

## 政治关联与盈余质量：基于上市公司的实证研究

孙焯<sup>1</sup> 钱铖<sup>2</sup>

( 1. 吉林大学商学院, 吉林, 长春, 130012 ;

2. 一汽财务有限公司, 吉林, 长春, 130011 )

**摘要：**本文以2006-2011年我国上市公司为研究样本，在资源基础理论的框架下根据公司总经理的政治背景定义政治关联，并按照行政级别与关联方式两个维度对政治关联进行分类，研究不同类别的政治关联与盈余质量的影响作用，并且进一步探讨了前期盈余质量对建立政治关联可能性的影响。实证研究表明，政治关联公司的盈余质量显著低于无关联公司；地方级别关联以及政府官员类关联对盈余质量有显著的负向影响。另外，前期盈余质量较差的公司会明显倾向于建立地方级别及代表委员类政治关联，以期规避盈余质量低下带来的消极后果，这可能是造成政治关联公司盈余质量较差的影响因素之一。

**关键词：**政治关联 盈余质量 政治关联级别 政治关联方式 间接政治关联

## Political Connection and Earning Quality: An Empirical Study Based on Chinese Listed Firms

**Abstract :** This paper uses the data of Chinese listed firms during the year 2006 to 2011 as sample. We define political connection based on the political background of the general manager in the frame of the Resource-Based Theory, and classify political connection by the administrative level and the connecting mode in order to study the different kinds of connections' effect on the earning quality. We also discuss whether the former earning quality has an effect on the possibility of building a political connection. We find that the earning quality of connected firms is obviously worse than that of non-connected firms, and local connection and officer connection have negative effect on earning quality. Besides, the firms with worse former earning quality are more likely to build local connection or representative connection to avoid the punishment. It might be one reason to explain why politically connected firms have worse earning quality.

**Key Words:** political connection earning quality administrative level connecting mode indirect political connection

---

[作者简介]: 孙焯(1963~), 女, 吉林省长春市, 吉林大学商学院财务管理系主任, 教授, 博士生导师, 研究方向: 公司财务管理; 钱铖(1989~), 女, 吉林省长春市, 一汽财务有限公司, 研究生。

## 引 言

公司具有政治关联是一个全球性的普遍现象,在中国更是如此。由于我国现阶段的转轨经济制度特点和以“关系”为基础的传统文化特征,政府仍然扮演着资源分配中的重要角色,因此,促使着我国公司积极运用政治关联来获取税收优惠、贷款优惠及政策管制上的利益。Watts(2003)指出,契约、诉讼、税收及政策管制因素都会影响公司会计盈余信息的稳健性与质量。那么政治关联是否也会对公司盈余质量产生影响? Chaney 等(2011)利用 19 个国家(无中国)为样本进行研究,发现政治关联公司的盈余信息质量显著低于无关联公司。然而,应该注意到中国同时具有特殊的政治背景、经济体制和新兴市场特点,对于独特环境下的中国上市公司,更有研究其政治关联与盈余信息质量关联性的必要。

目前关于政治关联对公司盈余质量影响的研究尚处于起步阶段。一方面,对于政治关联的定义及衡量方式还比较简单与粗略,不能明确衡量政治关联的强度或不适用于中国市场;另一方面,目前有关研究主要集中于政治关联对企业绩效和企业价值及竞争优势等方面,进而推论出会对公司的盈余信息质量产生影响,较少直接关注政治关联与公司盈余质量的关系。学者们研究认为在政治参与度较大的环境中,公司会为了减少政府对其的干预而降低财务及会计信息透明度(Bushman 等, 2004; Bushman 和 Piotroski, 2006); 或是不希望因获得政府扶持的非正式收益成为公众焦点而降低盈余透明度(Leuz 和 Oberolzer-Gee, 2006); 亦或是从会计计量的角度需要未来多期经营才能确认政治关联这项无形资产,因而造成收益与成本不匹配等(Fan 等, 2011)。

基于上述背景,本文试图立足于中国情境定义及衡量公司政治关联,并探究中国上市公司的政治关联对盈余质量的影响。

## 1 文献综述

### 1.1 政治关联

政治关联因素作为目前国内外学者们研究的热点问题,直到目前为止“政治关联”还没有一个明确、统一的定义。但是,学者们普遍认为政治关联是企业与拥有政治权力的个人之间形成的隐性政治关系。它在法律层面上是合法的,有别于官员的腐败现象,它是企业通过具有政治背景的高管影响政府部门以获取其他企业所不具有的优势(Faccio, 2006),是对不完善的法律制度的一种替代性保护机制,企业所处的制度环境决定了其建立政治关联的动机(Bartels 和 Brady, 2003)。

对于政治关联的衡量,亦是方法众多,但总体上可以分为两类(杜兴强、雷宇和郭剑花, 2009):一类以高管特征为衡量基础,例如公司的大股东、高管或董事会成员是否现在或曾经在政府或议会工作(Agrawal 和 Knoeber, 2001; Faccio, 2006; Fan 等, 2007; Boubakri, 2008)及与政府官员的关系(Siegel, 2007)等;另一类以公司特征为衡量基础,主要包括以下几类:公司的政府股权比例(Bushman 等, 2004; Adhikari 等, 2006),政治献金(Jayachandran, 2006; Claessens 等, 2008),公司股价(Leuz 和 Oberholzer-Gee, 2006),公司首次公开发行的方式(黎文靖等, 2011)。

关于政治关联的研究多集中于两个方面。第一,政治关联可以为企业带来资源分配上的诸多利益(Krueger, 1974)。其作为不完善的法律制度的一种替代机制,可以补充法律或规则

在制度上对企业的保护(Agrawal 和 Knoeber, 2001),并在资源分配中扮演着重要角色(Faccio, 2006)。具有政治关联的公司获得稀缺资源上具有优势,如更高的贷款限额(Claessens 等, 2008)、更长的债务期限(Charumilind 等, 2006)、较低的资本成本(Faccio, 2006; 吴文锋等, 2009)、较低的行业壁垒(胡旭阳, 2006)和财务困境时更多的政府救助(余明桂和潘红波, 2008)。因此,黎文靖等(2011)从会计计量的角度认为政治关联是一项无形资产,可以为企业带来经济收益。第二,政治关联给企业带来多方面的经济后果(张敏和黄继承, 2009)。政治关联对上市公司的影响可能为政府的“扶持之手”。Faccio(2006)发现,在企业的管理者建立政治关联后,企业价值显著上升,当公司存在政治关联的人物突然死亡时,该公司股价则显著下降。潘红波、夏新平和余明桂(2008)研究表明政治关联可以保护企业产权免受地方政府的损害。但是,也有文献表明政治关联带来的经济后果可能是负面的。Faccio(2006)发现,虽然政治关联企业在陷入困境后更容易获得政府的支持,但获得支持后的业绩下降,并显著差于非政治关联企业。Fan 等(2007)考察了中国上市公司的政治关联对 IPO 前后的业绩变化的影响,也发现了相似的结论。

## 1.2 盈余质量

财务会计信息的使用者通常使用盈余信息来衡量企业的近期业绩及预测未来表现,但由于信息不对称与代理问题,这两个目标常常不能很好地达成(王俊秋, 2012)。在公司内部,管理者可能对盈余进行近似机会主义的调整(提高自身获得的赔偿或隐瞒较差的绩效)来达到私人的目的(Chaney 等, 2011)。当公司拥有私有信息和特殊资源时,内部人也会通过降低公司盈余信息透明度来阻止私有信息向竞争对手泄露或避免受到公众的约束,这被称为“信息效应”(Fan 和 Wong, 2002; 黎文靖等, 2011)。

除公司内部的股权结构和公司治理水平等因素外,公司的外部环境也是影响公司盈余质量的重要因素。政府作为上市公司的最终控制人是我国目前存在的一个普遍现象。国有企业由于特殊的委托代理关系,往往出现与其他最终控制人企业不同的治理问题;并且政府对企业的控制越直接,大股东的专业化管理能力和动机就会越弱,企业代理问题越严重(曾庆生和陈信元, 2006)。上述关系不清晰的契约安排可能影响到国有企业的会计行为,也会严重削弱股东、银行及地方政府监管机构对盈余质量的有效需求(陈德球等, 2006),因此,企业盈余质量较低。

