

公司治理与经理人的进取行为^{*}

——基于我国 A 股上市公司的实证研究

郑志刚 许 荣 林 玲 赵锡军

〔摘 要〕 经理人的积极进取行为往往伴随着公司业绩的提升,因而揭示促使经理人选择进取行为的影响因素对于改善企业绩效具有重要的政策含义。本文基于我国 A 股上市公司的数据实证考察了公司治理与经理人的进取行为的关系。研究表明,对于我国 A 股上市公司,一个公司的治理状况越好,经理人越倾向于选择进取行为。具体而言,独立董事所占比例、第二至十大股东的持股比例越高,经理人越倾向于选择进取行为,而第一大股东的持股比例太高、第一大股东的国有性质将不利于经理人选择进取行为。在控制了经理人性别、年龄、教育背景等个人特征后,得到近似的结论。因而,本文的研究表明,公司治理的完善除了实现降低代理成本这一公司治理设定的基本目标外,还将通过鼓励经理人选择进取行为来提升公司业绩。

关键词: 公司治理 进取行为 企业增长

JEL 分类号: G30 G32

一、引 言

经理人的行为可以简单区分为积极进取和保守谨慎两种(Hoskisson et al., 1991; John et al., 2008等)。这两种行为将导致公司不同的业绩表现。例如,一个积极进取的经理人通常会选择尝试一些新的经营理念,推出新的业务模式。而新的理念和模式的推出往往伴随着一定的风险,表现为公司利润的波动较大。此外,由于经理人的积极进取行为,也使公司在资本市场上总能形成一些新的题材和概念,易于受到机构和个人投资者追捧和炒作,股票收益率的波动相应也较大。新的业务模式一旦成功往往会使公司利润大幅提升,加速公司增长。而保守谨慎的经理人通常不愿承担太多的风险,维持甚至收缩已有的业务模式,公司利润率波动不大。短期内被市场炒作的可能性较小,因而股票收益率的波动也较小。给定经理人进取的行为与公司经营绩效正相关(Gilley et al., 2002),如果我们能从理论和实践中找到影响经理人选择进取行为的因素,并从这些因素入手,去进行相关制度设计以激励经理人采取积极进取的行为,显然会提升公司的业绩,使投资者从中收益。

现有文献从不同的视角探讨了影响经理人进取行为或保守谨慎的因素^①。本文将基于我国 A 股上市公司数据,实证考察良好的公司治理是否有助于鼓励经理人的进取行为。理论上,公司治理

* 郑志刚,中国人民大学财政金融学院,教授,经济学博士;许荣,中国人民大学财政金融学院,副教授,经济学博士;林玲,中国对外经济贸易信托有限公司;赵锡军,中国人民大学财政金融学院,教授,经济学博士。作者感谢国家自然科学基金项目“经理人超额薪酬:加强内部控制 VS 限薪”(项目批准号:71072143)和“独立董事激励机制的影响因素和激励效果—来自我国上市公司的证据”(项目批准号:71272159)对本项研究的支助。

① 例如,Hoskisson 等(1991)发现低程度的多元化使经理人更容易产生积极进取的行为;Coles 等(2006)认为经理人的薪酬对股票波动性的敏感度越大,则越倾向于积极进取的行为;Griffin 等(2009)认为具有不同文化背景的经理人有不同的行为;John 等(2008)的研究表明,投资者利益保护越好,经理人越倾向于积极进取的行为。

对经理人进取行为会产生两种不同的影响方向。其一是,良好的公司治理将鼓励经理人选择积极进取行为。为了保护其私人受益的稳定性,经理人在经营管理决策时通常倾向于保守,甚至放弃一些尽管有风险,但能够增加公司价值的投资项目和业务模式;对于股权结构相对集中的上市公司,由于控制性股东较多的资源都集中在了他们所控制的公司,为了避免企业专用性风险,他们会倾向于所控制的公司投资于保守的项目和推出稳健的业务模式(La Porta et al., 1999; Morck, Stangeland and Yeung, 2000);基于西方国家的证据表明,一些强势的公司利益相关者例如银行、工会、政府等为了确保公司未来收益的稳定将迫使经理人选择保守投资,而利益相关者的太多干预显然并不利于形成一个合理的治理结构。如果能够在上市公司形成有效的治理结构,将减少公司经理人所能谋取的私人收益,使得经理人和股东的利益协调一致,并为追求公司价值最大化而选择积极进取的行为;与此同时,合理的治理结构将形成对控股股东和其他利益相关者的制衡,使他们各自的权力义务诉求停留在合理的范围内,避免了对公司经营层面太多的不合理干预,使经理人积极进取。John et al. (2008)分别基于国家层面和公司层面的数据表明,投资者利益保护的好坏与经理人进取行为正相关,而经理人的进取行为与公司业绩增长正相关。

另一种与上述讨论对立的观点则认为良好的公司治理会促使经理人行行为趋于保守。例如,控股股东持股比例的降低形式上标志着公司治理结构趋于合理,但实质上会使经理人权力增大,而经理人为了获得稳定的私人收益,将选择相对保守的行为;终极所有者将通过金字塔、交叉持股等复杂控股结构实现现金流权和控制权力的分离以进行隧道挖掘。为了实现上述目的,他们将利用控制权迫使那些他们只持有较低现金流权的公司从事高风险投资,使他们承担高风险可能带来的损失,而成功的收益则以隧道挖掘方式输送至他们持有高现金流权的公司(Johnson et al., 2000, Classens et al., 2002)。如果公司治理改善,则原来迫使这些公司从事高风险投资的压力消失,可能会促使这些公司的经理人转向保守的行为。因而,良好的公司治理是否有助于鼓励经理人的进取行为是一个实证研究需要回答的问题。

本文利用 2003~2008 年期间我国 A 股上市公司的数据,在控制了多元化水平、产业集中程度和盈余管理水平等潜在影响因素的基础上,实证考察了公司治理对经理人进取行为的影响。我们的实证结果显示,良好的公司治理将有助于鼓励经理人的进取行为。具体而言,独立董事所占比例、第二至十大股东的持股比例与经理人的进取行为呈显著的正相关关系,而第一大股东的持股比例、第一大股东的国有性质与经理人的进取行为显著负相关。董事会规模、董事长与总经理的兼任情况、是否发行 B 股或 H 股等公司治理机制与经理人进取行为相关性并不明显。本文或为通过改善公司治理鼓励经理人进取行为以最终实现提高企业绩效的目的的企业经营管理实践带来丰富的政策含义。进一步控制经理人性别、教育背景等个体特征,我们得到类似的结论。

本文潜在的学术贡献包括以下几个方面:第一,理论上公司治理对经理人进取行为会产生两种不同的影响方向。而本文基于我国 A 股上市公司的证据表明,良好的公司治理将有助于鼓励经理人进取行为,从而为通过改善公司治理鼓励经理人进取行为以最终实现提高企业绩效的目的的企业经营管理实践带来丰富的政策含义。以往的研究表明,多元化程度(Hoskisson et al., 1991)、经理人的薪酬对股票波动性的敏感度(Coles et al., 2006)、文化(Griffin et al., 2009)和投资者利益保护(John et al., 2008)等是影响经理人进取行为的潜在因素。本文的研究则从公司治理的视角揭示影响经理人进取行为的新因素,从而补充和丰富了现有文献对经理人进取行为影响因素的认识。第二,传统上,公司治理更多被认为是用来降低经理人的代理成本,而本文的研究则表明,公司治理的完善除了降低代理成本,还将通过鼓励经理人选择进取行为来提升公司业绩。本文的研究因而指出鼓励经理人的进取行为成为公司治理完善提升企业价值除了降低代理成本这一传统途径外的新的途径。这构成对公司治理文献的重要补充。第三,与以往基于中国证据的研究不同,

不仅把研究样本扩展到上市公司的其他行业,而且开展了大量的稳健性检验,使本文的相关结论更加稳健信服^①。例如,考察了经理人的进取行为是否将促进公司增长,从而为考察公司治理对经理人进取行为的效应的逻辑出发点选择的合理性提供了支持;此外,进一步控制了以往研究中通常忽略的性别、出生年份、学历等经理人个人特征可能对经理人进取行为的影响,使得结论更加稳健。

