

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.08.004

# 股票市场错误定价会影响上市公司运行效率吗?<sup>①</sup>

刘力源<sup>1</sup>, 尹玉刚<sup>2\*</sup>, 刘亚辉<sup>2</sup>

(1. 清华大学五道口金融学院, 北京 100083; 2. 西南财经大学金融学院, 成都 611130)

**摘要:** 资本市场如何影响实体经济的效率? 本文利用中国 A 股上市公司数据研究了股票的错误定价程度对上市公司运行效率的影响及其潜在机制。研究结果表明, 股票错误定价程度的提高会导致上市公司运行效率的降低, 这一结果在基于沪深港通事件的 PSM-DiD 分析和基于基金赎回压力的工具变量法下均成立。在探究错误定价影响公司运行效率的潜在传导机制时, 本文发现公司创新和融资约束有助于解释错误定价对运行效率的负向影响, 且在控制上述两种传导机制后, 仍然存在剩余效应。本文为研究股价的信息传递作用和微观层面的实体经济运行效率提供了新的视角, 并为股票市场与实体经济关系的相关研究提供了新的实证证据。

**关键词:** 错误定价; 全要素生产率; 公司创新; 融资约束

**中图分类号:** F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)08-0052-22

## 0 引言

早在 1945 年, Hayek<sup>[1]</sup> 提出股市具有价格发现的功能, 股价具有传递信息的作用。证监会原主席肖钢曾明确表示“党中央从来没有像现在这样重视资本市场”, 中国进入工业化中后期后, “要实现从要素驱动、债务驱动向创新驱动、效率驱动发展经济, 就必须加快资本市场的发展”<sup>[2]</sup>。相比于间接融资, 直接融资鼓励创新, 对中国新经济的孕育更有包容性, 在经济发展中发挥着越来越重要的作用。金融市场与实体经济的关系, 既为全面认识资本市场资源配置功能提供了新视角, 也是一个国家如何完善资本市场的重要基石。股票发行后, 二级市场的交易行为并不直接影响上市公司损益。那么, 股市仅仅是个“赌场”, 还是会影响实体经济活动<sup>[2,3]</sup>?

大量文献从股价的信息传递作用出发, 讨论金融市场与实体经济的关系, 但侧重点不同。部分学者认为股价仅仅反映了对公司未来现金流的预期, 所以应该在控制了能同时影响股票收益率和经济决策的基本面指标之后, 进而讨论股票市场实体经济的影响<sup>[4]</sup>; 也有学者从委托代理问题、行为金融等角度出发, 认为股价能影响公司管理层决策, 所以应该在考虑股价反馈效应的框架下讨论股票市场与实体经济的关系<sup>[2]</sup>。从实体经济后果看, 学者主要关注资本市场造成的两个方面的影响: 一是微观层面的实体经济决策<sup>[5,6]</sup>, 二是宏观层面的资源配置效率<sup>[7,8]</sup>。现有文献基于不同的逻辑框架和研究方法, 得出的结论也不尽相同。本研究则选取了一个崭新的视角, 研究股票市场错误定价对上市公司运行效率的影响及其潜在的传导机制<sup>③</sup>。在微观层面的研究中, 大多数文

① 收稿日期: 2020-09-25; 修订日期: 2022-06-29。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71903154; 71873266); 中央高校基本科研业务费专项基金资助项目(JBK2001077)。

通讯作者: 尹玉刚(1988—), 男, 安徽六安人, 博士, 副教授, 博士生导师。Email: yinyg@swufe.edu.cn

② 详见肖钢于 2020 年 7 月 7 日在浦江讲坛和 CF40 孙冶方悦读会上的讲话。

③ 在现实世界中, 股市错误定价对公司运行效率产生影响的例子很多。比如, 重庆啤酒乙肝疫苗概念被炒作十余年, 股价被严重高估, 公司整体运行效率较低, 随着乙肝疫苗梦的破灭, 股价断崖式下跌。再比如 2020 年 12 月沃森生物宣布“贱卖”资产, 股价大跌, 在受到多重压力下, 公司又宣布取消上海泽润股权转让相关协议的审议。

献聚焦于错误定价的原因或其导致的公司具体经营决策变化<sup>④</sup>,而本研究关注错误定价所导致的微观层面实体经济后果,即公司的运行效率。

本研究采用以估值模型为基础的错误定价程度<sup>[9,10]</sup>作为股票市场信息传递作用的代理变量,并分别运用 Akerberg 等<sup>[11]</sup>和 Wooldridge<sup>[12]</sup>的方法,计算公司层面的全要素生产率(TFP)作为上市公司运行效率的代理。研究结果表明,股票市场错误定价程度越高,上市公司运行效率越低。这一结果在基于沪深港通交易的 PSM-DiD 分析法和基于基金赎回压力的工具变量法下同样成立,为股票市场错误定价对公司运行效率产生影响的因果推断提供了稳健证据。

在机制研究中,本研究发现,企业创新和融资约束均为股票错误定价影响公司运行效率的潜在传导机制。股票错误定价程度越高,公司创新水平越低、融资约束越大,进而公司运行效率越低。除此之外,在控制了公司创新和融资约束这两种潜在传导机制后,仍然存在着股票错误定价影响公司运行效率的剩余效应。

本研究的主要贡献在于:1) 以往的文献在研究微观层面的实体经济运行时,主要关注的是实体经济决策本身,而本研究聚焦于决策的经济后果。与只关注实体经济决策相比,TFP 衡量的是产出中不能用资本和劳动投入来解释的部分,其计算不依赖于股票的估值<sup>[13]</sup>,从而在微观层面上能够更加全面客观地刻画公司的运行效率。2) 错误定价方面的研究,现有文献集中在错误定价的解释上<sup>[10,14-17]</sup>,而本研究引入以估值模型为基础的错误定价,关注股市错误定价对实体经济的影响。在选择股市信息传递作用的代理变量时,Bennett 等<sup>[13]</sup>采用股票交易数据构造基于信息的交易概率 PIN 和股价非同步性 PSI,而本研究采用公司财务信息构造基于估值模型的错误定价,两者在经济含义上具有显著区别。3) 本研究发现了股票错误定价影响公司运行效率的两条传导机制,丰富了股票市场与实体经济关系的相关领域研究,为中国大力发展直接融资以及提高实体经济运行

效率提供了新的思路,具有一定的现实意义。

## 1 文献综述与研究假设

长期以来,金融市场与实体经济的关系一直是学术界的热点话题。Hayek<sup>[1]</sup>于1945年首次提出股市具有价格发现的功能,股价具有传递信息的作用。在讨论金融市场与实体经济关系的研究中,不同学者产生了分歧<sup>[2]</sup>。基于不同的假设前提和度量方法,得出的结论也不尽相同。有的学者认为,公司管理层本身对公司掌握更多的私有信息,当控制了公司基本面指标,股票市场为公司管理层进行投资等决策所带来的增量信息十分有限,从而对实体经济影响甚微<sup>[4,7,18]</sup>;也有学者认为虽然公司管理层会根据其掌握的内部信息进行决策,但股票市场汇集了许多外部信息,同样能指导管理层的各项决策,进而表明金融市场对实体经济具有显著影响<sup>[2,19,20]</sup>。

从现有的相关文献来看,研究股票市场信息传递作用的代理变量主要分成以下三大类。第一类是以价格为基础的度量方式,包括价格变化<sup>[7]</sup>、估值指标<sup>[18]</sup>等;第二类是以收益率为基础的度量方式,包括股价收益率<sup>[4]</sup>、股价非同步性 PSI<sup>[5]</sup>等;第三类是以交易为基础的度量方式,包括基于信息的交易概率 PIN 和调整的 PIN<sup>[21]</sup>、Gamma 系数<sup>[22]</sup>等。而研究实体经济运行效率的文献主要关注两大方面。一是微观层面的实体经济决策,包括投资决策<sup>[5]</sup>、兼并收购<sup>[23]</sup>、人力投入<sup>[24]</sup>、公司治理<sup>[25]</sup>、董事独立<sup>[26]</sup>、股利政策<sup>[27]</sup>等;二是宏观层面的资源配置效率,包括资本配置<sup>[19]</sup>、劳动配置<sup>[28]</sup>、总产出<sup>[7]</sup>、行业或国家层面的全要素生产率<sup>[29]</sup>等。

虽然上市公司管理层作为内部人,拥有对公司特质信息的优势,但股价反应了市场上所有投资者的一致预期,这包括了宏观经济、政策、以及产品供求等各方面的信息。在有效市场的均衡条件下,如此众多投资者的共同认知,是公司管理层

④ 错误定价的概念最初来源于对有效市场假说的挑战,认为资产价格会偏离内在价值。影响错误定价的因素包括投资者情绪、过度自信、套利风险、投资者异质信念等<sup>[14,15]</sup>。

无法忽视的重要信息,是他们进行经营决策时的重要参考变量<sup>[3,30]</sup>。因此,作为股市信息传递作用的代理变量,错误定价直接影响股市信息传递的效率。错误定价程度越高,资本市场的定价效率越低<sup>[31]</sup>,而股价具有反馈效应,会对管理层的诸多决策产生影响<sup>[2]</sup>,进而引起资源的错配,降低上市公司的运行效率<sup>[31,32]</sup>。综合上述分析,提出以下假设:

**H1** 股票市场错误定价程度越高,上市公司运行效率越低。

如果股票市场确实能显著影响实体经济运行效率,那么另一个关键的问题是股市究竟如何影响实体经济运行效率,换言之,其施加影响的传导机制是什么? Stein<sup>[33]</sup>于1988年提出了管理者短视理论,公司管理层的薪酬体系以及是否被解雇,往往和公司股价挂钩<sup>[13]</sup>,当出现错误定价时,公司管理层更加注重市值管理,做出短视的决策。相比于成熟的资本市场,中国A股的股价波动率较大,错误定价会导致管理层更容易出现短视行为<sup>[6]</sup>。由于无法对管理层短视进行直接度量,本研究参考现有文献的做法,并结合本研究核心关注的TFP,选择检验短视行为带来的两种直接后果:投资决策中的公司创新和融资决策中的融资约束<sup>[4,6,13,34-36]</sup>。通过对前人文献的梳理,主要提出以下两种传导机制假说。

公司创新传导机制。以往研究表明,股价具有反馈效应,股市的错误定价容易引起管理层短视行为,短视行为的直接表现之一是投资决策<sup>[2]</sup>,尤其是与TFP息息相关的创新投资<sup>[4,34,35]</sup>。比如,公司管理层为了不因短期业绩压力而被炒鱿鱼,倾向于放弃一些长期投资的项目,即使这些项目有正的净现值<sup>[4,35]</sup>。而这些长期投资的项目中,最重要的是那些有利于提高公司核心竞争力的创新项目。对大多数公司来说,投资创新项目是一个挑战,因为创新不同于大规模生产和市场营销等常规投入,具有周期长、风险高的特点,充满了不确定性,失败的可能性高<sup>[34]</sup>。

