

投资者情绪对企业全要素生产率的影响

董礼 陈金龙 郭惠玲

(华侨大学工商管理学院,福建泉州 362021)

摘要:多数文献认为投资者有限理性对经济运行和发展会产生负面作用,本文从高质量发展要求的视角探讨投资者情绪的作用,基于中国上市公司2007~2019年的数据,检验了投资者情绪对企业全要素生产率的影响。结果表明,高涨的投资者情绪总体上具有提升企业全要素生产率的效应。缓解融资约束是投资者情绪提升企业全要素生产率的关键渠道,但高涨的投资者情绪也会加剧代理冲突,不利于企业全要素生产率的提升,这从侧面反映出融资约束仍是制约中国企业高质量发展的关键因素之一。异质性检验表明,该效应在非国有企业、规模较小的企业以及内部控制质量较高的企业中更加明显。总体上看,乐观的投资者情绪确实有助于企业全要素生产率的提升,无论是政府还是企业都应当重视投资者情绪变化给全要素生产率带来的影响。

关键词:投资者情绪;全要素生产率;融资约束;代理成本

中图分类号:F831.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)02-0078-13

一、引言

长期以来,中国经济的高速增长很大程度上依赖于大规模的政府投资拉动和廉价劳动力投入。尽管改革开放以来中国GDP年均增速超过9%,但这种建立在要素过度投入之上的经济发展模式存在高投入、低产出的问题,过度负债投资也造成了严重的债务违约风险。国际经验表明,当人均收入达到中等发达国家水平后,如果不能实现发展方式的转变,就会导致经济长期停滞不前。随着中国人口红利的逐渐消失、债务规模居高不下,国民经济从高速增长阶段迈入高质量发展阶段,单纯依靠要素投入的增长方式已经不可持续,提高全要素生产率成为中国经济转型升级的关键。实现中国经济增长向全要素生产率支撑型模式的转变,是中国跨越“中等收入陷阱”的关键^[1]。

资本市场对经济发展起着举足轻重的作用,有着“经济晴雨表”之称。当前,中国正把资本市场改革和建设作为发展金融事业的关键一环。国家“十四五”规划和2035年远景目标纲要提出,要提高直接融资尤其是股权融资比重。2020年4月,国务院发布了《关于构建更加完善的要素市场化配置体

收稿日期:2021-12-06

基金项目:国家自然科学基金面上项目“供应链金融平台的信用创造机制及其微观效应研究”(71571074);国家社会科学基金一般项目“海外华侨华人双重三维网络关系对其在华创业绩效的影响研究”(21BGL073)

作者简介:董礼(1995—),男,江西赣州人,华侨大学工商管理学院博士生;

陈金龙(1965—),男,福建龙海人,华侨大学工商管理学院教授、博士生导师,本文通讯作者;

郭惠玲(1977—),女,福建龙海人,华侨大学工商管理学院副教授。

制机制的意见》，明确指出要“促进技术要素与资本要素融合发展”。这意味着资本市场在提高中国全要素生产率、促进经济转型升级过程中发挥的作用将越来越大。然而，由于中国股市长期以来“重融资、轻回报”、制度建设滞后、机构投资者占比较低，导致投资风险高，投资者情绪普遍低落，呈现出“牛短熊长”的状态，与西方发达国家的资本市场相比还有很大差距。以美国股市为例，自 20 世纪 80 年代以来，共出现了五次平均持续时间高达 70 个月的“牛市”，而这期间只发生了四次平均持续时间不到 15 个月的“熊市”。2010 年以后，中美两国股市在估值水平方面的差距也越来越大，尽管中国股市一度出现了因政策利好和杠杆配资助推的短期“牛市”，但中国股市的平均估值水平仍低于美国股市，根本原因在于中国经济告别了以往高速增长的态势，投资者对中国股市的投资前景产生了悲观情绪^[2]。

企业是经济运行的微观主体，如何实现企业高质量发展事关经济转型升级的成败，研究其实现路径具有迫切性。第三次科技革命以来，世界上许多伟大企业的诞生与成长都离不开良好的资本市场环境，因为技术创新需要持续的研发投入，而具有刚性兑付特征的借贷资本无法满足高风险技术创新的融资需求。成熟活跃的资本市场可以为企业的创新活动注入持久动力，进而提高全要素生产率，这是高质量发展的本质要求。在当前我国投资者情绪较为悲观的现实背景下，能否通过提振投资者情绪来为企业高质量发展提供动力呢？一个不可忽视的问题是，作为一个正处于转轨过程的新兴经济体，中国资本市场的投机氛围依然浓厚，投资者热衷于概念炒作，许多上市公司盲目迎合投资者情绪进行资本配置^[3]。因此，研究中国的投资者情绪问题有很好的现实基础和实际意义，而投资者情绪对企业全要素生产率的影响也有待检验。本文首先结合已有文献进行理论分析，然后以 A 股上市公司为样本，对投资者情绪如何影响企业全要素生产率进行实证检验，从企业高质量发展视角拓展对投资者情绪的认识，以期对投资者情绪管理提供理论依据，也为促进企业高质量发展提供政策参考。

二、文献综述

投资者情绪在行为金融理论中被定义为“投资者对公司未来表现的主观预期与公司基本价值之间存在的系统性偏差”，这是股票非理性定价的关键原因^{[4][5]}。关于投资者情绪的影响因素，已有文献分别从不同角度进行了实证研究，发现其影响因素包括市场收益^[6]、市场波动^[7]、媒体关注度^[8]，还有研究发现机构投资者信心、互联网信息、羊群行为均能显著影响投资者情绪^[9]。当投资者情绪形成时，不可避免地会对上市公司的行为决策及其经济后果产生影响。高涨的投资者情绪会提高公司股价，推高资产价格^{[10][11]}，这增强了上市公司的外部融资能力，进而影响企业投资行为，即投资者情绪通过“股权融资依赖渠道”影响企业投资^[12]。Polk 和 Sapienza 的实证研究则表明，当投资者情绪发生变化时，理性的企业管理者会调整投资安排以迎合投资者情绪，从而发现了投资者情绪影响企业投资的另一重要机制——“理性迎合渠道”^[13]。花贵如等认为，现实中企业管理者的有限理性通常与投资者的有限理性是共同存在的，遂将管理者有限理性与投资者有限理性纳入同一研究框架，提出了投资者情绪影响企业投资的另一机制——“管理者乐观主义渠道”，并得到中国上市公司数据的证实^[14]。在这三种作用机制下，宏观政策冲击会通过影响投资者情绪来影响企业投资行为。花贵如等研究发现，中国政府颁布的产业政策显著影响了企业的资本配置效率，而投资者情绪在其中起到了部分中介效应，当投资者情绪降低了企业融资成本，管理者利用融资成本优势进行资本配置时，企业价值会得到提升；反之，若管理者为了迎合投资者情绪进行资本配置，则企业价值会受到减损^[3]。黄虹等研究发现，投资者情绪在经济政策不确定性与企业投资之间起到了部分中介效应，在经济下行周期，经济政策不确定性显著抑制了企业投资，且投资者情绪带来的效用高达 31%^[15]。还有学者研究了投资者情绪对盈余管理、股价崩盘风险的影响^{[16][17]}。

