

【工商管理】

# 政治联系、政治联系方式与民营上市公司的 会计稳健性

杜兴强, 雷宇, 郭剑花

(厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005)

**[摘要]** 本文明确区分了民营上市公司具有的政府官员类政治联系和代表委员类政治联系,将政治联系等相关因素纳入 Basu(1997)的模型,在检验和控制了政治联系潜在的内在性的基础上,系统研究了政治联系及不同方式的政治联系对民营上市公司会计稳健性的影响。研究表明,总体上民营上市公司具有的政治联系降低了会计稳健性;进一步区分政治联系的方式,代表委员类政治联系降低了会计稳健性,政府官员类政治联系对会计稳健性的影响不显著。

**[关键词]** 政治联系; 政治联系方式; 会计稳健性; 政府官员类政治联系; 代表委员类政治联系

**[中图分类号]**F276.6 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2009)07-0087-11

## 一、引言

中华民族几千年的历史长河中,“关系”文化作为一种隐性的契约(Implicit Contract)广泛存在。其中,政治联系(Political Connections)作为“关系”的一种典型形式,成为自古以来我国弥久不衰的一种典型现象。在中国转轨经济的制度背景下,由于国有企业天然地具有政治联系,从而获得了资源和经营的某些垄断权;而民营企业 and 国有企业的竞争实际上在相当长时期内并不是建立在一个公平的基础上。为此,转轨经济下政治联系已成为一种有价值的“租”,诸多民营企业为了自身的生存、获利和发展,试图通过“寻租”行为,寻求并建立各种政治联系(例如人大代表、政协委员等),以获取税收优惠(如减免税、较低税率等)、较长期的银行贷款、较少的政府管制等。但正如 Watts(2003)指出的,契约(债务契约等)、诉讼、税收和管制都会影响会计稳健性,那么,民营上市公司具有的政治联系最终将会对其会计稳健性产生什么样的影响<sup>①</sup>?

本文旨在研究民营上市公司具有的政治联系如何影响其会计稳健性。本文在充分考察我国转轨经济的制度背景和政治联系现状(如权力机关、政府部门、代表委员制度)的基础上,将民营上市

**[收稿日期]** 2009-05-20

**[基金项目]** 国家社会科学基金项目“会计准则、会计信息质量与会计信息的决策有用性”(批准号 07CJY010);教育部人文社会科学应急研究项目“公允价值、会计稳健性与金融危机防范”(批准号 2009JYJR033)。

**[作者简介]** 杜兴强(1974—),男,山西芮城人,厦门大学管理学院教授,博士生导师;雷宇(1983—),男,河南固始人,厦门大学管理学院博士研究生;郭剑花(1983—),女,福建莆田人,厦门大学管理学院博士研究生。

① 目前,鲜有文献研究民营公司的政治联系对财务报表、会计政策的选择和会计信息稳健性的影响。

公司的政治联系细分为政府官员类政治联系和代表委员类政治联系两种方式,经验研究了政治联系和政治联系方式对民营上市公司会计稳健性的影响。

## 二、理论分析、文献回顾与假设发展

### 1. 会计稳健性的影响因素

经验研究中通常将稳健性(Conservatism)<sup>①</sup>定义为“会计上确认好消息比确认坏消息需要更为严格的确证标准”(Basu, 1997; Watts, 2003)。Watts(2003)提出了稳健性的四种理论解释:契约、诉讼、税收和管制。但是,总体来看,会计稳健性至少受到两方面的影响:会计准则和公司自身的动机。会计准则作为一种公共契约,限定了企业管理当局会计政策的选择“域”,从而在一定程度上影响了会计稳健性,曲晓辉和邱月华(2007)研究发现1998年颁布的“股份有限公司会计制度”并未实质性增强会计稳健性,2001年颁布的“企业会计制度”则显著提升了会计稳健性。公司会计信息的稳健性除了受到会计准则及其变迁的影响之外,可能还受到契约、诉讼、税收和政治成本<sup>②</sup>等因素的影响(Watts, 2003),公司可能会出于这些动机选择稳健的会计政策。当然,仍存在其他一些影响稳健性的因素——Watts(2003)指出,盈余管理可能会使得会计信息“看上去”稳健,管理当局放弃不盈利的项目也可能导致这一效果,但是Watts(2003)没有将它们包括在影响稳健性的真正原因之中。另外,制度环境等因素也会影响稳健性(Ball et al., 2003)。

### 2. 政治联系与会计稳健性

(1)政治联系能够从契约角度影响会计稳健性。Watts(2003)指出,债务契约和薪酬契约对稳健性会产生影响。在债务契约中,债权人关心其债权能否得到偿还,且公司超出债权面值的净资产并不能给债权人带来额外收益,因此债权人更关注公司收益和净资产的“底线”,这就产生了对稳健性的需求。因为,稳健的会计信息能够降低债务契约潜在的代理成本。然而,一些研究发现政治联系能够为公司带来融资便利,如余明桂和潘红波(2008)发现具有政治联系的民营公司更容易得到金融机构的贷款并拥有更长的贷款期限,胡旭阳(2006)和吴文峰等(2008)也发现政治联系能为民营公司带来融资便利。既然政治联系降低了债权人对公司债务契约的要求,那么本文可以合理地推知,政治联系能够降低债权人对稳健性的需求。

