

媒体监督对在职消费的治理效用研究 ——来自中国上市公司的经验证据*

耿云江¹ 田 旗²

1. 东北财经大学会计学院 / 中国内部控制研究中心 2. 北方重工集团有限公司

【摘 要】随着现代企业制度和国企薪酬制度改革的深化,在职消费的监督与治理问题受到社会各界的高度关注。现有研究多局限于对公司内部治理机制与在职消费关系的分析上,很少关注外部媒体对上市公司的监督治理效用。文章在总结归纳前人研究成果的基础上,根据公司治理与媒体监督的相关理论,梳理出媒体对在职消费的监督治理效用,并进行了实证检验。研究结果表明,当年的媒体监督能显著规范在职消费,但对下年在在职消费的治理效用不显著,相较于国有上市公司,媒体对非国有上市公司的在职消费具有显著的治理效用。

【关键词】在职消费; 媒体监督; 公司治理

中图分类号: F276.6 文献标识码: A 文章编号: 1004-5937(2015)17-0105-07

一、引言

我国对公司治理的研究起步较晚,对在职消费的关注也不够充分,但与西方企业相比,我国企业管理层的在职消费在管理层的激励契约中占了很大的比例,甚至已经远远超过了货币薪酬(陈冬华等,2005)。过度的自我激励不仅会增加不必要的代理成本,而且会对企业价值及企业绩效产生负面影响(Hart, 2001; Jensen & Meckling, 1976; 周仁俊等, 2011; 冯根福等, 2012)。如何治理和规范在职消费也成为社会各界共同关注的话题。

为了有效治理上市公司过度在职消费问题,我国政府连续多次发布并实施有关规定,如《关于规范中央企业负责人职务消费的指导意见》《国有企业负责人职务消费行为监督管理暂行办法》《中央金融企业负责人职务消费管理暂行办法》《关于合理确定并严格规范中央企业负责人履职待遇、业务支出的意见》等。然而,在转型国家中,由于执法效率低下和信息披露制度不完善等原因,正式的法律制度的完善并非朝夕可就,而且文化、宗教和语言的差异也使得发达国家成熟的投资者法律保护制度无法完整地移植到新兴和转型经济体国家(李培功等, 2010)。

学术界有关监督和规范在职消费的研究多集中于公司内部治理层面。与国外研究(Williamson, 1975; Lang & Litzenberger, 1989; Lamont, 1997; Shleifer & Vishy, 1997; Young et al., 2001; Rajan R.G. et al., 2006)相一致,国内学者同样发现是否支付现金股利(罗宏, 2008)、大股东持股比例(罗进辉, 2009; 陈冬华, 2010),以及管理层持股(冯根福, 2012)等都会对在职消费有显著影响。此外,刘银国等(2012)认为,过度持有现金流量往往使企业高管能较容易地牟取私利或者在支配现金流量时缺乏应有的谨慎和全面的考虑。综合来看,尽管国内对在职消费的研究较

多,但鲜有文献从外部治理机制层面研究在职消费,涉及市场层面治理机制的研究则更少。然而,正如万华林(2004)所提出的,市场层面的治理机制或许能更有效地解决在职消费中的代理问题。

治理在职消费不能完全依赖法律制度的建设,必须同样重视对法律外替代机制在公司治理中作用的研究(Coffee, 2001; Stultz & Williamson, 2003; 郑志刚, 2007; Hilary & Hui, 2009)。在这些替代机制中,媒体的公司治理作用得到了广泛的重视(Dyck & Zingales, 2004; Miller, 2006; Joe et al., 2009)。Dyck and Zingales(2008)研究发现媒体能够有效降低控制权的私人收益,并促使企业改正侵害外部投资者权益的行为。李培功等(2010)证实了媒体在完善公司治理水平、保护投资者权益方面的积极作用。杨德明(2012)等发现媒体能够在一定程度上监督上市公司高管薪酬乱象的问题。梁红玉等(2012)指出,媒体监督能够降低企业的代理成本、提高代理效率。媒体也能够影响审计师的审计意见(余玉苗, 2013),保护中小投资者的利益(徐丽萍等, 2011),影响独立董事的辞职行为(李焰等, 2011)等。

