

# 中国上市公司存在治理溢价吗？

——来自沪深两市 2002-2005 的经验数据

郝 臣<sup>1</sup>

(1. 天津南开大学 公司治理研究中心, 天津 300071)

**摘要:** 在界定公司治理溢价的基础上, 基于 Fama-French 三因子定价模型检验中国股票市场是否存在公司治理溢价。依据利用 32 个反映上市公司治理状况的指标进行因子分析计算出的指数构建投资组合, 结果显示在考虑市场溢价因子和 Fama-French 模型三因子的情况下, 模型截距项即超额回报随着组合公司治理水平的提高呈现出总体上增大的趋势; 买入公司治理好的组合股票, 卖出公司治理差的组合股票, 可获得超额回报, 在应用 Fama-French 模型的情况下, 中国股市存在 36% 的公司治理溢价。最后从公司治理价值相关性的视角解释了治理溢价的存在。公司治理溢价的存在有利于提高我国上市公司治理水平和资本市场的效率。

**关键词:** 公司治理; 治理溢价; 资产定价模型; 治理指数

**中图分类号:** F      **文献标识码:** A

## 1 引言

伴随公司治理实践的发展, 世界范围内的公司治理理论研究经历了三个阶段 (李维安, 2006): 1990 年代之前, 以美国为主, 探讨治理结构与治理机制的治理理论研究阶段; 1990 年代中前期, 关注主体是英、美、日、德等主要发达国家, 探讨治理模式与治理原则的治理实务研究阶段; 1990 年代末期至今, 探索的主体扩展到转轨和新兴市场国家, 内容主要是治理评价研究。进入二十一世纪, 人们对公司治理问题的关注比以前更加强烈, 无论是发达国家还是发展中国家都非常重视公司治理, 公司治理成为资本市场关注的焦点。

与此同时, 各种公司治理评价系统相继推出, 例如标准普尔 (Standard Poor) 公司治理评分系统 (CGS)、里昂证券 (CLSA) 的公司治理评价指数 (CGI)、戴米诺 (Deminor) 的公司治理评级系统 (CGR)、穆迪公司 (Moody) 的公司治理评估系统 (CGA)、南开大学公司治理研究中心 (RCSCG) 推出的中国公司治理评价指数 (CCGI<sup>NK</sup>)。一些国家或者地区的有关部门也陆续制定了专门的公司治理披露政策, 例如加拿大、澳大利亚、香港、联合国贸发大会等。

在上述的背景下, 投资者能够相对比较容易地判断投资对象或拟投资对象的

公司治理状况，从而在进行决策时考虑公司治理因素。麦肯锡（2001）对 200 个代表 3.25 万亿美元资产的国际投资人进行的调查结果表明，80% 的被调查者认为，在其他因素相同的情况下，他们愿意为治理良好的公司付出溢价；75% 的被调查者认为公司治理质量至少与公司财务指数同等重要，在财务状况类似情况下，投资人愿意为治理良好的亚洲公司多付 20-27% 的溢价。2007 年由澳洲会计师公会香港分会及香港浸会大学公司治理与金融政策研究中心联合进行的调查研究同样发现，境外机构投资者在投资中国境内公司的时候，愿意为那些拥有良好公司治理的公司支付高达 28.5% 的溢价。麦肯锡等机构的上述调查<sup>①</sup>、国内外公司治理评价的开展促使公司治理理论研究进入公司治理溢价研究阶段，即开始关注公司治理的资本市场效应，将公司治理与公司的资本市场表现联系起来，进而使股东获得改善公司治理的直接收益。

那么投资于公司治理好的公司能否获取超额回报？这是本文关注的核心问题。通过对公司治理溢价的研究，可以考察投资者对公司治理风险因子所要求的额外补偿的情况，进而完善资产定价模型。接下来的安排依次为相关研究文献述评，公司治理溢价的界定与检测模型，样本选择、数据来源与变量计算，描述统计与实证结果，以及结论解释、政策建议与研究不足。

## 2 相关研究文献述评

对公司治理效果或绩效的经典研究主要集中在公司治理指标或指数与每股收益、净资产收益率等所反映的财务绩效关系上。而公司治理溢价的研究主要是检验公司治理风险因子是否存在超额回报，关注的是市场绩效。这方面较早的探索性研究是 Gompers, Ishii & Metrick（2003）（以下简称 GIM）利用投资者责任研究中心（IRRC）数据研究了 1990-1999 年美国 1500 家公司的公司治理与超额回报关系。首先通过公司反并购条款哑变量求和构建了一个公司治理指数，指数值越大，股东权利就越小，公司治理就越差，反之越好，指数最大值为 24；第二，该文将指数小于 5 的公司定义为‘democratic portfolio’，大于 14 的公司定义为‘dictatorship portfolio’；第三，构建投资组合，其中‘democratic portfolio’上投资可以获得 0.29% 的月超额回报，而投资在‘dictatorship portfolio’获得的月超额回报为 -0.42%，这样套利组合的月超额回报为 0.71%，年超额回报为 8.5%，其中所采用的定价模型为四因子定价模型。该文开创性地研究了股东权利（shareholder rights）与投资回报之间的关系，为研究公司治理溢价问题提供了一个很好的借鉴框架；此研究也引发了大量的“跟进式”研究，从样本选择、指数构建方法等方面对其研究不足进行完善。

Bebchuk, Cohen & Ferrell（2005）（以下简称 BCF）同样利用 IRRC 的数据，研究了在 24 个公司治理条款中，哪些与公司价值和投资收益相关。经过分析，提炼出了一个由 6 个条款组成的防御（entrenchment）指数。研究发现，较高指数的公司在 1990-2003 年期间表现出较大的负超额回报。该研究从改进公司治理指数

---

<sup>①</sup> 需要说明的是上述调查结果仅为投资者的支付意愿，并非实际支付，而且没有给出治理溢价的界定。

的计算方法入手拓展 GIM 的研究，对本文启示较大。

Core, Guay & Rusticus (2006) (以下简称 CGR) 也对 GIM 的研究进行了拓展, CGR 将 GIM 数据的时间段进行了拓展。利用 IRRC 的 2000-2003 年数据的研究结果显示, 依据治理指数构建的套利组合获得的超额回报为-10.1%, 1990-2003 年数据的研究结果显示, 超额回报为 2.6%, 而 1990-1999 年数据的研究结果显示, 超额回报为 9.2%。换句话说, 超额回报大小与特定的时间段有关系。因此, 他们的结论是公司治理与超额回报之间不存在关系。

另一项拓展研究为 Cremers & Nair (2006) (以下简称 CN) 的研究。CN 不但考虑了外部的公司治理, 即并购机制的作用, 而且考虑了内部治理, 探究了内外部治理机制之间的交互作用。发现当买进一个较高接管概率的公司, 而卖出一个接管概率较低的公司, 只有在公共基金持股比例较高或者是大股东 (blockholder) 时才能获得 10-15% 的超额回报, 而不考虑内部的股权结构时, 超额回报仅为 8%。

