



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

金融强监管与股票错误定价： 来自资管新规的经验证据

陆 蓉 陈 凯

ETBMWP2025007

- * 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

金融强监管与股票错误定价： 来自资管新规的经验证据^{*}

陆 蓉 陈 凯

[提 要] 金融强监管通过营造公正高效的投资环境和培育成熟理性的投资主体，促进资本市场平稳运行并防范系统性风险。基于这一政策理念，本文以资管新规为准自然实验，实证检验金融强监管对资本市场定价效率的影响及其作用机制。研究发现，资管新规实施后，股票错误定价程度得到有效抑制，强监管显著改善了市场的定价效率。机制检验表明，金融强监管可以抑制对高风险资产的羊群效应及约束高杠杆投机行为。异质性分析发现，强监管改善定价的效果在高风险偏好地区及严重信息不对称的样本中更为显著。面对金融强监管，上市公司可以通过提高分红水平和增加实体投资进行市值管理。经济后果方面，本文发现强监管有利于提高公司的投资效率，实现股价对投资决策的正向反馈。本文不仅对探讨强监管与市场效率关系提供了新视角，还对公司市值管理以及资本市场赋能实体经济提供了重要的政策启示。

[关键词] 金融强监管；资管新规；股票错误定价；风险偏好；市值管理

一、引言

2024 年政府工作报告提出“要增强资本市场内在稳定性”。同年 7 月，中共中央政治局强调“提升资本市场内在稳定性必须协调统筹防风险、强监管、促发展三者之间的关系”。资本市场的平稳运行既要有充足的融资渠道，还要有良好的投资环境与投资主体。如果只重视融资端的改革，会诱发市场各种风险和投机行为，加剧市场波动和催生泡沫，从而累积大量系统性风险。此外，证监会也明确表示加快从融资端向投资端转型，发挥资本市场的财富管理功能是 2024 年资本市场改革的重点方向之一。资本市场不仅是投资者形成预期的重要场所，其股票定价功能还决定着资源配置效率问题。股价暴涨暴跌偏离其内在价值，一方面源于市场制度不完善，无法有效监管和约束市场主体行为；另一方面源于市场主体缺乏理性，导致投机行为频频发生。因此，要实现市场功能转型，必须提高资本市场定价效率，发挥其对于实体经济的引导作用（吴晓求等，2024）。

2015—2021 年是中国资本市场改革与发展的重要时期，一系列旨在推动资本市场高质量发

^{*} 陆蓉、陈凯（通讯作者），上海财经大学金融学院，邮政编码：200433，电子信箱：ck2024sufe@163.com。本文得到国家自然科学基金面上项目（72173081）和（71773072）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，文责自负。

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

展的重大政策相继出台^①，覆盖稳定市场（设立“国家队”）、对外开放（沪、深港通）、防控金融风险（资管新规及质押新规）等多个层面。其中，以“打破刚性兑付、抑制通道业务”为核心内容的资管新规^②，标志着中国金融市场向高质量发展迈出重要一步。在资管新规出台前，投资者普遍认为资管产品是一种“保本保收益”的安全投资，金融机构在业绩的压力下也会有意识地“诱导”投资者产生保本预期。于是，投资风险从投资者转嫁到了金融机构，金融体系积聚了大量风险（胡悦等，2023）。而大型金融机构往往有国家或者政府的“隐性担保”，这种“政府兜底”行为会加剧刚性兑付现象。这一现象导致“无风险”资产与风险资产竞争，不断抬升无风险利率水平，严重扭曲市场定价机制和功能（李建强等，2019）。在刚性兑付预期下，资管规模不断扩张造成对风险资产的过度需求，抬高资产的价格并造成“刚性泡沫”（董丰和许志伟，2020）。最终使得股票价格偏离基本面降低了资源配置效率，严重阻碍金融市场服务实体经济（陆蓉等，2017）。因此，要想实现资本市场的内在稳定，发挥好资本市场服务于实体经济这一功能，必须健全市场制度，培育理性市场主体，提高资本市场的估值能力，让股票价格真实地反映公司的内在价值，实现公司外在与内在的价值统一。

资管新规作为针对资管行业统一的监管政策，明确要求金融机构破除资管业务对业绩的刚性兑付，解决业务之间的杠杆不清并消除监管套利等乱象。首先，打破刚兑传递出“卖家尽责，买家自负”的投资理念，使投资者意识到投资风险，有效降低居民的风险偏好和刚兑资产的持有份额（刘冲等，2023；和泽慧等，2023），从而恢复风险收益相匹配的市场规律。其次，新规将智能投顾纳入到监管体系内，充分发挥其在降低投资者非理性决策的优势（路晓蒙等，2023），减少因相似算法导致的趋同化交易。这一举措有助于从源头上降低风险行为发生的可能性，防范市场崩盘，引导投资者走向价值投资。再次，资管新规要求增加杠杆嵌套的上限，限制投资者利用高杠杆来进行投机交易（Jiang，2024）。此外，新规禁止金融机构向其他金融机构的资管产品提供规避监管的通道服务，解决了投资界限不清、杠杆约束无效的现状。这意味着资金的空转被抑制，降低了高杠杆质押融资的可能性，同时，减少空转也能促使资金回流实体，避免过多的流动性加剧资本市场的泡沫。这些举措有助于从根源上打击投机行为，引导投资者树立健康的投资理念，合理使用杠杆工具，从而维护资本市场的稳定性。

资管新规作为一项金融强监管政策，微观层面的实体效应已被广泛研究（马亚明和胡春阳，2021；李青原等，2022；冀志斌等，2024），但与资本市场定价效率之间的关系尚未有文献明确。针对这一空白，本文试图通过研究设计回答四个重要的问题来厘清它们之间内在逻辑：第一，作为一项金融强监管政策，资管新规是否可以抑制股票的错误定价，改善资本市场的定价效率？第二，金融强监管影响资本市场定价效率的具体路径是什么？第三，若强监管存在修复效应，那对于不同的地区及公司又会有怎样的异质性表现？公司该如何进行良性的市值管理？第四，金融强监管能否通过修复市场估值能力来改善公司投资效率，建立股价对实体经济的“正向循环”？研究并回答这些问题可以为资本市场功能转型以及增加内在稳定性提供理论和政策依据。

本文选取 2015—2021 年 A 股上市公司的年度数据，剔除金融行业和房地产行业作为研究样本，利用资管新规的实施实证检验金融强监管对上市公司股票定价修复的影响。本文使用广义双重差分模型得到以下几点实证结果：（1）首先，资管新规实施后，公司股票错误定价得到有效修复，表明金融强监管显著提升了资本市场的定价效率。具体而言，资管占比每提高 1 个标准差，

^① 样本期间内的重大政策列表详见附录表 A1。

^② 中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会、国家外汇管理局于 2018 年 4 月 27 日联合发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（银发〔2018〕第 106 号）。

股票错误定价程度改善约为 4.22%。(2) 其次, 资管新规主要通过降低投资者风险偏好来实现对股价的修复, 其一是抑制投资者羊群行为, 尤其是概念股炒作; 其二是抑制投资者投机行为, 并减少资产的波动风险。(3) 再次, 异质性分析发现在高风险偏好地区及严重信息不对称的样本中, 金融强监管对股票错误定价的修复效果更加显著。此外, 本文发现资管新规的“修复”效应集中在高估的样本里, 间接证实了打破刚性兑付可以有效地抑制“刚性泡沫”。(4) 然后, 本文发现在金融强监管时期, 公司可以通过增加分红和实体投资来充分发挥政策对估值的修复效应, 实现外在价值与内在价值相平衡的可持续市值管理。(5) 最后, 本文证实了资管新规对股票定价的修复效应可以延伸到实体经济, 有助于提高公司投资效率, 真正实现资本市场赋能实体经济。