基于上述分析,本文重点研究媒体监督对在职消费的治理效应。具体来说,将对以下问题进行实证检验:(1)媒体监督能否显著规范和治理上市公司高管当年的在职消费行为;(2)媒体监督对在职消费的治理作用是否具有“滞后效应”,即当年的媒体报道能否显著影响公司下一年的在职消费;(3)媒体监督对在职消费的治理作用是否会因企业产权性质的不同而不同。

与现有文献相比,本文的创新与贡献主要在于突破以往从法律和制度视角研究公司治理的思维定势,将外部治理因素引入在职消费研究,从而为在职消费提供了新的研究视角,也为治理在职消费问题提供了新的思路。同时,本

* 基金项目 国家社科基金青年项目(13CGL060) 辽宁省高校人文社科重点研究基地专项项目(ZJ2014042)

文不仅研究了媒体监督与在职消费的关系,也实证检验了媒体效用的持续性,即是否具有滞后性影响,检验了媒体监督在不同性质的上市公司中所发挥的效用的不同,并对其进行了理论解释。

二、理论分析与假设提出

(一)媒体监督与在职消费

公司可以通过设计和实施有效的内外部治理对管理层进行监督和激励。然而,任何一种治理机制都不可能解决所有的问题,要受到诸如股权结构不合理、所有者缺位、法律法规不完善等公司治理缺陷的困扰。而这些缺陷之所以存在,大多是因为公司自身制度和机制不完善。如果公司及其管理层不想从根本上改变这一状况,外界也束手无策。此种情形下,在过度在职消费所带来的高额代理成本面前,如何才能保护投资者的利益呢?

根据媒体有偏论,媒体有动机关注和曝光上市公司的过度在职消费行为,以吸引读者的注意力,制造轰动效应,提升刊物销量或网站点击率。在此过程中,媒体的追踪曝光能够降低经理层与外部投资者之间的信息不对称,加大利益相关者的行动力度(姚益龙等,2011),使公司及其管理层面临声誉受损和经营失败的双重风险。此时,他们会被动约束自己的败德行为,降低乃至去除在职消费中的过度部分,并采取各项措施提升企业的管理效率与治理水平。由此,本文提出假设1(H1)。

H1:媒体监督与当年的在职消费显著负相关。

改革或调整效果的呈现往往需要一个过程,管理效率和治理水平的提高也不是立竿见影、朝夕而就的。当年的在职消费数据可能并不足以充分体现媒体监督对企业在职消费行为的治理作用,而会将此影响持续到下期。因此,有必要考察下一年的在职消费数据对当年媒体监督的反映,即需要考察媒体监督对在职消费的治理作用是否具有“滞后效应”。基于此,本文提出假设2(H2)。

H2:当年的媒体监督与下年的在职消费显著负相关。

(二)媒体监督、在职消费与产权性质

根据声誉机制,良好的职业声誉能够增加企业家在经理人市场上讨价还价的博弈能力,对企业家行为具有积极的激励作用。相反,较差的职业声誉会导致企业家生涯的结束,对企业家机会主义行为具有良好的约束作用。然而,现阶段我国的市场经济仍不完善,经理人市场尚不成熟,不同性质企业中的经理人具有各自不同的职业发展目标与晋升之路,对个人声誉的态度也会有所差异。

在国有上市公司中,经理人的升迁主要是政治晋升,因此,他们会更为关注自己的政治生涯,而不太关注可能会影响自己经理人声誉的事件。即使公司或其个人遭遇了负面报道,他们也会借助国有企业特殊的政治与经济背景以及较非国有企业更为广泛的媒体与社会网络,将此报道的消极影响控制在最小范围内,而不是对此新闻作出直接、积极的回应。此外,多数国有上市公司的组织结构冗长,决策程序繁杂,即使要对媒体的负面报道作出积极反应,也需要经过董事会、总经理等的层层审批才能通过并实施,媒体报道涉及的不规范行为也就难以在短时期内得以迅速纠正。与之形成鲜明对比的是,非国有上市公司的经理人出于企业融资便利以及个人职业发展的长远考虑,会更重视自己在经理人市场中的声誉,也就更有动机积极、快速地应对媒体的负面报道,从而使媒体报道的公司治理作用更为快捷和有效。杨德明等(2012)研究发现,媒体的负面报道会影响非国有上市公司下一年审计意见的改善,而对国有上市公司却没有这种影响,表明媒体报道对国有和非国有上市公司的治理作用确实存在差异。李焰、秦义虎(2011)也指出,媒体可以通过声誉机制发挥治理作用,但是不同性质的上市公司管理层对媒体负面报道的反应不同。由此,本文提出假设3(H3)。

