

独立董事制度引入的市场效应研究

梁琪^{1, 2}, 余峰燕², 郝项超¹

(1. 南开大学公司治理研究中心, 天津 300071; 2. 南开大学经济学院金融系, 天津 300071)

摘要: 本文分析了《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》的发布对中国上市公司价值的影响。文章探讨了强制实施独立董事制度所需的制度环境以及上市公司在执行过程中所面临的问题, 并在此基础上从市场效应的视角采用改进的事件研究法和样本配对法对研究假设进行了实证分析。结果表明, 《关于在上市公司建立独立董事制度的意见》的发布对上市公司价值具有显著的负面影响, 但是对于政策发布前与监管要求差距程度不同的公司以及规模大小不同的公司, 这种影响存在显著的差异。研究结论对中国上市公司的公司治理改革具有一定的借鉴意义。

关键词: 独立董事制度; 市场效应; 四因素模型; 配对法

中图分类号: F276.6 **文献标识码:** A

1 引言

为了进一步完善上市公司治理结构, 促进上市公司规范运作以及维护资本市场正常运行, 中国证券监督管理委员会于 2001 年发布了《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《独立董事制度》)。¹ 监管当局对这项改革充满憧憬, 但学术界对该问题的认识一直存在争议。一方面, 《独立董事制度》参考了当时国内外, 尤其是国外的一些学术成果, 但其中部分内容即使在学术界还尚未取得公认, 比如独立董事的专业背景、在董事会中的比例、参加会议频率等 (Defond et al., 2005; Holmstrom and Kaplan, 2003; 魏刚等, 2007); 另一方面, 是对强制性立法能否发挥预期效用的争论。针对美国证券市场发展中多次重要立法行为以及英国、西班牙、葡萄牙以及加拿大等国家强制引入最佳公司治理实践准则的研究结论并不一致 (Benston, 1973; Chhaochharia 和 Grinstein, 2007; Dahya et al., 2002; Alves & Mendes, 2004; Rodríguez et al., 2004)。

就中国证监会发布的《独立董事制度》而言, 研究认为市场缺乏对独立董事的真实需求导致上市公司设立独立董事的目的是迎合政府监管的要求, 因此在这种背景下建立起来的独立董事制度难以发挥作用 (朱茶芬, 2006)。实际上, 国内学者针对独立董事在改进公司绩效、约束大股东隧道行为等方面所得到的矛盾结果为上述观点提供了间接的证据 (吴淑琨等, 2001; 李有根等, 2001; 叶康涛等, 2007)。不过, 这些研究并不是直接针对《独立董事制度》本身。单就制度本身而言, 虽然有学者从理论角度探讨了独立董事制度存在的问题, 并对制度设计和完善提出了各种构想 (郭强和蒋东生, 2003; 范英杰, 2006), 但是从实证角度考察《独立董事制度》是否发挥预期效用, 尤其是对上市公司价值影响的文献还不多见, 本文为该领域的研究提供了新的证据。

本文着重探讨两个问题: 一是对于上市公司而言, 《独立董事制度》的强制引入是否具有提升公司价值的财富效应? 二是《独立董事制度》对不同公司的影响是否存在差异? 论文从资本市场对《独立董事制度》发布的反应角度出发, 采用改进的事件研究法和样本配对法, 对上述问题进行了分析, 这将有助于我们更好的理解《独立董事制度》存在的问题以及如何有针对性的改进。

2 理论分析与研究假设

2.1 《独立董事制度》的财富效应

《独立董事制度》被视为中国证监会为改善上市公司治理结构和促进上市公司规范运作所推出的一项重要举措。中国证监会希望通过在上市公司建立独立董事制度来解决两类代理问题，即所有者与管理者之间、以及大股东与中小股东之间的代理问题。从理论上讲，独立董事制度的确是解决代理问题的一个可行方法（Fama & Jensen, 1983）。但在实际经济中，独立董事制度的运行及其效果却经常受到若干内外部因素的影响。就我国情况而言，存在以下诸多影响独立董事制度运行的不利因素。

首先，股权过度集中，独立董事的独立性较弱。与其他国家相比，中国上市公司的股权过于集中，一股独大的现象非常严重（许文彬，2009）。在这种股权结构中，董事会为大股东所控制，导致独立董事的任命及其薪酬等实际也由大股东决定。这使得独立董事很难保持自身的独立性，更不用说监督大股东和管理层了。Fama 和 Jensen (1983)指出外部董事的独立性是行使监督职能的重要基础和前提。支晓强和童盼（2005）发现我国上市公司的独立董事虽然“懂事”，但很难独立发表意见，在意识到风险时通常选择辞职。因此，在目前一股独大的集中股权结构中，独立董事的治理效力会受到很大限制。