全要素生产率(TFP)是指在既定的要素投入水平下额外增加的生产效率^[18]，既可以用于衡量宏观经济增长的质量和可持续性，也可以用于衡量企业的经营效率和发展质量，目前已有较多文献从微观层面研究各类因素对全要素生产率的影响。这些因素主要包括融资约束、研发投入、公司治理等。

Caggese 和 Cuat 发现,企业的技术改进及市场进入决策受到了融资约束的扭曲,这导致了全要素生产率的损失^[19]。李思飞和靳来群研究了中国工业企业的全要素生产率,发现外源性融资约束的下降可以显著提高非国有企业的全要素生产率,而内源性融资约束的下降对不同所有制企业的全要素生产率都有提升效果^[20]。宋敏等发现,金融科技的发展能够提高信贷资源配置效率,缓解企业融资约束,从而显著提升了企业全要素生产率^[21]。关书和成力为指出,企业研发与能力积累均能显著提高全要素生产率^[22]。刘晔等研究了中国的研发费用加计扣除政策对企业全要素生产率的影响,发现该政策提高了企业的研发投入水平,进而对全要素生产率起到了促进效果^[23]。还有研究发现劳动力成本^[24]、公司治理水平^[25]、环保投入^[26]也会显著影响到企业的全要素生产率,其中劳动力成本、公司治理水平与全要素生产率正相关,而企业环保投入与全要素生产率呈“U”型关系。企业全要素生产率还与资本市场的制度建设密切相关。刘新恒等借助中国 A 股实施“陆港通”的准自然实验,研究了资本市场开放与上市公司全要素生产率的关系,发现资本市场开放能够显著提高企业全要素生产率,且提高企业产出水平是主要渠道^[27]。李春霞等研究发现,资本市场的卖空机制提高了公司的信息透明度和治理水平、优化了市场资源配置,进而提高了全要素生产率^[28]。

从已有文献看,大多数研究聚焦在客观因素对企业全要素生产率的影响,鲜有文献从行为经济学角度探究全要素生产率的影响因素。在传统的经济学假设中,决策主体是“理性人”,然而现实世界中几乎不存在完全理性的自然人,因此行为经济学提出了“有限理性”概念。投资者情绪是投资者有限理性的产物,也是资本市场的常态,尤其是在以个人投资者为主体的中国资本市场,研究投资者情绪对企业全要素生产率的影响可以将非理性因素纳入全要素生产率的研究框架,具有一定的理论和实际意义。与现有文献相比,本文可能具有以下几点创新:第一,投资者情绪作为投资者有限理性的具体表现形式,以往文献大多发现了其负面效果,而本文基于中国存在金融抑制、资本市场制度不健全以及上市公司治理薄弱这一情境,从企业高质量发展的视角探讨了投资者情绪的经济后果,最终实证发现高涨的投资者情绪可以提高企业全要素生产率,从而拓展了投资者情绪的经济后果研究。一方面,肯定了投资者情绪的积极作用,为辩证地看待投资者情绪提供了理论支撑;另一方面,为管理部门充分重视和积极管理投资者情绪提供了直接的经验证据。第二,不同于以往研究,本文结合了行为金融学理论,通过考察企业外部因素和内部因素随投资者情绪产生的变化,把投资者有限理性纳入企业全要素生产率的研究框架,拓展了企业全要素生产率的影响因素研究,从微观视角为深化供给侧结构性改革下促进经济高质量发展提供了有益参考。第三,分别从融资约束渠道和代理成本渠道考察了投资者情绪对企业全要素生产率的影响机制,发现投资者情绪通过缓解企业融资约束提高了全要素生产率,但同时也通过增加代理成本抑制了全要素生产率的提升,这有助于理解投资者情绪影响全要素生产率的内在机理,把握投资者情绪之所以能够对全要素生产率产生积极影响的关键因素及其不足,为科学合理利用投资者情绪提供参考。第四,通过异质性分析发现,完善的企业内部监督机制有助于强化投资者情绪对全要素生产率的积极影响,说明在提高投资者情绪的同时还需要进一步加强上市公司的内部监督机制建设,这与中国当前正在进行的注册制改革具有内在一致性,也为防范投资者情绪的负面经济后果提供了直接的证据和启示。

三、理论分析与研究假设

有研究表明,中国企业的高质量发展在很大程度上受到了融资约束的制约,而增强企业融资能力、缓解企业融资约束是促进全要素生产率提升的重要途径^[29]。在金融体系尚不完善的情况下,一旦企业的内源性融资不足且外部融资困难或成本过高时,企业就会被迫放弃良好的投资机会,降低投资决策的及时性和有效性,削弱资源配置效率,不利于全要素生产率的提高。当企业面临融资约束时,技术改进决策及市场进入决策的效率都会降低,造成了全要素生产率的损失^[19]。随着融资约束程度的下降,企业生产规模会向合理范围收敛,而全要素生产率与生产规模的合理程度正相关^[30]。融资约束还抑制了企业创新投入,对生产效率的改善起到了阻碍作用^[31]。因此,缓解企业面临的融

资约束是提高全要素生产率的重要途径,而投资者情绪会对企业外部融资产生显著影响。实证研究表明,高涨的投资者情绪可以降低股权融资成本、扩大融资规模,进而缓解企业的融资约束程度^{[12][32]}。因此,从投资者情绪对企业融资约束的缓解效应来看,高涨的投资者情绪应当可以提高企业全要素生产率。

