



# 资本市场开放与伪羊群行为 ——基于沪深港通的证据

李沁洋, 石玉阶, 何丽萍, 刘向强

西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

**摘要:** 作为近年来中国资本市场开放进程中最重大的制度创新, 沪深港通机制推动中国资本市场进入高水平开放新阶段。自沪深港通开通以来, 沪深港通标的公司股票深受证券投资基金等机构投资者青睐, 呈现出明显的基金抱团现象。然而, 部分非沪深港通标的公司在此期间却鲜有机构投资者关注和持仓。因此, 有必要探讨资本市场开放对机构投资者羊群行为的影响。

选取中国2008年至2020年沪市A股上市公司和2012至2020年深市A股上市公司为初始样本, 构建多时点双重差分模型, 探究资本市场开放会如何影响机构投资者羊群行为。进一步, 如果沪深港通机制确实引发了机构投资者羊群行为, 则通过考察这种羊群行为与市场定价效率的关系来辨析该羊群行为的真伪性。同时检验资本市场开放通过何种机制影响机构投资者羊群行为。

研究发现, 沪深港通机制开通后, 相较于非沪深港通标的公司而言, 沪深港通标的公司机构投资者羊群行为变得更加明显。并且, 沪深港通开通后, 对于机构投资者羊群行为更严重的标的公司而言, 其股票错误定价现象得到矫正, 股价滞后性有所降低。以上研究结果表明, 由沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为属于基于共同信息驱动的伪羊群行为, 有助于信息更快地融入股价, 提升资本市场定价效率。进一步研究表明, 沪深港通机制主要通过改善标的公司信息披露质量, 进而加剧机构投资者伪羊群行为。异质性检验结果显示, 沪深港通机制启动后, 在前十大股东含香港投资者的公司、成长性更高的公司和非国有公司中, 机构投资者伪羊群行为变得更为明显。

研究有助于深化对羊群行为理论的认识, 明晰中国资本市场开放的政策效应, 并为中国加快构建开放型经济新体制提供重要参考和启示。

**关键词:** 资本市场开放; 羊群行为; 机构投资者; 沪深港通; 市场定价效率

**中图分类号:** F832.5

**文献标识码:** A

**doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2024.03.010

**文章编号:** 1672-0334(2024)03-0138-21

## 引言

为贯彻落实2013年《政府工作报告》作出的“坚定不移扩大对外开放”重要指示, 沪港和深港股票市场交易互联互通机制(简称沪深港通机制)分别于

2014年底和2016年底正式启动, 推动中国资本市场进入高水平制度型开放新阶段。资本市场开放是指一国政府放宽境外投资者在该国资本市场买卖股票等证券的限制<sup>[1]</sup>, 引起市场投资者结构和信息环境的

**收稿日期:** 2022-09-14 **修返日期:** 2024-01-30

**基金项目:** 国家社会科学基金(22FGLB093); 国家自然科学基金(71902165)

**作者简介:** 李沁洋, 管理学博士, 西南大学经济管理学院教授, 研究方向为资本市场与公司金融等, 代表性学术成果为“资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据”, 发表在2019年第8期《管理科学学报》, E-mail: [leeqy16@163.com](mailto:leeqy16@163.com)

石玉阶, 西南大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为资本市场等, E-mail: [syj353762850@163.com](mailto:syj353762850@163.com)

何丽萍, 西南大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为资本市场、公司金融等, E-mail: [amnesia0211@163.com](mailto:amnesia0211@163.com)

刘向强, 管理学博士, 西南大学经济管理学院副教授, 研究方向为会计信息披露、ESG评级等, 代表性学术成果为“并购业绩补偿承诺与审计收费”, 发表在2018年第12期《会计研究》, E-mail: [liuxq0525@163.com](mailto:liuxq0525@163.com)

变化<sup>[2]</sup>,进而改变投资者的投资行为。

理论上,机构投资者同时同方向买进或卖出某一股票的现象,被称为机构投资者羊群行为<sup>[3]</sup>,并且在世界范围内广泛存在<sup>[4]</sup>。虽然羊群行为通常被认为是投资者盲目模仿他人行为导致股票价格不能如实反映公司基本信息<sup>[5]</sup>,不利于市场稳定和效率提升<sup>[6]</sup>。但是,市场所观测到的羊群行为还可能源于机构投资者获得了相同的或高度相关的信息,从而得出关于证券内在价值类似的结论并出现一致的买卖行为<sup>[7]</sup>,促使基本面等信息更快地融入股票价格,提高市场效率<sup>[8]</sup>,被称为伪羊群行为。那么,沪深港通机制的实施对机构投资者羊群行为产生何种影响以及该羊群行为的真伪性均有待检验。

不同于已有研究主要探讨沪深港通机制对上市公司信息披露<sup>[9]</sup>、股价崩盘风险<sup>[10]</sup>、股票定价效率<sup>[11]</sup>、股票信息风险<sup>[12]</sup>、生产效率<sup>[13]</sup>、融资决策<sup>[14]</sup>、投资行为<sup>[15]</sup>、创新投入<sup>[16]</sup>、ESG表现<sup>[17]</sup>和行政处罚监管<sup>[18]</sup>等方面的影响,本研究选择机构投资者羊群行为这一视角,考察沪深港通这一资本市场开放政策的微观经济效应,有助于深化对机构投资者羊群行为的理论认识,完善中国资本市场开放相关政策。

## 1 相关研究评述

### 1.1 羊群行为

首先,已有研究从理论上阐释了投资者羊群行为产生的多种原因。信息瀑布理论提出<sup>[19]</sup>,当投资者可以观察到其他投资者的投资行为时,如果第二位投资者忽视自己拥有的私人信息,追随第一位投资者的投资行为,并作为自己的最优选择,那么后续进行投资的投资者无法再接收到新的信息,会选择模仿前面两人的投资行为,最终形成信息瀑布,从而导致羊群行为。研究型羊群理论<sup>[7]</sup>则认为,不同投资者对相同股票进行研究分析得到了同样的信息,促使不同投资者做出相同的交易决策,进而引发羊群行为。声誉理论<sup>[20]</sup>认为,由于基金经理的能力悬殊,有的基金经理可以熟练掌握市场信息,使委托人获得高收益,而有的基金经理却只能掌握无关信息,导致委托人利益受损,基金经理自身声誉同样受损,因此,在后面的决策中,能力较低的基金经理为提高自身声誉,选择模仿能力较高基金经理的投资行为,导致羊群行为产生。流行理论<sup>[21]</sup>认为,投资者追随一种流行的投资组合配置,使得大部分投资者对相同股票进行持有,羊群行为由此形成。此外,特征偏好理论<sup>[22]</sup>解释到,由于投资者都偏好于投资过去回报率低,流动性强的股票,这促使投资者购买了相同股票,诱发羊群行为。

其次,已有研究从市场和公司层面探讨了羊群行为的影响因素。第一,在市场层面,金融危机对羊群行为产生影响。金融危机引发本国金融市场的羊群行为,并且这种羊群行为具有传导效应,能够蔓延到邻国<sup>[23]</sup>。市场信号和政策也对羊群行为产生影响,CHOI et al.<sup>[24]</sup>通过41个国家的跨国数据证明基于市

场发出的相关信号进行投资是机构投资者羊群行为产生的主要原因。李惠璇等<sup>[8]</sup>通过研究中国A股市场数据发现,短暂的超额买入羊群行为是分析师推荐买入等利好消息发布引发的,短暂的超额卖出羊群行为是分析师推荐卖出等利空消息发布导致的。在中国A股市场,机构投资者羊群行为随着信息竞争度的上升越发严重<sup>[25]</sup>。第二,公司自身特征对羊群行为的影响。与大公司相比,小公司信息不对称问题更严重,从而导致小公司的羊群行为更严重<sup>[26]</sup>。与市值居中的股票相比,大规模和小规模股票短期羊群行为更为严重<sup>[27]</sup>。公司内部控制水平提升导致机构投资者羊群行为减少<sup>[28]</sup>。

最后,部分研究尝试辨别羊群行为的真伪,发现两者对股票市场的影响截然相反。真羊群行为被认为是投资者忽略自身拥有的私有信息,盲目模仿他人行为,导致股票价格不能如实反映公司基本信息<sup>[5]</sup>,造成证券资产错误定价和股价波动,不利于市场稳定和效率提升<sup>[6]</sup>。部分学者证实了资本市场中存在机构投资者真羊群行为。例如,CAI et al.<sup>[29]</sup>发现美国债券市场上的机构投资者卖出羊群行为是真羊群行为,导致短暂且严重的价格扭曲,从而导致过度的价格波动;许年行等<sup>[4]</sup>的研究也表明中国A股市场上的机构投资者羊群行为也更多地表现为真羊群行为,降低了股价稳定性和股票定价效率。此外,中国A股市场上由私有信息共享所引发的机构投资者羊群行为属于真羊群行为,提高了股价同步性<sup>[30]</sup>。但是,市场所观测到的羊群行为并非都源于机构之间的盲目模仿和跟随,也可能是因为机构投资者获得了相同的或高度相关的信息,从而得出关于证券内在价值类似的结论<sup>[31]</sup>。这种由共同信息驱动的羊群行为又被称为伪羊群行为,反而促使基本面等信息更快地融入股票价格,提高市场效率<sup>[8]</sup>。同样,有部分学者提供了机构投资者伪羊群行为的证据。例如,CHOI et al.<sup>[24]</sup>以41个国家的数据为样本,发现机构投资者表现出的羊群行为并非是一种非理性行为,而是基于共同信息驱动的伪羊群行为,并且这种羊群行为是促使市场中的基本面信息融入股票价格的一种重要机制,有利于股价稳定。此外,部分学者认为随着市场的完善,中国的公募基金等机构投资者表现出信息驱动的伪羊群行为,这种理性的羊群行为有助于推动股票价格回归内在价值、减少错误定价和稳定股价水平<sup>[32]</sup>。并且,由信息竞争引致的机构投资者伪羊群行为呈现出决策趋同现象,缓解了市场中的信息不对称问题,加速有效信息融入股价,提高股票定价效率<sup>[25]</sup>。

### 1.2 资本市场开放经济后果

资本市场开放是指一国政府放宽境外投资者在该国资本市场买卖股票等证券的限制<sup>[1]</sup>,对公司信息披露质量、股票定价效率和金融市场稳定产生重大影响。

资本市场开放对公司信息披露质量的影响。合格境外机构投资者(QFII)持股比例越高,公司信息披

露质量越高<sup>[33]</sup>; QFII 具有监督效应,能提高公司信息透明度,进而抑制股票市场操纵<sup>[34]</sup>。沪深港通机制的实施使得公司自愿性信息披露意愿提高<sup>[9]</sup>;何瑛等<sup>[35]</sup>以深港通开放为准自然实验,使用多时点双重差分法研究发现,深港通交易制度通过改善公司信息环境进而提升了标的公司的信息披露质量;阮睿等<sup>[2]</sup>以年报中可读性指标作为信息披露质量代理,研究发现沪港通的信息披露促进作用在高盈余管理、低股价信息含量的公司中更为显著。

资本市场开放对股票定价效率的影响。部分研究认为,沪港通这一资本市场开放政策有助于提升标的公司信息披露质量,缓解噪音交易<sup>[10]</sup>,从而对市场定价效率产生正面影响<sup>[36]</sup>。境外投资者的进入带来丰富信息,减少了投资者之间的信息不对称,提高了股价信息吸收率,从而促进股票定价效率提升<sup>[37]</sup>。但另一方面,资本市场开放吸引了拥有更少本地信息的境外投资者,信息劣势方的进入反而降低了股票定价效率<sup>[38]</sup>。

资本市场开放对金融市场稳定的影响。金融体系不完善的国家若贸然进行资本账户开放,可能导致资本外逃,破坏金融稳定。而金融体系和制度环境完善的国家进行资本账户开放会带来资金流入,促进金融稳定<sup>[39]</sup>。资本账户开放可以通过降低风险溢出维护金融稳定<sup>[40]</sup>。沪港通交易机制能够提高中国股票市场的稳定性<sup>[41]</sup>。部分研究却认为资本市场开放对市场稳定性的影响与时间长短有关,中短期资本账户开放对金融稳定的冲击较强较大,而长期而言这种冲击将显著减弱<sup>[42]</sup>。

综上所述,已有研究从不同视角研究了羊群行为形成原因、影响因素和羊群行为的市场效应,并从公司信息披露质量、股票定价效率和市场稳定等不同视角考察了资本市场开放的政策效应。但是,将资本市场开放与羊群行为相联系的研究较少。而沪深港通交易制度这一重大理论与实践创新是推进中国资本市场新一轮对外开放的关键举措之一,促进了境内外资本市场的深度融合。因此,本研究基于声誉理论和研究型羊群理论,构建沪深港通机制影响机构投资者羊群行为的理论框架,实证检验沪深港通对机构投资者羊群行为产生的效应。并且,通过进一步考察沪深港通所引发的机构投资者羊群行为对市场定价效率产生怎样的影响,从而辨别上述羊群行为的真伪。总体而言,本研究在已有研究的基础上,补充了资本市场开放的微观效应相关研究,并为机构投资者羊群行为的相关理论提供了新的经验证据。