上述 BCF、CGR、CN 对 GIM 的研究进行了拓展之外, 还有 Bauer, Gaunster & Otten (2003) 也是沿着 GIM 的思路, 比较了公司治理好的组合和公司治理差的组合的收益, 但样本来自欧洲泛欧绩优股指标 (FTSE Eurotop 300 Index) 中的公司。Drobotz, Schillhofer & Zimmermann (2003) 利用德国公司的公司治理评级结果, 考察了治理公司层面的差异是否能解释公司横截面的预期回报问题, 结果发现在报告期内投资于高治理评级公司和投资于低治理评级公司的战略之间, 其回报每年存在着大约 12% 的差异。Larcker, Richardson & Tuna (2005) 对 2106 个样本的公司治理与公司绩效和超额回报的关系进行了研究; 利用 39 个公司治理指标, 包括董事会特征、股权结构、高管的激励和反并购条款等, 进行主成分分析, 得出 14 个主成分变量; 这 14 个主成分变量与公司的未来绩效、托宾 Q 值和股票的超额回报都存在联系。Larcker 等人的这种构建公司治理指数的方法也为本文所借鉴。

通过上述研究可以看出, 目前理论界已经开始关注公司治理与超额回报的关系, 突破了原有的对公司治理与财务绩效关系的研究框架。但也不难看出存在着一些不足: 第一, 研究没有明确提出公司治理溢价定义, 更多的是关于公司治理溢价的调查研究, 实际上是支付意愿; 第二, 关于公司治理与超额回报关系的研究并非真正的公司治理与超额回报关系的研究, 主要是关注公司治理的一个方面, 即并购机制, 这可能与数据获得以及数据评价的难易程度有关, 因此导致了公司治理与超额回报存在与不存在关系两种结论的对立; 第三, 在进行公司治理评价时, 即衡量公司治理状况时多数采用简单的哑变量求和的方法, 没有应用因子分析等更加精确的方法; 第四, 对公司治理与超额回报的关系机理缺乏深入的分析, 为什么二者之间存在着关系或者说为什么存在治理溢价没有得到明确回答; 第五, 已有的研究多数是关注发达国家的资本市场, 我国上市公司治理与超额回报的关系需要检验。

### 3 公司治理溢价的界定与检测模型

### 3.1 公司治理溢价的界定

超额回报 (abnormal returns) 是与公司治理溢价紧密相关联的概念。超额回报又称超额收益。从直观的含义上讲,它是在风险不增加的情况下所获得的收益,即经过风险调整或市场调整后仍大于零。完全有效市场不存在超额回报,因为股票的价格已经充分反映了其基本价值,不存在错误定价。以 Fama-French 为代表的有效市场假说 (EMH) 的信奉者,他们认为价值股获得的超额回报是对其所承受额外风险的补偿,而这些风险被正统的资本资产定价模型 (CAPM) 所遗漏掉。

本文认为,从资产定价的角度来看,公司治理溢价首先是超额回报的一部分,因公司治理的好坏 (实质上是治理风险的高低) 而引起的超额回报,即在影响股票收益率其他因素相同的情况下,公司治理的好坏而带来的实际收益率与市场收益率之差的差异,是持有公司治理较差公司的股票多承担治理风险而要求的回报,持有公司治理较好公司的股票少承担治理风险而支付的溢价。公司治理溢价是有效市场的一个异常现象 (anomaly), 为正统定价模型无法解释。

如下图所示, A 和 B 分别代表两个公司治理质量 (风险) 不同的股票或者投资组合, 其中 B 的公司治理质量高于 A, 根据上述公司治理溢价的定义, 公司治理溢价在数量上等于差 2 减去差 1 中能够由公司治理因素所解释的部分。<sup>①</sup>

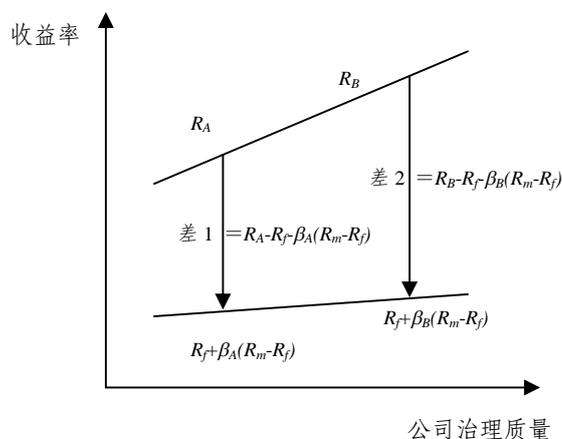


图 1 公司治理溢价示意图

### 3.2 Fama-French 模型

在界定公司治理溢价之后, 接下来我们选择资产定价模型。对于刻画预期收益的横截面特性而言, 目前学术界的共识是单一因子不充分, CAPM 模型受到越来越多的质疑。Fama 和 French 提出的三因子 (因素) 模型经被证明比单因子模型更符合经验数据, 具有较高的解释能力。

<sup>①</sup> 此处公司治理溢价的界定假设不存在规模、价值等其他因子, 否则需要进行调整。

该模型将对股票的预期收益率 ( $E[R_i]$ ) 与无风险利率 ( $R_f$ ) 的差额表示为市场组合预期收益率 ( $E[R_m]$ ) 与  $R_f$  的差额 ( $E[R_m]-R_f$ )、规模因子 ( $SMB$ ) 和账面市值比因子 ( $HML$ ) 的线性函数。通过对月度数据进行时间序列回归, 三因子与收益率的关系表示为:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,  $SMB$  (small minus big) 代表小公司股票组成的资产组合与大公司股票资产组合的收益差,  $HML$  (high minus low) 代表较高账面市场价值比的股票组成的资产组合与较低账面/市场价值比的股票组成的资产组合的收益差。  $b$ 、 $s$ 、 $h$  分别表示  $R_m - R_f$ 、 $SMB$ 、 $HML$  的敏感系数。

### 3.3 国内已有的关于该模型的检验

自从 Fama-French 多因子定价模型提出以来, 该模型的适用性已经得到多个国家股票市场的验证。

在国内, 宋逢明和王闻 (2004) 对 Fama-French 三因子资产定价模型进行了评析。陈信元、张田余和陈冬华 (2001) 运用经验研究的方法, 对预期股票收益的决定因子进行了横截面分析, 发现在对单因子模型和多因子模型的检验中,  $\beta$  值始终没有对股票收益表现出解释能力, 规模和账面市值比可以解释股票收益。陈守东、孟庆顺和赵云立 (2003) 严格按照 Fama 和 French 的方法构造模型, 其参数估计的 OLS 和 GMM 都通过了计量检验, 结果表明 Fama-French 模型对于中国股市是基本适用的。杨炘和陈展辉 (2003) 检验 Fama-French 三因子资产定价模型在中国 A 股市场的适用性, 结果表明沪深 A 股市场存在着公司规模效应和账面市值比效应。范龙振等 (2002; 2003; 2004) 发现股票市场具有显著的市值效应、账面市值比效应、市盈率效应和价格效应, 这些效应不能用市场  $\beta$  值来解释, 但再加上市值因子和账面市值比因子, 可以很好地解释这些效应。吴世农和许年行 (2004) 以 1995 年 2 月至 2002 年 6 月深沪两市 A 股上市公司为样本, 对比 CAPM、三因子模型和特征模型三个定价模型, 实证研究发现: 中国股市存在显著的账面市值比效应和规模效应; 三因子模型比 CAPM 能更好地描述股票横截面收益的变化。陈展辉 (2004) 研究发现沪深 A 股市场存在着公司规模效应和股东权益账面市值比效应, Fama-French 三因子模型基本上可以解释 A 股市场收益率的截面差异。邓长荣和马永开 (2005) 采用深市 1996 年 1 月至 2003 年 12 月数据对三因子模型进行了检验, 证明三因子模型在我国证券市场是成立的。