基于创新具有高度不确定性的特性并且存在同行竞争的风险,进行创新投资的公司只能进行部分相关信息披露,并将公司自身暴露在敌意收购的风险下<sup>[33]</sup>。为了避免这些风险,管理层会倾向于减少创新项目的投入,而选择将精力更多地

投入到那些短期就能带来稳定回报的投资项目中,来迎合投资者<sup>[34]</sup>。然而众所周知,技术创新的提高对TFP的提升至关重要。对于企业而言,在主营业务上提高创新能力,是公司提高核心竞争力和运行效率的关键<sup>[34]</sup>。因此,当错误定价引起管理层的短视眼光和迎合行为时<sup>[6,34]</sup>,公司的创新活动会减少,进而影响公司的运行效率。基于上述分析,提出以下假设:

**H2** 股票市场错误定价程度越高,上市公司创新能力越低,进而运行效率越低。

融资约束传导机制。管理层短视行为的另一后果体现在融资决策中的融资成本<sup>[3,4,34]</sup>。对此可以从股价的高估和低估两种情形分开讨论。公司倾向于在股价高估时进行再融资的行为,已被学者广泛证实。但实际上,股价高估和优质投资项目同时出现的机会并不多。所以,大多数股价高估时的再融资项目并未取得投资者预期的汇报<sup>[34]</sup>。长此以往,频繁的、不达预期的融资行为,必将损害公司声誉,并收紧融资约束,增加融资成本。另一方面,在本研究样本期内,证监会对上市公司再融资设有18个月的最低间隔期(新披露的再融资新规放松为6个月)。在间隔期限制下,高估时进行的再融资,无疑浪费了优质投资机会出现时的融资机会。因此对于股价高估的上市公司,当优质投资项目出现时,较高的融资成本会迫使企业放弃投资机会。

而对于股价低估的上市公司,其融资从成本自然较高。因此长期来看,无论是股价的高估和低估,均会收紧融资约束,错失投资良机,最终降低公司运行效率。基于此,提出以下研究假设:

**H3** 股票市场错误定价程度越高,上市公司融资约束越高,进而运行效率越低。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

本研究的样本区间为2000年—2018年沪深两市A股上市公司。在计算TFP和股票错误定价时,所需要的公司财务数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。除专利申请、专利引用和管理层学历的数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)

外,其余被解释变量、中介变量和控制变量的数据均来自 CSMAR. 行业控制变量按照 2012 年证监会行业分类指引进行分类,其中制造业按照二级行业分类,其余行业按照一级行业分类.

本研究剔除了 TFP、错误定价和控制变量数据缺失的样本. 为避免极端值的影响,对所有连续变量在 1% 和 99% 分位数进行 Winsorize 缩尾处理. 由于专利申请和专利引用两个变量均呈现右偏分布,参考 He 和 Tian<sup>[34]</sup> 的做法,先将专利申请和专利引用按照 99% 分位数水平进行 Winsorize 缩尾处理,然后分别将这两个变量加上 1,再取自然对数值. 最终得到 3 070 家上市公司共 29 983 个公司-年观测样本.

## 2.2 关键指标构建

### 2.2.1 被解释变量: 全要素生产率 TFP

TFP 也被称为技术进步率,衡量的是产出中不能由要素投入来解释的部分,能够体现生产过程的整体效率. 本研究基于 Cobb-Douglas 生产函数

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta} \quad (1)$$

其中  $Y$  为总产出,  $K$  为资本,  $L$  为劳动力,  $A$  为生产效率. 对上述方程两边同时取对数,并转变为计量模型

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

得到估计的参数后,TFP 的计算公式为  $y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it}$ .

为了避免同时性偏差、样本选择偏差和函数依赖等计量问题,本研究采用两种方法估算 TFP. 第一种是由 Akerberg 等<sup>[11]</sup> 提出的 ACF 方法,该方法基于一致半参数估计的两步估计过程,延续和发展了文献中广泛使用的 OP 方法<sup>[37]</sup> 和 LP 方法<sup>[38]</sup><sup>⑤</sup>. 第二种是 Wooldridge<sup>[12]</sup> 提出的 WRDG 方法,该方法采用广义矩估计(GMM)框架代替两步估计过程.

为了计算公司层面的 TFP,本研究参考赵健

宇和陆正飞<sup>[40]</sup> 等文献,以公司主营业务收入作为总产出,以固定资产作为资本,以公司员工人数作为劳动力,以购买商品、接受劳务实际支付的现金作为中间投入. 为了客观反映资本、劳动和中间投入对于经济增长的贡献,借鉴鲁晓东和连玉君<sup>[39]</sup> 的做法,样本中对应的名义变量都是以 2000 年为基期的实际值,其中总产出和中间投入使用 GDP 平减指数,资本使用固定资产投资价格指数<sup>⑥</sup>.

### 2.2.2 解释变量: 股票错误定价

本研究参考 Berger 和 Ofek<sup>[9]</sup> 提出的基于估值模型的错误定价度量方法,该方法得到了学界广泛运用<sup>[10,15]</sup>. 该方法根据相对估值法得到公司的基础价值,再将公司的实际价值与基础价值进行对比,以此来衡量公司相对于同行业公司的错误定价程度. 具体而言,公司的基础价值  $ImputedValue$  为公司总资产  $Assets$  乘以公司所处行业各公司的实际价值与总资产之比的中位数  $Ratio$ ,公司的实际价值  $RealValue$  为普通股的市场价值与负债的账面价值之和,因此公司当期的错误定价程度  $Mis$  为公司实际价值与基础价值之比的自然对数<sup>⑦</sup>. 计算公式如下

$$Mis_{it} = \ln(RealValue_{it}/ImputedValue_{it}) \quad (3)$$

为了减轻同时性偏差和反向因果问题,在回归分析中使用  $Mis$  过去三年(第  $t$  年、第  $t-1$  年、第  $t-2$  年)的移动平均值的绝对值作为错误定价  $Mispricing$  的度量<sup>⑧</sup>,即

$$Mispricing_{t-2,t} = \left| \frac{Mis_{it} + Mis_{it-1} + Mis_{it-2}}{3} \right| \quad (4)$$

### 2.2.3 中介变量和控制变量

本研究提出了公司创新和融资约束传导机制假说,故涉及两类中介变量. 参考 He 和 Tian<sup>[34]</sup> 的方法,采用专利申请  $\ln Patent$  和专利引用  $\ln Citation$  两个指标作为公司创新的代理变量<sup>[41]</sup>. 但是仅仅使用专利申请数量,并不能很好地区分突破

⑤ ACF 方法采用基于一致半参数估计的两步估计过程,不仅考虑了同时性偏差和样本选择偏差,还克服了 OP 和 LP 方法存在的函数依赖问题. 关于 ACF 方法的具体细节及优势,详见 Akerberg 等<sup>[11]</sup>、鲁晓东和连玉君<sup>[39]</sup> 等文献.

⑥ GDP 平减指数和固定资产投资价格指数的数据来源于中经网统计数据库.

⑦ 由于中国 A 股的股价波动率较大,为了更加真实地反映全年的错误定价程度,本研究首先利用季度数据计算出错误定价程度  $Mis$  的季度数据,再取算数平均值得到错误定价程度  $Mis$  的年度数据.

⑧ 之所以采用绝对值度量整体的错误定价程度,是因为本研究的关注重点在于错误定价对各种经济决策的经济后果的影响. 尽管错误定价的正负分别代表高估和低估,并且对各种经济决策会产生不同的影响,但本研究着重考察的是错误定价对运行效率的总(净)影响. 除此之外,本研究在稳健性检验中,也考虑了高估和低估的错误定价对运行效率的影响.

性创新和渐进式技术发展<sup>[34]</sup>,因此本研究还采用剔除自引用的专利引用数量,从而更好地度量公司的创新质量.本研究利用KZ指数<sup>[42]</sup>和Hadlock和Pierce<sup>[43]</sup>提出的SA指数SA代理融资约束.

参考已有文献,本研究选取的控制变量主要

包括公司市值  $\ln MV$ 、公司年龄  $\ln Age$ 、杠杆率  $Leverage$ 、管理层学历  $ManagerEdu$ 、外资持股  $ForeignOwn$ 、市场份额  $MarketShare$ 、HHI 指数  $HHI$ 、HHI 指数平方  $HHI\_square$ 、年份  $Year$  及行业  $Indus$  虚拟变量.具体变量定义见表1.

表1 主要变量定义表

Table 1 Definition of main variables

变量中文名	变量英文名	变量定义
被解释变量		
全要素生产率	$TFP\_acf$	运行效率指标,TFP,参考 Akerberg 等 <sup>[11]</sup>
	$TFP\_wrdg$	运行效率指标,TFP,参考 Wooldridge <sup>[12]</sup>
	$TFP\_lp$	运行效率指标,TFP,参考 Levinsohn 和 Petrin <sup>[38]</sup>
资产周转率	$SalesBV$	运行效率指标,公司主营业务收入/总资产
亏损状态	$Loss$	运行效率指标,当公司净利润小于0时为1;否则为0
资产回报率	$ROA$	运行效率指标,公司净利润/总资产
解释变量		
错误定价	$Mispricing$	第 $t$ 年、第 $t-1$ 年、第 $t-2$ 年错误定价程度的平均值,参考 Berger 和 Ofek <sup>[9]</sup>
	$Mispricing\_m2$	第 $t$ 年、第 $t-1$ 年错误定价程度的平均值,参考 Berger 和 Ofek <sup>[9]</sup>
	$Mispricing\_m4$	第 $t$ 年、第 $t-1$ 年、第 $t-2$ 年、第 $t-3$ 年错误定价程度的平均值,参考 Berger 和 Ofek <sup>[9]</sup>
	$Mispricing\_L$	第 $t-1$ 年、第 $t-2$ 年、第 $t-3$ 年错误定价程度的平均值,参考 Berger 和 Ofek <sup>[9]</sup>
	$Mispricing\_fo$	第 $t$ 年、第 $t-1$ 年、第 $t-2$ 年错误定价程度的平均值,参考 Feltham 和 Ohlson <sup>[17]</sup>
	$Mispricing\_rk$	第 $t$ 年、第 $t-1$ 年、第 $t-2$ 年错误定价程度的平均值,参考 Rhodes-Kropf 等 <sup>[44]</sup>
	$Mispricing\_yw$	将 $Mispricing$ 、 $Mispricing\_fo$ 和 $Mispricing\_rk$ 进行标准化处理再加总,参考游家兴和吴静 <sup>[10]</sup>
工具变量		
基金赎回压力	$MFFlow$	基金赎回压力,参考 Edmans 等 <sup>[45]</sup>
中介变量		
专利申请	$\ln Patent$	公司创新指标,专利申请数量加1的自然对数
专利引用	$\ln Citation$	公司创新指标,剔除自引用的专利引用数量加1的自然对数
KZ 指数	$KZ$	融资约束指标,参考魏志华等 <sup>[46]</sup> 的计算方法
SA 指数	$SA$	融资约束指标,参考 Hadlock 和 Pierce <sup>[43]</sup> 的计算方法
控制变量		
公司市值	$\ln MV$	公司流通市值加1的自然对数
公司年龄	$\ln Age$	公司上市时长加1的自然对数
杠杆率	$Leverage$	公司总负债/总资产
管理层学历	$ManagerEdu$	董事长和总经理的平均学历水平,博士=3,硕士=2,本科=1,其他=0
外资持股	$ForeignOwn$	外资持股比例合计
市场份额	$MarketShare$	同行业主营业务收入占比
HHI 指数	$HHI$	Herfindahl-Hirschman 指数,衡量行业集中程度
HHI 指数平方	$HHI\_square$	Herfindahl-Hirschman 指数的平方
年份控制变量	$Year$	年份控制变量
行业控制变量	$Indus$	行业控制变量

