

经理人市场、薪酬契约有效性与管理层侵占¹ ——基于国有企业经理人“59岁现象”的研究

万华林
(上海立信会计学院)

陈信元
(上海财经大学会计与财务研究院)

联系作者：万华林

联系地址：上海市松江区文翔路 2800 号上海立信会计学院会计与财务学院

邮政编码：201620

联系电话：021-6770-5084, 13761413658

电子邮件：hualin.wan@gmail.com

作者简介：

万华林：上海立信会计学院会计研究院/会计与财务学院，博士，副教授，硕士生导师。

陈信元：上海财经大学会计与财务研究院/会计学院，院长，教授，博士，博士生导师。

¹ 本文受到全国会计领军(后备)人才(学术类)项目、国家社会科学基金一般项目(项目编号: 10XJL0012)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(项目编号: 10YJC790242)、上海市教育委员会、上海市教育发展基金会曙光计划项目(项目编号: 10SG54)、上海市教育委员会重点学科建设项目(编号: J51701)和上海市教育委员会科研创新重点项目(编号: 11ZS187)资助,也是国家自然科学基金(批准号: 70572105)和教育部人文社会科学研究基地重大项目(批准号: 05JJD630028)的后续研究成果。作者感谢清华大学经济管理学院薛健副教授、陈运森博士、上海财经大学会计学院朱凯副教授、上海立信会计学院会计与财务学院张奇峰教授提出的修改意见和建议,当然文责自负。

经理人市场、薪酬契约有效性与管理层侵占 ——基于国有企业经理人“59岁现象”的研究

摘要: 基于我国国有企业经理人特有的“59岁现象”, 本文以非生产性支出为视角, 研究了国有企业经理人退休前的侵占行为。研究发现, 就全样本而言, 本文未发现我国国有企业经理人退休前存在显著的侵占行为; 分样本研究表明: (1) 超额薪酬高低并非影响侵占动机的重要因素; (2) 当经理人来自上市公司内部, 或者薪酬契约缺乏弹性、股权激励强度不足时, 面临退休的国有企业经理人侵占动机更强; (3) 以经理人市场和薪酬契约的不同维度对国有企业样本进行二维分组, 结果表明, 当市场约束或激励机制存在双重不足时, 面临退休的国有企业经理人侵占动机最强。本文的研究发现, 不仅有助于丰富经理人激励的相关文献; 同时, 对我国国有企业经理人市场和薪酬制度建设亦具有重要的政策含义。

关键词: 经理人市场, 薪酬契约有效性, 管理层侵占, 国有企业, “59岁现象”

一、引言

“59岁现象”在我国国有企业中无法回避²。我国从上世纪90年代末出现云南红塔集团的褚时健事件以来, “59岁现象”频繁进入公众视野³。根据杨俊杰(2005)提供的资料统计, 仅2005年上半年, 我国上市公司就有5名总经理、8名董事长陷入丑闻, 发生丑闻的多为国有企业。近年在媒体报道中, 仍不时有国企高管在面临退休时“意外落马”的报道⁴。

媒体对“59岁现象”有持续而广泛的报道, 这些案例往往和国有企业经理人职位侵占相联系⁵。我国一直致力于建立有效的国有企业激励与约束机制, 而“59岁现象”难以杜绝, 也成为一些学者诟病国有企业激励机制的原因。但是, 若据此认为国有企业经理人退休前普遍存在职位侵占现象, 则会失之偏颇。因此, 从严谨的学术研究角度, 人们需要厘清, 激励与约束机制是否影响了经理人退休前侵占动机的强弱。

中国仍处于经济转型过程中, 政府始终致力于提高国有企业绩效, 其重要策略之一就是

² 根据百度百科的注解, “59岁现象”并非特指在59岁“出事”, 而是“由于某种权力或者利益的丧失, 引起心里的不平衡, 产生不安、压力、恐惧等症状, 为了摆脱这些症状而采取的一些极端的, 以损坏他人利益为前提的, 为自己牟利的、不正当的、甚至不合法的行为。”“59岁现象”在政治、经济、娱乐等不同领域均有体现, “经济领域中主要是一些国有企业企业家在退休前一反几十年守法努力工作的常态, 自己大谋私利, 侵吞国有资产的现象。”

³ 2000年, 中国化工进出口总公司天津塑料进出口公司总经理胡士骥, 因挪用公款被捕, 时年59岁; 2003年前后又相继出现健力宝集团李经纬、伊利集团郑俊怀等高管先后因为侵占国有资产等问题落马的事件。

⁴ 武长鹏(2008)报道称, “在行将退休前, 时年59岁的王效金却意外落马”。此外, 2007年2月10日, 郑州市纪委召开新闻发布会, 通报了郑州市热力总公司原总经理、郑州电缆集团有限责任公司原董事长、白鸽集团有限责任公司原董事长刘先超重大违纪违法案件。2009年7月, 北京市第二中级人民法院对中国石油化工集团公司原总经理、中国石油化工股份有限公司原董事长陈同海做出一审判决, 认定陈同海犯受贿罪, 判处死刑, 缓期二年执行, 剥夺政治权利终身, 并处没收个人全部财产。

⁵ 杨俊杰(2005)指出, “与发达国家公司CEO丑闻不同的是, 中国企业CEO丑闻的发生几乎都与钱财有关”。

推进国有企业经理人市场建设和薪酬激励制度改革⁶。然而，由于国有企业市场化尚不彻底，行政化色彩仍未褪尽，依然受到目标多元化的困扰，国企经理人激励始终无法回避公平与效率的争论，关于国企“高薪能否养廉”的质疑也几乎从未停息过，对薪酬制度改革的成效也褒贬不一，经验研究中得出的证据也并不一致。例如，杜胜利和翟艳玲(2005)、方军雄(2009)研究发现，公司绩效与高管薪酬之间的相关度在逐渐提高；吕长江等(2009)研究发现，我国上市公司设计的股权激励方案既存在激励效应、也存在福利效应；而吴育辉、吴世农(2010)研究则发现，高管薪酬水平随其控制权增加而增加，高薪并未降低、反而增加了代理成本。因而，薪酬契约（特别是国有企业薪酬契约）及其不同维度究竟如何影响代理成本，仍有待深入研究。

理论上，国有企业 CEO 报酬机制主要由四部分构成：货币薪酬、股权激励、在职消费以及职业升迁（或留任）机会。我国国有企业经理人市场化程度远低于民营企业，在经理人任免上，国有企业更多地采用行政任命，同时遵循政府关于退休年龄的规定。经理人聘用能否市场化、激励机制是否有效，不仅关系到经理人人力资源价值的实现，同时深刻影响国有企业经营效率。经理人市场化程度的高低，会影响到经理人薪酬的货币化程度，以及薪酬是否具有业绩弹性，经理人对声誉的关注程度，并进而影响到管理层侵占的可能性。国有企业经理人退休不仅意味着失去职业（或政治）晋升机会，同时也极少有人能突破退休年龄的限制而留任。以往关于国有企业薪酬激励的文献，尚未有效分离出经理人晋升激励的影响，因而难以深入考察薪酬和晋升对经理人的激励作用。与此同时，当经理人缺乏职业前景考虑时，其行为动机有何不同？经理人市场在国有企业中能否降低代理成本？国有企业目标多元化条件下，薪酬契约能否缓解国企经理人代理问题？上述问题仍有待学术界深入探讨。

本文研究退休前国有企业高管行为，恰好能够考察国有企业高管在缺乏晋升激励时，薪酬契约有效性和经理人市场的重要性。以国有企业经理人面临退休时的管理层侵占问题为研究对象，本文试图对上述重要问题加以理论阐述并提供经验证据。在借鉴万华林、陈信元(2010)方法的基础上，以经理人市场和薪酬契约为研究视角，以超额非生产性支出作为管理层侵占的度量指标，分析了国有企业经理人面临退休时，侵占动机强弱及其影响因素。研究表明，就全样本而言，本文未发现我国国有企业经理人退休前存在显著的侵占行为。但分样本研究表明：（1）超额薪酬高低并非影响侵占动机的重要因素；（2）当经理人来自上市公司内部，或者薪酬契约缺乏弹性、股权激励强度不足时，面临退休的国有企业经理人侵占动机更强；（3）以经理人市场和薪酬契约的不同维度对国有企业样本进行二维分组，结果表明，

⁶ 国有资产监督管理委员会先后于 2004 年出台《中央企业负责人薪酬管理暂行办法》、2007 年开始实行《中央企业负责人业绩考核暂行办法》；自 2005 年开始全面进行股权分置改革，国有企业股权激励改革作为一个重要议题也提上日程。2006 年 1 月和 9 月，国资委和财政部共同发布了境外和境内《〈国有控股上市公司实施股权激励试行办法〉的通知》，标志着国有企业股权激励正式开始试行。2008 年 10 月，国资委和财政部联合发布了《关于规范国有控股上市公司实施股权激励制度有关问题的通知》，2009 年 04 月，烽火通信成为《通知》下达以后第一家通过国资委审批，成功走到实施阶段的第一家国企。此后，各地国资委开始陆续出台细则，地方国有上市公司股权激励逐步有序展开。与此同时，国资委积极推进央企经理人市场化，截止 2010 年 9 月，央企高管已经进行了第 8 次海选。

当市场约束或激励机制存在双重不足时，面临退休的国有企业经理人侵占动机最强。

上述研究成果，不仅有助于深入理解国有企业经理人市场、薪酬契约及晋升激励的作用，丰富公司治理的相关文献，亦为政府相关部门决策提供了经验证据支持。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分是文献回顾；第三部分是制度背景、理论分析与研究假说；第四部分是研究设计及描述性统计；第五部分是实证结果与进一步分析；第六部分是结论。

