

# 民营上市公司的政治关联、 证券违规与盈余质量

沈红波 杨玉龙 潘 飞

(复旦大学金融研究院,上海 200433; 浙江工商大学财务与会计学院,  
浙江杭州 310018; 上海财经大学会计学院,上海 200433)

**摘 要:**民营上市公司的政治关联这一非正式制度在给企业带来融资便利和税收优惠等优势的同时,也会降低其盈余质量。不同于以往的研究,本文主要关注民营上市公司这种政治关联的不利影响。我们以2004~2011年民营上市公司为研究样本,研究发现,政治关联无法在事前屏蔽证券监管,不能降低民营上市公司受到证券行政监管的概率。但是,由于证券行政监管执行力的不足,虽然民营上市公司受到证券监管机构的违规公告后盈余质量得到提升,但是政治关联削弱了行政监管对盈余质量的改善程度。本文的研究结果表明,民营上市公司普遍存在的政治关联降低了其提供高质量会计信息的动机,增加了信息风险,还间接削弱了证券行政处罚事后的治理效应。

**关键词:**政治关联;证券违规;盈余质量

**JEL 分类号:**G18,G32,G38 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2014)01-0194-13

## 一、引 言

中国在转型过程中,其市场经济得到了长足发展,但政治与法律制度建设未能跟上经济发展的步伐,企业在经营过程中缺乏正式制度的保护。正式制度的匮乏,如落后的金融系统,过度的政府干预,严苛的非税负担等,导致企业寻求政治关联来替代正式的制度(Li等,2008)。在制度不完善的经济环境中,政治关联给民营企业带来诸多优势,包括融资便利(Khwaja等,2005)、税收优惠(Adhikari等,2006)以及在金融危机时优先受到政府援

收稿日期:2013-04-03

作者简介:沈红波,会计学博士,复旦大学金融研究院副教授,Email:shenhb@fudan.edu.cn.

杨玉龙,会计学博士,浙江工商大学财务与会计学院讲师。

潘 飞,会计学博士,上海财经大学会计学院教授。

\* 本文感谢国家自然科学基金“政府干预与银行贷款监督的有效性研究”(批准号:71102016),国家自然科学基金重点项目“以价值为基础、以战略为导向的中国企业管理会计研究”(批准号 71032005)资助。

助(Bai等,2006)。然而,政治关联还是一把双刃剑。政治关联在赋予了企业竞争优势的同时,也便利了有政治关联的管理层利用手中权力侵害投资者利益。这种侵害既可能体现为代表政府利益的董事强制企业实现政府的政治目标,也可能体现为具有政治关联的大股东侵害中小股东利益。Francis和Wang(2008)发现,国有企业在进行审计师选择时,偏向于选择本土的小所并与本土规模较小的会计师事务所合谋,这降低了审计的独立性和审计质量。Ball等(2003)发现,企业从政治关联中获得了利益,为了掩饰其获得的政治租金,管理层具有较强的粉饰财务报表的动机,他们的研究表明了政治关联会降低盈余质量,增加信息风险。

在中国证券市场,行政监管经过了近二十年的发展之后逐步成熟,特别是证券法的立法及其修订对中国证监会的监管权力进行了持续的扩充,中国证监会的执法力度逐渐加强。行政监管查处的上市公司违规数量与金额呈现逐年递增趋势。然而,由于权力缺乏制约、处罚执行力不足、效率低下等原因,上市公司在受到证券监管机构行政处罚后其违规行为并未因此得到纠正和减少(罗培新等,2005;宋云玲等,2011),违规上市公司面对行政监管时的应对态度常常是“虚心接受,坚决不改”。而且,在新兴市场环境下,企业引入政治关联的一项重要目的就是弱化自身受到的行政监管(Faccio,2006)。因此,在企业政治关联的背景下,证券行政监管是否以及如何受到政治关联的影响需要深入研究。

行政监管的有效性应当体现为两个方面,一是有效地识别证券市场上被监督者的违规行为(事前监管有效性),二是在对违规行为做出处罚以后被处罚对象的行为变化符合监管机构的期望(事后监管有效性)。按照这一思路,本文以2004~2011年间民营上市公司为样本,从事前和事后两个角度实证检验了政治关联对证券市场行政监管有效性的影响。由于民营企业建立政治关联的动机与国有企业有较大差异,民营企业大多数主动寻求政治关联,而国有企业则是被动施加以政治关联(李敏才和罗党论,2011)。因此本文只选取民营企业作为研究对象,并采用盈余信息质量来测度民营上市公司在违规披露后的治理改善。

