

证券监管市场化提高了企业并购绩效

——基于高管联结的视角

王彩萍 任金洋 黄志宏

目录

附录 I 稳健性检验	1
附录 II 异质性检验	4
附录 III 附表	6

附录 I 稳健性检验

（一）内生性检验

1. 倾向得分匹配（PSM）

本文进一步采用倾向得分匹配法来缓解潜在的选择性偏差问题。本文使用按照 1：4 的比例进行近邻有放回匹配的方法来克服实验组与对照组之间可能存在的系统性差异。表 I1 报告了 PSM-DID 的回归结果，可以发现， $Treat \times Post$ 的回归系数依然在 1% 的置信水平上显著为正，表明选择性偏差问题并不影响本文的估计结果。

表 I1 PSM-DID 的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$CAR_{[-1,1]}$	$CAR_{[-2,2]}$	$CAR_{[-5,5]}$	$BHAR_{12}$	$BHAR_{24}$	$BHAR_{36}$
$Treat \times Post$	0.052*** (0.004)	0.060*** (0.008)	0.067*** (0.011)	0.437*** (0.035)	0.532*** (0.035)	0.535*** (0.061)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	1,833	1,833	1,833	1,802	1,802	1,582
$Adj.\ R^2$	0.124	0.118	0.120	0.127	0.115	0.116

2. 交错 DID 异质性处理效应检验

在本文的研究设计中，中证投服行权对联结公司的影响是多时间分批次的。由于联结公司接受行权冲击的时间不同，式（1）中双向固定效应模型所得出的回归系数是样本 2×2 的加权估计结果（Goodman-Bacon, 2021），此时处理效应的时变效应将会造成估计偏误（Goodman-Bacon, 2021；Sun and Abraham, 2021）。因此，本文借鉴 Borusyak et al (2024) 的方法，使用插补估计量（Imputation Estimator）来缓解交错 DID 的处理效应异质性问题。这类做法在给定模型设定的前提下，通过构造合理的反事实，从而避免了使用“坏的控制组”问题（刘冲等，2022）。表 I2 报告了使用插补估计量得到的 DID 平均处理效应的估计结果。结果表明，在考虑交错 DID 的处理效应异质性问题后，证券监管市场化依然能够显著提高联结公司的并购绩效，本文的研究假设仍然成立。

表 I2 DID 插补估计量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$CAR_{[-1,1]}$	$CAR_{[-2,2]}$	$CAR_{[-5,5]}$	$BHAR_{12}$	$BHAR_{24}$	$BHAR_{36}$
$Treat \times Post$	0.023*** (0.002)	0.026*** (0.003)	0.022*** (0.004)	0.187*** (0.017)	0.189*** (0.015)	0.113*** (0.041)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	3,306	3,306	3,306	3,233	3,233	2,827

3. 安慰剂检验

为了进一步排除同时期其他潜在政策冲击对估计结果所可能造成的干扰，本文随机地生成一系列“联结公司”名单，并利用这一错误的样本估计出错误的系数。本文将此过程重复

1000 次，得到 1000 个 placebo 值。理论上，中证投服的行权活动对于企业并购绩效的影响作用不应该在这些错误的样本中有所体现。这些 placebo 系数的均值接近于 0，并呈现出正态分布。图 3 绘制了 1000 次的回归的 placebo 值系数核密度分布图。可以看出，placebo 系数值基本接近于 0 且服从正态分布，显著区别于基准回归的回归系数值，符合理论预期。这说明了其他未观测因素对基准结果的干扰有限，本文的估计结果是稳健的。