以下部分的内容组织如下:第二节在对影响经理人进取行为因素相关文献梳理的基础上,发展了基本的待检验假设以及关于公司治理具体机制影响经理人进取行为的假设;第三节介绍采用的数据和主要变量的刻画。第四节报告主要的实证研究结果。第五节进行稳健性检查。最后简单总结。

二、文献回顾与假设发展

(一) 经理人行行为与公司增长

经理人的行为可以简单区分为积极进取和保守谨慎两种(Hoskisson et al., 1991; John et al., 2008)。而这两种行为将导致公司不同的业绩表现。经理人在积极进取的过程中,通常会尝试一些新的经营理念,推出新的业务模式。但新的理念和模式的推出往往也伴随着较大的风险,表现为公司利润的波动较大。此外,由于经理人的积极进取行为,也使公司在资本市场上总能形成一些新的题材和概念,易于受到机构和个人投资者追捧和炒作,股票收益率的波动相应也较大。新的业务模式一旦成功则会使公司利润大幅提升,加速公司增长。而保守谨慎的经理人通常不愿承担太多的风险,维持甚至收缩已有的业务模式,公司利润率波动不大。短期内被市场炒作的可能性较小,因而股票收益率的波动也较小。McNamara and Bromiley(1999)从心理学的角度支持了一个经理人越倾向于进取的公司其绩效越好的论断。Durham and Locke(2001)基于实验的方法证明了经理人的行为偏好与任务完成好坏具有正相关关系。Gilley et al.(2002)则采用了7个衡量经理人进取行为的指标,实证检验发现经理人的行为与公司经营绩效具有显著正相关关系,即经理人越倾向于进取的行为,公司经营绩效会越好。本文在5.1节开展的稳健性检查中基于我国A股上市公司的证据同样表明,经理人的进取行为将有助于公司增长。

(二) 经理人进取或保守行为的影响因素

上述分析表明经理人的进取行为往往与公司增长正相关。如果我们能够从理论和实践中找到影响经理人选择进取行为的因素,并从这些因素入手,去进行相关制度设计以激励经理人采取进取的行为,显然会提升公司的业绩,使投资者从中收益。那么,有哪些因素会影响经理人进取行为?

现有文献或者从经理人本身的特征(如经理人的年龄、从业时间、教育背景、文化背景等),或者从经理人所处的制度环境(如经理人的持股比例、薪酬结构、公司经营范围等)来解释经理人进取行为选择的影响因素。Hoskisson et al.(1991)研究了公司多元化经营对经理人进取行为的影响。他们的研究发现,低程度的多元化导致经理人选择更加积极进取的行为。随着公司多元化程度的提高,对损失的控制增强减少了经理人的进取行为。但损失控制的结果将导致了公司相对较差的业绩,并增大了被收购的可能性。而收购的威胁催生了重组和业务的集中,通过重组缩小业务范围的公司将重新开始鼓励经理人的进取行为。因此,多元化的公司既会导致经理人更加进取,也会导致经理人更加保守,这主要取决于多元化程度和相关的损失控制系统之间的平衡。Coles et al.

^① 李燕平和韩立岩(2007)、孔德兰和董金(2008)和曹艳华和牛筱颖(2009)等基于银行业的数据从风险防范的角度曾涉及董事会独立性等治理特征对公司承担风险的效应的考察。

(2006)从经理人薪酬的角度考察其对经理人进取或保守行为的影响。以 R&D 投入、资本支出、杠杆等的波动性等三个指标衡量经理人行为,他们的研究发现经理人的薪酬对股票波动性的敏感度越大,则经理人越倾向于选择进取行为。Low(2008)以股票收益率的波动性来衡量经理人的进取或保守的行为,发现较低的基于权益收益的经理人薪酬将抑制经理人的进取行为。Griffin et al.(2009)从文化背景的视角考察其对经理人投资决策的影响,认为具有不同文化背景的经理人具有不同的行为偏好。他们选择了 35 个国家的数据,分别从国家层面和公司层面考察文化对经理人进取或保守行为选择的影响,发现和谐及回避不确定性的文化导致经理人采取更保守的行为,而个人主义的文化使经理人采取更加积极进取的行为。

(三)公司治理与经理人进取或保守行为选择

公司治理是使资金的提供者按时收回投资并获得合理回报的各种方法的总称(Shleifer and Vishny,1997),它包括激励合约设计、董事会(外部董事)等内部治理机制,同时也包括产品市场竞争、公司控制权市场等外部治理机制以及法律对投资者权力保护、媒体和税务实施等法律和制度环境等(Dyck and Zingales,2004)。

围绕公司治理对经理人进取行为的影响,现有文献存在两种截然相反的观点。一种观点认为,良好的公司治理将鼓励经理人选择积极进取行为,承担相应的风险。理论上至少存在以下三条路径。其一是为了使其所获得的私人收益保持稳定,避免高风险项目失败后被迫离职,经理人在经营管理决策时倾向于保守,甚至放弃一些尽管有风险,但能够增加公司价值的投资项目和业务模式。如果能够在上市公司形成有效合理的治理结构,将减少经理人所能谋取的私人收益,这会使得他们和股东的利益协调一致,经理人将通过选择积极进取的行为为自己争取更多的份额(Shleifer and Wolfenzon,2002)^①。这将同时使投资者从中受益。其二是,对于一些股权集中的上市公司,控制性股东通常将较多的资源集中于他们所控制的公司。为了避免企业专用性风险,他们会倾向于所控制的公司投资于保守的项目(La Porta et al.,1999)。Morck et al.(2000)的研究发现,对于存在持股比例较高的控股股东的公司,在创新 R&D 投资上更趋保守,这同时成为它们所在的国家经济增长率低的原因之一。其三,一些基于西方国家的经验证据表明,非权益类利益相关者,比如银行、工会、政府等,会倾向于鼓励经理人保守投资。例如,为了保护雇员的利益,如稳定的工作和收入,一些国家企业的工会通常会向公司施加压力,迫使公司选择投资风险更低从而收益更加稳定的项目。而合理的治理结构将形成对控股股东和其他利益相关者的制衡,使他们各自的权力义务诉求停留在合理的范围内,避免了对公司经营层面太多的不合理干预,使经理人积极进取。John et al.(2008)基于国家层面和公司层面的经验证据表明投资者利益保护的好坏与公司经理人进取行为正相关,而经理人积极进取行为与公司业绩增长正相关。

另一种与之对立的观点则认为良好的公司治理会促使公司选择保守投资,以规避风险。这主要来自以下两个方面的认识。其一是,如果公司治理对投资者利益保护较好,则控股股东对管理层挪用公司资源的担忧就会减少,控股股东对股权集中度的需求就会减少。由于控股股东可以监督经理人的行为,因此控股股东股权的降低实质上将使经理人的决策权更大。如果经理人利用实际控制权本身即可获得高的私人收益,显然并不需要去冒去职风险去从事高风险业务。表现为经理人一旦获得稳定的实际控制权,为了所获得私人收益的稳定性而选择相对保守的投资行为(John 等,2008)。其二是,终极所有者将通过金字塔、交叉持股等复杂结构实现现金流权和控制权力的分离以进行隧道挖掘。为了实现上述目的,他们将倾向于利用他们的控制权迫使那些他们只持有

^① 一个简单而形象的比喻是,经理人既可以通过“把蛋糕做大”(积极进取),也可以通过“重新分配蛋糕”(在原来蛋糕的基础上,通过盘剥投资者的利益)来获得更多的份额。建立良好的公司治理结构,将降低了经理人获得私人利益的可能性,使经理人与投资者利益一致。这在一定程度上将更加鼓励经理人选择以“把蛋糕做大”而不是“重新分配蛋糕”的方式来实现自身份额的增加。

较低现金流权的公司从事高风险投资,使他们承担高风险可能带来的损失,而成功的收益则以隧道挖掘方式输送至他们持有高现金流权的公司(Johnson et al., 2000, Classens et al., 2002)。如果公司治理改善,则原来迫使这些公司从事高风险投资的压力将消失,可能会促使这些公司的经理人转向保守的行为。

因而,良好的公司治理到底是有助于还是抑制经理人的进取行为是一个实证研究需要回答的问题。基于以上分析,本文提出两个对立的基本假设 A 和假设 B。

假设 A:良好的公司治理将鼓励经理人的进取行为;

