

机构共同持股与企业全要素生产率

杜勇, 马文龙

(西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 企业全要素生产率既是衡量微观企业绩效的核心指标,也是衡量经济高质量发展的关键指标之一。文章以2007-2019年A股上市公司为研究对象,从是否存在机构共同持股、同行业联结程度和机构共同持股比例三个维度,探索机构共同持股对企业全要素生产率的影响。研究发现,机构共同持股能够提高企业全要素生产率;其联结程度和持股比例越高,越有利于提高企业全要素生产率。机构共同持股能够促进企业研发投入,降低代理成本,在资本市场中扮演治理角色;在国有企业、内部治理水平较高的企业中,机构共同持股更能提升企业全要素生产率,该结论在工具变量、安慰剂检验等稳健性检验后依然成立。文章从机构共同持股角度出发,探讨这一新兴所有权模式对公司治理及企业全要素生产率的影响,对促进资本市场健康发展和经济高质量发展具有重要意义。

关键词: 机构共同持股;企业全要素生产率;研发投入;代理成本

中图分类号: F275; F832.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)05-0081-15

一、引言

党的十九大报告提出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,同时明确了提升全要素生产率的紧迫性。经济发展要从追求增长速度向创新、协调、绿色、开放、共享集约式目标转变,逐步实现经济高质量发展目标,而在此阶段最重要的影响因素是企业能否持续提高全要素生产率(刘志彪和凌永辉, 2020)。在企业全要素生产率的影响因素方面,目前学术界认为主要包括宏观经济政策不确定性和微观要素投入等,即企业全要素生产率的提高需要市场科学有效地配置要素和资源(龚关和胡关亮, 2013),加快技术进步,提高创新能力(王杰和刘斌, 2014),进而对企业运行过程中的闲置要素进行再分配和利用,更科学地配置生产要素,助力企业提质增效。虽然已有文献已经探讨机构投资者对企业全要素生产率的影响(于成永和李昊翔, 2020; 王瑶和郭泽光, 2021),但研究视角仅从机构投资者持股行为及比例出发,忽视了由共同机构投资者^①持股多家企业形成的同群效应,而企业间形成网络联结势必会影响企业的要素投入。据统计,1980年至2014年,美国资本市场中与同行业公司拥有共同机构大股东(持股比例

收稿日期: 2021-03-31

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企业影子银行化同群效应: 表征识别、驱动机理与经济后果”(72072146); 西南大学人文社会科学校级研究项目重大培育项目“新常态下正式与非正式制度性因素对公司亏损逆转稳定性的影响研究”(SWU1909031); 重庆市研究生科研创新项目“连锁股东对企业创新的影响研究”(CYS20082)。

作者简介: 杜勇(1977—),男,湖北麻城人,西南大学经济管理学院教授、博士生导师;
马文龙(1996—),男,山东济南人,西南大学经济管理学院硕士研究生。

^①共同机构投资者是指在同行业持有多家上市公司重大股权的机构投资者,本文参照已有研究,将重大股权界定为季度上机构投资者在同行业上市公司持股比例超过5%的情形(He和Huang, 2017; Chen等, 2018)。

超过5%)的上市公司比例从不足10%跃升至约60%(He和Huang, 2017)。近年来,我国A股市场散户不断减少,机构持股现象不断增多,2020年机构投资者在A股自由流通市值中持股比例已高达48%。同时机构投资者持股同行业多家企业的现象也不断增多,逐渐成为一个广泛的和重要的经济现象(He和Huang, 2017)。

机构共同持股是指机构投资者持有同一行业中多家上市公司股权(He和Huang, 2017; Chen等, 2018)。相较于一般机构投资者,机构共同持股能够弥补单一机构投资者持股的不足,其信息优势和管理经验带来的行业协同和监督治理效应也会影响被共同持股企业的经营发展。已有文献指出,共同机构投资者能够从多家同行公司的治理水平改善中获益,因此更愿意通过参与议案投票来显著降低同行公司之间的竞争,从而产生正外部性(Azar等, 2018),以有效缓解高管与股东之间的代理矛盾(He和Huang, 2017)。与此同时,机构共同持股这一新兴的所有权模式,让机构投资者拥有更充分的行业信息和更丰富的管理经验,这种优势不仅有助于发现企业资源配置方面的不足,而且能够更有效地实施监督,改善上市公司盈余信息质量(杜勇等, 2021)。当共同机构投资者持股多家企业时,可以使企业交流更加频繁紧密,话语权也随着其持股比例的提高而增大,从而便于积极协调同行业企业间的不当竞争和冲突。在机构共同持股同行业企业形成同群效应的背景下,机构共同持股会强化其协同治理作用,有利于其积极主动参与公司治理,以此来维护中小股东的利益,从而有效遏制出现个别股东“搭便车”的行为(Pound, 1988),最终有助于提升企业经营管理水平,增强企业综合竞争力。值得注意的是,机构共同持股也存在合谋获利效应,出于风险分散倾向,追逐行业红利,规避个股对总投资收益的影响,致使共同机构投资者持股同行业多家企业,因其持股较为集中,利益博弈增加,导致市场短期波动加大,市场风险上升。此时,共同机构投资者持股会给企业带来无效监督甚至负面监督(Pound, 1988),即共同机构投资者为了一己私利,可能会发生与管理层合谋的风险规避行为,而出现侵占其他股东利益的情况。“无效监督假说”中提到:由于机构投资者不愿付出过高成本去干预公司或倾向于选择投资治理水平较高的企业,而对公司治理无显著影响。此情景下的共同机构投资者如果出现负面监督行为,不仅会影响一家企业,还可能会波及同行业其他多家企业,其持股比例越高,其负面影响可能越大。

现有相关研究将机构投资者持股的公司组合中的个体公司视为互相独立的研究对象,仅强调机构投资者持股比例在单个企业的全要素生产率方面发挥了作用,而没有识别因机构共同持股建立的企业网络对被持股企业全要素生产率可能产生的影响。鉴于此,本文的研究问题是:共同机构投资者持股能否提高企业全要素生产率?机构共同持股、同行业联结程度和机构共同持股比例是否会对企业全要素生产率产生影响?其影响机理是怎样的?对此,本文以2007-2019年A股上市公司为研究对象,从是否存在机构共同持股、同行业联结程度和共同持股比例三个维度,探索机构共同持股对企业全要素生产率的影响。研究发现:机构共同持股能够提高企业全要素生产率;其联结程度和持股比例越高,对企业全要素生产率提升作用越强;机构共同持股促进了企业研发投入,降低了代理成本。经过工具变量、安慰剂检验、更换被解释变量、改变机构共同持股的界定门槛等七方面的稳健性检验之后,该结论依然成立。