## 2 理论分析和研究假设

在股票市场中,羊群行为表现为投资者在同一时间买进或者卖出某一股票的现象<sup>[3]</sup>。进一步,相关理论和实证研究将羊群行为大致分为两类:一类被称为真羊群行为,是指投资者忽略自身所掌握的私有信息,跟随或模仿其他投资者进行交易的行为,这类

行为大多是基金经理出于薪酬激励或是声誉的考虑,综合做出的决策<sup>[43]</sup>,也可能是由信息瀑布所导致。真羊群行为通常会引发证券价格的大起大落,降低金融市场的定价效率和稳定性<sup>[27]</sup>。另一类是以共同信息为基础的羊群行为,称为伪羊群行为,机构投资者产生伪羊群行为的原因是调查研究了相同或相关的信息,然后根据这些信息对股票内在价值进行判断,做出相同交易决策<sup>[31]</sup>,这种一致的交易行为并非源于机构投资者之间的相互模仿和跟随。然而,无论是基于相互模仿和跟随形成的真羊群行为,还是共同信息驱动的伪羊群行为,在世界范围内都广泛存在<sup>[44]</sup>。WERMERS<sup>[3]</sup>和 SIAS<sup>[31]</sup>研究证明,在美国市场中投资者更多地聚集在具有高度信息不对称特征的股票上,其实证结果证明了信息瀑布理论,即机构投资者是由于跟随和模仿其他投资者的决策而忽视了自身所掌握的信息,从而阻断信息传递并导致真羊群行为形成。然而,CHOI et al.<sup>[24]</sup>通过41个国家的跨国数据证明基于市场发出的相关信号进行投资是机构投资者伪羊群行为形成的主要原因。相较于西方发达国家,中国资本市场作为新兴市场还存在信息披露制度不完善、信息搜寻成本过高和监督管理制度较宽松等问题,机构投资者羊群行为降低了股价稳定性和市场定价效率,是一种真羊群行为<sup>[4]</sup>。但是,近期相关研究发现,随着股票市场逐步完善,中国的公募基金等机构投资者更多地表现为一种基于相关信息分析和研究的伪羊群行为<sup>[32]</sup>。

一方面,沪深港通机制可能引发国内机构投资者对境外投资者交易行为的模仿,从而加剧机构投资者对沪深港通标的公司的真羊群行为。根据 SCHARFSTEIN et al.<sup>[20]</sup>提出的声誉理论,市场中同时存在聪明的基金经理和平庸的基金经理,前者比后者具有更强的能力和更好的业绩,因此平庸基金经理会模仿聪明基金经理的投资行为以维护个人声誉,羊群效应由此产生。因此,境内的一些基金经理可能出于对更有经验的境外投资者的崇拜或是认为其拥有更准确的私有信息,从而选择模仿其投资策略,诱发真羊群行为。另一方面,基金规模和投资收益是确定基金经理薪酬的重要因素,并且两者之间存在正反馈效应,即基金收益率越高,投资者申购意愿和购买规模更高,导致基金规模更大。如果基金经理选择的投资组合收益率低于行业平均值,会对其市场声誉和薪酬水平均产生负面影响<sup>[43]</sup>。境内机构投资者与沪深港通资金之间存在一种博弈,如果沪深港通资金大量买入某一只股票,在收益率较高的情况下,机构投资者选择跟随能保证较高的收益率。如果收益率较低,境内机构投资者至少不会低于境外投资者的收益。因此为了保证达到平均收益率,机构投资者会倾向于跟随沪深港通资金的投资方向,从而对沪深港通标的公司股票形成更严重的同买同卖行为。然而对于非标的股票,由于沪深港通资金不被允许买卖该部分公司股票,国内的机构投资者不可能观察到这部分公司的沪港通资金流向,

因此, 沪深港通机制不会对非标的公司的机构投资者羊群行为产生影响。

沪深港通机制可能通过提高标的公司的信息披露质量, 改善信息不对称问题, 进而使得沪深港通标的公司出现更明显的机构投资者伪羊群行为。根据研究型羊群行为理论, 当机构投资者基于相关信息对某个公司的内在价值产生一致判断时, 可能出现趋同的交易行为, 直到该股票的价格回归内在价值<sup>[7]</sup>。那么, 当公司的信息不对称程度降低, 外部的机构投资者更容易获得公司内部信息, 并且对相关信息的解读和分析更深入, 进而能更准确地判断公司股票的内在价值, 从而出现更明显的伪羊群行为。首先, 沪深港通机制开通后, 境外机构投资者可以对沪深港通标的公司股票进行自由交易, 于是境外投资者更多地关注沪深港通标的公司。由于这些境外机构投资者来自制度更加完善的发达金融市场, 在市场和公司研究方面的经验和技能更加丰富, 所以, 当公司出现异常行为时, 境外投资者可以很快进行识别, 导致内地上市公司不能再轻易对公司信息进行操纵<sup>[44]</sup>, 从而促使标的公司对自身信息披露质量进行改善。同时, 相较于内地投资者, 新进入的境外投资者难以在短时间内获得与内地上市公司进行私下沟通的有效途径和渠道<sup>[45]</sup>, 这导致境外投资者较高程度地依赖于内地公司公开披露的信息。因此, 为吸引更多境外投资者, 受沪深港通机制直接影响的标的公司主动提高公开信息披露的质量<sup>[2]</sup>。其次, 沪深港通机制开通后, 标的公司吸引更多分析师的关注, 增强外部市场对公司的监督。为提高公司会计信息可比性, 有境外投资者持股的公司也更倾向于聘请四大会计师事务所对公司信息进行审计, 以提高会计信息可比性<sup>[46]</sup>, 从而改善公司信息环境<sup>[47]</sup>, 提升公司自愿信息披露意愿<sup>[9]</sup>。最后, 在沪深港通机制的平台建设中, 监管部门以国际相关信息披露准则作为参考, 提高对标的公司信息披露的要求。为了满足更高水平的监管要求, 沪深港通标的公司也必须被动提高其信息披露水平。综上, 沪深港通机制的实施, 能够提升标的公司的信息披露质量和信息透明度, 进而缓解标的公司信息不对称问题。基于研究型羊群行为理论, 标的公司信息不对称程度降低, 机构投资者能够根据这些相关的公共信息对标的公司价值产生更准确的一致性判断, 并基于判断结果进行股票交易, 从而对标的公司的股票交易行为变得更加相似。例如, 当某一标的公司股票价格出现低估时, 市场上的大多数机构投资者更容易识别到这一情况, 从而在同一时间段内都表现出对该股票的买入行为。此时, 本研究可以观测到标的公司的机构投资者羊群行为在沪深港通机制开通后明显增强。

基于上述分析, 本研究提出如下假设。

H<sub>1</sub> 沪深港通机制开通后, 标的公司的机构投资者羊群行为会加剧。

H<sub>2</sub> 沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为是真羊群行为。

H<sub>2b</sub> 沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为是伪羊群行为。

### 3 研究设计

#### 3.1 数据来源和处理

沪港通机制是2014年实施的, 深港通机制是2016年实施的, 为保证样本在政策实施前后的对称性, 本文选取中国2008年至2020年沪市A股上市公司和2012年至2020年深市A股上市公司为初始样本。为保证数据真实有效, 本研究对数据做如下处理: ①剔除金融行业、ST股票、缺失值。②参考李沁洋等<sup>[14]</sup>的做法, 剔除2014年11月17日以后移除或移进沪港通的沪市股票和2016年12月5日以后移除或移进深港通的深市股票。③极端值会对结果产生影响, 为排除极端值影响, 对连续变量在1%和99%分位进行缩尾处理。经过这一系列处理后, 本研究得到9190个有效样本数据。

上市公司财务数据、机构持股数据等相关数据均来自国泰安数据库, 沪深港通标的股票数据来自香港联合交易所官网。

#### 3.2 变量定义和测量

##### 3.2.1 因变量: 机构投资者羊群行为

借鉴LAKONISHOK et al.<sup>[26]</sup>和许年行等<sup>[4]</sup>, 机构投资者羊群行为的具体计算方法为

$$Her_{i,t} = |p_{i,t} - E(p_{i,t})| - E|p_{i,t} - E(p_{i,t})| \quad (1)$$

其中,  $i$  为公司,  $t$  为年度。  $p_{i,t}$  为  $t$  年度增持  $i$  公司股票的机构投资者占比, 等于  $t$  年度增持  $i$  公司股票的机构投资者数量除以  $t$  年度持有  $i$  公司股票的全部机构投资者数量;  $E(p_{i,t})$  为  $p_{i,t}$  的期望值, 等于  $t$  年度中增持  $i$  公司所在行业的全部上市公司股票的机构投资者比例的均值;  $|p_{i,t} - E(p_{i,t})|$  即为机构投资者在  $t$  年度内对  $i$  公司股票买卖的不平衡性;  $E|p_{i,t} - E(p_{i,t})|$  为调整项, 只有上述不平衡性达到一定程度时, 才认为机构投资者之间存在羊群行为。在研究过程中, 使用  $|p_{i,t} - E(p_{i,t})|$  的均值减去 1.960 个标准差作为调整项。根据 (1) 式计算得到的  $Her$  即为机构投资者羊群行为的测量指标。

相较于国外资本市场, 中国资本市场的可得性较差。因此, 参考许年行等<sup>[4]</sup>的研究, 计算中国机构投资者羊群行为时, 本研究通过适当调整, 使已有机构投资者羊群行为测量方法更适合中国资本市场, 具体计算过程为: ①根据机构投资者所持股份在总股本中所占比例的年度数据, 计算样本中每一年度各机构对上市公司持股比例的变化值  $Tra$ , 若  $Tra$  大于 0, 则  $Buy$  哑变量取值为 1, 反之取值为 0, 并剔除  $Tra$  为 0 的样本。②按年度和公司分组计算  $Buy$  的平均值, 即得到 (1) 式中的  $p_{i,t}$ 。③按年度和行业分组计算  $p_{i,t}$  的平均值, 即得到 (1) 式中的  $E(p_{i,t})$ 。④计算  $p_{i,t} - E(p_{i,t})$ , 并取绝对值, 得到 (1) 式中的  $|p_{i,t} - E(p_{i,t})|$ , 并将  $|p_{i,t} - E(p_{i,t})|$  得到的值记为  $Herd$ 。⑤计算  $Herd$  的均值  $m$  和标准差  $t$ , 并用  $(m - 1.960t)$  作为调整项, 剔除

*Herd* 变量中小于  $(m-1.960t)$  的数据得到变量 *Her*, 变量 *Her* 即为机构投资者羊群行为指标。

### 3.2.2 自变量：沪深港通标的公司虚拟变量和沪深港通启动时间虚拟变量

*Tre* 为是否属于沪深港通标的公司的虚拟变量, 当股票为沪深港通标的的股票时, 取值为 1, 否则取值为 0。*Pos* 为沪深港通机制是否启动的虚拟变量, 公司为沪市 A 股上市公司且年份大于 2014 时, 取值为 1, 否则取值为 0; 公司为深市 A 股上市公司且年份大于 2016 时, 取值为 1, 否则取值为 0。*Tre · Pos* 为沪深港通标的公司虚拟变量和沪深港通启动时间虚拟变量的交互项。

### 3.2.3 控制变量

参考 WANG et al.<sup>[48]</sup> 的研究, 本研究选取以下控制变量。为了缓解遗漏变量导致的内生性问题, 控制滞后一期的机构投资者羊群行为 (*Lhe*)。董事长兼总经理两职合一、公司股权分散度和高管薪酬等公司治理因素往往影响公司信息披露质量, 进而影响机构投资者羊群行为, 因此控制是否两职合一 (*Dua*)、公司股权分散度 (*Dis*) 和高管薪酬 (*Pay*)。高成长性和高负债率的公司通常存在更多不确定性, 外部机构

投资者准确判断其内在价值较为困难, 可能存在跟风买卖行为, 导致羊群行为发生, 因此控制市值账面比 (*MB*) 和资产负债率 (*Lev*)。较高的盈利能力通常吸引机构投资者跟风买入以获取收益, 与机构投资者羊群行为正相关, 因此, 控制总资产收益率 (*Roa*)。中国股市存在明显的“炒小”现象, 同时, 相较于大规模公司, 小规模公司的信息透明度通常较低, 导致机构投资者在交易小盘股时更容易跟风买卖, 导致羊群行为发生, 因此控制公司规模 (*Siz*)。换手率较高的热门股往往是机构投资者跟风追捧的对象, 因此控制公司股票的换手率 (*Tur*)。相较于国有公司, 非国有公司的信息披露意愿和信息披露质量通常更低, 这增加了机构投资者搜集、分析信息的难度和成本, 更易导致羊群行为产生, 因此控制产权性质 (*Soe*)。另外, 本研究控制了行业和年度虚拟变量, 分别用于控制机构投资者羊群行为对不同行业的上市公司存在的趋同效应和在不同年度的行为差异。主要变量及其定义见表 1。

