

上市公司总经理报酬业绩敏感性研究

肖继辉¹, 彭文平²

(1. 暨南大学 管理学院, 广东 广州 510632; 2. 华南师范大学管理学院, 广东 广州 510631)

摘要:文章分析了公司的收益波动、公司财务杠杆、公司规模、董事会治理、大股东治理、经理自利特征对我国上市公司总经理报酬业绩敏感性的影响,发现前五个特征对报酬业绩敏感性无显著影响,但是总经理的双重身份、董事身份和其在董事会中任期这三个经理自利特征对报酬业绩敏感性有显著影响;更重要的发现是,当公司业绩变好时报酬业绩敏感性增加,当公司业绩下滑时报酬业绩敏感性减小,而总经理双重身份和其在董事会中任期这两个经理自利特征使报酬业绩敏感性进一步降低。

关键词:报酬业绩敏感性;董事会治理;大股东治理;经理自利

中图分类号:F404 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)12-0034-11

经理报酬业绩敏感性问题是有有关经理报酬的委托代理模型所研究的基本命题。经理报酬业绩敏感性指的是经理个人财富变化与股东财富变化的联系紧密程度。Jensen 和 Murphy(1990)发现经理报酬业绩敏感性很低,这一结果至今是个谜。大量理论与实证研究试图解开谜底,它们从公司风险、公司规模角度寻找经理报酬业绩敏感性偏低的原因。公司风险、公司规模在一定程度上能解释部分横截面的偏差,但是其解释力度仍旧不够。新近的研究开始从董事会治理角度进行分析,但是相关研究非常少,而且所做的分析也仅限于一个或两个公司治理特征。至今尚没有研究分析经理自利特征对报酬业绩敏感性的影响。而本文试图运用我国上市公司的数据来分析包括经理自利特征在内的一系列公司治理特征和其他公司特征,如公司的收益波动、财务杠杆、公司规模、董事治理、大股东治理对总经理报酬业绩敏感性的影响。

一、报酬与业绩敏感性实证文献回顾

已有文献发现经理报酬和公司业绩存在统计关系后,随后的研究试图估

收稿日期:2004-09-12

作者简介:肖继辉(1976—),女,湖南邵东人,暨南大学管理学院讲师,博士;

彭文平(1974—),男,湖南长沙人,华南师范大学经济管理学院副教授,博士。

计这种联系的程度和重要性,也就是报酬与业绩的敏感性,其中有代表性的早期文献有 Jensen 和 Murphy(1990)。Jensen 和 Murphy(1990)认为经理的报酬应该取决于股东财富的最大化,令人困惑的是 CEO 的报酬变化与股东财富变化的相关性整体上非常弱,他们得出的结果是:股东财富的每 1 000 美元的变化只引起 3.25 美元的 CEO 个人财富变化。在 Jensen 和 Murphy 等研究发现报酬与业绩的敏感性非常弱之后,一些研究试图在 Jensen 和 Murphy 采用的模型和实证统计方法基础上进一步检验其所得结果的有效性。

Hall 和 Liebman(1998)使用全部长期报酬组合(新授予的加上已授予的期权和股票的市场价值变化)来度量总报酬,他们发现 CEO 财富变化比 Jensen 和 Murphy 所报告的结果显著要大,他们得出 1994 年 CEO 财富对公司业绩敏感性为 $\$ 5.29 / \$ 1000^{\text{①}}$ 。在 Jensen 和 Murphy 所未考虑的 CEO 持有的股票期权的价值变化占 $\$ 5.29$ 中的 $\$ 2.15$ 。正如委托代理模型所认为的公司业绩方差是报酬的一个非常重要的决定因素,Aggarwal 和 Samwick(1999)对 Jensen 和 Murphy 的模型进行修订,加入了公司风险度量,他们的实证研究发现 CEO 报酬对业绩的相关性程度随着公司股票回报的方差而递减,方差最小公司的 CEO 报酬业绩敏感性为 $\$ 27.6 / \$ 1000$,而方差最大的公司的报酬业绩敏感性仅为 $\$ 1.45 / \$ 1000$ 。

Harvey 和 Shrieves(2001)发现外部董事和大股东有助于经理报酬的使用,经理报酬与财务杠杆的使用负相关,Jensen(1986)认为公司债务可能协调经理与所有者利益。由于股东和债权人对于债务融资资金的投资风险态度截然相反。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。John 和 John(1993)提供了债务水平和激励报酬之间负相关的论据。