假设 B:良好的公司治理将抑制经理人的进取行为。

我们知道,现实的公司治理是借助各种在实践中行之有效的治理机制来完成的。现有基于我国上市公司的实证研究表明,控股股东的持股比例和性质、第 2 到 10 大股东持股比例所反映的积极股东的治理角色、董事会的规模、独立性和两职分离程度以及是否发行 B/H 股等都将是影响一个公司治理状况的重要因素(白重恩等, 2005)。从上面的基本假设出发,本文以下讨论围绕具体的公司治理机制提出相应的待检验假设。与基本假设为相互对立的假设相对应,以下针对具体公司治理机制的假设同样应该由相互对立的假设构成,只不过为了行文的方便,我们主要给出与假设 A 相对应的假设,而省略与假设 B 相对应的假设。

董事会代表股东利益监督经理人,并对公司的重大战略进行决策。董事会的规模直接影响到董事会的决策效率。如果董事会的人数较多,董事之间意见达成一致就越困难,最终的决定就会反应出更多的妥协(Moscovici and Zavalloni, 1969; Sah and Stiglitz, 1986, 1991)。随着董事会规模的增大, 经理人影响和控制董事会就会更加容易, 经理人的权利也会随董事会规模的扩大而增大(Jensen, 1993)。因此,董事会规模越大,经理人的实际权力越大。为了保持在职消费和转移支付等私人收益的稳定性, 经理人越倾向于保守的投资行为, 因而公司经营业绩的波动性越小(Cheng, 2008)。独立董事不在公司担任除董事外的其他职务,与公司其他相关利益者之间不存在可能影响其独立客观做出判断的关系。因此,引入独立董事,能提高对经理人监督的有效性,使经理人可能获得的私人收益减少。这样将会使与投资者利益协调一致的经理人转而采取积极进取的行为(Millstein and Macavoy, 1998)。董事的职责之一是监督经理人的行为,当董事长同时也兼任总经理时,通常不利于发挥董事会对经理人监督的基本治理功能。基于以上分析,我们有以下假设。

假设 1:董事会规模越小,经理人越倾向于采取积极进取的行为。

假设 2:独立董事比例越高,经理人越倾向于采取积极进取的行为。

假设 3:董事长没有兼任总经理,经理人更倾向于采取积极进取的行为。

基于不同法律渊源的不同国家和地区的法律传统和法律制度会对投资者权益提供不同的法律保护。La Porta, Shleifer and Vishny (1998)等的研究表明,相比大陆法系国家,普通法系国家对投资者权益提供了更好的保护。中国资本市场发展的历史不长,相比之下,海外的资本市场具有更成熟和完善的市场监管体系和有利于投资者权益保护的法律环境。因此,同时发行 B 股或 H 股,甚至 N 股的中国 A 股上市公司将受到更加严格规范的监管。例如,同时发行 H 股的公司要受到香港证监会的监管,同时发行 N 股的公司要受到美国证监会(SEC)的监管。这些都有着比中国 A 股市场更为严格的信息披露规则,更为严厉的违规惩处力度。更为重要的是,游戏规则的透明一致和实施过程中强调程序的正义性使得经理人可以放手按照追求股东利益最大化的目标积极制定和实施经营战略。基于以上分析,我们有假设 4。

假设 4:同时发行 B/H 股的公司,其经理人越倾向于采取积极进取的行为。

股权结构对经理人行为的影响集中体现在股权集中度与控股股东的性质上。大股东的存在虽然可以在一定程度上解决分散股东在监督经理人上的搭便车问题,但是他们也可能利用控制权

牟取自身利益而损害中小股东的利益。特别是,一些复杂金字塔结构的终极所有者会通过隧道挖掘进行利益输出,由此对分散股东的利益造成损害(Johnson et al.,2000,Classens et al.,2002)。而控股股东之外的其他大股东通过股权制衡、甚至代理权竞争和潜在的接管威胁则扮演着积极股东的治理角色,形成对公司内部人行为的约束(Bennedsen and Wolfenzon,2000;Gomes and Novaes,1999,2005)。作为我国资本市场的特色,上市公司控股股东具有国有和非国有控制的区别。对于国有控制的公司,由于委托代理链条延长导致的所有者缺位,国有控股通常会导致企业较高的代理成本(白重恩等(2005)、夏立军和方秩强(2005)等)。为了获得稳定的私人收益,国有控股企业的经理人在一些重大的技术创新上举步不前,倾向于借助成熟的技术和营销模式以及政府行业进入管制的保护来获得稳定的市场份额。基于以上分析,我们有以下假设。

假设 5:第一大股东持股比例越小,经理人越倾向于积极进取的行为。

假设 6:第一大股东为非国有性质,经理人越倾向于采取积极进取的行为。

假设 7:第 2-10 大股东持股比例越大,经理人越倾向于积极进取的行为。

三、数据和变量

理论上,对经理人进取行为的判断需要的样本期不能太短,但也不能太长。太短,我们无法观察到经理人行为的固有趋势(按照关于经理人进取行为的研究文献,我们将以经行业调整的股票收益率的标准差来刻画经理人进取行为,而标准差的计算需要一定的样本周期);而太长,则受经理人更迭等经理人个体特征因素差异的影响,而可能使得经理人进取行为在样本期内表现并不一致(在稳健性检验中,我们将选择没有发生经理人更迭的子样本开展稳健性检验以进一步控制经理人的个体特征对经理人进取行为的影响)。本文因此采用 2003~2008 年我国 A 股上市公司的数据,剔除了 ST 公司、金融行业以及部分缺失的数据后,最终样本数量为样本期内每年财务数据保持完整的 803 家。数据来源于国泰安经济金融研究数据库(CSMAR)。

(一)对经理人进取行为的度量

经理人进取行为或保守谨慎行为的度量无疑是相关文献面临的最重要的挑战之一。以往文献用经过行业调整的 ROA 的标准差、研究开发费用(R&D)占总资产的比例、长期负债占总资产的比例、股票月度收益率的标准差等来刻画经理人进取行为或保守谨慎行为。至于是前者还是后者,相关文献并没有形成一致的认识。例如,John et al.(2008)选取了经过行业调整的 ROA 的标准差来刻画经理人的冒险行为(risk-taking),Griffin et al.(2009)则选取了经过行业调整的股票月度收益率 ROA 的标准差来刻画经理人的进取行为。类似的情形还发生在用来度量上述行为的研究开发(R&D)费用占总资产的比例、长期负债占总资产的比例、的标准差等指标上。

我们认为上述反映波动的指标如果被称为进取行为(creative risk-taking),最重要的原因是该行为促进公司增长,反之则应该称为冒险行为(risk-taking)。在本文的 5.1 节,我们基于我国 A 股上市公司的数据检验了经理人行为的上述度量是否促进了公司的增长。我们以 2003~2008 年间公司总资产规模的平均增长率作为反映公司增长的指标。在控制了行业集中度、盈余管理、主营业务利润率和企业规模等的影响因素和可能存在的内生性问题,表明经行业调整的股票收益率的标准差等与平均资产增长率呈显著的正相关关系,即经理人越进取,资产规模增长越快。因而,本文选取的经行业调整的股票收益率的标准差所刻画的是经理人进取行为。同时采用了经行业调整的公司长期负债占总资产的比例以及经过行业调整的 ROA 的标准差等作为衡量经理人进取行为的其他代理变量开展稳健性检验。

经行业调整的股票收益率的标准差(Beh):我们借鉴 Low(2008)、Griffin et al.(2009)等以经行

业调整的股票收益率的标准差来度量经理人进取行为。本文采用两种方法来构建这一指标。其一是采用 2003~2008 年样本期间经行业调整的上市公司年度股票收益率的标准差。这一方法的优点是可以平滑收益率变化的季度和月度效应,使变量总体上反应出整个样本期经理人进取行为的时间趋势。对于通过上述方法建立的指标,把相应解释变量和控制变量限定为 2003 年的相关数据,开展基于截面数据的考察。其二,进一步计算 2003~2008 年样本期间每年经行业调整的上市公司月度股票收益率的标准差来构建样本公司经理人进取行为的逐年数据。通过上述方法建立的指标与整个样本期内解释变量和控制变量的相应数据构成平衡面板数据,以便开展相关变量固定效应的考察。两种方法都需要计算的经行业调整的股票收益率标准差按照下式来完成。

