

# 董秘任期与信息披露质量\*

程小可 孙 乾

(北京交通大学经济管理学院,北京 100084)



**内容提要:**作为联结上市公司与外部利益相关者的桥梁,董秘所履行的上市公司信息披露职责对公司治理与市场监管均有重要意义。基于此,本文检验和探究了董秘任职期限对于信息披露质量所产生的影响。研究发现:董秘在其任职初期显著提升了所在公司信息披露质量;董秘在其离职前期对所在公司信息披露质量并无显著影响;董秘预期任期对所在公司信息披露质量同样具有显著的正向影响。上述研究结果在采用工具变量最小二乘法与倾向得分匹配法控制内生性问题,以及开展度量指标敏感性检验后依然稳健。进一步检验结果表明,当董秘个人声誉较高时,董秘任职初期、离职前期以及预期任期对于信息披露质量的影响更为显著。此外,董秘任期能够进一步影响企业债务融资成本与权益资本成本。本文的研究结论丰富了信息披露质量影响因素与高管任期经济后果相关研究,也对完善董秘机制和加强人力资源管理等具有一定的实践意义。

**关键词:**董事会秘书 信息披露质量 任职期限

**中图分类号:**F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)12—0113—19

## 一、引言

信息披露质量对于以信息为导向的公开资本市场至关重要,能够在很大程度上影响投资者决策与资本市场发展(Ahmed和Schneible,2007<sup>[1]</sup>;Bailey等,2006<sup>[2]</sup>)。信息披露质量的提升有助于强化对于投资者的保护力度和确保监管部门能够公平获取信息,并能一定程度上对上市公司内部的机会主义行为起到约束作用(Ascioglu等,2012)<sup>[3]</sup>。因此,如何切实有效地提升上市公司信息披露质量成为亟待解决的重要问题。近年来,与董秘职责相关的法律法规得到了不断的完善,董秘在信息披露过程中的决定性作用也日益凸显。2005年10月27日修订通过的《公司法》将董秘正式界定为上市公司高管。而后,以《股票上市规则》为代表的一系列法律法规赋予和明确了董秘对外信息公布等重要的工作职责。高层梯队理论表明,任职期限、过往经历等人口统计学特征会影响高管的行为,进而对其所领导公司的各项决策产生影响(Hambrick和Mason,1984)<sup>[4]</sup>。董秘作为上市公司信息披露职责的主要负责人和实际决策者,其任期等个人特征势必会对所在公司信息披露质量产生重要影响。然而,已有研究仅关注于行业及地区特征因素(Li,2010)<sup>[5]</sup>、公司特征因素(任宏达和王琨,2018)<sup>[6]</sup>以及管理层个人特征因素等(Bamber等,2010)<sup>[7]</sup>对于信息披露质量的影响,并未发现董秘这一信息披露重要主体的任期特征能够影响其所在公司信息披露质量的证据。

收稿日期:2020-08-18

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“高铁开通、要素流动与公司投资行为研究”(71872010);国家自然科学基金项目“市场环境对企业创新投资效率的影响机理研究:宏微观视角”(71572009)。

作者简介:程小可,男,教授,管理学博士,研究领域是公司治理,电子邮箱:chxiaoke@126.com;孙乾,男,博士研究生,研究领域是会计信息与资本市场,电子邮箱:17113169@bjtu.edu.cn。通讯作者:孙乾。

基于此,本文选取中国 2008—2018 年间沪深 A 股上市公司作为研究的主要目标,实证检验了董秘任职期限对其所在上市公司信息披露质量的影响。研究表明,董秘在任职初期对于信息披露质量具有显著的正向影响;董秘在离职前期对于信息披露质量并无显著影响;董秘预期任期对信息披露质量同样具有显著的正向影响。上述研究结果在采用工具变量最小二乘法与倾向得分匹配法控制内生性问题,以及开展度量指标敏感性检验后依然稳健。进一步检验结果表明,当董秘个人声誉较高时,董秘任职初期与预期任期对于信息披露质量的影响更为显著,董秘离职前期能够对其所在公司信息披露质量起到一定的提升作用。此外,董秘任期能够通过作用于信息披露质量而对企业的融资成本产生不同程度的影响。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文为董秘任期能够切实影响企业信息披露质量提供了经验层面的证据,并且在定位出影响信息披露质量新的因素的同时,为完善我国董秘制度提供了一定的支撑。

第二,本文验证了董秘任职初期、离职前期以及预期任期对于企业信息披露质量的不同影响,一定程度上丰富了高管任期特征经济后果领域的文献。已有高管任期经济后果的研究主要集中于高管任期特征对于企业投资策略(张兆国等,2014)<sup>[9]</sup>、战略变革(钟熙等,2019)<sup>[10]</sup>以及社会责任表现(Chen 等,2019)<sup>[11]</sup>的影响,并未发现高管任期特征影响信息披露质量的经验证据。本文从董秘任职初期、离职前期以及预期任期三个维度验证了董秘任期特征对于信息披露质量的不同影响,一定程度上丰富了高管任期特征经济后果领域的文献。

第三,本文验证了个人声誉对于董秘任期与信息披露质量之间关系的影响作用,为公司治理中如何增强董秘在任职期内不同阶段的积极性与主动性提供思考路径。已有研究主要关注于晋升激励(张兆国等,2014)<sup>[9]</sup>和股权激励(陈华东,2016)<sup>[12]</sup>在高管任期内对于其心理偏差和行为抉择产生影响,进而作用于企业决策这一路径。本文研究则表明,个人声誉同样能够对董秘的职业忧虑和自利行为产生影响,进而影响董秘任期与信息披露质量之间的关系,从而为上市公司明确董秘的身份定位、提高信息披露质量提供了决策支撑。

## 二、文献回顾

### 1. 信息披露质量的影响因素

目前,已有研究主要集中于行业及地区特征因素、公司特征因素以及管理层个人特征因素对于信息披露质量的影响。

在行业及地区特征因素的影响方面,已有研究发现公司所处行业以及所处地区特征显著影响了其信息披露质量。Harris(1998)<sup>[13]</sup>的研究发现,公司所处行业竞争度越小,其信息披露质量越低。Li(2010)<sup>[5]</sup>则以行业的销售总额与行业内公司总数量行业竞争程度得出了相反结论,即行业集中度越高时,公司倾向于提供更多的信息,信息披露质量更高。此外,何平林等(2019)<sup>[14]</sup>的研究表明,上市公司所在地法治环境的改善有助于提升信息披露质量。

在公司特征因素的影响方面,已有研究认为,若上市公司股权集中度较高,则控股股东会出于获得控制权私利的目的隐藏盈余信息,进而降低公司信息披露质量(Fan 和 Wong,2002)<sup>[15]</sup>。Eng 和 Mak(2003)<sup>[16]</sup>研究表明,管理层持股比例显著降低了公司信息披露质量,而政府持股比例显著提升了公司信息披露质量。李春涛等(2018)<sup>[17]</sup>则发现,QFII 持股比例越高,该上市公司将会显著改善其信息披露的质量。此外,王跃堂等(2008)<sup>[18]</sup>研究表明,上市公司董事会独立性同样能够提高所在公司信息披露质量。任宏达和王琨(2018)<sup>[6]</sup>研究发现,依靠社会关系以获取资源的企业的信息披露质量显著低于其他企业,股权分置改革的实施一定程度上缓解了上述问题。

在管理层个人特征因素的影响方面,已有研究表明,金融、会计与法律等专业背景,以及从军经历等人口统计学特征能够反映高管独特的个人特质,进而影响其信息披露风格和公司信息披露质量(Bamber等,2010)<sup>[7]</sup>。Barua等(2010)<sup>[19]</sup>的研究以可操纵性应计利润度量信息披露质量,发现CFO为女性的上市公司具有更好的信息披露质量。此外,高凤莲和王志强(2015)<sup>[20]</sup>则通过实证检验发现董秘所拥有和具备的社会资本越大,其所在公司信息披露质量相应地将会越高。卜君和孙光国(2018)<sup>[21]</sup>发现,董秘兼有经理层或执行董事身份时,其所在公司信息披露质量将会得到显著提升。

