

董秘持股有助于提升信息披露质量吗？

——来自中国资本市场的经验证据

李 姝 余 媚 柴明洋

摘要：本文以2010~2015年沪深A股主板上市公司为研究样本，对董秘持股与信息披露质量之间的相关关系进行了实证研究。研究发现，相较于董秘未持股的上市公司，董秘持股的上市公司信息披露质量更高，这说明董秘持股有助于提高上市公司信息披露质量。按照产权性质的分组研究表明，民营企业中董秘持股能显著提高信息披露质量；但在国有企业中，这一作用却没能得到充分发挥。进一步研究发现，当董秘同时任公司其他高管职位或具有财务背景时，董秘持股对信息披露质量的改善作用更强。

关键词：董秘持股；信息披露质量；产权性质；兼职董秘；财务背景

中图分类号：F830.91 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838 (2019) 04-0084-13

一、引言

董事会秘书(简称“董秘”)是上市公司的“对外发言人”，是联系公司内外部利益相关者的纽带，在上市公司与外部市场沟通中起着桥梁作用。2006年实施的《公司法》第一次从法律意义上明确了董秘的高管地位，规定董秘的主要职责之一是处理信息披露事务。这也反映出监管部门对提高信息披露质量的重视。

管理层持股可以增强管理层与股东之间的利益一致性，降低代理成本，激励管理层向股东披露更多的信息，但管理层持股比例较高又可能产生内部人控制问题并引起壕

沟效应(Fama和Jensen, 1983; Erickson等, 2006; 宋建波和田悦, 2012)。董秘作为上市公司高管之一，负责向资本市场及时发布信息，因此董秘的持股行为能否产生利益趋同效应、是否有助于提高上市公司信息披露质量值得进一步探究。

目前，国内对公司治理与信息披露的研究大部分集中于董事会、独立董事、监事会、高管等(崔学刚, 2004; 杜兴强和周泽将, 2007; 程新生等, 2008; 尹开国等, 2014)，单独研究董秘的成果还比较少，关于董秘持股与信息披露质量相关关系的实证研究也较为缺乏(杜兴强等, 2013; 毛新述等, 2013)。仅有的少量研究得出的结论也并不一

收稿日期：2018-12-04

基金项目：国家社会科学基金重点项目(16AGL006)

作者简介：李 姝，南开大学商学院/中国公司治理研究院教授，博士生导师；

余 媚，中国移动通信集团终端有限公司浙江分公司；

柴明洋，南开大学商学院博士生。

致,并且缺乏结合我国上市公司不同产权性质、董秘在公司中的定位及董秘专业背景的研究。本文采用KV度量法衡量信息披露质量,利用面板数据回归分析董秘持股与信息披露质量的关系,并进一步深入考察了上市公司产权性质、董秘是否同时任公司其他高管以及是否具有财务背景对董秘持股作用发挥产生的影响,丰富了董秘及股权激励相关文献,从董秘持股的视角拓展了信息披露质量的影响因素,为完善我国董秘制度进而充分发挥董秘在提高信息披露质量中的作用提供理论支持。

二、文献综述与假设提出

关于管理层持股与信息质量的关系,国内外大多学者支持利益趋同假说,认为管理层持股与信息质量正相关。如 Warfield 等(1995)以美国 1988~1990 年约 1 600 家公司的近 5 000 份数据为基础,研究发现随着管理层持股比例的上升,公司信息披露质量随之提高。Essid(2012)研究发现高管持股能降低公司盈余管理水平,并且能在一定程度上控制会计违规行为。宋建波和田悦(2012)以我国 2007~2010 年 A 股上市公司为样本,研究发现管理层持股与上市公司盈余持续性显著正相关。林波等(2014)研究也发现管理层持股能够提高我国家族企业的会计信息质量。

在对董秘的高管身份进行研究时,King(2013)解释了董秘之所以可以担任 CSRO(Corporate stakeholder relationship officer)并负责上市公司投资者关系管理,是因为董秘熟知公司的资源和长期目标,通过与利益相关者的沟通可以更好地了解他们的动机和需求。罗进辉等(2015)从股价同步性的角度分析了董秘对资本市场效率的影响,发现金牌董秘相较于非金牌董秘更能提高上市公司的股价同步性,这表明董秘能提升公司信息透明度,进而提升资本市场效率。管理者(董秘等)持股可以把管理层与股东的利益紧密联系起来,使得管理者能从公司价值的提升中增加自身的财富,这一行为措施能有效避免管理层的短期行为,使其注重公司的长期发展并提高信息披露质量,在资本市场上树立企业的良好形象。从职能定位上来看,董秘是上市公司信息披露事务的负责人,在信息披露中扮演着重要的角色。作为信息的发布者,持股董秘更有条件和能力去改善信息披露质量,所以在股权价值增加的驱动下,董秘持股能促使其在改善上市公司信息披露质量中的作用得到更充分的发挥。据此,文章提出假设 1。

H1:董秘持股能够提升上市公司信息披露质量。

我国的制度背景下,国有企业和民营企业在股权激励、代理问题以及融资约束等很多方面存在差异。邵帅等(2014)认为我国国有企业和民营企业的股权激励制度有很大差异,国有企业股权激励设计倾向于福利型,民营企业股权激励设计则倾向于激励型。国有企业中的政府监督问责机制可以有效控制高管掏空转移国有资产、在职消费,但是限薪等制度的执行导致业绩激励存在不足。出于国有资产安全方面的考虑,国有企业股权激励受到较多的限制,股权激励和剩余收益索取权的不足使得管理者在满足业绩考核的基础上缺乏进一步提升公司业绩的动力,对资本市场的高信息质量需求也存在供给不足的现象。相比之下,民营企业在股权激励方面受到的限制较少,实际控制人更有动力通过股权激励来降低高管与股东之间的代理成本。并且,民企高管市场化程度更高,高管为了自身的职业发展,会倾向于努力提升公司业绩,股权激励能产生更好的效果。综上所述,与国有企业相比,民营企业董秘有更充分的动机改善信息披露质量,以在资本市场上获得投资者的青睐,并且民营企业对董秘实行股权激励的动机和力度更强,激励效果也更好。因此,文章提出假设 2。