### 3.2.4 实证模型

为探究沪深港通机制对机构投资者羊群行为的影响, 验证本研究的  $H_1$ , 构建以下多时点双重差分模

表 1 变量定义

Table 1 Definitions of Variables

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	机构投资者羊群行为	<i>Her</i>	参考机构投资者羊群行为的测量
解释变量	是否为沪深港通标的公司的虚拟变量	<i>Tre</i>	股票为沪深港通标的的股取值为1, 否则取值为0
	沪深港通机制是否启动的虚拟变量	<i>Pos</i>	股票为沪市A股且年份大于2014年时取值为1, 否则取值为0; 股票为深市A股且年份大于2016年时取值为1, 否则取值为0
	沪深港通标的公司虚拟变量与沪深港通启动时间虚拟变量的交互项	<i>Tre · Pos</i>	沪深港通标的公司虚拟变量与沪深港通启动时间虚拟变量的乘积
控制变量	机构投资者羊群行为滞后一阶	<i>Lhe</i>	上一期机构投资者羊群行为
	两职合一	<i>Dua</i>	公司董事长与总经理是同一人时取值为1, 否则取值为0
	公司股权分散度	<i>Dis</i>	公司前十大股东中排名后九位股东的持股比例总和与第一大股东持股份额之比
	高管薪酬	<i>Pay</i>	公司薪酬排名前三高管薪酬总额的自然对数
	市值账面比	<i>MB</i>	$\frac{\text{企业市场价值}}{\text{企业账面价值}}$
	资产负债率	<i>Lev</i>	$\frac{\text{总负债}}{\text{总资产}}$
	总资产收益率	<i>Roa</i>	$\frac{\text{年末公司净利润}}{\text{年末公司总资产}}$
	公司规模	<i>Siz</i>	年末公司总资产的自然对数
	换手率	<i>Tur</i>	股票 <i>i</i> 在年度第 <i>t</i> 期的月均换手率
	产权性质	<i>Soe</i>	国有公司取值为1, 否则取值为0

型 (Staggered DID)。同时, 由于机构投资者羊群行为可能存在时间上的连续性, 存在一阶滞后效应。因此, 为保证模型更加真实有效, 参考许年行等<sup>[4]</sup>的方法, 在 (2) 式中加入上一期机构投资者羊群行为, 以控制上一期机构投资者羊群行为对本期机构投资者羊群行为的影响。最终, 采用 (2) 式检验资本市场开放对机构投资者羊群行为的影响。为保证结论的可靠性, 本研究同时采用 OLS 模型和固定效应模型进行回归。

$$Her_{i,t} = \alpha + \beta_1 Tre_{i,t} + \beta_2 Pos_{i,t} + \beta_3 Tre_{i,t} \cdot Pos_{i,t} + \sum \beta_l Con_{i,t} + Ind + Yea + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $\alpha$  为截距项,  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  为解释变量的回归系数,  $\beta_l$  为控制变量的回归系数,  $l = 4, 5, \dots, 13$ ;  $Con_{i,t}$  为控制变量,  $Ind$  为行业固定效应,  $Yea$  为年份固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  为残差,  $Tre$  为是否为沪深港通标的公司的虚拟变量,  $Pos$  为沪深港通是否启动的虚拟变量,  $Tre \cdot Pos$  为核心解释变量。若系数  $\beta_3$  显著为正, 说明沪深港通机制的启动加剧了沪深港通标的公司机构投资者羊群行为, 若系数  $\beta_3$  显著为负, 说明沪深港通机制的实施降低了沪深港通标的公司机构投资者羊群行为。

#### 4 实证结果和分析

##### 4.1 描述性统计和相关性分析

###### 4.1.1 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计结果。 $Her$  均值为 0.315, 中位数为 0.306, 最大值为 0.620, 最小值为

0.032, 说明样本中机构投资者羊群行为比较集中, 并且存在较大差异。 $Tre$  的均值为 0.520, 说明在研究样本中, 沪深港通标的公司占全样本的 52%。就控制变量而言,  $Lhe$  的统计特征均与  $Her$  类似。 $Dua$  的均值为 0.246, 说明大部分样本公司的董事长和总经理并不由同一个人担任。 $Dis$  的均值为 0.934, 最大值 3.850 与最小值 0.052 相差较大, 说明样本公司的股权分散度不高, 且存在较大差异。 $Pay$  的均值为 14.600, 中位为 14.560, 说明高管薪酬的分布较为均匀。 $MB$  的均值为 4.657, 最大值为 32.200, 最小值为 1.328, 说明样本公司估值水平的差异较大。 $Lev$  的均值为 0.459, 中位数为 0.456, 最大值为 0.910, 最小值为 0.071, 说明样本公司的平均负债水平较为正常, 但是差异较大。 $Roa$  的均值为 0.041, 中位数为 0.037, 标准差为 0.061, 说明样本公司盈利能力的差异较大。 $Siz$  的均值为 22.520, 中位数为 22.280, 即公司规模分布较为均匀。 $Tur$  的均值为 2.286, 标准差为 1.818, 说明样本公司股票每月的平均交易量为公司流动股本的 228.600%。此外,  $Soe$  的均值为 0.398, 即样本中国有公司占比约 39.800%, 略低于非国有公司。

###### 4.1.2 相关性分析

为了初步探索资本市场开放与机构投资者羊群行为之间的相关关系, 本研究在正式回归分析前先行进行相关性分析。表 3 给出各变量的 Pearson 相关系数。 $Her$  与  $Tre$  的相关系数为 0.043,  $Her$  与  $Tre \cdot Pos$  的相关系数为 0.049, 且在 1% 的水平下显著, 说明机构投资者羊群行为与沪深港通机制的实施呈正相关关系。就控制变量而言,  $Her$  与  $Dis$ 、 $Pay$ 、 $MB$  和  $Roa$

表 2 描述性统计结果

Table 2 Results for the Descriptive Statistics

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
$Her$	9 190	0.315	0.306	0.131	0.620	0.032
$Tre$	9 190	0.520	1	0.500	1	0
$Pos$	9 190	0.515	1	0.500	1	0
$Tre \cdot Pos$	9 190	0.247	0	0.431	1	0
$Lhe$	9 190	0.314	0.306	0.132	0.628	0.032
$Dua$	9 190	0.246	0	0.431	1	0
$Dis$	9 190	0.934	0.723	0.774	3.850	0.052
$Pay$	9 190	14.600	14.560	0.747	16.710	12.850
$MB$	9 190	4.657	3.528	4.146	32.200	1.328
$Lev$	9 190	0.459	0.456	0.201	0.910	0.071
$Roa$	9 190	0.041	0.037	0.061	0.223	-0.227
$Siz$	9 190	22.520	22.280	1.473	26.850	19.900
$Tur$	9 190	2.286	1.744	1.818	9.443	0.174
$Soe$	9 190	0.398	0	0.490	1	0

表 3 相关性分析结果  
Table 3 Results for Correlation Analysis

	Her	Tre	Pos	Tre · Pos	Lhe	Dua	Dis	Pay	MB	Lev	Roa	Siz	Tur	Soe
Her	1													
Tre	0.043 <sup>***</sup>	1												
Pos	-0.001	-0.084 <sup>***</sup>	1											
Tre · Pos	0.049 <sup>***</sup>	0.550 <sup>***</sup>	0.556 <sup>***</sup>	1										
Lhe	0.012	0.063 <sup>***</sup>	0.030 <sup>***</sup>	0.064 <sup>***</sup>	1									
Dua	-0.003	-0.083 <sup>***</sup>	0.037 <sup>***</sup>	-0.051 <sup>***</sup>	0.005	1								
Dis	0.057 <sup>***</sup>	-0.018 <sup>*</sup>	0.099 <sup>***</sup>	0.038 <sup>***</sup>	0.051 <sup>***</sup>	0.044 <sup>***</sup>	1							
Pay	0.041 <sup>***</sup>	0.422 <sup>***</sup>	0.281 <sup>***</sup>	0.436 <sup>***</sup>	0.078 <sup>***</sup>	-0.022 <sup>**</sup>	0.136 <sup>***</sup>	1						
MB	0.052 <sup>***</sup>	-0.059 <sup>***</sup>	-0.065 <sup>***</sup>	-0.069 <sup>***</sup>	0.050 <sup>***</sup>	-0.034 <sup>***</sup>	-0.070 <sup>***</sup>	-0.086 <sup>***</sup>	1					
Lev	0.004	0.086 <sup>***</sup>	-0.027 <sup>**</sup>	0.067 <sup>***</sup>	0.015	-0.126 <sup>***</sup>	-0.141 <sup>***</sup>	0.079 <sup>***</sup>	0.418 <sup>***</sup>	1				
Roa	0.052 <sup>***</sup>	0.324 <sup>***</sup>	-0.044 <sup>**</sup>	0.137 <sup>***</sup>	0.063 <sup>***</sup>	-0.126 <sup>***</sup>	0.005	0.255 <sup>***</sup>	-0.144 <sup>***</sup>	-0.362 <sup>***</sup>	1			
Siz	0.012	0.603 <sup>***</sup>	0.130 <sup>***</sup>	0.515 <sup>***</sup>	0.045 <sup>***</sup>	-0.165 <sup>***</sup>	-0.054 <sup>***</sup>	0.504 <sup>***</sup>	-0.068 <sup>***</sup>	0.451 <sup>***</sup>	0.085 <sup>***</sup>	1		
Tur	-0.006	-0.278 <sup>***</sup>	-0.106 <sup>***</sup>	-0.242 <sup>***</sup>	-0.040 <sup>***</sup>	0.023 <sup>**</sup>	-0.108 <sup>***</sup>	-0.241 <sup>***</sup>	0.064 <sup>***</sup>	-0.162 <sup>***</sup>	-0.100 <sup>***</sup>	-0.419 <sup>***</sup>	1	
Soe	-0.020 <sup>*</sup>	0.117 <sup>***</sup>	-0.070 <sup>***</sup>	0.073 <sup>***</sup>	-0.008	-0.311 <sup>***</sup>	-0.252 <sup>***</sup>	-0.016	0.085 <sup>***</sup>	0.322 <sup>***</sup>	-0.108 <sup>***</sup>	0.339 <sup>***</sup>	-0.215 <sup>***</sup>	1

注: \*\*\*为在1%水平上显著, \*\*为在5%水平上显著, \*为在10%水平上显著, 下同。

的相关系数均在1%的水平显著为正,表明机构投资者羊群行为与公司股权分散度、高管薪酬水平、盈利能力、估值水平呈正相关关系。此外, *Her* 与 *Soe* 的相关系数为-0.020, 在10%水平上显著, 初步说明产权性质与机构投资者羊群行为呈负相关关系。

4.2 基准回归

表4为(2)式的回归结果, 检验了沪深港通机制开通对机构投资者羊群行为影响。其中, (1)列和(2)列为OLS模型的回归结果, (3)列和(4)列为个体固定

表4 资本市场开放与机构投资者羊群行为检验结果

Table 4 The Effect of Stock Market Liberalization on Institutional Herding

	OLS模型		固定效应模型	
	<i>Her</i>		<i>Her</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Tre</i>	-0.0002 (-0.012)	0.003 (0.685)		
<i>Pos</i>	-0.011*** (-2.686)	-0.017*** (-2.921)	-0.008* (-1.868)	-0.017** (-2.135)
<i>Tre · Pos</i>	0.022*** (3.856)	0.024*** (4.134)	0.021*** (3.632)	0.028*** (4.561)
<i>Lhe</i>		-0.023** (-2.179)		-0.123*** (-11.037)
<i>Dua</i>		-0.002 (-0.534)		-0.005 (-0.897)
<i>Dis</i>		0.010*** (5.734)		0.029*** (7.088)
<i>Pay</i>		0.002 (0.741)		0.005 (1.040)
<i>MB</i>		0.002*** (3.781)		0.002*** (3.279)
<i>Lev</i>		0.012 (1.020)		0.031 (1.634)
<i>Roa</i>		0.110*** (4.022)		0.111*** (3.286)
<i>Siz</i>		-0.004* (-1.896)		-0.011** (-2.372)
<i>Tur</i>		-0.001 (-1.423)		-0.003** (-2.564)
<i>Soe</i>		0.001 (0.226)		-0.009 (-0.769)
行业固定效应	未控制	控制	未控制	未控制
年度固定效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	9 190	9 190	9 190	9 190
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.004	0.047	0.002	0.037

注: 括号内的数据为*t*值, 下同。

效应模型的回归结果。由(1)列和(2)列可知, 无论是否加入控制变量, 核心解释变量 *Tre · Pos* 的系数均在1%水平上显著为正, 并且加入控制变量后, *Tre · Pos* 为0.024, 大于未加控制变量的系数0.022。由(3)列和(4)列可知, 固定效应模型中, 无论是否加入控制变量, 核心解释变量 *Tre · Pos* 的回归系数均在1%水平上显著为正, 且在加入控制变量后, *Tre · Pos* 为0.028, 大于(2)列中OLS模型的系数0.024。由以上结果可知, 沪深港通机制开通后, 沪深港通标的公司机构投资者羊群行为比非沪深港通标的公司机构投资者羊群行为增加的更明显。并且在沪深港通机制开通后, 非沪深港通标的公司机构投资者羊群行为显著下降, 对标的公司的羊群行为显著增强。这说明沪深港通机制加剧了标的公司的机构投资者羊群行为, *H*<sub>1</sub> 初步得到验证。

