

管理层权力、披露动机与财务报告可比性

——基于管理层异常在职消费视角

李庆华^{1,2}, 高利芳²(副教授), 刘坤鹏^{2,3}

【摘要】 基于管理层异常在职消费的视角,以2010~2016年A股上市公司为样本,考察管理层权力和财务报告披露动机对财务报告可比性的影响。研究发现:管理层异常在职消费引致的低质量财务报告披露动机降低了财务报告可比性;管理层权力强化了异常在职消费对财务报告可比性的降低作用。进一步检验发现,高质量内部控制能够提高财务报告可比性,并且降低了高权力组公司中异常在职消费对财务报告可比性的负向影响。上述发现为理解管理层行为如何影响财务信息质量拓宽了思路,有助于把握影响财务报告可比性的因素。

【关键词】 异常在职消费; 披露动机; 管理层权力; 财务报告可比性

【中图分类号】 F234.4

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2019)07-0018-10

一、引言

财务报告是公司利益相关者进行决策时的重要信息来源,而任何一项决策必然涉及不同方案或项目之间的比较,因此财务报告是否可比将直接影响公司利益相关者决策的结果。可比的财务报告不仅能够更好地反映经济事件的实质,降低使用者的信息解读难度,而且可以缓解信息不对称程度,提高决策的有效性^[1]。

在学术界,探究哪些因素会影响财务报告可比性是一个重要的议题。现有研究更多地关注会计准则^[2,3]、审计机构^[4-6]、经营环境^[7,8]等对财务报告可比性的影响,而较少关注管理层行为的影响。实际上,管理层作为财务报告的主要准备者和呈报者,其个人动机必然会影响到财务报告的质量。在所有权与经营权分离的背景下,公司管理层会为了个人利益而损害所有者的利益,其中异常在职消费是比较常见的方式。在职消费是管理层在履职中产生的由企

业负担的消费支出,正常水平或合理的在职消费能够起到激励作用,提高管理层工作热情从而提升经营管理效率,而偏离正常水平的异常在职消费则会造成财务资源浪费,最终损害企业价值^[9],降低异常在职消费是公司治理的重要内容。高质量的财务报告可以更好地反映公司真实情况,有利于对管理层实施监督和激励,因此管理层进行异常在职消费后,为了缓解来自治理层和监督者的压力,有动机降低财务报告质量,增加信息不对称,方便为其私利进行辩护。

那么,管理层异常在职消费引致的低质量财务报告的披露动机是否降低了财务报告可比性呢?同时,当管理层拥有更大的权力时,会更容易按照自己的意愿行事,使得管理层能够对会计行为和会计师事务所的聘任施加更多的影响,更有能力影响财务报告质量。那么,管理层权力是否会调节异常在职消费与财务报告可比性之间的关系呢?本文将尝试对以上问题进行回答。

【基金项目】 国家社会科学基金项目“基于公司财务视角的商业贿赂治理研究”(项目编号:15CGL017);安徽财经大学科研基金项目“高管在职消费研究:动因、后果与治理”(项目编号:ACKY1638)

二、文献回顾和假设提出

(一)文献回顾

可比性是指财务信息能够使相似的经济业务或事项看起来相似,不同的经济业务或事项看起来不同^[2]。美国财务会计准则委员会(FASB,1980)对财务报告可比性的定义是“有助于信息使用者区别不同经济业务或事项间异同的一种信息质量特征”,并在修订财务报告框架时把可比性作为最重要的信息质量特征之一,包括国际会计准则理事会(IASB)以及我国财政部在内的很多会计准则制定机构都在积极寻求以增强财务信息可比性为主旨的会计准则趋同。

Ball^[10]的研究表明,实施一致和趋同的高质量会计准则确实能够提高财务信息的可比性。但是,高质量会计准则的实施并不是唯一决定可比性的因素。Holthausen^[11]的研究指出,制度环境、治理环境以及经营环境都会影响公司对会计准则的具体执行,从而导致执行效果的差异性,最终影响财务报告的质量。

目前,国内有关财务报告可比性影响因素的文献并不丰富,且除了关注会计准则的影响^[2,3,10],大多研究集中于审计机构特征、经营环境的影响。如谢盛纹、刘杨晖^[4]研究发现,整体而言,变更审计师的公司其会计信息可比性要低于未变更审计师的公司,同时前任审计师任期在两者关系间发挥调节作用。叶飞腾等^[5]考察了会计师事务所合并对客户财务报告可比性的影响,发现合并后会计师事务所审计的财务报告可比性显著高于合并前会计师事务所审计的财务报告可比性。方红星等^[7]从客户、供应商信息需求的角度进行分析和检验,发现在客户和供应商集中的经营环境下,由于私下信息的沟通需要,公司倾向于披露可比性更低的财务报告。袁知柱等^[8]的研究表明,产品市场竞争程度与财务报告可比性显著负相关。

现有文献中,无论是审计机构特征还是经营环境,其对财务报告可比性的影响都是间接的,管理层作为财务报告的直接准备者与呈报者却较少涉及,仅有两篇文献关注了管理者特征的影响。周晓苏等^[1]发现了公司间高管联结能提升其财务报告可比性的证据;张霖若^[12]的研究表明,CEO继任会降低财务报告可比性。而关于管理层行为和披露动机对财务报告可比性的影响,目前仍然有待研究。

