

目录

1. 引言	1
2. 文献回顾和理论分析	3
2.1. 文献回顾	3
2.1.1. 注册制改革	3
2.1.2. 业绩变脸	3
2.2. 理论分析和模型假设	4
3. 研究设计	5
3.1. 模型设计	5
3.2. 变量定义	5
3.2.1. 因变量	5
3.2.2. 解释变量	6
3.2.3. 控制变量	6
3.3. 样本选取和数据来源	7
4. 回归结果与实证分析	8
4.1. 描述性统计	8
4.2. 基准回归结果	8
4.3. 事件研究的平行趋势检验和动态效应分析	10
5. 稳健性分析	12
5.1. 安慰剂检验	12
5.2. PSM-DID 稳健性检验	12
6. 结论与政策建议	17
参考文献	18

注册制改革对 IPO 公司“业绩变脸”的影响

——来自 A 股上市公司的经验证据

摘要：在我国核准制的发行制度下，A 股市场 IPO 公司“业绩变脸”现象层出不穷，根源在于对发行人过高的业绩增长要求，发行人的政治关联破坏了持续盈利的能力。2023 年证监会宣布正式全面启动股票发行注册制改革，股票发行迎来了全面注册制时代，注册制改革的相关研究主要围绕着新股发行的市场化询价定价机制和审核问询环节的核心话题，聚焦于注册制改革对 IPO 定价效率、市场质量和信息披露的影响，其能否抑制“业绩变脸”亟待验证和探讨。部分学者认为，上市效率提高形成的“优胜劣汰”机制、严格的事中事后监管、以及信息透明度和货币选票的外部约束提升了上市公司的质量水平。本研究以 2017—2022 年期间上市的 A 股 IPO 公司为样本，构建双重差分模型，研究注册制改革对 IPO 公司“业绩变脸”的影响。实证分析后研究发现，注册制改革显著提升了 IPO 公司上市前后的总资产净利率变化和净资产收益率变化，显著抑制了 IPO 公司业绩变脸。基准回归结果显示，IPO 公司的“业绩变脸”亦与多个基本财务指标、股权指标和上市首日抑价率高度相关。动态效应分析结果显示，在科创板、创业板和北交所实施注册制试点后上市的 IPO 公司平均业绩表现相比未试点板块的 IPO 公司更佳，“业绩变脸”问题随着时间推移逐渐缓解。研究结果从信息披露和事后分责角度为监管机构优化发行制度提供政策建议，为政府推进全面注册制提供参考依据，有助于提升上市公司质量、提高市场透明度和公平性、增强投资者对 A 股市场的信心，为资本市场的稳健运行和国家经济的持续增长注入新的动力。

关键词：注册制；“业绩变脸”；双重差分

1. 引言

在我国资本市场的发展历程中，股票发行长期遵循核准制模式，即拟上市公司必须获得证监会的批准后才能进行公开募股。这一制度赋予了证监会在股票发行过程中较大的干预权和控制力，却也带来了一系列问题。首先，IPO 发行条件极为严格，审批流程复杂繁琐，这导致 IPO 企业的上市成本增加，上市周期延长，部分企业上市困难，阻碍了直接融资比例的提升和资产证券化率的增长（郭万明，2013）。其次，由于发审委等监管机构具备较大的自由裁量权，IPO 排队待审的发行人很有可能通过各种渠道向监管机构“缴租”以规避监管审查（陈洪杰，2018）。这种权力寻租行为导致市场资源配置的效率降低，一方面表现在拟上市公司与发审委建立的高强度联系显著提升了拟上市公司通过发行审核会议的概率（杜兴强等，2013），另一方面也体现在上市公司 IPO 后的“业绩变脸”频发，仅创业板上市元年，就有近三成的上市公司业绩出现了同比下滑。

“业绩变脸”问题在各国资本市场普遍存在，这一现象在发展中国家比发达国家更为普遍，我国市场的“业绩变脸”程度高于其他发展中国家，远高于发达国家（张晶，2019）。张晶（2019）总结了我国“业绩变脸”症结的两个主要观点：一是发行监管制度影响论，认为在政府对发行指标的严格限制下，发行人以争夺 IPO 资源为目的，在上市前和审核过程中进行盈余管理和权力寻租行为；二是股权结构影响论，认为股权结构集中度高的发行人，更有可能通过政治联系产生寻租行为，从而获得股权融资。

随着企业对直接融资的需求日益增长，以及我国资本市场规模的不断扩大，实行股票发行注册制已成为推动市场健康发展的必然趋势和关键路径。注册制的推行，旨在通过简化审批流程、强化信息披露要求，促进市场在资源配置中的决定性作用，从而为资本市场的成熟和国际化奠定坚实基础。2018 年 11 月，习近平主席在首届中国国际进口博览会开幕式上宣布将在上海证券交易所设立科创板并实施注册制试点，这一重大举措标志着我国资本市场改革开启了新篇章。2020 年 4 月，中央全面深化改革委员会第十三次会议审议通过了《创业板改革并试点注册制总体实施方案》，同年 8 月，创业板迎来注册制首批 18 家企业，注册制试点迎来实质性进展。2021 年，北交所注册成立并正式开市，同步开展注册制试点，进一步扩大了注册制的实践范围。

2021 年 12 月 8 日至 2021 年 12 月 10 日，中央经济工作会议指出：“要抓好要素市场化配置综合改革试点，全面实行股票发行注册制”。股票发行注册制从“摸着石头过河”到全面推广，意味着全面注册制时代即将到来。2023 年 2 月，党中央、国务院批准《全面实行股票发行注册制总体实施方案》，证监会宣布正

式全面启动股票发行注册制改革。2月17日，证监会宣布全面实行股票发行注册制涉及的一系列制度规则正式生效。截止2023年10月，全面注册制落地后的A股新增上市公司188家。这意味着我国正式迈入了全面注册制改革的阶段，这是深化我国资本市场改革、完善资本市场基础制度的一项重大举措，核准制的发审制度模式成为历史。