4.3 沪深港通机制下机构投资者羊群行为的真伪辨析

主检验实证结果表明沪深港通机制的实施加剧了机构投资者的羊群行为。进一步, 本研究通过辨析沪深港通所引发的机构投资者羊群行为与资本市场定价效率的关系, 从而甄别机构投资者羊群行为的真伪。已有研究表明, 若机构投资者羊群行为是由于模仿境外投资者交易行为导致的真羊群行为, 则意味着机构投资者对自己所掌握的私有信息有所忽视, 盲目模仿和追随其他机构的投资行为做出投资选择, 进而导致其持有的私人信息不能完全反映在股价中, 降低资本市场定价效率<sup>[4]</sup>。反之, 若机构投资者羊群行为是一种伪羊群行为, 即基于相关信息的调查分析, 从而判断出股票的内在价值, 导致其共同买进或者卖出某只股票, 则促使信息加速反映在股价中, 反而有利于市场定价效率提升<sup>[8]</sup>。因此, 如果沪深港通机制所引发的机构投资者羊群行为是一种真羊群行为, 那么这种行为会降低市场定价效率; 反之, 如果沪深港通机制所引发的机构投资者羊群行为是伪羊群行为, 那么这种行为应该会促使标的公司股票价格回归其真实价值, 提升市场定价效率。已有研究主要从资本市场定价的准确性和及时性两个方面检验资本市场定价效率。通常而言, 当资本市场越有效, 股票价格反应信息越及时, 股票的市场价格越接近于股票内在价值, 股票错误定价现象越少。此外, 股票价格对市场信息的吸收和反应速度是反映资本市场定价效率的重要方面。因此, 参考已有研究<sup>[49]</sup>, 进一步采用股票错误定价和股价滞后性这两个指标测量市场定价效率高。股票错误定价指标反映了资本市场定价的准确性, 股价滞后性指标反映了资本市场定价的及时性。因此, 本研究通过检验沪深港通、机构投资者羊群行为与资本市场定价效率三者之间的关系, 辨别沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为的真伪性。

4.3.1 沪深港通、机构投资者羊群行为与股票错误定价

检验沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为

是否有助于公司修正股票错误定价。借鉴 RHODES-KROPF et al.<sup>[50]</sup> 的研究,本研究采用以下方法测量公司股票错误定价。

第一步,将公司市值账面比  $MB$  分解为

$$MB = \frac{M}{B} = \frac{M-V+V}{B} = \frac{M-V}{B} + \frac{V}{B} = Mis + VB \quad (3)$$

其中,  $M$  为公司市值,  $B$  为账面值,  $V$  为公司真实价值。 $Mis = \frac{(M-V)}{B}$  为股票中错误定价的部分,  $Mis$  值越小,上市公司的股票错误定价程度越低。 $M$  和  $B$  易得,  $V$  的值参考 RHODES-KROPF et al.<sup>[50]</sup> 的研究,使用以下模型进行估计。

$$\ln(M_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_{1,j,t} \ln(B_{i,t}) + \alpha_{2,j,t} \ln(NI_{i,t}^+) + \alpha_{3,j,t} I_{(<0)} \ln(NI_{i,t}^+) + \alpha_{4,j,t} Lev_{i,t} + \theta_{i,t} \quad (4)$$

其中,  $\alpha_0$  为截距项,  $\alpha_1 \sim \alpha_4$  为解释变量的回归系数,  $j$  为行业,  $\theta_{i,t}$  为残差,  $(NI_{i,t}^+)$  为净利润的绝对值,  $I_{(<0)}$  为一个二元变量,当  $NI \geq 0$  时,  $I = 0$ ; 当  $NI < 0$  时,  $I = 1$ ;  $Lev_{i,t}$  为总负债与总资产之比。以 CSMAR 中的行业分类为依据,将公司按行业分类,然后采用 (4) 式对每行业每年的样本数据进行截面回归。从而得到公司真实价值  $V = e^{ln(M_{i,t})}$ 。

第二步,构建 (5) 式检验沪深港通、机构投资者羊群行为及股票错误定价之间的关系,即

$$\begin{aligned} Mis_{i,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 Tre_{i,t} \cdot Pos_{i,t} + \varphi_2 Tre_{i,t} + \varphi_3 Pos_{i,t} + \\ & \varphi_4 HE_{i,t} + \varphi_5 Tre_{i,t} \cdot Pos_{i,t} \cdot HE_{i,t} + \\ & \varphi_6 Tre_{i,t} \cdot HE_{i,t} + \varphi_7 HE_{i,t} \cdot Pos_{i,t} + \\ & \sum \varphi_n Con_{i,t} + Ind + Yea + \theta_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $\varphi_0$  为截距项,  $\varphi_1 \sim \varphi_7$  为解释变量的回归系数,  $\varphi_n$  为控制变量的回归系数,  $n = 8, 9, \dots, 19$ ;  $\theta_{i,t}$  为残差,  $HE$  为虚拟变量,当  $Her$  的值大于  $Her$  中位数时,  $HE$  取值为 1; 反之,  $HE$  取值为 0。参考万国超等<sup>[51]</sup> 的研究,选取的控制变量为第一大股东持股比例 ( $Top$ )、公司年限 ( $Lis$ )、总资产收益率 ( $Roa$ )、成长性 ( $Gro$ )、公司规模 ( $Siz$ )、公司负债水平 ( $Lev$ )、两职合一 ( $Dua$ )、月超额换手率 ( $Dnu$ )、四大事务所审计 ( $Big$ )、产权性质 ( $Soe$ )、经营活动现金流 ( $Cas$ ) 和董事会规模 ( $Boa$ )。

表 5 的 (1) 列和 (3) 列给出 (5) 式在 OLS 模型和固定效应模型下的回归结果,检验沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为对股票错误定价的影响。由于该回归模型中的控制变量和被解释变量 ( $Mis$ ) 发生改变,其缺失值与主检验回归模型中的变量缺失值有一定区别,因此 (1) 列和 (3) 列的样本量变化为 8 615。在 OLS 模型和固定效应模型下, (5) 式核心解释变量  $Tre \cdot Pos \cdot HE$  的回归系数至少在 10% 的水平上显著为负,说明对于机构投资者羊群行为较高的标的公司而言,沪深港通机制的实施能更大程度地降低其股票错误定价现象。也就是说,由沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为从一定程度上矫正了相关的股票错误定价,使得标的公司股价更接近于真实值,即沪深港通机制下的机构投资者羊群行为提升了市场定价效率。同时,说明沪深港通机制引

发的机构投资者羊群行为是一种伪羊群行为,  $H_{2b}$  得到验证。

#### 4.3.2 沪深港通、机构投资者羊群行为与股价滞后性

检验沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为是否有助于降低标的公司的股价滞后性。参考李志生等<sup>[49]</sup> 的研究,采用以下方法计算股价滞后性指标。

第一步,采用周个股收益率对当期以及滞后 5 期的周市场收益率进行回归,即

$$r_{i,t} = \varphi_i + \tau_i \cdot R_{m,t} + \sum_{k=1}^5 g_{i,k} \cdot R_{m,t-k} + \omega_{i,t} \quad (6)$$

其中,  $\varphi_i$  为截距项,  $\tau_i$  和  $g_{i,k}$  为解释变量的回归系数,  $\omega_{i,t}$  为残差,  $r_{i,t}$  为  $t$  期股票  $i$  的收益率,  $R_{m,t}$  为  $t$  期的市场收益率,  $R_{m,t-k}$  为滞后  $k$  期的市场收益率,其中  $k$  为滞后期数,  $k = 1, 2, \dots, 5$ 。将 (6) 式进行回归估计,保留拟合值得到  $R^2$ , 然后,删除 (6) 式中的滞后项,只保留第  $t$  期的市场收益率,再进行回归估计,保留拟合值得到的  $R'^2$ 。通过以上计算,得到股价滞后性指标,即

$$Del_{i,t} = 1 - \frac{R'^2}{R^2} \quad (7)$$

其中,  $R'^2$  为采用 (6) 式进行估计得到的回归方程拟合值,  $R^2$  为删除 (6) 式中滞后项的回归方程拟合值,  $Del$  为股价滞后性,  $Del$  值越小,说明股票价格反应市场新信息越及时,股价滞后性越低,股票的定价效率越高。

第二步,构建 (8) 式检验沪深港通、机构投资者羊群行为与股价滞后性之间的关系,即

$$\begin{aligned} Del_{i,t} = & \rho + \omega_1 Tre_{i,t} + \omega_2 Pos_{i,t} + \omega_3 HE_{i,t} + \\ & \omega_4 Tre_{i,t} \cdot Pos_{i,t} + \omega_5 Tre_{i,t} \cdot Pos_{i,t} \cdot HE_{i,t} + \\ & \omega_6 Tre_{i,t} \cdot HE_{i,t} + \omega_7 HE_{i,t} \cdot Pos_{i,t} + \\ & \sum \omega_p Con_{i,t} + Ind + Yea + \sigma_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

其中,  $\rho$  为截距项,  $\omega_1 \sim \omega_7$  为解释变量的回归系数,  $\omega_p$  为控制变量的回归系数,  $p = 8, 9, \dots, 12$ ;  $\sigma_{i,t}$  为残差,  $Tre$  为沪深港通标的公司虚拟变量;  $Pos$  为沪深港通机制是否开通虚拟变量;  $HE$  为虚拟变量,当  $Her$  的值大于  $Her$  中位数时,  $HE$  取值为 1, 当  $Her$  的值小于等于  $Her$  中位数时,  $HE$  取值为 0。(8) 式中最重要的是  $Tre \cdot Pos \cdot HE$  前面的系数  $\omega_5$ , 若回归系数  $\omega_5$  的值为负,且通过显著性检验,则说明股票定价效率提高。(8) 式的控制变量为年度换手率、公司规模、账面市值比 ( $BM$ )、资产负债率和公司成长性。

表 5 的 (2) 列和 (4) 列分别给出 (8) 式在 OLS 模型和固定效应模型下的回归结果,检验沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为对股价滞后性的影响。由于该回归模型中的控制变量和被解释变量 ( $Del$ ) 发生改变,其缺失值与主检验回归模型中的变量缺失值有一定区别, (2) 列和 (4) 列的样本量变化为 10 338。两种回归模型下,核心解释变量  $Tre \cdot Pos \cdot HE$  的回归系数均为负。OLS 模型下,  $Tre \cdot Pos \cdot HE$  的回归系数

表5 资本市场开放、机构投资者羊群行为与市场定价效率  
Table 5 Stock Market Liberalization, Institutional Herding and Market Pricing Efficiency

	OLS模型		固定效应模型	
	Mis (1)	Del (2)	Mis (3)	Del (4)
<i>Tre</i> · <i>Pos</i> · <i>HE</i>	-0.343* (-1.889)	-0.034* (-1.698)	-0.350** (-2.452)	-0.023 (-1.066)
<i>Tre</i> · <i>Pos</i>	-0.010 (-0.070)	-0.008 (-0.601)	0.088 (0.845)	-0.023 (-1.437)
<i>HE</i> · <i>Tre</i>	0.211* (1.739)	0.012 (0.816)	0.310*** (3.246)	0.014 (0.920)
<i>HE</i> · <i>Pos</i>	0.496*** (3.308)	0.010 (0.686)	0.399*** (3.770)	0.010 (-0.673)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	未控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	8 615	10 338	8 615	10 338
$R^2$	0.100	0.233	0.071	0.264

显著为负,表明沪深港通开通后,对于机构投资者羊群行为更严重的标的公司而言,其股价滞后性有所降低。也就是说,由沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为,促使股票价格对市场新信息的吸收和反应更迅速,提升了市场定价效率。这是因为沪深港通使得标的公司不得不主动或被动披露更多有效信息,使得标的公司内外部信息不对称有所缓解,从而导致机构投资者结合基本面信息或自身投资经验,经过一系列思考做出了在同一时间内同方向买进或者卖出某一股票的投资决策,伪羊群行为由此产生。而这种羊群行为会使更多的共同信息融入到股价中,从而有助于降低标的公司的股价滞后性。

综上,研究发现,沪深港通开通后,对于机构投资者羊群行为更严重的标的公司而言,其股票错误定价现象得到了矫正,股价滞后性也有所降低。说明沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为提升了资本市场定价效率,是基于共同信息驱动的伪羊群行为。

#### 4.3.3 排除机构投资者相互跟随的可能性

前文研究发现,沪深港通机制加剧了标的公司的机构投资羊群行为,并且上述羊群行为提升了市场定价效率,因而是一种伪羊群行为。为了进一步验证由沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为不是真羊群行为,本研究展开实证检验。已有理论认为,真羊群行为的本质是一种跟随和模仿行为,存在一个时间先后顺序问题。即,一定有某个投资者先做出交易行为,然后其他投资者观察到这一行为,去推断其中的信息,才出现真羊群行为<sup>[8]</sup>。所以,如果由沪深港通机制引发的羊群行为源于境内机构投资者观察到沪深港通资金流向,从而跟随沪深港通资金

进行买卖导致的结果,或是由于反向跟随导致的结果,即沪深港通资金跟随境内机构投资者进行投资,本研究可以观测到境内机构投资者的羊群行为与上一期境外机构投资者的交易行为是正相关的,或境外投资者交易行为与境内机构投资者上一期的羊群行为正相关,即境外跟随境内。反之,如果本研究没有发现以上两种情况,仅发现两者在同一时期正相关,说明境内机构投资者与境外机构投资者的投资决策更可能是基于得到了相同的信息同时发生的,而不存在相互跟随的时间先后顺序。

鉴于机构投资者持股比例的变动在每季度结束后才披露一次,在进行稳健性检验时,采用中国2014至2020年沪市A股上市公司和2016至2020年深市A股上市公司的季度数据展开分析,这样选取时间段是因为沪港通于2014年启动,因此,境外投资者通过沪港通交易机制持有标的公司股票的相关数据始于2014年。同样,深港通于2016年启动,因此,境外投资者通过沪港通交易机制持有标的公司股票的相关数据始于2016年。首先,研究分别计算香港投资者持股比例变化和境内投资者的羊群行为。然后,检验境内机构投资者的羊群行为与香港投资者持股比例变化之间的关系,从而揭示两者之间是否存在相互跟随行为。

