



2019年第6期 / 总第179期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Money and Finance Review | 陈雨露/主编

货币金融评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究

张成思 郑宁

我国上市公司“小股民起义”现象的影响因素与经济后果

郑志刚

中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究

张成思

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

郑宁

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文构建了中国非金融企业的金融投资行为影响机制模型。我们基于微观企业面对实业投资和金融投资两大类资产的投资组合选择背景, 拓展已有研究关于假设微观企业投资组合模型中金融投资无风险的假设, 同时考虑金融投资风险和固定投资风险, 推演出与现实情况更加贴近的理论模型。我们证明, 拓展模型与传统模型机制存在本质区别, 而这种区别可以带来实证分析结果的迥然不同。基于中国 A 股非金融上市公司面板数据的实证结果表明: 中国非金融企业的金融投资行为的显著驱动因素是固定资产投资的风险占比, 而不是金融资产与固定资产的投资回报率缺口。

关键词: 金融投资; 上市企业; 固定资产投资; 投资组合

一、引言

企业的投资行为受到诸多因素影响, 一般而言不同企业的个体投资决策行为并不一定受到决策层或者学术界的普遍关注。然而, 当“非金融企业”和“金融投资”这两个关键词碰撞到一起, 则会激起备受关注的火花, 毕竟非金融企业是实业部门的代表, 如果一个国家的实体部门都普遍追求金融投资, 都热衷于金融运营, 甚至金融投资主导了企业的运转, 那么这个现象就值得严重关切。本文正是基于近年来中国非金融企业日益热衷于金融资产投资的背景下引出所要研究的主题, 即中国非金融企业的金融投资行为影响机制问题。特别是作为市场主力的上市公司, 其金融投资行为究竟受到哪些因素影响? 回答这一问题成为理解中国代表性实业部门微观行为特征的重要内容。

然而, 已有研究对这一问题几乎没有提供深入的实证分析和结论, 特别是针对中国非金融企业的金融投资问题, 现有文献几乎都集中于对中国非金融企业进行金融投资会带来什么样的影响和冲击等问题, 而且研究结论出奇的一致, 都认为非金融企业的金融投资行为对企业的各方面影响都是坏的、负面的甚至是破坏性的, 包括对企业经营收益率的冲击(宋军和陆旸, 2015), 对企业经营性

业务的全要素生产率的显著抑制（刘笃池等人，2016），对实体企业技术创新能力的严重破坏（谢家智等人，2014），对企业进行实业投资具有排挤效应（张成思和张步昙，2016），长期来看会显著抑制企业进行技术创新的动力（王红建等人，2016，2017），而且不仅没有缓解反而增加了企业的融资难度（徐军辉，2013），最终还损害了实体企业未来主业的发展（杜勇等人，2017），导致市场扭曲和经济结构失衡（罗来军等人，2016）。

仔细阅读以上文献，能够真切感受到实体企业金融投资行为导致的负面效应扑面而来，但是却很难找到企业选择金融资产投资的影响因素和机制。为厘清这一问题，本文的研究思路明显与已有研究不同，我们需要调整一下待研究问题的逻辑：既然非金融企业热衷于金融投资会带来如此多的破坏性影响，那么比分析其破坏性影响的表现、范围和程度可能更重要的一个问题是什么？显然应该是中国非金融企业为什么进行金融资产投资的问题。也就是说，我们需要深入研究非金融企业的金融投资行为机制。只有弄清楚这一问题，才有可能对症下药，对企业金融投资行为进行针对性的引导、干预或者管理，进而才能立足国家实业部门长久发展战略层面制定相应宏观政策。从这个层面看，研究非金融企业的金融投资行为影响机制可能更具有现实意义和战略意义。

目前对于中国非金融企业从事金融资产投资的行为机制的深入研究还很少，特别是基于基础理论与严谨经验分析相结合的深层次科学研究几乎没有。江春和李巍（2013）曾经接近这一问题，通过中国A股上市公司非金融企业2003至2012年的微观数据探寻非金融企业持有金融资产的决定因素和可能原因，发现非金融企业随着公司规模增大持有金融资产的比例就会上升，作者认为非金融企业进行金融投资主要是为了投机目的。这一研究略显虎头蛇尾，提出了一个好问题，但却没有真正提供非金融企业金融投资行为的影响因素，只是从变量的时序特征做出主观判断，缺乏相对严谨的理论逻辑（模型框架）论证，也缺乏科学的计量分析。

从相对科学和规范的层面看，Demir（2009）是研究非金融企业金融投资行为的代表性文献。作者构建了一个企业投资组合选择模型，分析了南美三国（阿根廷、墨西哥和土耳其）微观企业面板数据，得出结论认为非金融企业进行金融投资的影响因素主要是金融资产和固定资产投资收益率缺口（即收益率差）和固定资产投资的绝对风险水平：收益率缺口越大企业的金融投资占比越高，固定资产投资的风险水平越高企业的金融投资占比也会越高。

这一结论乍看上去既符合直觉又具有解释力，似乎可以如法炮制进行中国问题研究了。其实不然，本文并非是简单地套用Demir（2009）的模型然后将南美国家数据换成中国数据进行复制研究，而是要强调指出既有文献理论模型存在的重要问题，即假定金融资产投资的回报率恒定不变且金融投资无风险，阐释这一问题对理论模型终解表达式的实质影响，并对这一问题进行修正和完善，从而构建更具竞争力的投资组合模型，进而实证分析中国非金融企业的金融投资行为机制问题。有鉴于此，本文的研究将首先着重构建微观企业的投资组合选择模型，强调金融资产投资与固定资产投

资都存在风险，然后进行理论模型推导，获得理论模型的解析表达式后，以理论模型为基础进行实证模型设立，最后基于中国 A 股非金融上市企业 2006 至 2016 年期间的面板数据，实证检验企业金融资产投资行为的影响因素。

根据本文的理论模型和实证研究，我们的结论与已有文献不同。我们发现，中国非金融上市公司的固定资产投资相对风险而非绝对风险主导了企业的金融投资行为，而金融资产与固定资产投资收益率缺口并非企业金融投资行为的显著影响因素。这些不同发现反映了理论模型的底层设定与现实情况相符与否至关重要，决定了我们能否获得相关问题的科学结论。

本文以下部分的结构安排如下：第二部分是微观企业投资组合选择模型的理论推演，我们重点对比已有文献中金融投资有无风险的假设对理论模型解析表达式和经济涵义的影响，获得本文实证分析的理论模型基础；第三部分是基于理论模型的实证模型设立与假说分析；第四部分汇报实证检验结果对进行对比分析和稳健性检验；第五部分总结全文，并基于研究结果提出正确引导中国非金融企业合理进行金融投资的对策方略。

二、理论模型的对比与竞争

随着上世纪 80-90 年代开始兴起的金融自由化思想，现代企业特别是上市公司经营理念正在发生微妙的变化，企业投资决策过程中日益关注股东价值最大化问题。与此对应，企业的投资决策本质上就是面对可选资产的投资组合选择问题。对于绝大多数上市公司来讲，这种投资组合选择所面临的资产按大类可以划分为实业资产投资（即固定资产投资）和金融资产投资。Demir（2009）发表于 *Journal of Development Economics* 的文章认为，微观企业日益受到短平快的金融市场投资吸引，特别是相对金融投资而言固定资产投资面对的不确定性（风险）可能更高，所以实体企业进行金融投资既有现实动力又有可行性。

为此，要考察实体企业的金融投资行为机制，投资组合选择模型提供了很好的理论框架基础。接下来，我们首先阐释已有文献（Demir，2009）关于实体企业进行投资选择的理论模型，用以指出此模型假设存在的现实问题，进而对已有理论进行拓展，提出更具竞争力的理论框架。我们要证明，底层模型的假设不同，会导致终解表达式截然不同，从而造成对实体企业金融投资行为机制的错误理解，并会造成实证结论出现误导性。

Demir（2009）的理论模型设计总体来看还是比较扎实的，是基于 Tobin（1965）、Huang 和 Litzenberger（1988）、Tornell（1990）以及 Le 和 Zak（2006）的研究基础上，对实体企业两期投资组合选择进行优化设计。首先，假定代表性企业可以选择的投资标的可以划分为固定资产和金融资产，企业的投资效用来自于他们将可以用财富或者说资本投资于对应资产所获的收益。当然，要实

现模型推导的可行性, 还需要假设金融资产和固定资产的品种各自具有同质性, 可以各自被视为一大类 (即可以加总为一大类), 且人口数量在两期内没有显著变化。

注意, Demir (2009) 进一步的重要假设是 t 期金融资产投资 I_t^f 没有风险 (上标 f 表示 finance 缩写, 下标 t 表示时间), 对应收益率在分析期内就是恒定的, 因此金融投资收益率下标没有 t , 即 r^f 。

按照类似的符号标记规律, 企业的固定资产投资可以写成 I_t^k , 固定资产投资有风险, 收益率随时间波动, 所以固定资产投资收益率有下标 t , 记作 r_t^k , 假设其服从正态分布, 即 $r_t^k \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。

进一步假定企业拥有的初始资本 (Demir 称之为初始财富) W_0 可以在期初同时用于固定资产和金融资产两类投资。另外还要假设企业效用函数为严格增函数, 且为连续凹函数, 并使用 $E(\cdot)$ 和 $Var(\cdot)$ 表示期望和方差。

基于以上假设, 那么代表性企业的预期效用的标准优化问题就可以写成:

$$\text{Max } E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(W_t) \quad (1)$$

约束条件为

$$W_t = (1 + r_t^k)I_t^k + (1 + r^f)I_t^f \quad (2)$$

因为初始资本 $W_0 = I_0^f + I_0^k$, 所以等式 (2) 可以写成

$$W_t = W_0(1 + r^f) + I_t^k(r_t^k - r^f) \quad (3)$$

因为假设了金融投资风险为 0, 所以根据协方差的斯坦因引理 (Stein's Lemma), 即 $\text{cov}(f(x), y) = E[f'(x)] \text{cov}(x, y)$, 企业的最优资产配置条件可以写成如下非常简单的形式, 即:

$$I_t^{k^*} = \frac{E(r_t^k - r^f)}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \quad (4)$$

其中 $\text{Var}(r_t^k)$ 表示固定资产投资回报率对应的方差, γ 是效用函数期望式的二阶导与一阶导比值的负数, 代表了企业不变风险厌恶水平。

另外, 因为企业投资的总资本 K_t^α 包括固定资产和金融资产, 所以有:

$$K_t^\alpha = I_t^{k^*} + I_t^f \quad (5)$$

将 (5) 带入 (4) 中可以得到均衡状态时金融投资的表达式, 即:

$$I_t^f = K_t^\alpha - \frac{E(r_t^k - r^f)}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \quad (6)$$

我们可以将等式 (6) 两侧同时除以总投资资本 K_t^α , 得到金融投资占比的解析表达式, 即:

$$\frac{I_t^f}{K_t^\alpha} = 1 - \frac{1}{K_t^\alpha} \times \frac{E(r_t^k - r^f)}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \quad (7)$$

需要再次强调的是，我们之所以能够推导出等式（7）这样的简洁表达式，关键是金融投资无风险的假设。我们稍后会证明，这一假设一旦放松，则金融投资占比的影响因素具体表达形式就不再像等式（7）这样简单。

Demir（2009）声称，基于等式（7）两侧去自然对数可以进一步推导得到企业投资占比更加显性的影响机制表达式，即：

$$\ln\left(\frac{I_t^f}{K_t^\alpha}\right) = -\ln(E(r_t^k - r^f)) + \ln(\gamma) + \ln(\text{Var}(r_t^k)) + \ln(K_t^\alpha) \quad (8)$$

从等式（8）可以看出，实体企业的金融投资占比主要由于两大因素决定，一是由固定资产与金融投资投资收益率差负向影响，二是由固定资产投资的绝对风险水平影响。据此，Demir（2009）关于实体企业金融投资占比的实证模型设立形式可以概括为：

$$\left(\frac{I^f}{K^\alpha}\right)_i = \alpha_1 \text{Rgap}_i^{k-f} + \alpha_2 \text{Risk}_i^k + \text{控制变量} \quad (9)$$

简单地说，就是企业金融投资行为受到投资收益率差 Rgap_i^{k-f} （上标 $k-f$ 表示固定资产投资回报率减去金融投资回报率）和固定资产投资面对的风险水平 Risk_i^k 。

然而，即使不考虑 Demir 理论模型推导过程存在的问题，金融投资回报率恒定且金融投资无风险这一假设也显然与事实情况并不相符。企业的金融投资不仅仅限于国债类无风险产品，还包括诸如股票、期货等各种有风险资产。因此，在企业投资组合选择模型的设立过程中，必须对金融资产投资的风险给予考虑，同时需要放松金融投资回报率恒定的假设，注意此时金融资产回报率符号下标此时就需要有时间 t 。为此，我们假设固定和金融资产投资的回报率均服从正态分布，即：

$$\begin{cases} r_t^f \sim N(E(r_t^f), \text{Var}(r_t^f)) \\ r_t^k \sim N(E(r_t^k), \text{Var}(r_t^k)) \end{cases} \quad (10)$$

在这样的条件下，我们重新推导实体企业的投资优化问题，首先可以通过一阶条件得到金融资产与固定资产投资回报率差（期望值）的表达式，即：

$$E[r_t^f - r_t^k] = \alpha \left[\text{Var}(r_t^f) I_t^f - \text{Var}(r_t^k) (K_t^\alpha - I_t^f) \right] \quad (11)$$

进而可以得到金融资产投资的最优配置为行为等式：

$$\frac{I_t^f}{K_t^\alpha} = \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} + \frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\alpha K_t^\alpha [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \quad (12)$$

相应的实证模型则可以概括为：

$$\left(\frac{I^f}{K^a}\right) = \beta_1 \left(\frac{Rgap^{f-k}}{\text{total risk}}\right) + \beta_2 \left(\frac{Risk^k}{\text{total risk}}\right) + \text{控制变量} \quad (13)$$

其中 β 表示系数。显然，虽然在优化过程中仅仅增加了金融资产投资的风险项，但是推导出来的结果却与之前的结果在涵义上大相径庭（对比等式（12）与（7）或等式（13）与（8））：首先，实体企业的金融投资行为并不是单纯地由固定资产投资的风险影响，而是固定资产投资的风险占比；其次，金融投资行为也不是单纯由两种投资回报率之差影响，而是经过总风险调整后的投资收益率之差。

三、基于理论模型的实证假说

根据理论模型（12）可以看到，企业的金融投资行为主要受到两个核心因素影响，一是经过风险调整后的收益率缺口，另外一个则是固定资产投资的风险占比。同时，企业融资约束条件对于金融投资行为存在显而易见的影响，因此实证模型需要纳入融资约束条件（用 fc 表示）作为控制变量。这样，用来刻画企业面板数据的实证模型可以写成如下的简约形式：

$$fk_{it} = \beta_1 gap_{it}^{f-k} + \beta_2 risk_{it}^k + \beta_3 fc_{it} + \beta_4 d_t + \eta_{it} \quad (14)$$

其中下标 i 表示企业， t 对应于时间， d_t 用来刻画时间固定效应， η_{it} 是模型设立随机扰动项； fk 、 gap 和 $risk^k$ 与模型（13）中的各项一一对应，分别表示金融投资占比（用以刻画实体企业的金融投资行为）、经过风险调整的金融投资与固定资产投资收益率缺口以及固定资产投资风险的占比。

fk 表示金融资产投资占比，使用企业金融资产除以企业总资产进行计算，根据会计准则，企业的金融资产包括货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可出售金融资产、应收股利和应收股息。

gap 项是金融资产投资回报率与固定资产投资回报率之间的差再除以总投资风险，即经过风险调整后的收益率缺口。这一指标的具体计算首先需要获得金融资产投资的回报率和固定资产投资回报率，其次需要分别获得金融投资和固定资产投资风险再进行加总获得总投资风险。