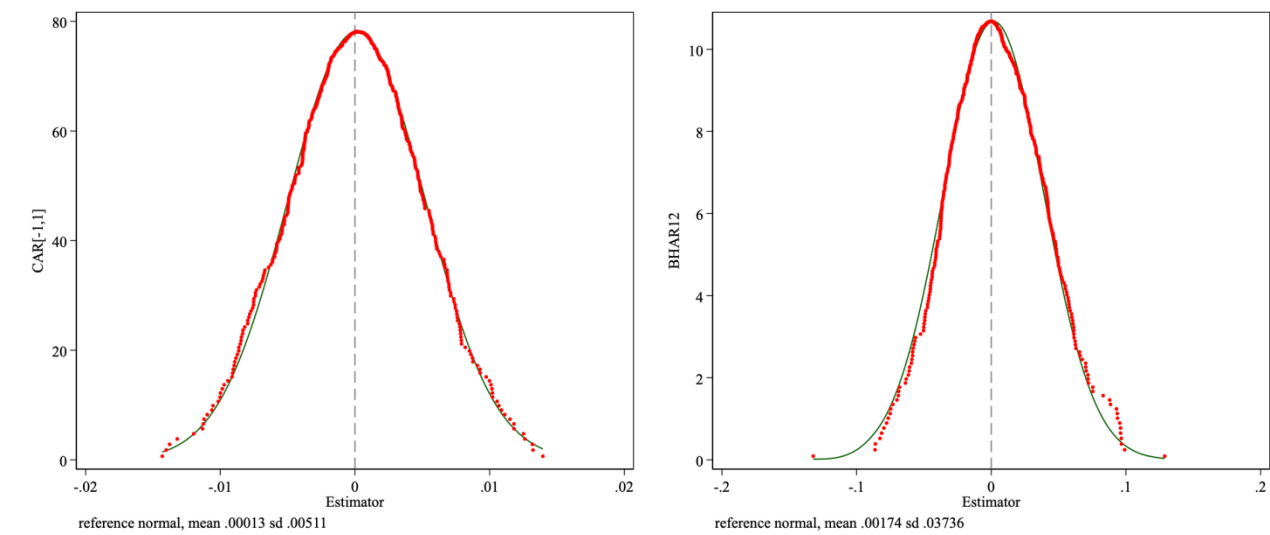


图 11 安慰剂检验（置换 1000 次）

（二）其他敏感性分析

一是控制企业固定效应。考虑到企业个体层面的特征变量对回归结果的干扰，本文将行业固定效应替换成更为严格的企业固定效应。表 I3 的 Panel A 报告了替换为企业固定效应后的回归结果， $Treat \times Post$ 的回归系数仍在 5% 的置信水平上显著为正。

二是剔除早期行权样本。考虑到中证投服早期的行权模式仍处于探索和尝试阶段，直到 2017 年才正式建立完善的行权制度并推广至全国。为此，本文剔除了 2016 年的行权事件形成的联结样本，重新估计中证投服行权对联结公司并购绩效的影响。表 I3 的 Panel B 报告了相应的回归结果，可以发现 $Treat \times Post$ 的回归系数仍显著为正，与基准结果保持一致。

三是替换被解释变量与解释变量的度量方法。首先，本文使用主并公司在并购前后 1、2、3 年的总资产收益率变化 ΔROA 和净资产收益率变化 ΔROE 来衡量企业并购的财务绩效，以此检验中证投服的行权是否改善了联结公司并购后的经营状况。表 I3 的 Panel C 的回归结果表明， $Treat \times Post$ 的回归系数均显著为正，表明中证投服行权能够显著提高联结公司并购后的财务绩效。其次，本文还计算了中证投服行权强度指标 ($Intensity$)，衡量样本本期内联结公司通过高管联结受到的多次行权冲击。表 I3 的 Panel D 的回归结果表明，中证投服的行权强度越高，联结公司的并购绩效的提升幅度也越大。上述敏感性分析表明证券监管市场化改革对联结公司并购绩效的正向影响具有较强的稳健性。

表 13 其他敏感性分析

变量	(1) $CAR_{[-1,1]}$	(2) $CAR_{[-2,2]}$	(3) $CAR_{[-5,5]}$	(4) $BHAR_{12}$	(5) $BHAR_{24}$	(6) $BHAR_{36}$
Panel A: 控制企业固定效应						
$Treat \times Post$	0.044*** (0.014)	0.041* (0.020)	0.041 (0.031)	0.316*** (0.086)	0.510*** (0.066)	0.642*** (0.166)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firms FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3,306	3,306	3,306	3,233	3,233	2,827