### 2.3 实证模型

#### 2.3.1 基准回归模型

为了检验股票市场错误定价对上市公司运行效率的影响(假设 H1)以及缓解同时性偏差和反

向因果问题,本研究运用如下模型设定

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mispricing_{i,t-2,t} + Control_{it} \Gamma + Indus_i + Year_t + \delta_{it} \quad (5)$$

其中  $i$  表示公司,  $t$  表示年份.被解释变量  $TFP$  分

别为使用 ACF 和 WRDG 方法度量的全要素生产率,解释变量 *Mispricing* 表示过去三年(第  $t$  年、第  $t-1$  年、第  $t-2$  年)错误定价程度的移动平均值的绝对值<sup>⑨</sup>,*Control* 表示控制变量的向量,包括公司市值  $\ln MV$ 、公司年龄  $\ln Age$ 、杠杆率 *Leverage*、管理层学历 *ManagerEdu*、外资持股 *ForeignOwn*、市场份额 *MarketShare*、HHI 指数 *HHI*、HHI 指数平方 *HHI\_square*, *Indus* 和 *Year* 分别表示行业和年度固定效应。

由于股票的错误定价程度和上市公司的运行效率之间存在着较强的反向因果问题,本研究在稳健性检验部分运用 PSM-DiD 分析和工具变量法对假设 H1 进行进一步检验。

### 2.3.2 机制检验: 中介效应模型

在研究了股票市场错误定价是否真正显著影响上市公司运行效率后,另一个关键的问题是股市究竟如何影响实体经济运行效率,换言之,其施加影响的传导机制是什么? 本研究引入心理学领域广泛使用的“中介效应”<sup>[47-49]</sup>,来探索股市错误定价对公司运行效率影响的潜在传导机制及其剩余效应。具体模型设定如下

$$TFP_{it} = \gamma_0 + cMispricing_{i,t-2,t} + Control_{it}\Gamma + Indus_i + Year_t + \delta_{it} \quad (6)$$

$$Mediation_{it} = \gamma_1 + aMispricing_{i,t-2,t} + Control_{it}\Gamma + Indus_i + Year_t + \mu_{it} \quad (7)$$

$$TFP_{it} = \gamma_2 + c'Mispricing_{i,t-2,t} + bMediation_{it} + Control_{it}\Gamma + Indus_i + Year_t + v_{it} \quad (8)$$

其中  $i$  表示公司,  $t$  表示年份,被解释变量 *TFP* 分别为使用 ACF 和 WRDG 方法度量的全要素生产率,解释变量 *Mispricing* 表示过去三年(第  $t$  年、第  $t-1$  年、第  $t-2$  年)错误定价程度的移动平均值的绝对值,中介变量 *Mediation* 分别使用公司创新的代理变量(专利申请  $\ln Patent$  和专利引用  $\ln Citation$ )和融资约束的代理变量(*KZ* 指数 *KZ* 和 *SA* 指数 *SA*)。 *Control* 表示控制变量的向量,与模型(5)相同, *Indus* 表示行业固定, *Year* 表示时间固定。

在模型(6)中,系数  $c$  表示解释变量 *Mispricing* 对被解释变量 *TFP* 的总效应;在模型(7)中,系数  $a$  表示解释变量 *Mispricing* 对中介变量 *Medi-*

*ation* 的效应;在模型(8)中,系数  $b$  表示在控制了解释变量 *Mispricing* 的影响后,中介变量 *Mediation* 对被解释变量 *TFP* 的效应,系数  $c'$  表示在控制了中介变量 *Mediation* 的影响后,解释变量 *Mispricing* 对被解释变量 *TFP* 的直接效应。在上述只涉及一个中介变量的简单模型中,中介效应等于间接效应,即等于系数乘积  $ab$ ,它与直接效应  $c'$  和总效应  $c$  的关系如下

$$c = c' + ab \quad (9)$$

检验中介效应的关键在于检验  $H_0: ab = 0$ 。最经典的方法是由 Baron 和 Kenny<sup>[49]</sup> 提出的逐步法中的依次检验法(即依次检验  $H_0: a = 0$  和  $H_0: b = 0$ )。但这一方法近年来受到很多质疑,因为虽然用依次检验法来检验  $H_0: ab = 0$ ,第一类错误率较低,低于设定的显著性水平,但其检验力也较低,即系数乘积实际上显著但依次检验容易得出不显著的结论。目前来看,学界普遍推荐使用 Bootstrap 法直接检验系数乘积的显著性<sup>[48]</sup>。但正如温忠麟和叶宝娟<sup>[47]</sup> 所指出,如果依次检验的结果均显著,那么依次检验的结果强于 Bootstrap 法的检验结果。考虑到本研究涉及公司创新和融资约束两类中介变量,还会使用多重中介效应模型,而检验多重中介效应模型普遍采用的方法是 Bootstrap 法<sup>[50]</sup>。

综合上述分析,本研究主要参考温忠麟和叶宝娟<sup>[47]</sup> 所提出的中介效应检验流程,同时采用依次检验法和 Bootstrap 法检验中介效应。

## 3 实证结果及分析

### 3.1 描述性统计

表 2 Panel A 展示了主要变量的描述性统计结果。从表中可以看出,由 ACF 方法度量的 *TFP* 的均值为 8.722,中位数为 8.677,标准差为 1.335;由 WRDG 方法度量的 *TFP* 的均值为 7.208,中位数为 7.166,标准差为 0.593。两种方法度量的 *TFP* 均呈轻微的右偏分布,但由 ACF 方法度量的 *TFP* 的离散程度更大。以绝对值度量的错误定价程度的均值为 0.400,中位数为 0.292,

⑨ 本研究还计算了过去两年或四年错误定价程度的移动平均值的绝对值,来构造解释变量 *Mispricing*,回归结果具有良好的稳健性。限于篇幅,正文均未展示附录中的图表,有兴趣的读者可联系作者索取。

标准差为 0.377 ,偏度和离散程度适中.

如果错误定价程度指标不取绝对值 ,那么错误定价程度的正负分别代表企业被高估和低估 ,其中被高估样本有 15 509 个 ,被低估样本有 15 382 个.表 2 Panel B 呈现了不同企业所有制在样本区间内被高估或低估的分布情况.在高估的样本中 ,国有企业的均值为 0.299 ,标准差为 0.219 ,非国有企业的均值为 0.306 ,标准差为 0.238 .这表明平均而言 ,国有企业与非国有企业被高估的程度相差不大 ,但国有企业约占高估样本中的 58.5% .在低估的样本中 ,国有企业的均值为 -0.396 ,标准差为 0.388 ,非国有企业的均值为 -0.568 ,标准差为 0.475 .这表明平均而言 ,

非国有企业被低估的程度更大 ,非国有企业约占低估样本中的 54.7% .表 2 Panel C 呈现了不同企业规模在样本区间内被高估或低估的分布情况.这里大型企业指的是每年总资产大于中位数的上市公司.在高估的样本中 ,大型企业的均值为 0.287 ,标准差为 0.203 ,小型企业的均值为 0.333 ,标准差为 0.267 .这表明平均而言 ,小型企业被高估的程度略大于大型企业 ,但小型企业约占高估样本中的 33.3% .在低估的样本中 ,大型企业的均值为 -0.346 ,标准差为 0.348 ,小型企业的均值为 -0.597 ,标准差为 0.476 .这表明平均而言 ,小型企业被低估的程度更大 ,小型企业约占低估样本中的 56.3% .

表 2 描述性统计

Table 2 Summary statistics

Panel A 主要变量的描述性统计						
变量	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>TFP_acf</i>	8.722	8.677	1.335	5.221	12.423	37 765
<i>TFP_wrdg</i>	7.208	7.166	0.593	5.606	9.022	38 181
<i>Mispricing</i>	0.400	0.292	0.377	0.005	1.909	30 891
<i>ln MV</i>	14.724	14.682	1.275	12.085	18.282	38 295
<i>ln Age</i>	1.959	2.079	0.865	0.000	3.219	38 337
<i>Leverage</i>	0.463	0.453	0.232	0.052	1.306	38 759
<i>ManagerEdu</i>	1.504	1.500	0.707	0.000	3.000	37 713
<i>ForeignOwn</i>	0.031	0.000	0.095	0.000	0.471	38 759
<i>MarketShare</i>	0.008	0.001	0.024	0.000	0.173	38 694
<i>HHI</i>	0.061	0.021	0.092	0.008	0.459	38 758
<i>HHI_square</i>	0.012	0.000	0.036	0.000	0.211	38 758
<i>ln Patent</i>	1.734	1.386	1.716	0.000	6.339	38 426
<i>ln Citation</i>	2.009	1.792	1.446	0.000	6.319	18 653
<i>KZ</i>	0.919	1.138	2.036	-6.216	7.499	33 987
<i>SA</i>	-3.405	-3.374	0.282	-4.054	-2.789	38 337
Panel B 企业所有制与错误定价						
企业所有制	高估			低估		
	平均数	标准差	观测值	平均数	标准差	观测值
国有企业	0.299	0.219	8 255	-0.396	0.388	6 389
非国有企业	0.306	0.238	5 868	-0.568	0.475	7 703
Panel C 企业规模与错误定价						
企业规模	高估			低估		
	平均数	标准差	观测值	平均数	标准差	观测值
大型企业	0.287	0.203	10 307	-0.346	0.348	6 713
小型企业	0.333	0.267	5 154	-0.597	0.476	8 648

