

附录

注册制下中小股东行权意识的觉醒

陈运森 于 耀 韩慧云

一、制度背景

附表 1 中小股东投票制度重大事件一览			
时间	重大事件	核心内容	意义
2004 年 1 月	国务院发布《关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》	强调保护投资者特别是社会公众投资者的合法权益	明确提出保护中小股东合法权益,但未明确定义中小股东
2004 年 12 月	中国证监会发布《关于加强社会公众股股东权益保护的若干规定》	鼓励上市公司提供网络形式的投票平台	保障社会公众股股东参与股东大会的权利
2008 年 9 月	深圳证券交易所修订《股票上市规则》	社会公众股股东是指除特定股东和管理人员外的其他股东	社会公众股股东得到了官方明确的定义
2013 年 12 月	国务院办公厅发布《关于进一步加强资本市场中小投资者合法权益保护工作的意见》	健全中小投资者投票机制,全面采用网络投票方式,并对中小投资者单独计票	强调中小投资者的投票权和对投票情况的信息披露
2014 年 6 月	中国证监会修订《上市公司章程指引》等 9 个规范性文件	强调应提供网络投票服务,并及时披露中小股东投票情况	进一步规范网络投票和信息披露
2014 年 9 月	深圳证券交易所修订《上市公司股东大会网络投票实施细则》	上市公司股东大会审议影响中小投资者利益的重大事项时,应对特定股东外的其他股东的投票情况进行单独统计并披露	明确了中小投资者分类和投票统计要求
2015 年 1 月	上海证券交易所修订《上市公司股东大会网络投票实施细则》	上市公司股东大会审议影响中小投资者利益的重大事项时,应对除单独或者合计持有上市公司 5% 以上股份的股东以外的其他股东的投票情况进行单独披露	明确了中小投资者分类和投票统计要求
2015 年 2 月	深圳证券交易所修订主板、创业板、中小企业板上市公司规范运作指引	中小投资者是指除上市公司董事、监事、高级管理人员以及单独或者合计持有公司 5% 以上股份的股东以外的其他股东	中小投资者的定义得到了进一步明确,并对股东大会单独计票机制进行了规定

二、描述性统计

附表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>MSP</i>	2901	5.003	5.626	0	3.322	31.317
<i>Reg</i>	2901	0.646	0.478	0	1	1
<i>Size</i>	2901	21.563	0.756	20.078	21.430	24.152
<i>Lev</i>	2901	0.287	0.169	0.030	0.252	0.778
<i>ROA</i>	2901	0.056	0.055	-0.171	0.056	0.339
<i>Insti</i>	2901	25.707	21.446	0	20.880	83.120
<i>SOE</i>	2901	0.077	0.266	0	0	1
<i>G-index</i>	2901	0.785	0.997	-1.717	0.717	3.236
<i>Big4</i>	2901	0.050	0.218	0	0	1

三、稳健性检验

1. 排除注册制与核准制并行期间的交互影响

考虑到在注册制与核准制并行期间,注册制的影响可能不仅仅局限于注册制上市公司本身,还会交互影响到核准制公司。为此,我们参考刘瑞琳和李丹(2022)、巫岑等(2022)、陈海强等(2024)的研究,观察出现注册上市事件的大类行业中(字母+两位数字行业代码,下同)的核准制上市公司中小股东参与股东大会的积极性是否会提升。具体而言,本文定义*RSP*为注册制溢出效应的代理变量,如果上市公司所在行业有公司以注册制的形式上市,且年份处于注册上市当年及之后,则取值为1,否则取值为0。溢出效应检验结果如附表3所示,注册制改革使同行业其他仍实行核准制的上市公司中小股东参与股东大会的积极性仅提升了0.005个单位,其经济显著性远小于注册制改革直接效应的1.251个单位。这表明,注册制改革对同行业核准制公司中小股东参与股东大会的积极性有一定的溢出影响,但其影响效果远小于注册制改革对中小股东投票行为的直接效应,并且溢出效应的存在会缩小注册制公司与核准制公司中小股东投票行为的差异,即削弱本文结果的发现,然而本文基准回归的统计显著性和经济显著性依然稳健,进一步表明注册制改革对中小股东投票行为的影响具有较强的促进作用,证明了研究结论的稳健性。

