

共同机构所有权与客户集中度

杜勇 谭丽丽

(西南大学经济管理学院, 重庆 400716)

摘要: 高客户集中度加大了公司经营风险和供需链断裂可能性, 这显然不利于“国内国际双循环”发展格局的构建。本文利用2007—2021年中国上市公司数据, 从理论和实证上分析了共同机构所有权对公司客户集中度的影响。研究发现, 共同机构所有权通过提高公司议价能力和信息透明度来降低过高客户集中度, 且其联结程度越高、联盟数量越多, 降低效果越明显。进一步分析发现, 当企业主要客户出现业绩下滑或经营不善时, 共同机构所有权才会发挥协同监督效应以干预企业客户集中度, 且该效应的发挥在西部地区公司和非高新技术公司中更显著。本文为降低企业对单一大客户依赖程度、加强政府相关部门在企业客户资源配置优化管理方面的作用提供了政策启示。

关键词: 共同机构所有权; 机构投资者; 客户集中度; 风险分散; 公司绩效

Abstract: High customer concentration increases the operational risk and the likelihood of supply chain disruptions, which is obviously detrimental to the construction of the “domestic and international dual circulation” development paradigm. This paper theoretically and empirically analyzes the effects of common institutional ownership (CIO) on firms’ customer concentration, using the data of Chinese listed firms from 2007 to 2021. The paper finds that CIO reduces excessive customer concentration by enhancing firms’ bargaining power and information transparency, and the higher the association degree and the greater the number of alliances, the more significant the reduction effect. Further analysis reveals that CIO only exerts a synergistic supervisory effect to intervene in a firm’s customer concentration when the firm’s major customers experience performance decline or poor management, and this effect is more significant among companies located in the Western region and for non-high-tech companies. This paper provides policy insights for reducing enterprises’ dependence on single major customers and strengthening the role of relevant government departments in optimizing the management of enterprise customer resource allocation.

Key words: common institutional ownership, institutional investor, customer concentration, risk diversification, firm performance

作者简介: 杜勇(通讯作者), 管理学博士, 西南大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 资本市场与财务管理。谭丽丽, 女, 西南大学经济管理学院硕士生, 研究方向: 财务管理。

中图分类号: F272.3; C935 **文献标识码:** A

一、引言

“十四五”规划提出, “加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。“双循环”格局的构建高度依赖经济循环的流通, 尤其是供需链条流通。其中, 上市公司客户市场份额配置是保障供需链条流通的关键, 倘若其出现“故障”, 整个循环将被按下“暂停键”, 也势必影响资本市场发展。根据

中国研究数据服务平台统计, 自2015年起, 我国上市公司客户集中度逐年攀升, 到2021年平均前五大客户销售额占比达到34.23%, 表明在我国上市公司中普遍存在较高的客户集中度。

这一现象引起了学术界的高度关注, 学者们纷纷探讨过高客户集中度给公司带来的影响。一方面, 一旦主要客户出现财务危机甚至破产, 或主动更换供应商、内化生产等, 公司将面临过高现金流约束或重大财务损

失风险(王丹等, 2020; 李馨子等, 2019; 程敏英等, 2019), 如果没有替代客户, 将严重影响公司正常生产运营; 另一方面, 存在特定关系投资的高客户集中度公司, 面临着更高的经营风险。这是因为, 在“有限理性”假设下契约存在不完备性, 客户可能进行“敲竹杠”行为。由此可见, 过高客户集中度将加大供应链间的风险溢出效应。因此, 探寻降低高客户集中度的方法显得尤为重要。然而, 现有研究大多探讨客户集中度带来的经济后果, 很少对如何降低客户集中度展开研究。目前, 研究仅从城际高铁的开通(陈胜蓝和刘晓玲, 2020)、公司创新(李姝等, 2021)、审计委员会透明度的高低(轩文爽, 2022)等方面探讨了客户集中度的影响因素, 尚未考虑公司股权特征对客户集中度的影响, 特别是当前日益盛行的共同机构所有权对其产生的治理效应。

相较于普通机构投资者, 共同机构投资者因同时持有同行业多家企业股份而拥有得天独厚的协同与监督优势, 故从理论而言, 共同机构投资者很可能出于提升投资组合整体收益最大化目的而影响被持股公司客户市场份额的配置决策。然而, 现有文献对此还没有展开深入研究。尽管Freeman(2021)探究了共同所有权对供应链关系的影响, 但其研究建立在发达的资本市场情景下, 没有考虑到中国的现实情境, 且中国的文化制度与国外相差较大。此外, Freeman(2021)只是在普适意义上给出了一个“to be”或“not to be”式的答案, 并没有清楚刻画“to be”的条件。事实上, 基于经济人的理性假设, 当企业与客户保持正常往来且客户处于正常经营状态时, 共同机构投资者难以干预企业客户选择及其市场份额配置决策, 只有当客户行为或状态威胁到共同机构投资者所持企业业绩时, 共同机构所有权才会发挥效应以影响包括客户集中度在内的客户管理决策。因此, 共同机构所有权对公司客户集中度的干预机制究竟是什么? 当企业主要客户处于什么经营状况时, 共同机构投资者才会施加干预? 这些是当下值得深入研究的重要问题。

基于上述思考, 本文利用2007—2021年中国非金融上市公司数据, 探究了共同机构所有权对客户集中度的影响效应及其作用机制。研究发现: 共同机构所有权降

低了公司对主要客户的依赖程度, 且其联结程度越高、联盟数量越多, 降低效果越显著。在经过工具变量法、Heckman二阶段及PSM等多种内生性和稳健性检验后, 结论仍成立。机制检验的结果表明, 共同机构所有权对客户集中度存在协同效应和监督效应: 一方面, 共同机构所有权通过促进被持股公司间建立战略联盟来提高公司议价能力, 进而拓宽客户选择范围、降低客户集中度; 另一方面, 共同机构所有权通过监督公司提高信息透明度, 降低与潜在客户间的信息不对称程度, 进而增强客户合作意愿、降低客户集中度。条件识别检验发现, 当企业任一主要客户出现业绩下滑或经营不善现象时, 共同机构所有权将干预企业客户市场份额配置决策, 降低客户集中度。异质性分析发现, 共同机构所有权对高客户集中度的降低效果在注册地位于西部地区、属于非高新技术行业的公司中更明显。