本文的研究贡献主要体现在以下三方面:第一,为企业高质量发展的影响因素研究提供新视角。已有研究将机构投资者视为独立的决策个体(于成永和李昊翔, 2020; 王瑶和郭泽光, 2021),忽视了由机构共同持股下多家企业之间的行业同群效应,本文聚焦机构共同持股行为,提供的证据表明借助共同机构投资者的信息优势和行业经验,能够通过加大企业创新投入和降低代理成本两条路径来协调企业资源配置,在资本市场中扮演治理角色,扩充了企业全要素生产率的运用情景,丰富了现有文献有关同行业公司之间相互作用对全要素生产率产生影响

的相关研究。第二,丰富机构共同持股产生的经济后果相关文献。虽然企业通过共同机构投资者与其他企业形成联系的经济现象越来越普遍,但现有研究主要围绕西方发达资本市场展开,对于中国新兴市场,机构共同持股的作用机制有待进一步深入探讨。相较于单一机构投资者持股,共同机构投资者可能对企业的影响更直接、更深入,探讨机构共同持股的经济影响具有更强的现实意义。本文从是否存在机构共同持股、同行业联结程度和机构共同持股比例三个维度丰富了机构共同持股的内涵逻辑,基于企业全要素生产率这一重要的战略视角认识机构共同持股的作用,为验证机构共同持股产生的经济效应提供了新的证据支持,验证了机构共同持股的治理作用,发现共同机构投资者持股可以促进企业全要素生产率的提升。第三,为我国政府部门监管市场、制定政策提供经验借鉴。研究表明,机构共同持股背景下能够提高企业全要素生产率,应充分发挥共同机构投资者持股的优势,保障机构共同持股的可持续性,逐步提高共同机构投资者持股比例;同时,加强监管和绩效考核,进一步规范市场,引导机构共同持股在新一轮国有企业混合所有制改革中发挥作用,激发国有企业发展活力,借助资本市场中这一新兴所有权模式构建提高企业全要素生产率的长效机制,构建高质量、高效率、高水平的资本市场,助力我国经济转型升级。

二、理论分析与研究假设

宏观层面,全要素生产率作为要素贡献分析的重要工具,是经济高质量发展的主要动力,已成为各地区、行业制定发展战略的重要参考,能否长期有效地提升全要素生产率成为经济高质量发展的决定性因素。微观层面,提高企业全要素生产率已成为企业优化要素配置和实现企业高质量发展的突破口和着力点。已有研究发现,经济政策、要素组合等都对企业全要素生产率存在影响,如对装备制造企业而言,融资约束会降低企业全要素生产率,政府补贴会抵消其对全要素生产率的抑制作用(任曙明和吕镗,2014),企业所得税率的降低可以缓解融资约束、优化企业资源配置,同时加大创新投入(郑宝红和张兆国,2018)、引进优秀人才(Hsieh和Klenow,2009)等均会对企业全要素生产率提高发挥作用。目前学术界认为技术进步对要素投入产出的贡献率影响较大,但股权集中度、制衡度及股东性质等公司股权结构也会对全要素生产率有一定影响(叶彬和任佩瑜,2010)。机构共同持股既可以发挥单一机构投资者的资金优势及专业优势,还能通过行业信息优势形成同群效应对企业全要素生产率产生影响。如果共同机构投资者积极参与企业管理,则可以发挥协同治理效应;如果共同机构投资者参与合谋,注重短期收益,则对企业发展带来不利影响。基于此,本文分析机构共同持股对企业全要素生产率的影响机理可能表现为以下两方面:

(一)机构共同持股协同治理效应

机构共同持股的一个最大好处是信息共享产生的规模经济(Kacperczyk等,2015),相较于非共同持股的机构投资者,机构共同持股对企业全要素生产率的影响主要表现在以下两方面:

1. 从能力角度来看,具有更强的监督治理能力。当他们在同一行业共同拥有多家企业股权时,共同机构投资者可以获得多家企业的私有信息,强化了机构投资者的投资决策能力。共同机构投资者参与同行业企业经营过程中积累了监督经验、管理知识和行业专长(潘越等,2020),使得共同机构投资者相较于非共同机构投资者拥有更强更快的信息获取和分析处理能力(He等,2019),也使得他们相较于一般的机构投资者和其他股东对管理层提供的决策信息有更强的解读能力。已有研究也发现,首先,共同机构投资者因拥有行业信息和管理经验的优势,可以更有效地减少同行业企业内部间信息不对称问题,进而缓解代理问题(Kang等,2018; Chen等,

2018);其次,共同机构投资者不仅具有信息收集和信息的优势(He等,2019),还能助其掌握行业动态,并以此增强与企业博弈中的话语权(Edmans等,2019),从而挖掘更多真实有效信息,通过机构共同持股减少盈余管理,提高会计信息质量(杜勇等,2021);最后,共同投资者的协同治理能力会增强其对公司内部治理的影响,当管理层向股东大会提交提案时,能够增加其对管理层提交股东大会提案中投反对票的可能(He等,2019),从而提高总资产收益率、净资产收益率,提升企业价值(周泰云等,2021),进而提高企业全要素生产率。

2.从动力角度来看,具有更强的行业整合动力。共同机构投资者的目标是最大程度地提高其投资组合的总价值。在此目标下,研究发现机构共同持股提升了持股企业的整体创新活动和价值(Kostovetsky和Manconi,2020)。因而,出于提升投资组合价值的目标,共同机构投资者更有动力参与和影响企业的经营决策。共同机构投资者基于投资组合利益最大化目标会改善客商关系(Freeman,2019),减少上市公司的相互竞争(Hansen和Lott,1996),有助于降低行业竞争程度,如果意见得不到采纳,共同机构投资者还可以利用信息优势采取退出威胁等手段进行博弈(Hope等,2017)。此外,共同机构投资者还拥有更低的监督成本,同行业企业通常有相似的业务环境、运营方式和财务报告模式,共同机构投资者在一家企业获得的信息处理经验会被迁移到被其共同持股的其他同行业公司,从而降低了对同行业公司盈余管理的监督成本(Ramalingegowda等,2021)。研究发现,随着共同机构投资者联结同行业公司数量的增加,可以有效降低监督成本(Kang等,2018)。投资组合中上市公司建立战术联盟是双赢的结果,同时能够实现行业价值最大化(He和Huang,2017;Chen等,2018),因而共同机构投资者可以更好地发挥监督治理效应,弱化管理层追逐私利动机,有较强的动力来促进企业高质量发展。

共同机构投资者积极主动参与公司经营管理,能够提高资源配置效率,规范企业管理层行为,提升企业现代化治理水平,如通过提名或提议罢免董事来影响董事会治理,或通过提议更换经理人或调整管理层薪酬等方式影响经理层考核机制来缓解代理问题(李维安,2013)。基于现有研究,在信息共享、协同行动的前提下,机构共同持股比例越高,在同行业公司中的影响力越大,越有利于提升企业经营决策水平,从而减少资源错配。与此同时,机构共同持股可利用持股同行业公司所获得的信息优势缓解代理问题,促进物尽其用、人尽其才,实现资源科学充分配置,有利于企业良性可持续发展。由此可预期,机构共同持股的协同治理效应可能通过促进行业技术升级换代、优化投入产出和要素配置等途径,使得企业全要素生产率稳步提升。

