

上市公司经理人自利动机对经营绩效的影响研究

张 涛 袁翠娟

(山东财经大学会计学院,山东 济南 250014)

【摘 要】 经理人自利动机近年来一直受到学术界和实务界的关注,公司经理人自利行为对企业各个方面都会产生影响,因此上市公司经理人自利动机对经营绩效产生什么样的影响以及影响如何将是国内外公司理财领域研究的前沿热门课题,具有重要的理论和现实意义。以 2011 - 2013 年沪深两市上市公司 A 股的样本数据为样本,研究了在不同的经营绩效水平下,经理人自利动机对其经营绩效会产生的不同影响。

【关键词】 上市公司;经理人自利动机;经营绩效
【DOI 编码】 10. 13962/j. cnki. 37 - 1486/f. 2015. 05. 011
【中图分类号】F270 【文献标识码】A 【文章编号】2095 - 3410(2015)05 - 0081 - 06

一、引言

经理人自利动机可以根据委托代理理论和理性经济人假设进行解释。Jensen 和 Meckling(1976)首先提出了委托代理理论,由于经理层与股东的目标不一致,必然会导致两者之间的利益冲突^[1]。

经理人的自利动机主要就是以牺牲股东利益为代价而实现自身利益最大化,因经理人自利动机导致的过度增长行为和过度投资行为会对企业的价值以及经营绩效产生一定的影响,所以,研究经理人决策背后自利动机对经营绩效的影响,加强经理人自利动机的监管,在一定程度上可以提高公司的经营绩效以及企业价值。

基于此,本文以 2011 - 2013 年沪深两市上市公司 A 股的数据为样本,研究经理人自利动机在不同经营绩效情况分别对其产生的影响,进而针对绩效不同的企业提出采取抑制经理人自利动机的政策建议。

二、文献综述

Opler 等(1999)认为公司经理人的自利动机会导致过度增长行为和过度投资行为,最终的结果是公司规模扩大,但是企业价值却显著下降,企业的经营绩效不升反降^[2]。Hardford(1999)、Richardson(2006)发现,自由现金流越多的公司,进行企业并

购的可能性会更大,而企业并购并没有使企业的经营绩效提高反而下降,因为目标公司对于收购方来说并不是最佳的选择,所以并购导致了经营绩效的下降^[3,4]。徐晓东和张天西(2009)、刘银国和张琛(2012)也得出相似的结论,如果企业拥有过多的自由现金流,增加高管过度追求个人利益的可能性,由此产生的代理问题越大,过度投资行为越严重,从而对企业经营绩效造成不利影响^[7,8]。李增泉(2000)实证研究激励机制与企业绩效之间的关系,结果表明经理人年度薪酬与经营绩效不相关,高管持股比例较低也不能发挥其激励作用;谌新民和刘善敏(2003)通过实证检验了经理人任职情况、经理人薪酬结构与经营业绩的关系,结果显示经理人持股水平、薪酬结构都与经营绩效存在显著弱相关,公司规模、行业变量都对管理层持股、薪酬结构以及管理层任期产生影响;但是张俊瑞、赵进文和张建(2003),杜兴强和王丽华(2007)得出的结论是高管薪酬对经营绩效产生显著正相关的影响^[9,10,21,22]。李凯等(2007)研究结果表明总经理的持股比例与企业的经营绩效呈显著正相关关系,两职兼任与净资产收益率呈显著负相关关系,因此增加总经理的持股比例、降低两职兼任程度可以降低企业代理成本,提高

【作者简介】张涛(1962 -),男,山东济南人,山东财经大学会计学院教授。主要研究方向:财务理论与实践。

企业业绩;吴玉辉和吴世农(2010)通过实证研究发现在实施股权激励的企业中大股东持股比例对高管自利行为有着一定的抑制作用;廖理和方芳(2004)也得出相似的结论,经理层持股水平越低,决策偏离企业目标的可能性越大,那么出现过度投资的可能性也就越大^[11,16,18]。树友林(2011)实证结果显示高管权力对股权激励没有直接影响,对货币薪酬效应的显著性也不改变,但是高管权力越大的企业的货币薪酬激励效果会更好些^[13]。简建辉、余中福等(2011)实证验证经理人激励与公司过度投资的关系,结果表明经理人货币薪酬与公司过度投资呈显著正相关关系,而股权激励与公司过度投资无显著性关系^[14]。江岭(2008)通过实证检验结果得出经理层的任期与经营绩效有显著正相关性关系^[12]。