金融投资和固定资产投资的回报率具体计算公式如下：

$$r^f = (\text{投资净收益} + \text{公允价值变动损益} + \text{汇兑净收益} - \text{对联营和合营企业的投资净收益} + \text{利息收入} - \text{利息支出}) / (\text{货币资金} + \text{持有至到期投资} + \text{交易性金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{可供出售的金融资产} + \text{应收股利} + \text{应收利息})$$

$$r^k = (\text{营业收入} - \text{营业成本} - \text{营业税金及附加} - \text{期间费用} - \text{资产减值损失}) / (\text{长期资本})$$

对于投资风险,我们对两类收益率变量分别设立 GARCH (1, 1) 模型,从而获得每个企业在每个时点的投资风险,之后进行加总即获得总投资风险,进而通过收益率和风险变量计算出 *gap* 变量。需要注意的是,为了避免风险指标出现极值,我们在计算出样本企业利用资产收益率的对应风险指标之后,计算了样本区间内的平均风险时间序列值,然后进行从高到低排序,剔除位于样本前 2.5% 的数据。这样,我们在接下来的经验分析中,同时会给出两种情形,一种是不做极值处理的结果。另一种是对极端情形处理后的结果。

另外,对于融资约束指标 *fc*,我们使用经营性现金净流量除以企业总资产获得。

以上变量解释完之后,我们简短地说明实证模型对应的一些假说。首先,根据本文的理论推导和 Demir 的实证假说,*gap* 项系数估计值预计为正向,因为金融资产投资回报率比固定资产投资回报率越高,则企业越有动力进行金融资产投资。其次,*risk* 项是固定资产投资风险,因此对应系数估计值预计也为正向,因为如果固定资产投资风险相对越高,那么企业就会越不愿意投资于固定资产扩张生产或者制造,而会在投资组合选择上更青睐金融资产。

当然,以上系数估计的方向只是对应于理论框架提出的实证假说,至于是否能够得到实证结果的验证并不一定清楚。举一个简单的例子来说,如果企业在其金融投资行为机制中极端风险厌恶,更加关注风险因素而对投资收益率关注的权重很小,那么实证结果就可能会出现风险项系数显著而收益率缺口项不显著。相反,如果企业属于激进型,更关心投资收益率,则可能出现收益率缺口项系数估计值显著而风险项系数估计值不显著。因此,我们需要通过实证分析来检验中国实体企业的金融投资行为机制特征。

四、实证分析

1. 基础模型的估计结果

为估计模型实证模型 (14),我们通过 Wind 资讯数据库获得中国 A 股上市非金融企业(即上市公司中除金融业之外的所有企业)自 2006 年至 2016 年的财务数据,剔除 ST 类企业和晚于 2010 年之后才上市的公司,共有样本企业 1902 家。Wind 资讯数据库提供了上市企业的各类财务指标,包括经营性数据和投资类数据等,为我们按照之前说明的方式计算各个变量指标提供了方便。

在计算好实证模型的关键变量指标之后,我们需要对模型进行估计方法的判断。面板数据模型中的随机扰动项可能包含了未观测到的个体效应,用公式可以表示为 $\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$,其中 u_i 为个体效应,一般而言,个体效应是不随时间变化的,反映了不同个体的固有特质。 u_i 是否存在、与解释变量 X_{it} 是否相关以及模型是否存在内生性问题决定了应选择何种估计方法来得到模型的系数估计值。首先,若个体效应 u_i 不存在,则可以直接使用混合最小二乘法(以下略写为 OLS)进行估计;若个

体效应 u_i 存在且与解释变量 X_{it} 相关, 则应使用固定效应模型, 若二者不相关则使用随机效应模型。其次, 在确定了个体效应是否存在以及存在的方式之后, 还应进一步检验模型是否存在内生性问题, 从而引入工具变量用广义矩估计方法(以下略写为 GMM) 得到无偏且更有效的系数估计值。再次, 若确定了模型存在内生性问题, 还应对引入的工具变量进行过度识别约束检验以及弱工具变量检验, 分别考察工具变量是否满足外生性和相关性的条件。基于以上分析, 本文在实证过程中引入了一系列检验对模型的设定进行了细致的考察, 具体来说:

(1) 对于模型的随机扰动项中可能存在的不随时间变化的个体效应, 可以通过拉格朗日乘数检验来判断, 其原假设为不存在个体效应, 在下文表格中用“LM 检验 p 值”一行来表示检验结果;

(2) 本文通过引入时间虚拟变量 d_t 进行考察对于可能存在的时间固定效应, 然后通过 F 统计量对时间虚拟变量的系数进行联合显著性检验, 原假设为时间虚拟变量的系数为 0; 下文用“F 检验 p 值”表示结果;

(3) 然后通过 Hausman 检验判断是否应使用固定效应模型, 原假设为使用随机效应模型更有效。下文用“Hausman 检验 p 值”表示结果;

(4) 判断模型是否存在内生性问题可以通过 Durbin-Wu-Hausman 检验来考察 (Durbin, 1954; Wu, 1973; Hausman, 1978), 但该检验是基于模型扰动项服从独立同分布的假设进行的, 但这一假设往往无法满足, 所以此时 Durbin-Wu-Hausman 检验的结果不再可信, 为此本文引入了异方差稳健的 C 统计量来考察模型的内生性问题(参见 Hayashi, 2000), C 统计量实际上是两个 Sargan-Hansen 统计量之差: 其中被减数考虑了模型的内生性问题并引入对应工具变量, 而减数则假设变量均为外生来进行估计; 这里所说的内生性检验实质是通过判断两种不同估计方式得到的系数估计值的协方差矩阵之差是否为正定矩阵, 从而确定哪种估计方法更有效, 若结果显示为非正定矩阵, 则被减数所对应的估计方法可以得到更有效的结果, 即应该引入工具变量进行系数估计。若模型不存在异方差问题, C 统计量得到的结果实际上与 Durbin-Wu-Hausman 检验得出的结果是一致的, 但相比 Durbin-Wu-Hausman 检验更具一般性和科学性, 该内生性检验的原假设为模型不存在内生性问题。下文中用“内生性检验 p 值”来表示;

(5) 若模型存在内生性问题, 则还需要对引入的工具变量进行过度识别约束检验和弱工具变量检验, 分别考察工具变量的外生性和相关性。过度识别约束检验使用了异方差稳健的 Hansen J 统计量, 其原假设为工具变量集是有效的, 下文用“过度识别约束检验 p 值”; 弱工具变量检验使用了异方差稳健的 Kleibergen-Paap Wald-rk-F 统计量, 由于该检验的判断方式是通过将该统计量与 Stock-Yogo 统计量 (Stock 和 Yogo, 2003) 临界值做比较, 原假设对应于存在弱工具变量, 因此在下文中“弱工具变量检验”一行“显著”表示拒绝弱工具变量的假设 (即不存在弱工具变量问题)。此外表格中还报告了“模型正确识别检验”的 p 值, 该检验实质是检验原变量矩阵和工具变量矩阵的乘积是否满秩,

若该乘积非满秩，则说明使用的工具变量使得模型无法被正确识别，其原假设为模型无法被正确识别，使用的统计量为 Kleibergen-Paaprk LM 统计量（Kleibergen 和 Paap, 2006）。

根据以上说明，我们在表 1 中汇报了实证模型（14）的估计结果。首先，我们考察固定资产投资风险占比 $risk$ 项的系数估计结果。表 1 显示，无论是否剔除风险指标的样本极值，我们的实证模型（14）中的 $risk$ 项（即固定资产投资风险占比）均显著为正，点估计值的大小在两种情况下也几乎相同，均为 0.02 左右。也就是说，在实体企业面对投资组合选择的过程中，其金融投资行为是显著受到固定资产投资风险的占比影响，当固定资产投资风险比重越大，企业的金融资产投资比重就会越高。这一结果和本文第二部分中推导出来的理论表达式相一致。其次，表 1 中国金融资产投资与固定资产投资的收益率之差变量的系数估计值不仅从数值看很小，而且更关键的是系数估计不具有统计显著性，尽管系数估计值的正负与理论模型的基本逻辑保持一致。

表 1 面板数据模型（14）的 GMM 估计结果

	风险指标未剔除极值	风险指标剔除极值
$risk$	0.0213** (0.0087)	0.0230*** (0.0086)
r_{gap}	0.0001 (0.0004)	0.0003 (0.0004)
fc	0.0082 (0.0079)	0.0126*** (0.0039)
样本数量	36883	35009
LM 检验 p 值	0.0000	0.0000
F 检验 p 值	0.0000	0.0000
Hausman 检验 p 值	0.0000	0.0000
内生性检验 p 值	0.0000	0.0000
模型正确识别检验 p 值	0.0625	0.0206
过度识别约束检验 p 值	0.1627	0.2020
弱工具变量检验	显著	显著

注：上述模型中，内生变量为 $risk$ 和 r_{gap} ，工具变量选择 $risk$ 的滞后一期项和 r_{gap} 的滞后一到二期项；小括号中报告的是异方差稳健标准误；***、**和*表示统计量在 1%、5%和 10%水平下显著。“风险指标剔除极值”对应的是按企业时序维度上的平均风险排序剔除前 2.5%的样本数据。

表 1 的实证结果暗示出，中国非金融企业的金融投资行为主要是出于规避生产经营业务风险的目的，而并非主要由不同资产投资回报率之差驱动，这与已有文献中针对其他发展中国家的研究结果形成鲜明对比：特别是 Demir（2009）的文献结果显示不仅风险项对实体企业金融投资行为有显著影响，而且金融资产与固定资产的收益率之差也显著影响企业的金融投资选择结果。当然，我们在理论模型的对比部分已经说明，由于假设金融投资收益恒定且没有风险，因此已有文献的理论模型并不能真实刻画实体企业的金融投资行为，对应的实证结果自然不再具有可信性和可比性。

2. 稳健性分析

为了确保实证结果的稳健性和基本结论的可信性，我们接下来做了两组稳健性估计，一是考虑基准模型（14）中右侧各个自变量对因变量（即金融投资占比）的影响具有时滞效应，即估计以下模型：

$$fk_{it} = \beta_1 gap_{it-1}^{f-k} + \beta_2 risk_{it-1}^k + \beta_3 fc_{it-1} + \beta_4 d_t + \eta_{it}' \quad (15)$$

其中 η_{it}' 表示新实证模型的设立误差项，其余各变量的含义与模型（14）完全一致。二是进一步将基准模型的滞后效应设定形式完全与已有文献（Demir, 2009）相同，即考虑如下含有部分自变量滞后的动态面板模型（ η_{it}'' 表示模型设立误差项），即：

$$fk_{it} = \alpha_1 fk_{it-1} + \alpha_2 fk_{it-2} + \beta_2 gap_{it-1}^{f-k} + \beta_2 risk_{it}^k + \beta_3 fc_{it} + \beta_4 d_t + \eta_{it}'' \quad (16)$$

需要说明的是，模型（16）中自变量只有 gap 项为滞后形式，这是 Demir 的模型设定形式，为了进行对比我们特此与其设定形式保持完全一致。

从本质上说，虽然模型（15）和（16）都考虑了滞后效应，但是各自所刻画的影响机制是不同的，这在已有各类文献中都未有提及和分析过。为此，我们在估计模型（15）和（16）之前，简略地阐释一下模型（15）和（16）在滞后项影响机制上的本质差异。要洞悉这一差异，我们可以利用滞后算子多项式的标准属性把模型（16）重新写成：

$$fk_{it} = \alpha(L)fk_{it} + \beta_2 gap_{it-1}^{f-k} + \beta_2 risk_{it}^k + \beta_3 fc_{it} + \beta_4 d_t + \eta_{it}'' \quad (17)$$

或者等同写成

$$(1-\alpha(L))fk_{it} = \beta_2 gap_{it-1}^{f-k} + \beta_2 risk_{it}^k + \beta_3 fc_{it} + \beta_4 d_t + \eta_{it}'' \quad (18)$$

其中 $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2$ 。接下来将等式（18）左右同乘以 $(1-\alpha(L))^{-1}$ ，即

$$fk_{it} = (1-\alpha(L))^{-1}(\beta_2 gap_{it-1}^{f-k} + \beta_2 risk_{it}^k + \beta_3 fc_{it} + \beta_4 d_t + \eta_{it}'') \quad (19)$$

因为滞后算子多项式 $(1-\alpha(L))^{-1}$ 总可以写成无穷个滞后算子连加的形式，即

$$(1 - \alpha(L))^{-1} = 1 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + L \quad (20)$$

其中 $\gamma_i (i = 1, 2, L)$ 是原始算子中系数 α 的函数。因此，等式 (19) 本质上可以写成

$$fk_{it} = \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_{1n} gap_{i,t-n}^{f-k} + \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_{2n} risk_{i,t+1-n}^k + \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_{3n} fc_{i,t+1-n} + \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_{4n} d_{t+1-n} + \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_{5n} n''_{i,t+1-n} \quad (21)$$

在模型 (21) 中， φ 是滞后算子系数 α 和原始模型中变量的系数 β 的组合。模型 (21) 清晰地表明，其对应的原始形式即模型 (16) 本质上捕捉的是所有自变量对因变量的多期滞后影响效应，同时还包含除 *gap* 变量之外的各变量当期效应，这些都与模型 (15) 的涵义迥异。正因为如此，对模型 (15) 和 (16) 进行估计，可以更全面地确保基础模型实证结果的稳健性。

通过与基础模型估计的类似过程，滞后效应模型 (15) 估计结果汇报在表 2 中，其中各变量后小括号中的数字代表相应变量的滞后项，如“*risk*(-1)”代表 *risk* 的滞后 1 期项等，下文采用同样格式表示。

表 2 滞后效应模型 (15) 的 GMM 估计结果

	风险指标未剔除极值	风险指标剔除极值
<i>risk</i> (-1)	0.0781*** (0.0103)	0.0790*** (0.0101)
<i>r_{gap}</i> (-1)	0.0002 (0.0001)	0.0002 (0.0002)
<i>fc</i> (-1)	-0.0040 (0.0005)	-0.0008 (0.0020)
样本数量	34322	32558
LM 检验 p 值	0.0000	0.0000
F 检验 p 值	0.0000	0.0000
Hausman 检验 p 值	0.0000	0.0000
内生性检验 p 值	0.0000	0.0000
模型正确识别检验 p 值	0.0432	0.0199
过度识别约束检验 p 值	0.2116	0.2553
弱工具变量检验	显著	显著

注：上述模型中内生变量为 *risk* 和 *r_{gap}* 的滞后一期项，工具变量选择 *risk* 的滞后二期项和 *r_{gap}* 的滞后二到三期项。小括号中报告的是异方差稳健标准误；***、**和*表示统计量在 1%、5%和 10%水平下显著。

对于模型动态 (16), 由于解释变量引入了左手侧变量的滞后 1 期和 2 期项, 因此可能会导致模型同时存在内生性和自相关问题, 故应选择系统广义矩估计方法 (下文略写为系统 GMM) 来得到更稳健有效的系数估计结果, 同时通过调整工具变量的形式, 消除模型自相关问题导致的估计偏差 (Arellano 和 Bover, 1995)。相比于静态面板, 影响动态面板估计结果可靠性的问题主要来源于工具变量有效性和模型扰动项的序列自相关问题, 因此在判断模型设定正确性的层面我们主要关注两类检验的结果: 一是模型扰动项的序列自相关检验, 该检验原假设是不存在自相关。