其次，上市公司缺乏真实的独立董事需求。在《独立董事制度》发布前，截至2000年12月31日沪深两市仅有76家上市公司聘请了独立董事。朱茶芬（2006）认为有两个原因抑制了市场对独立董事的需求。一是在股权分置情况下独立董事的信号收益很小。尽管聘请独立董事可以抬升股价（魏刚等，2007），但对大股东更加关注的公司融资资格及定价等则影响甚微；二是在投资者保护较弱的环境中，大股东的控制权私利非常诱人（许文彬，2009），而独立董事对关联交易的关注将增加大股东谋取控制权私利的成本（叶康涛等，2007）。因此，我国上市公司聘请独立董事的真实动机是迎合政府的监管要求，而非治理需求。

第三，独立董事的比例较低。在董事会结构中，若独立董事不能超过半数，独立董事作用的有效性就是不可靠的，严格地说是无效的（郭强和蒋东生，2003）。《独立董事制度》要求截至2003年6月30日独立董事人数不得少于董事会总人数的1/3，实际操作中独立董事比例超过1/2的上市公司极为罕见。在一人一票、少数服从多数的决策规则中，人数处于劣势的独立董事并不能对董事会的决策产生重要影响，因此其治理效果也不尽理想。

第四，缺乏合格的独立董事。《独立董事制度》的实施导致独立董事的需求在短时间内迅速膨胀，但一个合格的独立董事需要较长的培养时间。高明华和刘金玲（2006）指出，我国公司独立董事的现状是：在增量方面，还无法获得足够数量的人选；在存量方面，已有和潜在的人选也没有充分的机会得到专业培训和教育，多数独立董事的专业素质较低。因此，仓促上阵、没有专业背景等不合格的独立董事必然会降低独立董事制度的治理效力。

除了治理效用难以保证，上市公司建立独立董事制度还要付出额外的成本。Sarbanes-Oxley法案出台后备受指责的问题就是导致了上市公司治理成本的急剧上升，加重了公司负担（Engel et al., 2007）。《独立董事制度》的实施也面临同类问题。在治理效力较低的情况下，这些额外的成本将侵蚀公司的经营绩效，导致较低的股票收益。基于上述分析，本文提出第一个假设：

假设1：《独立董事制度》的强制实行并不会给上市公司带来财富效应。

2.2 公司特征对《独立董事制度》财富效应的影响

已有研究认为，上市公司的自身特征影响新监管措施的效用。这些研究主要考虑两个重要的公司特征。一是新监管措施发布前上市公司现状与监管要求的差距（Healy & Palepu, 2001），该特

征反映上市公司执行监管措施的真实动机是源于内在的治理需求还是外在的达标需要。举例来说, Bushee 和 Leuz (2005) 分析了美国 OCTBB 上市公司对 1934 年《证券交易法》信息披露要求的反应, 并将这些公司划分为三类: 一类是之前已经执行《证券交易法》的公司; 二类是之前按照其中部分条款的要求披露信息, 但之后全部执行的公司; 三类是不执行新规定, 选择退市的公司。研究发现上市公司的反应基于对新规则利弊的权衡, 且一类公司获得了正的股票收益和提升了的流动性、二类公司也获得了收益, 但幅度低于一类公司、而选择退市的三类公司在退市前其超额收益是显著的负值。Jain 和 Razeq (2006) 认为公司执行新监管规则需要付出成本, 而成本与上市公司现状和监管要求的差距密切相关, 公司现状与监管要求越是接近, 执行新监管规则的成本就越低。他们通过实证分析发现, 投资者对差距较小公司的反应更为积极。对于《独立董事制度》的效用而言, 在其发布之前, 已有部分上市公司聘请了独立董事, 其中有些公司聘请的独立董事数量已经达到 2 个或 2 个以上。也就是说, 一些上市公司已经提前达到或部分达到《独立董事制度》的要求, 那么它们执行《独立董事制度》的成本明显要小于那些完全没有准备的上市公司。因此, 我们提出第二个假设:

假设 2: 公司现状与《独立董事制度》要求的差距越小, 财富效应越显著。

公司规模是已有研究关注的第二个重要的公司特征。Holmstrom 和 Kaplan (2003) 指出由于执行新监管规则需要付出高昂的固定成本, 因此小公司无法从中渔利。Bushee 和 Leuz (2005) 发现执行《证券交易法》的信息披露要求导致小公司的运营成本显著上升, 结果导致很多小公司退出了 OTCBB 市场。Engel et al. (2007) 认为执行新监管规则的成本中除了随公司规模变化的变动成本外, 还包括一部分金额庞大的固定成本, 而正因为这部分固定成本的存在, 使得新监管规则对承受能力较差的小公司的吸引力更小。他们发现 Sarbanes-Oxley 法案通过的关键事件期内上市公司的超额收益为负, 且与公司规模正相关。对于执行《独立董事制度》的小公司而言, 它们在寻找合格的独立董事时可能要付出更高的成本。此外, 小公司中民营家族企业占比较高, 这类企业一股独大现象更突出, 对董事会的控制更严重, 公司治理需求不足, 所有这些因素都会抑制独立董事效用的发挥。因此, 我们提出第三个假设:

假设 3: 规模大的公司可以从强制引入《独立董事制度》的措施中获得财富效应, 而规模小的公司则不能。

3 研究方法

本文采用两种方法对上述研究假设进行检验。对假设 1, 采用经风险调整的四因素模型来考察资本市场对政策发布的反应, 即上市公司在事件期是否获得超额收益。这一方法能克服一般事件研究法中超额市场收益率受公司资产特定风险影响的问题。对假设 2 和 3, 在采用四因素模型基础上, 增加了样本配对法, 后者能更好地保证除了需要研究的公司特征外对比组之间不存在其他特征差异。

3.1 超额收益率估计模型

本文对超额收益率的估计借鉴 Fama 和 French (1993)、Alves 和 Mendes (2004) 以及 Chhaochharia 和 Grinstein (2007) 等前期研究建议的四因素风险调整模型。四因素模型对特定事件的超额收益率进行了资产特定风险调整, 以区分超额收益率中哪些由政策事件引起以及哪些由资产特定风险引起, 因此对超额收益率的估计更为合理和准确。遵循上述研究, 利用日组合收益率来构建四因素风险调整模型:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta(R_{m,t} - R_{f,t}) + \gamma SMB_t + \delta HML_t + \theta WML_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $R_{p,t}$ 是组合 p 在 t 期的收益率, p 为事件期内发布独立董事公告的上市公司组合; $R_{f,t}$ 是无风险收益率, 依据中国人民银行发行的 7 天票据利率整理换算而得; α 为超额收益率; $R_{m,t}$

为 t 期的市场收益率，用 t 期的深证股指收益率替代度量； $R_{m,t} - R_{f,t}$ 是 t 期的市场超额收益率，用来模拟市场效应； SMB_t （Small Minus Big）考察小公司和大公司的在 t 期的收益率差异，用以模拟规模效应（Fama 和 French, 1993）； HML_t （High Minus Low）考察高市价账面比和低市价账面比公司在 t 期的收益率差异，用以模拟价值效应（Fama 和 French, 1993）； WML_t （Winner Minus Loser）考察高累积收益和低累积收益股票在 t 期的收益率差异，用以模拟动量效应（Jegadeesh & Titman, 1993; Carhart, 1997）。

SMB_t 、 HML_t 和 WML_t 的计算借鉴 Liew 和 Vassalou（2000）方法，将所有深交所上市公司分成 27 组。具体划分方式如下：首先，基于市价账面比ⁱⁱ，把公司从大到小依次排列，分为高（H）、中（M）和低（L）三组；其次，在每组中根据市值大（B）、中（M）、小（S）从大到小依次排列，形成 9 组（HB, HM, HS, MB, MM, MS, LB, LM, LS）；再次，根据过去期间的累积收益高（W）、中（M）、低（L）从高到低对上述 9 组进一步细分，可得到 HBW, HBM, HBL, HMW, HMM, HML, HSW, HSM, HSL, MBW, MBM, MBL, MMW, MMM, MML, MSW, MSM, MSL, LBW, LBM, LBL, LMW, LMM, LML, LSW, LSM, LSL 共 27 组。而且，根据市价账面比、公司规模以及累积收益的变动，以上分组每季度更新一次。ⁱⁱⁱ这种分组方法的好处在于能使每个因素组合集中考虑该因素效应，而基本消除其他因素的影响。另外，也能保证各分组中的样本数基本相同。但是，这种分组方法的不足之处在于规模（Size）、价值（Value）和动量（Momentum）因素的分组先后可能影响研究结论。因此，本文对 6 种可能的分组顺序，即 SVM、SMV、VSM、VMS、MSV 和 MVS（举例来说，SVM 代表按规模-价值-动量因素先后顺序依次分组）进行了全面考察。最后，各因素组合的收益差异序列计算如下：

$$\begin{aligned} SMB &= \frac{1}{9} \times \left[(HSL - HBL) + (HSW - HBW) + (LSL - LBL) + (LSW - LBW) + (MSL - MBL) \right] \\ HML &= \frac{1}{9} \times \left[(HBM - LBM) + (HSM - LSM) + (HMM - LMM) + (HBL - LBL) + (HSL - LSL) + (HML - LML) \right] \\ WML &= \frac{1}{9} \times \left[(HBW - HBL) + (HSW - HSL) + (LSW - LSL) + (HBW - HBL) + (HMW - HML) \right. \\ &\quad \left. + (MBW - MBL) + (MSW - MSL) + (MMW - MML) + (LMW - LML) \right] \end{aligned} \quad (2)$$