附表 3 注册制改革与中小股东参与股东大会的溢出效应检验结果

变量	<i>MSP</i>
<i>RSP</i>	0.005*** (6.78)
控制变量/常数项	Yes
个体固定效应	Yes
年份固定效应	Yes
观测值	22456
调整后的 R <sup>2</sup>	0.447

注:溢出效应样本区间选择为2014—2022年,原因在于2015年1月施行的中小股东单独计票披露政策披露了2014年度股东大会的具体参会情况。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内为t值。下同。

2. 替换中小股东投票的衡量方式

在基准回归中,本文采用公司上一年末的总股份数进行标准化。为了考察中小股东的相对积极性,首先,本文将标准化指标替换为公司上一年末中小股东总股份数:

$$MP_{i,t} = \frac{Minority\ Participate_{i,t}}{Minority\ Share_{i,t-1}} \times 100 \tag{1}$$

其中, $MP_{i,t}$ 表示公司*i*的中小股东在*t*年的行权意识的替代性指标; $Minority\ Participate_{i,t}$ 表示公司*i*在*t*年召开的年度股东大会上中小股东参与投票的持股数量; $Minority\ Share_{i,t-1}$ 表示公司*i*在*t-1*年的中小股东股份数,以公司*i*在*t-1*年的总股份数减去公司*i*在*t-1*年持股5%及以上的大股东的股份数来衡量。

其次,参考黄泽悦等(2022)的研究,我们将中小股东投票的标准化指标替换为公司总流通股股份数,对基准回归结果进行重新回归:

$$MPC_{i,t} = \frac{Minority\ Participate_{i,t}}{Total\ CirShare_{i,t-1}} \times 100 \tag{2}$$

其中, $MPC_{i,t}$ 表示公司*i*的中小股东在*t*年的行权意识的替代性指标, $Minority\ Participate_{i,t}$ 表示公司*i*在*t*年召开的年度股东大会上中小股东参与投票的持股数量, $Total\ CirShare_{i,t-1}$ 表示公司*i*在*t-1*年的总流通股股份数。

最后,我们利用中小股东表决总股份数进行稳健性检验:

$$MV_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{TV_{i,t,n}}{Total\ Share_{i,t-1,n}} \times 100 \tag{3}$$

$$MVM_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{TV_{i,t,n}}{Minority\ Share_{i,t-1,n}} \times 100 \tag{4}$$

其中, $MV_{i,t}$ 和 $MVM_{i,t}$ 为用中小股东表决总股份数衡量的中小股东行权意识的替代性指标, $TV_{i,t,n}$ 表示公司*i*在*t*年召开的年度股东大会上第*n*个议案的中小股东表决总股份数, $Total\ Share_{i,t-1}$ 表示公司*i*在*t-1*年的总股份数, $Minority\ Share_{i,t-1}$ 表示公司*i*在*t-1*年的中小股东总股份数。

附表4第(1)列至第(4)列的结果显示, $Reg$ 的系数在1%的水平下显著,本文的主要结论依然成立,即注册制改革下,中小股东参与年度股东大会的积极性显著提高。

附表4 替换中小股东投票衡量方式的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$MP$	$MPC$	$MV$	$MVM$
$Reg$	1.500*** (3.26)	6.436*** (6.50)	1.268*** (6.03)	1.537*** (3.42)
控制变量/常数项	Yes	Yes	Yes	Yes
年份/行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2901	2901	2901	2901
调整后的R <sup>2</sup>	0.142	0.172	0.101	0.143

3. 基于不同匹配方法的检验结果

为了控制样本的选择性偏差问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对基础样本进行配对,采用

最近邻匹配法,计算每个注册制企业和核准制企业的倾向得分,为注册制公司匹配特征最为相近的核准制公司。本文对匹配前后的注册制公司和核准制公司进行特征差异检验。检验结果表明,在匹配之后,特征变量的差异性检验结果基本不显著。这说明本文的倾向得分匹配过程可以较好地缓解样本自选择偏差。附表5中Panel A第(1)列至第(3)列分别为“一配一”“一配二”“一配四”的最近邻匹配法回归结果,主要变量 $Reg$ 的系数和显著性与前文基本一致,即相较于核准制公司,注册制公司中小股东的行权意识提升更明显,能够更加积极主动地参与年度股东大会行权。这一结果表明,在控制样本的选择性偏差后,主要结论依然成立。