二、文献回顾

在经济学文献中，股东与经理人之间的代理问题是现代公司制度的发展的必然结果（Berle 和 Means, 1932; Jensen 和 Meckling, 1976）。既然代理问题普遍存在，人们需要知晓，怎样的所有权和控制权结构才能够更好地降低代理成本？Alchian（1969）分析了现代企业中所有权和控制权分离如何影响代理成本，认为当企业股东数量增加时，监督成本将会上升，但若经理人声誉机制和经理人市场有效，股东则借助于价格保护机制仍可获得竞争性回报。这意味着若市场有效，代理问题并不重要。Fama 和 Jensen（1983）在引入一般知识与专业知识的基础上对信息成本如何影响企业内部契约安排进行了分析，认为企业组织结构以及如何降低代理成本在很大程度上受制于专有知识的分布⁷。但是，由于产生和转移知识可能具有高昂的成本，而公司控制权的初始配置可能并非最优，如何实现控制权的有效再配置就成为重要问题。Jensen 和 Meckling（1991）进一步论述了可转让的控制权及其重要性，认为如果企业决策权可自由交易，则不仅可以解决权利分配问题，有效实现专有知识与决策权的合理配置；同时还可解决代理问题，因为控制权可以资本化，代理人会更为有效地行使其决策权。

然而，经理人市场和薪酬契约能够降低经理人代理成本，依赖以下两个前提条件：一是经理人市场和薪酬契约有效；二是经理人存在职业前景考虑。就前提一而言，受制于信息成本约束，经理人市场可能并非完全有效。因而，Alchian 和 Demsetz（1972）认为，团队生产中为了激励中心代理人，应给予其剩余索取权。就前提二而言，当经理人面临退休时，由于缺乏职业前景，声誉机制相对失效，经理人代理问题可能更为严重。Dechow 和 Sloan（1991）对有持续研发行为的行业进行了研究，发现经理人在离职前最后几年，显著减少了研发支出；但这一问题可通过经理人持股机制得以改善。Cheng（2004）研究表明，由于薪酬委员会试图要减少 CEO 研发支出中的机会主义行为，在经理人面临退休时，研发支出的变化与 CEO 年度期权授予以及 CEO 薪酬总额的变化较其他时期更为显著相关；而其他时期则上述相关

⁷ 其中，一般知识是指转移成本较低的知识，而专有知识是指转移成本较高的知识。他们指出，企业决策过程包括提议、批准、执行和监督，其中提议和执行属于决策管理，批准和监督则属于决策控制。当决策所需的专有知识的分布致使把决策管理权和决策控制权交给某一个或数个代理人更为有效时，把剩余索取权交给决策者更能有效降低代理成本；但在大多数结构复杂的公司中，决策所需的专有知识广泛分布于组织中的不同代理人之中，把专有知识汇总决策的成本很高，故最优方式是把不同的决策权分配给不同层级的代理人。这时，控制代理问题的有效方式是将决策控制权与决策管理权相分离，同时将剩余索取权交给决策控制者。

关系并不显著。

大量国际文献表明，薪酬契约会显著影响管理者决策行为⁸；国内研究也表明，薪酬契约会影响经理人在职消费（陈冬华、陈信元、万华林，2005）⁹；在薪酬契约受到管制的情况下，国有企业经理人可能有更多的腐败行为（陈信元等，2009）。关于职业前景或经理人任期，已有文献主要研究了经理人任期与固定资产投资（Murphy 和 Gibbons，1993）、经理人任期与研发支出（刘运国、刘雯，2007）的关系。张燃（2010）研究表明，经营者将要退休前公司绩效更差，这一现象在国有企业中更显著，并推论这是源于退休政策在国有和民营企业中执行力度不同，以及国有控股企业可能具有更高的代理成本。理论上，经理人面临退休时，他们难以期望从未来的投资中获取收益。相反，他们可能会更热衷于当前任职期间获取更高的控制权收益，即有更强的侵占倾向。上述问题在我国国有企业中可能更为突出，由于国有企业经理人面临退休年龄限制，且在退休后缺乏（政治）晋升前景，可能有更强的侵占动机。但是，尚无经验证据表明，我国国有企业存在经理人退休前的侵占效应。本文将首次对此加以检验，并进一步探讨经理人市场与薪酬契约如何影响管理层侵占动机。

三、制度背景、理论分析与研究假说

国有企业改革一直是我国经济体制转型的重点。在这一转型过程中，政府也逐步致力于建立和完善一个有效的经理人市场，并开始尝试展开企业高层管理权改革（Grove、Hong、McMillan 和 Naughton，1995）¹⁰。Firth、Fung 和 Rui（2002）则表明，我国经理人市场的效率得到了改善，但这种改善在程度上仍然有限¹¹。研究发现，虽然低劣的经营业绩可以导致经理人更换，但是更换并没有在两年内根本上扭转企业经营绩效不良的局面，它带给公司的仅仅是严重的盈余管理（朱红军，2002）。

另一方面，尽管国有企业经理人的行政级别制度已逐步取消，但其任命权很大程度上仍控制在政府手中，企业高层管理人员的任命权完全由政府控制，地方政府和中央政府分别拥有地方和中央所属企业的高管人员任命权（刘小玄，2001）。经过长期而持续的改革，我国的经理人市场已经处在逐步形成的过程之中；但与此同时，我国经理人市场尤其是国有企业的经理人市场仍在一定程度上受到管制（刘小玄，2001；陈冬华，2003）。由于仍部分地沿袭了行政管理体制，中国国有企业经理人一般都遵循退休年龄为 60 岁的规定¹²，这在湖北

⁸ 如投资决策（Larcker，1983；Chen 和 Clark，1994）、并购决策（Lewellen 等，1985；Tehranian 等，1987）、定价决策（Gordon 等，1986）、权益债务互换决策（Defeo 等，1989）及财务会计选择（Zmijewski 和 Hagerman，1981；Healy 等，1987）等。

⁹ 陈冬华、陈信元、万华林（2005）研究发现，国有企业薪酬管制会导致经理人进行更多的在职消费。

¹⁰ 他们对 1980—1989 年间中国 769 家国有企业进行调查后发现，92% 的国有企业实施了这样的改革；在选择经理的决策上，鉴于上级主管政府面临的激励环境以及他们选择经理的程序发生了变化，经理人市场变得比以前更加有效。上级主管部门变得更像董事会，经理可能因为较差的业绩被解聘，他们的报酬与公司的销售和利润相关，并且这种相关在改革以后更加显著。

¹¹ 研究我国上市公司以后发现，我国更多地依赖内部控制机制来制约经理人的行为，而不是外部市场的力量。但是，即便缺乏市场力量，这种内部控制机制在一定程度上依然有效，因为业绩表现差强人意的公司的董事长将会被更换。

¹² 女性退休年龄一般为 55 岁，但鉴于上市公司中女性职业经理人所占比重非常低，这一因素在本文研究中可以忽略，而不致影响本文结论。

省国资委课题组、合肥市国资委、无锡市等多份报告或文件中均有佐证¹³。

实证研究表明，经理人在职业生涯晚期可能会有更多机会主义行为¹⁴。而国有企业薪酬受到管制，可能缺乏有效薪酬激励以降低企业经理人代理成本¹⁵，则随着经理人年龄增长，代理问题可能会更加突出。同时，面临退休时，CEO 升迁机会下降，晋升的期权价值接近于 0；这时，经理人的激励将主要来源于货币薪酬激励与在职消费等控制权收益。假定货币薪酬的激励不变，面临退休的经理人，其控制权收益的期权价值下降；为了保持总体效用不变，CEO 退休前会选择增加更多的当期控制权收益。这是因为：一方面，控制权收益会随着退休后失去控制权而丧失；另一方面，控制权收益又具有较高的弹性，和经理人侵占动机密切相关，随着经理人临近退休，经理人可能攫取更多的控制权收益，于是出现了“59 岁现象”。由此，可以在理论上预期，当国有企业经理人面临退休问题时，更可能通过提高其控制权收益出现侵占效应，因而企业非生产性支出可能更高。据此，本文提出以下研究假说：

假说 1：国有企业经理人临近退休时，企业非生产性支出显著更高。

已有文献表明，在市场有效的情况下，可以通过薪酬契约的设计以降低经理人道德风险问题（Cheng，2004）。理论上，至少存在两种约束经理人道德风险的治理形式，一是外部治理，包括经理人市场；二是内部治理，包括薪酬契约的有效性¹⁶。当企业面临更为有效的经理人市场时，更可能从外部聘用经理人，并通过以下途径降低国有企业经理人退休前的侵占动机：一是有效的经理人市场将通过事前的经理人选聘机制，使得有侵占动机的经理人更不可能受到聘用；而经理人市场无效时，经理人的产生更可能是内部选聘，尽管内部选聘也可能遴选出恰当的经理人，但受制于以下因素，其结果可能缺乏效率：（1）相对于市场选聘，内部选聘受制于有限的备择对象，市场本身缺乏广度和深度，即使出于善意的初衷，未必总能选聘到胜意的经理人；（2）内部选聘往往难以撇清复杂的内部人脉关系的影响，选任的结果更可能反映了受聘人的寻租动机与寻租能力。由于上述原因受到聘任的经理人，其侵占动

