

上市公司总经理报酬 业绩敏感性的影响因素研究

郝以雪 高文亮 张正勇

(西南财经大学会计学院 成都 610074)

【摘要】 本文以我国的上市公司为样本,考察了公司规模、负债代理成本、收益风险、董事会治理、权力自利与股权性质对我国上市公司总经理报酬业绩敏感性的影响。研究发现上述六个特征均能对业绩敏感性产生显著影响,其中财务杠杆、收益风险与业绩敏感性负相关,符合经典代理理论的预测,说明我国上市公司经理人薪酬契约的设计具有一定的有效性。

【关键词】 总经理报酬 业绩敏感性 代理理论

经理报酬业绩敏感性问题是有经理报酬的委托代理模型所研究的基本命题。我国学者对于报酬与业绩敏感性的研究相对较晚,主要原因在于我国上市公司薪酬契约制定的市场化程度不高,薪酬与业绩之间的关系并不稳定所导致的。随着市场化进程的进一步深化,我国上市公司总经理薪酬与业绩之间的关系从不相关到弱相关直至稳定的相关关系。当总经理薪酬与业绩之间存在稳定的统计关系后,报酬业绩敏感性影响因素的研究也开始引起学者们的重视。

一、文献回顾与研究假设

1. 公司规模与业绩敏感性。Jensen 和 Murphy(1990)将他们的样本按公司规模分类后,发现大公司的报酬业绩敏感性较低。Hall 和 Liebman(1998)发现总经理财富变化程度比 Jensen 和 Murphy(1990)所报告的结果显著增加。肖继辉和彭文平(2004)以中国上市公司的数据为样本,得出公司规模对我国上市公司的业绩敏感性没有显著影响的结论。我们认为,随着我国市场化进程的加快及公司薪酬制度的不断完善,公司规模对业绩敏感性的影响可能符合经典代理理论的预测。由此提出假设 1:公司规模与业绩敏感性之间负相关。

2. 负债代理成本与业绩敏感性。Jensen(1986)认为公司债务可能协调经理与所有者之间的利益。由于股东和债权人对于债务融资的风险态度截然相反。如果股东对经理采用较高报酬业绩敏感性的报酬契约,将导致经理将投资从低风险项目转移到高风险项目,从而损害债权人利益,增加了债务成本。为降低债务成本,股东会采用较低报酬业绩敏感性的报酬契约。Brander、Poitevin(1992)以及 John(1993)也认为,在存在负债融资的公司中,管理层薪酬与公司业绩之间的敏感度应该有所减弱,这样的薪酬契约可以作为公司减少负债代理成本的一种事前承诺机制。John、Mehran 和 Qian(2007)以及 Ortiz-Molina(2007)对美国银行业和公众公司的研究结果都证实了 Brander、Poitevin(1992)以及 John(1993)的论点。在国内,童盼和陆正飞(2005)、江伟和沈艺峰(2005)以及童盼(2005)的研究发现我国上市公司存在较为严重的负债代理成

本问题。江伟(2008)则进一步考察负债的代理成本对我国上市公司管理层薪酬契约的影响,并发现我国上市公司财务杠杆与业绩敏感性之间负相关。由此提出假设 2:财务杠杆与业绩敏感性之间负相关。

3. 风险与业绩敏感性。根据经典代理理论,报酬业绩敏感性越高,将激励经理在经营公司时付出更多的努力,从而有利于股东实现财富最大化。然而,如果公司价值的波动性较大,即公司本身的风险比较高,则一方面业绩指标作为衡量经理努力水平的信息将具有更大的噪音,另一方面对于厌恶风险的经理而言,高的报酬业绩敏感度意味着承担更多的风险,将给经理带来更大的负效用。因此,股东必须在激励与风险之间做出权衡,报酬业绩敏感度将随着公司风险的增大而减小。由此提出假设 3:风险与业绩敏感性之间负相关。

