高管薪酬契约对公司投资行为的影响*
——基于证券市场非有效视角的分析

夏冠军[1,2]，于　研[1]

(1. 上海财经大学 金融学院，上海 200433；2. 浙江理工大学 金融研究所，浙江 杭州 310018)

摘　要：文章基于中国上市公司 2004－2010 年动态面板数据 GMM 方法，在证券市场非有效的背景下考察了高管薪酬契约对公司投资行为的影响。研究结果显示，无论是货币薪酬还是高管持股激励，高管薪酬激励和股票错误定价对公司投资行为的影响具有交互作用，股票市场的投机行为会诱使高管为增加从股权激励中得到的收入而更多地投资。同时，这一关系在实际控制人性质不同的企业存在差异。

关键词：高管薪酬；错误定价；公司投资

中图分类号：F275　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2012)06-0069-11

一、引言与文献回顾

中国上市公司高管薪酬的迅速增长一直备受社会关注。根据 Wind 数据统计，2004－2010 年，不含股权激励和股票激励，中国上市公司前三位高管的薪酬均值从 2004 年的 60 万元提高到 2010 年的 161 万元。以 2008 年中国平安“高管天价薪酬”事件为导火索，高管天价薪酬更是引发了社会各界的诸多争议。公众质疑的核心在于高管的天价薪酬是否与公司业绩相匹配。但现有研究对高管薪酬是否提高了公司业绩并没有得出一致结论。早期的研究一般认为中国上市公司的绩效与高管薪酬水平不相关(魏刚，2000)。随着上市公司薪酬制度的改革和股权分置改革的完成，中国上市公司的绩效与高管薪酬水平的相关度逐渐提高(吴育辉和吴世龙，2010)。周仁俊等(2010)研究发现，高管货币薪酬和高管持股激励提高了公司经营业绩，但这种影响在非国有控股上市公司更为显著。

高管薪酬影响企业业绩需要“中间桥梁”来实现，即高管薪酬首先会影响

收稿日期：2012-01-17

基金项目：教育部人文社会科学研究基金项目(11YJC790281)；浙江省软科学项目(2011C35050)；浙江省经济管理实验教学示范中心建设项目(SB1009001-EP)

作者简介：夏冠军(1971－)，男，湖南益阳人，上海财经大学金融学院博士研究生，浙江理工大学金融研究所副教授；

于　研(1964－)，女，山东济南人，上海财经大学金融学院教授，博士生导师。

高管的决策行为(尤其是投资决策),继而对企业业绩产生影响。辛清泉等(2007)研究了政府控制背景下的高管货币薪酬对公司投资决策的影响,发现当货币薪酬契约不能对高管的努力程度和经营才能做出补偿和激励时,地方控制的上市公司存在因薪酬契约失效而导致的投资过度现象。但辛清泉等(2007)没有考虑高管持股或股权激励对公司投资的影响,也没有考虑外部证券市场的作用。一些国外学者研究了股权激励对公司投资行为的影响,发现以股权为基础的激励与公司长期资本支出正相关(Aggarwal 和 Samwick,2006),股票期权激励与研发支出正相关(Kang 等,2006),而限制性股票激励与研发支出负相关(Ryan 和 Wiggins,2002)。但上述文献没有考虑外部证券市场无效性对经理薪酬激励与公司投资关系的影响。在有效市场假设下,股票价格完全反映了未来现金流贴现值所决定的公司内在价值,股价暂时偏离公司内在价值会被套利机制纠正。但在非有效市场中,投资者有限理性、套利限制和信息不对称导致股票价格偏离企业内在价值,出现股票错误定价(stock mispricing)。[①] Bolton 等(2006)在证券市场非有效的背景下构建了一个基于经理薪酬契约的多期代理模型,研究发现如果管理者薪酬与近期股价相关,管理者会通过投资安排迎合短线投机者,从而做出过度投资的决策。Grundy 和 Li(2010)的研究支持了这一结论,并且认为不同形式的股权激励对公司投资决策的影响是不同的,股票期权激励和限制性股票激励不会诱发经理通过投资安排迎合短线投资者的投机行为,但经理持股和到期的股票期权会诱发经理通过投资安排迎合投资者的投机行为。

