

机构大股东交叉持股与企业市场势力

吴鼎纹¹ 王红建^{2,3} 肖峻³

(1.厦门大学 财务管理与会计研究院,福建 厦门 361005;2.江西财经大学 财经数据科学
重点实验室,江西 南昌 330013;3.江西财经大学 金融学院,江西 南昌 330013)

摘要:本文基于我国资本市场股权结构高度集中的特征,探究机构大股东交叉持股对企业市场势力的影响。研究发现,我国资本市场机构大股东交叉持股可以显著提高投资组合公司的产品市场势力,支持了“合谋效应”假说。异质性检验发现,股权集中度越高,合谋效应越强;相比于金融资本,产业资本交叉持股的合谋效应更强。机制检验发现,机构大股东交叉持股还会通过向上操纵持股公司的生产成本以“合理化”产品价格上升。经济后果检验发现,机构大股东交叉持股的合谋效应会显著弱化《反垄断法》的实施效果。本文揭示了机构大股东交叉持股的合谋效应,讨论了其对企业市场势力的影响,对市场监管具有重要的政策启示。

关键词:机构大股东;交叉持股;合谋效应;企业市场势力;《反垄断法》

中图分类号:F272 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)01-0032-13

一、引言

机构投资者在我国资本市场中扮演着十分重要的角色。据 RESSET 数据库统计,我国上市公司机构投资者平均持股占比从 2001 年的 13.73% 飙升至 2020 年的 43.11%。作为一种独特的投资模式,机构大股东交叉持股表现为机构投资者在同一行业同时持有多家公司股权。这种模式在我国资本市场十分普遍,截至 2019 年我国超过三分之一的上市公司存在机构大股东交叉持股现象^[1]。随着机构投资者对单一企业影响研究的不断深入,学者们逐渐开始关注机构大股东交叉持股产生的经济效应。现有文献关于机构大股东交叉持股的研究存在两种相反的结论,其中积极观点认为机构大股东交叉持股不仅不会促使同行业企业间产生合谋行为,而且与行业盈利能力和行业竞争程度也不存在显著关联关系^{[2][3][4]};消极的观点认为机构大股东交叉持股会促使其持股的竞争企业之间产生合谋,并引导投资组合公司利用应计盈余管理来掩盖合谋收益^[5],导致企业投资效率下降^[6]。

收稿日期:2023-05-04

基金项目:国家自然科学基金地区项目“贷款利率市场化、企业间信贷资源配置与企业竞争力提升”(71962020);
国家自然科学基金面上项目“注册制改革与风险投资功能研究:理论机制与经济后果”(72072079)

作者简介:吴鼎纹(1997—),男,江苏南通人,厦门大学财务管理与会计研究院博士生;

王红建(1986—),男,江西九江人,江西财经大学财经数据科学重点实验室/金融学院教授;

肖峻(1972—),男,江西泰和人,江西财经大学金融学院教授。

相较于欧美国家资本市场高度分散的股权结构,我国上市公司股权结构较为集中^[7],机构大股东交叉持股的投资组合公司之间的合谋成本较低。已有研究发现机构大股东交叉持股的投资组合公司被收取了更高的审计费用,支持了机构大股东交叉持股的合谋效应^[8]。潘越等(2020)基于公司投资效率视角的研究也间接证实了我国资本市场上机构大股东交叉持股的合谋效应^[6]。然而,这些文献忽视了我国资本市场股权结构高度集中的特征,对我国资本市场机构大股东交叉持股的合谋效应缺乏直接的证据,同时也没有对这种合谋行为可能产生的经济后果进行探索。

2020年中央经济工作会议明确将“强化反垄断和防止资本无序扩张”列为八项重点任务之一,强调“反垄断”“反不正当竞争”是完善社会主义市场经济体制、推动高质量发展的内在要求。党的二十大报告也指出,要“加强反垄断和反不正当竞争,破除地方保护和行政性垄断,依法规范和引导资本健康发展”。作为重要的法规之一,《中华人民共和国反垄断法》(以下简称《反垄断法》)已经实施十余年,其重点强调了四种垄断形式:垄断协议、经营者集中、滥用市场支配地位以及行政垄断。已有文献主要以上市公司为研究对象,分别从资本投资和创新等视角考察了《反垄断法》的实施效果^{[9][10]},但这些文献都未关注到公司背后的股东力量对《反垄断法》实施效果的影响。作为一种重要的股东联结形式,机构大股东交叉持股如何影响《反垄断法》的实施效果?这也是本文关注的问题之一。

与现有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下两方面。第一,由于股权集中度的根本性差异,基于欧美国家资本市场关于机构大股东交叉持股的研究结论可能难以适用于中国^[3],本文基于我国资本市场股权结构高度集中的特征,揭示了机构大股东交叉持股的企业进行合谋的内在原因,拓展并深化了机构大股东交叉持股动机的相关研究。第二,已有文献主要从单一视角考察了《反垄断法》的实施效果^{[9][10]},忽视了公司背后的股东力量对《反垄断法》实施效果的潜在影响。本文以2008年《反垄断法》的实施为准自然实验,考察了机构大股东交叉持股对《反垄断法》实施效果的影响,拓展并深化了机构大股东交叉持股合谋行为的经济后果研究。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

随着我国资本市场的快速发展,越来越多的机构投资者会选择在同一行业的多家公司进行投资,以寻求更稳定的回报,从而形成机构投资者交叉持股的现象。从现有文献来看,有关机构大股东交叉持股对微观企业行为的影响,主要有以下两种不同的观点。