在薪酬契约中,稳健性可以抑制管理当局高估收益从而获得高报酬的机会主义行为,从而降低薪酬契约的代理成本。稳健性在薪酬契约中的作用针对的是股东和管理当局的代理问题。然而现实中我国民营企业对政治参与表现出了较强的兴趣,28.8%的民营企业认为“争取当人大代表、政协委员”最为迫切(邓建平,曾勇,2009),同时政治联系在民营上市公司中比较普遍,那么如果政治联系增加了股东与管理当局的代理冲突,这种现象就不可能如此普遍并日益迫切,这就意味着政治联系可能会降低股东与管理当局的代理成本。此外,Yuan(2008)发现政治联系能够降低CEO更换对公司业绩的敏感性,也就是说当公司业绩变差时有政治联系的CEO更不容易被更换,这也意味着政治联系可能降低了股东与管理当局之间的代理冲突。因此,政治联系能够降低股东与管理当局代理问题中对稳健性的需求。

(2)在税收方面,吴文峰等(2009)发现政治联系能够降低民营公司的税收负担,因此就可能降低公司在税收方面对稳健性的需求。在诉讼方面,Li et al.(2008)发现政治联系使得企业在纠纷中更倾向于诉诸法院,表明它们在法律系统中更加自信,这可能降低了诉讼方面对稳健性的需求。在

① 经验研究通常关注盈余的稳健性,尽管在概念上盈余稳健性只是会计稳健性的一个方面。基于经验研究的惯例,下文所称的会计稳健性是指盈余稳健性。

② “政治成本”在Watts(2003)原文中为“管制”,但原文的逻辑是准则制定机构和监管机构的政治成本导致它们制定的准则会倾向于稳健,这一对公司的管制导致了公司会计信息的稳健。本文此处的“政治成本”可以理解为公司的政治成本(Watts and Zimmerman, 1986)。

政治成本方面,一般认为公司规模越大其政治成本越高,公司越倾向降低盈利或者采取稳健的会计政策,但在我国的制度环境下,公司规模的影响并未得到支持(孙铮,刘浩,2006),另外政治联系在融资、税收和诉讼等方面为公司带来的好处也意味着政治联系可能降低公司的政治成本。因此,政治联系也能够降低政治成本方面对稳健性的需求。

综合以上分析,可以认为民营上市公司的政治联系总体上能够降低利益相关者对会计稳健性的需求,由此提出:

假设 1:限定其他条件,对于民营上市公司而言,具有政治联系的公司会计稳健性更低。

### 3. 政治联系方式与会计稳健性

在目前关于公司政治联系的研究中,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。这些研究通常不区分公司政治联系的方式,比如认为高管担任“议员、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,曾勇,2009)。

考虑中国的制度背景,本文认为有必要考察民营上市公司政治联系的方式,并对其加以区分。我国民营上市公司中高管的政治联系大体可以分为两类方式:第一类是公司高管现在或曾经担任政府官员,本文称之为“政府官员类政治联系”。吴文峰等(2008)认为民营企业高管具有政府背景一般是政府工作人员“下海经商”形成的,比如政府官员到下属企业任职、政府官员自主创业和到民营企业“高级打工”等。此类政治联系的高管本身是政府官员,他们自主、被指派或被邀请到民营公司任职。第二类是民营公司高管进入人大或政协,担任人大代表或政协委员,本文称之为“代表委员类政治联系”。比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,唐清泉,2009)。这些作为民营经济代表的人大代表和政协委员,他们的身份是民营企业企业家,自身有迫切地参与人大或政协的愿望。可见,“政府官员类政治联系”和“代表委员类政治联系”并不能完全划等号,这两类政治联系的高管身份和动机有明显不同,所起的作用可能也存在差别。

虽然政治联系可能会在契约、诉讼、税收和政治成本等方面降低利益相关者对会计稳健性的需求,然而实际上政治联系能否降低稳健性仍然取决于存在政治联系的公司高管是否有动机发挥相关的作用。具有政治联系的高管在公司中所起的作用,并非总是对公司有利。Fan et al.(2007)和 Boubakri et al.(2008)均认为,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,这种政治干预会对公司产生不利影响。国内相关文献在政治联系对公司的影响方面也没有得出一致结论(吴文峰等,2008;王庆文,吴世农,2008;邓建平,曾勇,2009)。因此,不能简单地认为只要公司高管存在政治联系,就一定会在契约、诉讼、税收和政治成本等方面发挥作用,降低对公司会计稳健性的需求。