与已有文献相比, 本文可能的边际贡献有: 第一, 基于共同机构所有权的视角丰富了客户集中度影响因素的研究。尽管监管部门高度关注上市公司的客户集中度情况, 并通过发函要求IPO公司提供客户详细信息以评估客户风险溢出大小¹, 试图降低过高集中度, 但学术界尚未展开深入研究。本文从公司社会网络的视角来探讨客户集中度的影响因素, 并深入探索共同机构所有权对企业客户集中度的干预条件, 得出的结论将为实践提供经验证据, 也为监管部门制定客户市场份额配置监管决策提供理论基础。第二, 从客户视角延伸了共同机构所有权的研究范畴。已有文献更多是从公司内部行为探讨共同机构所有权的经济后果或影响因素, 本文将共同机构所有权的经济后果沿供应链向后延伸, 为共同机构所有权发挥协同与监督效应提供了新证据。

二、理论分析与研究假说

(一)共同机构所有权对企业客户集中度的影响及机制

客户市场份额配置决策关乎公司命运。过高的客户集中度增加了上市公司的财务与经营风险(王丹等, 2020; 陈正林, 2016), 不利于其持续稳定发展(程敏英等, 2019)。社会网络理论中的联结强度理论认为, 经济特征相似的个体之间容易建立起强联结网络关系, 此网络中包含着某种信任与合作, 也伴随着知识和信息的流

通(Granovetter, 1973)。因此从理论上讲,同行业公司经营模式、客户市场份额配置决策等方面存在相似之处,很可能建立起强联结关系,实现合作与共享。但在内卷化竞争激烈的现实背景下,同行业公司间的竞争大于合作,怀疑大于信任,公司群体决策效率趋于降低。

而资本市场中新兴的所有权形式——共同机构所有权,拥有两个得天独厚的优势特征:第一,它是天然的信息交流场所。共同机构投资者为实现收益最大化目标将主动承担信息传送的责任,使被联结同行业公司能够通过这一特殊所有权形式,建立起战略联盟并进行经验信息的交流与共享(杜勇和马文龙, 2021)。第二,它能发挥信息规模效应。一方面,共同机构投资者在充当信息中介的过程中能获得丰富的行业信息;另一方面,由于同行业公司具有相似特征,共同机构投资者对一家公司信息的搜集方法与经验往往能移植到其他公司(Chen et al., 2021; Kang et al., 2018),由此降低了对其他公司的信息处理成本(Ramalingegowda et al., 2021)。由此可知,共同机构投资者恰好充当了联结中的“信息桥”角色,能助力被联结同行业公司重构信任、组建战略联盟并实现协作共享(Lewellen and Lowry, 2021; Yan, 2021)。同时,出于对“投资组合整体收益最大化”目标的追求,共同机构投资者有动机凭借其知晓行业共性与公司个性信息的优势,对被持股公司经营决策实施监督(Ling et al., 2021; 杜勇和胡红燕, 2022)。当被持股企业客户集中度较高时,共同机构所有权将出于分散供应链溢出风险的考虑,通过增加上市公司与下游企业相互选择的机会与意愿,来分散由于主要客户发生破产、供应商变换等事件而溢出的经营与财务风险,进而降低客户集中度。具体地,一是利用自身“信息桥”优势增强企业同客户谈判中的议价能力;二是利用规模效应优势监督被持股公司信息披露数量与质量。

1. 协同效应: 提升公司议价能力

高客户集中度公司在与大客户谈判的过程中地位较低,议价能力不足。共同机构所有权将发挥信息网络作用为被持股企业介绍更多客户,从而提升其议价能力,降低过高客户集中度。首先,共同机构投资者通过促进被持股同行业公司间强联结关系的构建和战略联盟的形

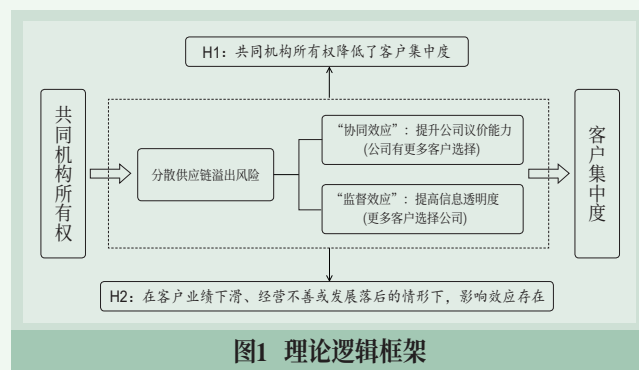
成(Lewellen and Lowry, 2021),使市场需求、客户特征等异质性私有信息交汇,增强了企业间的信息互补性,从而降低了信息不对称程度。这种信息网络的构建不仅增加了联盟企业间对同一客户信息的交流深度,还扩大了企业的客户选择广度,减轻了对单一或少数几个大客户的依赖,从而有助于降低客户集中度。其次,处于信息网络中心的共同机构投资者还可能同时持有供应链下游企业股份,为实现投资收益最大化,其可能直接为被持股供应商和客户企业“牵线搭桥”,协同两者建立合作关系,从而提升供应商企业对原主要客户的议价能力,降低客户集中度。

2. 监督效应: 提高公司信息透明度

除了公司自身是否有更多客户选择以外,潜在客户的合作意愿也是影响客户集中度的重要因素。公司披露信息数量与质量的降低意味着潜在客户可获取的信息减少,公司与潜在客户间的信息不对称程度加深,不利于买卖关系的建立(李姝等, 2021),导致客户集中度更高。因此,要降低过高客户集中度,解决公司信息透明度问题是一大思路。共同机构投资者为规避被持股公司高客户集中度带来的潜在风险以获得稳定收益,有动机对公司减少披露数量和降低披露质量的行为进行监督;同时,规模信息优势使其有能力进行监督(Ramalingegowda et al., 2021),通过提高公司信息透明度,增强潜在客户对公司客户管理理念的了解,从而加大合作可能性,客户集中度因此降低。