### 3.2 股票错误定价与公司运行效率

表 3 利用模型(5)分析了股票市场错误定价

对上市公司 TFP 的影响 ,其中表 3 第(1)列和表 3 第(3)列分别表示由 ACF 和 WRDG 方法度量的

被解释变量 *TFP*。从单变量回归结果来看,表 3 第 (1) 列和表 3 第 (2) 列 *Mispricing* 的系数分别为 -0.861 和 -0.277 且显著为负 (*t* 值分别为 -45.37 和 -30.54)。表 3 第 (3) 列和表 3 第 (4) 列加入了控制变量公司市值 *ln MV*、公司年龄 *ln Age*、杠杆率 *Leverage*、管理层学历 *ManagerEdu*、外资持股 *ForeignOwn*、市场份额 *MarketShare*、HHI 指数 *HHI*、HHI 指数平方 *HHI\_square*、年份 *Year* 及行业 *Indus* 虚拟变量, *Mispricing* 的系数变为 -0.450 和 -0.120, 仍然在 1% 的水平上显著为负 (*t*

值变为 -24.25 和 -13.30)。这表明股票市场过去三年错误定价程度的平均值越高,上市公司当前的 *TFP* 越低,支持了股票市场实体经济具有显著影响的观点<sup>[2,19]</sup>,且验证了假设 H1: 股票市场错误定价程度越高,上市公司运行效率越低。

从控制变量来看,流通市值越大、年龄越小、杠杆率越大、管理层学历越高、外资持股比例越高、市场份额越大、行业集中度越小的公司,通常具有更高的运行效率。

表 3 错误定价与公司运行效率

Table 3 Stock mispricing and the efficiency of listed companies

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>Mispricing</i>	-0.861*** (-45.37)	-0.277*** (-30.54)	-0.450*** (-24.25)	-0.120*** (-13.30)
<i>ln MV</i>			0.640*** (84.88)	0.291*** (87.18)
<i>ln Age</i>			-0.033*** (-2.80)	-0.053*** (-9.99)
<i>Leverage</i>			0.743*** (19.99)	0.193*** (10.72)
<i>ManagerEdu</i>			0.088*** (10.15)	0.047*** (12.04)
<i>ForeignOwn</i>			0.911*** (12.34)	0.446*** (13.59)
<i>MarketShare</i>			13.267*** (34.32)	5.764*** (30.90)
<i>HHI</i>			-5.960*** (-9.57)	-2.464*** (-8.63)
<i>HHI_square</i>			8.832*** (7.44)	3.909*** (7.36)
常数项	8.375*** (134.58)	6.912*** (250.32)	-0.558*** (-4.65)	2.972*** (54.09)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	30 437	30 437	29 983	29 983
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.147 0	0.135 7	0.446 6	0.425 1

注: 括号内为经 White 异方差检验的 *t* 值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

## 4 机制检验

进一步从公司创新和融资约束两个角度研究股票市场错误定价对上市公司运行效率的潜在传

导机制,并检验在控制这两个机制后,错误定价对运行效率的影响是否还有剩余效应。

### 4.1 公司创新、错误定价与运行效率

首先,以专利申请 *ln Patent* 和专利引用 *ln Citation* 作为公司创新的代理变量,考察公司创



新是否有助于解释错误定价对 *TFP* 的负向影响. 表 4 展示了公司创新作为中介变量的回归结果. 在表 4 的 Panel A 第(1)列和 Panel A 第(4)列中, *Mispricing* 的系数分别为 -0.232 和 -0.140, *t* 值分别为 -11.83 和 -5.39, 即模型(7)中的系数 *a* 显著为负, 说明过去三年的平均错误定价程度越高, 公司的创新能力越低. 这与前人提出的管理层短视理论和迎合行为相吻合<sup>[4, 6, 33-35]</sup>. 表 4 的 Panel A 第(2)列和表 4 的 Panel A 第(3)列分别报告了当被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 时, *Mispricing* 的系数均显著为负, *ln Patent* 的系数均显著为正. 类似地, 表 4 的 Panel A 第(5)列和表 4 的 Panel A 第(6)列分别报告了当被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 时, *Mispricing* 的系数均显著为负, *ln Citation* 的系数均显著为正. 换言之, 模型(8)中的系数 *b* 显著为正, 系数 *c* 显著为负. 由依次检验法可知, 存在公司创新的中介效应.

表 4 的 Panel B 展示了使用 Bootstrap 法迭代 500 次的中介效应检验结果. 当用专利申请 *ln Patent* 代理公司创新时, 表 4 的 Panel B 第(1)列和表 4 的 Panel B 第(2)列分别报告了被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 的回归结果, 间接效应的系数分别为 -0.035 和 -0.009, 直接效应的系数分别为 -0.415 和 -0.111, 总效应的系数分别为 -0.450 和 -0.119, 并且三种效应均在 1% 的水平上显著为负, 与表 4 的 Panel A 第(1)列~表 4 的 Panel A 第(3)列的结果一致. 当用专利引用 *ln Citation* 代理公司创新时, 表 4 的 Panel B 第(3)列和表 4 的 Panel B 第(4)列分别报告了被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度

量的 *TFP* 的回归结果, 间接效应的系数分别为 -0.018 和 -0.005, 直接效应的系数分别为 -0.316 和 -0.061, 总效应的系数分别为 -0.334 和 -0.065, 并且三种效应均在 1% 的水平上显著为负, 与表 4 的 Panel A 第(4)列~表 4 的 Panel A 第(6)列的结果一致. 不论是依次检验法还是 Bootstrap 法, 公司创新的中介效应均显著为负. 错误定价程度越高, 公司当期的创新水平越低, 进而当期的 *TFP* 越低, 验证了假设 H2.

#### 4.2 融资约束、错误定价与运行效率

进一步以 KZ 指数 *KZ* 和 SA 指数 *SA* 作为融资约束的代理变量, 以此来考察融资约束是否有助于解释错误定价对 *TFP* 的负向影响. 表 5 展示了融资约束作为中介变量的回归结果. 在表 5 的 Panel A 第(1)列和表 5 的 Panel A 第(4)列中, *Mispricing* 的系数分别为 0.150 和 0.051, *t* 值分别为 5.00 和 23.29, 即模型(7)中的系数 *a* 显著为负, 说明过去三年的平均错误定价程度越高, 公司当期的融资约束越大. 错误定价引起的管理层短视理论, 影响了公司的资金利用效率以及公司的整体声誉, 进而影响融资成本<sup>[18, 33, 34]</sup>. 表 5 的 Panel A 第(2)列和表 5 的 Panel A 第(3)列分别报告了当被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 时, *Mispricing* 的系数均显著为负, *KZ* 的系数均显著为负. 类似的, 表 5 的 Panel A 第(5)列和表 5 的 Panel A 第(6)列分别报告了当被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 时, *Mispricing* 的系数均显著为负, *SA* 的系数均显著为负. 换言之, 模型(8)中的系数 *b* 显著为正, 系数 *c* 显著为负, 即存在融资约束的中介效应.

表 4 公司创新、错误定价与全要素生产率  
Table 4 Firm innovation, stock mispricing and TFP

Panel A 传导机制: 公司创新						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ln Patent</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	<i>ln Citation</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>Mispricing</i>	-0.232*** (-11.83)	-0.415*** (-22.81)	-0.111*** (-12.38)	-0.140*** (-5.39)	-0.316*** (-13.81)	-0.061*** (-5.80)
<i>ln Patent</i>		0.150*** (32.46)	0.037*** (17.05)			
<i>ln Citation</i>					0.127*** (19.91)	0.034*** (11.69)

续表 4  
Table 4 Continues

Panel A 传导机制：公司创新						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ln Patent</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	<i>ln Citation</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>ln MV</i>	0.531*** (54.33)	0.559*** (71.52)	0.271*** (77.29)	0.506*** (39.97)	0.543*** (54.57)	0.263*** (60.24)
<i>ln Age</i>	-0.265*** (-17.93)	0.008 (0.66)	-0.043*** (-8.11)	-0.006 (-0.31)	0.070*** (4.69)	-0.023*** (-3.50)
<i>Leverage</i>	0.035 (0.96)	0.736*** (20.24)	0.192*** (10.72)	0.248*** (4.91)	1.005*** (20.55)	0.365*** (16.06)
<i>ManagerEdu</i>	0.191*** (17.78)	0.059*** (6.90)	0.040*** (10.21)	0.215*** (16.21)	0.040*** (3.78)	0.024*** (5.14)
<i>ForeignOwn</i>	1.059*** (11.47)	0.757*** (10.61)	0.410*** (12.65)	1.067*** (9.15)	1.088*** (12.63)	0.457*** (12.46)
<i>MarketShare</i>	6.824*** (15.41)	12.324*** (31.56)	5.531*** (29.59)	4.374*** (6.83)	10.858*** (22.91)	4.794*** (21.47)
<i>HHI</i>	3.153*** (4.33)	-6.409*** (-10.29)	-2.571*** (-8.99)	2.908** (2.50)	-2.461** (-2.51)	-1.173*** (-2.80)
<i>HHI_square</i>	-4.142*** (-2.97)	9.411*** (7.92)	4.046*** (7.60)	-2.394 (-1.13)	2.862 (1.62)	1.769** (2.38)
常数项	-7.460*** (-49.17)	0.573*** (4.62)	3.249*** (56.69)	-7.924*** (-32.34)	0.442** (2.16)	3.283*** (35.59)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	30 322	29 978	29 978	16 096	15 965	15 965
调整 R <sup>2</sup>	0.478 1	0.466 1	0.431 0	0.373 1	0.513 3	0.501 1
Panel B 间接效应、直接效应与总效应的 Bootstrap 结果						
效应	(1)	(2)	(3)	(4)		
	<i>ln Patent</i>		<i>ln Citation</i>			
	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>		
间接效应	-0.035*** (-10.79)	-0.009*** (-9.63)	-0.018*** (-5.31)	-0.005*** (-4.98)		
直接效应	-0.415*** (-21.06)	-0.111*** (-11.61)	-0.316*** (-13.29)	-0.061*** (-5.63)		
总效应	-0.450*** (-22.47)	-0.119*** (-12.45)	-0.334*** (-13.81)	-0.065*** (-6.03)		
观测数	29 978	29 978	15 965	15 965		

注：Panel A 括号内为经 White 异方差检验的 *t* 值；Panel B 括号内为经 Bootstrap 的 *t* 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

表 5 的 Panel B 依然展示了使用 Bootstrap 法迭代 500 次的中介效应检验结果。当用 KZ 指数 KZ 代理融资约束时，表 5 的 Panel B 第 (1) 列和第 (2) 列分别报告了被解释变量为由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 的回归结果，间接效应的

系数分别为 -0.027 和 -0.014，直接效应的系数分别为 -0.399 和 -0.104，总效应的系数分别为 -0.426 和 -0.118，并且三种效应均在 1% 的水平上显著为负，与表 5 的 Panel A 第 (1) 列 ~ 表 5 的 Panel A 第 (3) 列的结果一致。当用 SA 指数 SA

代理融资约束时,表5的Panel B第(3)列和表5的Panel B第(4)列分别报告了被解释变量为由ACF和WRDG方法度量的TFP的回归结果,间接效应的系数分别为-0.076和-0.033,直接效应的系数分别为-0.374和-0.087,总效应的系数分别为-0.450和-0.120,并且三种效应均在1%的水平上显著为负,与表5的Panel A第(4)列~表5的Panel A第(6)列的结果一致.不论是依次检验法还是Bootstrap法,融资约束的中介效应均显著为负.错误定价程度越高,公司当期的融资约束越大,进而当期的TFP越低,结果支持了假设H3.