在职消费是管理层在履职中产生的由企业负担的消费支出,关于在职消费的经济后果,一直有“代理观”和“效率观”两种观点^[13]。代理观认为,管理层利用职权进行在职消费的财务成本大于其能带来的经济利益,造成财务资源的浪费,从而降低企业价值;而效率观认为,在职消费作为薪酬契约的一部分能够起到对管理层的激励作用,提升其工作热情,进而提升企业价值。万华林^[13]对国外有关在职消费的研究进行分析后认为两种观点并不矛盾,两者具有内在一致性,关键在于找到两者的均衡点。

国内外很多学者都尝试把在职消费合理的部分剥离出来,剩余的则表现为异常在职消费^[14,15]。合理水平的在职消费有助于提升经营管理效率,是企业正常经营所需、应予以保留的必要支出,异常在职消费会降低企业绩效,是需要进行治理的代理成本^[9]。异常在职消费行为是管理层追求私利的常见方式,特别是在我国企业普遍存在显性薪酬激励不足的情况下,管理层异常在职消费普遍存在。王东清、李静^[16]的研究表明,管理层进行异常在职消费后,为辩护私利行为的合理性会进行盈余管理。可见,讨论管理层行为和披露动机对财务报告可比性的影响时可以从异常在职消费的视角进行。同时,管理层权力的存在让管理层更有能力按照自己的意愿行事,包括对财务报告的生成与披露施加更多影响,如林芳、冯丽丽^[17]的研究发现,管理层权力越大的公司,越容易进行盈余管理。因此,讨论管理层异常在职消费行为对财务报告可比性的影响时,应该考虑管理层权力赋予管理层影响财务报告的能力。

(二)理论分析与研究假设

1. 基于异常在职消费视角的披露动机与财务报告可比性。现代公司制度下所有权与经营权分离,所有者和管理层存在委托代理关系,由于两者的效用函数并不完全一致,管理层会产生有损所有者利益但增加自身利益的行为,进而引发道德风险和逆向选择。管理层激励是解决这种委托代理冲突的主要方式之一,激励的重要组成部分是薪酬激励,包括显性薪酬激励和隐性薪酬激励。我国“限薪令”的实施以及管理层持股普遍偏低的情况,导致了无论是国有企业还是民营企业都存在显性薪酬激励不足的问题^[18],因此隐性薪酬激励成为很重要的补充,在职消费是最常见的激励手段。然而管理层可能利用对公司的剩余裁量权影响激励契约设计,为自己谋取更多的利益,使其成为委托代理问题的一部分^[19],

在隐性薪酬上的体现就是发生偏离合理水平在职消费的异常在职消费,因此如何抑制异常在职消费成为公司治理的一项重要内容。

信息不对称为管理层薪酬自利行为提供了重要的条件,隐性的异常在职消费相较于显性薪酬更加依赖于信息不对称的存在。财务信息的披露是资本市场中缓解信息不对称的重要途径,高质量的财务报告信息能够为监管者和投资者提供更多关于管理层努力程度的信息,有助于监督和激励措施的有效实施^[20]。因此,为了更便于实施自利行为,管理层有动机削弱财务报告的质量来增加信息不对称程度,更高水平的异常在职消费常常伴随着更低的财务信息质量^[21]。可比性是高质量财务报告的重要特征,可比的财务报告可以更好地反映经济事件的实质,降低财务报表使用者的信息解读难度,提高决策的有效性^[1,3]。财务报告间可比可以使不同的公司对相似的业务或事项有相似的财务产出,对相异的业务或事项有相异的财务产出。当管理层把不属于或超过正常规定的消费作为公司费用列支时,高可比性的财务报告能够对此进行反映,从而被报告使用者所了解,形成对管理层的监管压力。作为财务报告的准备者和呈报者,管理层可以影响财务信息的质量,在准则具体执行中使用更多“不当”的会计判断和会计估计甚至进行财务造假,从而弱化本公司与同行业公司的可比性,试图以公司业务的“特殊性”来为异常在职消费的自利行为进行辩护,以降低投资者的愤怒程度。根据以上分析,本文提出以下假设:

H1:在其他条件不变的情况下,管理层异常在职消费会削弱披露高质量财务报告的动机,降低财务报告可比性,即管理层异常在职消费水平越高,财务报告可比性越低。

2. 管理层权力、披露动机与财务报告可比性。管理层权力理论认为,管理层权力反映了管理层按照自己意愿行事的能力,当管理层拥有更大的权力时,更有能力实施对自己有利的行为^[19]。管理层权力的发挥会受到公司内外部治理机制的影响。我国上市公司中,普遍存在的“一股独大”现象使得国有企业中出现所有者缺位下的内部人控制,民营企业中由于家族控制表现出所有者与管理者重合或合谋^[22],公司内部治理机制无法有效发挥作用;同时当前转型经济环境下,公司外部治理机制有待完善。这些都导致管理层获得了更多按照自己意愿行

事的能力。管理层权力使得管理层有能力在财务信息披露方面选择利己的机会主义行为,当披露更低可比性的财务信息有利可图时,管理层会利用所掌握的权力施加影响,采取可能的措施来实现财务报告可比性的降低。

管理层进行自利的异常在职消费后,越低的财务报告可比性越有利于其对自利行为进行“特殊性”辩护,以减少来自投资者的压力,而较大的管理层权力能够为降低可比性提供能力支持。一方面,权力较大的管理层拥有更多的自由裁量权,有能力对会计行为实施更多的干涉,使其自利消费通过“不当”会计判断和会计估计甚至造假行为进入财务报告项目,从而降低财务报告可比性;另一方面,已有研究表明审计师特征会影响财务报告可比性^[4,5],同时客户依赖度越高的会计师事务所和审计师审计的财务报告可比性越低^[23],而权力较大的管理层在选择会计师事务所时更有话语权^[24],有能力选择对公司依赖程度更高、容易和自己达成一致意见的会计师事务所和审计师。由此可见,拥有较大权力的管理层进行异常在职消费后,不但有动机而且有能力降低财务报告可比性,因此本文提出以下假设:

H2:在其他条件不变的情况下,管理层权力能增强异常在职消费对财务报告可比性的负向影响。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

由于财务报告可比性的计算需要前4年的数据,而研究表明会计准则的趋同会系统地提升财务报告的可比性^[3]。为了消除会计准则趋同可能对研究设计产生的影响,本文选择2010~2016年A股上市公司作为研究样本(2010年可比性计算会用到2007~2010年数据)并进行以下筛选:①删除金融保险类和交叉上市的公司;②删除没有连续16个月披露季度报告或进行证券交易公司的年度数据;③删除未披露管理费用明细公司的年度数据;④删除年度内不足11个样本的行业;⑤剔除回归变量缺失的数据。最终得到4788个有效的公司年度数据。文中涉及的财务数据、公司治理数据和证券交易数据来自CSMAR数据库,内部控制相关数据来自迪博公司的DIB内部控制数据库,行业分类参照2001年证监会行业分类标准,除制造业取两位编码外,其他行业取一位编码。为了消除极端影响,对所有的连续变量进行1%和99%分位的Winsorize缩尾处理。

(二)变量定义

1. 财务报告可比性(CompMean、CompInd)。会计可以看作是以经济业务或事项为输入、财务信息为产出的信息系统,可比的会计系统对于相似的输入会产生相似的产出。基于此,De Franco等^[25]以会计盈余代表信息产出、对应期间股票收益代表投入,用两者之间的简单线性关系表示特定公司的会计系统,建立了以产出为导向、定量测度公司层面行业内横向可比的方法,并使用非持股机构分析师预测和公司信息环境特征验证了这种方法的有效性。国内相关研究也证实了该方法在我国市场环境下的适用性^[4,7]。本文参考这种测量方法,并借鉴刘睿智等^[26]的做法加入对“好消息”和“坏消息”的考虑,对财务报告的可比性进行测度,具体步骤如下:

首先,估计*i*公司的会计系统。使用式(1)来估计*i*公司的会计系统,其中净利润与期初权益市场价值的比值(Earnings)代表信息产出,对应期间股票收益(Return)代表经济业务或事项,Neg代表消息类型(Return为负,表示“坏消息”,取1;为正,表示“好消息”,取0),Neg×Return为Neg和Return的乘积。利用*i*公司第*t*年(含)前连续16个季度数据对式(1)进行回归,模拟出系数作为*i*公司第*t*年的会计系统转换函数,同理可以计算出同行业同年度内所有公司的会计系统转换函数。

$$\text{Earnings}_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}\text{Return}_{it} + \alpha_{2i}\text{Neg}_{it} + \alpha_{3i}\text{Neg}_{it} \times \text{Return}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$E(\text{Earnings}_{iit}) = \hat{\alpha}_{0i} + \hat{\alpha}_{1i}\text{Return}_{it} + \hat{\alpha}_{2i}\text{Neg}_{it} + \hat{\alpha}_{3i}\text{Neg}_{it} \times \text{Return}_{it} \quad (2)$$

$$E(\text{Earnings}_{ijt}) = \hat{\alpha}_{0j} + \hat{\alpha}_{1j}\text{Return}_{it} + \hat{\alpha}_{2j}\text{Neg}_{it} + \hat{\alpha}_{3j}\text{Neg}_{it} \times \text{Return}_{it} \quad (3)$$

$$\text{Comp}_{ij} = -1/16 \times \sum_{t=15}^t |E(\text{Earnings}_{iit}) - E(\text{Earnings}_{ijt})| \quad (4)$$

其次,计算同行业同年度内*i*与*j*公司财务报告可比性。利用上步骤中*i*与*j*公司第*t*年度模拟出的会计系统转换函数,通过式(2)和式(3)以*i*公司股票收益信息(Return_{it})作为共同经济业务或事项,计算经过*i*和*j*公司会计系统产出的财务信息E(Earnings)_{iit}和E(Earnings)_{ijt}。最后利用式(4),以两个系统出差值绝对值的平均数再取相反数作为*i*和*j*公司第*t*年度的财务报告可比性(Comp_{ij}),该值越大两个公司的财务报告可比性越高。

最后,计算*i*公司第*t*年的财务报告可比性。为

了反映*i*公司第*t*年相对于行业内其他公司总的财务报告可比性程度,把行业年度内所有与*i*配对公司间的财务报告可比性(Comp_{ij})取平均数,记为CompMean,取中位数,记为CompInd。此外,取行业年度内所有与*i*配对公司财务报告的对比性(Comp_{ij})最高的前4个值的平均数,记为Comp4,取最高的前10个值平均数,记为Comp10,用于稳健性测试。