结合本文对政治联系的两类分类,民营公司的代表委员类政治联系往往是公司主动争取的结果,民营企业企业家积极争取获得代表委员资格,更可能会利用这种政治联系为公司带来利益,比如融资便利、税收优惠等,这种类型的政治联系对公司来说能够发挥其在契约、税收、诉讼等方面的作用,因此根据前文的逻辑可以认为代表委员类政治联系能够降低这些方面对会计稳健性的需求。而民营公司的政府官员类政治联系就可能存在两种情况:一种是公司主动获取或者是官员自己经商,此时这种政治联系更可能在契约、诉讼、税收等方面发挥作用,为公司带来利益并降低对会计稳健性的需求;另一种则是政府对民营公司进行干预的手段,此时这种政治联系并不一定会充分发挥其在契约、税收、诉讼等方面的作用,也就不会对会计稳健性产生影响。因此,政府官员类政治联系对会计稳健性的影响就难以明确判断,既有可能降低会计稳健性,也有可能对会计稳健性没有明显影响。

基于上述分析,在区分了两种政治联系方式之后,有必要分别考虑这两种方式的政治联系对会计稳健性的影响,由此提出:

假设 2:限定其他条件,对于民营上市公司而言,具有代表委员类政治联系的公司的会计稳健性更低。

假设 3:限定其他条件,对于民营上市公司而言,具有政府官员类政治联系的公司的会计稳健性没有显著变化。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选择

本文的样本包括 2004—2006 年沪深两市民营上市公司,并且该公司上市时即为民营公司,而不包括上市时为国有,之后通过股权转让等方式改制为民营的公司。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,对样本公司中的金融、保险类上市公司、ST 等特殊处理的上市公司、数据缺失的上市公司进行了剔除。

最终,本文的研究得到 194 个观测值(2004、2005 和 2006 年分别有 38、73 和 83 个),构成本文的研究样本。此外,在本文的样本期间,我国会计准则没有发生重大变化,这就为我们研究政治联系对会计稳健性的影响提供了一个相对稳定的会计准则背景。

#### 2. 模型与变量

本文以 Basu(1997)模型,即模型(1)为基础,以公司股票年回报率( $RET$ )的正负作为坏消息的度量,并设置坏消息虚拟变量( $D$ ),模型(1)中交乘项系数  $\alpha_3$  即表示盈余对坏消息相对好消息的增量反映,如果盈余具有稳健性,则  $\alpha_3$  应当为正, $\alpha_3$  越大表示盈余越稳健。

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 RET_{it} + \alpha_3 D_{it} \times RET_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

为了检验政治联系对会计稳健性的影响,本文借鉴 Ball et al.(2003)、朱茶芬和李志文(2008),建立模型(2)进行检验。模型(2)中,除了包含模型(1)的变量之外,增加了政治联系变量( $PC$ )及其与其他变量的交乘项。其中系数  $\beta_7$  即表示存在政治联系公司相对没有政治联系公司其会计稳健性的增量。根据前文的假设,政治联系会降低公司的会计稳健性,因此  $\beta_7$  的预计符号应当为负。

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 D_{it} \times RET_{it} + \beta_4 PC_{it} + \beta_5 PC_{it} \times D_{it} + \beta_6 PC_{it} \times RET_{it} + \beta_7 PC_{it} \times D_{it} \times RET_{it} + \xi \quad (2)$$

在模型(2)中,本文将政治联系定义为如果公司至少有一个高管现在或曾经在政府部门任职或者担任党代表、人大代表或政协委员,就认为该公司是存在政治联系的公司——因此模型(2)暂未区分政治联系的方式。通过模型(2),本文旨在检验政治联系对会计稳健性的影响。

为了进一步检验两种不同的政治联系方式对会计稳健性的影响,本文建立模型(3)。

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{it} + \gamma_2 RET_{it} + \gamma_3 D_{it} \times RET_{it} + \gamma_4 GOV_{it} + \gamma_5 GOV_{it} \times D_{it} + \gamma_6 GOV_{it} \times RET_{it} + \gamma_7 GOV_{it} \times D_{it} \times RET_{it} + \gamma_8 DBWY_{it} + \gamma_9 DBWY_{it} \times D_{it} + \gamma_{10} DBWY_{it} \times RET_{it} + \gamma_{11} DBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it} + \gamma_{12} GOVDBWY_{it} + \gamma_{13} GOVDBWY_{it} \times D_{it} + \gamma_{14} GOVDBWY_{it} \times RET_{it} + \gamma_{15} GOVDBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it} + \psi \quad (3)$$

模型(3)明确区分了政府官员类政治联系和代表委员类政治联系。本文将政府官员类政治联系定义为如果公司存在高管现在或曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院、检察院任职,就认为该公司是存在政府官员类政治联系的公司;代表委员类政治联系定义为如果公司存在高管现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员,就认为该公司是存在代表委员类政治联系的公司。考虑到现实中公司可能既存在政府官员类政治联系又存在代表委员类政治联系,为了严格地将二者进行区分,模型(3)中的变量  $GOV$  表示公司仅存在政府官员类政治联系,而不存在代表委员类政治联系,变量  $DBWY$  表示公司仅存在代表委员类政治联系,而不存在政府官员类政治联系,变量  $GOVDBWY$  表示公司同时存在这两类政治联系。那么模型(3)中的系数  $\gamma_7$  就表示仅存在政府官员类政治联系的公司相对于没有任何政治联系公司其会计稳健性的增量,根据前文的假设 3, $\gamma_7$  预期