H3a:在非国有上市公司中,媒体的负面报道能显著制约在职消费。

H3b:在国有上市公司中,媒体的负面报道不能显著制约在职消费。

三、样本选择与模型构建

(一)样本选择

本文选取2010—2012年沪深两市上市公司作为研究样本,所有数据均来自样本公司公开披露的信息。本文的数据由四部分组成:一是管理层在职消费的数据,通过查阅上市公司年报附注中的“支付的其他与经营活动有关的现金流量”,手工收集得到;二是关于媒体报道的数据,通过Wind数据库提供的上市公司深度数据收集、整理各家上市公司的媒体报道新闻而得到,并以每年每家上市公司的媒体负面报道次数作为媒体监督的代理变量;三是有关公司治理的数据,如高管薪酬、管理层持股、独立董事比例等,来自国泰安数据库;四是关于上市公司的其他财务数据和会计数据,如资产负债率、公司规模、销售毛利率等。根据Wind数据库提供的数据整理得到以上数据后,本文对样本按照如下标准进行了筛选:(1)鉴于财务信息质量与极端值对统计结果的不利影响,剔除业绩较差的ST和*ST公司;(2)鉴于金融保险行业的特殊性,剔除金融保险行业的上市公司;(3)剔

除在职消费数据缺失的公司。按照以上标准,本文最终得到 2 201 个观察值,其中 2012 年 777 个,2011 年 788 个,2010 年 636 个。

(二)模型构建

薪酬契约是公司治理结构的重要组成部分(万华林,2007),而在消费是薪酬契约的一个重要组成部分,也属于公司治理的范畴。在理想的经营管理环境下,如果公司管理层完全以投资者利益最大化为行事原则,则在职消费从理论上讲仅仅取决于公司的日常经营活动需求。然而,根据委托—代理理论,代理人为了实现自身利益最大化,有可能会利用公司治理机制上的漏洞而通过牺牲委托人的利益来满足自身利益的最大化。所以,本文在对公司的规模(Size)、企业性质(State)、财务杠杆(Leverage)、现金流量(Cash)、销售毛利率(Margin),以及行业(Industry)、年度(Year)等经营活动因素进行控制的同时,也对公司治理因素,包括股权集中度(HHI_10)、高管人均薪酬(Ln APay)、高管持股比例(MShare)、两职兼任(Dual)和独立董事比例(Ind)等进行了控制,以构建能够直接反映和检验在职消费与媒体监督之间关系的回归模型。同时,考虑到媒体监督可能具有“滞后效应”,本文在构建模型的同时也加入了上一年的媒体监督数据,以实证检验上期的媒体监督是否对当期的在职消费产生影响。另外,为了控制不同管理层规模对上市公司在职消费的影响,本文将人均在职消费作为被解释变量,相应的,管理层薪酬和现金流量也采用了人均值。

由此,本文构建如下回归模型:

$$\text{LnPerk}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}(\text{Media}_i + 1) + \alpha_2 \text{Ln}(\text{Media}_{i-1} + 1) + \alpha_3 \text{Control}_i + \varepsilon_i$$