2024年1月1日至1月14日，证监会、交易所、地方证监局向券商或相关从业人员合计开出18张“罚单”，指向“业绩变脸”、擅自修改招股书、业务核查不到位等问题。全面注册制下，证监会持续高度关注发行人证券上市当年“业绩变脸”问题，要求严格压实中介机构“看门人”责任，要求保荐机构加强把关、审慎推荐，充分明确披露潜在的业绩下滑风险。注册制改革能否降低A股IPO公司在上市后出现“业绩变脸”的风险，抑制“业绩变脸”问题亟待验证和探讨。

本研究选取2017年1月1日至2022年12月31日内所有IPO公司（排除金融行业和数据缺失的公司）为样本，采用双重差分模型，对A股市场的注册制改革实施对于减少A股IPO公司上市后“业绩变脸”现象的影响效果进行数据和实证分析的支撑。研究结果为监管机构未来深化相关政策的改革提供宝贵的参考依据，有助于构建更完备的市场监管体系，从而提升上市公司质量、提高市场透明度和公平性、增强投资者对A股市场的信心，为资本市场的稳健运行和国家经济的持续增长注入新的动力。

2. 文献回顾和理论分析

2.1. 文献回顾

2.1.1. 注册制改革

注册制是一种证券发行制度，要求申请人依法公开所有相关信息和资料，提交给监管机构进行审查。在此制度下，证券发行审核机构仅对文件进行形式审查，而不涉及实质内容的判断。注册制下的新股发行通过市场化的询价、定价和承销机制，将估值和定价的决策权交由市场主导；严格把关信息披露，落实到注册制审核问询、招股说明书风险揭示和中介机构业务督导等环节，明确上市有关主体的责任划分（吴秀波，2020；东北证券-复旦大学课题组，2022）。

注册制改革的相关研究主要围绕着新股发行的市场化询价定价机制和审核问询环节的核心话题，聚焦于注册制改革对 IPO 定价效率、市场质量和信息披露的影响。张宗新和滕俊樑（2020）基于对科创板 IPO 抑价率和发行指标的分析，得出注册制询价改革抬高了一级市场中询价对象的门槛，有效降低了询价机构的过度竞争，改善了 IPO 定价效率。赖黎等（2022）发现科创板新股实际首日收益率和连续涨停天数更低，得出注册制改革显著优化市场的价格发现功能，并降低了 IPO 抑价率的结论。然而，王梓凝和王跃堂（2023）发现注册制改革可能会因刺激投资者“炒新”情绪导致更高的 IPO 溢价，表现为更高的新股上市首日收益率。巫岑等（2022）对注册制溢出效应的研究表明，注册上市的数量和规模使得同行业其他公司的股价同步性出现下降，且该效应不被上市行为本身的竞争效应所解释。审核问询方面，薛爽和王禹（2022）针对科创板 IPO 审核问询回复函的信息特征进行研究，表明了回复函的叙述性披露内容越多、可视化信息量越大、文本可读性越高，机构投资者询价意见分歧越低。石玉峰等（2022）和张雷云（2023）进一步发现，科创板 IPO 审核问询也能通过提高科创板公司招股说明书可读性显著降低股价同步性。俞红海等（2022）采用 LDA 主题模型对科创板 IPO 公司的审核问询函和招股说明书进行文本分析，发现注册制下的审核问询有效提升了招股说明书的信息披露水平，同时降低了机构投资者报价分歧度。

2.1.2. 业绩变脸

Jain & Kimi (1994) 使用 Wilcoxon 符号秩检验对 IPO 公司前一年和后三年的经营业绩进行分析，发现样本公司 IPO 后经营业绩指标中位数比 IPO 前更低，他们将这种现象定义为“业绩变脸”。“业绩变脸”描述了上市公司在首次公开募股 (IPO) 后，其业绩水平往往难以持续之前的增长态势，反而出现显著下滑的情况 (Carter & Manaster, 1990)。关于我国“业绩变脸”现象的影响因素，包括

并不限于盈余管理、权力寻租和股权独大。李明和郑艳秋（2018）、徐虹等（2017）对核准制下创业板 IPO 公司进行研究，发现上市前发行人的盈余管理越严重，风险参与的参与比例越高，业绩变脸程度越严重；且较低水平的法律环境能够弱化媒体负面报道对公司业绩变脸的负面影响。发行人内部治理结构和研发投入方面，董事会规模、监事会规模和有效专利数量越大，发行人 IPO 后业绩下滑幅度越小，高管人员持股比例、第二至第十大股东持股比例之和越高，发行人“业绩变脸”越严重（陈国民等，2019；贾晓霞和钱鑫磊，2021）。

2.2. 理论分析和模型假设

杜兴强等（2013）验证了我国核准制下 A 股市场 IPO 公司“业绩变脸”现象的广泛性，发现了相比于无发审委联系的公司，存在发审委联系的公司上市前后的业绩下滑现象更加严重。进一步的研究揭示了发审委联系作为容易获得的外部关系无法发挥资源配置的作用，而发行人的政治关联才会破坏持续盈利的能力，根源在于对发行人过高的业绩增长要求（逮东等，2015）。注册制改革对 IPO 流程进行了涉及上市门槛、过会周期、信息披露、审查问询、询价定价机制和退市规则等方面的优化，加强发行人、中介机构和承销机构的专业水平要求和监督判罚机制。封文丽和温霞（2021）对截至 2020 年 3933 家通过核准制上市的公司和 312 家注册制上市公司研究，发现注册制公司的亏损率仅为核准制公司亏损率的 1/3。她们分析了注册制对上市公司质量提升的作用机制，认为注册制形成的“优胜劣汰”机制、严格的事中事后监管、以及信息透明度和货币选票的外部约束提升了上市公司的质量水平，抑制了上市后发生“业绩变脸”的风险。

