

公司异质性、在职消费与机构投资者治理

李艳丽¹, 孙剑非², 伊志宏³

(1. 北京体育大学 管理学院, 北京 100084;

2. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200240;

3. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

摘要:文章实证检验了在代理成本不同的上市公司中,机构投资者持股与管理层在职消费之间的关系。研究发现,机构投资者持股能够有效降低管理层在职消费,而且这种抑制作用在代理成本较高的公司中更加明显;同时,管理层在职消费与公司绩效负相关,这一负相关关系同样在代理成本较高的公司中更加显著。研究结果表明,大力发展机构投资者有利于公司治理的改善,而且在代理成本不同的上市公司中机构投资者的治理作用存在显著差异。

关键词:公司异质性;在职消费;机构投资者;公司治理

中图分类号:F276.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)06-0027-11

一、引言

随着所有权和经营权的分离,企业经营管理的主要决策权较大程度地转移到职业经理人手中(Berle 和 Means, 1932)。因企业管理者和所有者的目标和利益不一致及信息不对称而产生了委托代理问题和管理者激励约束问题,使未持有或少量持有公司股份的管理者可能寻求在职消费及实施过度投资和无效率并购等有损股东价值的行为(Jensen 和 Meckling, 1976; Jensen, 1986)。近年来,上市公司尤其是国有企业的在职消费已经成为一种普遍现象(陈冬华等, 2005)。所有者和经营者并没有就在职消费签订契约,若监控不力,则很可能导致滥用在职消费而引发高昂的代理成本(陈冬华和梁上坤, 2010)。如何有效监督管理者的在职消费行为成为公司治理的重要内容之一。

自2000年中国证监会提出“超常规发展机构投资者”战略以来,机构投资者迅速发展成为资本市场的一支重要力量。在我国制度环境下,作为重要的

收稿日期:2011-11-02

基金项目:国家自然科学基金项目(70972130)

作者简介:李艳丽(1982—),女,河北晋州人,北京体育大学管理学院讲师,博士;

孙剑非(1973—),男,辽宁丹东人,上海交通大学安泰经济与管理学院讲师,博士;

伊志宏(1965—),女,河北沧州人,中国人民大学商学院教授,博士生导师。

流通股股东,机构投资者在自身利益驱动下倾向于对上市公司实施监督。与个人投资者相比,机构投资者拥有资源优势和专业能力,能够有效制衡上市公司管理层和大股东。Boyd 和 Smith(1996)认为机构治理可以有效替代公司内部治理,机构投资者能够保持独立性,从而既可以解决中小股东治理激励不足的问题,又可以弥补大股东内部控制的缺陷。因此,我国机构投资者的迅速崛起为完善公司治理和监督管理层行为提供了一条可能的途径,也为我们研究机构投资者与在职消费之间的关系提供了契机。

本文的主要贡献在于:第一,本文实证检验了机构投资者对管理层在职消费的监督作用,为我国大力发展机构投资者提供了经验证据,补充和推进了机构投资者治理效应方面的研究;第二,针对备受争议的在职消费问题,本文的研究结论更加支持在职消费代理观,从而进一步明确在职消费在管理层薪酬中的角色。

二、理论分析与研究假说

薪酬契约是公司治理的一个重要方面。管理层薪酬通常包括货币薪酬、股权激励等显性薪酬及以在职消费为主的隐性薪酬。长期以来,学者们更多地关注显性薪酬的作用(Jensen 和 Murphy,1990),考察与绩效挂钩的管理层薪酬契约机制,而较少探讨以在职消费为主的隐性薪酬。一般来说,在职消费是一种非货币性补偿,而且往往不是管理者履行职务所必需的,如专机或专车、乡村俱乐部会员资格以及豪华办公室等(Rajan 和 Wulf,2006)。在中国现阶段,尽管在职消费的存在可能具有一定的合理性,但是一些企业在职消费随意性强且过多,甚至处于失控状态(李旭红,2003)。而对于如何抑制管理层在职消费,不同学者持有不同观点。Easterbrook(1984)认为,现金股利是一种有效的治理机制,支付现金股利能够降低管理层增加在职消费的可能性。罗宏和黄文华(2008)研究发现,国企分红能够抑制高管在职消费。卢锐等(2008)则发现,弱化管理层权力能够抑制在职消费并提高企业绩效。综上分析我们不难看出,现有研究大多针对公司内部治理机制的完善展开讨论,而较少关注外部治理机制的作用,如正在壮大的具有专业、资金和信息优势的机构投资者的作用。