我们的研究主要有以下两个方面的贡献:(1)以往的研究将政治关联视作对不完善的法律体制的替代,学者们的研究集中在政治关联给新兴市场中的企业所带来的诸多好处(Adhikari等,2006),以及这一非正式制度对于企业业绩的最终影响(Fan等,2007)。仅有少数研究探讨了政治关联对企业投资者的不利影响,本文的研究丰富了目前已有的政治关联影响企业行为的文献。(2)在转轨经济中,法律执行机制不完善,且违法行为会导致重大危害时,行政监管可以作为法律执行机制的替代来促进金融市场的发展(Pistor等,2003)。但行政监管在受到政府干预时常常失效,即行政监管的选择性执法(陈冬华等,2012)。本文研究发现,证券市场行政监管对上市公司具有治理效力,但是政治关联会弱化这一效力。这有助于理解中国当前的政治关联行为与行政监管的效率。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 政治关联与证券市场行政监管

企业在进行信息披露决策时,面临着成本收益的权衡,一方面是管理层(或控股股东)可攫取的私利、寻租收益等隐蔽性利益,另一方面则是资本融资成本。良好的信息披露会制约管理层攫取私利、寻租行为,但可以降低资本融资成本;而不透明的信息披露则有利于管理层侵害股东利益和向政府寻租,但会提高企业的融资成本。因此,企业的信息披露质量同时由管理层的攫取动机、寻租动机,以及融资便利决定。攫取动机、寻租动机越强,融资渠道越便利,企业对于高质量信息的需求则越弱。政治关联的特殊性在于它给予了企业管理层天然的权力优势和寻租优势,强化了管理层攫取投资者利益的能力和寻租动机,同时又给予了企业以融资便利(胡旭阳,2006),降低了其融资压力。因此,政治关联会降低企业的信息披露质量(唐松等,2011),也降低了其寻求高质量信息鉴证的需求(雷光勇等,2009)。

证券监管的主要职能是最大限度地降低市场上的信息不对称,为证券市场上的信息交易提供一个竞争性环境。证券监管者的主要职责并不在于判断公司优劣,而是尽可能地平衡证券市场上的信息分布,使信息变得透明、充分和公开。因此,政治关联与行政监管在企业信息披露方面的矛盾是制度性的,难以调和。行政监管能否识别出政治关联所引发的代理冲突并予以治理(处罚),或者政治关联能否屏蔽证券市场上的行政监管,这个问题有着重要的理论和现实意义。

然而,对这一问题的答案有着截然两种不同的预期。一方面,经过近二十年的发展,以证监会为代表的证券监管机构的权力逐渐扩张,其调查力度和惩罚力度逐年加强,许多学者们的实证调查发现证监会的行政处罚对被监管对象起到了作用,并不是没有牙齿的老虎(Chen 等,2005)。尤其是新证券法实施以后,证监会对于内幕交易等违规行为的执法力度得到极大提升。而且中国行政监管体系的行政监管权力是以人大立法的方式授予的,在与地方行政权力的对抗中具有天然的法理优势和权力优势。因此,行政监管对于政治关联所引致的代理问题应当具有约束力,或者说政治关联无法屏蔽行政监管。另一方面,也有诸多因素制约行政监管机构行使自身职权。首先,中国证监会等证券监管机构除却监管职能以外,还有着证券市场保护者和发展者这一角色,这导致当股市处于低谷时证监会对于上市公司违规的处置有时轻描淡写,甚至息事宁人<sup>①</sup>。其次,证券监督机构的监管对象如上市公司的实际控制人,既可能是地方政府,也可能是其他在地方上具有丰富行政资源和人脉资源者,由于事关自身利益,他们往往会涉入证监会监管流程,阻碍证券监管执法,城市之间金融中心地位的争夺战甚至可能导致具有部分监管权力的证交所也牵

<sup>①</sup> 典型的例证是 2004 年证监会上千份“基金黑幕”举报以及 2005 年对基金公司以公众基金为社保基金进行利益输送的丑闻的淡化处理(详见缪因知,2011,第 31 页)。

涉其中,这些因素会侵蚀监管机构的独立性,弱化行政监管的效力。此外,证监会还时常被诟病权力缺乏制约、效率低下、处罚标准不一、事后执行力匮乏等等(缪因知,2011)。由于这些制约因素的存在,证券行政监管的效力不由得引人质疑。陈冬华等(2012)发现在同等违规的情况下,国有企业所受处罚相比非国有企业更轻。这些研究表明,行政监管对于政治关联并不能发挥良好的治理,政治关联能够弱化甚至屏蔽行政监管。

考虑到行政监管机构执行其监管职能的主要形式是对上市公司违规行为进行公告和处罚,本文以具有政治关联的上市公司受到证券监管机构(证监会、上交所和深交所)公告违规的概率来检验政治关联对证券监管的影响。政治关联可能导致上市公司较差的信息质量,较严重的代理冲突,重视证券市场信息透明的监管机构会给予政治关联企业更多的关注,政治关联企业更可能受到监管机构的违规公告;但政治关联同时意味着上市公司对于证券监管的政治影响力,这有可能降低其受到监管处罚的概率。由于存在相互冲突的理论推演,本文将政治关联与行政监管的关系诉诸实证。因此,本文提出试探性假说:

假说 H1:民营上市公司的政治关联对其受到行政监管机构违规公告的概率没有影响。

## (二)政治关联、证券监管与盈余质量变化

证券监管的效力应当区分为事前监管效力和事后监管效力两个方面,事前监管效力是指证券监管部门能够有效地识别证券市场上被监督者的违规行为,本文的假说 H1 就是探讨事前监管效力;事后监管效力是指证券监管部门对违规行为做出处罚以后被处罚对象的行为变化符合监管机构的期望。证券监管在其制度设计上就是为证券交易提供公平信息环境,因此违规上市公司的信息质量提升是其监管的重要目标。而企业受到证券监管机构违规公告以后,股价会出现负的异常回报(Chen 等,2005),这会提高企业的股权融资成本,同时证监会对于企业违规担保、隐瞒负债等行为的公告也会提高其债务融资成本。为了削减证券监管机构处罚对于企业的不利影响,恢复市场信心,提升企业的信息披露质量是其应当采取的重要举措,信息质量的提升可以制约企业大股东或管理层侵害投资者利益的行为,减少投资者与银行等利益相关者对企业代理问题的担忧,同时也可避免证券监管机构更为严厉的处罚,如摘牌、退市等。

然而,如果民营企业具有政治关联,那么其受到行政监管处罚后的表现将与非政治关联公司有较大差异,政治关联会显著影响证券监管的事后效力。因为政治关联为企业提供了融资便利,赋予了企业类似于国有企业的“隐性担保”或“预算软约束”的优势(唐松等,2011),即使受到严厉的证券监管,企业也可以通过政府资源或银行人脉获取其他资金来源,这使得有政治关联的民营企业在对自身问责和提升信息披露质量方面的动机不强,甚至可能出现高管因其政治关联背景和人脉资源而无法被问责的情形。因此,我们认为政治关联会削弱证券监管所带来的民营上市公司盈余质量的提升,即削弱证券监管的事后治理效力。根据以上论证,本文提出假说 H2。

假说 H2:民营上市公司受到证券监管机构的违规公告后盈余质量会上升,而政治关联会减少违规公告所引起的盈余质量提升。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文以 2004 ~ 2011 年沪深两市民营上市公司为样本。我们将实际控制人为自然人或民营企业的上市公司定义为民营上市公司。在剔除金融行业、数据缺失以及净资产为负的样本之后,本文最终研究样本为 2883 个。本文所使用的所有权性质数据、公司财务数据、股票交易数据来自 CSMAR 数据库,公司董事长和总经理简历数据来自 Wind 资讯提供的历任管理层背景信息。制度环境指数取自樊纲等编制的中国市场化指数(樊纲等,2010)。

#### (二) 变量定义与量度

##### 1. 证券行政监管

本文的主要考察对象是证券行政监管效力,而证券监管机构<sup>①</sup>行使其监管职能的主要手段就是法律赋予的行政处罚权力,包括公开批评、公开谴责、立案调查、警告、处以罚款等手段。行政监管的效力可以从两个角度进行考察,一是对于上市公司违规行为的识别能力,二是在行政处罚以后上市公司及相关单位的行为变化。行政监管机构在发现上市公司违规并做出处罚决定后一般会发出公告,本文以行政监管机构发布上市违规公告作为其对于上市公司违规行为的事前识别,以做出违规公告后上市公司及相关单位的行为变化来考察行政监管的事后效力。变量“上市公司违规公告”是虚拟变量,若监管机构公告某上市公司违规,则在该年度对该公司的这一变量赋值为 1,否则为 0。由于证券监管的效力在下一期才有所体现,本文在探讨证券监管对盈余质量的影响时,将变量“上市公司违规公告”提前一期来考察其对当期盈余质量变动的影响。

##### 2. 政治关联

对于政治关联的量度,国内外的诸多文献已给出了不同量度。Fan 等(2007)将 CEO 现在或者曾经在政府机关(中央政府或地方政府)或军队任职视为一种政治关联;雷光勇等(2009)以董事长或总经理具有政府或军队官员、各级人大代表或者政协委员背景者为政治关联。本文参考以上文献,对企业董事长、总经理中任何一人有曾经或现在担任政府官员、军事长官、各级人大或各级政协委员者,定义为政治关联企业,政治关联变量(PC)取值则为 1,否则取 0。

##### 3. 盈余质量

本文以操纵性应计项目的绝对值作为盈余质量的量度。可操纵性应计项目由修正的琼斯模型估计。本文预期受到证券监管机构处罚后,上市公司的盈余质量会发生变动,在

<sup>①</sup> 本文所指证券监管机构是证监会及沪深证券交易所(简称一会两所)。由于证券市场上具有监管职能的机构并不限于一会两所,如财政部对于上市公司会计处理违规行为等、中央及地方外汇管理部门对上市公司涉外资金流动等也有监管权力,这些行政机构的监管幅度较小,数量也不多,因此将其排除考察范围。