<i>Adj. R²</i>	0.192	0.222	0.238	0.118	0.228	0.350
Panel B: 剔除早期行权样本						
<i>Treat × Post</i>	0.054*** (0.005)	0.063*** (0.007)	0.074*** (0.010)	0.463*** (0.023)	0.486*** (0.033)	0.524*** (0.062)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	3,270	3,270	3,270	3,198	3,198	2,798
<i>Adj. R²</i>	0.129	0.135	0.142	0.113	0.086	0.084
Panel C: 替换并购绩效指标						
因变量	$\Delta ROA_{[-1,1]}$	$\Delta ROA_{[-2,2]}$	$\Delta ROA_{[-3,3]}$	$\Delta ROE_{[-1,1]}$	$\Delta ROE_{[-2,2]}$	$\Delta ROE_{[-3,3]}$
<i>Treat × Post</i>	0.015*** (0.003)	0.022** (0.009)	0.019** (0.009)	0.023*** (0.006)	0.054** (0.025)	0.034 (0.047)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	3,143	2,790	2,239	3,143	2,790	2,239
<i>Adj. R²</i>	0.056	0.051	0.057	0.034	0.012	0.006
Panel D: 度量行权强度						
<i>Intensity</i>	0.021*** (0.002)	0.024*** (0.002)	0.025*** (0.003)	0.169*** (0.007)	0.187*** (0.012)	0.192*** (0.029)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	3,306	3,306	3,306	3,233	3,233	2,827
<i>Adj. R²</i>	0.127	0.134	0.141	0.111	0.086	0.086

附录 II 异质性检验

（一）地区异质性

相较于被行权公司与联结公司处于不同地区和不同行业时，两者处于同一省份或者同一行业更有利于彼此之间的信息交流，联结公司可以更容易从被行权公司之中了解到相关的监管细节，并学习如何有效改善治理环境和减少代理问题，从而规避相应的监管风险。现有研究也发现市场和投资者对中证投服行权后的同地区或同行业的企业表现出更高的关注度（陈运森等，2021），这同样有助于发挥市场化的监管效果。由此，表 III 对分行业和区域的商业化监管效果异质性进行了进一步检验。Panel A 的结果表明，商业化监管对同行业联结公司的短期并购绩效有显著正向影响，而对跨行业联结公司的短期并购绩效影响并不显著；同时对同行业和跨行业联结公司的长期并购绩效都存在显著正向影响，且与被行权公司处于同一行业的联结公司受到的影响程度更大。Panel B 的结果也表明，商业化监管对与被行权公司处于同省份的联结公司的并购绩效影响更显著。

表 III 基于分行业和区域的商业化监管效果分析

变量	(1) $CAR_{[-1,1]}$	(2) $CAR_{[-1,1]}$	(3) $BHAR_{12}$	(4) $BHAR_{12}$
Panel A: 分行业讨论	同行业	跨行业	同行业	跨行业
$Treat \times Post$	0.092*** (0.006)	0.026*** (0.007)	0.560*** (0.035)	0.386*** (0.035)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	3,177	3,216	3,109	3,143
$Adj.\ R^2$	0.145	0.114	0.105	0.103
$Treat \times Post$ 系数差异	0.066***		0.174***	
Panel B: 分区域讨论	同省	异地	同省	异地
$Treat \times Post$	0.060*** (0.006)	0.030 (0.020)	0.495*** (0.026)	0.335*** (0.069)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	3,251	3,142	3,182	3,070
$Adj.\ R^2$	0.133	0.116	0.114	0.0929
$Treat \times Post$ 系数差异	0.03***		0.160**	

注：在上述分组回归中，由于分组变量必须是与被行权高管存在高管联结关系（只在处理组中有），因此无法对全部并购样本直接分组回归。我们采取的方法是，先根据处理组的分组变量进行分组（形成处理组 1 和处理组 2），然后再分别加入基准回归的控制组，进而形成上述分组回归中各自的回归样本（即处理组 1+控制组；处理组 2+控制组）。

