



Thèse professionnelle

2021

Open Access

This version of the publication is provided by the author(s) and made available in accordance with the copyright holder(s).

Deviations From Accounting Fundamentals and the Predictability of Stock Return

Chen, Shengjie

How to cite

CHEN, Shengjie. Deviations From Accounting Fundamentals and the Predictability of Stock Return. Doctoral thesis of advanced professional studies (DAPS), 2021.

This publication URL: <https://archive-ouverte.unige.ch/unige:172729>



日内瓦大学金融研究院 博士学位论文

财务基本面偏差与股票收益的可预测性

姓 名： 陈晟杰

学 号： 65189

学科专业： 应用金融学

指导教师： Olivier SCAILLET

2021 年 12 月

免责声明

我声明，我已阅读日内瓦大学发布的剽窃信息和预防文件。

我证明这项工作是个人工作的结果，并已独立撰写。这项工作是作者的责任，绝不是日内瓦大学的责任，也不是指导教授的责任。

我声明，所有使用的信息来源都被完整和准确地引用，包括互联网上的来源。对本文所涉及的研究工作有所贡献的其他个人和团体在论文中已明确标识。

我知道，不引用来源或不正确引用来源的事实是剽窃，剽窃被认为是大学内部的严重过失，应受到惩罚。

鉴于上述情况，我荣幸地宣布目前的工作是原创的。

签名：陈晟杰

日期：2021年12月25日

致谢

2018年夏末，我怀着无比美好的憧憬再次走入美丽的校园，开始攻读清华大学五道口金融学院与日内瓦大学两校合作的金融学博士学位。一转眼，时间已到2021年岁末，在刚刚获得了清华大学“优秀学生”荣誉的同时，我的博士论文经过近一年的研究攻坚，目前也已到了收官阶段。

首先，我要真诚感谢我的论文导师——瑞士金融研究所 (Swiss Finance Institute, SFI) 高级主席、日内瓦金融研究院 (The Geneva Finance Research Institute, GFRI) 副主任、日内瓦大学经济管理学院 (GSEM) 的 Olivier SCAILLET 教授，他在金融资产定价、计量经济学等方面有深厚的研究及学术积累。除了面对面的授课与指导，在全球抗击新冠疫情的特殊时期，Olivier SCAILLET 教授仍坚持通过视频、电子邮件等方式不厌其烦地对我的研究和论文进行指导，虽然实验和模型颇有难度，但由于 Olivier SCAILLET 教授的高质量指导，研究工作得以虽有惊但无险地一直稳步推进，Olivier SCAILLET 教授与我的配合可以用高度默契来形容。

我要感谢三年来日内瓦大学和清华大学授课的相关教授们，他们包括日内瓦大学的：Prof. Rajna GIBSON BRANDON、Prof. Harald HAU、Prof. Dan GALAI、Prof. Tony BERRADA、Prof. Fabio TROJANI 等，以及清华大学五道口金融学院教授和导师：廖理教授、鞠建东教授、田轩教授、黄国波教授、谢平教授等，而在他们当中，我尤其要感谢的是：清华大学金融科技研究院的副院长、清华五道口金融学院的余剑峰教授，余教授是行为金融学及量化投资学方面全球知名的学者，建树颇丰，并且对于中国及美国的金融及证券市场都非常熟悉，在我的博士研究过程中，余剑峰教授也给予了我很多指导和帮助。

我要感谢我的家人，长期的持续学习、研究与繁忙的工作，客观上给他们带来了很大的压力，为了完成各项既定目标，我陪伴他们的时间要比一般的家庭少很多，而我的家人始终义无反顾地支持我，并且为我提供了一切所需要的照顾与关怀，没有家人的支持，我不可能取得今天的进步。

我要感谢我的研究助手以及为我的研究提供支持的瑞泊同事，他们是：苟甜博士、刘梦营分析师，苏玺总监等，有了他们的支持和帮助，我的研究效率获得了极大的提升。

在我奋斗的过程中，始终与我站在一起，爱我、陪伴我、鼓励我、帮助我的亲朋还有很多，无法一一列出，在此一并感谢！韶光易逝，但我将以梦为马，继续拼搏，不负韶华。

希望历尽千帆，归来仍是少年。

奋斗者不老！

摘要

以往研究发现中国股票市场投资者往往对消息反应过度，很少存在反应不足；而最新研究发现美国股票市场投资者存在对财务基本面的变化反应不足。本文基于中国 A 股市场构建了财务基本面偏差因子来进行收益预测，丰富了中国 A 股市场对财务基本面变化反应不足的研究。研究发现，财务基本面偏差因子能够显著正向预测股票未来收益。基于对财务基本面偏差因子投资策略的回测，从 2006 年 1 月到 2021 年 10 月的年化收益率为 28.98%，夏普比率为 0.89，该投资策略的优越表现在分别考虑加权平均、剔除壳公司和剔除国有企业后依然显著。

关键词：中国股票市场；反应不足；财务基本面偏差；股票收益率预测

目 录

免责声明	1
致谢	2
摘要	4
表清单	6
图清单	6
财务基本面偏差与股票收益的可预测性	7
1 引言	7
2 数据和方法	12
2.1 数据说明	12
2.2 财务基本面偏差因子 PDI 的构建	13
3 反应过度与反应不足	14
3.1 反应过度与反应不足的表现	15
3.2 反应过度与反应不足的相关研究	16
3.3 中国存在反应过度的特殊原因	17
4 实证分析	18
4.1 单变量分组投资组合分析	18
4.2 双变量分组投资组合分析	20
4.3 Fama-MacBeth 回归分析	21
4.4 有限套利对 PDI 异象的影响	23
4.5 市场情绪对 PDI 异象的影响	24
4.6 机制分析	25
4.7 PDI 投资策略分析	27
5 总结	33
参考文献	35
作者简介	39
作者发表	40

表清单

表 1: 单变量分组投资组合分析	19
表 2: 双变量分组投资组合分析	21
表 3: Fama-MacBeth 回归分析	23
表 4: 特质波动对 PDI 异象的影响	24
表 5: 市场情绪对 PDI 异象的影响	25
表 6: 分析师盈利预测偏误	27
表 7: PDI 策略的年化超额收益率	29
表 8: PDI 策略的风险和特征状况	32
表 9: 等权投资 PDI 在前 10% 的策略表现	32
表 10: 策略每月收益率统计分析指标	33

图清单

图 1: 市场反应不足价格变动图	16
图 2: 市场反应过度价格变动图	16
图 3: 市值加权与等权重情况下单变量对冲组合对比分析	20
图 4: 净值曲线图	28
图 5: 策略每月收益率分布直方图	33

财务基本面偏差与股票收益的可预测性

1 引言

中国股票市场的市值在全球位居第二，截至 2020 年 7 月 9 日，中国股票市场市值总额高达 9.5 万亿美元，占全球股票市场市值总额的 11%。近些年来，中国股票市场不仅吸引了众多的国际投资者，也激发了很多国内外学者的研究兴趣。由于中国股票市场相对国外发达资本市场而言起步较晚，且具有一些中国特色，使得中国股票市场与国外成熟股票市场有所差别，这些差别对中国股票市场的影响较大。

首先是中国股市的机构投资者较少，散户众多。与美国股票市场不同，中国股票市场散户占比大，根据上海证券交易所 2021 统计年鉴显示，中国股票市场开户数共有 2.66 亿户，其中个人账户有 2.65 亿户，机构账户有 83 万户，个人投资者持股账户数占市场总账户数的 99.69%¹。这些个人投资者通常专业性不足，在做投资决策时常常凭借直觉，与机构投资者相比，散户的投机动机强且换手率高，他们喜欢追涨杀跌，跟风行为较多，往往对消息反应过度，很少存在反应不足。而美国最新研究发现了美国投资者存在对财务基本面变化的反应不足，所以本文研究了中国投资者是否也存在对财务基本面变化的反应不足。

第二，中国股市首次公开募股（IPO）的企业数量和过程受到监管部门的严格控制。企业想要通过首次公开募股实现上市目的难度很大，在这种情况下，有些企业寻求其他上市途径，通过把资产注入一家已经上市的公司实现反向并购该上市公司，从而控制该上市公司，企业就可以采用上市公司增发股票的方法来融资，从而达到其上市目的。这种上市途径在中国通常被叫做“借壳上市”，因此上市公司所拥有的上市资格成为了稀缺资源，所谓的“壳”也就是指上市资格。对于壳公司的研究，有些学者从其交易价值等方面做了研究。朱文莉（2013）认为上市资格供需矛盾决定了壳公司的价格，这是集中博弈的结果。由于中国股票市场存在严格的准入限制，上市资格便成为一种稀缺资源，上市后的企业股权可以在股票市场流通，能够以较低的成本从市场上融资，上市资格的价值纯粹是由市场的行为决定的，也会跟着股价的变化进行调

¹ 根据上海证券交易所发布的统计年鉴（2021 卷），截至 2020 年，股票投资者历年开户累计 26608.1 万户，其中自然人 26525.0 万户，机构 83.1 万户，见（<http://www.sse.com.cn/aboutus/publication/yearly/documents/c/5641852.pdf>，P691）

整，上市资格的价值是企业上市后与上市前市场价值的差额。游达明，彭伟（2004）认为壳价值体现在对上市公司控制权的转移上，属于上市公司控股权溢价的一部分。陈力捷（2003）认为壳指的是上市公司的牌子或资格，未上市企业采用“借壳上市”只是节省上市成本的体现。据统计，中国的借壳上市中有 83%的壳来自于已上市公司中市值在 30%以下的那些公司，这些小市值公司的股票价格表现在一定程度上脱离了公司经营基本面的好坏，反而受到壳资源价值的影响²。所以，为了避免壳资源价值的影响，我们研究了在剔除市值在 30%以下的小市值股票后，基于财务基本面偏差因子构建的投资策略表现。

