

会计与控制评论

REVIEW OF ACCOUNTING AND CONTROL

中国内部控制研究中心 主办

刘淑莲 朱明园 李济含

高管薪酬差距与企业投资效率：促进或抑制？
——基于面板门槛模型的经验证据

牛彦秀 张莹 巩彦忠

财务柔性、公司治理对非效率投资影响研究
——以A股上市公司数据为依据



第7辑

会计与控制评论

REVIEW OF ACCOUNTING AND CONTROL

——○○○ 中国内部控制研究中心 主办 ○○○——

图书在版编目 (CIP) 数据

会计与控制评论·第7辑/中国内部控制研究中心主办。—大连：东北财经大学出版社，2016.12

ISBN 978-7-5654-2605-6

I. 会… II. 中… III. ①会计制度-文集 ②企业内部管理-文集 IV. ①F233-53 ②F272-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2016) 第 301738 号

东北财经大学出版社出版

(大连市黑石礁尖山街 217 号 邮政编码 116025)

网 址: <http://www.dufep.cn>

读者信箱: dufep@dufe.edu.cn

大连住友彩色印刷有限公司印刷 东北财经大学出版社发行

幅面尺寸: 180mm×255mm 字数: 176 千字 印张: 7.5

2016 年 12 月第 1 版 2016 年 12 月第 1 次印刷

责任编辑: 李 彬 曲以欢 责任校对: 那 欣

封面设计: 张智波 版式设计: 钟福建

定价: 26.00 元

教学支持 售后服务 联系电话: (0411) 84710309

版权所有 侵权必究 举报电话: (0411) 84710523

如有印装质量问题, 请联系营销部: (0411) 84710711

会计与控制评论

*Review of Accounting and
Control*

第7辑, 2016年
No. 7, 2016

中国内部控制研究中心 主办

编辑: 《会计与控制评论》编辑部

电话: (0411) 84738559

传真: (0411) 84738559

电子邮箱: cicrcedit@126.com

通讯地址: 中国·大连市·沙河口区尖山
街217号
东北财经大学梓楠楼454室

邮政编码: 116025

编委会

主任: 周守华

委员 (按姓氏笔画排序):

王光远	方红星	吕长江
曲晓辉	朱荣恩	刘永泽
刘志远	张龙平	张俊瑞
杨雄胜	陈汉文	陆正飞
周守华	孟焰	夏冬林
靳庆鲁	蔡春	戴德明
魏明海		

主编: 刘永泽

副主编: 刘凌冰 耿云江

编辑部

主任: 耿云江

编辑: 莫冬燕

第7辑，2016年

No. 7, 2016

会计与控制评论

Review of Accounting and Control

目 录

终极控制权性质、控制权结构与自愿性信息披露质量——来自自愿性 内部控制披露视角的经验证据	/1
张志平	
薪酬差距与非效率投资的实证研究——基于中国制造业上市公司的 经验数据	/17
李姝 林晋	
财务柔性、公司治理对非效率投资影响研究——以A股上市公司 数据为依据	/36
牛彦秀 张莹 巩彦忠	
社会责任报告影响定向增发公司价值吗？——来自PSM的新证据	/53
毕金玲 由萌沛 刘越	
内部控制影响因素和经济后果研究——基于我国2015年CSSCI 期刊文献的综述	/68
金玉娜	
高管薪酬差距与企业投资效率：促进或抑制？——基于面板门槛 模型的经验证据	/82
刘淑莲 朱明园 李济含	
PPP模式下大健康产业金融创新研究	/100
唐大鹏 常语莹 马潇健	

No. 7, 2016

Review of Accounting and Control

China Internal Control Research Center, Dongbei University of Finance and Economics