然而,投资者情绪又可能会加剧企业的代理冲突,进而抑制企业全要素生产率的提高。在现代公司制度下,所有者委托管理者对企业进行经营管理,管理者比外部股东掌握了更多的企业信息,造成管理者与所有者之间的信息不对称,形成第一类企业代理问题。受高涨的投资者情绪影响,公司股价与实际经营业绩的偏离度会增大,此时管理者薪酬契约的有效性会被削弱^[11]。因此,股东通常难以在投资者情绪高涨时期对企业管理者进行有效监督和激励,在自利动机的驱动下,管理者很可能利用信息不对称优势进行机会主义投机。此外,在市场情绪高涨时期,管理者会尽力维持公司股价,否则管理者可能面临股价下跌带来的薪酬损失,更重要的是,一旦公司股价与其他公司股价相比处于较低水平,则面临被恶意收购的风险。因此,高涨的投资者情绪可能给企业管理者带来较大的压力,导致管理者过度关注公司股价而放松日常经营管理^[33]。当投资者情绪高涨时,股东对企业管理者的监督意愿降低,监督能力也变弱,从而加剧了管理者的自利行为,增加了代理成本^[34]。行为金融学中的迎合理论认为,为了迎合投资者情绪以维持和提高公司股价、增加私人收益,受到股权激励的企业管理者可能会将公司资本投向市场青睐的热点项目或行业,但企业资本配置效率在管理者盲目迎合市场情绪的情况下会受到减损,企业内部的资源错配也会加剧^[13]。当投资者情绪高涨时,企业管理者出于迎合动机,会进行计划之外的创新投资,但这种创新投资通常是低效率的,创新效率的增速对投资者情绪的敏感度在市场情绪高涨时会降低^[35]。管理者短视理论认为,由于投资者与管理者之间存在信息不对称,在投资者过度乐观时期,企业管理者会为了实现短期收益最大化而放弃部分对企业长期发展有利的高风险项目,同时选择风险相对较小但无助于提升企业长期发展潜力的投资项目,这会导致企业内在效率的损失^[33]。总之,企业代理问题的存在影响了企业经营管理效率,进而对企业的劳动生产率、技术使用及资源配置效率等产生影响,是影响企业全要素生产率的重要内部因素^[36],而股东监督意愿的降低和监督能力的变弱、管理者短视和迎合动机的存在使得投资者情绪提高了企业代理成本,进而抑制了全要素生产率的提高。综上所述,本文提出如下两个竞争性假设:

假设 H_{1a}: 高涨的投资者情绪会提高企业全要素生产率;

假设 H_{1b}: 高涨的投资者情绪会抑制企业全要素生产率。

四、研究设计

(一)模型设定

为检验投资者情绪对企业全要素生产率的影响,本文构建基于面板数据的双向固定效应回归模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 STM_{i,t-1} + \sum Control_{i,t-1} + \gamma + \theta + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中,TFP为企业全要素生产率,STM为投资者情绪,Control为一组公司层面的控制变量; γ 为年份固定效应,用以控制时间趋势和宏观因素; θ 为公司固定效应,用以控制不随时间变化但尚未观察到的公司遗漏特征;稳健标准误在公司层面聚类。为缓解反向因果导致的内生性问题,所有自变量滞后一期。若 α_1 的回归系数显著为正,则说明高涨的投资者情绪会提高企业全要素生产率,反之,则说明高涨的投资者情绪会降低企业全要素生产率。

(二)变量说明

1.全要素生产率。全要素生产率有多种计算方法,相对于通过常规 OLS 法测算的 TFP 来说,LP 法可以较好地解决内生性和样本选择偏误问题。近年来,Akerberg 等也提出了改进的 ACF 法^[37]。文本在基准回归中采用 LP 法测算的企业全要素生产率作为被解释变量,在稳健性检验中则采用 ACF 法测算的全要素生产率。参考已有文献,本文在测算企业全要素生产率时以营业收入衡量企业产出,以员工总数衡量劳动投入,以固定资产净额衡量资本投入,以购买商品、接受劳务支付的现金衡

量中间投入^{[26][38]}。

2. 投资者情绪。关于投资者情绪的衡量, 目前没有统一标准, 已有文献分别从市场层面和个股层面进行度量。Baker 和 Wurgler 采用封闭式基金折价、IPO 数量、股票发行比例、上市首日收益、股利溢价、换手率等 6 个指标, 运用主成分分析法对这些指标进行降维处理, 计算出市场层面的投资者情绪指标^[39]。易志高等借鉴该做法, 构建出了中国资本市场情绪测度指标 CICSII 指数, 该指数把基金折价率、每月首次公开上市的企业数及 IPO 当日收益率、消费者信心指数、每月券商开户数等指标纳入计算范围^[40]。但以上指标仅能测算市场层面的投资者情绪, 忽视了投资者情绪的截面差异。虽然市场整体情绪对个股情绪有很大影响, 但二者仍存在一定差异, 当市场情绪高涨时, 部分个股情绪可能反而低落, 当市场情绪低落时, 部分个股情绪可能反而高涨。为此, 一些学者通过分解托宾 Q 的方法来获得个股层面的投资者情绪代理变量^{[3][41]}, 本文参考该方法, 将托宾 Q 对净资产收益率、营业收入增长率、企业规模、资产负债率进行分季度分行业回归, 拟合值反映了托宾 Q 中包含的基本面因素, 残差则反映了投资者情绪, 然后取该公司当年的季度回归残差均值, 作为个股年度投资者情绪的代理变量。该方法的理论基础在于, 托宾 Q 既反映了未来的投资机会, 也包含由投资者情绪造成的非理性定价。

3. 控制变量。参考已有文献, 本文选取的控制变量包括企业规模(Size)、企业成长性(Growth)、资产负债率(Lev)、现金流水平(CFO)、盈利能力(ROA)、企业年龄(Age)、股权集中度(Top)、独立董事比例(ID)、产权性质(SOE)(见表 1)。

(三) 数据来源

本文以 2007~2019 年 A 股上市公司为样本。之所以选取 2007 年以后样本, 是因为考虑到 2007 年上市公司股权分置改革基本完成, 资本市场环境发生了重大改变, 且 2007 年开始按照新会计准则编制财务报告。按照通行做法, 剔除了金融行业公司、被 ST 处理的公司、IPO 当年的公司及相关数据缺失的样本, 最终得到一个由 23449 个观测值组成的非平衡面板数据。为了减轻异常值对回归结果的影响, 对公司层面的连续型变量进行上下 1% 位置上的缩尾处理, 数据全部来自国泰安数据库。

(四) 描述性统计

样本的描述性统计结果见表 2。可以看到, 全要素生产率 TFP 的均值为 14.81, 最小值为 12.5, 最大值为 17.44, 标准差为 1.018, 说明不同企业之间的全要素生产率有较大差异。投资者情绪指标 STM 的均值为 0.006, 标准差为 1.295, 说明投资者情绪在不同企业、不同年份之间有很大差异。SOE 的均值为 0.45, 表明国有企业占全部样本的 45%, 其余 55% 的样本为非国有企业。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
全要素生产率	TFP	LP 法测算的全要素生产率
投资者情绪	STM	分解托宾 Q
公司规模	Size	总资产的自然对数
资产负债率	Lev	负债/总资产
成长性	Growth	营业收入增长率
现金流	CFO	经营性净现金流/总资产
盈利能力	ROA	净利润/总资产
企业年龄	Age	上市年数的自然对数
股权集中度	Top	第一大股东持股比例
独立董事比例	ID	独立董事人数/董事会人数
产权性质	SOE	国有取值为 1, 反之为 0