基于上述分析,共同机构所有权发挥“协同”与“监督”作用产生了分散供应链溢出风险效应(见图1),因此本文提出如下研究假设:

H1: 在其他条件不变的情况下,共同机构所有权降低了客户集中度。



(二)共同机构所有权影响企业客户集中度的条件

无论共同机构投资者如何发挥协同和监督效应以干预企业客户集中度，其都存在一个干预条件。当供应商企业的主要客户处于正常经营状态且与其保持合理往来时，共同机构投资者无理、无愿干涉供应商企业对客户的选择及客户分布结构决策。一是出于高客户转移成本的担忧(Ma et al., 2020)。转移客户一方面将发生建立新合作关系产生增量成本，包括对新客户的评估成本、对新需求的研究成本等，另一方面与旧客户发生的关系维护成本、时间成本及专有性投资等都将变成沉没成本。二是出于公司营运高成本与低效率的担忧(王丹等, 2020)。在现有供应链条合理的情况下，转移客户将大幅削弱供应链条稳定所带来的较低销售成本和较高运营效率优势，从而徒增企业经营压力。而当主要客户出现业绩下滑、经营不善等现象时，供应商企业将受到风险牵连，进而影响共同机构投资者的投资利益，其将利用自身优势对被持股供应商企业的客户及客户市场份额配置决策进行干预。这是因为，业绩下滑意味着客户企业现金流量减少，经营不善意味着客户企业市场占有率降低，从而导致其付现能力减弱、购货需求下降以及资本市场反馈变消极，进而使供应商企业面临现金流风险、未来收入风险以及经营风险，威胁企业盈余可持续性(程敏英等, 2019; 王宇等, 2022)。这显然不利于共同机构投资者实现投资目标，故共同机构所有权将发挥协同与监督效应去影响包括客户集中度在内的客户管理决策。由此，本文提出研究假设：

H2：在客户业绩下滑或经营不善的情形下，共同机构所有权将影响企业客户集中度。

三、研究设计

(一)数据来源

由于中国证监会在2007年开始要求上市公司披露其主要供销商情况²，本文选取2007—2021年中国A股上市公司作为研究对象，并按如下两个标准筛选样本：(1)剔除银行、基金、保险等具有金融特征的行业样本；(2)剔除存在数据缺失的样本，最终得到一个涵盖4306家公司、36876个面板观测值的样本。为修正异方差问题，本文利用“自举法”计算了公司层面聚类稳健标准误。

同时，为进一步避免极端异常值的影响，本文对除共同机构所有权(*CIO1*)以外的连续变量进行了前后1%的缩尾处理。本文利用CSMAR数据库季度数据手工整理共同机构所有权、共同机构所有权联结程度和共同机构所有权联盟数量三个年度指标，上市公司客户集中度数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)，其余指标数据均源于CSMAR数据库。

(二)变量定义

1.被解释变量

参照已有文献(薛爽等, 2018; 王雄元等, 2014)，本文将客户集中度*Cc*定义为焦点公司对客户公司的依赖程度，用来衡量上市公司在供销关系中的地位。其计算方法为前五大客户销售额除以年度总销售额，该值越大，表明焦点公司与主要客户的关系越密切、对其依赖程度越高。

2.解释变量

为全面刻画共同机构所有权特征，本文参照已有文献(He and Huang, 2017; 杜勇等, 2021)，构造了共同机构所有权、共同机构所有权联结程度和共同机构所有权联盟数量三个不同维度的年度指标。共同机构所有权(*CIO1*)为虚拟变量，若上市公司在任一季度拥有这样的机构投资者——持股5%及以上本公司股份的同时持有同行业其他公司不少于5%股份³，则称该公司在当年存在“共同机构所有权”，称该投资者为“共同机构投资者”，此时*CIO1*赋值为1，否则赋值为0。共同机构所有权联结程度(*CIO2*)衡量上市公司拥有的共同机构所有权数量，具体计算方法为： $\ln(\text{各季度公司存在的共同机构投资者数量和}/4+1)$ 。共同机构所有权联盟数量(*CIO3*)衡量了由各共同机构投资者横向连接形成的潜在同行业企业网络密度，具体计算方法为： $\ln(\text{上市公司各季度所有共同机构投资者持有的同行业上市公司数量和}/4+1)$ 。

3.控制变量

参照Freeman(2021)、陈胜蓝和刘晓玲(2020)、李姝等(2021)的研究，本文控制了可能会对客户集中程度产生影响的行业与上市公司特征变量，具体包括：(1)产品市场竞争度(*HHI*)，采用焦点公司年销售总额与行业年销售总额比值的平方和测度；(2)销售费用率(*Ser*)，采用公司销售费用与营业总收入的比值测度；(3)营业收入增长率

(SV)，采用公司当年营业收入较去年增长的比率测度；(4)公司年龄(Age)，采用公司成立年数的自然对数测度；(5)独立董事比例(Dep)，采用独立董事人数与公司总董事人数的比值测度。同时，本文还控制了年度和行业固定效应。

(三)模型设定

为检验假设H1中共同机构所有权与客户集中度之间的关系，本文建立如下回归模型：

$$Cc_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1CIO_{i,t}+\alpha_2CV_{i,t}+\sum_jInd_j+\sum_tYear_t+\varepsilon_{i,t}$$
 (1)

其中， $Cc_{i,t}$ 为第*i*家上市公司在第*t*年的客户集中度； $CIO_{i,t}$ 为本文的核心解释变量，包含了三个指标： $CIO1$ 、 $CIO2$ 和 $CIO3$ ，反映上市公司共同机构所有权的数量特征。如果回归系数 α_1 显著为负，则表明共同机构所有权可以降低焦点公司对主要客户的依赖，减少主要客户的风险溢出风险。 $CV_{i,t}$ 为行业和公司层面的控制变量， $Year_t$ 和 Ind_j 分别为年份与行业固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

(四)描述性统计

表1列示了主要变量的描述性统计结果。在样本观测期间内，上市公司客户集中度的均值为31.724%，标准差为22.874%，中位数为25.5%，与薛爽等(2018)的统计结果⁴基本一致。客户集中度的中位数小于均值，且最小值为1.05%，最大值为98.74%，表明我国不同上市公司对主要客户的依赖程度存在较大差异。共同机构所有权的均值为14.9%，表明中国资本市场上有14.9%的上市公司存在共同机构投资者。均值差异分析表明，在拥有共同机构所有权的上市公司中，客户集中度均值为31.55%，而