在统计上不显著; $\gamma_{11}$  就表示仅存在代表委员类政治联系的公司相对于没有任何政治联系公司其会计稳健性的增量,根据前文的假设 2, $\gamma_{11}$  的预期符号为负; $\gamma_{15}$  则表示同时存在两类政治联系的公司相对于没有任何政治联系公司其会计稳健性的增量,根据前文分析,本文无法对  $\gamma_{15}$  的符号做出明确的预期。

上述模型(1)-(3)中涉及的各项变量的定义见表 1。

表 1 变量定义

变量名称	变量定义
$EPS_{it}/P_{it-1}$	公司 $i$ 披露的第 $t$ 年每股收益除以第 $t$ 年年初每股股价,再减去当年样本均值(Basu, 1997; 朱茶芬, 李志文, 2008)。
$D_{it}$	如果 $RET_{it} < 0$ , $D_{it} = 1$ ; 否则 $D_{it} = 0$ 。
$RET_{it}$	公司 $i$ 第 $t$ 年 5 月至第 $t+1$ 年 4 月各月回报率的乘积减 1, 减去同期深市或沪市各月市场回报率的乘积减 1 (曲晓辉, 邱月华, 2007; 朱茶芬, 李志文, 2008)。具体用公式表示为 $RET_{it} = [\prod_{j=(t+1,4)}^{j=(t+1,4)} (1+r_{ij}) - 1] - [\prod_{j=(t,5)}^{j=(t,5)} (1+r_{mj}) - 1]$ , 其中 $r_{ij}$ 为月个股回报率, $r_{mj}$ 为月市场回报率。
政治联系 $PC_{it}$	根据公司 $i$ 第 $t$ 年披露的高管简历, 如果公司存在高管现在或曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院、检察院任职, 或者现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员, 则 $PC_{it} = 1$ , 否则 $PC_{it} = 0$ 。
政府官员类政治联系 $GOV_{it}$	根据公司 $i$ 第 $t$ 年披露的高管简历, 如果公司仅存在高管现在或曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院、检察院任职, 而不存在高管现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员, 则 $GOV_{it} = 1$ , 否则 $GOV_{it} = 0$ 。
代表委员类政治联系 $DBWY_{it}$	根据公司 $i$ 第 $t$ 年披露的高管简历, 如果公司仅存在高管现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员, 而不存在高管现在或曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院、检察院任职, 则 $DBWY_{it} = 1$ , 否则 $DBWY_{it} = 0$ 。
两类政治联系 $GOVDBWY_{it}$	根据公司 $i$ 第 $t$ 年披露的高管简历, 如果公司既存在高管现在或曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院、检察院任职, 又存在高管现在或曾经担任党代表、人大代表或政协委员, 则 $GOVDBWY_{it} = 1$ , 否则 $GOVDBWY_{it} = 0$ 。

本文所使用的高管的范围是公司披露的不包括独立董事的全部高管(包括董事、监事和其他高管)。对于政治联系变量(包括  $PC$ 、 $GOV$ 、 $DBWY$  和  $GOVDBWY$ ), 我们从 CSMAR 数据库中获得样本公司高管简历, 根据高管简历和变量定义, 对各公司的四个政治联系虚拟变量赋值。其余变量取自 CSMAR 数据库和锐思数据库, 并通过必要的计算得到。其中在计算  $RET_{it}$  时使用的个股回报率为 CSMAR 数据库中“考虑现金红利再投资的月个股回报率”, 市场回报率为该数据库中“考虑现金红利再投资的月市场回报率(等权平均法)”。为了克服极端值的影响, 本文对连续变量( $EPS_{it}/P_{it-1}$  和  $RET_{it}$ )前后各 1%进行了 Winsorize 处理。

#### 四、实证研究结果及其分析

##### 1. 描述性统计

在全部 194 个观测值中, 存在政治联系(即  $PC$  等于 1)的观测值有 123 个(占 63.40%), 政治联系在民营上市公司中比较普遍。仅存在政府官员类政治联系(即  $GOV$  等于 1)的观测值有 56 个(占 28.87%), 仅存在代表委员类政治联系(即  $DBWY$  等于 1)的观测值有 18 个(占 9.28%), 同时存在政府官员类和代表委员类政治联系(即  $GOVDBWY$  等于 1)的观测值有 49 个(占 25.26%)。

表 2 报告了各变量的均值、标准差、最小值、最大值和四分位数。模型因变量的均值为 0, 这是由

于因变量根据当年样本均值进行了调整; $D$ 的均值为0.5825,意味着有58.25%(113个)的观测值其年度回报低于市场回报,即为坏消息;如上所述,政治联系变量的均值表明政治联系在民营上市公司中是比较普遍的现象。

表2 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	1/4 位数	中位数	3/4 位数	最大值
$EPS_u/P_{u-1}$	0.0000	0.0516	-0.3194	-0.0128	0.0033	0.0195	0.1487
$D_u$	0.5825	0.4944	0	0	1	1	1
$RET_u$	-0.1157	1.0396	-2.3527	-0.674	-0.0903	0.2344	4.2766
$PC_u$	0.6340	0.4830	0	0	1	1	1
$GOV_u$	0.2887	0.4543	0	0	0	1	1
$DBWY_u$	0.0928	0.2909	0	0	0	0	1
$GOVDBWY_u$	0.2526	0.4356	0	0	0	1	1