通过上述关于中国股票市场 Fama-French 模型的研究可以看出, 该模型能够较好地解释中国股票市场的收益率, 所以本文选择了该模型, 借鉴 GIM 等人的研究思路, 根据因子分析生成的反映上市公司治理状况的治理指数来检验是否存在治理溢价。

## 4 样本选择、数据来源与变量计算

### 4.1 样本选择

本文所选样本为 2002、2003、2004 和 2005 年沪深两市的上市公司。选择 2002-2005 时间段样本主要是考虑市场的整体走势情况，2002-2005 时间段，市场总体比较平稳，而 2006-2011 市场波动性比较大，会影响到结论的稳健性；此外，考虑我国 2001 年开始导入独立董事制度，因此将 2002 年作为研究的起点。样本时间段如图 2 和图 3 所示。<sup>①</sup>



图 2 上证指数（上海：000001）2001-2011 年



图 3 深证成指（深圳：399001）2001-2011 年

本文所选样本为 2002、2003、2004 和 2005 年沪深两市的上市公司，具体的样本筛选原则如下：

第一，各年度样本的相关公司治理数据齐全。一共有 32 个公司治理指标，22 个连续型变量，10 个哑变量。

第二，相关的财务指标数据齐全。主要包括 2002-2005 年个股月回报、月末流通股市值、年末账面价值、沪深个股收益按流通市值加权平均计算出的市场收益，以及 2001 年末流通股市值和 2006 年 1-6 月个股月回报。

<sup>①</sup> 借鉴 CGO (2006) 的研究思路，可以利用 2005-2010 数据以及 2002-2011 的数据检验结论的稳健性，这是本文下一步的重要研究工作。

第三，金融保险行业和中小企业板上市公司样本排除在外。金融保险行业公司的治理以及财务表现方面和其他行业相比具有特殊性，而中小企业板上市公司上市时间过短。

第四，2001年上市的样本排除在外。样本区间为2002-2005年，年报披露时间为2003-2006年，连续4年的样本。

第五，ST公司样本排除在外。

经过上述几个环节的筛选以后，最终确定的样本数量为3641家，其中2002年871家，2003年904家，2004年906家，2005年960家。

## 4.2 数据来源

本文研究数据来源：第一，公司治理因子分析时所用到的指标当中，职工监事人数、董事长是否变更、总经理是否变更和是否受到公开批评、公开谴责或行政处罚来自国泰安（GTA）数据库的中国上市公司治理结构研究数据库和中国上市公司违规处理研究数据库，其余指标均来自色诺芬（CCER）数据库的上市公司治理结构数据库；第二，流通市值和账面价值来源于国泰安（GTA）数据库的中国上市公司财务数据库；第三，市场收益率来源于色诺芬（CCER）数据库的中国证券市场指数数据库数据。

## 4.3 变量计算

（1）公司治理指数的计算。考虑到我国上市公司治理的实际情况和数据的可获得性，本文选择了23个常用反映公司治理状况的指标，见表1。进行因子分析时要满足变量间的相关性较高的假设（两两相关系数较高且部分系数显著，限于篇幅，23个公司治理变量之间的spearman相关系数省略），同时通过KMO和Bartlett's Test检验。KMO of Sampling Adequacy取值为0.595，一般认为0.6左右都适合进行因子分析，而Bartlett's Test of Sphericity取值小于0.001，因此相关数据适合进行因子分析。

旋转分析结果显示，第1个因子是关于股权集中度的变量，第2个因子是关于董事、独立董事和高管薪酬的变量，第3个因子是董事、监事和高管长期激励机制的变量，第4个因子是关于三会会议次数的变量，第5个因子是关于股东大会出席情况的变量，第6个因子是关于监事和董事人数的变量，第7个因子是关于流通股比例的变量，第8个因子是关于董事独立性、监事独立性、哑变量的变量，第9个因子是关于高管人数和职工监事人数的变量，见表2。旋转分析结果比较理想，各治理因子经济含义明确，几个变量累计解释66.405%的信息。然后以各个因子总方差贡献率的比例作为权数进行加权汇总计算出公司治理指数（*cgindex*）。*cgindex*值越高，代表公司治理状况越好，反之越差。

表1 因子分析所用到的公司治理指标

公司治理维度	具体指标
股东大会与股权结构	股东大会会议次数；年度股东大会出席率；Z 指数；CR_10 指数；第一大 股东持股比例；Herfindahl_10；流通股比例。
董事会特征	董事会会议次数；董事会规模；独立董事个数；董事会持股比例；前三名 董事报酬总额；独立董事津贴；领取报酬的董事的比例。
监事会特征	监事会规模；监事会会议次数；监事会持股比例；领取报酬的监事比例； 职工监事人数。
经理层特征	高管人数；经理层持股比例；前三名经理层报酬总额。
哑变量指标	董事长是否持股（是 1；否 0）；总经理是否持股（是 1；否 0）；监事会主 席是否持股（是 1；否 0）；两职是否分离（是 1；否 0）；是否设立专业委 员会（是 1；否 0）；是否被出具标准无保留审计意见（是 1；否 0）；总 经理是否变更（是 0；否 1）；董事长是否变更（是 0；否 1） <sup>①</sup> ；是否受到公 开批评、公开谴责或行政处罚（是 0；否 1） <sup>②</sup> ；是否有关联交易（是 0； 否 1）。

表 2 公司治理因子载荷矩阵

因子	特征变量			因子载荷			旋转后因子载荷		
	Total	%	Cum%	Total	%	Cum%	Total	%	Cum%
cg1	2.984	12.976	12.976	2.984	12.976	12.976	2.882	12.532	12.532
cg2	2.217	9.638	22.614	2.217	9.638	22.614	2.142	9.314	21.846
cg3	2.061	8.959	31.573	2.061	8.959	31.573	2.104	9.148	30.993
cg4	1.643	7.144	38.717	1.643	7.144	38.717	1.542	6.702	37.695
cg5	1.560	6.782	45.500	1.560	6.782	45.500	1.484	6.452	44.148
cg6	1.391	6.049	51.549	1.391	6.049	51.549	1.423	6.188	50.335
cg7	1.300	5.653	57.202	1.300	5.653	57.202	1.343	5.838	56.173
cg8	1.106	4.809	62.011	1.106	4.809	62.011	1.324	5.755	61.928
cg9	1.011	4.394	66.405	1.011	4.394	66.405	1.030	4.477	66.405