(二)机构共同持股合谋获利效应

虽然共同机构投资者有动机有能力提高企业全要素生产率,但其更强的行业整合能力也可能致使其合谋获利。共同机构投资者也有可能抑制企业全要素生产率的提升,其抑制作用可能源于以下两方面:

1.共同机构投资者有能力谋取私利,注重短期收益。出于分散投资风险,共享国家政策或行业红利,机构投资者在某一行业持股一家企业后,可能会接连持股同行业其他企业,进而形成机构共同持股同行业多家企业的情况,但此时的共同机构投资者可能更看重企业的短期经营业绩,缺少长远发展的战略布局,致使企业减少创新研发投入(Bushee,1998;Chen等,2018),共同机构投资者在分散风险时受短期利益驱使进行频繁交易,选择行业内较好的企业加持,基于短期利益进行更多的短视决策。同时和其他股东相比,共同机构投资者通过行业信息整合优势可能导致其利用私有信息,与职业经理人合谋进行关联交易而损害其他股东利益(Brooks等,2018)。此外,基于投资者有限注意力视角,共同机构投资者多方持股会分散对焦点企业的关注,减少对焦点企业的关注时间,降低监督效率,导致管理层短视和机会主义行为,共同机

构投资者可能会加剧股市崩盘,对企业长期平稳发展有不利影响(许年行等,2013),共同机构投资者之间的信息网络密度可能会进一步增加股票总体及特质风险,容易引发“黑天鹅事件”(陈新春等,2017),因此机构共同持股的存在可能会抑制企业全要素生产率。

2. 机构共同持股可能会诱发股权网络下的企业合谋。共同机构投资者自身的短视行为可能会抑制企业创新、降低产品市场竞争程度,进而阻碍企业全要素生产率的提高。首先,企业全要素生产率的提高需要高投入、高风险的研发创新投入,共同投资者的短视行为使得企业选择规避高风险的长期投资项目,而短期利润率较高的项目可能不利于企业长期的战略规划。其次,股权网络下同行业企业之间的激烈竞争可能符合单个企业提升价值和攫取利益的目标,损害机构共同持股投资组合的整体收益,因此共同机构投资者从利益最大化目标出发有削弱企业参与积极竞争的动机,促使企业追求合谋收益,获取类似垄断市场的利润,而放弃有价值的创新项目(Park等,2019;潘越等,2020)。再次,机构共同持股促进行业信息共享,这也为企业间合谋提供了条件,可能会扭曲市场运行机制,而不利企业合理配置要素。最后,共同机构投资者能否发挥行业协同治理效应还受到企业自身治理水平的影响,代理问题中的信息不对称也暂未有效解决(李维安,2013),这也在一定程度上阻碍了共同机构投资者参与企业治理。由此可见,共同机构投资者会因其持股比例偏低等原因很难对董事会和管理层利益合谋等行为形成有效监督,反而会与职业经理人风险规避偏好不谋而合,导致优化资源配置与推动技术创新仅停留在理论层面。

由此可预期,机构共同持股在公司治理中很可能没有发挥积极的监督作用,并没有为企业要素配置、创新水平带来促进作用,其合谋获利行为可能会降低企业全要素生产率,从而不利于企业稳定发展。综上,机构共同持股既可能提高企业全要素生产率,也可能会对企业全要素生产率产生抑制作用(见图1),因此本文提出如下两个竞争性假设:

H1: 在其他条件一定时,机构共同持股与企业全要素生产率呈正相关关系。

H2: 在其他条件一定时,机构共同持股与企业全要素生产率呈负相关关系。

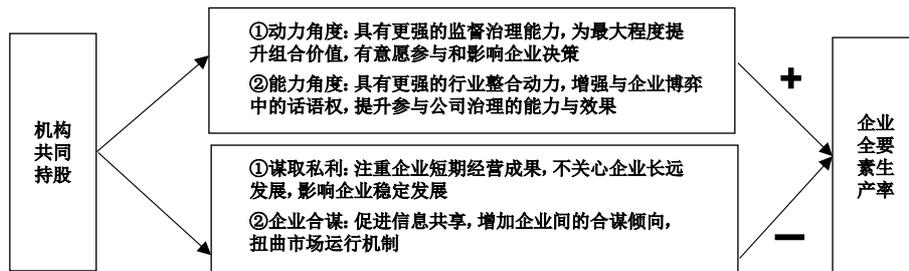


图1 机构共同持股影响企业全要素生产率的逻辑框架图

三、研究设计

(一) 样本与数据来源

本文以2007–2019年A股上市公司为研究样本,并按以下原则进行筛选:(1)剔除ST和*ST企业样本;(2)剔除金融业公司样本;(3)剔除关键变量缺失的样本。本文最终得到19766个有效的公司—年度观测值,为避免极端值干扰,对所有连续型变量进行前后1%缩尾处理。是否存在机构共同持股、机构共同持股联结程度、机构共同持股比例数据依托于CSMAR数据库通过手工整理季度数据获得,其他数据主要来源于CSMAR数据库,同时对样本缺失值使用WIND数据

库进行补充,主要通过Stata16.0进行整理分析和实证处理。

(二) 变量定义和实证模型

1. 企业全要素生产率。为更合理地衡量企业全要素生产率,本文参考鲁晓东和连玉君(2012)、廖冠民等(2015)、黄贤环和王瑶(2019)的研究进行数据处理。具体地,在OP法(非参数法)用主营业务收入取对数后表示产出变量,参考企业年报员工人数取自然对数表示劳动投入,以公司总资产的对数和公司购买商品和接受劳务实际支付的现金的对数来衡量投入,对数据低于10个的行业样本进行剔除。同时参照鲁晓东和连玉君(2012),采用LP法、OLS(参数法)回归测算企业全要素生产率,在稳健性检验中替换OP法测算的企业全要素生产率。

2. 机构共同持股。参照已有文献(杜勇等,2021;Chen等,2018;He和Huang,2017),在季度层面上保留持股比例不低于5%的机构投资者,若该样本机构投资者在同一季度同一行业其他企业持股比例也不低于5%,则说明存在机构共同持股。之所以选择5%作为门槛,主要是因为持股5%以上的股东更有可能对公司的治理和经营施加重大影响(Beatty等,2013)。机构投资者拥有多家公司至少5%的股份时,被持股公司就被紧密联系起来,同时证券法规定持股5%作为重大股权变动警示线。为此,本文从三个维度构造指标反映上市公司机构共同持股,在具体计算时,自变量基于季度数据进行构建,如果在某一年度任何一个季度被机构投资者共同持有,则判定年度内公司存在机构共同持股,首先计算出季度指标,然后将取季度指标的均值作为相应的年度指标数据。