表3报告了各变量的Pearson相关系数。各变量的相关系数均不大, $PC$ 和 $DBWY$ 与因变量的相关系数不显著, $GOV$ 与因变量显著负相关, $GOVDBWY$ 与因变量显著正相关。

表3 变量的Pearson相关系数

	$EPS/P_{u-1}$	$D_u$	$RET_u$	$PC_u$	$GOV_u$	$DBWY_u$	$GOVDBWY_u$
$EPS_u/P_{u-1}$	1						
$D_u$	-0.126*	1					
$RET_u$	0.188***	-0.671***	1				
$PC_u$	0.051	-0.014	-0.011	1			
$GOV_u$	-0.190***	0.170**	-0.133*	0.484***	1		
$DBWY_u$	0.099	-0.053	0.105	0.243***	-0.204***	1	
$GOVDBWY_u$	0.189***	-0.157**	0.056	0.442***	-0.370***	-0.186***	1

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%和10%的显著性水平显著。

## 2. 政治联系与会计稳健性

本文首先通过模型(1)考察样本整体上是否存在会计稳健性,然后通过估计模型(2)观察政治联系对会计稳健性的影响。考虑到模型(2)中政治联系变量 $PC$ 潜在的内生性问题,本文采用Wooldridge(2002)提供的方法(详见后文)对 $PC$ 进行了内生性检验,发现 $PC$ 不存在显著的内生性。然后本文分别对两个模型的自相关、多重共线性和异方差进行了检验,结果发现这三种问题都不严重。为此对模型(1)和模型(2)可以直接采用最小二乘法(OLS)进行估计,结果报告在表4中。

表4的结果显示模型(1)和模型(2)均整体显著。模型(1)交乘项 $D_u \times RET_u$ 的系数不显著,表明总体来看样本公司没有表现出明显的会计稳健性。模型(2)中 $PC_u \times D_u \times RET_u$ 的系数在1%的水平上显著为负(系数为-0.0614),表明政治联系显著降低了会计稳健性,这一结果支持了本文的假设1<sup>①</sup>。

① 需要说明的是,会计稳健性是一个程度问题,因此尽管模型(1)的结果表明样本整体没有明显的会计稳健性,但与根据模型(2)的结果得出的“政治联系降低了会计稳健性”的结论并不矛盾。

表 4 政治联系与会计稳健性回归结果 (OLS)

变量	模型(1)		模型(2)	
	系数	(P 值)	系数	(P 值)
Constant	-0.0018	(0.7998)	-0.0092	(0.4018)
$D_i$	-0.0020	(0.8404)	0.0252	(0.1178)
$RET_i$	0.0134**	(0.0268)	0.0047	(0.5267)
$D_i \times RET_i$	-0.0111	(0.2620)	0.0208	(0.1560)
$PC_i$			0.0044	(0.7596)
$PC_i \times D_i$			-0.0356*	(0.0858)
$PC_i \times RET_i$			0.0250**	(0.0406)
$PC_i \times D_i \times RET_i$			-0.0614***	(0.0023)
Prob>F	0.0442		0.0034	
R-squared	0.0264		0.0731	
N	194		194	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平显著(双尾)。

### 3. 政治联系方式与会计稳健性

(1)政治联系的不同方式与会计稳健性之间是否存在内生性的检验。本文通过估计模型(3)来区分政府官员类政治联系与代表委员类政治联系对会计稳健性的影响。然而,由于模型(3)中涉及三个政治联系变量 ( $GOV$ 、 $DBWY$  和  $GOVDBWY$ ) 都有可能存在内生性,所以应首先采纳 Wooldridge(2002)的方法逐一对它们进行内生性检验。本文的具体操作如下:

第一步,建立政治联系的影响模型:

$$PC = \eta_0 + \eta_1 AGE + \eta_2 \ln TA + \eta_3 LEV + \eta_4 MAGAGE + \eta_5 MAGNUM + \eta_6 MAGSEX + \eta_7 INST + \eta_8 INDREG + \eta_9 YEAR + \phi \quad (4)$$

模型(4)是在综合考虑罗党论和唐清泉(2009)、邓建平和曾勇(2009)的政治联系影响模型的基础上进一步拓展而得。模型(4)的因变量是政治联系,本文中包括  $PC$ 、 $GOV$ 、 $DBWY$  和  $GOVDBWY$  四种变量。自变量中,  $AGE$  为公司上市年限;  $\ln TA$  是公司期末资产总额的自然对数;  $LEV$  是公司期末资产负债率;  $MAGAGE$  为公司高管平均年龄;  $MAGNUM$  是公司高管总数;  $MAGSEX$  是公司高管中女性的比例;  $INST$  为制度环境变量,以樊纲等(2007)各地区 2004 年市场化进程指数数作为替代变量;  $INDREG$  是管制行业变量,当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,陈信元,2007);  $YEAR$  为 2005 和 2006 两个年度虚拟变量。