机构投资者不仅在发达国家资本市场中扮演着重要角色,而且在新兴市场国家的地位也在不断攀升(Khorana 等,2005)。王琨和肖星(2005)研究发现,机构投资者持股的上市公司关联方资金占用显著低于其他公司。李善民和王彩萍(2007)有证据表明,我国机构投资者能够积极参与公司治理并影响上市公司薪酬水平。薄仙慧和吴联生(2009)的研究也表明,机构投资者持股有利于改善公司治理。综上可知,机构投资者能够在一定程度上发挥积极的治理作用。同样,作为管理层侵占股东利益的一种方式,在职消费也必然会受

到机构投资者的关注。机构投资者持股比例越高,其对上市公司的话语权就越大,从而越有利于抑制管理层的在职消费。此外,由于公司治理水平较低,机构投资者对在职消费的抑制作用在代理成本较高的公司中更加显著。综上所述,我们提出如下假说:

假说 1:机构投资者持股比例与管理层在职消费显著负相关,而且机构投资者对在职消费的抑制作用在代理成本较高的公司中更加显著。

关于在职消费的成因,目前主要有效率观与代理观这两种竞争性观点。效率观认为,在职消费可能作为一种“地位商品”来提高员工在企业内部的声望(Hirsch,1976),或者是公司为了提高经理人的管理效率(Rajan 和 Wulf, 2006)。而代理观则认为,在现代企业制度中,股东与经理人之间的委托代理冲突难以避免,管理者可以利用在职消费最大化其自身效用,而不是增加股东财富。Yermack(2006)以公司管理层拥有专机作为在职消费的替代变量,首次检验了在职消费与公司业绩之间的关系。研究表明,管理层拥有专机的公司年度股票回报率降低了 4%,甚至更多,因而在在职消费有损于公司业绩。周玮(2010)研究发现,无论是国有企业还是非国有企业,在职消费均显著降低了企业业绩。根据上述研究结论,我们认为尽管我国国有企业存在薪酬管制,在职消费或许会成为激励国有企业管理者的一种替代手段,但是这会增加政府对国有企业的控制成本,而且从现阶段看,这种替代手段需要付出极大的代价,因为在职消费对国有企业的业绩产生了显著的负向影响(陈冬华等, 2005)。此外,由于我国上市公司普遍存在“内部人控制”和公司治理机制不完善等问题,在职消费往往成为管理者追求私人收益最大化的一种表现。尤其在代理成本较高的上市公司中,由于公司治理水平较低且监督不力,这种表现更加突出。综上所述,我们提出如下假说:

假说 2:在职消费对公司业绩具有负向影响,而且这种负向影响在代理成本较高的公司中更加显著。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2001 年 12 月 31 日之前上市公司 2003—2006 年的 A 股年报数据作为初始样本。之所以将数据的起始时间设定为 2003 年,是因为:(1)消除公司上市初期可能存在的盈余管理对公司业绩指标的影响;(2)自 2000 年证监会提出“超常规发展机构投资者”战略,直至 2003 年才有大样本的机构投资者持股数据。^①此外,考虑到 2007 年“大小非”开始解禁,上市公司的股权结构发生了较大变化,数据截至 2006 年。

同时,我们根据以下标准对初始样本做进一步筛选:(1)由于本文研究机构投资者持股与在职消费的关系,剔除未披露这两项数据的上市公司;(2)为

了保证数据的可比性,剔除 2003—2006 年被 ST 和 PT 的上市公司及部分数据缺失的样本;(3)由于金融行业与非金融行业的会计准则存在较大差异,相关指标不具有可比性,遵循惯例剔除金融类上市公司;(4)剔除公司成长性较差的样本。^②由于在代理成本不同的上市公司中机构投资者的治理作用可能存在显著差异,借鉴 Fazzari 和 Peterson(1993)等现有文献的做法,我们依据管理费用率^③指标将研究样本划分为低代理成本、中等代理成本和高代理成本三组,分别占样本量的 35%、30%和 35%。考虑到对于中等代理成本组,机构投资者持股与在职消费的关系较模糊,而且为了较好地进行对比分析,我们将研究对象设定为低代理成本组和高代理成本组这两类上市公司。经过筛选,我们得到 668 个观察值,低代理成本组和高代理成本组各 334 个。本文的上市公司机构投资者持股数据来自 WIND 资讯金融数据库,其他数据来自 CCER 和 CSMAR 金融数据库。