4. 董事会特征与业绩敏感性。最优契约理论认为股东大会选举出董事会,董事会再选聘高管并考核其绩效薪酬,董事会能够制定出符合股东利益最大化的最优薪酬契约。大量研究都认为无论从理论上还是实践上解决代理问题的最好办法是签订有效的高管薪酬契约。因此,董事的治理效率是保证高管薪酬契约的有效性的关键点。本文用董事会的规模和独立董事的比例来衡量董事会的治理效率。董事会规模越大决策及控制效率越低,总经理越可能控制董事会,对总经理薪酬有正向影响作用,也有学者认为董事会规模越大越能有效监督总经理。虽然独立董事在国际上被认为是抑制代理成本的重要因素,但杜胜利和翟艳玲(2005)并未证实这一结论,这可能是有由于样本较少的原因所造成的。我们认为,独立董事与高管合谋的可能性更大,独立董事比例的提高未必能够提高董事会的治理效率。由此提出假设 4:董事会规模与业绩敏感性正相关。

5. 权力自利与业绩敏感性。经理主义的一个中心假设是报酬为公司规模的函数。尽管经理可能偏好将报酬与公司规模联系在一起,但这是否增加了经理的自利行为尚不清楚。我们认为管理层权力自利能力越强,越有可能获取个人利益,加

大企业的代理成本。由此提出假设 5: 总经理权力自利能力与业绩敏感性不相关或者负相关。

6. 股权性质与业绩敏感性。近年来, 随着民营经济的蓬勃发展, 民营上市公司比例不断加大。民营企业相对于国有和国有控股公司而言, 显著的特点是产权明晰, 公司治理结构更趋同于西方企业, 对经理层的监督更充分。肖继辉(2005)将样本上市公司分为国家机构直接控股、国有独资企业代表国家间接控股、国有法人控股和私营企业控股的民营上市公司四类, 并且分别检验四类样本公司的经理报酬业绩敏感性。最后得出结论民营上市公司经理报酬业绩敏感性最高, 其次是国有法人控股和国有独资企业控股的上市公司, 而国家机构直接控股的上市公司报酬业绩不敏感。薪酬制度的改革是国有企业改革的一项重要内容, 建立与业绩相关的薪酬制度是国有企业改革的重点。我们有理由相信, 国有企业的业绩敏感性低于民营企业的局面会发生改变。由此提出假设 6: 国有上市公司与非国有上市公司之间的总经理业绩敏感性无显著差异。

二、模型选择与样本

1. 模型选择与变量说明。借鉴 Firth 等(2006)、辛清泉等(2007)、方军雄(2009)的处理方法, 我们建立回归模型如下:

$$PAY_i = \alpha + \beta_1 ROA_i + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 LEV_i + \beta_4 RISK_i + \beta_5 NUM_i + \beta_6 IDD_i + \beta_7 DUAL_i + \beta_8 TEN_i + \beta_9 LSH_i + \beta_{10} GSH_i + \beta_{11} SOE_i + \beta_{12} \Sigma IND_i + \beta_{13} \Sigma YEAR_i + \epsilon_i \quad (1)$$

在基础模型的基础上, 本文增加交叉项($\lambda \times ROA$)来检验这些因素对业绩敏感性的影响。

$$PAY_i = \alpha + \beta_1 ROA_i + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 LEV_i + \beta_4 RISK_i + \beta_5 NUM_i + \beta_6 IDD_i + \beta_7 DUAL_i + \beta_8 TEN_i + \beta_9 LSH_i + \beta_{10} GSH_i + \beta_{11} SOE_i + \beta_{12} \lambda ROA_i + \beta_{13} \Sigma IND_i + \beta_{14} \Sigma YEAR_i + \epsilon_i \quad (2)$$

(1) 因变量(PAY)。关于公司高管的范围, 国外研究一般只限定 CEO, 也即我国上市公司的总经理。我国上市公司高管人员报酬主要是以年薪报酬为主, 包括基本工资、各项奖金、福利、补贴、住房津贴及其他津贴等收入。现有研究基本认为高管人员持股和公司授予高管股权本质上不是为了激励高管人员, 而像是一种“福利”。因此, 本文研究的报酬仅仅限定为上市公司年度报表中披露的总经理的年度报酬。自 2005 年起, 我们通过年报可以获取总经理的个人薪酬数据。现有数据库, 如国泰君安、色诺芬等数据库均没有提供总经理的个人薪酬数据, 故此我们采用手工搜集的方式获取了我国上市公司总经理的薪酬信息, 并取其自然对数作为因变量。