综上, 本文全面揭示了金融强监管改善资本市场定价效率的作用路径, 完整展现了金融强监管作用于实体经济的逻辑链条。相比于现有文献, 本文的边际贡献主要体现在以下三点: 第一, 为统筹强监管、防风险和促发展提供了新的视角。现有研究已经证实强监管是防风险的有效途径(马亚明和胡春阳, 2021), 但对于强监管与促发展的研究尚未得到一致结论。部分研究发现强监管可以促进经济增长和实体投资(李青原等, 2022; 冀志斌等, 2024); 但强监管又不可避免地产生各类经济成本, 提高融资成本, 降低产出等(彭俞超和何山, 2020; 蒋敏等, 2020)。本文建立强监管→定价效率→投资效率的逻辑链条。首先, 金融强监管可以有效改善资本市场的定价效率, 通过降低投资者风险偏好来增强资本市场稳定性; 其次, 一个具备良好估值能力的资本市场, 合理的估值可以有效促进公司的投资效率, 真正实现资本市场服务实体经济。第二, 丰富资管新规在微观层面的研究结果。例如, 资管新规影响企业的短债长用(刘冲等, 2023; 杨青等, 2024)、投融资(蒋敏等, 2020; 冀志斌等, 2024)及内部资源配置(汤晟等, 2024)等, 鲜有研究直接从投资者交易行为的微观视角考察金融强监管对定价效率的影响。资管新规作为对资管领域“大一统”监管的准自然实验, 可以较好地识别金融强监管与股票定价之间的内在关系, 本文创新性地将金融强监管与投资者风险偏好联系在一起, 这不仅丰富了监管政策的后果, 也为过渡期结束后新一轮的监管重点提供方向。第三, 本文发现强监管政策的修复效应主要体现在对高估股票的泡沫抑制上, 这说明靠蹭热点、炒概念推高的股价(泡沫)并不会持久。一旦股价暴跌, 还有可能造成投资者对上市公司的“信任危机”。虽然上市公司并非是资管新规直接作用的对象, 本文的结论在强监管背景下为上市公司提供良性的市值管理手段。例如, 管理层可以通过提高分红水平和增加实体投资来提升内在价值, 向市场释放积极信号, 吸引价值投资, 提升市场信心, 进而获得资本市场更合理的估值, 维护公司市值的长期稳定。

二、理论分析与研究假说

(一) 金融乱象与资管新规

近年来, 资产管理业务^①作为金融创新服务的重要组成部分迅速扩张, 在满足企业投融资需求、丰富金融产品选择的同时, 也催生出诸多金融乱象^②, 如产品收益的刚性兑付、业务发展同质化以及投资者适当性管理不到位等。一方面, 随着金融市场竞争日趋激烈, 金融机构对其资管产品收益普遍采取“兜底”策略(王茹婷等, 2022)。例如, 资管产品在业绩不达标时会以滚动

^① 资产管理业务指: 银行、信托、证券、基金、期货、保险资产管理机构、金融资产投资公司等金融机构接受投资者委托, 对受托的投资者财产进行投资和管理的金融服务。

^② 2017年7月24日, 中共中央政治局会议提出“金融乱象”概念, 会议指出“要深入扎实整治金融乱象, 加强金融监管协调, 提高金融服务实体经济的效率与水平”。

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

发行新产品的方式利用自有资金以及委托其他机构代付等方式保证本金和收益，形成实质上的“刚性兑付”；另一方面，银行借助信托、券商、保险、基金等通道，以信托贷款等形式转移给企业规避监管。资管产品成为机构放大杠杆赚取利差的金融工具，导致金融体系的风险和脆弱性进一步加剧。

新规通过设立统一规则对资本市场的金融乱象进行整治^①。具体而言，资管新规的核心措施包括以下三个方面：（1）严格规范刚性兑付与净值化管理。新规明确要求资管业务不得承诺保本保收益，并提出了刚性兑付的具体认定标准，同时要求资管产品实行净值化管理。这一规定旨在打破投资者对“刚兑”的过度依赖，推动资管产品回归市场化定价原则。（2）抑制杠杆不清与多层嵌套，完善风险管控。规定资管产品的嵌套层级不得超过一层，并对多层嵌套的产品实施穿透式监管，有效阻止资金在金融体系内“空转”，从而避免风险在机构间扩散。还引入“分级比例”概念，明确了公募与私募资管产品的杠杆比例上限^②，同时要求金融机构不得通过质押受托管理的资管产品份额进行杠杆融资。这些措施有助于遏制高杠杆交易行为，有效防范系统性风险，维护金融市场稳定，并推动金融机构回归服务实体经济的本源。（3）加强投资者教育，推动理念转变。新规强调金融机构需加大对投资者的教育力度，逐步消除其对“刚性兑付”的错误认知，倡导“卖者尽责、买者自负”的投资理念。通过引导投资者树立正确的风险意识，新规为金融市场的长期健康发展奠定了基础。

（二）资管新规与错误定价

现有文献关于监管政策是否可以提高资产定价效率存在两种截然相反的观点。一种是促退论，认为金融监管抑制了资产的定价效率。例如，魏志华等（2019）发现IPO首日限价政策加剧了概念股在当天的炒作行为，降低了股票市场定价效率；另一种是促进论，认为金融监管可以促进资产的定价效率。如陈克兢等（2023）研究发现投服中心监管行权可以有效促进市场定价效率。本文利用资管新规这一准自然实验考察金融强监管对资本市场错误定价的影响，试图从理论和实践两个方面理解金融强监管对股票定价效率的影响，丰富金融强监管影响资本市场的相关文献。

传统金融学认为若满足完全充分竞争、投资者完全理性，以及信息充分可得等假设后，市场应当“有效”，即价格可以完全反映所有可得信息（Fama, 1970）。然而，现实中市场不仅存在摩擦，也有非理性的噪声交易者，所以股票有可能长期偏离价值而无法被修正（吴晓求等，2024）。资管新规出台前，刚性兑付导致金融体系承受过高系统性风险（胡悦等，2023）。资管机构在迎合投资者需求和抢占市场份额的双重压力下发行同质化产品，强化了羊群效应和市场共振。在业绩压力下，机构竞相配置泡沫资产，骑乘泡沫追求高回报（刘京军等，2018；陆蓉和孙欣钰，2021）。此外，机构通过通道业务放大杠杆并规避监管。Frazzini & Pedersen（2022）指出，期权、ETF等金融创新产品的高杠杆使投资者被动承担过高风险，而杠杆效应亦可能放大非理性投机行为（Subrahmanyam *et al.*, 2024；王道平等，2022）。

资管新规实施后，打破“刚性兑付”并传递“卖者尽责、买者自负”的理念，提高了投资者的风险认知，显著降低风险偏好（刘冲等，2023；冀志斌等，2024）。机构被禁止通过滚动发行等方式转移收益，缓解了概念股炒作现象，推动买卖双方长期投资、价值投资转型。新规还倒逼资管行业从卖方销售转型为买方投顾，强化智能投顾的信息披露和模型参数报备，有效抑制了

^① 来源国务院公报 2018 年第 26 号文件， “https://www.gov.cn/gongbao/content/2018/content_5323101.htm”

^② 公募资产管理产品的杠杆率不得超过 140%，而私募资产管理产品的杠杆率不得超过 200%。

羊群行为。在防范资产泡沫和系统性风险方面，新规对资管产品的杠杆水平施加严格限制，并采用穿透原则合并计算总资产，削弱了通道服务的监管套利空间。同时，新规提高了合格投资者门槛，加强了投资者适当性管理和教育，帮助投资者树立正确的投资观念，减少追涨杀跌和频繁交易（李凤等，2023）。整体而言，资管新规通过降低投机行为和资产波动风险，优化了投资环境和资本市场的定价效率。