CONTENTS

- Ultimate Control Rights, Structure of Control Rights and Quality of Voluntary information disclosure—The empirical evidence from voluntary disclosure of internal control /16
Zhiping Zhang
- An empirical study on the compensation gap and non-efficiency investment—Based on the empirical data of Chinese manufacturing listed companies /35
Shu Li, Jin Lin
- The Influence of Financial Flexibility and Corporate Governance on Inefficient Investment—Evidence from the Listed Companies of A-Shares Market /52
Yanxiu Niu, Ying Zhang, Yanzhong Gong
- Does the CSR report affect the value of private placement firms? —New evidence from PSM /67
Jinling Bi, Mengpei You, Yue Liu
- Research on Influencing Factors and Economic Consequences of Internal Control—Based on the Review of CSSCI Journal Literatures of China in 2015 /80
Yuna Jin
- Executive Compensation Gap and Enterprise Investment Efficiency: Promoting or Curbing? —Threshold Panel Model Based on Empirical Evidences /98
Shulian Liu, Mingyuan Zhu, Jihan Li
- Financial Innovation in Big Health Industry under the PPP Mode /113
Dapeng Tang, Yuxuan Chang, Xiaojian Ma

第7辑, 2016年

No.7, 2016

会计与控制评论

Review of Accounting and Control

终极控制权性质、控制权结构与自愿性 信息披露质量

——来自自愿性内部控制披露视角的经验证据^①

张志平^{1, 2}

(1. 山东大学(威海)商学院 威海 264209)

(2. 山东大学管理学院 济南 250100)

摘 要 公司治理对公司自愿性信息披露行为的影响是管理学研究的重要内容。本文以委托代理理论和控制权收益理论为基础,利用2007—2011年中国沪深A股非金融类上市公司处于内部控制自愿披露阶段的契机,选择内部控制视角,研究终极控制权和股权结构对公司自愿性信息披露质量的影响。研究发现在自愿性行为动机下,政府性质的终极控制权对自愿性内部控制质量具有负向影响;终极控制权比例与内部控制质量之间呈倒“U”型关系,并且这种倒“U”型关系在政府性质的终极控制权公司更为显著。本文研究表明终极控制权性质和股权结构比例对公司自愿性信息披露行为具有强烈的影响,本文研究拓展了公司治理的相关研究,同时对混合所有制改革和企业自愿性信息监管具有重要的启示意义。

关键词 终极控制权性质 控制权结构 内部控制质量 自愿性信息披露

^① 基金项目:中国博士后科学基金资助项目(2016M592207),山东大学(威海)基本科研业务支持项目(2015WQXM2007)。

一、引言

现实世界中,大多数国家上市公司的主要代理关系不是分散型股权结构下所有者与经营者之间的第一类代理冲突,而是集中型股权结构下控股股东与中小股东之间的第二类代理冲突(La Porta等,1999;Faccio和Lang,2002)。控股股东与中小股东间的代理冲突对公司行为的影响是资本市场研究的重要议题。处于新兴资本市场发展阶段的中国,资本市场特殊的发展历程和国企改制的制度背景,使多数上市公司最终由政府控制,第二类代理问题的实质演变为政府终极控股股东与中小股东之间的代理冲突。因此,在中国特殊的第二类代理冲突下,终极控制权的性质和终极控制权结构是否影响以及如何影响企业自愿性行为,成为关系资本市场健康发展的重要问题。

2007—2011年中国深沪A股非金融类上市公司处于内部控制自愿披露阶段,这为研究公司治理与公司自愿性信息披露行为提供了良好的机会。内部控制是企业信息的重要组成部分,与财务信息和社会责任等非财务信息相比,内部控制信息具有较强的独特性。内部控制信息从本质上属于保障企业财务信息可靠性和非财务信息合规性的保证信息。内部控制是由企业董事会、监事会、经理层和全体员工实施的,旨在为实现企业的战略发展、财务报告、经营效率、资产安全和合法合规等控制目标提供合理保证的过程。本文选择内部控制自愿性披露视角,从终极控制权性质和控制权结构两方面,检验终极控股股东对自愿性信息披露的治理效应。本文为相关政府部门强化对自愿性信息的监管提供源自终极控制权的经验证据和理论依据。

二、文献综述

终极控制权和控制权结构是公司治理领域的重要研究内容。国内外文献关于控股股东对企业信息披露的控制权治理效应研究较多,研究成果集中于控制权性质效应和控制权结构效应:前者指控股股东的产权属性效应;后者指控股股东的控制权比例效应。对于控制权性质效应,Eng和Mak(2003)研究显示政府持股比例增加会提高上市公司自愿性信息披露水平;Chau和Gray(2002)以香港和新加坡为样本的研究结论显示,控股股东的家族控制性质(即非政府控制)显著降低了自愿性信息披露行为;Liu和Sun(2010)研究发现私人控股股东比政府控股股东所控制