2. 异常在职消费(AbPerks)。如前文分析,本文从管理层异常在职消费的视角考量财务报告质量的披露动机,越高的异常在职消费水平意味着披露高质量财务信息的动机越弱。在职消费本身具备隐蔽性^[13],而异常在职消费作为在职消费中不合理的部分更难准确计量,如何对异常在职消费进行计量一直是理论研究的难点。现有研究做了很多有益的尝试,异常在职消费的替代变量主要可以分为两类:一类是来自报表及附注的数据,从中筛选出很可能属于异常在职消费的项目,并经过调整后消除企业规模的影响^[27];另一类是采用数理统计方法拟合出与经营管理活动相关的正常的经营管理费用,用残差表示异常在职消费^[14,15]。第一类方法中异常在职消费仍可能包含正常的费用支出,为了更好地反映管理层的隐性私利行为,本文借鉴后一类方法,使用式(5)分行业分年度回归后的残差表示异常在职消费,记为AbPerks。

$$\frac{\text{Perks}_{i,t}}{\text{TA}_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{\text{TA}_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta \text{Sales}_{i,t}}{\text{TA}_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\text{PPE}_{i,t}}{\text{TA}_{i,t-1}} + \alpha_4 \frac{\text{Inventory}_{i,t}}{\text{TA}_{i,t-1}} + \alpha_5 \text{LnEmployee}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中:*i*表示第*i*家公司,*t*表示年度(下文同);Perks为管理费用中扣除董监高的薪酬、坏账准备、折旧和摊销以及停工损失等明显不属于在职消费项目后的余额;TA为年末资产总额;ΔSales表示主营业务收入变动额;PPE为年末固定资产净额;Inventory为年末存货账面价值;LnEmployee为年末职工数的自然对数。

3. 管理层权力(Power1、Power2)。管理层权力可以从组织结构权、所有者权、专家权和声誉权这四个维度进行度量。由于我国目前仍未建立有效的经理人市场,参考权小峰等^[15]和刘坤鹏等^[28]的研究,选取董事长与总经理两职合一、董事会规模、管理层持股、实际控制人的监督能力四个指标度量管理层权力:①董事长与总经理两职合一,当两职合一时取

1, 否则取0。②董事会规模, 董事会的规模越大越不容易达成一致的意见, 高管影响董事会的可能性越大, 管理层权力也越大, 当董事会规模大于行业均值时取1, 否则取0。③管理层持股, 管理层持股时为1, 否则取0。④实际控制人的监督能力, 上市公司可能存在多层次股权结构背后的实际控制人, 其对上市公司的控制权更能够反映大股东对管理层的监督能力, 因此用实际控制人控制权与前十大股东持股比例之和的比值来度量大股东的监督能力, 监督能力越弱则管理层权力越大。当公司实际控制人监督能力小于行业均值时, 管理层权力更大, 赋值为1, 否则取0。最后, 取上述四个指标值之和作为管理层权力累计指标Power1, 同时使用主成分分析方法, 保留特征值大于1的主成分, 合成四个指标的综合指标Power2。

4. 内部控制质量(IC)。现有研究主要使用三种

方法来衡量内部控制质量: 一是根据公司披露与内部控制相关的可感知信息把内部控制质量分为低、中、高三个等级^[29]; 二是根据内部控制五要素进行评分^[30]; 三是采用权威数据库发布的内部控制指数^[31]。第一种方法度量的内部控制质量是非连续变量, 不能细致地反映公司间的差异, 第二种和第三种方法使用的是连续变量度量。本文借鉴徐虹等^[31]的做法, 使用迪博公司发布的上市公司内部控制指数来衡量公司的内部控制质量, 同时考量纲对回归系数大小的影响, 除以100, 记为IC。

(三)模型设定

为了检验H1和H2, 分别建立式(6)和式(7)。若H1成立, 预期式(6)中 α_1 为负; 若H2成立, 预期式(7)中 α_3 为负。

$$\text{CompInd}_{i,t}(\text{CompMean}_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AbPerks}_{i,t} + \beta \text{Controls} + \varepsilon \quad (6)$$

表1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	财务报告可比性	CompMean	与同行业同年度内其他公司间的财务报告可比性取平均值, 计算方法详见上文
		CompInd	与同行业同年度内其他公司间的财务报告可比性取中位数, 计算方法详见上文
解释变量	异常在职消费	AbPerks	式(5)分行业分年度回归的残差
	管理层权力	Power1	董事长与总经理两职合一、董事会规模、管理层持股、实际控制人的监督能力的累计指标
		Power2	董事长与总经理两职合一、董事会规模、管理层持股、实际控制人的监督能力的主成分综合指标
	内部控制质量	IC	迪博数据库披露的年度内部控制指数除以100
控制变量	资产总额	TA	年末总资产
	收入变动	ΔSales	本年主营业务收入-上年主营业务收入
	固定资产规模	PPE	年末固定资产净值
	存货规模	Inventory	年末存货账面价值
	员工规模	LnEmployee	年末员工人数的自然对数
	企业规模	Size	年末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总资产负债率
	公司经营业绩	ROA	当年总资产收益率, 等于净利润与期末资产比值
	现金替代物	Liquid	年末现金替代物, 等于(营运资本-货币资金)/期末总资产
	非债务税盾	NDTS	年末非债务税盾, 等于固定资产折旧/期末总资产
	每股盈余	EPS	年末每股盈余
	资本支出率	INVR	当年资本支出率, 等于当年资本支出额/营业收入
	管理层持股	MHold	年末管理层持股比例
	股权集中度	OC	年末股权集中度, 等于第一大股东持股比例与第二大股东持股比例之比
	产权性质	State	国有产权取1, 否则为0
	行业	Industry	行业虚拟变量
年度	Year	年度虚拟变量	

$$\text{CompInd}_{i,t}(\text{CompMean}_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AbPerks}_{i,t} + \alpha_2 \text{Power}_{i,t} + \alpha_3 \text{Power}_{i,t} \times \text{AbPerks}_{i,t} + \beta \text{Controls} + \varepsilon \quad (7)$$