实证检验中以操纵性应计项目绝对值变动作为企业盈余质量变化的量度。部分实证检验中要用到上一年度的操纵性应计项目数作为控制变量。操纵性应计项目绝对值越大,盈余质量越差。参照以往文献(Kothari 等,2005),我们采用修正的 Jones 模型并基于全部上市公司来测算操纵性应计数。本文对于操纵性应计项目数的量度步骤如下:

首先,使用下式计算出每家上市公司的总应计项目数 *total\_acc*。

*total\_acc* = *operating\_profit* - *cfo* (1)

其中,*operating\_profit* 是当期营业利润,*cfo* 公司当期的经营活动产生的现金净流量。

然后,根据下面列示的模型估计出系数  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 。

*total\_acc/assets* =  $\beta_1 * (1/assets) + \beta_2 * ((\Delta sale - \Delta ar)/assets) + \beta_3 * ppe + \beta_4 * roa + \varepsilon$  (2)

其中,*assets* 是企业资产总额, $\Delta sale$  是销售额变动数, $\Delta ar$  是应收账款变动数,*ppe* 是企业厂房、设备等耐用资产数额,*roa* 是资产收益率。根据测算出的系数  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ ,代入企业本年度具体的 *assets*、 $\Delta sale$ 、 $\Delta ar$ 、*ppe*、*roa* 数值,其残差就是操纵性应计项目。

4. 其他控制变量

表 1 主要变量定义

	变量	变量定义
关键变量	Violate	证券违规虚拟变量,若监管机构公告某上市公司违规则在该年度赋值为 1,否则为 0
	Pre_violate	前期证券违规虚拟变量,若监管机构在上一年度公告某上市公司违规则赋值为 1,否则为 0
	Pc	政治关联虚拟变量,若公司董事长或总经理曾经或现任政府官员、军事长官、各级人大或各级政协委员则取 1,否则为 0
	Delt_absda	操纵性应计项目绝对值变动,上市公司本年相对于上年的操纵性应计绝对数的变动额
控制变量	Da	本年度发生的操纵应计数,使用修正的琼斯模型估计,衡量上市公司上年的盈余质量
	Pre_da	上一年度发生的操纵应计数
	Pre_stdp	上一年度的股价波动标准差
	Pre_rp	上一年度的关联交易数量
	Lev	资产负债率变量,负债总额/资产总额
	Roa	资产净利率变量,净利润/总资产
	Lnasset	企业规模变量,企业当年总资产的自然对数
	TobinQ	市场账面价值比,资产的市值除以其账面价值,非流通股市值用净资产代替计算
	Tenure	审计师任期,审计师为该公司提供审计服务的年限
	Path	民营化方式,若上市公司指发起上市时便由是自然人或民营企业控股取 1,否则取 0
	Controlm	兼任变量,若实际控制人担任董事长、副董事长或总经理则取 1,否则取 0
	Age	上市年龄变量,自 IPO 算起至今,公司已上市年限

本文的控制变量主要包括六大方面的企业特征:企业规模、盈利指标、杠杆、成长性指标、股价波动率以及公司治理指标。企业规模取总资产的自然对数(*Lnasset*);盈利指标

取总资产收益率(Roa);杠杆使用资产负债率(Lev);成长性指标取 TobinQ;股价波动率采用上年全年的股价波动衡量(Pre\_stdp)。公司治理指标主要涉及关联交易(Pre\_rp)、审计任期(Tenure)、上市公司上市时的民营化方式(Path)、上市公司实际控制人兼任高管变量(Controlm)、上市公司年龄变量(Age)。

### (三)模型设定

#### 1. 政治关联与证券违规

本文这一部分主要检验监管机构对上市公司违规行为的识别能力。检验的难点在于控制证券监管机构在甄别和惩处上市公司中的其他因素。中国证监会由于其人力物力的限制,在甄别上市公司违规行为时主要采取通过多种渠道取得上市公司经营的异常信息,然后选择性地进行深入调查的方法。这些异常信息包括异常的财务数据、异常的股价波动和异常的关联方交易。考虑以上因素,我们在模型中引入操纵性应计数、股价波动标准差和关联方交易总额,从而控制异常信息的影响。值得注意的是,证券监管机构主要是根据过去的公司信息质量、股价波动和关联方交易进行识别,上述三个变量以上年的数据为计量基础。此外,上市公司的公司特征,如资产负债率、资产净利率、审计任期等变量也可能影响上市公司受到监管机构出具违规公告的概率,模型也对之进行了控制。模型如下:

$$Violate = \beta_0 + \beta_1 * Pc + \beta_2 * Pre\_da + \beta_3 * Pre\_stdp + \beta_4 * Pre\_rp + \beta_5 Lev + \beta_6 * Roa + \beta_7 * Lnasset + \beta_8 * TobinQ + \beta_9 * Tenure + \gamma * year + \lambda * industry + \varepsilon \quad (3)$$