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \left(R_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{i,t} \right)^2}, R_{i,t} = r_{i,t} - R_{m,t}$$

其中, $r_{i,t}$ 表示第 i 个公司第 t 期的收益率, $R_{m,t}$ 表示第 t 期该公司所在行业的行业指数收益率, $R_{i,t}$ 表示第 i 个公司第 t 期的超额收益率。

(二) 对公司治理总体水平以及主要公司治理机制的度量

理论上,公司治理机制包括董事会、控股股东和积极股东所扮演的治理角色、高管人员薪酬设计等。基于中国资本市场实际,借鉴相关文献,本文重点考察了以下已被现有文献证明相对有效的公司治理机制(白重恩等,2005)。董事会治理状况:上市公司董事会规模(*Board_size*)、独立董事占董事会总人数的百分比(*Perc_indep*)、以及董事长是否兼任总经理(*Duality*)的虚拟变量。其中,董事长兼任总经理赋值为 1,董事长不兼任总经理赋值为 0。是否发行 B 股或 H 股(*Bhshare*)的虚拟变量:如果公司发行了 B 股或 H 股赋值为 1,否则为 0。控制性股东特征:第一大股东的持股比例(*Top1_share*),第一大股东性质(*Top1_nature*)的虚拟变量。其中,对第一大股东性质是国有性质的赋值为 1,对第一大股东为非国有性质的赋值为 0。控股股东之外的积极股东角色:第 2~10 大股东持股比例(*Top2~10*)。除了对各主要公司治理指标的分别度量外,本文还借鉴建立公司治理综合指标的通常做法(例如,白重恩等,2005, Gillan, Hartzell and Starks, 2006)用主成分分析法构建了公司治理综合指数,来考察公司整体治理水平对经理人进取或保守行为的影响。

(三) 主要控制变量

借鉴相关文献,本文主要选择了以下变量来控制可能对经理人进取行为的影响。

产业竞争程度(*HHI*):本文采用 Herfindahl 指数(*HHI*)来刻画上市公司所处行业的竞争程度。Herfindahl 指数反映市场的集中程度,进而产业竞争程度。Herfindahl 指数越大,产业内相同规模的企业就越少,竞争程度越低。其计算公式为 $HHI = \sum (X_i/X)^2$ 。其中, $X = \sum X_i$, X_i 为企业 i 的销售额。本文按 2003 年同一产业内上市公司的数据计算。

盈余管理(*ES* 或 *DAC*):由于衡量经理人行行为的指标涉及到公司经营绩效,而这会受到经理人盈余管理的影响。盈余管理作为一种手段,常被经理人用来掩盖或夸大公司经营业绩^①。对于截面数据,本文采用 Leuz 等(2003)衡量盈余管理的方法,用营业利润的标准差和经营净现金流的标准差的比值来刻画。

$$ES_i = \left[\frac{\sum_{t=2003}^{2008} \left(\frac{OI_{i,t}}{A_{i,t}} - \sum_{t=2003}^{2008} \frac{OI_{i,t}}{A_{i,t}} \right)^2}{\sum_{t=2003}^{2008} \left(\frac{OI_{i,t} - Accrual_{i,t}}{A_{i,t}} - \sum_{t=2003}^{2008} \frac{OI_{i,t} - Accrual_{i,t}}{A_{i,t}} \right)^2} \right]^{0.5}$$

其中, $ACCUALS_{i,t} = (\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t}) - (\Delta CL_{i,t} - \Delta STD_{i,t} - \Delta TP_{i,t}) - DEP_{i,t}$; OI 表示营业利润; A 表示公司的总资产。 CA 表示总流动资产, $CASH$ 表示现金及现金等价物, CL 表示流动负债, STD 表示

① 对盈余管理程度的估计模型的一个综述参见吴联生和王亚平(2007)。

短期负债, TP 表示应付税金, DEP 表示折旧费用, i 和 t 分别表示公司和时间, Δ 表示与前期相比增加的金额。 ES_1 越小, 盈余管理的程度越高。为了方便解释, 我们通过 $ES_2=1-ES_1$, 把 ES_1 转成 ES_2 的形式, 则 ES_2 与公司盈余管理的程度同方向变化。

对于面板数据, 我们则采用 Jones (1991) 模型, 通过计算可操控总应计利润 DAC 来衡量每年上市公司盈余管理的程度。夏立军 (2003) 采用了类似的方法。首先计算公司的总应计利润: $ETA_{i,t}=NI_{i,t}-CFO_{i,t}$ 。其中 NI 为净利润, CFO 为经营活动产生的现金流量净额。其次, 分行业分年度地对下面的方程进行回归, 并得出 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的估计值,

$$ETA_{i,t}/A_{i,t-1}=\alpha_1(1/A_{i,t-1})+\alpha_2(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1})+\alpha_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})+\varepsilon_{i,t}$$

其中, A 是公司总资产, ΔREV 是本期主营业务收入与上一期主营业务收入的差额, PPE 是固定资产价值。把 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的估计值带入以下方程, 得到非操控性总应计利润 NDA :

$$NDA_{i,t}=\hat{\alpha}_1(1/A_{i,t-1})+\hat{\alpha}_2(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1})+\hat{\alpha}_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$$

则可操控性总应计利润 DAC 可以表示为: $DAC_{i,t}=ETA_{i,t}/A_{i,t-1}-NDA_{i,t}$ 。

多元化经营 (DT): 对于多元化的直接度量指标有很多, 本文采用熵指数 (Jacquemin and Berry, 1979; Palepu, 1985; 姚俊等, 2004) 来衡量企业多元化经营程度。计算公式为, $DT=\sum_{i=1}^n P_i \ln(1/P_i)$, 其中 P_i 为第 i 个行业销售额占企业销售总额的比重, n 为企业业务所涉及的行业个数。

其他控制变量包括主营业务利润率 ($Profit$)、总资产 ($ASSET$)、销售收入增长率 ($Growth_sales_in$) 等通常采用的反映企业特征的变量。表 1 报告本文所采用的变量的定义。

表 1 变量定义

含 义	变量名	变量定义
因变量		
经行业调整的股票收益率标准差	Beh	$\sigma_i=\sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^T\left(R_{i,t}-\frac{1}{T}\sum_{t=1}^T R_{i,t}\right)^2}$, $R_{i,t}$ 表示第 i 个公司第 t 期的超额收益率
自变量		
董事会规模	Board_size	董事会中董事的总人数
独立董事占比	Perc_indep	独立董事人数/董事总人数
董事长兼任总经理	CEO	董事长兼任总经理=0, 董事长不兼任总经理=1
是否发行 B 股或 H 股	Bhshare	不发行 B 股获 H 股=0, 发行 B 股或 H 股=1
第一大股东持股比例	Top1_share	第一大股东持股数量/总股本
第一大股东性质	Top1_nature	非国有性质=0, 国有性质=1
第二至十大股东持股比例	Top2_10	第二至十大股东持股数量/总股本
控制变量		
Herfedal 指数	HHI	$HHI=\sum(X_i/X)^2, X=\sum X_i, X_i$ 为企业 i 的销售额
盈余管理	ES	营业利润的标准差/经营净现金流的标准差
多元化经营	DT	$DT=\sum_{i=1}^n P_i \ln(1/P_i)$, P_i 为第 i 个行业销售额占企业销售总额的比重, n 为企业业务所涉及的行业个数
主营业务利润率	Profit	主营业务利润/总利润
总资产	Asset	总资产规模
销售收入增长率	Growth_sales	当年销售收入相对前一年的增长率