(2) 无风险利率的选择。国际上通常采用短期国债利率度量无风险资产收益，但我国市场的短期国债很少。短期国债的零星发行使得很难计算出市场化的到期收益率。建立在国债基础上的国债回购利率在很大程度上已经被作为市场利率的参考。但是问题在于市场分割，因为回购市场存在着银行间和交易所两个市场，其中银行间市场交易约占国债回购交易额的 80%。国内大量的研究采用商业银行的存款利率作为无风险利率。<sup>③</sup>这一考虑主要基于我国的银行体系以国有商业银行为主，而且任何个人和企业机构都可到银行存款，不存在市场分割问题。因

① 董事长和总经理变更的原因可以分为：工作调动、退休、任期届满、控股权变动、辞职、解聘、健康原因、个人、其他。本文所指变更是指因辞职、解聘、健康原因、个人、其他原因发生的变更，出现这五种变更时指标取值为 0，情况取值为 1。

② 一般情况，处理类型包括：公开批评、公开谴责、行政处罚。处理单位包括：证监会、上交所、深交所。处理对象包括：处理公司、管理层、公司及管理层。本文中，不管上市公司还是管理层或二者同时，受到哪个处理单位的何种处理类型，指标均取值均为 0，没有受到处理的指标取值为 1。

③ 关于无风险利率的选择请参见廖理、汪毅慧：《中国股票市场风险溢价研究》，载《金融研究》2003 年第 4 期；朱世武、郑淳：《中国资本市场股权风险溢价研究》，载《世界经济》2003 年第 11 期。

此，本文选择了三个月银行定期存款利率进行复利换算为无风险利率。

(3) 组合收益率的计算。采用加权算术平均法计算组合收益率( $R_{pt}$ )。在我国，国家股、法人股和流通股并存，作为投资者而言，一般以流通股市值衡量股票规模大小，因此本文以流通股市值作为权数进行加权算术平均。

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{i(t-1)}}{P_{i(t-1)}} \quad (2)$$

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^m R_{it} V_i}{\sum_{i=1}^m V_i} \quad (3)$$

$R_{it}$ 表示第*i*只股票在第*t*到*t-1*时期的收益率， $P_{it}$ 、 $P_{i(t-1)}$ 分别表示第*i*只股票在*t*、*t-1*时点的收盘价， $V_i$ 表示每年6月末的流通股市值，*m*为年度内具体投资组合的所有样本个数， $R_{pt}$ 表示第*i*个组合在第*t*到*t-1*时期的收益率。对于股票分割、发放股息、送红股以及配股，股价都已做了复权处理。

(4) 市场组合收益率的计算。按照流通市值加权计算市场组合收益率，如公式(4)所示。

$$R_{mt} = \frac{\sum_{i=1}^n R_{it} V_i}{\sum_{i=1}^n V_i} \quad (4)$$

公式5中 $R_{mt}$ 为市场组合的收益率， $V_i$ 表示每年6月末的流通股市值， $R_{it}$ 表示第*i*只股票在第*t*到*t-1*时期的收益率，*n*为年度内沪深股市所有样本个数，包括ST公司。

(5) *SMB*与*HML*计算。采用Fama和French(1993)的构造方法，首先，我们按照公司的市值(*ME*)与账面市值比(*BE/ME*)的大小形成6个组合；然后我们利用这6个组合来模拟规模因子与账面市值比因子的收益率。具体方法如下：第一步，在每年的6月末，根据上年年末的样本*ME*进行排序，用*ME*的中位数把样本内的股票分成两个两组，即小的(*S*)与大(*B*)的两组。同样我们也按*BE/ME*的大小进行排序，按最小的30% (*L*)、中间的40% (*M*)和最大的30% (*H*)来取分界点。这样我们通过上面的两种分类方法就可以构造出6个组合(*S/L*, *S/M*, *S/H*, *B/L*, *B/M*, *B/H*)，以流通股市值加权平均来计算出6个组合的收益。第二步，利用已经构造的6个组合来计算*SMB*与*HML*，计算方法如下：

$$SMB = \left( \frac{S/L + S/M + S/H}{3} \right) - \left( \frac{B/L + B/M + B/H}{3} \right) \quad (5)$$

$$HML = \left( \frac{B/H + S/H}{2} \right) - \left( \frac{S/L + B/L}{2} \right) \quad (6)$$

## 5 描述统计与实证结果

### 5.1 公司治理状况与收益状况描述统计

首先是 *cgindex* 的描述统计分析。基于因子分析所得到的各年度的 *cgindex* 平均值显示，我国上市公司治理状况呈现出 2002 到 2004 年逐年提高，之后又呈下降的趋势，限于篇幅分年度描述统计结果没有报出，表 3 显示的是 *cgindex* 和各公司治理因子的 2002-2005 描述统计分析结果。从控股股东性质来看，本论文主要比较了国有控股和民营控股两类上市公司的治理状况，比较结果表明，各年度国有控股公司的治理状况好于民营控股上市公司，见表 4，T 检验的结果显著。本论文同时也对不同交易状态公司的治理状况进行了比较研究，主要是指正常交易状态的公司和 ST 公司的治理状况比较，结果显示 ST 公司的治理指数平均值显著低于正常交易状态的公司，见表 5，T 检验显著。表 6、表 7 和表 8 是基于公司治理分组的收益状况的描述性统计分析。

表 3 公司治理状况全样本描述统计

统计指标	cg1	cg2	cg3	cg4	cg5	cg6	cg7	cg8	cg9	cgindex
N	4032	4032	4032	4032	4032	4032	4032	4032	4032	4032
均值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
中位数	-0.18	-0.20	-0.05	-0.15	0.04	0.09	0.09	-0.03	-0.09	-1.58
标准差	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	23.23
偏度	0.66	4.93	28.25	0.95	-0.09	-0.12	-0.38	0.03	3.44	2.12
峰度	0.27	50.65	902.46	1.60	-0.82	0.19	1.27	-0.50	60.59	20.40
最小值	-2.80	-1.40	-0.38	-2.02	-2.63	-3.92	-4.26	-3.07	-2.73	-58.35
最大值	4.20	15.65	39.55	6.11	2.56	4.62	5.64	2.80	22.02	352.15

表 4 分股东性质 2002-2005 公司治理状况描述统计

年度	控股股东	cg1	cg2	cg3	cg4	cg5	cg6	cg7	cg8	cg9	cgindex
2002	国有800	0.20	-0.30	-0.04	0.37	-0.55	-0.06	-0.84	0.18	-0.22	-6.95
	民营136	-0.56	-0.14	0.15	0.69	-0.43	-0.47	-0.47	-0.07	-0.33	-12.52
2003	国有754	0.19	-0.03	-0.04	-0.09	0.81	0.04	0.11	0.33	0.06	9.38
	民营202	-0.56	-0.01	0.06	0.23	0.74	-0.18	0.35	0.23	-0.21	1.17
2004	国有727	0.16	0.21	-0.05	-0.27	0.80	0.04	0.27	0.28	0.08	10.66
	民营230	-0.56	0.18	0.09	0.10	0.72	-0.13	0.58	0.12	-0.14	3.36
2005	国有737	0.13	0.12	-0.01	-0.24	-1.00	0.25	0.18	-0.64	0.23	-5.45
	民营247	-0.50	-0.01	0.27	-0.12	-1.04	-0.07	0.55	-0.98	0.17	-13.65