由于深圳股指计算是采用市值加权平均法，为保持计算口径的一致性以及与以往研究的可比性，本文采用市值加权平均法计算组合收益。因此，对于假设 1，如果《独立董事制度》的财富效应为负，那么式（1）中的超额收益率 α 应该显著为负，反之亦然。

对于假设 2，本文采用样本配对法依据上市公司设立独立董事状况将样本分为三组，即把 2001 年 8 月 16 日前董事会中至少设置 2 名独立董事的公司定义为政策发布前公司现状与监管要求无差距的公司（H 组）、把该日前董事会中不设置独立董事席位的公司定义为公司现状与监管要求差距大的公司（L 组）以及独立董事数量在这两组之间的归为中间组（M 组）。同时，按照行业、市值规模和市价账面比等排序因素对 H 组与 L 组公司进行配对。^{iv}令 R_H 和 R_L 分别为 H 组和 L 组公司在事件期的收益率，定义

$$R_H^p = \frac{1}{N} \sum_{H=1}^N R_H \quad \text{和} \quad R_L^p = \frac{1}{N} \sum_{L=1}^N R_L \quad (3)$$

分别为 H 组和 L 组公司组合在事件期的收益率， $\Delta = R_H^p - R_L^p$ 为两个组合的收益率差异。根据研究假设，配对的公司具有相似的风险特征，因此预期组合收益率差异 $E(\Delta) = 0$ 。这样可以构造 T 统计量 Δ / σ_Δ ，其中 σ_Δ 是事件期两组合收益率差异的标准差。

对于假设 3，首先，依据市值将公司划分为规模大和小的两组（B 和 L）；其次，按照行业、与《独立董事制度》要求的差距和市价账面比等排序因素对 B 组与 L 组公司进行配对；最后，检验方法采用与检验研究假设 2 相同的方法。

3.2 事件窗口

事件窗口的确定对研究《独立董事制度》的发布效应至关重要。已有研究多采用公告发布前或后一段时间作为事件窗口 (Dahya et al., 2002; Alves & Mendes, 2004; Chhaochharia & Grinstein, 2007)。也有研究 (Engel et al., 2007; Zhang, 2007) 把政策发布前后的事件窗口划分为若干个天数不等与政策相关的重要事件期来分别研究政策的影响。^v本文把事件窗口设定为 2001 年 8 月至 2002 年 7 月。根据《独立董事制度》要求, 2001 年 8 月 16 日《独立董事制度》发布至 2002 年 7 月中旬第一轮独立董事政策全面实施, 上市公司在这期间发布新设独立董事公告比较集中, 而之后截至 2003 年 6 月 30 日, 公司发布的主要是独立董事增设调整公告。因此, 从《独立董事制度》发布至 2002 年 7 月中旬是市场对独立董事制度发布和实施信息集中接收并形成预期的期间, 因此把该期间设为事件窗口较为合理。

3.3 研究样本和数据来源

根据上述事件窗口, 本文的研究样本选定为在该期间引入独立董事制度的深交所上市公司。在样本选取过程中, 对样本作了一些处理: (1) 剔除事件窗口前的存续期不足 5 个季度的公司; (2) 剔除关键财务数据缺失以及总资产为负值的公司。最后有效样本为 289 家上市公司。样本基础数据源于 WIND 数据库、锐思金融研究数据库 (RESSET/DB) 和中国经济金融数据库 (CCER), 部分数据则通过查阅上市公司股东大会公告及董事会公告等原始资料后手工整理而得。

4 实证结果及分析

4.1 假设检验结果

在实证检验之前我们首先报告各个因素组合的描述性统计量。表 1 显示市场因素 ($R_{m,t} - R_{f,t}$) 的日均收益率是 0.22%, 说明每单位 β 系数或系统风险的日平均溢价为 0.22%。规模因素 (SMB) 的日均收益率是 -0.03%, 说明小公司组的资产收益率较低, 比市值规模大的公司组的日均收益率低了 0.03%。^{vi}价值因素 (HML) 的日均收益率是 0.01%, 表明成长性好的公司可以获得正的溢价。动量因素 (WML) 的日均收益率是 0.04%, 意味着相对于持有过去业绩差的股票, 持有过去业绩好的股票能在未来产生更高的超额收益, 这一结果佐证了我国股票市场 (A 股) 在中期水平上存在显著的“动量效应”。^{vii}

表 1 主要变量的描述性统计结果

因素组合	均值	最大值	最小值	标准差	因素组合	均值	最大值	最小值	标准差
$R_{m,t} - R_{f,t}$	0.0022	0.1000	-0.0670	0.0192	HML	0.0001	0.0178	-0.0221	0.0049
SMB	-0.0003	0.0141	-0.0250	0.0048	WML	0.0004	0.0283	-0.0180	0.0062