基于前述分析，本研究提出以下假设：

H1：注册制改革显著减轻了 A 股 IPO 公司上市后业绩变脸的程度。

3. 研究设计

3.1. 模型设计

为研究注册制改革对上市公司 IPO“业绩变脸”的影响, 本研究参考毛杰(2024), Beck et al. (2010) 的做法, 对混合截面数据建立双重差分模型:

$$\Delta Performance_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 \times Registration_{i,t} + \gamma X_{i,j,t} + Ind_j + Year_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

其中, $i = 1, 2, \dots$ 表示不同的上市公司, $j = 1, 2, \dots$ 表示不同的上市公司所属板块, $t = 1, 2, \dots$ 表示上市公司不同的上市时间, $Registration_{i,t}$ 属于虚拟变量, 若公司 i 通过注册制方式上市, $Registration_{i,t}$ 取值为 1, 否则取值为 0; $X_{i,j,t}$ 表示控制变量系; $Year_t$ 表示不同上市时间的年份固定效应, Ind_j 表示不同上市公司的行业固定效应, 采用中证行业分类的 11 个一级行业生成虚拟变量; α 表示截距项; $\varepsilon_{i,j,t}$ 表示随机误差项; β_1 、 γ 表示回归系数。本研究主要考察回归系数 β_1 , 即注册制改革对 IPO 公司业绩变脸的影响程度。

3.2. 变量定义

3.2.1. 因变量

研究模型的因变量为 IPO 公司“业绩变脸” ($\Delta Performance$)。经营业绩作为标准能够有效判断上市公司是否存在业绩变脸, 主要采用基于利润、经营现金流量的两类反映盈利能力的指标和基于经营业绩评价体系的综合指标对业绩变脸进行了检验和分析, 在具体度量指标的选择上, 主要选取相对值指标评价上市公司的经营业绩, 避免绝对值指标的规模扩大效应。根据 Kao et al. (2009)、蔡宁和徐晋波 (2010), 且鉴于大多数上市公司暂未公布 2023 年年报, 本研究使用上市当年和前一年相比的总资产净利率变化 (ΔROA) 和净资产收益率变化 (ΔROE) 两个指标来度量 IPO 公司“业绩变脸”的程度, 其中:

$$\text{总资产净利率} ROA = \frac{\text{净利润}}{(\text{期初总资产} + \text{期末总资产}) \div 2};$$

$$\text{净资产收益率} ROE = \frac{\text{净利润}}{(\text{期初净资产} + \text{期末净资产}) \div 2};$$

3.2.2. 解释变量

研究模型的解释变量为虚拟变量 $Registration_{i,t}$ ，含义为是否通过注册制方式上市，若公司 i 通过注册制方式上市，取值为 1，否则取值为 0。解释变量具体表征为分组虚拟变量 ($Treat_i$) 和分期虚拟变量 ($Post_t$) 的交互项，处理组为科创板、创业板、北交所上市公司，对照组为主板上市公司。若公司 i 属于处理组， $Treat_i$ 取值为 1；若公司 i 属于控制组则 $Treat_i$ 取值为 0。若公司 i 在所属板块进行注册制改革之后上市， $Post_t$ 取值为 1，反之取值为 0。

3.2.3. 控制变量

控制变量的选取系主要参考了毛杰等（2024）、逯东等（2015），控制变量包括：资产规模 ($Size$)、资产负债率 (Lev)、管理费用率 ($Mfee$)、第一大股东持股比例 ($TopI$)、第一大股东和第二大股东持股比例之比 ($Zindex$)、第二大股东至第十大股东持股比例之和 ($Sindex$)、以及股票上市首日溢价率 ($Premium$)、私募风投支持 ($VCPE$)、公司年龄 (Age)。具体的变量定义见表 3.1。

表 3.1 主要变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	总资产净利率变化	ΔROA	上市当年总资产净利率 -上市前一年总资产净利率
	净资产收益率变化	ΔROE	上市当年净资产收益率 -上市前一年净资产收益率
解释变量	注册制	$Registration$	上市制度为注册制取 1，否则取 0
控制变量	资产规模	$Size$	上市前一年公司总资产（取对数）
	资产负债率	Lev	上市前一年的总负债/总资产
	管理费用率	$Mfee$	上市前一年的管理费用/营业收入
	第一大股东持股比例	$TopI$	上市时第一大股东持股数/总股数
	第一大股东和第二大股东持股比例之比	$Zindex$	上市时第一大股东持股 /第二大股东持股比例
	第二大股东至第十大股东持股比例之和	$Sindex$	上市时第二大股东持股比例 至第十大股东持股比例之和
	股票上市首日溢价率	$Premium$	(上市首日收盘价-发行价) / 发行价
	私募风投支持	$VCPE$	有私募或风投支持取 1，否则取 0
	公司年龄	Age	上市时公司年龄

3.3. 样本选取和数据来源

本研究选取 2017 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日 A 股市场内所有 IPO 公司（共计 2128 家）的截面数据为样本，数据来源于 WIND 和 CSMAR 数据库，排除金融行业公司的 41 个样本，排除数据缺失的 14 个样本，样本量为 2073 个。本文使用 STATA18.0 完成数据处理的操作。

4. 回归结果与实证分析

4.1. 描述性统计

本研究对连续变量中低于 1% 和高于 99% 分位点的数据进行了缩尾处理后，主要变量的描述性统计结果如表 4.1 所示。表 4.1 表明，2018 年至 2022 年期间，47.7% 的 IPO 公司通过注册制方式上市，72% 的 IPO 公司上市前受到私募股权或风险投资的支持，部分 IPO 公司的股票上市首日溢价率过高。业绩指标方面，多数 IPO 公司上市当年的业绩增长指标相比上市前均出现明显下降，从均值来看，IPO 公司的上市当年总资产净利率比前一年平均减少了 4.42%，净资产收益率的平均降幅为 9.43%。观察 ΔROA 和 ΔROE 的分位数也能发现，75% 以上的 IPO 公司的总资产净利率或净资产收益率在上市当年出现降低，且超过四分之一的 IPO 公司在总资产净利率或净资产收益率的降幅分别超过了 6.8% 和 13%。描述性统计结果与现有文献的结果基本一致。