### 4.3 剩余效应:控制企业创新与融资约束

由上述分析可知,公司创新和融资约束均为股票市场错误定价影响实体经济运行效率的潜在传导机制.在控制了上述潜在机制后,本研究进一步探究错误定价对运行效率的影响是否还有剩余效应.

表6报告了以专利申请ln Patent代理公司创新、以SA指数SA代理融资约束的多重中介效应模型的回归结果.在表6的Panel A第(1)列和表6的Panel A第(2)列中,Mispricing的系数分别为-0.232和0.051,t值分别为-11.83和23.29,说明过去三年的平均错误定价程度越高,公司的创新能力越低,融资约束越大.表6的Panel A第(3)列和表6的Panel A第(4)列分别报告了当被

解释变量为由ACF和WRDG方法度量的TFP时,Mispricing的系数均显著为负,ln Patent的系数均显著为正,SA的系数均显著为负.

表6的Panel B展示了使用Bootstrap法迭代500次的中介效应检验结果.当控制了专利申请ln Patent和SA指数SA后,表6的Panel B第(1)列和表6的Panel B第(2)列分别报告了被解释变量为由ACF和WRDG方法度量的TFP的回归结果,公司创新的间接效应系数分别为-0.036和-0.009,融资约束的间接效应系数分别为-0.078和-0.033,间接效应总和的系数分别为-0.114和-0.042,直接效应的系数分别为-0.336和-0.077,总效应的系数分别为-0.450和-0.119,并且所有效应均在1%的水平上显著为负,与表6的Panel A第(1)~表6的Panel A第(4)列的结果一致.

不论是依次检验法还是Bootstrap法,在控制了专利申请ln Patent和SA指数SA后,仍然存在剩余效应<sup>⑩</sup>.如果用ACF方法度量TFP,上述两种传导机制的间接效应总和占比总效应约为25%;如果用WRDG方法度量TFP,上述两种传导机制的间接效应总和占比总效应约为35%.至于是否还有其他具有实际经济意义的潜在传导机制,或者错误定价对运行效率影响的总效应中是否有较大的比例可以由直接效应来解释,还需在未来的研究中进一步讨论.

表5 融资约束、错误定价与全要素生产率  
Table 5 Financial constraints, stock mispricing and TFP

Panel A 传导机制: 融资约束						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	KZ	TFP_acf	TFP_wrdg	SA	TFP_acf	TFP_wrdg
Mispricing	0.150*** (5.00)	-0.399*** (-22.06)	-0.104*** (-12.18)	0.051*** (23.29)	-0.374*** (-20.76)	-0.087*** (-9.87)
KZ		-0.191*** (-38.10)	-0.095*** (-40.41)			
SA					-1.479*** (-25.35)	-0.639*** (-23.32)
ln MV	-0.397*** (-33.19)	0.557*** (73.11)	0.251*** (76.19)	0.006*** (4.95)	0.646*** (85.05)	0.293*** (87.67)
ln Age	0.409*** (22.48)	0.050*** (4.32)	-0.012** (-2.29)	-0.376*** (-243.83)	-0.588*** (-23.85)	-0.292*** (-25.16)

<sup>⑩</sup> 在未展示的结果中,本研究报告了以公司创新其他度量方式和融资约束其他度量方式的不同组合的多重中介效应模型回归结果,结果均表明在控制了公司创新和融资约束两种传导机制后,仍然存在剩余效应.

续表 5  
Table 5 Continues

Panel A 传导机制：融资约束						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>KZ</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	<i>SA</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>Leverage</i>	5.319*** (112.78)	1.809*** (39.98)	0.701*** (32.46)	0.107*** (23.35)	0.891*** (25.15)	0.257*** (14.67)
<i>ManagerEdu</i>	-0.001 (-0.04)	0.086*** (10.24)	0.047*** (12.42)	0.001 (0.51)	0.090*** (10.52)	0.048*** (12.42)
<i>ForeignOwn</i>	-0.612*** (-5.92)	0.784*** (11.19)	0.380*** (12.00)	0.036*** (3.59)	0.939*** (12.81)	0.458*** (13.99)
<i>MarketShare</i>	-3.439*** (-6.76)	12.371*** (33.88)	5.353*** (30.20)	1.071*** (13.76)	14.898*** (38.00)	6.468*** (33.96)
<i>HHI</i>	2.205** (2.46)	-5.150*** (-8.46)	-2.092*** (-7.52)	-0.238*** (-3.01)	-6.142*** (-9.96)	-2.543*** (-8.86)
<i>HHI_square</i>	-7.168*** (-4.08)	6.823*** (5.86)	2.952*** (5.70)	0.436*** (2.92)	9.157*** (7.86)	4.049*** (7.62)
常数项	3.261*** (18.01)	0.107 (0.90)	3.298*** (61.96)	-2.748*** (-152.44)	-4.597*** (-23.22)	1.227*** (13.00)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	29 451	29 114	29 114	30 327	29 983	29 983
调整 R <sup>2</sup>	0.433 4	0.489 7	0.481 2	0.786 9	0.463 2	0.440 5
Panel B 间接效应、直接效应与总效应的 Bootstrap 结果						
效应	(1)	(2)	(3)	(4)		
	<i>KZ</i>		<i>SA</i>			
	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>		
间接效应	-0.027*** (-4.77)	-0.014*** (-4.75)	-0.076*** (-17.38)	-0.033*** (-16.80)		
直接效应	-0.399*** (-23.41)	-0.104*** (-13.34)	-0.374*** (-20.69)	-0.087*** (-9.60)		
总效应	-0.426*** (-23.66)	-0.118*** (-14.43)	-0.450*** (-24.27)	-0.120*** (-12.85)		
观测数	29 114	29 114	29 983	29 983		

注：Panel A 括号内为经 White 异方差检验的 *t* 值；Panel B 括号内为经 Bootstrap 的 *t* 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

## 5 稳健性检验

本研究将分别从内生性的检验、基于不同的股票错误定价度量、不同的公司运行效率度量、不同的时间样本以及高估和低估样本对本研究结论进行稳健性检验。

### 5.1 内生性检验

#### 5.1.1 以沪深港通交易作 PSM-DiD 分析

本研究利用沪深港通交易制度的实施作为外生冲击事件进行 PSM-DiD 分析以对假设 H1 进行稳健性检验<sup>①</sup>。

沪深港通交易实施后，境外投资者相对于本

① 以沪深港通交易利用 PSM-DiD 方法可以从三个方面缓解内生性问题：一是以同一国家内的上市公司作为研究样本进行分析，能够控制其他经济政策对资本市场定价效率造成的影响，排除制度因素等遗漏变量给研究结果带来的潜在偏误；二是沪深港通的实施作为一个外生冲击，基本排除了内生性中逆向因果的可能性；三是逐步开放的试点机制天然地区分了实验样本和控制样本，较好地规避了测量误差<sup>[31, 51]</sup>。

士投资者而言,具有信息搜集能力的差异<sup>[52]</sup>和对信息解读与分析的差异<sup>[53]</sup>,并且这些差异所带来的增量信息能迅速反馈到股价中,从而提高股票定价效率,降低错误定价程度<sup>[31,32,53]</sup>。为了检验沪深港通交易制度的实施是否会显著降低A股的错误定价程度,采用以下模型进行检验<sup>[13]</sup>

$$Mispricing_{it} = \beta_0 + \beta_1 Absorbed_{it} + Control_{it-1} \Gamma + Indus_i + Year_t + \delta_{it} \quad (10)$$

其中*i*表示公司,*t*表示年份。被解释变量 *Mispricing* 表示错误定价程度,解释变量 *Absorbed* 为虚拟变量,当公司被纳入沪深港通交易标的时为1,否则为0。*Control* 表示控制变量向量,与模型(5)相同。*Indus* 表示行业固定,*Year* 表示时间固定。如果模型(10)中的 $\beta_1$ 显著为负,则沪深港通交易制度的实施会降低A股的错误定价程度。

沪深港通交易制度的设计采取了渐进式的资本市场开放原则,具体体现在开放时间有先后、入选股票分批次以及持股比例有限制等特点<sup>[32]</sup>。由于沪港

通和深港通分别于2014年11月和2016年12月正式实施,为了兼顾相关性和准确性<sup>[34]</sup>,本研究选取2010年—2018年的时间跨度进行PSM-DiD分析。一方面,如果选择太长的时间跨度,会包含太多与事件无关的噪音信息,并且会减少处理组的样本容量<sup>⑫</sup>;另一方面,如果政策实施的效果通常需要一定时间,如果选择太短的时间跨度,可能观测不到公司运行效率的显著变化,从而降低识别能力。

在确定时间跨度后,本研究定义处理组为被纳入沪深港通交易标的的公司股票,控制组为未被纳入沪深港通交易标的的公司股票。借鉴DeFond等<sup>[54]</sup>的做法,将模型(5)中的控制变量均纳入分类标准中,且要求匹配的控制组与处理组公司在同一个行业,进而采用计算马氏距离的最邻近且无放回的方法进行一一匹配,以确保处理组和控制组的TFP在事件发生前没有显著差异。

表6 剩余效应:控制公司创新与融资约束

Table 6 Residual effect: Controlling firm innovation and financial constraints

Panel A 传导机制: 控制公司创新与融资约束				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ln Patent</i>	<i>SA</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>Mispricing</i>	-0.232 *** (-11.83)	0.051 *** (23.29)	-0.336 *** (-19.10)	-0.077 *** (-8.83)
<i>ln Patent</i>			0.153 *** (33.52)	0.038 *** (17.78)
<i>SA</i>			-1.511 *** (-26.24)	-0.647 *** (-23.72)
<i>ln MV</i>	0.531 *** (54.33)	0.006 *** (4.95)	0.563 *** (71.87)	0.273 *** (77.84)
<i>ln Age</i>	-0.265 *** (-17.93)	-0.376 *** (-243.83)	-0.558 *** (-23.06)	-0.285 *** (-24.70)
<i>Leverage</i>	0.035 (0.96)	0.107 *** (23.35)	0.888 *** (25.70)	0.257 *** (14.77)
<i>ManagerEdu</i>	0.191 *** (17.78)	0.001 (0.51)	0.060 *** (7.17)	0.041 *** (10.51)
<i>ForeignOwn</i>	1.059 *** (11.47)	0.036 *** (3.59)	0.783 *** (11.06)	0.421 *** (13.01)
<i>MarketShare</i>	6.824 *** (15.41)	1.071 *** (13.76)	13.974 *** (35.80)	6.238 *** (32.89)