3. 控制变量。考虑其他可能影响企业全要素生产率的因素,参照已有文献(任曙明和吕錡,2014;王杰和刘斌,2014;于成永和李昊翔,2020;王瑶和郭泽光,2021;周泰云等,2021),本文选取机构投资者持股(*Inst*)、公司规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、净资产收益率(*Roe*)、企业性质(*SOE*)、综合税率(*Tax*)、现金比率(*Cash*)、代理成本(*Agency*)、研发投入(*Rd*)、营运资本(*Wcapital*)等控制变量。主要变量名称及定义如表1所示。^①

表1 主要变量名称及定义

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	全要素生产率—OP法	<i>Tfpop</i>	采用OP方法模型测算企业全要素生产率
	全要素生产率—LP法	<i>Tfplp</i>	采用LP方法模型测算企业全要素生产率
	全要素生产率—OLS法	<i>Tfpols</i>	采用OLS方法模型测算企业全要素生产率
解释变量	是否存在机构共同持股	<i>CIO1</i>	上市公司是否存在共同机构投资者,是取值1,否则取值0
	机构共同持股联结程度	<i>CIO2</i>	在季度上,计算每家上市公司有多少名共同机构投资者,再求这一数据的年度均值,并加1取对数
	机构共同持股联结程度	<i>CIO3</i>	共同机构投资者数量,年度均值,加1取对数
	机构共同持股联结程度	<i>CIO4</i>	每季度每个公司所有共同机构投资者平均持有的同行业公司的个数,年度均值,加1取对数
	机构共同持股比例	<i>CIO5</i>	在季度上,计算所有共同机构投资者持股比例之和,再求年度平均

4. 研究模型设定。为检验是否存在机构共同持股、机构共同持股联结程度及持股比例与企业全要素生产率的关系,根据研究假设,本文构建了以企业全要素生产率(*Tfp*)为被解释变量、机构共同持股(*CIO_{it}*)为解释变量的回归模型(1):

$$Tfp_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 CIO_{i,t} + \delta_2 Controls + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,*Tfp_{it}*为*i*公司在*t*年的企业全要素生产率,根据三种方法进行测算,分别以*Tfpop*、*Tfplp*和*Tfpols*表示;*CIO_{it}*为*i*公司在*t*年机构共同持股情况,以*CIO1*、*CIO2*、*CIO3*、*CIO4*和*CIO5*表示。如果

^①因篇幅限制,部分控制变量的定义未列报,留存备索。

机构共同持股 CIO_i 的回归系数 δ_1 显著为正, 说明机构共同持股可以显著提升企业全要素生产率, 即企业发展质量较高, 则本文的研究假设 H1 将会得到验证, 否则假设 H2 将得到证明。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

从表2可知, 企业观测值为19766个, 我国OP法测算下的企业全要素生产率均值是5.485, 标准差是0.375, LP法测算下的全要素生产率的均值是15.032, 标准差是1.005, OLS法测算下的全要素生产率的均值是0.011, 标准差是0.266, 说明我国企业之间在投入要素产出贡献方面仍存在较大差异。解释变量方面, 在全样本中, 是否存在机构共同持股、机构共同持股联结程度和持股比例的标准差大于均值, 机构共同持有同行业上市公司股票的比例均值为3.2%, 最大值达到52.5%, 说明我国部分共同机构投资者持股已经达到了对公司具有影响力的水平, 同时表明我国资本市场中机构共同持股差异较大, 共同机构投资者占比较少。控制变量方面, 样本企业中国有企业约占34.2%, 机构投资者持股比例 ($Inst$) 的均值为37.6%, 说明其话语权在企业中不断提高, 企业的资产负债率平均为41.3%, 其余变量的统计量也基本合理, 不再赘述。

(二) 组间差异检验

本文分别按照是否存在机构共同持股对所有样本进行了分组与差异性检验(见表3), 即当同一机构投资者持股多家同行业公司时设定 $CIO1$ 取1, 否则取0。检验结果显示, 当机构共同持股时, 企业全要素生产率LP法、OP法和OLS法计算下的均值分别为15.388、5.576、0.031, 均高于没有机构共同持股企业的均值, 说明机构共同持股下的企业全要素生产率比不存在机构共同持股的企业更高, 组间差异检验在一定程度上支持了机构共同持股可能提高企业全要素生产率的研究假设。

(三) 基准回归结果

表4报告了模型(1)的基础回归结果, 是否存在机构共同持股、机构共同持股比例、机构共同持股联结程度三个维度的代理变量系数均在1%的水平上显著为正, 未加入控制变量结果如

表2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Tfpop$	19766	5.485	0.375	4.461	5.450	6.762
$Tfpols$	19766	0.011	0.266	-0.844	-0.00700	0.883
$Tfplp$	19766	15.032	1.005	12.525	14.930	17.933
$CIO1$	19766	0.133	0.339	0.000	0.000	1.000
$CIO2$	19766	0.099	0.281	0.000	0.000	1.504
$CIO3$	19766	0.078	0.208	0.000	0.000	0.693
$CIO4$	19766	0.138	0.370	0.000	0.000	1.609
$CIO5$	19766	0.032	0.101	0.000	0.000	0.525
$Inst$	19766	0.376	0.237	0.000	0.379	0.874
$Size$	19766	22.090	1.264	19.688	21.900	26.045
Age	19766	12.930	6.963	2.000	11.000	27.000
Lev	19766	0.413	0.201	0.059	0.406	0.911
Roe	19766	0.071	0.114	-0.615	0.073	0.346
$Growth$	19766	0.187	0.394	-0.567	0.122	2.795
$Board$	19766	2.137	0.196	1.609	2.197	2.708
$Indep$	19766	0.374	0.053	0.333	0.333	0.571
$Dual$	19766	0.275	0.447	0.000	0.000	1.000
$Top1$	19766	0.346	0.146	0.089	0.330	0.732
Soe	19766	0.342	0.474	0.000	0.000	1.000
Tax	19766	0.028	0.030	-0.011	0.0210	0.225
$Cash$	19766	0.184	0.128	0.015	0.149	0.623
$Agency$	19766	0.146	0.350	-0.575	0.108	1.927
Rd	19766	0.041	0.042	0.000	0.0330	0.247
$Wcapital$	19766	0.236	0.243	-0.380	0.231	0.772

表3 组间差异检验

变量	$CIO1=0$	Mean1	$CIO1=1$	Mean2	MeanDiff
$Tfplp$	17147	14.978	2619	15.388	-0.409***
$Tfpop$	17147	5.471	2619	5.576	-0.105***
$Tfpols$	17147	0.008	2619	0.031	-0.023***