(四)描述性统计结果

表 2 报告了各主要变量的描述性统计结果。从作为主要被解释变量衡量经理人进取行为的指标经行业调整的股票年度收益率的标准差来看,其均值为 11.33%,其中股票收益波动最大的达到了 28.18%,最小的仅为 5.37%。对于作为主要解释变量的公司治理特征,不同的公司之间差异同样巨大。从董事会规模来看,平均而言每家公司的董事会由 10 位董事组成,最大的董事会规模达到了 17 位董事,而最小的董事会仅由 5 名董事组成。从总经理是否兼任董事长来看,有 731 家公司都做到了董事长和总经理分别由不同的人担任,占到总数的 90%。从独立董事的比例看,平均每家公司有 1/3 的董事为独立董事,反应董事会独立性的独立董事占比最大达到了 57%,而最小的仅占 7%。对于是否发行 BH 股,有 70 家公司发行 B 股或 H 股,而剩余的 733 家公司没有发行,占到样本企业的 91%。从第一大股东的性质看,有 212 家公司的第一大股东为非国有性质,包括个体、外资、非国有的社会团体控股等。从第一大股东的持股比例看,第一大股东平均持股 44%,最大的持股比例高达 85%,而最小的仅为 6.1%。从第 2-10 大股东的持股比例看,平均持股 18%,持股最大为 66%,最小的仅为 0.4%。从行业集中度看,平均 HHI 指数为 0.046,采掘业的集中度最高,达到了 0.43,制造业的集中度最低,竞争性最高,HHI 指数仅为 0.0066。各公司的主营业务利润率平均为 25%,最大的达到了 90%以上。

表 2 主要变量的描述性统计

变 量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	样本数
经行业调整的股票收益率标准差(Beh)	0.11326	0.10963	0.28178	0.05377	0.02826	803
是否发行 BH 股(Bhshare)	0.08717	0.00000	1.00000	0.00000	0.28226	803
董事会规模(Board_size)	9.96887	9.00000	17.00000	5.00000	2.16185	803
CEO 是否兼任董事长(CEO)	0.90162	1.00000	1.00000	0.00000	0.29802	803
独立董事的比例(Perc_indep)	0.32968	0.33333	0.57143	0.07143	0.05609	803
第一大股东的性质(Top1_nature)	0.73973	1.00000	1.00000	0.00000	0.43906	803
第一大股东的持股比例(Top1_share)	44.38331	44.40000	85.00000	6.14000	17.03439	803
第 2-10 大股东的持股比例(Top2_10)	18.04481	14.48000	65.95000	0.40400	14.40620	803
行业集中度(HHI)	0.04573	0.00655	0.43228	0.00655	0.07341	803
主营业务利润率(Profit)	25.31131	22.02760	90.71960	-15.28330	14.27840	803
盈余管理(ES)	0.20838	0.37291	0.95919	-8.71702	0.76202	803
多元化经营(DT)	0.35168	0.08030	1.56335	0.00000	0.42826	803
销售收入增长率(Growth_sales)	0.41979	0.19930	77.81097	-0.95544	3.07355	803
资产(Asset)	3.46E+09	1.59E+09	3.90E+11	2.08E+08	1.53E+10	803

(五)主要变量的相关性检验

表 3 报告主要变量的相关性分析结果。从变量相关系数来看,其中衡量经理人进取行为的变量与第二至十大股东持股比例有显著的正相关关系,相关系数为 22.1%,与第一大股东国有性质、第一大股东持股比例呈显著负相关关系,相关系数分别为 12.3%、10.0%。同时与盈余管理呈显著的负相关关系。

四、实证结果

(一)均值差异检验

本小节分别按照主要公司治理变量和控制变量的均值将样本分为低于均值和高于均值的两

表 3 主要变量的相关性分析(单位:%)

	Beh	发行 B/H股	董事 会规 模	董事 长与 CEO	独立 董事 比例	第一大 股东 性质	第一大 股东 持股	第 2-10 股东 持股	行业 集中 度	主营业 务利 润率	盈余 管理	多元化 经营	销售 收入 增长
发行 B/H 股	-6.3												
董事会规模	-3.1	10.5**											
董事长与 CEO	-2.0	2.8	3.8										
独立董事比例	6.2	5.4	-20.6**	2.5									
第一大股东性质	-12.3**	6.3	19.0**	11.9**	-5.0								
第一大股东持股	-10.0**	-6.9**	0.2	1.8	-1.2	31.1**							
第 2-10 股东持股	22.1**	11.0**	6.5	-4.2	2.4	-26.6**	-68.5**						
行业集中度	-4.1	-1.3	7.0**	0.9	-8.5**	8.8**	6.8	-1.1					
主营业务利润率	6.6	4.1	-0.3	-3.3	-3.9	-8.7**	-1.3	12.3**	0.6				
盈余管理	-11.2**	-2.2	4.8	5.3	1.7	3.6	1.6	-7.0**	4.6	-6.3			
多元化经营	-0.4	-3.2	-5.2	4.2	-2.0	-5.1	-17.2**	-0.7	8.1**	-2.3	6.3		
销售收入增长	5.4	-1.6	-2.8	0.3	0.9	-8.0**	-4.7	2.0	-0.6	-1.7	-3.4	-3.9	
总资产	-1.5	19.5*	13.0**	-1.6	2.0	6.0	9.3**	2.6	19.1**	0.7	3.5	3.7	-0.5

注:** 表示在 5%的水平上显著。

个子样本开展均值差异检验。例如,对于董事会独立性低于均值的公司,借鉴以往文献通常的处理方法,可以认为该公司董事会独立性所发挥的治理作用相对较弱;而对于董事会独立性高于均值的公司,可以认为该公司董事会独立性所发挥的治理作用相对较强。通过检验经理人进取行为在公司治理状况相对较弱和相对较强的子样本之间是否存在显著的差异以检验经理人进取行为的差异是否与公司治理状况的差异有关。相关结果见表 4。从表 4 可以看到,董事会规模较大,董事会独立性较高,第 2 到 10 大股东持股比例较多、控股股东为非国有,行业集中度低、盈余管理水平较低以及资产规模较小的公司,其经理人通常选择更加积极进取的行为。这在一定程度上支持了本文第 2 节提出的假设 A,即良好的公司治理有助于鼓励经理人的进取行为。

(二)多元回归分析

在 4.1 节进行均值差异检验的基础上,接下来的部分开展多元回归分析。采用的基本回归模型如(1)式所示。

$$Beh = \beta_0 + \sum_i \beta_i Corp_govern_i + \gamma X + \omega \quad (1)$$

其中, Beh 是衡量经理人进取行为的指标, $Corp_govern_i$ 代表 7 个衡量公司治理的指标, X 为控制变量。

首先考察 2003 年样本公司治理状况对 2003~2008 年期间经理人行为的影响。此时,我们用 2003~2008 年样本期间经行业调整的上市公司股票年度收益率的标准差作为经理人进取行为的度量。该数据与 2003 年关于解释变量和控制变量的相关数据构成截面数据,采用经 Newey-West 修正最小二乘法(OLS)回归。表 5 报告了回归的相关结果。在控制了其他潜在影响因素后,采用 9 个模型设定来检验公司治理对经理人进取行为的效应。其中模型 1 到 7 分别考察主要公司治理机制对经理人进取行为的影响,模型 8 建立总体回归模型考察所有治理变量同时引入对经理人进取行为的影响。模型 9 则考察利用主成分分析法建立的公司治理综合指数对经理人进取行为的影响。

从表 5, 我们看到, 独立董事的比例与刻画经理人进取行为的 BEH 在 10% 的水平上呈显著的正相关关系, 即独立董事占董事会的比例越大, 经理人越倾向于采取进取的行为, 这支持了在第 2 节提出的假设 2。第一大股东持股比例与 BEH 在 10% 的水平上呈显著的负相关关系, 即第一大股东的持股比例越大, 股权集中度越高, 经理人越倾向于采取保守的行为, 为第 2 节假设 5 提供了证据。第一大股东国有性质与 BEH 在 5% 的水平上, 呈显著的负相关关系, 这表明第一大股东为国有性质, 与非国有性质的企业相比, 经理人更倾向于选择保守的行为。这支持了假设 6, 意味着国有控股性质的经理人为了获得稳定的私人收益, 在一些重大的技术创新上举步不前, 更倾向于借助成熟

的技术和营销模式来获得稳定的市场份额。第二至十大股东持股比例与 BEH 在 5% 的水平上, 呈显著的正相关关系, 即第二至十大股东持股比例越大, 经理人越倾向于采取进取的行为, 与假设 7 的预测一致。董事会的规模与 BEH 正相关, 董事长兼任总经理、发行 B 股和 H 股等指标与 BEH 负相关, 但在统计上都不显著。此外, 盈余管理指标作为控制变量, 在 5% 的水平上与 BEH 呈显著的负相关关系。这意味着盈余管理越强, 盈余管理对会计利润的平滑作用越大, 反映出的会计收益变化越小, 相应的股票收益的波动也越小。