(二)变量选择与定义

1. 机构投资者持股虚拟变量(Highins_Ratio)。本文所指的机构投资者主要包括证券投资基金、券商、QFII、社保基金、保险公司、信托公司和财务公司等。对于年末机构投资者持股比例之和大于或等于中位数的公司,我们将 Highins_Ratio 设定为 1;否则,Highins_Ratio 为 0。

2. 在职消费程度(Perk)。借鉴陈冬华等(2005)的做法,本文的在职消费数据从公司年度报表附注中“支付的其他与经营活动相关的现金”明细项目中手工收集得到。本文将可能与企业管理者在职消费相关的费用项目分为八类——董事会费、办公费、差旅费、业务招待费、通讯费、出国培训费、小汽车费和会议费,这些项目容易成为高管人员获取私人利益的途径。公司在职消费程度由上述八项费用指标之和与当年主营业务收入的比值来度量。

3. 公司业绩(ROA)。借鉴已有文献(杨青等,2009;张敏和姜付秀,2010),本文选取总资产收益率作为公司业绩的代理变量。

变量的定义见表 1。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
Highins_Ratio	机构投资者持股虚拟变量	年末机构投资者持股比例之和大于或等于中位数,则 Highins_Ratio 为 1,否则为 0
Perk	在职消费程度	在职消费总额/年末主营业务收入
ROA	公司业绩	总资产收益率 = 净利润/[(期初资产总额 + 期末资产总额)/2]
LnCpay	绝对薪酬	管理层人员(包括董事、监事和经理人)薪酬总额的自然对数
LnAsset	公司规模	公司年末总资产的自然对数

续表 1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
LEV	资产负债率	公司年末总负债与总资产的比值
MSH	管理层持股虚拟变量	管理层持股比例大于或等于中位数,则 MSH 为 1,否则为 0
Dual	两职合一情况	董事长与总经理职务分离取 1,否则取 0
PayCom	薪酬委员会设置	公司设有薪酬委员会取 1,否则取 0
Z	股权制衡度	借鉴李明辉(2009)的做法,Z 指数乘以 100 再取自然对数
State	企业性质	若实际控制人为国家,则 State 为 1,否则为 0
CQTER	长期投资率	长期投资占总资产的比例
MRATIO	管理层相对规模	管理人员总数与企业员工总数之比
LnCspay	员工人均薪酬	(支付给职工及为职工支付的现金流量/员工人数)的自然对数
MRS	企业租金	销售毛利率=主营业务利润/主营业务收入
ATA	总资产周转率	总资产周转率=主营业务收入净额/[(当年资产合计+上一年资产合计)/2]
Beta	市场风险	衡量股票价格变动与整个市场风险的相关性指标,CAPM 中的 Beta 系数
Issueshare	普通股股数	发行的普通股总股数
Turnover	换手率	某时期内的成交量/发行总股数×100%
Board	董事会规模	董事总人数
FirmQW	上市公司行业分布	某行业上市公司总数
LnCost	主营业务成本	公司主营业务成本的自然对数
Outdirector	独立董事人数	独立董事总人数
Masize	管理层绝对规模	管理层总人数
Region	公司的地域特征	以西部地区为基准,设置珠江三角洲及东南沿海、长江三角洲、中部五省、环渤海和东北三省 5 个虚拟变量
Ind	行业	根据我国证监会划分的 13 个行业,剔除金融业后,以农业为基准,设置 11 个行业虚拟变量
Year	年度	以 2003 年为基准,2004—2006 年设置 3 个虚拟变量