表1 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
Cc(%)	36876	31.724	25.5	1.05	98.74	22.874
CIO1	36876	0.149	0	0	1	0.356
CIO2	36876	0.094	0	0	1.012	0.236
CIO3	36876	0.193	0	0	2.78	0.522
HHI	36876	0.139	0.091	0.02	0.877	0.143
Ser	36876	0.014	0.002	0	0.228	0.034
SV	36876	0.199	0.116	-0.647	3.705	0.527
Age	36876	2.788	2.833	1.386	3.466	0.38
Dep	36876	0.375	0.333	0.3	0.571	0.054
变量	有共同机构所有权		无共同机构所有权		均值差异	
Cc	31.55		32.75		-1.203***	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下表同。

在尚未拥有共同机构所有权的上市公司中，客户集中度均值为32.75%，两者差异为-1.203%，在1%水平上显著。该统计结果初步支持假设H1。

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表2报告了基准回归结果。第(1)(3)(5)列为单变量回归，回归系数均在1%水平上显著。第(2)(4)(6)列加入了行业和公司层面控制变量，共同机构所有权变量(CIO)的回归系数分别约为-2.179、-3.599和-2.261，均在1%水平上显著为负。这表明，上市公司的共同机构所有权(CIO)每增加一个标准差，其对客户的依赖程度将分别降低0.034、0.037和0.052($\alpha_1 \times \widehat{S_{CIO}}/\widehat{S_{cc}}$)，说明我国共同机构所有权有效降低了上市公司客户集中度，即降低了上市公司对主要客户的依赖程度；并且共同机构所有权联结程度越高、联盟数量越多，降低效果越明显，假设H1得以验证。

(二)内生性检验处理

1.工具变量

如果存在遗漏的关键因素导致共同机构投资者更倾

表2 共同机构所有权与客户集中度：基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc
CIO1	-2.144*** (-2.629)	-2.179*** (-2.686)				
CIO2			-3.564*** (-2.725)	-3.599*** (-2.764)		
CIO3					-2.254*** (-3.926)	-2.261*** (-3.948)
HHI		8.089*** (3.425)		8.110*** (3.435)		8.100*** (3.434)
Ser		-48.381*** (-10.755)		-48.425*** (-10.762)		-48.287*** (-10.739)
SV		1.932*** (6.977)		1.915*** (6.918)		1.915*** (6.926)
Age		0.501 (0.574)		0.522 (0.597)		0.562 (0.646)
Dep		3.476 (0.752)		3.477 (0.753)		3.751 (0.815)
截距项	28.066*** (10.997)	22.484*** (6.094)	27.963*** (10.947)	22.329*** (6.049)	27.946*** (10.940)	22.120*** (6.004)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	36876	36876	36876	36876	36876	36876
调整R ²	0.126	0.135	0.126	0.135	0.127	0.136

注：括号内为t值，使用聚类稳健标准误。下表同。

向于持有更低客户集中度的上市公司股票，将给本文结论带来偏差。因此，为控制可能存在的遗漏变量，本文借鉴现有研究(杜勇等，2021)，选取共同机构所有权联盟数量的行业均值(*AVCIO3*)及其滞后项(*LagCIO3*)作为工具变量。理论上，上一年度共同机构所有权联盟数量及各行业均值可能影响机构投资者的选股决策，但并不会对公司客户集中度造成直接影响。在统计上，所选工具变量亦有效，检验结果如表3第(1)~(4)列所示：(1) Kleibergen-Paap rk LM统计量的*p*值小于0.01，表明工具变量与自变量强相关；(2) Kleibergen-Paap Wald *F*统计量值均大于所有临界值，说明模型不存在弱工具变量；(3) Hansen *J*统计量对应的*p*值均大于0.1，表明工具变量均为外生变量。

鉴于广义矩估计(GMM)在放宽“同方差不相关”假定下能得出最有效估计量，本文同时使用2SLS和GMM方法进行检验，共同机构所有权(*CIO2*、*CIO3*)的回归系数显著为负。这说明在缓解遗漏变量问题后，共同机构所有权依然能显著降低客户集中度，本文结论可靠。

2. Heckman二阶段

需要说明的是，资本市场上机构投资者对投资组合的选择可能并非随机，而是存在一定偏好与理念，这使其更倾向于持有具有某种特质的股票，因此，样本还可

能存在自选择问题。本文借鉴薛爽等(2018)的做法，采用Heckman二阶段模型解决该问题。具体而言，第一阶段，使用Probit回归模型检验上市公司滞后特征变量与当期共同机构所有权间的相关性，并将上述工具变量(*AVCIO3*和*LagCIO3*)作为排他性约束变量，由此计算出逆米尔斯比率(*IMR*)。第二阶段，将*IMR*作为控制变量代入模型(1)，进行重新回归。结果如表3第(5)(6)列所示，*IMR*的系数在对客户集中度的回归中没有统计显著性，说明模型不存在显著自选择偏差。控制这一不显著偏差后，共同机构所有权的回归系数均在1%水平上显著为负，本文结论稳健。

3. PSM-OLS

引起客户集中度高低的因素也并不总是随机，其或许受到企业自身特征的影响，如关系专有投资程度、企业规模、生产经营决策等，而这些很可能符合或偏离机构投资者投资者的投资偏好，成为共同机构所有权存在和发展规模的影响因素。因此，针对自选择偏差带来的内生性问题，本文采用倾向得分匹配法(PSM)进行检验。首先根据上市公司是否拥有共同机构所有权对全样本分组，然后以前文所述的控制变量作为协变量，分别采用一对一最近邻匹配、一对四最近邻匹配和半径卡尺匹配方法为实验组寻找具有相似特征的对照组，最后将匹配后的两组数据进行OLS回归。结果如表4所示，在三种匹配方法中，客户集中度的平均处理效应(ATT)分别约为-1.98、-2.05和-1.98，均在1%水平上显著。这说明相较于与存在