H2:相较于国有企业,民营企业董秘持股对上市公司信息披露质量改善作用更为显著。

中国的上市公司部分董秘由专人担任(专职董秘),但也有不少上市公司董秘还担任着公司的其他高管职务(兼职董秘),比如副总、执行董事、财务总监等。高强和伍丽娜(2008)研究发现董秘同时任副总有利于提高信息披露质量。专职董秘没有直接接触其他部门以获知更多信息的平台,在多数情况下不能参与公司重大决策,在实际执行信息披露职责的过程中会受到不少阻碍,其公司治理作用难以充分发挥。韩海文等(2015)发现董秘同时任董事和副总,有利于提高自愿性信息披露水平。若董秘同时任董事或副总,在公司实际经营管理中拥有实权,在公司经营决策中参与度更高,能更好地履行董秘的监督管理职能,同时也能更充分地了解公司信息,有利于其更好地履行在信息披露事务中的职责。可见,兼职董秘在企业中拥有更多的实权,能够充分参与企业的经营决策,对信息披露质量的改善作用更强。根据以上分析,文章提出假设 3。

H3:相较于专职董秘,同时任其他高管的董秘持股对上市公司信息披露质量的改善作用更为显著。

在对高管的个人特征的研究中,许多学者从高管是否具有财务背景探讨其对会计信息质量产生的影响。胡奕明

和唐松莲(2008)研究表明上市公司董事会中具有会计或财务专业背景的独立董事占比越高,信息披露质量越好。在对我国上市公司董秘专业背景进行分析的过程中发现,具有财务背景的董秘占较高比例,其中包括财务、会计相关的专业背景,或者从事过财务相关工作,或者取得会计师等相关职业资格。毛新述等(2013)的研究则发现董事会秘书同时任CFO会提高上市公司会计盈余的价值相关性,能够更有效地传递信息进而提高资本市场效率。财务信息在上市公司信息披露中占很大部分,也是投资者和监管部门重点关注的信息。董秘在从事信息披露事务时如果拥有财务方面的背景,能够更好地履行其对信息披露质量的监督和管理职责,提高信息披露质量,对具有财务背景的董秘实行股权激励更能促进信息披露质量的提高。因此,文章进一步提出假设4。

H4:相较于没有财务背景的董秘,有财务背景的董秘持股对上市公司信息披露质量的改善作用更为显著。

三、研究设计

(一)变量定义

1.被解释变量

本文采用KV度量法来衡量上市公司信息披露质量(kv)。Kim和Verrecchia(2001)发现当信息披露较充分时,投资者对交易量信息的依赖程度降低,同时对信息披露的依赖程度提高,因此收益率对交易量的斜率系数会减小。这个斜率系数反映了市场对交易量信息的依赖程度,也在一定程度上反映了公司信息披露程度,为度量信息披露质量提供了一种方式。KV度量法在国内外研究中得到了广泛的运用。Ascioglu等(2005)在研究审计费用对信息披露质量的影响时就运用了KV度量法,周开国等(2011)、翟光宇等(2014)在研究董秘特征与信息披露质量的关系时也采用KV度量法作为信息披露质量的替代变量。KV度量法的模型如下:

$$\ln \left| \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right| = \alpha + \beta(vol_t - vol_0) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, P_t 代表该公司股票第t天的价格, vol_t 代表该公司股票第t天的交易量, vol_0 代表研究选择的时间段内该公司股票交易量的平均值。 β 为OLS回归系数,即为KV度量法的基本取值。如果 β 值低则说明股票收益率与股票交易

表1 研究变量的定义及度量

变量类型	变量名称	变量符号	变量解释
被解释变量	信息披露质量	kv	kv值越大,信息披露质量越低
主要解释变量	董秘持股	share	董秘在上市公司持股取1,否则取0
	产权性质	soe	国有企业取1,民营企业取0
	兼职董秘	dual	董秘同时任高管取1,否则取0
	财务背景	financial	董秘具有财务背景取1,否则取0
控制变量	董秘性别	gender	董秘性别为男性取1,女性取0
	董秘年龄	age	董秘的自然年龄
	董秘教育背景	education	硕士研究生及以上取1,否则取0
	董秘薪酬	comps	董秘领取薪酬的自然对数
	董事会规模	board	董事会构成人员的数量
	董事长与总经理兼任	ceodual	董事长兼任总经理取1,否则取0
	第一大股东持股比例	fir	第一大股东持股数/总股本
	独董比例	dld	独立董事总人数/董事会规模
	公司规模	size	公司总资产的自然对数
	资产负债率	lev	公司总负债/总资产
	公司盈利能力	eps	上市公司的基本每股收益
	审计意见类型	opin	标准无保留意见取1,其他意见取0
	年度	year	年度虚拟变量
	行业	industry	行业虚拟变量

量变化相关性较弱,也即股票投资的选择对股票交易量依赖性较弱,说明公司信息披露质量较高。如果 β 值高则说明公司信息披露质量较低。由于回报率相对交易量的量纲差异较大,参照已有研究的通用度量方法 $kv=\beta \times 10^8$ 。

2. 主要解释变量

本文主要解释变量定义如下:(1)董秘持股(share)。本文采用董秘在上市公司中是否持股来衡量董秘持股的情况,存在董秘持股取1,否则取0。(2)产权性质(soe)。本文定义产权性质为国有企业取值为1,非国有企业(民营企业)取值为0。(3)兼职董秘(dual)。本文将上市公司董秘同时任高管的取值为1,否则取0。(4)财务背景(financial)。本文将财务背景董秘定义为董秘专业背景与财务、会计相关,或者从事过财务相关工作、取得会计师等相关职业资格。具有财务背景的董秘取值为1,否则取0。

此外,在回归模型中对可能影响信息披露质量的董秘个人特征、治理结构、公司财务特征以及年度和行业等相关变量进行了控制。

具体变量定义见表1。

(二)模型构建

本文建立如下基本研究模型(2):

$$kv=a_0+a_1share+a_2gender+a_3age+a_4education+a_5comps+a_6board+a_7ceodual+a_8fir+a_9dld+a_{10}size+a_{11}lev+a_{12}eps+a_{13}opin+a_{14}\sum year+a_{15}\sum industry+\varepsilon \quad (2)$$

在对假设1进行验证时,本文利用全样本数据对模型(2)进行回归分析。针对假设2至假设4的检验,本文按照子样本的数据采用分组回归的方式对模型(2)进行分析,并采用SUR-Test和Permutation-Test检验比较不同子样本下董秘持股与信息披露质量的相关关系是否存在显著差异。