表 5 分交易状态 2002-2005 公司治理状况描述统计

年度	交易状态	cg1	cg2	cg3	cg4	cg5	cg6	cg7	cg8	cg9	cgindex
2002	正常941	0.08	-0.26	-0.01	0.40	-0.54	-0.09	-0.78	0.17	-0.23	-7.54

	ST67	-0.29	-0.42	-0.07	0.57	-0.40	-0.44	-0.77	-0.12	-0.47	-16.90
2003	正常905	0.06	0.03	-0.02	-0.03	0.78	-0.01	0.16	0.35	0.02	8.55
	ST103	-0.39	-0.40	-0.06	0.07	0.84	-0.25	0.12	0.09	-0.07	-3.90
2004	正常904	0.00	0.26	-0.01	-0.22	0.77	0.01	0.33	0.29	0.04	9.66
	ST104	-0.42	-0.35	-0.07	0.13	0.81	-0.17	0.53	-0.11	-0.12	-2.26
2005	正常914	-0.01	0.15	0.07	-0.21	-1.03	0.18	0.26	-0.68	0.23	-6.36
	ST94	-0.25	-0.50	-0.04	-0.21	-0.94	-0.02	0.50	-1.11	0.02	-19.06

表 6 公司治理组合 Rpt 及 Rm-Rf 描述统计

统计指标	GG1	GG2	GG3	GG4	GG5	GG6	GG7	Rm-Rf
均值	-0.982	-0.189	-0.182	0.289	-0.105	0.298	0.241	1.422
中位数	-2.649	-1.903	-1.525	-1.184	-0.339	0.227	-0.084	-0.072
标准差	0.076	0.071	0.072	0.073	0.067	0.067	0.059	0.051
偏度	1.405	0.843	1.380	0.988	0.543	0.489	0.328	4.186
峰度	3.803	1.101	3.766	1.630	0.182	0.222	-0.765	19.035
最小值	-0.133	-0.117	-0.120	-0.111	-0.125	-0.121	-0.111	-0.003
最大值	0.289	0.227	0.283	0.255	0.173	0.200	0.122	0.285

表 7 公司治理组合 SMB 描述统计

统计指标	GG1	GG2	GG3	GG4	GG5	GG6	GG7
均值	0.113	-0.683	-0.658	-0.821	-0.002	-0.428	-0.061
中位数	0.135	-0.753	-0.559	-0.659	0.055	-0.162	-0.349
标准差	0.023	0.027	0.025	0.025	0.034	0.028	0.044
偏度	0.483	0.204	0.189	-0.384	0.309	-0.284	0.495
峰度	1.344	0.374	-0.145	-0.141	0.355	0.545	0.329
最小值	-0.046	-0.069	-0.061	-0.076	-0.082	-0.078	-0.092
最大值	0.075	0.068	0.058	0.038	0.083	0.061	0.112

表 8 公司治理组合 HML 描述统计

统计指标	GG1	GG2	GG3	GG4	GG5	GG6	GG7
均值	1.101	0.155	0.634	0.038	0.166	1.520	0.169
中位数	0.582	0.191	0.537	-0.056	-0.017	1.035	0.503
标准差	0.024	0.025	0.030	0.027	0.031	0.030	0.036
偏度	0.559	-0.280	-0.055	0.218	-0.389	0.198	-1.314
峰度	-0.183	1.478	0.983	-0.145	0.106	-0.542	6.831
最小值	-0.027	-0.076	-0.072	-0.054	-0.082	-0.040	-0.155
最大值	0.067	0.067	0.083	0.061	0.059	0.079	0.097

## 5.2 实证检验结果

本文首先进行了只考虑  $R_m-R_f$  的模型分析，实际上是 CAPM 模型的分析。结果显示，各分组模型的 F 值均显著， $R_m-R_f$  也高度显著，除 CG7 之外，各公司治

理分组的  $Ajusted-R^2$  都在 0.3 以上，结果详见表 9。说明在我国股票市场，市场溢价因子能够较好地解释股票的收益，这一因子是我们进行分析时的必选因子。另外，随着公司治理分组从 CG1 到 CG7 的变化，截距项呈现出总体上升趋势，CG1 对应的  $\alpha$  为-0.024，而 CG7 对应的  $\alpha$  为-0.007。而且 CG1 组合的截距项  $\alpha$  显著，说明购买公司治理差的组合股票，会有负的超额回报；其他几个组合的截距项  $\alpha$  不显著。

表 9 基于 *cgindex* 分组的 CAPM 模型结果

分组	$\alpha$	$R_m-R_f$	F	Ajusted- $R^2$
GG1	-0.024* (-2.704)	0.924*** (5.323)	28.337***	0.368
GG2	-0.016 (-1.917)	0.884*** (5.544)	30.736***	0.388
GG3	-0.017* (-2.105)	0.968*** (6.225)	38.750***	0.445
GG4	-0.012 (-1.398)	0.928*** (5.747)	33.024***	0.405
GG5	-0.013 (-1.626)	0.774*** (4.853)	23.549***	0.324
GG6	-0.009 (-1.131)	0.767*** (4.818)	23.218***	0.321
GG7	-0.007 (-0.823)	0.532*** (3.457)	11.948***	0.189

注：\*代表 0.05 置信水平显著；\*\*代表 0.01 置信水平显著；\*\*\*代表 0.001 置信水平显著，下同。

在上述实证检验基础上，本文进行了进一步的检验，选择了近几年来国内学者广泛采用的 Fama-French 三因子模型检验公司治理与超额回报的关系，从检验结果可以看出，各公司治理分组的 F 值均显著， $Ajusted-R^2$  在 0.235 到 0.504 之间，与只考虑  $R_m-R_f$  的相比，有了较大的提高。模型中  $R_m-R_f$  系数高度显著，但 *SMB* 和 *HML* 个别系数显著，CG1 的截距项  $\alpha$  显著，其余均不显著，与上述结果吻合，检验结果见表 10。

表 10 基于 *cgindex* 分组的 Fama-French 模型结果

分组	$\alpha$	$R_m-R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	F	Ajusted- $R^2$
GG1	-0.030*** (-3.472)	0.872*** (4.897)	1.144** (3.216)	0.502 (1.343)	15.212***	0.476
GG2	-0.010 (-1.223)	0.786*** (4.823)	0.555 (1.863)	-0.306 (-0.904)	12.796***	0.430
GG3	-0.010 (-1.257)	0.923*** (5.944)	0.674* (2.240)	-0.275 (-1.009)	16.949***	0.504
GG4	-0.008 (-0.966)	0.974*** (5.772)	0.485 (1.341)	0.248 (0.722)	11.569***	0.403
GG5	-0.012 (-1.503)	0.749*** (4.636)	-0.057 (-0.236)	-0.376 (-1.409)	8.579***	0.326

GG6	-0.012 (-1.270)	0.705*** (3.885)	0.143 (0.430)	0.252 (0.820)	7.750***	0.301
GG7	-0.008 (-0.983)	0.557** (3.208)	0.189 (0.801)	0.552* (2.139)	5.812**	0.235