为了表示羊群行为的方向,参考LAKONISHOK et al.<sup>[26]</sup>, WERMERS<sup>[3]</sup>以及许年行等<sup>[4]</sup>的方法对羊群行为的测量方式进行调整。①计算样本中每一季度各机构除去外资机构持股后,对该公司持股比例的变化值*Tra*,若*Tra*大于0,则*Buy*哑变量取值为1,反之取值为0,并剔除*Tra*为0的样本。②按季度和公司分组计算*Buy*的平均值,得到 $p_{i,t}$ 。③按季度和行业

分组计算  $p_{i,t}$  的平均值, 得到  $E(p_{i,t})$ 。④ 计算  $p_{i,t} - E(p_{i,t})$ , 并记为  $HB$ , 剔除  $p_{i,t} - E(p_{i,t}) = 0$  的观测值。⑤ 计算  $HB$  的均值  $m$  和标准差  $t$ , 并用  $(m - 1.960t)$  作为调整项, 剔除  $HB$  变量中小于  $(m - 1.960t)$  的数据, 得到  $Dhe$  即为境内机构投资者羊群行为指标。

建立 (9) 式检验境内机构投资者是否跟随境外机构投资者发出的信号, 从而对境外机构投资者上一期的买卖行为进行决策。其次, 建立 (10) 式分析从沪深港通进入的投资者是否对境内机构投资者上一期的交易行为进行跟随。最后, 建立 (11) 式检验境内机构投资者和境外投资者的交易行为是否在同期内发生。

$$Dhe_{i,t} = d_0 + d_1 \Delta Shk_{i,t-1} + d_2 Dhe_{i,t-1} + \sum d_u Con_{i,t} + Ind + Yea + v_{i,t} \quad (9)$$

$$\Delta Shk_{i,t} = f_0 + f_1 Dhe_{i,t-1} + \sum f_u Con_{i,t} + Ind + Yea + w_{i,t} \quad (10)$$

$$Dhe_{i,t} = c_0 + c_1 \Delta Shk_{i,t} + c_2 Dhe_{i,t-1} + \sum c_u Con_{i,t} + Ind + Yea + q_{i,t} \quad (11)$$

其中,  $d_0$ 、 $f_0$  和  $c_0$  为截距项;  $d_1$  和  $d_2$  为解释变量的回归系数,  $d_u$  为控制变量的回归系数;  $f_1$  为解释变量的回归系数,  $f_u$  为控制变量的回归系数,  $c_1$  和  $c_2$  为解释变量的回归系数,  $c_u$  为控制变量的回归系数,  $u = 3, 4, \dots, 11$ ;  $v_{i,t}$ 、 $w_{i,t}$  和  $q_{i,t}$  为残差,  $\Delta Shk_{i,t}$  为通过沪深港通进入的香港投资者在第  $t$  期的持股比例变化, 等于沪深港通资金在第  $t$  期的持股比例减去  $t-1$  期的持股比例;  $\Delta Shk_{i,t-1}$  为通过沪深港通进入的香港投资者在第  $t-1$  期的持股比例变化, 等于沪深港通资金在第  $t-1$  期的持股比例减去  $t-2$  期的持股比例;  $Dhe_{i,t}$  为第  $t$  期境内机构投资者羊群行为,  $Dhe_{i,t-1}$  为第  $t-1$  期境内机构投资者羊群行为。

由于此处使用季度数据, 且样本区间发生了改变, 故表 6 中样本量变化为 53 191。表 6 的 (1) 列和 (4) 列分别给出了 (9) 式在 OLS 模型和固定效应模型下的回归结果。两种模型下,  $\Delta Shk_{i,t-1}$  的回归系数均不显著, 这说明境内机构投资者不会跟随境外机构投资者进行投资。表 6 的 (2) 列和 (5) 列分别给出了 (10) 式在 OLS 模型和固定效应模型下的回归结果。两种模型下,  $Dhe_{i,t-1}$  的系数均不显著, 说明境内机构投资者与境外机构投资者对股票的买卖行为不存在显著相关性, 此回归结果表明境内外机构投资者对股票的买卖行为是同期的, 并不存在下一期的境外机构投资者跟随上一期境内投资者的行为。表 6 的 (3) 列和 (6) 列分别给出了 (11) 式在 OLS 模型和固定效应模型下的回归结果。两种模型下,  $\Delta Shk_{i,t}$  的系数均在 1% 的水平上显著为正, 说明通过沪深港通进入的境外投资者与境内机构投资者羊群行为在同一季度内显著正相关, 表明境内外机构投资者的趋同行为为仅发生在同期内, 即不存在境内投资者与境外投资者相互跟随的情况, 排除了境内投资者与境外投资者相互跟随的解释。

#### 4.4 稳健性检验

##### 4.4.1 敏感性分析

由于选取的样本年份不同, 回归结果也不同, 因此, 本研究更改样本年份进行回归, 得到的回归结果见表 7。表 7 的 (1) 列和 (2) 列给出了沪深市 A 股样本区间均使用 2008 至 2020 年的回归结果。由于深圳证券交易所的样本数据起始点向前推移了 4 年, 对应的样本量增加至 10 132。表 7 的 (3) 列和 (4) 列给出了深市 A 股样本区间为 2013 至 2020 年, 沪市 A 股样本区间为 2009 至 2020 年的回归结果, 由于沪深两市的样本数据分别减少了一年, 对应的样本量减少至 8 524。表 7 的 (5) 列和 (6) 列给出了深市 A 股样本区间为

表 6 排除机构投资者相互跟随的可能性

Table 6 Exclude the Possibility of Institutional Investors Following Each Other

	OLS模型			固定效应模型		
	$Dhe_{i,t}$ (1)	$\Delta Shk_{i,t}$ (2)	$Dhe_{i,t}$ (3)	$Dhe_{i,t}$ (4)	$\Delta Shk_{i,t}$ (5)	$Dhe_{i,t}$ (6)
$\Delta Shk_{i,t-1}$	0.00004 (0.007)			-0.001 (-0.158)		
$Dhe_{i,t-1}$	-0.106*** (-20.607)	0.0003 (0.104)	-0.106*** (-20.656)	-0.173*** (-38.942)	-0.003 (-1.209)	-0.173*** (-38.974)
$\Delta Shk_{i,t}$			0.088*** (13.812)			0.084*** (11.998)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	53 191	53 191	53 191	53 191	53 191	53 191
$R^2$	0.019	0.064	0.022	0.033	0.017	0.036

表7 更改样本时间段  
Table 7 Changing the Sample Time Period

	沪市深市2008至2020年		深市2013至2020年 沪市2009至2020年		深市2013至2019年 沪市2009至2019年	
	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型
	<i>Her</i> (1)	<i>Her</i> (2)	<i>Her</i> (3)	<i>Her</i> (4)	<i>Her</i> (5)	<i>Her</i> (6)
<i>Tre</i>	0.005 (1.222)		-0.002 (-0.400)		-0.003 (-0.694)	
<i>Pos</i>	-0.016*** (-2.832)	-0.018** (-2.230)	-0.020*** (-3.332)	-0.021*** (-2.587)	-0.024*** (-3.902)	-0.023*** (-2.815)
<i>Tre · Pos</i>	0.022*** (3.911)	0.028*** (4.628)	0.031*** (5.291)	0.036*** (5.751)	0.034*** (5.581)	0.039*** (6.041)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 132	10 132	8 524	8 524	7 720	7 720
$R^2$	0.046	0.033	0.048	0.039	0.050	0.045

2013至2019年,沪市A股样本区间为2009至2019年的回归结果,由于沪深两市的样本数据分别减少了两年,对应的样本量减少为7720。由表7可知,无论采用OLS模型还是固定效应模型进行回归,在三个样本区间下, $Tre \cdot Pos$ 的系数均为正,与前文回归系数符号相同,且在1%的水平上显著,说明本研究结论具有稳健性。

#### 4.4.2 安慰剂检验

为验证研究结果是因沪深港通机制实施产生,而不是随时间推移自动发生的,因此,本研究采用了安慰剂检验,回归结果见表8。表8的(1)列和(2)列为将政策实施时间往前移两年对应的结果,表8的(3)列和(4)列为将政策实施时间往前移三年对应的结果。表8的(1)列和(2)列为假设沪港通实施时间是2012年,深港通实施时间是2014年的回归结果。分析表中回归系数可知,OLS模型和固定效应模型这两种模型下,核心解释变量 $Tre \cdot Pos$ 的系数为正,但不显著,说明沪深港通机制实施时间往前移后,与非标的公司相比,沪深港通机制对标的公司机构投资者伪羊群行为没有显著的促进作用。表8的(3)列和(4)列为假设沪港通实施时间是2011年,深港通实施时间是2013年的回归结果。由表中结果可知,在OLS模型和固定效应模型两种回归模型下,核心解释变量 $Tre \cdot Pos$ 的系数均为负,与前文结论不符。以上结论表明,资本市场开放对沪深港通标的公司机构投资者伪羊群行为的加剧作用与时间推移无关,是沪深港通机制的实施导致的。

#### 4.4.3 变量未缩尾与剔除干扰年份样本

前文在考查资本市场开放与机构投资者羊群行为关系时,为保证结果的可靠性,对连续变量做缩尾

处理。为验证结论具有稳健性,在进行稳健性检验时,采用没有进行缩尾处理的样本数据进行回归,结果见表9的(1)列和(2)列。由表9结果可知,在OLS模型回归下,核心解释变量 $Tre \cdot Pos$ 的系数显著为正。在固定效应模型回归下,核心解释变量 $Tre \cdot Pos$ 的系数显著为正,与前文结论一致。另外,由于沪港通交易机制是在2014年实施的,在这一年,标的沪市A股的各种数据在机制实施前和机制实施后两个阶段可能存在差异,这可能对研究的回归结果产生影响。深港通机制是在2016年实施的,在这一年标的深市A股的各种数据在机制实施前和机制实施后两个阶段也可能存在差异。因此,在进行稳健性检验时,剔除沪市2014年数据和深市2016年数据。由于沪市2014年和深市2016年的样本数据被剔除,样本量减少为8308,回归结果见表9的(3)列和(4)列。由结果可知,回归结果不受回归模型的影响,在OLS模型回归和固定效应模型回归这两种回归模型下,核心解释变量 $Tre \cdot Pos$ 的系数均显著为正,与前文结论相符,说明研究结论具有稳健性。

#### 4.4.4 沪市和深市分样本检验

为保证结论的可靠性,单独选取深市A股上市公司为样本,其区间为2012至2020,沪市A股上市公司为样本,其区间为2008至2020年。然后,分别考察深港通机制和沪港通机制的实施对机构投资者羊群行为的影响。表10的(1)列和(2)列给出了单独选取深市A股上市公司为样本的回归结果。由于深圳证券交易所的样本被删除,样本量变化为5303。由表10的(1)列和(2)列可知,无论是在OLS模型还是固定效应模型回归下,核心解释变量 $Tre \cdot Pos$ 回归系数均为正,且显著水平为1%,说明深港通政策实施后,

表8 安慰剂检验  
Table 8 Placebo Test

	政策实施时间往前移两年		政策实施时间往前移三年	
	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型
	<i>Her</i> (1)	<i>Her</i> (2)	<i>Her</i> (3)	<i>Her</i> (4)
<i>Tre</i>	0.009 (1.465)		0.019*** (2.687)	
<i>Pos</i>	-0.011 (-1.365)	-0.009 (-1.123)	-0.004 (-0.401)	0.001 (0.116)
<i>Tre · Pos</i>	0.008 (1.213)	0.004 (0.591)	-0.007 (-0.933)	-0.015** (-1.978)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9 190	9 190	9 190	9 190
$R^2$	0.045	0.035	0.045	0.035

表9 变量不进行缩尾处理与剔除干扰年份数据

Table 9 The Variables without Winsorization and the Exclusion of Interference Year Data

	不对变量进行缩尾处理		剔除深市16年、沪市14年数据	
	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型
	<i>Her</i> (1)	<i>Her</i> (2)	<i>Her</i> (3)	<i>Her</i> (4)
<i>Tre</i>	0.004 (0.797)		0.006 (1.044)	
<i>Pos</i>	-0.016*** (-2.730)	-0.018** (-2.157)	-0.011 (-1.433)	-0.011 (-0.991)
<i>Tre · Pos</i>	0.024*** (4.097)	0.028*** (4.530)	0.022*** (3.514)	0.026*** (3.773)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9 190	9 190	8 308	8 308
$R^2$	0.043	0.034	0.045	0.037

相较于非深港通标的公司,深港通标的公司机构投资者羊群行为变得更为明显。表10的(3)列和(4)列给出了单独选取沪市A股上市公司为样本的回归结果。由于上海证券交易所的样本被删除,样本量变化为3 887。由表10的(3)列和(4)列可知,在OLS模型中,核心解释变量*Tre · Pos*回归系数为正,但不显著。在固定效应回归模型中,*Tre · Pos*的回归系数在5%的水平上显著为正,说明沪港通实施后,相较于非沪港通标的公司,沪港通标的公司机构投资者羊群行为也有所加强。上述结果与前文基本一致,证