表 2 描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
TFP	14.81	1.018	12.50	17.440	23449
STM	0.006	1.295	-2.518	5.344	23449
Size	22.080	1.279	19.63	26.020	23449
Lev	0.444	0.207	0.053	0.895	23449
CFO	0.045	0.073	-0.176	0.249	23449
Growth	0.214	0.511	-0.559	3.567	23449
ROA	0.039	0.054	-0.189	0.195	23449
Age	2.296	0.634	1.099	3.258	23449
Top	0.357	0.149	0.093	0.750	23449
ID	0.372	0.053	0.308	0.571	23449
SOE	0.450	0.497	0.000	1.000	23449

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表3报告了投资者情绪对企业全要素生产率影响的回归结果。第(1)~(4)列均控制了公司固定效应和年份固定效应,稳健标准误在公司层面聚类。其中,第(1)列中的自变量仅包含投资者情绪STM,此时STM的系数为负但不显著;第(2)列控制了公司财务特征变量,此时STM的系数在1%水平上显著为正;在第(3)列中,进一步控制了公司治理特征变量,此时STM的系数仍在1%水平上显著为正;在第(4)列中,还控制了公司年龄和产权性质,STM的系数仍在1%水平上显著为正。回归结果表明,高涨的投资者情绪提高了企业全要素生产率,从而假设H₁得到验证。

其他特征变量的显著性和符号与已有文献基本一致。其中,Size的系数显著为正,说明企业规模越大,全要素生产率就越高,因为大企业在融资能力、规模效应、劳动力质量等方面具有相对优势;CFO和ROA的系数均显著为正,说明现金流越充足、盈利能力越强的企业就有越高的全要素生产率,因为这些企业有能力在研发创新或其他高效率的生产活动领域投入更多的资金;Growth的系数显著为正,说明企业成长性越高,全要素生产率就越高,因为较高的成长性意味着企业在应对外部环境变化和持续经营方面的能力也较强,资源配置效率会得到提高^[21]。

表3 投资者情绪与企业全要素生产率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
STM	-0.011(-1.568)	0.030*** (5.870)	0.031*** (5.937)	0.031*** (5.970)
Size		0.417*** (29.463)	0.418*** (29.647)	0.417*** (29.416)
Lev		0.295*** (5.298)	0.295*** (5.287)	0.282*** (4.998)
CFO		0.208*** (3.331)	0.206*** (3.304)	0.201*** (3.215)
Growth		0.142*** (15.654)	0.143*** (15.733)	0.143*** (15.689)
ROA		1.149*** (10.907)	1.161*** (11.043)	1.166*** (11.104)
Top			-0.092(-1.100)	-0.070(-0.815)
ID			0.031(0.272)	0.025(0.214)
Age				0.053* (1.753)
SOE				-0.047(-1.070)
cons	14.299*** (782.391)	5.204*** (17.612)	5.206*** (17.246)	5.156*** (17.172)
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23449	23449	23449	23449
R ²	0.264	0.477	0.477	0.477

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。括号中为统计量t值。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 内生性处理。本文的回归模型中,自变量全部滞后一期,因此反向因果关系较弱。然而遗漏变量也会引发内生性问题,由于潜在的影响因素过多,在实证研究中较难避免遗漏变量的影响,虽然本文在回归模型中尽量控制了影响全要素生产率的主要因素,并且使用了双向固定效应模型,但仍可能存在遗漏变量造成的内生性问题。为此,本文在控制年份固定效应和公司固定效应的基础上也控制了年份和行业的联合固定效应,从而控制了行业层面随时间变化的遗漏因素(如产业政策调整、行业自身发展趋势等),结论仍保持一致。

寻找合适的工具变量进行回归可以有效解决内生性问题。本文首先借鉴了花贵如等的做法,选取投资者情绪的一阶滞后项作为工具变量^[3],并采用面板工具变量回归法进行估计。其次,借鉴公司金融领域文献的普遍做法^{[42][43][44]},以内生解释变量的同行业均值作为工具变量,即选取企业所在“年度—行业”的投资情绪均值作为工具变量,为了更好地满足工具变量的外生性要求,本文在计算投资者情绪的“年度—行业”均值时剔除了企业本身,对于同一“年度—行业”内仅有一家企业的样本,也予以剔除。选取企业所处行业其他企业投资者情绪的均值作为工具变量的依据在于:第一,同行业的

公司面临相似的外部经营环境和行业特征,投资者很可能对这些企业具有类似的预期,从而产生相近的投资者情绪,即该企业与同行业其他企业的投资者情绪应当有较高的相关性,满足工具变量的相关性要求;第二,同行业其他企业的投资者情绪不大可能会直接影响到该企业的全要素生产率,从而满足工具变量的外生性要求。本文对这两个工具变量的合理性分别进行了检验,结果显示,Kleibergen-Paap rk LM 统计量均在 1%水平上显著,即拒绝了“工具变量识别不足”的假设,说明工具变量不存在不可识别问题;Kleibergen-Paap rk Wald F 均远大于 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值,说明工具变量与内生解释变量具有较强的相关性。表 4 的第(1)列和第(2)列汇报了工具变量回归的结果。第(1)列的工具变量为投资者情绪的一阶滞后项,第(2)列的工具变量为投资者情绪的同行业均值。二者均通过了工具变量的不可识别检验、弱工具变量检验,说明工具变量的选取是合适的。第(1)列和第(2)列中 STM 的系数均在 1%水平上显著为正,表明在缓解了潜在的内生性问题后,投资者情绪仍然对企业全要素生产率有显著提升效应。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
STM	0.030 *** (3.337)	0.054 *** (5.023)	0.025 *** (4.525)	0.011 ** (2.358)	0.030 *** (5.250)
STM_STM					0.0003 (0.196)
Size	0.415 *** (32.261)	0.434 *** (33.113)	0.191 *** (11.885)	0.409 *** (31.296)	0.417 *** (29.416)
Lev	0.260 *** (6.021)	0.240 *** (5.498)	0.270 *** (4.361)	0.302 *** (5.514)	0.283 *** (5.049)
CFO	0.220 *** (3.791)	0.196 *** (3.508)	0.136 ** (2.071)	0.190 *** (3.047)	0.201 *** (3.231)
Growth	0.151 *** (16.306)	0.140 *** (15.981)	0.136 *** (14.077)	0.148 *** (16.268)	0.143 *** (15.687)
ROA	1.148 *** (11.154)	1.067 *** (10.092)	1.067 *** (9.426)	1.341 *** (12.934)	1.167 *** (11.065)
Top	-0.039 (-0.629)	-0.078 (-1.320)	-0.114 (-1.090)	-0.072 (-0.835)	-0.070 (-0.812)
ID	0.014 (0.165)	0.020 (0.241)	0.056 (0.428)	0.050 (0.441)	0.024 (0.213)
Age	0.067 ** (2.528)	0.056 *** (2.872)	0.017 (0.509)	0.130 *** (4.892)	0.053 * (1.746)
SOE	-0.052 * (-1.691)	-0.044 (-1.423)	-0.096 ** (-1.994)	-0.050 (-1.147)	-0.047 (-1.069)
cons			6.780 *** (19.436)	5.413 *** (18.522)	5.156 *** (17.171)
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Underidentification Chi-sq(1)P	0.000	0.000			
Kleibergen-Paap rk Wald F	2028.041	1237.163			
N	21102	23011	23449	23449	23449
R ²	0.469	0.476	0.250	0.468	0.477