表 4.1 主要变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	第 1 百分位数	下四分位数	中位数	上四分位数	第 99 百分位数
ΔROA	-0.044	0.063	-0.304	-0.068	-0.034	-0.010	0.150
ΔROE	-0.094	0.108	-0.575	-0.135	-0.077	-0.033	0.204
<i>Registration</i>	0.477	0.500	0	0	0	1	1
<i>Size</i>	20.74	0.956	19.13	20.11	20.57	21.16	24.52
<i>Lev</i>	0.381	0.166	0.074	0.250	0.373	0.501	0.790
<i>Mfee</i>	0.124	0.091	0.013	0.071	0.101	0.149	0.650
<i>Top1</i>	0.359	0.146	0.107	0.245	0.343	0.450	0.768
<i>Zindex</i>	4.181	5.015	1	1.526	2.507	4.618	34.63
<i>Sindex</i>	0.363	0.121	0.058	0.285	0.371	0.453	0.610
<i>Premium</i>	0.843	1.087	-0.218	0.440	0.440	0.832	6.034
<i>VCPE</i>	0.720	0.449	0	0	1	1	1
<i>Age</i>	15.03	6.008	4.137	10.78	14.58	18.52	32.47

数据来源：WIND、CSMAR

4.2. 基准回归结果

表 4.2 揭示了注册制改革对“业绩变脸”的影响的回归结果。其中，第 (1)、(2) 列的因变量为总资产净利率变化 (ΔROA)，第 (3)、(4) 列的因变量为净资产收益率变化 (ΔROE)。第 (1)、(3) 列的实证模型引入了解释变量 (*Registration*) 并控制行业固定效应和年份固定效应，结果显示解释变量回归系数的估计在 1% 的置

信水平下均显著为正；第(2)、(4)列是在考虑了解释变量和控制双重固定效应的基础上添加控制变量系后的回归结果，反映了注册制改革(*Registration*)的估计系数保持了1%的置信水平下显著为正的效应，此外还体现了IPO公司的“业绩变脸”与资产规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、管理费用率(*Mfee*)等三个财务指标，股权指标“第二大股东至第十大股东持股比例之和”(*Sindex*)，以及股票上市首日溢价率(*Premium*)、私募风投支持(*VCPE*)、公司年龄(*Age*)高度相关。以上，基准回归分析结果支持了假设，即注册制改革显著减轻了A股的IPO公司上市后业绩变脸的程度，有效遏制了“业绩变脸”问题。

表4.2 含有聚类稳健标准误的基准回归结果

变量	(1) ΔROA	(2) ΔROA	(3) ΔROE	(4) ΔROE
<i>Registration</i>	0.0129*** (0.003)	0.0297*** (0.004)	0.0196*** (0.006)	0.0539*** (0.007)
<i>Size</i>		-0.0122*** (0.002)		-0.0277*** (0.003)
<i>Lev</i>		-0.0961*** (0.010)		0.0357* (0.018)
<i>Mfee</i>		-0.1679*** (0.025)		-0.2803*** (0.040)
<i>Top1</i>		0.0090 (0.014)		0.0288 (0.024)
<i>Zindex</i>		0.0002 (0.000)		-0.0000 (0.001)
<i>Sindex</i>		0.0432*** (0.017)		0.0855*** (0.029)
<i>Premium</i>		-0.0142*** (0.002)		-0.0262*** (0.003)
<i>VCPE</i>		-0.0094*** (0.003)		-0.0224*** (0.005)
<i>Age</i>		-0.0008*** (0.000)		-0.0013*** (0.000)
<i>Constant</i>	0.0011 (0.012)	0.3166*** (0.033)	0.0312 (0.024)	0.6257*** (0.058)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	2,073	2,072	2,073	2,072
<i>R</i> ²	0.0483	0.2421	0.0438	0.1955

注：括号内的数值为估计系数的聚类稳健标准误，

***、**、*分别表示估计系数在10%、5%、1%的置信水平下显著。下表同。

4.3. 事件研究的平行趋势检验和动态效应分析

双重差分模型的核心假设是对照组和处理组在政策干预前的变化趋势是平行的，因此需要对模型进行平行趋势检验。鉴于注册制试点政策对不同上市板块的冲击时间不同，科创板、创业板和北交所先后分别于 2019 年、2020 年和 2021 年实施注册制试点。因此，研究参考事件研究法，基于各个板块的注册制试点实施时间，设立 IPO 公司上市年份与所属板块试点年份的差值虚拟变量，构建以下模型进行平行趋势检验：

$$\Delta Performance_{i,j,t} = \alpha + \beta_m \times Before_{m,i,t} \times Treat_i \\ + \beta_{m+n} \times After_{n,i,t} \times Treat_i + \gamma X_{i,j,t} + Ind_j + Year_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

其中， $Before_{m,i,t}$, $After_{n,i,t}$ 是时间差值的虚拟变量，表示注册制试点前 m 年至注册制试点后 n 年的观测值。 β_m 和 β_{m+n} 为时间差值虚拟变量和分组虚拟变量交互项的回归系数，表示各期处理组和控制组之间的差异。由于样本选取时间为 2017 至 2022 年，并且北交所于 2021 年正式成立并试点注册制，因此 $m = 1, 2, 3$; $n = 1, 2, 3$ ，样本的观测时点范围为 -3 期至 3 期，观测前后期数对称。选取 -1 期为基期，剔除基期后的平行趋势检验结果如图 4.1 所示。