明研究结论具有稳健性。

#### 4.4.5 倾向得分匹配-双重差分模型(PSM-DID)

为解决实验分组潜在的选择性偏差,本研究采用倾向得分匹配法,按照*Lhe*、*Dua*、*Dis*、*Pay*、*MB*、*Lev*、*Roa*、*Siz*、*Tur*、*Soe*的维度分别在样本内进行匹配。

本研究采用Logit模型估算倾向得分,进行一对一,卡尺范围为0.050的匹配。然后,采用完成匹配后的样本对(2)式进行OLS模型和固定效应模型回归,得到对应的回归结果,表11为回归结果的详细内容。由于匹配后非沪深港通标的公司的样本量减少,

表 10 沪市 A 股与深市 A 股的分样本检验结果  
Table 10 The Test Result for Sub-samples of Shanghai A-Shares and Shenzhen A-Shares

	深市A股样本		沪市A股样本	
	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型
	<i>Her</i> (1)	<i>Her</i> (2)	<i>Her</i> (3)	<i>Her</i> (4)
<i>Tre</i>	0.001 (0.104)		0.005 (0.708)	
<i>Pos</i>	-0.013 (-1.167)	-0.009 (-0.783)	0.023 (1.625)	0.018 (1.089)
<i>Tre · Pos</i>	0.027*** (3.591)	0.032*** (3.985)	0.014 (1.527)	0.021** (2.161)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5 303	5 303	3 887	3 887
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.060	0.040	0.056	0.038

因此样本量变化为 3 175, 由表 11 的 (1) 列和 (2) 列可知, 两种回归模型下, *Tre · Pos* 回归系数的符号与主检验回归系数符号一致, 且在 1% 水平上显著, 说明研究结论具有稳健性。

### 5 进一步研究

#### 5.1 影响机制检验

由前文理论分析和研究假设可知, 沪深港通开通后, 机构投资者对标的公司能够获得更多公开准确的相关信息, 可能是引致其产生更多相同的买卖行为, 即伪羊群行为的关键因素。已有研究发现, 资本市场开放提升了公司的信息披露质量<sup>[2]</sup>。那么, 沪深港通机制能否通过对公司信息披露质量产生影响, 进而对公司机构投资者伪羊群行为产生作用, 这一路径需要验证。

为验证上述问题, 以信息披露质量为中介变量, 研究资本市场开放影响机构投资者伪羊群行为的路径。使用 *KV* 测量法测量信息披露质量。*KV* 测量的信息披露质量包含了强制和自愿两种信息披露, 因此, 将该信息披露质量测量方法与其他测量方法作对比, 可以发现该测量方法能够更有效地反映上市公司的信息披露质量。计算过程为

$$\ln \left| \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} \right| = \delta_0 + \delta_1 (Vol_t - Vol_0) + u_t \quad (12)$$

其中,  $\delta_0$  为截距项,  $\delta_1$  为解释变量的回归系数,  $u_t$  为残差项,  $\Delta P_t$  为  $P_t$  与  $P_{t-1}$  之差,  $P_t$  为  $t$  日的收盘价,  $P_{t-1}$  为  $t-1$  日的收盘价,  $Vol_t$  为  $t$  日的交易量,  $Vol_0$  为年度日平均交易量, 对 (12) 式进行回归时, 删除公司年度交易日小于 100 天、 $\delta_1$  为负以及  $\Delta P_t$  等于 0 的值, 最后得到公司信息披露质量  $KV = \delta_1 \times 1\,000\,000$ , *KV* 值越小, 信息披露质量越好。

为检验资本市场开放与信息披露质量之间的关系, 构建公式为

$$KV_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Tre_{i,t} + \gamma_2 Pos_{i,t} + \gamma_3 Tre_{i,t} \cdot Pos_{i,t} + \sum \gamma_g Con_{i,t} + Ind + Yea + \tau_{i,t} \quad (13)$$

其中,  $\gamma_0$  为截距项,  $\gamma_1 \sim \gamma_3$  为解释变量的回归系数,  $\gamma_g$  为控制变量的回归系数,  $g = 4, 5, \dots, 12$ ;  $\tau_{i,t}$  为残差, 借鉴李春涛等<sup>[33]</sup>的研究, 选取的控制变量为公司规模、公司成长性、第一大股东持股比例、产权性质、机构投资者持股比例、资产负债率、独立董事比例、资产收益率和两职合一。

首先, 探究资本市场开放如何影响信息披露质量, 回归结果如表 12 的 (1) 列和 (2) 列所示。由于该回归模型中的控制变量和被解释变量 (*KV*) 发生改变, 其缺失值与主检验回归模型中的变量缺失值有一定区别, 因此样本量变为 9 916。由表结果可知, 在 OLS 和固定效应这两种回归模型下, *Tre · Pos* 的回归系数均为负, 且均在 1% 的水平下显著。由此可知, 资本市场开放能够促进公司信息披露质量提高。进一步, 本研究使用路径分析方法, 根据沪深港通机制实施前后公司信息质量变化的中位数, 将有信息披露质量的研究样本分为信息披露质量改善组, 并且为避免信息披露质量改善组与前文信息披露质量 (*KV*) 混淆, 采用  $\Delta KV$  表示信息披露质量改善组, 其中信息披露质量改善较多组采用  $\Delta KV = 1$  表示; 信息披露质量改善较少组采用  $\Delta KV = 0$  表示。表 12 的 (3) 列和 (6) 列给出分组回归的回归结果。分析表中回归结果可得, 在 OLS 和固定效应模型回归下, 资本市场开放对机构投资者伪羊群行为的正向影响均体现在信息披露质量改善较多的标的公司一组, 说明沪深港通机制主要通过提高标的公司的信息披露质量, 进而加剧机构投资者对标的公司的伪羊群行为。换言之,

表 11 倾向得分匹配 – 双重差分模型  
Table 11 Propensity Score Matching  
– Differences-in-Differences Model

	OLS模型	固定效应模型
	<i>Her</i> (1)	<i>Her</i> (2)
<i>Tre</i>	0.004 (0.611)	
<i>Pos</i>	-0.024*** (-2.753)	-0.018 (-1.153)
<i>Tre · Pos</i>	0.033*** (3.155)	0.040*** (3.231)
控制变量	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制
年度固定效应	控制	控制
样本量	3 175	3 175
$R^2$	0.086	0.058

沪深港通机制开通后,标的公司的信息披露质量得以改善,机构投资者能够在同一时间获得更多标的公司相同或相关的信息,然后根据这些信息对股票内在价值进行判断后做出了相似交易决策<sup>[7]</sup>,这种趋同的交易行为并非源于相互之间的模仿和跟随。因此,资本市场开放主要通过显著提高标的公司质量,从而对机构投资者伪羊群行为产生加剧作用,  $H_{2b}$  再次得到验证。

## 5.2 异质性检验

### 5.2.1 香港地区投资者参与度的异质性

研究发现境外机构持股可以改善公司治理水平<sup>[44]</sup>、提高公司的信息披露质量<sup>[33]</sup>,从而对机构投资者伪羊群行为产生加剧作用。又由沪深港通机制安排可知,香港地区投资者可以对沪深A股上市公司股票进行买卖。因此,沪深港通标的公司吸引了大量境外机构投资者。香港地区投资者参与度越高的标的公司,开放水平和外资关注度均更高,信息披露质量的边际提升效果更明显,机构投资者对该类标的公司可能产生更强烈的伪羊群行为。所以,本研究认为沪深港通机制对机构投资者伪羊群行为的促进效应在香港投资者参与度较高的标的公司中更显著。

所有通过沪深港通进入的香港投资者均通过香港中央结算公司进行交易,因此本研究从公司前十大股东文件中挑选出与香港中央结算有限公司相关的股东,确定其为香港投资者。将香港投资者持股(*Hkh*)用一个虚拟变量表示,前十大股东中有香港投资者的,*Hkh*取值为1,否则取值为0。在(2)式中加入*Hkh*,以及*Tre · Pos · Hkh*,然后进行OLS模型和固定效应模型回归。表13的(1)列和(2)列给出了回归

结果,由表13的(1)列和(2)列可知,*Tre · Pos · Hkh*的回归系数显著为正,且*Tre · Pos · Hkh*的回归系数大于*Tre · Pos*的回归系数,说明沪深港通机制实施后,相较于香港投资者持股比例较低的标的公司,香港投资者持股比例较高的标的公司面临的机构投资者伪羊群行为更加严重。

### 5.2.2 公司成长性的异质性

相较于成长性低的公司,成长性高的公司存在更多不确定性,外部投资者想要对其价值进行准确判断相对困难,因而成长性越高的公司,面临的信息不对称程度越高。因此,与成长性较低的公司相比,沪深港通机制改善成长性较高的公司的信息不对称的边际效用更大,进一步使得沪深港通机制对机构投资者伪羊群行为的促进作用在成长性较高的标的公司中更为显著。综上,采用账面市值比(*BM*)测量成长性,根据账面市值比样本的中位数,将样本分为高成长性组和低成长性组,当账面市值比小于其中位数为高成长性组,*BM*取值为1,反之,为低成长性组,*BM*取值为0。然后在(2)式中加入*BM*和*Tre · Pos · BM*,进行OLS模型和固定效应模型回归,用以检验沪深港通机制对机构投资者伪羊群行为的促进作用是否在成长性较高的标的公司中更为显著。回归结果见表13的(3)列和(4)列。分析回归结果可知,*Tre · Pos · BM*的系数在10%的水平上显著为正,以上分析结果表明,沪深港通机制对机构投资者伪羊群行为的促进效应在成长性高的公司中更强。

### 5.2.3 公司产权性质的异质性

通常而言,非国有公司披露信息意愿和披露质量比国有公司低<sup>[52]</sup>。因此,本研究预测与国有公司相比,沪深港通机制对非国有公司信息披露质量的边际提升作用更大,从而使得非国有公司的伪羊群行为发生更大程度的改变。首先设置产权性质虚拟变量,并用*Soe*表示,当样本公司为国有公司,*Soe*取值为1,否则取值为0。然后在(2)式中加入*Tre · Pos · Soe*进行回归,以检验沪深港通机制对机构投资者伪羊群行为的促进作用是否在非国有公司标的公司中更为显著。由表13的(5)列和(6)列可知,OLS模型回归下,*Tre · Pos · Soe*的回归系数为-0.018,*Tre · Pos*的回归系数为0.031,且均在1%的水平上显著。固定效应模型回归下,*Tre · Pos · Soe*的回归系数为-0.022,*Tre · Pos*的回归系数为0.038,且均在1%的水平上显著。说明沪深港通机制开通后,与国有公司相比,非国有公司面临的机构投资者伪羊群行为更高。基于以上分析可以发现,与国有公司相比,非国有公司提升信息披露质量的动机更强,非国有公司更能利用资本市场开放这一外生条件完善自身信息披露状况,提高自身信息披露质量,从而使标的非国企面临的机构投资者伪羊群行为加剧。

综上,异质性检验的结果表明,对于香港投资者持股比例更高的公司、成长性更高的公司以及非国有公司而言,沪深港通机制引发的机构投资者伪羊群行为更剧烈。

表 12 影响机制分析: 信息披露质量  
Table 12 Influence Mechanism Analysis: Information Disclosure Quality

	OLS模型		固定效应模型		OLS模型		固定效应模型	
	KV (1)	KV (2)	Her		Her		(5)	(6)
			$\Delta KV = 1$	$\Delta KV = 0$	$\Delta KV = 1$	$\Delta KV = 0$		
<i>Tre</i>	-0.004 (-0.591)		0.003 (0.483)	0.002 (0.260)				
<i>Pos</i>	0.041*** (6.951)	0.040*** (5.972)	-0.032*** (-3.420)	-0.001 (-0.127)	-0.034*** (-2.690)		-0.001 (-0.101)	
<i>Tre · Pos</i>	-0.041*** (-6.744)	-0.024*** (-4.732)	0.031*** (3.390)	0.013 (1.548)	0.040*** (4.393)		0.017* (1.897)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 916	9 916	4 018	4 035	4 018	4 035	4 018	4 035
$R^2$	0.286	0.191	0.056	0.060	0.038	0.038	0.038	0.038
组间系数差异								
组间系数差异P值				-0.018*			-0.023*	
				0.068			0.074	

注: 经验P值用于检验组间*Tre · Pos*系数差异的显著性, 此处的经验P值通过重复1 000次自体抽样得到。

## 6 结论

### 6.1 研究结果

在中国资本市场新一轮高水平对外开放的重要举措中, 沪深港通占据重要地位。此外, 沪深港通是中国A股市场与国际资本市场接轨的重大制度创新。依托沪深港通机制这一准自然实验, 构造实验组和对照组, 运用多时点双重差分模型, 研究资本市场开放对机构投资者羊群行为的影响。实证结果发现, 相较于非标的公司, 沪深港通加剧了标的公司的机构投资者羊群行为。并且, 沪深港通开通后, 对于机构投资者羊群行为更严重的标的公司而言, 其股票错误定价现象得到了矫正, 股价滞后性也有所降低。以上研究结果表明, 沪深港通制度是机构投资者羊群行为的重要诱发因素, 且由沪深港通引发的机构投资者羊群行为是基于共同信息驱动的伪羊群行为, 有助于信息更快地融入股价, 提升资本市场定价效率。进一步研究表明, 沪深港通机制主要通过显著提高标的公司质量, 从而对机构投资者伪羊群行为产生加剧作用。异质性检验结果显示, 在前十大股东含香港投资者的公司、成长性更高的公司和非国有公司中, 沪深港通对机构投资者伪羊群行为的促进作用更大。研究从机构投资者羊群行为及其对市场定价效率影响的角度, 为沪深港通这一资本市场开放政策的经济效应提供了微观视角的经验证据, 说明互联互通交易机制对投资者行为和股票市场均具有积极效应, 有助于促进中国资本市场的健康稳