表 2 给出了假设 1 的检验结果, 事件期为 2001 年 8 月 1 日至 2002 年 7 月 31 日。可以发现, 在 6 种分组顺序: 规模-价值-动量 (SVM)、规模-动量-价值 (SMV)、价值-规模-动量 (VSM)、价值-动量-规模 (VMS)、动量-规模-价值 (MSV) 和动量-价值-规模 (MVS) 下, 剔除资产特定风险后的超额收益率 α 在事件期间内均为负数, 转化后的年超额收益率分别为 -9.52%、-10.47%、-14.04%、-12.14%、-14.04% 和 -9.76%, 并且至少在 10% 的统计水平上显著。^{viii}这表明在长达一年的事件期内, 市场根据监管部门过往强制性立法传递的信号和积累的经验、上市公司对引入独立董事制度的态度和表现以及独立董事的素质和供应情况等因素逐步形成预期, 使得《独立董事制度》的发布没有给上市公司带来财富效应。

表 2

假设 1 的实证检验结果

分组顺序	事件期		事件期前		事件期后	
	2001-08-01至2002-07-31		2000-08-01至2001-07-31		2002-08-01至2003-07-31	
	α	年收益率	α	年收益率	α	年收益率
MSV	-0.00040*	-9.52%	-0.00000	0%	0.00019	4.52%
MVS	-0.00044*	-10.47%	0.00017	4.05%	0.00016	3.81%
VSM	-0.00059**	-14.04%	0.00034	8.09%	0.00030	7.14%
VMS	-0.00051**	-12.14%	0.00029	6.90%	0.00025	5.95%
SVM	-0.00059*	-14.04%	0.00040	9.52%	0.00023	5.47%
SMV	-0.00041*	-9.76%	0.00000	0.00%	0.0000	0.00%

注: *和**分别表示在10%和5%的统计水平上显著。

然而, 仅凭这一结果还不足以说明上述效应是因《独立董事制度》发布而引起的。为此, 我们采用同样方法分别对事件窗口的前期和后期进行了分析。如果超额收益是因为与政策发布事件无关的组合风险特征引起的, 那么针对事件期前后的分析结果应该与事件期内的没有显著差异。我们分别选取了事件窗口前、后同样长的期间, 即 2000 年 8 月 1 日至 2001 年 7 月 31 日和 2002 年 8 月 1 日至 2003 年 7 月 31 日, 并计算了两个期间的组合超额收益率(参见表 2)。结果显示多数 α 为正值, 但并不显著, 意味着事件期前后均不存在显著的超额收益。这表明前文分析发现的负的显著性超额收益并不与组合基本风险特征密切相关, 而是决定于政策的发布。由此, 假设 1 得到支持, 即《独立董事制度》的强制实施不存在财富效应。

数据显示, 在 2001 年 8 月 16 日前有 21 家公司在董事会中设置了 2 名或者 2 名以上的独立董事, 基本达到《独立董事制度》要求, 属于政策发布前公司现状与监管要求无差距的公司组 (H 组); 有 25 家公司设置了 1 名独立董事, 属于与监管要求差距小的公司组 (M 组); 有 243 家公司没有设置独立董事, 属于与监管要求差距大的公司组 (L 组)。L 组公司占深交所上市公司的大部分, 说明对于中国资本市场而言, 自愿引入独立董事制度的上市公司数量相对较少, 中国上市公司独立董事制度的全面推动主要靠监管部门的强制性要求。表 3 给出了针对假设 2 按照与监管要求差距程度排序样本以及配对样本的检验结果。

表 3

假设 2 的实证检验结果

A: L, M, H 分组实证分析结果				B: 配对样本实证检验结果				
	样本量	α	年收益率		样本量	α	T 统计量	p 值
L	243	-0.00059*	-14.04%	H	21	-0.0003		
M	25	-0.00022	-5.24%	L	21	-0.0007		
H	21	0.00000	0.00%	差异		0.0004	1.52	0.053**

注: *和**分别表示在10%和5%的统计水平上显著。

在表 3A 的结果中, L 组在《独立董事制度》发布事件期内的超额收益为-0.00059, 转化后的年超额收益率为-14.04%, 且在 10% 的统计水平上显著, 说明政策发布对这些公司产生了负面影响。相比之下, M 组和 H 组的 α 都不显著, 表明政策发布对这两组公司并无明显的不利影响。对这一实证结果主要有以下几点解释: 首先, 政策发布前公司现状与监管要求无差距的公司即自愿引入独立董事的公司, 在《独立董事制度》发布前后其董事会结构并未发生本质变动, 所以无需再承担大的政策遵循成本, 而政策发布后, 市场逐步形成预期, 因此相对于其他公司, 这类公司获得了正的溢价; 其次, 对于自愿引入独立董事的公司, 其自身具有更大的动机保证独立董事功能的正常发挥, 所以独立董事制度的安排会相对比较完善, 注重实质。这明显不同于 L 组公司仓促应对政策监管措施的行为, 所以这些公司受《独立董事制度》发布的影响有限; 最后, 据统计, 《独立董事制度》发布后对独立董事岗位的需求从 2001 年的 300 多人迅速增加到 2003 年的 3000 多人。^{ix}政策压力使独立董事供不应求, 同时也降低了独立董事的质量。因此在高质量的独立董事