根据上述分析，本文提出以下假说：

假说 1：金融强监管有助于抑制公司股票的错误定价，提升资本市场的定价效率。

假说 2：金融强监管可以有效地降低投资者风险偏好，抑制对高风险资产的羊群行为。

假说 3：金融强监管可以有效地降低投资者风险偏好，减少高杠杆交易并降低资产波动。

三、研究设计

（一）样本选择

资管新规于 2018 年上半年正式实施，本文选取中国 A 股上市公司 2015—2021 年的年度数据作为样本，窗口期为政策实施的前后三年。同时对样本进行如下处理：（1）剔除金融行业和房地产行业；（2）剔除曾发生过 ST、PT 的上市公司样本；（3）本文仅保留了至少有连续两年数据记录且政策实施前后至少有 1 期数据的样本；（4）剔除控制变量缺失的样本，并将其他非核心的数据缺失值补为 0；（5）本文对连续变量均进行了上下 1% winsorize 的缩尾处理，消除异常值对本文回归结果的干扰。本文的机构持股数据和企业特征数据等均来自 CSMAR 数据库。经过上述处理，最终得到了 16837 个观测样本。

（二）模型与变量定义

由于资管新规并未规定处置组和对照组，因而无法构建传统的双重差分模型。本文参考李青原等（2022）和汤晟等（2024）构建广义 DID 模型进行实证检验。

$$Abs_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Treat_Post + \delta X_{it} + \gamma + \varphi + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Abs_{i,t+1}$ 为被解释变量，指上市公司市值相对于其内在价值的偏离程度。本文按照 Rhodes-Kropf 等（2005）的方法估计公司长期内在价值。第一步，本文根据式（2）对公司分行业一季度进行回归，得到行业一季度的回归系数。第二步，对同一行业不同季度的回归系数取平均值。第三步，代入系数平均值和公司财务指标估计内在价值 V 。最后一步，计算市场价值与内在价值的偏离来代表股票误定价程度。由于误定价程度的两个方向分别代表市值的高估（正向）与低估（负向）。按照文献惯例取其绝对值 $Abs1$ 。同时，为了消除可能带来的测量偏误，我们对错误定价指标进行标准化，获得 $Abs2$ 。以上两种构造方法具体见式（3）。

$$Ln(M)_{it} = \alpha_{0jt} + \alpha_{1jt} Ln(B)_{it} + \alpha_{2jt} Ln(NI)_{it} + \alpha_{3jt} I_{C<0} Ln(NI)_{it}^+ + \alpha_{4jt} Lev_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Mispl = Ln\left(\frac{M}{V}\right), Abs1 = |Mispl|, Abs2 = \frac{Mispl - (Mispl)}{Std(Mispl)} \quad (3)$$

针对广义 DID 模型，当样本期为 2018 年及之后时，虚拟变量 $Post$ 取值为 1，否则为 0。由于没有明确的处置样本，为体现上市公司受资管新规影响的不同程度的差异性，本文使用资管新规实施前一年上市公司被资产管理部门所持有的比例（ AM ）作为受资管新规影响程度差异的处置变量（ $Treat$ ）。具体定义包含基金、信托、券商、保险、银行以及财务等机构名下的资产管理计划和其他机构持股名下的企业年金计划的占比之和。本文关注的核心变量为交互项（ $Treat_$

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

Post), 其系数捕捉了金融强监管对公司股票错误定价的影响。根据本文的假设, 如果资管新规有利于改善股票错误定价, 预期式 (1) 中 β_1 显著为正。

X 为系列控制变量构成的向量, 参考徐寿福等 (2023) 控制了企业特征和企业治理。(1) 企业特征变量, 包括公司规模 (*Size*)、上市年限 (*Age*)、净资产回报率 (*Roe*)、资产负债率 (*Lev*)、营运现金流 (*Cashflow*)、成长机会托宾 Q (*TobinQ*); (2) 企业治理变量, 包括前十大股权集中度 (*Hf10*)、所有权与控制权分离比例 (*Consep*)、独立董事占比 (*Indrct*)、董事会成员规模 (*Bsize*)、股权制衡度 (*Balance*)、总经理与董事长两职合一 (*Dual*)。为提升回归结果的可信程度, 本文还做了以下处理: 第一, 本文同时控制了 γ (时间效应) 和 φ (上市公司个体效应), 以尽可能地避免遗漏变量带来的内生性问题; 第二, 本文为缓解反向因果可能带来的内生性干扰, 采取被解释变量领先与解释变量滞后的处理办法; 第三, 模型的所有回归系数的标准误均在企业层面进行聚类处理, 以保证结果稳健可靠。本文主要变量符号、名称及定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义及计算方法
<i>Abs1</i>	股票错误定价指数 1	计算过程如正文所示
<i>Abs2</i>	股票错误定价指数 2	标准化的 <i>Misp1</i>
<i>AM</i>	资产管理持股占比	上市公司名下的资产管理计划和企业年金计划的占比之和
<i>Size</i>	公司规模	公司市值的自然对数
<i>Age</i>	成立年限	年份—公司 IPO 的自然对数
<i>Roe</i>	盈利能力	净资产回报率: 净利润/权益
<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
<i>Cashflow</i>	营运现金流	经营活动产生的净现金流量
<i>TobinQ</i>	成长性	市场价值/总资产账面价值
<i>Hf10</i>	股权集中度	公司前 10 位大股东持股比例的平方和
<i>Consep</i>	两权分离率	实际控制人拥有上市公司控制权比例—实际控制人拥有上市公司所有权比例
<i>Indrct</i>	独立董事占比	独立董事数量与董事规模之比
<i>Bsize</i>	董事会规模	董事会董事数量
<i>Balance</i>	股权制衡度	第 2—5 大股东持股比例/第一大股东持股比例
<i>Dual</i>	两职合一状态	当同时任职总经理与董事长时取值 1, 否则取值 0

(三) 描述性统计

表 2 面板 A 汇总了式 (1) 中核心变量的描述性统计。其中, 股票错误定价指数 (*Abs1*) 的均值 (0.315) 大于中位数 (0.259) 且最大值为 1.136, 表明资本市场股票的错误定价分布存在右偏的特征, 有相当一部分股票样本的错误定价程度较高。*Treat* (即资管占比) 的均值为 0.9%, 最大值 39.8%, 表明资管计划的持股占比在横截面表现出非常离散的特征。同时, *Post* 均值 0.62 表明窗口期前后样本分布较为均衡, 没有集中于窗口前或者窗口后。另外, 还可以得知样本公司的负债率 (*Lev*) 均值为 40%, 净资产回报率 (*Roe*) 均值为 7.3%, 独立董事占比 (*Indrct*) 均值为 37.71%, 且有 31% 的公司两职合一 (*Dual*)。面板 B 则补充说明了资管新规实施后, *Treat_Post* 与股票误定价程度 (*Abs1*, *Abs2*) 相关系数分别为 -0.057 和 -0.049 , 均

在 1% 的水平上显著为负，这初步证实了本文关于资管新规抑制误定价的猜想。

表 2 描述性统计结果

Panel A 描述性统计						
变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Abs1</i>	16 837	0.315	0.247	0.000	0.259	1.136
<i>Abs2</i>	16 837	0.803	0.649	0.000	0.659	5.070
<i>Post</i>	16 837	0.620	0.485	0.000	1.000	1.000
<i>Treat</i>	16 837	0.009	0.022	0.000	0.000	0.398
<i>Size</i>	16 837	22.257	1.262	20.073	22.085	26.207
<i>Age</i>	16 837	2.045	0.859	0.000	2.197	3.332
<i>Roe</i>	16 837	0.073	0.108	-0.433	0.076	0.341
<i>Lev</i>	16 837	0.400	0.185	0.056	0.394	0.834
<i>Cashflow</i>	16 837	0.053	0.063	-0.124	0.051	0.232
<i>TobinQ</i>	16 837	0.027	0.019	0.008	0.020	0.103
<i>Hf10</i>	16 837	0.092	0.107	0.000	0.049	0.484
<i>Consep</i>	16 837	4.288	7.073	0.000	0.000	27.844
<i>Indrct</i>	16 837	37.713	5.307	33.330	36.360	57.140
<i>Bsize</i>	16 837	2.227	0.174	1.792	2.303	2.773
<i>Balance</i>	16 837	0.771	0.603	0.034	0.616	2.832
<i>Dual</i>	16 837	0.310	0.462	0.000	0.000	1.000
Panel B 相关系数检验						
	<i>Abs1</i>	<i>Abs1</i>	<i>Treat_Post</i>			
<i>Misp1</i>	1					
<i>Misp2</i>	1	1				
<i>Treat_Post</i>	-0.057***	-0.049***				