表3 共同机构所有权与客户集中度：工具变量和Heckman二阶段						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc
<i>CIO2</i>	-6.433*** (-10.023)		-6.440*** (-10.035)		-5.194*** (-2.585)	
<i>CIO3</i>		-2.730*** (-10.097)		-2.732*** (-10.106)		-4.339*** (-7.407)
<i>IMR</i>					0.485 (0.809)	-0.532 (-0.956)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	19.533*** (10.898)	19.417*** (10.847)	19.551*** (10.908)	19.433*** (10.856)	37.627*** (8.689)	39.051*** (8.987)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	32058	32058	32058	32058	32058	32058
调整R ²	0.139	0.141	0.139	0.141		
Kleibergen-Paap rk LM	4017.610 (<i>p</i> =0.0000)	2508.063 (<i>p</i> =0.0000)	4017.610 (<i>p</i> =0.0000)	2508.063 (<i>p</i> =0.0000)		
Kleibergen-Paap rk Wald F	4665.427	7357.424	4665.427	7357.424		
Hansen J	2.206 (<i>p</i> =0.1375)	2.101 (<i>p</i> =0.1472)	2.206 (<i>p</i> =0.1375)	2.101 (<i>p</i> =0.1472)		

注：限于篇幅，此表省略了控制变量。下表同。

表4 所有权与客户集中度：PSM-OLS						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc
<i>CIO2</i>	-3.625*** (-5.498)		-3.571*** (-6.750)		-3.572*** (-7.183)	
<i>CIO3</i>		-2.357*** (-8.294)		-2.285*** (-9.738)		-2.247*** (-10.093)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	32.318*** (7.227)	31.904*** (7.144)	24.513*** (8.441)	24.213*** (8.345)	22.470*** (14.073)	22.259*** (13.952)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9447	9447	19272	19272	36512	36512
调整R ²	0.183	0.187	0.160	0.162	0.134	0.135
ATT	差异=-1.978*** <i>t</i> =-3.93		差异=-2.052*** <i>t</i> =-5.02		差异=-1.983*** <i>t</i> =-5.33	

注：各协变量的平衡性检验均已通过，其标准化偏差的*t*值基本不显著，这说明实验组与对照组间已无明显差异，协变量的选择是恰当的，匹配结果可靠。

共同机构所有权特征相似的其他上市公司而言，存在共同机构所有权的公司的客户集中度至少比其低1.98个百分点。此外，匹配后的估计结果与原基准回归结论一致，说明在一定程度上消除了自选择偏差问题后，原结论依旧成立。

4. T+4期被解释变量

基准回归模型可能存在双向因果问题，即共同机构所有权与客户集中度之间的关系可能是因较低的客户集中度吸引了机构投资者。这是因为机构投资者偏好稳定性，倾向于避免供应链风险，更青睐低客户依赖的

公司。为处理这一内生性问题，本文将被解释变量滞后一期，代入模型(1)重新回归。结果如表5所示，CIO2和CIO3对滞后一期客户集中度的系数在1%水平上显著为负，可见在一定程度消除双向因果导致的内生性问题后，本文结论仍成立。此外，滞后4期被解释变量后的回归结果表明，共同机构所有权联盟数量对客户集中度具有显著长期降低效应，但共同机构所有权联结程度发挥的效应将在第四期开始逐渐消失，不具有长期性。

(三)稳健性检验

1. 替换变量

本文借鉴王佳和梁锦锦(2022)的研究，以连续3年前五大客户销售比的均值重新衡量客户集中度(Cc_3y)，替换被解释变量。此外，为全面考察中国资本市场上发挥协同监督作用的共同机构所有权，本文以3%的门槛重新界定共同机构所有权并构建指标CIO1_3、CIO2_3和CIO3_3，替换解释变量。将替换变量分别代入模型(1)重新回归，结果如表6第(1)~(6)列所示，共同机构所有权对客户集中度的系数仍显著为负，本文结论稳健。

2. 新增控制变量

一个潜在的可能是，企业客户集中度的降低不是“机构投资者网络”在发挥作用，而是“供应链网

表5 共同机构所有权与客户集中度：T+4期被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	F1cc	F1cc	F2cc	F2cc	F3cc	F3cc	F4cc	F4cc
CIO2	-3.666*** (-2.717)		-3.088** (-2.162)		-2.564* (-1.703)		-2.575 (-1.613)	
CIO3		-2.349*** (-4.031)		-2.231*** (-3.448)		-2.087*** (-2.972)		-2.125*** (-2.832)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
截距项	19.776*** (5.209)	19.521*** (5.154)	17.973*** (4.631)	17.696*** (4.568)	18.098*** (4.558)	17.809*** (4.494)	19.575*** (4.806)	19.281*** (4.741)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	32058	32058	28285	28285	24823	24823	21466	21466
调整R ²	0.134	0.136	0.133	0.134	0.127	0.129	0.120	0.121

表6 稳健性检验

变量	替换被解释变量			替换解释变量			增加控制变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Cc_3y	Cc_3y	Cc_3y	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc	Cc
CIO1	-2.2755*** (-2.6629)						-1.9037*** (-2.6858)		
CIO2		-3.6400*** (-2.6567)						-3.5046*** (-3.2761)	
CIO3			-2.3442*** (-3.9812)						-2.4734*** (-5.2570)
CIO1_3				-2.7186*** (-4.8465)					
CIO2_3					-4.0891*** (-4.2859)				
CIO3_3						-2.3686*** (-5.9708)			
SCC							13.0320*** (10.8397)	12.8937*** (10.7118)	12.5301*** (10.4022)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
截距项	18.1304*** (4.4673)	18.0214*** (4.4390)	17.7215*** (4.3757)	22.6918*** (6.1532)	22.3293*** (6.0524)	22.0578*** (5.9938)	12.8769** (2.5155)	12.7295** (2.4862)	12.6466** (2.4723)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	27909	27909	27909	36876	36876	36876	7860	7860	7860
调整R ²	0.1555	0.1557	0.1575	0.1360	0.1361	0.1379	0.1869	0.1873	0.1890