的公司,具有更低的信息质量,现金流权和控制权分离度的提高会加剧私人控股股东的这种负向影响;但王雄元和沈维成(2008)研究没有发现政府控制权性质与信息质量之间的显著关系。可见,现有文献关于控制权性质对企业自愿性信息披露的影响效应尚未形成一致结论。

对于控制权结构效应,Fan和Wong(2002)研究发现集中的控制权结构导致控股股东基于控制权私有收益而对外披露会计信息,降低了会计信息质量;控制权和现金流权的偏离加剧了集中控制权结构的负向影响。马忠和吴翔宇(2007)以2002—2004年家族控股上市公司为样本分析发现公司自愿性信息披露水平与家族控股股东的控制权与现金流权的分离度及控制权比例负相关。

近年,国内部分学者开始基于内部控制信息披露的视角研究控制权治理效应。佟岩等(2012)研究显示当市场从极度分散向相对集中变化时,非国有企业更倾向于披露内部控制审计报告;但金字塔层级会削弱非国有企业内部控制审计报告的披露动机。张志平和方红星(2013)依据信号传递理论和成本收益权衡理论研究发现政府控制企业比非政府控制企业更不倾向于自愿性内部控制审计报告的披露。

综上所述,关于控制权对企业自愿性信息披露行为的治理效应虽已取得很多成果,但仍存在以下两方面不足,一是现有文献重在分析控制权性质对自愿性信息披露行为的影响,而忽视终极控制权对自愿性信息披露质量的研究;二是现有文献重视以控制权和现金流权偏离为表征的控制权结构效应分析而忽视以控制权比例为表征的控制权结构效应研究,控制权和现金流权偏离与控制权比例都是控制权结构的表征变量,但是控制权比例更能体现终极控股股东对企业的决策力度,相关研究缺失可能影响控制权结构效应研究结论的科学性。因此本文将在前人研究成果的基础上,以控制权比例作为控制权结构的表征变量,基于内部控制视角,研究终极控制权性质和控制权结构对自愿性信息披露质量的影响,本文研究将丰富和拓展控制权治理效应研究,同时为公司自愿性信息披露行为监管提供理论和经验依据。

三、理论分析与假设提出

控制权收益理论认为在第二类代理关系中,控股股东具有攫取控制权收益的动机(Shleifer和Vishny,1997)。控制权收益分为控制权共享收益和控制权私有收益(Grossman和Hart,1980)。控制权共享收益指依据同股同酬论,控股股东根据其持股比例和其他股东一起共享的收益(李维安,2009);控制权私有收益指控股股东利用控制权获取的排他性独占权益(Fama和Jensen,1983;Dyck和Zingales,

2004),甚至包括对中小股东权益的侵占(Johnson等,2000),其实质是第二类代理成本。本文将控制权私有收益进一步分为经济性控制权私有收益和政治性控制权私有收益,前者指可通过货币表征的私有收益,后者指与政治晋升或政治激励有关的非货币性私有收益。依据终极控股股东的产权性质,终极控制权可分为政府终极控制权和非政府终极控制权(简称政府控制和非政府控制)。终极控制权性质的差异影响控股股东获取控制权收益的动机。

对政府终极控制权公司,第二类代理关系体现为政府终极控股股东与中小股东的代理冲突。政府终极控股股东一般通过委派控股股东代表的方式参与公司运营^①,这使政府终极控股股东的控制权收益具有特殊性。一方面,我国规定政府控制公司权益要上交地方或国家财政部门^②,政府终极控股股东本身不具有直接索取控制权共享收益的权力(Chen等,2009);另一方面,多数政府终极控股股东出于政治晋升的目的,其控制权私有收益更多体现为政治收益而非货币性经济收益,同非政府控制公司相比,政府控制公司的终极控股股东存在更少的隧道行为(Wang和Xiao,2011)。因此,相对于非政府控制公司,政府控制公司的终极控股股东更重视政治性控制权私有收益的获取。