#### 2. 证券违规与盈余质量

这一部分主要检验行政处罚以后上市公司的盈余质量变化,我们将以操纵性应计数的多寡来测量盈余质量,换言之,若违规公告企业出现操纵性应计数变小的趋势,则印证了我们的推断:证券监管能够使得盈余质量上升。我们采用调节效应模型(moderating effect model),即在回归分析中引入交乘项。根据假说 H2,受到监管处罚后企业的操纵应计数应当减少,盈余质量提升。但是政治关联会阻碍这种盈余质量的改善,所以交叉项的系数应显著为正。为了保证结果的可靠性,在随后的回归分析结果列报中,我们会用上市公司违规公告数和违规金额替换变量 Violate 后再行回归分析,并同时列报实证结果。

$$Delt\_absda = \beta_0 + \beta_1 * Pc + \beta_2 * Pc * Pre\_violate + \beta_3 * Pre\_violate + \beta_4 * Lev + \beta_5 * Roa + \beta_6 * Lnasset + \beta_7 * TobinQ + \beta_8 * Tenure + \gamma * year + \lambda * industry + \varepsilon \quad (4)$$

#### 3. 内生性与两阶段回归

对政治关联进行研究,一个特别需要注意的问题是政治关联的内生性。政治关联可能是企业面临政府干预或法律欠缺而采取的对策,可能是企业运营良好时政府给予的肯定与奖励,也可能是管理层通过企业掌控地方经济资源的必然结果,即政治关联是内生于其所处环境和其自身特征的(唐松等,2011)。内生性问题常常通过采取 Heckman 或 Heckprob 两阶段回归来解决(李敏才和罗党论,2011)。为进行内生性检验,我们首先根据以往的研究构建第一阶段模型(模型 5),即政治关联的决定因素模型。政治关联的选择模型参考了(罗党论等,2009)等文献。在政治关联与证券违规中我们第二阶段采用

Heckprob 检验。在证券违规与盈余质量的检验中,第二阶段采用 Heckman 检验。为了保证结果的可靠性,模型中的控制变量除了包括企业的财务特征,还有以下三个变量。Path 是民营化方式变量,当企业自 IPO 时即为民营企业时取 1,否则取 0。Controlm 衡量了企业控股股东的权力,当控股股东兼任公司高管时取 1,否则取 0。Age 是公司的上市年限,这是考虑到公司上市年份越长越有机会构建出政治关联。第二阶段模型使用验证各个假说时对应的回归模型,我们会逐一报告内生性检测结果。

$$Pc = \beta_0 + \beta_1 * Path + \beta_2 * Controlm + \beta_3 * Age + \beta_4 * Lev + \beta_5 * Roa + \beta_6 * Lnasset + \beta_7 * TobinQ + \beta_8 * Tenure + \gamma * year + \lambda * industry + \varepsilon$$

(5)

四、实证检验结果及其分析

(一)政治关联与证券市场行政监管

表 2 列示了对于模型 1 的 Probit 回归结果。由表 2 中可以看到,民营企业的政治关联会导致企业更有可能受到证券监管机构的违规处罚,这表明政治关联给企业所带来的信息不透明、侵犯投资者利益等代理冲突问题,的确受到了证券监管机构的关注,政治关联并不能够帮助民营企业直接规避证券监管。因此,在中国现有制度环境下,证券市场行

表 2 政治关联与证券违规的实证检验

	Probit 回归		Heckprob 内生性测试			
	组 A:Probit 回归结果		组 B:Heckprob 第二阶段		组 C:Heckprob 第一阶段	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Intercept	2. 3521 **	0. 0232	6. 5402 ***	0. 0000	- 4. 2164 ***	0. 0000
Pc	0. 1261 **	0. 0364				
Pre_da	0. 2670	0. 5451	- 0. 1242	0. 7783		
Pre_stdp	0. 0632 ***	0. 0041	0. 0531 ***	0. 0042		
Pre_rp	0. 0075	0. 3012	- 0. 0031	0. 7233		
Path					0. 0152	0. 7750
Controlm					0. 3501 ***	0. 0000
Age					- 0. 0333 ***	0. 0000
Lev	0. 5491 ***	0. 0000	0. 7563 **	0. 0323	- 0. 5572 ***	0. 0000
Roa	- 0. 7491 *	0. 0521	- 4. 0300 ***	0. 0010	0. 8652	0. 1423
Lnasset	- 0. 2191 ***	0. 0000	- 0. 3722 ***	0. 0000	0. 2201 ***	0. 0000
TobinQ	- 0. 0193	0. 5741	- 0. 0170	0. 5683	0. 0251	0. 0871
Tenure	- 0. 0371 ***	0. 0031	- 0. 0401 ***	0. 0200	0. 0052	0. 5272
行业	控制		控制		控制	
年份	控制		控制		控制	
Pseudo R <sup>2</sup> /χ <sup>2</sup>	0. 0983		0. 7513			
N	2883		2883			

注:回归分析考虑了异方差,并同时进行了公司层面的 cluster 调整。括号中为 P 值,\*\*\*表示检验在 1% 的水平上显著,\*\*表示检验在 5% 的水平上显著,\* 表示检验在 10% 的水平上显著。