¹³ 2004 年 12 月 12 日湖北省国资委课题组《改革和完善国有企业领导人员选拔任用办法研究》中第三条“改革和完善国企领导人员选拔任用办法的构想”第三款“制定符合国有企业特点的领导人员选拔任用条件”中，对国有企业领导人员的任职资的界定，仍保留了“年龄原则上不超过法定退休年龄”这一条款。合国资党发[2008]17 号发布的《合肥市国资委监管企业领导人员聘任管理暂行办法》第五条明确规定，“企业董事会、经理层领导成员应具有岗位必备的任职条件和资格，其中年龄要求是“企业正职领导新任人员不超过 50 周岁；企业副职领导新任人员不超过 45 周岁。续任人员正职不超过 55 周岁，副职不超过 52 周岁”。《无锡市国有企业领导人员管理暂行办法》第三章“任职条件和资格”中亦明确规定“新担任企业正职领导人员的，一般应具有同级副职两年或下一级正职三年以上的工作经历，年龄一般不超过五十五周岁；新担任企业副职领导人员的，一般应具有下一级正职两年或下一级副职三年以上的工作经历，年龄一般不超过五十周岁”。《21 世纪经济报道》2010 年 6 月 1 日徐志强在《李跃接棒中移动：让“大象”快跑》一文报道中，亦称“按照国资委向 53 家企业下达的文件，副部级高管退休年龄为 60 岁”。由此可见，尽管难以找到一个全国性的规定表明高管 60 岁就必须退休，但由于国有企业并未彻底地褪去行政化色彩，实际执行中又大多遵循了 60 岁退休这一门槛的限制。

¹⁴ 例如有学者发现 CEO 面临退休或者可能遇到微小的盈余下滑或亏损时，更有可能降低企业的研发支出（Dechow 和 Sloan，1991；Barber 等，1991）。

¹⁵ 尽管职业升迁、政治升迁等可以一定程度上作为替代机制，但仍然无法替代薪酬激励。

¹⁶ 理论上，外部治理机制还包括公司并购等其他治理机制；而内部治理机制还包括董事会监督等机制，但本文仅研究经理人市场和薪酬契约这两种最常用且作用最直接的机制。

机往往更强¹⁷。二是在经理人市场有效的情况下，经理人更可能因其业绩而受到奖励，过去绩效优异的经理人，在法定退休年龄后留任的可能性会更高，因而经理人会为了可能的留任机会，降低其侵占动机。由此，本文提出如下研究假说：

假说 2：若国有企业经理人市场竞争较弱，国有企业经理人临近退休时，企业非生产性支出显著更高。

此外，在假说 1 中，本文推论国有企业薪酬受到管制，可能缺乏有效薪酬激励以降低企业经理人代理成本，因而国有企业经理人退休前代理问题可能会更加突出。进一步，当薪酬更高或薪酬弹性更高、股权激励强度更大时，国企经理人的绩效将更可能被内化于薪酬中，侵占行为将付出更高的成本，因而侵占动机会减弱；反之，当国企经理人薪酬更低或者薪酬弹性更低、股权激励强度更低时，经理人侵占动机更强，企业非生产性支出会更高。由此，本文提出如下研究假说：

假说 3a：若国有企业薪酬更低，国有企业经理人临近退休时，企业非生产性支出显著更高。

假说 3b：若薪酬弹性更低，国有企业经理人临近退休时，企业非生产性支出显著更高。

假说 3c：若股权激励强度更低，国有企业经理人临近退休时，企业非生产性支出显著更高。

四、研究设计及描述性统计

（一）样本与控制样本的选取

借鉴万华林、陈信元（2010）的做法，本文采用超额非生产性支出作为管理层侵占的代理变量¹⁸。由于本文研究的是公司经理人面临退休对侵占动机的影响，需要在控制公司间差异的基础上，研究公司非生产性支出时间序列上的变化，因而需要采用面板数据的固定效应模型。为保证每一样本公司在时间序列上有足够的观测值，本文选择了 2001 年至 2008 年为样本期间¹⁹。本文除公司研发数据为手工搜集之外，其余数据均来自 Csmar 数据库。

为保证研究结论的稳健性，本文剔除了具有以下特征的公司年度数据：

（1）受管制行业上市公司。根据黄俊（2006）的研究，电力、自来水、煤气、煤炭、石油、钢铁、有色金属、航空航天、采盐、烟草、铁路、航空、电信、邮政、金融等行业由于受到政府管制，其管理层决策及效用函数与其他行业具有很大差异，将其包括在内，可能

¹⁷ 根据媒体报道，“侯锡明上任齐鲁石化股份有限公司总经理时已经 56 岁，本已不符合提拔条件，但因与时任董事长的王延康个人关系密切，仍被重用。”转引自 2004 年 8 月 15 日《齐鲁石化公司腐败一窝 高层领导干部纷纷落马》一文，见 <http://business.sohu.com/20040815/n221537214.shtml>。

¹⁸ 采用超额管理费用度量经理人侵占问题多次见于中外文献中，如 Karpoff and Rice（1989）、田利辉（2004）等。此外，叶枫在《21 世纪经济报道》2010 年 6 月 29 日第一版《审计署揭财务黑洞 东航前运控总经理落马》一文中报道：“当年的管理费用占营业收入的比重，东航达到了 4.77%，最低的国航仅 2.64%”。由此可见，在实务中，超额管理费用也被用来度量经理人侵占的程度，本文采用超额非生产性支出度量经理人侵占，亦包含了超额管理费用。

¹⁹ 未包括 2000 年之前的数据，是因为万华林、陈信元（2010）发现，2000 年之前的数据在计算相关指标时不够完整。

影响本文研究结论，故应予剔除。本文采用证监会行业代码为依据，对可能属于上述行业的上市公司予以剔除。（2）主营业务收入为零、坏账准备的变化或存货跌价准备的变化、高管薪酬及CEO年龄数据缺失的样本年度，以免数据缺失导致计算错误。（3）样本年度不足5个的公司。由于面板数据具有更好的数据特性和更为丰富的信息含量，可以较好地控制异方差和自相关问题对研究结论的影响，但观测年度过少的数据不符合面板数据的要求，故予以剔除。

经过上述剔除后，本文最终样本为787个公司年度，其中国有企业624个样本年度，非国有企业163个样本年度。样本的年度分布见图1²⁰、行业分布见图2²¹。公司的行业划分依据是中国证监会2001年颁布的《上市公司行业分类指引》。鉴于制造业上市公司数量较多且二级行业差异较大，本文将制造业上市公司按照二级行业代码划分，但其他行业仍按照一级行业代码划分。由上述样本分布图可知，本文的样本是具有代表性的。

（二）模型选择及变量设计

1、模型选择及因变量度量

万华林、陈信元（2010）在借鉴 Anderson、Banker、Huang 和 Janakiraman（2007）的基础上，以企业的销售管理费 SG&A 为自变量，对不属于非生产性支出的正常销售管理费通过变量加以控制，考察了制度因素对模型残差的影响。本文借鉴万华林、陈信元（2010）模型，以企业的销售管理费 SG&A 为自变量，由于企业高管薪酬、无形资产的摊销、坏账准备和存货跌价准备的计提与转销，以及研发支出均记入管理费用，对管理费用的构成有着重大影响，但都属企业生产性支出，本文在计算 SG&A 时予以扣减²²。同时，由于本文实际考察的是企业经理人不同职业阶段的代理成本问题，因而需要在控制企业特征因素的基础上，考察经理年龄对非生产性支出的影响，故本文采用了公司层面的固定效应模型（Fixed-Effects Model）。

2、自变量

本文研究经理人退休问题所导致的非生产性支出。理论上，企业经理人²³的正常任期为3年，由于正常的退休年龄为60岁²⁴，若经理人年龄达到57岁及以上，则其继续任职的可

²⁰ 鉴于后文其他数据也可能存在缺失观测，因而某些回归中样本量略少于这个数字。

²¹ 图2中，少数行业缺乏非国有企业样本，但由于本文的研究方法是公司层面的固定效应回归，行业因素在研究中并不重要，也无需控制。即使剔除缺乏对照行业的国有企业样本，本文研究结论依然不变。

²² 鉴于公司年报中未系统地披露计入管理费用的研发支出金额，本文以年报附注“支付的其他与经营活动有关的现金流量”中披露的研发支出金额作为调整数。由于2006年之前会计准则对研发支出资本化的要求非常严格，实务中研发支出绝大多数计入管理费用中，本文的上述替代不会出现系统性误差。2007年以后会计准则允许研发支出计入“开发成本”科目，但即使对这一因素的影响进行调整，本文结论不变。

²³ 本文讨论的经理人仅指总经理，不包括董事长，是因为：（1）在国资委关于经理人市场化的相关文件中，仅提及总经理的市场招聘问题，经理人市场主要是在总经理这个层面上讨论；（2）销售管理费用中的侵占问题，更可能是执行层的管理层侵占问题，因此更适合以总经理为研究样本；（3）董事长作为出资方代表，主要由股东单位委派，任职情况比总经理复杂得多。本文根据 Csmar 数据库兼职情况统计，发现在2001-2008年全部上市公司的继任高管中，董事长兼职比例达72%，而总经理兼职比例仅为37%。由于兼职或股东单位委派会使其效用函数发生改变，薪酬契约激励和经理人市场的约束作用均会减弱，故就本文研究问题而言，不宜采用董事长作为研究样本。但是，本文的研究同样有助于理解董事长的“59岁现象”。

²⁴ 有少数国企高管超过60岁仍未退休的，但这种情况极少，不会影响本文主要结论。另外，甘肃省04年

能性将极大降低，因而可能出现更强的侵占动机。本文以经理人年龄哑变量（RETIRE）为代理变量，若经理人年龄达到 57 岁及以上，则令其为 1，否则为 0。

3、影响企业正常销售管理费用的变量

对影响企业正常销售管理费用的因素，本文借鉴万华林、陈信元（2010）模型，对因正常生产经营导致的销售管理费用通过以下变量进行控制：（1）DEPRE 为企业当年计提的折旧费用²⁵，本文预期该变量与营业管理费正相关；（2）PAYSTAFF 公司为员工支付工资及福利费等，其计算是以现金流量表中“支付给员工以及为员工支付的现金流量”项目减去公司高管薪酬总额²⁶。减去高管薪酬总额后的员工薪酬数据可以视为不包括高管在内的一般营业管理人工工资与生产工人工资之和，由于一般员工之间的工资率差异并不大，因而工资总额中影响营业管理费的部分取决于营业管理人员占公司总人数的比重，而这一比重在同一行业可能较为接近，因而本文这一变量亦应与营业管理费正相关；（3）SALES 为当期销售收入，DECR_DUM 为收入下降期哑变量，仍沿用 Anderson 等（2006）的定义，且预期符号均应为正。因变量及上述（1）至（3）中变量都除以滞后一期销售收入均值进行标准化。（4）以人均百万元销售收入为效率因素的代理变量（EFFI）²⁷，并预期该变量与营业管理费负相关。（5）企业规模变量（SIZE，以企业员工的自然对数为代理变量），以控制规模经济的作用对企业销售管理费的影响，并预期该变量与企业销售管理费显著负相关。