## 1.3 政治关联与盈余质量

目前关于二者之间关系的实证研究尚不成熟,但几乎所有研究都得出一致结论,政治关联对公司盈余质量具有负面影响(Ahmed, 2004)。Watts 和 Zimmerman(1986)研究了政治活动对会计程序的影响,认为政治敏感性越强的企业,面临的成本越大,从而具有递延盈利动机。Boubakri 等(2008)从企业内部具有政治背景的管理人员角度,也发现了相似的结论。另外,政治关联为企业带来的利益,公司内部人有意隐瞒、至少推迟披露这些收益,以引导投资者和社会大众认为是公司通过正式渠道付出成本而得到的(Leuz 等, 2003)。在企业的内部人中,不同类型的高管所具有的政治关联也可能对盈余信息有不同的作用,关键高管对盈余信息质量具有提升作用,而非关键高管却显著降低了盈余质量(杜兴强和周泽将, 2009)。此外,Chen 等(2007)发现,政治关联对分析师有关盈余的预测有负面影响,分析师

对关联公司的盈余预测更加困难。从会计计量的角度,政治关联若作为一种无形资产,其成本和价值是很难确认与计量的,花费的成本是当期可见的,但收益却可能在未来多期内才能得到确认,因而产生盈余的不匹配问题(Fan 等, 2011)。Ball, Robin 和 Wu(2003), Bushman 和 Piotroski(2006)同样出于会计角度发现,政治因素会对会计政策选择乃至盈余的稳健性产生负向影响。

然而这些研究大都是基于发达国家成熟市场进行的,其结果可能与新兴市场有所差异。为排除这种影响,Chaney (2011)用 19 个国家的公司为样本考察政治关联企业的会计信息质量,发现政治关联企业的盈余质量显著低于无关联企业。在此基础上,黎文靖等(2011)以我国在市的家族企业为样本进行研究,验证了政治关联对企业盈余质量具有负面影响的结论,并提出“信息效应”理论观点作为主要支持。在我国,民营企业因过去长期在许多行业中受到政府壁垒,因此其为了稀缺有形及无形资源,更倾向于建立政治关联,并更加依赖政治关联(孔东民和谭伟强, 2011),对会计盈余信息质量的负面作用也就越大(饶茜等, 2012)。同样基于中国特殊的现实情境下,杜兴强和周泽将(2009)区分了民营上市公司具有的政府官员类政治关联和代表委员类政治关联,却没有发现两类政治关联降低其盈余质量的显著证据。

## 2 研究假设

资源基础理论认为企业是各种有形及无形资源的集合体,由于企业所拥有的资源属性各不相同,企业利用资源属性上的差异可以创造持续竞争优势与相互间的差异。在资源基础理论的框架下,企业资源必须具有异质性,且企业的异质性资源是不完全流动的。Barney 和 Delwyn (2007)指出这些资源的主要来源有人力资源、企业文化、信任及信息技术。在政治寻租活动活跃,关系文化浓厚的国家中,公司的政治关联即为一种典型的、私有的、特殊的人力资源,并且可以为公司带来税收、债务及融资成本等方面的利益,使得公司具有竞争优势。根据 Chaney (2011)的研究发现,政治关联公司在盈余质量较差时受到的惩罚较无关联公司低,因此无提高其盈余质量的显著需求。因此,盈余信息质量的区分也是政治关联所带来的各企业经营管理上的差异之一,符合资源基础理论的论断。

依据资源基础理论,政治关联作为公司的一项有效资源,能够带来诸多便利,例如上文所述较低的融资成本(Sapienza, 2004)、额度较低的担保(Charumilind 等, 2006)及更多的政府救助等(Faccio,2006; 余明桂和潘红波, 2008)),因此,政治关联公司没有动机通过提高盈余信息质量来获得外部资源。另外,建立政治关联的公司不会或很少因其提供了低质量的盈余信息而受到监管部门及市场的惩罚,因而较少的关心公司的盈余质量(Chaney, 2011; 黎文靖等, 2011)。因此,本文提出如下假设:

H1: 限定其他条件下,公司政治关联对公司盈余质量具有负面影响。

杜兴强和周泽将(2009)考虑到中国的制度背景,将政治关联分为两类:一类称之为“政府官员类政治关联”,另一类为“代表委员类政治关联”。两类政治关联的高管身份和动机有明显不同,代表委员类政治关联往往是企业家积极争取的结果,更可能会为公司带来利益,那么就那么就不会重视公司盈余质量。而政府官员类关联高管本身是原政府人员,那么就可能存在两种情况:一种是公司主动建立,此时这种政治关联为公司带来利益并降低对盈余质量的需求;另一种则是政府干预的“掠夺之手”,这种政治关联并不一定会为企业带来额外

收益，也就不会对盈余质量产生影响。

另外，无论政府官员或是代表委员都具有一定的行政级别，管理者的政治地位越高表明其拥有的政治权利越大，掌握的政治资源范围亦越广，因此可以为公司的额外利益也会越大(胡旭阳，2006)，进而降低公司的盈余信息质量的可能也会越大。然而，级别越高距离公司具体的经营环境就会越远，对公司盈余质量的管理及影响就会越弱。并且，当政治关联是政府的“掠夺之手”时，公司可能因关联级别较高而加重政治负担(邓建平和曾勇，2009)并受到更为严格的监管，因此本文认为在此种情况下，管理者很难通过降低盈余质量来隐藏或拖延确认这种负面影响。

因此，有理由认为不同分类情形下，总经理的政治关联对盈余质量的影响程度不同，本文提出以下假设：

**H2-1：** 限定其他条件下，具有代表委员类政治关联的公司比具有政府官员类政治关联的公司盈余质量更差。

**H2-2：** 限定其他条件下，具有地方级别政治关联的公司比具有中央级别政治关联的公司盈余质量更差。

由前文分析可知，具有政治关联的公司一般具有较差的盈余质量，但是这可能仅仅是因为较差盈余质量的公司更愿意建立政治关联(Chaney 等，2011)。关联公司便可以降低提高盈余质量的成本，并且公司为其较差的盈余质量付出的代价变低(Chaney 等，2011)。若果真如此，那么在特定年份，较差的前期盈余质量便会导致建立政治关联的可能性变大。由于代表委员类政治关联通常是企业家主动争取的结果(杜兴强和周泽将，2009)，并且建立较低级别的政治关联相对容易，因此本文提出假设 H3-1 及 H3-2：

**H3-1：** 限定其他条件下，前期盈余质量较差公司建立代表委员类政治关联的可能性更大。

**H3-2：** 限定其他条件下，前期盈余质量较差公司建立地方级别政治关联的可能性更大。

### 3 研究设计

#### 3.1 样本选择与数据来源

2006年1月1日，新《公司法》开始实施，我国上市公司的股权结构及公司治理受到了相应影响，对信息披露的完整性与准确性都做出了进一步的要求；另外，截至本文定稿之日，2013年上市公司年报尚未全部披露，为保证数据的一致性，本文选取2006-2011年间中国上市公司为研究样本(因部分变量的计算涉及前期及后期数据的计算，故包含部分2005年及2012年上市公司数据)。为保证研究结果的可得性和普遍适用性，按如下规则对样本进行筛选：(1)剔除金融保险业的公司，因为这类公司在会计准则中有特殊的规定；(2)剔除ST和\*ST的公司，因为此类公司盈利情况等指标显著异常；(3)剔除总经理政治背景及公司财务数据等相关数据披露不全的上市公司；(4)剔除其他显著异常值。本文中的财务数据全部来源于国泰安CSMAR数据库。总经理政治关联的数据通过手工查阅新浪财经等网站及翻阅年报得到。

## 3.2 变量的操作性定义

### 3.2.1 政治关联

本文在杜兴强和周泽将(2009)对政治关联方式分为政府官员类和代表委员类的基础上,考虑中国的制度背景,本文认为有必要对其不同级别的关联程度加以细致分类,具体分类如下:

(1) 地方政府官员类政治关联(PC\_Gov1): 由于我国《公司法》规定,在任的政府官员不允许担任上市公司高管职务,因此,地方政府官员类政治关联仅指公司总经理曾经在地方级别党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院及检察院(下文称广义政府)任职。符合上述条件 PC\_Gov1 为 1, 反之为 0。