Bolton 等(2006)及 Grundy 和 Li(2010)的研究是以发达国家的资本市场为背景,高管薪酬激励契约也以股权激励为主。但中国的情况有所不同:其一,中国资本市场是从计划经济向市场经济转轨中由政府主导发展起来的,资本市场运行机制、诚信水平和市场主体成熟程度与发达国家存在较大差距。由于相对较高的投机性和政策性,中国股市是一个非有效市场,股价严重偏离企业内在价值(丁志国等,2005)。其二,与国外上市公司经理激励契约以股票期权和限制性股票激励为主、货币薪酬与股价相关不同,我国实施长期股权激励的上市公司较少,[②] 高管持股不同于国外的股权激励,而且高管薪酬契约安排因实际控制人产权性质不同而存在显著差异。政府控制的上市企业高管薪酬契约主要表现为以年薪制为主的显性激励契约及在职消费和职位晋升等隐性激励契约,显性货币薪酬主要与财务业绩挂钩,与股价弱相关,并受政府管制(陈冬华等,2010),隐性激励对显性激励具有替代效应;非政府控制的上市企业高管薪酬主要有货币薪酬和股权激励,薪酬与市值挂钩(Firth 等,2006)。基于上述认识,本文在中国证券市场非有效即股票错误定价的背景下,研究中国上市公司高管薪酬契约的制度设计是否对公司投资行为产生影响,并考察其对公司治理效应的影响。

二、研究设计、变量选择与估计方法

(一)模型设定与变量定义

刻画公司投资决定的实证模型主要有托宾 Q 模型和欧拉方程模型。考虑到托宾 Q 模型可能存在遗漏重要变量的内生性问题,而且这些内生性问题不会因公司样本组选择的不同而消失,本文将在欧拉投资方程基础上设定如下模型:

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}}=c+\beta_1\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}+\beta_2\left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}\right)^2+\beta_3\frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}}+\beta_4\left(\frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}}\right)^2+\beta_5\frac{S_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}$$
$$+\beta_6\frac{S_{i,t}}{K_{i,t}}+\beta_7 Misp_{i,t}+\beta_8 Q_{i,t-1}^{Growth}+\beta_9 w\times Misp_{i,t}$$
$$+\beta_{10} Stk\times Misp_{i,t}+\gamma_t+f_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,γ_t 是时间虚拟变量,既可反映各企业共同的时变扰动(如外部经济环境的扰动),也可控制资本调整成本和政府税率的影响(Bond 和 Meghir ,1994)。f_i 是不可观察的个体效应,用来处理遗漏的非时变公司特征(如公司治理、会计信息和行业特征)所带来的内生性问题。时间虚拟变量和个体效应虚拟变量可用来控制行业层面技术机会的变化对企业投资倾向的影响。前期投资 $I_{i,t-1}$ 反映投资的动态滞后特征,既作为部分遗漏变量的代理变量,也反映前期投资的持续影响;前期投资二次项反映的是凸性调整成本函数。ε_{it} 为异质性冲击。如果企业利用 t－1 期及以前的信息形成理性预期,则 ε_{it} 服从独立同分布;如果企业偏离理性预期,则 ε_{it} 为随机游走过程,可用较长的滞后工具变量解决此问题。我们用交互项 $w\times Misp_{i,t}$ 和 $Misp_{i,t}\times Stk$ 检验高管薪酬(货币薪酬和高管持股数)与股票错误定价在影响公司投资行为时的相互关系,即考察非有效的证券市场是加强还是减弱了高管货币薪酬和高管持股对公司投资行为的影响。各变量定义如下:

(1)$I_{i,t}$ 为公司投资,定义为构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金。K 是企业资本存量,考虑到上市公司容易操纵固定资产净值,本文对所有变量用期初账面资产总额消除企业规模的影响。