第一,协同治理效应。在公司治理方面机构大股东交叉持股有其独有的优势。首先,机构大股东交叉持股可以降低企业之间的信息传输成本,为企业节约沟通成本。例如,客户与供应商之间往往存在信息不对称,处于供应链中的机构大股东交叉持股能够消除上下游企业间的信息不对称,提高供应链韧性^[11]、降低企业融资成本、减少并购交易成本^[12]以及提高企业绩效^[13]。此外,机构大股东交叉持股还能够借助同行业投资的信息优势对企业产生更好的治理效应,从而对公司治理产生积极影响。例如,有学者发现机构大股东交叉持股能够改善上市公司盈余信息质量^[1],增强企业信息披露意愿^[14]。

第二,合谋操纵效应。机构大股东交叉持股的投资目标是最大化投资组合的回报,因此交叉持股的机构大股东有动机促使投资组合企业之间进行合谋^[15]。换句话说,交叉持股的机构大股东希望投资组合公司在产出、定价、广告以及研发等方面做出的决策能像卡特尔成员一样,即交叉持股机构大股东既有动力也有能力向投资组合公司传递行业信息,降低市场竞争程度,从而最大化投资组合收益。因此,交叉持股机构大股东倾向于构建行业内公司间的“合谋同盟”,以此来巩固投资组合公司的垄断地位^{[16][17]}。有学者通过构建模型研究发现,如果行业里仅存在两家企业,那么这两家企业会合谋并对市场实施垄断^[18]。于左等(2021)构建理论模型

探讨了交叉持股、共同股东对竞争企业合谋的影响^[19],发现机构投资者持有目标企业股份越多,合谋越容易达成。随着微观企业数据的不断丰富和实证分析技术的不断发展,更多文献通过实证研究为机构大股东交叉持股的合谋动机提供了经验依据。例如:Azar等(2018)基于航空业的公司数据,证明了机构大股东交叉持股会提高该行业企业的定价能力和盈利能力^[17];Antón等(2023)也发现,为避免同行业竞争,机构大股东交叉持股会显著降低高管薪酬业绩敏感性^[20];潘越等(2020)研究发现,机构大股东交叉持股会促使企业合谋,从而导致投资组合企业投资不足^[6]。

综上所述,目前文献对于机构大股东交叉持股究竟是协同治理还是合谋操纵,尚未达成一致结论。本文结合我国资本市场股权结构高度集中的特征,探究机构大股东交叉持股是否存在合谋动机,以及由此产生的经济后果。这有助于揭示机构大股东交叉持股的合谋动机及其形成条件,并且对市场监管具有重要的政策启示。

(二)假设提出

机构大股东交叉持股合谋效应的强弱取决于合谋收益、合谋成本及合谋风险之间的权衡。Lewellen和Lowry(2021)基于美国资本市场的研究,并未发现机构大股东交叉持股会导致企业产生合谋倾向^[4],这可能与美国股权结构较为分散有关,企业间形成合谋的成本较高。相比之下,我国上市公司的股权结构则较为集中^①,这在提高了大股东对企业决策控制能力的同时,也为同行业企业间的合谋提供了便利。

对理性投资者来说,当拥有多个投资标的构成的投资组合时,其投资目标应该是最大化其投资组合的价值而不是某个特定公司的价值。因此,机构大股东交叉持股倾向于构建行业内公司的“合谋同盟”以平衡与同行业其他公司之间的竞争和冲突,以此巩固行业内公司的垄断地位,谋求投资组合的利益最大化^[16]。机构大股东交叉持股会尽量避免其持股的同行业公司之间发生价格战、研发竞赛以及广告竞赛等现象,防止侵蚀投资组合的回报。因此,机构大股东交叉持股有较强动机对其持股的同行业公司施加影响,以减少同行业公司之间的竞争,并通过企业之间的合谋行为来谋求投资组合的高回报。具体来说,机构大股东交叉持股不仅能够通过薪酬激励^[20]或者委派董事^[6]等方式干预其持股公司的行动,以减少产品市场竞争,同时还能作为同行业公司间信息沟通的桥梁,为投资组合公司提供有价值的特质信息,以促进企业间的信息共享,降低投资组合企业在产品市场合谋的难度^[21],从而提高投资组合企业的议价能力和市场势力。例如,Azar等(2018)通过调查航空业的机构大股东交叉持股,发现其会促使同行业公司合谋以获取更高的利润^[17]。

基于以上分析,本文提出如下假设:机构大股东交叉持股通过同行业公司间的合谋行为降低市场竞争,从而显著提高企业市场势力。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以2003—2020年我国沪深A股上市公司为初始样本,并按照以下标准进行筛选:剔除银行等金融类上市公司样本;剔除上市当年及之前年度的样本;剔除数据缺失的样本,最终得到37221个公司年度层面的观测值。为避免极端值影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位数上进行缩尾处理。

(二)变量定义

1.解释变量。借鉴已有研究^[3],本文将机构大股东交叉持股联结强度(Density)定义为,行业内通过共同机构大股东交叉持股与某公司形成联结公司对的数量,与该公司在行业内可能形成最多联结公司对数量的比值。其中,若一个机构投资者在同一行业两家公司中都至少持股5%,则这两家公司形成一个联结公司对。之所以在年度层面保留持股比例大于等于5%的股东,是因为在国内相关法律法规中,5%是重要的股权门槛,并且大量文献研究发现持股5%以上的股东会对公司的治理和

经营行为产生重大影响。

2.被解释变量。借鉴已有计算方法^{[3][22]},本文使用加成率(Markup)和勒纳指数(Pcm)衡量上市公司的市场势力(定价能力)。加成率(Markup)的计算公式为:营业收入/(营业收入-息税前利润)。该指数反映企业收入与成本的比率,该指标越大,表明企业的垄断地位越高。勒纳指数计算公式为:(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入。该指数反映企业能够超过边际成本定价的能力,该指数越大,表明企业在边际成本上的定价能力越强,垄断地位越高。