⑫ 本研究使用PSM方法为处理组匹配控制组时,要求处理组在时间跨度内的各个年份均不能包含缺失值,因此太长的时间跨度会导致处理组样本容量的损失。

续表 6  
Table 6 Continues

Panel A 传导机制：控制公司创新与融资约束				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ln Patent</i>	<i>SA</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>HHI</i>	3.153 *** ( 4.33)	-0.238 *** ( -3.01)	-6.600 *** ( -10.72)	-2.653 *** ( -9.23)
<i>HHI_square</i>	-4.142 *** ( -2.97)	0.436 *** ( 2.92)	9.748 *** ( 8.38)	4.190 *** ( 7.88)
常数项	-7.460 *** ( -49.17)	-2.748 *** ( -152.44)	-3.534 *** ( -17.95)	1.490 *** ( 15.73)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	30 322	30 327	29 978	29 978
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.478 1	0.786 9	0.483 4	0.446 9
Panel B 间接效应、直接效应与总效应的 Bootstrap 结果				
效应	(1)	(2)	控制 <i>ln Patent</i> 和 <i>SA</i>	
		<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>	
公司创新的间接效应	-0.036 *** ( -10.82)	-0.009 *** ( -9.74)		
融资约束的间接效应	-0.078 *** ( -16.74)	-0.033 *** ( -15.57)		
间接效应	-0.114 *** ( -19.82)	-0.042 *** ( -18.01)		
直接效应	-0.336 *** ( -17.95)	-0.077 *** ( -8.25)		
总效应	-0.450 *** ( -22.47)	-0.119 *** ( -12.45)		
观测数	29 978	29 978		

注：Panel A 括号内为经 White 异方差检验的 *t* 值；Panel B 括号内为经 Bootstrap 的 *t* 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

在进行 DiD 分析之前，采用文献中广泛运用的图形分析法对平行趋势假设进行检验<sup>[13, 55]</sup>。具体而言，将 TFP 作为被解释变量，在固定时间和行业效应后，对表示相对事件发生年份的虚拟变量进行回归。如果处理组和控制组的 TFP 在事件发生之前并无显著差异，则满足平行趋势假设，并且在事件发生之后，处理组的 TFP 应该持续显著高于或低于控制组的 TFP。

在平行趋势假设成立的前提下，进一步进行 DiD 回归。由上述讨论可知，PSM 样本的时间跨度为 2010 年—2018 年，在 DiD 回归中，本研究删除了事件发生那一年的样本。具体回归模型如下

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat\_Post_{it} + Control_{it} \Gamma + Indus_i + Year_t + \delta_{it} \quad (11)$$

其中 *i* 表示公司，*t* 表示年份。被解释变量 TFP 分别为使用 ACF 和 WRDG 方法度量的全要素生产率，解释变量 *Treat\_Post* 为虚拟变量，当公司被纳入沪深港通交易标的时为 1，否则为 0。*Control* 表示控制变量的向量，与模型相同，*Indus* 表示行业固定，*Year* 表示时间固定。如果模型 (11) 中的  $\beta_1$  显著为正，则沪深港通交易制度的实施，通过降低 A 股的错误定价程度，提高了上市公司的运行效率。

表 7 报告了模型 (10) 的回归结果。虚拟变量 *Absorbed* 的系数为 -0.027，在 1% 的水平下显著为负 (*t* 值为 -4.12)，这表明股票被纳入沪深港通标的后，会显著降低其错误定价程度，印证了钟

覃琳和陆正飞<sup>[31]</sup>、连立帅等<sup>[32]</sup>关于资本市场开放有利于提高股票定价效率的观点.

表7 沪深港通交易与错误定价

Table 7 The Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong stock connect events and stock mispricing

变量	(1)
Absorbed	-0.017 *** ( -2.64)
ln MV	-0.050 *** ( -19.59)
ln Age	0.011 *** ( 3.62)
Leverage	-0.474 *** ( -29.20)
ManagerEdu	-0.003 ( -0.97)
ForeignOwn	-0.010 ( -0.50)
MarketShare	0.372 *** ( 4.23)
HHI	0.175 ( 1.15)
HHI_square	0.228 ( 0.73)
常数项	1.197 *** ( 30.04)
行业固定效应	Yes
年份固定效应	Yes
观测数	33 838
调整 R <sup>2</sup>	0.136 6

注: 括号内为经 White 异方差检验的  $t$  值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%.

在进行 DiD 分析之前,首先要进行平行趋势假设检验.具体而言,将 TFP 作为被解释变量,在固定时间和行业效应后,对表示相对事件发生年份的虚拟变量进行回归.图 1 展示了虚拟变量的系数,其中图 1(a)和图 1(b)的被解释变量分别表示由 ACF 和 WRDG 方法度量的 TFP,虚线表示估计系数基于稳健标准误计算的 95% 置信区间.从图中可以看出,在事件发生前,处理组和控制组的 TFP 并没有显著差异,这表明平行趋势假设成立.更进一步,由图可知,在事件发生后,处理组的 TFP 显著高于控制组.除此之外,本研究还对比了

处理组和控制组在事件发生前 TFP 和其他公司特征变量的差异,结果展示在附表 2,表明事件发生前,处理组和控制组的 TFP 无显著差异,进一步验证了平行趋势假设.

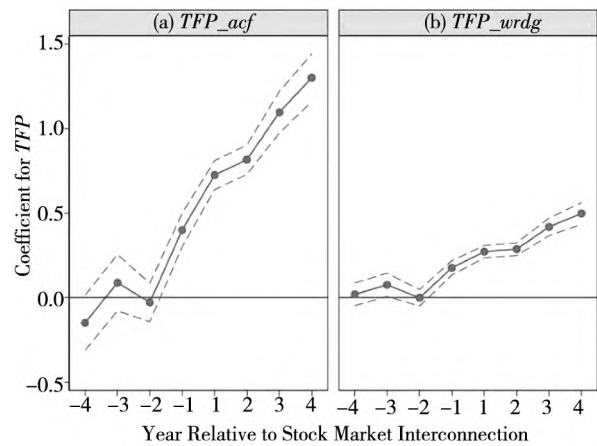


图1 平行趋势假设检验

Fig. 1 Validation of parallel trend assumption

在平行趋势假设成立的前提下,表 8 展示了模型(11)的回归结果.表 8 第(1)列和表 8 第(2)列控制了时间和行业固定效应,虚拟变量  $Treat\_Post$  的系数分别为 0.259 和 0.100,且在 1% 的水平下显著( $t$  值分别为 10.76 和 9.28),这表明引起股票市场错误定价的负向冲击对处理组公司的 TFP 有显著的正向影响,支持了错误定价程度的提高会导致公司 TFP 下降的因果推断.进一步,表 8 第(3)列和表 8 第(4)列呈现了控制时间和个体效应的回归结果,虚拟变量  $Treat\_Post$  的系数仍然在 1% 水平下显著为正.

### 5.1.2 以基金赎回压力作为工具变量

进一步基于基金赎回压力作为工具变量对假设 H1 进行内生性检验.理想的工具变量应该与错误定价具有相关性,但对于 TFP 而言是外生的,换言之,工具变量只能通过错误定价来影响 TFP.借鉴 Edmans 等<sup>[45]</sup>的做法,采用基金赎回压力  $MFFlow$  作为工具变量.

首先定义资金流出  $Outflow$

$$Outflow_{jt} = -F_{jt}/TA_{jt-1} \quad (12)$$

其中  $F_{jt}$  表示第  $t$  年第  $j$  只基金的净流出额,  $TA_{jt}$  表示第  $t$  年第  $j$  只基金的总资产.定义基金赎回压力  $MFFlow$

$$MFFlow_{it} = \sum_{j \in \Omega_t} \frac{F_{jt}}{VOL_{it}} \times \frac{HV_{ijt-1}}{TA_{jt-1}} \quad (13)$$

其中  $VOL_{it}$  表示第  $t$  年第  $i$  只股票的交易金额,  $HV_{ijt-1}$  表示第  $t-1$  年第  $j$  只基金持有第  $i$  只股票的市值,  $\Omega_t$  表示第  $t$  年满足资金流出  $Outflow_{jt} \geq 5\%$  的所有基金  $j$  的集合. 这里仅考虑那些经历了至少占总资产  $5\%$  的资金流出的共同基金, 是因为温和的资金流出所造成的冲击可能被内部的现金或外部的流动性提供者所吸收, 只有极端的资金流出才可能对股票定价产生重要影响<sup>[45]</sup>.

由于流动性等原因, 基金赎回会对其持仓股票带来股价下行的压力, 使得股票偏离其基本价值, 从而提高错误定价程度<sup>[13 21]</sup>. 但基金赎回冲击导致的股价下跌, 并不意味着公司基本面发生

了恶化, 这是因为  $MFFlow$  指标的构建, 不是基于共同基金的实际购买和销售, 而是基于从之前披露的投资组合中推测出来的假想订单<sup>[45]</sup>. 换言之, 实际的购买和销售更能反映基金经理对持仓股票基本面变化的观点, 而  $MFFlow$  反映的基金现有头寸的扩张或收缩, 是由投资者进出该基金的资金所引发的. 因此, 基金赎回压力会影响其持仓股票的错误定价程度, 但这种影响与公司的基本面和运行效率无关<sup>[13 45]</sup>, 表明  $MFFlow$  满足工具变量具有相关性和外生性的要求. 按照文献的一般做法, 本研究将采用两阶段最小二乘法回归模型.