(2)CF_{it} 为企业现金流量,虽然通常定义为扣除非经常项目和折旧前的收入减去现金股利,但限于数据可得性,本文用年度公司经营活动产生的净现金流量代替。

(3)$S_{i,t-1}$ 为企业销售收入,用利润表中的营业收入表示,以衡量投资欧拉方程模型中营业利润对企业投资的影响。$S_{i,t}$ 反映的是企业投资产出引致的加速过程。

(4)高管薪酬,主要包括货币薪酬和当年企业授予经理的股权激励两部分。限于高管从投资中获得隐性收入数据的可得性和计量上的困难,本文不考虑在职消费和职务晋升等隐性激励在投资决策方面的作用。我们借鉴现有

文献(辛清泉等,2007;权小锋等,2010)的做法,选择上市企业年报中披露的"薪酬最高的前三位高管"平均薪酬的自然对数作为高管薪酬的衡量指标。年报中披露的高管薪酬不包含出售股权所得到的收入。对于股权激励部分,鉴于我国上市公司从2005年9月正式实施股票期权、限制性股票和股票增值权激励,限售期和行权等待期一般为1年至3年,经理最快行权也要到2006年。因此,我们遵循吕长江等(2008)的做法,用高管持股数(Stk)占总股本的比例作为股权激励的衡量指标。高管包括上市公司的董事、监事以及年报所披露的高级管理人员(不包括独立董事)。

(5)修正的托宾Q。考虑到中国股市的非有效性,用托宾Q值衡量投资机会容易产生严重的衡量偏误(Erickson和White,2000;连玉君和程建,2007),从而导致参数估计有偏和统计推断失效。因此,本文借鉴Rhodes-Kropf,Robinson和Viswannathan(2005)所采用的方法,把托宾Q值分解成错误定价和未来投资机会两部分。③

(二)估计方法

本文的动态面板模型把因变量的滞后项作为解释变量,从而导致解释变量与误差项相关。同时,解释变量还可能存在内生性问题。这是因为公司投资行为还会受到各种制度性因素及外部经济环境和政策的影响,而这些因素通常因难以完全控制而被包含在不可观测的个体效应和误差项中,从而使解释变量与误差项相关。本文用分解托宾Q方法估算股价偏离内在价值的程度,这种测量误差也可能被代入误差项,从而使解释变量与误差项相关。因此,如果应用面板数据的随机效应或者固定效应对模型进行估计,得到的参数估计值将是一个有偏的、非一致的估计量,从而使统计推断无效。鉴于模型的解释变量可能是内生的且本文数据具有宽截面、时段较短的特点,我们采用由Arellano和Bover(1995)提出的并由Blundell和Bond(1998)改进的系统GMM方法克服上述两个问题。GMM估计方法的好处在于通过差分或向前离差转换方法消除个体效应,用前期的解释变量和滞后的被解释变量作为工具变量克服内生性问题。系统GMM方法可以同时利用变量水平变化和差分变化的信息,比差分GMM利用了更多的信息,从而可以有效解决某些解释变量的内生性问题。为了避免用一阶差分消除个体效应而增加不平衡面板数据的缺失值,我们用向前正交离差转换方法消除个体效应。

(三)样本选择与数据来源

国务院国资委2003年颁布《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法(2003)》,标志着我国国企管理层薪酬考核逐步步入与业绩考核挂钩的规范化道路。因此,本文选取这一政策事件作为制度起点,选取A股上市公司2004—2010年的数据为样本,并按照以下程序筛选:(1)剔除金融企业,因为这类企业采用的会计制度与其他企业不同;(2)剔除所有的*ST、ST和PT企业;(3)剔除

数据缺失的样本;(4)剔除数据异常和上市不足一年的企业。本文所用企业财务数据来自深圳国泰安数据库提供的企业财务报表。为了控制异常值的影响,本文利用 winsorize 方法对所有变量在 1%水平上的极端值进行了处理。