第二步, Wooldridge(2002)提供的内生性检验方法,实际上是在存在内生变量交乘项的情况下对 Hausman 内生性检验的拓展。首先,用模型(3)和模型(4)中的全部外生变量分别估计政治联系变量及其交乘项并得到残差。这里的全部外生变量包括:模型(3)中与政治联系变量交乘的因子(即  $D$ 、 $RET$  和  $D \times RET$ );模型(3)和模型(4)中的其他外生变量;上述交乘因子与上述其他外生变量的所有交乘项。由此,对每个政治联系变量及其三个交乘项可以得到相应的四个残差。然后将残差加入模型(3)进行回归,并计算每个政治联系变量对应的四个残差系数的联合 F 统计量。若 F 值显著,则认为该政治联系变量存在内生性,反之则不存在内生性。

采用上述方法的内生性检验结果表明,仅有  $DBWY$  具有显著的内生性,而  $PC$ 、 $GOV$  和  $GOVDBWY$  都不具有显著的内生性。客观地看,民营上市公司高管担任代表委员一般是现任,公司当前的业绩情况(模型 3 的因变量)可能会影响高管当选代表委员,因此  $DBWY$  具有显著的内生性。而高管的政府官员类政治联系往往都是过去在政府部门任职,当前的业绩当然不会影响到高管

过去在政府任职,因此 *GOV* 不具显著的内生性。*PC* 和 *GOVDBWY* 的内生性是上述两种情况相互影响的结果,客观上难以明确判断,检验结果显示 *PC* 和 *GOVDBWY* 不存在显著的内生性。因此,在估计模型(3)时只需要控制 *DBWY* 的内生性即可。

(2)政治联系方式与会计稳健性:内生性控制后的回归结果。本文采用 Heckman 两阶段回归控制 *DBWY* 的内生性。第一阶段根据 *DBWY* 的影响模型(模型(4))估计 *DBWY* 并得到逆米尔斯比率(*IMR*)。第二阶段将逆米尔斯比率(*IMR*)作为模型(3)回归的一个自变量,用于控制可能的样本选择偏差。表 5 报告了直接采用最小二乘法(*OLS*)和采用 Heckman 两阶段回归两种方法下模型(3)的回归结果。

表 5 的 Heckman 两阶段回归结果显示,模型(3)整体显著。 $DBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$  系数在 1%的水平显著为负,表明代表委员类政治联系显著降低了会计稳健性,支持本文的假设 2; $GOV_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$  系数不显著,说明政府官员类政治联系对会计稳健性没有显著影响,支持本文的假设 3。这些结果与前文的理论分析具有一致性。如果公司同时存在两类政治联系,那么两类联系的相对作用就难以判断,因此  $GOVDBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$  的系数无法做出具体的预测,其系数既可能显著为负,也可能不显著。Heckman 两阶段回归的结果显示  $GOVDBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$  的系数不显著,说明公司同时存在两类政治联系对会计稳健性的影响不显著。

表 5 中 *OLS* 的结果与 Heckman 两阶段回归结果一致,同样支持假设 2 和假设 3,且两类政治联系同时存在对会计稳健性的影响不显著。

表 5 政治联系方式与会计稳健性回归结果

变量	模型(3):OLS 回归		模型(3):Heckman 回归	
	系数	(P 值)	系数	(P 值)
Constant	-0.0092	(0.3911)	-0.0190*	(0.0941)
$D_{it}$	0.0252	(0.1097)	0.0283*	(0.0689)
$RET_{it}$	0.0047	(0.5172)	0.0066	(0.3803)
$D_{it} \times RET_{it}$	0.0208	(0.1468)	0.0209	(0.1447)
$GOV_{it}$	0.0169	(0.4935)	0.0211	(0.3819)
$GOV_{it} \times D_{it}$	-0.0719**	(0.0159)	-0.0767***	(0.0086)
$GOV_{it} \times RET_{it}$	0.0026	(0.9502)	-0.0089	(0.8211)
$GOV_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$	-0.0482	(0.2834)	-0.0395	(0.3587)
$DBWY_{it}$	-0.0176	(0.4800)	0.0771*	(0.0597)
$DBWY_{it} \times D_{it}$	0.0090	(0.7979)	0.0085	(0.7246)
$DBWY_{it} \times RET_{it}$	0.0398**	(0.0146)	0.0296**	(0.0199)
$DBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$	-0.0703**	(0.0236)	-0.0715***	(0.0016)
$GOVDBWY_{it}$	0.0109	(0.5181)	0.0134	(0.4271)
$GOVDBWY_{it} \times D_{it}$	0.0007	(0.9804)	-0.0080	(0.7615)
$GOVDBWY_{it} \times RET_{it}$	0.0161	(0.3120)	0.0120	(0.4467)
$GOVDBWY_{it} \times D_{it} \times RET_{it}$	-0.0306	(0.2387)	-0.0293	(0.2491)
<i>IMR</i>			-0.0561***	(0.0057)
Prob>F/Chi <sup>2</sup>	0.0011		0.0000	
N	194		194	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平显著(双尾)。