四、实证结果分析

(一) 资管新规与股票错误定价

首先，本文根据式 (1) 对全样本进行基准回归分析，以检验资管新规对股票错误定价程度的影响，回归结果如表 3 所示。其中，第 (1) 和第 (3) 列报告只考虑个体和时间固定效应的估计结果，不含控制变量。第 (2) 和第 (4) 列报告加入控制变量后的估计结果。从上述结果可以看出，交乘项 *Treat_Post* 系数估计显著为负，说明资管新规显著抑制了股票的误定价程度。以 (2) 列为例，资管新规实施前企业资管占比每提高 1 个标准差，其错误定价程度在资管新规实施后将改善 4.22% ($-0.474 \times 0.022 / 0.247$)，经济意义较为显著。也就是说，资管新规实施之后，资本市场的定价效率得到提高，上市公司的股票价格向内在价值回归。总体而言，基准回归结果支持了本文的假说 1。此外，基准回归模型中的控制变量显示，公司基本面特征如公司规模 (*Size*) 以及成长性 (*TobinQ*) 与股票错误定价程度正相关且显著；财务杠杆 (*Lev*) 与股票错

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

误定程度负相关，与现有文献结果基本一致（徐寿福和徐龙炳，2015；Aabo et al.，2017）^①。

表 3 资管新规与股票错误定价

变量	Abs1		Abs2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat_Post</i>	-0.391** (-1.966)	-0.474*** (-2.781)	-0.945* (-1.855)	-1.130*** (-2.601)
<i>Size</i>		0.026** (2.567)		0.080*** (2.790)
<i>Age</i>		0.030*** (2.631)		0.111*** (3.645)
<i>Roe</i>		-0.025 (-1.060)		-0.068 (-1.103)
<i>Lev</i>		-0.084** (-2.542)		-0.240*** (-2.702)
<i>Cashflow</i>		-0.028 (-0.741)		-0.063 (-0.631)
<i>TobinQ</i>		6.483*** (24.996)		17.134*** (23.283)
<i>Hf10</i>		-0.029 (-0.784)		-0.078 (-0.810)
<i>Consep</i>		-0.000 (-0.511)		-0.002 (-0.845)
<i>Indrct</i>		-0.000 (-0.354)		-0.001 (-0.428)
<i>Bsize</i>		-0.021 (-0.651)		-0.079 (-0.940)
<i>Balance</i>		-0.010 (-1.009)		-0.025 (-0.953)
<i>Dual</i>		-0.005 (-0.577)		-0.011 (-0.548)
控制变量	NO	YES	NO	YES
观测数	13 786	13 786	13 786	13 786
组内 R^2	0.498	0.566	0.507	0.575
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

注：括号内为经过公司层面聚类调整的 t 值；***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%（下同）

① 托宾 Q 作为成长机会的代理指标，当公司高成长时（如处在热门板块与赛道），会成为短视投机者追逐的对象；另一方面，高成长也意味着业绩不确定性强，信息不对称加剧，从而导致更严重的错误定价。公司规模对于股票错误定价的影响在文献中尚未得到一致性的结论。一方面，已有研究发现市值小的股票更容易炒作与操纵，错误定价程度更高（陆蓉和孙欣钰，2021）。另一方面，徐浩峰和朱松（2012）研究发现市值大的股票反而引起机构的追逐从而存在更大的价格泡沫。徐寿福和徐龙炳（2015）也得到类似的回归结果。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。(1) 更改股票错误定价模型的估计频率。根据式 (2) 分行业分年度重新进行回归, 得到各个行业的年度回归系数。第二步, 对同行业各年度的回归系数求平均值, 获得各个行业的估计式。其他步骤保持不变。(2) 更换估计股票错误定价的模型。本文采用 Berger 和 Ofek (1995) 的方法估算公司内在价值 IV , 该方法的原理是相对估值法, 即利用行业内的中位数水平与公司的个体水平来计算内在价值, 然后可以得到公司相对于同行业的错误定价程度 $Misp2$ 。

$$Misp2 = \ln\left(\frac{MV}{IV}\right) \quad (4)$$

为克服行业特征与分组标准的影响, 本文还借鉴 Myers (1999) 利用剩余收益估值模型进行估计。首先对公司对式 (5) 和式 (6) 进行时间序列回归, 其中, RI 表示公司的剩余收益, 等于每股的收益扣除掉每股净资产的机会成本, 机会成本的选取按照文献惯例使用一年期无风险利率。 BV 表示公司每股的净资产。接着, 将回归结果的系数利用式 (7) 求出相应参数并代入到式 (8) 估计公司的内在价值 IV 。最后, 按照式 (9) 可以得到公司的误定价代理变量 $Misp3$ 。

$$RI_{t+1} = \omega_{10} + \omega_{11}RI_t + \omega_{12}BV_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (5)$$

$$BV_{t+1} = \omega_{21} + \omega_{22}BV_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (6)$$

$$\alpha_0 = \frac{\omega_{10}}{(1+rf-\omega_{11})rf}, \alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+rf-\omega_{11}}, \alpha_2 = \frac{\omega_{12}(1+rf)}{(1+rf-\omega_{11})(1+rf-\omega_{22})} \quad (7)$$

$$IV_t = \alpha_0 + \alpha_1RI_t + \alpha_2BV_t \quad (8) \quad Misp3 = \ln\left(\frac{Price}{IV}\right) \quad (9)$$

现有的三个错误定价指标, 其中, $Misp1$ 和 $Misp2$ 难以克服行业分组产生的系统性影响, $Misp3$ 依赖对公司内在价值的精准估计, 本文借鉴游家兴和吴静 (2012) 的做法, 对上述指标进行标准化处理, 由式 (10) 可得到误定价的代理变量 $Abs3$ 。此外, 还借鉴 Aabo 等 (2017), 按照错误定价程度排序, 由低到高依次为年内每个观测值从 1 到 N 赋值, 由式 (11) 可得到误定价的代理变量 $Abs4$ 。 $Abs3$ 和 $Abs4$ 作为稳健性检验的替代指标, 可以平衡不同指标的优势和不足。回归结果见表 4 的前四列, 结果保持稳健。

$$Abs3 = \frac{1}{3} \left(\left| \frac{Misp1 - \overline{Misp1}}{Std(Misp1)} \right| + \left| \frac{Misp2 - \overline{Misp2}}{Std(Misp2)} \right| + \left| \frac{Misp3 - \overline{Misp3}}{Std(Misp3)} \right| \right) \quad (10)$$

$$Abs4 = \frac{1}{3} \left[\frac{1}{N} (Rank(Misp1) + Rank(Misp2) + Rank(Misp3)) \right] \quad (11)$$

2. 替换解释变量 $Treat_Post$ 。(1) 重新定义 $Treat$ 。为了减少资管计划占比的测量误差, 本文选取资管新规实施前两期的平均占比和前三期的平均占比作为处置变量, 回归结果见表 4 的第 (5) 列和第 (6) 列。(2) 重新定义政策虚拟变量 $Post$ 。剔除 2018 年的样本, $Post$ 定义改为大于 2018 取 1, 小于 2018 取 0, 回归结果见表 4 的最后两列。上述结果均保持稳健。