### 5.3 模型结果分析

通过上述基于公司治理分组的只考虑  $R_m-R_f$  因子的 CAPM 模型和完整的 Fama-French 模型的实证检验结果可以看出,  $R_m-R_f$  因子能够比较好地解释中国股市的收益, 这与目前已有的检验结果相一致。

在公司治理分组模型中的截距项  $\alpha$  为超额回报, 表 10 结果显示, 通过构建套利组合, 即买入公司治理好的组合 GG7 股票, 卖出公司治理差的组合 GG1 股票, 我们就可以获得  $0 - (-0.03) = 0.03$  的超额回报。换句话, 购买公司治理差的公司股票, 将损失一部分收益, 而购买公司治理好的公司股票虽然不能够获得超额回报, 但至少能保障平均收益水平。由于本文采用的是月度数据, 因此将 0.03 换算为年度收益率即为  $0.03 \times 12 = 0.36 = 36\%$ , 超额回报为 36%。本文没有按照复利方式计算, 如果复利计算, 超额回报将更高。

此外, 本文发现, 无论是 CAPM 模型, 还是 Fama-French 模型, 随着公司治理水平的提高, 即从 CG1 到 CG7, 模型截距项  $\alpha$  都呈现出了总体上升的趋势, 即购买公司治理组合差的股票 CG1 所获得的超额回报低于其他公司治理组合对应的超额回报, 见图 4 和图 5。

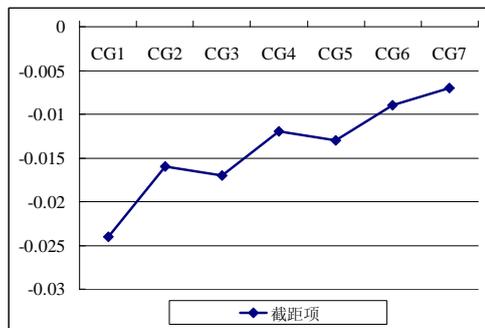


图 4 CAPM 模型截距项趋势

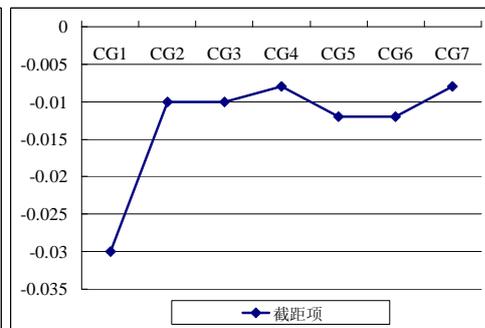


图 5 Fama-French 模型截距项趋势

为什么会存在着这样的趋势或者规律, 这是大家关注的核心问题。本文认为, 这主要与我们划分组合的方式有关, 是不同组合的风险差别或者风格不一样所致, 进一步说是公司治理风险不同所引起的差异; 公司治理好的组合, 公司治理风险低, 反之, 较高。因此, 公司治理与超额回报之间存在一定的关系, 即我国股市存在 36% 的公司治理溢价。

## 6 结论解释、政策建议与研究不足

Bushman 和 Smith (2001) 指出未来对公司治理的研究将转向资本市场的效应, 即进一步与股票价格联系起来。由内在价值理论和相对估值理论组成的传统估值理论没有考虑公司治理因素, 公司治理是否影响股票价格和如何影响股票价格问题有待深入研究; 在资产定价模型中, 单因素模型和多因素模型的解释能力不是很理想, 公司治理风险因子的提出将有利于完善定价模型, 治理溢价这个市场“异例”的本质、检测和存在原因将是未来公司治理关注的焦点之一 (郝臣, 2008)。王承炜和吴冲锋 (2003) 采用了 Fama-French 三因子模型对风险进行了调整, 发现资产收益并不能由 Fama-French 的三因子模型定价, 结论暗示了还有一些风险因子没有完全被三因子定价, 这就需要构造适合国内市场的因子模型。类似地, 林海和洪永淼 (2006) 利用中国 1997-2004 年数据对单因子模型和三因子模型进行了实证分析和检验, 提出中国股票组合收益率中仍然存在着一些无法解释的部分, 需要引入新的风险因子或者考虑非线性关系才能得以解决。而本文的研究内容主要是尝试将公司治理风险因子引入定价模型, 并得出中国股市存在着 36% 的公司治理溢价的结论。

## 6.1 解释: 公司治理价值相关性视角

对公司治理溢价的解释主要是考察投资者在进行投资决策时, 公司治理因素被考虑的情况。如果公司治理信息完全反映到股价中, 具有较高的价值相关性, 则不会存在治理溢价; 反之, 会存在治理溢价。这时, 公司治理被视为公司基本面的一部分, 即公司治理披露, 进而与股票价格联系起来。在资本市场实证研究中, 关于公司基本面与股票价格的关系的研究形成了信息观 (information perspective) 和计价观 (valuation perspective) 的经典理论。信息观主要是回答包含公司治理披露在内的信息是否影响股票价格, 体现为信息含量的研究; 而计价观主要是回答包括公司治理在内的信息如何影响股票价格, 体现为价值相关性的研究。因此, 价值相关性的研究内容包括了信息含量的研究内容。在国内, 赵宇龙 (1998) 采用 Ball 和 Brown 的方法, 开创了中国证券市场会计盈余披露信息含量研究的先河。鉴于很难找到一个明确的公司治理事件 (event), 本文只检验了公司治理的价值相关性。

经过 20 世纪 80 年代的一些初步研究的经验证据的积累, 研究者对会计盈余是否具有价值相关性已经有了基本一致的认识, 但同时也感觉到会计盈余对股票价格 (收益) 的解释力仍然偏低, 因此研究开始寻求造成这一现象的原因, 并从各个角度开始系统地探索研究方法的改进与完善, 包括模型的重构、变量与检验方法的优化等等, 以期获得更为可靠合理的经验数据。Lo & Lys (2000) 的研究也发现盈余价值相关性降低而信息含量保持稳定, 认为造成这一现象的重要原因是公布盈余信息时, 还同时释放了一些没有被识别的信息。

会计盈余价值相关性偏低的现象促使研究的焦点开始转向非会计盈余信息与股票价格的相关性。例如 Aboody & Lev (1998), Easton (1998) 关于无形资产与股票价格相关性的研究, Claessen, Djankov & Lang (1998), Karathanassis, Philippas & Efthymios (2004), 陈振远、张智尧、王兰芬和李文智 (2005) 关于公司治理