## 五、敏感性测试

### 1. 假设 1 的敏感性测试

针对政治联系对会计稳健性的影响,沿用 Basu(1997)的做法,本文分别使用年初每股总资产和每股净资产替换期初每股股价作为模型(2)因变量的分母,重新进行了检验,结果与前文模型(2)的结果一致,表明政治联系能够降低会计稳健性,支持本文的假设 1。

### 2. 假设 2 和假设 3 的敏感性测试:分组检验

针对不同政治联系方式对会计稳健性的影响,前文模型(3)的自相关和异方差都不严重,为了克服多重共线性的影响,本文进一步将研究样本划分为四个子样本:①仅存在政府官员类政治联系的观测值(56个);②仅存在代表委员类政治联系的观测值(18个);③既存在政府官员类政治联系又存在代表委员政治联系的观测值(49个);④不存在任何一类政治联系的观测值(71个)。

通过对仅存在政府官员类政治联系与不存在任何一类政治联系的子样本进行比较,可以检验政府官员类政治联系对会计稳健性的影响。表 6 的结果显示, $GOV_i \times D_i \times RET_i$  系数不显著,表明政府官员类政治联系对会计稳健性没有显著影响,支持本文的假设 3。

表 6 仅政府官员类政治联系与不存政治联系的子样本

变量	OLS 回归		Heckman 回归	
	系数	(P 值)	系数	(P 值)
Constant	-0.0092	(0.4408)	-0.0167	(0.3413)
$D_i$	0.0252	(0.1508)	0.0254	(0.1322)
$RET_i$	0.0047	(0.5605)	0.0057	(0.4799)
$D_i \times RET_i$	0.0208	(0.1924)	0.0183	(0.2511)
$GOV_i$	0.0169	(0.5382)	0.0320	(0.3938)
$GOV_i \times D_i$	-0.0719**	(0.0305)	-0.0718**	(0.0239)
$GOV_i \times RET_i$	0.0026	(0.9552)	0.0015	(0.9728)
$GOV_i \times D_i \times RET_i$	-0.0482	(0.3350)	-0.0469	(0.3305)
IMR	—	—	-0.0104	(0.5689)
Prob>F/Chi <sup>2</sup>	0.0907		0.1126	
N	127		127	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平显著(双尾检验)。

通过对仅存在代表委员类政治联系与不存在任何一类政治联系的子样本进行比较,可以检验代表委员类政治联系对会计稳健性的影响。表 7 的结果显示, $DBWY_i \times D_i \times RET_i$  系数显著为负(OLS 回归),表明代表委员类政治联系显著降低了会计稳健性,支持了本文的假设 2。

此外,本文还同时将存在两类政治联系与不存在任何一类政治联系的子样本比较,借以检验兼具政府官员类和代表委员类政治联系是否会对会计稳健性产生影响。分组检验的结果显示, $GOVDBWY_i \times D_i \times RET_i$  系数不显著,表明同时存在两种类型的政治联系对会计稳健性没有显著影响(图表限于篇幅,略)。这与前文的结论一致。

上述附加测试的结果与前文保持一致,所以进一步支持了本文的三个假设:若不区分方式,民营企业的政治联系降低了其会计稳健性;若区分方式,民营企业的代表委员类政治联系降低了会计稳健性、政府官员类政治联系对会计稳健性的影响不显著。本文的实证研究结果亦支持本文的理论分析。

表 7 仅存在代表委员类政治联系与不存在政治联系的子样本

变量	OLS 回归		Heckman 回归	
	系数	(P 值)	系数	(P 值)
Constant	-0.0092	(0.3555)	-0.0167	(0.3413)
$D_u$	0.0252*	(0.0861)	0.0254	(0.1322)
$RET_u$	0.0047	(0.4851)	0.0057	(0.4799)
$D_u \times RET_u$	0.0208	(0.1191)	0.0183	(0.2511)
$DBWY_u$	-0.0176	(0.4465)	0.0320	(0.3938)
$DBWY_u \times D_u$	0.0090	(0.7824)	-0.0718**	(0.0239)
$DBWY_u \times RET_u$	0.0398***	(0.0093)	0.0015	(0.9728)
$DBWY_u \times D_u \times RET_u$	-0.0703**	(0.0157)	-0.0469	(0.3305)
IMR	—	—	-0.0104	(0.5689)
Prob>F/Chi <sup>2</sup>	0.0111		0.0033	
N	89		89	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平显著(双尾检验)。

## 六、结论与进一步的研究方向

本文利用我国民营上市公司 2004—2006 年的经验数据,明确区分了民营上市公司具有的政府官员类政治联系和代表委员类政治联系,借鉴 Basu(1997)的模型与方法,将政治联系等相关因素纳入模型,在检验和控制了政治联系和会计稳健性之间潜在的内生性的基础上,系统研究了政治联系和不同方式的政治联系对民营上市公司会计稳健性的影响。本文的研究表明,若不区分政治联系的方式,整体上看民营企业的政治联系降低了其会计稳健性;若将民营企业的政治联系进一步细分为政府官员类政治联系和代表委员类政治联系,那么不同的政治联系方式对会计稳健性的影响不尽相同——民营企业的代表委员类政治联系降低了会计稳健性,而民营企业的政府官员类政治联系对会计稳健性的影响不显著。