高质量的内部控制信息可以向市场传递企业对风险管控、经营状况和财务状况等目标合理保证程度的实现信息,降低资本成本并提高股票收益(张然等,2012;Beneish等,2008;方红星等,2011),利于增加控制权共享收益。因此在非政府控制公司的终极控股股东具有控制权共享收益直接索取权的前提下,为增加控制权共享收益,非政府控制公司比政府控制公司的终极控股股东具有更强的动机提高内部控制质量,以传递公司“有效内部控制、较低经营风险和可靠财务信息”等好信号。但是,在当前内部控制建设规范阶段,公司披露全面完整的内部控制信息,会增加外部注册会计师进行内部控制审计时发现问题的可能性,从而加剧公司财务报告被出具非标准审计意见的可能性并引起资本市场对会计信息可靠性和经营风险可控性的质疑。对于政府终极控制权公司,披露全面完整的内部控制信息,还可能造成政府控股股东的诚信危机,影响政治性控制权私有收益。在国有产权属性对公司资源获取和财务困境的保障机制下,政府终极控制权公司缺乏通过披露高质量的内部控制信息增加超额竞争优势的意图(佟岩等,2012),为避免政治性控制权私有收益受损,与“好内部控制信息”的信号传递作用相比,会更为重视规避“坏内部

① 《企业国有资产监督管理暂行条例》(2003)第十三条规定:国有资产监督管理机构依照法定程序对所出资企业的企业负责人进行任免、考核,并根据考核结果对其进行奖惩。由于国有企业从产权性质上属于全民所有,所以本文所称政府终极控股股东是指代表全民行使所有权的国资委或其他政府机构。这些机构在具体行权时,一般通过指派代表的方式参与企业决策,这些被指派的代表往往在公司中担任重要职务(董事长或经理),通常被称为“内部人”(林毅夫和李志赞,2004;钟海燕等,2010)。本文在行文中,对政府终极控股股东控制权收益的分析主要是针对政府终极控股股东指派到公司中的代表进行的。

② 《国务院关于试行国有资本经营预算的意见》(2007)第九条规定:国有资本经营预算收入由财政部门、国有资产监管机构收取并组织上交。企业按规定应上交的国有资本收益,应及时、足额直接上交国家财政部门。

控制信息”的负面影响。因此，政府终极控制权将抑制内部控制质量的提高。综上所述，提出如下假设：

H1：政府终极控制权对内部控制质量具有消极的负向影响，具有政府终极控制权的公司具有更低的动机提高内部控制质量。

公司治理理论将控制权治理效应分为利益协同效应和利益侵占效应，治理效应的差异取决于控制权比例（Shleifer和Vishny，1997）。终极控股股东的控制权比例较低时，终极控股股东的决策和行为易受其他大股东的制衡而降低终极控股股东攫取控制权私有收益的动机，导致终极控股股东的控制权收益主要源自控制权共享收益。此时，为获取控制权共享收益，终极控股股东须积极发挥利益协同效应，利用市场资源配置作用以实现利润最大化的经济目标。因此，在较低的控制权比例下，为增加控制权共享收益，终极控股股东具有利用“高质量内部控制信息”进行信号传递，获取内部控制信息披露收益的积极动机。当终极控股股东的控制权比例较高时，其他股东制衡和约束控股股东机会主义行为的难度将提高，终极控股股东为攫取控制权私有收益而产生对中小股东的利益侵占效应（Shleifer和Vishny，1994）。随着控制权比例的增加，终极控股股东与中小股东的代理冲突逐步加剧，终极控股股东攫取控制权私有收益的动机随之增加，为避免内部控制对控制权私有收益攫取行为的限制，终极控股股东会通过影响公司董事会和管理层，扭曲公司建设和执行内部控制的意愿，抑制内部控制质量的提高。终极控股股东与中小股东的代理冲突越严重，内部控制有效性越低（储成兵，2013）。因此，在较高的控制权比例下，为掩盖控制权私有收益的攫取动机和行为，终极控股股东会通过董事会和管理层的控制而限制公司内部控制质量的提高。据此，提出如下假设：