(三)样本选取与数据来源

1. 样本选取

本文以2010~2015年沪深A股主板上市公司为初选样本,并进行如下筛选:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除ST类上市公司;(3)剔除数据不完整、有缺失的样本;(4)

剔除数据存在异常值的样本。经过上述筛选,最终得到9 125个样本的面板数据。

2. 数据来源与处理方法

本文样本数据均来自国泰安CSMAR数据库,其中董秘财务背景数据在CSMAR数据库的基础上,利用巨潮网公布的上市公司年报数据进行了对比补充。本文使用Excel进行初期的数据筛选,在描述性统计、相关性分析、单变量检验及回归分析部分均使用Stata 14.0统计分析软件。为了消除极端值的影响,本文对样本中所有连续变量的1%极端值进行了Winsorize异常值处理。文章在模型回归过程中主要使用了广义最小二乘法(GLS),并进行了公司个体层面的聚类(cluster)处理。本文采用了放宽以上假设限制的似无相关模型SUR检验和费舍尔组合(Fisher's Permutation)检验进行分组样本系数的差异性比较。

四、描述性统计与相关性检验

(一)主要解释变量的分年度统计

表2列示了上市公司2010~2015年董秘持股、民营企业、兼职董秘以及财务背景董秘的占比变动趋势。可以发现,上市公司中董秘持股的整体占比相对较低,董秘零持股的现象很普遍。但是也可以看到,2010~2015年持有股份的董秘占比从25.13%上升到35.27%,表明越来越多的董秘进一步融入到风险共担收益共享的机制中。从表2也可以看出,民营企业在样本中的整体占比约为51%,而且呈现出小幅上升的态势,这也说明民营经济发挥了越来越重要的作用;董秘同时任高管的公司从2010年的50.61%逐渐上升到2015年的59.57%,这表明董秘同时任公司其他高管的比例越来越高,在公司的管理层面担任了越来越多的职能;进一步分析发现,上市公司具有财务背景的董秘仍处在较低的比例水平,尽管从2010年到2015年呈现逐年上升的态势,但是最高比例的年度依然未达到20%。

(二)主要连续变量的描述性统计

表2 主要解释变量的分年度统计

	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
董秘持股	25.13%	24.17%	25.71%	28.18%	23.37%	35.27%
民营企业	50.20%	50.18%	51.13%	51.90%	52.84%	53.46%
董秘同时任其他高管	50.61%	53.41%	56.31%	57.28%	59.03%	59.57%
董秘具有财务背景	14.08%	14.23%	15.30%	15.83%	16.03%	16.31%

表3列示了主要连续变量的描述性统计结果。信息披露质量kv的标准差与均值的绝对值较为接近,最大值和最小值分别为-0.01和-1.23。第一大股东持股比例fir的最大值、均值和中位数分别为0.85、0.36和0.33,说明我国上市公司股权集中度较高,存在“一股独大”的现象。董秘薪酬对数comps的最大值为14.28、最小值为9.21、均值为12.58。上市公司董事会规模board的最大值、最小值分别为15和5,均值和中位数均为9人左右,这表明9人规模的董事会是上市公司相对普遍的现象。董事会中独董比例dld最高为0.57,最低为0.33,均值和中位数较为接近,分别为0.37和0.33,比较符合证监会关于独董比例的相关规定。上市公司规模对数size的最大值为26.84,最小值为18.37,均值和中位数差异较小,分别为21.99和21.89。资产负债率lev最高为0.96,最低为0.07,说明我国上市公司之间资产负债率差异较大,其均值和中位数分别为0.51和

0.47,说明我国上市公司负债与所有者权益占比相对平衡。基本每股收益eps的最大值为2.23,最小值为-1.56,均值和中位数分别为0.21和0.24,说明样本公司间的业绩差距较大。

(三)相关性检验

表4列示了各变量间相关系数,考虑到本文研究使用的变量包括连续变量和虚拟变量,按照通常的方法本文只处理了连续变量的相关系数并采用Pearson和Spearman相关系数来进行矩阵列报。由表4可知,所有变量间的相关系数都较低,最大值不超过0.5,说明变量间不存在严重的多重共线性问题,因此本文的模型设计是合理的。

五、回归结果分析与稳健性检验

(一)回归结果与分析

由表5的列(1)可知,在模型(2)的全样本回归下,董

表3 主要连续变量的描述性统计

	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
kv	-0.20	-0.13	0.19	-1.23	-0.01
age	43.33	43	6.20	30	60
comps	12.58	12.61	0.68	9.21	14.28
board	8.89	9	1.63	5	15
fir	0.36	0.33	0.16	0.03	0.85
dld	0.37	0.33	0.05	0.33	0.57
size	21.99	21.89	1.10	18.37	26.84
lev	0.51	0.47	0.20	0.07	0.96
eps	0.21	0.24	0.37	-1.56	2.23

表4 相关系数矩阵

	kv	age	comp	board	fir	dld	size	lev	eps
kv	1	0.120***	0.159***	0.099***	-0.095***	0.022	0.495***	0.235***	-0.233***
age	0.097***	1	0.181***	0.125***	0.003	-0.079***	0.122***	0.043**	-0.024
comp	0.128***	0.174***	1	0.146***	0.090***	-0.024	0.397***	0.094***	0.257***
board	0.089***	0.126***	0.155***	1	-0.015	-0.431***	0.211***	0.073***	0.082***
fir	-0.064***	0.012	0.095***	-0.003	1	0.010	0.244***	0.072***	0.191***
dld	0.0099	-0.085***	-0.024	-0.397***	0.013	1	0.022	0.029*	-0.047***
size	0.406***	0.124***	0.377***	0.244***	0.272***	0.003	1	0.478***	0.231***
lev	0.254***	0.047***	0.076***	0.068***	0.076***	0.022	0.476***	1	-0.150***
eps	-0.220***	-0.011	0.232***	0.082***	0.181***	-0.035**	0.233***	-0.144***	1

注:左下角、右上角分别为Pearson、Spearman系数;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著

秘持股与kv值呈显著负相关关系，且在1%的水平上显著。由于kv值越大表示信息披露质量越低，说明我国上市公司董秘持股与信息披露质量显著正相关，董秘持股能够显著改善上市公司信息披露质量，证实了本文假设1。这说明随着我国董秘制度的完善，董秘在信息披露事务中的职责逐