(2) 中央政府官员类政治关联(PC\_Gov2): 指若公司总经理曾经在中央级别广义政府任职, PC\_Gov2 为 1, 反之为 0。

(3) 地方代表委员类政治关联(PC\_Rep1): 本文在杜兴强和周泽将(2009)的定义的基础上认为,如果公司总经理现在或曾经担任地方级别党代表、人大代表或政协委员,则 PC\_Rep1 为 1, 反之为 0。

(4) 中央代表委员类政治关联(PC\_Rep2): 如果公司总经理现在或曾经担任中央党代表、全国人大代表或政协委员,则 PC\_Rep2 为 1, 反之为 0。

综合上述四种情况,若 PC\_Gov1 及 PC\_Gov2,二者中有任一变量为 1,则认为该公司具有政府官员类关联,PC\_Gov 为 1,反之为 0;若 PC\_Rep1 与 PC\_Rep2,二者中有任一变量为 1,则认为该公司具有代表委员类关联,PC\_Rep 为 1,反之为 0;若 PC\_Rep1 与 PC\_Gov1,二者中有任一变量为 1,则认为该公司具有地方级别关联;PC\_Rep2 与 PC\_Gov2,二者中有任一变量为 1,则认为该公司具有中央级别关联。为综合衡量公司的政治关联情况,设置变量 PC,为政府官员类和代表委员类政治关联的加总,即 PC\_Gov1、PC\_Gov2、PC\_Rep1 或 PC\_Rep2 中有一个为 1,则 PC 取值为 1,否则为 0。

### 3.2.2 盈余质量

众多文献都赞同企业的盈余由相关的现金流量和应计项目两部分组成(Sloan, 1996),因现金流量表明企业真实运营情况,较为可靠,因此企业盈余多取决于应计项目的质量。目前文献较多利用 Dechow 和 Dichev(2002)模型测度企业整体的应计项目质量,用以衡量公司盈余质量。因此,本文沿用这种方法采用应计项质量(AQ)衡量公司盈余质量。具体模型如公式(1)所示。

$$\frac{TCA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \delta_{i,t} \quad (1)$$

$$AQ_{i,t} = \frac{TCA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}}) \quad (2)$$

其中,  $TCA_{i,t}$  表示公司 i 在第 t 年的流动性应计项目,计算公式如(2)所示,

$$TCA_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta Cash_{i,t} - \Delta CL_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t} \quad (3)$$

$\Delta CA_{i,t}$ 、 $\Delta Cash_{i,t}$ 、 $\Delta CL_{i,t}$ 、 $\Delta STDEBT_{i,t}$  分别为公司 i 第 t-1 年至第 t 年的流动资产变化量、现金流变化量、流动负债变化量和短期借款变化量。 $CFO_{i,t-1}$ 、 $CFO_{i,t}$  和  $CFO_{i,t+1}$  分别为公司 i 第 t-1 年至第 t+1 年的经营活动现金流量净额。针对应计项质量模型, 本文对模型(2)进行回归, 并将回归残差的绝对值定义为公司当年的应计项质量(AQ)。由于 AQ 表示的为应计项中调整的部分, 因此 AQ 变量的值越大表明公司盈余质量越差, 反之, 盈余质量越好。

全部变量的操作性定义如表 1 所示。

### 3.3 模型构建

本文拟建立回归模型如下:

$$AQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PC_{i,t} + \alpha_2 Share_{i,t} + \alpha_3 Share_{i,t}^2 + \alpha_4 Pay_{i,t} + \alpha_5 Nature_{i,t} + \alpha_6 Size_{i,t} + \alpha_7 Leverage_{i,t} + \alpha_8 ROA_{i,t} + \alpha_9 BM_{i,t} + \alpha_{10} Growth_{i,t} + \alpha_{11} Cycle_{i,t} + \sum_{j=2007}^{2011} \beta_j Year_j + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$AQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PC\_1_{i,t} + \alpha_2 PC\_2_{i,t} + \alpha_3 PC\_Gov_{i,t} + \alpha_4 PC\_Rep_{i,t} + \alpha_5 Share_{i,t} + \alpha_6 Share_{i,t}^2 + \alpha_7 Pay_{i,t} + \alpha_8 Nature_{i,t} + \alpha_9 Size_{i,t} + \alpha_{10} Leverage_{i,t} + \alpha_{11} ROA_{i,t} + \alpha_{12} BM_{i,t} + \alpha_{13} Growth_{i,t} + \alpha_{14} Cycle_{i,t} + \sum_{j=2007}^{2011} \beta_j Year_j + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Pr(PC_{i,t} = 1) = F(\alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_2 Share_{i,t-1} + \alpha_3 Share_{i,t-1}^2 + \alpha_4 Pay_{i,t-1} + \alpha_5 Nature_{i,t-1} + \alpha_6 Size_{i,t-1} + \alpha_7 Leverage_{i,t-1} + \alpha_8 ROA_{i,t-1} + \alpha_9 BM_{i,t-1} + \alpha_{10} Growth_{i,t-1} + \alpha_{11} Cycle_{i,t-1}) \quad (6)$$

由于本文所使用的数据是 2006-2011 年的混合数据, 因此除使用 Excel 2003 对数据进行基本的处理外, 均使用 SPSS 17.0 统计分析软件进行数据处理。

表1 变量的操作性定义

变量名称	符号	计算方法	备注
应计项质量	AQ	采用 Dechow 和 Dichev(2002)的计算方式, 具体计算方法如公式(1)(2)所示	Dechow 和 Dichev(2002)
地方政府官员类关联	PC_G ov1	总经理曾在广义地方政府任职则 PC_Gov1 为 1, 否则为 0	
中央政府官员类关联	PC_G ov2	总经理曾在广义中央级政府任职则 PC_Gov2 为 1, 否则为 0	
自变量 地方代表委员类关联	PC_R ep1	公司总经理曾在地方党代表大会、地方人民代表大会或政协会议作为代表委员则 PC_Rep1 为 1, 否则为 0	
中央代表委员类关联	PC_R ep2	公司总经理曾在中央党代表大会、全国人民代表大会或政协会议作为代表委员则 PC_Rep2 为 1, 否则为 0	

政府官员 类政治关联	PC_Gov	公司总经理曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院及检察院任职, PC_Gov 为 1, 反之为 0	杜兴强和周泽将(2009)
代表委员 类政治关联	PC_Rep	公司总经理现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员, 则 PC_Rep 为 1, 反之为 0	杜兴强和周泽将(2009)
地方级别 政治关联	PC_1	PC_Rep1 和 PC_Gov1 二者其一的值为 1 则 PC_1 为 1, 否则为 0	
中央级别 政治关联	PC_2	PC_Rep2 和 PC_Gov2 二者其一的值为 1 则 PC_1 为 1, 否则为 0	
公司政治 关联	PC	公司总经理现在或曾经在广义政府任职, 或者现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员, 则 PC 取值为 1, 否则为 0	Faccio(2006), Fan 等(2007)
持股比例	Share	总经理持股数与公司总股数的比例	Laux 和 Laux(2009)
年度薪酬	Pay	总经理年度薪酬(万元)的自然对数	
股权性质	Nature	公司为国有性质则为 1, 非国有性质则为 0	
公司规模	Size	总资产的自然对数	Chaney 等(2011)
负债比例	Leverage	总负债与总资产的比例	Chaney 等(2011)
盈利能力	ROA	总资产收益率=当年净利润/年末总资产	王俊秋(2012)
账面市值比	BM	年底账面价值与权益市场价值的比率	Chaney 等(2011)
成长能力	Growth	总资产增长率	Chaney 等(2011)
经营周期	Cycle	总资产周转率	王俊秋(2012)
年度	Year	年度哑变量	

## 4 实证结果及分析

### 4.1 描述性统计分析

本文详细统计了2006-2011年间上市公司的政治关联样本分布,如表2所列示。Panel A 列示了全部样本的政治关联的分布情况。结果显示,上市公司样本中通过总经理与政府建立政治关联的公司还是少数,上市公司的政治关联仍是一项稀缺的资源。在建立政治关联的公司中以地方政府官员类居多,每年的占比约5%,但是在研究期间此类政治关联公司无论在绝