定发展。

### 6.2 理论贡献

(1) 丰富了机构投资者羊群行为影响因素的相关研究, 深化了已有研究对羊群行为成因的相关理论。与已有研究不同, 本研究揭示了在资本市场开放进程中的重大制度变化, 即沪深港通机制的实施对机构投资者羊群行为的影响, 从宏观制度变迁层面拓展了机构投资者羊群行为影响因素的研究。解释了羊群行为形成原因的主要理论有信息瀑布理论<sup>[19]</sup>、研究型羊群理论<sup>[7]</sup>、声誉理论<sup>[20]</sup>、流行理论<sup>[21]</sup>、特征偏好理论<sup>[22]</sup>等。本研究进一步探究了由沪深港通机制引发的机构投资者羊群行为如何影响市场效率, 从而判断羊群行为是真羊群还是伪羊群行为, 为羊群行为成因的理论提供了新的经验证据。

(2) 补充了资本市场开放经济后果相关研究。已有研究认为资本市场开放对一国股票市场的影响是一把双刃剑, 部分学者认为资本市场一方面会通过引入境外投资者, 使得公司信息披露质量和股票流动性都有所提高, 从而提升市场效率和稳定性<sup>[53]</sup>。也有观点认为, 与境内投资者相比, 境外投资者拥有的本地信息较少, 反而降低定价效率<sup>[38]</sup>。与已有研究不同, 本研究选择机构投资者羊群行为这一视角展开研究, 证明资本市场开放能够对市场产生正效应。

(3) 拓展了中国沪深港通制度实施的微观经济效应研究视角。已有研究主要检验了沪深港通机制对

表 13 异质性检验：香港投资者持股、成长性、公司产权性质的异质性

Table 13 Heterogeneity Test: Heterogeneity of Investor Ownership, Growth and Property Rights of Enterprises in Hong Kong

	香港投资者持股的异质性		成长性的异质性		公司产权性质的异质性	
	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型	OLS模型	固定效应模型
	<i>Her</i> (1)	<i>Her</i> (2)	<i>Her</i> (3)	<i>Her</i> (4)	<i>Her</i> (5)	<i>Her</i> (6)
<i>Tre</i>	0.004 (0.889)		0.003 (0.624)		0.003 (0.673)	
<i>Pos</i>	-0.015** (-2.466)	-0.013 (-1.609)	-0.017*** (-2.904)	-0.016** (-1.974)	-0.017*** (-2.846)	-0.018** (-2.203)
<i>Tre · Pos</i>	0.015** (2.292)	0.015** (2.185)	0.018*** (2.711)	0.021*** (2.929)	0.031*** (4.941)	0.038*** (5.331)
<i>Tre · Pos · Hkh</i>	0.053*** (3.702)	0.054** (2.364)				
<i>Hkh</i>	-0.037*** (-2.827)	-0.032 (-1.423)				
<i>Tre · Pos · BM</i>			0.012* (1.749)	0.014* (1.937)		
<i>BM</i>			0.010*** (2.610)	0.019*** (3.910)		
<i>Tre · Pos · Soe</i>					-0.018*** (-2.631)	-0.022*** (-2.758)
<i>Soe</i>					0.006 (1.519)	-0.003 (-0.283)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 190	9 190	9 190	9 190	9 190	9 190
$R^2$	0.048	0.039	0.049	0.041	0.048	0.038

上市公司信息披露<sup>[9]</sup>、股价表现<sup>[10-11]</sup>、生产效率<sup>[13]</sup>、投融资决策<sup>[14-15]</sup>、行政处罚<sup>[18]</sup>、风险承担<sup>[54]</sup>、公司治理<sup>[55]</sup>、纳税行为<sup>[56]</sup>、创新投入<sup>[16]</sup>与创新产出<sup>[57]</sup>、金融化<sup>[58]</sup>、数字化转型<sup>[59]</sup>、债务违约风险<sup>[60]</sup>、劳动收入份额<sup>[61]</sup>、系统性风险<sup>[62]</sup>、绿色创新<sup>[63]</sup>、管理者机会主义行为<sup>[64]</sup>、流动性共性<sup>[65]</sup>、ESG信息披露质量<sup>[66]</sup>等方面的影响，尚未从机构投资者交易行为的视角展开分析。与已有研究不同，本研究选择机构投资者羊群行为这一视角，探讨中国沪深港通制度实施的微观经济效应，从研究对象层面拓展了相关研究。

### 6.3 政策建议

(1) 对于政府部门而言，①逐步调整和增加纳入沪深港通名单的公司，降低沪深港通交易费用，扩大沪深港通的影响范围。总体而言，从长远看，中国应该继续积极推进沪深港通政策的实施，促使中国资本市场日趋成熟。②多视角多方面深化互联互通项目合作机制，积极推动中国与全球各国资本市场的开放合作，进一步加快中国资本市场对外开放进程，加强多种形式的资本市场开放基础制度建设制度。

③加强中国资本市场开放的配套制度建设，在完善已有信息公开制度的基础上，建设面向境外投资者的信息披露平台，畅通境外投资者信息沟通渠道，同时加强资本市场监管，保护境内外投资者合法权益，促进资本市场发挥信息传递与反馈功能，提升资本市场效率。

(2) 对于上市公司而言，①积极引入外资股东，提升公司治理水平。境外投资者持股与公司治理水平之间存在因果互动、相互促进的良性循环关系。因此，上市公司可以一方面积极引入外资大股东以提升公司治理水平，同时完善公司治理机制以吸引更多境外投资者，最终提升市场效率。②完善公司国际化信息披露体系，加强与境外投资者的信息沟通，按照国际信息披露要求提升财务信息披露质量，提高财务报告的可读性，同时提供英文版的财务报告以方便境外投资者阅读使用，从而更好地吸引外资。

(3) 对于机构投资者而言，①主动提升专业素养和投资分析能力。国内机构投资者应向境外投资者学习信息获取、挖掘、对比分析的技术，充分利用已

有的信息,对公司价值做出理性判断,做出科学、合理的投资决策。②树立遵纪守法意识,坚守职业道德。随着资本市场开放,机构之间的竞争加剧,机构投资者必须做到懂规矩、守规矩,同时要拥有底线思维,要守好道德和良心底线。除此之外,还要具有一定的职业操守,比如,忠实履行诚实守信、勤勉尽责的职业操守。简而言之,机构投资者应该强化守法合规意识,这样才能共同维护好、呵护好资本市场的良好秩序。

#### 6.4 研究不足

本研究仍然存在以下不足,首先,囿于数据获取困难,研究尚未探讨沪深港通对港股市场的影响,从而导致沪深港通对机构投资者羊群行为的研究不够周详。后续研究可以将港股标的公司纳入研究范围,以完善相关研究。其次,仅初步探索了沪深港通对外开放制度的效应,并未对中国其他资本市场开放制度的经济后果进行考察。继沪深港通之后,债券通、沪伦通等资本市场开放制度也陆续启动,因此,未来研究可以以债券通、沪伦通为切入点,对中国资本市场开放相关效应进行剖析,为未来中国扩大资本市场开放提供更多的借鉴依据。

#### 参考文献:

- [1] HENRY P B. Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices. *The Journal of Finance*, 2000, 55(2): 529-564.
- [2] 阮睿, 孙宇辰, 唐悦, 等. 资本市场开放能否提高企业信息披露质量? 基于“沪港通”和年报文本挖掘的分析. *金融研究*, 2021(2): 188-206.  
RUAN Rui, SUN Yuchen, TANG Yue, et al. Can opening the capital market improve the quality of corporate information disclosure? An analysis based on the Shanghai-Hong Kong Stock Connect and annual report texts. *Journal of Financial Research*, 2021(2): 188-206.
- [3] WERMERS R. Mutual fund herding and the impact on stock prices. *The Journal of Finance*, 1999, 54(2): 581-622.
- [4] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险. *管理世界*, 2013, 29(7): 31-43.  
XU Nianhang, YU Shangyao, YI Zhihong. Institutional investor herding and stock price crash risk. *Journal of Management World*, 2013, 29(7): 31-43.
- [5] BANERJEE A V. A simple model of herd behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(3): 797-817.
- [6] JEGADEESH N, KIM W. Do analysts herd? An analysis of recommendations and market reactions. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(2): 901-937.
- [7] FROOT K A, SCHARFSTEIN D S, STEIN J C. Herd on the street: informational inefficiencies in a market with short-term speculation. *The Journal of Finance*, 1992, 47(4): 1461-1484.
- [8] 李惠璇, 朱菲菲, 唐涯, 等. 盈余公告、分析师推荐与伪羊群行为: 基于高频数据的实证检验. *经济学(季刊)*, 2019, 18(3): 919-940.  
LI Huixuan, ZHU Feifei, TANG Ya, et al. Earnings announcements, analyst recommendations, and spurious herding. *China Economic Quarterly*, 2019, 18(3): 919-940.
- [9] 唐建新, 程利敏, 陈冬. 资本市场开放与自愿性信息披露: 基于沪港通和深港通的实验检验. *经济理论与经济管理*, 2021, 41(2): 85-97.  
TANG Jianxin, CHENG Limin, CHEN Dong. Stock market liberalization and voluntary information disclosure: tests based on the Shanghai/Shenzhen-Hong Kong Stock Connect program. *Economic Theory and Business Management*, 2021, 41(2): 85-97.
- [10] 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. *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. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108-126.
- [11] 彭红枫, 万洋. 资本市场双向开放如何影响我国股票定价效率? *证券市场导报*, 2022(3): 22-32.  
PENG Hongfeng, WAN Yang. How does capital market bidirectional openness affect stock pricing efficiency in China?. *Securities Market Herald*, 2022(3): 22-32.
- [12] 刘晓群, 余柳春, 陈海强. 资本市场开放能否有效降低A股股价信息风险? 基于“沪港通”推出的准自然实验研究. *系统工程理论与实践*, 2023, 43(12): 3407-3425.  
LIU Xiaoqun, YU Liuchun, CHEN Haiqiang. Can capital market opening effectively reduce the stock price information risk of A-share stocks: an empirical research with “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” as quasi-natural experiment. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 2023, 43(12): 3407-3425.
- [13] 戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率. *世界经济*, 2021, 44(8): 154-178.  
DAI Pengyi, YANG Shenggang, YUAN Li. Capital market opening up and corporate total factor productivity. *The Journal of World Economy*, 2021, 44(8): 154-178.
- [14] 李沁洋, 何银莹, 刘向强, 等. 资本市场开放对企业融资约束的影响机制研究: 基于“沪深港通”的经验证据. *世界经济研究*, 2023(4): 87-102.  
LI Qinyang, HE Yinying, LIU Xiangqiang, et al. Capital market opening and corporate financing constraints: evidence from the Shanghai-Hong Kong and the Shenzhen-Hong Kong Stock Connect. *World Economy Studies*, 2023(4): 87-102.
- [15] HAN W H, HAN L, YANG Q Q. Capital market liberalization and firms' OFDI performance: evidence from China. *Finance Research Letters*, 2024, 59: 104761-1-104761-9.
- [16] 余静文, 陈海健. 股票市场对外开放与企业创新投入: 基于沪港通与深港通的研究. *统计研究*, 2024, 41(1): 85-97.  
YU Jingwen, CHEN Haijian. Stock market opening-up and innovation investment of enterprises: evidence from the Shanghai-Hong Kong Stock Connect and the Shenzhen-Hong Kong Stock Connect. *Statistical Research*, 2024, 41(1): 85-97.
- [17] HUANG R, DUAN K Y. Research on the influence of capital market liberalization on the ESG performance of listed companies: a quasinnatural experiment based on the Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connects. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2024, 83: 102221-1-102221-11.
- [18] 黄健峤. 以开放促改革: 来自沪深港通实施与行政处罚性监管的证据. *统计研究*, 2024, 41(10): 63-72.  
HUANG Jianqiao. Promote reform through opening-up: evidence