由于误差项的一阶差分之间显然是序列相关的, 因此一阶自相关检验往往是显著拒绝原假设的, 故对于该检验我们主要考察二阶自相关检验的结果, 若检验结果显示不存在序列自相关, 则可以认为差分方程中相应工具变量符合外生性条件, 从而认为模型估计结果是可靠的, 下表中用“AR(1) p 值”和“AR(2) p 值”表示结果; 二是工具变量的过度识别约束检验, 该检验原假设为工具变量集有效, 在下表中我们报告了两个统计量的结果, 分别是 Sargan 统计量 (Sargan, 1958) 和 Hansen- J 统计量的结果 (Hansen, 1982), 二者的差异在于: Sargan 统计量基于扰动项服从独立同分布的假设, 但不会因工具变量数量过多而出现偏差; Hansen- J 统计量对扰动项可能存在的异方差问题更加稳健, 但其可靠性会由于工具变量过多而弱化, 因此我们在下表中将二者一并报告, 增强检验结果的稳健性。最后我们还报告了时间固定效应系数的联合显著性检验, 原假设为时间固定效应系数均为 0, 结果用“F 检验 p 值”表示。

基于以上说明, 表 3 汇报了动态模型 (16) 的估计结果。从我们最关注的风险项和收益率缺口项的系数估计来看, 与基础模型的结论一致, 风险项的系数估计在 1% 水平下显著正向, 而收益率缺口的系数在所有情况下均不具有统计象征性。从金融投资占比变量的滞后项来看, $fk(-1)$ 对应的系数估计显著正向, 暗示出我国非金融企业的金融投资行为具有惯性特征, 即之前的金融投资行为习惯具有延续性。综合起来看, 滞后效应模型的估计结果表明本文的实证分析结论具有稳健性。

表 3 动态模型 (16) 的系统 GMM 估计结果

	风险指标未剔除极值	风险指标剔除极值
$fk(-1)$	0.5170*** (0.1230)	0.4890*** (0.1580)
$fk(-2)$	-0.0008 (0.2010)	-0.0480 (0.2460)
$risk$	0.2080*** (0.0560)	0.2150*** (0.0650)
$gap(-1)$	-0.0259	-0.0289

	(0.0178)	(0.0212)
<i>fc</i>	0.0249**	0.0281**
	(0.0098)	(0.0131)
<i>constant</i>	0.0361	-0.0863
	(0.0844)	(0.0983)
样本数量	35120	33286
AR(1) p 值	0.0440	0.0570
AR(2) p 值	0.3930	0.3810
Hansen J p 值	0.1110	0.3070
Sargan p 值	0.4260	0.6590
F 检验 p 值	0.0000	0.0000

注：上述模型中内生变量为 fk 的滞后项， $risk$ ，以及 r_{gap} 的滞后一期项，工具变量选择 fk 的滞后二到三期项， $risk$ 的滞后五到六期项和 r_{gap} 的滞后九到十期项。小括号中报告的是异方差稳健标准误；***、**和*表示统计量在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

五、结论

随着现代企业经营理念的不断发展，特别是股东价值论的兴起，非金融企业面对的不仅是如何进行实业投资，而且越来越多地面对金融投资问题。然而，毕竟非金融企业的主营业务并非金融投资，因此非金融企业从事金融投资的行为日益受到各界普遍关注。而且，“脱实就虚”、“不务正业”、“资金空转”等媒体词汇生动地表达了包括国家政策制定部门对非金融企业从事金融投资的密切关注，从一定程度上也折射出各界对非金融企业进行金融投资会带来负面影响的印象，而这一印象似乎又被近年来的一系列学术研究所印证。然而截至目前尚无科学研究来深入分析企业为什么要进行金融投资，传统的印象和大多数主观判断是因为金融投资更容易“赚钱”。

事实果真如此吗？要回答这一问题，就亟需厘清中国非金融企业从事金融投资的驱动机制，通过严谨的理论逻辑和实证分析，掌握究竟什么因素影响了微观企业的金融投资行为，这样各项政策才能有的放矢、宏观调控才有针对性。为此，本文构建了中国非金融企业的金融投资行为机制模型。我们基于微观企业面对实业投资和金融投资两大类资产的投资组合选择背景，拓展已有研究关于假设微观企业投资组合模型中金融投资无风险的假设，同时考虑金融投资风险和固定投资风险，推演出与现实情况更加贴近的理论模型。

本文证明，拓展模型与传统研究的模型机制存在本质区别，而这种区别可以带来实证分析结果

的迥然不同。我们进一步基于中国 A 股非金融上市公司的面板数据进行实证检验，结果与以往的主观判断并不相同。实证结果表明：中国非金融企业的金融投资行为，主要受到固定资产投资的风险占比驱动，而金融资产与固定资产投资的回报率缺口对其没有显著影响。因此，金融投资更容易“赚钱”而导致实体企业“脱实向虚”这种传统印象和主观判断并非真实情况。

从政策层面看，本文的经济涵义也非常明确：产业政策和宏观政策都需要更多关注微观企业的实业投资环境，降低实业投资的不确定性（风险）是完善企业投资决策行为、避免过度金融投资的对症良方。如果仅从对企业金融投资的种类、模式和范围进行限制，可能不仅会抑制我国现代化金融市场的正常发展，而且也无法有效引导非金融企业在实业投资和金融投资上实现合理均衡。

参考文献

- [1]. 杜勇, 张欢, 陈建英, 2017: 《金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制》, 《中国工业经济》第 12 期。
- [2]. 江春, 李巍, 2013: 《中国非金融企业持有金融资产的决策因素和含义: 一个实证调查》, 《经济管理》第 11 期。
- [3]. 刘笃池, 贺玉平, 王曦, 2016: 《企业金融化对实体企业生产效率的影响研究》, 《上海经济研究》第 8 期。
- [4]. 罗来军, 蒋承, 王亚章, 2016: 《融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响》, 《经济研究》第 4 期。
- [5]. 宋军, 陆旸, 2016: 《非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据》, 《金融研究》第 6 期。
- [6]. 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 杨笋, 2017: 《实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究》, 《南开管理评论》第 1 期。
- [7]. 王红建, 李茫茫, 汤泰劫, 2016: 《实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响》, 《中国工业经济》第 11 期。
- [8]. 谢家智, 王文涛, 江源, 2014: 《制造业金融化、政府控制与技术创新》, 《经济学动态》第 11 期。
- [9]. 徐光伟, 孙峥, 2015: 《货币政策信号、实际干预与企业投资行为》, 《财经研究》第 7 期。
- [10]. 徐军辉, 2013: 《中国式影子银行的发展及其对中小企业融资的影响》, 《财经科学》第 2 期。
- [11]. 张成思, 张步县, 2016: 《中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角》, 《经济研究》第

- 12 期。
- [12]. Arellano, M., and Bover O., 1995, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- [13]. Demir, F., 2009, “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice : Financialization of Real Sectors in Emerging Markets”, *Journal of Development Economics*, 88(2), 314-324.
- [14]. Durbin, J., 1954, “Errors in Variables”, *Review of the International Statistical Institute*, 22(1), 23-32.
- [15]. Hansen, L. P., 1982, “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- [16]. Hausman, J., 1978, “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, 46(4), 1251-1272.
- [17]. Hayashi, F., 2000. *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- [18]. Huang, C., and Litzenberger R. H., 1988. *Foundations for Financial Economics*. Netherlands: North-Holland.
- [19]. Kleibergen, F., and Paap R., 2006, “Generalized Reduced Rank Rests using the Singular Value Decomposition”, *Journal of Econometrics*, 133(1), 97-126.
- [20]. Le, Q. V., and Zak P. J., 2006, “Political Risk and Capital Flight”, *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 308-329.
- [21]. Sargan, J. D., 1958, “The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables”, *Econometrica*, 26, 393-415.
- [22]. Stock, J. H., and Yogo M., 2003, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, *NBER Technical Working Paper*, No. 0284.
- [23]. Tobin, J., 1965, “Money and Economic Growth”, *Econometrica*, 33(4), 671-684.
- [24]. Tornell, A., 1990, “Real vs. Financial Investment: Can Tobin Taxes Eliminate the Irreversibility Distortion?”, *Journal of Development Economics*, 32(3), 419-444.
- [25]. Wu, D., 1973, “Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressions and Disturbances”, *Econometrica*, 41(2), 733-750.

我国上市公司“小股民起义”现象的影响因素与经济后果

郑志刚

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

内容提要: 利用近年来可获得的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件, 本文实证考察了我国上市公司中小股东如何主动参与上市公司的治理。研究发现, 当中小股东的相对力量较大、缺乏可依靠的独立性较高的董事会时, 中小股东发起提案的可能性增加; 而中小股东否决旧议案则主要受到公司绩效的影响; 除了带给上市公司短期负的市场反应外, “小股民起义”将通过促使董事会成员的变更实现改善公司治理结构, 最终提高公司长期绩效的目的; 而这一实现路径在非国有企业、股权结构更加分散、制衡度更高的企业中更加显著。因而, “小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代潜在的公司治理机制之一。

关键词: 小股民起义; 股权分散; 提案; 否决; 董事会成员更迭。

一、引言

合计持有股份 3.15% 的个人股东王振华和梁树森于 2013 年 3 月 31 日向深市 A 股上市公司东方宾馆提交了《关于罢免公司全体董事的议案》临时提案。在 4 月 15 日召开的 2013 年度东方宾馆股东大会上, 上述两位股东提交的罢免全体董事的议案虽然 (在控股股东主导下) 遭到股东大会的否决, 但东方宾馆投资大角山酒店的关联交易议案在控股股东回避表决后同样在这次股东大会上被否决。值得注意的是, 在这一事件中, 提议罢免全体董事, 并主导关联交易议案否决的王振华和梁树森仅仅是两位个人股东。上述事件由于一改以往在公司治理实践中由控股股东主导、小股东被动选择“以脚投票”的印象, 不仅提出不同于控股股东的“新”议案 (在东方宾馆案例中, 甚至提出罢免全体董事), 而且否决控股股东提出的“旧”议案 (在东方宾馆案例中, 控股股东提议的关联交易案遭到股东大会的否决), 而被一些媒体形象地称为“小股民起义”¹。借鉴媒体的相关表述和思想, 本文所

¹在《南方周末》2014 年 7 月 4 日“股票就是选票, 股民也是股东”一文的报道中, 记者形象地把上述行为描述为“小股民起义”。参见网址: <http://search.infzm.com/search.php?q=小股民“起义”&sitesearch=infzm.com&page=0>。

谓的“小股民起义”同样指的是第一大股东（或控股股东）之外的中小股东或者通过行使提案权提出临时议案，或者通过在股东大会上行使投票权，最终否决大股东所提出的议案的行为²。需要说明的是，本文参与‘小股民起义’的中小股东尽管可能包含了排名前几位的股东，但由于这些股东并不拥有对公司的控制权或共同控制权，只能像传统意义上的小股民一样通过在股东会上提出议案，行使表决权来主动参与上市公司的治理，维护自己的利益，因此，我们仍然将他们的上述提出新议案和否决旧议案的行为形象地称为“小股民起义”。

我们看到，东方宾馆事件只是近年来在我国上市公司中发生的诸多“小股东起义”事件之一。伴随着我国资本市场法律环境的改善和中小股民权利意识的增强，“小股民起义”事件近年来呈现爆发式增长的趋势。按照本文的统计，从2010年到2015年我国上市公司中至少发生了207起所谓的“小股民起义”事件。我们理解，这些“小股民起义”事件不仅成为标志我国资本市场进入股权分散时代的典型事件之一³，而且将对我国上市公司治理实践产生深远持久的影响。

以往研究表明，我国上市公司控股股东与外部分散股东之间存在严重的利益冲突，控股股东会以关联交易、资金占用等形式对外部分散股东进行“隧道挖掘”（张华等，2004；李增泉等，2005；姜国华等，2005；Jianget al., 2010）。除了董事会独立性、法律环境以及媒体税务实施等法律外制度（Wuet al., 2009；叶康涛等，2007；王鹏，2008；李培功和沈艺峰，2010），计量上采用第一大股东与第2到5大股东持股比例对比来刻画的“股权制衡”同样被证明与控股股东隧道挖掘的减少存在显著正相关关系（李增泉等，2004；陈信元和汪辉，2004；白重恩等，2005）。然而，被认为是潜在治理机制之一的“股权制衡”是如何通过具体的实现机制来抑制控股股东的隧道挖掘行为的问题对于公司治理理论和实务依然还是一只尚未打开的“黑箱”。近年来，黎文靖等（2012）、孔东民等（2013）利用中小股东网络投票参与度开展的相关考察有助于我们形成中小股东如何参与上市公司治理的相关认识。

本文关注我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素和经济后果。利用近年来可以获得的第一大股东之外的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，我们可以更加清晰地揭示中小股东如何主动参与上市公司治理，来抑制控股股东隧道挖掘行为，从而一定程度打开了“股权制衡”如何改善公司治理的“黑箱”。本文的研究表明，当中小股东的力量相对较大，可以和控股股东抗衡时，中小股东发起提案的可能性增加；同时缺乏可以依靠

²2013年12月28日发布的新《公司法》第一百零二条规定，“单独或者合计持有公司百分之三以上股份的股东，可以在股东大会召开十日前提出临时提案并书面提交董事会；董事会应当在收到提案后二日内通知其他股东，并将该临时提案提交股东大会审议。临时提案的内容应当属于股东大会职权范围，并有明确议题和具体决议事项。”

³我国上市公司股东权利保护的事实改善和风险分担的意识加强使得原控股股东倾向于选择股权分散的股权结构；而从2005年到2007年进行的股权分置改革使股票的自由流通，甚至控制权变更成为可能；随着可以投资股票等资金比例上限不断提高，险资等机构投资者开始大举进入资本市场，甚至通过在二级市场公开举牌一度成为一些上市公司的第一大股东。上述三个因素使我国资本市场在不知不觉中进入股权分散时代。而影响持续深远的2015年万科股权之争的爆发标志着我国资本市场开始进入股权分散时代。参见郑志刚，“在分散股权时代如何选择公司治理模式？”，《证券市场导报》，2016年第12期。

的独立性较高的董事会成为引发中小股东发起提案的诱因；而中小股东行使投票表决权来否决控股股东提出的议案则主要受到公司绩效的影响。上述结果意味着主动参与意识相对较弱的中小股东只有在切实利益受到威胁时才更愿意站出来维护自己的权益。从动机转变为现实一定程度与我国资本市场进入股权分散时代，股东力量对比发生显著变化有关。这反过来支持了一些学者认为我国资本市场开始进入股权分散时代的观点。

在检验了影响因素的基础上，我们进一步实证考察了“小股民起义”事件可能带给相关上市公司的经济后果。基于事件研究的考察结果发现，我国资本市场对“小股民起义”事件发生当天的直接市场反应显著为负。我们理解，这一定程度与“小股民起义”所暴露出的公司内部意见分歧以及由此产生的不确定性使投资者对公司的信心短期受挫有关。基于“小股民起义”是否引发董事会成员变更和提升企业长期绩效等更为直接经济后果的考察发现，中小股东通过提出人事任免类议案，促使董事会成员的变更，以此最终实现改善公司治理结构，提升公司绩效的目的。而这一实现路径在非国有控股、股权结构更加分散、股权制衡度更高的上市公司中更加显著。本文的考察一定程度为揭示“小股民起义”事件所扮演的潜在公司治理机制的实施路径和影响机制提供了证据。