3.控制变量。借鉴已有文献,本文选取公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、交叉持股偏离度(Offdegree)、成长性(Growth)、资本密集度(Capital_intensity)、现金比率(Cashflow)、董事会规模(Board)、第一大股东持股比例(Top1)、独立董事比例(Indep)、机构投资者持股比例(INST)、固定资产比例(PPE)作为控制变量。

表 1 主要变量的符号与定义

变量名称	定义	计算方式
Markup	加成率	营业收入/(营业收入-息税前利润)
Pcm	勒纳指数	(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入
Density	机构大股东交叉持股联结强度	行业内与某公司形成联结公司对的数量/该公司在行业内可能形成最多联结公司对的数量
Size	公司规模	总资产的自然对数
Lev	资产负债率	总负债/总资产
ROA	资产收益率	净利润/总资产
Offdegree	交叉持股偏离度	行业外与某公司形成联结公司对的数量
Growth	成长性	(本年营业收入/上一年营业收入)-1
Capital_intensity	资本密集度	总资产/营业收入
Cashflow	现金比率	现金及现金等价物/总资产
Board	董事会规模	董事会人数的自然对数
Top1	第一大股东持股比例	第一大股东持股比例
Indep	独立董事比例	独立董事人数/董事人数
INST	机构投资者持股比例	机构投资者持股比例之和
PPE	固定资产比例	非流动资产/总资产

(三)模型设定

为验证研究假设,本文构建如下回归模型:

$$Collusion_{j,t} = \alpha_0 + \beta_1 Density_{j,t} + \gamma Controls_{j,t} + \sum Year + \sum Indu + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

模型(1)中,Collusion 分别为企业合谋的两个代理指标 Markup 和 Pcm,如果机构大股东交叉持股联结强度 Density 的回归系数 β_1 显著为正,意味着机构大股东交叉持股会促使投资组合企业进行合谋,从而验证本文研究假设的推断。Controls 为控制变量,变量 Year 和 Indu 分别为年份和行业固定效应,j 表示企业,t 表示年份, ϵ 为误差项。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果。被解释变量加成率(Markup)指标的均值为 1.104,标准差为 0.193,最小值和最大值分别为 0.470 和 1.955,另一被解释变量勒纳指数(Pcm)的均值为 0.099,最小值和最大值分别为-0.712 和 0.514,以上结果与现有研究结论基本一致^[22]。从标准差可以看出,这两个指标在样本公司之间存在较大差异,这有助于观察机构大股东交叉持股与投资组合企业合谋行为之间的关系。解释变量机构大股东交叉持股联结强度 Density 均值为 0.002,最大值为 0.063,最小值为 0(该指标为 0,则说明不存在机构大股东交叉持股)。其余变量分布与现有文献基本一致,不再赘述。

表 2

描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Markup	37221	1.104	0.193	0.470	1.955
Pcm	36284	0.099	0.160	-0.712	0.514
Density	37221	0.002	0.008	0.000	0.063
Size	37221	21.974	1.311	19.125	25.996
Lev	37221	0.457	0.212	0.077	0.932
ROA	37221	0.034	0.072	-0.309	0.222
Offdegree	37221	1.334	5.972	0.000	45.000
Growth	37221	0.193	0.536	-0.672	3.808
Capital_intensity	37221	2.676	2.697	0.384	19.468
Cashflow	37221	0.046	0.074	-0.196	0.257
Board	37221	2.152	0.205	1.609	2.708
Top1	37221	0.351	0.152	0.088	0.743
Indep	37221	0.370	0.053	0.273	0.571
INST	37221	0.344	0.244	0.000	0.871
PPE	37221	0.447	0.208	0.040	0.915

(二) 基准回归结果

表 3 报告了本文的基准回归结果。可以发现：第(1)列显示了加成率(Markup)作为被解释变量的回归结果，机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数为 3.910，在 1% 水平显著为正；第(2)列加入了控制变量并控制了固定效应，机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数仍在 1% 水平显著为正；第(3)(4)列被解释变量为勒纳指数(Pcm)，回归结果与第(1)(2)列一致。以第(2)和(4)列为例，平均而言，机构大股东交叉持股联结强度(Density)每增加一个标准差，加成率(Markup)提升幅度相当于样本标准差的 10.34%，勒纳指数(Pcm)提升幅度相当于样本标准差的 5.43%，这在经济意义上是显著的。由此可见，机构大股东交叉持股显著促进了持股企业之间的合谋从而提高了市场势力，支持了本文的研究假设。

表 3 机构大股东交叉持股与企业合谋效应

变量	Markup		Pcm	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Density	3.910 *** (5.04)	2.496 *** (3.20)	1.696 *** (4.44)	1.085 ** (2.25)
控制变量	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	NO	YES	NO	YES
行业固定效应	NO	YES	NO	YES
样本量	37221	37221	36284	36284
R-squared	0.025	0.449	0.006	0.465

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内数值为经稳健调整的 t 统计量；限于篇幅，控制变量的回归结果未列示，留存备案。下表同。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法。考虑到机构大股东交叉持股对企业市场势力的正向影响，不一定是由企业合谋行为引起，也可能是机构大股东倾向于交叉持有某些市场势力较大的公司，这会导致因互为因果产生的内生性问题。因此，本文借鉴潘越等(2020)的方法^[6]，以沪深 300 指数成份股调整指标作为工具变量进行检验。在 A 股市场上，追踪沪深 300 指数的指数基金会依据指数成份股的调入或调出进行仓位调整，这类调仓行为会影响该企业的机构大股东交叉持股的联结强度，但不会对投资组合公司间的合谋行为产生影响，因此沪深 300 指数成份股调整指标满足工具变量的相关性和外生性要求。