经理主义的一个中心假设是报酬为公司规模的函数(Tosi, et al, 2000)。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自利尚不清楚。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是 $\$ 1.85 / \$ 1000$,而小公司是 $\$ 8.05 / \$ 1000$ 。这说明公司的规模可以解释部分报酬业绩敏感性的横截面差异。

Petroni 和 Safieddine(1999)认为所有权集中的显著差异将与不同的报酬业绩敏感性联系在一起,他们发现 CEO 报酬和会计业绩度量之间的关系是所有权结构的函数。Mehran(1995)也发现在公开交易的公司,非经理股东持有更大比重股权的公司要比没有外部大股东的公司采用更少的权益报酬。

已有的研究仅发现董事治理特征对报酬业绩敏感性有显著的影响,Conyon 和 Peck(1998)使用面板数据检验了董事会控制和薪酬委员会在决定管理者报酬中起到的作用,董事会的监督和薪酬委员会的出现对高层管理者

的报酬的影响有限,但外部董事在董事会和薪酬委员占主导地位的公司,高层管理者的报酬和公司业绩更一致。而有关董事会治理特征是否影响报酬与业绩的敏感性的研究很少,相近似的实证研究仅有 Newman 和 Mozes(1999),他们发现薪酬委员会中有内部人时,当公司业绩转好时报酬业绩敏感性增加,当公司业绩变差时,报酬业绩敏感性减小,说明此时报酬与业绩的敏感性更有利于经理。

以上分析可知公司的风险、规模、财务杠杆、董事治理和股权结构会对经理报酬业绩敏感性产生一定影响,实质上除了这五个因素外,经理的自利特征也是一个非常重要的影响因素。经理自利通常会提高其与董事会或股东的谈判能力,或者有可能增加经理的操纵能力,从而使得经理报酬业绩敏感性有利于经理。

二、研究设计

本文实证研究的目的是检验公司的收益波动、财务杠杆、公司规模、董事治理、经理自利和大股东治理这六大特征对我国上市公司总经理报酬和业绩敏感性的影响。因此,采用以上特征与公司业绩变化的交互项(interactive term)来检验这六大特征对报酬业绩敏感性的影响,具体模型如下:

$$\Delta \text{报酬} = a_0 + a_1(\Delta \text{业绩度量}) + a_2(\Delta \text{业绩度量})(\text{特征变量}) + \epsilon \quad (1)$$

我们可以根据交互项的系数 a_2 来判断特征变量对报酬业绩敏感性的影响方向。

而为了进一步研究董事治理、经理自利和大股东治理特征对报酬业绩敏感性的影响方向是否随着公司业绩变化的方向(上扬或下滑)而变化,也就是说当公司业绩下滑时,总经理报酬业绩敏感性是否会下降,而当公司业绩上扬时,总经理报酬业绩敏感性是否会增加,我们采用董事治理(或经理自利)和业绩变化的符号(为正或负),以及两者与公司业绩变化三者的交互项来检验,具体模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \text{报酬} = & a_0 + a_1(\Delta \text{业绩度量})(\text{Positive}) \\ & + a_2(\Delta \text{业绩度量})(\text{Positive})(\text{特征变量}) \\ & + b_1(\Delta \text{业绩度量})(\text{Negative}) \\ & + b_2(\Delta \text{业绩度量})(\text{Negative})(\text{特征变量}) + \epsilon \end{aligned} \quad (2)$$

如果 Δ 业绩度量为正, Positive 取 1, 否则为 0; 如果 Δ 业绩度量为负, Negative 取 1, 否则为 0。可以通过观察 a_2 和 b_2 的符号来判断该特征变量对报酬业绩敏感性的影响方向, 以及与业绩变化方向三者之间的关系。

Jensen 和 Murphy(1990)将报酬和业绩的敏感性表示为每千美元的股东财富变化所导致的经理报酬的美元变化数。而本文的报酬业绩敏感性稍有不同,指每一个百分点的股票回报率或净资产收益率的变化所导致的经理现金