其中,Control_i是所有控制变量的统称,包含公司治理

变量、经营活动变量,以及企业所处行业与年度。具体来说,各变量的具体含义如表 1 所示。

对 H3 的检验将在上述模型基础上,通过区分国有上市公司、非国有上市公司两类样本分别进行检验而实现。

此外,根据国务院国资委 2006 年下发的《关于规范中央企业负责人职务消费的指导意见》,本文通过查阅并加总上市公司年报附注“支付的其他与经营活动有关的现金流量”项目中披露的办公费、差旅费、业务招待费、通讯费、出国培训费、董事会费、小车费和会议费八项费用作为上市公司管理层在职消费总额的代理变量。作为我国学者在研究在职消费时经常采用的一种计量方法(陈冬华等,2005;张力等,2009;杨蓉,2011;周仁俊等,2010),这八项费用最容易成为管理层获取私利的捷径,通过这八项费用计算得到的在职消费数据也最贴近在职消费的真实水平。

四、实证检验与分析

(一)描述性统计

表 2 为 2010—2012 各年所有研究样本的描述性统计结果。

在表 2 中,无论是在职消费数据还是媒体监督数据,均是对其绝对值即未取对数之前的数值进行描述。根据表 2,在本文选取的 2 201 个有效样本中,高管在职消费的均值为 7 524 896.02 元,最大值为 407 262 428.60 元,最小值为 1 742.05 元,前者为后者的 233 784 倍。同时,全体样本的在职消费表现出极高的标准差,说明我国上市公司的在职消费水平差异非常大。结合在职消费的特殊性,这一结果不难理解。在职消费存在的根基或出发点是满足公司日常生产经营所需,因此,在职消费与企业的资产规模、收

表 1 变量定义表

变量	变量名称		变量符号	变量定义
被解释变量	人均在职消费		Ln Perk	上市公司管理层人均在职消费的对数
解释变量	媒体监督		Ln (Media _i +1)	Ln(本年媒体负面报道次数 +1)
	滞后媒体监督		Ln (Media _{i-1} +1)	Ln(上一年媒体负面报道次数 +1)
控制变量	公司治理变量	股权集中度	HHI_10	前十大股东持股比例的平方和
		管理层人均薪酬	Ln APay	管理层人均薪酬的对数
		管理层持股比例	MShare	管理层持股数 / 总股本
		两职兼任	Dual	虚拟变量 ,董事长和总经理为同一人时为 1 ,否则为 0
		独立董事比例	Ind	独立董事人数 / 董事总人数
	经营活动变量	财务杠杆	Leverage	资产负债率 = 负债 / 资产(年末)
		企业规模	Size	企业资产总额的对数
		现金流量	Cash	企业当年经营活动产生的现金净额 / 资产总额
		销售毛利率	Margin	(销售收入 - 产品成本)/ 销售净收入
	行业		Industry	行业哑变量 ,取值为 1 至 12
年份		Year	年度哑变量 ,取值为 1 至 3	

益规模紧密相关,大型企业为满足自身的日常经营所需自然需要支出比中小企业更多的在职消费金额。

从表2也可以看出,媒体负面报道的均值为3.17,即在2010—2012年三年间,每家样本上市公司平均遭遇过3.17次的媒体负面报道。同时,其中,每年遭遇媒体负面报道次数最高为42次,最少为0次,即当年未被媒体负面报道过。2010—2012年各年,媒体的负面报道总次数分别为436次、1 845次和4 695次,呈逐年上升趋势;同时,未遭遇媒体负面报道的样本公司占全样本的比重由2010年的65.57%分别下降至2011年的40.48%和2012年的7.45%,说明无论在数量上还是范围上,媒体报道的影响都在逐年扩大。在反映数据离散程度的标准差方面,媒体监督的标准差为4.257,表明尽管媒体负面报道是一个随机事件,但大多数上市公司遭遇媒体负面报道的次数都是相对稳定且相近的,而且有一定的规律可循。在数据收集和整理过程中也发现,媒体通常会对知名度较高上市公司存在的问题或影响范围更广的丑闻更加关注,且具有“群起而攻之”的倾向,即一旦此类事件被某家媒体曝光,

多数媒体都会跟进报道此事件,有时甚至会对此事件进行大张旗鼓的跟踪报道。微博、微信、博客等现代网络媒体的快速发展也使得此类信息的传播速度更快、受众面更广,更容易制造轰动效应,出现“路人皆知”局面,进而使得被报道的上市公司处于广泛的社会监督之下,从而对公司及其管理者形成较大的压力,迫使其改变自己的行为。