对数还是在占比上都呈下降趋势，而其他三类公司数量都有微弱的上升趋势。可以看出，上市公司在寻求政治关联时已经从单一途径逐渐向多种途径转化。综合比较政府官员类关联与代表委员类关联，政府官员类关联略多于代表委员类，但是其数量及占比都在逐渐下降，而代表委员类关联公司数量正在不断增加。其原因一方面是因为政府及金融监管愈加严格，由官员担任上市公司总经理的行为遭到了抑制；另一方面，代表委员类政治关联可以由企业家自己争取，而政府官员类则不大可能由公司自主取得，只能被动接受安排或服从于政府官员的选择。

表 2 政治关联样本分布统计表

Panel A 全部样本政治关联分布												
年份	地方政府		中央政府		地方代表		中央代表		无政治关联		家数合计	
	官员类关联	占	官员类关联	占	委员类关联	占	委员类关联	占	家数	占比		
	家数	比	家数	比	家数	比	家数	比	家数	比		
2006	4	6	2	0	2	3	1	1	6	88	7	
	5	.3%		.3%	6	.7%	1	.5%	24	.2%	08	
2007	4	5	1	0	2	3	1	1	6	89	7	
	0	.5%		.1%	5	.4%	1	.5%	53	.5%	30	
2008	4	5	4	0	2	3	1	1	6	88	7	
	1	.6%		.5%	4	.3%	3	.8%	54	.9%	36	
2009	3	5	5	0	4	5	1	1	6	87	7	
	7	.0%		.7%	2	.7%	1	.5%	44	.2%	39	
2010	3	5	5	0	3	4	1	1	6	88	7	
	8	.0%		.7%	1	.1%	4	.8%	69	.4%	57	
2011	3	4	4	0	3	4	1	2	6	88	7	
	6	.8%		.5%	3	.4%	5	.0%	68	.4%	56	
合计	2	5	2	0	1	4	7	1	3	88	4	
	37	.3%	1	.5%	81	.1%	5	.7%	913	.4%	426	

  

Panel B 国有企业样本政治关联分布												
年份	地方政府		中央政府		地方代表		中央代表		无政治关联		家数合计	
	官员类关联	占	官员类关联	占	委员类关联	占	委员类关联	占	家数	占比		
	家数	比	家数	比	家数	比	家数	比	家数	比		
2006	3	6	1	0	1	2		1	4	89	4	
	2	.6%		.2%	4	.9%	6	.2%	34	.1%	87	
2007	2	5	0	0	1	2		1	4	90	4	
	8	.6%		.0%	3	.6%	8	.6%	48	.2%	97	

2008	2	3	5	2	0	1	2	9	1	4	89	5
	0	.9%		.4%	1	.2%		.8%	57	.8%	09	
2009	2	2	5	2	0	2	4	7	1	4	88	4
	6	.2%		.4%	3	.6%		.4%	41	.4%	99	
2010	2	2	4	2	0	1	2	1	1	4	90	5
	4	.6%		.4%	4	.7%	0	.9%	71	.4%	21	
2011	2	2	4	2	0	1	2	1	1	4	90	5
	2	.3%		.4%	4	.7%	0	.9%	66	.7%	14	
合计	1	5	9	0	8	2	5	1	2	89	3	
	62	.3%		.3%	9	.9%	0	.6%	717	.8%	027	

Panel C 非国有企业政治关联分布

年份	地方政府		中央政府		地方代表		中央代表		无政治关联		家数合计
	官员类关联		官员类关联		委员类关联		委员类关联		联		
	家数	占比	家数	占比	家数	占比	家数	占比	家数	占比	
2006	1	5	1	0	1	5	5	2	1	86	2
	3	.9%		.5%	2	.4%		.3%	90	.0%	21
2007	1	5	1	0	1	5	3	1	2	88	2
	2	.2%		.4%	2	.2%		.3%	05	.0%	33
2008	1	4	2	0	1	5	4	1	1	86	2
	1	.8%		.9%	3	.7%		.8%	97	.8%	27
2009	1	4	3	1	1	7	4	1	2	84	2
	1	.6%		.3%	9	.9%		.7%	03	.6%	40
2010	1	5	3	1	1	7	4	1	1	83	2
	4	.9%		.3%	7	.2%		.7%	98	.9%	36
2011	1	5	2	0	1	7	5	2	2	83	2
	4	.8%		.8%	9	.9%		.1%	02	.5%	42
合计	7	5	1	0	9	6	2	1	1	85	1
	5	.4%		.9%	2	.6%		.8%	196	.4%	399

Panel B 与 Panel C 分别展示了样本中国有企业与非国有企业政治关联的分布情况。可以看到，样本中以国有企业为主，占据观测值总数的 68%。2006-2011 年间，国有企业中政治关联公司比例基本保持不变，而非国有企业中，具有政治关联的公司比例处于上升趋势。其中，增长较快的关联类型为地方代表委员类政治关联。通过对比两类公司的政治关联分布情况可以看到，国有企业中无关联公司的比例要高于非国有企业，可能是由于其股权上与政府的“天然联系”从而降低了对政治关联建立的关注，而非国有企业为了得到政府的“扶持之手”，努力争取的结果。表中数据，非国有企业的代表委员类政治关联公司占比明显高于国有企业样本，也印证了本文的推测。

表 3 列示了本文主要变量的描述性统计情况。从表中结果可以看到，应计项质量变量标

准差为 3.29，说明上市公司的盈余质量水平差距较大。但 75%位数为 0.36 表明，虽然公司间盈余质量差别较大，但是大多数公司还是维持较好的盈余质量。政治关联变量的平均值为 0.11，说明只有约 11%的观测数据建立了政治关联，数量较少，与前文的统计结果一致。

公司的高管人员持股可以起到激励作用，但是我国上市公司总经理的持股比例普遍较低，绝大多数高管人员并未持有本公司股票。由于各公司的激励政策不同，上市公司总经理的薪酬待遇也不尽相同，年度薪酬的差别很大。其他控制变量的描述性统计分析结果如表中所示，文中不作赘述。

表 3 各变量的描述性统计分析

变量	N	2		7		最小值	最大值	平均值	标准差
		5%位数	中位数	5%位数	中位数				
盈余质量	426	0.09	0.19	0.36	0.00	126.14	0.42	3.29	
政治关联	426	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.11	0.31	
持股比例	426	0.00	0.00	0.00	0.00	0.85	0.002	0.02	
年度薪酬	426	2.77	3.43	3.99	-1.20	6.63	3.27	1.12	
公司规模	426	1.69	12.40	3.17	3.87	18.09	12.47	1.27	
负债比例	426	0.38	0.52	0.65	0.01	41.94	0.59	1.11	
盈利能力	426	0.01	0.03	0.06	-20.55	22.01	0.03	0.51	
账面市值比	426	0.47	0.69	0.90	-0.13	5.68	0.69	0.29	
成长能力	426	-0.01	0.08	0.21	-0.99	10.51	0.13	0.38	
经营周期	426	0.36	0.59	0.88	0.01	6.75	0.71	0.54	

## 4.2 相关性分析

本文在进行实证回归之前，首先对变量之间的相关性进行了检验，主要变量间的相关系数如表 4 列示。表中右上部分呈现的是 Spearman 相关性系数，左下部呈现的为 Pearson 相关性系数。如表中数据所示，通过两种检验方法，本文变量之间的相关系数的绝对值均小于 0.4，说明各自变量之间不存在严重的多重共线性影响。

表4 变量相关性分析

	A	P	Sh	Pa	Siz	Lever	R	B	Gr	Cy
	Q	C	are	y	e	age	OA	M	owth	cle
盈余质	1.	0.	-0.	-0.	-0.	-0.01	0.0	-0.	-0.	0.0
量	00	02	03*	03	14**		9**	13**	07**	3
政治关	0.	1.	0.1	0.0	0.0	-0.07*	0.0	0.0	0.0	-0.
联	02	00	0**	4**	1	*	6**	0	2	05**
持股比	-0	0.	1.0	0.2	0.0	-0.08*	0.1	-0.	0.0	0.0
例	.01	03	0	0**	9**	*	4**	03	6**	7**
年度薪	-0	0.	0.0	1.0	0.3	-0.04*	0.3	-0.	0.1	0.1
酬	.09**	03	7**	0	6**	*	3**	08**	9**	7**
公司规	-0	0.	-0.	0.2	1.0		0.1	0.2	0.2	0.0
模	.21**	01	03*	9**	0	0.19**	5**	5**	9**	6**
负债比	0.	-	-0.	-0.	-0.		-0.	0.1	0.0	0.0
例	10**	0.03*	02	06**	13**	1.00	34**	8**	2	8**
盈利能	0.	0.	0.0	0.0	0.0	-0.27*	1.0	-0.	0.2	0.1
力	06**	01	0	5**	2	*	0	20**	3**	6**
账面市	-0	0.	-0.	-0.	0.2		0.0	1.0	0.0	-0.
值比	.05**	01	04**	06**	5**	0.00	0	0	1	04**
成长能	-0	0.	0.0	0.0	0.1	-0.05*	0.0	0.0	1.0	0.0
力	.03*	02	1	9**	7**	*	5**	1	0	4**
经营周	0.	-	0.0	0.1	0.0		0.0	-0.	-0.	1.0
期	00	0.03*	1	3**	5**	-0.00	5**	02	04**	0