H2：终极控股股东的控制权结构与内部控制质量之间呈倒“U”型关系，当终极控制权比例较低时，两者正相关；当终极控制权比例较高时，两者负相关。

当政府作为终极控股股东且具有较低的控制权比例时，意味着非政府性质的其他大股东具有较多的控制权，增加了政府干预公司的成本，促使政府终极控股股东发挥利益协同效应，有效规避政府对利润最大化经济目标的干预和扭曲，增强了市场对资源的配置功能。因此，在较低的控制权比例下，政府终极控制权会提高终极控制权结构与内部控制质量之间的正相关关系。当政府终极控股股东的控制权比例较高时，公司可以很容易地利用政府而获取各类资源，降低了利用市场通过披露高质量的内部控制信息而获取资源的动机；而且，较高的政府终极控制权比例，降低了政府的干预成本，使政府更易于干预和控制公司，进一步扭曲了公司利润最大化的经济目标，为规避内部控制对政府各类非经济行为的限制，具有更低的动机提高内部控制质量。因此，在较高的控制权比例下，政府终极控制权加剧控制权结构与内部控制质量之间的负相关关系。据此，提出如下假设：

H3：政府终极控制权加剧终极控制权结构与内部控制质量之间的倒“U”型关

系；当政府终极控制权比例较低时，政府终极控制权提高控制权结构对内部控制质量的积极效应；当政府终极控制权比例较高时，政府终极控制权加剧控制权结构对内部控制质量的消极效应。

四、实证研究设计

（一）内部控制质量的度量

现有关于内部控制质量的研究，多运用指数法进行度量（陈汉文，2010；张先治和戴文涛，2011）。Beyer等（2010）认为指数法中各项指标选择和权重确认易受研究者的主观影响。近年来，信息熵作为一种相对客观的权重计算方法，逐渐被用于信息质量的计算（张晓岚等，2012）。为提高研究结论的客观性，本文采用熵模型度量内部控制质量。

1. 内部控制质量评价指标体系。首先以财政部等五部委颁布的《企业内部控制基本规范》和《企业内部控制配套指引》（以下简称《配套指引》）中相关规定为基础，综合考虑我国沪深两市2006年颁布的《上市公司内部控制指引》，以及《公司法》、《证券法》和《上市公司治理指引》等相关法律法规文件的规定，从真实性和完整性两方面设计内部控制质量评价指标体系，具体指标与赋值原则见表1；然后运用熵模型计算上市公司各年度的内部控制质量。

2. 内部控制质量的熵模型计算。具体步骤如下：第一步，构建初始矩阵A，m表示上市公司样本数，n表示评价指标数；第二步，对初始矩阵A进行归一化处理以消除量纲影响，得到无量纲矩阵B；第三步，计算第j个评价指标下第i家上市公司评价指标值的比重 p_{ij} ，得到标准化矩阵P；第四步，计算第j项评价指标的熵值 h_j 和熵权 w_j ；第五步，计算第i家上市公司内部控制质量的熵模型测度值 $ICDQ_i$ ， $ICDQ_i$ 值即为内部控制质量的取值。按照熵模型计算出的数值越大，表明内部控制质量越高。

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{m1} & \cdots & \cdots & a_{mn} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & \cdots & \cdots & b_{1n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ b_{m1} & \cdots & \cdots & b_{mn} \end{bmatrix} \quad P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & \cdots & p_{1n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{m1} & \cdots & \cdots & p_{mn} \end{bmatrix}$$

$$b_{ij} = \frac{a_{ij} - \min a_j}{\max a_j - \min a_j} \quad b_{ij} \in (1, 2) \quad p_{ij} = \frac{b_{ij}}{\sum_{i=1}^m b_{ij}} \quad h_j = -k \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij} \quad k = 1/\ln m ;$$

$$w_j = \frac{1 - h_j}{\sum_{j=1}^n (1 - h_j)} \quad w_j \in (0, 1), \sum_{j=1}^n w_j = 1 \quad ICDQ_i = \sum_{j=1}^n w_j p_{ij}$$