通过对以上文献的回顾,可以看出学者研究的角度不同,所选取的指标不同,数据选取方面的差异,这些都导致得出不同的研究结论。但是,他们都一致认为管理层自利动机实质上就是代理问题的一种表现形式,管理层自利动机越严重,代理问题越大,对经营绩效的影响也会越大。

三、研究设计

(一)研究假设

一般而言,经营绩效好的上市公司相比绩效较差的上市公司的公司治理结构更加完善,而公司治理结构对经理人自利行为有一定的抑制作用。秦兴俊,李粮(2014)、李粮(2013)在研究公司治理对经理人自利动机与费用粘性的影响中得出公司治理高的上市公司的自由现金流量要明显高于治理水平低的上市公司,因此绩效好的上市公司自由现金流要高于绩效较差的^[15]。但是经理人为了避免自身地位和权利受到侵害,当面对经营绩效较差时,即使拥有较多的自由现金流也不会倾向于投资于净现值为负的投资方案,李粮,宋振康(2013)在经理人自利动机对费用粘性的影响研究中也证实了这一观点,因此在一定程度上抑制了过度投资,即经理人自利行为。据此,本文假设:

H1:绩效好的上市公司所拥有的自由现金流要高于绩效较差的上市公司;绩效好的上市公司与自由现金流呈正相关,绩效差的上市公司与自由现金流呈负相关。

在现有的公司治理机制下,管理层主要是通过固定的薪酬收益(货币性薪酬)以及企业的股权(即股权激励,包括现股、期权等等)这两种方式获得企业的剩余收益。Kanninen(2000)得出结论,高管的固定性薪酬所占的比例越高时,高管的自利动机越弱;高管的固定性薪酬所占的比例较低时,高管的自利动机越强烈^[5]。在绩效较好的公司中,高管的薪酬管理体系比较固定,高管的固定性货币薪酬已经达到较高的水平,因此,固定的货币薪酬不能起到很好的激励作用,给予管理层一定的股份,应该会提高高管的积极性,但是也会同时会引发高管自利动机的出现;在绩效较差的公司中,高管的货币薪酬与公司的经营绩效有着很强烈的相关性,因此固定的货币性薪酬激励能够起到很好的激励作用。据此,本文假设:

H2:在经营绩效较好的公司中,固定性货币薪酬与经营绩效关系不显著;在经营绩效较差的公司中,固定的货币性薪酬与经营绩效呈显著正相关关系。

管理层都希望能够在绩效好的公司中任职,并且任期越长,越有可能建立自己的势力范围,积累自己的权力,以维护自己的职位,越有可能凌驾于其他内部监管机制,越有可能追求自身利益,自利动机会更明显。Hill and Phan(1991)在研究中发现,经理人在企业中的任期越长,为了增加自身的利益,扩大公司规模和优化薪酬结构的可能性越大^[6]。在绩效较差的公司中,管理层担心公司随时倒闭的风险,不能满足马斯洛需求层次中的安全需求层次,管理层也看不到很好的发展前景,因此,即使公司的绩效有所上升,管理层任期也不会很长。由此,提出假设:

H3:在经营绩效好的公司中,管理层任期与经营绩效呈正相关关系,在经营绩效较差的公司中,管理层任期与经营绩效呈负相关关系。

Boyd(1984)认为,当董事会主席与总经理为两职兼任时(即是同一个人时),具有制定决策和监督的职责,并且更加追求的是个人的利益而不是股东利益,自利行为更加严重;田志龙(1998)和徐二明,王智慧(2000)也得到相似的结论,两职兼任对企业产生的负面影响远远高于正面影响,增加了董事长

和总经理谋取私利的可能性,不利于企业的长期发展^[17,19,20]。董事长与总经理两职兼任常常被认为是影响公司经营绩效提高的一个重要因素,中国证监会把董事长与总经理两职分离作为完善公司治理的重要措施之一。据此,提出假设:

H4:董事长与总经理两职分离有利于提高公司的经营绩效,在绩效较好的公司中,两职分离与经营绩效呈正相关关系,提高了绩效。

(二)变量选取及定义

根据研究目的,本文主要选择净资产收益率、总资产报酬率、销售净利率、速动比率、流动比率、资产负债率、总资产增长率、营业收入增长率、净资产增长率、基本每股收益以及现金流量比率这 11 个指标利用主成分分析法来对经营绩效进行衡量,变量选择及定义如表 1、表 2 所示。