说明：表中\*\*和\*分别表示在 1%和 5%的显著性水平（双尾检验）上显著。

### 4.3 多元回归分析

#### 4.3.1 政治关联与盈余质量分析

根据模型(4)，本文检验了上市公司的总体政治关联对盈余质量的影响，回归结果如表 5 所示。

通过表中结果可知，当加入了控制变量及年度变量后，PC 变量对 AQ 具有正向影响，系数为 0.315，并且在 5%的水平下显著，说明政治关联对企业盈余质量有显著的负面影响，与 Chaney(2011)和黎文靖(2011)等学者研究结论一致，且表明本文假设 H1-1 成立。在资源基础理论的框架下，政治管理可以为公司带来持续的竞争优势，上市公司没有提高盈余质量来赢得外部利益的动机，所以，政治关联会对公司的盈余质量有显著的负向影响。

观察各控制变量的系数能看到，与国外学者(Laux 和 Laux,2009)研究不同的是总经理的持股比例及其平方项对盈余质量并无显著影响，其原因主要为我国总经理等高管人员持股数量较少，因此无法影响其经营上的决策。与之相比，总经理或 CEO 较高的薪酬会降低公司的操纵性盈余部分，提高盈余质量。国有企业的盈余质量较非国有企业低，而且在 1%的水

平下显著，这与陈德球等(2006)的研究结果一致，说明政府与企业的关系越大越直接，盈余质量也会较差。值得注意的是，经营绩效较好，盈利能力较强的公司，其盈余质量显著低于其他公司。本文认为造成这种结果的原因之一是基于资源基础理论，盈利能力较强的公司内部资源充沛，因此对盈余质量的关注程度有所降低；而另一原因为一部分公司通过调整其盈余才取得了较好的绩效。

#### 4.3.2 不同分类的政治关联与盈余质量的进一步分析

表 6 分别列示了两组共四类政治关联对公司盈余质量的影响。由表中回归式(1)与(2)可以看到，在分别考虑地方级别关联和中央级别关联时，地方级别关联对公司盈余质量有显著的负向影响，而中央级别关联对盈余质量无显著影响。这说明本文的假设 H2-2 成立。在综合考虑两种级别政治关联的回归模型(4)中也可以得出相同的结论。

表 5 政治关联与盈余质量回归结果表

变量	(1)	(2)	(3)
PC	0.207 (1.312)	0.315** (2.040)	0.315** (2.042)
Share		-1.553 (-0.394)	-1.633 (-0.414)
Share <sup>2</sup>		2.329 (0.323)	2.237 (0.310)
Pay		-0.121*** (-2.646)	-0.148*** (-3.198)
Nature		0.277** (2.543)	0.285*** (2.623)
Size		-0.509*** (-11.842)	-0.538*** (-12.204)
Leverage		0.287*** (6.298)	0.280*** (6.130)
ROA		0.568*** (5.777)	0.557*** (5.663)
BM		-0.075 (-0.431)	0.019 (0.101)
Growth		0.063 (0.484)	0.069 (0.528)
Cycle		0.085 (0.952)	0.097 (1.083)
Constant	0.428 (3.422)	6.745*** (13.762)	6.881*** (13.813)
年度变量	控制	未控制	控制

观测值数量	4426	4426	4426
Adj.Rsquare	0.00	0.058	0.060
F value	1.108	25.566	18.645

说明：回归模型采用最小二乘估计(OLS)方法；括号中为变量的 T 检验结果；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 1%、5%、10%下的显著性水平。

地方级别政治关联对公司盈余质量的负面影响更为显著的原因，一方面如本文假设，政治关联的级别越高，公司内部事务的参与程度越小，实际可获得资源较少，因此中央级别关联对盈余质量无显著影响；另一方面，由于现实原因，具有中央级别政治背景的总经理在上市公司中任职的情况并不多见，远少于地方级别政治关联的情况，所以造成了研究样本较少，对盈余质量变量的实证结果不够显著。

按关联方式分类回归结果显示，政府官员类关联对公司盈余质量有显著的负向影响，而代表委员类关联则无显著影响，说明具有政府官员类关联的公司比具有代表委员类关联的公司盈余质量更差，本文假设 H2-1 不成立。在实际生活中，代表委员类资格虽然是企业家主动争取就可能达到的结果，但是其实质政治权利还是较小的，和政府的关联程度与政府官员也存在着很大的差距。与之相比，虽然在任的政府官员无法担任上市公司的总经理职务，但是具有政府工作经历的高管人员仍能持续运用其在政府部门建立的社会资本，对公司的经营过程起到重大影响，降低对公司盈余质量的要求。

表 6 不同类型政治关联对盈余质量的影响

变量	按级别层次分类				按关联方式分类			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PC_1	0.33		0.2	0.32				
	5**		84*	**				
	(2.0		(1.	(2.0				
	26)		661)	56)				
PC_2		0.31	-0.	0.24				
		4	253	1				
		(0.9	(-0	(0.7				
		27)	.73)	06)				
PC_Gov					0.48		0.5	0.48
					7**		05**	8**
					(2.3		(2.4	(2.3
				93)		17)	97)	
PC_Rep						0.05	-0.1	0.06
						5	63	4
						(0.2	(-0.	(0.2
						51)	73)	91)
Share	-1.7	-1.3		-1.6	-1.1	-1.4		-1.1
	11	46		86	07	36		93

	(-0.4 34)	(-0. 342)	(-0.4 28)	(-0. 281)	(-0.3 63)	(-0.3 02)
	2.33	1.79	2.31	1.51	1.89	1.63
Share <sup>2</sup>	3	2	5	1	6	6
	(0.3 24)	(0.2 49)	(0.3 21)	(0.2 10)	(0.2 63)	(0.2 27)
	-0.1 5***	-0.1 47	-0.1 5***	-0.1 5***	-0.1 5***	-0.1 5***
Pay	(-3.2 03)	(-3. 165)	(-3.2 15)	(-3. 161)	(-3.1 53)	(-3.1 7)
	0.28 ***	0.27 3**	0.28 ***	0.27 **	0.27 2**	0.27 5**
Nature	(2.5 95)	(2.5 12)	(2.6 12)	(2.5 11)	(2.4 97)	(2.5 27)
	-0.5 4***	-0.5 4***	-0.5 4***	-0.5 3***	-0.5 4***	-0.5 3***
Size	(-12. 16)	(-12 .21)	(-12. 17)	(-12 .11)	(-12. 17)	(-12. 11)
	0.28 ***	0.28 ***	0.28 ***	0.28 ***	0.28 ***	0.28 ***
Leverage	(6.1 21)	(6.0 65)	(6.1 20)	(6.1 21)	(6.0 66)	(6.1 25)
	0.56 ***	0.56 ***	0.56 ***	0.56 ***	0.56 ***	0.56 ***
ROA	(5.6 61)	(5.6 51)	(5.6 59)	(5.6 28)	(5.6 54)	(5.6 58)
	0.01 3	0.03 7	0.02 2	0.01 4	0.02 6	0.01 4
BM	(0.0 68)	(0.1 99)	(0.1 16)	(0.0 75)	(0.1 41)	(0.0 77)
	0.06 9	0.06 8	0.06 7	0.07 0	0.07 0	0.06 9
Growth	(0.5 28)	(0.5 24)	(0.5 15)	(0.5 36)	(0.5 40)	(0.5 33)
	0.09 5	0.09 3*	0.09 6	0.10 2	0.09 0	0.10 2
Cycle	(1.0 61)	(1.8 52)	(1.0 71)	(1.1 37)	(1.0 17)	(1.1 33)