图 4.1 的平行趋势检验结果显示，注册制试点前的回归系数在 95% 的置信区间内均不显著，表明了处理组与控制组在注册制试点前的业绩变脸程度无显著差异，即注册制试点政策符合平行趋势假设。事件研究法同样能够解读政策实施后的动态效应，图 4.1 的结果显示，注册制试点当年，处理组的平均业绩与控制组的差异正向显著。在试点政策推行后的 3 年内，注册制试点政策对 IPO 公司的总资产净利率变化 (ΔROA) 和净资产收益率变化 (ΔROE) 的影响系数正向显著且持续上升，反映了注册制试点政策能够显著并持续抑制 A 股 IPO 公司上市后业绩变脸程度的政策效应。

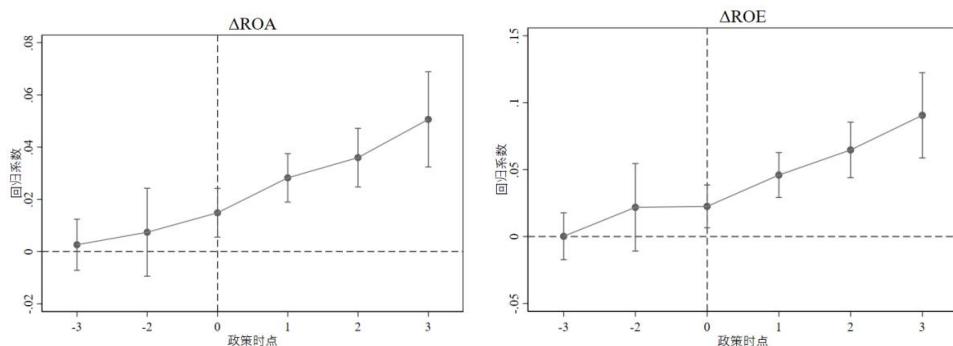


图 4.1 注册制试点政策的动态效应检验图

注：实心点的上下实线表示 95% 的置信区间

双重差分模型的核心在于考虑并控制了全部个体在时间上变化的时间效应以及个体在不同时间保持不变的个体效应，最终通过比较处理组和控制组在处理前后的因变量差异得以估计政策或干预的处理效应。然而，双重差分模型是否完全消除了时间趋势对因变量带来的影响？样本自身的组间差异和自选择性是否又会导致模型结果的偏误？模型之外是否又会存在不可计量的因素或其他政策对因变量产生了效应？论文的下一部分对上述部分问题做出了进一步验证。

5. 稳健性分析

5.1. 安慰剂检验

安慰剂检验的方法包括虚构政策发生时间、随机生成处理组、替换样本、替换关键变量等，其中双重差分模型主要采用虚构政策发生时间和随机生成处理组。为排除样本覆盖年份内其他可能的 A 股市场政策及其他非观测因素对因变量的影响，本研究参照毛杰等（2024），马黎珺等（2019），采用随机数种子生成的伪注册制变量 (*Registration_random*)，对原解释变量 (*Registration*) 进行替换，并对新的模型重新进行回归，重复 500 次后的伪注册制变量估计系数分布图如图 2 所示。

图 5.1 中分别以总资产净利率 (ΔROA) 和净资产收益率 (ΔROE) 为因变量，保留控制变量系和双重固定效应的 500 次回归结果中，回归系数的分布均近似于正态分布，且显著差异于原解释变量 (*Registration*) 的回归系数估计值（详见表 3 第 (2)、(4) 列回归结果）。替换解释变量的安慰剂检验验证了注册制改革对 IPO 公司业绩变脸的抑制作用没有受到非观测因素的影响，一定程度上支撑了研究结果的稳健性。

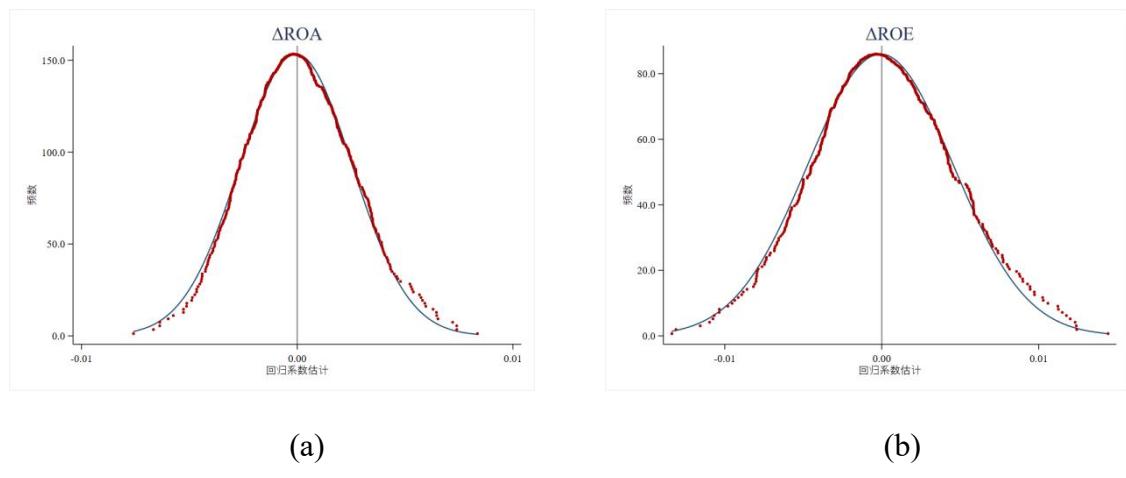


图 5.1 伪注册制变量的回归系数分布图

5.2. PSM-DID 稳健性检验

尽管研究模型控制了年份和行业固定效应，但无法避免处理组和控制组的样本存在系统性差异，此时可应用倾向得分匹配 (PSM)，在控制组中选取与处理组样本倾向得分尽可能相近的一个或多个个体作为对照，从而处理处理组与控制组的协变量差异。PSM 主要用于截面数据，而关于 PSM-DID 的相关理论基础并不全面，仅停留在针对两期面板的匹配方法 (Heckman et al., 1997)。现有文献对于