本文从以下几个方面构成对公司治理文献新的贡献。第一，本文实证考察了我国上市公司中小股东是如何通过行使提案权和投票表决权来主动参与公司治理，一定意义上打开了“股权制衡”如何改善公司治理的“黑箱”。对于公司治理始终关注的中小股东利益保护问题，以往文献更多从董事会独立性、法律对投资者权力保护以及（媒体税务实施等）法律外制度环境等视角来考察其抑制控股股东隧道挖掘行为的作用（Wuet al., 2009；叶康涛等，2007；王鹏，2008；李培功和沈艺峰，2010）。虽然有研究表明，其他股东对第一大股东的股权制衡同样是抑制控股股东隧道挖掘行为的潜在治理机制之一（李增泉等，2004；陈信元和汪辉，2004；白重恩等，2005），但股权制衡是如何通过具体的实现机制来抑制控股股东的隧道挖掘行为对于公司治理理论和实务依然是一只尚未打开的“黑箱”。近年来，随着在我国资本市场逐渐进入分散股权时代，“小股民起义”开始成为我国资本市场目前阶段十分独特的现象。本文利用我国资本市场近期出现的“小股民起义”事件提供了中小股东提出新议案和否决旧议案，抗衡控股股东（第一大股东），主动参与公司治理，维护自身利益的经验证据，从而在一定程度上打开了“股权制衡”如何改善公司治理的“黑箱”，构成相关文献的重要补充和扩展。

第二，通过揭示“小股民起义”在分散股权时代扮演公司治理角色可能的作用路径和实现机制，本文的研究表明，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一。本文的研究从而为我国资本市场进入分散股权时代，上市公司如何形成合理的治理模式带来丰富的政策含义。本文的研究发现，中小股东通过提出不同与大股东提出的新的人事任免类议案，使董事会成员发生变更，由此改善公司治理结构，促进公司长期绩效的改善。因而，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一。

我国资本市场仓促进入股权分散时代，无论公司治理理论还是实务界，对于股权分散时代公司治理特征均缺乏系统性的知识。本文的研究表明，制衡的股权结构是小股民提出不同于大股东的议案和否决大股东提出的旧议案的先决条件；缺乏独立性的董事会等无法成为有效的治理机制成为小股东被迫起义的现实原因；而糟糕的企业绩效更容易唤醒中小股东参与公司治理的自觉，通过提出新议案和否决旧议案来避免自身的利益受到损害；在缺乏特殊政治经济影响力的非国有控股公司以及股权更为分散、抗衡度更高的公司中，“小股民起义”对上市公司的治理效应更加显著。本文的讨论由此有助于理论界与实务界形成“小股民起义”发生的先决条件、现实原因和作用效果的认识，不仅丰富了正在形成中的分散股权时代公司治理模式研究的相关文献，而且为我国上市公司治理实践中如何发挥“小股民起义”这一潜在的治理机制带来了丰富的政策含义。

第三，采用得分倾向匹配法（PSM）和一阶差分方法（DID）来控制可能存在内生性问题，本文为潜在公司治理机制的治理效果评估提供了较为信服的证据，从而构成了以往治理机制治理效果评估文献的重要补充（Pfeffer, 1972; Pugliese et al., 2009; Fama & Jensen, 1983; 白重恩等, 2005）。对于潜在公司治理机制的治理效果的评估，由于在治理机制与治理效果之间或者受到双向因果关系的影响，或者共同受到其他缺失变量的影响，相关实证结果很大程度受到内生性问题的困扰。通过采用上述方法控制了内生性问题后，本文的研究在一定程度上信服地表明，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代中十分重要的公司治理机制。它通过提出不同于控股股东的议案和否决控股股东提出的议案，来抑制大股东的掏空行为，以此实现企业长期绩效的改善。

第四，与以往围绕董事会成员变更的文献认为差的企业绩效等是导致董事会成员变更的重要影响因素（Eriksson et al., 2001; Cornelli & Karakas, 2012; Parrino, 1997; Acharya et al., 2013）不同，本文的研究表明，除了差的企业绩效等远因，通过提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案的“小股民起义”则成为引起董事会成员变更的近因。因而，本文的讨论同时构成董事会成员变更和高管更迭影响因素文献的重要补充和扩展。

本文以下部分的内容组织如下。第二节在相关文献回顾的基础上提出本文待检验的研究假设；第三节介绍本文主要模型、变量定义，以及统计描述；第四节的实证结果不仅识别和揭示“小股民起义”事件背后的影响因素，而且实证考察“小股民起义”事件的经济后果；最后简单总结全文。

二、文献回顾与假设发展

（一）文献回顾

公司治理传统上关注的是现代公司由于所有权与经营权的分离产生的经理人与股东之间的利益冲突问题，这集中体现在从 Jensen & Meckling (1976) 开始提出的“代理成本”研究范式。即围绕（由

于所有权与经营权分离所导致的)生产经营管理的信息不对称,存在委托代理关系的股东和经理人之间如何形成合理的公司治理结构来降低经理人的代理成本。然而, La Porta et al. (LLS, 1999) 的研究发现,在 27 个发达国家或地区中,大企业的股权集中地控制在大股东手中,因而他们郑重地提醒公司治理理论界与实务界,“全球大企业中最重要代理问题已经转为如何限制大股东剥削小股东利益的问题”。之后, Claessens et al. (2000) 对东亚 9 个国家和地区、Faccio & Lang (2002) 和 Berglof & Pajuste (2003) 对欧洲的研究,以及张华、张俊喜和宋敏 (2004) 对中国的研究都表明,在很多国家,大股东与小股东之间存在严重的利益冲突,成为十分重要和突出的新的公司治理问题。外部中小股东的“双重委托人”身份(无论对于经理人还是控股股东,由于处于生产经营管理信息的劣势,而成为委托人)决定了保护“处于(信息分布)弱势”的外部分散股东成为公司治理政策制定的逻辑出发点。

我国很大比例的上市公司往往具有持股比例远超其他股东的控制性股东。控股股东“一股独大”以及一些控股股东的国有性质由此被认为是我国上市公司重要的治理特征(冯根福等, 2002; 白重恩等, 2005)。面对控股股东的“一股独大”,如何避免控股股东借助“金字塔”结构、交叉持股等实现现金流权与控制权分离(Johnson et al., 2000; Claessens et al., 2000),以对小股东的利益进行“隧道挖掘”成为我国公司治理理论和实务需要思考的重要问题。基于我国上市公司的证据表明,关联交易和以应收账款和其他应收款等形式实现的资金占用成为控股股东对外部分散股东进行“隧道挖掘”的重要形式(张华等, 2004; 李增泉等, 2005; 姜国华和岳衡, 2005; Jiang et al., 2010)。而董事会独立性(叶康涛等, 2007)、法律环境(Wu et al., 2009; 王鹏, 2008)以及媒体税务实施等法律外制度(李培功和沈艺峰, 2012)则被认为有助于抑制控股股东“隧道挖掘”行为的潜在治理机制。

单纯从理论和以往研究提供的经验证据看,股权制衡同样能抑制控股股东侵害中小股东的掏空行为,有利于公司业绩和价值的提升(Shleifer & Vishny, 1986; La Porta et al., 1999; Bennedsen & Wolfenzon, 2000; Maury & Pajuste, 2005; 李增泉等, 2004; 陈信元和汪辉, 2004; 白重恩等, 2005)。在基于我国上市公司的实证研究中,以往文献往往采用第一大股东与第 2 到 5 大股东(部分文献是从第 2 到第 10 大股东)的比例来刻画和度量“股权制衡”。容易理解,基于上述度量的“股权制衡”在统计上与控股股东隧道挖掘行为呈现的显著负相关关系仅仅描述了一种可能性,其实现机制无论在理论还是证据上依然停留在“黑箱”阶段,我们并不清楚“股权制衡”是通过怎样具体的实施路径来抑制控股股东的隧道挖掘行为的。

近年来学术界一直试图打开股权制衡如何改善公司治理的“黑箱”。黎文靖等(2012)基于中小股东网络投票参与度的研究表明,中小股东的积极参与公司治理能够提高公司财富,保护自身利益,但中小股东参与程度受大股东代理问题严重程度的影响。孔东民等(2013)进一步研究表明,中小股东的“冷漠”整体而言是非理性的,损害了其自身利益,因而该研究主张中小股东应该更加主动地

参与到上市公司治理中来。

本文利用近年来可以获得的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，更加清晰完整地揭示了中小股东如何主动参与上市公司治理，抑制控股股东隧道挖掘行为。在一定意义上，本文的研究打开了“股权制衡”如何改善公司治理的“黑箱”，构成相关文献的重要补充和扩展。

（二）假设发展

理论上，大股东在公司治理中扮演的角色是一把“双刃剑”。一方面，大股东的存在有助于解决小股东在监督经理人问题上的“搭便车”行为，因而在降低由所有权与经营权分离导致的经理人代理成本问题上，大股东将扮演重要的公司治理角色（Shleifer & Vishny, 1986）。这同样是在一些法律对投资者权利保护不足的国家 and 地区，上市公司股权结构趋向于集中，并形成股权集中的治理模式背后的原因（La Porta et al., 1998; Burkart et al., 2003）。另一方面，在简单多数的表决机制下，第一大股东由于持有较多的股份，能对公司重大决策产生举足轻重的影响。特别是借助“金字塔”结构、交叉持股等控制权结构实现现金流权与控制权分离，控股股东可以通过关联交易、资金占用等形式对外部分散股东的利益进行“隧道挖掘”（Johnson et al., 2000; Claessens et al., 2000; 张华等, 2004; 李增泉等, 2005; 姜国华和岳衡, 2005; Jianget al., 2010）。

传统上，控股股东“一股独大”被认为是我国上市公司治理模式的典型特征（冯根福等, 2002; 白重恩等, 2005）。面对控股股东“一股独大”，控股股东包揽一切的局面，以往中小股东更多选择逆来顺受，甚至被动地“以脚投票”。黎文靖等（2012）、孔东民等（2013）的研究表明，中小股东的“冷漠”整体而言是非理性的，将损害其自身利益。我们注意到一个基本事实是，中小股东无论提出不同于控股股东的新议案，还是否决控股股东提出的旧议案，获得投票通过，很大程度上取决于中小股东与第一大股东的股权制衡力量的对比。近些年，随着在我国资本市场逐渐进入分散股权时代，中小股东与第一大股东的股权制衡力量对比发生变化，中小股东借助法律赋有自己的提案权、投票表决权维护自己的利益不仅成为可能，而且变为现实。因此，相对分散的股权结构成为小股民可以“起义”的先决条件。

理论上，如果来自外部、利益中性、声誉卓著的独立董事能够切实维护中小股东的利益，也许并不会迫使中小股东“出此下策”选择以“起义”的方式维护自身利益。因而，我们猜测，中小股东之所以被迫无奈选择“起义”，与设定保护中小股东利益的独董没有发挥预期的作用有关。按照 2001 年证监会发布的《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》的相关规定，上市公司董事会成员中应当至少包括 1/3 的独立董事。理论上，占董事会比例越低，董事会独立性越差，人微言轻的独董的相关提议受到控股股东主导的董事会的重视程度越低，独董监督的有效性就越差。基于以上讨论我们提出待检验研究假设 1。

研究假设 1: 相对分散的股权结构是提出不同与控股股东议案的先决条件, 而缺乏可以依靠的独立性较高的董事会同样是引发小股东发起提案的诱因。

与提出不同于控股股东议案这一类型的“小股民起义”事件不同, 否决控股股东提出的议案实现的条件通常更加苛刻。除了一些涉及关联交易事项的表决, 当时的控股股东需要回避这一“有利”因素外, 议案往往需要激起参与表决的大多数股东的共鸣, 使中小股东纷纷说不, 才有可能撼动控股股东主导的议事结果。而能够引起广大小股东共鸣的最大公约数无疑是较差的绩效表现。特别是当由于差的绩效表现而使中小股东切身利益蒙受损害时, 中小股东将群起而攻之, 此时否决控股股东提出的有损中小股东利益的议案的可能性大增。基于以上讨论, 我们提出待检验研究假设 2。

研究假设 2: 较差的公司绩效表现使切身利益受到损害中小股东群起攻之, 此时否决控股股东提出的议案的可能性增大。

在考察了我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素后, 我们将进一步检验“小股民起义”事件带给我国上市公司的经济后果。

董事会成员变更由于被认为既是公司治理的结果, 同时是公司治理的过程, 而在公司治理实践中具有举足轻重的作用。通过在董事会的人事布局贯彻和体现相关股东的意志在我国上市公司的治理实践中同样是重要环节。以往文献的研究表明, 差的企业绩效等 (Eriksson et al., 2001; Cornelli&Karakas, 2012; Parrino, 1997; Acharya et al., 2013) 是导致董事会成员变更的重要影响因素。我们猜测, 除了差的企业绩效等远因, 通过提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案的“小股民起义”则成为引起董事会成员变更的近因。

尽管存在持有较少的股份导致的话语权有限、董事会成员的提名制度、以及总经理等高管层的选聘制度等现实因素的掣肘, 但以“主动”提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案为特征的“小股民起义”无疑不同于消极“被动”的“以脚投票”。它将更加真实直接地揭示了中小股东的意愿, 有助于上市公司重新思考相关议案的合理性, 集思广益, 以形成符合绝大多数股东利益的经营管理决策。因而, 从长远看, “小股民起义”将带来企业长期绩效的改善。但短期来看, “小股民起义”也暴露出了公司内部的分歧、昭示着公司短期内经营管理将面临不确定性, 因而市场会形成相对负面的反应, 以此警示投资者未来需要密切关注上市公司的经营管理状况。基于以上讨论, 我们提出待检验研究假设 3。

研究假设 3: 相对于未发生“小股民起义”事件的公司, 发生公司的董事会成员发生变更的可能性增大, 虽然短期的市场反应为负, 但从长期看, 将有助于公司治理结构的完善, 带来绩效明显的改善。

除了“一股独大”, 控股股东的国有性质是我国很多上市公司重要的治理特征 (冯根福等, 2002;

白重恩等, 2005)。对于控股股东为国有性质的上市公司, 不仅受到来自市场的经济力量的影响, 同时受到政治力量的影响。例如, 国有上市公司主要高管是由中国共产党上级组织部门至上而下任命的。这意味, “小股民起义”对于国有上市公司董事会成员变更的影响力有限。相比较而言, 盈利动机更强的非国有控股上市公司更加注重市场导向的管理团队和董事会成员的选聘。给定其他条件相同, 我们有理由相信, “小股民起义”对非国有上市公司的相关效应更加显著。而股权结构更加分散、股权制衡度更高同样意味着第一大股东影响力和控制力的削弱, 将为中小股东提出新议案和在股东大会上否决旧议案的表决通过创造条件。因而, 股权结构更加分散、股权制衡度更高如同缺乏政治影响力的非国有上市公司一样, 有助于中小股东通过“小股民起义”在董事会成员变更等公司治理结构完善方面扮演更加积极的角色。这事实上从新的角度检验了“小股民起义”扮演公司治理角色的先决条件。即中小股民必须有足够的力量对比, 与控股股东(无论是国有还是非国有)形成制衡。基于以上讨论, 我们提出待检验研究假设 4:

研究假设 4: 在非国有企业、股权结构更加分散、股权制衡度更高的企业, “小股民起义”事件导致董事会成员变更的公司治理效应更加显著。

三、模型设定、变量定义与统计描述

(一) 模型设定与变量定义

依据本文第一节的定义, “小股民起义”事件事实上包括“提出不同于控股股东的新议案”和“否决控股股东提出的旧议案”两类事件。我们看到, 虽然表现形式不同, 但这两类事件都是从维护自身的利益出发, 捍卫中小股东权利的行为。因此, 我们将分别考察这两类“小股民起义”事件的影响因素。按照本文第二节提出的待检验研究假设 1 和 2, 中小股东提出议案类“小股民起义”事件的发生主要受到股权结构和董事会独立性的影响, 而中小股东行使投票表决权否决议案类的“小股民起义”事件则更多受到公司绩效等公司特征的影响。因此我们设定 (1)、(2) 式的 logit 模型来分别考察“提出不同于控股股东的新议案”和“否决控股股东提出的旧议案”两类事件的影响因素。

$$Event1 = \alpha + \beta_1 Top1 + \beta_2 Top2_10 + \beta_3 Independence + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (1)$$

$$Event2 = \alpha + \beta_1 Performance + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (2)$$

在 (1) 式中, 被解释变量为是否发生提出不同于控股股东的新议案的虚拟变量 ($Event1$), 是为 1, 否则为 0。主要解释变量为第一大股东持股比例 ($Top1$)、第二至十股东持股比例 ($Top2_10$) 和董事会独立性 ($Independence$) 等。在 (2) 式中, 被解释变量为是否发生否决议案的虚拟变量 ($Event2$), 是为 1, 否则为 0。主要解释变量为公司绩效等公司特征变量。本文采用公司的总资产收益率 (Roa)

作为会计绩效的度量指标，采用托宾 Q (TQ) 作为市场绩效的度量指标。

借鉴以往文献，在 (1) (2) 式中，我们还对可能对两类“小股民起义”事件爆发产生影响的变量加以控制。其中包括公司基本特征变量：公司规模 ($Firm_size$)、公司上市年限 ($Firm_age$)、公司的杠杆率 ($Leverage$)、总资产增长率 ($Growth$)、流通股比例 ($Outshare$)、换手率 (HSL)、每股收益 (EPS)、公司的国有性质 ($State$)；公司治理变量：董事会规模 ($Board_size$)、董事长是否兼任总经理 ($Duality$)、管理层持股比例 (Mng_hold)、两权分离度 ($Separation$)、董事会会议 ($Board_meet$)⁴。另外，为降低内生性影响，主要解释变量与控制变量均取滞后一期。

在经济后果考察部分，除了短期市场反应，我们将首先采用企业长期绩效改善来评估“小股民起义”这一潜在公司治理机制。由于在治理机制与治理效果之间，或者受到双向因果关系的影响，或者共同受到其他缺失变量的影响，甚至样本选择偏差的影响，相关实证结果很大程度受到内生性问题的困扰。我们以“小股民起义”与董事会成员变更之间的关系为例。二者之间除了存在共同受大股东掏空动机等缺失变量影响外，还存在互为因果的可能性：一方面，可能由于不满意董事会成员的变更，小股民发动“起义”；另一方面可能由于小股民起义导致董事会成员变更。借鉴类似问题通常采取的研究方法，我们采用得分倾向匹配法 (PSM) 和一阶差分方法 (DID) 来控制可能存在内生性问题。的治理效果。对于潜在公司治理机制的治理效果评估，相关模型设定参见 (3) 式。

$$Ro_a = \alpha + \beta_1 Event1 + \beta_2 After + \beta_3 Event1 * After + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (3)$$

在 (3) 式的双重差分(DID)模型中，被解释变量是公司的总资产收益率 (Ro_a)，主要的解释变量为是否发生提出议案类事件的组间变量 ($Event1$)、提出议案类事件前后时间变量 ($After$) 和倍差变量 ($Event1 * After$)。

注意到提出议案类事件中发生频率最高的是人事任免类议案，占比达 24.78% (参见表 2)，我们猜测，提出议案类“小股民起义”事件很大程度是通过影响董事会成员的更迭，实现改善公司治理结构，最终提升公司长期绩效的目的。我们进一步采用如 (4) 式所示的 logit 模型来检验“小股民起义”事件是否导致董事会成员的更迭，从而为“小股民起义”事件提供更加直接的经济后果的相关证据。

$$Board_Dummy = \alpha + \beta_1 Event1 + \beta_2 Event2 + \sum Control Variables + \varepsilon \quad (4)$$

(4) 式中的被解释变量为董事会成员是否发生变更的虚拟变量 ($Board_Dummy$)。如果公司董事会成员在“小股民起义”后发生变更，则变量取 1，否则取 0。其中董事会成员的变更已剔除已连任两届任期届满的独立董事正常更迭的情形。该模型的主要解释变量为是否发生提出议案类事件 ($Event1$) 和是否发生否决议案类事件 ($Event2$)。

借鉴以往文献，在 (3) (4) 式中，我们还对可能对董事会成员变更和公司绩效产生影响的公司

⁴作者感谢审稿专家在模型设定中增加控制变量问题上所提出的建设性意见和建议。

基本特征变量加以控制,包括公司规模 (*Firm_size*)、公司上市年限 (*Firm_age*)、公司的杠杆率 (*Leverage*)、总资产增长率 (*Growth*)、股票换手率 (*HSL*)、流通股比例 (*Outshare*)、每股收益 (*EPS*) 董事会会议 (*Board_meet*) 等。

相关变量具体定义见下表 1。

表 1“小股民起义”现象经济后果主要变量定义

含义	变量名	计算方法
Panel A 被解释变量		
发生提出议案类事件	Event1	虚拟变量, 董事会决议增加临时议案, 取 1, 否则为 0
发生否决议案类事件	Event2	虚拟变量, 股东大会否决议案取 1, 否则为 0
绩效指标	Roa	净利润/总资产
董事会成员变更	Board_Dummy	虚拟变量, 董事会成员发生变更, 取 1, 否则为 0
Panel B 主要解释变量		
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股本
第二至十股东持股比例	Top2_10	第二至十股东持股数量之和/总股本
董事会独立性	Independence	独立董事人数/董事总人数
相对价值指标	TQ	市值/总资产
提出议案类事件前后时间变量	After	虚拟变量, 董事会决议增加临时议案的当年及以后年份, 取 1, 否则为 0 ⁵
倍差变量	Event1* After	虚拟变量, 上述 Event1 与 After 的交叉项
Panel C 控制变量		
公司基本特征变量		
公司规模	Firm_size	公司总资产对数值
公司年龄	Firm_age	公司上市年数
财务杠杆	Leverage	用资产负债率表示: 总负债/总资产
成长能力	Growth	用总资产增长率表示: (期末总资产-上年期末总资产)/上年期末总资产
流通股比例	Outshare	上市公司流通股股数/公司总股本
换手率	HSL	平均每日交易总股数/流通股总股数

⁵该变量是 (3) 式 (经济后果考察部分) 的主要解释变量。控制组样本的取值依据其所处时间是所对应的实验组样本事件发生前后来取值, 例如控制组样本所处年份是所对应实验组样本发生后, 则 After 取 1。

每股收益	EPS	普通股股东当期净利润/普通股股数
产权性质	State	虚拟变量，公司实际控制人为国有公司、机构或事业单位，取 1，否则为 0
公司治理特征变量		
董事会规模	Board_size	公司董事会人数
两职兼任	Duality	虚拟变量，董事长兼任总经理时取 1，否则取 0
管理层持股比例	Mng_hold	管理层持股数量/总股本
两权分离度	Separation	实际控制人控制权与所有权的差值
董事会会议	Board_meet	当年公司召开的董事会会议次数
行业效应	Industry	行业控制变量
年份效应	Year	年度控制变量

（二）研究样本与统计描述

本文选取 2010 年 1 月 1 日-2015 年 6 月 30 日发生过“小股民起义”事件的 A 股上市公司作为初始研究样本。这是因为在 2010 年之前鲜有中小股东提出临时议案或否决议案的事件发生，从 2010 年开始零星出现，在 2012 年之后呈现爆发增长的趋势。本文研究涉及“小股民起义”两类事件的数据主要来自 Wind 资讯金融客户端和凤凰财经网站，董事会成员变更情况主要来自新浪财经网站，其余公司股权结构以及主要的公司和治理特征数据来自国泰安（CSMAR）数据库。在“小股民起义”事件提出议案类事件——董事会决议增加临时议案的事件，仅包含除第一大股东以外的其他股东提出的临时议案。我们同时剔除各年度的 ST 公司，最后得到 207 家公司在样本期间共发生的 213 起“小股民起义”事件。

图 1 报告了两类“小股民起义”事件的年度分布状况。从图 1 看到，我国资本市场从 2012 年开始，进入小股民起义的高发期。两类“小股民起义”事件发生的频次明显增加。这一定程度与 2008 年全球金融危机爆发后政府于 2009 和 2010 年采取的各种救市措施的负面效应从 2012 年开始显现，我国经济发展进入新常态有关。投资者们逐渐意识到，投资回报增加的挑战不仅与外部市场环境有关，而且与公司各项经营管理决策的制定密切相关。投资者从仅仅关心上市公司的股价转向同时关注上市公司的经营治理状况。与此同时，政府不断出台各种政策维护市场秩序、保护中小股东的权益，2013 年对《公司法》的修订事实上就是在上述背景下推进的。内在防范风险意识的增强和外部法律环境的改善两方面共同激发了中小股东通过积极主动参与公司治理而不仅仅是消极被动地“以脚投票”来维护自身权益的热情。因此，从 2012 年开始，“小股民起义”事件整体表现出一种稳定上升趋势（2015 年的数据截止到 2015 年 6 月 30 日）。



图 1 “小股民起义”事件的年度分布状况

表 2 报告 213 起“小股民起义”事件涉及的相关议案类型。从表 2 我们看到，中小股东提出新的议案共 113 起，而否决议案共 100 起。其中，两类“小股民起义”事件涉及关联交易议案占比最大（19.72%）。而在涉及关联交易议案的小股民起义事件中，绝大多数（超过 70%）属于否决议案类事件。这与我们形成的关联交易（包括对关联企业的资金担保）往往成为大股东掏空上市公司的重要手段的印象一致（李增泉等，2004；Jianget al., 2010）。其次是人事任免相关议案，占比达 17.37%。不同与关联交易议案，这类议案中大多数（超过 75%）是属于提出新议案的小股民起义类型。容易理解，中小股东通过提出人事任免相关议案（而非仅仅否决相关议案），影响人事布局安排是反映自身诉求和保护自身利益的重要途径。表 2 的统计结果表明，中小股东倾向于直接否决侵害切身利益的关联交易议案，同时提出人事任免议案来间接保护自己的利益。

表 2 “小股民起义”事件相关议案类型的描述性统计

议案类型	Event1		Event2		合计	
	频次	占比	频次	占比	频次	占比
关联交易 ⁶	11	9.73%	31	31.00%	42	19.72%
利润分配	18	15.93%	9	9.00%	27	12.68%
规章制度	19	16.81%	9	9.00%	28	13.15%
人事任免	28	24.78%	9	9.00%	37	17.37%
证券发生与回购	5	4.42%	12	12.00%	17	7.98%
重大经营决策	15	13.27%	19	19.00%	34	15.96%

⁶关联交易类议案包含担保类议案，重大经营决策类议案包含重组收购议案。

薪酬制定	3	2.65%	5	5.00%	8	3.76%
其他	14	12.39%	6	6.00%	20	9.39%
合计	113	1	100	1	213	1

注：数据来源为 Wind 数据库，并由作者整理。

表 3 报告发生“小股民起义”事件公司的控股股东性质。对于控股股东为国有性质的上市公司，不仅受到来自市场的经济力量的影响，同时受到政治力量的影响。我们预测，相对于国有企业，“小股民起义”事件对非国有企业相关公司治理效应更加显著。从表 3 我们看到，无论是提出议案类事件还是否决议案类事件，国有企业均占三分之一左右，非国有企业占三分之二左右。

表 3 “小股民起义”事件公司性质统计描述

事件公司类型	Event1		Event2		合计	
	频次	占比	频次	占比	频次	占比
国有	35	33.33%	35	34.31%	70	33.82%
非国有	70	66.67%	67	65.69%	137	66.18%
合计	105	1	102	1	207	1

注：数据来源为 CSMAR 数据库，并由作者整理。

表 4 报告了提出议案类事件的各年度提案股东持股排名的中位数状况。由于提案权的行使需要满足“3%”的最低持股要求，因此，提出议案的股东的持股比例大多在上市公司排名中居于前列。从表 4 我们可以看到，提案股东持股比例在上市公司排名的中位数为第 3 位，而且在整个样本期保持稳定。需要说明的是，并非所有提出新议案的股东全部都是持股比例较大的股东。在我们观察的 207 家样本公司中，有 4 家公司的提案股东来自非前十股东。由于提案股东无法形成与第一大股东的有效抗衡，不难想象，该股东提出临时议案获得通过的几率十分渺茫（事实上，在 4 家公司中，只有 1 家公司的临时提案最终获得通过）。表 4 从新的角度提醒我们，要想“起义”（无论提出新议案，还是否决旧议案）获得成功，提案股东与第一大股东的力量对比并不能悬殊太大。

表 4 提案股东排名状况

	提案股东排名中位数	事件数量
2010	2	19
2011	3	15
2012	3	29
2013	3	18
2014	3	23

2015	3	1
合计	3	105

注：数据来源为 Wind 数据库，并由作者整理。

图 2 报告了提出议案类“小股民起义”事件中提出的临时议案在股东大会上表决的结果。从图 2 我们看到，中小股东提出的临时议案绝大多数获得了通过。这表明，当股权足以与第一大股东制衡时，中小股东完全可以通过“小股民起义”的方式主动参与到上市公司的治理中来，并非完全坐以待毙，甚至被迫以脚投票。

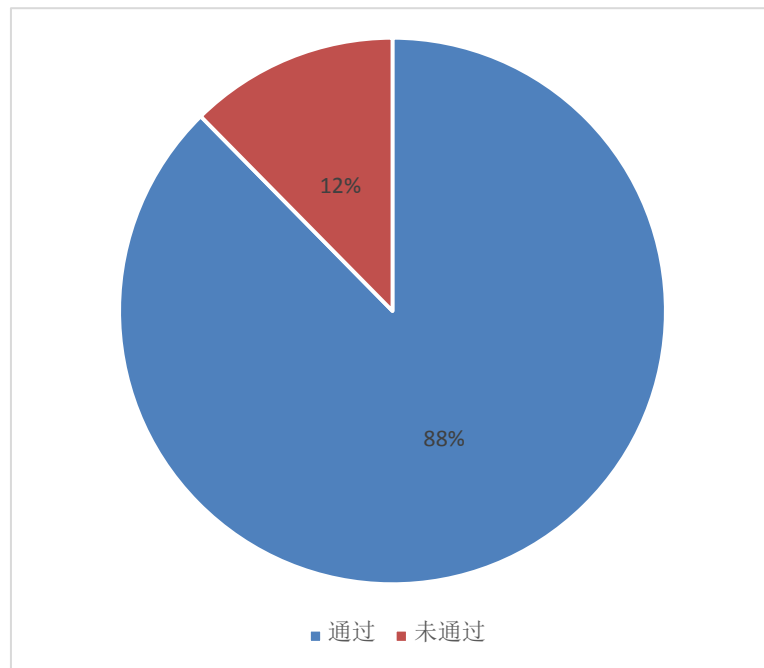


图 2 提出议案类事件最终表决结果

在影响因素的考察部分，本文选取样本期沪、深市上市的全部 A 股上市公司作为研究样本。参考已有文献的通常做法，在剔除各年度的 ST 公司，同时删除缺失样本后，我们共得到 10436 个“公司-年份”观测值。为降低异常值对实证结果的可能影响，我们对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 winsorize 处理。