稀缺情况下，为简单满足政策监管而引入独立董事的L组公司不仅因为寻找独立董事需要承担较大的成本，而且因其自身并不期望改善公司治理结构而限制了新聘任独立董事功效的发挥。表3B给出了利用配对样本得到的检验结果，显示在《独立董事制度》发布前，与监管要求差距小的公司比差距大的公司获得了更高的超额收益率，且两者的差异是显著的。样本配对方法保证了H组和L组的超额收益率差异不是由财务变量等其他公司特征引起，而是由新监管措施发布之前上市公司现状与监管要求差距这一公司特征所致。因此，本文的研究假设2得到支持。

根据Holmstrom和Kaplan（2003）的研究，监管政策的效用发挥也因公司规模而异。所以，我们接着检验不同规模的公司对于《独立董事制度》发布的反应是否不同，即是否存在规模大的公司可以从强制引入《独立董事制度》的措施中获得财富效应，而规模小的公司不能的现象。根据公司市值中位数将研究样本分为两组，即规模大的BIG组和规模小的SMALL组。表4A报告了两组公司的超额收益率。BIG组的 α 是0.00021，即大公司组的日超额收益率是0.021%，转化为年超额收益率是5.00%，但统计上并不显著。SMALL组的 α 是-0.00030，即小公司组的日超额收益率是-0.03%，转化为年超额收益率是-7.14%，且10%统计水平显著。这一结果表明与大公司相比，强制性立法的实施的确给小公司带来了更多的遵循成本。表4B还给出了配对样本的检验结果，两组的超额收益均为负值，但二者差异在统计上并不显著。

表4 假设3实证检验结果

A: BIG组和SMALL组的实证结果				B: 配对样本实证结果				
	样本量	α	年收益率		样本量	α	T统计量	p值
BIG	145	0.00021	5.00%	BIG	83	-0.00016		
SMALL	144	-0.00030*	-7.14%	SMALL	83	-0.00027		
				差异		0.00011	0.3051	0.3803

注: *表示在10%的统计水平上显著。

4.2 稳健性检验

本文以上分析都利用一个大的事件窗口以保证市场能完全消化政策发布这个信息。但正如Chhaochharia和Grinstein（2007）指出的那样，这种分析方法可能忽略大事件窗口内其他事件对公司及其股价的影响。借鉴Chhaochharia和Grinstein（2007）提出的模型，我们对已有研究进行稳健性检验，从而实现政策发布对公司超额收益影响的直接度量。检验模型如下：^x

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \delta_j D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $R_{i,t} - R_{f,t}$ 为公司*i*的超额收益率， $R_{m,t} - R_{f,t}$ 为市场组合超额收益率， β_i 是公司*i*股票的贝塔系数， $D_{i,t}$ 是虚拟变量，当政策发布时取1，否则取0， $\delta_j D_{i,t}$ 是事件参数乘以政策发布变量，反映政策发布导致的平均超额收益率变动。事件窗口选定为《独立董事制度》发布日（即2001年8月16日），以检验政策发布是否存在股价效应。如果政策发布具有财富效应，那么在政策公布时应能观察到这一结果。

表5 政策发布日的超额收益率

样本组	样本量	D	样本组	样本量	D
全样本	289	-0.00152***	L	243	-0.00170***
H	21	0.00029	B	145	0.00030
H+M	46	-0.00036	S	144	-0.00181***

注: ***表示在1%的统计水平上显著。

表5给出了不同样本组的面板数据回归结果。对于全样本，在2001年8月16日有高度显著（1%水平）的发布负效应；政策发布前与监管要求差距程度不同的公司在政策发布当日的效果也

不同。之前与监管要求无差距或差距小的公司（H+M 样本），政策发布对其几乎没有负面影响，而之前与监管要求差距大的公司（L 样本）其发布效应显著（1%水平）为负；对于不同规模的公司，大公司组（B）当日政策发布的效应不明显，而小公司组（S）受到的负面影响非常明显。通过缩小事件窗口我们仍然得到了与前文基本一致的研究发现，意味着事件窗口的选取并未对研究结论产生重要影响。