多期面板数据的主流匹配方式包括代表期匹配、混合匹配、逐期匹配、协变量平均匹配等。在此主要讨论忽略时点差异，将面板数据转换为截面数据进行匹配的混合匹配（也称截面匹配）；以及限制在仅为处理组个体寻找匹配的同期控制组个体的逐期匹配。混合匹配可能发生两组配对时点不一致的“时间错配”问题以及处理组个体在处理前后“自匹配”的问题（谢申祥等，2021），而逐期匹配可能导致不同时点的处理组个体无法匹配一致的控制组个体的偏差。

由于本研究的样本数据为处理前3期至处理后3期的混合截面数据，各个时点的处理组和控制组个体并不相同，显然更加适合逐期匹配方法。因此本研究参考白俊红等（2020）、Heyman et al. (2007)，采用逐期匹配的 PSM-DID 方法来消除样本的系统性差异对注册制改革对业绩变脸抑制效果的影响。具体步骤为以控制变量系的九个控制变量作为匹配变量，使用 Logit 模型计算处理组和控制组个体的倾向得分后，根据控制组和处理组样本量比例，选择卡尺最近邻匹配法进行处理组和控制组 1:1 放回匹配，匹配后结果作为新样本根据双重差分模型进行回归分析。

图 5.2 描绘了逐期匹配前后的倾向得分核密度分布状况，匹配前后处理组和控制组的倾向得分核密度曲线均较为偏离，但匹配后二者核密度曲线更加接近，曲线的均值线距离缩短，说明逐年匹配成功降低了样本自选择性偏差。

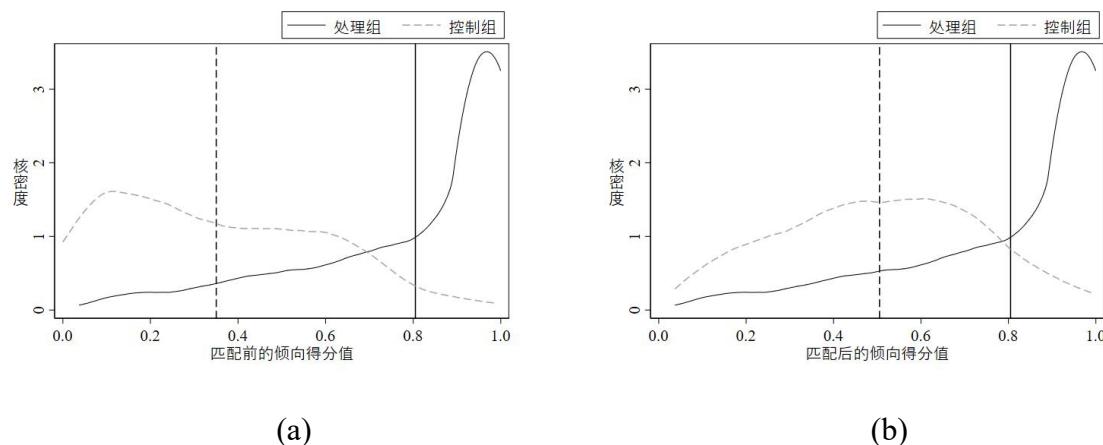


图 5.2 逐年匹配前后的倾向得分核密度图

注：竖直虚线和实线分别为控制组和处理组的倾向得分均值线

表 5.1、表 5.2 为逐期匹配前后各年匹配变量的平衡性检验，大部分逐期匹配前差异显著的匹配变量在匹配后的显著性和系数值均有所消减， R^2_p 呈现不同程度的减小。根据谢申祥等（2021），这表示模型基本通过了平衡性检验，也意味着逐期匹配后的各年匹配变量不存在系统性偏差。

表 5.1 逐期匹配前各年匹配变量的 Logit 回归结果

	(1) 2017	(2) 2018	(3) 2019	(4) 2020	(5) 2021	(6) 2022
<i>Size</i>	-1.5282*** (-3.6927)	-0.1432 (-0.6074)	-0.7517*** (-2.6409)	-1.1259*** (-6.7941)	-1.0923*** (-3.9507)	-0.5673*** (-4.4689)
<i>Lev</i>	1.4638 (1.3011)	1.1832 (0.6257)	2.6374*** (3.1038)	2.1539** (2.3771)	2.2920 (1.1359)	1.5638 (1.2249)
<i>Mfee</i>	6.1693*** (4.0082)	12.1888*** (3.0319)	11.4240*** (4.0681)	12.0729*** (3.6016)	12.4626*** (2.5911)	23.8378*** (4.3766)
<i>TopI</i>	-1.0013 (-0.5372)	-6.2506 (-1.5636)	-3.7913** (-2.3463)	-4.1676** (-2.1934)	-4.0644* (-1.9589)	-6.2103*** (-3.4376)
<i>Zindex</i>	-0.0094 (-0.1846)	0.0910 (1.6020)	0.0414 (1.3498)	0.0229 (0.4976)	0.0351 (1.6077)	0.1439*** (2.8170)
<i>Sindex</i>	3.0429** (2.1078)	-1.1311 (-0.3229)	1.9452 (0.8431)	-3.0043* (-1.6593)	-1.3736 (-0.4910)	-1.6359* (-1.9126)
<i>Premium</i>	-1.6e+02 (-0.3554)	57.8717 (0.0629)	4.0986*** (2.7974)	2.0580*** (7.9148)	2.8092*** (5.5897)	-0.3371** (-2.0490)
<i>VCPE</i>	0.3513 (1.2724)	0.1083 (0.1545)	-0.6528 (-1.1178)	0.3350 (1.3731)	-0.2255 (-0.6844)	0.0490 (0.2989)
<i>Age</i>	0.0083 (0.3479)	-0.0321** (-2.1223)	-0.0588** (-2.1940)	-0.0299 (-1.4427)	-0.0530*** (-3.4744)	-0.0159 (-0.6791)
R^2_p	0.2096	0.1526	0.3599	0.3842	0.4701	0.2629