络”。企业越处于供应链网络中心位置，越能与更多供应链企业建立联系(于明洋等，2022)，从而能够更高效地获取潜在客户信息以影响其客户集中度(Cui et al.，2018；史金艳等，2019)。而焦点企业供应链网络中心度的高低又很可能决定了其得到机构投资者青睐的程度，从而也对“机构投资者网络”存在显著影响。

为排除这一潜在逻辑关系，本文引入供应链网络中心度(SCC)这一混淆变量作为控制变量，并参考El-Khatib et al.(2015)、黄宏斌等(2023)的做法构建指标：(1)通过CNRDS查找A股上市公司2007—2021年各年度前五大供应商与客户的名称；(2)通过Python在企查查网站中搜索企业统一社会信用代码；(3)在Excel中分年度建立“节点企业—主要供应商(客户)统一社会信用代码”关系列表，并分别将其导入creatpajek软件转化为网络形式；(4)利用Pajek软件计算供应链网络中与各企业存在直接联系的节点企业数量。供应链网络中心度(SCC)为与节点企业建立直接联系的网络节点数/(整个供应链网络的节点总数-1)。表6第(7)~(9)列的结果显示，即便考虑了供应链网络中心度，共同机构所有权对客户集中度的负向影响仍在1%水平上显著，证实了原始结论的稳健性。

五、机制检验

(一)提升公司议价能力

共同机构所有权将发挥信息网络作用，一方面促进被持股同行业企业间共享客户信息，拓宽企业客户合作

视野；另一方面协同被持股供应链企业建立合作关系，提升供应商企业对原主要客户的议价能力，从而降低客户集中度。为检验这一机制的合理性，本文参考现有研究(黄贤环等，2022)，使用议价能力(BP)进行中介效应检验，具体计算为“(应收账款净额+应收票据净额-预收账款)/营业总收入”。该指标数值越大，焦点公司议价能力越弱。检验结果如表7所示，第二步中共同机构所有权对企业议价能力的系数在1%水平上显著为负，第三步中议价能力对客户集中度的系数均显著为正。这说明议价能力发挥了中介作用，共同机构所有权通过提升公司议价能力降低了其客户集中度。

(二)提高公司信息透明度

客户集中度的高低是供应商与客户双向选择的结果，因此，降低过高客户集中度不仅取决于供应商公司的客户选择范围，也取决于潜在客户同供应商公司的合作意愿。而上市公司对外披露的信息往往传递了其客户管理理念，有利于降低公司与潜在客户之间的信息不对称程度，从而一定程度上提高潜在客户的合作意愿。恰好共同机构所有权可以利用其得天独厚的监督优势对公司减少披露数量和降低披露质量的行为进行监督，从而提高公司信息透明度，进而提升潜在客户合作意愿、降低客户集中度。

因此，本文将是否披露客户及消费者权益保护(IT)这一虚拟变量作为中介变量进行检验，如果企业独立或随年报披露的社会责任报告中披露了“客户及消费者权益保护”事项，则取值为1，否则为0。回归结果如表8所

表7 “协同效应”机制检验：提升议价能力

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cc	BP	Cc	Cc	BP	Cc
CIO2	-3.5836*** (-2.7530)	-0.0459*** (-3.7308)	-2.8454** (-2.2746)			
CIO3				-2.2503*** (-3.9366)	-0.0281*** (-4.9348)	-1.8014*** (-3.2719)
BP			16.0805*** (17.3223)			15.9938*** (17.2172)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	22.6863*** (6.1322)	0.1561*** (3.8823)	20.1766*** (5.6222)	22.4782*** (6.0883)	0.1536*** (3.8236)	20.0216*** (5.5886)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	36728	36728	36728	36728	36728	36728
调整R ²	0.1352	0.2998	0.1705	0.1365	0.3007	0.1713

表8 “监督效应”机制检验：提高信息透明度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Cc	IT	Cc	Cc	IT	Cc
CIO2	-3.5836*** (-2.7530)	0.1721*** (7.7169)	-2.8152** (-2.1968)			
CIO3				-2.2503*** (-3.9366)	0.0881*** (9.3745)	-1.8635*** (-3.3198)
IT			-4.4653*** (-9.0297)			-4.3887*** (-8.8871)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	22.6863*** (6.1322)	0.1389* (1.9369)	23.3066*** (6.4154)	22.4782*** (6.0883)	0.1439** (2.0120)	23.1098*** (6.3697)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	36728	36728	36728	36728	36728	36728
调整R ²	0.1352	0.1204	0.1436	0.1365	0.1222	0.1445

示，第(2)(5)列中共同机构所有权(CIO)与信息透明度(IT)的系数在1%水平上显著为正；第(3)(6)列中同时纳入解释变量与中介变量，两者的系数均为负，且具统计显著性，说明该机制成立。

六、条件识别

如理论分析所述，共同机构所有权对被持股企业的客户选择及客户市场份额配置决策的干预并非盲目，而是存在干预条件。当被持股企业与其大客户保持正常往来且大客户处于正常经营状态时，共同机构所有权干预企业客户市场份额配置决策并无必要也不明智。而当主要客户存在较大经营风险，如出现业绩下滑、经营不善等现象时，共同机构所有权会出于追求投资组合整体收益最大化的考虑，利用其与生俱来的协同与监督优势降低被持股企业客户集中度，以降低被持股企业的供应链溢出风险。

(一)主要客户业绩下滑

本文借鉴阳镇等(2021)对业绩下滑测度的思路，采用客户当年营业总收入增长率与前三年平均值的差值反映企业业绩变动情况，差值小于0则代表业绩下滑。在此基

表9 条件识别检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Cc	Cc	Cc	Cc
CIO2×BD	-31.587*** (-3.195)			
CIO3×BD		-14.386*** (-2.595)		
CIO2×PM			-20.483*** (-3.281)	
CIO3×PM				-8.238** (-2.557)
CIO2	29.192*** (2.807)		0.830 (0.230)	
CIO3		12.300** (2.092)		-0.699 (-0.395)
BD	1.721 (0.591)	1.018 (0.350)		
PM			-1.910 (-0.928)	-2.285 (-1.117)
控制变量	是	是	是	是
截距项	31.331** (2.337)	31.684** (2.363)	32.717** (2.469)	32.632** (2.461)
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
样本量	1852	1852	1852	1852
调整R ²	0.184	0.184	0.185	0.185