渐受到认可，对董秘的股权激励能够产生利益趋同效应，降低了代理成本，提高了上市公司的信息披露质量。

为了考察董秘持股对信息披露质量的影响在国有企业和民营企业中是否存在差异，我们进一步区分国企样本与民企样本进行分组回归分析。从表5的列(2)、(3)可

表5 全样本与分组样本回归结果

	(1) 总样本	(2) soe=1	(3) soe=0	(4) dual=1	(5) dual=0	(6) financial=1	(7) financial=0
share	-0.0164*** (-3.28)	-0.0057 (-0.92)	-0.0181*** (-2.69)	-0.0200*** (-3.20)	-0.0104 (-1.50)	-0.0285** (-2.43)	-0.0114* (-1.70)
gender	-0.0007 (-0.12)	0.0078 (1.22)	-0.0030 (-0.39)	-0.0019 (-0.26)	0.0091 (1.25)	0.0205 (1.48)	-0.0029 (-0.50)
age	0.0005 (1.48)	0.0001 (0.14)	0.0008 (1.46)	0.0007 (1.43)	0.0003 (0.67)	0.0005 (0.47)	0.0004 (0.95)
education	-0.0098* (-1.92)	-0.0034 (-0.60)	-0.0114 (-1.63)	-0.0098 (-1.60)	-0.0134* (-1.94)	-0.0134 (-1.15)	-0.0097* (-1.87)
comps	0.0070** (1.97)	-0.0004 (-0.10)	0.0074 (1.45)	0.0084* (1.80)	0.0135*** (2.97)	0.0117 (1.33)	0.0074** (2.05)
ceodual	-0.0262*** (-4.24)	0.0034 (0.45)	-0.0288*** (-4.25)	-0.0258*** (-3.82)	-0.0185*** (-2.61)	-0.0411*** (-3.31)	-0.0244*** (-4.42)
board	-0.0016 (-1.09)	0.0017 (1.04)	-0.0058** (-2.20)	-0.0005 (-0.21)	-0.0023 (-1.13)	-0.0007 (-0.17)	-0.0019 (-1.18)
dld	0.0342 (0.75)	0.0533 (1.08)	-0.0119 (-0.16)	0.0463 (0.75)	0.0171 (0.28)	0.0176 (0.15)	0.0338 (0.70)
fir	-0.0021*** (-10.53)	-0.0015*** (-6.83)	-0.0024*** (-9.16)	-0.0023*** (-10.10)	-0.0017*** (-6.73)	-0.0020*** (-4.67)	-0.0020*** (-10.67)
eps	-0.1229*** (-17.51)	-0.0909*** (-15.93)	-0.1529*** (-17.50)	-0.1508*** (-19.74)	-0.0908*** (-13.13)	-0.1346*** (-9.31)	-0.1216*** (-21.50)
size	0.0780*** (26.10)	0.0637*** (20.01)	0.0872*** (19.21)	0.0885*** (22.87)	0.0640*** (17.36)	0.0865*** (12.34)	0.0759*** (25.24)
lev	0.0004 (0.02)	-0.1000*** (-6.29)	0.0513*** (2.66)	-0.0177 (-1.00)	0.0080 (0.46)	-0.0699** (-2.08)	0.0108 (0.78)
opin	-0.0187* (-1.85)	-0.0193 (-1.57)	-0.0186 (-1.04)	-0.0336** (-1.99)	-0.0081 (-0.60)	-0.0242 (-0.79)	-0.0205* (-1.71)
cons	-1.8277*** (-25.35)	-1.4343*** (-19.08)	-2.0002*** (-18.59)	-2.0899*** (-23.56)	-1.5995*** (-18.46)	-2.0887*** (-13.08)	-1.7755*** (-25.10)
industry	control	control	control	control	control	control	control
year	control	control	control	control	control	control	control
R ²	0.1614	0.0987	0.2255	0.1923	0.1069	0.1792	0.1486
N	9 125	4 432	4 693	5 165	3 960	1 416	7 709

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同

以看出, 国有企业样本中, 董秘持股与信息披露质量的相关系数不显著。民营企业样本中, 董秘持股与kv值在1%的水平上显著负相关, 即与信息披露质量显著正相关。从表6的分组样本系数差异性检验中可以看出, 变量share在soe 0 vs 1的组间差异系数为-0.007, 分别使用SUR-Test和Permutation-Test 1 000次置换检验(后文均采用同样处理方法), 两组检验的P值均在10%的水平上显著, 说明董秘持股的公司治理作用在民营企业中能得到更充分的发挥, 董秘持股对信息披露质量的改善作用更强。综上分析, 本文假设2得到验证。

按董秘是否同时任公司其他高管职位进行分组回归, 由表5的列(4)、(5)可知, 董秘同时任高管样本中, 董秘持股和kv值显著负相关, 即与信息披露质量在1%的水平上显著正相关。说明在董秘同时任其他高管职位的上市公司中, 董秘持股能有效改善信息披露质量。而在董秘不同时任高管样本中, 董秘持股与信息披露质量不存在显著相关关系。进一步在表6的分组样本系数差异性检验中可以看出, 变量share在dual 0 vs 1的组间差异系数为0.003, 使用SUR-Test和Permutation-Test检验的P值分别在10%和5%的水平上显著。这可能是因为, 董秘同时任上市公司其他高管职位, 拥有对企业的实际管理权, 能够真正参与到企业的经营决策中, 督促相关人员履行信息披露义务。同时, 董秘自身也能更充分地获得公司信息, 更便利地行使其在信息披露事务中的职权。因此, 董秘持股对信息披露质量的改善作用能得到更充分的发挥。通过上述检验, 本文假设3得到验证。

本文将样本公司按照董秘是否具有财务背景进行分组回归, 回归结果如表5的列(6)、(7)所示。董秘具有财务背景的上市公司中, 董秘持股与kv值显著负相关, 且在5%的水平上显著, 即与信息披露质量显著正相关, 说明持股董秘具有财务背景能够提高上市公司信息披露质量。董秘不具有财务背景的上市公司中, 董秘持股与信息披露质量虽然呈正相关关系, 但是显著性相对较低, 即在10%的水