第三，不同于美国等西方发达国家的经济体，中国股票市场的上市公司中有一部分是国有企业。不同产权性质的企业存在方方面面的差异，而这些差异的根源，在一定程度上可以归结为国有企业的政府控制特征（逯东，2010）。如果说民营企业的经营目标是企业价值最大化与股东价值最大化，那么具有政府控制特征的国有企业，其经营目标则不可避免地受到政府目标的影响。一方面，国有企业的经营不仅仅将自身的经济利益作为唯一的经营目标，还需要更多地考虑一系列非经济目标，如承担就业、为经济发展提供服务、维持经济平稳发展等。另一方面，国有企业的行为方式有时取决于政府官员的偏好与所处的政策环境，受政府官员控制的国有企业会将促进地区经济发展、改善民生环境等非经济目标作为自己的重要政治任务与经营目标。企业根据股市的错误定价调整行为策略的初衷是进一步实现企业的经济目标，而受政府掌控的国有企业则还需要关注一系列非经济目标，其对经济目标的重视程度也往往不及民营企业，在很多情况下，国有企业的经济目标甚至需要给非经济目标让步，从而偏离企业价值最大化原则，相对非国有企业而言，国有企业通常有着较多的机构投资者。国有企业在股票市场中的特殊性应被单独对待，因此我们研究了剔除国有企业后，基于财务基本面偏差因子构建的投资策略表现。

第四，中国股票市场在早期存在股权分置的情况。中国股票市场刚成立时的目的主要是帮助国有企业摆脱困境，因此，在很长一段时期内，股票市场的上市企业都是国有企业。人们当时担心国有企业的股份上市之后如果流通可能会造成国有资产的流失，为了减少这个阻力，股票市场设立初期就分别设置流通股和非流通股，流通股主要是社会公众股，非流通股主要包含国有股和法人股，并且规定非流通股不能流通，

² Jianan Liu, Robert F. Stambaugh, and Yu Yuan (2019) 提到小市值公司最有可能成为壳公司。

只有上市公司公开发行的 A 股和社会公众股才可以流通。当时在股票市场上能够流通的股份占比大概只有 30%，剩余 70%左右的股份是无法在市场上流通的，我们将其称之为股权分置。由于大股东的股票无法在市场上进行流通，他们拥有的股票价值就不能通过流动性来实现，股票市场从而出现了问题：一是不少上市公司大股东依托他们对公司的控制权来侵占公司的利益，不关心流通股的股价波动，导致上市公司的股价经常脱离其基本面；二是流通股在那时的股票市场较少，导致恶意坐庄操纵股价的不良市场行为频繁出现，其释放出来的虚假信息更进一步使得股价脱离企业实际的基本面。上述问题在很大程度上限制了股票市场的发展，且这些问题都与股权分置有一定的关系。为解决股权分置，相关部门在 2005 年开始了股权分置改革，解决了限制股票市场多年发展的同股不同权问题。

第五，中国股票市场存在严格的卖空限制。股票市场的功能之一是价格发现，实现这一功能的前提之一是股票价格能够反映市场参与者的期望，在市场上形成均衡。与发达资本市场不同，中国股市近几年才开放了融券交易，允许投资者做空，但仅限于少数股票，其他股票则不能卖空，且门槛较高，大多数投资者无法参与。而美股市场中绝大多数股票都设有卖空机制，甚至有专门的做空机构。当存在卖空限制时，股票价格发现程度由投资者的行为决定，聪明的投资者会卖出价格被高估的股票。如果投资者不够聪明的话，可能会造成股票价格被高估，而其他投资者由于卖空限制的存在又不能对被高估的股票进行卖空，这样一来风险就会不断积聚（Nagel, 2005），当前股价不可持续。Miller（1977）提出当有卖空限制且投资者掌握的股票信息不对等时，对股票价格不看好但之前却没有购买这些股票的投资者所掌握的信息就无法充分反应在股价里，从而导致股价被高估。Diamond 和 Verrecchia（1987）在很早之前就采用模型估计出卖空限制的存在造成股价的不对等调整，投资者掌握的负面信息无法充分反映到股价上，市场有效性降低，导致股票价格发现和调整的过程缓慢。Chang 等（2007）做了实证研究来验证 Miller 的结论，利用香港只有部分股票被允许卖空的特殊性，通过对比股票具有卖空资格前后的价格变动，得出在有卖空限制时股价常被高估，且市场分歧越大越趋于被高估的结论。资本成本是衡量市场有效性的指标之一，Bekaert 和 Harvey（2000）发现当市场允许卖空时，企业的融资成本会降低，从而证明允许卖空能够在一定程度上提高市场有效性。上述研究说明了当有卖空限制时，市场信息在股价上的反应不对称，造成市场有效性降低，股价被高估。换个角度来看，

存在卖空机制的股票市场，能够从反面促进企业行为的规范，一旦企业做出违反规则的事情让做空机构抓住了把柄，通过媒体公之于众，不仅股票会下跌，甚至董事长也要换人。所以，卖空机制在很大程度上震慑了上市公司的违法行为，有助于资本市场的规范发展。

对于财务基本面和股票收益率的关系，学者们在很早之前就开始研究了。Ou 和 Penman (1989)，Lev 和 Thiagarajan (1993)，Yan 和 Zheng (2017) 以及 Bartram 和 Grinblatt(2018)的研究表明基于基本面的股票收益可预测性适用于一系列财务指标；Abarbanell 和 Bushee (1998)的研究结果表明，从与管理效率和盈余质量有关的一些财务基本面指标来看，股票收益率是可以预测的；Piotroski (2000) 提出利用财务数据构造衡量公司财务基本面的 F-score，在美国市场中，F-score 在区分赢家和输家中起到了重要作用，可以很好地预测股票的未來收益。利用 F-score 与账面市值比寻找存在预期差的股票，Piotroski 和 So (2012) 发现，买入被低估的股票、卖出被高估的股票，构造的对冲组合可以带来显著的超额收益。此外，Fama 和 French (2006) 认为盈利能够在一定程度上预测股票未来回报。Mohanram (2005) 利用低账面市值比的股票（成长股）构建了一个以 G-score 为代表的基本面。Frazzini 等 (2018) 用量化方法系统地分析了巴菲特的投资业绩，发现其倾向于选择便宜的、低风险、高质量的股票，并且将其选股风格定义为品质 (quality)。中国学者们也检验了巴菲特投资风格在 A 股市场中的有效性，发现股票品质可以给投资者带来显著的超额收益（尹力博和廖辉毅，2019；胡熠和顾明，2018；Yin 和 Liao，2020）。Asness 等 (2019) 对 1956-2012 年全球 24 个股票市场进行了实证检验，发现做多高质量的股票并且做空低质量的股票，经风险调整后可以获得显著超额收益。

我们的研究成果与行为金融学中的锚定效应有关，锚定效应是指当人们对某个事件做定量估测时，会将某些特定数值作为起始值，起始值像锚一样制约着估测值，在做决策的时候，会不自觉地给予最初获得的信息过多的重视。锚定效应是非常普遍的心理，根据行为金融学理论，投资者在做决策时常常处于不完全理性状态，不能根据市场上的公开信息理性预期股票未来表现，而通常依据股票的历史信息做出反应，会导致投资者对新消息反应不足，造成过度保守的错误。比如我们对公司未来的盈利预期通常锚定在该公司过去一段时间的盈利上，或者锚定在多数分析师给出的预期上。每个季度的盈余公告出来后，我们有了新的盈利信息，应该用这个新的信息去重新估

计我们对公司将来的盈利预期，但因为我们的预期被锚定在过去的信息上，导致我们对新的信息反应不足，从而使我们的估计过度保守和过度依赖我们过去心理上的“锚”。关于锚定效应对股票市场的影响，国内外有些学者做了相关研究，Tversky 和 Kahneman (1974) 探讨了什么是锚定，认为个人投资者经常参考虽然不相关但却显著的某个锚点。门超和李奔 (2010) 发现如果一些投资者受到锚定效应影响，则他们的行为会使得股价不能充分体现市场公开信息，甚至造成股价大幅波动，进而与合理价格有所偏离。George 和 Hwang (2010) 发现投资者在评估新信息时，经常把 52 周最高点视为锚点。余剑峰教授和王健 (2018) 教授在《理性的非理性金融》一书中提到，除了股票市场，锚定效应还影响到其他很多金融活动，比如在公司并购中，研究人员发现公司并购中的收购价格明显受到被收购公司过去一年最高市值的影响，这可能是因为被收购公司的股东把他们对公司股价的评估锚定在了一个很明显的价格上，比如过去一年的最高价，这时过去一年股票最高价可能是他们的心理价位。贝壳 (Baker)、潘 (Pan) 和沃格勒 (Wurgler) 教授 2012 年发表在《金融经济学期刊》上的论文表明很多公司被收购的价格在它过去一年股票最高价附近。

有人做过这样一个实验，让参与实验的人先各自拿出几张纸，在上面写下自己手机号码的最后三位数，然后用这个数加上 700。在这之后让参与实验的人分别写下自己对下面两个问题的答案：你上面得到的那个数和穆罕默德二世征服拜占庭王朝的首都君士坦丁堡的年份相比，是大还是小？你认为在哪一个年，拜占庭王朝的首都君士坦丁堡穆罕默德二世征服？这个时候主持人让参与实验的人互相对比答案，惊奇的发现，电话号码后三位比较小的人给出的第二题答案往往也较小，虽然我们知道自己的电话号码和拜占庭王朝灭亡的年份没有任何关系！为什么会这样？其实这就是 Kahneman 和 Tversky 发现的心理学中著名的锚定效应。人们在回答问题或者做决定时，往往太重视以前帮助自己形成观点的信息，即使这个信息实际并没有太大价值。而且很多研究发现一旦人们已经形成某种观点，即使有新的证据出现，他们也不会积极地改变原来的想法，更不会主动去寻找可能推翻自己观点的证据。如果我们用一个形象的比喻，你之前获得的信息就像船锚一样，影响到你以后对类似问题的观点，即使这个起锚定作用的信息并没有什么用。³

为了研究投资者在财务基本上是否存在锚定效应，我们在实证研究中构建了衡

³ 王健和余剑峰 (2019) 在理性的非理性金融一书中对锚定效应进行了生动的解释。

量财务基本面偏差的因子，该因子为 PDI（英文全称 Performance Deviation Index）。我们的研究表明，PDI 可以很好地对股票未来收益率进行预测，获得相对于市场的显著超额收益率，这种可预测性是由于投资者锚定过去三个季度的财务基本面均值，对最新季度出现的财务基本面变化反应不足，从而存在一定的偏差导致的。我们的实证结果表明，基于财务基本面偏差构建的投资策略的收益率不能被 Fama-French 三因子和五因子模型很好地解释，说明这一策略能够获得经济上和统计上都具有显著意义的超额收益率。具体来说，等权投资 PDI 在前 10% 的股票，能够获得年化 28.98% 的收益率，基于 PDI 的夏普比率在整个样本中为 0.89，在分别考虑加权投资、剔除壳公司、剔除国有企业后，该投资策略的超额收益率依然是显著的。