3. 控制遗漏因素。(1) 加入被解释变量的滞后项。(2) 为克服行业特征所带来的估计偏误, 控制行业固定效应。(3) 为了缓解无法观测因素的潜在影响和干扰, 本文借鉴和泽慧等 (2023) 的做法, 将 2017 年作为政策颁布的年份 (反事实), 对其进行基准回归的检验。回归结果见表 5, 控制滞后变量与控制行业因素均保持显著, 安慰剂检验不显著。

4. 排除其他解释。(1) 竞争性解释。由于在 2018 年下半年还发布质押新规, 本文得到的结

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

论还可能是质押新规所产生的影响。对此，我们在模型中控制质押比例与政策时间的交互项。估计结果见表 6 的前两列，质押新规的交乘项系数并不显著，而本文的核心解释变量 ($Treat_Post$) 系数与基准回归结果相近。因此，本文所得到的结论并没有被质押新规吸收，从而可以排除 2018 年质押新规的混淆影响。(2) 替代性解释。对于金融强监管政策对于上市公司股票定价的修复效果，还可能存在这一替代性假说：资管占比越多的上市公司，其机构投资者占比也会越多，那么本文得到的结果很可能是理性机构投资者起到的作用。对此，我们计算扣除了资管计划占比后的机构投资者占比，在实证中控制它与政策时间的交互项 ($Inst_Post$)。估计结果见表 6 的后两列，本文的核心解释变量 ($Treat_Post$) 依然保持 1% 的显著性。因此，在控制替代解释之后，本文所得到的因果关系依然稳健。

表 4 稳健性检验 (一) 替换变量

变量	改变估计频率		更改估计模型		替换被解释变量		剔除 2018 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Treat_Post$	-0.479** (-2.393)	-1.080** (-2.343)	-0.456** (-2.409)	-0.193** (-2.565)	-0.423** (-2.274)	-0.333* (-1.741)	-0.569*** (-2.917)	-1.356*** (-2.761)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	13 786	13 786	13 775	13 775	12 576	11 149	11 212	11 212
组内 R^2	0.472	0.470	0.650	0.873	0.593	0.608	0.589	0.603
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表 5 稳健性检验 (二) 控制遗漏变量

变量	控制滞后变量		控制行业		安慰剂检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat_Year2018$	-0.569*** (-2.917)	-1.356*** (-2.761)	-0.565*** (-2.784)	-1.335*** (-2.614)		
$Treat_Year2017$					-0.243 (-1.545)	-0.554 (-1.395)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
滞后解释变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	11 212	11 212	11 212	11 212	13 786	13 786
组内 R^2	0.589	0.603	0.593	0.607	0.592	0.604
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

5. 排除重大政策的干扰。(1) 2015 年 6 月，资本市场经历了千股跌停，累计蒸发市值超数万亿元。随后，政府通过建立“国家队”来购买股票干预市场。Dang 等 (2024) 发现政府救市的行为在稳定市场的同时降低了效率。原因在于短视投资者会被吸引去挖掘政府的“私有信息”，而不是挖掘基本面信息。由此可见，在后危机时期国家队持股可能对于投资者行为产生影响，从

而损害股票的定价效率。对此，我们参考上述文献使用社保基金占比作为政府干预 (*Govern*) 的代理变量，在模型中控制政府干预与政策时间的交互项 (*Govern _ Post*)。估计结果见表 7 的前两列，本文得到的研究结果在控制政府干预之后依然保持稳健。(2) 2016 年 12 月深港通正式开通，这是中国资本市场进一步对外开放的重要里程碑。已有研究发现，资本市场对外开放主要通过信息流动影响定价效率 (连立帅等, 2019)。可见，资本市场开放对于本文的研究结果有一定干扰性。对此，我们参考连立帅等 (2019) 构造沪深港通虚拟变量 *HSSC*，并在模型中控制沪深港通与政策时间的交互项。估计结果见表 7 的后两列，代表信息渠道的交互项 (*HSSC _ Post*) 与本文的核心解释变量 (*Treat _ Post*) 回归系数均为负。这说明本文所得到的研究结论在控制信息渠道之后依然保持稳健。

表 6 稳健性检验 (三) 排除其他解释

变量	股权质押		机构投资者	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat _ Post</i>	-0.477*** (-2.803)	-1.140*** (-2.628)	-0.531*** (-3.033)	-1.291*** (-2.893)
<i>Pledge _ Post</i>	0.005 (1.104)	0.016 (1.272)		
<i>Inst _ Post</i>			-0.097*** (-6.681)	-0.257*** (-6.757)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	13 786	13 786	13 786	13 786
组内 R^2	0.566	0.575	0.572	0.581
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

表 7 稳健性检验 (四) 样本期间其他政策

变量	政府干预		资本市场开放	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat _ Post</i>	-0.468*** (-2.661)	-1.124** (-2.505)	-0.428*** (-2.419)	-1.024*** (-2.267)
<i>Govern _ Post</i>	0.550** (2.027)	1.165 (1.558)		
<i>HSSC _ Post</i>			-0.031*** (-5.095)	-0.079*** (-4.901)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	13 786	13 786	13 786	13 786
组内 R^2	0.463	0.471	0.464	0.475
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

6. 平行趋势检验。采用 DID 方法进行政策冲击检验的关键是政策实施前因变量要满足平行趋势，即股票的错误定价程度在资管新规实施前未发生系统性变化。本文将政策时间虚拟变量 *Post* 细分成为 *Pre3* (2015)、*Pre2* (2016)、*Pre1* (2017)、*Post0* (2018) 和 *Post1* (2019)、*Post2* (2020)，分别于处置变量 (*Treat*) 交乘代入到式 (1) 中，表 8 汇总了相应结果。结果显示，在控制公司、年度固定效应的情况下，政策前的交乘项系数有正有负且不显著，政策实施当年及后两年系数均显著为负，即平行趋势在一定程度上得到满足。

表 8 平行趋势检验

变量	(1)	(2)
	<i>Abs1</i>	<i>Abs2</i>
<i>Treat _ Pre3</i>	-0.315 (-1.276)	-0.718 (-1.130)
<i>Treat _ Pre2</i>	0.196 (1.060)	0.509 (1.095)
<i>Treat _ Pre1</i>	-0.077 (-0.461)	-0.189 (-0.439)
<i>Treat _ Post0</i>	-0.437** (-2.191)	-1.025** (-2.008)
<i>Treat _ Post1</i>	-0.599*** (-2.662)	-1.464** (-2.541)
<i>Treat _ Post2</i>	-0.442* -0.315	-1.012 -0.718
控制变量	YES	YES
观测数	13 786	13 786
组内 R^2	0.573	0.543
公司固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES

五、影响机制与异质性分析

(一) 基于投资者风险偏好的机制分析

本部分内容将通过以下几个方面进行投资者风险偏好的机制分析。首先，本文考察资管新规是否有效抑制羊群行为，并检验金融强监管能否有效避免概念股炒作现象，以验证前文假说 2。其次，本文考察资管新规是否有效抑制投机行为以及降低股价风险，以验证前文假说 3。

1. 羊群行为。本文借鉴许年行等 (2013) 内容按照式 (12) 构造羊群行为 (*Herd*)^① 并将 *Herd* 作为机制变量带入到式 (1) 进行检验。回归结果见表 9 的前两列，交乘项 *Treat _ Post* 系数显著为负。该结果证实了假说 2，即金融强监管通过抑制投资者羊群行为来抑制股票的错误定

^① 第一部分表示机构投资者在 *t* 季度内对 *i* 公司股票买卖的不平衡性 (相对行业均值)，并用一年内的季度平均值来作为年度数据的代理指标。第二部分表示调整项来突出机构投资者买卖行为的“羊群性”，按照文献惯例，本文使用第一部分的均值减去 1.96 个标准作为调整项。