平上显著, 这需要我们进一步检验两组样本回归系数的差异。从表6的分组样本系数差异性检验中可以看出, 变量share在financial 0 vs 1的组间差异系数为0.007, 使用SUR-Test和Permutation-Test检验的P值分别在10%和5%的水平上显著, 结果也表明相对于不具有财务背景的董秘, 持股董秘具有财务背景能够更好地改善上市公司信息披露质量。这可能是因为, 作为信息披露事务负责人的董秘具有相关财务背景时, 能促使其更好地履行在信息披露事务中的职责, 加强对信息披露的监督管理, 进而提高上市公司信息披露的质量。本文假设4进一步得到验证。

此外, 本文的检验结果还发现, 公司规模与上市公司信息披露质量存在较为显著的负相关关系, 这类因素加剧了公司信息的不透明程度。而基本每股收益则与上市公司的信息披露质量存在显著正相关关系, 这也说明收益较好的公司信息披露质量整体更高, 能够较为公允地反映上市公司信息披露质量的可靠性。

(二) 稳健性检验

为了保证回归结果的稳健性, 提高研究结论的说服力, 本文分别利用董秘持股比例、改进的KV度量模型和深交所信息披露考核评级结果进行了以下稳健性检验。

1. 董秘持股比例

本文进一步将解释变量重新界定为董秘持股比例以观察研究结论的稳健性, 回归时其他变量保持不变, 后文同理。按照董秘持股比例对样本进行回归检验后发现, 表7的列(1)中总样本的董秘持股比例回归系数为-5.8500并在5%的水平上显著, 进一步支持了本文的假设1。列(2)中国有企业的董秘持股比例回归系数不显著, 而列(3)中民营企业的董秘持股比例回归系数为负且在1%的水平上显著, 而且表8的SUR-Test和Permutation-Test检验的P值分别在10%和1%的水平上显著, share的差异系数为-8.752, 表明在民营企业中董秘持股比例的提高能更为有效地改善信息披露质量。列(4)董秘同时任高管的样本中董秘持股比例回归系数为负且在1%的水平上显著, 列

表6 基于董秘持股的分组样本系数差异性检验

组间对照	b0-b1 (share)	SUR-Test		Permutation-Test(1 000 times)	
		Chi ²	p-value	Freq	p-value
soe 0 vs 1	-0.007	2.71	0.100*	740	0.089*
dual 0 vs 1	0.003	2.83	0.092*	357	0.037**
financial 0 vs 1	0.007	3.53	0.060*	236	0.042**

(5) 不同时任高管组则在 10% 的水平上显著为负, 同样的表 8 中 SUR-Test 和 Permutation-Test 系数差异检验的 P 值均在 10% 的水平上显著, 表明了董秘同时任高管的情形下, 董秘持股比例的增加能够更好地提高信息披露质量。最后, 列(6) 具有财务背景样本的董秘持股比例回归系数为 -9.5543 且在 1% 的水平上显著, 而列(7) 不具有财务背

景的董秘持股比例回归系数则不具有显著性, 表 8 中 SUR-Test 和 Permutation-Test 检验的差异系数为 4.736, 分别在 5% 和 10% 水平上显著, 也反映出董秘持股比例的上升在具有财务背景的样本中能够更好地改善信息披露质量。以上结论与表 5、表 6 的回归结果保持了较高的一致性, 也证明回归结果具有良好的稳健性。

表 7 基于董秘持股比例的样本回归结果

	(1) 总样本	(2) soe=1	(3) soe=0	(4) dual=1	(5) dual=0	(6) financial=1	(7) financial=0
share	-5.8500** (-2.46)	-8.0020 (-1.31)	-4.9544*** (-2.93)	-7.4400*** (-4.22)	-5.5091* (-1.76)	-9.5543*** (-2.90)	1.5764 (0.67)
gender	0.0007 (0.12)	0.0082 (1.29)	-0.0014 (-0.19)	-0.0002 (-0.03)	0.0096 (1.31)	0.0191 (1.37)	-0.0026 (-0.44)
age	0.0005 (1.32)	0.00002 (0.06)	0.0007 (1.34)	0.0007 (1.37)	0.0003 (0.63)	0.0004 (0.41)	0.0003 (0.74)
education	-0.0099* (-1.93)	-0.0033 (-0.60)	-0.0118* (-1.69)	-0.0098 (-1.59)	-0.0135* (-1.95)	-0.0134 (-1.15)	-0.0101* (-1.94)
comps	0.0074** (2.12)	-0.0004 (-0.11)	0.0086* (1.69)	0.0094** (2.01)	0.0130*** (2.88)	0.0109 (1.24)	0.0066* (1.82)
ceodual	-0.0246*** (-3.95)	0.0032 (0.43)	-0.0275*** (-4.02)	-0.0236*** (-3.47)	-0.0188*** (-2.65)	-0.0366*** (-2.91)	-0.0248*** (-4.48)
board	-0.0016 (-1.11)	0.0018 (1.06)	-0.0063** (-2.40)	-0.0005 (-0.26)	-0.0023 (-1.14)	-0.0008 (-0.21)	-0.0020 (-1.22)
dld	0.0302 (0.66)	0.0540 (1.09)	-0.0254 (-0.34)	0.0420 (0.69)	0.0185 (0.30)	0.0081 (0.07)	0.0380 (0.78)
fir	-0.0020*** (-10.33)	-0.0015*** (-6.84)	-0.0024*** (-9.10)	-0.0023*** (-10.05)	-0.0017*** (-6.83)	-0.0021*** (-4.77)	-0.0020*** (-10.64)
eps	-0.1217*** (-17.40)	-0.0910*** (-15.94)	-0.1513*** (-17.18)	-0.1490*** (-19.45)	-0.0913*** (-13.19)	-0.1313*** (-9.07)	-0.1221*** (-21.44)
size	0.0767*** (25.69)	0.0634*** (19.99)	0.0852*** (18.73)	0.0867*** (22.40)	0.0634*** (17.24)	0.0849*** (12.04)	0.0760*** (24.73)
lev	-0.0020 (-0.13)	-0.1008*** (-6.34)	0.0512*** (2.65)	-0.0222 (-1.25)	0.0056 (0.33)	-0.0721** (-2.14)	0.0135 (0.97)
opin	-0.0191* (-1.89)	-0.0191 (-1.56)	-0.0192 (-1.07)	-0.0348** (-2.07)	-0.0075 (-0.56)	-0.0239 (-0.78)	-0.0206* (-1.71)
cons	-1.8043*** (-25.25)	-1.4283*** (-19.15)	-1.9613*** (-18.35)	-2.0598*** (-23.34)	-1.5783*** (-18.36)	-2.0398*** (-12.78)	-1.7692*** (-24.55)
industry	control	control	control	control	control	control	control
year	control	control	control	control	control	control	control
R ²	0.1538	0.0982	0.2143	0.1796	0.1059	0.1642	0.1487
N	9 041	4 432	4 609	5 092	3 949	1 401	7 640