我们的研究贡献主要有四个方面：一是既往的研究发现中国股票市场短、中、长期只存在反转效应而没有动量效应，中国股票市场的投资者往往对消息反应过度，很少发现存在反应不足的情况，本文丰富了中国股票市场投资者对财务基本面变化反应不足的研究。二是中国股票市场存在一些特色，比如有很多壳公司和国有企业，以前的研究可能是因为没有剔除壳公司或者国有企业，所以没有发现中国股票市场存在反应不足的现象，本文针对中国股市的特色，研究了考虑剔除壳公司或国有企业后，中国股市是否仍然存在对财务基本面变化的反应不足。三是本文发现存货的偏差在中国和股票将来的收益率呈正相关，而在美国是负相关的。四是本文丰富了关于研究财务基本面和股票收益率关系的文献，发现基于财务基本面偏差的因子所构建的投资策略能够带来显著的超额收益率，说明中国股票市场投资者锚定过去三个季度的财务基本面均值，对最新季度出现的财务基本面变化存在反应不足。

上述部分我们介绍了中国股票市场的特点，并对以往研究进行了文献回顾。本文的其余部分结构如下：在第二章中，我们讨论了数据和样本来源，详细阐述了财务基本面偏差因子（PDI）的构建过程。在第三章中，我们介绍了反应过度 and 反应不足现象。在第四章中，展开了实证分析。最后我们在第五节对论文的整体内容进行了总结。

2 数据和方法

2.1 数据说明

本文以在中国主板和创业板上市的四千多家公司为样本，采用的数据为公开的标准数据，包括上市公司的财务数据、股票价格数据和无风险利率等。这些数据来自东方财富提供的数据库，其中财务数据每个月初都会及时更新，无风险利率是三个月

银行定期存款利率，这是计算超额收益率所必需的。我们用到的 Fama-French 三因子和五因子数据来自国泰安的 CSMAR 数据库，东方财富和国泰安都是中国重要的金融经济数据提供商。我们要求进入样本的公司至少上市两年，鉴于构建因子时需要的一些财务指标数据，金融行业的上市公司是没有的，我们对样本中的金融行业上市公司做了过滤处理。考虑到中国股权分置改革自 2005 年 4 月底开始，改革前非流通股较多，市场交易不活跃且股价表现常常脱离上市公司的基本面，本文样本区间选择为 2006 年 1 月 1 日至 2021 年 10 月 31 日，共 190 个交易日。

2.2 财务基本面偏差因子 PDI 的构建

为了构建月度投资组合，我们首先计算每个月的第一个交易日的财务基本面偏差因子，我们最终的财务基本面偏差因子 PDI 是由七个财务指标的偏差等权相加得到的，具体指标如下：

- (1) 现金和短期投资 = 货币资金+交易性金融资产+可供出售金融资产
- (2) 留存收益 = 盈余公积+未分配利润
- (3) 息税前利润 = 利润总额+财务费用
- (4) 营业收入
- (5) 资本支出 = 构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金
- (6) 投入资本 = 负债和股东权益合计-（流动负债合计-短期借款）-货币资金-商誉
- (7) 存货

每个指标的偏差计算方式是一样的，都是用最新季度的指标减去过去三个季度该指标的均值，然后再除以最新季度的总资产得到的。具体来说，拿存货这一基础指标来说，该指标的偏差计算方式如下：其中 X 代表指标，i 代表股票，s 代表季度，t 代表月份。

$$PDI_i^{X,t} = X_{i,s}^t - \frac{X_{i,s-1}^t + X_{i,s-2}^t + X_{i,s-3}^t}{3} \quad (2-1)$$

其中，s 代表已经发布财报的最新季度， $X_{i,s}^t$ 为股票 i 在 t 月第一个交易日已经发布财报的最新季度存货指标， $X_{i,s-1}^t$ 、 $X_{i,s-2}^t$ 和 $X_{i,s-3}^t$ 分别为股票 i 在 t 月第一个交易日已经发布财报的季度中正数第二、第三和第四个季度的存货指标。我们通过已

经发布财报的最新季度总资产来标准化 $PDI_i^{X,t}$ 信号:

$$\widetilde{PDI}_i^{X,t} = \frac{PDI_i^{X,t}}{A_{i,s}^t} \quad (2-2)$$

其中 $A_{i,s}^t$ 为股票 i 在 t 月第一个交易日已经发布财报的最新季度总资产，我们用 $\widetilde{PDI}_i^{X,t}$ 信号来衡量投资者由于锚定过去 $s-1$ 、 $s-2$ 和 $s-3$ 季度的存货而存在的偏差。类似的，我们依据上述步骤可以求出其他六个基础指标的偏差。

我们回测了这七个指标的偏差与股票收益率的关系，与美国股票市场不同的是，我们发现只有投入资本这一指标的偏差与股票收益率呈负相关，即投入资本指标偏差越大，股票未来收益率可能越低，其他六个指标的偏差与股票收益率的关系都是正相关的。而在美国股票市场，投入资本和存货这两个指标与股票收益率都是负相关的⁴。

我们求出每只股票的上述七个基础财务指标的偏差后，对横截面上所有公司的偏差由大到小排序，针对每个偏差给定一个百分比。拿存货偏差来讲，比如在 t 月的第一个交易日，共有 100 只股票，股票 i 的存货偏差与其他 99 只股票的存货偏差相比，有一个相对大小。如果股票 i 的存货偏差在这 100 只股票中是最大的，那么该股票的存货偏差相对其他股票给出的偏差百分比则为 100%；如果股票 i 的存货偏差在这 100 只股票中排名第 30 位，那么该股票的存货偏差相对其他股票给出的偏差百分比则为 70%。类似的，现金和短期投资、留存收益、息税前利润、营业收入、资本支出这五个指标偏差的百分比也是这样给出的。由于投入资本的偏差与股票收益率呈负相关关系，所以投入资本指标给出的偏差百分比与其他六个指标相反，即投入资本偏差越大，偏差百分比越小。

最后，在 t 月的第一个交易日，我们将股票 i 的七个财务指标的偏差百分比等权相加组合在一起，求出衡量股票 i 的财务基本面偏差的综合因子 PDI，其他股票的 PDI 也是采用同样的方法得出。等到下个月的第一个交易日，我们重新衡量每只股票的 PDI，保证每月都是根据最新的 PDI 来选择股票的。

3 反应过度与反应不足

反应过度是指当市场上出现新的信息时，投资者不能理性地做出反应，而是受自

⁴ 见 [Avramov, D., Kaplanski, G., & Subrahmanyam, A.\(2019\)](#)

我认知和情绪的影响，给予最新的信息更大的权重而忽略旧的信息。在发生重要事件时，投资者会用股票近期的表现来推演未来的表现，导致经常偏离股票的长期表现均值。原因是投资者对信息过于悲观或过于乐观，由此而带来的过度交易导致股价波动幅度大，从而与基本面偏离。一段时间后，随着投资者获得的信息更为全面，则会做出修正其过度反应的行为，股票价格从而发生反转，调整到合理范围内；反应不足与反应过度相反，是对出现的新信息反应不理性的另一种情况。当市场上出现新的信息时，投资者比较保守，不愿改变之前的观点，导致对新信息的反应不充分及时。投资者之所以出现反应不足，核心原因是锚定心理的影响，在这一心理的影响下，投资者更看重以前的信息，从而不想改变之前的投资行为。

3.1 反应过度与反应不足的表现

从股价的变动情况分析，反应不足如图 1 所示，反应过度如图 2 所示，从收益的变动情况分析，当市场出现新的重要信息时，反应过度出现的是收益反转情况，反应不足出现的是收益漂移情况。具体而言，当市场出现正向的重要信息时，当日的收益是正的，如果经过一段时间后收益仍然是正的，说明收益出现了漂移，此时体现的是反应不足；如果经过一段时间后收益是负的，说明收益出现了反转，此时体现的是反应过度。当市场出现负向的重要信息时，当日的收益是负的，如果经过一段时间后收益仍然是负的，说明收益出现了漂移，此时体现的是反应不足；如果经过一段时间后收益是正的，说明收益出现了反转，则此时体现的是反应过度。

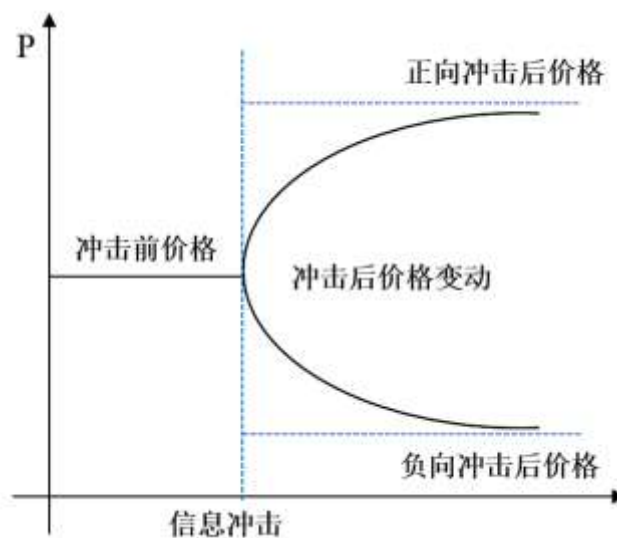


图 1：市场反应不足价格变动图⁵
(来源：周小棋，2019，第 8 页)