我们对研究样本的主要变量进行了描述性统计,结果如表 1 所示。股票错误定价的均值为 15.9%,中位数为 13.6%,标准差为 0.509,说明样本公司股票价格普遍存在高估的现象,而且市场对不同公司的估值差异较大。我国上市企业高管持股比例的全样本均值仅为 1.3%,中位数为 0.0005%,表明高管持股比例很低,国有企业高管持股比例的均值和中位数显著小于非国有企业。高管前三名薪酬取对数后的全样本均值和中位数分别为 12.31 和 12.35,标准差为 0.837,说明高管薪酬的差距较大。国有企业与非国有企业高管薪酬的均值、中位数和标准差无显著差异。

表 1　主要变量的描述性统计(2004—2010 年)

变量	均值	标准差	中位数	上四分位数	下四分位数	最小值	最大值
I	0.076	0.082	0.049	0.019	0.101	0.0001	0.441
Q^{Growth}	0.385	0.328	0.439	0.214	0.614	−0.668	1.004
Misp	0.159	0.509	0.136	−0.258	0.499	−0.709	1.566
CF	0.031	0.100	0.032	−0.013	0.080	−0.345	0.343
Stk	0.013^{a}	0.062	4.98e−06	0.0001	0.0001	0.0001	0.69
	0.0012^{b}	0.011	1.83e−06	0.00008	0.000	0.0000	0.23
	0.036^{c}	0.099	0.00002	0.0005	0.002	0.0003	0.69
wage	12.31^{a}	0.837	12.35	11.76	12.87	8.52	15.44
	12.3^{b}	0.86	12.36	12.86	11.77	8.52	15.44
	12.33^{c}	0.85	12.32	12.88	11.73	9.18	15.06

注:对高管持股比例和货币薪酬区分全样本、国有企业与非国有企业样本进行了描述性统计,分别用上标 a、b 和 c 标注。

三、计量结果与分析

鉴于系统 GMM 估计的严格假设和复杂程序容易使人怀疑估计结果的可靠性,我们通过两种方法判断系统 GMM 估计结果的可靠性:第一,Roodman(2006)对使用 xtabond2 命令进行系统 GMM 估计提出了其适用性和估计细节。因此,我们将严格按照 Roodman(2006,2009)提出的建议,详细阐释系统 GMM 的设置细节和统计检验。如果残差序列是随机游走过程,工具变量至少要滞后三期(Bond 等,2003)。由于 Sargan 统计量在随机扰动项异方差或自相关下失效但不会出现弱工具变量,而 Hansen J 检验统计量对随机扰动项很稳健但会出现弱工具变量,我们同时报告了 Sargan 和 Hansen J 统计量的 p 值。此外,在系统 GMM 估计中,额外工具变量的有效性取决于工具变量的变化与固定效应无关。因此,在表 2 中我们报告了判断额外工具变量是否有效的统计量的 p 值。第二,Bond 等(2002)提出了一种检验 GMM 估计量是否有效的办法,即将 GMM 估计值分别与混合 OLS 估计值和固定效应估计

值进行比较，如果GMM估计值介于两者之间，则GMM估计是可靠有效的。在表2中，我们严格按照上述步骤对全样本和子样本进行回归。在回归时，除了虚拟变量、货币薪酬和高管持股外，本文把(1)式右边所有变量当作内生变量处理。

(一)上市公司总量层面计量结果与分析

由表2可知，AR(2)的p值为0.835，表明残差项的差分不能拒绝不存在二阶自相关的原假设，说明不存在模型设定偏差。同时，Sargan和Hansen过度识别检验结果显示，我们不能拒绝工具变量有效性的零假设(p值均大于0.1)。这说明模型设定具有合理性，工具变量具有有效性，也不存在过度识别问题。另外，系统GMM估计通过了额外工具变量的排除性约束检验，不能拒绝代入原始方程的所有工具变量和固定效应不相关的原假设。从上述各种假设检验发现，模型设定和工具变量的选择都不存在问题，即GMM有效处