础上构建客户业绩是否下滑指标(BD)，该指标为虚拟变量，当企业前五大客户中至少一位存在业绩下滑现象，则将指标赋值为1，否则赋值为0。将交乘项(CIO×BD)代入模型(1)中进行回归检验，结果如表9第(1)(2)列所示，交乘项的系数分别约为-31.587和-14.386，均在1%水平上显著。

(二)主要客户经营不善

本文参考杨广青等(2020)的做法构建虚拟变量客户是否经营不善(PM)，当焦点公司前五大客户中任一客户净利润增长率小于行业均值时，取值为1，否则为0。回归结果如表9第(3)(4)列所示，交乘项(CIO×PM)的回归系数均显著为负。

上述结果表明，当被持股企业任一大客户出现业绩下滑或经营不善现象时，共同机构所有权将发挥协同监督效应降低其客户集中度，假设H2成立。

七、异质性分析

(一)区域异质性

西部地区发展相对落后，交通便利性略低，导致跨地区合作的交易成本偏高，因此公司更依赖同地区少数

表10 异质性分析				
变量	区域异质性检验		公司异质性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Cc	Cc	Cc	Cc
CIO2_Region	2.482** (2.294)			
CIO3_Region		1.198** (2.473)		
CIO2_Hi-tech			5.125*** (5.041)	
CIO3_Hi-tech				3.378*** (7.598)
Region	-0.758*** (-2.760)	-0.768*** (-2.826)		
Hi-tech			2.221*** (7.021)	1.977*** (6.296)
CIO2	-5.297*** (-5.712)		-5.243*** (-8.499)	
CIO3		-3.091*** (-7.441)		-3.527*** (-12.815)
控制变量	是	是	是	是
截距项	22.732*** (14.262)	22.519*** (14.141)	21.892*** (13.765)	21.691*** (13.650)
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
样本量	36876	36876	36876	36876
调整R ²	0.135	0.136	0.137	0.139

客户，从而产生了客户集中度过高现象。而共同机构所有权的存在能拓宽公司异地优质客户选择视野，如果与异地客户合作的净收益更高，在成本效益原则下，西部被持股公司很可能选择与这些客户建立合作关系，从而降低客户集中度。

为检验区域发展水平的影响，本文构建虚拟变量 *Region*，当上市公司注册地位于东部沿海地区时取值为1，位于西部地区时取值为0。回归结果如表10第(1)(2)列所示，交乘项(*CIO*×*Region*)的回归系数分别约为2.482和1.198，均在5%水平上显著。这说明当上市公司位于西部地区时，共同机构所有权对客户集中度的降低作用更显著。

(二)公司异质性

高新技术公司技术先进，员工创新素养强。而相对于高新技术公司而言，市场对非高新技术公司的创新要求不高，加之其创新成本、风险和创新溢出更高，非高新技术公司不愿也不敢创新，由此导致其无法满足多样化客户需求，对少数客户产生了过度依赖(李姝等，2021)。共同机构投资者同时持有同行业多家公司，有能力发挥协同效应，在促进被持股同行业公司间交流创新信息的同时，促进创新溢出效应的内化(Kostovetsky and Manconi, 2020)，从而提高被持股公司创新意愿与能力，这对于非高新技术公司创新而言意义重大。因此，预期共同机构所有权对客户集中度的影响会在非高新技术公司中更显著。

本文参考雷根强和郭玥(2018)的研究，构建虚拟变量 *Hi-tech*，当公司对应行业代码为C27、C35、C37、C38、C39和C40时，取值为1，否则为0。表10第(3)(4)列的回归结果表明，共同机构所有权对非高新技术公司客户集中度的降低效果更显著。

八、结论与建议

本文考察了共同机构所有权对客户集中度的影响，发现：(1)共同机构所有权降低了客户集中度，且其联结程度越高、联盟数量越多，降低效果更显著；(2)机制检

验表明，共同机构所有权通过发挥协同监督效应来提升公司议价能力和信息透明度，从而降低客户集中度；(3)进一步研究表明，只有当被持股企业主要客户出现业绩下滑或经营不善时，共同机构投资者才会对其客户集中度实施干预，且干预效果在注册地位于西部地区或属于非高新技术行业的企业中更为显著。

基于上述研究结论，本文针对如何合理利用共同机构所有权降低过高客户集中度提出建议：

第一，上市公司应重视共同机构投资者对企业经营发展的积极影响。在买方市场中，谁掌握的客户资源越多，谁就掌握了需求流量密码。共同机构所有权能促进被持股公司间分享客户资源，从而降低客户集中度。因此，上市公司，特别是位于西部地区的非高新技术公司，应积极引入共同机构所有权这一特殊所有权形式，积极利用其信息网络作用，探索新的业务机会和合作伙伴，实现客户资源的多元化。

第二，共同机构投资者在追求其自身利益的同时，也要充分体现其社会价值。共同机构所有权有利于保障供需链条的循环流通，因此，共同机构投资者应充分凭借“信息枢纽”和“规模效应”的优势特征，协同被持股公司建立战略联盟，实现多方共赢。

第三，政府相关部门应充分认识到共同机构所有权在优化客户资源配置、增强供应链与产业链韧性方面所发挥的作用。共同机构所有权通过提高企业客户资源配置的效率，在一定程度上促进了供应链前后端供需的动态平衡。特别是对于西部地区的企业，共同机构所有权的正面影响尤为显著，这对于促进中西部产业梯度转移格局的构建及供应链与产业链韧性的增强具有重要意义。因此，在构建新发展格局、维护我国产业链与供应链稳定性和完整性的过程中，相关部门应考虑适当引入共同机构所有权。

[基金项目：国家自然科学基金面上项目“机构共同持股下的实体经济影子银行化同群效应：表征识别、驱动机理与经济后果”(项目编号：72072146)、中央高校基本科研业务费专项资金项目“共同分析师、生产网络与企业数字化转型”(项目编号：SWU2209217)、西南大学创新研究2035先导计划“乡村振兴与金融创新”(项目编号：SWUPilotPlan026)]