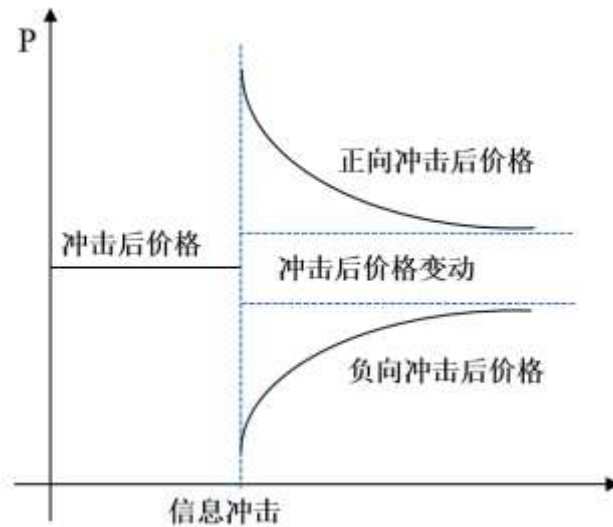


图 2：市场反应过度价格变动图⁶
(来源：周小棋，2019，第 8 页)

3.2 反应过度与反应不足的相关研究

反应过度和反应不足概念最早是由 Kahneman 和 Tversky 于 1981 年在一篇论文中提出的。国内外关于过度反应的理论研究很多，众多国内外学者的研究成果普遍认为，当市场受到冲击时，各国金融市场普遍产生过度反应和反应不足的情况。Shiller (1980) 也提出股市存在着较为显著的过度反应现象，他指出股价波动超出了未来预期收入可代表的波动范围，这就是过度反应现象。Barberis 等 (2005) 通过构建的 BSV 模型，发现了造成过度反应的重要原因是投资者的代表性偏差，而投资者的保守型偏差是造成了反应不足现象的原因，即投资者在面对利好的盈余公告信息以后，容易产生外推心理，并通过这些信息去判断公司的总体盈利情况，进而其做出的投资决策造成市场过度反应，当市场得知公司的真实盈利情况后，会修正过度反应现象，股票收益发生反转。Daniel 等 (2005) 的 DHS 模型进一步说明投资者在掌握利好的私人信息后容易产生过度自信，而对市场公开信息存在反应不足，使股价过涨且超出正常价格水平，而公开信息会修正市场的过度反应现象，使股价回归到正常水平。Daniel 等

⁵ 见周小棋 (2019)

⁶ 见周小棋 (2019)

(2006)发现市场中的投资者不在乎公司基本面,而是主观地关注其他的信息并以此对公司未来发展前途进行主观预测,其中投资者对公司未来前景过度乐观或悲观的态度都导致市场出现过度反应现象。肖军等(2004)不仅采用CAPM模型,而且他们还结合了Fama-French三因子模型发现中国证券市场存在显著的过度反应现象。Piccoli等(2017)利用输家和赢家投资者的ACAR,以及反向策略(输家减去赢家)和建立四因子模型,发现了美股市场在短期内的正面和负面事件发生后会反应过度,但面对负面事件时过度反应更加显著。Ising等(2006)通过利用CAR模型和GARCH模型发现德国股票市场利好事件和利空事件反应不同,股市对利好事件存在过度反应现象,但对利空事件存在反应不足现象。Frank等(2018)利用ACAR模型和Naive Bayes模型研究标准普尔500指数包含的公司的股票对新闻数据消息的反应情况,发现了标准普尔500股票指数包含的公司在面对正面的新闻冲击下反应过度,而在面对负面的新闻冲击下反应不足。刘维奇等(2020)的多期投资模型表明投资者对极端信息存在过度反应现象,市场中出现反转效应,其中过度反应程度越大,反转效应越明显。

3.3 中国存在反应过度的特殊原因

对于全球股票市场来讲,反应过度的现象是普遍存在的,而对于中国股票市场中所存在的反应过度现象,还有一些其特殊原因:第一,沪深A股市场的投资者普遍存在过度自信和有限理性等,当业绩预告事件发生后,过度自信的投资者过分看重其掌握的私人信息,从而在根据其掌握的私人信息做出投资决策时过度自信,从而引发了短期过度反应现象。而有限理性的投资者只根据私人信息判断股价未来变化或是只根据最近的股价变化判断未来发展趋势,存在较多非理性投资,导致股价剧烈波动,造成了短期过度反应现象的发生。第二,沪深A股市场的卖空机制不完善。由于无法卖空或无法及时卖空,当股票价格到达高位时,投资者不能及时通过做空获得收益,导致股价短期反应过度。此外,中国股票市场由于散户投资者占比很高,投资者的专业性较弱,投机心理较强,导致整个市场的投机氛围较浓,而且他们通常不能理解上市公司的业绩预告的全部信息,在这种情况下,当重大事件发生后,他们通常会产生大量的非理性投资行为,导致股价不能准确体现其基本价值,出现股价严重偏离其价值的现象,同时这也加大了股价对重大事件的反应程序,造成了短期过度反应现象。第三,股市存在不确定性。中国股票市场在一定程度上受到政府政策的影响,即股票市

场容易受到政府出台的新政策、新法律、新措施等的影响，但政策措施的出台通常是不连续的，这加剧了股票市场的非理性行为，更加剧了市场的不确定性，更容易引起股价剧烈波动，从而引发过度反应现象。综上所述，产生短期的过度反应现象的原因主要是沪深 A 股市场中投资者普遍出现过度自信和有限理性等，以及市场的卖空机制不完善，股市不确定风险大，这些都导致了沪深 A 股市场的短期过度反应现象。

4 实证分析

4.1 单变量分组投资组合分析

本节进行单变量投资组合分析。具体而言，首先每个月末以该月各股票最新的 PDI 为分组变量，在横截面上将所有股票按分位数从小到大分为 5 组，记为 G_1 、 G_2 、 G_3 、 G_4 、 G_5 ，计算各投资组合下个月的超额收益，并构造对冲投资组合（记为 $G5-G1$ ），即买入高 PDI 投资组合并卖出低 PDI 投资组合，进而计算对冲投资组合的收益。然后，将所有投资组合的超额收益对 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型（FF3）、Fama-French 五因子模型（FF5）回归，得到风险调整后的收益。单变量投资组合分析结果如表 1 所示，表中收益均以百分比表示。面板 A 与面板 B 分别为市值加权和等权重情况下的结果。可以看到，在市值加权情况下，在风险调整前、后随着 PDI 的增大，各投资组合的收益均呈现递增趋势，即 PDI 越大，投资组合的收益越高；并且，对冲投资组合的超额收益与经过 CAPM 模型、FF3、FF5 风险调整后的收益分别显著为 0.80、0.89、1.14、0.88，相应 t 值为 3.68、3.91、5.93 以及 4.66。在等权重情况下，类似规律依然存在。但是，相对于市值加权的結果，等权重下对冲组合的超额收益与风险调整收益均有所减小，详情如图 3 所示。

	超额收益	CAPM 阿尔法	FF3 阿尔法	FF5 阿尔法
面板 A：市值加权				
G1	0.95 (1.19)	-0.20 (-0.76)	-0.64*** (-3.76)	-0.5*** (-2.77)
G2	1.07 (1.32)	-0.07 (-0.29)	-0.43*** (-2.76)	-0.32* (-1.89)
G3	1.12 (1.50)	0.00 (0.02)	-0.28* (-1.92)	-0.25 (-1.59)

G4	1.48*	0.35*	0.10	0.07
	(1.84)	(1.82)	(0.57)	(0.38)
G5	1.75**	0.69***	0.50**	0.38*
	(2.31)	(3.24)	(2.56)	(1.88)
G5-G1	0.80***	0.89***	1.14***	0.88***
	(3.68)	(3.91)	(5.93)	(4.66)

面板 B: 等权重

G1	1.56*	0.39	-0.37***	-0.36***
	(1.85)	(1.07)	(-3.19)	(-2.81)
G2	1.66*	0.48	-0.25**	-0.26*
	(1.93)	(1.37)	(-2.03)	(-1.75)
G3	1.73**	0.59*	-0.09	-0.1
	(2.11)	(1.74)	(-0.87)	(-0.78)
G4	1.99**	0.83**	0.17	0.13
	(2.35)	(2.54)	(1.37)	(0.87)
G5	2.29***	1.17***	0.60***	0.49***
	(2.80)	(3.68)	(3.96)	(2.89)
G5-G1	0.73***	0.78***	0.97***	0.85***
	(5.22)	(5.38)	(7.94)	(7.05)

注：括号内数值为 Newey-West (1987) 调整的 t 值

表 1: 单变量分组投资组合分析

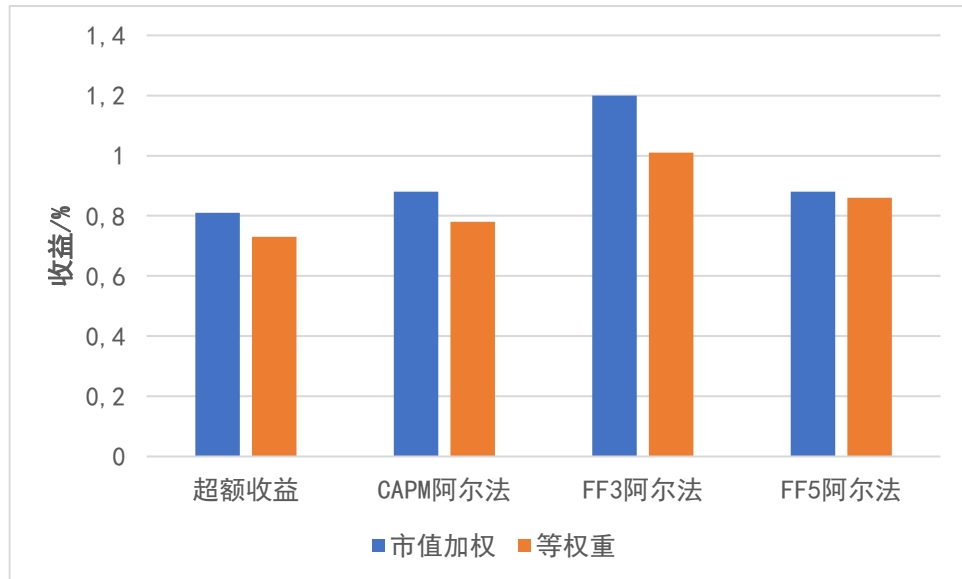


图 3：市值加权与等权重情况下单变量对冲组合对比分析

4.2 双变量分组投资组合分析

为排除其它变量可能对 PDI 异象的影响，如 BM、ILLIQ、IVOL、ROA、ROE、VOL、R1、R3、R6、R12、SIZE 以及 TURNOVER，本节展开双变量分组投资组合分析。具体而言，首先每个月按照控制变量在横截面上将所有股票分为 5 组，记为 P_1 、 P_2 、 P_3 、 P_4 、 P_5 ，然后针对每个投资组合，按照 PDI 分为 5 组，形成 25 个投资组合，记为 $P_{ij}, i, j = 1, 2, 3, 4, 5$ 。i 代表控制变量，j 代表变量 PDI。将 PDI 水平相同的 5 个投资组合聚合，形成 5 个投资组合，记为 G_1 、 G_2 、 G_3 、 G_4 、 G_5 ，计算各投资组合的月度超额收益，如公式 4-1 所示，此处 G_i 、 P_{1i} 、 P_{2i} 、 P_{3i} 、 P_{4i} 、 P_{5i} 均代表投资组合的收益。

$$G_i = \frac{P_{1i} + P_{2i} + P_{3i} + P_{4i} + P_{5i}}{5}, i = 1, 2, 3, 4, 5. \quad (4-1)$$