表4前5列所示。加入机构投资者持股、公司规模、企业年龄、成长性、董事会持股比例、资产负债率、独立董事比例、净资产收益率等控制变量后,机构共同持股对OP法下测算的企业全要素生产率的估计系数为0.024,且在1%的水平上显著, $CIO2$ 、 $CIO3$ 、 $CIO4$ 的估计系数分别为0.026、0.037、0.020,同样在1%的水平上检验,机构共同持股比例($CIO5$)的估计系数为0.035,也通过统计水平检验。以上的研究结果表明,机构投资者共同持股与企业全要素生产率具有正相关关系,支持了前文研究假设H1,同时说明不存在机构共同持股合谋获利效应。企业规模、现金比率等控制变量系数显著为正,说明现金比率越大、资产规模越大的企业,其资源配置效率越高。这是因为企业全要素生产率提高需要较好的资源配置,规模较大、盈利能力强的企业才有足够的资金和技术来支持企业进行资源的有效配置,其余控制变量的回归结果也与理论预期相符。同时还进一步验证企业“同群效应”,参考潘越等(2020),本文计算了企业的共同机构投资者持有的其他同行业企业的数量并加1取对数,即为变量 $CIO4$,以反映企业同群效应大小,回归结果如表4第(4)、(9)列所示, $CIO4$ 的回归系数显著为正,这意味着,因共同机构投资者而联系在一起的利益集团具有同群效应,如果共同机构投资者联结的上市公司越多,同群效应越强,就越容易从同群效应中获利。

表4 基准回归结果^①

变量	Tfpop (1)	Tfpop (2)	Tfpop (3)	Tfpop (4)	Tfpop (5)	Tfpop (6)	Tfpop (7)	Tfpop (8)	Tfpop (9)	Tfpop (10)
$CIO1$	0.119*** (15.85)					0.024*** (3.82)				
$CIO2$		0.140*** (15.36)					0.026*** (3.42)			
$CIO3$			0.196*** (15.98)					0.037*** (3.60)		
$CIO4$				0.109*** (15.85)					0.020*** (3.49)	
$CIO5$					0.407*** (16.19)					0.035* (1.66)
_cons	5.073*** (166.95)	5.081*** (167.15)	5.080*** (167.18)	5.080*** (167.17)	5.080*** (167.23)	1.717*** (28.93)	1.717*** (28.91)	1.718*** (28.93)	1.718*** (28.92)	1.713*** (28.80)
Controls	NO	NO	NO	NO	NO	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$r2_a$	0.132	0.132	0.133	0.132	0.133	0.445	0.445	0.445	0.445	0.445
F	95.250***	94.701***	95.395***	95.243***	95.634***	331.652***	331.543***	331.589***	331.561***	331.206***
N	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著水平;括号内为t值;变量Industry和Year已控制。

表5滞后5期回归结果中第(1)–(3)列分别为机构共同持股与第t+1期、第t+2期、第t+3期企业全要素生产率的回归结果,可见系数分别为0.025、0.024、0.018,均通过显著性检验且较为显著。列(4)和列(5)分别为机构共同持股与第t+4期、第t+5期企业全要素生产率的回归结果,可见系数分别为0.014和0.006,且均未通过显著性检验。回归结果显示,机构共同持股后可以长期影响企业全要素生产率,且该影响最长可达四年。

(四) 稳健性检验^②

本文的实证研究可能存在因遗漏变量、互为因果、选择偏误等内生性问题致使研究结论不

①因篇幅限制,控制变量的结果均未予汇报,留存备索。

②篇幅所限,稳健性检验结果未列式,留存备索。

表5 滞后5期回归结果

变量	滞后1期Tfpop	滞后2期Tfpop	滞后3期Tfpop	滞后4期Tfpop	滞后5期Tfpop
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>CIO1</i>	0.025*** (3.58) (1.94)	0.024*** (3.58) (1.71)	0.018** (3.58) (1.28)	0.014 (1.60) (0.68)	0.006 (0.64) (-0.60)
<i>_cons</i>	1.668*** (25.56)	1.583*** (21.74)	1.667*** (20.99)	1.687*** (19.26)	1.703*** (17.20)
<i>r2_a</i>	0.435	0.415	0.392	0.377	0.358
<i>F</i>	269.023***	209.111***	162.642***	129.751***	100.499***
<i>N</i>	16 000	13 226	11 037	9 162	7 510

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平；括号内为t值；变量*Controls*、*Industry*和*Year*已控制；下同。

稳健，鉴于此，从以下7方面进行检验：

1. 安慰剂检验 (Placebo Test)。本文观测到的机构共同持股促进企业全要素生产率提高，企业全要素生产率随着机构投资者共同持股联结程度和持股比例的增加而提高，可能仅仅是一种偶然现象，因此借鉴陈钦源等(2017)的研究，采用安慰剂检验对结论进行验证。具体而言，将机构共同持股的企业随机分配给沪深上市公司，并生成模拟的解释变量，重复进行模型(1)的回归500次和1000次。若影响企业全要素生产率的因素并非机构共同投资者持股，而是其他未观测到的相关因素，那么模拟的解释变量的估计系数将依然显著为正；反之，若影响企业全要素生产率提升的因素是机构共同投资者持股，则模拟的解释变量的估计系数将不再显著，安慰剂检验过程中仍然控制单一机构持股比例等变量。根据报告的随机模拟500次和1000次LNRI的估计系数和t值的描述性统计，发现LNRI的估计系数分别为0.0059、0.0044、0.0038等，估计系数均未显著异于0，回归系数均小于真实数据的回归系数，且安慰剂检验所得的系数值呈现以零为中心的正态分布。由分布图可得系数显著为正或负的比重很小。此外，估计系数的真实值也处于模拟系数分布的右侧。这与本文的基本结论相符，即企业全要素生产率的提升是由机构共同持股增加所致，而并非其他未观测到的因素或噪音影响所致。

2. 更换被解释变量。采用OLS法重新测算企业全要素生产率替换被解释变量，回归结果显示是否存在机构共同持股*CIO1*、机构共同持股联结程度*CIO2*、*CIO3*、*CIO4*和机构共同持股比例*CIO5*的系数均在1%的水平上显著为正；将LP法计算所得企业全要素生产率作为被解释变量，回归结果显示*CIO1*、*CIO3*、*CIO5*的系数均在1%的水平上显著为正，说明机构共同持股有效提升了企业全要素生产率，这一结果进一步验证了本文H1的主要假设。