本文可能的贡献一是将公司政治联系这一现象引入会计研究领域,为理解上市公司会计信息的特征如稳健性提供了一个新的视角;二是结合中国的制度背景,深入考察了公司政治联系的不同方式,将政治联系区分为政府官员类政治联系和代表委员类政治联系,并分别检验了不同方式政治联系对会计稳健性的影响,这种细分对未来政治联系的研究有一定的借鉴价值。实际上,以往研究公司政治联系的文献往往把公司不同方式的政治联系混同,而客观地看,民营上市公司中存在的政府官员和代表委员实质上是不同的。本文不仅进一步细致地观察和刻画了民营上市公司政治联系的方式,且本文的研究结论也表明这种细致的区分是恰当的,对未来的相关研究有一定的借鉴意义。

会计信息在企业各种契约中的应用导致了对稳健性的需求(Watts,2003),本文的结果表明当公司存在政治联系时降低了对会计稳健性的这种需求。推而广之,政治联系是否还会对会计信息在其他方面的应用产生影响?例如政治联系是否会影响会计信息的及时性、可靠性,是否会导致具有政治联系与否的上市公司的盈余管理存在差异?此外,考虑到我国传统文化中“关系”的重要性,对关系与会计信息之间相互影响的研究仍有很大的拓展空间。

### [参考文献]

- [1]Ball, R., A. Robin and J. S. Wu. Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries[J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, (36).
- [2]Basu, S. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, (24).

- [3]Boubakri, N., J. Cosset, and W. Saffar. Political Connections of Newly Privatized Firms[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2008,(14).
- [4]Faccio, M. Politically Connected Firms[J]. *The American Economic Review*, 2006,(96).
- [5]Fan, J. P.H., T.J. Wong, and T. Zhang. Politically-Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007,(84).
- [6]Li, H., L. Meng, Q. Wang, and L. A. Zhou. Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence From Chinese Private Firms[J]. *Journal of Development Economics*, 2008,(87).
- [7]Watts, R. L. Conservatism in Accounting Part I : Explanations and Implication [J]. *Accounting Horizons*, 2003, (3).
- [8]Watts, R. L. Conservatism in Accounting Part II : Evidence and Research Opportunities [J]. *Accounting Horizon*, 2003,(4).
- [9]Watts, R. L.,and J. L. Zimmerman. *Positive Accounting Theory*[M]. Englewood Cliffs, Prentice-Hall,1986.
- [10]Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M]. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002.
- [11]Yuan, Q. Public Governance, Political Connectedness, and CEO Turnover: Evidence form Chinese State-Owned Enterprises[R]. Working Paper, The Chinese University of Hong Kong, 2008.
- [12]邓建平,曾勇. 政治关联能改善民营企业的经营绩效吗[J]. *中国工业经济*,2009,(2).
- [13]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. *中国市场化指数 2006:各地区市场化相对进程报告*[M]. 北京:经济科学出版社,2007.
- [14]胡旭阳. 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[J]. *管理世界*,2006,(5).
- [15]罗党论,唐清泉. 中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究[J]. *经济研究*,2009,(2).
- [16]曲晓辉,邱月华. 强制性制度变迁与盈余稳健性——来自深沪证券市场的经验证据[J]. *会计研究*,2007,(7).
- [17]孙铮,刘浩. 中国会计改革新形势下的准则理论实证研究及其展望[J]. *会计研究*,2006,(9).
- [18]王庆文,吴世农. 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[C]. *中国第七届实证会计国际研讨会论文集*,2008.
- [19]吴文峰,吴冲锋,刘晓薇. 中国民营上市公司高管的政府背景与公司价值[J]. *经济研究*,2008,(7).
- [20]吴文峰,吴冲锋,芮萌. 中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J]. *管理世界*,2009,(3).
- [21]夏立军,陈信元. 市场化进程,国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]. *经济研究*,2007,(7).
- [22]余明桂,潘红波. 政治关系,制度环境与民营企业银行贷款[J]. *管理世界*,2008,(8).
- [23]朱茶芬,李志文. 国家控股对会计稳健性的影响研究[J]. *会计研究*,2008,(5).

## Political Connections, Types of Political Connections and Accounting Conservatism of Private Listed Companies

DU Xing-qiang, LEI Yu, GUO Jian-hua

(School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Based on modification of Basu (1997) model, this paper examines the effect of political connection types, which consist of "government officials" connections and "members of People's Congress (PC) and Chinese People's Political Consultative Conference (CPPCC)" connections, on accounting conservatism in the private listed companies. The results confirm that political connections in private listed companies reduce accounting conservatism as a whole. After distinguishing the types of political connections, it is showed that "members of PC and CPPCC" connections reduce accounting conservatism, whereas "government officials" connections have no significant effect on accounting conservatism.

**Key Words:** political connections; types of political connections; accounting conservatism; "government officials" connections; "members of PC and CPPCC" connections

[责任编辑:王燕梅]