对冲组合收益为投资组合 G_5 与 G_1 收益之差。如表 2 所示，在市值加权与等权重情况下，控制其它变量可能的影响，随着 PDI 增大投资组合收益递增的趋势依然存在，并且对冲组合收益均显著为正，进一步验证了 PDI 异象的存在。

	BM	ILLIQ	IVOL	ROA	ROE	VOL	R1	R3	R6	R12	SIZE	TURN
面板 A: 市值加权												
G1	1.17	1.56	1.18	1.13	1.14	1.25	1.43	1.29	1.26	1.18	0.68	1.12
G2	1.07	1.50	1.15	1.15	1.12	1.20	1.35	1.19	1.17	1.07	1.63	1.05
G3	1.20	1.61	1.18	1.31	1.29	1.23	1.47	1.33	1.32	1.26	1.54	1.16
G4	1.48	1.83	1.52	1.25	1.33	1.58	1.73	1.59	1.58	1.55	1.70	1.44
G5	1.79	2.16	1.81	1.73	1.70	1.92	2.06	1.93	1.77	1.64	2.31	1.83
G5-	0.63***	0.59***	0.63***	0.60***	0.56***	0.67***	0.63***	0.65***	0.51***	0.46***	1.20***	0.71***
G1	(4.52)	(4.65)	(3.92)	(5.67)	(4.71)	(4.06)	(4.24)	(4.38)	(3.88)	(3.53)	(3.83)	(5.12)
面板 B: 等权重												
G1	1.73	1.72	1.73	1.76	1.76	1.73	1.72	1.72	1.73	1.72	1.7	1.89
G2	1.59	1.63	1.62	1.70	1.66	1.61	1.60	1.58	1.60	1.57	1.61	1.80
G3	1.79	1.76	1.76	1.84	1.83	1.77	1.73	1.76	1.81	1.82	1.75	1.90
G4	1.98	2.03	1.98	1.92	1.95	1.98	2.03	2.01	2.02	2.00	2.05	2.15
G5	2.30	2.36	2.30	2.20	2.19	2.30	2.34	2.34	2.31	2.33	2.40	2.44
G5-	0.57***	0.64***	0.56***	0.45***	0.43***	0.57***	0.62***	0.62***	0.58***	0.60***	0.70***	0.54***
G1	(6.08)	(6.49)	(5.30)	(6.45)	(6.98)	(5.47)	(5.89)	(5.96)	(6.04)	(6.60)	(7.75)	(5.27)

注：括号内数值为 Newey-West（1987）调整的 t 值

表 2：双变量分组投资组合分析

4.3 Fama-MacBeth 回归分析

由于双变量分组投资组合分析，仅仅能控制可能对收益预测产生影响的一个变量，为了同时考虑其它变量对收益预测的影响，本节展开 Fama-MacBeth（1973）回归分析。如公式（0-1）所示，在模型设定中，被解释变量为个股的超额收益，记为 $ExRet_{i,t}$ ，解释变量为财务基本面偏差因子，记为 $PDI_{i,t-1}$ ，控制变量记为 $X_{i,t-1}$ ，包括 BM、ILLIQ、IVOL、ROA、ROE、VOL、R1、R3、R6、R12、SIZE 及 TURNOVER。

$$ExRet_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PDI_{i,t-1} + \gamma_2 X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (0-2)$$

考虑到中国 A 股市场“壳价值”以及国有企业可能的影响，分别对未做剔除前、剔除壳公司后、剔除国有企业后展开了分析。Fama-MacBeth 分析结果如表 3 所示，

在同时控制其它变量后，未做剔除前，变量 PDI 系数显著为 0.03，相应 t 值为 8.67；在剔除壳公司后，变量 PDI 系数显著为 0.03，相应 t 值为 9.35，在剔除国有企业后，变量 PDI 系数显著为 0.03，相应 t 值为 8.03。结果表明，在考虑其它因素后，公司财务基本面偏差因子 PDI 仍然对股票未来收益具有显著的正向预测能力。

自变量	未做剔除前	剔除壳公司后	剔除国有企业后
PDI	0.03*** (8.67)	0.03*** (9.35)	0.03*** (8.03)
BM	0.01 (1.22)	0.003 (0.71)	0.005 (0.86)
ILLIQ	0.05** (2.20)	0.07** (2.33)	0.04* (1.75)
IVOL	-0.94*** (-5.44)	-0.92*** (-5.00)	-0.73*** (-3.91)
ROA	0.06*** (3.78)	0.06*** (0.17)	0.08*** (3.59)
ROE	0.00 (1.05)	0.00 (0.17)	0.00 (0.19)
VOL	0.40* (1.70)	0.72*** (3.39)	0.24 (1.00)
R1	-0.01 (-1.61)	-0.01** (-2.03)	-0.01 (-1.50)
R3	0.00 (-0.28)	0.00 (0.01)	0.00 (0.29)
R6	0.00 (0.24)	0.003 (1.07)	0.003 (0.79)
R12	0.00 (1.23)	0.003 (1.24)	0.002 (0.83)
SIZE	-0.01***	-0.004***	-0.01***

	(-5.17)	(-2.71)	(-5.01)
TURNOVER	-21.32***	-28.84***	-26.53***
	(-5.09)	(-7.03)	(-5.83)

注：括号内数值为 Newey-West (1987) 调整的 t 值

表 3: Fama-MacBeth 回归分析

4.4 有限套利对 PDI 异象的影响

本节考察有限套利对PDI异象的影响。如果由于错误定价导致了本研究的PDI异象，那么有限套利程度越高，PDI异象越强。本节以股票特质波动IVOL度量有限套利程度，IVOL越大，有限套利程度越高，套利难度越大，错误定价更加难以纠正。本节采用双变量分组投资组合分析方法，研究了有限套利对PDI异象的影响。具体而言，首先每个月按照IVOL在横截面上将所有股票以分位数分组，形成5个投资组合，然后针对每一个投资组合再按照PDI分组，形成5个投资组合，因此一共形成25个投资组合，分别计算每个投资组合的超额收益。如表4所示，市值加权与等权重情况下，在特质波动最高水平下(High IVOL)，随着PDI水平的增高投资组合超额收益递增趋势更为明显。对比分析不同IVOL水平下对冲投资组合的收益 (High PDI-Low PDI)，可见随着IVOL水平的增高，对冲投资组合的收益呈现递增趋势。结果表明，IVOL越高，有限套利程度越强，PDI异象表现越强。

	Low IVOL	2	3	4	High IVOL	Diff in Diff
面板 A: 市值加权						
Low-PDI	0.92	1.58	1.44	1.10	0.38	
2	1.89	1.73	1.33	1.15	0.42	
3	1.27	1.93	1.45	1.38	0.65	
4	1.84	1.98	1.90	1.63	1.02	
High PDI	1.87	2.11	2.05	1.98	1.80	
High PDI- Low PDI	0.95*** (3.54)	0.53* (1.70)	0.61* (1.74)	0.88*** (2.81)	1.42*** (4.71)	0.47 (1.30)
面板 B: 等权重						

Low PDI	2.09	2.26	2.04	1.53	0.69	
2	2.36	2.19	1.87	1.66	0.81	
3	2.28	2.34	2.14	1.77	1.03	
4	2.36	2.52	2.48	2.18	1.13	
High PDI	2.65	2.73	2.71	2.28	1.89	
High PDI-	0.56***	0.47***	0.67***	0.75***	1.20***	0.64***
Low PDI	(3.59)	(3.02)	(3.34)	(4.57)	(5.57)	(2.96)

表 4: 特质波动对 PDI 异象的影响

4.5 市场情绪对 PDI 异象的影响

通常，高市场情绪状态下，异象表象更强（Stambaugh 等，2012）。本节考察了市场情绪对 PDI 异象的影响。具体而言，基于单变量分组构造的投资组合，在时间序列上按照上个月的市场情绪分为高、低两种状态，并检验两种状态下当月的投资组合收益的差异，市场情绪的度量采用综合情绪指标 CICSI（数据来源于 CSMAR，易志高和茅宁，2009）。在检验中，模型设定参考 Stambaugh 等（2012）的研究方法，如公式（4-3）、（4-4）所示， $ExRet_{i,t}$ 代表投资组合 i 在 t 月的超额收益（如表 5 中投资组合 Long leg、Short Leg 以及 Long-short）。高市场情绪状态下， $d_{H,t}$ 取 1，否则取 0；同样地，低市场情绪状态下， $d_{L,t}$ 取 1，否则取 0。 $Factor_{k,t}$ 为各定价因子模型中的因子，包括 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型、Fama-French 五因子模型、中国版四因子模型，分别记为 CAPM、FF3、FF5、CH4。

$$ExRet_{i,t} = \beta_H d_{H,t} + \beta_L d_{L,t} + \beta_k Factor_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (0-3)$$

$$ExRet_{i,t} = \alpha + \beta_H d_{H,t} + \beta_k Factor_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (0-4)$$

将各投资组合分别按照模型（4-3）、（4-4）进行回归分析，所得模型（4-3）中 β_H 、 β_L 分别为高、低市场情绪状态下各投资组合的风险调整收益，而模型（4-4）中 β_H 即为情绪高、低状态下的风险调整收益之差（High-Low）。由表 5 可看出，对冲投资组合（Long-short）在高、低市场情绪状态下风险调整前、后的收益均显著为正，高、低市场情绪下收益之差（High-low）虽然不显著，但是差值为正。