（4）其他控制变量

借鉴万华林、陈信元（2010）的做法，本文对影响经理人代理问题的变量亦加以控制：（1）高管薪酬²⁸。本文采用 CEO 薪酬的自然对数（CEOPAY）对该因素予以控制²⁹。（2）经理人持股。借鉴胡阳、刘志远、任美琴（2006）研究，本文以经营者持股金额与经营者年薪金额的比例作为衡量持股激励强度的指标。（3）公司层级³⁰。由于公司层级数据难于获取，本文以子公司数量（SUBNUM）替代³¹，并预期该变量符号为正。（4）公司成立时间³²。本文设定 FIRMAGE 变量（取公司年龄的自然对数）以控制公司年龄对该类非生产性支出的影响，并预期该变量符号为正。

此外，经理人离职前代理成本可能也会上升，这构成本文的替代性解释。为控制上述因

开始对国企高管年龄不设上限，本文剔除甘肃省之后重做上述回归，结论不变。

²⁵ 现行会计准则中，包括固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧。

²⁶ 做这一扣除是因为销售管理费中也已减记该金额。

²⁷ 采用资产周转率的计算是以年销售收入除以年均总资产，本文结论不变。

²⁸ 已有研究表明，薪酬管制会导致国有企业高管进行更多在职消费（陈冬华、陈信元、万华林，2005；万华林、陈信元，2010），从而影响企业非生产性支出。

²⁹ 由于 CEO 薪酬数据存在缺失，本文以前三名高管薪酬总额除以 3 作为替代变量。

³⁰ Hirsch（1976）、Rajan 和 Wulf（2003；2004）均认为，公司的层级越多则信息不对称越严重，从而需要给予 CEO 更多的在职消费，这会增加企业非生产性支出。

³¹ 结构复杂的公司也可能是高管建造个人帝国的结果，而高管建造个人帝国的目的之一是可以享有更高的在职消费。

³² Rajan 和 Wulf（2004）认为，公司成立时间越久，公司在高管人员非生产性支出方面的惯性就越大，并且历史较为悠久的公司通常也希望通过高管超出行业水平的在职消费以显示公司地位。

素的影响，本文设定 Leave 哑变量，并令 CEO 离职前一年 Leave 变量取值为 1，否则为 0³³。

最后，设定年度哑变量，以控制宏观经济因素及会计制度变化对非生产性支出的影响。

以下列示了本文采用的回归模型：

$$SG\&A_{i,t} = RETIRE_{i,t} + LEAVE_{i,t} + LOGTENURE_{i,t} + DEP_{i,t} + PAYSTAFF_{i,t} + SALES_{i,t} + SALES_{i,t} * DECR_DUM_{i,t} \\ + TOPAPAY_{i,t} + CEOSHR_{i,t} + SUBNUM_{i,t} + FIRMAGE_{i,t} + EFFI_{i,t} + SIZE_{i,t} + \sum YEAR_DUM + u_{i,t}$$

（三）描述性统计及变量相关性分析

表 1 列示了各变量原始数值的描述性统计结果。由表可见，销售管理费用在企业销售收入中占据了一定比重，样本均值高达 16.8%；标准差高达 12.3%，1%分位数仅为 0.2%，而 99%分位数高达 100%，不同企业间差异极大。从影响企业正常销售管理费用的变量来看，资产折旧约占 6.2%，而支付员工薪酬约占 9.7%。销售收入与前期均值相比，在样本区间平均比例是 125.6%。企业效率和企业规模变量均显示不同企业间具有较大的差异。

表 2 列示了全样本及分样本的经理人年龄分布。全样本中，经理人年龄均值约为 51 岁，99%分位数为 63 岁，说明超过退休年龄的经理人总体较少。非国有企业样本经理人年龄均值约为 50 岁，99%分位数为 66 岁；国有企业样本经理人年龄均值约为 52 岁，99%分位数为 62 岁。非国有企业经理人均值较小而方差较大，表明非国有企业经理人聘用更为市场化；国有企业经理人则均值较大而方差较小，可能反映了退休年龄管制和聘用不够市场化的影响。

表 3 列示了销售管理费用与各自变量和控制变量的 Pearson 和 Spearman 相关性分析。结果表明，销售管理费用与企业资产折旧总额（DEPRE）、支付员工工资（PAYSTAFF）以及销售收入（SALE）均显著正相关，相关系数较高，这表明员工工资、资产折旧以及销售收入均显著影响企业销售管理费用。而除经理人持股（CEOSHR）和公司成立时间（FIRMAGE）外，高管薪酬（CEOPAY）、子公司数量（SUBNUM）、效率（EFFI）、规模（SIZE）等变量与销售管理费用均显著相关。

经理人面临退休哑变量（RETIRE）与 SG&A 为正相关但不显著，这与本文的理论预期相一致。但是，单变量相关分析可能具有局限性，还需要在控制其他变量的基础上进一步研究，方能得出可信的结论。

五、实证结果与分析

（一）基于全样本固定效应模型的实证结果

表 4 列示了根据固定效应模型对国有企业样本和非国有企业对照样本进行回归分析的结果。表 4 第 1 列显示，国有企业样本中 RETIRE 的回归系数为-0.0023 且不显著；第 2 列显示，非国有企业样本中 RETIRE 的回归系数为-0.0206 且不显著。这说明，就全样本而言，国有企业和非国有企业经理人均未体现出明显的侵占动机，上述证据未能验证本文研究假设 1。RETIRE 变量符号为负，表明无论是国有企业还是非国有企业，经理人退休前非生产性

³³ 以离职前两年作为敏感性测试，本文结论不变。

支出相对其他期间反而有所下降。基于下述因素，这一变量的符号是合理的：（1）万华林、陈信元（2010）研究表明，企业寻租动机与非生产性支出显著正相关。临近退休时，企业寻租给经理人带来的预期收益下降，经理人将减少寻租性非生产性支出；（2）类似原因，当经理人临近退休时，开拓未来市场给经理人带来的预期收益下降，经理人将减少该类非生产性支出（例如广告支出以及建立和维护客户关系的支出等）；（3）若上述理论成立，则可以预期，临近退休时由于短视问题更严重，当经理人提升绩效的动机越强时，越可能缩减上述支出。因而，在薪酬弹性较高、经理人市场竞争更激烈的样本组中，非生产性支出下降更显著，并且这一现象在绩效压力更大的非国有企业中更显著。上述推断在后文的相应分样本回归中得到了验证。

控制变量中，离任哑变量（Leave）在两组样本中均为正但不显著，表明离任预期并没有显著影响企业非生产性支出。其余各变量符号与本文预期基本一致，但部分变量并不显著或在不同样本中符号略有差异，其可能原因如下：（1）不同样本存在一定的结构性差异，不同变量的符号与预期有所差异属于正常情况，本文只需控制上述变量的影响即可。（2）本文采用固定效应模型，有些在时间序列变化不大的变量，实际体现为固定效应，故变量系数不显著或符号与预期有所差异。（3）本文样本量相对较少，而样本量较大时系数估计通常更显著³⁴。

（二）基于经理人市场的分组回归结果

本文以经理人来源作为经理人市场的代理变量。只要所聘用的总经理来自上市公司以外，则把该公司归为外部经理人组，否则归入内部经理人组³⁵。然后，依据上述分组结果，考察不同经理人市场对公司经理人面临退休时的侵占动机的影响。

表5为经理人市场分组的回归结果。第1列结果显示，内部经理人面临退休时，SG&A为高0.0161，且在5%水平上高度显著；第2列结果则显示，外部经理人面临退休时，SG&A比未面临退休时低-0.0311³⁶。二者相比较，差异高达0.0472；第3列结果显示，非国有企业内部经理人面临退休时，SG&A比未面临退休时低-0.0398，且在10%水平上显著；第4列结果显示，非国有企业外部经理人面临退休时，SG&A比未面临退休时高0.0101且不显著。上述结果表明，非国有企业经理人退休前在两组中均未出现显著的侵占行为，这可能与非国有股东监督动力更强、同时企业激励机制通常更为有效有关，因此不适合用国有企业的理论加以解释。而国有企业外部经理人由于选聘机制通常更为严格，面临来自外部经理人市场的竞争压力，同时也要考虑未来在经理人市场的职业前景，因而其侵占动机更弱，这与非国有企业更接近；国有企业内部经理人更可能形成内部人控制，在缺乏来自外部经理人市场的竞争压

³⁴ 本文采用2001至2008年全样本控制行业和年度虚拟变量的OLS回归中，上述变量均与预期的符号相一致，这与万华林、陈信元（2010）相符合，表明本文控制上述变量是恰当的。

³⁵ 这一分类可能存在误差，即来自上市公司外部的经理人也未必是职业经理人，但无论如何，空降的经理人更可能是因为能力较强而受聘，受到人脉和寻租因素的影响更少，而受到外部经理人市场的竞争压力更大。上述分类误差将使本文的组间差异更小或不显著，如果能更准确地进行分类，理论上可以预期本文结果将更强。