基于上述文献回顾,可以发现已有信息披露质量影响因素的研究主要关注于行业及地区特征因素(Li,2010)<sup>[5]</sup>、公司特征因素(任宏达和王琨,2018)<sup>[6]</sup>以及管理层个人特征因素等(Bamber等,2010)<sup>[7]</sup>的影响,较少关注于董秘这一信息披露重要主体的任期特征对于企业信息披露质量的影响。即使在周开国等(2011)<sup>[8]</sup>的研究中,可能来自于研究样本的限制使得文章并未发现董秘任期能够影响信息披露质量的证据。

## 2. 高管任期的经济后果

目前,高管任期经济后果领域的研究主要围绕高管任期对于企业投资策略、战略变革以及社会责任表现的影响展开。

在高管任期对于企业投资策略的影响方面,已有研究表明,管理者预期任期越短,则其从多元化经营中获取收益越困难,因此会更加青睐短期投资项目,减少长期战略投资支出(Dechow等,1991)<sup>[22]</sup>。类似地,刘运国和刘雯(2007)<sup>[23]</sup>的研究表明,上市公司高管团队平均任职期限越长,该公司对于创新行为的投入越大。张兆国等(2014)<sup>[9]</sup>的研究认为,高管既有任期与其所在公司对于创新行为的投入呈现出显著的倒U型关系。此外,田祥宇等(2018)<sup>[24]</sup>的研究发现,若上市公司董事长同时兼任CEO或是CFO等职责,其所在公司对于创新行为的投资金额将会显著下降。

在高管任期对于战略变革的影响方面,已有研究表明,CEO任职期限显著影响了其所在公司的发展战略,表现为任职期限越长,所在公司对于战略变革的意愿和力度越弱(钟熙等,2019)<sup>[10]</sup>。此外,钟熙等(2019)<sup>[25]</sup>研究发现,CEO任期和同行业平均任期的差距与企业国际化战略的实施呈现倒U型关系。吴建祖和关斌(2015)<sup>[26]</sup>的研究则发现,高管团队在任期更长时将会更为关注所在公司在外部环境之中所存在的威胁。

在高管任期对于社会责任表现的影响方面,已有研究表明,高管团队在任期方面的异质性越强,各成员之间的认同、交流与合作就会越难,从而影响企业社会责任的履行(张兆国等,2018)<sup>[27]</sup>。Patro等(2018)<sup>[28]</sup>的研究发现,独立董事平均任期与公司的综合企业社会责任得分呈显著的倒U型关系。Chen等(2019)<sup>[11]</sup>的研究认为,在CEO的早期任期中,企业社会责任评分更高。林宏妹等(2020)<sup>[29]</sup>的研究表明,高管在其任职初期对于企业社会责任具有显著的负向影响。

基于对上述研究的回顾,已有高管任期经济后果的研究主要集中于高管任期特征对于企业投资策略(张兆国等,2014)<sup>[9]</sup>、战略变革(钟熙等,2019)<sup>[10]</sup>以及社会责任表现(Chen等,2019)<sup>[11]</sup>的影响,并未发现高管任期特征影响信息披露质量的经验证据。

## 三、研究假设

### 1. 董秘任职初期与信息披露质量

Hambrick和Mason(1984)<sup>[4]</sup>所总结和论证的高层梯队理论表明,年龄、工作经历等人口统计学特征将会显著影响高管价值观念和为行为决策,进而直接影响其所领导公司的战略和决策。基于高层梯队理论,已有研究表明,高管任职的期限能够显著影响资本投入决策(李培功和肖珉,

2012)<sup>[30]</sup>、研发投入决策(张兆国等,2014)<sup>[9]</sup>、企业多元化决策(刘亚伟等,2015)<sup>[31]</sup>和企业创新(陈华东,2016)<sup>[12]</sup>等。

上市公司信息披露质量的高低直接影响投资者决策与资本市场秩序(何平林等,2019)<sup>[14]</sup>。因此,如何切实有效地提升上市公司信息披露质量成为亟待解决的首要问题。作为《公司法》所界定的上市公司高层管理人员,董秘肩负对外信息披露的重要职责,扮演着向投资者传递公司信息的重要角色(Brown等,2019)<sup>[32]</sup>,其任职期限可能通过以下潜在途径对企业信息披露质量产生重要影响:

第一,董秘在其任职初期职业生涯忧虑更强,会投入更多的时间以及精力完成信息披露的主要职责以证明个人能力,进而能够对其所在公司信息披露质量起到显著的提升作用。已有研究表明,职业生涯忧虑使得高管在其任职初期倾向于通过提升其业绩证明个人能力(林宏妹等,2020)<sup>[29]</sup>。类似地,Walters等(2007)<sup>[33]</sup>的研究认为,高管在其工作初期的业绩表现直接决定了市场对其能力的评价,使得高管在任职初期缺乏职业安全感。陈华东(2016)<sup>[12]</sup>的研究同样发现,高管在其任职初期具有尽快做出成绩的热情和积极性。由上海证券交易所和深圳证券交易所分别修订的《股票上市规则》赋予和明确了董秘对外信息披露等重要的工作职责。因此,董秘在更具职业生涯忧虑的任职初期,可能倾向于更好地完成信息披露这一主要工作职责来证明个人能力,从而显著提升上市公司信息披露质量。

第二,董秘在其任职初期更多地受到来自于监管部门、新闻媒体以及投资者的监督,将更少地从事自利的机会主义行为,进而显著提升其所在公司信息披露的质量。已有研究表明,来自于上市公司外部的监督将对信息披露质量起到显著的提升作用(李春涛等,2018)<sup>[17]</sup>。类似地,Elyasiani等(2010)<sup>[34]</sup>的研究认为,机构投资者较之于个人投资者往往具备更充分的监督动机和更强的监督能力,能够有效降低其所投资公司的信息风险。Boone和White(2015)<sup>[35]</sup>的研究同样发现,机构投资者能够有效缓解代理冲突,进而提高公司信息披露质量,即外部监管力度的强化能够有效提高公司信息披露质量。因此,董秘在其任职初期可能更多地受到来自于监管部门、新闻媒体以及投资者等利益相关者的关注和监督。上述影响将会有效缓解董秘与股东之间的代理冲突,抑制董秘自利行为,进而提高公司信息披露质量。因此,本文提出以下假设:

H<sub>1</sub>:相对于任期内的其他年份,董秘在任职初期能够对信息披露质量产生显著的提升作用。

## 2. 董秘离职前期与信息披露质量

前文分析认为,董秘在其任职初期能够有效提高公司信息披露质量。在此,本文认为董秘在其离职前期同样对于公司信息披露质量能够产生显著影响。具体而言:

一方面,董秘在其离职前期同样具有较强的职业生涯忧虑,倾向于更好地完成其信息披露的主要职责来提高职业声誉和职业生涯发展空间。许言等(2017)<sup>[36]</sup>的研究表明,CEO在其任职后期由于已建立了良好的声誉,会减少对于坏消息的隐藏行为以获得更好的职业生涯发展空间。Ali和Zhang(2015)<sup>[37]</sup>的研究同样发现,CEO在其职业生涯末期往往更加重视其在业内所积攒的声誉,此时CEO将更不愿意开展高风险的盈余管理。因此,董秘在其离职前期可能投入更多的时间和精力完成信息披露的主要职责,从而提高上市公司信息披露质量。

另一方面,董秘的权力会随着其任期增长而逐渐积累。因此,在离职前期,董秘作为理性经济人会倾向于使用权力来追求自身利益最大化。Walters等(2007)<sup>[33]</sup>的研究表明,CEO的权力会随着CEO任期增长而逐渐积累,从而导致CEO使用权力来追求符合自身利益的收购。类似地,刘运国和刘雯(2007)<sup>[23]</sup>的研究发现,高管在任期最后一年会利用其职权减少公司研发支出,以增加其短期业绩和提高私利。因此,董秘在其离职前期的自利行为会强化其与股东之间的代理冲突,进而降低上市公司信息披露质量。因此,本文提出以下假设:

$H_2$ : 相对于任期内的其他年份,董秘在离任前期对信息披露质量具有显著影响,该影响的正负取决于上述两种路径的净效应。

### 3. 董秘预期任期与信息披露质量

已有研究认为,高管任期对于高管行为和企业决策影响更多是源于高管职业生涯忧虑和自利行为(林宏妹,2020)<sup>[29]</sup>。预期任期是董秘充分考虑其年龄、既有任期、知识经验与所获报酬等因素后对未来任职情况做出的估计(李培功和肖珉,2012)<sup>[30]</sup>,其长短将会影响董秘的职业生涯忧虑和自利行为,进而影响上市公司信息披露质量。具体而言,当预期任期较短或临近卸任时,董秘对于其职业发展的预期较低。此时,董秘将更为注重个人短期利益,从而减少在信息披露工作中投入的精力和更多地开展自利行为,进而降低公司信息披露质量。相反,当董秘的预期任期较长时,由于事关职业生涯及职场声誉,董秘可能会努力完成其信息披露的主要职责和更少地开展自利行为,进而提高公司信息披露质量。张兆国等(2018)<sup>[27]</sup>研究认为,在预期任期较短时,管理者会为了实现短期私利而进行短视决策,而在预期任期较长时,管理者对决策的敏感性与积极性将会增强。因此,本文提出以下假设:

$H_3$ : 董秘预期任期能够对信息披露质量产生显著的提升作用。

## 四、研究设计

### 1. 数据来源与样本选择

本文选取中国2008—2018年间沪深A股上市公司作为研究的主要目标,并进行了如下的样本选择与删除工作:删除来自于金融行业的样本;剔除数据存在缺失的部分样本。此外,为了有效降低极端值对于本文研究结果所产生的不利影响,本文对研究涉及的所有连续变量分别开展了前后1%的缩尾处理。经过上述的处理与筛选,本文最终获得了13670个样本。

董秘、CEO及CFO的任期数据取自iFinD数据库,董秘、CEO及CEO其他个人特征数据取自CSMAR数据库,若数据缺失则通过检索新浪财经<sup>①</sup>以及巨潮资讯网<sup>②</sup>手工补充。董秘是否获得“金牌董秘”或“优秀董秘”情况则根据《新财富》<sup>③</sup>榜单进行手工整理。

### 2. 变量界定

(1)解释变量。本文所使用的解释变量为董秘的任职期限,主要包括董秘现阶段既有任期和董秘对于未来的预期任期。董秘既有任期的定义借鉴许言等(2017)<sup>[36]</sup>、林宏妹等(2020)<sup>[29]</sup>的研究,分为董秘任职初期(*EarlyTenure*)和董秘离职前期(*FinalTenure*)。具体而言,董秘任职初期(*EarlyTenure*)按照以下方式进行界定:划定董秘任职期限中位数数值(4.12年)的一半用以作为“任职初期”的区分依据,若董秘现阶段任职期限小于3年则将*EarlyTenure*定义为1,否则为0。董秘离职前期(*FinalTenure*)的定义为:若董秘处于离任前一年则为1,否则为0。

董秘预期任期则是董秘对其未来可能在该公司任职时间的合理估计。本文在此借鉴Antia等(2010)<sup>[38]</sup>、李培功和肖珉(2012)<sup>[30]</sup>的研究,对董秘的预期任期进行如下方式的度量:

$$ETenure_{i,t} = (Tenure_{Ind,t} - Tenure_{i,t}) + (Age_{Ind,t} - Age_{i,t}) \quad (1)$$

其中,变量*Tenure<sub>i,t</sub>*指的是上市公司*i*的董秘在第*t*年年末于该上市公司任职的实际年数,变量*Tenure<sub>Ind,t</sub>*指的是上市公司*i*所在行业中所有董秘在第*t*年年末于各自公司任职的实际年数的平均数值。上述两个变量的之差则为董秘在任职期限这个度量方式上对于其未来任期的估计。如果

① 新浪财经: <http://finance.sina.com.cn/stock/>。  
 ② 巨潮资讯网: <http://www.cninfo.com.cn>。  
 ③ 《新财富》官方网站: <http://www.xcf.cn/s/index.html>。

董秘现阶段任职期限小于其所在行业其他董秘任职期限的平均数值, 则表明该董秘继续在所在公司担任董秘一职的可能性较高; 反之则较低。此外, 变量  $Age_{i,t}$  指的是上市公司  $i$  的董秘在第  $t$  年年末的真实年龄, 变量  $Age_{Indy,t}$  指的是上市公司  $i$  所在行业中所有董秘在第  $t$  年年末实际年龄的平均数值。与之相对应, 上述两个变量的差则为董秘在年龄这个度量方式上对于其未来任期的估计。如果董秘现阶段年龄小于其所在行业其他董秘年龄的平均数值, 则表明该董秘继续在所在公司担任董秘一职的可能性较高; 反之则较低。

(2) 被解释变量。本文所使用的被解释变量为信息披露质量。具体而言, 本文参考 Kim 和 Verrecchia(2001)<sup>[39]</sup>、林长泉等(2016)<sup>[40]</sup> 的研究, 借助 KV 指数度量了上市公司信息披露质量。

$$\ln \left| \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} \right| = \alpha + \beta (Vol_t - Vol_0) + \mu_i \quad (2)$$

$$KV = \beta * 1000000 \quad (3)$$

其中, 变量  $P_t$  指的是上市公司在第  $t$  个交易日股票的收盘价, 变量  $Vol_t$  指的是上市公司在第  $t$  个交易日的交易总股数。变量  $Vol_0$  则表示上市公司在该年度平均每个交易日的交易数量。经计算而得的  $\beta$  值越小, 则说明该上市公司信息披露得越充分。

(3) 调节变量。本文所使用的调节变量为董秘个人声誉。高凤莲和王志强(2015)<sup>[20]</sup> 在其研究之中借助董秘是否曾经获得过荣誉称号对其声誉进行了度量。鉴于此, 本文将曾获《新财富》“金牌董秘”或“优秀董秘”的董秘的个人声誉 ( $IncenRepu$ ) 定义为 1, 否则为 0。

(4) 控制变量。根据已有文献(姜付秀等, 2016<sup>[41]</sup>; 高凤莲和王志强, 2015<sup>[20]</sup>), 本文在研究之中同样控制了可能会对信息披露质量产生显著影响的变量。

本文变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量定义
$KV$	根据上式(2)及上式(3)计算
$EarlyTenure$	如果董秘处于任期的前三年则为 1, 否则为 0
$FinalTenure$	如果董秘处于离任前一年则为 1, 否则为 0
$ETenure$	根据式(1)计算得出
$IncenRepu$	如果董秘曾获《新财富》“金牌董秘”或“优秀董秘”则为 1, 否则为 0
$SecGender$	如果董秘的性别为男性则为 1, 否则为 0
$SecDual$	如果董秘此时同时兼任了董事长一职则为 1, 否则为 0
$SecFinan$	如果董秘具有会计、审计、证券等工作经验则为 1, 否则为 0
$SecEdu$	如果董秘具有硕士研究生及其以上的学历则为 1, 否则为 0
$CEOTenure$	以 CEO 在该上市公司实际已经任职的年限度量
$CEOEdu$	如果 CEO 具有硕士研究生及其以上的学历则为 1, 否则为 0
$CFOTenure$	以 CFO 在该上市公司实际已经任职的年限度量
$CFOEdu$	如果 CFO 具有硕士研究生及其以上的学历则为 1, 否则为 0
$Size$	总资产的自然对数
$Lev$	负债总额除以资产总额
$ROA$	净利润除以平均资产总额

续表 1

变量名称	变量定义
<i>Growth</i>	主营业务收入的增长率
<i>Institution</i>	机构投资者持股数量占总股数的比例
<i>BoardSize</i>	董事会总人数的自然对数
<i>Indep</i>	独立董事人数除以董事会总人数
<i>BIG4</i>	如果选聘自于国际“四大”事务所的审计师则为 1, 否则为 0
<i>Opinion</i>	如果获得了标准无保留审计意见则为 1, 否则为 0
<i>SOE</i>	如果为国有企业则为 1, 否则为 0