	Long leg			Short leg			Long-short		
	High	Low	High-low	High	Low	High-low	High	Low	High-low
Excess Ret	-0.096	1.53	-1.626	-1.301	0.764	-2.065	1.147***	0.766**	0.382
	(-0.09)	(1.23)	(-1.09)	(-1.24)	(0.68)	(-1.46)	(3.55)	(2.48)	(0.87)
CAPM α	0.888**	0.313	0.575	-0.165	-0.441	0.276	1.160***	0.753**	0.407
	(2.39)	(0.79)	(1.04)	(-0.41)	(-1.46)	(0.52)	(3.52)	(2.52)	(0.93)
FF3 α	0.629*	0.002	0.627	-0.482	-0.942***	0.459	1.189***	0.957***	0.232
	(1.97)	(0.01)	(1.49)	(-1.62)	(-3.51)	(1.14)	(3.91)	(2.88)	(0.52)
FF5 α	0.285	0.016	0.269	-0.653**	-0.940***	0.287	1.055***	0.978***	0.078
	(0.97)	(0.05)	(0.62)	(-2.27)	(-3.25)	(0.70)	(3.93)	(2.93)	(0.18)
CH4 α	0.605*	0.092	0.513	-0.248	-0.505**	0.256	0.918**	0.596*	0.322
	(1.71)	(0.33)	(1.28)	(-0.80)	(-2.34)	(0.73)	(2.60)	(1.96)	(0.70)

注：括号内数值为 Newey-West（1987）调整的 t 值

表 5：市场情绪对 PDI 异象的影响

4.6 机制分析

本文从分析师盈利预测误差视角对 PDI 异象的存在给出可能的解释。PDI 表示市场对公司基本面反应不足程度，PDI 越大，股票未来收益越高，则可能市场对高 PDI 的股票低估程度越强。分析师作为资本市场重要的信息中介，对提高市场有效性发挥着重要作用。那么，PDI 异象的存在是否与分析师对公司基本面的低估有关，因此本节从分析师盈利预测误差视角切入对此展开了分析。分析师盈利预测误差定义如公式（0-5）所示，表示公司真实盈利预测与分析师一致预测之差。

$$FERROR_{i,t} = \frac{(EPS_{i,t}^{Actual} - EPS_{i,t}^{Consensus})}{Prc_{i,t-1}} \quad (4-5)$$

$$EPS_{i,t}^{Consensus} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n EPS_{i,j,t}^{Forecast} \quad (4-6)$$

其中 $FERROR_{i,t}$ 、 $EPS_{i,t}^{Actual}$ 分别为 t 季度公司 i 的分析师盈利预测误差、盈利真实值。 $EPS_{i,t}^{Consensus}$ 为 t 季度公司 i 的一致盈利预测，其计算方法如公式（0-6）所示， $EPS_{i,j,t}^{Forecast}$ 为公司 i 在 t 季度中分析师 j 的盈利预测值。为减小前视偏误（look-ahead bias）

可能的影响， $Prc_{i,t-1}$ 为 $t-1$ 季度末的股票收盘价格。

接着，按照公式(4-7)分别以 $PDI_{i,t-1}$ 、 $FERROR_{i,t}$ 为解释变量、被解释变量，进行Fama-Macbeth(1973)回归。此外，在分析中考虑到 $PDI_{i,t}$ 以及 $FERROR_{i,t}$ 在时间序列上可能存在的自相关，控制了二者的滞后项。

$$FERROR_{i,t} = \alpha + \beta_j PDI_{i,t-j} + \gamma FERROR_{i,t-1} + \varepsilon_t, j = 1, 2. \quad (4-7)$$

分析结果如表6所示，第(1)列在控制滞后一期的盈利预测误差($FERROR_{i,t-1}$)情况下，主变量 $PDI_{i,t-1}$ 的系数显著为0.016，相应t值为3.20，表明公司财务基本面偏差因子对分析师盈利预测误差具有显著的正向预测作用，即公司财务基本面偏差因子越大，分析师盈利预测误差越大，分析师对公司基本面低估程度越高，进而公司股票未来表现出更高的收益。然而，相对于滞后一期的财务基本面偏差因子($PDI_{i,t-1}$)，滞后二期的因子 $PDI_{i,t-2}$ 预测能力消失，如第(2)列所示。在同时控制滞后一期的盈利预测误差($FERROR_{i,t-1}$)与滞后二期的财务基本面偏差因子($PDI_{i,t-2}$)，如第(3)列所示，变量 $PDI_{i,t-1}$ 的系数依然显著为正，其值为0.015，相应t值为3.27。总之，结果表明公司基本面偏差因子(PDI)对分析师盈利预测偏误具有正向预测作用，PDI越高，对公司基本面反应不足程度越高，分析师盈利预测偏误越大，则分析师对公司基本面低估程度越高。分析师作为市场重要的信息中介，对市场参与者投资活动发挥着重要的作用，如果市场一定程度上依据分析师盈利预测指导投资决策，则会造成公司股价被低估。而由于市场存在有限套利能力，不能完全纠正市场对公司股价的低估，因此公司股票未来表现出较高的收益。

	(1)	(2)	(3)
$PDI_{i,t-1}$	0.016*** [3.20]		0.015*** [3.27]
$PDI_{i,t-2}$		-0.004 [-0.93]	0.001 [0.74]
$FERROR_{i,t-1}$	0.517***	0.518***	0.515***

	[12.20]	[12.09]	[12.08]
<i>Intercept</i>	-0.024***	-0.013***	-0.024***
	[-7.50]	[-4.52]	[-8.03]
<i>Avg. R²</i>	0.34	0.33	0.34

注：括号内数值为 Newey-West（1987）调整的 t 值

表 6：分析师盈利预测偏误

4.7 PDI 投资策略分析

我们评估根据财务基本面偏差因子（PDI）选择股票进行投资的表现。我们每月的第一个交易日买入 PDI 排名在前 10%的股票并持有一个月，然后在当月的最后一个交易日再将这些股票卖出，等到下个月的第一个交易日再根据新的 PDI 买入排名在前 10%的股票。

图 4 显示了在 2006 年初将 1 人民币等权投资于 PDI 最高的前 10%和 PDI 最低的前 10%股票的投资策略的净值曲线，以及将 1 人民币等权投资于中国主板和创业板股票的市场净值曲线，其中投资组合每月重新进行平衡，可以看出，截至 2021 年 10 月 31 日，投资于 PDI 最高的前 10%的股票的净值由 2006 年初的 1 人民币增长到了 2021 年 10 月 31 日的 56.25 人民币，投资于中国主板和创业板股票的净值由 2006 年初的 1 人民币增长到了 2021 年 10 月 31 日的 22.01 人民币，而投资于 PDI 最低的后 10%的股票的净值由 2006 年初的 1 人民币仅增长到了 2021 年 10 月 31 日的 9.08 人民币。

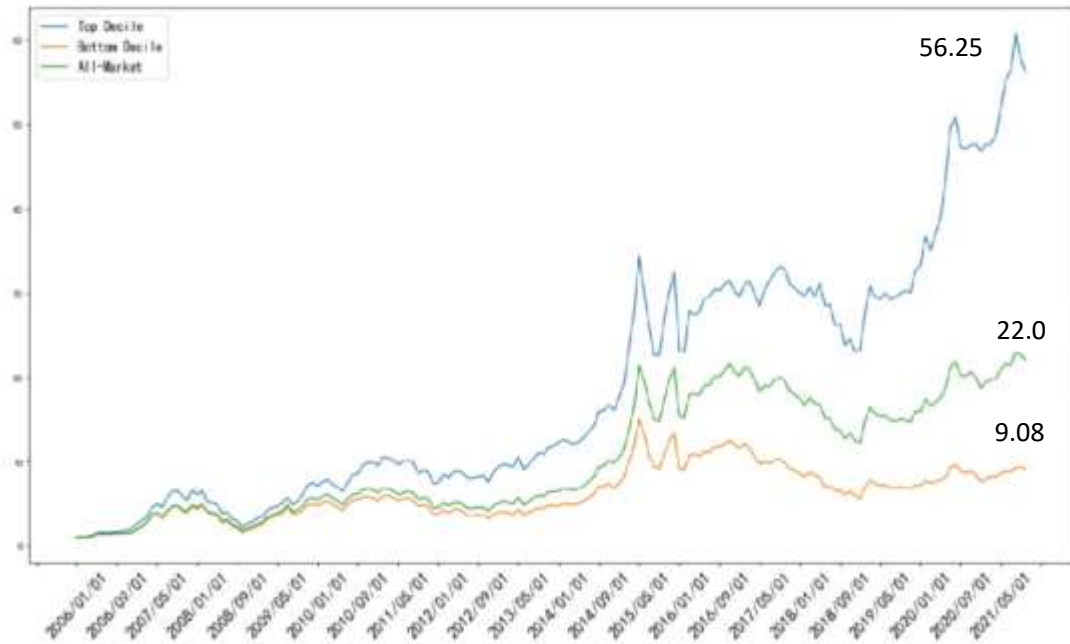


图 4：净值曲线图

在最近的一篇论文中，侯建军、薛建军和张军(2017)认为，当低价股票受到价值加权收益的影响减弱时，投资于因子的异常会减弱。此外，Fama 和 French (2015) 指出，新古典资产定价模型面临的最严峻挑战是小盘股。为了分析加权投资的影响，我们也考虑了加权投资组合策略的表现。在表 7 的面板中，我们列出了买入 PDI 在前 10% 的股票策略的年化超额收益率，同时该表提供了基于 PDI 在前 10% 的投资策略的收益率与市场因子、Fama-French 三因子、Fama-French 五因子进行回归的 t 值，报告的结果既有采用等权和市值加权投资的投资策略结果，也有分别排除壳公司和国有企业后的投资策略的结果。当采用等权的方式买入 PDI 在前 10% 的股票，相对市场因子，策略的年化超额收益率达到 15.74%，t 值为 4.12，相对 Fama-French 三因子，策略的年化超额收益率达到 7.92%，t 值为 3.49，相对 Fama-French 五因子，策略的年化超额收益率达到 7.35%，t 值为 3.14，可以看出，在不同经典模型的检验下，等权投资策略获得的异常收益在经济上和统计上都是非常显著的。当采用市值加权的方式买入 PDI 在前 10% 的股票，相对市场因子，策略的年化超额收益率达到 10.97%，t 值为 3.55，相对 Fama-French 中的三因子，策略的年化超额收益率达到 9.35%，t 值为 3.20，相对 Fama-French 中的五因子，策略的年化超额收益率达到 7.32%，t 值为 2.49，可以看出，在不同经典模型的检验下，加权投资策略获得的异常收益在经济上和统计