(三)描述性统计

表 2 给出了主要变量的描述性统计情况。由表 2 可知,(1)上市公司机构投资者持股比例(Ins_Ratio)的均值和中位数分别为 0.082 和 0.007。总体来看,我国机构投资者持股比例相对于西方国家来说较低,这可能与我国机构投资者的投资行为受相关法律限制有关。从最小值和最大值来看,我国机构投资者可能存在“扎堆现象”,有些上市公司的多数股份被机构投资者所持有,而另一些则没有机构投资者投资。(2)机构投资者持股虚拟变量(Highins_Ra-

tio)的均值为 0.500,最小值为 0,最大值为 1。(3)在职消费程度(Perk)的均值为 0.020,中位数为 0.008。(4)公司业绩(ROA)的均值为 0.041,最小值为 -0.950,最大值为 0.210。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Ins_Ratio	668	0.082	0.007	0.150	0	0.742
Highins_Ratio	668	0.500	0.500	0.500	0	1
Perk	668	0.020	0.008	0.113	4.00e-07	2.689
ROA	668	0.041	0.033	0.057	-0.950	0.210
LnAsset	668	21.346	21.306	0.924	18.806	24.487
LEV	668	0.487	0.493	0.205	0.011	2.341
ATA	668	0.828	0.637	0.802	0.001	10.179

四、检验结果与分析

(一)机构投资者持股与在职消费

我们首先考察机构投资者持股是否具有内生性。^④ Durbin-Wu-Hausman 检验结果显示,机构投资者持股虚拟变量的两阶段最小二乘法与普通最小二乘法回归系数在 1%的水平上存在显著差异,表明其是内生的。为此,本文建立如(1)式和(2)式所示的联立方程组以控制内生性影响,并选取上市公司行业分布作为机构投资者持股虚拟变量的工具变量。Sargan 过度识别检验统计值为 0.027,在 10%的水平上不显著。这说明工具变量与方程的残差无关,所以本文选择的工具变量是有效的。联立方程组回归结果见表 3。

$$\begin{aligned} \text{Perk} = & \alpha + \beta_1 \text{Highins_Ratio} + \beta_2 \text{LnCpay} + \beta_3 \text{LnCspay} + \beta_4 \text{LEV} \\ & + \beta_5 \text{MRATIO} + \beta_6 \text{ATA} + \beta_7 \text{MRS} + \beta_8 \text{Outdirector} + \beta_9 \text{CQTER} \\ & + \beta_{10} \text{Masize} + \sum \text{Region} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Highins_Ratio} = & \alpha + \beta_1 \text{Perk} + \beta_2 \text{LnCpay} + \beta_3 \text{LnCspay} + \beta_4 \text{LEV} \\ & + \beta_5 \text{LnAsset} + \beta_6 \text{Issueshare} + \beta_7 \text{Z} + \beta_8 \text{Share} + \beta_9 \text{MSH} \\ & + \beta_{10} \text{PayCom} + \beta_{11} \text{FirmQW} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \epsilon \end{aligned} \quad (2)$$

表 3 的全样本回归结果表明,机构投资者持股能够抑制上市公司管理层在职消费。进一步地,我们分别对低代理成本组和高代理成本组进行检验。在低代理成本组在职消费方程中,Highins_Ratio 的回归系数为 -0.010 且在 10%的水平上显著;在高代理成本组在职消费方程中,Highins_Ratio 的回归系数为 -0.105 且在 5%的水平上显著。同时,我们对两组中 Highins_Ratio 的回归系数进行差异性检验发现,机构投资者持股对在职消费的抑制作用在代理成本较高的上市公司中更加明显(χ^2 统计值为 2.74,在 10%的水平上显著)。这可能是由于代理成本较高的上市公司治理水平较低,在职消费对股东利益的侵害更加严重,在这种情况下,机构投资者持股能够更有效地抑制管理