具体而言,若上市公司为沪深 300 指数成份股,则虚拟变量 In300 取值为 1,否则为 0;若成份股被剔除,则虚拟变量 Out300 取值为 1,否则为 0。表 4 的(1)~(3)列报告了工具变量的检验结果:第一阶段回归结果显示,In300 的回归系数显著为正,而 Out300 的回归系数不显著,最小特征值 F 大于 10,拒绝了弱工具变量的原假设,表明沪深 300 指数成份股的调整会影响机构大股东交叉持股的联结强度,验证了工具变量的相关性条件;第二阶段回归结果显示,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数显著为正。以上结果表明,使用工具变量法控制潜在的内生性问题后,机构大股东交叉持股促使投资组合企业合谋的研究结论依然成立。

2.Heckman 两阶段模型。一般来说,交叉持股的机构投资者可能会存在某种偏好,比如更偏向于投资某种类型或行业的股票,因此机构大股东交叉持股的形成不一定是完全随机的,可能存在其他因素导致机构大股东交叉持股的联结强度较高。为消除样本自选择问题可能带来的估计偏差,本文还采用 Heckman 两阶段模型来解决样本自选择问题。具体来说,本文构建如下 Probit 模型,以考察上一期财务指标与下一期是否存在机构大股东交叉持股(Density_dum)之间的关系:

$$\text{Density_dum}_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Lagcontrols}_{j,t-1} + \mu_{j,t-1} \quad (2)$$

模型(2)中,Density_dum_{j,t}是企业 j 在年份 t 是否存在机构大股东交叉持股的虚拟变量,Lagcontrols 为公司滞后一期特征变量的集合,μ 为回归残差。在模型(2)的基础上构建逆米尔斯(IMR)比率,并将其作为控制变量加入回归模型(1)中,以控制上一期的财务指标对本期企业是否存在机构大股东交叉持股的影响。

表 4 的(4)(5)两列报告了相关回归结果。可以发现:逆米尔斯比率(IMR)的回归系数均在 1%的水平上显著,表明确实存在样本自选择问题,因而控制其造成的估计偏误是必要的。同时,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数依然显著为正,表明控制样本自选择问题后,机构大股东交叉持股促使投资组合企业合谋的研究结论依然成立。

表 4 工具变量检验及 Heckman 两阶段检验

变量	Density	Markup	Pcm	Markup	Pcm
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Density		49.259 ** (2.28)	26.222 * (1.75)	3.021 *** (11.72)	1.559 *** (8.29)
In300	0.0001 ** (2.42)				
Out300	0.000 (0.11)				
IMR				0.024 *** (2.90)	0.025 *** (4.39)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	36178	36178	34200	33468	33268
R-squared	0.412	0.407	0.323	0.113	0.147

注:由于沪深 300 基金的数据限制,该表的样本区间为 2005—2020 年。

3.倾向得分匹配法(PSM)和多时点双重差分模型。为缓解不可观测的公司个体特征差异带来的选择偏误,本文还采用倾向得分匹配法(PSM)来削弱企业特征差异造成的估计偏误。具体来说,首先使用 Probit 模型估计倾向性得分,其中因变量 Density_dum 为企业是否存在机构大股东交叉持股的虚拟变量。我们将有机构大股东交叉持股的公司作为处理组,以上文所述的控制变量为匹配变量,采取 1:1 最近邻匹配方法构建控制组,并使用倾向得分匹配得到的样本对研究假设进行回归。表 5 中第(1)(2)列报告了回归结果,可以发现:机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数在 1%水平上显著为正,这与基准回归结果一致。

此外,本文还采用多时点双重差分法来估计机构大股东交叉持股前后变化(由不存在机构大股东交叉持股变为存在机构大股东交叉持股的样本)对企业合谋行为的影响,具体回归模型如下:

$$\text{Collusion}_{j,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{After}_{j,t} \times \text{Treat}_{j,t} + \gamma \text{Controls}_{j,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \epsilon_{j,t} \quad (3)$$

模型(3)中,将不存在机构大股东交叉持股变为存在机构大股东交叉持股的样本作为处理组, Treat 取值为 1;将始终不存在机构大股东交叉持股的样本作为对照组, Treat 取值为 0。After 是虚拟变量,存在机构大股东交叉持股之后的年份取值为 1,之前取值为 0。由于机构大股东交叉持股之前处理组和对照组可能存在选择性偏差,这会降低模型估计的有效性,因此,本文先用倾向得分匹配法进行 1:1 最近邻匹配,然后再进行多时点双重差分检验。表 5 中第(3)(4)列报告了加入企业固定效应的回归结果,可以发现:交乘项 After×Treat 的回归系数显著为正,意味着上市公司由不存在机构大股东交叉持股的情况变为存在机构大股东交叉持股后,合谋效应显著增强,这与基准回归结果一致。

4. 替换解释变量。在基准回归中,本文使用联结公司对数量的比值来度量机构大股东交叉持股,本部分我们参考 Kennedy 等(2017)和 Koch 等(2021)研究^{[2][3]},构建了考虑持股比例的指标来衡量机构大股东交叉持股。具体计算方式如下:

$$\text{Common} = \frac{\sum_j \gamma_{bj} \gamma_{hk}}{\sum_i \gamma_{hi}^2} \quad (4)$$