在经济后果的考察部分，对于涉及“小股民起义”的两类事件，虽然中小股东通过在股东大会上行使投票表决权否决议案的行为同样表征着中小股东参与公司治理意识的觉醒（黎文靖等，2012；孔东民等，2013；等），但相比于通过行使提案权向股东大会提出临时议案的行为，后者所反映出的中小股东参与公司治理的主动性更强，带来的实际公司治理改善效果往往更显著。因此，本文着重从提出议案类“小股民起义”事件入手来评估“小股民起义”这一潜在公司治理机制的治理效果。

我们利用得分倾向匹配法 (PSM) 对提出议案类“小股民起义”事件的 105 家上市公司进行了近邻一对一的匹配。本文利用 Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出的倾向得分匹配法 (PSM) 从备选对照组中与实验组进行近邻一对一的匹配以遴选出对照组。其中, 备选对照组公司是事件公司处于相同行业且在事件发生当年没有发生提出议案类“小股民起义”事件的公司。具体而言, 我们选择能够显著影响提出议案类“小股民起义”事件发生概率的第一大股东持股比例、第二至十股东持股比例、董事会独立性和重要公司特征变量公司规模作为匹配变量, 构建构建提出议案类“小股民起义”事件发生概率的 logit 模型 (参见 (1) 式), 预测每家公司每年发生提出议案类事件的倾向得分。基于所得到的倾向得分, 我们从备选对照组中找出与实验组倾向得分最相近的公司。在对该面板数据进行得分倾向匹配的过程中, 我们通过区分不同年份和行业, 是在相同行业 and 年份的小组中逐一实现的匹配。经过上述过程, 我们共得到 210 家公司 2010-2015 年的 1020 个 (已删除数据缺失样本) “公司-年份”观测值。

匹配前后控制变量的平衡性检验如表 5 所示。从表 5 看到, 匹配前, 匹配变量在实验组和控制组之间存在显著差异, 在匹配后, 该差异无论是统计显著性, 还是其绝对值都有明显下降。这就说明本文通过 PSM 的方法保证了所选样本公司进入实验组的概率大致相同, 因而可以较好地揭示出提出议案类“小股民起义”事件与本文即将考察的经济后果之间的因果关系。

表 5 PSM 平衡性检验结果

Variable	匹配前均值			匹配后均值		
	实验组	对照组	差异(%)	实验组	对照组	差异(%)
第一大股东持股比例	0.295	0.365	-21.800***	0.295	0.323	-8.760*
第二至十股东持股比例	0.314	0.222	18.100***	0.314	0.292	4.330
董事会独立性	0.358	0.370	-8.300**	0.358	0.379	-14.600
公司规模	21.747	21.871	-13.600	21.747	21.797	-5.500

在考察“小股民起义”事件对董事会成员变更的影响时, 我们则以发生“小股民起义”事件的观察公司为基准, 考察事件发生起一年内对照组公司董事会成员变更状况, 形成包括观察组和对照组在内的共 414 个观测值作为研究样本 (匹配方法与前文类似)。为降低异常值对实证结果的可能影响, 我们对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 winsorize 处理。⁷

表 5 报告了主要变量的统计描述结果。从表 5 我们看到两类“小股民起义”事件发生的频率大致相同, 而其他变量的统计描述特征与以往文献基本保持一致。

⁷本文利用 winsorize 处理前的数据对实验组样本进行得分倾向匹配, 在得到匹配样本后, 对该数据集中的所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 winsorize 处理。

表 5 主要变量描述性统计（以影响因素分析为例）

变量名	样本数	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
Event1	10424	0.008	0	0	1	0.090
Event2	10424	0.009	0	0	1	0.092
State	10424	0.393	0	0	1	0.488
Duality	10424	0.248	0	0	1	0.432
Roa	10424	0.044	-0.094	.040	0.188	0.045
Firm_size	10424	21.871	19.625	21.669	26.647	1.278
Firm_age	10424	9.436	1	9	22	6.365
Leverage	10424	0.424	0.039	0.420	0.922	0.220
Growth	10424	0.269	-0.218	0.120	2.895	0.502
TQ	10424	2.038	0.163	1.623	8.977	1.600
Top1	10424	0.365	0.092	0.348	0.755	0.151
Top2_10	10424	0.222	0.018	0.206	0.559	0.138
Outshare	10424	0.768	0.206	0.871	1	0.256
HSL	10424	0.025	0.002	0.020	0.087	0.018
EPS	10424	0.355	-0.957	0.274	2.172	0.460
Mng_hold	10424	0.130	0	0.0004	0.701	0.211
Separation	10424	0.054	0	0	0.295	0.079
Board_size	10424	8.880	5	9	15	1.758
Independent	10424	0.370	0.333	0.333	0.571	0.052
Board_meet	10424	9.5408	2	9	57	3.950

表 6 报告了第一大股东持股比例 (*Top1*)、第二至十股东持股比例 (*Top2_10*)、董事会独立性 (*Independence*)、总资产收益率 (*Roa*) 和托宾 Q (*TQ*) 等主要变量在发生“小股民起义”事件的公司 (事件公司) 与并未发生上述事件公司 (非事件公司) 之间的均值差异检验结果。从表 6 我们看到, 提出议案类事件公司的第一大股东持股比例和董事会独立性明显低于非事件公司, 第二至十股东持股比例则明显高于非事件公司。这与我们所持的在发生提出议案类事件的公司中小股东与第一大股东的力量对比并不能悬殊太大的预期保持一致。这一定程度成为中小股东通过提出新议案“起义”获得成功的先决条件。而这一条件对于否决议案类“小股民起义”事件公司则不再适用。这很大程度是由于否决的大多数议案属于关联交易议案 (参见表 2), 而这一类议案的表决需要作为关联方的控股股东回避, 这使得第一大股东的持股比例显得不那么重要。相应地, 否决议案类事件公司的企业绩效 (无论是会计绩效还是市场绩效) 都明显低于非事件公司。这一定程度表明差强人意的企业绩效是一些小股东揭竿而起向控股股东提议的关联交易议案说“不”的底限。

表6 主要变量的均值差异检验结果（以影响因素分析为例）

变量名	Event1				Event2			
	事件公司	非事件公司	差异	p 值	事件公司	非事件公司	差异	p 值
Top1	0.297	0.365	-0.068	0.000	0.390	0.364	0.026	0.058
Top2_10	0.313	0.221	0.092	0.000	0.201	0.222	-0.021	0.078
Independent	0.357	0.370	-0.013	0.014	0.381	0.370	-0.011	0.027
Roa	0.047	0.044	0.003	0.288	0.028	0.044	-0.017	0.001
TQ	2.058	2.104	-0.046	0.456	1.551	2.108	-0.557	0.088

四、实证结果

（一）“小股民起义”事件的影响因素

本小节考察我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素。表7报告了提出议案类“小股民起义”事件影响因素的实证结果。其中，Model1是对所有样本进行的回归，Model2是对其中控股股东为国有性质的样本进行的回归分析，Model3是对控股股东为非国有性质的样本进行的回归分析。从表7我们看到，第一大股东持股比例的估计系数在5%的水平上显著为负。这表明第一大股东持股比例越小，中小股东更容易形成力量的制衡，因此发动“起义”的可能性越大。第二至十股东持股比例的估计系数在1%的水平上显著为正。这从另外的角度表明，非第一大股东的力量越强大，对第一大股东形成股权制衡程度就越高，此时公司发生提出议案类的“小股民起义”事件的可能性越大。我们看到，无论第一大股东持股比例的下降，还是第2到10股东持股比例和的上升都与我国资本市场进入股权分散时代有关。毕竟，随着我国上市公司股东权利保护的事实改善和风险分担的意识加强，原控股股东倾向于选择股权分散的股权结构。董事会独立性的估计系数在10%的水平上显著为负。这意味着，当独立性较弱的董事会并不能很好履行保护中小股东利益的职能时，中小股东被迫奋起反击。此时，上市公司发生提出议案类“小股民起义”事件的可能性增加。表7的实证结果支持了研究假设1。从模型2和3我们进一步看到，控股股东为国有性质，同时持股比例较高的企业发生提出议案类“小股民起义”事件的可能性越低；而在控股股东性质为非国有的上市公司中，如果独董并不能有效履行预期的维护中小股东利益的职责，中小股东更可能通过发动“起义”而自救。模型2和3的实证结果表明，控股股东的国有性质成为与持股比例类似的拉大股东之间制衡力量的机制，小股民起义更可能发生在非国有控股的上市公司中。这与假设4的预测相一致。

表7 提出议案类“小股民起义”事件的影响因素

变量名	Event1		
	All	State-owned	Non-state
	Model1	Model2	Model3
Top1	-2.196** (-1.96)	-2.913 (-1.56)	-1.056 (-0.70)
Top2_10	3.054*** (2.68)	4.213** (2.35)	3.036* (1.94)
Independence	-5.097* (-1.88)	0.117 (0.03)	-8.694** (-2.20)
Firm_size	-0.177 (-1.14)	-0.313 (-1.30)	-0.005 (-0.02)
Firm_age	-0.016 (-0.54)	0.013 (0.33)	-0.021 (-0.49)
Roa	0.640 (0.21)	-2.924 (-0.56)	-0.574 (-0.14)
Leverage	0.298 (0.37)	-1.167 (-0.84)	0.837 (0.80)
Growth	-0.155 (-0.83)	0.076 (0.16)	-0.222 (-1.03)
TQ	-0.131 (-1.19)	-0.243 (-1.14)	-0.097 (-0.74)
Mng_share	0.237 (0.31)	6.625** (2.18)	-0.023 (-0.03)
Outshare	-0.973 (-1.49)	-0.376 (-0.33)	-1.010 (-1.16)
HSL	-15.110 (-1.50)	-25.930 (-1.14)	-11.299 (-0.96)
EPS	0.029 (0.12)	0.282 (0.94)	0.199 (0.51)
Separation	-3.012 (-1.51)	-1.475 (-0.48)	-5.913** (-2.14)
Duality	-0.425 (-1.47)		-0.139 (-0.45)
Board_size	0.028 (0.38)	-0.016 (-0.15)	0.062 (0.55)
Board_meet	0.095*** (4.26)	0.143*** (3.87)	0.078** (2.03)
State	0.421 (1.28)		

Cons	2.336 (0.69)	4.176 (0.77)	-0.590 (-0.11)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Obs	8161	2726	4634
LR chi2	87.52	66.76	50.56
Pseudo R2	0.0917	0.1918	0.086

注：括号中的数字代表 Z 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。

表 8 报告了否决议案类“小股民起义”事件影响因素的实证结果。其中，Model1、Model2 是对所有样本进行的回归，Model3、Model4 是对其中控股股东国有性质样本进行的回归分析，Model5、Model6 是对控股股东非国有性质样本进行的回归分析。Model1、Model3、Model5 的主要解释变量是企业的总资产收益率 (Roa)，Model2、Model4、Model6 的主要解释变量是企业的托宾 Q (TQ)。从表 8 我们看到，总资产收益率的估计系数在 10%的水平上显著为负（模型 1），而市场绩效托宾 Q 的估计系数在 5%的水平上显著为负（模型 1）。这一定程度表明，无论从会计还是市场绩效看，公司绩效差强人意是发生否决议案类“小股民起义”事件直接诱因，公司的（会计/市场）绩效越差，发生否决议案类“小股民起义”事件的可能性也越大。这显然是由于公司（会计/市场）绩效的恶化，将直接威胁到中小股东的切身利益，将唤醒中小股东的主动维权意识和发动起义的动机。这与研究假设 2 的预测相一致。值得注意的是，类似表 7 的国有控股与非国有控股的分类样本回归表明，这些影响因素对国有企业十分显著，而对非国有企业收效甚微。这一定程度是由于国有控股的性质使得中小股东在通常情况下并不愿与第一大股东发生冲突。只有在切身利益受到威胁时，其主动维权的意识才有所觉醒。而对于非国有控股的上市公司，中小股东从一开始就显现出较为强烈的维权意识。

表 8 否决议案类事件影响因素

变量名	Event2					
	All		State-owned		Non State-owned	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Roa	-3.976* (-1.79)		-6.767* (-1.68)		-3.094 (-0.99)	
TQ		-0.335** (-2.32)		-1.3036*** (-2.87)		-0.241 (-1.61)
Firm_size	-0.063 (-0.50)	-0.242* (-1.66)	0.097 (0.56)	-0.283 (-1.34)	-0.392** (-2.02)	-0.615*** (-2.61)
Firm_age	-0.009 (-0.36)	-0.002 (-0.07)	-0.009 (-0.24)	-0.006 (-0.15)	-0.033 (-0.89)	-0.026 (-0.70)

Leverage	0.570 (0.80)	0.383 (0.52)	-1.373 (-1.21)	-2.897** (-2.22)	2.2858** (2.37)	2.218** (2.30)
Growth	0.205 (1.31)	0.223 (1.41)	-0.074 (-0.11)	-0.148 (-0.18)	0.291 (1.57)	0.329* (1.73)
Top1	1.371 (1.48)	1.545* (1.67)	1.363 (0.93)	1.843 (1.26)	0.545 (0.40)	0.581 (0.43)
Top2_10	0.405 (0.35)	0.553 (0.47)	-0.853 (-0.46)	-0.110 (-0.06)	0.808 (0.51)	0.820 (0.51)
Mng_share	-0.891 (-1.08)	-0.991 (-1.22)	-6.929 (-0.54)	-10.852 (-0.76)	-0.636 (-0.66)	-0.672 (-0.70)
Outshare	0.513 (0.829)	0.512 (0.81)	-0.140 (-0.14)	-0.335 (-0.34)	0.979 (1.17)	1.018 (1.20)
HSL	5.406 (0.65)	4.891 (0.58)	-11.265 (-0.62)	-12.985 (-0.68)	11.286 (1.22)	10.032 (1.06)
EPS	-0.168 (-0.86)	-0.215 (-1.15)	-0.351 (-1.31)	-0.416* (-1.65)	0.319 (0.88)	0.330 (0.92)
Separation	1.483 (1.09)	1.190 (0.93)	-0.289 (-0.13)	-0.971 (-0.43)	3.723** (1.99)	3.593* (1.91)
Duality	0.043 (0.16)	0.078 (0.29)	-0.110 (-0.18)	-0.062 (-0.10)	0.140 (0.45)	0.174 (0.56)
Board_size	-0.048 (-0.66)	-0.040 (-0.56)	-0.022 (-0.24)	-0.021 (-0.22)	-0.089 (-0.78)	-0.083 (-0.72)
Independence	2.489 (1.358)	2.732 (1.49)	0.505 (0.18)	0.768 (0.27)	3.200 (1.09)	3.511 (1.19)
Board_meet	0.075*** (3.86)	0.083*** (4.24)	0.084*** (3.33)	0.096*** (3.66)	0.070** (2.13)	0.079** (2.37)
State	0.104 (0.36)					
Cons	-5.491** (-2.02)	-1.098 (-0.33)	-5.930 (-1.53)	5.225 (1.01)	0.178 (0.04)	5.204 (0.99)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	10074	10074	3526	3526	5707	5707
LR chi2	46.84	50.92	34.48	43.88	37.65	40.09
Pseudo R2	0.0460	0.0500	0.0821	0.1045	0.0646	0.0688

