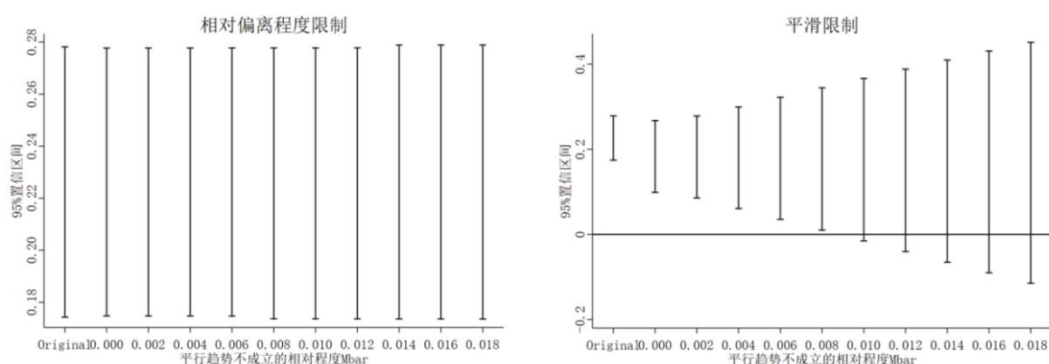


《共同机构持股的创新信息扩散效应》附录

附录 1 平行趋势敏感性检验

近期研究指出传统处理前趋势检验可能存在偏差（Roth et al., 2023）。为此，本文采用 Rambachan and Roth（2023）的方法对处理后效应进行敏感性检验。参照 Biasi and Sarsons（2022）的方法，设定平行趋势最大偏离程度 $Mbar$ 为 1 倍标准误，并构建相应的 95% 置信区间。考虑到共同机构持股的创新信息扩散效应通常在处理后第 2-3 年显现，本文设置矩阵 $matrix1 = (0, 0, 0, 1)$ 进行稳健性检验，附图 1 呈现了相关检验结果。结果显示，在相对偏离限制条件下，处理后效应的置信区间均不包含零值。在平滑限制条件下，即使允许平行趋势出现 44%（0.008/0.018）的偏离，点估计的置信区间仍然不包含零值。这表明共同机构持股的创新信息扩散效应具有较强稳健性，即使平行趋势存在一定偏离，该效应依然成立。

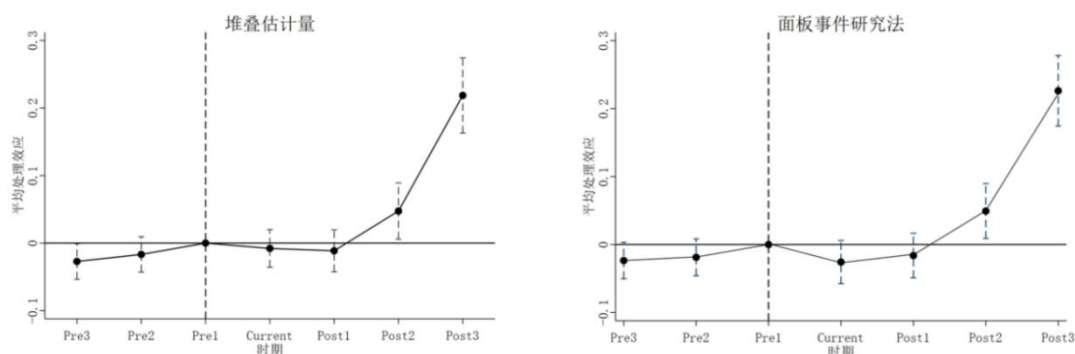


附图 1 平行趋势假设敏感性检验

附录 2 稳健性测试

（一）异质性处理效应

近期研究指出多期双重差分模型可能因异质性处理效应产生偏差（Baker et al., 2022）。为此，本文采用 Cengiz et al.（2019）开发的堆叠估计量和 Clarke and Tapia（2021）开发的面板事件研究法进行检验。结果（附图 2）显示，两种方法所得平均处理效应与前文结果一致，证实了研究结论的稳健性。

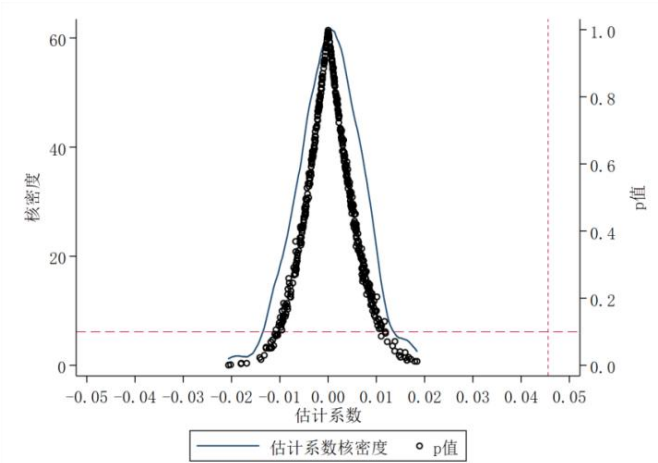


附图 2 异质性稳健 DID 检验

（二）安慰剂检验

为排除随机因素的影响，我们进行了安慰剂检验：随机抽取伪处理组并设定虚假事件时间，重复 500 次回归估计。结果（附图 3）显示，虚假处理效应系数围绕零呈对称分布，且