在公司治理文献中, 除了对公司治理机制的具体特征进行研究外, 还通常通过同时选择多个指标构建公司综合治理指数的方法来衡量公司综合治理水平。借鉴相关文献 (如白重恩等, 2005, Gillan, Hartzell and Starks, 2006), 本文采用主成分分析方法构建了公司治理综合指数。公司治理综合指数越高, 表明公司治理状况越好。表 5 的模型 9 显示了公司治理综合状况对经理人进取行为的影响。我们看到公司治理综合指数与刻画经理人进取行为的 BEH 在 5% 的水平上呈显著正相关, 表明公司治理综合情况越好, 经理人越倾向于选择进取行为。这为本文第 2 节的假设 A 提供了直接的证据。

表 4 变量的均值差异检验

分组标准		Beh 的均值	对均值差异的 t 检验
董事会规模	大	0.11194	-1.4539*
	小	0.11509	
独立董事比例	高	0.11519	2.4428**
	低	0.10895	
董事长与 CEO	不兼任	0.11367	-0.3753
	兼任	0.11502	
发行 B/H 股	发行	0.10751	-1.8212**
	不发行	0.11440	
第一大股东持股	高	0.11111	-2.5134**
	低	0.11645	
第 2-10 股东持股	高	0.11842	3.8323**
	低	0.11026	
第一大股东性质	国有	0.11135	-3.9085**
	非国有	0.12072	
行业集中度	高	0.10871	-3.4541**
	低	0.11642	
盈余管理	高	0.11017	-4.7682**
	低	0.12071	
主营业务利润率	高	0.11580	1.5606*
	低	0.11242	
多元化经营	多元	0.11229	-1.1669
	单一	0.11482	
销售收入增长	快	0.12279	4.6227**
	慢	0.11118	
总资产	大	0.10866	-2.4333**
	小	0.11510	

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

表 5 公司治理对经理人进取行为的影响(基于截面数据)

截距项	Beh								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
公司治理综合指数	0.21107** (2.77%)	0.20150** (2.79%)	0.21204** (2.73%)	0.20727** (2.83%)	0.20993** (2.73%)	0.20714** (2.56%)	0.20714** (2.77%)	0.16471** (2.51%)	0.21905** (2.7%)
董事会规模	0.00025 (0.04%)							0.00016 (0.04%)	
独立董事比例		0.03155* (1.72%)						0.03098* (1.78%)	
董事长与 CEO			-0.00104 (0.35%)					0.00000 (0.33%)	
发行 B/H 股				-0.00183 (0.30%)				-0.00454 (0.30%)	
第一大股东持股					-0.00011* (0.01%)			0.00024** (0.01%)	
第 2-10 股东持股						0.00035** (0.01%)		0.00054** (0.01%)	
第一大股东性质							-0.00508** (0.22%)	-0.00366 (0.24%)	
行业集中度	-0.01003 (1.44%)	-0.00755 (1.45%)	-0.00957 (1.44%)	-0.00986 (1.45%)	-0.00782 (1.45%)	-0.00986 (1.45%)	-0.00715 (1.44%)	-0.01044 (1.45%)	-0.00762 (1.43%)
盈余管理	-0.00328** (0.16%)	-0.00330** (0.16%)	-0.00324** (0.16%)	-0.00329** (0.16%)	-0.00341** (0.16%)	-0.00292* (0.16%)	-0.00321** (0.16%)	-0.00305** (0.15%)	-0.00326** (0.16%)
主营业务利润率	0.00012* (0.01%)	0.00012* (0.01%)	0.00012* (0.01%)	0.00012* (0.01%)	0.00010 (0.01%)	0.00008 (0.01%)	0.00011 (0.01%)	0.00005 (0.01%)	0.00009 (0.01%)
多元化经营	0.00003 (0.25%)	0.00001 (0.25%)	-0.00001 (0.25%)	-0.00004 (0.25%)	-0.00075 (0.25%)	0.00001 (0.25%)	-0.00032 (0.26%)	0.00158 (0.25%)	-0.00034 (0.25%)
销售收入增长	0.00149** (0.03%)	0.00149** (0.03%)	0.00149** (0.03%)	0.00149** (0.03%)	0.00040 (0.05%)	0.00152** (0.03%)	0.00147** (0.03%)	0.00040 (0.05%)	0.00041 (0.05%)
总资产的对数	-0.00482** (0.13%)	-0.00475** (0.13%)	-0.00471** (0.13%)	-0.00452** (0.13%)	-0.00439** (0.13%)	-0.00389** (0.12%)	-0.00433** (0.13%)	-0.00381** (0.12%)	-0.00503** (0.12%)
观测值数量	803	803	803	803	803	803	803	803	803
调整的 R 平方	0.15023	0.15335	0.15003	0.15019	0.03942	0.17651	0.15512	0.08041	0.04674
F 统计量	21.38177	21.88035	21.34959	21.37440	5.70223	25.71144	22.16576	6.39460	6.61757
P 值(F 统计量)	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

注: **表示在 5%的水平上显著, *表示在 10%的水平上显著。

我们进一步采用 2003~2008 年样本期间每年经行业调整的上市公司月度股票收益率的标准差来作为经理人进取行为的年度数据。该数据与整个样本期内解释变量和控制变量的相应数据构成平衡面板数据。表 6 报告了将数据扩展到面板数据的检验结果。基于 Hausman 检验的相关结果,本文的面板数据采用固定效应模型。从表 6,我们看到,第一大股东的持股比例、第一大股东的性质与经理人进取行为 BEH 呈显著负相关关系。独立董事比例、第二至十大股东的持股比例与经理人进取行为呈显著的正相关关系。这与前面的假设 1、5、6、7 一致。董事长不兼任总经理与经理人进取行为呈正相关关系,但是相关性并不显著。而发行 B 股或 H 股与经理人进取行为呈负相关关系。表 6 和表 5 的结果基本一致表明本文的结论相对稳健。

表 6 公司治理对经理人进取行为的影响(基于面板数据)

	Beh							
	1	2	3	4	5	6	7	8
截距项	0.07824** (2.44%)	0.07102** (2.23%)	0.07664** (2.18%)	0.07862** (2.55%)	0.07059** (2.28%)	0.06000** (2.25%)	0.08694** (2.03%)	0.05885** (2.27%)
董事会规模	-0.00097 (0.08%)							-0.00083 (0.05%)
独立董事比例		0.02276** (0.87%)						0.03059 (2.18%)
董事长与 CEO			0.00267 (0.32%)					0.00142 (0.34%)
发行 B/H 股				-0.00043 (0.40%)				-0.00122 (0.38%)
第一大股东持股					-0.00018** (0.01%)			0.00005 (0.01%)
第 2-10 股东持						0.00041** (0.01%)		0.00041** (0.01%)
第一大股东性质							-0.00553** (0.23%)	-0.00335 (0.23%)
行业集中度	0.01139 (1.28%)	0.01090 (1.31%)	0.00941 (1.35%)	0.01002 (1.34%)	0.01200 (1.36%)	0.00858 (1.32%)	0.01464 (1.42%)	0.01127 (1.26%)
主营业务利润率	0.00028** (0.01%)	0.00027** (0.01%)	0.00028** (0.01%)	0.00028** (0.01%)	0.00027** (0.01%)	0.00024** (0.01%)	0.00027** (0.01%)	0.00025** (0.01%)
总资产的对数	0.00141 (0.11%)	0.00095 (0.11%)	0.00094 (0.11%)	0.00097 (0.11%)	0.00167 (0.09%)	0.00154 (0.10%)	0.00111 (0.09%)	0.00174* (0.010%)
多元化经营	-0.0051** (0.19%)	-0.0049** (0.19%)	-0.0051** (0.20%)	-0.0051** (0.20%)	-0.0058** (0.19%)	-0.0046** (0.19%)	-0.0034** (0.22%)	-0.00242** (0.22%)
盈余管理	-0.00375 (1.08%)	-0.00477 (1.07%)	-0.00515 (1.04%)	-0.00456 (1.07%)	-0.00416 (1.03%)	-0.00337 (1.03%)	-0.00577 (1.00%)	-0.00368 (0.98%)
观测值数量	4818	4818	4818	4818	4818	4818	4818	4818
调整的 R 平方	0.23331	0.23253	0.23236	0.23219	0.23416	0.23993	0.24479	0.24072
F 统计量	2.49436	2.48782	2.48641	2.48499	2.50148	2.55013	2.49770	2.53773
P 值(F 统计量)	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