资料来源: 本文整理

### 3. 实证模型

为了考察董秘任期对于信息披露质量的影响, 本文借鉴张兆国等(2014)<sup>[9]</sup>、许言等(2017)<sup>[36]</sup>的研究, 分别构建如下模型(4)~模型(6):

$$KV = \alpha_0 + \alpha_1 EarlyTenure + \sum \alpha_j Control + Year + Industry + \varepsilon \quad (4)$$

$$KV = \alpha_0 + \alpha_1 FinalTenure + \sum \alpha_j Control + Year + Industry + \varepsilon \quad (5)$$

$$KV = \alpha_0 + \alpha_1 ETenure + \sum \alpha_j Control + Year + Industry + \varepsilon \quad (6)$$

其中, 被解释变量为信息披露质量(KV), 解释变量分别为董秘任职初期(*EarlyTenure*)、董秘离职前期(*FinalTenure*)、董秘预期任期(*ETenure*)。控制变量(*Control*)包括一系列可能影响信息披露质量的变量。

## 五、实证结果与分析

### 1. 描述性统计

描述性统计结果如表 2 所示。其中, 信息披露质量(KV)这一被解释变量的均值为 0.1159, 最小值与最大值之间的差为 0.7405, 表明我国不同上市公司之间信息披露质量存在较大的差距。董秘任职初期(*EarlyTenure*)的均值为 0.3451, 表明在 34.51% 的样本中, 董秘处于其任期的前三年。董秘离职前期(*FinalTenure*)的均值为 0.4408, 表明在 44.08% 的样本中, 董秘处于其任期内的离职前一年。董秘预期任期(*ETenure*)的均值为 0.0182, 最小值与最大值分别为 -22.9460 和 16.8818, 该结果表明董秘预期任期普遍较低。此外, -22.9460 年意味着该董秘在 22 年前就被认为该离任了, 而 16.8818 年意味着该董秘预期还能留任 16 年。个人声誉(*IncenRepu*)的均值为 0.0723, 表明样本中约有 7.23% 的董秘获得《新财富》“金牌董秘”或“优秀董秘”称号。

表 2 描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>KV</i>	13670	0.1159	0.1269	0.0050	0.0406	0.0766	0.1290	0.7455
<i>EarlyTenure</i>	13670	0.3451	0.4754	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>FinalTenure</i>	13670	0.4408	0.4965	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>ETenure</i>	13670	0.0182	8.7323	-22.9460	-5.5407	0.7302	6.3864	16.8818
<i>IncenRepu</i>	13670	0.0723	0.2591	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>SecGender</i>	13670	0.7779	0.4157	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

续表 2

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>SecDual</i>	13670	0.0067	0.0813	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>SecFinan</i>	13670	0.7234	0.4473	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>SecEdu</i>	13670	0.3560	0.4788	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>CEOTenure</i>	13670	3.0480	2.7073	0.0000	1.0000	2.2500	4.3333	16.9167
<i>CEOEdu</i>	13670	0.4052	0.4909	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>CFOTenure</i>	13670	2.8336	2.5176	0.0000	1.0000	2.0833	4.0000	18.9167
<i>CFOEdu</i>	13670	0.2335	0.4231	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	13670	21.8523	1.2105	19.2926	20.9593	21.7255	22.6127	25.2829
<i>Lev</i>	13670	0.4480	0.2225	0.0479	0.2698	0.4420	0.6137	0.9957
<i>ROA</i>	13670	0.0320	0.0648	-0.2967	0.0112	0.0334	0.0616	0.1934
<i>Growth</i>	13670	0.4881	1.5233	-0.7796	-0.0446	0.1334	0.4626	11.6520
<i>Institution</i>	13670	0.0641	0.0749	0.0000	0.0083	0.0366	0.0941	0.3528
<i>BoardSize</i>	13670	2.2561	0.1744	1.7918	2.1972	2.3026	2.3026	2.7726
<i>Indep</i>	13670	0.3722	0.0529	0.3077	0.3333	0.3333	0.4286	0.5714
<i>BIG4</i>	13670	0.0390	0.1936	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Opinion</i>	13670	0.9526	0.2125	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>SOE</i>	13670	0.3831	0.4862	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

资料来源:本文整理

## 2. 回归结果与分析

董秘任职初期对于信息披露质量影响的实证结果如表 3 所示,表 3 第(1)列仅包含了被解释变量信息披露质量与解释变量董秘任职初期,第(2)列则进一步增加了控制变量。结果表明,在董秘任职初期(*EarlyTenure*)与信息披露质量(*KV*)的一系列回归中,董秘任职初期(*EarlyTenure*)的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负。实证结果表明,董秘在其任职初期,一方面职业生涯忧虑更强,会投入更多的时间以及精力完成信息披露的主要职责以证明个人能力;另一方面,会更多地受到来自于监管部门、新闻媒体以及投资者的监督,从而更少地从事机会主义行为。来自于上述两方面的影响能够有效提高公司信息披露质量,与假设  $H_1$  的预期一致。

表 3 董秘任职初期与信息披露质量

变量名称	<i>KV</i>	
	(1)	(2)
<i>EarlyTenure</i>	-0.0079*** (-3.07)	-0.0146*** (-6.19)
控制变量	NO	YES
常数项	0.0948*** (6.27)	0.6720*** (13.98)
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
N	13670	13670
调整后 $R^2$	0.0884	0.1904

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

资料来源:本文整理



董秘离职前期对于信息披露质量影响的实证结果如表 4 所示,表 4 第(1)列仅包含了被解释变量信息披露质量与解释变量董秘离职前期,第(2)列增加了控制变量,第(3)列与第(4)列则分别第(1)列与第(2)列的基础上进一步增加了董秘任职初期 (*EarlyTenure*)。结果表明,在董秘离职前期 (*FinalTenure*) 与信息披露质量 (*KV*) 的一系列回归中,董秘离职前期 (*FinalTenure*) 的回归系数并不显著,董秘任职初期 (*EarlyTenure*) 的回归系数依然显著为负。实证结果说明,来自于职业生涯忧虑与自利行为动机的影响在董秘离职前期都存在,两种影响相互抵消,使得整体表现出不显著相关的结果,与假设  $H_2$  的预期不一致。

表 4 董秘离职前期与信息披露质量

变量名称	KV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EarlyTenure</i>			-0.0078 *** (-3.12)	-0.0145 *** (-6.23)
<i>FinalTenure</i>	-0.0007 (-0.28)	-0.0018 (-0.72)	-0.0003 (-0.10)	-0.0013 (-0.54)
控制变量	NO	YES	NO	YES
常数项	0.0918 *** (6.08)	0.6627 *** (13.78)	0.0949 *** (6.27)	0.6726 *** (13.99)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	13670	13670	13670	13670
调整后 $R^2$	0.0876	0.1876	0.0883	0.1903

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

资料来源:本文整理

董秘预期任期对于信息披露质量影响的实证结果如表 5 所示,表 5 第(1)列仅包含了被解释变量信息披露质量与解释变量董秘预期任期,第(2)列增加了控制变量。结果表明,在董秘预期任期 (*ETenure*) 与信息披露质量 (*KV*) 的一系列回归中,董秘预期任期 (*ETenure*) 的回归系数均在 1% 或 10% 的统计水平上显著为负。实证结果说明,当董秘的预期任期较长时,由于事关职业生涯及职场声誉,董秘可能会努力完成其信息披露的主要职责和更少地开展自利行为,进而提高公司信息披露质量,与假设  $H_3$  的预期一致。

表 5 董秘预期任期与信息披露质量

变量名称	KV	
	(1)	(2)
<i>ETenure</i>	-0.0003 * (-1.78)	-0.0011 *** (-6.88)
控制变量	NO	YES
常数项	0.0916 *** (6.06)	0.6791 *** (14.19)
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
N	13670	13670
调整后 $R^2$	0.0880	0.1931