层在职消费，从而假说 1 得到了验证。

表 3 机构投资者持股与管理层在职消费联立方程组回归结果

	全样本		低代理成本组		高代理成本组	
	(1)式	(2)式	(1)式	(2)式	(1)式	(2)式
Constant	-0.093 (-0.94)	-5.303*** (-6.65)	-0.047** (-2.50)	-4.594*** (-4.92)	-0.095 (-0.49)	-5.700*** (-4.37)
Perk		-1.144** (-1.96)		-14.221* (-1.71)		-1.349* (-1.65)
Higgins_Ratio	-0.085*** (-3.23)		-0.010* (-1.64)		-0.105** (-1.97)	
LnCpay	-0.003 (-0.44)	0.089*** (3.89)	0.004*** (3.36)	0.138*** (3.28)	-0.013 (-0.85)	0.098*** (2.63)
LnCspay	0.004 (0.98)	-0.002 (-0.12)	0.001 (1.10)	0.027 (1.27)	0.011 (1.31)	-0.006 (-0.23)
LEV	0.204*** (9.10)	-0.168 (-0.70)	-0.001 (-0.16)	-0.519*** (-2.92)	0.303*** (8.35)	0.255 (0.86)
MRATIO	0.022 (0.53)		-0.012 (-1.15)		-0.063 (-1.06)	
ATA	-0.013** (-2.34)		-0.002** (-2.34)		-0.030 (-1.38)	
MRS	-0.00001 (-0.52)		-4.00e-06 (-0.36)		-0.00003 (-1.11)	
LnAsset		0.220*** (5.19)		0.163*** (3.36)		0.226*** (3.46)
Issueshare		-7.50E-11* (-1.73)		-2.93e-11 (-0.75)		-7.23e-11 (-0.53)
Z		-0.034** (-2.33)		-0.040* (-1.81)		-0.015 (-0.71)
Outdirector	-0.002 (-0.38)		-0.0003 (-0.27)		0.003 (0.27)	
Share		0.454*** (2.64)		0.387 (1.61)		0.311 (1.20)
CQTER	0.060 (1.20)		0.010 (0.92)		0.079 (1.09)	
MSH		1.764 (1.39)		3.667 (1.43)		0.792 (0.58)
PayCom		0.006 (0.19)		0.018 (0.36)		0.021 (0.47)
Masize	0.001 (0.51)		-0.000 1 (-0.37)		0.001 (0.50)	
FirmQW		0.0004 (1.18)		-0.001 (-0.64)		0.001 (1.10)
Region	控制		控制		控制	
Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
χ^2	145.63	245.99	45.78	93.40	132.15	111.62
R ²	0.059	0.280	0.021	0.118	0.168	0.116
N	668	668	334	334	334	334

注：Share 代表控股股东控制力，用第一大股东持股比例的平方表示；括号内为 Z 值，*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。下表同。

(二)在职消费与公司业绩

在职消费与公司业绩可能互为因果，所以我们首先考察在职消费是否具

有内生性。Durbin-Wu-Hausman 检验结果显示,在职消费的两阶段最小二乘法与普通最小二乘法回归系数在 10%的水平上存在显著差异,表明其是内生的。为此,本文建立如(3)式和(4)式所示的联立方程组以控制内生性影响,并选取管理层相对规模作为在职消费的工具变量。Sargan 过度识别检验统计值为 0.342,在 10%的水平上不显著。这说明工具变量与方程的残差无关,所以本文选择的工具变量是有效的。联立方程组回归结果见表 4。

$$\begin{aligned} \text{Perk} = & \alpha + \beta_1 \text{ROA} + \beta_2 \text{LnCpay} + \beta_3 \text{LnCspay} + \beta_4 \text{LEV} \\ & + \beta_5 \text{MRATIO} + \beta_6 \text{CQTER} + \beta_7 \text{LnAsset} + \beta_8 \text{Beta} \\ & + \beta_9 \text{Share} + \sum \text{Region} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \epsilon \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{ROA} = & \alpha + \beta_1 \text{Perk} + \beta_2 \text{LnCpay} + \beta_3 \text{LEV} + \beta_4 \text{State} + \beta_5 \text{Shrcr1} \\ & + \beta_6 \text{Dual} + \beta_7 \text{ATA} + \beta_8 \text{Masize} + \beta_9 \text{LnAsset} + \beta_{10} \text{MRS} + \beta_{11} \text{Board} \\ & + \beta_{12} \text{PayCom} + \beta_{13} \text{LnCost} + \sum \text{Region} + \sum \text{Ind} + \sum \text{Year} + \epsilon \end{aligned} \quad (4)$$