注:由于 CICS I 指数属于时间序列数据,若控制年份固定效应,则其解释力会被年份固定效应吸收。因此,本文在采用 CICS I 指数做稳健性检验时用 M2 增长率、GDP 增长率和 CPI 增长率替换掉年份虚拟变量,即表中第(4)列的年份固定效应实际上是这 3 个宏观经济变量。

2. 替换核心变量。采用 LP 法测算全要素生产率的前提假设在于,当企业面临生产率冲击时,对要素投入的及时调整没有成本,而 Akerberg 等则认为劳动的系数只有在代理变量和自由变量相互独立时才能得到一致估计,否则就无法避免第一步估计系数之间存在的共线性^[37]。有鉴于此,他们对 LP 法进行了修正,提出了 ACF 法。本文将 LP 法测算的全要素生产率替换为 ACF 法测算的全要素生产率进行稳健性检验。表 4 第(3)列汇报了替换全要素生产率指标后的回归结果,STM 的系数仍在 1%水平上显著为正。其次,采用易志高等构建的 CICSI 指数作为投资者情绪的替代变量^[40],该指数在国泰安数据库更新至今。虽然该指数只能反映市场层面的投资者情绪,但仍具有一定的稳健性检验作用。表 4 第(4)列汇报了替换投资者情绪代理变量后的回归结果,此时 STM 的系数仍显著为正。

3. 非线性关系检验。本文的回归结果表明投资者情绪能够提高企业全要素生产率,然而从理论上讲,投资者情绪对企业全要素生产率的影响可能是非线性的。当投资者情绪低于某一阈值时,此时融资约束机制处于主导地位,投资者情绪高涨有利于缓解企业融资约束,从而促进全要素生产率的提升,而当投资者情绪超过这一阈值时,继续高涨就会使得代理成本机制居于主导地位,导致企业资本配置效率降低,从而抑制了全要素生产率。投资者情绪对企业全要素生产率的提升作用是否存在“过犹不及”的现象呢?本文在模型(1)的基础上加入投资者情绪的二次项,考察二者的非线性关系。结果如表 4 第(5)列所示,投资者情绪的二次项(STM_STM)系数值很小,且不显著,从而排除了投资者情绪与企业全要素生产率之间可能存在的“过犹不及”现象,进一步保证了回归结果的稳健性。

(三)影响机制检验

理论分析部分指出,高涨的投资者情绪既可能通过缓解企业融资约束来提高企业全要素生产率,又可能通过加剧代理冲突来抑制全要素生产率的提升。因此,本文按照温忠麟和叶宝娟提出的机制检验步骤,分别从融资约束和代理成本等方面来分析投资者情绪影响企业全要素生产率的内在机制^[45]。中介效应检验包括以下三个步骤:第一步,检验投资者情绪对企业全要素生产率的影响;第二步,检验投资者情绪对中介变量的影响;第三步,在第一步回归模型的自变量中加入中介变量,检验中介变量和投资者情绪的系数显著性及符号,据此判断中介效应或遮掩效应是否成立。

关于融资约束的度量,Hardlock 和 Pierce 对流行的几种融资约束指标进行了比较,认为 WW 指数在识别企业融资约束程度方面的效力优于其他指标,是公认比较可靠的度量指标。许晓芳等基于欧拉投资模型的 GMM 估计构建了中国上市公司的 WW 指数^{[46][47]}。本文借鉴许晓芳等的做法,以 WW 指数衡量企业融资约束程度。参考陈茹等研究,采用经营费用率衡量企业代理成本,即代理成本等于管理费用与销售费用之和占营业收入的比例^[38]。

机制检验的回归结果见表 5。其中,第(1)列和第(4)列反映了投资者情绪对全要素生产率的影响,STM 的系数均显著为正,即投资者情绪总体上提高了企业全要素生产率。第(2)列中的因变量为融资约束程度(FC),STM 的系数显著为负,说明高涨的投资者情绪可以缓解企业融资约束。第(3)列中的因变量为全要素生产率(TFP),解释变量包括投资者情绪(STM)和企业融资约束程度(FC),此时 STM 的系数显著为正,而 FC 的系数显著为负,根据系数的符号和显著性可以判定,企业融资约束的缓解在投资者情绪与全要素生产率之间起到了部分中介效应。第(5)列中的因变量为企业代理成本(AC),STM 的系数显著为正,说明高涨的投资者情绪会提高企业代理成本。第(6)列中的被解释变量为全要素生产率(TFP),解释变量包括投资者情绪(STM)和代理成本(AC),此时 STM 的系数显著为正,而 AC 的系数显著为负,根据系数的符号和显著性可知,代理成本在投资者情绪与全要素生产率之间产生了抑制效应,即投资者情绪通过提高企业代理成本抑制了全要素生产率的提升。投资者情绪对企业全要素生产率影响的总效用中约有 45%($0.004 \times 3.500 / 0.031$)来自融资约束缓解渠道,这表明缓解企业融资约束程度是投资者情绪提高全要素生产率的重要渠道,验证了本文的研究假设。