	6.87	6.94		6.89	6.84	6.91		6.84
	***	***		***	***	***		***
Constant	(13.784)	(13.89)		(13.80)	(13.72)	(13.86)		(13.72)
年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	442	442	44	442	442	442	442	442
Adj.Rsquared	0.063	0.059	0.001	0.060	0.060	0.059	0.001	0.060
F value	18.640	18.424	1.140	17.571	18.749	18.371	1.625	17.647

说明：回归模型采用最小二乘估计(OLS)方法；括号中为变量的 T 检验结果；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 1%、5%、10% 下的显著性水平。

为了检验上述结论，本文将政治关联进一步分类，对公司的盈余质量进行回归分析，实证结果如表 7 所示。

表 7 具体分类下不同政治关联对盈余质量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PC_Gov1	0.539*				0.561*	0.533*
	*				**	*
	(2.594)				(2.588)	(2.523)
PC_Gov2		-0.167			-0.154	-0.131
		(-0.233)			(-0.208)	(-0.183)
		)			)	)
PC_Rep1			0.011		-0.136	-0.024
			(0.044)		(0.529)	(-0.094)
					)	)
PC_Rep2				0.342	-0.174	0.326
				(0.925)	(-0.450)	(0.865)
				)	)	)
Share	-1.117	-1.372	-1.377	-1.361		-1.095
	(-0.284)	(-0.348)	(-0.348)	(-0.346)		(-0.277)
	)	)	)	)		)
Share <sup>2</sup>	1.527	1.802	1.811	1.813		1.515
	(0.212)	(0.250)	(0.251)	(-0.346)		(0.210)
				)		)
Pay	-0.144*	-0.146	-0.146	-0.148		-0.149
	**	***	***	***		***



	(-3.176	(-3.151	(-3.146	(-3.180		(-3.205
	)	)	)	)		)
	0.269*	0.268*	0.270*	0.271*		0.269*
Nature	*	*	*	*		*
	(2.482)	(2.473)	(2.480)	(2.501)		(2.470)
	-0.533*	-0.536	-0.536	-0.540		-0.536
Size	**	***	***	***		***
	(-12.10	(-12.17	(-12.17	(-12.20		(-12.12
	2)	0)	0)	8)		6)
	0.279*	0.277*	0.277*	0.277*		0.279*
Leverage	**	**	**	**		**
	(6.117)	(6.058)	(6.062)	(6.064)		(6.110)
	0.556*	0.556*	0.556*	0.556*		0.556*
ROA	**	**	**	**		**
	(5.658)	(5.652)	(5.653)	(5.652)		(5.655)
	0.012	0.026	0.026	0.034		0.020
BM	(0.064)	(0.138)	(0.139)	(0.184)		(0.107)
	0.068	0.070	0.071	0.067		0.064
Growth	(0.521)	(0.538)	(0.542)	(0.517)		(0.494)
	0.101	0.091	0.092	0.092		0.100
Cycle	(1.121)	(1.011)	(1.020)	(1.024)		(1.116)
	6.840*	6.908*	6.907*	6.937*		6.870*
Constant	**	**	**	**		**
	(13.718	(13.86	(13.86	(13.89		(13.74
	)	4)	2)	4)		4)
年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	4426	4426	4426	4426	4426	4426
Adj.Rsquare	0.060	0.059	0.059	0.059	0.001	0.060
F value	18.801	18.370	18.367	18.424	1.366	15.866

说明：回归模型采用最小二乘估计(OLS)方法；括号中为变量的 T 检验结果；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

从表 7 中可以发现，地方级别政府官员类政治关联对公司的盈余管理具有显著的负向影响，而其他三类关联对盈余质量的影响并不显著。值得注意的是，虽然并不显著，但是中央级别政府官员类政治关联对公司盈余质量具有提升作用，与上文粗略分为政府官员类关联时的检验结果不同。本文认为其主要原因为此类上市公司中具有中央级别政府工作背景的总经理会引起监管部门甚至社会大众的关注，将会受到更为严格的监督约束，因此不会降低其公司的盈余质量。由此也可以看出上文分析中政府官员类关联对盈余质量的显著负向影响是地方级别政府官员类关联的主要作用结果。同样，综合分析可以发现，地方级别政治关联的显

著负向作用也主要为地方级别中政府官员类关联的影响，代表委员类关联的影响并不显著。在综合考虑四类政治关联的影响时，地方级别代表委员类关联对盈余质量变为正向影响。地方级别政治关联虽然贴近公司具体经营事项，但代表委员的实际资源价值有限，对盈余信息仍具有一定的透明度与质量要求。

#### 4.3.3 前期盈余质量对建立政治关联可能性影响的深度分析

由上文实证检验可知，具有政治关联的上市公司其盈余质量明显低于无关联公司，那么造成这种情况的原因是否是由于一部分公司本身的盈余质量较差，希望通过建立政治关联来规避约束、降低惩罚呢？为了检验这一假设，本文根据模型(6)进行了二项 logistic 回归分析，回归结果如表 8 所示。表中，回归式(1)与 (2)的检验结果表明，公司盈余质量会显著影响其建立政治关联的可能性，盈余质量越差，建立政治关联的可能性显著越高，与 Chaney(2011)的研究结果一致。这说明，政治关联公司的盈余质量较差现象，的确是有一部分公司希望通过建立政治关联来达到降低盈余质量要求，实现自利目的。进而，本文检验了前期盈余质量较差的公司建立哪一类型政治关联的可能性较大。从应计项质量变量的回归系数可以看到，在限定其他条件的情况下，盈余质量越差，建立地方级别政治关联以及政府官员类政治关联的可能性越大。因此，本文假设 H3-1 不成立，假设 H3-2 成立。如上文所述，代表委员类政治关联给企业所带来的政治参与度及权利程度要远低于政府官员类关联，所以，若企业准备依靠政治关联来降低对盈余质量的要求，那么最佳选择便为政府官员类关联。在建立关联的级别方面，由于与中央级别的政治关联相比，具有地方级别政府工作经验的官员人数较多，地方级代表委员资格的获得也相对容易，因此，建立地方级别政治关联的可能性明显较高。

在控制变量方面，总经理的持股比例对建立政治关联的可能性具有显著影响，表明存在一个确定的总经理持股比例，使建立政治关联的可能性达到最大。公司的股权性质也是其建立政治关联的显著影响因素之一。当上市公司为国有性质时，其利用总经理政治身份建立政治关联的可能性明显低于非国有公司。由于股权上与政府的“天然联系”，国有公司本身就带有一定的政治关联特点，各级政府更是有可能派出官员担任董事或者监事一职，因此，国有公司并不关注于总经理等高管人员的政治背景，通过此途径建立政治关联的可能性也不大。企业规模与负债比例对建立不同类型的政治关联，影响程度不同。本文认为主要的原因是其负债比例过高会影响管理者的经营业绩，使之无法脱颖而出，获得代表委员身份或建立高级别的关联。然而，政府可能因此原因下派官员监督偿债能力较差的企业提高其经营质量，因此，负债比例的高低无法明显影响政府官员类关联的建立。值得思考的是前期的账面市值比越高，建立地方级别关联与政府官员类关联的可能性就会显著增加，但是会降低其建立中央级别的政治关联的可能性。

表 8 前期盈余质量对建立政治关联可能性的影响

变量	(1) PC <sub>t</sub>	(2) PC <sub>t</sub>	(3) PC_1 <sub>t</sub>	(4) PC_2 <sub>t</sub>	(5) PC_Gov <sub>t</sub>	(6) PC_Rep <sub>t</sub>
AQ <sub>t-1</sub>	0.057*	0.102*	0.088**	0.037	0.083**	0.005
	(3.681)	*	(4.842)	(0.775)	(4.048)	(0.003)