³⁶ 符号为负的原因，在本文第五部分第一小节的第一段中已经有解释，在此不赘。

力和无需考虑职业前景的情况下，退休前侵占动机会显著更强。

（三）基于薪酬契约的分组回归结果

本文以下列变量为薪酬契约的分组变量：（1）超额薪酬。本文借鉴Core等（2008）、吴育辉和吴世农（2010）的做法，在包括全部上市公司的样本中，把CEO薪酬的对数作为因变量，以CEO任期的对数、CEO年龄的对数、当期ROA和上期ROA、销售成长率、公司规模为自变量，控制行业、年度和省份虚拟变量，计算出各年度CEO的超额薪酬，再求出公司历年平均超额薪酬，依据每一公司的平均超额薪酬是否大于样本中位数进行分组，大于中位数的为超额薪酬较高组，否则为超额薪酬较低组³⁷。（2）薪酬弹性。借鉴Chen,Shen和Chen（2010）的做法，本文依据CEO薪酬增长率与净利润增长率之比，构造公司年度的薪酬弹性系数³⁸。然后，求出公司历年平均薪酬弹性系数，依据每一公司的平均薪酬弹性系数是否大于0进行分组，大于0的视为薪酬弹性较高组，否则视为薪酬弹性较低组³⁹。（3）股权激励强度。以经理人持股市值与其货币薪酬之比为代理变量。胡阳、刘志远、任美琴（2006）研究表明，经营者持股金额与经营者年薪金额的比例是衡量持股激励强度的有效指标，该指标与股票报酬率呈线性正相关关系，因而本文以该指标衡量股权激励，并把股权激励强度高于中位数的公司视为股权激励有效组。

表6的Panel A第1、2列为国有企业按超额薪酬分组的回归结果。结果显示，在超额薪酬较低组，经理人面临退休时，SG&A较平时高约0.0020，且并不显著；而超额薪酬较高组，职业经理人面临退休时，SG&A比平时低约0.0046，且并不显著。第3、4列为非国有企业按经理人持股激励强度分组的回归结果。结果显示，在超额薪酬较低组，经理人面临退休时，SG&A较平时高约0.0179，且并不显著；而超额薪酬较高组，职业经理人面临退休时，SG&A比平时低约0.0594，且在10%水平上显著。上述结果表明，无论是国有还是非国有企业中，薪酬较低均未导致经理人侵占动机显著更强；非国有企业中薪酬较高导致非生产性支出显著更低，国有企业中没有发现上述效应。这说明，超额薪酬的高低对约束国企经理人侵占动机仅具有非常有限的作用，可能更为重要的是薪酬弹性或股权激励强度。

表6的Panel B第1、2列为国有企业按经理人薪酬弹性分组的回归结果。结果显示，在国有企业样本中，薪酬弹性较低组经理人面临退休时，SG&A比平时高0.0183，且在1%统计水平上高度显著；而薪酬弹性较高组经理人面临退休时，SG&A为较平时低0.0138，且在统计上不显著。二者相比较，其差异高达0.0321。第3、4列为非国有企业按经理人薪酬弹性分组的回归结果。结果显示，在非国有企业样本中，薪酬弹性较低组经理人面临退休时，SG&A比平时高0.0164，且在统计上很不显著；而薪酬弹性较高组经理人面临退休时，SG&A较平

³⁷ 不加入CEO年龄的对数或省份虚拟变量，仅采用本期或上期ROA，均不影响本文主要结果。

³⁸ 为准确衡量薪酬弹性，本文首先对高管身份进行识别，再提取CEO的薪酬数据加以计算。尽管这样会导致部分数据缺失，但却能更准确地衡量CEO的业绩弹性。由于分组是采用每个公司各年度薪酬弹性的均值为依据，因此前述数据缺失不会导致样本丢失。

³⁹ 依据中位数进行分组的结果与此类似，但薪酬弹性一般是以其是否大于0为区分标准，故本文报告了该结果。

时低0.0715，且在1%水平上显著。以上结果表明，由于非国有企业薪酬更为市场化且更具激励效率，薪酬弹性总体而言强于国有企业，无论是薪酬弹性较高组还是薪酬弹性较低组，经理人退休前均未显示出显著的侵占倾向；国有企业薪酬弹性较高组与非国有企业相近，经理人退休前未显示出明显的侵占倾向，但薪酬弹性较低组则显示出与其他几组明显不同的特征，经理人退休前侵占倾向显著更高。

表6的Panel C第1、2列为国有企业按持股激励强度分组的回归结果。结果显示，在股权激励强度较低组，职业经理人面临退休时，SG&A比平时高0.0128，且在5%统计水平上显著；而在持股激励强度较高组，经理人面临退休时，SG&A较平时低0.0092，但并不显著；二者相比较，其差异高达0.021。第3、4列为非国有企业按经理人持股激励强度分组的回归结果。结果显示，在持股激励强度较低组，经理人面临退休时，SG&A比平时低约0.0226，但在统计上不显著；而持股激励强度较高组，经理人面临退休时，SG&A为较平时低0.0408，且在5%水平上显著。以上结果表明，由于非国有企业股权激励总体而言强于国有企业，非国有企业样本无论是股权激励强度较高组还是较低组，经理人退休前均未显示出显著的侵占倾向；国有企业股权激励强度较高组与非国有企业相近，经理人退休前未显示出明显的侵占倾向，而股权激励强度较低组则显示出与其他几组明显不同的特征，经理人退休前侵占倾向显著更高。

上述结果表明，薪酬高低并非影响经理人侵占动机的重要因素，而经理人薪酬弹性和持股强度则会对经理人侵占动机产生重要影响。持股强度和薪酬弹性较高的公司，经理人侵占行为的成本已经内化在其薪酬契约中，在面临退休时更不容易产生管理层侵占问题。而对于持股强度和薪酬弹性较低的公司，经理人侵占的机会成本相对降低，在面临退休时更可能产生严重的经理人侵占问题。超额薪酬对经理人侵占动机影响甚微，可能在于仅薪酬高低并不能内化经理人侵占的成本，必须依赖其他约束或激励机制才能真正起到作用。

综上所述，国有企业整体而言，并未出现“59岁现象”。但是，“59岁现象”的出现与经理人市场和薪酬激励具有内在联系。有效的经理人市场、较高的薪酬弹性和股权激励强度作为解决经理人代理问题的重要机制，有助于防止经理人在面临退休时因短视而出现明显的侵占行为；但超额薪酬的高低并未显著影响经理侵占动机的强弱。

（四）进一步讨论与敏感性测试

为进一步增强结论的可靠性，本文将进行进一步讨论和敏感性测试。

一是经理人市场与薪酬契约的交互作用。本文将国有企业进一步按照经理人市场、超额薪酬、薪酬弹性、股权激励强度等不同分组变量的差异按类似前文的做法进行二维分类，每个二维分类将产生四个分组⁴⁰。若该组处于两个分类变量取值均较差的那组（比如内部经理人且薪酬弹性缺乏组），则定义为双重不足组。本文预期在双重不足组中，经理人侵占动机最强（具体而言包括内部经理人-超额薪酬较低、内部经理人-薪酬弹性较低、内部经理人-

⁴⁰ 以经理人市场和超额薪酬的二维分组为例，将产生内部经理人-超额薪酬较低、内部经理人-超额薪酬较高、外部经理人-超额薪酬较低、外部经理人-超额薪酬较高四个分组结果。

股权激励强度较低、超额薪酬较低-薪酬弹性较低、超额薪酬较低-股权激励强度较低、薪酬弹性较低-股权激励强度较低)。本文的回归结果验证了上述理论推断,发现在上述双重无效组中,经理人退休前非生产性支出均显著更高,仅在超额薪酬较低-股权激励强度较低的分组中结果不显著⁴¹。

二是本文结果可能存在其他替代性假说。比如经理人面临退休或换届前,管理层对未来的不确定性预期和非市场化晋升竞争,会导致企业效率下降和管理费用上升,这可能会得出与本文主要结果一致的结论。本文通过控制效率变量,以及控制收入下降期哑变量与销售收入的交互项,一定程度上排除了上述可能性。另外,经理人任期可能影响经理人代理成本,同时该变量与临近退休哑变量正相关,这可能构成本文的替代性解释。本文以经理人在任年数的对数作为经理人任期的代理变量,控制该变量后,本文结论不变⁴²。

三是变量度量和分组指标的敏感性测试:本文(1)把接近退休的年龄由57岁改为55岁;(2)把持股激励强度改为直接按经理人是否持股计算;(3)把薪酬弹性指标中高管最高薪酬改为以高管前三名薪酬总额除以3代替;(4)把薪酬弹性指标中ROA计算中净利润以主营业务利润和利润总额代替。根据上述度量方法,重做本文相关回归,结论仍然成立。

四是近年准则变化对本文研究结论的影响。尽管近年准则有较大变化,但由于下述原因,本文认为这一制度变化不对本文结论形成影响:一是准则的变化主要是公允价值度和资产减值项目,上述变化主要影响的是资产价值、营业外收支和股东权益项目,基本不对本研究的因变量和自变量产生影响;二是本文通过年度哑变量已经可以部分地控制宏观制度或政策因素的影响。

五是股权激励改革对本研究结论的影响。理论上,股权激励用于解决经理人与股东之间的代理冲突,经理人受到相应激励后,有利于缓解短视问题,因而该因素会使得本文研究更不显著。但是,包含了2004年之后的样本,本文仍能够发现结果,表明本文的结论是稳健的。此外,本文研究结果表明,经理人持股的情况下,退休前的短视问题可以得到一定程度缓解,这也表明股权激励确实能够缓解经理人与股东之间的代理冲突,随着股权激励的逐步成熟并发挥作用,经理人短视问题可以得到进一步缓解。

六、结论

本文首度从理论分析和经验检验角度探讨了经理人市场、薪酬契约对经理人短视问题的影响。作为外部和内部治理机制,经理人市场和薪酬契约均有助于缓解代理成本;但上述因素如何影响经理人退休前的侵占动机,尚缺乏理论分析和经验证据。在中国国有企业中,经理人短视问题由于退休年龄管制而凸显,实证地分析上述问题,就不仅具有理论意义,同时兼具现实重要性。