报酬的变化额。我们在设置董事会治理、大股东治理特征的指标时,一方面参照西方文献做法,另一方面根据我国上市公司的具体情况作了适当的修改。具体变量的定义如下。

总经理报酬变化为样本年度总经理现金报酬的对数减样本年度上年现金报酬的对数,用 $\Delta \ln \text{Comp}$ 表示;所采用的业绩度量变化分别为样本年度的股票回报率和净资产收益率相对于样本年度上年的变化,分别用 ΔRet 和 ΔRoe 表示;公司的收益波动分别用样本年度近三年的 Ret 和 Roe 的标准方差来度量,分别用 Dv Ret 和 Dv Roe 表示;公司的财务杠杆用资产负债率来度量,用 Debt 表示;公司规模 Size 用资产的对数来表示;董事治理采用四个变量度量:(1)董事规模用董事会总人数 BdSiz 表示;(2)非经理董事在董事会中的百分比用 NMBd 表示;(3)非经理董事中年龄超过 59 岁的董事比例,用 NMBd59 表示;(4)独立董事,当公司董事会聘请了独立董事,则 Indep 取 1,否则为 0。总经理自利采用三个变量度量:(1)总经理是否兼任董事会主席,如果是则 Dual 为 1,否则为 0;(2)总经理是否为董事,如果是则 Mbd 取 1,否则为 0;(3)总经理在董事会中的任期年数用 Mtenu 表示。股权特征采用两个变量度量:(1)当公司存在持股比率占 5%以上的大股东时, Block 取 1,否则为 0;(2)公司控股股东是否为国有控股,如果是 Own 取 1,否则为 0。

三、样本的来源和描述性统计

本文采用沪深股市在 1999 年和 2000 年以前上市的公司为初始样本,样本年度分别为 2000 和 2001 年,初始样本共有 1 973 个,其中 2000 年有 920 个,2001 年有 1053 个;在剔除总经理的任期为两个非连续完整年度的样本公司后,2001 和 2000 样本年度的公司分别为 740 和 606 家,剔除 PT 样本后分别为 734 和 599 家,共计 1 333 个样本;最后剔除从 1999~2001 年间,总经理的任期为两个非连续年度的样本公司,得到最终样本为 728 个,其中总经理连续任期为 1999~2000 年的样本公司有 298 家,总经理连续任期为 2000~2001 年的样本公司有 430 家。我们以样本年度分别为 2000 年度和 2001 年度的 298 和 430 个混合样本作为最终样本。

由表 1 和表 2 可以发现:内部董事规模为 1 人,2 人,3 人和 4~5 人的样本分别占总样本的 21.84%,24.73%,21.02%和 23.76%;总经理担任董事的年度数分别为 2 年,3 年,4 年和 5~7 年的占总样本的比例分别为 27.75%,20.6%,16.21%和 19.51%;董事会规模为 5~7 人,8~10 人和 11~14 人的样本公司分别占总样本的 26.92%,39.15%和 28.57%;而有 83.24%的样本公司未聘独立董事,而聘用独立董事的公司中,独立董事的规模集中在 1~2 人。由表 3 发现在非经理董事中年龄超过 59 岁的董事为 0 人、1 人、2 人的样本公司占总样本的比例分别为 61.4%、24.73%、9.62%,说明大部分公司的

非经理董事的年龄都在 59 岁以下。总经理兼任董事长的样本占总样本的 20.33%，说明我国只有少部分上市公司的总经理具有双重身份；总经理同时在董事会中任职的样本公司占总样本的 77.61%，说明我国上市公司中，大部分总经理同时在董事会中任职；大股东持股超过 50% 的样本占总样本的 42.03%，说明我国有将近一半的上市公司存在绝对控股股东。样本公司为国有控股公司的样本占总样本的 56.87%，说明在我国上市公司中大股东持股非常集中，而且主要表现为国有控股的性质。

表 1 内部董事规模和经理任期变量的描述

内部董事规模			Mtenu		
人数	家数	比重 (%)	年度数	家数	比重 (%)
8~10	11	1.51	8~9	19	2.61
6~7	29	3.98	5~7	142	19.51
4~5	173	23.76	4	118	16.21
3	153	21.02	3	150	20.6
2	180	24.73	2	202	27.75
1	159	21.84	1	44	6.04
0	23	3.16	0	53	7.28