	)	(6.328				
	)					
		25.61*				
		**	30.565*	128.702		35.633*
Share <sub>t-1</sub>			**	**	1621**	**
	(9.733		(13.345)	(4.020)	(5.891)	(17.621)
	)					
		-119.4				
	9**		-136.93*	-225.7	-5423*	-151.68*
Share <sup>2</sup> <sub>t-1</sub>			**			**
	(6.521		(7.993)	(1.685)	(3.573)	(9.771)
	)					
		0.032				
Pay <sub>t-1</sub>		(0.351	0.063	0.106	-0.007	0.067
	)		(1.089)	(0.821)	(0.008)	(0.720)
		-0.507				
	***		-0.377**	-0.646**	-0.184	-0.857**
Nature <sub>t-1</sub>			*			*
	(17.99		(8.481)	(5.421)	(1.325)	(25.700)
	8)					
		0.117*				
	*		0.028	0.732**	-0.061	0.302**
Size <sub>t-1</sub>		(4.815	(0.240)	*	(0.725)	*
	)			(47.475)		(16.035)
		-0.971				
	***		-0.488*	-2.359**	-0.452	-1.248**
Leverage <sub>t-1</sub>		(11.21	(3.297)	*	(2.275)	*
	3)			(9.462)		(7.907)
		0.353				
ROA <sub>t-1</sub>		(2.632	0.364*	-0.547	0.516**	-0.099
	)		(2.808)	(0.075)	(5.092)	(0.020)
		0.343				
		(2.430	0.508**	-1.590**	0.659**	-0.244
BM <sub>t-1</sub>		)	(4.836)	*	(6.008)	(0.534)
				(9.454)		
		0.043				
Growth <sub>t-1</sub>		(0.099	0.049	0.128	0.022	0.086
	)		(0.104)	(0.469)	(0.013)	(0.256)
		-0.100				
		(0.754	-0.071	0.016	-0.343**	0.213
Cycle <sub>t-1</sub>		)	(0.346)	(0.004)	(4.308)	(2.086)
Constant	-2.087	-3.071	-2.716**	-10.701*	-1.978**	-5.774**

	***	***	*	**	(5.879)	*
	(1403.0)	(25.452)	(0.660)	(70.720)		(45.253)
年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	3382	3382	3382	3382	3382	3382
具有关联的观测值数	384	384	325	72	205	181
Nagelkerke R square	0.004	0.037	0.031	0.121	0.037	0.072
Chi-square	10.848	10.469	4.984	9.765	32.222	5.735

说明：回归模型采用二项 logistic 回归方法；括号中为变量基于卡方的 Wald 统计量，当自由度为 1 时，Wald 值为变量系数与其标准误比值的平方；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

为了更为具体的检验及验证前期盈余质量对建立不同类型政治关联可能性的影响，本文对更为细致的四类政治关联进行 logistic 回归检验，结果如表 9 所示。通过表中数据可以看到，前期盈余质量较差的公司有建立地方级别政府官员类关联的显著倾向，与表 8 中结果吻合，佐证了上文中的结论。

表 9 前期盈余质量对不同类型政治关联的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PC_Gov1 <sub>t</sub>	PC_Gov2 <sub>t</sub>	PC_Rep1 <sub>t</sub>	PC_Rep2 <sub>t</sub>
AQ <sub>t-1</sub>	0.078* (3.631)	0.062 (0.570)	-0.018 (0.010)	-0.313 (0.265)
Share <sub>t-1</sub>	1925*** (7.972)	-6402 (0.149)	41.049*** (22.077)	152.757** (4.498)
Share <sup>2</sup> <sub>t-1</sub>	-6379** (4.522)	24530 (0.149)	-171.045*** (11.376)	-2704 (1.778)
Pay <sub>t-1</sub>	0.031 (0.159)	-0.237 (1.341)	0.088 (0.937)	0.303** (4.354)
Nature <sub>t-1</sub>	-0.027 (0.026)	-1.716*** (9.420)	-0.823*** (18.739)	-0.386 (1.515)
Size <sub>t-1</sub>	-0.093 (1.555)	0.402* (3.466)	0.203** (5.522)	0.683*** (33.094)
Leverage <sub>t-1</sub>	-0.303 (1.504)	-3.063** (5.253)	-0.717 (2.356)	-2.494*** (8.566)
ROA <sub>t-1</sub>	0.500** (4.839)	-1.087 (0.377)	0.065 (0.014)	-0.823 (0.119)
BM <sub>t-1</sub>	0.705** (6.478)	0.175 (0.038)	0.020 (0.003)	-1.236** (4.570)

Growth <sub>t-1</sub>	0.088 (0.238)	-1.080 (0.895)	0.014 (0.004)	0.188 (1.016)
Cycle <sub>t-1</sub>	-0.262 (2.512)	-1.916** (3.994)	0.191 (1.339)	0.204 (0.642)
Constant	-2.011** (5.538)	-7.170*** (7.135)	-5.406*** (30.066)	-11.226*** (62.955)
年度变量	控制	控制	控制	控制
观测值数量	3382	3382	3382	3382
具有关联的观测值数	188	17	142	60
Nagelkerke R square	0.037	0.187	0.069	0.120
Chi-square	16.840	2.469	8.587	8.217

说明：回归模型采用二项 logistic 回归方法；括号中为变量基于卡方的 Wald 统计量，当自由度为 1 时，Wald 值为变量系数与其标准误比值的平方；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

#### 4.4 稳健性检验

##### 4.4.1 对政治关联变量的替代

本文将总经理曾在各级政府机构<sup>3</sup>任职经历定义为该公司的间接政治关联(PC<sub>s</sub>)，作为政治关联的替代变量，对本文中实证模型进行稳健性检验。稳健性检验结果如表 10 所示。

如表中结果所示，间接政治关联对公司盈余质量有显著负向影响，，表明本文的假设 H1 仍然成立。其他控制变量的符号及大小都没有发生明显的变化。在限定其他条件的情况下，前期盈余质量仍然对建立间接政治关联具有显著影响（由于版面原因，不在文中列示），说明本文的模型与结论具有一定的可靠性与稳健性。

表 10 间接政治关联对盈余质量影响的回归分析

变量	(1)	(2)	(3)
PC <sub>s</sub>	0.148 (0.868)	0.161 (1.164)	0.181* (1.798)
Share		-1.206 (-0.306)	-1.275 (-0.323)
Share <sup>2</sup>		1.810 (0.251)	1.706 (0.237)
Pay		-0.119*** (-2.609)	-0.147*** (-3.172)
Nature		0.254** (2.330)	0.262** (2.404)

<sup>3</sup>本文中政府机构仅指中央和地方的行政机构、官僚机构，例如：外交部、国防部、发展改革委、教育部、监察部、财政部、劳动保障部、国土资源部、商务部、人民银行、审计署及其他国务院组成部门，不包括中央及各级政府。

Size		-0.507***	-0.536***
		(-11.793)	(-12.159)
Leverage		0.284***	0.277***
		(6.231)	(6.062)
ROA		0.567***	0.556***
		(5.760)	(5.644)
BM		-0.073	0.020
		(-0.423)	(0.107)
Growth		0.067	0.073
		(0.514)	(0.558)
Cycle		0.087	0.100
		(0.971)	(1.110)
Constant	0.437***	6.753***	6.891***
	(3.490)	(13.763)	(13.820)
年度变量	控制	未控制	控制
观测值数量	4426	4426	4426
Adj.Rsquare	0.000	0.057	0.062
F value	0.948	25.232	20.434

说明：回归模型采用最小二乘估计(OLS)方法；括号中为变量的T检验结果；\*、\*\*、\*\*\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

#### 4.4.2 对盈余质量变量的替代

本文参考 Chaney 等(2011)的方法，采用应计项目绝对值的自然对数<sup>4</sup>(LnTCA)作为盈余质量的替代变量，进行稳健性检验。具体稳健性检验的回归结果不在文中叙述。稳健性检验的回归结果在所有重要结论上均与上文保持一致，说明本文的结论较为科学、稳健。

## 5 结 论

本文立足于中国特殊的政治、经济背景，对政治关联进行多维度的分类，尝试在资源基础理论下探讨政治关联与盈余质量之间的关系。本文通过对总经理的政治背景按级别和来源两个维度进行分类和统计，定义了不同类别的政治关联，并以2006-2011年度我国上市公司为样本，考察了不同类别政治关联与公司盈余质量之间的关系，得出以下结论：

1.目前通过总经理的政治背景建立政治关联的公司还是比较少的，并且非国有上市公司的政治关联水平要略高于国有公司。这表明目前我国市场经济体制还不够完善，政府对企业经营活动仍具有一定影响，因此，政治关联成为公司发展的一项稀缺资源，并且上市公司逐渐开始运用多种途径建立政治关联。