表 5

机制检验结果

变量	融资约束			代理成本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP	FC	TFP	TFP	AC	TFP
STM	0.031 *** (5.974)	-0.004 *** (-8.164)	0.017 *** (3.479)	0.030 *** (5.891)	0.005 *** (4.127)	0.034 *** (6.836)
FC			-3.500 *** (-29.324)			
AC						-0.929 *** (-9.806)
Size	0.417 *** (29.346)	-0.031 *** (-29.363)	0.307 *** (23.464)	0.417 *** (29.461)	-0.019 *** (-5.861)	0.399 *** (29.616)
Lev	0.281 *** (4.983)	0.021 *** (4.777)	0.353 *** (6.477)	0.288 *** (5.090)	-0.038 *** (-3.317)	0.253 *** (4.739)
CFO	0.200 *** (3.212)	0.003 (0.600)	0.212 *** (3.733)	0.209 *** (3.388)	-0.030 *** (-2.619)	0.182 *** (3.025)
Growth	0.143 *** (15.682)	0.002 *** (3.058)	0.151 *** (18.608)	0.143 *** (15.650)	-0.020 *** (-11.231)	0.124 *** (14.001)
ROA	1.170 *** (11.134)	-0.062 *** (-6.131)	0.953 *** (9.425)	1.177 *** (11.272)	-0.332 *** (-13.490)	0.868 *** (8.115)
Top	-0.068 (-0.788)	-0.003 (-0.395)	-0.077 (-0.896)	-0.063 (-0.730)	-0.026 (-1.484)	-0.087 (-1.024)
ID	0.024 (0.214)	0.005 (0.508)	0.041 (0.377)	0.008 (0.073)	-0.005 (-0.235)	0.004 (0.037)
Age	0.053 * (1.756)	0.005 ** (2.189)	0.070 ** (2.430)	0.049 (1.618)	0.019 *** (3.735)	0.066 ** (2.293)
SOE	-0.048 (-1.095)	-0.002 (-0.624)	-0.055 (-1.324)	-0.043 (-0.989)	-0.014 (-1.402)	-0.056 (-1.258)
cons	5.148 *** (17.096)	-0.312 *** (-13.986)	4.054 *** (13.066)	5.167 *** (17.232)	0.577 *** (8.576)	5.703 *** (19.707)
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23448	23448	23448	23267	23267	23267
R ²	0.477	0.310	0.557	0.478	0.145	0.491

六、异质性分析

(一)企业所有制

在中国特殊的经济制度下,所有制差异是上市公司的典型特征之一。一方面,由于金融抑制较为严重,国有企业在信贷市场享有得天独厚的优势,而非国有企业却在融资过程中面临“所有制歧视”,得不到充足的信贷支持^[48],这严重抑制了非国有企业全要素生产率的提升,而能够缓解企业融资约束的外部因素通常对非国有企业的影响更大。因此,如果缓解融资约束是投资者情绪影响企业全要素生产率的主导机制,那么投资者情绪对非国有企业全要素生产率的提升效果应当更加显著。本文根据企业所有制将全部样本划分为国有企业子样本与非国有企业子样本,并进行分组回归。结果如表 6 第(1)列和第(2)列所示。国有企业组的 STM 系数值为 0.01 且不显著,而非国有企业组的 STM 系数值为 0.039,在 1%水平上显著,组间系数差异在 1%水平上显著。这表明,与国有企业相比,高涨的投资者情绪更能提高非国有企业的全要素生产率。造成这种差异的原因在于,非国有企业较国有

企业面临更大的融资约束,因此投资者情绪在非国有企业中的融资约束缓解效应更加明显,而国有企业的融资优势使得投资者情绪的融资约束缓解效应并不明显。

表 6 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	规模较大	规模较小	内控质量较高	内控质量较低
STM	0.010 (1.097)	0.039*** (6.490)	0.019** (2.350)	0.034*** (5.398)	0.032*** (5.338)	0.022*** (2.878)
Size	0.362*** (15.868)	0.426*** (23.650)	0.369*** (15.675)	0.406*** (15.547)	0.331*** (19.328)	0.452*** (22.674)
Lev	0.353*** (4.030)	0.246*** (3.316)	0.411*** (4.689)	0.275*** (3.732)	0.407*** (6.294)	0.208*** (2.796)
CFO	0.359*** (4.453)	0.071 (0.768)	0.426*** (5.558)	0.031 (0.344)	0.091 (1.226)	0.345*** (3.847)
Growth	0.128*** (11.040)	0.148*** (11.200)	0.108*** (11.101)	0.168*** (10.419)	0.092*** (8.526)	0.163*** (11.313)
ROA	1.248*** (7.980)	0.954*** (7.213)	1.717*** (10.094)	0.585*** (4.858)	1.336*** (8.449)	0.910*** (6.818)
Top	-0.009 (-0.078)	0.042 (0.342)	-0.048 (-0.454)	-0.107 (-0.749)	-0.072 (-0.739)	-0.115 (0.998)
ID	0.039 (0.262)	0.084 (0.519)	0.078 (0.552)	-0.001 (-0.009)	0.117 (0.970)	-0.114 (-0.678)
Age	0.036 (0.729)	-0.013 (-0.302)	0.054 (1.240)	0.021 (0.462)	0.143*** (4.312)	0.005 (0.106)
SOE			0.040 (0.647)	-0.025 (-0.510)	-0.036 (-0.647)	-0.038 (-0.753)
cons	6.374*** (13.078)	4.910*** (12.841)	6.282*** (11.967)	5.221*** (9.820)	6.934*** (19.083)	4.412*** (10.559)
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10545	12904	11722	11727	11718	11722
R ²	0.425	0.492	0.406	0.334	0.513	0.459
组间系数差异 P 值		0.002		0.014		0.000

(二) 企业规模

与非国有企业在融资时面临的“所有制歧视”类似,中小企业在融资时也会面临“规模歧视”,这使得中小企业与大企业相比而言更难获得融资支持^[48]。因此,当融资约束机制占主导地位时,投资者情绪对企业全要素生产率的提升作用应当在规模较小的企业中更加明显。为进一步考察投资者情绪对企业全要素生产率的影响是否具有规模异质性,本文将全部样本按照企业规模的年度中位数划分为规模较大组和规模较小组。回归结果如表 6 的第(3)列和第(4)列所示,规模较大组中的 STM 系数为 0.019,规模较小组中的 STM 系数为 0.034,组间系数差异在 5%水平上显著。这表明投资者情绪对规模较小企业的全要素生产率的提升作用更加明显。