本文以代理理论为基础,以国有企业经理人面临退休前的侵占问题为视角,结合我国制

⁴¹ 出于篇幅考虑,本文未报告包含该变量的结果,相关表格留存备索

⁴² 出于篇幅考虑,本文未报告包含该变量的结果,相关表格留存备索。

度背景，系统地阐述了我国国有企业可能存在退休前短视问题的理论和制度基础，全面分析经理人市场和薪酬契约对经理人面临退休时侵占动机的影响。理论分析结果表明，有效的经理人竞争市场和薪酬激励契约均有助于缓解经理人短视问题；而缺乏经理人竞争市场和薪酬契约无效则可能导致严重的经理人侵占。

本文以 2001 年至 2008 年中国 A 股上市公司作为分析对象，检验了上述命题。实证结果表明，在我国国有企业中，并未系统地出现“59 岁现象”；但是，在不同的经理人市场和薪酬契约结构下，结果却出现了有趣的分化：当经理人聘用更为市场化、薪酬契约相对有效时，国有企业经理人退休前不会出现明显的侵占问题，反之则反是。本文研究还表明，相比薪酬弹性与股权激励强度，超额薪酬的高低对经理人侵占动机影响甚微。

本文的研究发现具有重要的理论与实践意义。理论上，国有企业中，晋升激励对国有企业高管具有重要的激励作用，本文研究正表明，缺乏晋升激励时，薪酬契约在解决代理问题方面更为重要。实践上，国有企业改革最重要的课题之一就是建立有效的经理人选聘和激励制度，无论是经理人市场化改革，还是股权激励改革等薪酬激励制度的变革，都围绕这一问题展开。我国当前正在进行的国有企业经理人市场化及激励制度改革，至少部分地缓解了经理人代理问题，有助于提升国有企业竞争力。此外，关于国有企业经理人激励的效率与公平之争并未平息，本文的研究结果或许有助于破解问题的症结所在：单纯增加高管薪酬不仅难以有效解决代理问题，反而会加剧公众对公平问题的疑虑；相反，增强薪酬契约的有效性，不仅能更为有效地约束经理人代理问题，也有助于缓解公众对公平问题的疑虑。

参考文献：

1. 陈冬华，2003：《地方政府、公司治理与补贴收入：来自我国证券市场的经验证据》，《财经研究》第 9 期。
2. 杜胜利、翟艳玲，2005：《总经理年度报酬决定因素的实证分析——以我国上市公司为例》，《管理世界》第 8 期。
3. 方军雄，2009：《我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗？》，《经济研究》第 3 期。
4. 国资委发[2008]17 号：《合肥市国资委监管企业领导人员聘任管理暂行办法》，2008 年 04 月 08 日，见：<http://szgh.hefei.gov.cn/n7216006/n7322373/n7388518/n7390851/7449805.html>。
5. 湖北省国资委课题组，2004 年：《改革和完善国有企业领导人员选拔任用办法研究》，见 http://www.hbgzw.gov.cn/structure/djyd/llhsjzw_2797_1.htm。
6. 胡阳、刘志远、任美琴：《设计有效的经营者持股激励机制——基于中国上市公司的实证研究》，《南开管理评论》，2006 年 05 期。
7. 刘小玄，2001，《中国企业发展报告：1990~2000》，社会科学文献出版社；
8. 黄俊，2006：《产权、政府与企业的经营边界》，上海财经大学博士论文。
9. 刘运国、刘雯，2007：《我国上市公司的高管任期与 R&D 支出》，《管理世界》第 1 期。
10. 吕长江、郑慧莲、严明珠、许静静，2009：《上市公司股权激励制度设计：是激励还是福利？》，《管理世界》第 9 期。
11. 田利辉，2004：《杠杆治理、预算软约束和中国上市公司绩效》，《经济学(季刊)》S1 期。

12. 吴育辉 吴世农, 2010: 《高管薪酬: 激励还是自利? ——来自中国上市公司的证据》, 《会计研究》第 11 期。
13. 万华林、陈信元, 2010: 《治理环境、企业寻租与交易成本: 基于企业非生产性支出的研究》, 《经济学季刊》1 月, 第 9 卷第 2 期。
14. 无锡市委组织部、无锡市国资委: 《无锡市国有企业领导人员管理暂行办法》, 2008 年 7 月。见: <http://gzw.chinawuxi.gov.cn/gzjg/gbrs/362699.shtml#>。
15. 武长鹏, 2008: 《安徽古井集团原董事长王效金落马始末》, 09 月 11 日新浪网《法制与新闻》, 见: <http://news.sina.com.cn/c/2008-09-11/155316274749.shtml>。
16. 徐志强, 2010: 《李跃接棒中移动: 让“大象”快跑》, 《21 世纪经济报道》6 月 1 日。
17. 杨俊杰, 2005: 《“CEO 丑闻”与“59 岁现象”》, 《经理人》第 4 期。
18. 叶枫, 2010: 《审计署揭财务黑洞 东航前运控总经理落马》, 《21 世纪经济报道》6 月 29 日第一版。
19. 张燃, 2010: 《经营者将要退休是否影响公司绩效——以中国 A 股市场为例》, 工作论文。
20. 朱红军, 2002: 《高级管理人员更换的原因与经济后果: 一项基于企业绩效的实证研究》, 上海财经大学博士学位论文。
21. Alchian Armen A., 1969, “Corporate Management and Property Rights”, in *Economic Policy and Regulation of Corporate Securities*, Edited by H.G. MANNE. Washington: American Enterprise Institute for Public Policy Research, pp.337-380.
22. Alchian Armen A. and Demsetz Harold, 1972, “Production, Information Costs and Economic Organization”, *American Economic Review*, December, P780-781.
23. Mark Anderson, Rajiv Banker, Rong Huang, Surya Janakiraman, 2006, “Cost Behavior and Fundamental Analysis of SG&A Costs”, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2007, 22 (1):1-28.
24. Berle Adolf A. and Means Gardiner C., 1932, “The Modern Corporation and Private Property”, Harvourt, Brace and World, Inc., New York, revised edition (1967).
25. Shimin Chen and Ronald L. Clark, 1994, “Management Compensation and Payback Method in Capital Budgeting: A Path Analysis”, *Accounting and Business Research*. Vol.24. No.94, 121-132.
26. Defeo. V.j., Lambert.R.A. and Larcker.D.F.(1989), “The Executive Compensation Effects of Equity-for Debt Swaps”, *Accounting Review*, April, pp.201-227.
27. Donghua Chen, Yongjian Shen and Lihua Chen, “Performance Volatility and Wage Elasticity: An Examination of Listed Chinese A-share Enterprise”, *China Journal of Accounting Research*, Mar., 2010.
28. Shijun Cheng, 2004, “R&D Expenditures and CEO Compensation”, *The Accounting Review* Vol. 79, No. 2 pp. 305-328.
29. Core, John E., W. Guay, and David F. Larcker, 2008, “Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance”, *Journal of Financial Economics* 51: 371-406.
30. Dechow, P., and R. Sloan, 1991, “Executive Incentives and the Horizon Problem: An Empirical Investigation”, *Journal of Accounting & Economics* 14, 51-89.
31. Fama Eugene, and Jensen Mickel, 1983, “Seperation of Ownership and Control”, *Journal of Law and Economics* 26, 301-325.
32. Firth, M., Fung, P.M.Y., and Rui, O.M., 2002, “Firm Performance, Governance Structure and Top Management Turnover in Chinese Listed Firms”, Working Paper.
33. Gordon, L.A., Call, J. and Falk, H. (1986), “Pricing Objectives and Managerial Incentive Plans”, *Journal of Cost Analysis*, Fall. pp. 59-67.
34. Groves, Theodore, Hong, Yongmiao, McMillan, John, and Naughton, Barry, 1995, “China’s Evolving Mangerial Labor Market”, *The Journal of Political Economy*, 103(Aug.), 873-892.
35. Healy, P., Kang, S.H. and Palepu, K.G., 1987, “The Effect of Accounting Procedure Changes on CEOs’ Cash Salary and Bonus Compensation”, *Journal of Accounting and Economics*. April. pp. 7-34.
36. Hirsch, Fred, 1976, “Social Limits to Growth”, Cambridge: Harvard University Press.
37. Jensen Michael C. and Meckling William H., 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, vol.3, no.

- 4,3305-360.
38. Jensen, M.C., W.H. Meckling, 1991, *Specific and General Knowledge, and Organizational Structure*, Oxford University Press.
 39. Jonathan M. Karpoff and Edward M. Rice, "Organizational form, Share Transferability, and Firm Performance: Evidence from the ANCSA Corporations", *Journal of Financial Economics*. Volume 24, Issue 1, September 1989, PP. 69-105.
 40. Kevin J. Murphy, Robert Gibbons, "Does Executive Compensation Affect Investment", Paper provided by National Bureau of Economic Research, Inc in its series NBER Working Papers with number 4135, Feb. 1993.
 41. Lewellen, W.G., Loderer, W.D. and Rosenfeld, A. (1985), "Merger Decisions and Executive Stock Ownership", *Journal of Accounting and Economics*, April, pp. 209-231.
 42. Larcker, D.F. (1983), "The Association Between Performance Plan Adoption and Corporate and Capital Investment", *Journal of Accounting and Economics*, April, pp. 3-30.
 43. Rajan, Raghuram and Julie Wulf, 2003, "The Flattening Firm: Evidence from Panel Data on the Changing Nature of Corporate Hierarchies", NBER Working Paper No. 9633. April.
 44. Raghuram G. Rajan and Julie Wulf, March, 2004, "Are Perks Purely Managerial Excess?", Working Paper.
 45. Tehranian, H., Travlos, N. and Waagelein, J. (1987), "Management Compensation Contracts and Merger-Induced Abnormal Return", *Journal of Accounting Research. Supplement*. pp. 51-76.
 46. Zmijewski, M. and Hagerman, R. (1981), "An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting/Choice", *Journal of Accounting and Economics*, August, pp. 129-149.