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

资料来源:本文整理

## 六、稳健性检验

### 1. 工具变量最小二乘法

为了排除内生性的影响,本文通过工具变量最小二乘法进行了检验。已有研究表明,企业所在行业其他公司对于董事的聘用决策会影响到本公司聘用决策(Srinidhi等,2011)<sup>[42]</sup>。因此,本文选取与样本公司处于同一行业以及同一年度的其他样本公司董秘任职初期情况的均值(*Mean-EarlyTenure*)、董秘离职前期情况的均值(*Mean-FinalTenure*)以及董秘预期任期情况的均值(*Mean-ETenure*)作为工具变量,满足工具变量的相关性要求。与此同时,单个企业自身情况不太可能影响到行业与年份整体董秘任职情况。因此,本文所选取的工具变量满足工具变量的外生性要求。

在表6第(1)列中,本文选取董秘任职初期(*EarlyTenure*)为被解释变量,选取*Mean-EarlyTenure*作为解释变量进行了多元回归。实证检验结果显示,*Mean-EarlyTenure*的回归系数显著为正,与本文的预期一致。在表6第(2)列中,本文以信息披露质量(*KV*)作为被解释变量对第一阶段中得到的*IV-EarlyTenure*进行了回归。回归结果显示,*IV-EarlyTenure*的回归系数在1%的水平上显著为负。上述结果说明,前文检验所得到的结果较少受到内生性问题的影响。

表6 董秘任职初期与信息披露质量(工具变量最小二乘法)

变量名称	第一阶段	第二阶段
	<i>EarlyTenure</i>	<i>KV</i>
	(1)	(2)
<i>Mean-EarlyTenure</i>	0.9587*** (61.40)	
<i>IV-EarlyTenure</i>		-0.0146*** (-3.19)
控制变量	YES	YES
常数项	0.1790* (1.75)	0.6720*** (23.40)
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
N	13670	13670
调整后 R <sup>2</sup>	0.2675	0.1904

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%的显著性水平

资料来源:本文整理

在表7第(1)列和第(3)列中,本文将以董秘离职前期(*FinalTenure*)作为被解释变量,以*Mean-FinalTenure*作为解释变量进行了多元回归。实证检验结果显示,*Mean-FinalTenure*的回归系数显著为正,与本文的预期一致。在表7第(2)列和第(4)列中,本文以*KV*作为被解释变量,对第一阶段中所得到的*IV-FinalTenure*进行了多元回归。实证检验结果显示,*IV-EarlyTenure*的回归系数并不显著。上述结果说明,前文检验所得到的结果较少受到内生性问题的影响。

表 7 董秘离职前期与信息披露质量(工具变量最小二乘法)

变量名称	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	<i>FinalTenure</i>	<i>KV</i>	<i>FinalTenure</i>	<i>KV</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Mean-FinalTenure</i>	0.9848 *** (61.78)		0.9840 *** (61.73)	
<i>EarlyTenure</i>			0.0225 *** (61.78)	-0.0145 *** (-6.80)
<i>IV-FinalTenure</i>		-0.0034 (-0.74)		-0.0028 (-0.61)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	0.0805 (0.79)	0.6634 *** (23.14)	0.0652 (0.522)	0.6732 *** (23.50)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	13670	13670	13670	13670
调整后 R <sup>2</sup>	0.3319	0.1876	0.3323	0.1903

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

资料来源：本文整理

在表 8 第(1)列中,本文将以董秘预期初期(*ETenure*)作为被解释变量,以 *Mean-ETenure* 作为解释变量进行了多元回归。实证检验结果显示,*Mean-ETenure* 的回归系数显著为正,与本文的预期一致。在表 8 第(2)列中,本文以 *KV* 作为被解释变量,对第一阶段中得到的 *IV-ETenure* 进行了多元回归。实证检验结果显示,*IV-ETenure* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负。上述结果说明,本文在主检验中发现的董秘预期任期对信息披露质量的影响受到内生性的影响较小。

表 8 董秘预期任期与信息披露质量(工具变量最小二乘法)

变量名称	第一阶段	第二阶段
	<i>ETenure</i>	<i>KV</i>
	(1)	(2)
<i>Mean-ETenure</i>	0.8870 *** (61.66)	
<i>IV-ETenure</i>		-0.0009 *** (-3.60)
控制变量	YES	YES
常数项	9.9981 *** (5.48)	0.6756 *** (23.50)
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
N	13670	13670
调整后 R <sup>2</sup>	0.3064	0.1929

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

资料来源：本文整理

## 2. 倾向性得分匹配法 (PSM)

为了一定程度上解决研究结论可能存在的选择性偏差问题,本文使用倾向评分匹配法对研究结论进行了验证。具体而言,本文开展了如下步骤:

(1)选取中国2008—2018年间沪深A股上市公司作为研究的主要目标,针对董秘处于任职初期、董秘处于离职前期以及董秘预期任期大于均值的样本建立影响董秘任期的Probit模型,具体模型如下:

$$EarlyTenure = \alpha_0 + \sum \alpha_j Control + Year + Industry + \varepsilon \quad (7)$$

$$FinalTenure = \alpha_0 + \sum \alpha_j Control + Year + Industry + \varepsilon \quad (8)$$

$$ETenureDum = \alpha_0 + \sum \alpha_j Control + Year + Industry + \varepsilon \quad (9)$$

其中,选择的因素为全部控制变量。

(2)采用Probit回归的方式计算出每个样本的倾向得分,为每个董秘处于任职初期、董秘处于离职前期以及董秘预期任期大于中位数的样本(实验组),以不放回的方式匹配一个与其概率最接近的董秘并未处于任职初期、董秘并未处于离职前期以及董秘预期任期不大于中位数的样本(控制组)。

表9列示了董秘任期对信息披露质量影响的倾向评分匹配法配对样本回归结果。第(1)列为董秘任职初期对信息披露质量影响的回归结果,其中4717个样本中有4521个样本匹配成功,再将研究样本之中匹配成功的样本和与之对应的配对样本进行合并,最终获得了9042个样本。第(2)列与第(3)列为董秘离职前期对信息披露质量影响的回归结果,其中6026个样本中有5403个样本匹配成功,再将研究样本之中匹配成功的样本和与之对应的配对样本进行合并,最终获得了10806个样本。第(4)列为董秘预期任期对信息披露质量影响的回归结果,其中6835个样本中有5090个样本匹配成功,再将研究样本之中匹配成功的样本和与之对应的配对样本进行合并,最终获得了10180个样本。结果表明,前文研究结论较少受到内生性问题的影响。

表9 董秘任期与信息披露质量(倾向得分匹配法)

变量名称	KV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EarlyTenure</i>	-0.0163 *** (-6.22)		-0.0133 *** (-5.10)	
<i>FinalTenure</i>		-0.0005 (-0.19)	-0.0001 (-0.05)	
<i>ETenureDum</i>				-0.0105 *** (-3.75)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	0.6836 *** (13.60)	0.6495 *** (12.84)	0.6590 *** (13.04)	0.7010 *** (13.55)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	9042	10806	10806	10180
调整后 R <sup>2</sup>	0.2128	0.1858	0.1880	0.1925

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平

资料来源:本文整理

### 3. 度量指标敏感性检验

为了确保度量指标的敏感性,本文借鉴何平林等(2019)<sup>[14]</sup>的研究,采用可操纵性盈余(*AbsDA*)来测度信息披露质量。实证检验结果表明,本文的研究结果不变<sup>①</sup>。