表 1 经营绩效初始变量			
经营 绩效 的 初 始 变 量	变量名称	变量代码	计算方法或来源
	净资产收益率	X1	净资产收益率=净利润/股东权益平均余额
	总资产报酬率	X2	总资产报酬率=息税前利润/资产平均总额
	销售净利润	X3	销售净利润=净利润/销售收入
	速动比率	X4	速动比率=(货币资金+交易性金融资产+各种应收账款)/流动负债
	资产负债率	X5	资产负债率=总负债/总资产
	流动比率	X6	流动比率=流动资产/流动负债
	总资产增长率	X7	总资产增长率=(本年资产总额-去年资产总额)/去年资产总额
	营业收入增长率	X8	营业收入增长率=(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	净利润增长率	X9	净利润增长率=(本年净利润-去年净利润)/去年净利润
	基本每股收益	X10	基本每股收益=净利润/发行在外普通股加权平均数
	现金流量比率	X11	现金流量比率=经营活动现金流量净额/流动负债

(三)模型设定

建立以下模型对不同经营绩效水平下经理人自利动机对经营绩效的影响进行回归检验。

$$GX = \beta_0 + \beta_1 FCF + \beta_2 MFP + \beta_3 MT + \beta_4 Power + \beta_5 Tobin,s + \beta_6 Size + \beta_7 Industry + \varepsilon$$

模型中,β₀ 为常数项,β_i (i = 1, 2, …, 7) 为待解释变量的系数,将经营绩效作为被解释变量,文中的变量分别以自由现金流、高管薪酬结构、高管任期以及两职分离作为解释变量,公司规模、托宾 Q 值以及行业变量作为控制变量,考察各解释变量与上

市公司经营绩效的关系以及影响程度。

表 2 变量说明及定义			
变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	经营绩效	GX	经营绩效的主成分综合指标,选取前 5 个主成分构造综合得分
	自由现金流	FCF	(营业利润 + 累积折旧 - 本年支付的各项税费 - 分配股利、利润或偿付利息支付的现金)/年末流动资产
	高管薪酬结构	MFP	高管货币薪酬/(高管货币薪酬 + 高管持股市价)
	高管任期	MT	董事长与总经理到样本本期为止的任职年限的均值
解释变量	两职分离	Power	董事长兼任 CEO 时取值为 2,不兼任时取 1
	托宾 Q 值	Tobin, s	(年末流通市值 + 非流通股金额 + 长期负债 + 短期负债)/年末总资产
	公司规模	Size	总资产取对数
	行业变量	Industry	行业虚拟变量,按照证监会的分类,共有 12 个行业(除金融行业)虚拟变量

(四)样本选择

由于样本数据的真实性、有效性和完整性对于回归模型的估计和检验会产生重要的影响,所以,为了保证数据的有效性,尽量清除异常样本对研究结论的影响,本文选择沪深两市 A 股上市公司 2011 - 2013 年度财务数据为原始样本,并按下列原则进行样本筛选:(1)剔除金融企业,因为金融企业本身的特殊性,国内外研究通常均剔除该类样本。(2)为避免异常值的影响,从样本中剔除被 ST、PT 等财务数据异常或者连续亏损的企业。(3)剔除数据不全或者不完整的企业。最终获得 5919 家样本公司(其中 2011 的估计年 1562 家,2012 年 2146 家,2013 年 2211 家)。样本数据全部来源于国泰安数据库。

四、实证研究

(一)经营绩效的测度

因子分析是以多个变量之间的相关关系为研究对象,从众多的变量中选取共性因子,是多元分析中的一种降维方法。其基本思路是:各个变量以相关性为基础,从相关矩阵入手,把联系紧密的变量归为同一类别,在同一类别中变量受到某个共同因素的影响而彼此高度相关且不同类别变量之间的相关性较低,而这个共同因素称为公因子。

对样本公司 11 个经营绩效指标数据进行相关性检验,运用 SPSS17.0 统计分析软件进行检验,结果如表 3 所示:

表 3 KMO 和 Bartlett 的检验	
取样足够度的 Kaiser – Meyer – Olkin 度量。	0. 566
Bartlett 的球形度检验近似卡方	5754. 333
df	55
Sig.	0. 000

用 KMO 值衡量指标变量之间的相关性,KMO 的检验值为 0. 566,大于 0. 5,所选取的经营绩效的指标可以采用主成分分析方法进行分析。Bartlett 检验的 Sig 的值为 0. 000,小于显著性水平 0. 05,说明变量之间具有较强的线性相关性。因此,11 个公司经营绩效指标存在着共同因素,可以进行因子分析。