表 2 董事规模和独立董事变量的描述

董事规模			独立董事人数		
人数	家数	比重 (%)	年度数	家数	比重 (%)
≥15	36	4.95	4~6	8	1.1
11~14	208	28.57	3	23	3.16
8~10	285	39.15	2	54	7.42
5~7	196	26.92	1	37	5.08
≤4	3	0.41	0	606	83.24

表 3 其他样本特征变量的描述

NMBd59								
人数	家数	比重 (%)	变量	家数	比重 (%)	变量	家数	比重 (%)
≥3	31	4.26	Dual=1	148	20.33	Block≥50%	306	42.03
2	70	9.62	Dual=0	580	79.67	<50%	422	57.97
1	180	24.73	Mbd=1	565	77.61	Own=1	414	56.87
0	447	61.40	Mbd=0	163	22.39	Own=0	314	43.13

表 4 对部分变量作了描述性统计，由表 4 可知总经理现金报酬变化的均值为 40 203 元，标准方差为 81 336，中位数为 2 960，说明有一半以上的样本公

表 4 部分变量的描述性统计

	ΔComp	ΔRet	ΔRoe	Block	Debt	EdSiz	NMBd	NMBd59	Mtenu	ΔRetneg	ΔRoeneg
均值	40 203	-35.56	0.688	44.86	49.54	9.499	0.7065	0.0624	3.173	0.6751	0.6525
标准方差	81 336	89.48	85.56	17.70	73.33	2.6678	0.1598	0.099	1.959	0.4687	0.4765
最小值	0	-442.38	-235.49	1.949	5.35	4	0.1818	0.00	0	0	0
1/4 分位点	2 960	-92.84	-5.123	29.98	32.32	7	0.6	0.00	2	0	0
中位数	7 000	-54.3	-1.625	44.45	44.523	9	0.7143	0.00	3	1	1
3/4 分位点	49 509	35.22	0.793	59.24	57.80	11	0.8333	0.111	4	1	1
最大值	1 294 000	376.48	2200	84.97	1834.68	19	1.00	0.667	9	1	1

注：ΔRetNeg 表示样本年度的 Δret 为负，ΔRoeNeg 表示样本年度的 ΔRoe 为负。

司的总经理报酬变化很小; ΔRet 的均值为 -35.56% ,中位数为 -54.3% ,说明总体上样本公司的股票回报率有较大的滑坡; ΔRoe 平均有 0.688% 的上升,但有超过一半的公司的净资产收益率下滑;第一大股东持股的均值为 44.86% ,有近一半的样本公司大股东在绝对控股;资产负债率平均水平为 49.54% ,有近一半的样本公司的净资产收益率低于 40% ;平均的董事会规模为 9.5 人,有一半公司的董事人数超过 9 人。非经理董事在全部董事中的比例平均为 0.71 ,说明样本公司总体上并未被内部人控制。非经理董事中年龄超过 59 岁的董事占 0.06 ,比重很低。总经理担任董事的年度数平均为 3.2 年,有一半总经理任期超过 3 年; ΔRet 为负的均值为 0.675 , ΔRoe 为负的均值为 0.653 ,说明超过半数以上的样本公司的业绩存在滑坡。

为了观察变量之间的相关关系,我们对所有变量作了 Spearson 相关分析,结果略。发现变量之间的相关性都较低,最大值为 0.53 ,因此回归方程不会产生较严重的共线性问题。

四、回归结果

在表 5 和表 6 中检验了模型(1),即六大特征对总经理报酬业绩敏感性的影响。在表 6 的方程 1、方程 2 中, ΔRet 显著为负,符号与预计相反,说明我国上市公司总经理报酬与股票回报存在负的敏感性,与标准代理模型不符; $\Delta Ret * DevRet$ 显著为正,说明公司业绩波动性越大,总经理报酬与业绩的敏感性增加,符号与标准代理模型预测不符,可能解释是股票回报不是总经理业绩的合适度量; ΔRoe 在 10% 水平上显著,说明总经理报酬与净资产收益率之间存在显著的敏感性关系。而 $\Delta Roe * DevRoe$ 在方程 2 中不显著,因此说明公司的收益波动并未显著降低总经理的报酬业绩敏感性; $\Delta Ret * Size$ 、 $\Delta Roe * Size$ 在方程 3 中并不显著,说明公司的规模对总经理报酬业绩敏感性无显著的影响;在方程 4 中, $\Delta Ret * Debt$ 、 $\Delta Roe * Debt$ 都不显著,说明公司的财务杠杆对总经理报酬业绩敏感性也无显著的影响。