与股票价格相关性的研究。

本文利用基于因子分析所构建的公司治理指数，来研究公司治理与股票价格关系，包括公司治理增量价值相关性（incremental value relevance）和相对价值相关性（relative value relevance），即回答公司治理是如何影响股票价格。常用研究模型有两种，即价格模型和收益模型。两种模型各有优缺点，本文选择了目前学术界较常用的 Feltham-Ohlson 价格模型来研究公司治理与股票价格的关系，模型如下所示。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 cgindex_{it} + \beta_2 cgindex_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 eps_{it} + \beta_2 bvps_{it} + \beta_3 cgindex_{it} + \beta_4 cgindex_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， $P_{it}$  是指第  $i$  只股票第  $t$  年每月月末收盘价的简单算术平均值， $eps_{it}$  为第  $i$  只股票第  $t$  年年报披露的每股收益， $bvps_{it}$  为第  $i$  只股票第  $t$  年年报披露的每股净资产， $cgindex_{it}$  是指第  $i$  只股票第  $t$  年的反映其公司治理综合状况的公司治理指数， $cgindex_{it-1}$  是指第  $i$  只股票第  $t-1$  年的反映其公司治理综合状况的公司治理指数， $t$  取值为 2002-2005， $i$  取值为 1-994。样本选取遵循本文第五部分的第一、三、四原则，同时满足  $eps$  和  $bvps$  指标数据齐全且为平衡面板数据（balanced panel data）的条件。

2002-2005 年 3976 个样本的平衡面板数据实证结果表明，当期公司治理具有一定的相对价值相关性和增量价值相关性，而前期公司治理只具有相对价值相关性。但考虑前期和当期公司治理因素的面板数据模型、混合数据模型和分年度数据模型的 Adjusted-R<sup>2</sup> 非常低，这说明公司治理的相对和增量价值相关性较低，限于篇幅，这部分结果没有报出，可参考郝臣（2009）有关的实证检验结果。尽管投资者在投资决策时考虑了公司治理因素，但价值相关性总体较低；特别是在分年度回归分析中，公司治理相对价值相关性经历了 2002 年没有到 2003 年有较低的价值相关性，再到 2004 和 2005 年有一定程度的提高的变化过程，见表 11。

公司治理的价值相关性总体较低和逐年提高的检验结果说明，在一个时期内，公司治理因素并没有充分反映在股价之中，从而揭示了上述 36% 治理溢价的存在原因。如果股价不能完全反映（market mispricing）公开治理信息，股价与治理信息映射的“内在价值”存在差距，则“信息观”和“计价观”研究的误差（结论不理想）就可以解释了（陆宇峰，2005）。本文发现的公司治理溢价这个“市场异例”就应该是正常现象，公司治理溢价的研究就有了理论基石。

表 11 只考虑当期治理因素分年度回归分析结果

Year	Variable	Beta	t	Sig.	VIF
2002	constant	10.830	82.069	0.000	-
	cgindex	0.005	0.835	0.404	1.000
	Durbin-Watson=1.665		F=0.697	Sig.=0.404	Adjusted R <sup>2</sup> =0.000
2003	constant	8.423	78.148	0.000	-
	cgindex	0.015	3.246	0.001	1.000

		Durbin-Watson=1.715	F=10.537	Sig.=0.000	Adjusted R <sup>2</sup> =0.010
	constant	6.650	71.455	0.000	-
2004	<i>cgindex</i>	0.031	7.872	0.000	1.000
		Durbin-Watson=1.826	F=61.961	Sig.=0.000	Adjusted R <sup>2</sup> =0.058
	constant	4.751	58.750	0.000	-
2005	<i>cgindex</i>	0.025	7.525	0.000	1.000
		Durbin-Watson=1.727	F=56.631	Sig.=0.000	Adjusted R <sup>2</sup> =0.053

按照公司治理状况构建的投资组合能赚取超额回报，则证明市场上的大部分投资者未能充分理解公司治理信息。郝臣（2008）采用基于信息观的事件研究方法研究公司治理信息含量，样本为 2003-2005 年经过筛选的 198 家、195 家和 174 家制造业上市公司，研究表明，研究样本与控制样本公司年报披露市场反应存在显著的差异，公司治理具有一定的信息含量；但在公司治理状况整体较好的年份，研究样本的市场反应程度大而且显著，而在公司治理整体较差的年份，控制样本的市场反应程度大而且显著；市场效率方面，我国资本市场没有达到半强势有效。这一思路从 20 世纪 80 年代末至今应用得非常广泛，已有“市场异例”的研究几乎都是沿着这一思路。

## 6.2 政策建议与研究不足

随着上市公司治理改革的深入和上述有关政策的实施，公司治理信息的投资决策有用性将越来越高。一方面投资者为了获得治理溢价，积极参与上市公司治理活动；另一方面，上市公司为了使股票获得更高的价格，改善公司治理的动力也越来越大。正是在这个相互作用的良性循环过程中，上市公司治理水平得到了提高，同时资本市场达到更高的效率水平。基于本文的研究，提出以下几点政策建议：第一，改善上市治理披露状况，目前各家上市公司披露的关于公司治理信息基本上千篇一律，投资者从中判断上市公司治理状况比较难，应加强对有用公司治理信息的披露；第二，制定并出台专门的《公司治理披露指引》，已经有不少国家的监管部门和相关组织制定了治理披露方面的指引，我国上市公司目前还没有专门的治理披露指引；第三，加强对投资者公司治理知识的宣传和培训，这样投资者能够发掘“千里马”，上市公司也会有更大的积极性提高公司治理水平；第四，发布能够反映公司治理好的公司的市场走势情况的公司治理股价指数，发挥好公司治理股价指数的“指示器”的作用。

本研究以中国股票市场为背景，将公司治理与财务绩效关系的研究拓展到公司治理与超额回报的市场绩效关系，为公司治理风险的研究奠定了理论基础，完善了资产定价模型。当然，本文也存在着一定的不足。例如，鉴于数据可获得性的限制，在利用因子分析法构建公司治理指数时，考虑到的 22 个连续型治理指标和 10 个哑变量治理指标能否完全反映出上市公司的治理状况。随着样本的增加和相关数据库的完善，本文将分样本时间段作进一步的检验。

## 参考文献

- [1] 陈守东、孟庆顺、赵云立:《中国股票市场 FF 多因子模型的比较分析》,载《吉林大学社会科学学报》2003 年第 5 期。
- [2] 陈信元、张余田、陈东华:《预期股票收益的横截面多因子分析:来自中国证券市场的经验证据》,载《金融研究》2001 年第 6 期。
- [3] 陈展辉:《股票收益的截面差异与三因素资产定价模型——来自 A 股市场的经验研究》,载《中国管理科学》2004 年第 6 期。
- [4] 陈振远、张智尧、王兰芬、李文智:《应用 Ohlson 会计评价模型探究公司治理之价值相关性——以台湾上市公司电子业为例》,载《台大管理论丛》2005 年第 2 期。
- [5] 邓长荣、马永开:《三因素模型在中国证券市场的实证研究》,载《管理学报》2005 年第 5 期。
- [6] 范龙振、单耀文:《交易额、A 股比例、势效应和三因子模型》,载《管理科学学报》2004 年第 3 期。
- [7] 范龙振、王海涛:《上海股票市场股票收益率因素研究》,载《管理科学学报》2003 年第 6 期。
- [8] 范龙振、余世典:《中国股票市场的三因子模型》,载《系统工程学报》2002 年第 6 期。
- [9] 郝臣:《公司治理、股票估值与资产定价》,载《经济管理》2008 年第 13 期。
- [10] 郝臣:《公司治理的价值相关性研究——来自沪深两市 2002-2005 的面板数据》,载《证券市场导报》2009 年。
- [11] 郝臣:《基于年报披露事件的公司治理信息含量研究》,载《系统工程》2008 年。
- [12] 李寿喜:《中国上市公司会计信息与股票定价相关性的实证研究》,复旦大学博士学位论文,2004 年。
- [13] 李维安、牛建波:《公司治理、治理指数与治理溢价——基于中国公司治理指数 (CCGINK) 的经验研究》,首届中国管理现代化研究会年会,2006 年。
- [14] 李维安:《回望中国公司治理十五年》,载《中外管理》2006 年第 11 期。
- [15] 廖理、汪毅慧:《中国股票市场风险溢价研究》,载《金融研究》2003 年第 4 期。
- [16] 林海、洪永淼:《中国股票市场资产定价模型的新检验》,研究报告,2005 年。
- [17] 刘志远、李翔、冯建芬:《中国 A 股市场截面回报率的决定因素——区分市场涨跌的考察》,载《财经问题研究》2005 年第 8 期。
- [18] 陆宇峰:《净资产倍率和市盈率的投资决策有用性》,上海三联书店 2000 年版。