3. 改变机构共同持股的界定门槛。前文将机构共同持股的界定门槛定为5%，考虑到较高的持股比例可能会促使投资者加强对公司经营及治理决策的参与，从而促进企业全要素生产率的提高。当共同机构投资者持股比例相对较低时，这一影响可能有所减弱甚至不显著。故本文将持股比例调整为大于3%的样本数据，再次进行回归，其结果仍显著。同时参照《公司法》相关规定，机构持股企业10%以上股份对被持股企业具有较大影响，即有权请求召开临时股东会议；此外，持股10%可以向被持股公司派出董事或者高管，进而直接参与企业管理决策(姜付秀等，2015)。基于此，本文将机构共同持股的界定门槛调整为10%，研究结果仍然支持假设H1。

4. 子样本回归。尽管前文基础回归控制年度虚拟变量，但2008年金融危机对公司经营管理决策带来巨大影响，同时四万亿投资也对投资者有较大的影响，本文分别剔除2008年、2007-2009年数据后进行子样本回归。在划分子样本后，机构共同持股与企业全要素生产率的回归系数分别为0.022、0.019，且在1%的水平上显著，消除经济危机变化带来的影响后，本文的主要结论依然成立，进一步验证了主回归结果的可靠性。

5. 工具变量。借鉴谭劲松和林雨晨(2016)的做法,进一步检验因果倒置等内生性问题,使用滞后一期的解释变量作为工具变量进行检验。同时在一阶段对后一期的解释变量进行有效性检验,检验发现工具变量均为外生,回归结果 $CIO1$ 和 $Tfpop$ 的系数均显著,且F值远大于临界值10,表明选取的工具变量对内生变量有较好的解释力,通过一定程度排除因果倒置内生性问题后,研究结论仍然较为稳健。

6. 倾向得分匹配法。为克服样本选择偏差的问题,将存在机构共同持股的上市公司作为处理组,否则为对照组,以前文所述的机构投资者持股、公司规模、企业年龄、资产负债率、净资产收益率、企业性质等控制变量和行业、年度虚拟变量作为匹配变量。然后,使用一对一最近邻匹配为处理组寻找特征相似的对照组检验,处理效应(ATT)在5%的水平上显著为正,机构共同持股($CIO1$)的系数均在5%的水平上显著为正,PSM结果与基本回归结论保持一致。

7. 滞后变量。考虑到机构共同持股对企业全要素生产率的基础回归可能存在两者互为因果所导致的内生性,将主要被解释变量即企业全要素生产率滞后1期,重新回归进行稳健性检验。检验结果如表5所示,机构共同持股系数滞后1期后仍在1%的水平上显著为正,且该影响随时间推移边际递减,说明在消除因果倒置产生的内生性问题后,本文的结论依然成立,即前文回归结果较为稳健。

五、进一步分析

(一) 机制分析

前文已经得到机构共同持股促进企业全要素生产率提升的经验证据,并且该结论经过内生性及稳健性测试后仍然稳健,本部分将分析机构共同持股促进企业全要素生产率提升的作用机制。参照温忠麟等(2004),构建如下中介模型:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 Controls + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$M_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{i,t} + \gamma_2 Controls + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Y_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 X_{i,t} + \mu_2 M_{i,t} + \mu_3 Controls + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

具体检验步骤为:首先用模型(2)检验机构共同持股对企业全要素生产率的影响,若系数 β_1 显著,则将变量代入模型(3)中进行中介效应检验,进一步讨论检验解释变量对中介变量的影响;若系数 γ_1 显著,则将变量代入模型(4)纳入解释变量与中介变量进行分析,否则停止检验。

本文参照顾夏铭等(2018)用研发投入衡量企业创新,具体为采用投入支出占营业收入百分比衡量企业研发水平,企业研发投入高低表示企业创新能力强弱,检验结果如表6所示。检验结果显示,机构共同持股提高了企业研发投入,进而提升企业全要素生产率,为部分中介效应。进行Sobel检验,Z统计量分别为4.585、5.336、4.595、5.069、3.826,在1%的水平上显著,表明中介效应成立。这一结果说明,共同机构投资者根据所掌握的行业信息,提高决策效率,对被持股企业及对同行业其他企业资源配置偏差问题进行有效弥补,提高企业研发投入,促进企业全要素生产率的提高。

参照陈克兢(2019)的研究方法,使用其他应收款除以总资产来衡量第二类代理成本($Agency2$),该指标越大,表明控股股东和中小股东之间的代理问题越严重。检验结果如表7所示,可以看出,机构共同持股降低了代理成本,进而提升了企业全要素生产率,为部分中介效应,且Sobel检验显示Z统计量同样在1%的水平上显著。这一结果说明,共同机构投资者因信息资源优势,可以协调企业经营管理决策,降低控股股东、中小股东及管理层的代理成本,提高企业全要素生产率,最终促进经济高质量发展。

表6 企业研发投入机制检验回归结果

变量	Rd	Rd	Rd	Rd	Rd	Tfpop	Tfpop	Tfpop	Tfpop	Tfpop
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Rd</i>						0.4942*** (2.94)	0.4929*** (2.93)	0.4947*** (2.94)	0.4936*** (2.93)	0.5001*** (2.98)
<i>CIO1</i>	0.0041*** (3.10)					0.0240** (2.02)				
<i>CIO2</i>		0.0063*** (3.62)					0.0261* (1.76)			
<i>CIO3</i>			0.0068*** (3.08)					0.0370* (1.86)		
<i>CIO4</i>				0.0044*** (3.43)					0.0202* (1.79)	
<i>CIO5</i>					0.0109** (2.53)					0.0355 (0.90)
<i>Constant</i>	0.0532*** (3.91)	0.0539*** (3.96)	0.0535*** (3.93)	0.0538*** (3.95)	0.0535*** (3.92)	1.7173*** (15.45)	1.7170*** (15.44)	1.7181*** (15.44)	1.7175*** (15.43)	1.7129*** (15.36)
<i>N</i>	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766
<i>r2_a</i>	0.386	0.387	0.386	0.387	0.386	0.445	0.445	0.445	0.445	0.445

表7 企业代理成本机制检验回归结果

变量	Agency2	Agency2	Agency2	Agency2	Agency2	Tfpop	Tfpop	Tfpop	Tfpop	Tfpop
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Agency2</i>						0.5020*** (-2.67)	0.5043*** (-2.69)	0.5018*** (-2.67)	0.5026*** (-2.68)	0.5093*** (-2.71)
<i>CIO1</i>	0.0019*** (-3.01)					0.0229* (1.93)				
<i>CIO2</i>		0.0020*** (-2.59)					0.0253* (1.70)			
<i>CIO3</i>			0.0032*** (-3.25)					0.0356* (1.80)		
<i>CIO4</i>				0.0018*** (-3.07)					0.0194* (1.72)	
<i>CIO5</i>					0.0061*** (-3.00)					0.0335 (0.85)
<i>Constant</i>	0.0229*** (2.75)	0.0229*** (2.75)	0.0227*** (2.72)	0.0227*** (2.73)	0.0225*** (2.70)	1.7378*** (15.67)	1.7377*** (15.66)	1.7386*** (15.66)	1.7381*** (15.66)	1.7336*** (15.59)
<i>N</i>	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766	19 766
<i>r2_a</i>	0.153	0.153	0.153	0.153	0.153	0.445	0.445	0.445	0.445	0.444