表1 内部控制质量评价指标体系

一级指标	二级指标		指标赋值说明
真实性 A	财务报表审计报告类型 A1		标准无保留意见=5；加事项段的无保留意见或保留意见=3；拒绝发表意见、否定意见或无法发表意见=1
	会计师事务所变更 A2		相比上年没有变更=5；变更=1
	事务所类型 A3		国际四大=5；国内十大=3；其他=1
	企业是否违规或受处罚 A4		没有违规=5；仅违规=3；违规并被处罚=1
完整性 B	内控自评报告 B1	监督检查部门 B11	审计委员会=5；内部控制专门部门=4；审计部门=3；非专门部门=2；没有=1
		自我评价报告 B12	有专门报告=5；笼统地在年报中描述=3；未披露=1
		评价报告篇幅 B13	长式=5；短式=3；未披露=1
		评价依据 B14	《企业内部控制基本规范》或《配套指引》=5；其他=3；未披露=1
		评价时间范围 B15	针对时间段=5；针对时间点=3；未披露=1
		评价目标 B16	五目标完整=5；不完整=3；未披露=1
		评价要素 B17	五要素及以上=5，五要素以下=3；未披露=1
		内部控制自评缺陷及整改措施 B18	详细披露问题、缺陷、不足或整改措施=5；不详细披露=3；未披露=1
	内控审计报告 B2	内控审计报告 B21	有专门报告=5；没有=1
		审计范围 B22	整体内部控制=5；财务报告内部控制=3；未披露=1
		审计依据 B23	《企业内部控制基本规范》或《配套指引》=5；其他=3；未披露=1
		审计意见 B24	标准无保留意见=5，非标准意见=3；未披露=1
		审计时间范围 B25	针对时间段=5；针对时间点=3；未披露=1
		审计保证程度 B26	积极=5；消极=3；未披露=1
		审计认定标准 B27	直接报告=5；基于认定=3；未披露=1
		缺陷或不足 B28	详细披露缺陷或不足=5；不详细披露=3；未披露=1

注：①评价报告篇幅，如果对内部控制各要素或内部控制相关问题进行详细描述，则为长式；如果仅是表明内部控制有效或无效，则为短式。②内部控制自评报告评价依据，2007年和2008年的，由于《企业内部控制基本规范》和《配套指引》没颁布，所以2007年和2008年样本赋值原则是：上交所、深交所分别发布《内部控制评价指引》等审计认定标准=5；《内部会计控制规范》=3；没有明确说明的=1。③直接报告是指注册会计师直接基于企业内部控制进行审计并提供报告；基于认定是指注册会计师直接基于企业内部控制自评报告进行审计并提供报告。

(二) 模型设计

根据研究目的,本文采用最小二乘法(OLS)建立多元线性回归模型进行实证研究。政府终极控制权影响内部控制质量的模型见(1);控制权结构影响内部控制质量的模型见(2);政府终极控制权和控制权结构对内部控制质量的影响模型见(3)。由于样本期只有5年,为控制序列自相关的影响,对所有回归分析均按公司维度进行Cluster处理。

$$ICDQ = \alpha_0 + \alpha_1 STATE + \alpha_1 Control_i + \varepsilon \quad (1)$$

$$ICDQ = \beta_0 + \beta_1 CR + \beta_2 CR \cdot CR + \beta_1 Control_i + \varepsilon \quad (2)$$

$$ICDQ = \gamma_0 + \gamma_1 CR + \gamma_2 CR \cdot CR + \gamma_3 STATE + \gamma_4 STATE \cdot CR + \gamma_5 STATE \cdot CR \cdot CR + \gamma_1 Control_i + \varepsilon \quad (3)$$

其中,ICDQ为被解释变量,表示内部控制质量,按照熵模型计算。

STATE表示政府终极控制权变量,如果终极控股股东为事业单位、政府成立的国有资产授权经营公司、国有资产监督管理委员会、政府行政部门和政府独资的投资管理公司或国有企业,则定义为政府终极控制权,STATE取值为1;否则为非政府终极控制权,STATE取值为0。

CR是反映控制权结构的变量,取值为终极控股股东的控制权比例。借鉴Fan和Wong(2002)、Liu和Sun(2010)的方法,CR为股权链最低层控制权之和。

Control_i表示控制变量。根据研究目的,本文选择以下变量作为控制变量:监事会规模NS;董事会规模ND;独立董事比例INDP;董事长与总经理两职兼任DUAL;财务杠杆LEV;公司规模SIZE;资产报酬率ROA;成长性GROW;行业虚拟变量IND;年度虚拟变量YEAR。模型中具体变量定义和解释见表2。

