》,《管理世界》第5期,第107-113页。
- [7] 胡旭阳、史晋川,2008:《民营企业的政治资源与民营企业多元化投资》,《中国工业经济》第4期,第5-14页。
- [8] 罗党论、唐清泉,2009:《中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究》,《经济研究》第2期,第106-118页。
- [9] 卢晓慧,2006:《政府干预对民营企业投资行为影响研究》,天津工业大学学位论文。
- [10] 王庆文、吴世农,2008:《政治关系对公司业绩的影响——基于中国上市公司政治影响力指数的研究》,中国第七届实证会计国际研讨会论文。
- [11] 吴文峰等,2008:《中国民营上市公司高管政府背景与公司价值》,《经济研究》第7期,第130-141页。
- [12] 吴文峰、吴冲锋、芮萌,2009:《中国上市公司高管的政府背景与税收优惠》,《管理世界》第3期,第134-142页。
- [13] 夏立军、陈信元,2007:《市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定》,《经济研究》第7期,第82-95页。
- [14] Adhikari, A., Derashid, C., and Zhang, H. 2006, "Public Policy, Political Connections, and Effective Tax Rates: Longitudinal Evidence From Malaysia", *Journal of Accounting and Public Policy* 25: 574 - 595.
- [15] Allen, F., Qian, J., and Qian M. 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics* 77: 57 - 116.
- [16] Boubakri, N., Cosset, J., and Saffar, W. 2008, "Political Connections of Newly Privatized Firms", *Journal of Corporate Finance* 14: 654 - 673.

- [17] Boycko, Shleifer, A., and Vishny, R. W. 1993, "Privatizing Russia", *Brookings Papers on Economic Activity* 2:139 - 192.
- [18] Choi, C. J., Lee, S. H., and Kim, J. B. 1999, "A Note on Countertrade: Contractual Uncertainty and Transaction Governance in Emerging Economics", *Journal of International Business Studies* 30:189 - 201.
- [19] Claessens, S., Feijen, E., and Laeven, L. 2008, "Political Connections and Preferential Access to Finance: the Role of Campaign Contributions", *Journal of Financial Economics* 88:554 - 580.
- [20] Faccio, M., Masulis, R. W., McConnell, J. J. 2006, "Political Connections and Corporate Bailouts", *The Journal of Finance* 61:2597 - 2635.
- [21] Faccio, M., 2006, "Politically Connected Firms", *The American Economic Review* 96:369 - 386.
- [22] Fan, J. P. H., T. J. Wong, and Zhang, T. 2007, "Politically - Connected CEOs, Corporate Governance, and Post - IPO Performance Of China's Newly Partially Privatized Firms", *Journal of Financial Economics* 84:330 - 357.
- [23] Fisman, R. 2001, "Estimating the Value of Political Connections", *The American Economic Review* 91: 1095 - 1102.
- [24] Gul, F. 2006, "Auditors' Response to Political Connections and Cronyism in Malaysia", *Journal of Accounting Research* 44:931 - 963.
- [25] Krueger, 1974, "The Political Economy of the Rent - Seeking Society", *The American Economic Review* 64:291 - 303.
- [26] Laffont, J. C., Tirole, J. A., 1993, *Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. MIT Press, Cambridge, MA.
- [27] Leuz, C., and Oberholzer - Gee, F. 2006, "Political Relationships, Global Financing, and Corporate Transparency: Evidence From Indonesia", *Journal of Financial Economics* 81 :411 - 439.
- [28] Li, H., Meng, L., Wang, Q., Zhou, L. A. 2008, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence From Chinese Private Firms" *Journal of Development Economics* 87:283 - 299.
- [29] North, D. 1990, *Institutions, Institutional Change and Economics Performance*, Cambridge Press, Cambridge, UK.
- [30] Petersen, M. A., and Rajan, R. G. 1994, "The Benefits from Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", *Journal of Finance* 49: 3 - 37.
- [31] Rajan, R. G., and Zingales, L. 1998, "Which Capitalism? Lessons from the East Asian Crisis", *Journal of Applied Corporate Finance* 11: 40 - 48.

Abstract: Based on the sample of private listed companies from 2004 to 2006 in Chinese capital market, this paper empirically examines the effect of different types of political connections on corporate performance. Political connections are classified as "government officials" connections and "members of People's Congress (PC) and Chinese People's Political Consultative Conference (CPPCC)" connections. The authors use Hausman approach and simultaneous equations to test and control the endogeneity between different types of political connections and corporate performance respectively. The results show that "government officials" connections have significant negative effects on the performance of private listed companies, which supports the "government intervention" argument. However, the "members of PC and CPPCC" connections have significant positive effects on the performance of private listed companies, which supports the "GuanXi" argument.

Key Words: types of political connections, "government officials" connections, "members of PC and CPPCC" connections, corporate performance

(责任编辑:李景农)(校对:WY)