(2) 业绩指标(ROA)。净资产收益率是证监会规定新股上市以及增发股票的重要衡量指标, 因此公司利用净资产收益率(ROE)指标进行盈余管理的现象比较严重。所以, 本文未采用市场收益率, 而是采用了总资产净利率(ROA)来衡量公司绩效。

(3) 其他变量。规模(SIZE)采用公司期末总资产的自然对数来衡量。财务杠杆(LEV)用公司的期末资产负债率来衡量。风险(RISK)用前三年的总资产净利率(ROA)的标准差来衡量。我们没有采取市场业绩的波动来衡量风险的原因在

于学者们对我国上市公司的薪酬与市场业绩之间的关系并没有稳定一致的结论, 如果采用市场业绩衡量业绩, 会对研究结果的稳定性产生不利影响。董事会的治理效率用董事会规模(NUM)以及独立董事比例(IDD)来衡量。借鉴已有经典文献的做法, 总经理权力自利的能力用两职合一(DUAL)、在任时间(TEN)、大股东持股比例(LSH)和总经理持股比例(GSH)来衡量。当总经理同时担任董事长时, 其影响董事会的能力较强。随着总经理的在任时间的增加, 其影响董事会的能力越来越强, 自利能力得到加强。当公司存在大股东时, 股东自利能力会受到制约。当总经理持股比例增大时, 其股东身份会增加其自利能力。

我们参照刘芍佳和孙需等(2003)的终极产权论分类原则来确定最终控制人(SOE)的类型的方法对上市公司及其股东之间复杂的控制链的研究, 确认了这些公司的终极产权所有者, 并将它们分为国有企业与非国有企业样本加以研究。在模型中还增加了行业(IND)和年度(YEAR)作为控制变量以保证模型的解释力度。

表 1 变量说明

变量符号	变量名称	说明
ROA	总资产净利率	总资产净利率=净利润/总资产
SIZE	公司规模	公司期末总资产的自然对数
LEV	资产负债率	资产负债率=期末负债总额/公司期末总资产
RISK	收益风险	公司前三年ROA的标准差
NUM	董事会人数	董事会的总人数
IDD	独立董事比例	独立董事比例=独立董事人数/董事会总人数
DUAL	两职合一	若董事长与总经理为同一人取1, 否则取0
TEN	在任时间	年末减去总经理最初任职起始时间
LSH	大股东持股比例	大股东持股比例=大股东持股数/全部股数
GSH	总经理持股比例	总经理持股比例=总经理持股数/全部股数
SOE	最终控制人类型	最终控制人为国有企业取1, 否则取0

2. 样本选取。本文选取 2005~2008 年深沪两市非金融类纯 A 股上市公司为样本。并对样本作如下处理: ①剔除当年总经理发生变更的样本公司。如果总经理发生变更, 年报仅披露新任总经理的薪酬, 与在任满一年的总经理的薪酬是没有可比性的。②剔除当年 IPO 样本公司, 因为公司经营绩效往往会受到公司刚上市的影响, 上市不满一年总经理薪酬是不可比的。③剔除相关变量不全的样本。④按照惯例, 剔除 ST 和 PT 样本, 并对所有的连续变量在 1%水平上做 Winsorize 处理。此外, 还对数据库提取的部分数据与年报进行了检验和更正, 最后实得样本 3 406, 其中非国有企业样本 1 110 个, 国有企业样本 2 296 个。本文涉及的主要财务数据来自清华金融数据库, 其中总经理的薪酬、任职年限以及最终控制人的类型均系手工搜集。

三、实证结果与分析

1. 描述性统计。表 2 的描述性统计结果说明: 数据存在异常值, 譬如 ROA 最小值-8.753 4, 当然这也是本文对数据进行 Winsorize 处理的重要根据。其次独立董事的中位数是