目前关于影响财务报告可比性因素的研究还不够丰富,可用的控制变量并不成熟。本文参考De Franco等^[25]与谢盛纹、刘杨晖^[4]的研究选择以下控制变量:企业规模(Size);资产负债率(Lev);公司经营业绩(ROA);现金替代物(Liquid);非债务税盾(NDTS);每股盈余(EPS);资本支出率(INVR);管理层持股(MHold);股权集中度(OC);行业(Industry);年度(Year)。此外,由于我国国有产权和非国有产权上市公司面临的制度环境有较大差异,加入对产权性质(State)的控制。具体变量定义如表1所示。

四、实证检验与结果

(一)变量描述性统计

表2列示了相关变量的描述性统计结果。

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
CompMean	4788	-0.0103	0.0046	-0.0287	-0.0092	-0.0040
CompInd	4788	-0.0088	0.0049	-0.0298	-0.0075	-0.0028
AbPerks	4788	-0.0004	0.0123	-0.0263	-0.0025	0.0497
Power1	4788	1.769	0.844	0	2	4
Power2	4788	-0.0550	0.472	-0.841	0.144	0.914
IC	2668	6.590	1.222	0	6.788	9.031
Size	4788	22.38	1.271	19.93	22.18	26.07
ROA	4788	0.0359	0.0482	-0.131	0.0294	0.188
Lev	4788	0.477	0.206	0.0667	0.481	0.909
Liquid	4788	0.0122	0.208	-0.508	0.0107	0.501
NDTS	4788	0.128	0.125	0.0011	0.0921	0.591
EPS	4788	0.339	0.475	-0.944	0.239	2.189
INVR	4788	0.108	0.142	0.0005	0.0607	0.845
MHold	4788	0.0292	0.0891	0	0	0.527
OC	4788	15.04	24.51	1.017	5.588	154.6
State	4788	0.572	0.495	0	1	1

如表2所示,财务报告可比性(CompMean和CompInd)的均值分别为-0.0103和-0.0088,标准差分别为0.0046和0.0049,说明不同样本间财务报告可比性的差异很大。由于异常在职消费(AbPerks)来自于OLS回归的残差,均值和中位数都非常接近0,最大值为0.0497,意味着异常在职消费偏离正常值的部分最高达到了上年总资产的4.97%,异常在职消费比较严重,同时标准差为0.0123,表明不同公

司间异常在职消费水平差异很大;管理层权力(Power1和Power2)的均值分别为1.769和-0.0550,中位数为2和0.144,标准差为0.844和0.472,说明样本间管理层权力差异较大;内部控制质量(IC)的均值和标准差分别为6.590和1.222,表明样本期间公司内部控制质量普遍较高且公司间的差异较大。从其他控制变量的统计特征来看,变异程度都相对较大。

(二)多元回归分析

1. 披露动机与财务报告可比性。为了检验H1,将异常在职消费(AbPerks)作为解释变量,财务报告可比性(CompMean和CompInd)分别作为被解释变量对式(6)进行稳健标准误的混合OLS回归,同时控制行业与年度效应,结果见表3。

表3 披露动机与财务报告可比性

变量	(1)	(2)
	CompMean	CompInd
AbPerks	-0.0207*** (-4.43)	-0.0221*** (-4.23)
Size	-0.0005*** (-6.92)	-0.0006*** (-6.90)
ROA	0.0238*** (9.59)	0.0283*** (9.25)
Lev	-0.0026*** (-5.47)	-0.0031*** (-5.15)
Liquid	0.0012*** (2.97)	0.0013*** (2.90)
NDTS	-0.0065*** (-9.49)	-0.0085*** (-8.64)
EPS	-0.0026*** (-9.29)	-0.0031*** (-8.69)
INVR	0.0017*** (4.18)	0.0022*** (4.43)
MHold	0.0006 (1.40)	0.0007 (1.40)
OC	0.0000*** (5.74)	0.0000*** (5.72)
State	-0.0003*** (-3.04)	-0.0004*** (-3.57)
常数项	0.0031 (1.15)	0.0067** (2.30)
Year	控制	控制
Industry	控制	控制
观测值	4788	4788
调整的R ²	0.384	0.321

注:括号内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

在控制其他变量后,异常在职消费(AbPerks)与财务报告可比性(CompMean 和 CompInd)均在1%的水平上显著负相关,异常在职消费水平越高,公司财务报告可比性越低,支持H1。说明当管理层实施更多的异常在职消费私利行为后,为了减少来自治理层与监督者的压力,更有动机采取措施降低公司与同行业其他公司间的财务报告可比性,从而为其自利行为“特殊性”做辩护。从控制变量的显著性来看,除了管理层持股(MHold)外,其他控制变量都显著影响了财务报告可比性,同时模型的拟合优度都在30%以上,说明控制变量的选择恰当,模型对财务报告可比性具有较好的解释度。

2. 管理层权力、披露动机与财务报告可比性。本文进一步考察了管理层在拥有不同管理层权力时,披露动机对财务报告可比性的影响是否存在差异,即检验H2。在式(6)的基础上,引入管理层权力与异常在职消费之交乘项(Power×AbPerks),建立式(7)进行稳健标准误的混合 OLS 回归,同时控制了行业与年度效应,结果如表4所示。