表 4 管理层在职消费影响公司业绩的联立方程组回归结果

	全样本		低代理成本组		高代理成本组	
	(3)式	(4)式	(3)式	(4)式	(3)式	(4)式
Constant	0.093 (0.60)	-0.046 (-0.60)	0.449 (1.48)	-0.048 (-0.32)	-0.020 (-0.65)	-0.218*** (-3.59)
ROA	-1.122*** (-3.53)		-1.152* (-1.86)		-0.165*** (-2.75)	
Perk		-0.703*** (-4.33)		-0.350** (-2.03)		-1.608* (-1.64)
LnCpay	0.006 (0.84)	0.007** (2.25)	-0.004 (-0.26)	0.007 (1.40)	0.005*** (4.15)	0.016*** (4.13)
LnCspay	-0.002 (-0.71)		0.004 (0.61)		0.0001 (0.15)	
LEV	0.059 (1.14)	0.009 (0.22)	0.134 (1.22)	-0.055 (-0.94)	-0.016* (-1.82)	-0.112*** (-8.56)
State		-0.0001 (-0.03)		-0.005 (-0.67)		-0.005 (-0.91)
MRATIO	0.028 (1.23)		0.024 (0.43)		-0.005 (-0.44)	
Shrcr1		0.029 (1.57)		0.015 (0.57)		0.002 (0.18)
CQTER	0.018 (0.57)		0.028 (0.39)		0.011 (0.97)	
Dual		0.0004 (0.10)		0.001 (0.09)		0.004 (0.77)
ATA		0.007*** (2.67)		0.025*** (2.56)		0.009* (1.91)
Masize		-0.001 (-1.36)		-0.001 (-0.97)		-0.001 (-0.99)
LnAsset	-0.009 (-1.27)	0.003 (0.85)	-0.026* (-1.83)	0.002 (0.40)	-0.001 (-0.89)	0.004 (0.43)
MRS		-3.83e-07 (-0.72)		2.72e-07 (0.34)		-0.00004* (-1.65)
Beta	0.0001 (0.33)		0.0003 (0.53)		0.00002 (0.21)	

续表 4 管理层在职消费影响公司业绩的联立方程组回归结果

	全样本		低代理成本组		高代理成本组	
	(3)式	(4)式	(3)式	(4)式	(3)式	(4)式
Share	0.050 (1.57)		0.090 (1.36)		-0.002 (-0.27)	
Board		0.0002 (0.27)		-0.0001 (-0.03)		-0.001 (-0.58)
PayCom		0.005* (1.72)		0.001 (0.25)		0.009* (1.86)
LnCost		-0.005 (-1.34)		-0.003 (-0.94)		0.001 (0.11)
Region	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
χ^2	187.99	556.26	152.35	349.20	45.57	266.15
R ²	0.161	0.295	0.273	0.205	0.002	0.185
N	668	668	334	334	334	334

注：Shrcr1 代表股权集中度，用第一大股东持股比例表示。

表 4 的回归结果表明，在职消费与 ROA 显著负相关。在低代理成本组中，Perk 的回归系数为-0.350 且在 5%的水平上显著；在高代理成本组中，Perk 的回归系数为-1.608 且在 10%的水平上显著。同时，我们对两组中在职消费的回归系数进行差异性检验发现，管理层在职消费对公司业绩的负向影响在代理成本较高的上市公司中更加明显（ χ^2 统计值为 3.44，在 10%的水平上显著）。这可能是因为与低代理成本组相比，高代理成本组中管理层与股东之间的委托代理冲突更加严重，所以在职消费对公司业绩的负向影响较大，从而假说 2 得到了验证。

（三）稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性，我们做了如下稳健性检验：（1）除了中位数，我们还依据机构投资者持股比例的均值设置机构投资者持股虚拟变量。（2）在分析机构投资者持股与在职消费的关系时，我们还借鉴 Hartzell 和 Starks(2003)的做法，采用换手率作为替代工具变量；在分析在职消费与公司业绩的关系时，我们还采用董事会规模作为替代工具变量。（3）为了避免极端值的影响，我们对机构投资者持股比例、在职消费和公司业绩等连续变量进行了上下 1%的 Winsorize 处理。（4）我们还采用销售净利率作为公司业绩的替代变量进行了稳健性检验。稳健性检验结果（限于篇幅未列示）与上述结果基本一致，可见本文的研究结论是可靠的。

五、结 论

股东与经理人之间的利益冲突始终是公司治理研究的核心问题之一。机构投资者的发展为缓解这一利益冲突提供了新的思路。在我国尚未建立完善的薪酬激励机制和职业经理人市场的背景下，管理层在职消费对公司业绩产