1/3,基本达到了证监会的最低要求。我国上市公司的总经理的任期的中位数 3.375 3。如果以三年为一个任期,大约一半的总经理的任期刚刚为一届,这意味着我国上市公司总经理的变动率是相对较高的。总经理持股比例中位数为 0,说明我国总经理持股比例还是较低的。按照最终控制人的性质归类,我国国有属性的上市公司大概占总样本的 70%左右,说明国有上市公司证券市场的主体地位。

表 2 变量描述性统计

变量	样本	平均值	最小值	中位数	最大值	方差
PAY	3 406	3.209 6	0.086 2	3.228 4	6.350 7	0.804 0
ROA	3 406	0.030 2	-8.753 4	0.032 8	0.399 9	0.169 7
SIZE	3 406	21.38	19.40	21.32	23.96	0.949 0
LEV	3 406	0.494 2	0.000 0	0.506 0	9.698 8	0.241 2
RISK	3 406	0.035 1	0.000 2	0.018 9	1.827 7	0.057 4
NUM	3 406	9	1	9	19	2
IDD	3 406	0.350 3	0.000 0	0.333 3	0.666 7	0.049 3
DUAL	3 406	0	0	0	1	0
TEN	3 406	3.894 7	1.000 0	3.375 3	17.534 3	2.388 7
LSH	3 406	0.371 3	0.000 0	0.351 8	0.908 6	0.153 7
SOE	3 406	1	0	1	1	0
GSH	3 406	0.007 6	0	0	0.639 493	0.041 554

2. 实证分析。首先,我们简单地介绍一下按照经典代理理论的分析思路。如果某一因素对高管薪酬产生的正面的影响,对业绩敏感性也产生正面影响时,我们可以认为公司的代理成本得到了抑制;如果对业绩敏感性不产生影响或者产生负向影响时,我们认为该因素加大了企业的代理成本。其次,当把所有的交叉项加入模型时,模型存在着严重的多重共线性,故而本文分析过程中主要以分类别加入交叉项的回归结果为基准,这与肖继辉和彭文平(2004)的处理方法是一致的。最后,回归数据显示薪酬与业绩正相关,且通过了 1%水平的显著性检验,这与近期的研究结果是一致的,这也说明我国上市公司的管理层薪酬契约具有一定的有效性,为进一步分析报酬业绩敏感性的影响因素提供了基础。此外,模型的解释力度良好(Adj-R²接近 0.30)。

检验 1: 国外研究显示公司规模与总经理薪酬之间正相关,但与业绩敏感性之间是负相关的,也就是说,公司规模越大,业绩敏感性越低。回归结果显示我国上市公司规模与总经理薪酬之间的关系与国外的研究结果是吻合的,但公司规模与业绩敏感性之间的却是正相关。西方学者认为国外上市公司的研究结果说明大公司的代理现象更为严重,但这无法圆满解释我国公司规模越大,业绩敏感性越高的现象。Cashman(2010)提出与 Murphy(1999)不同的看法,他认为规模与业绩敏感性之间的负相关可能不是代理问题所产生的,业绩敏感性随规模的上升而下降的趋势可能源自总经理边际生产力的降低。我国的公司规模与国外相比,仍然偏小。这可能预示着在规模上升的同时,总经理的边际生产力处在递增的阶段,因而业绩敏感性随规模的增长而增加。当然,这尚需严格的实证

研究来证明。假设 1 没有得到证实。

检验 2: 表 3 中数据显示 Lev 与 Lev * Roa 的系数分别为 -0.078 3 和 -1.900,但前者并未通过显著性检验,后者通过了 5%水平的检验。交叉项的回归结果表明随着负债比率的提高,上市公司在制定薪酬契约时会降低总经理薪酬与公司业绩之间的敏感度,从而减少可能产生的负债代理成本,这一结果支持了本文提出的假说 2,也与 John、Mehran 和 Qian(2006)、Ortiz-Molina(2007)以及江伟(2008)的研究结果相一致。