表4第(1)和(3)列中管理层权力累计指标与异常在职消费之交乘项(Power1×AbPerks)的系数分别为-0.0110和-0.0112,且分别在5%和10%的水平上显著,第(2)和(4)列中管理层权力综合指标与异常在职消费之交乘项(Power2×AbPerks)的系数分别为-0.0160和-0.0153,且前者在10%的水平上显著,说明在控制其他变量的情况下,管理层权力增强了异常在职消费对财务报告可比性的负向影响。表4的结果表明,面对异常在职消费引致的降低财务报告可比性的动机,当管理层拥有更大的管理层权力时,其更有能力显著降低财务报告可比性,证明了H2。

(三)稳健性测试

为了使结果更加稳健,本文使用以下方法进行稳健性检验:

1. 替换异常在职消费的度量指标。前文在使用模型(5)计算异常在职消费时,用管理费用扣除明显不属于在职消费的项目余额作为被解释变量,这种方法把无法判断的管理费用项目都视为可能的在职消费,最终有可能高估在职消费水平。因此,参考张丽平、杨兴全^[32]的做法,首先,把管理费用中“办公费、差旅费、业务招待费、通讯费、出国培训费、董事会费、小汽车费和会议费等”很可能用于在职消费自利的项目之和作为被解释变量Perks1,重新对式(5)进

表4 管理层权力、披露动机与财务报告可比性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CompMean	CompMean	CompInd	CompInd
AbPerks	-0.0194*** (-4.07)	-0.0199*** (-4.18)	-0.0215*** (-4.17)	-0.0220*** (-4.28)
Power1	0.0001 (1.55)		0.0001 (1.54)	
Power2		0.0002 (1.21)		0.0002 (1.04)
Power1× AbPerks	-0.0110** (-2.02)		-0.0112* (-1.89)	
Power2× AbPerks		-0.0160* (-1.70)		-0.0153 (-1.49)
Size	-0.0005*** (-7.01)	-0.0005*** (-6.95)	-0.0006*** (-7.58)	-0.0006*** (-7.50)
ROA	0.0238*** (9.59)	0.0238*** (9.58)	0.0267*** (9.57)	0.0267*** (9.55)
Lev	-0.0026*** (-5.49)	-0.0026*** (-5.51)	-0.0027*** (-5.25)	-0.0027*** (-5.27)
Liquid	0.0011*** (2.93)	0.0011*** (2.91)	0.0015*** (3.46)	0.0015*** (3.44)
NDTS	-0.0065*** (-9.50)	-0.0066*** (-9.52)	-0.0074*** (-9.62)	-0.0074*** (-9.63)
EPS	-0.0025*** (-9.28)	-0.0026*** (-9.30)	-0.0030*** (-9.48)	-0.0030*** (-9.49)
INVR	0.0016*** (4.09)	0.0017*** (4.11)	0.0018*** (4.10)	0.0019*** (4.13)
MHold	0.0003 (0.64)	0.0004 (0.77)	0.0005 (1.05)	0.0006 (1.28)
OC	0.0000*** (5.82)	0.0000*** (5.75)	0.0000*** (5.67)	0.0000*** (5.59)
State	-0.0003*** (-2.83)	-0.0003*** (-2.73)	-0.0004*** (-3.16)	-0.0004*** (-3.08)
常数项	0.0031 (1.15)	0.0032 (1.18)	0.0061** (2.17)	0.0062** (2.19)
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
观测值	4788	4788	4788	4788
调整的R ²	0.385	0.384	0.346	0.346

行分行业分年度回归,得出的残差作为异常在职消费的度量指标,记为AbPerks1。然后,用AbPerks1替换AbPerks对式(6)和式(7)进行稳健标准误的混合 OLS 回归。为节省篇幅,仅使用了CompMean作为财务报告可比性的度量指标,并对所有的控制变量省略显示,结果如表5所示。

从表5的第(1)列可以看出,异常在职消费在10%的显著性水平上与财务报告可比性负相关,支持H1;从第(2)和(3)列可以看出,管理层权力与异

表 5 替换异常在职消费的度量指标的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	CompMean	CompMean	CompMean
AbPerks1	-0.0260* (-1.73)	-0.0145 (-0.93)	-0.0227 (-1.50)
Power1		0.0002* (1.82)	
Power2			0.0002* (1.74)
Power1× AbPerks1		-0.0584*** (-3.35)	
Power2× AbPerks1			-0.0894*** (-3.08)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.0023 (0.86)	0.0023 (0.87)	0.0024 (0.92)
观测值	4384	4384	4384
调整的 R ²	0.379	0.381	0.381

常在职消费交乘项的系数在 1%的水平上显著为负,支持 H2。

2. 按照管理层权力进行分组检验。按照管理层权力累计指标 Power1 是否大于行业均值进行分组,当 Power1 大于行业均值时划分为高权力组,否则为低权力组。然后,用两组样本分别对式(6)进行稳健标准误的混合 OLS 回归,受篇幅限制,对所有的控制变量省略显示,结果如表 6 所示。

表 6 按管理层权力分组的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高权力组	低权力组	高权力组	低权力组
	CompMean	CompMean	CompInd	CompInd
AbPerks	-0.0339*** (-5.80)	-0.0029 (-0.39)	-0.0363*** (-5.79)	-0.0046 (-0.57)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0083*** (4.09)	-0.0094*** (-3.92)	0.0117*** (5.11)	-0.0067** (-2.56)
观测值	2876	1912	2876	1912
调整的 R ²	0.417	0.355	0.365	0.334

从表 6 第(1)和(3)列可以看出,高权力组中异常在职消费(AbPerks)的回归系数在 1%的水平上显著为负;从第(2)和(4)列可以看出,低权力组中 AbPerks 的回归系数不显著。以上结果表明,当管理层拥有更大的管理层权力时,面对异常在职消费引致的降低财务报告可比性的动机,其更有能力显著降低财务报告可比性,支持了 H2。