在2 201个样本中,超过53%的公司为国有,剩余47%的公司为非国有;78%上市公司的总经理和董事长实现了职务分离;2010至2012年三年间,样本公司管理层持股的平均比例为5.1%,其中最高持股比例为84.3%,最低持股比例为0,表明管理层持股作为一种新兴的激励契约已经开始为我国上市公司所采用,但仍有很大比例的上市公司未采取此种激励方式。

表2中,我国上市公司独立董事的比例最高为80%,最低为12.5%,平均为36.9%。提醒注意的是,全部样本公司中有55.79%的上市公司独董占比在33.33%附近,独董占比不足33.33%的样本公司仅为1.13%,这在一定程度

表2 全样本描述性统计(N=2 201)

变量	平均值	中位数	极大值	极小值	标准差
Perk	7 524 896.02	2 908 747.62	407 262 428.60	1 742.05	20 255 461.10009
Media	3.17	2	42	0	4.257
HHI_10	0.176	0.153	0.696	0.003	0.12
Pay	4 221 971.758	3 331 100	52 475 000	183 800	3 697 650.326
MShare	0.051	0.000019	0.843	0	0.129
Dual	0.22	0	1	0	0.416
Ind	0.369	0.333	0.8	0.125	0.056
State	0.53	1	1	0	0.499
Leverage	0.448	0.460	0.901	0.013	0.212
Size	21.930	21.749	27.034	19.114	1.226
Cash	369 568 882.302	92 023 328.47	21 687 772 000	-25 120 555 000	1 789 408 039.968
Margin	0.256	0.215	0.975	-0.649	0.174

表3 主要变量相关系数

变量	Ln Perk	Ln (Media _t +1)	Ln (Media _{t-1} +1)	HHI_10	Ln APay	MShare	Dual	Ind
Ln Perk	1.000							
Ln (Media _t +1)	0.042**	1.000						
Ln (Media _{t-1} +1)	0.112***	0.357***	1.000					
HHI_10	0.153***	0.070***	0.048**	1.000				
Ln APay	0.362***	0.072***	0.088***	0.084***	1.000			
MShare	-0.088***	0.025	-0.062***	-0.024	-0.039*	1.000		
Dual	0.000	0.044**	0.006	-0.048**	0.005	0.481***	1.000	
Ind	0.088***	0.076***	0.092***	0.080***	0.057***	0.111***	0.110***	1.000

注:表中系数为Pearson积差相关系数,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平显著(双尾检验)。

上说明,我国有不少上市公司之所以建立独立董事制度,主要是为了满足证监会提出的“上市公司董事会成员中应当至少包括三分之一独立董事”的要求。

(二)相关性分析

表3是主要变量之间的相关系数表。不难看出,被解释变量在职消费和解释变量媒体监督之间的相关度较高,初步验证了媒体监督具有对在职消费的监督治理效用。其中,当年的媒体监督与在职消费存在显著相关关系,并且在5%水平上显著,表明当年的媒体监督对同年在在职消费的治理效用显著,初步验证了H1。同时,当年的在职消费与媒体监督之间也存在显著相关关系,并且在1%水平上显著。然而,这种显著的治理效应是否会随着控制变量的加入而发生变化,还需要做进一步的检验。

(三)回归分析

1.媒体监督对在职消费的治理效用分析

在将全部样本数据代入回归模型后得到的实证检验结果见表4。根据表4,本年媒体监督变量在5%的水平上通过了显著性检验,这表明在控制公司治理因素、经营活动因素对在职消费的影响后,当年的媒体负面报道在5%的统计水平上显著削弱了上市公司的在职消费水平,即媒体对上市公司的负面新闻报道越多,公司越有压力和动机来规范自身的在职消费行为,减少过度在职消费支出。然而,上一年的媒体负面报道对上市公司当年在职消费的监督效用不显著(显著性水平大于10%),表明媒体负面报道的“滞后效应”不明显。这可能是因为媒体负面报道所引起的上市公司管理层的担忧和顾忌具有暂时性,往往只会持续较短的一段时间,而不会长久地发挥作用。