检验 3: 表 3 中回归数据显示风险与薪酬正相关,但是风险与业绩的交叉项是负相关,且均通过了 1%水平上的显著性检验,这说明我国上市公司业绩敏感性与风险之间的相关关系符合经典代理理论的预测结果。这一预测结果说明当股东通过公司业绩来甄别经理的努力水平时,风险的增大无疑会增大甄别经理努力的误差,从而当风险增加时,报酬业绩敏感度会减小。由此我们可以认为中国上市公司在设计报酬时的确体现了经典代理理论的思想,假设 3 得到了证实。

检验 4: 董事会规模和独立董事的比例均与总经理薪酬正相关,并分别通过了 1%和 5%水平上的显著性检验。董事会规模与业绩敏感性正相关,但未通过显著性检验;独立董事的比例与业绩敏感性负相关,通过了 5%水平上的显著性检验。正如前面的理论分析,董事会的规模越大,其效率未必越高,所以随着董事会的规模越大,总经理薪酬越高,但这并没有带来业绩敏感性的提高。独立董事制度的实施,提高了总经理的薪酬水平,但降低了薪酬与业绩的敏感性。由此推断,我国的独立董事制度成为总经理提高薪酬的工具,尚未起到改善薪酬治理的作用。我们的研究证实了独立董事“不独立”的假说。从而,董事会规模与独立董事的比例的提高都没有提高董事会的治理效率,反而加大了企业的代理成本,假设 4 得到了证实。

检验 5: 两职合一、在任时间和总经理的持股比例与总经理薪酬正相关,大股东的持股比例与总经理的薪酬负相关,除总经理的持股比例未通过显著性检验外,其他均通过 1%水平上的显著性检验。这说明总经理的权力自利能力确实能够显著提升其现金薪酬。两职合一、在任时间和大股东持股比例均对业绩敏感性产生了正面影响,但是两职合一的影响没有通过显著性检验,在任时间和大股东持股比例的影响分别在 5%和 10%水平上显著。总经理的持股比例对业绩敏感性产生负面影响,并通过了 5%水平上的显著性检验。实证结果说明两职合一和总经理持股比例的增加均加大了企业的代理成本,而在任时间与大股东的存在降低了企业的代理成本。两职合一、大股东和总经理的持股比例对业绩敏感性的影响通过了假设。我们认为高管在任时间越长,其权力自利的能力就会越强,这一结论是合理的。但实证结果并没有与我们假设一致,这可能是因为我国上市公司总经理的变动率较高造成的。描述性统计的结果说明大部分总经理的在任时间仅为一届。因此,我们认为,高管为了保证其位置可能会接受与业绩高度挂钩的薪酬契约,假设 5 得到了部分证实。

检验 6: 国有企业与非国有企业的总经理薪酬以及业绩

表3 回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PAY	PAY	PAY	PAY	PAY	PAY	PAY
SIZE	0.259 ***	0.261 ***	0.260 ***	0.260 ***	0.259 ***	0.260 ***	0.258 ***
LEV	-0.046 8	-0.078 3	-0.061 7	-0.070 8	-0.067 4	-0.070 3	-0.056 7
RISK	0.692 **	0.739 ***	0.605 **	0.824 ***	0.788 ***	0.816 ***	0.520 *
IDD	0.673 **	0.657 **	0.667 **	0.571 **	0.598 **	0.647 **	0.613 **
SOE	0.001 21	0.003 2	0.002 7	0.000 5	-0.001 0	0.003 3	-0.000 7
LSH	-0.003 5 ***	-0.003 5 ***	-0.003 5 ***	-0.003 3 ***	-0.003 5 ***	-0.003 4 ***	-0.003 5 ***
GSH	0.356	0.185	0.247	0.252	0.624	0.288	0.606
TEN	0.016 8 ***	0.017 1 ***	0.017 0 ***	0.017 2 ***	0.017 6 ***	0.017 0 ***	0.016 7 ***
DUAL	0.127 ***	0.132 ***	0.130 ***	0.133 ***	0.129 ***	0.132 ***	0.128 ***
NUM	0.022 0 ***	0.021 1 ***	0.021 7 ***	0.021 3 ***	0.020 7 ***	0.021 1 ***	0.021 0 ***
ROA	2.432 ***	4.080 ***	3.776 ***	6.155 ***	1.714 ***	2.793 ***	7.406 ***
SIZE * ROA	1.868 ***						1.534 ***
LEV * ROA		-1.900 **					-1.583 *
RISK * ROA			-11.68 ***				-9.129 ***
NUM * ROA				0.025 2			-0.116
IDD * ROA				-9.542 **			-8.513 **
DUAL * ROA					0.329		0.506
TEN * ROA					0.168 **		0.040 4
LSH * ROA					0.021 5 *		0.002 9
GSH * ROA					-12.25 **		-11.49 *
SOE * ROA						0.386	0.380
常数项	-2.850 ***	-2.947 ***	-2.918 ***	-2.958 ***	-2.778 ***	-2.87 3 ***	-2.963 ***
N	3 406	3 406	3 406	3 406	3 406	3 406	3 406
F	41.94 ***	41.19 ***	41.50 ***	40.03 ***	38.18 ***	40.99 ***	34.00 ***
ADJ-R ²	0.296 2	0.292 3	0.293 9	0.292 1	0.293 2	0.291 3	0.298 9