通过 KMO 和 Bartlett 检验之后,采用 SPSS17. 0 统计分析软件对指标进行因子分析。对 11 个原始指标根据碎石图提取了五个因子,主成分因子的特征值、贡献率以及旋转后的因子载荷矩阵如表 4 所示:

表 4 主成分因子的特征值和贡献率及 旋转后的因子载荷矩阵					
评价指标	成份				
	1	2	3	4	5
净资产收益率	-0. 003	0. 005	0. 015	-0. 018	-0. 964
总资产报酬率	-0. 003	0. 037	-0. 032	0. 762	-0. 180
销售净利率	-0. 015	-0. 756	0. 055	0. 433	0. 119
速动比率	0. 906	0. 017	-0. 011	0. 008	-0. 016
资产负债率	0. 806	0. 013	0. 019	-0. 004	0. 015
流动比率	0. 877	-0. 029	0. 012	-0. 013	-0. 007
总资产增长率	0. 019	0. 067	0. 887	0. 078	0. 007
营业收入增长率	-0. 002	0. 048	0. 823	-0. 073	0. 021
净利润增长率	0. 017	-0. 632	0. 392	0. 135	-0. 122
基本每股收益	-0. 004	-0. 172	0. 047	0. 816	0. 165
现金流量比率	-0. 019	0. 799	-0. 106	-0. 021	0. 147
特征值	2. 246	1. 941	1. 680	1. 145	1. 021
方差贡献率%	20. 378%	15. 000%	14. 876%	13. 321%	9. 455%
方差累积贡献率%	20. 378%	35. 378%	50. 254%	63. 575%	73. 029%

如表 4 所示,提取的五个因子按照对原始指标的贡献率进行排列,对原始指标的解释贡献率为 75. 706%。具体而言,第一主成分在速动比率、资产负债率、流动比率以及现金流量比率的比重较大,分别为 0. 906,0. 806 和 0. 877,而其他指标所占比重较小,贡献率达 20. 378%。第二主成分在销售净利率、净利润增长率以及现金流量比率的比重较大,分别为 0. 756, -0. 632 和 0. 799,其他指标所占比重较小,贡献率达 15. 000%。第三主成分在总资产增长率和营业收入增长率的比重较大,分别为 0. 887 和 0. 823,贡献率达 14. 876%。第四主成分在总资产报酬率和基本每股收益所占的比重较大,为 0.

762 和 0. 816,贡献率为 13. 321%。第五主成分在净资产收益率所占的比重为 -0. 964,贡献率为 9. 455%。

在计算出五个因子的得分后,按照每个因子的贡献率对其进行加权求和,最终得出各个样本公司的经营绩效的综合得分,上述计算步骤得出的是 2013 年的经营绩效,同理可以得出 2011 年以及 2012 年所选取上市公司综合经营绩效。然后按照综合得分的中值将样本分为两组,得到经营绩效较好的样本公司和经营绩效较差的样本公司,为下文的实证研究提供了准备。

(二) Hausman 检验和模型选择

固定效应模型的设定基础是个体间存在差异并且对于特定的个体而言,组内不存在时间序列上的差异。在个体效应不显著的原假设下,我们可以用 F 统计量来检验假设是否成立。我们可以拒绝固定效应不显著的原假设,从而认为固定效应模型会更好些。固定效应模型主要区别于随机效应模型的是无须考虑个体效应与其他解释变数不相关的假设,所以我们就以此作为模型筛选的依据。Hausman 检验的基本思想是:在固定效应和其他解释变数不相关的原假设下,用 OLS 估计的固定效应模型和用 GLS 估计的随机效应模型的参数估计是一致的,只是前者不具有有效性。在原假设下,两者的参数估计应该不会具有系统的差异,如果拒绝了原假设,我们就选择固定效应模型(检验结果如表 5 所示)。

表 5 Hausman 检验及模型选择		
	Hausman 模型检验结果	模型选择
绩效好的情况下	81. 88(0. 0000)	固定效应模型
绩效差的情况下	44. 42(0. 0000)	固定效应模型

注:括号里的数字是 Hausman 检验的 p 值。

(三)描述性统计

根据主成分分析方法得到公司经营绩效的综合得分,然后以中值为界限分为经营绩效较高下的样本公司和经营绩效较低下的样本公司两组,分别对这两组数据进行描述性统计,得到表 6。