政监管确实发挥了一定的作用,其独立性在一定程度上是有保证的。此外,从表 2 中的回归结果中还可以为理解民营上市公司受到证券监管处罚的影响因素提供有益的启示。在公司的异常特征三个指标中,相比关联交易和应计项目,前期的股价异常波动最容易引起证券监管机构的关注。此外,较短的审计任期往往与审计师频繁变更有关,这可能引起证券监管机构的关注。在企业特征的控制变量中,企业的杠杆越高(Lev)、规模越小(Lnasset)、盈利水平越低(Roa),其风险也越高,受到证券监管机构关注的概率也越高。

由于政治关联的内生性会影响本文的实证结论。表 2 的组 B 和组 C 给出了 Heckprob 两阶段的回归来解决,以控制内生性的影响。在 Heckman 检验中,第一阶段的因变量为虚拟变量而第二阶段因变量为连续变量。这里由于第一阶段为虚拟变量,因此适合 Heckprob 模型。Heckprob 用于“Probit model with selection”,回归结果会报告第一阶段和第二阶段模型残差的相关系数是否为零的 Wald Test 检验值 $\chi^2$ 及其 P 值。如果 P 值足够小,则能拒绝残差的相关系数为零的原假设,即存在内生性。表 2 列示了以模型 3 为第一阶段、模型 1 为第二阶段的 Heckprob 两阶段回归结果,我们主要关注 Wald test 结果,表 2 显示 $\chi^2$ 为 0.7513,p 值较大,这无法拒绝外生性假设,即不存在严重的内生性问题。本文对假说 1 的验证结论是可靠的。

(二)政治关联、证券监管与盈余质量

为验证假说 2,我们对模型 2 进行了回归分析。表 3 显示上市公司违规公告与上市公司的操纵性应计数变动负相关,但政治关联与上市公司公告违规的交叉项系数显著为正,这表明受到监管处罚后企业盈余质量提升,而政治关联会阻碍这种盈余质量的改善,这与本文假说 2 的预测相一致。我们进一步采用 Heckman 两阶段模型估计技术。首先构建 Probit 模型考察公司受到政治关联的影响因素并根据模型结果估算 Lamda,我们采用极大似然法估计 Probit 模型系数,然后利用这些系数计算新变量 Lamda<sup>①</sup>;第二步用以新变量 Lamda 作最小二乘估计,就可以得到满足一致性的估计结果。表 3 列示了内生性检验的结果,由表中可以看到,模型 2 无明显的内生性问题,Pre\_violate 和 Pc \* Pre\_violate 的系数依然显著,且与假说 H2 预期一致。

表 3 政治关联、证券监管与盈余质量的回归结果

	普通最小二乘回归		Heckman 内生性测试			
	组 A:针对 viold 的回归		组 B:Heckman 第二阶段		组 C:Heckman 第一阶段	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Intercept	0.0042	0.8751	0.0002	0.9933	-3.9173 ***	0.0022
Pc	-0.0011	0.5892	-0.0081	0.4493		
Pc * Pre_violate	0.0203 **	0.0312	0.0207 **	0.0411		
Pre_violate	-0.0177 **	0.0402	-0.0182 **	0.0386		
Path					0.0434	0.7363

① Heckman 两阶段模型下 Lamda 的估计方法详见 Doidge(2004)。

续表

	普通最小二乘回归		Heckman 内生性测试			
	组 A:针对 viod 的回归		组 B:Heckman 第二阶段		组 C:Heckman 第一阶段	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Controlm					0.3162 ***	0.0036
Age					-0.0375 **	0.0167
Lev	0.0062	0.1452	0.0073 *	0.0931	-0.0980	0.5583
Roa	0.0274	0.1432	0.0313 *	0.0955	0.0133	0.9733
Lnasset	-0.0005	0.6491	-0.0002	0.8902	0.1971 ***	0.0016
TobinQ	0.0010	0.3372	0.0009	0.3946	0.0615 *	0.0603
Tenure	0.0002	0.6521	0.0003	0.4854	0.0167	0.2653
Lambda			0.0044	0.5153		
行业	控制		控制		控制	
年份	控制		控制		控制	
Adj R <sup>2</sup>	0.0137		0.0134		0.0636	
N	2883		2883		2883	

注:回归分析考虑了异方差,并同时进行了公司层面的 cluster 调整。括号中为 P 值,\*\*\*表示检验在 1%的水平上显著,\*\*表示检验在 5%的水平上显著,\*表示检验在 10%的水平上显著。

(三)稳健性检验

1. 以违规次数度量证券违规<sup>①</sup>

为进一步考察实证结果的稳定性,本文除了进行内生性测试以外,还以证券监管机构对上市公司的违规次数代替模型 1 和模型 2 中的变量 Pre\_violate 并采用最小二乘法进行回归分析,表 4 的结果也与假说预测基本一致。当采用违规次数时,政治关联的公司被发现证券违规的概率更高。证券违规公司违规后盈余质量得到较大提升,但政治关联会阻碍盈余质量的改善。此外,本文还对实证结果按照企业规模进行分组回归,也得到一致的结论。