上依然是非常显著的。

	持有时长 (1 个月)		
	CAPM Alphah	FF3 Alphah	FF5 Alpha
等权投资组合	15.74*** (4.12)	7.92*** (3.49)	7.35*** (3.14)
等权投资组合 (剔除壳公司)	13.88*** (3.72)	7.45*** (2.89)	6.51** (2.43)
等权投资组合 (剔除国有企业)	18.98*** (4.23)	9.85*** (4.28)	8.75*** (3.47)
加权投资组合	10.97*** (3.55)	9.35*** (3.20)	7.32** (2.49)
加权投资组合 (剔除壳公司)	10.90*** (3.29)	9.72*** (3.09)	7.49** (2.34)
加权投资组合 (剔除国有企业)	16.35*** (4.05)	12.31*** (3.52)	10.54** (2.90)

表 7: PDI 策略的年化超额收益率

在中国,最有可能成为壳的公司是那些市值较小的上市公司,据统计,中国的借壳上市中有 83%的壳来自已上市公司中市值在 30%以下的那些公司。因此,这些小市值公司的股票价格表现在一定程度上脱离了公司经营基本面的好坏,反而受到壳资源价值的影响。

为了避免壳资源价值的影响,我们研究了在剔除市值在 30%以下的小市值股票后,基于财务基本面偏差因子 (PDI) 构建的投资策略表现。在表 7 的面板中,我们列出了考虑剔除市值在前 30%的壳公司后,买入 PDI 在前 10%的股票策略的年化超额收益率,同时提供了基于该投资策略的收益率分别与市场因子、Fama-French 三因子、Fama-French 五因子进行回归的回归系数与 t 值。可以看出,当采用等权的方式买入 PDI 在前 10%的股票,相对市场因子,策略的年化超额收益率达到 13.88%, t 值为 3.72,相对 Fama-French 中的三因子,策略的年化超额收益率达到 7.45%, t 值为

2.89, 相对 Fama-French 中的五因子, 策略的年化超额收益率达到 6.51%, t 值为 2.43, 可以看出, 在不同经典模型的检验下, 剔除壳公司后的等权投资策略获得的异常收益在经济上和统计上都是非常显著的。当采用市值加权的方式买入 PDI 在前 10% 的股票, 相对市场因子, 策略的年化超额收益率达到 10.90%, t 值为 3.39, 相对 Fama-French 中的三因子, 策略的年化超额收益率达到 9.72%, t 值为 3.09, 相对 Fama-French 中的五因子, 策略的年化超额收益率达到 7.49%, t 值为 2.34, 可以看出, 在不同经典模型的检验下, 剔除壳公司后的加权投资策略获得的异常收益在经济上和统计上依然是非常显著的。

相比一般公司来说, 国有企业在中国股票市场中具有重要性和独特性, 受政府掌控的国有企业则还需要关注一系列非经济目标, 其对经济目标的重视程度也往往不及民营企业, 在很多情况下, 国有企业的经济目标甚至需要让步给非经济目标, 偏离企业价值最大化原则, 且非国有企业主要由个人投资者主导, 而国有企业则拥有更多的机构投资者。国有企业在中国股票市场中的特殊性应被单独对待, 因此我们研究了剔除政治信号发挥很大影响的国有企业后, 基于财务基本面偏差的因子构建的投资策略表现。

在表 7 的面板中, 我们列出了考虑剔除国有企业后, 买入 PDI 在前 10% 的股票策略的年度超额收益率, 同时提供了基于该投资策略的收益率与 Fama-French 三因子和五因子进行回归的 t 值。可以看出, 当采用等权的方式买入 PDI 在前 10% 的股票, 相对市场因子, 策略的年化超额收益率达到 18.98%, t 值为 4.23, 相对 Fama-French 中的三因子, 策略的年化超额收益率达到 9.85%, t 值为 4.28, 相对 Fama-French 中的五因子, 策略的年化超额收益率达到 8.75%, t 值为 3.47, 可以看出, 在不同经典模型的检验下, 剔除国有企业后的等权投资策略获得的异常收益在经济上和统计上的显著性都增强了。当采用市值加权的方式买入 PDI 在前 10% 的股票, 相对市场因子, 策略的年化超额收益率达到 16.35%, t 值为 4.05, 相对 Fama-French 中的三因子, 策略的年化超额收益率达到 12.31%, t 值为 3.52, 相对 Fama-French 中的五因子, 策略的年化超额收益率达到 10.54%, t 值为 2.90, 可以看出, 在不同经典模型的检验下, 剔除国有企业后的加权投资策略获得的异常收益在经济上和统计上的显著性也都增强的。

为了分析基于 PDI 因子选出的投资组合的风险和特征状况, 我们计算了策略月

度收益率的均值和标准差，并分析了策略在 Fama-French 五因子上的每个因子载荷情况。如表 8 所示，面板 A 展示了等权买入 PDI 在前 10% 股票、等权买入 PDI 在后 10% 股票、等权买入 PDI 在前 10% 和卖出 PDI（假设卖出）在后 10% 股票进行多空对冲后的分析结果。面板 B 展示了加权投资于 PDI 在前 10% 股票、加权投资于 PDI 在后 10% 股票、加权买入 PDI 在前 10% 和卖出 PDI（假设卖出）在后 10% 股票进行多空对冲后的分析结果。第二列和第三列是策略月度收益率的均值和方差，接下来的几列分别是策略收益率与 Fama-French 五因子回归后得到的载荷和 t 值（括号中）。

可以看到，等权投资于 PDI 在前 10% 的投资组合的月度收益率均值为 2.6%，标准差为 9%，而等权投资于 PDI 在后 10% 的投资组合的月度收益率为 1.7%，标准差为 10%。相对于等权投资 PDI 在后 10% 的股票，等权投资 PDI 在前 10% 时的股票时价值因子的载荷更显著，而规模因子和盈利能力因子载荷更不显著。不过这两个投资组合在市场因子和投资模式因子上的载荷是一样的，市场因子的载荷在两个投资组合间没有差异，表明我们没有发现低贝塔异常（Frazzini and Pedersen, 2014; Antoniou, Doukas, and Subrahmanyam, 2016）。在控制 Fama-French 五因子后，等权投资 PDI 在前 10% 的投资组合时，回归得到的截距项为 0.006，t 值为 3.14，在经济意义上解读截距项，该投资组合的年化超额收益率为 7.35%，统计意义上看 t 值，该超额收益率是显著的。加权投资 PDI 在前 10% 的投资组合时，回归得到的截距项为 0.006，t 值为 2.49，在经济意义上解读截距项，该投资组合的年化超额收益率同样为 7.32%，统计意义上看 t 值，该超额收益率仍然是显著的，不过比加权投资组合的显著性弱一些。

		Fama-French 五因子模型						
	均值	标准差	Intercept	Market	Size	HML	RMW	CMA
面板 A: 等权投资组合								
前 10%	0.026	0.09	0.006*** (3.14)	0.98*** (33.93)	0.79*** (9.87)	-0.22*** (-3.22)	0.16 (1.15)	0.16 (1.15)
后 10%	0.017	0.10	0.002 (-1.64)	0.98*** (37.40)	0.87*** (13.55)	-0.08 (-1.22)	-0.34*** (-3.30)	0.16 (1.49)

前 10%-	0.009	0.03	0.01***	0.0046	-0.09	-0.14**	0.50***	-0.0023
后 10%			(5.79)	(0.17)	(-1.07)	(-2.31)	(4.18)	(-0.03)
面板 B: 加权投资组合								
前 10%	0.021	0.09	0.006**	0.98***	0.28***	-0.42***	0.41**	0.17
			(2.49)	(26.71)	(2.43)	(-3.89)	(2.32)	(1.09)
后 10%	0.009	0.09	-0.0049*	0.95***	0.34***	-0.12	-0.49***	0.11
			(-2.61)	(19.44)	(2.49)	(-1.00)	(-2.52)	(0.53)
前 10%-	0.012	0.046	0.01***	0.03	-0.06	-0.30***	0.90***	0.06
后 10%			(4.65)	(0.53)	(-0.39)	(-2.57)	(4.33)	(0.38)

表 8: PDI 策略的风险和特征状况

我们同时计算了衡量投资策略表现的一些指标，如表 9 所示，对于等权买入 PDI 在前 10% 的股票组合策略，其年化收益率为 28.98%，夏普比率为 0.89，绝对最大回撤为 66.31%，相对 A 股主板和创业板的最大回撤为 22.87%，总体来说策略的整体表现是可以的。

年化收益率	夏普比率	最大回撤	相对市场的最大回测
28.98%	0.89	66.31%	22.87%

表 9: 等权投资 PDI 在前 10% 的策略表现

此外，我们绘制了策略每月收益率的直方图，能够对策略的表现有个整体统计和更直观的感受。由图 5 可以看出，策略的月度收益率大部分集中在 -10%~24%，其中月度收益率分布在 0%~4% 的月份是最多的。