表 5.2 逐期匹配后各年匹配变量的 Logit 回归结果

	(1) 2017	(2) 2018	(3) 2019	(4) 2020	(5) 2021	(6) 2022
<i>Size</i>	0.1384 (0.2898)	0.2020 (0.6412)	0.4489 (0.7685)	-0.0965 (-0.3420)	-0.1241 (-0.6656)	-0.3954 (-1.2683)
<i>Lev</i>	-0.4689 (-0.2783)	-2.3318 (-0.9892)	-3.2257 (-1.3121)	0.0711 (0.0436)	-1.0810 (-0.4775)	0.3899 (0.3886)
<i>Mfee</i>	-1.2500 (-0.6608)	3.1090 (0.5345)	-8.1455 (-0.9488)	-3.0830 (-0.5668)	-3.0506 (-0.6881)	-1.4974 (-0.1938)
<i>TopI</i>	-0.0882 (-0.0296)	6.5332 (1.1602)	-3.4358 (-1.0525)	-0.2921 (-0.1960)	3.3627** (2.0018)	-0.1280 (-0.0378)
<i>Zindex</i>	0.0181 (0.1825)	-0.0760 (-1.6418)	0.0024 (0.0968)	0.0129 (0.2094)	-0.0115 (-0.5355)	-0.0172 (-0.1844)
<i>Sindex</i>	0.4077 (0.1762)	-0.2085 (-0.0371)	-2.5177 (-0.9257)	-1.4756 (-0.8104)	0.3228 (0.1142)	-0.8650 (-0.3334)
<i>Premium</i>	-4.1e+02 (-0.5317)	3.5e+03** (2.0017)	-2.2357 (-0.7923)	-0.8295 (-0.9811)	-1.5106 (-1.0449)	-0.3829 (-0.5462)
<i>VCPE</i>	-0.0495 (-0.2784)	1.3415* (1.7578)	-1.9980*** (-2.7770)	0.3641 (0.9169)	-0.3162 (-0.7492)	0.0194 (0.0519)
<i>Age</i>	-0.0362*** (-3.1957)	-0.1628** (-2.4811)	-0.0371 (-1.2898)	0.0019 (0.0940)	-0.0294** (-2.1343)	0.0137 (0.2815)
<i>R</i> ² <i>p</i>	0.0123	0.1669	0.1148	0.0237	0.0624	0.0214

表 5.3 是使用了逐期匹配 PSM 后的样本对 DID 模型进行回归的结果，在消除样本自选择性和组间差异后，样本内的 IPO 公司数量减少至 1469 家。四列回归结果中，解释变量 (*Registration*) 的估计系数依旧保持 1% 置信水平下正向显著，且第 (2)、(4) 列引入控制变量后的注册制系数大小与基准回归结果基本一致，再次验证了注册制改革抑制 IPO 公司上市后业绩变脸程度的稳健性。

表 5.3 逐期匹配 PSM-DID 的回归结果

变量	(1) ΔROA	(2) ΔROA	(3) ΔROE	(4) ΔROE
<i>Registration</i>	0.0269*** (0.006)	0.0312*** (0.006)	0.0504*** (0.010)	0.0598*** (0.010)
<i>Size</i>		-0.0066** (0.003)		-0.0238*** (0.005)
<i>Lev</i>		-0.1282*** (0.019)		0.0419 (0.040)
<i>Mfee</i>		-0.1841*** (0.053)		-0.2891*** (0.081)
<i>TopI</i>		-0.0005 (0.019)		0.0181 (0.031)
<i>Zindex</i>		-0.0003 (0.000)		-0.0005 (0.001)
<i>Sindex</i>		0.0158 (0.022)		0.0610* (0.036)
<i>Premium</i>		-0.0211*** (0.007)		-0.0338*** (0.012)
<i>VCPE</i>		-0.0050 (0.004)		-0.0185** (0.008)
<i>Age</i>		-0.0014*** (0.000)		-0.0021*** (0.001)
<i>Constant</i>	0.0168 (0.011)	0.2492*** (0.048)	0.0698*** (0.025)	0.5877*** (0.097)
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	1,469	1,469	1,469	1,469
<i>R</i> ²	0.0889	0.1969	0.0929	0.1485

6. 结论与政策建议

本研究以 2017—2022 年期间上市的 A 股 IPO 公司为样本，研究注册制改革对 IPO 公司“业绩变脸”的影响。研究对样本的描述性统计结果显示，A 股市场 IPO 公司的“业绩变脸”问题较为普遍。经过实证分析后研究发现，注册制改革显著提升了 IPO 公司上市前后的总资产净利率变化和净资产收益率变化，显著抑制了 IPO 公司业绩变脸。该结论的稳健性通过平行趋势检验、替换解释变量的安慰剂检验以及采取逐期匹配的倾向得分匹配一双重差分模型得到验证。动态效应分析结果显示，在科创板、创业板和北交所实施注册制试点后上市的 IPO 公司平均业绩表现相比未试点板块的 IPO 公司更佳，“业绩变脸”问题随着时间推移逐渐缓解。基准回归结果同时显示，IPO 公司的“业绩变脸”亦与多个基本财务指标、股权指标和上市首日抑价率高度相关。基于以上结论，本文提出的政策建议如下：