表2　混合OLS、固定效应FE和系统GMM估计结果

变量	混合OLS			固定效应FE			一步系统GMM		
	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业	全样本	国有企业	民营企业
$\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}$	0.663**	0.567	0.71	0.468*	0.456**	0.560*	0.591*	0.545*	0.628*
	(0.239)	(0.223)	(0.281)	(0.178)	(0.178)	(0.13)	(0.181)	(0.185)	(0.135)
$\left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}\right)^2$	−1.113*	−0.896*	−0.961	−1.043*	−0.835	−0.987*	−1.067*	−0.853*	−0.971*
	(0.003)	(0.025)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.003)	(0.001)	(0.038)
$\frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}}$	−0.106	0.152	−0.112	−0.215	0.113	−0.365	−0.167	0.13**	−0.132
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.05)	(0.02)	(0.111)	(0.04)	(0.04)	(0.270)
$\left(\frac{CF_{it}}{K_{i,t-1}}\right)^2$	0.321	−0.143	0.439**	0.09	−0.229	0.194	0.238	−0.159	0.214
	(0.06)	(0.12)	(0.200)	(0.08)	(0.368)	(0.275)	(0.152)	(0.191)	(0.118)
$\frac{S_{i,t}}{K_{i,t}}$	0.133**	0.239	0.08***	0.05**	0.16	0.05**	0.103**	0.125*	0.065*
	(0.102)	(0.06)	(0.03)	(0.147)	(0.09)	(0.052)	(0.086)	(0.151)	(0.05)
$\frac{S_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}$	−0.012	−0.013**	−0.026*	−0.044*	−0.041	−0.038	−0.061*	−0.029*	0.046
	(0.05)	(0.02)	(0.02)	(0.021)	(0.034)	(0.03)	(0.03)	(0.006)	(0.09)
$Q_{i,t-1}^{Growth}$	0.08***	−0.063	0.208	0.031	−0.116	0.108**	0.073*	0.041*	0.145*
	(0.1)	(0.55)	(0.53)	(0.18)	(0.01)	(0.047)	(0.102)	(0.018)	(0.13)
$Misp_{i,t}$	0.056**	0.051	0.129*	0.036	0.011	−0.25	0.042	0.021	0.029*
	(0.366)	(0.065)	(0.32)	(0.366)	(0.145)	(0.495)	(0.151)	(0.065)	(0.22)
w×Misp	0.004	0.006	0.06**	0.001	0.03	0.002**	0.003 1	0.004*	0.034
	(0.35)	(0.32)	(0.42)	(0.3)	(0.322)	(0.242)	(0.103)	(0.088)	(0.12)
Stk×Misp	0.12**	0.09	0.17**	0.01**	0.02	0.05	0.05**	0.03	0.08**
	(0.307)	(0.08)	(0.368)	(0.02)	(0.32)	(0.18)	(0.05)	(0.10)	(0.04)
Adj. R^2	0.351	0.258	0.39	0.320	0.212	0.258			
AR(2)P值							0.835	0.873	0.729
Sargan							0.566	0.623	0.792
Hansen							0.535	0.826	0.802
L-Hansen(eg)							0.778	0.981	0.746
L-Difference(eg)							0.655	0.563	0.761
工具滞后期							[3　4]	[4　5]	[4　5]
工具变量数							67	45	32
观测值	6 038	2 285	3 753	6 038	2 285	3 753	6 038	2 285	3 753

注：(1)GMM估计是在stata12.0中嵌入“xtabond2”程序进行的；(2)***、**和*、分别表示在1%、5%和10%水平上显著，括号内是异方差稳健标准差；(3)由于本文使用的是非平衡面板数据，我们使用了前向正交离差变换(forward orthogonal deviations)消除个体效应，这样就可以使参与估计的样本数最大化，从而提高估计系数的有效性(Roodman，2006)；(4)AR(2)报告的是z统计值对应的p值；(5)Level Hansen(eg)和Level Difference(eg)用来检验工具变量的变化是否与固定效应无关；(6)控制变量和常数项不是关注变量，限于篇幅未列出。

理了内生性问题。从系统 GMM 估计值、混合 OLS 和固定效应模型的估计值对比结果看,上市公司总量层面的样本得到前期投资的混合 OLS 估计值为 0.663,固定效应模型的估计值为 0.468,而系统 GMM 估计值为 0.591,处于其他两个估计值之间。其他变量的估计值也如此,说明系统 GMM 估计结果是可靠有效的。