(三) 企业内部控制

内部控制通过契约形式优化企业内部流程,合理分配利益各方权责,保证权力的有效监督和制衡,是缓解企业内部代理问题的一种制度安排,能够有效改善公司治理^[49],从而纠正管理者做出满足个人偏好或私人利益但不符合股东利益的决策。高质量的内部控制还可以改善信息沟通效率,缓解内外部信息不对称程度,这也有助于提高资本配置效率^[50]。内部控制还通过提高业绩指标的信息含量,使其更好地反映管理者的努力程度^[51],从而激励经理人将股东利益最大化作为决策目标。激励机制错位导致了更高的代理成本,进而抑制了企业全要素生产率,但内部控制质量的提高可以削弱激励机制错位对企业全要素生产率的负面影响^[52]。因此,代理冲突在投资者情绪与企业全要素生产率之间起到的抑制效应应当在内部控制质量较高的企业中更弱,从而有利于投资者情绪“趋利避害”,使

得投资者情绪对企业全要素生产率的提升效应在内部控制质量较高的企业中更加明显。为了检验投资者情绪对企业全要素生产率的影响是否在不同内部控制质量的企业中具有异质性表现,本文参照李小荣等的做法^[53],采用“迪博内部控制指数”衡量企业的内部控制质量,并将全部样本分为内部控制质量较高组和内部控制质量较低组。回归结果见表6第(5)列和第(6)列,STM的系数在内部控制质量较高组中为0.032,在内部控制质量较低组中为0.022,组间系数差异在1%水平上显著。这表明投资者情绪对内部控制质量较高的企业全要素生产率的提升作用更大。

七、结论与启示

资本市场对经济发展起到至关重要的作用,在当前中国进入经济高质量发展阶段和扩大直接融资占比的背景下,有必要结合行为金融理论,深入考察投资者情绪对企业全要素生产率的影响。本文在理论分析的基础上,结合中国上市公司的面板数据实证检验了投资者情绪对企业全要素生产率的影响。研究发现,高涨的投资者情绪对企业全要素生产率具有显著的正向影响,这种正向影响主要源于投资者情绪对企业融资约束的缓解效应。本文还发现企业代理成本在投资者情绪与企业全要素生产率之间存在抑制效应,高涨的投资者情绪提高了企业代理成本,进而抑制了全要素生产率的提高。但总体上看,高涨的投资者情绪提高了企业全要素生产率。区分企业所有制、规模和内部控制质量后发现,投资者情绪对全要素生产率的提升作用在非国有企业、规模较小的企业、内部控制质量较高的企业中更加明显。

本文的研究结论具有如下政策启示:(1)要辩证地看待投资者情绪的作用。以往文献普遍认为投资者情绪作为投资者非理性行为的表现形式之一,无论是对投资者还是对企业而言都具有不利的影响,如提升股价崩盘风险、加剧代理问题等,这使得大多数人对投资者情绪存在偏见。事实上,由于高涨的投资者情绪能够缓解企业面临的融资约束,这对于处于金融抑制环境的企业具有积极作用,可以通过缓解融资约束来提高企业全要素生产率,助力高质量发展。在中国,即使经过多年的信贷市场化改革,仍存在较为严重的金融抑制,对于部分民营企业尤其是中小企业来说,融资难、融资贵的问题没有得到很好解决。民营企业通常具有较高的生产效率,也是创新变革的中坚力量,但长期以来的融资约束抑制了民营企业生产率的进一步提高,如果能够利用好投资者情绪,那么这些企业的融资约束应该能够得到一定缓解,从而有利于全要素生产率的进一步提高,符合经济高质量发展的要求。利用好投资者情绪的关键在于审时度势,权衡利弊,使投资者情绪保持在合理范围,这样既能最大限度地遏制其负面效果和防范潜在风险,又能促进企业高质量发展。(2)优化融资环境,提高企业内部控制质量。投资者情绪对企业全要素生产率的正向作用主要来源于对企业融资约束的缓解,良好的融资环境与投资者情绪之间应当存在替代效应。如果能够进一步深化金融市场改革,营造公平、高效的金融市场环境,那么上市公司调动投资者情绪以缓解融资约束的动力就会减小,投资者情绪带来的负面作用也会随之减少。此外,要加强建设和完善企业内部控制体系,以便更好地发挥投资者情绪的积极作用,削弱投资者情绪的负面影响,实现“趋利避害”。(3)推动资本市场健康发展。随着注册制有序试点与推行,未来会有更多的企业上市,这给上市公司带来了更大的融资压力,而当前我国投资者情绪还有较大的上涨空间,适当推动投资者情绪上涨有利于降低上市公司融资压力。既要防止资本市场大起大落,又要防止投资者情绪低迷,这对于实现中国企业高质量发展和经济转型升级具有重要意义。

参考文献:

- [1] 蔡昉.中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J].中国社会科学,2013(1):56—71.
- [2] 李建伟,李嘉琪.中美股票市场比较分析与启示[J].湖南大学学报(社会科学版),2019(1):37—51.
- [3] 花贵如,周树理,刘志远,等.产业政策、投资者情绪与企业资源配置效率[J].财经研究,2021(1):77—93.
- [4] Baker, M., Wurgler, J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(4): 1645—1680.
- [5] Brown, N. C., Christensen, T. E., Elliott, W. B., et al. Investor Sentiment and Pro Forma Earnings Disclosures [J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(1): 1—40.