表 5 模型(1)的回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
截距	0.34(18.4***)	0.335(13.1***)	0.34(17.96***)	0.34(18***)
ΔRet	$-0.0008(4.15***)$	$-0.0015(4.2***)$	$-0.004(0.8)$	$-0.0005(1.11)$
ΔRoe	$0.00023(1.82*)$	$0.0006(1.79*)$	$0.0032(1.85*)$	$0.00086(1.92*)$
$\Delta Ret * DvRet$		$0.000004(1.6*)$		
$\Delta Roe * DvRoe$		$0.0000002(0.4)$		
$\Delta Ret * Size$			$0.00035(0.64)$	
$\Delta Roe * Size$			$-0.0004(0.41)$	
$\Delta Ret * Debt$				$-0.000007(0.73)$

续表 5 模型(1)的回归结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
$\Delta\text{Roe} * \text{Debt}$				0.0000008(0.5)
F	9.323	5.862	5.069	5.223
Ad-R ²	0.007	0.048	0.027	0.028
D-W	1.989	2.058	2	1.99
N	600	389	597	597

在表 6 中,董事治理特征 BdSiz、NMBd、NMBd、NMBd59、Indep 与 ΔRet 和 ΔRoe 的交互项都不显著,因此表明董事治理特征对总经理报酬业绩敏感性没有显著的影响;经理自利特征 Dual、Mbd 和 Mtenu 与 ΔRoe 的交互项不显著,Dual、Mbd 和 ΔRet 的交互项也不显著,仅有 $\Delta\text{Ret} * \text{Mtenu}$ 在 10%水平显著,说明总经理担任董事任期对总经理现金报酬与股票回报业绩的敏感性有显著正的影响;大股东治理特征 Block、Own 与 ΔRet 和 ΔRoe 的交互项都不显著,说明大股东治理特征对总经理报酬业绩敏感性无显著影响。

表 6 模型(1)的回归结果

	方程 1		方程 2		方程 3
截距	0.34(17.7***)	截距	0.336(17.99***)	截距	0.34(18.15***)
ΔRet	-0.0005(0.5)	ΔRet	-0.0016(2.65**)	ΔRet	-0.00067(1.44)
ΔRoe	0.0022(1.80*)	ΔRoe	0.0072(1.94*)	ΔRoe	0.00096(1.85*)
$\Delta\text{Ret} * \text{Bdsiz}$	-0.00009(1.2)	$\Delta\text{Ret} * \text{Dual}$	0.0023(0.4)	$\Delta\text{Ret} * \text{Block}$	-0.000003(0.3)
$\Delta\text{Roe} * \text{Bdsiz}$	-0.00014(0.58)	$\Delta\text{Roe} * \text{Dual}$	-0.0014(0.33)	$\Delta\text{Roe} * \text{Block}$	-0.000025(0.4)
$\Delta\text{Ret} * \text{NMBd}$	0.0007(0.6)	$\Delta\text{Ret} * \text{Mbd}$	0.0003(0.5)	$\Delta\text{Ret} * \text{Own}$	-0.00003(0.08)
$\Delta\text{Roe} * \text{NMBd}$	0.0009(0.2)	$\Delta\text{Roe} * \text{Mbd}$	0.007(1.44)	$\Delta\text{Roe} * \text{Own}$	-0.00015(0.134)
$\Delta\text{Ret} * \text{NMBd59}$	-0.0003(0.152)	$\Delta\text{Ret} * \text{Mtenu}$	0.000144(1.73*)		
$\Delta\text{Roe} * \text{NMBd59}$	-0.0033(0.5)	$\Delta\text{Roe} * \text{Mtenu}$	-0.00002(0.136)		
$\Delta\text{Ret} * \text{Indep}$	-0.000027(0.06)				
$\Delta\text{Roe} * \text{Indep}$	0.0033(0.93)				
Ad-R ²	0.021	Ad-R ²	0.034	Ad-R ²	0.023
F	2.293	F	3.65	F	3.34
D-W	1.987	D-W	1.99	D-W	1.995
N	597	N	597	N	597