(三) 样本选择与数据来源

由于自2007年起,我国证监会开始要求上市公司披露内部控制报告,内部控制数据才可大量公开获得;2012年,上市公司内部控制信息披露进入强制披露阶段。基于统计对数据一致性的要求,本文选择2007—2011年沪深主板A股上市公司为研究样本,并根据以下原则进行筛选:(1)剔除金融保险行业的公司,因为这类公司的财务数据具有特殊的行业特征;(2)剔除ST和*ST企业,因为这类公司的财务状况不稳定;(3)剔除在境外交叉上市的公司,因为境内外上市公司的内部控制信息披露管制政策存在差异;(4)剔除主要变量数据缺失的企业。最后得到6333个年度公司样本数据,其中2007年943个,2008年1012个,2009年1180个,2010年1466个,2011年1732个。本文所需公司治理数据、财务数据和审计意见数据来自于国泰安CSMAR数据库,终极控制权数据根据CSMAR数据库中依据股权链统计的终极控股股东产权性质整理而成;内部控制质量评价指标的相关数据来自于巨潮资讯网并经手工收集整理而成。为避免极端值的影响,对所

有连续性变量均按 1%和 99%进行了 Winsorize 处理。

表 2 变量解释

变量性质	变量符号	变量名称	变量赋值原则
被解释变量	ICDQ	内部控制质量	采用熵模型对 20 项内部控制质量评价指标进行计算
解释变量	STATE	政府终极控制权	如果最终控制人为国资委等政府机构或国有企业，则 STATE=1；否则 STATE=0
	CR	控制权结构	终极控股股东拥有的控制权比例
控制变量	NS	监事会规模	监事会成员人数
	ND	董事会规模	董事会成员人数
	INDP	独立董事比例	独立董事人数占董事会人数的比例
	DUAL	董事长与总经理两职兼任	如果董事长和总经理两职兼任，则 DUAL=1；否则，DUAL=0
	LEV	财务杠杆	年末资产负债率
	SIZE	公司规模	平均总资产的自然对数
	ROA	资产报酬率	年末净利润除以总资产
	GROW	成长性	年营业收入增长率
	IND	行业虚拟变量	用行业虚拟变量表示
	YEAR	年度虚拟变量	用年度虚拟变量表示

五、实证回归结果分析

(一) 描述性统计和相关性分析

主要变量的描述性统计结果见表 3。在 2007—2011 年，内部控制质量 ICDQ 均值为 1.618，中位数为 1.626，都大于 1.5，表明大多数上市公司具有较高的内部控制质量；终极控制权为政府 STATE 的平均比例为 47.4%，接近半数的上市公司具有政府终极控制背景；终极控股股东的控制权比例平均为 0.398。

表 3 变量描述性统计

变量	ICDQ	STATE	CR	NS	ND	INDP	DUAL	LEV	SIZE	ROA	GROW
均值	1.618	0.474	0.398	3.783	9.033	0.364	0.219	0.436	21.56	0.048	0.259
方差	0.025	0.249	0.025	1.543	3.054	0.002	0.171	0.045	1.217	0.003	0.351
中位数	1.626	0	0.389	3	9	0.333	0	0.445	21.42	0.045	0.167
最大值	1.896	1	0.779	12	15	0.556	1	1.235	26.36	0.260	5.176
最小值	1.251	0	0.093	0	5	0.273	0	0.036	18.83	-0.291	-0.723

按照终极产权性质分组后的 ICDQ 和 CR 变量描述性统计结果与组间差异比较见表 4。政府终极控制权组的 ICDQ 均值和中位数分别为 1.595 和 1.594，CR 均值和中位数分别为 0.407 和 0.401；非政府终极控制权组的 ICDQ 均值和中位数分别为 1.639 和 1.644，CR 均值和中位数分别为 0.390 和 0.377。由表 4 变量均值差异 T 检验与中位数差异 Mann-Whitney 检验可以看出，政府终极控制权和非政府终极控制权两组间的 ICDQ 的均值和中位数都在 1% 水平下存在显著负向差异，两组间 CR 的均值和中位数都在 1% 水平下存在显著正向差异。组间均值和中位数差异检验初步表明政府终极控制权组的内部控制质量低于非政府终极控制权组，终极控制权比例高于非政府终极控制权组，初步验证了假设 1。