政府应坚持全面注册制的步伐，持续完善注册制发行流程和制度。根据不同上市板块的特色及其对 IPO 公司属性的定位，适时调整优化注册制发行要求细则，循序渐进地推进注册制改革，确保注册制对 IPO 公司“业绩变脸”问题的持续抑制作用。IPO 前发行人的信息披露和 IPO 后发行和中介主体风险担责机制对于注册制改革的有效性至关重要。IPO 前，有关部门应着力落实对发行人的审核问询和中介机构现场业务督导环节的监管考察。针对招股说明书的内容，监管机构应要求发行人阐述上市目的、企业制度、融资必要性、持续经营能力、未来发展规划等基本情况。投资人保护方面，监管机构应要求发行人披露发行后分红政策和投资者保护计划，并综合具体情况对发行人出现“业绩变脸”后的股权锁定和补偿机制做出要求，以减轻投资者因出现“业绩变脸”遭遇的亏损。同时，有关部门应警示中介机构应在发行流程中发挥职责，要求保荐机构加强把关、审慎推荐，充分披露发行人的潜在风险，并推进发行人出现“业绩变脸”的中介机构分责机制。

参考文献

- [1]郭万明.从注册制与核准制之争到监审分离:论新股发行市场化改革路径[J].西安电子科技大学学报(社会科学版),2013,23(05):131-136.
- [2]陈洪杰.IPO 核准制与注册制:一个经济社会学视角[J].财经法学,2018,(01):97-107.
- [3]杜兴强,赖少娟,杜颖洁.“发审委”联系、潜规则与 IPO 市场的资源配置效率 [J].金融研究,2013,(03):143-156.
- [4]张晶 . 业绩变脸是信息不对称的产物吗?——一个文献综述 [J]. 金融评论,2019,11(03):110-122+126.
- [5]吴秀波.A 股市场全面推行注册制的机遇与挑战[J].国际融资,2020,(02):33-40.
- [6]东北证券-复旦大学课题组,董晨,张宗新.注册制新股发行市场化改革成效及其优化研究[J].证券市场导报,2022,(02):2-13.
- [7]张宗新,滕俊樑.注册制询价改革能否提高 IPO 定价效率? ——基于科创板试点注册制改革的研究视角[J].上海金融,2020,(08):24-30.
- [8]赖黎,蓝春丹,秦明春.市场化改革提升了定价效率吗? ——来自注册制的证据[J].管理世界,2022,38(04):172-184+199+185-190.
- [9]王梓凝,王跃堂.注册制改革对 IPO 溢价的影响研究——基于投资者非理性假说的分析[J].现代经济探讨,2023,(06):73-84.
- [10]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 [J]. 管理世界,2022,38(12):177-202.
- [11]薛爽,王禹.科创板 IPO 审核问询有助于新股定价吗? ——来自机构投资者网下询价意见分歧的经验证据[J].财经研究,2022,48(01):138-153.
- [12]石玉峰,张冰妍,张宗新.科创板 IPO 审核问询能否提升资本市场信息效率? ——基于股价同步性的文本分析视角[J].新金融,2022,(01):42-49.
- [13]张雷云 . 注册制改革背景下科创板 IPO 审核问询与股价同步性 [J]. 金融理论与实践,2023,(08):110-118.
- [14]俞红海,范思好,吴良钰,等.科创板注册制下的审核问询与 IPO 信息披露——基于 LDA 主题模型的文本分析[J].管理科学学报,2022,25(08):45-62.
- [15]Jain B A, Kini O. The post-issue operating performance of IPO firms[J]. The Journal of Finance, 1994, 49(5): 1699-1726.
- [16]Carter R, Manaster S. Initial public offerings and underwriter reputation[J]. The Journal of Finance, 1990, 45(4): 1045-1067.
- [17]李明,郑艳秋.盈余管理、媒体负面报道与公司上市后业绩变脸——基于我国创业板上市公司经验证据[J].管理评论,2018,30(12):212-225.

- [18]徐虹,林钟高,彭圆圆.内部控制、风险投资与上市公司 IPO 业绩变脸[J].江西财经大学学报,2017,(04):32-44.
- [19]陈国民,王渺熠,陈立杰.公司治理结构、市场化程度与 IPO 业绩变脸——基于我国 A 股 IPO 上市的 342 家企业数据[J].会计之友,2019,(14):38-44.
- [20]贾晓霞,钱鑫磊.企业 IPO 上市后业绩变脸与研发投入的关系——基于中小板高新技术企业的实证考察[J].技术与创新管理,2021,42(03):302-312.
- [21]逯东,万丽梅,杨丹.创业板公司上市后为何业绩变脸?[J].经济研究,2015,50(02):132-144.
- [22]封文丽,温霞.全面推进注册制与上市公司质量提升[J].财会通讯,2021,(24):8-12.
- [23]毛杰,吴含秋,许宇鹏.注册制改革对 IPO 公司“业绩变脸”的影响:一个准自然实验[J/OL].外国经济与管理,1-15[2024-05-20]. <https://doi.org/10.16538/j.cnki.fem.20240120.202>.
- [24]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65: 1637-1667.
- [25]Kao J L, Wu D H, Yang Z F. Regulations, earnings management, and post-IPO performance: The Chinese evidence[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(1): 63-76.
- [26]蔡宁,徐晋波.我国中小企业板上市公司 IPO 前后业绩变化及其成因分析[J].特区经济,2010,(01):95-97.
- [27]马黎珺,伊志宏,张澈.廉价交谈还是言之有据?——分析师报告文本的信息含量研究[J].管理世界,2019,35(07):182-200.
- [28]Heckman J, Ichimura H, Todd P. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. Review of Economic Studies, 1997, 64: 605-654.
- [29]谢申祥,范鹏飞,宛圆渊.传统 PSM-DID 模型的改进与应用[J].统计研究,2021,38(02):146-160.
- [30]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022,(06):61-78.
- [31]Heyman F, Sjöholm F, Tingvall P. Is there really a foreign ownership wage premium? Evidence from matched employer-employee data[J]. Journal of International Economics, 2007, 73(2): 355-376.