表 2 的估计结果显示,前期投资的系数估计值显著为正,投资率平方的系数估计值显著为负。如果将投资率的二阶表达式看作是企业投资调整成本代理变量的话,估计结果就表明企业投资的调整成本是投资的凸函数。本期营业收入的系数估计值均为正,说明企业投资的利润或产出会引致加速投资。显然,大部分系数估计值与欧拉投资方程的理论预期一致。我们并没有发现股票错误定价影响公司投资行为稳健的证据,这与 Grundy 和 Li(2010)用静态方法得到的结论不同。投资现金流关系的估计系数均为负,二次项估计系数为正,这是融资约束假说、自由现金流假说和管理者过度自信假说不能解释的,表明新兴加转轨背景下的中国上市公司投资行为很复杂,不能简单套用以发达国家资本市场为背景的相关理论。

接下来重点关注交互项系数估计值。股票错误定价和货币薪酬交互项的系数估计值为正但不显著。这意味着高管货币薪酬和股票错误定价对公司投资行为不存在显著的交互效应。产生这种效应的原因在于,公司投资对经理人而言可能存在私人收益,经理人可以通过大规模投资建造公司帝国、获得个人威望、巩固权力与地位以及提高在职消费等额外私有收益(Jensen,1986;Stein,2003)。而非有效的股市给经理人投资选择提供了便利。

错误定价和高管持股的交互项回归系数显著为正,这意味着在其他条件不变的情况下,高管持股比例越高,公司投资水平对股价高估就越敏感,即高管持股与股价高估对公司投资的影响存在交互效应。产生这种交互效应的原因在于,如果高管股权激励与近期股价相关,高管就可能通过投资安排迎合短线投机者情绪以推高股价,而高管能在股价高估时出售持有的股票,从中获取更多私人利益。需要说明的是,这种交互效应的产生不完全等同于经理人私人收益假说,因为这种交互效应的产生是证券市场摩擦(股市非有效)与其他市场摩擦共同作用于公司投资行为的结果,而且这种投资行为并不一定是非效率投资。这是因为其他市场摩擦(如代理问题和融资约束)可能引起非效率投资,而非有效股市伴随的股票错误定价反而可能使企业投资接近最优水平(Baker 等,2003;花贵如等,2010)。

(二)上市公司按企业实际控制人性质分类的实证结果

制度设计通过提高或降低激励和约束可以影响拥有决策权的高管行为,因此,薪酬契约制度设计的有效性和效率也必然因制度背景和资本市场环境的不同而有所差异,这就有必要按薪酬契约安排的制度背景差异对公司做进

一步分类回归分析。中国上市公司实际控制人的不同和薪酬契约存在的差异为我们的研究提供了很好的条件。本文借鉴辛清泉等(2007)的研究,按照最终控制人性质和所有权的实际行使主体,将全样本按照实际控制人性质分为国有企业组与非国有企业组。