（二）制度环境异质性

本文还进一步考察市场化监管是否在不同制度环境下存在异质性。本文认为，市场化监管需要有后续监管机构的处罚跟进才能够对上市公司产生较大的威慑效应。而考虑到地区的制度环境越完善，该地区对中小股东利益保护力度和公司内部人违规行为的处罚力度也会更大（Wang et al., 2023）。因此，本文推断市场化监管的效果在制度环境越完善的地区越显著。本文使用王小鲁等（2019）编制的《中国分省份市场化指数报告》中的市场化和法治化指数衡量各地区的制度环境差异。表 II2 回归结果表明，市场化监管对联结公司并购绩效的提升作用确实在市场化和法治化水平高的地区都更为显著。

表 II2 基于制度环境的市场化监管效果分析

变量	(1) $CAR_{[-1,1]}$	(2) $CAR_{[-1,1]}$	(3) $BHAR_{12}$	(4) $BHAR_{12}$
Panel A: 市场化水平	市场化水平高	市场化水平低	市场化水平高	市场化水平低
$Treat \times Post$	0.062*** (0.006)	0.034*** (0.004)	0.488*** (0.035)	0.382*** (0.046)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1,673	1,633	1,633	1,600
<i>Adj. R²</i>	0.122	0.196	0.157	0.133
$Treat \times Post$ 系数差异	0.029***		0.105***	
Panel B: 法治化水平	法治化水平高	法治化水平低	法治化水平高	法治化水平低
$Treat \times Post$	0.067*** (0.009)	0.033*** (0.007)	0.526*** (0.053)	0.456*** (0.036)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1,843	1,463	1,774	1,459
<i>Adj. R²</i>	0.167	0.0954	0.168	0.170
$Treat \times Post$ 系数差异	0.034***		0.071	

附录 III 附表

表 A1 联结高管职位分布

职位	样本数	%
董事长	16	6.25
总经理	1	0.39
副总经理	82	32.03
副总经理（兼职董事会秘书）	1	0.39
财务总监	3	1.17
监事会主席	2	0.78
董事	33	12.89
监事	18	7.03
非职工代表监事	1	0.39
职工监事（兼职党委工作部部长）	1	0.39
独立董事	97	37.89
独立董事（兼职审计委员会委员、薪酬与考核委员会委员）	1	0.39
合计	256	100

注：在并购交易数据中，有 256 家公司与被行权公司存在高管联结关系（包括行权事件前和行权事件后）。其中，在中证投服行权发生后，有通过 165 名高管联结的 159 家联结公司发起了并购交易。考虑到这 159 家联结公司中有多次发起并购、多名高管交叉联结（A 联结公司受到多名高管联结影响）等情况，上表展示了 159 家联结公司所有联结高管的任职情况。例如，A 联结公司在 t 年的并购交易受到 2 名高管联结的冲击，那么将这 2 名高管任职信息分项计入上表。这解释了上述职位分布观测值（256）与并购绩效回归样本中 $Treat \times post=1$ 观测指数（291）存在差异的原因。

表 A2 加入股东联结变量

变量	(1) $CAR_{[-1,1]}$	(2) $CAR_{[-2,2]}$	(3) $CAR_{[-5,5]}$	(4) $BHAR_{12}$	(5) $BHAR_{24}$	(6) $BHAR_{36}$
$Treat \times Post$	0.053*** (0.004)	0.064*** (0.006)	0.073*** (0.010)	0.460*** (0.025)	0.538*** (0.033)	0.550*** (0.079)
$Stockholder\ bond$	0.010*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.021*** (0.004)	0.032** (0.013)	0.055** (0.025)	0.019 (0.022)
$chi2\ (1)$	140.35	47.11	20.51	296.64	85.30	33.36
$(Prob > chi2)$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	3,306	3,306	3,306	3,233	3,233	2,827
$Adj.\ R^2$	0.129	0.135	0.142	0.115	0.0862	0.0843

注：括号内的是聚类到行业层面的聚类标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 A3 股东联结对中介变量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	内部监督		外部关注	
变量	<i>Online Vote</i>	<i>MA Discussion</i>	<i>Network Attention</i>	<i>Analyst Coverage</i>
<i>Stockholder bond</i>	-0.002 (0.002)	0.021 (0.020)	0.022** (0.008)	0.034 (0.032)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	3,306	3,306	3,306	2,923
<i>Adj. R²</i>	0.712	0.0497	0.280	0.216

注：括号内的是聚类到行业层面的聚类标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。