2.企业产权性质对媒体治理效用影响的分析

为全面了解媒体监督对在职消费的治理效用,进一步

对国有上市公司和非国有上市公司两类企业进行了分样本检验,结果见表5。

表5 区分公司产权性质的回归检验结果

变量(1)	国有上市公司(2)	非国有上市公司(3)
Intercept	-5.84*** (-6.06)	-2.05** (-2.06)
Ln(Media _t +1)	-0.00 (-0.01)	-0.10** (-2.34)
Ln(Media _{t-1} +1)	-0.08 (-1.61)	-0.02 (-0.34)
HHI ₁₀	0.67** (2.06)	0.13 (0.39)
Ln APay	0.54*** (7.85)	0.26*** (4.04)
MShare	2.52 (0.77)	-0.34 (-1.59)
Dual	0.26*** (2.68)	0.10 (1.30)
Ind	1.00* (1.93)	0.02 (0.03)
Leverage	0.20 (0.92)	0.78*** (3.43)
Size	0.58*** (12.93)	0.60*** (12.17)
Cash	-0.89 (-1.44)	-0.47 (-0.84)
Margin	1.53*** (5.12)	2.62*** (9.48)
N	1 167	1 034
Adjusted R-square	0.496	0.512
F value	32.717***	24.561***

不难看出,媒体对不同性质的企业在职消费的影响不

尽相同。其中,媒体的负面报道能够在5%的显著性水平下抑制非国有上市公司管理层的在职消费行为,H3a得到了支持,媒体负面报道对国有上市公司的影响不显著(显著性水平超过10%),表明媒体的负面报道对国有企业管理层在职消费行为的影响较小,H3b得到验证。这是因为,国有上市公司的经理人往往具有丰富的人脉和社会资源,能够在媒体初始报道时将负面新闻对自己以及本企业的不良影响削弱或控制在最小的范围内,甚至不发生影响。反之,非国有上市公司的经理人在人脉、业内资源和社会网络方面往往逊于国有上市公司的经理人,其对自身声誉和未来就业机会与薪酬的担忧,也会让其在媒体负面报道的重压之下主动作出更为积极的反应。

表4 回归检验结果

变量	Ln perk	变量	Ln perk
Intercept	-4.41*** (-6.42)	Ind	0.74* (1.88)
Ln(Media _t +1)	-0.06** (-1.77)	Leverage	0.50*** (3.17)
Ln(Media _{t-1} +1)	-0.04 (-1.09)	Size	0.60*** (18.20)
HHI ₁₀	0.50** (2.16)	Cash	-0.61 (-1.46)
Ln APay	0.40*** (8.52)	Margin	2.00*** (9.93)
MShare	-0.41** (-1.99)	F value	51.846***
Dual	0.14** (2.33)	Adjusted R-square	0.499

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平显著(双尾),括号内是T值。下同。

同时,与全样本的回归检验结果相一致的是,无论是对国有还是非国有上市公司,上一年的媒体监督对本年在在职消费的影响均不显著,表明媒体对国有、非国有企业在在职消费治理效应的滞后效应不明显。这可能是因为媒体在某种程度上追求的是短时间内能够引发巨大的轰动效应,能够吸引社会公众的高度关注,后续的跟踪报道相对较少,媒体的持续监督力度自然会随之变弱。因此,无论是国有上市公司还是非国有上市公司,只会在负面新闻曝光后的短时期内采取措施挽救公司形象,而这往往不会持续太长时间。

进一步分析发现,两职兼任与在职消费的关系也因为实际控制人的性质而有所不同,对于国有上市公司,两职兼任与在职消费显著正相关,但是在非国有上市公司却没有发现这一现象。对于非国有上市公司,尽管两职兼任,但经理人却并没有足够的权力来进行自我激励。非国有上市公司的财务杠杆与在职消费显著正相关,而国有上市公司的财务杠杆与在职消费没有显著关系。这一结果显示,相较于国有上市公司,非国有上市公司表现出更严重的预算软约束问题。