注：*表示 10%水平上显著，**表示 5%水平上显著，***表示 1%水平上显著。

敏感性之间不存在显著差异。这说明随着国有企业的改革,国有企业薪酬契约的制定与民营企业一样市场化的程度在不断加强,因而国有企业和民营企业高管薪酬的业绩敏感性已经没有实质性的差异,假设 6 得到了证实。

四、结论

本文通过运用我国上市公司数据对影响总经理报酬业绩敏感性的影响因进行分析,得出如下结论:

1. 我国上市公司总经理现金报酬与公司会计业绩在 1%水平上正相关。
2. 我国上市公司规模对业绩敏感性产生正的影响。
3. 公司收益波动和财务杠杆对业绩敏感性产生负的影响,符合经典代理理论的预测。
4. 董事会规模与高管薪酬正相关,但并未对业绩敏感性产生影响;独立董事的比例与高管薪酬正相关,但与业绩敏感性负相关。

5. 公司总经理的权力自利能力与其薪酬正相关,两职合一未对业绩敏感性产生影响,大股东和总经理持股比例对业绩敏感性负相关,高管在任时间与业绩敏感性正相关。

6. 我国国有上市公司与非国有企业的业绩敏感性之间不存在显著差异。上述研究结果说明,我国薪酬契约的制定符合经典代理理论的预测。譬如,风险以及负债代理成本均与经典代理理论的预测是一致的。这意味着我国薪酬契约的制定效率得到了有效的提升。董事会的治理效率能够显著的提升业绩敏感性,说明提高董事会有利于降低公司的代理成本。因此应该对规模较大的董事进行压缩,并且保证独立董事的独立性,提高董事会的治理效率。总经理的权力自利能力会加大企业的代理成本,因此公司治理的重点应该放到限制管理层日益膨胀的权力上。

主要参考文献

1. 魏刚. 高级管理层激励与上市公司经营绩效. 经济研究, 2000; 3
2. 李增泉. 激励机制与企业绩效——一项基于上市公司的实证研究. 会计研究, 2000; 1
3. 张俊瑞, 赵进文等. 高级管理层激励与上市公司经营绩效相关性的实证分析. 会计研究, 2003; 9
4. 辛清泉, 林斌等. 政府控制、经理薪酬与资本投资. 经济研究, 2007; 8
5. 方军雄. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗. 经济研究, 2009; 3
6. 肖继辉, 彭文平. 上市公司总经理报酬业绩敏感性研究. 财经研究, 2004; 12
7. 周嘉南, 黄登仕. 上市公司高级管理层报酬业绩敏感性与风险之间关系的实证检验. 会计研究, 2006; 4
8. 陈震, 张鸣. 业绩指标、业绩风险与高管人员报酬的敏感性. 会计研究, 2008; 2