从表2的回归结果看,各解释变量的系统GMM估计值均介于混合OLS估计和固定效应估计之间,系数估计值与全样本下的估计结果类似。因而此处仅聚焦于对交互项系数估计值的分析。高管货币薪酬和股票错误定价交互项的回归系数在国有企业样本中显著为正,意味着在其他条件不变的情况下,高管货币薪酬越高,公司投资对股票错误定价就越敏感,即高管货币薪酬和股票错误定价对公司投资行为的影响存在交互效应,这种交互效应源于企业投资对高管而言存在私人收益。而民营企业样本中,高管货币薪酬与股票错误定价交互项的估计系数不显著为正。我们认为产生这种差异的可能原因是:其一,与民营上市企业相比,国有控股上市企业不仅仅追逐经济利益目标,还追求政治、经济和军事等社会目标。这将导致国有上市公司高管追求的目标发生偏移,职位晋升和追求投资的私人收益成为他们考虑的重要因素(周仁俊等,2010)。通过追求投资规模,管理者能够掌握和转移更多的资源,利用寻租增加个人财富。其二,这是由产权性质不同的上市企业其薪酬契约差异和实际控制人性质不同所引起的公司治理差异带来的。国有控股上市企业经理的薪酬以基于年薪制的货币薪酬为主,高管持股数量较少,货币薪酬与股价弱相关,并受政府管制。高管薪酬契约的上述特征必然使经理人的才能和努力难以从货币薪酬中得到补偿,显性激励不足,在职消费、职位晋升以及从投资扩张中获得租金等隐性替代激励可能发挥更大的作用(姜付秀等,2009),其后果反映在公司投资决策上就导致国有企业经理追求投资规模的动机可能更大,从而可能追求更多的在职消费和政治晋升等隐性收入。这一结果证明在薪酬管制的国有企业中,高管货币薪酬与股价的弱相关性及薪酬管制制度环境并没有抑制经理的过度投资动机。而在非国有企业中,股东拥有更强的内在激励约束,经理人受到较完善的监督机制的监督,或由于货币薪酬实现了较市场化的激励方式,非国有企业的货币薪酬和企业治理机制抑制了经理人投资的冲动,货币薪酬契约更为有效。可能正是因为货币薪酬契约和实际控制人性质不同引起的公司治理差异导致了货币薪酬对公司投资的影响在国有企业和非国有企业中表现出不同的特点。

高管持股和股票错误定价交互项的估计系数在国有企业中不显著为正,在民营企业中显著为正,说明高管持股和股票错误定价对公司投资行为的交互作用在国有企业中不显著而在非国有企业中显著。即非国有企业高管持股比例越高,公司投资水平对股价高估就越敏感。对于这一实证检验结果,我们的解释是:这种现象可能是“由这些微乎其微甚至可以忽略不计的持股量引起

的误差所致”(白重恩等,2005)。表 1 的描述性统计表明,国有企业高管持股比例显著低于非国有企业,持股比例低导致与股价相关的收入在总收入中所占比例低,从而使国有企业高管薪酬与股价弱相关。另外,相对非国有企业,国有企业高管一般同政府保持着密切关系,因此更可能关注其职位升迁,这样就可能削弱了高价出售股份以获取私人收益的动机。

四、结论与建议

经理薪酬契约一直是被用来解决经理人与股东之间委托代理问题的一种激励机制,但对于经理薪酬激励是否降低了代理成本、提高了公司治理和企业业绩,学术界并没有得出一致结论。本文在证券市场非有效的背景下,利用中国上市公司 2004—2010 年的动态面板数据,考察了高管薪酬契约对公司投资行为的影响。研究发现:(1)高管货币薪酬和股票错误定价对公司投资行为存在交互效应,这一关系在实际控制人性质不同的企业中有的差异性,这种差异来自于民营企业具有更有效的公司治理机制。(2)高管持股与股价高估对公司投资的影响存在交互效应,股票市场的投机行为会诱使高管为增加从股权激励中得到的收入而更多地投资,这种关系在不同性质的企业中具有一定差异,这种差异源自国有企业高管持有微乎其微的股票和关注政治升迁。

上述实证结果为企业产权改革和高管激励机制改革提供了一个有益的视角。鉴于上市公司的高管持股可能诱发经理人的投资冲动,在产权结构多元化和股权激励改革过程中要注意两点:第一,要完善上市公司股权激励机制设计,注重发挥长期股权激励机制的治理效应,股权激励的限售期或行权等待期不能过短,否则会诱发经理人的投资冲动,不利于发挥股权激励机制的治理效应;第二,只有继续深化国有企业产权制度改革和积极培育成熟理性的资本市场并加大监管力度,才能发挥股权激励机制的治理效应。

---

* 作者感谢匿名评审人的建设性意见,当然文责自负。

注释:

①在理性人假设下,信息不对称、投资者异质信念和套利限制会导致股票价格偏离企业内在价值(Miller,1977);在经济主体有限理性假设下,投资者有限理性、噪声交易者的存在和套利限制会导致股票价格偏离企业内在价值(De Long 等,1990)。

②截至 2010 年底,我国仅有 168 家上市公司遵照 2006 年出台的《上市公司股权激励管理办法(试行)》披露其股权激励计划草案,137 家实施股票期权激励,34 家实施限制性股票激励,5 家实施股票增值权激励。

③该方法的推导过程与理论依据可参见 Rhodes-Kropf,Robinson 和 Viswannathan(2005)。限于篇幅,我们没有把分解托宾 Q 值的过程和结果列出来,如有需要可来信索取。

主要参考文献：

[1]陈冬华，梁上坤，蒋德权.不同市场化进程下高管激励契约的成本与选择：货币薪酬与在职消费[J].会计研究，2010，(11)：56－64.