注:**表示在 5%的水平上显著,*表示在 10%的水平上显著。

五、稳健性检验

(一) 经理人进取行为是否促进了公司增长？

本文第 4 节所考察的公司治理对经理人进取行为的效应的逻辑出发点是经理人的进取行为将促进公司增长。本小节同样基于我国 A 股上市公司的数据实证检验经理人进取行为是否促进了公司的增长。以 2003~2008 年间公司总资产规模的平均增长率作为反映公司增长的指标。在控制了行业集中度、盈余管理、主营业务利润率和企业规模等的影响,采用的主要回归模型如(2)式所示。我们同时采用销售收入的平均增长率作为公司增长的另一个代表变量,开展稳健性检查,得到近似的结论。限于篇幅,没有在正文中报告。

$$Growth=\gamma_1+\gamma_2Beh+\gamma_3X+\delta \tag{2}$$

其中, *Growth* 是衡量公司增长的指标。 *Beh* 反映经理人的进取行为, *X* 为控制变量。

采用最小二乘回归(OLS)考察经理人进取行为与公司增长的关系的实证结果见表 7 第 1 列。考虑到可能存在的变量内生性问题,本小节进一步采用基于工具变量的二阶段最小二乘法(TSLS)来对相关结果进行检验^①。本文采用的工具变量为同一个行业中其他公司衡量经理人行为指标的平均值。选择其作为工具变量的合理性在于,在同一个行业中,如果其他公司的经理人都很积极进取,那么在竞争的压力下,这个公司的经理人也会积极进取,因此我们预期在第一阶段回归中该工具变量与衡量经理人进取行为的指标正相关,但其他公司的经理人的积极进取行为未必会影响该公司的增长。基于工具变量的第一阶段和第二阶段的回归结果分别见表 7 的后两列。

表 7 经理人进取行为与公司增长的关系

	OLS		TSLS			
	总资产增长率		第 1 阶段回归		第 2 阶段回归	
	Growth_asset		Beh		Growth_asset	
	系数	标准误 (%)	系数	标准误 (%)	系数	标准误 (%)
BEH	1.21997**	22.28				
工具变量						
第一阶段 risk 预测值			0.47353**	15.39	1.619989**	31.39
控制变量						
行业集中度	0.19975**	7.62	-0.00136	1.54	0.203259**	7.73
盈余管理	-0.01245	0.97	-0.00296*	0.16	-0.011177	1.09
主营业务利润率	0.00009	0.03	0.00013**	0.01	4.50E-05	0.03
销售收入增长	0.00078**	0.04	0.00148**	0.03		
总资产的对数	0.00586	0.63	-0.00441**	0.11	0.00773	0.70
观测值数量	803		803		803	
调整的 R 平方	0.07509		0.15797		0.02308	
F 统计量	11.9199		26.23217		4.81364	
P 值 (F 统计量)	0.00000		0.00000		0.00024	

注：二阶段最小二乘回归(TSLS)中,工具变量为同一个行业中其他公司衡量经理人行为指标的平均值。**表示在 5%的水平上显著,*表示在 10%的水平上显著。

① 衡量经理人进取行为的指标——股票收益的波动率,与衡量公司增长的指标——资产增长率,可能同时受到相同因素影响,如公司的总资产规模的影响。例如,大公司的股票波动较小,同时增长较慢。

从表 7 的第 1 列,我们看到,经理人进取行为(*Beh*)与平均资产增长率呈显著的正相关关系,即经理人采取越进取的行为,资产规模增长越快。表 7 的 TSLS 的结果显示经理人进取行为(*Beh*)与总资产增长率呈显著的正相关关系,而且回归系数大于 OLS 回归的结果。这表明,在考虑了变量内生性后,经理人越倾向于进取的行为,公司的增长越快。本小节的研究从而为本文主体研究的逻辑出发点的合理性提供了证据。

(二)对经理人个体特征的进一步控制

在前面第 4 节的讨论中,我们并没有考虑经理人个体特征如性别、年龄、受教育程度、文化背景等对其选择进取或保守行为的影响。而 Griffin 等(2009)的研究表明,经理人的行为会受到文化背景的影响。为了保证第 4 节相关结论的稳健,本文在已有的样本中进一步选取了经理人没有发生更迭的公司构成一个子样本,以控制经理人的性别、年龄、受教育程度等经理人个体特征对经理人进取行为的影响。

我们从已有的样本中选择经理人连续任职的公司,共得到 243 个样本。在这个子样本中,从经理人性别看,经理人为男性的有 233 家,经理人为女性的有 10 家。从经理人的出生年份看,出生年份分布在 1933~1972 年之间,其中经理人出生年份在 1950~1959 年之间的公司有 106 家,出生年份在 1960~1969 年之间的公司有 115 家。从经理人学历看,博士研究生有 11 人,硕士研究生有 106 人,本科生有 86 人,大专生有 39 人,中专生有 1 人。

在回归分析中,除了采用与(1)式完全相同的模型外,我们又加入以下新的控制变量:经理人性别的虚拟变量(如果经理人性别为男性赋值为 1,为女性则赋值为 0);经理人出生年份($\log(\text{年份})$)和经理人学历(如果博士赋值为 5,硕士赋值为 4,本科赋值为 3,大专赋值为 2,中专赋值为 1,其余为 0)。相关结果报告在表 8 的左半部分。我们发现,第一大股东持股比例与经理人进取行为依然显著负相关,第二到十大股东持股比例与该变量显著正相关。

从子样本的描述性统计中,我们注意到女性经理人较少,因

表 8 控制经理人个体特征后公司治理对
经理人进取行为的影响

	A 组		B 组	
	1	2	1	2
截距项	-8.85305** (356.26%)	-9.63375** (350.75%)	-7.74353** (339.81%)	-8.61854** (335.86%)
第一大股东持股	-0.00018* (0.01%)		-0.00021** (0.01%)	
第 2~10 股东持股		0.00037** (0.01%)		0.00037** (0.01%)
行业集中度	-0.01868 (2.19%)	-0.01927 (2.19%)	-0.01098 (2.08%)	-0.01219 (2.07%)
盈余管理	-0.00750** (0.23%)	-0.00722** (0.23%)	-0.00709** (0.23%)	-0.00693** (0.23%)
主营业务利润率	0.00004 (0.01%)	-0.00003 (0.01%)	-0.00002 (0.01%)	-0.00008 (0.01%)
多元化经营	-0.00071 (0.39%)	0.00100 (0.38%)	-0.00099 (0.38%)	0.00097 (0.37%)
收入增长	0.00421** (0.09%)	0.00400** (0.09%)	0.00409** (0.09%)	0.00390** (0.08%)
总资产的对数	0.00029 (0.22%)	0.00048 (0.22%)	0.00018 (0.21%)	0.00043 (0.21%)
出生年份的对数	1.18512** (47.02%)	1.28587** (46.28%)	1.03738** (44.84%)	1.15017** (44.29%)
学历	-0.00010 (0.20%)	-0.00012 (0.20%)	-0.00053 (0.19%)	-0.00061 (0.19%)
性别	-0.01638 (1.65%)	-0.01711 (1.64%)		
观测值数量	243	243	233	233
调整的 R 平方	0.09342	0.11924	0.09657	0.12387
F 统计量	3.49369	4.27612	3.75548	4.64448
P 值(F 统计量)	0.00026	0.00002	0.00020	0.00001

注:**表示在 5%的水平上显著,*表示在 10%的水平上显著。

此,本文进一步选择经理人为男性的上市公司为研究对象构成一个更小的子样本开展类似的研究。相关结果报告在表8的右半部分。我们的研究发现,与表8左半部分的回归结果类似,第一大股东持股比例与衡量经理人进取行为的变量显著负相关,第二到十大股东持股比例与该变量显著正相关。两部分回归分析均显示,经理人的出生年份与其进取行为显著正相关,即经理人越年轻,进取性越强,越倾向于积极进取。本小节的其他结论与本文第4节的相关分析一致。