表 8 基于董秘持股比例的分组样本系数差异性检验

组间对照	b0-b1 (share)	SUR-Test		Permutation-Test(1 000 times)	
		Chi ²	p-value	Freq	p-value
soe 0 vs 1	-8.752	2.71	0.097*	2	0.002***
dual 0 vs 1	3.024	3.38	0.066*	172	0.072*
financial 0 vs 1	4.736	4.04	0.044**	125	0.086*

表 9 改进 KV 模型的样本回归结果

	(1) 总样本	(2) soe=1	(3) soe=0	(4) dual=1	(5) dual=0	(6) financial=1	(7) financial=0
share	-8.5120*** (-2.64)	-5.0706 (-1.49)	-27.6863** (-2.05)	-8.1168** (-2.18)	-10.8496* (-1.66)	-7.5253** (-2.15)	-10.8876 (-1.50)
gender	-0.0045 (-0.42)	0.0023 (0.16)	-0.0093 (-0.63)	-0.0041 (-0.27)	-0.0071 (-0.47)	-0.0061 (-0.54)	-0.0049 (-0.17)
age	0.0002 (0.33)	-0.0008 (-0.79)	0.0005 (0.49)	-0.0001 (-0.05)	0.0006 (0.56)	0.0001 (0.10)	0.0022 (1.03)
education	0.0044 (0.45)	0.0143 (1.04)	-0.0059 (-0.47)	0.0031 (0.24)	0.0080 (0.53)	0.0079 (0.78)	-0.0132 (-0.52)
comps	0.0096 (1.34)	0.0055 (0.54)	0.0121 (1.22)	0.0009 (0.09)	0.0160 (1.50)	0.0123 (1.62)	-0.0106 (-0.54)
ceodual	-0.0013 (-0.12)	0.0097 (0.70)	0.0093 (0.47)	0.0015 (0.11)	-0.0058 (-0.34)	0.0040 (0.34)	-0.0336 (-1.22)
board	-0.00003 (-0.01)	-0.00004 (-0.01)	-0.0022 (-0.59)	0.0023 (0.52)	-0.0031 (-0.71)	-0.0005 (-0.14)	0.0036 (0.41)
dld	0.1134 (1.22)	-0.1020 (-0.69)	0.3117** (2.53)	0.0813 (0.62)	0.1707 (1.20)	0.1599 (1.58)	-0.1629 (-0.62)
fir	-0.0005 (-1.51)	-0.0002 (-0.32)	-0.0009** (-2.16)	-0.0008* (-1.82)	-0.00002 (-0.03)	-0.0003 (-0.78)	-0.0018* (-1.91)
eps	0.1014*** (7.90)	0.0818*** (4.36)	0.1217*** (7.78)	0.1244*** (7.27)	0.0753*** (4.32)	0.1083*** (8.31)	0.0632* (1.94)
size	-0.0243*** (-4.30)	-0.0226*** (-2.62)	-0.0254*** (-3.75)	-0.0296*** (-3.77)	-0.0182** (-2.41)	-0.0264*** (-4.66)	-0.0053 (-0.35)
lev	0.1254*** (4.71)	0.1103*** (2.90)	0.1021*** (2.83)	0.1431*** (3.87)	0.1033*** (2.74)	0.1466*** (5.27)	0.0024 (0.03)
opin	0.0314 (1.09)	0.0405 (1.03)	0.0185 (0.54)	0.0751** (2.01)	-0.0057 (-0.16)	0.0177 (0.62)	0.0936 (1.35)
cons	1.2197*** (9.82)	1.3755*** (6.82)	1.1251*** (6.97)	1.4148*** (7.93)	1.0417*** (5.91)	1.2451*** (9.44)	0.9543*** (2.77)
industry	control	control	control	control	control	control	control
year	control	control	control	control	control	control	control
R ²	0.5285	0.4812	0.5825	0.5017	0.5446	0.4869	0.5283
N	8 877	4 348	4 529	4 993	3 884	1 382	7 495

表 10 改进 KV 模型的分组样本系数差异性检验

组间对照	b0-b1 (share)	SUR-Test		Permutation-Test(1 000 times)	
		Chi ²	p-value	Freq	p-value
soe 0 vs 1	-21.421	3.19	0.074 [*]	2	0.002 ^{***}
dual 0 vs 1	4.788	2.28	0.106	740	0.089 [*]
financial 0 vs 1	3.717	6.19	0.013 ^{**}	970	0.030 ^{**}