表 8 DiD 估计: 沪深港通交易与全要素生产率

Table 8 DiD estimation: The Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong stock connect events and TFP

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TFP\_acf$	$TFP\_wrdg$	$TFP\_acf$	$TFP\_wrdg$
$Treat\_Post$	0.259*** (10.76)	0.100*** (9.28)	0.092*** (5.49)	0.037*** (3.87)
$\ln MV$	0.561*** (41.49)	0.242*** (40.48)	0.271*** (12.38)	0.139*** (13.28)
$\ln Age$	-0.061*** (-3.94)	-0.057*** (-8.60)	-0.109** (-2.26)	-0.107*** (-4.61)
$Leverage$	1.542*** (23.13)	0.513*** (17.53)	0.318** (2.49)	-0.043 (-0.71)
$ManagerEdu$	0.060*** (4.31)	0.026*** (4.21)	0.038 (1.56)	0.017 (1.45)
$ForeignOwn$	1.129*** (9.61)	0.331*** (6.91)	0.606** (2.35)	0.481*** (5.10)
$MarketShare$	11.009*** (23.14)	4.697*** (20.75)	9.206*** (5.07)	3.938*** (3.91)
$HHI$	-4.224*** (-3.18)	-0.085 (-0.15)	-0.132 (-0.14)	0.359 (0.76)
$HHI\_square$	7.652** (2.57)	-0.393 (-0.31)	0.757 (0.34)	-0.705 (-0.65)
常数项	-0.436* (-1.71)	3.027*** (26.98)	4.797*** (14.77)	5.379*** (34.67)
行业固定效应	Yes	Yes	No	No
公司固定效应	No	No	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	10 610	10 610	10 610	10 610
调整 $R^2$	0.516 6	0.499 1	0.116 5	0.091 0

注: 括号内为经 White 异方差检验的  $t$  值; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。



表9的第(1)列展示了第一阶段的回归结果,即检验 *Mispricing* 和 *MFFlow* 的相关性. 结果表明,基金赎回压力越大,错误定价程度越高 (*MFFlow* 的系数为 2.684,  $t$  值为 3.22), 两者具有较强的相关性,这与文献中基金赎回压力会降低定价效率的观点相吻合<sup>[13, 45]</sup>. 表9的第(2)列

和表9的第(3)列分别报告了被解释变量由 ACF 和 WRDG 方法度量的 *TFP* 的第二阶段回归结果. 与模型中的 OLS 回归结果一致, *Mispricing* 的系数均为负,且在 1% 的水平下显著,这表明工具变量法同样支持了错误定价的提高会导致公司 *TFP* 降低的因果推断.

表9 两阶段最小二乘法: 基金赎回压力作为工具变量

Table 9 2SLS: The measure of mutual fund redemption pressure as the instrumental variable

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段回归	第二阶段回归	
	<i>Mispricing</i>	<i>TFP_acf</i>	<i>TFP_wrdg</i>
<i>MFFlow</i>	2.684 ***		
	(3.22)		
<i>Mispricing</i>		-6.090 ***	-2.019 ***
		(-3.09)	(-2.79)
ln <i>MV</i>	-0.033 ***	0.342 ***	0.176 ***
	(-9.37)	(4.68)	(6.57)
ln <i>Age</i>	-0.021 ***	-0.071	-0.053 ***
	(-4.05)	(-1.41)	(-2.90)
<i>Leverage</i>	-0.696 ***	-2.637 *	-0.881 *
	(-33.23)	(-1.93)	(-1.75)
<i>ManagerEdu</i>	0.006	0.115 ***	0.048 ***
	(1.63)	(4.04)	(4.65)
<i>ForeignOwn</i>	-0.011	1.139 ***	0.397 ***
	(-0.39)	(5.96)	(5.91)
<i>MarketShare</i>	0.916 ***	15.551 ***	6.086 ***
	(8.30)	(7.96)	(8.43)
<i>HHI</i>	0.302	-4.801 **	-1.425 **
	(1.11)	(-2.54)	(-2.07)
<i>HHI_square</i>	0.178	11.482 ***	3.182 **
	(0.34)	(3.28)	(2.51)
常数项	0.983 ***	6.725 ***	5.540 ***
	(13.77)	(3.25)	(7.32)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测数	16 114	16 114	16 114
$R^2$	0.209 7	0.948 4	0.989 4

注: 括号内为经 White 异方差检验的  $t$  值; 此处  $R^2$  在第一阶段回归中表示调整  $R^2$ , 在第二阶段中表示 uncentered  $R^2$ ; \*\*\*, \*\*, \* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%。

综合上述分析,股票错误定价程度的提高会导致上市公司运行效率的降低,这一结果在基于沪深港通交易的PSM-DiD分析法和基于基金赎回压力的工具变量法下均显著,支持了假设H1。

## 5.2 股票错误定价的其他度量

在前文的实证分析中,参考Berger和Ofek<sup>[9]</sup>的方法,*Mispricing*表示过去三年(第*t*年、第*t-1*年、第*t-2*年)错误定价程度的移动平均值的绝对值。除了附表1中的*Mispricing\_m2*和附表1中的*Mispricing\_m4*,本研究还运用了以下四种不同的错误定价度量方式进行稳健性检验:1) *Mispricing\_L*: *L*分别代表第*t-1*年、第*t-2*年、第*t-3*年,计算错误定价程度的移动平均值的绝对值;2) 参考Feltham和Ohlson<sup>[17]</sup>所建立的剩余收益估值模型计算股票错误定价程度*Mispricing\_fo*;3) 参考Rhodes-Kropf等<sup>[44]</sup>从行业的角度构建*Mispricing\_rk*;4) 参考游家兴和吴静<sup>[10]</sup>的方法,将正文中的*Mispricing*度量以及*Mispricing\_fo*、*Mispricing\_rk*进行标准化处理再相加,得到*Mispricing\_yw*。

利用上述四种错误定价的度量方式进行稳健性检验,回归结果见附表录1的Panel B。附表1中Panel B的第(1)列~附表1中Panel B的第(4)列的被解释变量为由ACF方法度量的*TFP*,四种错误定价指标的系数均显著为负;Panel B的第(5)列~Panel B的第(8)列的被解释变量为由WRDG方法度量的*TFP*,四种错误定价指标的系数均显著为负。这表明股票市场错误定价程度越高,上市公司运行效率越低的结论仍然成立。

## 5.3 公司运行效率的其他度量

正如前文所述,运用LP方法<sup>[38]</sup>度量的*TFP*尽管可能存在函数依赖问题,但仍有不少文献运用该方法计算*TFP*<sup>[56]</sup>,因此本研究将运用该方法度量的公司*TFP*进行稳健性检验。除此之外,参考Loderer等<sup>[57]</sup>,本研究还运用资产周转率*Sales-BV*、亏损状态*Loss*以及资产回报率*ROA*来度量公司的运行效率,上述指标的定义详见表1。

附表4展示了运用不同指标度量公司运行效率的回归结果。附表4第(1)~附表4第(4)列分别表明错误定价程度越高,公司的*TFP*越低、资产周转率越低、处于亏损状态的可能性越大、公司

的资产回报率越低。以上证据与前文的错误定价对运行效率产生负面影响的结论相吻合。

## 5.4 新会计准则实施的影响

由于中华人民共和国财政部颁布的新会计准则于2007年1月1日开始执行,实现了中国会计准则与国际财务报告准则的趋同。为了检验新会计准则的实施对本研究结论是否有影响,以2007年1月1日为界限,将全样本分成2000年—2006年和2007年—2018年两个子样本,回归结果见附表5。

附表5第(1)列和附表5第(2)列的别解释变量为ACF方法度量的*TFP*,分别展示了2007年之前和之后两个子样本的回归结果,*Mispricing*的系数均显著为负(系数分别为-0.414和-0.434,*t*值分别为-10.12和-21.09),且两个样本的回归系数大小相近。附表5第(3)列和附表5第(4)列的结果类似。因此,本研究的主要结论对新会计准则的实施不敏感,具有良好的稳健性。

## 5.5 高估与低估的影响

由于本研究的关注重点在于错误定价对各种经济决策的经济后果的影响,所以前文的分析均是考虑错误定价的绝对值,考察的是错误定价对运行效率的总影响。但错误定价的正负分别代表高估和低估,可能对各种经济决策会产生不同的异质性影响。因此,进一步采用如下带有交互项的模型来检验高估和低估的错误定价对运行效率的影响

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mispricing_{i,t-2,t} + \beta_2 Mispricing_{i,t-2,t} \times Overvalue_{i,t-2,t} + \beta_3 Overvalue_{i,t-2,t} + Control_{it} \Gamma + Indus_i + Year_t + \delta_{it} \quad (14)$$

其中*i*表示公司,*t*表示年份。被解释变量*TFP*分别为使用ACF和WRDG方法度量的全要素生产率,*Mispricing*表示过去三年(第*t*年、第*t-1*年、第*t-2*年)错误定价程度的移动平均值。*Overvalue*为虚拟变量,当错误定价大于0时为1,否则为0。*Control*表示控制变量的向量,除了包含模型中的控制变量,还包含了各控制变量与*Overvalue*的交互项。*Indus*表示行业固定,*Year*表示时间固定。

附表6展示了交互项回归结果。附表6第

(1)列和附表6第(2)列分别为被解释变量是ACF和WRDG方法度量的TFP.以第(1)列为例,当股票被低估,即 $Overvalue$ 取0时, $Mispricing$ 的系数为0.435且在1%的水平下显著为正,表明 $Mispricing$ 越大,低估程度越小,TFP越大;当股票被高估时,即 $Overvalue$ 取1时, $Mispricing$ 的系数显著为-0.354,表明 $Mispricing$ 越大,高估程度越大,TFP越小.因此,不管是高估还是低估,错误定价程度越高,TFP越低,与前文加了绝对值的度量结论保持一致.

## 6 结束语

本研究利用2000年—2018年沪深两市A股上市公司数据,研究了股票的错误定价程度对上市公司运行效率的影响及其潜在机制.研究发现,

股票市场错误定价程度越高,上市公司运行效率越低.为了减缓内生性问题,本研究分别运用基于沪深港通事件的PSM-DiD分析法和基于基金赎回压力的工具变量法,进一步证明了错误定价对运行效率产生负面影响的因果关系.

在探究错误定价影响运行效率的传导机制时,本研究引入心理学领域广泛运用的中介效应模型,检验公司创新和融资约束的中介作用.进一步研究发现,公司创新和融资约束是错误定价影响运行效率的两种潜在传导机制.具体而言,错误定价程度越高,公司创新水平越低,进而公司运行效率越低;错误定价程度越高,融资约束越大,进而公司运行效率越低.除此之外,研究表明,在控制公司创新和融资约束这两种潜在传导机制后,仍然存在错误定价影响运行效率的剩余效应.