价。因此，为推动股价回归合理水平，必须强化对机构投资者羊群行为的监管，警惕市场共振以及潜在的系统性金融风险。进一步，本文结合资本市场上概念股炒作现象对上述作用机制进行更为深入的探讨。本文借鉴陆蓉和孙欣钰（2021）将低股价、高历史日收益率和高换手率股票作为彩票属性的三个维度并构造彩票指数（*Lott*）^①。将该指标与本文的核心解释变量按照式（13）进行回归检验，回归结果见表9的第（3）列与第（4）列。结果显示，彩票指数的系数为正，这意味着概念股凭借亮眼的收益及高流动性吸引机构投资者炒作，进而造成投资者羊群行为。同时，三项交乘的系数符号在1%的水平上显著为负，说明相比于普通股，概念股在资管新规实施后股票价格得到修复。由此可见，资管新规作为一项金融强监管政策，通过抑制投资者炒作概念股以及羊群行为来改善市场定价效率。

$$Herd = \frac{1}{4} \sum_{n=1}^4 |P_{it} - E(p_{it})|_n - Adjust \quad (12)$$

$$Herd_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_Post + \beta_2 Treat_Post_Lott + \beta_3 Lott + \delta X_{it} + \gamma + \varphi + \epsilon_{it} \quad (13)$$

表9 羊群行为与概念股炒作

变量	羊群行为		概念股炒作	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat_Post</i>	-0.399*** (-3.547)	-0.365*** (-3.228)	0.227 (0.871)	0.419 (1.598)
<i>Treat_Post_Lott</i>			-1.377** (-2.398)	-1.733*** (-3.038)
<i>Lott</i>			0.074*** (5.407)	0.077*** (5.334)
控制变量	NO	YES	NO	YES
观测数	11 990	11 990	11 990	11 990
组内 R^2	0.448	0.632	0.449	0.450
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

2. 高杠杆交易。本文借鉴朱菲菲等（2023）利用股票的交易数据构造交易活跃性指标（*Active*）^②，该指标越大，表明投资者的买卖交易越短视，投机行为更严重。将上述变量作为机制变量按照式（1）进行检验，结果如表10所示。表10的第（1）列表明，交乘项（*Treat_Post*）系数显著为负，表明金融强监管对于投机行为有一定的抑制作用。进一步，根据公司股票是否有融资融券交易分为杠杆组与对照组，分别对杠杆组和对照组进行分组回归。表10的第（2）列和第（3）列显示，杠杆组的交乘项系数在1%的水平下显著为负，且系数大小是全样本的两倍，而对照组系数不显著。由此可见，金融强监管对于投机交易的抑制作用主要体现在杠杆交易的样本中。同理，本文按照Aabo等（2017）构造特质波动率（*Ivol*），该指标越大说明股票的特质风险

① 首先，计算过去一年当中公司股价和换手率的均值以及最大的5个日度收益率的均值。然后，将公司的日平均股价从大到小进行排序，日平均流动性和日平均收益率从小到大排序，分别依次赋值为1, 2, 3, ..., N。最后，计算彩票指数 $Lott = 1/3 * [(Rank(Price) + Rank(Ret) + Rank(Turnover)) / N]$

② $Active = 1 - |SellAmt - BuyAmt| / SellAmt + BuyAmt$

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

越大，噪声交易越多。将上述变量作为机制变量带入到式（1）中进行检验，结果见表 10 的后三列。资管新规在杠杆组里更有利于减少特质风险，缓解股价波动。综上，资管新规可以有效地抑制投资者投机行为，降低股价波动，假说 3 成立。

表 10 投机交易与股价波动

变量	投机行为 <i>Active</i>			股价波动 <i>Ivol</i>		
	全样本	杠杆组	对照组	全样本	杠杆组	对照组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat_Post</i>	-0.054** (-2.506)	-0.098*** (-3.785)	-0.007 (-0.261)	-0.010 (-0.572)	-0.062** (-2.460)	0.031 (1.262)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	16 764	6 037	10 620	16 727	6 035	10 581
组内 R^2	0.645	0.720	0.647	0.603	0.661	0.605
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

（二）异质性分析

1. 地区风险偏好。投资者的风险承担不仅受到自身能力的影响，还极大地受到地区风险偏好的影响。首先，本文借鉴 Ji *et al.* (2021) 使用省份的彩票销售量 (*Lottery*)^① 作为地区风险偏好的代理指标并按年份进行分组，每年彩票销售量高于中位数的样本定义为风险高 ($Risk=1$) 的样本，反之则是风险低 ($Risk=0$) 的样本。分组检验的结果见表 11 的前两列，交乘项系数仅在博彩偏好较高的地区显著为负。其次，本文借鉴刘冲等 (2023) 使用各个省份 65 岁及以上老年人口占比^②作为地区风险偏好的代理指标进行分组。老年人口占比低于中位数的样本定义为风险偏好高 ($Risk=1$) 的样本，反之则是风险偏好低 ($Risk=0$) 的样本。分组检验的结果见表 11 的后两列，交乘项系数仅在风险偏好较高的地区显著为负。上述结果表明，在风险偏好较高的地区，金融强监管对股票错误定价的修正效果更为明显。这一发现为未来监管政策在不同地区的精准实施提供了有益参考。

2. 信息不对称。徐寿福和徐龙炳 (2015) 指出，上市公司市场价值长期偏离内在价值的根源是信息不对称。本文将从内部信息不对称和外部信息不对称两方面进行异质性分析。首先，本文借鉴 Dechow & Dichev (2002) 的方法计算可操控性应计盈余 (*Disacc*)，该数值越大代表公司内部信息不对称程度越大。根据可操控性应计盈余进行分组，高于中位数的样本定义为信息不对称程度大 ($Asymmetry=1$)，反之则是信息不对称程度小 ($Asymmetry=0$)。分组检验的结果见表 12 的第 (1) 列和第 (2) 列，在信息不对称较为严重的样本中，交乘项的系数在 5% 的水平上显著为负，而在对照组中并不显著。另一方面，本文将低于分析师跟踪人数 (*Analyst*) 的中位数的样本定义为信息不对称程度大 ($Asymmetry=1$)，高于中位数的样本定义为信息不对称程度小 ($Asymmetry=0$)。分组检验的结果见表 12 的第 (3) 列和第 (4) 列，在信息不对称更为严重的样本，交乘项的系数在 5% 的水平上显著为负，而在对照组中并不显著。结果表明，资管

① 财政部按月公布我国各省份地区的彩票销售数据，官网 https://zhs.mof.gov.cn/zonghexinxi/202407/t20240726_3940501.htm

② 各省的 65 岁及以上老年人口和全国人口数据来源于 2020 年启动的全国第七次人口普查数据

新规对于信息不对称较为严重的上市公司的股价修复效果更为显著。

表 11 地区风险偏好异质性检验

变量	彩票销售 <i>Lottery</i>		人口结构 <i>Age65</i>	
	<i>Risk</i> = 1	<i>Risk</i> = 0	<i>Risk</i> = 1	<i>Risk</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> _ <i>Post</i>	-0.776*** (-2.965)	-0.106 (-0.565)	-0.786*** (-3.060)	-0.120 (-0.628)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	6 747	7 027	7 499	6 089
组内 R^2	0.584	0.567	0.588	0.540
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

表 12 信息不对称异质性检验

变量	内部盈余管理 <i>Disacc</i>		外部分析师跟踪 <i>Analyst</i>	
	<i>Asymmetry</i> = 1	<i>Asymmetry</i> = 0	<i>Asymmetry</i> = 1	<i>Asymmetry</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> _ <i>Post</i>	-0.793** (-2.276)	-0.321 (-1.632)	-0.528** (-2.128)	-0.361 (-1.406)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	6 412	6 359	4 462	4 471
组内 R^2	0.642	0.621	0.580	0.736
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