- [6] 鲁训法,黎建强.中国股市指数与投资者情绪指数的相互关系[J].系统工程理论与实践,2012(3):621—629.
- [7] Wang, Y.H., Keswani, A., Taylor, S.J. The Relationships between Sentiment, Returns and Volatility[J]. International Journal of Forecasting, 2006, 22(1): 109—123.
- [8] Tetlock, P.C. Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(3): 1139—1168.
- [9] Bennet, E., Amoako, L.O., Charles R.O. The Impact of Investors' Sentiment on the Equity Market: Evidence from Ghanaian Stock Market[J]. International Journal of Business Administration, 2012, 3(5): 99—109.
- [10] Mclean, R., Zhao, M. The Business Cycle, Investor Sentiment, and Costly External Finance[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(3): 1377—1409.
- [11] Firth, M., Wang, K., Wong, S. Corporate Transparency and the Impact of Investor Sentiment on Stock Prices[J]. Management Science, 2015, 61(7): 1630—1647.
- [12] Baker, M., Stein, J.C., Wurgler, J. When does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity-Dependent Firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(3): 969—1005.
- [13] Polk, C., Sapienza, P. The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering Theory[J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 187—217.
- [14] 花贵如,刘志远,许骞.投资者情绪、管理者乐观主义与企业投资行为[J].金融研究,2011(9):178—191.
- [15] 黄虹,卢佳豪,黄静.经济政策不确定性对企业投资的影响——基于投资者情绪的中介效应[J].中国软科学, 2021(4): 120—128.
- [16] 龚光明,龙立.投资者情绪与上市公司盈余管理:理性迎合抑或情绪偏差[J].当代财经,2017(8):112—122.
- [17] 杨七中,章贵桥,马蓓丽.管理层语意与未来股价崩盘风险——基于投资者情绪的中介效应分析[J].中南财经政法大学学报,2020(1):26—36.
- [18] Solow, R.M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312—320.
- [19] Caggese, A., Cunat, V. Financing Constraints, Firm Dynamics, Export Decisions, and Aggregate Productivity[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1): 177—193.
- [20] 李思飞,靳来群.融资约束、融资渠道与企业全要素生产率——基于 GPSM 方法对中国工业企业的检验[J].江西财经大学学报,2015(2):20—31.
- [21] 宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021(4):138—155.
- [22] 关书,成力为.研发投资、能力积累与全要素生产率提升[J].科学学研究,2020(4):627—637.
- [23] 刘晔,林陈聪.研发费用加计扣除政策与企业全要素生产率[J].科学学研究,2021(10):1790—1802.
- [24] 肖文,薛天航.劳动力成本上升,融资约束与企业全要素生产率变动[J].世界经济,2019(1):76—94.
- [25] Bloom, N., Eifert, B., Mahajan, A. Does Management Matter? Evidence from India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2013, 128(1): 1—51.
- [26] 陈琪.环保投入能提高企业生产率吗——基于企业创新中介效应的实证分析[J].南开经济研究,2020(6): 80—100.
- [27] 刘新恒,丁辉,李舒娴,李广众.股票市场开放能提高中国企业生产效率吗?——基于陆港通的准自然实验[J].系统工程理论与实践,2021(12):3115—3128.
- [28] 李春霞,张伟,沈小波.卖空机制能促进企业全要素生产率增长吗? [J].统计研究,2020(9):34—43.
- [29] 朱英杰.融资约束、生产率与异质性企业的出口竞争力——微观基础的中国经验考察[J].世界经济研究, 2012(9):57—65.
- [30] Gatti, R., Love, I. Does Access to Credit Improve Productivity? Evidence from Bulgaria[J]. Economics of Transition, 2008, 16(3): 445—465.
- [31] 项松林,魏浩.流动性约束对企业生产率的影响[J].统计研究,2014(3):27—36.
- [32] Dang, T., Xu, Z. Market Sentiment and Innovation Activities [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53(3): 1135—1161.
- [33] 熊毅,洪焱.投资者情绪与审计收费——基于审计师执业风险视角[J].审计与经济研究,2021(3):43—55.
- [34] 刘娥平,杨庆森,方园丽.股东监督视角下投资者情绪对管理层自利行为的影响研究[J].财经研究,2017(9): 88—97.
- [35] 唐书林,郭杰,郝玉,等.投资者情绪、股权结构特征与上市公司创新效率[J].系统管理学报,2021(3): 516—525.
- [36] Kornai, J., Maskin, E., Roland, G. Understanding the Soft Budget Constraint[J]. Journal of Economic Litera-

- [37] Akerberg, D., Caves, K., Frazer, G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411—51.
- [38] 陈茹, 张金若, 王成龙. 国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗? [J]. *经济管理*, 2020(11): 5—22.
- [39] Baker, M., Wurgler, J. Investor Sentiment in the Stock Market[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21(2): 129—152.
- [40] 易志高, 茅宁. 中国股市投资者情绪测量研究: CICSI 的构建[J]. *金融研究*, 2009(11): 174—184.
- [41] Goyal, V. K., Yamada, T. Asset Price Shocks, Financial Constraints, and Investment: Evidence from Japan[J]. *Journal of Business*, 2004, 77(1): 175—200.
- [42] Xu, N., Li, X., Yuan, Q., Chan, K. C. Excess Perks and Stock Price Crash Risk: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014(25): 419—434.
- [43] 白俊, 孙云云, 邱善运. 关联委托贷款引发了股价崩盘风险吗? [J]. *中南财经政法大学学报*, 2021(5): 28—37.
- [44] 余典范, 王佳希. 政府补贴对不同生命周期企业创新的影响研究[J]. *财经研究*, 2022(1): 19—33.
- [45] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014(5): 731—745.
- [46] Hadlock, C. J., Pierce, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909—1940.
- [47] 许晓芳, 陆正飞, 汤泰劼. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. *管理科学学报*, 2020(7): 1—26.
- [48] 李旭超, 罗德明, 金祥荣. 资源错置与中国企业规模分布特征[J]. *中国社会科学*, 2017(2): 25—43.
- [49] Johnstone, K., Chan, L., Rupley, K. H. Changes in Corporate Governance Associated with the Revelation of Internal Control Material Weaknesses and Their Subsequent Remediation[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(1): 331—383.
- [50] 方红星, 金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资: 理论分析与经验证据[J]. *会计研究*, 2013(7): 63—69.
- [51] Hoitash, R., Hoitash, U., Johnstone, K. M. Internal Control Material Weaknesses and CFO Compensation[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(3): 768—803.
- [52] 盛明泉, 任侨, 王文兵. 激励机制错位矫正与企业全要素生产率提升研究[J]. *管理学报*, 2021(7): 843—852.
- [53] 李小荣, 韩琳, 马海涛. 内部控制与劳动力投资效率[J]. *财贸经济*, 2021(1): 26—43.

A Study of Investor Sentiment on Total Factor Productivity

DONG Li CHEN Jinlong GUO Huiling

(Business School, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

Abstract: Most literatures believe that investor bounded rationality has a negative effect on economic operation and development. Based on the Chinese situation, this paper discusses the role of investor sentiment from the perspective of high-quality development requirements, and tests the impact of investor sentiment on total factor productivity based on the data of Chinese listed companies from 2007 to 2019. The results show that the rising investor sentiment can improve the total factor productivity of enterprises on the whole. Easing the financing constraints is the main channel for investor sentiment to improve the total factor productivity of enterprises, but the rising investor sentiment will also aggravate the agency conflict, which has a hindrance on the improvement of total factor productivity, which reflects that the financing constraints are still one of the key factors restricting the high-quality development of enterprises in China. Heterogeneity test shows that the effect is more obvious in non-state-owned enterprises, smaller enterprises and enterprises with higher quality of internal control. Generally speaking, optimistic investor sentiment does contribute to the improvement of total factor productivity of enterprises. Both the government and enterprises should pay attention to the impact of investor sentiment changes on total factor productivity.

Key words: Investor Sentiment; Total Factor Productivity; Financing Constraints; Agency Conflict

(责任编辑:肖加元)