从表 6 中,我们可以看出经营绩效较好的上市公司的自由现金流量的均值为 -0. 0853791 大于经营绩效较差的上市公司的自由现金流量 -0. 1418608;绩效较好的上市公司高管薪酬结构均值 0. 3177269 大于绩效较差的上市公司高管薪酬结

表 6 样本公司不同经营绩效下经理人自利动机描述性统计

自利动机的衡量变量	State 分组	样本数	均值	标准误差	最小值	最大值
自由现金流	0	2959	-0.1418608	1.437308	-9.05612	75.2685
	1	2960	-0.0853791	0.203131	-4.80734	1.37202
高管薪酬结构	0	2959	0.3059295	0.4552665	-0.000133	1
	1	2960	0.3177269	0.4611303	0	2.66008
高管任期	0	2959	2.645695	1.354994	0	8.47365
	1	2960	2.806503	1.392477	0	7.86667
两职分离	0	2959	1.737411	0.4401151	1	2
	1	2960	1.789456	0.407764	1	2

注：分组状态 State = 0 时表示较低经营绩效下的样本公司，State = 1 时表示较高经营绩效下的样本公司。

构的均值 0.3059295；经营绩效好的上市公司的高管任期均值为 2.806503 大于绩效较差的上市公司的高管任期均值 2.645695；经营绩效好的上市公司的两职分离的均值也大于经营绩效较差的上市公司，上表得出的结论与本文的假设也相一致。

（四）实证检验

按照 Hausman 检验选择的模型形式，使用 STATA11.0 软件对模型进行具体估计，得到的估计结果如表 7 所示。

表 7 高管自利动机对经营绩效影响的回归结果

变量	较低经营绩效下的样本公司			较高经营绩效下的样本公司		
	系数	t	Sig.	系数	t	Sig.
FCF	-0.0223362	-5.22	0.000	0.5535064	8.83	0.000
MFP	0.0649364	1.86	0.062	-0.0075859	-0.29	0.772
MT	-0.0230706	-4.55	0.000	0.0093772	2.45	0.015
Power	0.0205314	0.58	0.561	0.0932239	3.61	0.000
Size	0.1673627	4.61	0.000	0.0404955	1.62	0.105
Tobin,s	0.021487	2.35	0.019	-0.0084761	-0.87	0.383
Industry	omitted			omitted		
F 检验	9.23(0.000)			16.76(0.000)		

注：方括号里的数字是相应的 F 检验的 p 值。

在表 7 中，在经营绩效好的样本公司下，自由现金流的 p 值为 0.000，经营绩效与自有现金流呈正相关关系，绩效越好，自有现金流越多，在 5% 水平上显著；而对于绩效差的样本公司下，自有现金流与经营绩效呈显著负相关的关系，在 5% 水平上显著，验证了本文假设 H1。在经营绩效较好的样本公司下，管理层固定薪酬比例与公司绩效没有统计上的显著关系，即公司绩效越好，货币薪酬并不能起到很好的激励作用；而在绩效较差的数据回归结果中，管理层固定薪酬比例与公司绩效呈显著正相关关系，在 10% 水平上显著，说明货币薪酬可以起到很好的激励作用，验证了本文假设 H2。绩效好的数据回归结果中，经理层任期与经营绩效呈显著正相关关系，在 5% 水平上显著；而在绩效较差的数据回归结果

中，经理层任期与经营绩效呈显著负相关关系，在 5% 水平上显著负相关。与假设一致，验证了本文假设 H3。在经营绩效较好的样本公司下，两职分离的 p 值为 0.000，且系数为正，说明两职分离与经营绩效呈显著正相关关系，在经营绩效较差的样本公司下，p 值为 0.561，不显著，说明两职分离可以提高经营绩效，验证了本文假设 H4。

五、研究结论与启示

通过以上实证分析，得出以下结论：（1）绩效好的上市公司所拥有的自由现金流要高于绩效较差的上市公司所拥有的自由现金流。（2）在经营绩效较好的公司中，固定性货币薪酬与经营绩效关系不显著；在经营绩效较差的公司中，固定的货币性薪酬与经营绩效呈显著正相关关系。（3）在经营绩效好的公司中，管理层任期与经营绩效呈正相关关系，在经营绩效较差的公司中，管理层任期与经营绩效呈负相关关系。（4）在绩效较好的公司中，两职分离与经营绩效呈正相关关系，提高了绩效。