(三)其他稳健性检查

本文还参考相关文献,采用长期负债占总资产的比例以及经过行业调整的ROA的标准差等作为经理人进取行为的新的代表变量,采用销售收入增长率作为企业增长的新的度量开展类似的考察,得到相似或较为接近的结论。此外,我们还在回归模型(1)式中加入是否属于金字塔结构企业集团的虚拟变量(在上市公司和最终所有者之间存在至少一家公司设为1,否则设为0)以考查最终所有者可能的隧道挖掘行为对经理人进取行为的影响。但这一变量无论是经济意义还是统计意义都不显著,而其他主要公司治理变量则保持与4.2节类似的结果,这表明最终所有者可能的隧道挖掘行为在经理人进取行为选择上的影响有限。限于论文篇幅,我们没有将上述稳健性考查报告在正文中。

五、结 论

由于经理人的进取或保守的行为与公司经营绩效有着密切的联系,经理人采取进取的行为往往会带来公司较快增长,因此如何使得经理人采取进取的行为在企业经营管理实践中显得尤为重要。尽管理论上公司治理的完善同样可能促使经理人选择保守行为,但本文基于我国A股上市公司的证据表明,良好的公司治理将有助于鼓励经理人选择进取行为。

本文基于我国A股上市公司的证据得到的主要结论包括:第一,我国A股上市公司经理人的进取行为将促进公司增长;这同时也构成本文开展公司治理对经理人进取行为的效应考察的逻辑出发点。第二,对于我国A股上市公司而言,良好的公司治理将有助于鼓励经理人的进取行为。具体而言,独立董事所占比例、第二至十大股东的持股比例越高,经理人越倾向于选择进取行为,而第一大股东的持股比例太高、第一大股东的国有性质将不利于经理人选择进取行为。第三,经理人的个人特征会影响经理人的进取行为。其中,经理人的出生年份与其进取行为显著正相关,即经理人越年轻,进取性越强,越倾向于选择积极进取。

本文基于我国A股上市公司的数据提供的良好的公司治理将鼓励经理人进取行为的证据表明,公司治理的完善除了降低代理成本,还将通过鼓励经理人选择进取行为来提升公司业绩。本文的研究因而不仅表明公司治理如同多元化程度等将是影响经理人进取行为的重要因素,而且为公司治理改善提升企业价值指出了除了降低代理成本这一传统途径外的新途径。这将为通过改善公司治理鼓励经理人进取行为以最终实现提高企业绩效的目的的企业经营管理实践带来丰富的政策含义。

参考文献

- 白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊(2005):《我国上市公司治理结构的实证研究》,《经济研究》,第2期。
- 曹艳华、牛筱颖(2009):《上市银行治理机制对风险承担的影响(2000-2007)》,《金融论坛》,第1期。
- 孔德兰、董金(2008):《公司治理机制对商业银行风险承担影响的实证分析》,《中央财经大学学报》,第11期。
- 李燕平、韩立岩(2007):《产权结构与商业银行贷款中的风险行为》,《金融论坛》,第7期。
- 施东晖(2003):《转轨经济中的所有权与竞争:来自中国上市公司的经验证据》,《经济研究》,第8期。
- 夏立军(2003):《盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究》,《中国会计与财务研究》,第2期。
- 夏立军、方秩强(2005):《政府控制、治理环境与公司价值》,《经济研究》,第5期。
- 吴联生、王亚平(2007):《盈余管理程度的估计模型与经验证据:一个综述》,《经济研究》,第8期。

- 姚俊、吕源、蓝海林(2004):《我国上市公司多元化与经济绩效关系的实证研究》,《管理世界》,第 11 期。
- Bennedson, M. and D. Wolfenzon (2000): "The Balance of Power in Closely Held Corporations", *Journal of Financial Economics*, 58, 113-139.
- Cheng, S. (2008): "Board Size and the Variability of Corporate Performance", *Journal of Financial Economics*, 87, 157-176.
- Claessens, S., S. Djankov and L. Lang (2000): "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations", *Journal of Financial Economics*, 58, 81-112.
- Coles, J., D. Naveen and L. Naveen (2006): "Managerial Incentives and Risk-taking", *Journal of Financial Economics*, 79, 431-468.
- Dyck, A. and L. Zingales (2004): "Private Benefits of Control: An International Comparison", *Journal of Finance*, 59: 537-600.
- Gillan S., J. Hartzell and T. Starks (2006): Tradeoffs in Corporate Governance: Evidence from Board Structures and Charter Provisions, University of Texas, Working Paper.
- Gilley, K., Walters, B. and B. Olson (2002): "Top Management Team Risk Taking Propensities and Firm Performance: Direct and moderating effects", *Journal of Business Strategies*.
- Gomes, A. and W. Novaes (1999): "Multiple Large Shareholders and Corporate Governance," Working Paper, *University of Pennsylvania*.
- Gomes, A. and W. Novaes (2005): "Share of Control as A Corporate Governance Mechanism," Working Paper, *University of Pennsylvania*.
- Gompers P., J. Ishii and A. Metrick (2003), "Corporate Governance and Equity Prices," *The Quarterly Journal of Economics*, 2, 107-155.
- Griffin D., K. Li, H. Yue and L. Zhao (2009), "Culture Values and Corporate Risk-Taking," Working Paper Series.
- Jensen, M. (1993), "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems", *Journal of Finance*, 48, 831-880.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- John, K., L. Litov and B. Yeung (2008), "Corporate Governance and Risk Taking," *Journal of Finance*, 63, 1679-1728.
- Johnson, S., R. LaPorta, F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (2000), "Tunneling," *American Economic Review*, 90, 22-27.
- Jones, J. (1991), "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Khanna, T. and J. Rivkin (2001): "Estimating the Performance Effects of Business Groups in Emerging Markets," *Strategic Management Journal*, 22/1, 45-74.
- Knight, D., Durham, C. and E. Locke (2001), "The Relationship of Team Goals, Incentives, and Efficacy to Strategic Risk, Tactical Implementation, and Performance," *Academy of Management Journal*, 44, 326-338.
- La Port, R., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (1999), "Corporate Ownership Around the World," *Journal of Finance*, 54, 471-517.
- La Port, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R. Vishny (1998), "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, 106, 1113-1155.
- Leuz, C., D. Nanda and P. Wysocki (2003), "Earnings Management and Investor Protection: an International Comparison," *Journal of Financial Economics*, 69, 506-527.
- Low, A. (2008), "Managerial Risk-Taking Behavior and Equity-Based Compensation," Fisher College of Business Working Paper No. 2006-03-003.
- McNamara, G. and P. Bromiley (1999), "Risk and Return in Organizational Decision Making," *The Academy of Management Journal*, 42(3), 330-339.
- Millstein, I. and P. Macavoy (1998), "The Active Board of Directors and Performance of the Large Publicly Traded Corporation," *Journal of Columbia Law Review*, 5, 1283-1321.
- Morck R., D. Stangeland and B. Yeung (2000), "Inherited Wealth, Corporate Control, and Economic Growth," in *Concentrated Corporate Ownership*, R. Morck (ed.), University of Chicago Press, 319-369.
- Moscovici, S. and M. Zavalloni (1969), "The Group as A Polarizer of Attitudes," *J. Personality Soc. Psych.* 12, 125-135.
- Hoskisson, R., A. Michael and W. Charles (1991), "Managerial Risk Taking in Diversified Firms: An Evolutionary Perspective," *Organization Science*, 2, 296-314.
- Sah, R. and J. Stiglitz (1986), "The Architecture of Economic Systems: Hierarchies and Polyarchies," *American Economic Review*, 76, 716-727.
- Sah, R. and J. Stiglitz (1991), "The Quality of Managers in Centralized versus Decentralized Organizations," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 289-295.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1997), "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance*, 52, 737-783.
- Shleifer, A. and D. Wolfenzon (2002), "Investor Protection and Equity Markets," *Journal of Financial Economics*, 66, 3-27.

(责任编辑:周莉萍)