表 4 ICDQ 和 CR 的分组均值与中位数比较

变量		政府终极控制权	非政府终极控制权	均值差异 T 检验	中位数差异 Mann-Whitney 检验
ICDQ	均值	1.595	1.639	-11.133***	-11.078***
	中位数	1.594	1.644		
CR	均值	0.407	0.390	4.107***	4.747***
	中位数	0.401	0.377		

注：均值差异检验采用 T 检验，表中数值为 T 统计值；中位数差异检验采用 Mann-Whitney 检验，表中数值为 Z 统计值。***表示检验值在 1% 水平下显著。

各主要变量的相关系数见表 5。内部控制质量 ICDQ 和政府终极控制权 STATE 的 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数都在 1% 水平下显著为负；ICDQ 和终极控制权比例 CR 的 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数在 1% 水平下显著为正。表 5 结果初步表明了内部控制质量与政府终极控制权之间具有一定的负相关关系，与本文假设 1 基本吻合。

表 5 变量相关系数表

	ICDQ	STATE	CR	NS	ND	INDP	DUAL	LEV	SIZE	ROA	GROW
ICDQ	1	-0.12***	0.15***	-0.06***	-0.04***	0.03**	0.12***	-0.17***	-0.01	0.20***	0.08***
STATE	-0.14***	1	0.12***	0.32***	0.25***	-0.05***	-0.27***	0.28***	0.35***	-0.18***	-0.04***
CR	0.14***	0.05***	1	0.01	-0.02	0.04***	-0.01	-0.02*	0.16***	0.16***	0.11***
NS	-0.06***	0.34***	-0.01	1	0.32***	-0.08***	-0.17***	0.18***	0.24***	-0.08***	-0.01
ND	-0.05***	0.25***	-0.04***	0.35***	1	-0.28***	-0.17***	0.16***	0.26***	-0.01	0.01
INDP	0.04***	-0.05***	0.07***	-0.08***	-0.31***	1	0.08***	-0.04***	0.02*	-0.01	0.04***
DUAL	0.13***	-0.30***	0.03**	-0.18***	-0.15***	0.084***	1	-0.19***	-0.17***	0.10***	0.03**
LEV	-0.21***	0.34***	-0.06***	0.20***	0.17***	-0.03**	-0.23***	1	0.46***	-0.45***	0.04***
SIZE	0.02	0.34***	0.22***	0.25***	0.28***	0.05***	-0.17***	0.44***	1	-0.04***	0.08***
ROA	0.18***	-0.17***	0.16***	-0.06***	-0.01	0.01	0.10***	-0.42***	0.013	1	0.31***
GROW	0.01	-0.02	0.11***	-0.01	-0.01	0.03**	0.01	0.07***	0.06***	0.18***	1

注：下三角区为 Pearson 相关系数；上三角区为 Spearman 相关系数；***、**、* 分别表示变量相关系数在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(二) 回归结果分析

政府终极控制权和控制权结构对内部控制质量影响的回归结果见表 6。政府终极控制权对内部控制质量影响的回归结果见 I 全样本列，STATE 回归系数为 -0.018，在 1% 水平下显著为负，表明政府终极控制权对内部控制质量具有显著的负向影响，假设 1 得到验证。

考虑终极控股股东的控制权结构后的回归结果见 II 全样本列，回归结果显示，CR 回归系数为 0.227，在 1% 水平下显著为正；CR 平方回归系数为 -0.171，在 5% 水平下显著为负；这表明终极控股股东的控制权比例与内部控制质量之间具有倒“U”型关系；当控制权比例较低（小于 66.37%）时，终极控制权结构与内部控制质量具有正相关关系；当控制权比例较高（大于 66.37%）时，终极控制权结构与内部控制质量具有负相关关系。

按照政府终极控制权和非政府终极控制权分组后，控制权结构与内部控制质量的回归结果分别见 III 政府列和 IV 非政府列。由 III 政府列可知，政府终极控制权样本组的 CR 回归系数为 0.340，1% 水平下显著为正；CR 平方回归系数为 -0.346，1% 水平下显著为负；这表明政府终极控股股东的控制权比例与内部控制质量之间具有倒“U”型关系；当控制权比例较低时（小于 49.13%），终极控制权比例与内部控