2.在中国上市公司中，政治关联对盈余质量具有显著的负向影响，但不同分类的政治关

<sup>4</sup> 应计项计算方法如本文公式(3)所示，由于(3)中数据单位为元，直接运用会出现量纲问题，因此本文采用应计项目绝对值的自然对数进行回归分析。

联所产生影响具有一定差异。上市公司基于政治关联建立的难易程度及政治活动中参与度的考虑,选择建立地方级别及政府官员类政治关联作为规避盈余质量较差带来的消极后果的有效工具。总体上公司会降低盈余的透明度来隐瞒政治关联带来的利益,并且由于政治关联的保护,他们可以避免盈余质量下降的惩罚。

3.在我国市场经济法制建设还不够健全的情况下,一些盈余质量较差的公司希望寻求政治关联来得到制度上的庇护,并且偏好选择地方级别及政府官员类政治关联。

根据实证研究结果,本文提出如下政策性建议:

对于上市公司自身,建立政治关联行为收益与风险并存,不能为避免由于盈余质量差所带来的消极后果而盲目建立政治关联,而应该在合法合规的前提下,通过自身科学有效的经营管理来提升盈余的水平与质量。对于投资者而言,要意识到盈余信息不是反映上市公司经营效果的唯一途径,各公司的盈余质量有所差异,还应重视公司其他的可能对盈余产生影响的重要信息。政治关联在法律层面是一种合法行为,但是由于其可以为企业带来经营上的利益,并且规避盈余质量低下受到的惩罚,所以极容易诱发上市公司不当利用政治关联,或进行变相的寻租行为。因此,对于政府监管部门,应该重视此项问题,尽快出台对上市公司政治关联的相关披露及管理辦法,规范上市公司政治关联的建立途径与使用方向,为资本市场提供更为有效的信息创造良好条件。

本文以总经理的政治背景来代表企业的政治关联进行实证分析,但是企业的政治关联并不能由总经理的政治背景完全代表,也很难完整捕捉到企业政治关联的全部信息,这是本文的主要研究局限。另外,由于影响公司盈余质量的因素是多方面的,除了本文选取的控制变量之外,还有宏观经济环境及制度环境等因素,这需要在以后的研究时扩充回归模型的解释变量,对模型进一步改进和完善。建立一个完整的研究体系。

## 参 考 文 献

- 陈德球,雷光勇,肖童姝. 2011. CEO任期、终极产权与会计盈余质量. 经济科学, (2): 105~118.
- 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, 2: 98~108.
- 杜兴强,雷宇,郭剑花. 2009. 政治关联、政治联系与民营上市公司的会计稳健性. 中国工业经济, (7): 87~97.
- 杜兴强,周泽将. 2009. 政治联系层级与中国民营上市公司真实业绩. 经济与管理研究, (8): 37~49.
- 胡旭阳. 2006. 民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利——以浙江民营百强企业为例. 管理世界, (5): 107~113.
- 黄新建,张会,饶茜. 2011. 政治关联、审计需求与会计信息质量. 技术经济, 30(4): 118~121.
- 黄欣然. 2011. 盈余质量影响资本配置效率的路径——基于融资约束的视角. 山西大学学报, (5): 105~113.
- 孔东民,谭伟强. 2011. 最终控制人、政府背景与企业投资. 广东金融学院学报, (1): 16~26.
- 黎文靖,黄琮宇,程敏英,魏明海. 2011. 家族企业的政治关联如何影响盈余质量?——来自中国家族企业的证据. 中国会计学会 2011 学术年会.
- 罗绍德,王琦. 2012. 政治关联与会计信息质量研究综述. 会计之友, (2): 13~15.
- 马忠,吴翔宇. 2007. 金字塔结构对自愿性信息披露程度的影响: 来自中国家族控股上市公司的经

验证据. 会计研究, (05): 52~60.

潘红波, 夏新平, 余明桂. 2008. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购. 经济研究, (8): 21~30.

饶茜, 廖丽芳, 刘斌. 2012. 政治关联、会计信息透明度与企业投资效率. 中国会计学会 2012 年学术年会论文集.

王俊秋. 2012. 政治关联、盈余质量与权益资本成本. 中国会计学会高等工科院校分会第十九届学术年会.

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. 成都: 中国第七届实证会计国际研讨会. 西南交通大学.

吴文锋, 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, (3): 25~34.

余明桂, 潘红波. 2008. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款. 管理世界, (8): 9~21.

曾庆生, 陈信元. 2006. 国家控股、超额雇员与劳动力成本. 经济研究, (5): 75~87.

张敏, 黄继承. 2009. 政治关联、多元化与企业风险——来自我国证券市场的经验证据. 管理世界, (7): 56~64.

Adhikari A, Derashid C, Zhang H. 2006. Public policy, political connections, and effective tax rates: longitudinal evidence from Malaysia. *Journal of Accounting and Public Policy*, 25(5): 574~595.

Ahmed R N. 2004. Law, religiosity and earnings opacity internationally. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, (1): 493~502.

Agrawal A, Knoeber C R. 2001. Do some outside directors play a political role?. *The Journal of Law and Economics*, (44): 179~198.

Ball R, Robin A, Wu J S. 2003. Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics*, (36): 235~270.

Barney J B, Delwyn N C. 2007. *Resource-Based Theory: creating and sustaining competitive advantage*. Oxford University Press: 85~155.

Bartels L, Brady H. 2003. Economic behavior in political context. *American Economic Review*, 93(2): 156~161.

Boubakri N, Cosset J C, Saffar W. 2008. Political connections of newly privatized firms. *Journal of Corporate Finance*, (14): 654~673.

Bushman R, Piotroski J. 2006. Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics*, (42): 107~148.

Bushman R, Piotroski J, Smith A. 2004. What determines corporate transparency?. *Journal of Accounting Research*, 42 (2): 207~252.

Chaney P K, Faccio M, Parsley M. 2011. The quality of accounting information in politically connected firms. *Journal of Accounting and Economics*, (51): 58~76.

Charumilind C, Kali R, Wiwattanakantang Y. 2006. Connected lending: Thailand before the financial crisis. *Journal of Business*, (79): 181~218.

Chen X, Cheng Q, Dai Z. 2007. Are US family firms subject to agency problems? Evidence from CEO turnover and firm valuation. University of British Columbia, Working Paper.

Claessens S, Feijen E, Laeven L. 2008. Political connections and preferential access to finance: the role



of campaign contribution. *Journal of Financial Economics*, (88):554~580.

Dechow P, Dichev I. 2002. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation error. *The Accounting Review*, (77): 35~59.

Faccio, M. 2006. Politically Connected Firms: Can They Squeeze the State? *American Economic Review*, 96:369-382

Fan J, Wong T. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics*, (33):401~425.

Fan J, Wong T, Zhang T. 2007. Politically connected CEOs, corporate governance, and Post-IPO performance of China's newly partially privatized firms. *Journal of Financial Economics*, (84): 265~590, 330~357.

Fan J, Li Z, Yang Y. 2011. Relationship networks and earnings informativeness: evidence from corruption cases. Working Paper.

Jayachandran S. 2006. The Jeffords effect. *Journal of Law and Economics*, 49(2): 397~426.

Krueger A. 1974. The political economy of the rent-seeking society. *American Economic Review*, (64): 291~303.

Laux C, Laux V. 2009. Board committees, CEO compensation, and earnings management. *The Accounting Review*, 84(3): 869~891.

Leuz C, Nanda D, Wysocki P. 2003. Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics*, (69): 505~527.

Leuz C, Oberholzer-Gee F. 2006. Political relationships, global financing, and corporate transparency: evidence from Indonesia. *Journal of Financial Economics*, (81): 411~439.

Sapienza P. 2004. The effect of government ownership on bank lending. *Journal of Financial Economics*, 72(2): 357~384.

Siegel J. 2007. Contingent political capital and international alliances: evidence from South Korea. *Administrative Science Quarterly*, (52): 621~666.

Sloan R G. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?. *The Accounting Review*, 71(3): 289~315.

Watts R, Zimmerman L. 1986. *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs, N.J.

Watts R. 2003. Conservation in accounting part II: evidence and research opportunities. *Accounting Horizon*, (4): 112~142.

Wernerfelt B. 1984. A resource-based view of the firm. *Strategy Management Journal*, (5): 171~180.