与真实效应显著分离（多数 p 值>0.10），证实研究结论并非随机因素所致。



附图 3 安慰剂检验

（三）其他稳健性测试

1.工具变量法

本文采用工具变量法以缓解潜在的内生性问题。参考潘越等（2020）、雷雷等（2023）的做法，本文以“引用公司”或“被引公司”在上一期是否属于沪深 300 指数作为工具变量，设置虚拟变量 *D300*，若“引用公司”或“被引公司”上一期属于沪深 300 指数，*D300* 取值为 1，否则为 0。采用两阶段最小二乘法（2SLS）实施工具变量法回归。附表 1 报告了相关结果。不难看出，工具变量法结果不会改变本文研究结论。

附表 1 工具变量法

变量	(1)	(2)
	第一阶段 <i>Treat</i> × <i>Post</i>	第二阶段 <i>Citations</i>
<i>D300</i>	-0.0014*** (-2.6105)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i>		7.0675*** (2.6952)
其他控制变量和各种固定效应	Yes	Yes
样本量	1367350	1367350
<i>Adj. R</i> ²	0.7616	0.4291

注：本表及后续附表，均设置了与论文正文表 3 第（4）列相同的控制变量和固定效应。

2.改变样本范围

首先，针对样本中专利引用存在大量零值的问题，本文参照 Tian et al.（2022）的做法，剔除零引用样本后重新回归。结果（附表 2 第（1）列）显示，*Treat*×*Post* 的系数依旧显著大于零，本文结论仍然成立。其次，为确保结果不受既有技术关联影响，本文剔除了关联事件前已存在专利引用的“公司对”样本。结果（附表 2 第（2）列）显示，*Treat*×*Post* 的回归系数在 1%的水平上显著为正，不会改变论文结论。

附表 2 改变样本范围

变量	(1)	(2)
	剔除专利引用为零的样本	剔除共同机构持股前相互引用样本
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0726** (2.0017)	0.3278*** (14.1910)
其他控制变量与各种固定效应	Yes	Yes
样本量	254790	1546806
<i>Adj. R</i> ²	0.3389	0.3945

3.改变关键变量度量方法

首先，为检验持股比例标准对结论的影响，本文在 5%基准外，额外采用 1%、3%、10% 和 20%四个门槛重新界定共同机构持股。如附表 3 第（1）-（4）列结果所示，*Treat*×*Post* 的回归系数均在 1%的水平上显著大于 0，证实结论稳健。有趣的是，*Treat*×*Post* 的回归系数会随着持股标准的提高而增加，这与理论预期一致，增强了研究结论的可信度。

其次，采用虚拟变量度量共同机构持股关联可能难以精细地刻画持股比例的变化对共同机构投资者的创新信息扩散效应的影响。鉴此，本文参考 Kostovetsky and Manconi（2020）的方法，基于共同机构投资者的持股比例测度共同机构持股，重新进行回归分析。具体而言，若同行业中的“引用公司”与“被引公司”拥有相同的机构投资者，则 *Common_Ownership* 取值为共同机构投资者持有的“引用公司”与“被引公司”股份比例中的较低者，否则取 0。基于此，本文以 *Common_Ownership* 替换 *Treat*×*Post* 重新进行回归，其他变量与基准回归保持一致，结果如附表 3 第（5）列所示，*Common_Ownership* 的估计系数为 0.73，在 1%水平上显著为正，不会改变研究结论。

再次，在基准回归中，本文将“引用公司”和“被引公司”存在共同机构持股关联定义为其在某一年度的任何一个季度被同一机构投资者持有的股份比例同时出现不低于 5%的现象。为了缓解这一处理策略对结论可能造成的不利影响，本文采用第四季度的机构投资者数据来构建共同机构持股关联事件的时间变量，进行稳健性测试。具体地，若同行业的“引用公司”和“被引公司”在某年度第四季度被同一机构投资者持有的股份比例均不低于 5%，则 *Post* 取值为 1，否则为 0。结果如附表 3 第（6）列所示，*Treat*×*Post* 的系数为 0.06，在 1%水平上显著为正，不会改变本文结论。

最后，已有文献在探讨专利引用问题也曾运用过经对数转换的专利引用次数（Martens and Sextroh, 2021）。鉴于此，本文也采用专利引用次数加 1 的自然对数作为被解释变量，进行稳健性测试。相关回归结果如附表 3 第（7）列所示，*Treat*×*Post* 的回归系数仍然在 1%的水平上显著为正，这意味着本文结论并未因被解释变量的变换而发生改变。