3. 其他因素对在职消费的影响分析

(1) 公司治理因素与在职消费

根据表4,在不区分企业产权性质时,股权集中度、管理层人均薪酬、两职兼任、管理层持股比例和独立董事比例等因素均对在职消费有显著影响。

其中,股权集中度的显著性水平为5%,系数为正,表明在5%的显著性水平下,股权越集中在在职消费水平越高。这是因为,当股权高度集中时,在股东大会和董事会进行决策时,少数绝对控股股东很可能会为了追求自身利益而牺牲中小股东的利益,其决策原则也并不是总是遵循公司价值最大化。所以,股权越集中,股东大会和董事会就越容易被架空,小股东的利益就越容易被侵害。

同样的,管理层持股能够在5%的显著性水平上减少在职消费。这是因为管理层持有公司股份后,管理层便兼有了企业所有者的身份,其个人利益与上市公司利益的一致性大大提高,这在一定程度上能够促使管理者自觉约束自己的行为,减少过度的在职消费支出。

管理层人均薪酬的系数为正,表明管理层的人均薪酬越高则在在职消费就越高。我国始终对经理人的收入水平实施严格的管制(陈冬华,2005),但在实践过程中,某些高管人员可以利用自己的职位权力来为自己制定收入水平,即薪酬越高在一定程度上也表明了高管的职位权力就越大,就越有机会通过在职消费进行自我激励。权小峰等(2010)也通过研究发现国企高管权力越大,其获取的私有收益越高。

表4中的两职兼任系数为正,表明两职分离有助于制

约在职消费行为,这可能是因为两职兼任增加了经理人的职位权力,使其具有足够的空间进行自我激励。

本文还发现了一个比较有趣的现象——独立董事的比例与上市公司在职消费支出有显著的正相关关系。这可能是由我国独立董事的独立性不强所导致的。独立董事不能有效地监督制约管理层,从而造成了制度流于形式的后果。

此外,将表5与表4中的检验结果进行比较后不难发现,在区分企业的产权性质后,除了股权集中度对国有上市公司和非国有上市公司的在职消费没有影响外,其余的结果均与全样本回归一致。因此,笔者认为,公司治理变量与上市公司在职消费的关系不会因公司产权性质的不同而不同。

(2) 经营活动因素与在职消费

根据表4,在不区分企业产权性质时,财务杠杆、企业规模和销售毛利率均与在职消费正相关,现金流量与在职消费无关。

其中,财务杠杆与在职消费显著正相关,这与陈冬华等(2005)的研究结果一致,表明债权人无法有效地制约公司管理层的在职消费行为。相反,由于银行的性质特殊,可能会造成更大的预算软约束。因为即使作为债务人的上市公司的资金支出超出了当期收益的范围或是没有按照约定用途来使用资金,银行在其国有性质的影响下也不会放弃“解救”亏损企业,也就不能真正地监督债务人,进而可能导致资产负债率越高的企业在职消费支出越大。

公司规模与在职消费显著正相关,表明公司规模越大,在职消费水平越高。这是因为公司规模越大,日常的经营就越多、越复杂,所需支付的合理的在职消费支出就越高。同时,数量越多、性质越复杂的经营也会为管理层的过度在职消费行为提供掩护和机会。

销售毛利率与在职消费也表现出正相关关系,表明公司的盈利水平越好,管理层就越容易通过在职消费进行自我激励。

同时,与表4中的回归结果相比,表5中所显示的国有上市公司、非国有上市公司的财务指标与在职消费的关系基本保持不变。由此,笔者认为,总体而言,上市公司的经营活动指标与在职消费的关系不会因公司产权性质的不同而存在显著差异。

(四) 稳健性检验

为增强结论的稳健性,本文利用陈震等(2010)将现金流量表中“支付的其他与经营活动有关现金”所计量的在职消费替换本文的在职消费进行了稳健性检验,回归结果见表6。结果表明,替换变量后模型中其他变量的显著性和系数的方向均与本文全样本的检验结果一致,表现出良好