表 11 利用深交所信息披露评级的检验结果

	(1) 总样本	(2) soe=1	(3) soe=0	(4) dual=1	(5) dual=0	(6) financial=1	(7) financial=0
share	15.3351 ^{***} (2.84)	13.6114 [*] (1.76)	96.6291 ^{***} (3.76)	17.8719 ^{***} (2.95)	18.6107 (1.62)	34.0402 ^{***} (2.87)	12.5434 [*] (1.70)
gender	-0.0027 (-0.10)	-0.0126 (-0.45)	0.0222 (0.50)	-0.0163 (-0.56)	0.0250 (0.63)	-0.0405 (-0.72)	0.0060 (0.22)
age	-0.0011 (-0.69)	-0.0008 (-0.42)	-0.0053 ^{**} (-2.05)	-0.0019 (-1.00)	0.0012 (0.48)	0.0034 (0.83)	-0.0008 (-0.48)
education	0.0357 [*] (1.75)	0.0277 (1.14)	0.0405 (1.21)	0.0409 [*] (1.72)	0.0480 (1.37)	-0.0142 (-0.31)	0.0449 ^{**} (2.01)
comps	0.0591 ^{***} (3.94)	0.0487 ^{**} (2.56)	0.0596 ^{**} (2.36)	0.0724 ^{***} (3.87)	0.0538 ^{**} (2.07)	0.0455 (1.29)	0.0688 ^{***} (4.05)
ceodual	-0.0083 (-0.38)	0.0105 (0.43)	-0.0193 (-0.41)	-0.0108 (-0.43)	0.0079 (0.21)	-0.0487 (-1.02)	-0.0051 (-0.21)
board	0.0021 (0.27)	-0.0017 (-0.18)	0.0040 (0.35)	-0.0048 (-0.53)	0.0162 (1.37)	-0.0075 (-0.42)	0.0022 (0.27)
dld	-0.4854 ^{**} (-2.11)	-0.4420 [*] (-1.65)	-0.5658 [*] (-1.72)	-0.4903 [*] (-1.95)	-0.4887 (-1.37)	0.0374 (0.08)	-0.5969 ^{***} (-2.61)
fir	0.0027 ^{***} (3.31)	0.0026 ^{***} (2.68)	0.0022 (1.62)	0.0022 ^{**} (2.40)	0.0035 ^{***} (2.70)	0.0034 [*] (1.89)	0.0024 ^{***} (2.76)
eps	0.0901 ^{***} (3.17)	0.0598 [*] (1.86)	0.1406 ^{***} (3.81)	0.0876 ^{***} (2.89)	0.1408 ^{***} (3.39)	0.0815 (1.41)	0.1028 ^{***} (3.82)
size	0.0885 ^{***} (5.90)	0.0966 ^{***} (5.14)	0.0904 ^{***} (4.28)	0.1072 ^{***} (6.26)	0.0696 ^{**} (3.12)	0.1058 ^{***} (3.38)	0.0823 ^{***} (5.35)
lev	-0.2965 ^{***} (-4.92)	-0.2830 ^{***} (-3.85)	-0.4155 ^{***} (-4.11)	-0.3689 ^{***} (-5.11)	-0.2608 ^{***} (-2.70)	-0.4419 ^{***} (-3.11)	-0.2500 ^{***} (-3.87)
opin	0.2431 ^{***} (2.84)	0.3621 ^{***} (4.36)	0.1295 (1.47)	0.3766 ^{***} (4.64)	0.1314 (1.40)	0.2255 [*] (1.65)	0.2503 ^{***} (3.65)
cons	0.2327 (0.72)	0.0700 (0.16)	0.5799 (1.18)	-0.2914 (-0.74)	0.4523 (0.93)	-0.1997 (-0.27)	0.2723 (0.78)
industry	control	control	control	control	control	control	control
year	control	control	control	control	control	control	control
R ²	0.1341	0.1229	0.1949	0.1287	0.1704	0.1422	0.1405
N	5 058	1 739	3 319	3 332	1 726	974	4 084

2. 改进KV度量模型

翟光宇等(2014)提出KV度量模型中的斜率系数反映的是股票收益率与交易量绝对值变化的相关系数。但对于规模不同的公司,股票交易量差别很大,用交易量绝对值变化进行回归容易造成统计上的误差。因此翟光宇等(2014)对模型进行了改进,用股票收益率与交易量相对变化的相关系数来衡量信息披露质量,以克服股票交易量的绝对差异造成的影响。改进后的KV度量模型如下:

$$\ln \left| \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right| = \alpha + \beta \left(\frac{vol_t - vol_0}{vol_0} \right) + \varepsilon_t \quad (3)$$

本文采用改进后的模型计算出新的kv值,对本文的样本重新进行了回归,回归结果如表9和表10所示。可以发现,董秘持股与kv值仍然负相关,即与信息披露质量仍呈正相关关系,并且在1%的水平上显著,支持了前文的结论。进一步按产权性质、董秘是否同时任公司其他高管及董秘是否具有财务背景进行分组回归,同时进行SUR-Test和Permutation-Test检验。除了dual 0 vs 1分组的SUR-Test显著性略低以外,其他组别回归结果和系数差异性检验均与前文保持一致,说明本文的研究结论具有较好的稳健性。

3. 利用深交所信息披露考核评级的检验

由于KV度量法与改进的KV度量法是基于资本市场交易计算出的间接度量信息披露质量的方法,而深交所信息披露考核评级则提供了较为直接的信息质量数据,它虽然样本量较小,但也为本文提供了补充证据。本文基于2010~2015年深交所A股主板上市公司样本,采用深交所的信息披露评级作为信息披露质量的替代指标再一次进行检验。深交所信息披露评级中将上市公司信息披露质量分为优秀、良好、及格和不及格四个层次。本文对信息披露质量score进行如下打分:按照等序排列的方法,对优秀、良好、及格和不及格四个层次分别赋值为4、3、2、1,得分越高代表信息披露质量也越高。因此按照前文假设,预期董秘持股share与评级打分score存在正相关关系。具体回

归结果如表11和表12所示。

表11的列(1)中利用深交所信息披露评级的总样本回归结果显示,董秘持股与信息披露质量仍呈正相关关系,在1%的水平上显著,这与前文的研究结论一致;列(3)、(4)、(6)反映出share回归系数在民营企业、兼职董秘和董秘具有财务背景的样本组中均在1%的水平上显著,列(2)、(7)中share回归系数存在一定的显著性,列(5)中则不显著。如表12所示,按照产权性质分组的SUR-Test和Permutation-Test的检验结果可知,分组后share系数的差异性P值均在1%的水平上显著;按照董秘是否同时任公司高管进行分组检验,share系数的差异性P值均在10%的水平上显著;按照董秘是否具有财务背景分组检验,share系数的差异性P值均在5%的水平上显著。回归结果依然同表5、表6保持了良好一致性,再次证明本文的研究结论具有较高的稳健性。

六、研究结论与启示

本文以2010~2015年沪深A股主板上市公司为研究样本,研究董秘的股权激励能否改善信息披露质量。在此基础上,进一步探讨产权性质、兼职董秘、财务背景对董秘持股作用产生的影响。得出了以下结论:董秘持股能够产生利益趋同效应,降低委托代理成本,显著提高上市公司信息披露质量。上市公司产权性质会对董秘持股在改善信息披露质量中的作用产生影响。相较于国有企业,民营企业中董秘持股对信息披露质量的改善作用更强。董秘是否同时任公司其他高管职位也会影响董秘持股对信息披露质量的改善作用。董秘同时任公司其他高管职位时,董秘持股对信息披露质量的改善作用能得到更充分的发挥。此外,董秘是否具有相关财务背景也会对董秘持股在信息披露质量中的改善作用产生影响,董秘具有财务背景能促使其更好地履行在信息披露事务中的职责,改善信息披露质量。