模型(4)中,j 和 k 是形成机构大股东交叉持股公司对的编号,i 表示行业,h 代表持有公司对的交叉持股机构,γ 表示交叉持股机构的持股比例,γ_{bj} 代表交叉持股机构 h 对公司 j 的持股比例。将该指标替换模型(1)的解释变量进行稳健性检验,表 5 中第(5)(6)列报告了上述回归结果,可以发现,在替换解释变量后,机构大股东交叉持股促使投资组合企业进行合谋的基准结论依然成立。

5. 安慰剂检验。为避免本文所发现的因果关系只是一种安慰剂效应,即在研究过程中还存在未被察觉的局限性因素,导致了机构大股东交叉持股与投资组合企业合谋的相关关系,本文利用安慰剂检验对该可能性进行排除。具体来说,参考潘越等(2020)的研究^[6],本文将公司年度观测值中的机构大股东交叉持股联结强度(Density)变量的取值全部提取,再打乱顺序,随机分配到之前的样本中,再重新对模型(1)进行回归。若安慰剂效应存在,那么随机打乱后机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数依然会显著为正。表 5 第(7)(8)列报告了上述回归结果,可以发现:机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数不显著,从而排除了安慰剂效应对本文研究结论的干扰。

表 5 稳健性检验

变量	PSM-OLS		PSM-DID		替换解释变量		安慰剂检验	
	Markup	Pcm	Markup	Pcm	Markup	Pcm	Markup	Pcm
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Density	3.284*** (4.57)	1.456*** (2.97)					0.074 (0.70)	0.072 (0.85)
After×Treat			0.008** (2.32)	0.006* (1.72)				
Common					0.002** (2.37)	0.001*** (3.78)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	NO	NO	YES	YES	NO	NO
企业固定效应	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES
样本量	6517	6199	6517	6199	37221	36284	37218	36281
R-squared	0.529	0.480	0.427	0.431	0.444	0.464	0.444	0.467

五、进一步分析

(一) 股权集中度、机构大股东交叉持股与合谋效应

基准回归结果表明机构大股东交叉持股会促使其持股的企业之间产生合谋,本文进一步分析这种合谋效应在不同的股权集中度下是否具有显著差异,并尝试解释机构大股东交叉持股形成合谋的必要条件。具体来说,本文借鉴徐莉萍等(2006)的研究^[23],根据第一大股东持股比例来区分企业股权集中度的高低,并设定 30% 为临界标准。若第一大股东持股比例高于 30%,则定义为高股权集中度企业;若低于 30%,则定义为低股权集中度企业。表 6 中(1)~(4)列报告了上述检验结果,可以发现:在股权集中度低的样本中,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数均不显著;在股权集中度高的样本中,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数分别为 2.610 和 1.180,均在 1% 水平上显著,且通过组间系数差异检验。该结果表明,股权集中度越高,机构大股东交叉持股促使其持股的企业产生合谋的效应越强,从而验证了机构大股东交叉持股产生合谋的条件。

表 6 股权集中度、机构大股东交叉持股与合谋效应

变量	高集中度		低集中度		股权分置改革外生冲击	
	Markup		Pcm		Markup	Pcm
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Density	2.610*** (3.36)	1.186 (0.99)	1.180*** (2.62)	-0.057 (-0.09)		
Treatment×Post					-0.021** (-2.43)	-0.022*** (-3.05)
Treatment					0.020 (1.36)	0.005 (0.49)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	21030	16191	20382	1502	16 46	15862
R-squared	0.502	0.442	0.494	0.496	0.417	0.479
组间回归系数差异检验	Chi2(1)=6.48 Prob>chi2=0.0109		Chi2(1)=10.69 Prob>chi2=0.0011			

注:上述结果是以第一大股东持股比例为标准区分股权集中度的高低,若区分标准为 Herfindahl_5 指数(公司前五位大股东持股比例的平方和),该结论仍然成立。

为了进一步揭示股权集中度与机构大股东交叉持股合谋效应的因果关系,本文选取我国 2005 年股权分置改革作为影响股权集中度的外生冲击,并观察在此冲击下机构大股东交叉持股如何影响投资组合企业的合谋行为。股权分置改革在实现同股同权的同时,也显著降低了上市公司的股权集中度,据 Wind 数据库统计,我国上市公司第一大股东的平均持股比例从 2003 年的 43.5% 下降到 2006 年的 35.9%。本文参考施新政等(2019)的研究^[24],选取股权分置改革前后 1998—2016 年的上市公司为研究样本,由于上市公司自 2003 年开始披露前十大股东,因此实际样本时间为 2003—2016 年,并构建模型(5)如下:

$$Collusion_{j,t} = \alpha_0 + \beta_1 Treatment_{j,t} + \beta_2 Treatment_{j,t} \times Post_{j,t} + \gamma Controls_{j,t} + \sum Year + \sum Indu + \epsilon_{j,t} \quad (5)$$

模型(5)中,Treatment 是虚拟变量,当样本公司属于处理组(即存在机构大股东交叉持股的企业)时取值为 1,当企业属于对照组(即不存在机构大股东交叉持股的企业)时取值为 0。Post 是时间虚拟变量,公司股权分置改革完成之后年份取值为 1,否则为 0。交乘项 Treatment×Post 的回归系数反映了在外生冲击导致的股权集中度下降之后,机构大股东交叉持股对企业合谋行为的影响。表 6 第(5)(6)列报告了上述回归结果,可以发现,交乘项 Treatment×Post 的回归系数至少在 5% 的水

平上显著为负。以上结果说明,股权分置改革导致股权集中度的下降会显著弱化机构大股东交叉持股的合谋效应,从而间接验证了机构大股东交叉持股合谋效应的形成条件,即股权集中度越高,机构大股东交叉持股的合谋效应越强。