附表 3 改变关键变量度量方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	以1%划分	以3%划分	以10%划分	以20%划分
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0348*** (12.7910)	0.0549*** (7.1975)	0.1018*** (3.5531)	0.1311*** (2.5936)
其他控制变量 和各种固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	1571875	1571875	1571875	1571875
<i>Adj. R</i> ²	0.4156	0.4155	0.4154	0.4154

变量	(5) 以持股比例测度共同机构持股	(6) 以第四季度数据测度共同机构持股关联事件	(7) 取对数转换的专利引用次数
<i>Treat</i> × <i>Post</i>		0.0574*** (3.4056)	0.0436*** (3.4166)
<i>Common_Ownership</i>	0.7276*** (7.8566)		
其他控制变量 和各种固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	1571875	1571875	1571875
<i>Adj. R</i> ²	0.4156	0.4154	0.4276

附录 3 排除替代性解释

为确保机制识别的可靠性,排除本文发现的现象可能源于投资组合企业之间的经营战略趋同效应这一替代性解释,本文参照叶康涛等(2014)的做法,构建了“公司对-年度”层面的战略相似性指标(*Similarity*)。具体操作如下:在每个年度,本文分别从广告与宣传投入、研发投入、资本密集度、固定资产更新程度、管理费用投入和财务杠杆这六个战略维度,计算引用公司与被引公司的战略差异度指标(*DSI*、*DS2*)¹;将二者的战略差异度指标相减并取绝对值,得到“公司对-年度”层面的战略差异性指标(*DS*);最后对该指标取负数,即获得“公司对-年度”层面的战略相似性指标(*Similarity*),并将其作为新增控制变量纳入回归模型,以此控制经营战略趋同效应,附表 4 展示了回归结果。*Similarity* 的系数为 0.02,在 1%水平上显著,这表明企业间的战略趋同会使它们间的专利引用增加。然而,在控制 *Similarity* 后, *Treat*×*Post* 的系数为 0.05,在 1%水平上显著。可见,即便控制了战略趋同效应,本文结论依然成立。

附表 4 排除替代性解释

变量	(1)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0455*** (2.9361)
<i>Similarity</i>	0.0209*** (5.2208)
其他控制变量与各种固定效应	Yes
样本量	1571875
<i>Adj. R</i> ²	0.4154

参考文献

- [1] 雷雷、张大永和姬强, 2023, 《共同机构持股与企业 ESG 表现》, 《经济研究》第 4 期, 第 133 ~ 151 页。
- [2] 潘越、汤旭东、宁博和杨玲玲, 2020, 《连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋》, 《中国工业经济》第 2 期, 第 136 ~ 164 页。

¹ 具体来说, 首先, 利用公司财务指标原始数据计算六个战略维度变量, 分别是广告与宣传投入(销售费用/营业收入)、研发投入(无形资产净值/营业收入)、资本密集度(固定资产/员工人数)、固定资产更新程度(固定资产净值/固定资产原值)、管理费用投入(管理费用/营业收入)和财务杠杆((短期借款+长期借款+应付债券)/权益账面价值); 然后对六个战略维度变量进行分行业分年度标准化处理, 并求其绝对值; 最后对标准化处理后的六个战略维度变量取平均值, 得到上市公司的战略差异度指标。

- [3] 叶康涛、张姗姗和张艺馨, 2014, 《企业战略差异与会计信息的价值相关性》, 《会计研究》第 5 期, 第 44 ~ 51 + 94 页。
- [4] Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Wang, 2022, “How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?”, *Journal of Financial Economics*, 144, pp. 370 ~ 395.
- [5] Biasi, B., and H. Sarsons, 2022, “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap”, *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), pp. 215 ~ 266.
- [6] Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, “The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs”, *Quarterly Journal of Economics*, 134, pp. 1405 ~ 1454.
- [7] Clarke, D., and K. Tapia-Schythe, 2021, “Implementing the Panel Event Study”, *The Stata Journal*, 21(4), pp. 853~884.
- [8] Kostovetsky, L, and A. Manconi, 2020, “Common Institutional Ownership and Diffusion of Innovation”, SSRN Working Paper, No. 2896372.
- [9] Martens, T., and C. J. Sextroh, 2021, “Analyst Coverage Overlaps and Interfirm Information Spillovers”, *Journal of Accounting Research*, 59(4), pp. 1425 ~ 1480.
- [10] Rambachan, A., and J. Roth, 2023, “A More Credible Approach to Parallel Trends”, *The Review of Economic Studies*, 90(5), pp. 2555 ~ 2591.
- [11] Roth, J., P. H. C. Sant’Anna, A. Bilinski, and J. Poe, 2023, “What’s Trending in Difference-in-differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature”, *Journal of Econometrics*, 235(2), pp. 2218 ~ 2244.
- [12] Tian, X., J. Yan, and L. Zuo, 2022, “Do Shared Auditors Facilitate Information Transfer between Clients? Evidence from Patent Citations”, SSRN Working Paper, No. 4099144.