生了显著的负向影响,而且这种负向影响在代理成本较高的公司中更加显著。这说明在职消费作为代理成本的一部分在我国确实存在。同时,本文还发现,机构投资者能够有效抑制管理层在职消费的增加,而且这种抑制作用同样在代理成本较高的公司中更加显著。也就是说,机构投资者参与公司治理能够降低管理层通过在职消费获取私人收益的概率,尤其是在代理成本较高的上市公司。因此,上市公司尤其是代理成本较高的上市公司股东可以通过吸引更多的机构投资者完善公司治理机制,从而对管理层在职消费实施有效监督。本文为我国进一步大力发展机构投资者提供了经验证据,同时也补充和推进了机构投资者治理效应方面的研究。

注释:

- ①由 WIND 资讯金融数据库的统计可知,相对于 2002 年,2003 年机构投资者的种类和持股比例均有较大幅度增长。
- ②公司成长性以净资产增长率为判断依据。若上市公司某年的净资产增长率为负,则将其剔除。一般来说,成长性较好的上市公司比成长性较差的更容易受到机构投资者的关注和吸引投资。因此,我们选择成长性较好的上市公司作为研究对象。
- ③借鉴已有文献(Singh 和 Davidson,2003;肖作平和陈德胜,2006;高雷和张杰,2011),本文将管理费用率作为代理成本的替代变量,其定义为:管理费用率=(销售费用+管理费用)/主营业务收入。若管理费用率大于或等于中位数,则设为 1,否则设为 0。
- ④对于内生性检验,我们直接比较了 OLS 和 2SLS 的估计结果,判断其差异是否在统计上显著。如果变量是外生的,那么 OLS 和 2SLS 估计都是一致的。如果 OLS 和 2SLS 估计结果存在显著差异,则我们可以判断机构投资者持股是内生的。

参考文献:

- [1]薄仙慧,吴联生.国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角[J].经济研究,2009,(2):81—91.
- [2]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.
- [3]陈冬华,梁上坤.在职消费、股权制衡及其经济后果——来自中国上市公司的经验证据[J].上海立信会计学院学报,2010,(1):19—27.
- [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]王琨,肖星.机构投资者持股与关联方占用的实证研究[J].南开管理评论,2005,(2):27—33.
- [7]周玮.政治密度、在职消费与制度环境[J].软科学,2010,(8):65—69.
- [8]Berle A, Means G. The modern corporation and private property[M]. New York: Macmillan, 1932.
- [9]Boyd J H, Smith B D. The co-evolution of the real and financial sectors in the growth

- process[J]. World Bank Economic Review, 1996, 10(2): 371—396.
- [10]Easterbrook F. Two agency cost explanations of dividends[J]. American Economic Review, 1984, 74(4):650—659.
- [11]Fazzari S M, Petersen B C. Working capital and fixed investment: New evidence on financing constraints[J]. RAND Journal of Economics, 1993, 24(3): 328—342.
- [12]Hartzell J C, Starks L T. Institutional investors and executive compensation[J]. Journal of Finance, 2003, 28(6): 2351—2374.
- [13]Hirsch F. Social limits to growth[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1976.
- [14]Jensen M. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. American Economic Review, 1986, 76(2): 323—329.
- [15]Jensen M, Meckling W. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and capital structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3: 305—360.
- [16]Jensen M, Murphy K. Performance pay and top-management incentives[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(2): 225—264.
- [17]Rajan R G, Wulf J. Are perks purely managerial excess?[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(1): 1—33.
- [18]Yermack D. Flights of fancy: Corporate jets, CEO perquisites, and inferior shareholder returns[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1): 211—242.

Corporate Heterogeneity, Perquisites and the Roles of Institutional Investors in Corporate Governance

LI Yan-li¹, SUN Jian-fei², YI Zhi-hong³

(1. College of Management, Beijing Sport University, Beijing 100084, China;

2. Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200240, China; 3. School of Business, Renmin University of China,

Beijing 100872, China)

Abstract: This paper empirically tests the relationship between institutional investors and managerial perquisites in listed companies with different agency costs. It shows that the existence of institutional investors can reduce managerial perquisites, especially in companies with high agency costs; managerial perquisites are negatively related to corporate performance, especially in companies with high agency costs. It suggests that the rapid development of institutional investors is beneficial to the improvement of corporate governance, and the roles of institutional investors in corporate governance differ widely in listed companies with different agency costs.

Key words: corporate heterogeneity; perquisite; institutional investor; corporate governance

(责任编辑 康健)