5 结论及政策建议

在过去的十几年间，安然、帕玛拉特、北电、日兴证券等国际知名企业相继爆发了财务丑闻，并引发了各国对公司治理的担忧和重新思考。相关国家推出了不同的改革方案，比如对已有法案进行修改完善，或者尝试推行最佳公司治理实践准则等，期望能够改善公司治理的现状。但很快他们就发现，这些改革并不像预期的那么有效，反而引起了很多新的争论。类似的，中国也在 2001 年发布了《独立董事制度》，开始在上市公司引入独立董事制度。不过这项改革在一开始就充满了争议。与美国自发形成的独立董事制度不同的是，我们对独立董事制度的推行是对国际经验的一种复制。《独立董事制度》期望向所有的上市公司提供唯一的最佳公司治理实践准则，提高上市公司的整体治理水平。但这种强制性的变迁和对上市公司个体差异的忽略可能使得改革达不到预期的效果。我们的研究表明，《独立董事制度》的政策发布对上市公司价值的确具有显著的负面影响，并且这种影响取决于公司的治理特征和规模特征。具体而言，政策发布前与监管要求差距小的公司以及规模较大的公司可以获得正的超额收益，政策发布前与监管要求差距大的公司以及规模较小的公司获得显著的负超额收益。

本文的研究结论对于中国上市公司治理改革至少提供了两个方面的借鉴意义。首先，在移植独立董事制度的过程中要考虑本国的实际情况和移植的成本。在具备一定市场条件的基础上，再借助外部监管当局的力量推动改革，可以将上市公司为实现更好的治理效果而必须承担的转变成本降到最低，从而减少市场对引入独立董事制度的消极反应。即便是到现在，我们在市场机制培育、法律保护等方面还有很多地方需要完善，因此，实现上市公司进行自主性公司治理改进的目标仍然任重道远。其次，应当考虑上市公司选择合适公司治理模式的自由。本文以及国际上的经验表明，最佳董事会标准或者模式主要来自于大型的公司，因此可能并不适用于全部的公司，并且这种标准和模式还忽视了董事会治理的动态变化。如果强制推行，不仅无法提高部分公司的治理效率和公司价值，反倒会增加额外的运营成本。譬如，对于资产规模比较小、业务也比较简单，或者盈利能力较弱的小型上市公司，一个没有独立董事或者较少独立董事的小型董事会更可能增加公司的价值。当然，随着公司的发展和壮大，这种公司的独立董事比例和董事会规模也将随之发生变化。

参考文献

[1] ALVES, C., AND V. MENDES. Corporate Governance Policy and Company Performance: The Portuguese Case[J]. Corporate Governance: An International Review, 2004, 12(3).

[2] BENSTON, G. Required Disclosure and the Stock Market: An Evaluation of the Securities Exchange Act of 1934[J]. American Economic Review, 1973, 63(1).

[3] BUSHEE, B. J., and C. LEUZ. Economic Consequences of SEC Disclosure Regulation: Evidence from the OTC Bulletin Board[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(2).

[4] CARHART, M. On Persistence in Mutual Fund Performance[J]. Journal of Finance, 1997, 52(1).

- [5] CHHAOCHHARIA,V., and Y. GRINSTEIN. Corporate Governance and Firm Value: The Impact of the 2002 Governance Rules[J]. Journal of Finance, 2007, 62(4).
- [6] DAHYA, J., J. MCCONNELL, and N. G. TRAVLOS. The Cadbury Committee, Corporate Performance, and Top Management Turnover[J]. Journal of Finance, 2002, 57(1).
- [7] DEFOND, M., R. HANN, and X. HU. Does the Market Value Financial Expertise on Audit Committee on Audit Committee of Board of Directors?[J] Journal of Accounting Research, 2005, 43(2).
- [8] ENGEL, E., R. HAYES, and X. WANG. The Sarbanes-Oxley Act and Firms' Going-Private Decisions[J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44(1-2).
- [9] FAMA , E. F., and M. C. JENSEN. Separation of Ownership and Control[J].Journal of Law and Economics, 1983, 26(2).
- [10] FAMA, E. F., and K. R. FRENCH. Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1).
- [11] HEALY, P., and K. PALEPU. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31(1-3).
- [12] HOLMSTROM, B., and S. KAPLAN. The State of U.S. Corporate Governance: What's Right and What's Wrong[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2003, 15(3).
- [13] JAIN, P. K., and Z. REZAEI. The Sarbanes-Oxley of 2002 and Security Market Behavior: Early Evidence[J]. Contemporary Accounting Research, 2006, 23(3).
- [14] JEGADEESH, N., and S. TITMAN. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency[J]. Journal of Finance, 1993, 48(1).
- [15] LIEW, J., and M. VASSALOU. Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors That Predict Economic Growth[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 57(2).
- [16] RODRÍGUEZ, E.F., S.G. ANSÓN and A.C. GARCÍA. The Stock Market Reaction to the Introduction of Best Practices Codes by Spanish Firms[J], Corporate Governance: An International Review, 2004, 12(1).
- [17] ZHANG, I. XIYING. Economic Consequences of the Sarbanes-Oxley Act of 2002[J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44(1-2).
- [18] 范英杰. 独立董事制度的理性思考——基于道德的视角[J]. 会计研究, 2006, (6).
- [19] 高明华, 刘金玲. 独立董事和监事会的职权冲突及制度选择[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2006, (11).
- [20] 郭强, 蒋东生. 不完全契约与独立董事作用的本质及有效性分析[J]. 管理世界, 2003, (2).
- [21] 李有根, 赵西萍, 李怀祖. 上市公司的董事会构成和公司绩效研究[J]. 中国工业经济, 2001, (5).