(二)资本类型、机构大股东交叉持股与合谋效应

交叉持股的机构大股东通常可分为两类:金融资本和产业资本。金融资本是指从产业资本中分离出来,专门从事借贷等非实物资金运作的资本形式^[25];而产业资本则是以谋求长期战略利益为目标,且与被投资方具有业务联系并积极参与公司治理的投资者,通常不以货币收益作为其第一投资目标^[26]。产业资本作为具有资源集合能力的外部股东,相比金融资本,具有更强大的产业知识背景与行业经营经验,能为企业带来先进的技术资源、管理经验和广泛的市场营销网络等社会资源^[27]。产业资本凭借其投入的财务资源依法获取作为收益和权力依据的“持股比”,基于资源优势在“事实上”获取超越“股权比例”的权力,如董事会超额席位^[28]。金融资本作为财务投资主体,更加注重公司财务数据,旨在通过提高公司估值来获得收益,因此其对公司及所在行业的信息了解更少,金融资本相对产业资本的信息不对称程度更高^[29]。作为交叉持股机构大股东,产业资本可以通过自身优势使得合谋成本更低而合谋收益更大,因此有更强的动力促使其交叉持股企业进行合谋。

为进一步分析金融资本和产业资本作为交叉持股机构大股东对企业合谋影响的差异,本文区分资本类型,具体来说,若股东名称中包含“基金、证券、信托、资产、管理、资产管理、投资、私募以及香港中央结算代理人”等关键词,则定义为金融资本,其他则为产业资本。少数情况下,同一年度同一公司的交叉持股机构大股东同时包括金融资本和产业资本,为了区分该公司究竟由哪种资本占主导,本文对比两种资本的持股比例,若产业资本持股比例大于金融资本,则定义为产业资本占主导;若不存在机构大股东交叉持股,或者金融资本持股比例大于产业资本,则定义为金融资本占主导。为验证不同类型的机构大股东交叉持股对企业合谋行为的影响,本文根据资本类型进行分样本检验,表7报告了上述检验结果,可以发现:在第(1)(2)列中,当产业资本占主导时,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数为3.451,在1%水平上显著为正;当金融资本占主导时,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数为1.585,在1%水平上显著为正,组间系数差异检验显著;在第(3)(4)列中,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数与(1)(2)列一致。以上结果表明,产业资本作为交叉持股机构大股东,有更强的动机促使投资组合企业进行合谋,从而提高市场势力。

表7 资本类型、机构大股东交叉持股与合谋效应

变量	产业资本主导	金融资本主导	产业资本主导	金融资本主导
	Markup		Pcm	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Density	3.451*** (10.99)	1.589*** (9.62)	1.585*** (6.90)	0.891*** (5.97)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	3052	34169	2913	33371
R-squared	0.6131	0.4435	0.5509	0.4688
组间回归系数差异检验	Chi2(1)=8.33 Prob>chi2=0.0039		Chi2(1)=3.27 Prob>chi2=0.0707	

(三)持股比例差异检验

于左等(2021)通过构建理论模型探讨了交叉持股、共同股东对竞争企业合谋的影响^[19],发现机构投资者持有目标企业所有权份额越大,合谋越容易达成。因此,本文检验机构大股东交叉持股的持股比例差异对基准结论的影响。具体来说,以不同持股比例(3%、5%和10%)重新界定机构大股东交叉持股并分别回归,回归结果如表8第(1)~(3)列所示,可以发现:随着机构大股东交叉持股比例

的上升,企业合谋的效应也逐渐增强,与于左等(2021)的发现是一致的^[19]。

(四)基于异常生产成本的机制检验

上文已经证实机构大股东交叉持股能够促使其持股的企业合谋,并通过提高产品定价能力来谋取合谋收益。产品价格往往是基于生产成本决定的,所以产品价格与生产成本联系最密切,异常生产成本的操纵有助于合谋后产品定价的上涨。为了验证这一机制,本文选取真实盈余管理指标计算过程中的异常生产成本的绝对值作为生产成本操纵(AbsProd)指标,然后按照上述指标原值符号,将其区分为正向生产成本操纵和负向生产成本操纵,分别检验机构大股东交叉持股如何影响生产成本操纵。表8第(4)~(6)列报告了上述检验结果,可以发现:在第(4)列中,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数为0.009,在5%水平上显著为正,说明机构大股东交叉持股会通过干预企业生产成本进行成本操纵;第(5)(6)列进一步区分操纵方向,在生产成本向上操纵样本中,机构大股东交叉持股联结强度(Density)的回归系数为0.015,在1%水平上显著,但在生产成本向下操纵的样本中不显著。这表明机构大股东可能向上操纵生产成本,以“合理化”合谋行为下的产品定价上涨,从而间接验证了合谋效应的形成机制。

表8 机构大股东交叉持股比例对企业合谋的影响

变量	持股比例>3%	持股比例>5%	持股比例>10%	全样本	向上操纵	向下操纵
	Markup	Markup	Markup	AbsProd	AbsProd	AbsProd
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Density	1.482*** (3.51)	2.464*** (2.94)	2.652*** (2.89)	0.009** (2.27)	0.015*** (2.87)	0.004 (0.75)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	37221	37221	37221	34128	18090	16038
R-squared	0.448	0.449	0.448	0.091	0.080	0.205