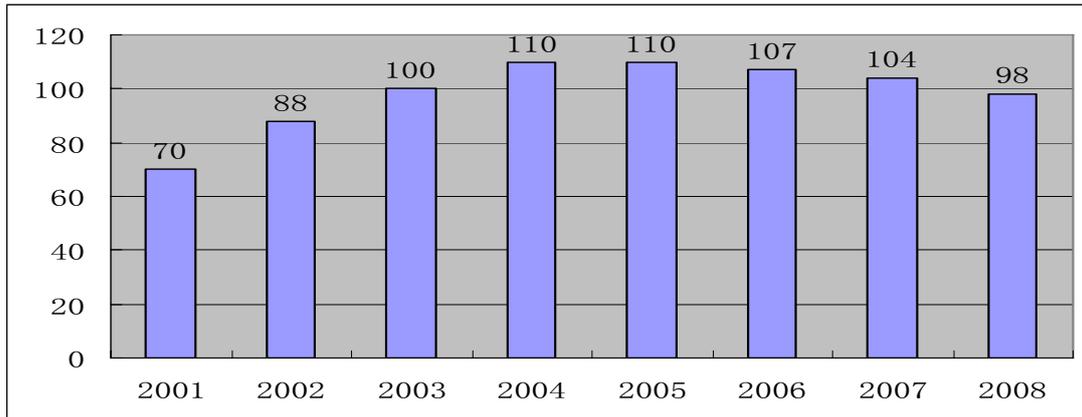


图1 研究样本年度分布图

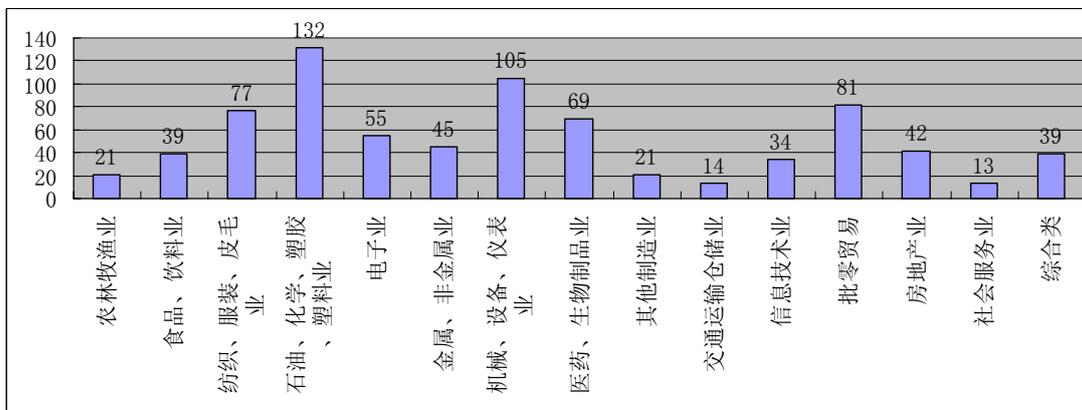


图2 研究样本行业分布图

表1 主要变量描述性统计 (样本量: 787个)

变量名	均值	中位数	标准差	99%分位数	1%分位数
SG&A	0.168	0.14	0.123	1	0.002
RETIRE	0.32	0	0.467	1	0
LEAVE	0.358	0.000	0.480	1.000	0.000
DEPRE	0.062	0.053	0.048	0.312	0.003
PAYSTAFF	0.097	0.086	0.067	0.445	0.009
SALES	1.256	1.193	0.49	4.323	0.202
DECR_DUM	0.278	0	0.448	1	0
CEOPAY	11.902	11.948	0.867	13.937	9.868
CEOSHR	0.352	0	0.478	1	0
EFFI	1.566	0.478	4.016	25.838	0.038
FIRMAGE	2.401	2.485	0.386	3.178	1.099
SUBNUM	2.006	2.079	0.994	4.369	0
SIZE	7.554	7.535	1.243	10.221	3.584

表2 经理人年龄的描述性统计

变量名	样本量	均值	中位数	标准差	1%分位数	99%分位数
全样本	787	51.422	54	7.387	35	63
非国有企业	163	50.104	53	8.86	34	66
国有企业	624	51.766	54	6.918	37	62

表 3

主要变量 Pearson 和 Spearman 相关系数表

	<i>SG&A</i>	<i>RETIRE</i>	<i>LEAVE</i>	<i>DEPRE</i>	<i>PAYSTAFF</i>	<i>SALES</i>	<i>CEOPAY</i>	<i>CEOSHR</i>	<i>EFFI</i>	<i>FIRMAGE</i>	<i>SUBNUM</i>	<i>SIZE</i>
<i>SG&A</i>	1	0.049 (0.20)	-0.025 (0.00)	0.244*** (0.00)	0.563*** (0.00)	0.190*** (0.00)	0.080** (0.02)	-0.046 (0.20)	-0.300*** (0.00)	-0.022 (0.53)	0.146*** (0.00)	0.064* (0.07)
<i>RETIRE</i>	0.011 (0.76)	1	0.138 (0.00)	0.011 (0.76)	0.036 (0.31)	-0.033 (0.35)	0.194*** (0.00)	0.047 (0.18)	0.049 (0.17)	-0.015 (0.68)	0.071** (0.05)	0.048 (0.18)
<i>LEAVE</i>	0.027 (0.44)	0.138 (0.00)	1	-0.007 (0.85)	0.012 (0.62)	-0.131 (0.00)	0.109 (0.00)	-0.182 (0.00)	-0.006 (0.85)	0.193 (0.00)	0.033 (0.35)	0.0152 (0.70)
<i>DEPRE</i>	0.257*** (0.00)	0.030 (0.40)	0.010 (0.77)	1	0.527*** (0.00)	0.149*** (0.00)	-0.239*** (0.00)	0.016 (0.65)	-0.498*** (0.00)	-0.088 (0.01)	-0.167*** (0.00)	0.287*** (0.00)
<i>PAYSTAFF</i>	0.545*** (0.00)	0.019 (0.59)	0.028 (0.43)	0.523*** (0.00)	1	0.179*** (0.00)	-0.020 (0.57)	0.014 (0.71)	-0.514*** (0.00)	-0.036 (0.32)	0.012 (0.74)	0.237*** (0.00)
<i>SALES</i>	0.259*** (0.00)	-0.055 (0.12)	-0.115*** (0.00)	0.204*** (0.00)	0.277*** (0.00)	1	0.065* (0.07)	0.029 (0.42)	0.154*** (0.00)	-0.172*** (0.00)	-0.038 (0.29)	0.065* (0.07)
<i>CEOPAY</i>	0.103*** (0.00)	0.196*** (0.00)	0.078*** (0.00)	-0.164*** (0.00)	0.012 (0.73)	0.042 (0.24)	1	-0.002 (0.95)	0.386*** (0.00)	0.204*** (0.00)	0.313*** (0.00)	-0.041 (0.25)
<i>CEOSHR</i>	-0.053 (0.14)	0.047 (0.18)	-0.183*** (0.00)	-0.016 (0.65)	-0.019 (0.60)	0.011 (0.75)	-0.017 (0.64)	1	-0.017 (0.63)	-0.069 (0.05)	0.030 (0.41)	0.062* (0.08)
<i>EFFI</i>	-0.178*** (0.00)	0.022 (0.53)	-0.018*** (0.61)	-0.268*** (0.00)	-0.232*** (0.00)	0.039 (0.28)	0.068* (0.06)	0.014 (0.71)	1	0.064 (0.07)	0.111*** (0.00)	-0.463*** (0.00)
<i>FIRMAGE</i>	-0.031 (0.38)	-0.030 (0.40)	0.182*** (0.00)	-0.038 (0.29)	-0.011 (0.76)	-0.119*** (0.00)	0.203*** (0.00)	-0.043 (0.23)	0.110*** (0.00)	1	0.085** (0.02)	-0.082** (0.02)
<i>SUBNUM</i>	0.109*** (0.00)	0.063* (0.08)	0.0338 (0.34)	-0.153*** (0.00)	-0.012 (0.73)	-0.045 (0.21)	0.297*** (0.00)	0.045 (0.20)	0.185*** (0.00)	0.092*** (0.01)	1	0.076** (0.03)
<i>SIZE</i>	0.078* (0.03)	0.037 (0.30)	0.016 (0.65)	0.213*** (0.00)	0.206*** (0.00)	-0.038 (0.29)	-0.008 (0.83)	0.067* (0.06)	-0.549*** (0.00)	-0.083** (0.02)	0.081** (0.02)	1

注：对角线左下方为 Pearson 相关系数，右上方为 Spearman 相关系数。参数估计值下方括号内为 P 值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*、**和***分别表示参数估计值在 10%、5%、1%水平上显著（双尾检验）。

表 4

全样本回归结果（固定效应模型）

因变量：SG&A		
	国有企业	非国有企业
RETIRE	-0.0023 (-0.400)	-0.0206 (-1.171)
LEAVE	0.0022 (0.344)	0.0157 (0.901)
CEOPAY	-0.0001 (-0.0222)	-0.0087 (-0.624)
CEOSHR	-0.0132 (-1.176)	-0.0284 (-1.260)
EFFI	-0.0029* (-1.685)	0.0140*** (3.375)
FIRMAGE	0.0177 (0.533)	0.0647 (0.562)
SUBNUM	0.0023 (0.483)	0.0079 (0.461)
PAYSTAFF	0.4647*** (5.216)	1.7840*** (7.084)
DEPRE	0.8172*** (6.322)	-0.0200 (-0.0538)
SALES	0.0409*** (4.804)	-0.0110 (-0.774)
SALES* DECR_DUM	0.0013 (0.177)	-0.0149 (-0.659)
SIZE	0.0016 (0.239)	-0.0003 (-0.0160)
Constant	-0.0562 (-0.436)	-0.1204 (-0.310)
Year Dummies		Controlled
Observations	624	163
Adjusted R ²	0.288	0.409