在表 7 和表 8 中,对模型(2)进行检验,分析董事治理特征、总经理自利特征对报酬业绩敏感性的影响方向,以及与业绩变化方向三者之间的关系。在表 8 的方程 1、方程 2 中,BdSiz 和 NmBd 与业绩度量变化、业绩度量变化符号三者的交互项都不显著,在表 7 的方程 3、方程 4 中, $\Delta\text{Ret} * \text{Neg}$ 显著为负,说明当公司股票收益下滑时,报酬业绩敏感性减小,而 NMBd59 和 Indp 与业绩度量变化、业绩度量变化方向三者的交互项都不显著,说明董事治理特征对报酬业绩敏感性的影响不随公司业绩变化方向而变化。

表 7 模型(2)的回归结果

方程 1		方程 2		方程 3		方程 4	
截距	0.33(10.33***)	截距	0.33(10.4***)	截距	0.33(10.34***)	截距	0.33(10.1***)
$\Delta Ret * Pos$	-0.0002(1.36)	$\Delta Ret * Pos$	-0.002(1.2)	$\Delta Ret * Pos$	-0.0007(1.5)	$\Delta Ret * Pos$	-0.0005(0.9)
$\Delta Ret * Pos * BdSz$	-0.00004(0.3)	$\Delta Ret * Pos * MBd$	0.0015(0.82)	$\Delta Ret * Pos * MBd$	0.0005(1.12)	$\Delta Ret * Pos * Indep$	-0.0007(0.6)
$\Delta Ret * Neg$	-0.0002(0.25)	$\Delta Ret * Neg$	-0.0008(0.8)	$\Delta Ret * Neg$	-0.001(2.5**)	$\Delta Ret * Neg$	-0.001(2.7***)
$\Delta Ret * Neg * BdSz$	-0.00008(0.9)	$\Delta Ret * Neg * MBd$	-0.00016(0.12)	$\Delta Ret * Neg * MBd$	-0.0024(1.0)	$\Delta Ret * Neg * Indep$	0.0001(0.16)
$\Delta Roe * Pos$	0.0011(0.62)	$\Delta Roe * Pos$	-0.0009(0.2)	$\Delta Roe * Pos$	-0.0002(1.0)	$\Delta Roe * Pos$	-0.0002(1.17)
$\Delta Roe * Pos * BdSz$	-0.0003(0.74)	$\Delta Roe * Pos * MBd$	0.0009(0.15)	$\Delta Roe * Pos * MBd$	-0.009(1.3)	$\Delta Roe * Pos * Indep$	0.003(0.55)
$\Delta Roe * Neg$	0.0006(0.07)	$\Delta Roe * Neg$	-0.003(0.43)	$\Delta Roe * Neg$	-0.001(0.7)	$\Delta Roe * Neg$	-0.0007(0.47)
$\Delta Roe * Neg * BdSz$	-0.0001(0.12)	$\Delta Roe * Neg * MBd$	0.003(0.36)	$\Delta Roe * Neg * MBd$	0.03(1.02)	$\Delta Roe * Neg * Indep$	0.002(0.43)
Adj-R ²	0.02	Adj-R ²	0.019	Adj-R ²	0.023	Adj-R ²	
F	2.53	F	2.43	F	2.74	F	2.434
D-W	1.967	D-W	1.991	D-W	1.99	D-W	1.99
N	599	N	599	N	599	N	599

表 8 的方程 1 中, $\Delta Ret * Neg$ 、 $\Delta Roe * Neg * Dual$ 分别在 1% 和 5% 水平上显著为负, 表明当公司股票回报率下滑时, 总经理报酬与业绩的敏感性下降, 而当净资产收益率下滑时, 则总经理双重身份将进一步减少报酬业绩敏感性; 表 8 的方程 2 中, $\Delta Ret * Pos$ 在 10% 水平上显著为正, 表明当股票回报上扬时, 总经理报酬业绩敏感性增加, $\Delta Roe * Neg$ 和 $\Delta Roe * Neg * MBd$ 在 1% 水平上显著为负, 表明当公司净资产收益率下滑时, 总经理报酬与业绩的敏感性降低, 而总经理同时在董事会中任职时, 会进一步使总经理报酬业绩敏感性减小。在表 8 的方程 3 中, $\Delta Ret * Neg$ 、 $Mtenu * Neg * \Delta Ret$ 分别在 1% 和 5% 水平上显著为负, 表明当公司股票回报率下滑时, 总经理报酬与业绩的敏感性降低, 而总经理在董事会中任期越长, 报酬业绩敏感性越会降低。