六、经济后果检验

竞争政策在市场经济中具有重要作用,反垄断法已经成为各国维护市场经济的重要法规,可以矫正市场失灵,维护市场秩序。当前对反垄断法持赞成态度的学者们主要依据的是新古典经济学中的完全竞争模型。在完全竞争的市场中,所有企业都是价格接受者,没有定价权,所以企业会努力降低成本,提高产品质量。古典经济学认为,只有在完全竞争市场才会达到帕累托最优,不会出现无谓损失。已有研究发现,竞争政策确实会优化经济结构,提高市场效率,促进经济稳定增长,从而最终增加社会福祉^[30]。《中华人民共和国反垄断法》自2008年实施以来,反垄断法治化逐步成熟,其主要关注了垄断协议、经营者集中、滥用市场支配地位以及行政垄断这四种形式的合谋垄断,忽视了公司背后的股权联结可能产生的合谋行为。因此,本文将进一步探讨机构大股东交叉持股如何影响《反垄断法》的实施效果,其研究结论可为下一轮修订《反垄断法》提供重要参考。

作为重要的促进市场公平竞争的法规,《反垄断法》的实施为本文提了一个很好的准自然实验场景。本文采用双重差分法,旨在探究存在机构大股东交叉持股的样本和不存在机构大股东交叉持股的样本,《反垄断法》实施效果的差异。模型(6)构建如下:

$$\text{Markup}_{j,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Monopoly}_{j,t} + \beta_2 \text{After}_{j,t} \times \text{Monopoly}_{j,t} + \text{Controls}_{j,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Indu} + \epsilon_{j,t} \quad (6)$$

模型(6)中,Monopoly是垄断性企业的虚拟变量,参考余明桂等(2021)的方法^[10],本文将《反垄断法》实施前每一年产业集中度大于年度产业集中度(HHI指数)的中位数,并且行业市场份额排名前四的企业定义为垄断性企业,Monopoly取值为1,否则为0。After为《反垄断法》实施前后的虚拟

变量,实施前取值为0,实施后取值为1。交乘项 After×Monopoly 的回归系数反映的经济学含义是,在消除了同时影响实验组和对照组的系统因素后,《反垄断法》的实施对垄断性企业市场势力的影响。

表9报告了上述模型的检验结果,可以发现:在第(1)列不存在机构大股东交叉持股的样本中,交乘项 After×Monopoly 的回归系数为-0.042,且在1%水平上显著;在第(2)列存在机构大股东交叉持股的样本中,交乘项 After×Monopoly 的回归系数为负,但不显著。以上结果说明,当不存在机构大股东交叉持股时,《反垄断法》的实施确实会降低垄断性企业的市场势力,维护市场公平竞争;当存在机构大股东交叉持股时,《反垄断法》的实施没有显著影响,这意味着机构大股东交叉持股会显著弱化《反垄断法》的实施效果。

表9 经济后果检验

变量	不存在机构大股东交叉持股的样本	存在机构大股东交叉持股的样本
	Markup	Markup
	(1)	(2)
Monopoly	0.156 *** (17.07)	0.150 *** (3.78)
After×Monopoly	-0.042 *** (-3.90)	-0.053 (-1.45)
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
样本量	7506	1166
R-squared	0.013	0.565

注:在《反垄断法》实施前后五年样本期间内,机构大股东交叉持股的现象尚未像现在一样普遍,因此存在机构大股东交叉持股的样本观测值相对较少。

七、结论和政策建议

随着我国资本市场的发展日益壮大,机构大股东交叉持股已经成为广泛存在的一种经济现象。目前对于机构大股东交叉持股的影响,学术界的研究尚未达成一致,主要存在“合谋操纵”和“协同治理”两种观点。为了验证上述两种观点,本文选取2003—2020年中国上市公司数据为样本,研究发现:机构大股东交叉持股可以显著提高投资组合公司的产品市场势力,支持了机构大股东交叉持股的合谋效应假说;且股权集中度越高,合谋效应越强;相比于金融资本,产业资本交叉持股的合谋效应更强。作用机制检验显示:机构大股东交叉持股显著提高了异常生产成本的向上操纵,且机构大股东交叉持股的合谋效应随着持股比例的上升而增强。经济后果检验发现:机构大股东交叉持股的合谋效应显著弱化了《反垄断法》的实施效果。

本文研究结论具有重要的政策启示。第一,监管机构应密切关注机构大股东交叉持股的现象,积极引导机构大股东交叉持股的协同治理作用,维护市场公平。虽然在理论上机构大股东交叉持股有“协同治理”和“合谋操纵”两种假说,但本文基于我国资本市场的研究发现,机构大股东交叉持股会显著提高投资组合公司的产品市场势力,这一结论支持了“合谋操纵”假说。因此,监管机构应密切关注我国资本市场上机构大股东交叉持股这一重要现象,积极引导机构投资者参与公司治理,以维护市场公平竞争,促进资本市场高质量发展。第二,政府监管部门应警惕由企业背后的股权联结所产生的合谋行为,以保障市场公平竞争,实现资源的最优配置。当前,反垄断和防止资本无序扩张的政策已初见成效,但本文研究发现机构大股东交叉持股能够显著削弱《反垄断法》的实施效果。因此,在未来《反垄断法》的修订过程中,需要特别关注资本市场机构大股东交叉持股这一现象,以遏制同行业企业之间的合谋行为,推动市场公平竞争,促进经济高质量发展。

注释:

①据Wind数据库统计,截至2020年,美国第一大股东持股比例均值为19%,而我国资本市场第一大股东持股比例均值为

参考文献：

- [1] 杜勇,孙帆,邓旭.共同机构所有权与企业盈余管理[J].中国工业经济,2021(6):155—173.
- [2] Kennedy,P.,O'Brien,D.P.,Song,M.,et al.The Competitive Effects of Common Ownership:Economic Foundations and Empirical Evidence[Z].Available at SSRN 3008331,2017.
- [3] Koch,A.,Panayides,M.,Thomas,S.Common Ownership and Competition in Product Markets[J].Journal of Financial Economics,2021,139(1):109—137.
- [4] Lewellen,K.,Lowry,M.Does Common Ownership really Increase Firm Coordination? [J].Journal of Financial Economics,2021,141(1):322—344.
- [5] 吴晓晖,李玉敏,柯艳蓉.共同机构投资者能够提高盈余信息质量吗[J].会计研究,2022(6):56—74.
- [6] 潘越,汤旭东,宁博,杨玲玲.连锁股东与企业投资效率:治理协同还是竞争合谋[J].中国工业经济,2020(2):136—164.
- [7] 陈德萍,陈永圣.股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007~2009年中小企业板块的实证检验[J].会计研究,2011(1):38—43.
- [8] 梁日新,李英.连锁股东影响审计师定价决策吗[J].会计研究,2022(6):165—177.
- [9] 王彦超,蒋亚含.竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J].经济研究,2020(8):137—152.
- [10] 余明桂,石沛宁,钟慧洁,张庆.垄断与企业创新——来自《反垄断法》实施的证据[J].南开管理评论,2021(1):159—168.
- [11] Freeman,K.M.Overlapping Ownership along the Supply Chain[J].Journal of Financial and Quantitative Analysis,2021:1—55.
- [12] Chen,Y.,Li,Q.,Ng,J.,et al.Corporate Financing of Investment Opportunities in a World of Institutional Cross-Ownership[J].Journal of Corporate Finance,2021,69:102041.
- [13] Brooks,C.,Chen,Z.,Zeng,Y.Institutional Cross-Ownership and Corporate Strategy:The Case of Mergers and Acquisitions[J].Journal of Corporate Finance,2018,48:187—216.
- [14] He,J.J.,Huang,J.,Zhao,S.Internalizing Governance Externalities:The Role of Institutional Cross-Ownership[J].Journal of Financial Economics,2019,134(2):400—418.
- [15] Hart,O.D.On Shareholder Unanimity in Large Stock Market Economies[J].Econometrica:Journal of the Econometric Society,1979,47(5):1057—1083.
- [16] Hansen,R.G.,Lott,J.R.Externalities and Corporate Objectives in a World with Diversified Shareholder/Consumers[J].Journal of Financial and Quantitative Analysis,1996,31(1):43—68.
- [17] Azar,J.,Schmalz,M.C.,Tecu,I.Anticompetitive Effects of Common Ownership[J].The Journal of Finance,2018,73(4):1513—1565.
- [18] Rubinstein,A.,Yaari,M.E.The Competitive Stock Market as Cartel Maker:Some Examples[R].Suntory and Toyota International Centres for Economics and Related Disciplines,LSE,1983.
- [19] 于左,张容嘉,付红艳.交叉持股、共同股东与竞争企业合谋[J].经济研究,2021(10):172—188.
- [20] Antón,M.,Ederer,F.,Giné,M.,et al.Common Ownership,Competition, and Top Management Incentives[J].Journal of Political Economy,2023,131(5):1294—1355.
- [21] He,J.J.,Huang,J.Product Market Competition in a World of Cross-Ownership:Evidence from Institutional Blockholdings[J].The Review of Financial Studies,2017,30(8):674—2718.
- [22] 陈志斌,王诗雨.产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量[J].中国工业经济,2015(3):96—108.
- [23] 徐莉萍,辛宇,陈工孟.股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响[J].经济研究,2006(1):90—100.
- [24] 施新政,高文静,陆瑶,李蒙蒙.资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据[J].经济研究,2019(12):21—37.
- [25] 何婧,徐龙炳.产业资本向金融资本渗透的路径和影响——基于资本市场“举牌”的研究[J].财经研究,2012

- [26] Turcan, R. V. Entrepreneur-Venture Capitalist Relationships: Mitigating Post-Investment Dyadic Tensions[J]. *Venture Capital*, 2008, 10(3): 281—304.
- [27] 王斌, 宋春霞. 大股东股权质押、股权性质与盈余管理方式[J]. *华东经济管理*, 2015(8): 118—128.
- [28] 张伟华, 王斌, 宋春霞. 股东资源、实际控制与公司控制权争夺——基于雷士照明的案例研究[J]. *中国软科学*, 2016(10): 109—122.
- [29] 马红, 侯贵生, 王元月. 产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究[J]. *南开管理评论*, 2018(3): 46—53.
- [30] 徐璐, 叶光亮. 竞争政策与跨国最优技术授权策略[J]. *经济研究*, 2018(2): 95—108.

Institutional Cross Shareholdings and the Enterprise Market Power

WU Dingwen¹ WANG Hongjian^{2,3} XIAO Jun³

(1. *Institute of Financial & Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen 361005, China*; 2. *Key Laboratory of Data Science in Finance and Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China*; 3. *School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China*)

Abstract: Based on the highly concentrated equity structure in China's capital market, this paper explores the institutional cross shareholdings and its influence on the enterprise market power. The study reveals that institutional cross shareholdings in China's capital market can significantly enhance a company's market power, supporting the hypothesis of "collusion effects". Heterogeneity tests show that the higher the concentration of equity ownership, the stronger the collusion effects, with industrial capital cross shareholdings exhibiting a stronger collusion effect compared to financial capital. Mechanism tests indicate that companies with institutional cross shareholdings engage in upward manipulation of production costs to "rationalize" the increase in product prices. Economic consequences tests reveal that the collusion effects of institutional cross shareholdings weaken the implementation effectiveness of the Antitrust Law significantly. Based on the crucial feature of high equity concentration in China, this paper unveils the collusion effects of institutional cross shareholdings and clarifies its impact on the enterprise market power, thereby holding important policy implications for market supervision.

Key words: Institutional Major Shareholder; Cross Shareholdings; Collusion Effects; Enterprise Market Power; Antitrust Law

(责任编辑:胡浩志)