附表5 基于不同匹配方法的检验结果

Panel A: 基于倾向得分匹配法的检验			
变量	(1)	(2)	(3)
	$MSP$	$MSP$	$MSP$
$Reg$	1.516*** (5.17)	1.293*** (5.23)	1.135*** (5.05)
控制变量/常数项	Yes	Yes	Yes
年份/行业固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	1354	1921	2446
调整后的 $R^2$	0.116	0.108	0.098
Panel B: 基于熵平衡匹配法的检验			
变量	(1)	(2)	(3)
	$MSP$	$MSP$	$MSP$
$Reg$	1.530*** (7.38)	1.439*** (6.82)	1.495*** (7.04)
控制变量/常数项	Yes	Yes	Yes
年份/行业固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	2901	2901	2901
调整后的 $R^2$	0.104	0.098	0.098

Hainmueller(2012)提出熵平衡(Entropy Balancing)匹配法,同时控制注册制公司与核准制公司协变量的多维平衡性,最大限度地使两组样本实现精确匹配。相较于倾向得分匹配法,熵平衡匹配法能够以更少的限制性假设在两组样本间实现更大的协变量平衡,且保留了所有样本的有用信息。同时,熵平衡匹配法在估计模型和运算性能上也更具吸引力。附表5中Panel B第(1)列至第(3)列分别是对协变量的一阶矩,一阶矩、二阶矩,以及一阶矩、二阶矩、三阶矩进行调整后的匹配结果,主要变量 $Reg$ 的系数均在1%的水平下显著,与前文保持一致,进一步巩固了本文结论的稳健性。

#### 4. 基于样本公司范围限制的检验

亏损公司特殊的经营状况和财务压力,可能导致中小股东的行为模式与正常运营的企业显著不同,从而影响注册制改革效应的准确评估。同时,亏损状态可能会引入额外的变异性和噪声,干扰对注册制改革影响的解读。因此,排除这类公司,能够更加专注地分析注册制改革对中小股东参与积极性的真实影响。附表6第(1)列的结果显示,将亏损公司样本剔除后进行重新检验, $Reg$ 的回归系数及显著性与前文检验结果基本一致,基准回归结果仍然稳健。

附表 6 基于样本公司范围限制和 Bootstrap 法的检验结果

变量	(1)	(2)
	MSP	MSP
Reg	1.238*** (5.46)	1.251*** (5.67)
控制变量/常数项	Yes	Yes
年份/行业固定效应	Yes	Yes
观测值	2648	2901
调整后的 R <sup>2</sup>	0.097	0.100

注：第(2)列使用 Bootstrap 法进行检验，括号内数据为 z 值。

5. 基于 Bootstrap 法的检验

由于本文最终样本观测值为 2901 个，样本量过少很容易导致 OLS 回归产生过度拟合问题。为了缓解该偏差，采用 Bootstrap 法对原始样本重复抽样 1000 次来获得参数的置信区间，以此判断回归结果的显著性。附表 6 第(2)列的结果显示，Reg 的回归系数及显著性与前文检验结果基本一致，表明本文主要结论稳健。

参考文献：

1. 陈海强、倪博、宋沐青、廖培森：《信息披露的同伴效应促进了金融市场稳定——基于创业板注册制信息披露改革的实证研究》，《经济学（季刊）》2024 年第 5 期。

2. 黄泽悦、罗进辉、李向昕：《中小股东“人多势众”的治理效应——基于年度股东大会出席人数的考察》，《管理世界》2022 年第 4 期。

3. 刘瑞琳、李丹：《注册制改革会产生溢出效应吗？——基于企业投资行为的视角》，《金融研究》2022 年第 10 期。

4. 巫岑、饶品贵、岳衡：《注册制的溢出效应：基于股价同步性的研究》，《管理世界》2022 年第 12 期。

5. Hainmueller, J., Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, Vol. 20, No. 1, 2012, pp. 25–46.