- [19] 施鲲翔:《会计盈余信息有用性及其决定因素研究》,中山大学出版社 2005 年版。
- [20] 宋逢明、王闻:《法马-弗伦奇三因素资产定价模型评析》,载《经济学动态》2004 年第 9 期。
- [21] 王承炜、吴冲锋:《公司特征变量在横截面分析中的研究:来自中国股市的证据》,载《管理工程学报》2003 年第 2 期。
- [22] 吴世农、许年行:《资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究—基于中国股市的实证分析》,载《经济研究》2004 年第 6 期。
- [23] 杨忻、陈展辉:《中国股市三因子资产定价模型实证研究》,载《数量经济技术经济研究》2003 年第 12 期。
- [24] 赵宇龙:《会计盈余披露的信息含量:来自上海股市的经验证据》,载《经济研究》1998 年第 7 期。
- [25] 朱世武、郑淳:《中国资本市场股权风险溢价研究》,载《世界经济》2003 年第 11 期。
- [26] ABOODY, D. AND B. LEV, 1998, The Value of Relevance of Intangibles: The Case of Software Capitalization, *Journal of Accounting Research*, 36:161—191.
- [27] BAUER, R., N. GAUNSTER AND R. OTTEN, 2004, Empirical Evidence on Corporate Governance in Europe: the Effect on Stock Returns, Firm Value and Performance, *Journal of Asset Management*, (1-2):91-104.
- [28] BEBCHUK, L., A. COHEN AND A. FERRELL, 2005, What Matters in Corporate Governance, Working paper, Harvard Law School.
- [29] BUSHMAN, R. M. AND A. J. SMITH, 2001, Financial Accounting Information and Corporate Governance, *Journal of Accounting and Economics*, (1-3): 237-333.
- [30] CLAESSEN, S., 1997, Corporate Governance and Equity Prices Evidence from the Czech and Slovak Republics, *The Journal of Finance*, (4): 1641-1679.
- [31] CLAESSEN, S., S. DJANKOV, L. H. P. LANG, Who Controls East Asian Corporations?, working Paper, 1998.
- [32] CORE, J. E., W. R. GUAY, AND T. O. RUSTICUS, 2006, Does Weak Governance Cause Weak Stock Returns? An Examination of Firm Operating Performance and Investors' Expectations, *The Journal of Finance*, (2): 655-687.
- [33] CREMERS, K. J. M. AND V. B. NAIR, 2006, Governance Mechanisms and Equity Prices, *The Journal of Finance*, (6): 2859-2894.
- [34] DROBETZ, W., A. SCHILLHOFER AND H. ZIMMERMANN, 2003, Corporate Governance and Expected Stock Returns Evidence from Germany, Working paper,

European Corporate Governance Institute.

- [35] EASTON, P. D., 1998, Discussion of Revalued Financial, Tangible, and Intangible Assets: Association with Share Prices and Non-Market-Based Value Estimates, *Journal of Accounting Research*, 36:235-247.
- [36] FAMA, E. F. AND K. R. FRENCH, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance*, (2):427-465.
- [37] FAMA, E. F. AND K. R. FRENCH, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, (1):3 -56.
- [38] FAMA, E. F. AND K. R. FRENCH, 1999, Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *The Journal of Finance*, (1):55-84.
- [39] GOMPERS, P., J. ISHII AND A. METRICK, 2003, Corporate Governance and Equity Price, *Quarterly Journal of Economic*, (2):107-155.
- [40] JOHNSON, S. A., T. MOORMAN AND S. SORESCU, 2006, A Reexamination of Corporate Governance and Equity Prices, Working paper, Mays Business School of Texas A&M University.
- [41] KARATHANASSIS, G., N. PHILIPPAS AND E. G TSIONAS, 2004, Value Relevance of Institutional Investors, *Managerial Finance*, (10):45-62.
- [42] LARCKER, D. F., S. A. RICHARDSON AND I. TUNA, 2005, How Important is Corporate Governance?, Working paper, The Wharton School.
- [43] LO, K. AND T. LYS, 2000, Bridging the Gap between Value Relevance and Information Content, Working paper, Commerce and Business Administration Faculty of British Columbia University.
- [44] MATOLCSY, Z. P., D. STOKES AND A. WRIGHT, 2002, The Value-Relevance of Board Composition within Corporate Governance, Working Paper, School of Accounting of Technology, Sydney University.
- [45] NGUYEN, P. AND H. AMAN, 2006, Corporate Governance and Stock Performance of Japanese Firms, Working paper, Economics Department of Nagasaki University.
- [46] XU, B. X., 2002, The Value Relevance of Non-Financial Performance Information in Biotechnology Firms, Doctor Dissertation, Concordia University.
- [47] YANG, Y. M., 2005, Corporate Governance, Agency Conflicts, and Equity Returns along Business Cycles, Working paper, William E. Simon Graduate School of Business Administration of Rochester University.

# Does Corporate Governance Premium exist?

——2002-2005 Data from China's Stock Markets

HAO Chen<sup>1</sup>

(1. Research Centre of Corporate Governance in Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** After defining corporate governance premium, this paper tests whether there is corporate governance premium on the Chinese stock markets using Fama-French three factors pricing model. We use factor analysis results to construct portfolio. The paper puts forward intercepts shows increasing trends with the increased level of corporate governance among different portfolios, we can get 36% the abnormal returns when we buy the good corporate governance portfolio and sell the poor one with Fama-French model. In addition, we explain the phenomenon from the aspect of corporate governance value relevance. The phenomenon mentioned above is inductive to the corporate governance and market efficiency.

**Key words:** Corporate Governance Corporate Governance Premium Pricing Model Corporate Governance Index

**收稿日期:** 2011-07-07;

**基金项目:** 本研究获得国家社科重大招标项目(10ZD&035)、国家社科基金青年项目(11CGL045)、教育部人文社科青年基金项目(10YJC630070)、南开大学文科科研创新基金项目(NKC1021)的资助。

**作者简介:** 郝臣(1978-),男,黑龙江大庆人,南开大学公司治理研究中心、南开大学商学院财务管理系副教授,管理学博士,硕士生导师。研究方向:保险公司治理、治理溢价与公司财务。