(二) 异质性分析

1. 所有权性质。鉴于国有企业主要控股股权相对较为稳定,流通股数量相对有限,经济活力及创新能力相对不足,加之国有企业有较为完备的管理框架,其代理成本相对较高,这也使得企业要素有效配置受限,且国有企业受政府干预以及行业政策影响较大,因此当机构投资者在行业政策指引下选择持有国企股份时,其共同持股的行为对企业全要素生产率应该更为显著。为验证这一假设,本文按照是否是国有企业将全样本分组检验产权异质性。结果如表8前4列所示,可以看出机构共同持股对企业全要素生产率的促进作用在国有企业更为显著;在非国有企业,机构共同持股对企业全要素生产率影响较小,但随着共同机构投资者持股比例提高,机构共同持股对非国有企业全要素生产率也有较为显著的提升作用。

表8 异质性分析:产权性质、治理水平、市场状态^①

变量	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	高治理水平	低治理水平	高治理水平	低治理水平	熊市	牛市
	Tfpop									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>CIO1</i>	0.0205*** (2.71)	0.0159 (1.52)			0.0412*** (3.55)	0.0163** (2.12)			0.0269*** (2.80)	0.0220*** (2.68)
<i>CIO5</i>			-0.0234 (-1.11)	0.1422*** (2.75)			0.2147*** (4.16)	-0.0071 (-0.30)		
<i>_cons</i>	1.7661*** (21.80)	1.8562*** (21.30)	1.7489*** (21.53)	1.8616*** (21.37)	1.7311*** (17.55)	1.7938*** (22.18)	1.7427*** (17.66)	1.7802*** (21.98)	1.7973*** (22.05)	1.7102*** (22.36)
<i>r2_a</i>	0.5286	0.3877	0.5282	0.3879	0.3811	0.4483	0.3814	0.4480	0.4429	0.4461
<i>F</i>	180.1620***	179.6001***	180.7001***	179.5993***	122.1125***	162.3768***	122.2720***	162.2090***	186.7247***	239.2380***
<i>N</i>	6 759	13 007	6 759	13 007	9 443	9 535	9 443	9 535	8 747	10 891

2. 公司治理水平。目前,衡量企业治理水平的指标较多,为更合理地评估企业综合治理水平,参照周茜等(2020)运用主成分分析法,其搭建的综合指标中第一主成分评分高低即代表治理水平高低。具体地,从激励机制(高管薪酬与高管持股比例)、董事会监督作用(独立董事比例与董事会规模)、股权结构监督作用(机构持股比例与股权制衡度)、总经理决策权力(是否两职合一)多方面构造综合性指标来度量公司治理水平。结果如表8所示,可以看出,机构共同持股对企业全要素生产率的促进作用在治理水平高的企业更为显著,机构共同持股比例越高,对高治理水平企业全要素生产率的促进作用越明显。

3. 市场状态。机构共同持股很可能会受到市场情绪的影响,当资本市场呈现上升趋势时,共同机构投资者持股多家企业可能会盲目跟风,甚至“用脚投票”,追逐短期收益,频繁进行买卖操作,此时共同机构投资者持股行为可能会影响企业长远发展,影响企业全要素生产率;当资本市场处于“熊市”时,由于市场交易量较低,如果共同机构投资者可以长期持有该企业股权,则这种做法可能会使企业平稳发展。为进一步检验不同市场状态下机构共同持股对企业全要素生产率的影响,本文参照许年行等(2012)的做法,根据计算结果,当样本期内2007年、2009年、2012年、2014年、2015年、2017年、2019年市场平均收益大于无风险收益时界定为“牛市”,其余年份为“熊市”。据此,本文就机构共同持股对企业全要素生产率的影响进行了不同市场状态下的分组检验,结果如表8所示。结果表明,不论当市场行情处于“牛市”或“熊市”时,机构共同持股均能促进企业全要素生产率提高。

六、结论与启示

在我国经济新常态背景下要构建双循环新发展格局,必须激发市场活力和企业创造力,推动经济发展质量变革。本文从微观角度验证了在机构共同持股这一新兴的所有权模式下,企业在追寻利益最大化过程中可以借助共同机构投资者的信息优势和行业经验有效提高企业全要素生产率。具体地,通过对2007-2019年19 766个观测值分析后,得到如下结论:第一,我国资本市场中普遍存在的机构共同持股行为可以有效提高企业全要素生产率,机构共同持股联结程度及共同持股比例均有利于提高企业全要素生产率,说明共同机构投资者在资本市场中起到了良好的协同治理、有效监督作用,该结论在采用工具变量、安慰剂检验、改变机构共同持股的界定门槛等方法检验之后依然成立;第二,影响机制检验显示,机构共同持股是通过降低代理成本、促进企业研发投入两条路径来提高企业全要素生产率的。

^①因篇幅限制,*CIO2*、*CIO3*、*CIO4*等变量结果未予汇报,留存备索。

综合上述研究结论,本文得到如下启示:(1)上市公司要充分发挥由机构共同持股带来的相对优势。上市公司要认识到机构共同持股对企业全要素生产率提升可以发挥积极作用,积极主动引入并支持共同机构投资者参与公司治理,充分利用机构共同投资者的行业信息集中的优势,从而降低公司内部代理成本;与此同时,要加大研发投入,进一步促进资源优化配置,提高自身创新能力及水平,进而提升全要素生产率。(2)机构共同持股联结程度加强、机构共同持股比例上升均会提高企业全要素生产率。行业内应鼓励机构投资者持股同行业多家企业,对某一行业进行相对集中的投资,以此促进企业协同合作。共同机构投资者持股比例对企业全要素生产率有显著的正向影响,可以进一步鼓励机构投资者参与股票市场,促进机构提高共同持股比例,充分发挥共同机构投资者同群效应和协同治理效应,促进战略同盟,同时发挥同行业的管理经验和信息优势,进一步完善资本市场公司治理。(3)政府监管部门应重视并引导共同机构投资者积极参与资本市场。监管部门应出台系列政策进一步提升共同机构投资者在资本市场中参与的深度和广度,在制度层面,保障机构共同持股的可持续性,营造良好的投资环境,逐步提高机构共同持股水平;同时加强监管和绩效考核,进一步规范市场,引导共同机构投资者在新一轮国有企业混合所有制改革中利用其优势发挥作用,激发国有企业发展活力,提高国有企业全要素生产率。我国资本市场中小投资者较多,投资者可以充分关注上市公司是否存在机构共同持股现象,通过这一信号的引导作用,一定程度上改变信息弱势地位,更好地识别全要素生产率较高的企业,以增强抗风险能力,更好地保护投资者权益。