注：参数估计值下方括号内为t值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*、**和***分别表示参数估计值在10%、5%、1%水平上显著（双尾检验）。

表5

经理人市场化分组的回归结果（固定效应模型）⁴³

	因变量：SG&A			
	国有企业		非国有企业	
	内部经理人	外部经理人	内部经理人	外部经理人
RETIRE	0.0161** (2.497)	-0.0311* (-1.743)	-0.0398* (-1.694)	0.0101 (0.257)
LEAVE	-0.0059 (-0.857)	-0.0004 (-0.0211)	-0.0185 (-0.816)	0.0201 (0.623)
CEOPAY	0.0006 (0.0848)	-0.0059 (-0.356)	0.0171 (0.985)	-0.0827** (-2.645)
CEOSHR	0.0013 (0.105)	-0.0549* (-1.680)	-0.0355 (-1.230)	-0.0050 (-0.105)
EFFI	-0.0061** (-2.330)	0.0037 (1.180)	0.0222*** (4.552)	-0.0140 (-0.873)
FIRMAGE	0.0694* (1.962)	0.3914** (2.337)	0.0537 (0.313)	-0.7846** (-2.314)
SUBNUM	0.0168*** (2.894)	-0.0141 (-1.101)	-0.0100 (-0.393)	0.0454 (1.074)
PAYSTAFF	0.5257*** (4.628)	0.2708 (1.210)	1.5489*** (4.810)	2.0257*** (2.927)
DEPRE	0.6675*** (3.954)	1.6916*** (4.807)	1.0416* (1.769)	-1.1463 (-1.563)
SALES	0.0458*** (3.500)	0.0130 (0.612)	-0.0066 (-0.299)	0.0003 (0.0115)
SALES* DECR_DUM	-0.0012 (-0.138)	-0.0100 (-0.480)	0.0163 (0.513)	-0.0088 (-0.193)
SIZE	-0.0230* (-1.896)	0.0152 (1.338)	-0.0594 (-1.540)	0.0066 (0.255)
Constant	-0.0323 (-0.213)	-1.0744** (-2.129)	-0.1115 (-0.188)	3.2377*** (3.036)
Year Dummies	Controlled			
Observations	326	149	80	50
Adjusted R ²	0.226	0.338	0.585	0.595

注：参数估计值下方括号内为t值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*，**和***分别表示参数估计值在10%、5%、1%水平上显著（双尾检验）。

⁴³ 由于职业经理人身份判定的数据存在缺失，分组回归样本之和小于全样本。

表6

按薪酬契约分组的回归结果（固定效应模型）

Panel A: 按超额薪酬分组的回归结果（因变量：SG&A）				
	国有企业		非国有企业	
	较低组	较高组	较低组	较高组
RETIRE	0.0020 (0.237)	-0.0046 (-0.627)	0.0179 (1.232)	-0.0594* (-1.820)
LEAVE	0.0068 (0.722)	-0.0041 (-0.486)	-0.0041 (-0.326)	0.0369 (1.176)
CEOPAY	-0.0025 (-0.263)	0.0035 (0.435)	-0.0031 (-0.224)	0.0182 (0.733)
CEOSHR	-0.0258* (-1.684)	0.0046 (0.253)	-0.0277* (-1.752)	-0.0359 (-0.831)
EFFI	-0.0010 (-0.411)	-0.0055** (-2.153)	-0.0103 (-1.484)	0.0155** (2.370)
FIRMAGE	0.0941* (1.735)	-0.0220 (-0.506)	-0.0160 (-0.194)	0.0892 (0.388)
SUBNUM	0.0053 (0.765)	-0.0009 (-0.131)	-0.0074 (-0.565)	0.0293 (1.002)
PAYSTAFF	0.3188** (2.327)	0.6386*** (5.084)	0.9633*** (3.319)	2.2408*** (5.340)
DEPRE	1.1626*** (6.092)	0.5981*** (3.419)	0.8380*** (2.737)	-0.3665 (-0.565)
SALES	0.0264* (1.824)	0.0574*** (5.623)	0.0238** (2.018)	-0.0392 (-1.438)
SALES*DECR_DUM	-0.0029 (-0.273)	0.0109 (1.141)	-0.0077 (-0.523)	-0.0070 (-0.154)
SIZE	0.0020 (0.228)	0.0092 (0.769)	-0.0017 (-0.127)	0.0204 (0.487)
Constant	-0.2484 (-1.149)	-0.0521 (-0.331)	0.1041 (0.368)	-0.8058 (-1.088)
Year Dummies			Controlled	
Observations	332	292	76	87
Adjusted R ²	0.274	0.374	0.683	0.412

注：参数估计值下方括号内为t值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*、**和***分别表示参数估计值在10%、5%、1%水平上显著（双尾检验）。

表6

按薪酬契约分组的回归结果（固定效应模型）

Panel B: 按薪酬弹性分组的回归结果（因变量：SG&A）				
	国有企业		非国有企业	
	较低组	较高组	较低组	较高组
RETIRE	0.0183 ^{***} (2.893)	-0.0138 (-1.605)	0.0164 (0.724)	-0.0715 ^{***} (-2.817)
LEAVE	-0.0039 (-0.556)	-0.0009 (-0.0932)	0.0336 (1.510)	0.0019 (0.0811)
CEOPAY	-0.0092 (-1.333)	0.0182 [*] (1.935)	-0.0598 ^{***} (-2.735)	0.0192 (0.957)
CEOSHR	0.0004 (0.0358)	-0.0053 (-0.308)	-0.0613 ^{**} (-2.313)	-0.0351 (-1.067)
EFFI	-0.0061 [*] (-1.736)	0.0009 (0.395)	0.0575 [*] (1.957)	0.0166 ^{***} (3.504)
FIRMAGE	0.0633 [*] (1.656)	-0.0018 (-0.0367)	0.2038 (1.591)	-0.1687 (-0.753)
SUBNUM	0.0009 (0.160)	0.0031 (0.436)	0.0383 (1.020)	-0.0099 (-0.494)
PAYSTAFF	0.3863 ^{***} (4.263)	0.8059 ^{***} (5.503)	1.3607 ^{**} (2.149)	1.7837 ^{***} (5.188)
DEPRE	0.0712 (0.501)	1.4133 ^{***} (7.195)	0.3630 (0.696)	0.1566 (0.264)
SALES	0.0815 ^{***} (6.345)	0.0042 (0.364)	-0.0562 ^{**} (-2.199)	-0.0010 (-0.0506)
SALES* DECR_DUM	0.0047 (0.570)	0.0009 (0.0881)	-0.0155 (-0.590)	-0.0076 (-0.238)
SIZE	-0.0267 ^{***} (-3.479)	0.0282 ^{***} (2.817)	-0.0150 (-0.704)	-0.0390 (-1.319)
Constant	0.1629 (1.058)	-0.4762 ^{**} (-2.562)	0.2066 (0.441)	0.4337 (0.560)
Year Dummies	Controlled			
Observations	283	341	66	97
Adjusted R ²	0.348	0.380	0.358	0.545

注：参数估计值下方括号内为t值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*、**和***分别表示参数估计值在10%、5%、1%水平上显著（双尾检验）。

表6

按薪酬契约分组的回归结果（固定效应模型）

Panel C: 按持股强度分组的回归结果（因变量：SG&A）				
	国有企业		非国有企业	
	较低组	较高组	较低组	较高组
RETIRE	0.0128* (1.660)	-0.0092 (-1.126)	-0.0226 (-0.997)	-0.0408** (-2.175)
LEAVE	0.0117 (1.454)	-0.0066 (-0.705)	0.0215 (1.056)	0.0179 (0.778)
CEOPAY	0.0064 (0.782)	0.0011 (0.121)	0.0306 (1.529)	-0.0115 (-0.842)
CEOSHR	-0.4150* (-1.931)	-0.0130 (-1.055)	10.0929*** (3.591)	-0.0456** (-2.505)
EFFI	-0.0052*** (-3.043)	-0.0031 (-0.325)	0.0056 (0.359)	0.0046 (1.150)
FIRMAGE	0.0409 (1.032)	-0.0229 (-0.399)	-0.1016 (-0.662)	0.2318* (1.937)
SUBNUM	-0.0004 (-0.0640)	-0.0054 (-0.818)	-0.0099 (-0.492)	0.0213 (0.993)
PAYSTAFF	0.8103*** (5.718)	0.2973** (2.533)	2.1869*** (7.105)	0.3583 (1.111)
DEPRE	0.1954 (1.142)	1.3840*** (7.250)	0.0631 (0.128)	0.3062 (0.709)
SALES	0.0715*** (6.210)	0.0098 (0.797)	-0.0438 (-1.584)	0.0588*** (4.560)
SALES* DECR_DUM	0.0078 (0.786)	-0.0131 (-1.337)	-0.0091 (-0.336)	0.0143 (0.586)
SIZE	-0.0153* (-1.915)	0.0079 (0.649)	-0.0013 (-0.0453)	0.0054 (0.308)
Constant	-0.1017 (-0.589)	0.0328 (0.168)	-0.1171 (-0.249)	-0.6317 (-1.473)
Year Dummies	Controlled			
Observations	300	324	90	73
Adjusted R2	0.402	0.292	0.639	0.575

注：参数估计值下方括号内为t值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*、**和***分别表示参数估计值在10%、5%、1%水平上显著（双尾检验）。