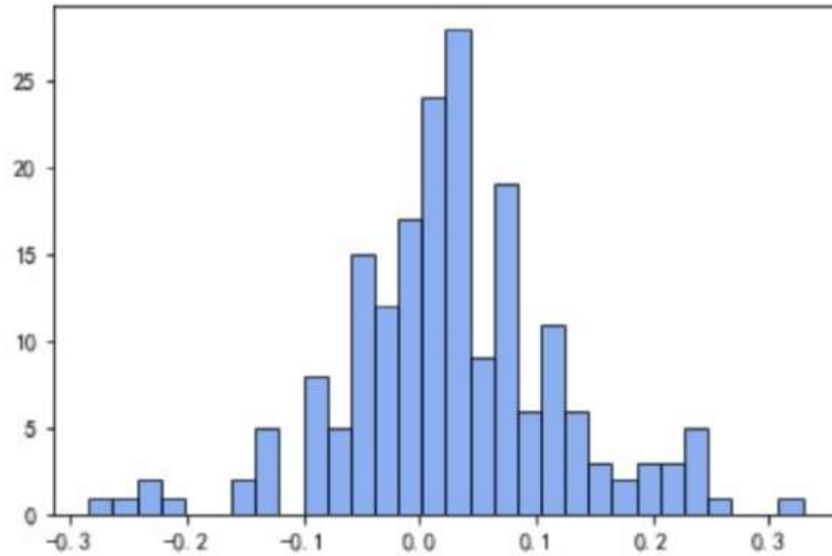


图 5：策略每月收益率分布直方图

我们统计了策略每月收益率的分布情况，并对风险进行了分析，表 10 报告了相应的统计分析指标。策略每月收益率的均值为 2.59%，标准差为 9.49%，峰度和偏度分别为 1.212 和-0.015。风险价值（VaR）是在给定的置信水平和时间区间下预期的最大损失，表 10 显示月度收益率有 99%的概率不会下跌超过 19.48%，有 95%的概率不会下跌超过 13.02%。期望亏空考虑的是超过风险价值水平损失的期望值，表 10 显示，月度收益率最坏的 1%的损失的平均值为-26.71%，最坏的 5%的损失的平均值为-19.05%。

均值	标准差	峰度	偏度	风险价值		期望亏空	
				99%	95%	1%	5%
2.59%	9.49%	1.212	-0.015	-19.48%	-13.02%	-26.71%	-19.05%

表 10：策略每月收益率统计分析指标

5 总结

本文为了研究中国股票市场的投资者是否存在对财务基本面变化的反应不足，从而导致财务基本面偏差，将 2006 年至 2021 年中国主板和创业板的股票作为研究对象，借鉴国外学者的研究方法，构建了衡量财务基本面偏差的因子（PDI），探究了财务基本面偏差因子对股票横截面收益的预测能力。研究过程中，针对 PDI 进行了单变量和双变量投资组合分析，并分析了在控制其他已知异象、考虑加权平均、剔除壳公司、国有企业后 PDI 的表现，研究结果表明 PDI 异象在这些情况下都是显著存在的。

同时，本文也研究了有限套利和市场情绪对 PDI 异象的影响，结果表明有限套利程度越高 PDI 异象越强，而基于 PDI 的对冲投资组合在市场高低情绪下的收益之差虽然不显著，但是差值为正。更进一步，我们研究了 PDI 对分析师盈利预测偏误的影响，发现 PDI 对分析师的盈利预测偏误有着正向的影响。

根据上述研究成果，我们分析了根据财务基本面偏差因子进行投资的策略表现。发现通过根据财务基本面偏差因子构建的投资策略，在经过了 Fama-French 三因子和五因子的解释后，仍然能够获得显著的超额收益率。在分别考虑了加权平均、剔除小市值股票和剔除国有企业后，基于财务基本面偏差因子的投资策略收益率依然是显著的。

本文的研究成果说明了中国股票市场投资者也存在对财务基本面变化的反应不足，揭示了中国股票市场基本面偏差异象的存在，希望能对学术研究机构的相关研究以及对投资者构建投资策略提供参考。

参考文献

- 陈力捷. 2003. 上市公司壳资源价值的实证分析. *金融理论与教学*, (4), 39-41.
- 刘维奇, 郑睿. 2020. 过度反应视角下的股市反转效应与个体风险偏好. *系统工程学报* (04), 535-543.
- 逯东. 2010. *政府控制视角下的国企治理与公司价值研究* (Doctoral dissertation, 西南财经大学).
- 王健, 余剑峰. 2019. *理性的非理性金融* [M]. 北京: 中信出版社, 180-189.
- 肖军, 徐信忠. 2004. 中国股市价值反转投资策略有效性实证研究. *经济研究*, 3, 55-64.
- 游达明, 彭伟. 2004. 上市公司壳资源交易价格影响因素的实证研究. *统计与信息论坛*, 19(1), 43-47.
- 朱文莉. 2013. *企业并购交易定价问题研究* (Master's thesis, 北京交通大学).
- 周小棋. 2019. *信息冲击下的股市反应过度 and 反应不足研究* (Master's thesis, 东北财经大学).
- Abarbanell, J. S., & Bushee, B. J. 1998. Abnormal returns to a fundamental analysis strategy. *Accounting Review*, 19-45.
- Antoniou, C., Doukas, J. A., & Subrahmanyam, A. 2016. Investor sentiment, beta, and the cost of equity capital. *Management Science*, 62(2), 347-367.
- Asness, C. S., Frazzini, A., & Pedersen, L. H. 2019. Quality minus junk. *Review of Accounting Studies*, 24(1), 34-112.
- Avramov, D., Kaplanski, G., & Subrahmanyam, A. 2019. Anchoring on Past Fundamentals. Retrieved from SSRN.
- Avramov, D., Kaplanski, G., & Subrahmanyam, A. 2020. Post-Fundamentals Drift in Stock

Prices: A Regression Regularization Perspective. *Available at SSRN 3507512*.

- Baker, M., Pan, X., & Wurgler, J. 2012. The effect of reference point prices on mergers and acquisitions. *Journal of Financial Economics*, 106(1), 49-71.
- Barberis, N., Huang, M., & Santos, T. 2001. Prospect theory and asset prices. *The quarterly journal of economics*, 116(1), 1-53.
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. W. 2005. *A model of investor sentiment* (pp. 423-459). Princeton University Press.
- Bartram, S. M., & Grinblatt, M. 2018. Agnostic fundamental analysis works. *Journal of Financial Economics*, 128(1), 125-147.
- Bekaert, G., & Harvey, C. R. 2000. Foreign speculators and emerging equity markets. *The journal of finance*, 55(2), 565-613.
- Chang, E. C., Cheng, J. W., & Yu, Y. 2007. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market. *The Journal of Finance*, 62(5), 2097-2121.
- Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. 2005. Investor psychology and security market under-and overreaction. *Advances in Behavioral Finance, Volume II*, 460-501.
- Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. 1987. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 277-311.
- Fama, E. F., & French, K. R. 2006. Profitability, investment and average returns. *Journal of financial economics*, 82(3), 491-518.
- Fama, E. F., & French, K. R. 2015. A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, 116(1), 1-22.
- Fama E F, MacBeth J D, 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.
- Frank, M. Z., & Sanati, A. 2018. How does the stock market absorb shocks?. *Journal of Financial Economics*, 129(1), 136-153.
- Frazzini, A., & Pedersen, L. H. 2014. Betting against beta. *Journal of Financial*

Economics, 111(1), 1-25.

- Frazzini, A., Kabiller, D., & Pedersen, L. H. 2018. Buffett's alpha. *Financial Analysts Journal*, 74(4), 35-55.
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. 2017. Replicating Anomalies (No. w23394).
- Ising, J., Schiereck, D., Simpson, M. W., & Thomas, T. W. 2006. Stock returns following large 1-month declines and jumps: Evidence of overoptimism in the German market. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(4), 598-619.
- George, T. J., & Hwang, C. Y. 2010. A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of financial economics*, 96(1), 56-79.
- Lev, B., & Thiagarajan, S. R. 1993. Fundamental information analysis. *Journal of Accounting research*, 31(2), 190-215.
- Miller, E. M. 1977. Risk, uncertainty, and divergence of opinion. *The Journal of finance*, 32(4), 1151-1168.
- Mohanram, P. S. 2005. Separating winners from losers among lowbook-to-market stocks using financial statement analysis. *Review of accounting studies*, 10(2-3), 133-170.
- Nagel, S. 2005. Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns. *Journal of financial economics*, 78(2), 277-309.
- Ou, J. A., & Penman, S. H. 1989. Financial statement analysis and the prediction of stock returns. *Journal of accounting and economics*, 11(4), 295-329.
- Piccoli, P., Chaudhury, M., Souza, A., & da Silva, W. V. 2017. Stock overreaction to extreme market events. *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 97-111.
- Piotroski, J., 2000, Value investing: The use of historical financial statement information to separate winners from losers, *Journal of Accounting Research* 38, 1-52.
- Piotroski, J. D., & So, E. C. 2012. Identifying expectation errors in value/glamour strategies: A fundamental analysis approach. *The Review of Financial Studies*, 25(9), 2841-2875.

- Shiller, R. 1980. J.1981. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends. *American Economic Review*, 71(3).
- Stambaugh R F, Yu J, Yuan Y, 2012. The short of it: Investor sentiment and anomalies[J]. *Journal of Financial Economics*, 104(2): 288-302.
- Stiglitz, J. E. 1989. *The economic role of the state*. Wiley-Blackwell.
- Tversky, A., & Kahneman, D. 1974. Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *science*, 185(4157), 1124-1131.
- Tversky, A., & Kahneman, D. 1981. The framing of decisions and the psychology of choice[J]. *Science*, 211(4481).
- Yan, X. S., & Zheng, L. 2017. Fundamental analysis and the cross-section of stock returns: A data-mining approach. *The Review of Financial Studies*, 30(4), 1382-1423.
- Yin, L., & Liao, H. 2020. Firm's quality increases and the cross-section of stock returns: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 66, 228-243.

作者简介

作者陈晟杰先生，是中国国家高新技术企业、数字化转型深度合作伙伴——瑞泊控股(集团)有限公司的创始人、董事长及 CEO，他是中国科学院的客座研究员。在攻读本博士学位之前，作者已经获得了香港理工大学的管理学博士学位，其博士论文《The Impact of Corporate Governance on Post-IPO Performance of Chinese Company Listed in the U.S.》获得了年度学术论文奖。此外，作者还拥有中欧国际工商学院的工商管理硕士学位及计算机科学、经济学双学士学位。

陈晟杰先生曾在世界 500 强企业京东集团担任集团副总裁，先后主管过战略投资、战略合作、战略研究及规划、政府事务、市场营销等重要业务部门；此外，陈晟杰先生还曾在著名的高科技公司，另一家世界 500 强的中国企业华为集团工作多年，先后从事智能网技术、市场营销及移动业务综合管理等方面的工作。

陈晟杰先生在大型企业集团管理、发展战略、市场营销、财务及资本运作等方面拥有丰富的研究积累及优秀的工作业绩。

作者发表

陈晟杰. 2013. *公司治理对 IPO 之后的绩效影响研究——以美国上市的中国公司为样本* (管理学博士, 香港理工大学)