上述结论可知，在不同的经营绩效水平下，经理人自利动机对经营绩效的影响存在着很大的差异，因此，针对经营绩效不同的企业应该采取不同的抑制经理人自利动机的政策措施。比如，在绩效好的公司中由于货币性薪酬已达到较高水平，激励的作用已经很小。所以，可以通过提高经理人报酬总额中的非货币性报酬的比例，将经理人个人利益与企业利益结合，从而促使经理人为获取个人利益而尽心竭力的为企业工作。同样，在绩效较差的公司中，货币性薪酬激励的效果明显高于经营绩效好的公司。

参考文献：

[1]Jensen M. C. ,Meckling W. ,Theory of the Firm: Man-

- agerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, (4): 305 - 360.
- [2] Opler T., Pinkowitz L., Stulz R., Williamson R.. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52: 3 - 46.
- [3] Harford J.. Corporate Cash Reserves and Acquisitions [J]. Journal of Finance, 1999, 54: 1969 - 1997.
- [4] Richardson S.. Over - investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, (11): 159 - 189.
- [5] Kanninen V.. Empire Building by Corporate Managers: The Corporation as a Savings Instrument [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2000, 24: 127 - 142.
- [6] Hill C. W. L., Phan P.. CEO Tenure as a Determinant of CEO Pay [J]. Academy of Management Journal, 1991, 34(3): 707 - 717.
- [7] 徐晓东, 张天西. 公司治理与自由现金流与非效率投资 [J]. 财经研究, 2009, (10): 47 - 58.
- [8] 刘银国, 张琛. 自由现金流的代理成本效应检验: 基于在消费视角 [J]. 经济管理, 2012, (11): 125 - 132.
- [9] 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 [J]. 会计研究, 2000, (01): 24 - 30.
- [10] 湛新民, 刘善敏. 上市公司经营者报酬结构性差异的实证研究 [J]. 经济研究, 2003, (08): 55 - 92.
- [11] 李凯, 秦丽娜, 刘烨. 自然人控股公司中的高管特征与绩效 [J]. 管理评论, 2007, (04): 59 - 66.
- [12] 江岭. 高层管理团队特征对企业绩效的影响——基于我国上市公司的实证分析 [J]. 中原工学院学报, 2008, (08): 25 - 30.
- [13] 树友林. 高管权力视角下的股权激励效应研究 [J]. 南京社会科学, 2011, (12): 36 - 42.
- [14] 简建辉, 余中福, 何平林. 经理人激励与公司过度投资——来自中国 A 股的经验证据 [J]. 经济管理, 2011, (04): 87 - 95.
- [15] 秦兴俊, 李粮. 公司治理对经理人自利动机与费用粘性的影响研究 [J]. 当代财经, 2014, (02): 115 - 128.
- [16] 吴玉辉, 吴世农. 企业高管自利行为及其影响因素研究——基于我国上市公司股权激励草案证据 [J]. 管理世界, 2010, (05): 141 - 149.
- [17] Byod, B. K. Board Control and CEO Compensation [J]. Strategic Management Journal, 1984, (15): 335 - 344.
- [18] 廖理, 方芳. 管理层持股、股利政策与上市公司代理成本 [J]. 统计研究, 2004, (12): 27 - 30.
- [19] 田志龙, 杨辉, 李玉清. 我国股份公司治理结构的一些基本特征研究 [J]. 管理世界, 1998, (02): 135 - 142.
- [20] 徐二明, 王智慧. 我国上市公司治理结构与战略绩效的相关性研究 [J]. 南开管理评论, 2000, (04): 4 - 14.
- [21] 张俊瑞, 赵进文, 张建. 高级管理层激励与上市公司经营绩效相关性的实证分析 [J]. 会计研究, 2003, (09): 29 - 34.
- [22] 杜兴强, 王丽华. 高层管理当局薪酬与上市公司业绩的相关性实证研究 [J]. 会计研究, 2007, (01): 58 - 93.

(责任编辑: 杨 磊)

A Study of the Impact of Listed Companies Managers, Self - Interest Motivation on Operating Performance

ZHANG Tao, YUAN Cuijuan

(School of Accounting, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: In recent years managers' self - Interest motivation has been concerned by academia and practitioners, and the selfish behavior of company managers will impact on all aspects of business, so it would be a cutting - edge hot topic of research in the domestic and foreign corporate finance field to study managers of listed companies on the kind and extent of impact on business performance from their self - Interest motivations, which has important theoretical and practical significance. Based on the 2011 - 2013 data of Shanghai and Shenzhen A shares listed companies in China as samples, we studied the different effects the selfish motives of managers may generate under different levels of business performance.

Key Words: listed companies; self - interest motivation of managers; operating performance