表 8 模型(2)的回归结果

方程 1		方程 2		方程 3	
截距	0.32(10.2***)	截距	0.32(10.25***)	截距	0.311(9.63***)
$\Delta Ret * Pos$	-0.0002(0.5)	$\Delta Ret * Pos$	0.0015(1.65*)	$\Delta Ret * Pos$	0.000016(0.019)
$\Delta Ret * Pos * Dual$	-0.0011(1.34)	$\Delta Ret * Pos * MBd$	0.0011(1.2)	$\Delta Ret * Pos * Mtenu$	-0.00012(0.06)
$\Delta Ret * Neg$	-0.001(6.06***)	$\Delta Ret * Neg$	-0.0007(1.13)	$\Delta Ret * Neg$	-0.0002(3.41***)
$\Delta Ret * Neg * Dual$	0.0008(1.22)	$\Delta Ret * Neg * MBd$	-0.0003(0.44)	$\Delta Ret * Neg * Mtenu$	-0.0002(1.96**)
$\Delta Roe * Pos$	-0.00022(1.15)	$\Delta Roe * Pos$	0.0045(0.72)	$\Delta Roe * Pos$	-0.00023(1.2)
$\Delta Roe * Pos * Dual$	-0.0013(0.26)	$\Delta Roe * Pos * MBd$	-0.0048(0.76)	$\Delta Roe * Pos * Mtenu$	-0.00007(0.35)
$\Delta Roe * Neg$	0.0003(0.21)	$\Delta Roe * Neg$	-0.016(3.2***)	$\Delta Roe * Neg$	-0.00035(1.08)
$\Delta Roe * Neg * Dual$	-0.013(2.25**)	$\Delta Roe * Neg * MBd$	-0.016(3.21***)	$\Delta Roe * Neg * Mtenu$	0.0006(0.98)
F	3.18	F	3.88	F	3.35
Adj-R ²	0.028	Adj-R ²	0.037	Adj-R ²	0.03
D-W	2.002	D-W	1.975	D-W	2.027
N	599	N	599	N	599

五、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素进行分析,得出如下结论:(1)我国上市公司总经理现金报酬变化与股票回报变化存在负的关系,这与标准代理模型预计的符号相反,总经理现金报酬的变化与净资产收益率的变化在 10% 水平上有正的关系;(2)公司收益波动、公司的规模、公司的财务杠杆、董事治理特征、大股东治理特征对总经理报酬业绩敏感性无显著影响;(3)总经理担任董事任期对现金报酬与股票回报业绩敏感性有显著的正的影响;(4)公司股票回报率下滑时,总经理报酬与业绩的敏感性下降,而当净资产收益率下滑时,则总经理双重身份将进一步使报酬业绩敏感性降低;(5)当股票回报上扬时,总经理报酬业绩敏感性增加;当公司净资产收益率下滑时,总经理报酬与业绩的敏感性降低,而总经理同时在董事会中任职时,会进一步使总经理报酬业绩敏感性减少;(6)当公司股票回报率下滑时,总经理报酬与业绩的敏感性降低,而总经理在董事会中任期越长报酬业绩敏感性越低。