注：括号中的数字代表 Z 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。

总结表 7 和表 8 报告的实证结果,我们看到,两类“小股民起义”事件背后的影响因素存在差异。更多体现中小股东主动参与上市公司治理的提出议案类“小股民起义”事件的发生主要受到股权结构

反映的股权制衡程度的对比。只有当中小股东的力量与第一大股东力量悬殊并不太大，中小股东通过发动提出议案类“小股民起义”事件以维护自己的利益成为可能。这一定程度上表明，相对分散的股权结构是提出不同与控股股东议案的先决条件；与此同时，我们观察到，提出议案类“小股民起义”事件发生的可能性与董事会独立性成反比，这则意味着缺乏可以依靠的独立性较高的董事会来有效履行保护中小股民利益的职责成为引发小股东发起提案的诱因。不同与提出议案类“小股民起义”事件，中小股东行使投票表决权否决议案类的“小股民起义”事件则主要受到公司绩效的影响。这意味着主动参与意识相对较弱的中小股东只有在切实利益受到损害时才更愿意站出来维护自己的权益。

上述讨论为我国上市公司治理实践中如何发挥“小股民起义”这一潜在的治理机制带来了丰富的政策含义。在借助“小股民起义”这一潜在的治理机制改善公司治理结构时，我们不仅需要注意中小股东可能提出不同与控股股东议案的先决条件和相关诱因，同时需要了解否决议案类的“小股民起义”事件的外部时机。那就是绩效滑坡，中小股东的切实利益受到损害。

（二）“小股民起义”事件的经济后果

在上节了解了“小股民起义”事件的影响因素后，本小节进一步考察“小股民起义”事件可能带来的经济后果。我们主要从两个方面进行考察：一是“小股民起义”事件的短期市场反应；二是从更为直接的董事会成员变更和企业长期绩效的提升来观察“小股民起义”事件为上市公司治理结构带来的深刻变化。后者事实上涉及对“小股民起义”这一潜在公司治理机制的治理效果进行评估的问题。

1.“小股民起义”的短期市场反应

图3报告了“小股民起义”事件相关公告发布前后3天的累计超额收益率情况。从图4我们看到，提出议案类事件公司的累计超额收益率在公告前是上升的，但在公司发布董事会决议增加临时提案的公告后会有一个立即的下降。这一定程度与临时议案的提出暴露了公司内部存在意见分歧，为公司未来经营管理的不确定性埋下伏笔，使投资者由此对公司未来的经营前景产生疑虑有关。相比较而言，否决议案类“小股民起义”事件公司的累计超额收益率则在提前一天就会大幅下降。容易理解，这与中小股东为在股东大会上否决议案提前所做准备（例如股东之间的意见沟通，甚至征集投票权等）使投资者提前获得公司内部存在意见分歧的信号，并对公司未来不确定经营前景心生忧虑所做出的理性反应有关。上述看起来负面的市场反映一定程度也是对投资者未来需要密切关注上市公司的经营管理状况的一种警示。

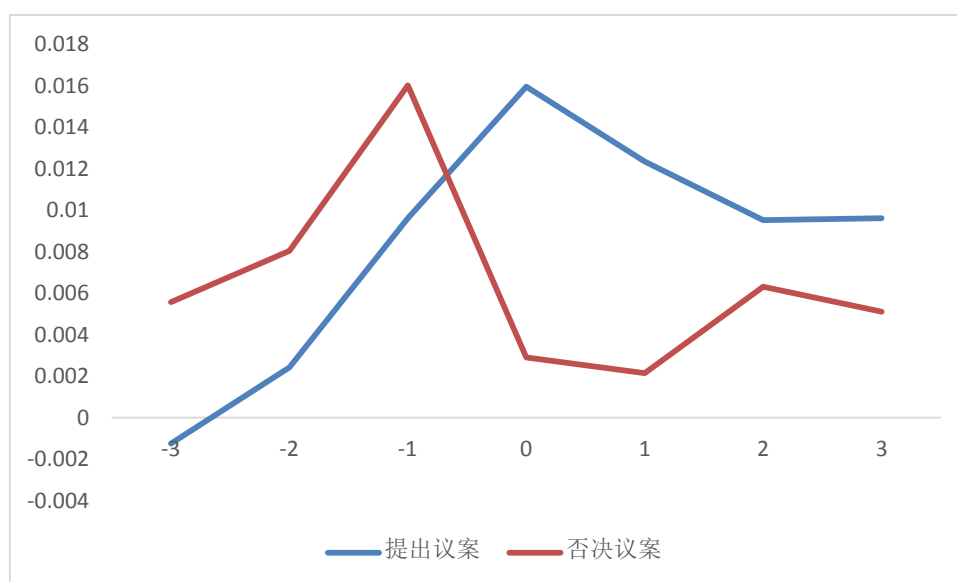


图3 “小股民起义”事件相关公告发布前后3天的累计收益率情况

2.实证结果

第1节的分析表明，无论提出议案还是否决议案类的“小股民起义”事件，由于暴露出股东内部的意见分歧，短期市场反应为负。接下来我们从“小股民起义”是否引发董事会成员变更和长期绩效提升等这些更为直接的经济后果来对“小股民起义”这一潜在公司治理机制的治理效果进行评估。

表9首先报告了提出议案类“小股民起义”事件与对照组相比带来的公司长期会计绩效总资产收益率（Roa）的变化情况。其中，Model1是对经过得分倾向匹配法（PSM）配对全部观察值进行的回归，Model2是对控股股东为国有的样本进行的回归，Model3是对控股股东为非国有的样本进行的回归。DID分析框架主要关注倍差变量 $Event1*After$ 估计系数的经济与统计显著性，该变量的含义为相对于未发生提出议案类事件的公司，发生了提出议案类事件的公司的事件发生前后企业绩效的变化情况。从表9我们看到，倍差变量 $Event1*After$ 的估计系数在10%的水平上显著为正。这表明事件公司相对于非事件公司在发生提出议案类事件发生后，总资产收益率显著上升，高于事件发生前1%。上述结果表明，中小股东如果能够通过发动提出议案类型的“小股民起义”方式，更加主动积极参与上市公司的治理，将带来公司长期绩效的提升。而黎文靖等（2012）、孔东民等（2013）等利用中小股东网络投票参与度所开展研究表明，中小股东参与公司治理能够提高公司财富，保护自身利益。因而，本文的讨论有助于公司治理理论和实务形成中小股东如何更加主动积极参与公司治理的全新认识，构成了以往文献的重要补充和扩展。

通过Model2和3的对比，我们看到，上述效应在控股股东性质非国有样本中表现更为明显。Model3中 $Event1*After$ 的估计系数在5%的水平上显著为正。这表明事件公司相对于非事件公司在发生提出议案类事件发生后，总资产收益率有明显提高，高于事件发生前1.2%。虽然我们在国有样

本中观察到提出议案类“小股民起义”事件同样能带来公司长期绩效的改善，但在统计上并不显著。这一定程度与国企兼具经济和政治影响力，使得中小股东难以形成有效制衡有关。这进一步支持了我们在第二节提出的研究假设 4。

表 9 提出议案类事件的发生对公司绩效的影响

变量名	Roa		
	All	State-owned	Non-state
	Model1	Model2	Model3
Event1	-0.014** (-2.18)	-0.010 (-0.70)	-0.015** (-2.14)
After	0.000 (0.06)	0.005 (1.30)	-0.004 (-1.57)
Event1*After	0.010* (1.77)	0.006 (0.40)	0.012** (2.01)
Firm_size	-0.005*** (-3.05)	-0.010*** (-3.28)	-0.005** (-2.46)
Firm_age	-0.001* (-1.90)	-0.002** (-2.16)	0.000 (-0.70)
Leverage	-0.020*** (-3.48)	-0.027*** (-2.80)	-0.006 (-0.70)
Growth	0.005*** (5.41)	0.008 (1.32)	0.005*** (5.30)
Cons	0.122*** (3.20)	0.258*** (3.74)	0.096** (2.01)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Obs	1020	387	633
F	14.11	3.91	13.16
R-sq	0.1604	0.1156	0.2270

注：括号中的数字代表 T 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平显著。

表 9 的结果表明，相比于对照组，提出议案类“小股民起义”事件发生将带来公司长期会计绩效的提升。那么，上述绩效的提升是借助何种机制实现的？如前所述，我们猜测，提出议案类“小股民起义”事件可能是通过影响董事会成员的更迭，进而改善公司治理结构，最终实现公司长期绩效提升。接下来，我们考察“小股民起义”事件是否会影响董事会成员的变更。

表 10 报告“小股民起义”事件对公司董事会成员变更的影响。其中 Model1、Model2 是对所有配对样本进行的回归，Model3、Model4 是对其中控股股东国有性质样本进行的回归，Model5、Model6

是对控股股东非国有性质样本进行的回归。Model1、Model3、Model5 是同时考察提出议案类事件和否决议案类事件对董事会成员变更的影响，Model2、Model4、Model6 是只考察相对更加主动积极参与公司治理的提出议案类事件对董事会成员变更的影响。

表 10 “小股民起义”事件对董事会成员变更的影响

变量名	Board_dummy					
	All		State-owned		Non-state	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Event1	1.783*** (5.55)	1.457*** (5.02)	1.206*** (3.58)	0.893*** (3.32)	1.794*** (4.44)	1.442*** (4.01)
Event2	0.732** (2.50)		0.744 (1.49)		0.784** (1.98)	
Firm_size	0.185* (1.89)	0.115 (1.23)	0.319** (2.17)	0.269* (1.90)	0.118 (0.65)	0.009 (0.05)
Firm_age	0.002 (0.09)	-0.008 (-0.36)	0.062 (1.44)	0.054 (1.26)	-0.031 (-0.95)	-0.038 (-1.17)
Leverage	-0.066 (-0.10)	0.436 (0.71)	-0.699 (-0.69)	-0.250 (-0.26)	0.115 (0.12)	0.752 (0.81)
Roa	3.808 (0.60)	0.882 (0.14)	7.324 (0.57)	5.078 (0.41)	-2.809 (-0.32)	-6.269 (-0.73)
Growth	-0.340* (-1.80)	-0.399** (-2.13)	5.610 (1.54)	5.326 (1.47)	-0.448** (-2.03)	-0.495** (-2.27)
Cons	-4.447** (-1.98)	-2.655 (-1.27)	-7.916** (-2.24)	-6.640* (-1.95)	-2.276 (-0.58)	0.362 (0.10)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	404	404	166	166	236	236
LR chi2	67.88	61.55	37.46	35.20	50.52	46.56
Pseudo R2	0.1213	0.1100	0.1634	0.1535	0.1544	0.1423

注：括号中的数字代表 Z 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。

从表 10 我们看到，总体而言，提出议案类“小股民起义”事件的发生能显著提高董事会成员发生变更的可能性，无论全部配对样本，控股股东国有还是非国有性质样本。提出议案类事件是否发生的估计系数在 1%的水平上显著为正。这一定程度表明，中小股东通过提名新董事的议案将对董事会成员的变更产生直接影响。这支持了我们在第二节提出的研究假设 3。因而，提出新议案成为我国资本市场进入股权分散时代中小股东更加主动积极参与公司治理的典型特征。这从另外的角度表明，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制

之一。

相比而言，否决议案类“小股民起义”事件无论是经济意义和统计意义都显著下降，甚至在国有样本中相关估计系数变得不再显著。容易理解，后者结果的出现与国有企业自上而下的人事任免体制的存在有关。这反过来表明，与否决议案类“小股民起义”事件相比，提出议案类“小股民起义”事件是中小股东更加主动积极参与公司治理的行为，带来的实际公司治理效果往往也更显著。

需要说明的是，在以往围绕董事会成员变更的文献中，差的企业绩效等（Eriksson et al., 2001; Cornelli&Karakas, 2012; Parrino, 1997; Acharya et al., 2013）被认为是导致董事会成员变更的重要影响因素。而本文的研究则表明，除了差的企业绩效等远因，通过提出不同于大股东议案和否决大股东提出议案的“小股民起义”则成为引起董事会成员变更的近因。本文的上述讨论因而构成董事会成员变更和高管更迭影响因素文献的重要补充和扩展。

注意到提出议案类“小股民起义”事件中发生频率最高的是人事任免类议案，占比达 24.78%（参看表 2），因此，我们有必要进一步考察提出人事任免类临时议案对董事会成员变更的影响，以此为中小股民通过提出新议案，发起“小股民起义”事件，改善公司治理结构提供新的证据。主要回归结果见表 11。其中，Model1 是对所有配对样本进行的回归，Model2 是对其中控股股东为国有性质样本进行的回归分析，Model3 是对控股股东为非国有性质样本进行的回归分析。

我们看到，表 11 主要回归结果与表 10 保持一致。对全部配对样本，是否提出人事任免类议案（*Proposal4_1*）的估计系数在 5%的水平上显著为正。因而，在目前阶段，通过提出人事任免类议案是“小股东起义”发挥潜在公司治理机制作用更为直接的方式。如果说与否决旧议案相比，提出新议案表明中小股东参与公司治理的主动性更高，那么，在所提出的各项议案中，人事任免议案改善公司治理的效果更加明显和直接。在对 Model2 和 3 的分类回归中，对控股股东为非国有性质样本，该估计系数也在 5%的水平上显著为正。在控股股东为国有性质样本中，该估计系数虽然出现了预期的正的符号，但在统计上不再显著。这从新的角度表明，给定国有控股上市公司至上而下的人事任免体系，即使中小股东通过提出人事任免类议案，也很难实现董事会成员的变更，因而对于国有控股上市公司，人事任免议案类提议改善公司治理的作用变得有限。这与本文第二节提出的研究假设 4 继续保持一致。

表 11 董事会决议增加人事任免类临时提案对董事会成员变更的影响

变量名	Board_dummy		
	All	State-owned	Non-state
	Model 1	Model 2	Model 3
Proposal4_1	1.317** (2.46)	0.929 (1.22)	1.821** (2.25)

Firm_size	0.046 (0.51)	0.117 (0.92)	-0.017 (-0.10)
Firm_age	-0.029 (-1.47)	0.009 (0.25)	-0.058* (-1.84)
Leverage	0.776 (1.29)	0.490 (0.54)	0.950 (1.04)
Roa	-1.204 (-0.20)	7.919 (0.65)	-11.416 (-1.34)
Growth	-0.498*** (-2.65)	4.849 (1.39)	-0.574*** (-2.60)
Cons	-0.642 (-0.32)	-2.907 (-0.95)	1.609 (0.45)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
Obs	404	166	236
LR chi2	40.79	23.77	35.73
Pseudo R2	0.0729	0.1037	0.1092

注：括号中的数字代表 Z 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。

正如我们在第二节提及的，兼具经济和政治影响力的控股股东国有性质只是拉大股权制衡力量对比的潜在手段之一。除了控股股东的性质，更为直接的拉大股权制衡力量对比的手段是第二至十股东持股比例增加所反映的力量对比的变化。因此，表 12 我们进一步报告了按第二至十股东持股比例的高低进行的分样本回归的实证结果，已检验这种制衡力量对比差异带来相关效应的差异。其中，Model1-Model3 是对第二至十股东持股比例高于和等于中位数的样本进行的回归，Model4-Model6 是对第二至十股东持股比例低于中位数的样本进行的回归。Model1、Model4 是同时考察提出议案类事件和否决议案类事件对董事会成员变更的影响，Model2、Model5 是只考察提出议案类事件对董事会成员变更的影响，而 Model3、Model6 则特别考察提出人事任免议案对董事会成员变更的影响。