注释

1. 监管部门高度关注上市公司的客户集中度情况，并通过发函要求公司提供客户详细信息以评估客户风险溢出大小。如通达创智

(厦门)股份有限公司于2022年2月18日收到深圳证券交易所关于其首次公开发行股票申请文件的反馈意见,要求对“高客户集中度”问题做出书面回复:(1)客户集中度高的原因及合理性、是否符合行业特点;(2)与前五大客户合作稳定性和可持续性,是否构成重大依赖,与前五大客户的合作是否存在排他性条款,是否影响发行人业务独立性。

2. 中国证监会在2007年修订的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号<年度报告的内容与格式>》中首次要求:公司应该披露主要供应商、客户情况,介绍公司向前五名供应商合计

的采购金额占年度采购总额的比例、前五名客户销售额合计占公司销售总额的比例。

3. 本文以5%作为构建共同机构所有权门槛的原因是:一方面,包括《中华人民共和国证券法》(2019年修订)第51条、63条等在内的法律法规将持股5%作为识别重要股东的标准;另一方面,现有研究通常将5%及以上作为识别共同机构所有权的标准。

4. 薛爽等(2018)的描述性统计结果显示,2010—2016年客户集中度的均值约为30.0%,标准差为22.1%。

参考文献:

- [1] 陈胜蓝,刘晓玲.中国城际高铁与银行贷款成本——基于客户集中度风险的视角[J].经济学(季刊),2020,20(5):173-192.
- [2] 陈正林.客户集中、政府干预与公司风险[J].会计研究,2016,(11):23-29+95.
- [3] 程敏英,郑诗佳,刘骏.供应商/客户集中度与企业盈余持续性:保险抑或风险[J].审计与经济研究,2019,34(4):75-86.
- [4] 杜勇,胡红燕.机构共同持股与企业财务重述[J].证券市场导报,2022,(2):67-79.
- [5] 杜勇,马文龙.机构共同持股与企业全要素生产率[J].上海财经大学学报,2021,23(5):81-95.
- [6] 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.
- [7] 黄宏斌,张玥杨,孙雅妮.供应网络位置能促进企业间协同创新吗?[J].证券市场导报,2023,(6):3-14.
- [8] 黄贤环,贾敏,王瑶.产业链中的话语权与非金融企业金融投资——基于产业链中商业信用水平的视角[J].会计研究,2022,(5):118-130.
- [9] 雷根强,郭玥.高新技术企业被认定后企业创新能力提升了吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].财政研究,2018,(9):32-47.
- [10] 李姝,李丹,田马飞,杜亚光.技术创新降低了企业对大客户的依赖吗[J].南开管理评论,2021,24(5):26-39.
- [11] 李馨子,牛煜皓,张广玉.客户集中度影响企业的金融投资吗?[J].会计研究,2019,(9):65-70.
- [12] 史金艳,杨健亨,李延喜等.牵一发而动全身:供应网络位置、经营风险与公司绩效[J].中国工业经济,2019,378(9):136-154.
- [13] 王丹,李丹,李欢.客户集中度与企业投资效率[J].会计研究,2020,(1):110-125.
- [14] 王佳,梁锦锦.企业绿色创新投资的平滑机制研究——基于供应链集成的调节作用[J].会计之友,2022,(2):76-84.
- [15] 王雄元,王鹏,张金萍.客户集中度与审计费用:客户风险抑或供应链整合[J].审计研究,2014,(6):72-82.
- [16] 王宇,赵宇亮,张东源.客户集中度对企业避税的影响机制研究——来自中国上市公司的实证分析[J].中国软科学,2022,379(7):118-128.
- [17] 轩文爽.审计委员会透明度与供应商/客户关系型交易[J].审计与经济研究,2022,37(5):65-74.
- [18] 薛爽,耀友福,王雪方.供应链集中度与审计意见购买[J].会计研究,2018,(8):57-64.
- [19] 阳镇,陈劲,李井林.业绩下滑与企业创新投入——基于战略决策情境机制的再检验[J].研究与发展管理,2021,33(3):137-148.
- [20] 杨广青,杜亚飞,刘韵哲.企业经营绩效、媒体关注与环境信息披露[J].经济管理,2020,42(3):55-72.
- [21] 于明洋,吕可夫,阮永平.供应链网络位置与企业竞争地位[J].系统工程理论与实践,2022,42(7):1796-1810.
- [22] Chen Y Y, Li Q Y, Ng J, et al. Corporate financing of investment opportunities in a world of institutional cross-ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 102041.
- [23] Cui V, Yang H, Vertinsky I. Attacking your partners: strategic alliances and competition between partners in product markets[J]. Strategic Management Journal, 2018, 39(12): 3116-3139.
- [24] El-Khatib R, Fogel K, Jandik T. CEO network centrality and merger performance[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116(2): 349-382.
- [25] Freeman K. Overlapping ownership along the supply chain[J]. Kelley School of Business Research Paper, 2021: 16-84.
- [26] Granovetter M S. The strength of weak ties[J]. American Journal of Sociology, 1973, 78(6): 1360-1380.
- [27] He J J, Huang J. Product market competition in a world of cross-ownership: evidence from institutional blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(8): 2674-2718.
- [28] Kang J K, Luo J, Na H S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors?[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 128(3): 576-602.
- [29] Kostovetsky L, Manconi A. Common institutional ownership and diffusion of innovation[R]. SSRN Working Paper, 2020.
- [30] Lewellen K, Lowry M. Does common ownership really increase firm coordination?[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 141(1): 322-344.
- [31] Ling D C, Wang C Y, Zhou T Y. Institutional common ownership and firm value: evidence from real estate investment trusts[J]. Real Estate Economics, 2021, 49(1): 187-223.
- [32] Ma X F, Wang W M, Wu J G, et al. Corporate customer concentration and stock price crash risk[J]. Journal of Banking & Finance, 2020, 119: 105903.
- [33] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(1): 208-241.
- [34] Yan S Y. Do common owners influence corporate social responsibility? firm-level evidence from China[J]. China Journal of Accounting Research, 2021, 14(3): 315-339.

(责任编辑:邹威)