表 4 以违规次数度量证券违规的稳健性检验

采用前期违规次数	政治关联与证券违规 (假设 1)		证券违规与盈余质量 (假设 2)	
	系数	P 值	系数	P 值
PC	0.0232 **	0.0411	0.0021	0.7510
Pre_violate			-0.0121 *	0.0623
PC * Pre_violate			0.0213 **	0.0340
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
F 值/LR (²)	4.1111 ***	0.0000	2.7821 ***	0.0000
样本量	2883		2883	
Adjusted R²	0.0698		0.0840	

注:\*\*\*表示检验在 1%的水平上显著,\*\*表示检验在 5%的水平上显著,\*表示检验在 10%的水平上显著。

① 本文也曾采用违规后处罚金额来代替证券违规名义变量 Pre\_violate,采用 Tobit 回归得到的系数符号与我们的预期一致。但是由于样本量非常少,限于篇幅,这一估计结果没有放在正文中。

2. 以盈余反应系数度量盈余质量

除却使用异常应计数外,学术界也常用盈余反应系数来测度盈余质量(Keung 等, 2010)。为检验本文结论的稳健性,我们也采用盈余反应系数来考察证券监管对盈余质量的影响。其中 CAR 是采用市场模型调整而计算得到的累计异常回报,Unexproa 则以当年资产回报率扣减去年的资产回报率计算得到。我们将样本区分为政治关联组和非政治关联组,根据本文假说 H2,我们预期 Pre\_violate \* Unexproa 的系数在非政治关联组显著为正,而在政治关联组则不显著。表 5 中的回归结果与我们的预期一致,即对无政治关联民营上市公司而言,被披露违规以后其次年公告的当年盈余信息含量上升,而在政治关联组中我们则没有观测到上述现象(Pre\_violate \* Unexproa 的系数为负,与非政治关联组中的回归系数相反,但并不显著),这印证了本文假说 H2。

$$CAR = \beta_0 + \beta_1 * Pre\_violate * Unexproa + \beta_2 * Unexproa + \beta_3 * Pre\_violate + \beta_4 * Lev + \beta_5 * Lnasset + \beta_6 * TobinQ + \beta_7 * Tenure + \gamma * year + \lambda * industry + \varepsilon \quad (6)$$

表 5 以盈余反应系数来检验假说 H2

	非政治关联组		政治关联组	
	系数	P 值	系数	P 值
Intercept	0. 7054 ***	0. 0000	0. 6021 ***	0. 0000
Pre_violate * Unexproa	0. 2164 **	0. 0231	-0. 1626	0. 2408
Unexproa	0. 0152	0. 7491	0. 1846 ***	0. 0012
Pre_violate	-0. 0013	0. 9528	0. 0152	0. 4404
Lev	0. 0268	0. 1333	0. 0141	0. 4641
Lnasset	-0. 0324 ***	0. 0000	-0. 0242 ***	0. 0000
TobinQ	-0. 0232 ***	0. 0000	-0. 0221 ***	0. 0000
Tenure	0. 0011	0. 5962	0. 0005	0. 7709
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
F 值	3. 9062 ***	0. 0000	3. 1181 ***	0. 0000
Adj R <sup>2</sup>	0. 0646	0. 0646	0. 0481	0. 0481
样本量	1440	1440	1443	1443

注:\*\*\*表示检验在 1% 的水平上显著,\*\*表示检验在 5% 的水平上显著,\*表示检验在 10% 的水平上显著。

五、研究结论

在转型经济体中,企业控制者寻求政治权力来侵害股东利益是一个普遍问题。由于政治权力的广泛涉入性,企业的董事会、外部审计师,甚至地方法院都无法良好地保护投

资者利益。在这种情况下,证券监管在以权力制衡权力的经验指导下被广泛引入转型经济体的证券市场中。然而,政治关联被认为可以屏蔽政府监管(Faccio,2006),考察政治关联对行政监管的影响具有重大的理论意义和现实意义。本文以2003年到2011年中国沪深两市民营上市公司为样本,分别考察了政治关联对于证券监管机构公告违规的事前影响,以及政治关联对证券监管机构处罚以后上市公司的盈余质量变化。实证检验结果表明,政治关联在直接屏蔽证券监管机构的违规处理方面并没有体现出其优势,证券市场监管很好地甄别出了政治关联企业。而且,民营上市公司因违规行为受到监管机构处理以后,盈余质量有所提升,说明证券市场监管具有一定的事后治理效力。但是,民营上市公司的政治关联会削弱证券监管的治理效力,在被监管机构公告违规后,相对于无政治关联的民营上市公司盈余质量更难提升。证券监管机构对于政治关联的事后监管效力要弱于其事前监管效力。