- [22] 魏刚, 肖泽忠, Nick Travlos, 邹宏. 独立董事背景与公司经营绩效[J]. 经济研究, 2007, (3).
- [23] 吴淑琨, 刘忠明, 范建强. 非执行董事与公司绩效的实证研究[J]. 中国工业经济, 2001, (9).
- [24] 许文彬. 我国上市公司控制权私利的实证研究[J]. 中国工业经济, 2009, (2).
- [25] 叶康涛, 陆正飞, 张志华. 独立董事能否抑制大股东的“掏空”? [J]. 经济研究, 2007, (4).
- [26] 支晓强, 童盼. 盈余管理、控制权转移与独立董事变更[J]. 管理世界, 2005, (11).
- [27] 朱茶芬. 发送信号还是讨好政府: 关于独立董事聘请动机的经验研究[J]. 世界经济, 2006, (12).

Market Reaction to Proclamation of Independent Director System

LIANG Qi1, 2, YU Feng-yan2, HAO Xiang-chao1

(1. The Research Center of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China

2. Department of Finance, School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: This paper explores the proclamation effects of *Establishing Independent Director System in Listed Company* on firm value. From the viewpoint of market reaction, we apply modified event analysis and matching methods to test three proposed hypotheses derived from theoretical analysis. Empirical results show that the proclamation has significant negative effects on firm value. Specifically, firms that are more compliant with the regulations before the proclamation or large firms earn positive abnormal returns while firms that are less compliant or small firms earn significant negative abnormal returns. Our finding has policy implications for further reform on corporate governance.

Key Words: Independent Director System; Market Reaction; Four-factor Model; Matching Method

收稿日期: 2010-09-30;

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“基于公司治理评价的投资者保护机制研究”(08JJD630008)、国家自然科学基金“不完全市场中的投资者福利问题研究”(70802032)和教育部“985”“中国市场经济”创新基地(A902402)

作者简介: 梁琪(1972-), 男, 陕西蒲城人, 南开大学经济学院金融学系教授, 博士生导师, 经济学院副院长, 南开大学公司治理研究中心研究员; 余峰燕(1982-), 女, 浙江舟山人, 南开大学经济学院金融学系博士研究生; 郝项超(1979-), 男, 河南商水人, 南开大学公司治理研究中心, 南开大学商学院博士后。

-
- [1] 《独立董事制度》规定在 2002 年 6 月 30 日之前上市公司董事会成员中必须至少包括 2 名独立董事，在 2003 年 6 月 30 日之前至少包括三分之一的独立董事，并且独立董事中至少有一名会计专业人士。
- [2] 市价账面比定义为股票总市值加上负债账面价值后除以公司资产的账面价值。
- [3] 市价账面比和公司规模以每季末的数据为基准，累积收益参考过去一个季度的收益。
- [4] 我们要求配对公司与目标公司属于同行业，且配对公司的市值规模在目标公司的 70%至 130%之间，然后在这些备选公司中挑选与目标公司市价账面比最接近的公司。由于某些行业中样本的资产规模和市账比等指标相差较大，可能找不到跟配对样本非常接近的公司，因此我们适当放宽了市值规模的配对标准。
- [5] 在对 Sarbanes-Oxley 法案的研究中，Engel (2007) 考察了与法案发布相关的 6 个关键事件期，Zhang (2007) 考察了 33 个关键事件期，其中 16 个与法案通过有关，17 个与法案实施有关。
- [6] 这一结果与已有研究成果相一致。Fama 和 French (1993) 发现平常时期小公司的资产盈利能力与大公司相近，在市场普遍低迷时期小公司盈利能力较弱是由于相对于大公司其遭受了更长时间的收益衰退。而本文的研究期间恰处中国股市低迷时期。
- [7] 动量效应由 Jegadeesh 和 Titman (1993) 提出，指股票的收益率具有延续原来运动方向的趋势，即过去一段时间收益率较高的股票在未来获得的收益率仍会高于过去收益率较低的股票。
- [8] 鉴于实证分析使用的是日收益率数据，因此 α 为日超额收益率。为了使读者对《独立董事制度》发布带来的超额收益率有更加直观的认识，本文还报告了转化后的年超额收益率（日超额收益率乘以年交易天数 238 天）。
- [9] 数据来自锐思金融研究数据库 (RESSET/DB)。
- [10] Chhaochharia 和 Grinstein (2007) 认为该模型能克服大事件窗口内多次政策事件对研究结论可能带来的影响。同时，该模型还能克服公司之间预期收益残差的相关性。