[2]连玉君，程建.投资—现金流敏感性：融资约束还是代理成本？[J].财经研究，2007，(2)：37－46.

[3]辛清泉，林斌，王彦超.政府控制、经理薪酬与资本投资[J].经济研究，2007，(8)：110－122.

[4]Aggarwal R，Samwick A. Empire-builders and shirkers：Investment，firm performance，and managerial incentives[J]. Journal of Corporate Finance，2006，12：489－515.

[5]Baker M P，Stein J C，Wurgler J. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity dependent firms[J]. Quartyerly Journal of Economics，2003，118：969－1006.

[6]Bolton P，Scheinkman J，Xiong W. Executive compensation and short-termite behaviour in speculative markets[J]. Review of Economic Studies，2006，73(3)：577－610.

[7]Blundell R，Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics，1998，87：115－143.

[8]Bond S R，Meghir C. Dynamic investment models and the firm's financial policy[J]. Review of Economic Studies，1994，61：197－222.

[9]Grundy B D，Li H. Investor sentiment，executive compensation，and corporate investment[J]. Journal of Banking & Finance，2010，34：2439－2449.

[10]Polk C，Sapienza P. The stock market and corporate investment：A test of catering theory[J]. Review of Financial Studies，2009，22：187－217.

[11]Roodman D. How to do xtabond2：An introduction to difference and system GMM in stata[R]. Washington，Center for Global Development Working Paper，No. 103，2006.

[12]Rhodes-Kropf M，Robinson D T，Viswanathan S. Valuation waves and merger activity：The empirical evidence[J]. Journal of Financial Economics，2005，77：561－603.

The Effects of Executive Compensation Contracts on Corporate Investment：An Analysis from the Angle of Inefficient Securities Market

XIA Guan-jun[1,2]，YU Yan[1]

(1. *School of Finance*，*Shanghai University of Finance and Economics*，*Shanghai* 200433，*China*；2. *Institute of Finance*，*Zhejiang Sci-Tech University*，*Hangzhou* 310018，*China*)

Abstract：Based on the dynamic panel data of listed companies in China from 2004 to 2010，this paper studies the effect of executive compensation on

corporate investment under inefficient securities market. The results show that there is an interaction of the effect of executive compensation, monetary compensation or equity incentives, on corporate investment and the effect of stock mispricing on corporate investment, and the speculation in stock market induces the executives to invest more in order to obtain more equity incentive income. And this interaction differs in firms with different real controllers.

Key words: executive compensation; mispricing; corporate investment

(责任编辑　喜　雯)

(上接第 58 页)

Financial Structure and the Increase in National Innovative Capacity: Influencing Mechanism and Empirical Evidence

ZUO Zhi-gang

(*School of Finance*, *Guangdong University of Foreign Studies*, *Guangzhou* 510006, *China*)

Abstract: Finance system is a key supporting element for national innovative capacity. And there lacks systematic analysis about the effects of financial structure, as a basic character of financial system, on national innovative capacity. From the angles of operation features and functional differences of financial channels, this paper analyzes the mechanism of the effect of financial structure on the increase in national innovative capacity. Then, it makes an empirical test of the real effect of financial structure on national innovative capacity by using 10-year panel data covering 32 countries. The results indicate that stock and venture capital markets have positive effects on the increase in national innovative capacity, but bank credit expansion has a negative effect. The conclusions provide the implication for improving the support of finance for innovation by optimizing financial structure.

Key words: financial system structure; national innovative capacity; mechanism analysis; co-integration analysis

(责任编辑　喜　雯)