本文的研究可以解释以往的研究中对于证券监管效力的争论,即证券监管机构的确是有一定效力的,尤其是在甄别企业信息披露违规或侵犯投资者利益方面。但是在事后执行力则有所不足,无法有效地贯彻其监管意图。这也与法学学者们的观察“事前监管过多,事后监管不足”相一致(缪因知,2011)。本文对于中国证券市场的投资者利益保护具有重要启示意义。证券监管必须要与司法诉讼制度相互配合方能有效治理上市公司政治权力所导致的侵害投资者利益问题,因为证券监管的人力和物力资源非常有限,单独依靠证券监管无法在事后完成上市公司侵权行为的纠正。中国现阶段还缺乏股东集团诉讼等可以对上市公司产生威慑的司法诉讼制度,证券市场投资保护制度的建构还需要在执行力方面进一步完善。

## 参 考 文 献

- [1] 陈冬华、蒋德权 and 梁上坤,2012,《监管者变更与执法力度》,《中国会计与财务研究》,第2期。
- [2] 樊纲、王小鲁 and 朱恒鹏,2010,《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,北京:经济科学出版社。
- [3] 胡旭阳,2006,《民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利——以浙江省民营百强企业为例》,《管理世界》,第5期。
- [4] 雷光勇、李书锋 and 王秀娟,2009,《政治关联、审计师选择与公司价值》,《管理世界》,第7期。
- [5] 李敏才 and 罗党论,2011,《政治关联、审计师选择与审计师独立性——基于中国A股民营上市公司的经验证据》,《中国会计与财务研究》,第2期。
- [6] 罗党论 and 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。
- [7] 缪因知,2011,《中国证券监管中的不足、成因与改进》,《安徽大学法律评论》,第2期。
- [8] 宋云玲、李志文 and 纪新伟,2011,《从业绩预告违规看中国证券监管的处罚效果》,《金融研究》,第6期。
- [9] 唐松、胡威 and 孙铮,2011,《政治关系、制度环境与股票价格的信息含量——来自我国民营上市公司股价同步性的经验证据》,《金融研究》,第7期。
- [10] Adhikari, A. C., Derashid and H. Zhang, 2006, “Public policy, political connections, and effective tax rates: Longitudinal evidence from Malaysia,” *Journal of Accounting and Public Policy*, 25(5), pp. 574 ~ 595.
- [11] Bai, C. E., J. Lu and Z. Tao, 2006, “Property rights protection and access to bank loans,” *Economics of Transition*, 14(4), pp. 611 ~ 628.

- [12]Chen,G.,M. Firth.,D. N. Gao and O. M. Rui,2005,“Is China’s securities regulatory agency a toothless tiger Evidence from enforcement actions,” *Journal of Accounting and Public Policy*,24(6),pp. 451 ~ 488.
- [13]Faccio,M.,2006,“Politically connected firms,” *The American Economic Review*,96(1),pp. 369 ~ 386.
- [14]Fan,J. P. H.,T. J. Wong and T. Zhang,2007,“Politically connected CEOs,corporate governance,and Post – IPO performance of China’s newly partially privatized firms,” *Journal of Financial Economics*,84(2),pp. 330 ~ 357.
- [15]Keung,E.,Z. X. Lin and M. Shih,2010,“Does the stock market see a zero or small positive earnings surprise as a red flag,” *Journal of Accounting Research*,48(1),pp. 91 ~ 121.
- [16]Kothari,S.,A. J. Leone and C. E. Wasley,2005,“Performance matched discretionary accrual measures,” *Journal of Accounting and Economics*,39(1),pp. 163 ~ 197.
- [17]Li,H.,L. Meng.,Q. Wang and L. A. Zhou,2008,“Political connections,financing and firm performance: Evidence from Chinese private firms,” *Journal of Development Economics*,87(2),pp. 283 ~ 299.
- [18]Pistor,K. and C. Xu,2003,“Incomplete law,” *Journal of International Law and Politics*,35(4),pp. 931 ~ 1013.

## Political Connection, Securities Violation and Earnings Quality of Private Listed Companies

SHEN Hongbo YANG Yulong PAN Fei

(Institute for Financial Studies, Fudan University; School of Accounting, Zhejiang  
Gongshang University; School of Accounting, Shanghai University of Finance and Economics)

**Abstract:** Political connection of private listed companies, acting as an informal institution, brings about advantages like financing convenience and tax preference but also lowers their earnings quality. Different from previous studies, this paper concentrates on the adverse effect of political connection. Taking private listed companies from 2003 to 2011 as research sample, our empirical study discovers that political connection cannot shield securities supervision beforehand or lower company’s possibility of being subject to stock administrative supervision. Considering the inadequate implementation of stock administrative supervision, though private listed companies enhance their earnings quality after security supervision institutions’ violation announcement, political connection impairs the degree of such enhancement. Our research results show that the widespread political connection in private listed companies lowers their motivation to provide high – quality accounting information, increases information risk and indirectly impairs the afterwards governance effect of administrative sanctions.

**Key words:** Political connection, Securities violation, Earnings quality

(责任编辑:方平)(校对:FY)