## 参考文献:

- [1] Hayek F A. The use of knowledge in society [J]. *American Economic Review*, 1945, 35(4): 519–530.
- [2] Bond P, Edmans A, Goldstein I. The real effects of financial markets [J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2012, 4(1): 339–360.
- [3] Edmans A, Goldstein I, Jiang W. Feedback effects, asymmetric trading, and the limits to arbitrage [J]. *American Economic Review*, 2015, 105(12): 3766–3797.
- [4] Morck R, Shleifer A, Vishny R W, et al. The stock market and investment: Is the market a sideshow? [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990, 1990(2): 157–215.
- [5] Durnev A, Morck R, Yeung B. Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(1): 65–105.
- [6] 肖虹, 曲晓辉. R&D投资迎合行为: 理性迎合渠道与股权融资渠道? ——基于中国上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2012, (2): 42–49.  
Xiao Hong, Qu Xiaohui. The catering behavior of R&D investment: Rational catering channel and equity financing channel? Empirical evidence from Chinese listed company [J]. *Accounting Research*, 2012, (2): 42–49. (in Chinese)
- [7] David J M, Hopenhayn H A, Venkateswaran V. Information, misallocation, and aggregate productivity [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2): 943–1005.
- [8] 李青原, 李江冰, 江春, 等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据 [J]. *经济学(季刊)*, 2013, 12(2): 527–548.  
Li Qingyuan, Li Jiangbing, Jiang Chun, et al. Financial development and local real economy capital allocation efficiency: Evidence from province-level industrial data [J]. *China Economic (Quarterly)*, 2013, 12(2): 527–548. (in Chinese)
- [9] Berger P G, Ofek E. Diversification's effect on firm value [J]. *Journal of Financial Economics*, 1995, 37(1): 39–65.
- [10] 游家兴, 吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价 [J]. *经济研究*, 2012, (7): 141–152.  
You Jiaying, Wu Jing. Spiral of silence: Media sentiment and the asset mispricing [J]. *Economic Research Journal*, 2012, (7): 141–152. (in Chinese)
- [11] Akerberg D A, Caves K, Frazer G. Identification properties of recent production function estimators [J]. *Econometrica*,

- 2015 ,83( 6) : 2411 – 2451.
- [12] Wooldridge J M. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables [J]. *Economics Letters* ,2009 ,104( 3) : 112 – 114.
- [13] Bennett B ,Stulz R ,Wang Z. Does the stock market make firms more productive? [J]. *Journal of Financial Economics* ,2020 ,136( 2) : 281 – 306.
- [14] 张 维,张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格[J]. *管理科学学报*,2006 ,9( 4) : 62 – 68.  
Zhang Wei ,Zhang Yongjie. Heterogeneous beliefs ,short-selling constraints and the asset prices [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2006 ,9( 4) : 62 – 68. ( in Chinese)
- [15] Doukas J A ,Kim C F ,Pantzalis C. Arbitrage risk and stock mispricing [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,2010 ,45( 4) : 907 – 934.
- [16] 赵志君. 股票价格对内在价值的偏离度分析 [J]. *经济研究* ,2003 ,( 10) : 66 – 74.  
Zhao Zhijun. An analysis of the deviation of stock market price from its intrinsic value [J]. *Economic Research Journal* ,2003 ,( 10) : 66 – 74. ( in Chinese)
- [17] Feltham G A ,Ohlson J A. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities [J]. *Contemporary Accounting Research* ,1995 ,11( 2) : 689 – 731.
- [18] Blanchard O ,Rhee C ,Summers L. The stock market ,profit ,and investment [J]. *The Quarterly Journal of Economics* ,1993 ,108( 1) : 115 – 136.
- [19] Wurgler J. Financial markets and the allocation of capital [J]. *Journal of Financial Economics* ,2000 ,58( 1–2) : 187 – 214.
- [20] 周 弘,张成思,唐火青. 融资约束与实体经济金融化 [J]. *管理科学学报*,2020 ,23( 12) : 91 – 109.  
Zhou Hong ,Zhang Chengsi ,Tang Huoqing. Financial constraints and real sector firms’ financialization [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2020 ,23( 12) : 91 – 109. ( in Chinese)
- [21] Easley D ,Hvidkjaer S ,O’Hara M. Is information risk a determinant of asset returns? [J]. *The Journal of Finance* ,2002 ,57( 5) : 2185 – 2221.
- [22] Fresard L. Cash savings and stock price informativeness [J]. *Review of Finance* ,2012 ,16( 4) : 985 – 1012.
- [23] Luo Y. Do insiders learn from outsiders? Evidence from mergers and acquisitions [J]. *The Journal of Finance* ,2005 ,60( 4) : 1951 – 1982.
- [24] Ben-Nasr H ,Alshwer A A. Does stock price informativeness affect labor investment efficiency? [J]. *Journal of Corporate Finance* ,2016 ,38: 249 – 271.
- [25] Ferreira M A ,Laux P A. Corporate governance ,idiosyncratic risk ,and information flow [J]. *The Journal of Finance* ,2007 ,62( 2) : 951 – 989.
- [26] Ferreira D ,Ferreira M A ,Raposo C C. Board structure and price informativeness [J]. *Journal of Financial Economics* ,2011 ,99( 3) : 523 – 545.
- [27] Cesari A ,Huang-Meier W. Dividend changes and stock price informativeness [J]. *Journal of Corporate Finance* ,2015 ,35: 1 – 17.
- [28] Midrigan V ,Xu D Y. Finance and misallocation: Evidence from plant-level data [J]. *American Economic Review* ,2014 ,104( 2) : 422 – 458.
- [29] Hsieh C T ,Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics* ,2009 ,124( 4) : 1403 – 1448.
- [30] Xiong Y ,Yang L. Disclosure ,competition ,and learning from asset prices [J]. *Journal of Economic Theory* ,2021 ,197: 105331.
- [31] 钟覃琳,陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验 [J]. *管理世界* ,2018 ,( 1) : 169 – 179.  
Zhong Qinlin ,Lu Zhengfei. Can market liberalization improve the stock price informativeness? Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect [J]. *Management World* ,2018 ,( 1) : 169 – 179. ( in Chinese)

- [32] 连立帅, 朱松, 陈关享. 资本市场开放, 非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据[J]. 管理世界, 2019, (8): 136-154.  
Lian Lishuai, Zhu Song, Chen Guanting. The opening of capital market, non-financial information valuation and firm investment: Evidence from Shanghai & Shenzhen-Hong Kong connect[J]. Management World, 2019, (8): 136-154. (in Chinese)
- [33] Stein J C. Takeover threats and managerial myopia[J]. Journal of Political Economy, 1988, 96(1): 61-80.
- [34] He J, Tian X. The dark side of analyst coverage: The case of innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 856-878.
- [35] Shleifer A, Vishny R W. Equilibrium short horizons of investors and firms[J]. American Economic Review, 1990, 80(2): 148-153.
- [36] 陈文哲, 石宁, 梁琪. 可转债能促进企业创新吗? ——基于资本市场再融资方式的对比分析[J]. 管理科学学报, 2021, 24(7): 94-109.  
Chen Wenzhe, Shi Ning, Liang Qi. Can convertible bonds promote corporate innovation: Comparative research of refinancing means in capital markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(7): 94-109. (in Chinese)
- [37] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263.
- [38] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [39] 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, 11(2): 179-196.  
Lu Xiaodong, Lian Yujun. Estimation of total factor productivity of industrial enterprises in China: 1999-2007[J]. China Economic (Quarterly), 2012, 11(2): 179-196. (in Chinese)
- [40] 赵健宇, 陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗? [J]. 经济研究, 2018, (10): 99-114.  
Zhao Jianyu, Lu Zhengfei. Does pension contribution rate affect firm productivity? [J]. Economic Research Journal, 2018, (10): 99-114. (in Chinese)
- [41] 周焯, 程立茹, 王皓. 技术创新水平越高企业财务绩效越好吗? ——基于16年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012, (8): 170-183.  
Zhou Xuan, Cheng Liru, Wang Hao. Is higher the level of technological innovation, better the financial performance? An empirical analysis of patent applications of the listed Chinese pharmaceutical company[J]. Journal of Financial Research, 2012, (8): 170-183. (in Chinese)
- [42] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [43] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [44] Rhodes-Kropf M, Robinson D T, Viswanathan S. Valuation waves and merger activity: The empirical evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(3): 561-603.
- [45] Edmans A, Goldstein I, Jiang W. The real effects of financial markets: The impact of prices on takeovers[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(3): 933-971.
- [46] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014, (5): 73-80.  
Wei Zhihua, Zeng Aimin, Li Bo. Financial ecological environment and corporate financial constraints: Evidence from Chinese listed firms[J]. Accounting Research, 2014, (5): 73-80. (in Chinese)
- [47] 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, 22(5): 731-745.  
Wen Zhonglin, Ye Baojuan. Analyses of mediating effects: The development of methods and models[J]. Advances in Psychological Science, 2014, 22(5): 731-745. (in Chinese)
- [48] Zhao X, Lynch J G, Chen Q. Reconsidering baron and kenny: Myths and truths about mediation analysis[J]. Journal of

- Consumer Research , 2010 , 37( 2 ) : 197 – 206.
- [49]Baron R M , Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual , strategic , and statistical considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology , 1986 , 51( 6 ) : 1173 – 1182.
- [50]Cheung M W L. Comparison of approaches to constructing confidence intervals for mediating effects using structural equation models [J]. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal , 2007 , 14( 2 ) : 227 – 246.
- [51]李沁洋 , 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. 管理科学学报 , 2019 , 22( 8 ) : 108 – 126.
- Li Qinyang , Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect [J]. Journal of Management Sciences in China , 2019 , 22( 8 ) : 108 – 126. ( in Chinese)
- [52]Bae K H , Ozoguz A , Tan H , et al. Do foreigners facilitate information transmission in emerging markets? [J]. Journal of Financial Economics , 2012 , 105( 1 ) : 209 – 227.
- [53]Edmans A. Blockholder trading , market efficiency , and managerial myopia [J]. The Journal of Finance , 2009 , 64( 6 ) : 2481 – 2513.
- [54]DeFond M L , Hung M , Li S , et al. Does mandatory IFRS adoption affect crash risk? [J]. The Accounting Review , 2014 , 90( 1 ) : 265 – 299.
- [55]Beck T , Levine R , Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance , 2010 , 65( 5 ) : 1637 – 1667.
- [56]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究 , 2015 , ( 2 ) : 61 – 74.
- Yang Rudai. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises [J]. Economic Research Journal , 2015 , ( 2 ) : 61 – 74. ( in Chinese)
- [57]Loderer C , Stulz R , Waelchli U. Firm rigidities and the decline in growth opportunities [J]. Management Science , 2016 , 63( 9 ) : 3000 – 3020.

## Dose the stock mispricing affect the efficiency of listed companies?

LIU Li-yuan<sup>1</sup> , YIN Yu-gang<sup>2\*</sup> , LIU Ya-hui<sup>2</sup>

1. PBC School of Finance , Tsinghua University , Beijing 100083 , China;

2. School of Finance , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China

**Abstract:** How does the capital market affect the efficiency of the real economy? This paper examines the effects of the degree of stock mispricing on the efficiency of listed companies in China A-share market , and further discusses possible underlying mechanisms through which stock mispricing affects the real efficiency. The result shows that the stock mispricing decreases the efficiency of listed companies. This result is robust in the PSM-DiD analysis based on the Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong stock connect events , and the instrumental variable method using the measure of mutual fund redemption pressure. When exploring potential mechanisms , this paper finds that corporate innovation and financing constraints could explain the negative impact of mispricing on corporate efficiency , and there is still a residual effect after controlling the above two mechanisms. This paper offers a new perspective for studying the information transmission function of stock price and the micro-level operation efficiency of the real economy , and provides additional empirical evidence for research on the relationship between the stock market and the real economy.

**Key words:** mispricing; total factor productivity; corporate innovation; financial constraints