3. 区分：低估 VS 高估。如果机构投资者风险偏好过高会导致股价偏离内在价值，很有可能是可以从推高股价中获利。Abreu & Brunnermeier (2003) 指出，当股票在短期内被市场高估时，机构投资者的最佳投资决策并不是直接卖空，而是持有一段时间并通过骑乘泡沫来获取最佳收益，这是一种理性的投机行为。因此，若金融强监管能有效地抑制高风险行为，那么修复效果应在高估的样本中更为显著。为此，本文将未取绝对值之前大于 0 的样本定义为股价高估组，将小于 0 的样本定义为低估组，分组检验资管新规对股票错误定价影响的差异性。结果见表 13，高估样本的交乘项系数在 5% 的水平上显著为正，约为基准回归结果的 1.5 倍。该结果证实了金融强监管对股票估值的修复效应主要表现为抑制高估股票的泡沫。

六、进一步分析

(一) 金融强监管与公司市值管理

根据前文分析，资管新规有助于公司股票价格回归内在价值，有助于实现与外在估值相统一的市值管理。但在金融强监管时期，公司应采取哪些措施以应对新规带来的挑战并优化市值管

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

理？本文从股利决策与投资决策两个方面展开探讨。首先，持续稳定的分红有助于增强投资者回报，推动树立长期价值投资理念^①。因此，本文将核心解释变量 $Treat_Post$ 与分红数量 ($Dividend$)^② 进行交乘并放入式 (1) 中进行检验，表 14 的第 (1) 列与第 (2) 列显示三项交乘的系数至少在 5% 的水平上显著为负，这说明资管新规实施后，主动提高分红水平可以抑制公司股票的错误定价，有助于公司进行市值管理。其次，在资管新规出台前，影子银行的无序扩张使得实体经济“脱实向虚”，企业的经营风险在不断加剧。只有更好的发展实业，减少金融化投资，才能从根本上避免资产泡沫化，真正提升内在企业价值。本文使用固定资产与无形资产之和构造实体投资 ($Invest$)^③ 并将其与核心解释变量 $Treat_Post$ 进行交乘放入式 (1) 中进行检验，表 14 的第 (3) 列与第 (4) 列显示三项交乘的系数至少在 5% 的水平上显著为负，这说明资管新规实施后，增加实体投资能够从根本上提升企业内在价值，使公司获得更为合理的估值。

表 13 提振股价还是抑制泡沫异质性检验

变量	高估样本		低估样本	
	Abs1	Abs2	Abs1	Abs2
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_Post$	-0.704** (-2.352)	-1.821** (-2.289)	0.030 (0.184)	0.281 (0.691)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	7 210	6 964	5 847	6 079
组内 R^2	0.708	0.714	0.713	0.722
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

表 14 资管新规与公司市值管理

变量	$MCM=Dividend$		$MCM=Invest$	
	Abs1	Abs2	Abs1	Abs2
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_Post$	-0.499*** (-2.916)	-1.193*** (-2.732)	-0.442** (-2.545)	-1.047** (-2.364)
$Treat_Post_MCM$	-0.046** (-2.237)	-0.118** (-2.051)	-1.821** (-2.032)	-4.979** (-2.192)
MCM	0.001 (0.312)	0.002 (0.282)	-0.009 (-0.621)	-0.032 (-0.807)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	13 786	13 786	13 786	13 786
组内 R^2	0.566	0.575	0.566	0.575
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES

① 见 2023 年 12 月 15 日，证监会发布的《上市公司监管指引第 3 号——上市公司现金分红》

② 为使得系数处在合理区间，分红数量的单位为亿 (10⁸)

③ 基于总资产做标准化

(二) 经济后果分析

最后，本文将资管新规的影响扩展至实体经济领域，借鉴 Kacperczyk *et al.* (2021) 的研究方法检验金融强监管是否促进企业在实体经济中的投资效率。按照式 (14) 进行回归检验，其中，被解释变量包含固定资产支出 (CAPEX)，研发支出 (R&D) 以及两者之和，三个变量均作资产规模化处理。若金融强监管有助于改善资本市场的定价环境，那么估值修复后的公司应该会提升投资效率。因此，预计模型 β_2 显著为正。结果汇总在表 15， $Treat_Post_log (M/A)$ 系数均显著为正，符合猜想。与现有文献多从监管政策如何直接作用于实体经济的视角不同，本文提出了金融强监管促进实体经济的另一机制：通过降低股票错误定价，实现股价对实体经济运行效率的正向反馈。本文的研究结论不仅深化了对资本市场强监管政策影响路径的理解，也为引导企业“脱虚向实”并提高实体经济运行效率提供了政策参考与理论支撑。

$$Invest = \beta_0 + \beta_1 Treat_Post + \beta_2 Treat_Post_log (M/A) + \beta_3 log(M/A) + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (14)$$

表 15 资管新规与实体经济效率

变量	CAPEX		R&D		CAPEX+R&D	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Log (M/A)$	-0.088* (-1.847)	-0.103** (-2.104)	-0.013* (-1.773)	-0.015** (-2.391)	-0.101** (-2.140)	-0.118** (-2.435)
$Treat_Post_log (M/A)$	0.204** (2.515)	0.231*** (2.743)	0.052*** (3.155)	0.049*** (3.085)	0.257*** (3.159)	0.281*** (3.318)
$Treat_Post$	0.011*** (8.212)	0.011*** (4.075)	-0.000 (-0.429)	0.002* (1.907)	0.011*** (7.650)	0.013*** (4.393)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
观测数	12 558	12 558	12 558	12 558	12 558	12 558
组内 R^2	0.675	0.679	0.920	0.920	0.719	0.723
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

七、研究结论与政策启示

为更好地服务实体经济，资本市场需加快从融资功能到投资功能的转型，完善定价与估值体系。实现这一目标的关键在于健全市场制度与监管体系，培育长期理性投资主体。虽然已有大量文献探讨强监管政策对实体经济和金融体系的影响，但鲜有从微观层面直接考察金融强监管对公司股票误定价及其作用路径的。资管新规作为针对资管行业的第一个且全面统一强监管外生政策，从打破刚兑到监管套利，方方面面影响着投资者的风险偏好与交易方式，这为本文提出的问题提供了良好的研究场景。

基于此视角，本文采用双重差分模型研究资管新规对公司股票误定价的影响，并得到以下几点重要发现：第一，金融强监管通过降低投资者风险偏好修正股票错误定价。其潜在机制包括抑制羊群行效应以及改善杠杆投机交易行为。第二，股票定价修复效果主要集中在风险偏好较高的地区和信息不对称严重的公司。第三，在金融强监管在资管新规背景下主要抑制股价泡沫，使得

陆蓉等：金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据

通过蹭热点、炒概念等短视行为难以真正提升公司价值。上市公司需通过主动提高分红水平和增加实体投资，提升公司内在价值，实现内外协调的良性市值管理。第四，金融强监管对公司投资效率产生积极影响，有助于实现股价对投资决策的正向反馈，从而真正实现资本市场赋能实体经济的目标。

本文研究结论的政策启示如下：第一，监管部门需兼顾微观审慎与宏观审慎，全面强化资本市场监管与治理。微观层面：严厉打击各种投机行为，维护市场的公平性和稳定性，推动形成健康有序的市场环境。宏观层面：针对羊群行为可能引发的跨行业系统性风险，监管部门应着眼于金融体系的整体稳定性，采取有效措施预防系统性风险的扩散和市场共振。企业应树立正确的市值管理理念，实现资本与实体的良性互动。合理提高分红水平与分红频次，确保分红政策的透明性和可预期性。通过稳定且明确的分红策略，企业能够向投资者传递积极的财务信号，增强投资者对企业的信任，提高长期投资意愿。优化资金投向，通过积极参与重点产（如人工智能、生物医药等）的投资，推动企业实现高质量发展，从根本上增强市场竞争力与社会价值。