## 七、进一步检验

### 1. 董秘任期、个人声誉与信息披露质量

前文结果表明,董秘任期能够通过影响其职业忧虑和自利行为,进而影响信息披露质量。然而,董秘的职业忧虑和自利行为不仅受到其任期的影响,同样受到其个人声誉的影响。已有研究表明,个人声誉会显著影响董秘的职业生涯,并一定程度上约束其机会主义行为(孙文章,2019)<sup>[43]</sup>。类似地,Holmström(1999)<sup>[44]</sup>的研究认为,若个体在市场中的声誉水平整体较低,则其进一步的职业发展将会受到限制。陈德球等(2011)<sup>[45]</sup>的研究同样表明,CEO声誉将直接影响其职业前景和未来发展。本文认为,当董秘个人声誉较高时,其工作表现糟糕或自利行为被发现时所需付出的成本更高,从而会造成董秘职业忧虑的强化和自利行为动机的弱化。据此,本文推测,当董秘个人声誉更高时,董秘任职初期、董秘离职前期以及董秘预期任期对于信息披露质量的提升作用应当更为显著。

为了对前述推论进行检验,本文按照董秘是否获《新财富》“金牌董秘”或“优秀董秘”将样本分为了两组,并在不同组中检验了董秘任职初期对于信息披露质量的影响。在表10中,第(1)列与第(2)列仅包含了被解释变量与解释变量,第(3)列与第(4)列则增加了控制变量。回归结果表明,不论董秘是否为“金牌董秘”,董秘任职初期(*EarlyTenure*)的回归系数均显著为负,但是当董秘为“金牌董秘”时,董秘任职初期(*EarlyTenure*)的回归系数绝对值更大,跨模型系数差异检验在1%或5%的显著性水平上显著。上述结果表明,无论董秘是否为“金牌董秘”,其任职初期均会显著提升信息披露质量,但是当董秘为“金牌董秘”时对于信息披露质量的提升作用更强,与前文预期相一致。

表 10 董秘任职初期、个人声誉与信息披露质量

变量名称	KV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非金牌董秘	为金牌董秘	非金牌董秘	为金牌董秘
<i>EarlyTenure</i>	-0.0070*** (-3.07)	-0.0311*** (-3.90)	-0.0140*** (-6.32)	-0.0288*** (-3.60)
P 值	0.0002***	0.0254**		
控制变量	NO	NO	YES	YES
常数项	0.0933*** (9.89)	0.1350*** (5.17)	0.7181*** (23.75)	0.2513*** (2.72)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	12681	989	12681	989
调整后 R <sup>2</sup>	0.0912	0.0728	0.1993	0.0983

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

资料来源:本文整理

为了对前述推论进行检验,本文按照董秘是否获《新财富》“金牌董秘”或“优秀董秘”将样本分为了两组,并在不同组中检验了董秘离职前期对于信息披露质量的影响。在表11中,第(1)列与第(2)列仅包含了被解释变量与解释变量,第(3)列与第(4)列则增加了控制变量。回归结果表

① 限于篇幅,该回归结果备索。

明,当董秘并非“金牌董秘”时,董秘离职前期(*FianlTenure*)的回归系数并不显著,而当董秘为“金牌董秘”时,董秘离职前期(*FianlTenure*)的回归系数在5%的水平上显著为负,且其绝对值更大,跨模型系数差异检验在5%的显著性水平上显著。上述结果表明,只有当董秘为“金牌董秘”时,其离职前期才能对信息披露质量产生显著的提升作用,与前文预期相一致。

表 11 董秘离职前期、个人声誉与信息披露质量

变量名称	KV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非金牌董秘	为金牌董秘	非金牌董秘	为金牌董秘
<i>EarlyTenure</i>			-0.0140*** (-6.31)	-0.0293*** (-3.67)
<i>FinalTenure</i>	-0.0006 (-0.27)	-0.0151** (-2.46)	-0.0002 (-0.07)	-0.0156** (-2.55)
P 值	0.0344**	0.0227**		
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	0.7096*** (23.45)	0.2721*** (2.92)	0.7181*** (23.74)	0.2663*** (2.88)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	12681	989	12681	989
调整后 R <sup>2</sup>	0.1968	0.0917	0.1993	0.1036

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

资料来源:本文整理

为了对前述推论进行检验,本文按照董秘是否获《新财富》“金牌董秘”或“优秀董秘”将样本分为了两组,并在不同组中检验了董秘预期任期对于信息披露质量的影响。在表 12 中,第(1)列与第(2)列仅包含了被解释变量与解释变量,第(3)列与第(4)列则增加了控制变量。回归结果表明,不论董秘是否为“金牌董秘”,董秘预期任期(*ETenure*)的回归系数均显著为负,但是当董秘为“金牌董秘”时,董秘预期任期(*ETenure*)的回归系数绝对值更大,跨模型系数差异检验在 1% 的显著性水平上显著。上述结果表明,无论董秘是否为“金牌董秘”,其预期任期均会显著提升信息披露质量,但是当董秘为“金牌董秘”时对于信息披露质量的提升作用更强,与前文预期相一致。

表 12 董秘预期任期、个人声誉与信息披露质量

变量名称	KV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非金牌董秘	为金牌董秘	非金牌董秘	为金牌董秘
<i>EarlyTenure</i>	-0.0002* (-1.79)	-0.0018*** (-5.07)	-0.0011*** (-8.67)	-0.0023*** (-5.85)
P 值	0.0000***	0.0027***		
控制变量	NO	NO	YES	YES
常数项	0.0904*** (9.62)	0.1292*** (4.99)	0.7256*** (24.01)	0.2999*** (3.27)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	12681	989	12681	989
调整后 R <sup>2</sup>	0.0908	0.0827	0.2016	0.1179

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

资料来源:本文整理

## 2. 董秘任期与融资成本

前文研究结果表明,董秘任职初期、董秘离职前期与董秘预期任期对上市公司信息披露质量的影响并不相同。现有研究发现,企业信息披露质量的降低将会给债权人带来潜在的风险,使其倾向于采用增加融资成本的方式补偿风险(姚立杰等,2018)<sup>[46]</sup>。此外,冯来强等(2017)<sup>[47]</sup>研究表明,投资者为了规避信息劣势对于自身利益所带来的不利影响,将会在上市公司信息披露质量较差时提高公司所承担的权益资本成本。

本文检验了董秘任职期限是否会进一步影响企业融资成本,借鉴周楷唐等(2017)<sup>[48]</sup>的研究,本文使用上市公司利息支出除以企业长短期债务总额对债务融资成本进行了度量。此外,本文采用Easton(2004)<sup>[49]</sup>提出的市盈余增长PEG模型度量资本成本。其构建方式如下:

$$R_{i,t} = \sqrt{(FEPS_{i,t+2} - FEPS_{i,t+1})/P_{i,t}} \quad (10)$$

其中, $R_{i,t}$ 为*i*公司在第*t*期权益资本成本, $FEPS_{i,t+2}$ 是*i*公司在第*t*+2期每股净收益预测值, $FEPS_{i,t+1}$ 是*i*公司在第*t*+1期每股净收益预测值, $P_{i,t}$ 为*i*公司在第*t*期期末的股票价格。

表13列示了董秘任职初期对于融资成本影响的实证结果,结果表明,在董秘任职初期(*EarlyTenure*)与债务融资成本(*DebtCost*)和权益资本成本(*R*)的回归中,董秘任职初期(*EarlyTenure*)的回归系数均在1%的统计水平上显著为负。上述结果说明,相对于任期内的其他年份,董秘在任职初期显著降低了债务融资成本和权益资本成本。这一实证结果说明,董秘在任期初期对信息披露质量的影响一定程度上改变了债权人和投资者的决策,进而影响了融资成本。

表 13 董秘任职初期与融资成本

变量名称	<i>DebtCost</i>	<i>R</i>
	(1)	(2)
<i>EarlyTenure</i>	-0.0060*** (-4.73)	-0.0137*** (-3.85)
控制变量	YES	YES
常数项	0.1164*** (6.14)	0.0424 (0.84)
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
N	10196	2261
调整后 R <sup>2</sup>	0.0490	0.0680

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平

资料来源:本文整理

表14列示了董秘离职前期对于融资成本影响的实证结果,结果表明,在董秘离职前期(*FinalTenure*)与债务融资成本(*DebtCost*)和权益资本成本(*R*)的回归中,董秘离职前期(*FinalTenure*)的回归系数并不显著。上述结果说明,相对于任期内的其他年份,董秘在离职前期对融资成本并未产生显著影响。