主要参考文献:

- [1] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. *南开管理评论*, 2019, (4).
- [2] 陈钦源, 马黎珺, 伊志宏. 分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑[J]. *南开管理评论*, 2017, (3).
- [3] 陈新春, 刘阳, 罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗? ——基金信息网络与极端市场风险[J]. *金融研究*, 2017, (7).
- [4] 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).
- [5] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. *经济研究*, 2013, (4).
- [6] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. *经济研究*, 2018, (2).
- [7] 黄贤环, 王瑶. 实体企业资金“脱实向虚”与全要素生产率提升: “抑制”还是“促进”[J]. *山西财经大学学报*, 2019, (10).
- [8] 姜付秀, 马云飙, 王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J]. *管理世界*, 2015, (5).
- [9] 李维安. 深化公司治理改革的风向标: 治理有效性[J]. *南开管理评论*, 2013, (5).
- [10] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. *管理世界*, 2020, (7).
- [11] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 2012, (2).
- [12] 潘越, 汤旭东, 宁博, 等. 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).
- [13] 任曙明, 吕镗. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. *管理世界*, 2014, (11).
- [14] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据[J]. *南开管理评论*, 2016, (5).
- [15] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2014, (3).
- [16] 王瑶, 郭泽光. 机构投资者持股与企业全要素生产率: 有效监督还是无效监督[J]. *山西财经大学学报*, 2021, (2).
- [17] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, (5).
- [18] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. *经济研究*, 2012, (7).
- [19] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. *管理世界*, 2013, (7).
- [20] 叶彬, 任佩瑜. 股权结构与全要素生产率——对我国上市公司的实证研究[J]. *山西财经大学学报*, 2010, (6).

- [21] 于成永,李昊翔. 机构投资者如何影响企业全要素生产率? [J]. *南京审计大学学报*, 2020, (2).
- [22] 郑宝红,张兆国. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2018, (5).
- [23] 周茜,许晓芳,陆正飞. 去杠杆,究竟谁更积极与稳妥? [J]. *管理世界*, 2020, (8).
- [24] 周泰云,邢斐,姚刚. 机构交叉持股对企业价值的影响[J]. *证券市场导报*, 2021, (2).
- [25] Azar J, Schmalz M C, Tecu I. Anticompetitive effects of common ownership[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(4): 1513–1565.
- [26] Beatty A, Liao S, Yu J J. The spillover effect of fraudulent financial reporting on peer firms' investments[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 55(2–3): 183–205.
- [27] Brooks C, Chen Z, Zeng Y Q. Institutional cross-ownership and corporate strategy: The case of mergers and acquisitions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48: 187–216.
- [28] Bushee B J. The influence of institutional investors on myopic R& D investment behavior[J]. *The Accounting Review*, 1998, 73(3): 305–333.
- [29] Chen Y, Li Q, Ng J. Institutional cross-ownership and corporate financing of investment opportunities[R]. SSRN Working Paper, 2018.
- [30] Edmans A, Levit D, Reilly D. Governance under common ownership[J]. *Review of Financial Studies, Society for Financial Studies*, 2019, 32(7): 2673–2719.
- [31] Freeman K M. The effects of common ownership on customer-supplier relationships[R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [32] Hansen R G, Lott J R Jr. Externalities and corporate objectives in a world with diversified shareholder/consumers[J]. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1996, 31(1): 43–68.
- [33] He J, Huang J K. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings[J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(8): 2674–2718.
- [34] He J, Huang J K, Zhao S. Internalizing governance externalities: The role of institutional cross-ownership? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(2): 400–418.
- [35] Hope O K, Wu H, Zhao W Y. Blockholder exit threats in the presence of private benefits of control[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22(2): 873–902.
- [36] Kacperczyk A, Beckman C M, Moliterno T P. Disentangling risk and change: Internal and external social comparison in the mutual fund industry[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2015, 60(2): 228–262.
- [37] Kang J K, Luo J, Seung N H. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(3): 576–602.
- [38] Kostovetsky L, Manconi A. Common institutional ownership and diffusion of innovation[R]. SSRN Working Paper, 2020.
- [39] Park J, Sani J, Shroff N, et al. Disclosure incentives when competing firms have common ownership[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 67(2–3): 387–415.
- [40] Pound J. Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20: 237–265.
- [41] Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2021, 38(1): 208–241.

Institutional Joint Ownership and Enterprise Total Factor Productivity

Du Yong, Ma Wenlong

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Summary: The total factor productivity of enterprises is the core index to measure the performance of micro-enterprises, and it is one of the key indicators to measure the high-quality

development of economy. Based on the 2007–2019 A-share listed company, this paper explores the impact of institutional joint ownership on the total factor productivity of enterprises from the three dimensions of whether there is institutional joint ownership, the degree of association with the industry and the proportion of institutional joint ownership. The study finds that institutional joint ownership can improve the total factor productivity of enterprises, and the higher the degree of connection and shareholdings, the more conducive to improving the total factor productivity of enterprises. Institutional joint ownership promotes enterprise R&D investment, reduces agency costs, and plays a governance role in the capital market. In state-owned enterprises and enterprises with higher levels of internal governance, institutional joint ownership can enhance the total factor productivity of enterprises more significantly. All results are still true after the robustness tests such as tool variables and placebo tests. From the perspective of institutional joint ownership, this paper discusses the impact of this emerging ownership model on corporate governance and the total factor productivity of enterprises, which is of great significance to the healthy development of capital market and the promotion of high-quality economic development.

Compared with general institutional investors, institutional joint ownership can make up for the shortage of single institutional investors' shareholdings, and the industry synergy, supervision and governance effect brought about by its information advantage and management experience will also affect the business development of enterprises, which can effectively improve the total factor productivity of enterprises in the process of maximizing benefits. Based on this, listed companies should realize that institutional joint ownership can play an active role in improving the total factor productivity of enterprises, and actively introduce and support the participation of mutual institutional investors in corporate governance. The regulatory authorities should attach importance to and guide the active participation of mutual institutional investors in the capital market, give full play to the advantages of joint institutional investors' shareholdings, ensure the sustainability of institutional joint ownership, create a favorable investment environment, gradually improve the level of joint institutional investors' shareholdings, strengthen supervision and performance appraisal, further standardize the market, guide institutional joint ownership to play a role in the new round of mixed ownership reform of state-owned enterprises, and stimulate the development vitality of state-owned enterprises. With the help of this emerging ownership model in the capital market, we can construct a long-term mechanism to improve the total factor productivity, build a high-quality, high-efficiency and high-level capital market, and help China's economic transformation and upgrading.

Key words: institutional joint ownership; enterprise total factor productivity; R&D investment; agency costs

(责任编辑: 王西民)