参考文献

陈克兢、熊熊、杨国超、张维，2023：《中小投资者保护制度创新与资本市场定价效率提升——基于投服中心行权的证据》，《经济学（季刊）》第6期。

董丰、许志伟，2020：《刚性泡沫：基于金融风险与刚性兑付的动态一般均衡分析》，《经济研究》第10期。

和泽慧、路晓蒙、罗荣华、兰伟，2023：《打破刚性兑付，资金何去何从？——基于家庭资产配置的微观视角》，《经济学（季刊）》第4期。

胡悦、吴文锋、杜林琳，2023：《资管新规的防风险和促实体效应：风险分担视角》，《经济研究》第11期。

冀志斌、叶耐德、孔东民，2024：《中国式影子银行的收缩与企业投资行为——基于资管新规出台背景的证据》，《经济学（季刊）》第2期。

蒋敏、周炜、宋杨，2020：《影子银行、〈资管新规〉和企业融资》，《国际金融研究》第12期。

李凤、吴卫星、李东平、路晓蒙，2023：《投资者教育发挥作用了吗？——来自公募基金个人投资者调查数据的证据》，《金融研究》第1期。

李建强、张淑翠、袁佳、魏磊，2019：《影子银行、刚性兑付与宏观审慎政策》，《财贸经济》第1期。

李青原、陈世来、陈昊，2022：《金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据》，《经济研究》第1期。

连立帅、朱松、陈关亭，2019：《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》，《管理世界》第8期。

刘冲、曾琪、刘莉亚，2023：《金融强监管、存贷长期化与企业短债长用》，《经济研究》第10期。

刘京军、刘彦初、熊和平，2018：《基金竞争与泡沫资产配置的模仿行为研究》，《管理科学学报》第2期。

陆蓉、何婧、崔晓蕾，2017：《资本市场错误定价与产业结构调整》，《经济研究》第11期。

陆蓉、孙欣钰，2021：《机构投资者概念股偏好与股市泡沫骑乘》，《中国工业经济》第3期。

路晓蒙、王一冰、吴卫星，2023：《传统投资顾问和智能投资顾问：替代还是互补？》，《管理世界》第10期。

马亚明、胡春阳，2021：《脱实向虚和金融强监管对金融实体行业间极端风险关联的影响》，《统计研究》第4期。

彭俞超、何山，2020：《资管新规、影子银行与经济高质量发展》，《世界经济》第1期。

汤晟、饶品贵、李晓溪，2024：《金融强监管与企业集团内部资本市场资源配置——来自资管新规的经验证据》，《中国工业经济》第1期。

王茹婷、彭方平、李维、王春丽，2022：《打破刚性兑付能降低企业融资成本吗？》，《管理世界》第4期。

魏志华、曾爱民、吴育辉、李常青，2019：《IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”？》，《管理世界》第1期。

吴晓求、方明浩、许荣，2024：《中国资本市场的功能转型与估值校正》，《财贸经济》第6期。

- 许年行、于上尧、伊志宏, 2013:《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》,《管理世界》第7期。
- 徐寿福、徐龙炳, 2015:《信息披露质量与资本市场估值偏误》,《会计研究》第1期。
- 徐寿福、郑迎飞、张嘉宸, 2023:《网络平台互动、策略性回应与股票错误定价》,《经济管理》第11期。
- 杨青、田汝彦、孙飞帆, 2024:《金融强监管、短贷长投与企业债务风险:来自〈资管新规〉的证据》,《国际金融研究》第4期。
- 游家兴、吴静, 2012:《沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》第7期。
- 朱菲菲、吴俣立、杨云红, 2023:《ETF、股票流动性与股价崩盘风险》,《金融研究》第6期。
- Aabo, T., C. Pantzalis, and J. C. Park, 2017, "Idiosyncratic volatility: An indicator of noise trading?", *Journal of Banking & Finance*, 75: 136 - 151.
- Abreu, D., and Brunnermeier, M. K., 2003, "Bubbles and Crashes", *Econometrica*, 71 (1): 173 - 204.
- Berger, P. G., and E. Ofek, 1995, "Diversification's effect on firm value", *Journal of Financial Economics*, 37 (1): 39 - 65.
- Dang, T. V., Li, W., and Wang, Y. 2024, "Government Stock Purchase Undermines Price Informativeness: Evidence from China's 'National Team'", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 59 (5): 2340 - 2374.
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev, 2002, "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors", *The Accounting Review*, 77 (s-1): 35 - 59.
- Fama, E. F., 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, 25 (2): 383 - 417.
- Frazzini, A., and L. H. Pedersen, 2022, "Embedded leverage", *Review of Asset Pricing Studies*, 12 (1): 1 - 52.
- Jiang, W., 2024, "Leveraged speculators and asset prices", *Review of Finance*, 28 (3): 769 - 804.
- Kacperczyk, M., S. Sundaresan, and T. Wang, 2021, "Do Foreign Institutional Investors Improve Price Efficiency?", *The Review of Financial Studies*, 34 (3): 1317 - 1367.
- Myers, J. N., 1999, "Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics", *The Accounting Review*, 74 (1): 1 - 28.
- Ji, Q., Quan, X., Yin, H., and Yuan, Q., 2021, "Gambling preferences and stock price crash risk: Evidence from China", *Journal of Banking & Finance*, 128: 106158
- Rhodes-Kropf, M., D. T. Robinson, and S. Viswanathan, 2005, "Valuation waves and merger activity: The empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, 77 (3): 561 - 603.
- Subrahmanyam, A., K. Tang, J. Wang, and X. Yang, 2024, "Leverage Is a Double-Edged Sword", *The Journal of Finance*, 79 (3): 1579 - 1634.

Strict Financial Regulation and Stock Mispricing: Empirical Evidence from the New Asset Management Regulation

LU Rong CHEN Kai

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics)

Summary: The 2024 Government Work Report proposed the requirement to “enhance the inherent stability of the capital market.” The phenomenon of sharp surges and plunges in stock price in the capital market stems partly from institutional deficiencies that fail to effectively regulate and constrain market participants’ behavior, and partly from the irrationality of market participants, which leads to frequent speculative activities. Therefore, it is essential to enhance the pricing efficiency of the capital market to strengthen its inherent stability and better serve the real economy.

Between 2015 and 2021, a series of major policies aimed at promoting the high-quality development of the capital market were introduced. These policies covered various aspects, including market stabilization, advancing opening-up, and preventing systemic risks. Among these, the People’s Bank of China, in collaboration with other regulatory agencies, issued the Guiding Opinions on Regulating the Asset Management Business of Financial Institutions (commonly referred to as the “New Asset Management Rules”). This guidance explicitly required financial institutions to break implicit guarantee, address unclear leverage structures, and eliminate regulatory arbitrage, among other financial irregularities.

This paper selects annual data from A-share listed companies between 2015 and 2021 and empirically examines the impact of stringent financial regulation, as represented by the implementation of the New Asset Management Rules, on the stock mispricing. The main findings are as follows: (1) Following the implementation of the New Asset Management Rules, stringent regulation improved market pricing efficiency primarily by reducing investors’ risk appetite and mitigate stock mispricing. (2) The specific mechanisms include reducing herding behavior toward high-risk assets and lowering high-leverage for speculative trading and asset volatility risks. (3) In response to stringent financial regulation, listed companies actively engage in market value management by increasing dividend payouts and real investments. (4) In terms of economic outcome, stringent regulation helps improve companies’ investment efficiency by creating positive feedback between stock prices and investment decisions.

This paper sheds new light on the existing literature in three aspects: First, it constructs a causal relationship between stringent regulation and development promotion, offering a new perspective on balancing regulation, risk prevention, and development. Second, it innovatively connects stringent financial regulation with investors’ trading behavior, providing insights into the focus areas for the next phase of regulation after the transition period. Third, the findings provide practical methods for market value management in listed companies, such as increasing dividend payouts and boosting real investments to enhance intrinsic value.

Key words: Strict Financial Regulation; The New Asset Management Regulation; Stock Mispricing; Risk Appetite; Market Value Management