表 14 董秘离职前期与融资成本

变量名称	<i>DebtCost</i>		<i>R</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EarlyTenure</i>		-0.0060*** (-4.78)		-0.0137*** (-3.87)
<i>FinalTenure</i>	0.0008 (0.68)	0.0010 (0.79)	0.0009 (0.27)	0.0012 (0.36)

续表 14

变量名称	<i>DebtCost</i>		<i>R</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	0.1116 *** (5.89)	0.1158 *** (6.10)	0.0322 (0.63)	0.0417 (0.82)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	10196	10196	2261	2261
调整后 R <sup>2</sup>	0.0461	0.0490	0.0598	0.0676

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

资料来源:本文整理

表 15 列示了董秘预期任期对于融资成本影响的实证结果,结果表明,在董秘预期任期 (*ETenure*) 与债务融资成本 (*DebtCost*) 和权益资本成本 (*R*) 的回归中,董秘预期任期 (*ETenure*) 的回归系数在 1% 的统计水平上显著为负。上述结果说明,董秘预期任期显著降低了融资成本。

表 15 董秘预期任期与融资成本

变量名称	<i>DebtCost</i>	<i>R</i>
	(1)	(2)
<i>ETenure</i>	-0.0002 *** (-2.69)	-0.0006 *** (-2.76)
控制变量	YES	YES
常数项	0.1158 *** (6.11)	0.0419 (0.82)
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
N	10196	2261
调整后 R <sup>2</sup>	0.0473	0.0653

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

资料来源:本文整理

## 八、研究结论与启示

已有研究仅关注于行业及地区特征因素、公司特征因素以及管理层特征因素对于信息披露质量的影响,并未发现董秘这一信息披露重要主体的任期特征能够影响企业信息披露质量的证据。基于此,本文选取中国 2008—2018 年间沪深 A 股上市公司作为研究的主要目标,实证检验了董秘任职期限对其所在上市公司信息披露质量的影响。研究结果表明:(1)董秘在任职初期对于信息披露质量具有显著的正向影响;(2)董秘在离职前期对于信息披露质量并无显著影响;(3)董秘预期任期对信息披露质量同样具有显著的正向影响。在采用工具变量最小二乘法与倾向得分匹配法控制内生性问题,以及开展度量指标敏感性检验后,上述研究发现依然稳健。进一步检验结果表明,当董秘个人声誉较高时,董秘任职初期与预期任期对于信息披露质量的影响更为显著;仅当董秘个人声誉较高时,董秘离职前期能够对信息披露质量产生影响。此外,董秘任期能够通过影响信息披露质量进一步影响企业债务融资成本与权益资本成本。



本文研究结论丰富了高层梯队理论和资本市场效率相关的文献,也为董秘在公司治理中的职责履行与作用发挥提供了一定的经验数据,对上市公司、监管部门和投资者均有一定的参考和借鉴意义。具体而言,对于上市公司而言,本文的研究结论为董秘的选聘、管理和监督提供了有益的参考。上市公司在选聘董秘时不仅应考虑董秘的学历、工作背景等特征,也要考虑其对个人能力和任期的平衡与展望,从而为其规划合理的任期。在对董秘的管理中,公司应明确董秘的职责范围,为其配备相应的考核方式、激励体系与监督机制,以确保其积极性的发挥和信息披露职责的履行。

对于监管部门而言,本文的研究结论为其降低上市公司信息披露风险,提高资本市场效率提供了有效的路径。本文的研究表明,董秘的自利行为在其离职前期可能会得到强化,这将一定程度上影响企业信息披露质量。因此,监管部门应在董秘更替节点强化对上市公司信息披露的审查与监督,尤其应重点关注董秘任期普遍较短、董秘变更频繁的上市公司。此外,监管部门也应完善董秘身份定位与职责相关规定,明确董秘失职的惩罚机制以约束其职责履行。

对于投资者而言,本文的研究拓宽了其对上市公司的关注范围,从而使其能够及时察觉与规避风险。除了关注上市公司财务数据以外,投资者可以通过了解和分析董秘任期长短、是否为“金牌董秘”等信息,对企业信息披露情况获得更加全面、深入的了解。这将有助于投资者做出正确合理的投资决策,规避潜在风险,维护切身利益。

#### 参考文献

- [1] Bailey, W. ,G. A. Karolyi, and C. Salva. The Economic Consequences of Increased Disclosure: Evidence from International Cross-listings[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 81, (1) :175 - 213.
- [2] Ahmed, A. S. , and J. R. A. Schneible. The Impact of Regulation Fair Disclosure on Investors' Prior Information Quality—Evidence from An Analysis of Changes in Trading Volume and Stock Price Reactions to Earnings Announcements[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2007, 13, (2 - 3) :282 - 299.
- [3] Ascioğlu, A. , S. P. Hegde, and G. V. Krishnan. Earnings Management and Market Liquidity[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2012, 38, (2) :257 - 274.
- [4] Hambrick, D. , and P. Mason. Upper Echelons: The Organization as A Reflection of its Top Managers[J]. *Academy of Management Review*, 1984, 9, (2) :183 - 198.
- [5] Li, X. The Impacts of Product Market Competition on the Quantity and Quality of Voluntary Disclosures[J]. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15, (3) :663 - 711.
- [6] 任宏达,王琨. 社会关系与企业信息披露质量——基于中国上市公司年报的文本分析[J]. *天津:南开管理评论*, 2018, (5) :128 - 138.
- [7] Bamber, L. S. , J. Jiang, and I. Y. Wang. What's My Style? The Influence of Top Managers on Voluntary Corporate Financial Disclosure[J]. *The Accounting Review*, 2010, 85, (4) :1131 - 1162.
- [8] 周开国,李涛,张燕. 董事会秘书与信息披露质量[J]. *北京:金融研究*, 2011, (7) :167 - 181.
- [9] 张兆国,刘亚伟,杨清香. 管理者任期,晋升激励与研发投入研究[J]. *北京:会计研究*, 2014, (9) :81 - 88.
- [10] 钟熙,宋铁波,陈伟宏,翁艺敏. CEO任期、高管团队特征与战略变革[J]. *上海:外国经济与管理*, 2019, (6) :3 - 16.
- [11] Chen, W. , G. Zhou, and X. Zhe. CEO Tenure and Corporate Social Responsibility Performance[J]. *Journal of Business Research*, 2019, 95, (2) :292 - 302.
- [12] 陈华东. 管理者任期、股权激励与企业创新研究[J]. *北京:中国软科学*, 2016, (8) :112 - 126.
- [13] Harris, M. S. The Association between Competition and Managers' Business Segment Reporting Decisions [J]. *Journal of Accounting Research*, 1998, 36, (1) :111 - 128.
- [14] 何平林,孙雨龙,宁静,陈亮. 高管特质、法治环境与信息披露质量[J]. *北京:中国软科学*, 2019, (10) :112 - 128.
- [15] Fan, J. P. H. , and T. J. Wong. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33, (3) :401 - 425.
- [16] Eng, L. L. , and Y. T. Mak. Corporate Governance and Voluntary Disclosure [J]. *Journal of Accounting & Public Policy*, 2003, 22, (4) :325 - 345.
- [17] 李春涛,刘贝贝,周鹏,张璇. 它山之石:QFII与上市公司信息披露[J]. *北京:金融研究*, 2018, (12) :138 - 156.