表6 稳健性检验结果

变量(1)	全样本(2)	国有上市公司(3)	非国有上市公司(4)
Intercept	-3.23*** (-5.78)	-6.05*** (-6.17)	-2.18** (-2.27)
Ln(Media _t +1)	-0.04** (-1.66)	-0.00 (-0.01)	-0.10* (-2.34)
Ln(Media _{t-1} +1)	-0.04 (-1.09)	-0.10 (-1.82)	-0.03 (-0.22)
HHI_10	0.53** (2.47)	0.71** (2.56)	0.22 (0.47)
LnAPay	0.37*** (7.33)	0.49*** (6.76)	0.37*** (5.21)
MShare	-0.39** (-2.90)	2.78 (1.22)	-0.45 (-1.87)
Dual	0.09** (2.22)	0.19*** (2.57)	0.12 (1.37)
Ind	0.69* (2.05)	1.008* (2.44)	0.03 (0.05)
Leverage	0.46*** (3.34)	0.20 (0.78)	0.69*** (3.52)
Size	0.66*** (10.80)	0.65*** (13.24)	0.59*** (13.26)
Cash	-0.55 (-2.64)	-0.77 (-1.29)	-0.38 (-0.90)
Margin	1.21*** (10.26)	2.04*** (8.20)	1.55*** (10.06)
N	2 201	1 167	1 034
Adjusted R-square	0.437	0.412	0.407
F value	52.174***	35.650***	26.078***

的稳健性。

五、结论与政策建议

本文尝试性地实证分析了媒体报道对我国上市公司在职消费行为的影响,结果发现媒体在规范约束在职消费方面具有积极的作用。通过实证检验,本文得出以下结论:(1)当年的媒体负面报道能够显著制约上市公司管理层的在职消费行为;(2)当年的媒体负面报道次数对下年的在职消费无显著影响;(3)相较于国有上市公司,媒体对非国有上市公司的在职消费具有显著的治理效用。

相应的,笔者认为,应充分重视和发挥媒体的监督治理作用,规范企业高管的在职消费行为。具体政策措施有:(1)通过要求企业在财务报表中列示差旅费、业务招待费、办公费等的详细金额,改革我国的费用报销机制、发票管

理制度等,进一步完善企业在职消费的信息披露制度,增加在职消费的透明度;(2)通过强化媒体市场中“优胜劣汰”的竞争机制、实施媒体的采编分离等,为媒体营造一个独立、客观、公正地曝光上市公司信息、发挥监督约束职能的自由竞争环境,实现媒体之间的自由竞争,鼓励媒体讲真话;(3)通过真正实现“两权分离”、设立薪酬委员会、实施分权化的管理模式、解决国有上市公司的预算软约束等,加强对企业高管权力的监督。同时,通过完善国有上市公司的经理人聘任与晋升制度、完善我国职业经理人市场的竞争机制等,进一步完善公司治理机制,增强公司内部治理对在职消费的监督与约束。●

【主要参考文献】

- [1] 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.
- [2] 梁红玉,姚益龙,宁吉安.媒体监督、公司治理与代理成本[J].财经研究,2012(7):90-100.
- [3] 刘银国,焦健,张琛,等.国企分红、治理环境因素与在职消费——基于沪深两市国有控股上市公司的面板数据分析[J].会计之友,2014(5):40-46.
- [4] 卢锐,魏明海,黎文靖.管理层权力、在职消费与产权效率——来自中国上市公司的证据[J].南开管理评论,2008(5):85-92.
- [5] 罗宏,黄文华.国企分红、在职消费与公司业绩[J].管理世界,2008(9):139-148.
- [6] 吴超鹏,叶小杰,吴世农.媒体监督、政治关联与高管变更——中国的经验证据[J].经济管理,2012(2):57-65.
- [7] 杨德明,赵璨.媒体监督、媒体治理与高管薪酬[J].经济研究,2012(6):116-126.
- [8] 张川,刘雷.资本市场媒体衡量研究述评[J].会计之友,2013(10):21-24.
- [9] Dyck A,Volchkova N,Zingales L.The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia[J].Journal of Finance,2008,63(3):1093-1136.
- [10] Hart,Oliver D.Financial Contracting[J].Journal of Economic Literature,2001,39(4):1079-1100.