由此,本文提出以下建议:(1)增强对董秘的股权激

表12 利用深交所信息披露评级的分组样本系数差异性检验

组间对照	b0-b1 (share)	SUR-Test		Permutation-Test(1 000 times)	
		Chi ²	p-value	Freq	p-value
soe 0 vs 1	85.077	18.57	0.000***	1 000	0.000***
dual 0 vs 1	-9.479	2.88	0.090*	246	0.063*
financial 0 vs 1	-22.612	3.97	0.046**	987	0.013**

励力度,发挥董秘持股对信息披露质量的改善作用。在对我国上市公司董秘持股状况进行统计时,我们发现我国上市公司对董秘的股权激励力度不足。本文的研究证实了董秘持股能够显著改善上市公司信息披露质量,因此上市公司通过加大对董秘的股权激励力度,能发挥董秘持股的利益趋同效应,提高信息披露质量。(2)加强董秘制度的建设,完善公司治理结构。当前,我国国有企业在董秘制度的建设上还存在着一定的缺陷,董秘对信息披露的作用难以充分发挥。相关部门应重点加强对国有企业董秘制度的建设,完善国有企业治理机制,充分发挥国企董秘对信息披露的改善作用。(3)完善对董秘任职资格的规定,赋予董秘更多的职权。为了克服专职董秘的权责不对等的问题,上市公司董秘可以由公司董事、副总经理或财务总监等有经营管理实权的高级管理人员兼任,以更好地发挥董秘对信息披露质量的改善作用。(4)加强对董秘的培训,提高董秘的财务技能。为了充分发挥董秘的公司治理作用,相关部门应提高董秘任职的专业要求,加强对董秘的培训尤其是加强财务知识的培训,提升董秘的职业素养。上市公司在聘任董秘时也应更关注董秘的财务背景。

主要参考文献:

- [1] 程新生,王斐斐,罗艳梅,孙婧.控制权转移、股权分置改革与自愿性信息披露[J].当代财经,2008,(8):120-124.
- [2] 崔学刚.公司治理机制对公司透明度的影响——来自中国上市公司的经验数据[J].会计研究,2004,(8):72-80.
- [3] 杜兴强,冯文滔,裴红梅.IPO公司“董秘”非正常离职的经济后果:基于中国资本市场的经验证据[J].投资研究,2013,(8):47-64.
- [4] 杜兴强,周泽将.会计信息质量与公司治理:基于中国资本市场的进一步经验证据[J].财经论丛,2007,(3):71-79.
- [5] 高强,伍利娜.兼任董秘能提高信息披露质量吗[J].会计研究,2008,(1):47-54.
- [6] 韩海文,林成宝,单铁霞.兼职董秘与自愿性信息披露——来自深交所的经验证据[J].当代会计,2015,(2):3-7.
- [7] 胡奕明,唐松莲.独立董事与上市公司盈余信息质量[J].管理世界,2008,(9):149-160.
- [8] 林波,陈少华,吴益兵.家族控制、管理层持股与会计信息质量[J].江西财经大学学报,2014,(4):46-56.
- [9] 罗进辉,向元高,金思静.董事会秘书能够提高资本市场效率吗——基于股价同步性的经验证据[J].山西财经大学学报,2015,(12):80-90.
- [10] 毛新述,王斌,林长泉,王楠.信息发布者与资本市场效率[J].经济研究,2013,(10):69-81.
- [11] 邵帅,周涛,吕长江.产权性质与股权激励设计动机——上海家化案例分析[J].会计研究,2014,(10):43-50.
- [12] 宋建波,田悦.管理层持股的利益趋同效应研究——基于中国A股上市公司盈余持续性的检验[J].经济理论与经济管理,2012,(12):99-109.
- [13] 尹开国,汪莹莹,刘小芹.产权性质、管理层持股与社会责任信息披露——来自中国上市公司的经验证据[J].经济与管理研究,2014,(9):114-120.
- [14] 翟光宇,武力超,唐大鹏.中国上市银行董事会秘书持股降低了信息披露质量吗[J].经济评论,2014,(2):127-137.
- [15] 周开国,李涛,张燕.董事会秘书与信息披露质量[J].金融研究,2011,(7):167-181.
- [16] Ascioglu, A., Hegde, S.P., Mcdermott, J.B. Auditor Compensation, Disclosure Quality, and Market Liquidity: Evidence from the Stock Market[J]. Journal of Accounting & Public Policy, 2005, 24(4): 325-354.
- [17] Erickson, M., Hanlon, M., Maydew, E.L. Is There a Link between Executive Equity Incentives and Accounting Fraud[J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(1): 113-143.
- [18] Essid, W. Executive Stock Options and Earnings Management: Is There an Option Level Dependence[J]. Corporate Governance International Journal of Business in Society, 2012, 12(1): 54-70.
- [19] Fama, E.F., Jensen, M.C. Separation of Ownership and Control[J]. Journal of Law & Economics, 1983, 26(2): 301-25.
- [20] Kim, O., Verrecchia, R.E. The Relation Among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information[J]. Accounting Review, 2001, 76(4): 633-654.
- [21] King, M.E. Stakeholder Relationship Officers——Coming to Your Company[J]. Keeping Good Companies, 2013, 65(1): 8-10.
- [22] Warfield, T.D., Wild, J.J., Wild, K.L. Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings[J]. Journal of Accounting & Economics, 1995, 20(1): 61-91.

Do Company Secretary's Shareholdings Improve Information Disclosure Quality?

——Evidence from Chinese Capital Market

LI Shu, YU Mei, CHAI Ming-yang

Abstract: According to the analysis of the companies with company secretary's shareholdings listed in Shanghai and Shenzhen A-share board from 2010 to 2015, this paper studies the relationship between the company secretary's shareholdings and the information disclosure quality. This study finds that, compared with the listed companies without secretary's shareholdings, the quality of information disclosure of the listed companies that with shares held by secretary is higher, which shows that the shareholdings of secretary contributes to the improvement of information disclosure quality. The further study shows that the company's ownership type has an effect on the relationship between the company secretary's shareholdings and the information disclosure quality. In the listed non-state-owned companies, the company secretary's shareholdings can notably improve the information disclosure quality, while the relationship no longer exists in the listed state-owned companies. Besides, when the company secretary serves as other executives position or when he has related financial background, the company secretary's shareholdings will improve the information disclosure quality more notably.

Key words: shareholdings of company secretary; information disclosure quality; ownership; secretary serves as other executives position; financial background

(责任编辑 杨亚彬)