- [18]王跃堂,朱林,陈世敏. 董事会独立性、股权制衡与财务信息质量[J]. 北京:会计研究,2008,(1):55-62,96.
- [19]Barua, A., L. F. Davidson, and D. V. Rama. CFO Gender and Accruals Quality[J]. Accounting Horizons,2010,24,(1):25-39.
- [20]高凤莲,王志强.“董秘”社会资本对信息披露质量的影响研究[J]. 天津:南开管理评论,2015,(4):60-71.
- [21]卜君,孙光国. 董事会秘书身份定位与职责履行:基于信息披露质量的经验证据[J]. 北京:会计研究,2018,(12):26-33.
- [22]Dechow, P. M., and R. G. Sloan. Executive Incentives and the Horizon Problem: An Empirical Investigation [J]. Journal of Accounting and Economics,1991,14,(1):51-89.
- [23]刘运国,刘雯. 我国上市公司的高管任期与 R&D 支出[J]. 北京:管理世界,2007,(1):128-136.
- [24]田祥宇,杜洋洋,李佩瑶. 高管任期交错会影响企业创新投入吗? [J]. 北京:会计研究,2018,(12):56-61.
- [25]钟熙,宋铁波,陈伟宏. CEO 任期差距、管理自主权与企业国际化战略——基于社会比较视角的分析[J]. 合肥:预测,2019,(1):75-82,90.
- [26]吴建祖,关斌. 高管团队特征对企业国际市场进入模式的影响研究——注意力的中介作用[J]. 北京:管理评论,2015,(11):118-131.
- [27]张兆国,向首任,曹丹婷. 高管团队异质性与企业社会责任——基于预算管理的行为整合作用研究[J]. 北京:管理评论,2018,(4):122-133.
- [28]Patro, S., L. Y. Zhang, and R. Zhao. Director Tenure and Corporate Social Responsibility: The Tradeoff between Experience and Independence[J]. Journal of Business Research,2018,93,(12):51-66.
- [29]林宏妹,陈选娟,吴杰楠. 高管任期与企业社会责任——基于“职业生涯忧虑”的研究视角[J]. 北京:经济管理,2020,(8):51-67.
- [30]李培功,肖珉. CEO 任期与企业资本投资[J]. 北京:金融研究,2012,(2):127-141.
- [31]刘亚伟,郑宝红,吴伟荣. 管理者任期、晋升激励与多元化决策研究[J]. 北京:投资研究,2015,(9):61-75.
- [32]Brown, L. D., A. C. Call, and M. B. Clement. Managing the narrative: Investor relations officers and corporate disclosure [J]. Journal of Accounting and Economics,2019,67,(1):58-79.
- [33]Walters, B. A., M. Kroll, and P. Wright. CEO Tenure, Boards of Directors, and Acquisition Performance [J]. Journal of Business Research,2007,60,(4):331-338.
- [34]Elyasiani, E., J. Jia and C. X. Mao. Institutional Ownership Stability and the Cost of Debt [J]. Journal of Financial Markets,2010,13,(4):475-500.
- [35]Boone, A., and J. White. The Effect of Institutional Ownership on Firm Transparency and Information Production [J]. Journal of Finance and Economics,2015,117,(3):508-533.
- [36]许言,邓玉婷,陈钦源. 高管任期与公司坏消息的隐藏[J]. 北京:金融研究,2017,(12):174-190.
- [37]Ali, A., and W. Zhang. CEO Tenure and Earnings Management [J]. Journal of Accounting and Economics,2015,59,(1):60-79.
- [38]Antia, M., C. Pantzalis, and J. C. Park. CEO Decision Horizon and Firm Performance: An Empirical Investigation [J]. Journal of Corporate Finance,2010,16,(3):288-301.
- [39]Kim, O., and R. E. Verrecchia. The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information [J]. The Accounting Review,2001,76,(4):633-654.
- [40]林长泉,毛新述,刘凯璇. 董秘性别与信息披露质量——来自沪深 A 股市场的经验证据 [J]. 北京:金融研究,2016,(9):193-206.
- [41]姜付秀,石贝贝,马云飙. 董秘财务经历与盈余信息含量 [J]. 北京:管理世界,2016,(9):161-173.
- [42]Srinidhi, B., F. A. Gul, and J. Tsui. Female Directors and Earnings Quality [J]. Contemporary Accounting Research,2011,28,(5):1610-1644.
- [43]孙文章. 董事会秘书声誉与信息披露可读性——基于沪深 A 股公司年报文本挖掘的证据 [J]. 北京:经济管理,2019,(7):136-153.
- [44]Holmström, B. Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective [J]. The Review of Economic Studies,1999,66,(1):169-182.
- [45]陈德球,雷光勇,肖童妹. CEO 任期、终极产权与会计盈余质量 [J]. 北京:经济科学,2011,(2):103-116.
- [46]姚立杰,付方佳,程小可. 企业避税、债务融资能力和债务成本 [J]. 北京:中国软科学,2018,(10):117-135.
- [47]冯来强,孔祥婷,曹慧娟. 董事高管责任保险与权益资本成本——来自信息质量渠道的实证研究证据 [J]. 北京:会计研究,2017,(11):65-71,97.
- [48]周楷唐,麻志明,吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本 [J]. 北京:经济研究,2017,(7):169-183.
- [49]Easton, P. D. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital [J]. The Accounting Review,2004,79,(1):73-95.

# Tenure of Board Secretary and Its Impact on Firm's Information Disclosure Quality

CHENG Xiao-ke, SUN Qian

(School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing, 100044, China)

**Abstract:** The information disclosure duty performed by the board secretary is of great significance to the smooth operation of the capital market. Among the numerous demographic characteristics of the board secretary, the term of office can significantly affect the board secretary's behavior, which may further affect the information disclosure quality.

This paper divides the tenure of board secretary in listed companies into three important stages. At the early stage of the secretary's tenure in the listed company, on the one hand, the board secretary is more anxious about the career and will devote more time and energy to fulfill the main responsibilities of information disclosure to prove the personal competence. On the other hand, the board secretary is subject to more supervision from regulators, the media and investors. The board secretary will engage in less opportunistic behaviors at this time. Therefore, the information disclosure quality of listed companies will be significantly improved at the beginning of the board secretary's tenure. At the later stage of the secretary's tenure in a listed company, on the one hand, the board secretary also has strong career anxiety and tends to better fulfill their main responsibilities of information disclosure to improve their professional reputation and career development space. On the other hand, as a rational economic man, the board secretary tends to use the power to pursue the maximization of own interests. Therefore, whether the information disclosure quality of listed companies will be significantly improved at the later stage of the secretary's tenure depends on the net effect of the above two paths. In addition, this paper argues that the board secretary's expectation of being able to hold a position in the company may also influence the behavior and decision-making. When the expected tenure is approaching the end of the tenure, the board secretary's expectations for career development are low. At this time, the board secretary will reduce the energy invested in information disclosure work and carry out more self-interested behaviors. On the contrary, when the expected tenure of the board secretary is longer, the board secretary may try to fulfill the main responsibility of information disclosure and conduct less self-interested behaviors. Therefore, the board secretary's expectation that can continue to serve in the listed company may influence the behavior and thus change the information disclosure quality of the listed company.

Based on the above analysis, this paper examines the influence of the board secretary's tenure in listed company on the information disclosure quality by means of empirical test. The results show that: (1) The information disclosure quality of listed companies will be significantly improved at the beginning of the board secretary's tenure. (2) Board secretary has no influence on the quality of information disclosure one year before his resignation. (3) The board secretary's expectation that can continue to serve in the listed company has a significant positive impact on the information disclosure quality of the listed company. The further test results show that when the personal reputation of board secretary is high, the duration of the board secretary's tenure has a more significant impact on the quality of information disclosure. In addition, the tenure of board secretary can further affect the cost of corporate debt financing and equity capital costs.

This paper has the following theoretical contributions: First, this paper provides empirical evidence that the tenure of board secretary can effectively affect the quality of information disclosure. While expanding relevant research on influencing factors of information disclosure quality, this paper also provides certain empirical support for improving the board secretary system in China. Second, this paper verifies the different influences from the tenure of secretaries, which to some extent enriched the literature in the field of economic consequences of the characteristics of executive tenure. Thirdly, this paper verifies the influence of personal reputation on the ability and willingness of board secretary to perform their duties, so as to provide a thinking path for how to enhance the enthusiasm and initiative of board secretary at different stages during the tenure of office in corporate governance.

**Key Words:** board secretary; information disclosure quality; tenure

**JEL Classification:** D82, G34, M41

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2020.12.007

(责任编辑:刘建丽)