我国上市公司中,总经理报酬业绩敏感性非常弱,而且模型的解释力也较低($\Delta R^2 < 0.03$),这说明我国上市公司中,财务业绩并不是总经理报酬的最重要的决定变量,报酬更多地受到董事治理、股权治理和经理人力资源特征变量的影响。对这一现象的可能解释是:(1)我国资本市场本身的不完善,以及我国财务会计制度本身也存在很多不健全的地方,从而导致我国上市公司的股票或会计财务业绩度量并不是经理努力水平的很好的度量;(2)我国正处于转轨经济时期,企业的许多制度还处在建设之中,其中我国上市公司的激励制度还很不完善,总经理报酬并不像委托代理理论所预期的那样与业绩有非常紧密的联系,更多的受到其他公司治理因素或行政因素的影响;(3)我国上市公司较大一部分是国有企业改制上市的,因此行政干预经理报酬的现象较普遍,总经理的报酬受到行政工资影响较深,总经理报酬制度还没有完全市场化;(4)对于国有控股的上市公司而言,政府对总经理的考核并不仅仅是财务业绩,更多关注的是总经理个人政绩和社会影响;(5)我国是社会主义政治体制,因此相对西方国家更强调公平和社会稳定,这对上市公司经理薪酬改革的市场化不利,一定程度上阻碍了市场化的经理报酬制度的实施。值得注意的是,尽管报酬与业绩敏感性非常小,但当公司业绩上扬时报酬业绩敏感性增加,而当公司业绩下滑时报酬业绩敏感性有减小的趋势,而且总经理双重身份、董事身份进一步减少报酬业绩敏感性。说明在我国上市公司中一定程度上存在操纵报酬业绩敏感性的现象,使得报酬业绩敏感性朝着有利于总经理利益的方向变化。基于以上分析的原因,我们可以合理解释我国上市公司总经理报酬契约中业绩与报酬的关系较弱的现象。

注释：

①指每\$1000的股东财富变化导致1.85的经理个人财富变化，下同。

参考文献：

- [1] J G Combs, M S Skill. Managerialist and human capital explanations for key executive pay premiums: A contingency perspective[J]. *Academy of Management Journal*, 2003, Vol. 46.
- [2] K D Harvey, R E Shrieves. Executive compensation structure and corporate governance choices[J]. *The Journal of Financial Research*, 2001, Vol. 26.
- [3] N M Stoughton, E Talinor. managerial bargaining power in the determination of compensation contracts and corporate investment[J]. *International Economic Review*, 1999, Vol. 40.
- [4] M J Conyon, S I Peck. Board control, remuneration committees, and top management compensation[J]. *Academy of Management Journal*, 1998, Vol. 41.
- [5] H A Newman, H a mozes. Does the composition of compensation committee influence CEO compensation practice[J]. *Financial Management*, 1999, Vol. 28.
- [6] B K Petronic, A safiedoline. Ownership concentration and sensitivity of executive pay to accounting performance measures: Evidence from publicly and privately-held Insurance companies[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1999, Vol. 28.
- [7] R Waston, D J Storey, P W Arezyk, et al. The remuneration of Non-owner managers in small and medium-sized UK enterprises[J]. *Journal of Management Studies*, 1994, Vol. 31.
- [8] J E Core, R W Holthausen, D F Larcker. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, Vol. 51.

A Study on the Compensation Performance Sensitivity of General Managers in Listed Companies

XIAO Ji-hui, PENG Wen-ping

1. *School of Management, Jinan University, Guangzhou 510632, China*
2. *School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510632, China*

Abstract: Analysing the effects of the characteristics of earnings fluctuation of a company, finance leverage of a company, company scale, board governance, block shareholder governance and managerial entrenchment on compensation performance sensitivity of the general managers in listed companies in China, we find that the first five characteristics do (下转第 52 页)

Econometric Tests for the Components of Fiscal Illusions in China's Active Fiscal Policy

LIU Jin-quan, PAN Lei, HE Xiao-wei

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Jilin 130012, China)

Abstract: In fiscal expenditures, since the public could not correctly recognize the prices of public goods, there might be, to some extent, "expectation illusions" and "deficit illusions". These "fiscal illusions" cause lower price estimation and thus lead to the supply shortage of public goods, which is manifested in the rapid growth of the demand for government investment, finally resulting in the ineffective allocation of social resources. Empirical tests show that "expectation illusions" and "deficit illusions" coexist. Therefore, we ought to properly decrease the expenditure of public goods, pay attention to the output effects of fiscal expenditure so as to enhance the multiplier effect of active fiscal policy.

Key words: fiscal policy; fiscal illusions; expectation illusions; deficit illusions

(上接第43页)

not have obvious influences on compensation performance sensitivity, while the three managerial entrenchment characteristics as the dual status of the general manager, the status of board member and his term in the board have evident influences on compensation performance sensitivity. An even more important finding is that when the corporate's performance becomes better, the compensation performance sensitivity increases, while the corporate's performance worsens, the compensation performance sensitivity decreases, and the two managerial entrenchment characteristics as the dual status of the general manager and his term in the board will further decrease the compensation performance sensitivity.

Key words: compensation performance sensitivity; board governance; block shareholder governance; managerial entrenchment