从表 12 我们看到，在第二至十股东持股比例较高，即股权结构更加分散、股权制衡程度更高的公司中，提出议案类“小股东起义”事件的发生将显著提高董事会成员变更的可能性，估计系数在 1% 的水平上有显著为正。然而，在第二至十股东持股比例较低，即股权结构更加集中、股权制衡程度更低的公司中，鉴于大股东在相关议案的表决中具有更大的影响力，提出议案类“小股东起义”事件的发生对董事会成员的变更的估计系数仅仅在 10% 的水平上显著为正。表 12 事实上从新的角度表明，制衡的股权结构是中小股民提出不同于大股东的新议案和否决大股东提出的旧议案的先决条件。正是由于观察到我国资本市场在进入分散股权时代后股权结构制衡力量发生的微妙变化，提出不同于大股东的新议案，和否决大股东提出的旧议案在股东大会上通过成为可能，中小股东由此才能通

过“小股民起义”在董事会成员变更等公司治理结构完善方面扮演更加积极的角色。这支持了本文第二节提出的研究假设 4。上述讨论同时提醒公司治理的理论和实务界未来需要密切关注我国资本市场进入分散股权时代带给传统公司治理相关政策含义的积极变化。

表 12 按二至十股东持股比例的高低进行的分样本回归的实证结果

变量名	Board_dummy					
	top2_10 high			top2_10 low		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Event1	1.984*** (3.85)	1.501*** (3.87)		1.155* (1.82)	1.063* (1.72)	
Event2	0.813 (1.48)			0.282 (0.68)		
Proposal4_1			1.967** (2.48)			0.088 (0.08)
Firm_size	0.249 (1.36)	0.199 (1.11)	0.174 (0.99)	0.219* (1.74)	0.201 (1.63)	0.147 (1.24)
Firm_age	-0.031 (-0.81)	-0.048 (-1.33)	-0.069** (-1.98)	0.041 (1.34)	0.041 (1.35)	0.038 (1.27)
Leverage	1.171 (1.00)	1.717 (1.54)	1.749 (1.60)	-0.803 (-0.94)	-0.659 (-0.80)	-0.403 (-0.50)
Roa	-4.197 (-0.37)	-8.331 (-0.75)	-12.302 (-1.14)	4.767 (0.54)	3.561 (0.42)	1.864 (0.22)
Growth	-0.348 (-1.32)	-0.426 (-1.66)	-0.557** (-2.14)	-0.076 (-0.32)	-0.088 (-0.37)	-0.142 (-0.57)
Cons	-6.426 (-1.56)	-4.736 (-1.21)	-3.861 (-1.00)	-5.066* (-1.75)	-4.640 (-1.64)	-3.167 (-1.18)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	196	196	196	201	201	201
LR chi2	56.67	54.44	46.29	20.82	20.36	17.3
Pseudo R2	0.2132	0.2048	0.1742	0.0754	0.0738	0.0627

注：括号中的数字代表 Z 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。

最后，为了揭示董事会成员变更是小股民起义提高公司长期绩效的中介变量和渠道机制，我们进一步提供“小股民起义”事件发生一年内董事会成员的变更影响公司绩效的证据⁸。考虑到同样可能面临的样本选择偏差等内生性问题，该部分我们同样采用配对样本。我们构建如（3）式所示的 DID

⁸感谢审稿专家在这一问题上所提出的建设性意见和建议。

模型。其中主要的解释变量为是否小股民起义发生一年内公司是否发生董事会成员变更 (*Board_Dummy*)、董事会成员变更前后时间变量 (*After*) 和倍差变量 (*Board * After*)。为缓解内生性问题, 等式左侧为滞后一期的变量。

$$Roa = \alpha + \beta_1 Board_Dummy + \beta_2 After + \beta_3 Board_Dummy * After + \sum Control\ Variables + \varepsilon$$

表 13 报告了董事会成员变更对公司绩效的影响的实证结果。其中, Model1-Model3 是基于两类小股民起义事件的 PSM 配对样本集, Model4-Model6 是基于提出议案类“小股民起义”事件的 PSM 配对样本集。从表 13 可以看到, 在整体回归 (Model2 和 Model5) 中, 倍差变量 *Board * After* 的系数在 10% 的水平上显著为正。上述证据表明, 发生董事会成员变更的公司相对于未变更公司在董事会成员变更后, 总资产收益率显著上升。在非国有企业的分样本回归 (Model3 和 Model6) 中, 倍差变量 *Board * After* 的系数在 5% 的水平上显著为正, 而在国有企业的分样本回归 (Model2 和 Model5) 中, 倍差变量 *Board * After* 的系数不再显著。这从新的视角表明, 上述效应主要非国有企业中发挥作用。这与本文第二节提出的研究假设 3 和 4 继续保持一致。

表 13 董事会成员变更对公司绩效的影响

变量名	Roa					
	Event1+Event2			Event1		
	All	State-owned	Non-state	All	State-owned	Non-state
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6
Board_dummy	-0.004 (-0.94)	-0.003 (-0.32)	-0.003 (-0.79)	-0.005 (-0.92)	-0.002 (-0.24)	-0.007 (-0.99)
After	-0.0001 (-0.08)	-0.001 (-0.44)	0.001 (0.36)	0.000 (0.02)	0.000 (0.01)	0.000 (0.07)
Board*After	0.0002* (1.77)	0.002 (0.74)	0.001** (2.00)	0.0008* (1.97)	0.001 (1.21)	0.004** (2.18)
Firm_size	-0.002* (-1.93)	-0.005*** (-2.76)	-0.001 (-0.41)	-0.003** (-1.96)	-0.006** (-2.51)	-0.001 (-0.70)
Firm_age	-0.001*** (-3.35)	-0.001 (-1.58)	-0.001*** (-3.17)	-0.001** (-2.15)	-0.001 (-1.11)	-0.001** (-1.98)
Leverage	-0.014*** (-3.73)	-0.018*** (-2.80)	-0.012*** (-2.61)	-0.013*** (-2.97)	-0.025*** (-2.94)	-0.007 (-1.30)
Growth	0.005*** (6.43)	0.009*** (2.61)	0.004*** (5.94)	0.006*** (6.21)	0.006 (1.42)	0.006*** (6.38)
Cons	0.072*** (3.16)	0.148*** (3.47)	0.038 (1.33)	0.082*** (2.88)	0.170*** (3.11)	0.048 (1.37)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2,005	653	1,352	1020	387	633
F	19.24	5.24	15.07	15.04	3.52	12.73
R-sq	0.1153	0.1013	0.1329	0.1180	0.0937	0.1433

注：括号中的数字代表 Z 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%统计水平下显著。

总结第 2 节的分析，我们看到，尽管从短期看，市场对“小股民起义”事件的反应为负，但从长期看，体现中小股东更加主动参与公司治理的“小股民起义”事件确实能够带来公司治理结构的调整，进而企业长期绩效的改善。其中，通过提出人事任免类议案，促使公司董事会成员变更，从而改善公司治理结构，进而提升企业长期绩效的重要实现机制。而“小股民起义”事件在控股股东性质为非国有、股权结构更加分散、股权制衡度更高的上市公司中上述公司治理改善效应更加明显。在具有上述特征的公司中，中小股东更容易通过提出人事任免类议案有效推动董事会成员的变更和公司治理结构的改善，最终带来公司长期绩效的提升。

五、结论

利用近年来可以获得的中小股东通过提出不同于控股股东的新议案和否决控股股东提出的旧议案的“小股民起义”事件，本文实证考察了我国上市公司“小股民起义”事件的影响因素和经济后果，为“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一提供了系统的证据。通过分析中小股东如何提出新议案，否决旧议案，本文揭示了中小股东主动参与上市公司治理，抑制控股股东隧道挖掘行为的具体实现路径，从而一定程度打开了以往文献观察到的股权制衡有助于改善公司治理的“黑箱”。

本文得到的主要结论如下。第一，当中小股东的力量相对较大，可以和控股股东抗衡时，中小股东发起提案的可能性增加；同时缺乏可以依靠的独立性较高的董事会同样是引发小股东发起提案的诱因；而中小股东行使投票表决权来否决控股股东提出的议案则主要受到公司绩效的影响。上述结果意味着主动参与意识相对较弱的中小股东只有在切实利益受到威胁时才更愿意站出来维护自己的权益。

第二，表征中小股东主动参与公司治理意识觉醒的“小股民起义”事件发生将引发的董事会成员变更和公司治理结构的调整，进而将带来企业长期绩效的改善。因而，“小股民起义”成为我国资本市场进入股权分散时代重要的公司治理途径和潜在的公司治理机制之一。特别地，提出人事任免类议案，进而导致董事会成员变更和公司治理结构改善成为“小股东起义”发挥潜在公司治理机制作用更为直接的方式。本文的考察一定程度为揭示“小股民起义”事件所扮演的潜在公司治理机制的实施

路径和影响机制提供了证据。

最后，上述实现路径在非国有企业、股权结构更加分散、股权制衡度更高的企业中更加显著。正是由于观察到我国资本市场在进入分散股权时代后股权结构制衡力量发生的微妙变化，提出不同于大股东的新议案，和否决大股东提出的旧议案在股东大会上获得通过成为可能，中小股东由此才能通过“小股民起义”在董事会成员变更等公司治理结构完善方面扮演更加积极的角色。

我国资本市场进入股权分散时代。目前，无论公司治理理论还是实务界，对于股权分散时代公司治理特征均缺乏系统性的知识。本文的讨论则有助于理论界与实务界形成对“小股民起义”发生的先决条件、现实原因和治理效果的认识，不仅丰富了正在形成中的分散股权时代公司治理模式研究的相关文献，而且为我国上市公司治理实践中如何发挥“小股民起义”这一潜在的治理机制带来了丰富的政策含义。

参考文献：

白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜，2005：《中国上市公司治理结构的实证研究》，《经济研究》第2期。

陈信元、汪辉，2004：《股东制衡与公司价值：模型及经验证据》，《数量经济技术经济研究》第11期。

冯根福、韩冰、闫冰，2002：《中国上市公司股权集中度变动的实证分析》，《经济研究》第8期。

孔东民、刘莎莎、黎文靖，2013：《冷漠是理性的吗？中小股东参与、公司治理与投资者保护》，《经济学（季刊）》第1期。

李培功、沈艺峰，2010：《媒体的公司治理作用：中国的经验证据》，《经济研究》第4期。

黎文靖、孔东民、刘莎莎、邢精平，2012：《中小股东仅能“搭便车”么？——来自深交所社会公众股东网络投票的经验证据》，《金融研究》第3期。

李增泉、孙铮、王志伟，2004：《“掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据》，《会计研究》第12期。

李增泉、余谦、王晓坤，2005：《掏空、支持与并购重组》，《经济研究》第1期。

姜国华、岳衡，2005：《大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究》，《管理世界》第9期。

王鹏，2008：《投资者保护、代理成本与公司绩效》，《经济研究》第2期。

叶康涛、陆正飞、张志华，2007：《独立董事能否抑制大股东的“掏空”？》《经济研究》第4期。

张华、张俊喜、宋敏, 2004:《所有权和控制权分离对企业价值的影响——我国民营上市企业的实证研究》,《经济学(季刊)》第10期。

Acharya, V.V.; Gottschalg, O.F.; Hahn, M. and Kehoe, C. “Corporate governance and value creation: Evidence from private equity”, *Review of Financial Studies*, 2013, 26(2), pp. 68-402.

Bennedson, M. and Wolfenzon, D. “The Balance of Power in Closely Held Corporations”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1), pp. 113-139.

Berglof, E. and Pajuste, A. “Emerging Owners, Eclipsing Markets? Corporate Governance In Central and Eastern Europe”, 2003, Oxford University Press.

Burkart, M.; Panunzi, F. and Shleifer, A. “Family Firms”, *The Journal of Finance*, 2003, 59 (5), pp. 2167-2202.

Claessens, S.; Djankov, S. and Lang, L. H. P. “The Separation of Ownership and Control In East Asian Corporations”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1), pp. 81-112.

Cornelli, F. and Karakas, O. “Corporate governance of LBOs: The role of boards”, 2012, Available at SSRN 1875649.

Eriksson, T.; Madsen, E.S.; Dilling-Hansen, M. and Smith, V. “Determinants of CEO and board turnover”, *Empirica*, 2001, 28(3), pp. 243-257.

Faccio, M. and Lang, L. H. “The Ultimate Ownership of Western European Corporations”, *Journal of Financial Economics*, 2002, 65(3), 365-395.

Fama, E. F. and Jensen, M. C. “Agency Problems and Residual Claims”, *Journal of Law and Economics*, 1983, 26(2), pp. 327-349.

Jensen, M. C. and Meckling, W. H. “Agency Costs and The Theory of The Firm”, *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4), pp. 305-360.

Jiang, G.; Lee, C. M. C. and Yue, H. “Tunneling through Interoperate Loans: The China Experience.” *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1), pp. 1-20.

Johnson, S.; La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A. “tunneling”, *American Economic Review*, 2000, 90(2), pp. 22-27.

La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A. “Corporate Ownership Around The World”, *The Journal of Finance*, 1999, 54(2), pp. 471-517.

La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Shleifer, A. and Vishny, R. “Law and Finance”, *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6), pp. 1113-1155.

Maury, B. and Pajuste, A. “Multiple large shareholders and firm value”, *Journal of Banking & Finance*,

2005, 29(7), pp. 1813-1834.

Parrino, R. “CEO turnover and outside succession a cross-sectional analysis”, *Journal of Financial Economics*, 1997, 46(2), pp. 165-197.

Pfeffer, J. “Size and Composition of Corporate Boards of Directors: The organization and its Environment”, *Administrative Science Quarterly*, 1972, 17(2), pp. 218-228.

Pugliese, A.; Bezemer, P.; Zattoni, A.; Huse, M.; VandenBosch, F.A.J. and Volberda, H.W. “Boards of Directors’ Contribution to Strategy: A Literature Review and Research Agenda”, *Corporate Governance: An International Review*, 2009, 17(3), pp. 292-306.

Shleifer, A. and Vishny, R. W. “Large Shareholders and Corporate Control”, *The Journal of Political Economy*, 1986, 94(3), pp. 461-488.

Wu S.; Xu, N. and Yuan, Q. “State Control, Legal Investor Protection, and Ownership Concentration: Evidence from China”, *Corporate Governance: An International Review*, 2009, 17(2), pp. 176-192.

The Causes and Economic Consequences of the Minority Shareholders' Revolt: Evidence from Listed Companies in China

Abstract: In this paper, we empirically explore the causes and economic consequences of “the minority shareholders’ revolt” in Chinese listed companies through the data about “the minority shareholders’ revolt” that minority shareholders raise new proposals which is different from controlling shareholder’s by exercising the proposal right and reject controlling shareholder’s proposals by exercising the voting right. This paper shows that the minority shareholders submit proposals more frequently in companies whose ownership structure is relatively decentralized, so that the minority shareholders have relatively large power to balance the controlling shareholder. At the same time, lacking of highly independent board of directors is also an incentive of such events. Besides, minority shareholders rejecting proposals is mainly affected by the companies’ performance. Although bring negative market response in short term, “the minority shareholders’ revolt” would improve the corporate governance structure by promoting board member changing, and finally enhance the corporate’s long-term performance. And this mechanism is more efficient in non-state companies and companies which have more diffuse ownership. “The minority shareholders’ revolt”, therefore, becomes an important way of corporate governance and one of the potential corporate governance mechanisms for Chinese capital market to access diffuse ownership era.

Keywords: Minority Shareholders’ Revolt, Dispersed Shareholding Structure, Proposal Submission, Proposal Rejection, Board Member Turnover

JEL Code: G14, G32, G34