3. 替换财务报告可比性的度量指标。参考谢盛纹、刘杨晖^[4]的做法,对根据所有行业年度内与 i 公司可比的公司计算出的财务报告可比性(Comp_{ij})按大小排序,取前四大的平均值,记为 Comp4,取前十大的平均值,记为 Comp10,用它们来表示公司层面的财务报告可比性,代替 CompMean 和 CompInd 作为被解释变量对式(6)和式(7)进行回归,回归结果仍然支持 H1 和 H2,限于篇幅,具体结果省略报告。

(四)进一步检验:内部控制的调节作用

公司内部控制可以防范管理层滥用权力,有利于把权力关进制度的“笼子”里^[33]。我国《内部控制基本规范》要求公司建立规范的治理结构和议事规则,明确决策、执行、监督等方面的职责权限,形成科学有效的职责分工和制衡机制。有效的内部控制通过对制度和流程的规范与控制,有助于限制管理层对会计估计和方法选择的自由裁量权,保证财务信息质量的提高^[34]。已有研究表明,良好的内部控制在抑制盈余管理^[30, 35]、提高盈余反应系数^[30]以及提高会计稳健性^[29]等方面都发挥了积极的作用。内部控制通过对管理层权力的规范和制衡机制的安排,还将削弱管理层对审计机构选择的影响力。由此我们推断,高质量的内部控制能够发挥提升财务报告可比性的调节作用,对管理层异常在职消费引致的降低财务报告可比性以辩护私利的行为起到抑制作用。

为了检验上述推断,在式(6)中依次加入表示内部控制质量的变量 IC 以及其与管理层异常在职消费交乘项(IC×AbPerks),并以高权力组数据进行稳健标准误的混合 OLS 回归,同时控制行业与年度效应,结果如表 7 所示。

从列(1)、(3)列示的回归结果可以看出,同时用异常在职消费(AbPerks)和内部控制质量(IC)直接对财务报告可比性进行回归时,AbPerks 仍与 CompMean 和 CompInd 在 1%的水平上显著负相关,而 IC 与 CompMean 和 CompInd 在 1%的水平上显著正相关,表明在控制了其他变量的情况下,内部控制质量的提升能够显著提高公司财务报告可比性。从列(2)和(4)列示的回归结果来看,考虑 IC 与 AbPerks 的交乘项影响时,AbPerks 的系数仍显著为负,同时交乘项 IC×AbPerks 的系数在 1%的水平上显著为正,说明内部控制质量(IC)可以抑制管理层异常在职消费(AbPerks)引致的披露动机对财务报告可比性的降低作用。

内部控制对管理层异常在职消费
自利辩护的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CompMean	CompMean	CompInd	CompInd
AbPerks	-0.0326*** (-5.39)	-0.0340*** (-5.63)	-0.0350*** (-5.45)	-0.0364*** (-5.68)
IC	0.0005*** (5.38)	0.0004*** (4.61)	0.0005*** (5.39)	0.0005*** (4.68)
IC× AbPerks		0.0221*** (4.13)		0.0223*** (3.90)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0082*** (4.01)	0.0084*** (4.13)	0.0115*** (5.02)	0.0117*** (5.15)
观测值	2668	2668	2668	2668
调整的R ²	0.429	0.434	0.379	0.384

五、结论与启示

(一) 结论

本文以我国2010~2016年沪深两市A股为样本,参考De Franco等^[25]的模型度量公司层面财务报告可比性,基于管理层异常在职消费的视角,检验了管理层权力、披露动机对财务报告可比性的影响。结果发现,管理层进行异常在职消费后有动机降低财务报告可比性,以达到对自利行为进行“特殊性”辩护的目的,即管理层异常在职消费水平越高,财务报告可比性越低。当考虑管理层所拥有的权力时,发现管理层权力显著增强了异常在职消费与财务报告可比性的负相关关系,表明管理层权力为管理层异常在职消费后降低财务报告可比性的动机提供了能力支持。以上结论在进行稳健性测试后仍然成立。此外,本文还分析了内部控制质量对财务报告可比性的直接影响以及对异常在职消费降低财务报告可比性的调节作用。结果表明,高质量的内部控制能够直接显著地提高财务报告可比性,从而提升财务报告质量,并且能够抑制高权力组中异常在职消费对财务报告可比性的降低作用,起到了负向调节管理层通过降低财务报告可比性对异常在职消费进行“特殊性”辩护的作用。

(二) 启示

本文研究的启示在于:①与现有研究关注准则趋同^[3]或外部因素如外部审计^[4]等对于财务报告可比性的影响不同,本文发现管理层作为财务报告的准备者和呈报者,其披露动机和影响财务报告的能

力也会显著影响财务报告可比性,这为我们从公司内部寻找影响财务报告可比性的因素提供了新思路,同时提示投资者和公司治理层可以从限制管理层权力入手来提高财务报告质量,以形成对管理层更高质量的监督和治理。②内部控制会显著提升财务报告可比性,并且能够通过负向调节异常在职消费引致的披露动机对财务报告可比性的降低发挥作用,意味着我国公司内部控制的实施确实具有保证高质量会计信息的作用,今后公司治理层应更加注重公司内部控制的完善与运行。

主要参考文献:

- [1] 周晓苏,王磊,陈沉. 企业间高管联结与会计信息可比性——基于组织间模仿行为的实证研究[J]. 南开管理评论,2017(3):100~112.
- [2] Barth M. E., Landsman W. R., Lang M., et al. Are IFRS-based and US GAAP-based Accounting Amounts Comparable? [J]. Journal of Accounting and Economics,2012(1):68~93.
- [3] 易阳,戴丹苗,彭维瀚. 会计准则趋同、制度环境与财务报告可比性——基于A股与H股、港股比较的经验证据[J]. 会计研究,2017(7):26~32.
- [4] 谢盛纹,刘杨晖. 审计师变更、前任审计师任期和会计信息可比性[J]. 审计研究,2016(2):82~89.
- [5] 叶飞腾,薛爽,杨辰. 会计师事务所合并能提高财务报表的可比性吗?——基于中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2017(3):68~74.
- [6] 罗忠莲,田兆丰. 上市公司战略差异度、高质量审计与会计信息可比性[J]. 山西财经大学学报,2018(8):109~124.
- [7] 方红星,张勇,王平. 法制环境、供应链集中度与企业会计信息可比性[J]. 会计研究,2017(7):33~40.
- [8] 袁知柱,张小曼,于雪航. 产品市场竞争与会计信息可比性[J]. 管理评论,2017(10):234~247.
- [9] 耿云江,王明晓. 超额在职消费、货币薪酬业绩敏感性 & 媒体监督——基于中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2016(9):55~61.
- [10] Ball R.. International Financial Reporting Standards(IFRS):Pros and Cons for Investors[J]. Accounting and Business Research,2006(Suppl1):5~27.
- [11] Holthausen R. W.. Testing the Relative Power

- of Accounting Standards Versus Incentives and Other Institutional Features to Influence the Outcome of Financial Reporting in an International Setting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2003(1):271~284.
- [12] 张霖若. CEO变更对会计信息可比性的影响研究[J]. *会计研究*, 2017(11):52~57.
- [13] 万华林. 国外在职消费研究述评[J]. *外国经济与管理*, 2007(9):39~41.
- [14] Luo W., Zhang Y., Zhu N.. Bank Ownership and Executive Perquisites: New Evidence from an Emerging Market [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011(2):352~370.
- [15] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. *经济研究*, 2010(11):73~87.
- [16] 王东青, 李静. 市场化程度、超额在职消费与盈余管理[J]. *中南大学学报*, 2017(7):119~126.
- [17] 林芳, 冯丽丽. 管理层权力视角下的盈余管理研究——基于应计及真实盈余管理的检验[J]. *山西财经大学学报*, 2012(7):96~104.
- [18] 廖歆欣, 刘运国. 企业避税、信息不对称与管理层在职消费[J]. *南开管理评论*, 2016(2):87~99.
- [19] Bebchuk L. A., Fried J. M., Walker D. I.. Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation[J]. *The University of Chicago Law Review*, 2002(3):751~846.
- [20] Armstrong C. S., Guay W. R., Mehran H., et al.. The Role of Financial Reporting and Transparency in Corporate Governance[J]. *Economic Policy Review*, 2016(8):107~128.
- [21] Gul F. A., Cheng L. T. W., Leung T. Y.. Perks and the Informativeness of Stock Prices in the Chinese Market [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011(5):1410~1429.
- [22] 赵息, 许宁宁. 管理层权力、机会主义动机与内部控制缺陷信息披露[J]. *审计研究*, 2013(4):101~109.
- [23] 谢盛纹, 杨钦皓, 刘睿. 客户重要性与会计信息可比性——来自中国证券市场的经验证据[J]. *南京审计大学学报*, 2017(1):74~84.
- [24] 樊行健. 公司治理与财务治理[J]. *会计研究*, 2005(2):70~72.
- [25] De Franco G., Kothari S. P., Rodrigo S. V.. The Benefits of Financial Statement Comparability [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011(4):895~931.
- [26] 刘睿智, 刘志恒, 胥朝阳. 主并企业会计信息可比性与股东长期财富效应[J]. *会计研究*, 2015(11):34~40.
- [27] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费[J]. *经济研究*, 2005(2):92~101.
- [28] 刘坤鹏, 张先治, 李庆华. 管理层权力、预期业绩与薪酬契约有效性[J]. *商业研究*, 2017(10):87~95.
- [29] 方红星, 张志平. 内部控制质量与会计稳健性——来自深市A股公司2007~2010年年报的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2012(5):3~10.
- [30] 董望, 陈汉文. 内部控制、应计质量与盈余反应——基于中国2009年A股上市公司的经验证据[J]. *审计研究*, 2011(4):68~78.
- [31] 徐虹, 林钟高, 陈洁等. 现金持有水平、内部控制与企业并购决策[J]. *经济与管理研究*, 2017(4):133~144.
- [32] 张丽平, 杨兴全. 管理者权力、外部薪酬差距与公司业绩[J]. *财经科学*, 2013(4):66~75.
- [33] 周美华, 林斌, 林东杰. 管理层权力、内部控制与腐败治理[J]. *会计研究*, 2016(3):56~63.
- [34] Wilkins M. S., Hogan C. E.. Evidence on the Audit Risk Model: Do Auditors Increase Audit Fees in the Presence of Internal Control Deficiencies? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2008(25):219~242.
- [35] Chan K. C., Farrell B., Lee P.. Earnings Management of Firms Reporting Material Internal Control Weaknesses Under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act[J]. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 2008(2):161~179.
- 作者单位: 1.中南财经政法大学会计学院, 武汉430073; 2.安徽财经大学会计学院, 安徽蚌埠233000; 3.东北财经大学会计学院, 大连116025