- from Shanghai/Shenzhen-Hong Kong Stock Connect and administrative punitive supervision. *Statistical Research*, 2024, 41(10): 63–72.
- [19] AVERY C, ZEMSKY P. Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets. *The American Economic Review*, 1998, 88(4): 724–748.
- [20] SCHARFSTEIN D S, STEIN J C. Herd behavior and investment. *The American Economic Review*, 1990, 80(3): 465–479.
- [21] BARBERIS N, SHLEIFER A. Style investing. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(2): 161–199.
- [22] GOMPERS P A, METRICK A. Institutional investors and equity prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(1): 229–259.
- [23] CHIANG T C, ZHENG D Z. An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34(8): 1911–1921.
- [24] CHOI N, SKIBA H. Institutional herding in international markets. *Journal of Banking and Finance*, 2015, 55: 246–259.
- [25] 王典, 薛宏刚. 机构投资者信息竞争会引发羊群行为吗: 基于中国股票市场的证据. *当代财经*, 2018(12): 60–70.  
WANG Dian, XUE Honggang. Will information competition of institutional investors lead to herd behavior? Evidences from China's stock markets. *Contemporary Finance & Economics*, 2018(12): 60–70.
- [26] LAKONISHOK J, SHLEIFER A, VISHNY R W. The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*, 1992, 32(1): 23–43.
- [27] 朱菲菲, 李惠璇, 徐建国, 等. 短期羊群行为的影响因素与价格效应: 基于高频数据的实证检验. *金融研究*, 2019(7): 191–206.  
ZHU Feifei, LI Huixuan, XU Jianguo, et al. Determinants and pricing effects of short-term herd behavior: an empirical test based on high-frequency data. *Journal of Financial Research*, 2019(7): 191–206.
- [28] 张向丽, 池国华. 企业内部控制与机构投资者羊群行为: “反向”治理效果及异质性分析. *财贸研究*, 2019, 30(1): 99–110.  
ZHANG Xiangli, CHI Guohua. Internal control of enterprises and herd behavior of institutional investors: effect of “reverse” governance and analysis of its heterogeneity. *Finance and Trade Research*, 2019, 30(1): 99–110.
- [29] CAI F, HAN S, LI D, et al. Institutional herding and its price impact: evidence from the corporate bond market. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(1): 139–167.
- [30] 刘新争, 高闯. 基于复杂网络的私有信息共享对机构投资者羊群行为的影响. *管理学报*, 2022, 19(4): 506–515.  
LIU Xinzheng, GAO Chuang. The impact of private information sharing on herd behavior of institutional investors based on network. *Chinese Journal of Management*, 2022, 19(4): 506–515.
- [31] SIAS R W. Institutional herding. *The Review of Financial Studies*, 2004, 17(1): 165–206.
- [32] CAGLAYAN M O, HU Y, XUE W J. Mutual fund herding and return comovement in Chinese equities. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2021, 68: 101599-1–101599-18.
- [33] 李春涛, 刘贝贝, 周鹏, 等. 它山之石: QFII与上市公司信息披露. *金融研究*, 2018(12): 138–156.  
LI Chuntao, LIU Beibei, ZHOU Peng, et al. QFII and corporate information disclosure. *Journal of Financial Research*, 2018(12): 138–156.
- [34] 李志辉, 陈海龙. QFII持股能抑制股票市场操纵吗? 基于尾市价格偏离模型的检验. *中央财经大学学报*, 2022(8): 43–56.  
LI Zhihui, CHEN Hailong. Can QFII shareholding inhibit stock market manipulation? Tests based on tail market price deviation model. *Journal of Central University of Finance & Economics*, 2022(8): 43–56.
- [35] 何瑛, 李瑛爽. 资本市场开放与企业信息披露质量: 来自深港通交易制度的经验证据. *财务研究*, 2021(3): 56–69.  
HE Ying, LI Shuangshuang. Capital market opening and corporate information disclosure quality: evidence from the Shenzhen-Hong Kong Stock Connect. *Finance Research*, 2021(3): 56–69.
- [36] 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. *管理世界*, 2018, 34(1): 169–179.  
ZHONG Tanlin, LU Zhengfei. Can market liberalization improve the stock price informativeness? Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect. *Journal of Management World*, 2018, 34(1): 169–179.
- [37] CHAN M K, KWOK S. Risk-sharing, market imperfections, asset prices: evidence from China's stock market liberalization. *Journal of Banking and Finance*, 2017, 84: 166–187.
- [38] CHAN K, MENKVELD A J, YANG Z S. Information asymmetry and asset prices: evidence from the China foreign share discount. *The Journal of Finance*, 2008, 63(1): 159–196.
- [39] 马理, 何云, 童晶. 资本账户开放对金融稳定的影响效应研究: 基于制度环境建设的视角. *世界经济研究*, 2023(3): 74–89.  
MA Li, HE Yun, TONG Jing. Research on the effect of capital account opening on financial stability: from the perspective of institutional environment construction. *World Economy Studies*, 2023(3): 74–89.
- [40] FAN H C, GOU Q, PENG Y C, et al. Spillover effects of capital controls on capital flows and financial risk contagion. *Journal of International Money and Finance*, 2020, 105: 102189-1–102189-16.
- [41] 刘海飞, 柏巍, 李冬昕, 等. 沪港通交易制度能提升中国股票市场稳定性吗? 基于复杂网络的视角. *管理科学学报*, 2018, 21(1): 97–110.  
LIU Haifei, BAI Wei, LI Dongxin, et al. Does Shanghai-Hong Kong Stock Connect trading mechanism improve the stability of Chinese Stock Market? A complex network perspective. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(1): 97–110.
- [42] JAISWAL S, KUBENDRAN N. Capital account liberalisation in India: volatility of capital flows and selective policy issues. *Theoretical and Applied Economics*, 2021, 28(1): 201–218.
- [43] MAUG E, NAIK N. Herding and delegated portfolio management: the impact of relative performance evaluation on asset allocation. *The Quarterly Journal of Finance*, 2011, 1(2): 265–292.
- [44] NOFSINGER J R, SIAS R W. Herding and feedback trading by institutional and individual investors. *The Journal of Finance*, 1999, 54(6): 2263–2295.
- [45] BROCHET F, MILLER G S, NARANJO P, et al. Managers' cultural background and disclosure attributes. *The Accounting Review*, 2019, 94(3): 57–86.

- [46] FANG V W, MAFFETT M, ZHANG B H. Foreign institutional ownership and the global convergence of financial reporting practices. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(3): 593–631.
- [47] 李静, 董秀良. 资本市场开放对企业透明度的影响. *湖北社会科学*, 2021(1): 87–97.  
LI Jing, DONG Xiuliang. The impact of capital market opening on enterprises' transparency. *Hubei Social Sciences*, 2021(1): 87–97.
- [48] WANG H Y, ZHANG Y. Social trust, audit quality and institutional investor herd behaviour. *Finance Research Letters*, 2024, 63: 105363-1–105363-6.
- [49] 李志生, 陈晨, 林秉旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗? 基于自然实验的证据. *经济研究*, 2015, 50(4): 165–177.  
LI Zhisheng, CHEN Chen, LIN Bingxuan. Does short selling improve price efficiency in the Chinese stock market? Evidence from natural experiments. *Economic Research Journal*, 2015, 50(4): 165–177.
- [50] RHODES-KROPF M, ROBINSON D T, VISWANATHAN S. Valuation waves and merger activity: the empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(3): 561–603.
- [51] 万国超, 李超, 吴武清. 企业 ESG 表现会影响股票错误定价吗. *财经科学*, 2023(6): 32–47.  
WAN Guochao, LI Chao, WU Wuqing. Has the corporate ESG performance affected stock mispricing?. *Finance & Economics*, 2023(6): 32–47.
- [52] 李沁洋, 石玉阶. 资本市场开放对公司信息披露质量的影响研究: 基于沪深港通机制的证据. *当代金融研究*, 2022, 5(7): 51–69.  
LI Qinyang, SHI Yujie. The impact of capital market opening on the quality of corporate information disclosure: the evidence from the Shanghai-Hong Kong and the Shenzhen-Hong Kong Stock Connect. *Journal of Contemporary Financial Research*, 2022, 5(7): 51–69.
- [53] KIM E H, SINGAL V. Stock market openings: experience of emerging economies. *The Journal of Business*, 2000, 73(1): 25–66.
- [54] 李小林, 刘冬, 葛新宇, 等. 中国资本市场开放能否降低企业风险承担? 来自“沪深港通”交易制度的经验证据. *国际金融研究*, 2022(7): 77–86.  
LI Xiaolin, LIU Dong, GE Xinyu, et al. Does capital market openness lower firm risk-taking in China? Evidence from “Shanghai-Hong Kong” and “Shenzhen-Hong Kong” Stock Connect. *Studies of International Finance*, 2022(7): 77–86.
- [55] 卢锐, 赵家悦, 刘畅, 等. 资本市场开放的公司治理效应: 基于控股股东股权质押的视角. *会计研究*, 2022(2): 164–178.  
LU Rui, ZHAO Jiayue, LIU Chang, et al. Corporate governance effect of capital market liberalization: evidence from controlling shareholders' share pledging. *Accounting Research*, 2022(2): 164–178.
- [56] 范源源, 李建军. 资本市场开放与公司税收遵从: 来自“陆港通”交易制度实施的证据. *经济管理*, 2022, 44(3): 24–38.  
FAN Yuanyuan, LI Jianjun. Capital market opening-up and corporate tax compliance: evidence from Mainland-Hong Kong Stock Connect. *Business and Management Journal*, 2022, 44(3): 24–38.
- [57] 吕晓军, 胡华夏, 王红建. 资本市场开放与企业创新质量: 基于中国企业重数量轻质量的“创新陷阱”视角. *系统管理学报*, 2022, 31(5): 1018–1027.  
LYU Xiaojun, HU Huaxia, WANG Hongjian. Capital market liberalization and enterprise innovation quality based on the perspective of “innovation trap” of Chinese enterprises emphasizing quantity over quality. *Journal of Systems & Management*, 2022, 31(5): 1018–1027.
- [58] 孙泽宇, 孙凡. 资本市场开放与企业金融化: 基于沪(深)港通交易制度的准自然实验. *管理科学*, 2021, 34(6): 15–28.  
SUN Zeyu, SUN Fan. Capital market liberalization and corporate financialization: a quasi-natural experiment based on Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect. *Journal of Management Science*, 2021, 34(6): 15–28.
- [59] 李成明, 周迪, 董志勇. 资本市场开放推动企业数字化转型了吗? 基于准自然实验和文本分析方法. *统计研究*, 2023, 40(8): 96–109.  
LI Chengming, ZHOU Di, DONG Zhiyong. Does capital market opening drive digital transformation of enterprises: based on the quasi-natural experiment and text analysis method. *Statistical Research*, 2023, 40(8): 96–109.
- [60] 贾秀彦, 吴君凤. 资本市场开放能够降低企业债务违约风险吗? 基于“沪深港通”交易制度的经验证据. *世界经济研究*, 2022(12): 73–87.  
JIA Xiuyan, WU Junfeng. Does capital market liberalization reduce the risk of corporate debt default: evidence from Shanghai & Shenzhen-Hong Kong Stock Connect. *World Economy Studies*, 2022(12): 73–87.
- [61] 江轩宇, 朱冰. 资本市场对外开放与劳动收入份额: 基于沪深港通交易制度的经验证据. *经济学(季刊)*, 2022, 22(4): 1101–1124.  
JIANG Xuanyu, ZHU Bing. Stock market liberalization and labor income share: evidence from connect scheme between A-share and Hong Kong market. *China Economic Quarterly*, 2022, 22(4): 1101–1124.
- [62] LI X L, LI H F, GE X Y, et al. Capital market liberalization and systemic risk of non-financial firms: evidence from Chinese Stock Connect scheme. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2023, 82: 102190-1–102190-19.
- [63] FENG G F, NIU P, WANG J Z, et al. Capital market liberalization and green innovation for sustainability: evidence from China. *Economic Analysis and Policy*, 2022, 75: 610–623.
- [64] LIU X J, WANG L, DAI Y H. Capital market liberalization and opportunistic insider sales: evidence from China. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2023, 82: 101697-1–101697-19.
- [65] 李金甜, 毛新述. 资本市场制度型开放与流动性共性效应: 兼论气候风险的影响. *金融研究*, 2023(5): 170–188.  
LI Jintian, MAO Xinshu. Capital market institutional opening up and liquidity commonality: extending research to the impact of climate risk. *Journal of Financial Research*, 2023(5): 170–188.
- [66] 巴曙松, 柴宏蕊, 赵文耀, 等. 资本市场开放与企业环境、社会及治理信息披露质量. *当代财经*, 2023(7): 56–68.  
BA Shusong, CHAI Hongrui, ZHAO Wenyao, et al. Capital market opening and quality of enterprise environmental, social and governance information disclosure. *Contemporary Finance & Economics*, 2023(7): 56–68.

# Stock Market Liberalization and Spurious Herding: The Evidence from the “Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect” Mechanism

LI Qinyang, SHI Yujie, HE Liping, LIU Xiangqiang

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

**Abstract:** As the most significant institutional innovation in the stock market liberalization process in China recently, the Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect has promoted China's capital market into a new stage of high-level opening-up. Since the opening of the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect, the eligible firms that are subject to the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect have been favored by institutional investors such as securities investment funds, showing an obvious phenomenon of “fund holding together”. However, some non-Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect eligible firms received little attention and positions from institutional investors during this period. Therefore, it is necessary to explore the impact of stock market liberalization on the herding behavior of institutional investors.

China's A-share listed companies in Shanghai from 2008 to 2020 and A-share listed companies in Shenzhen from 2012 to 2020 were selected as initial samples, and staggered DID was employed to examine the effect of stock market liberalization on institutional herding. Further, if the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect does trigger institutional herding, the authenticity of this herd behavior can be distinguished by analyzing the relationship between institutional herding and market pricing efficiency. At the same time, this study examines the mechanism through which stock market liberalization affects institutional herding.

This study finds that compared with non-eligible firms, the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect intensifies institutional herding in eligible firms. Moreover, after the launch of the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect, for the eligible firms with more serious institutional herding, the stock mispricing phenomenon has been corrected, and the stock price delay has also been reduced. The above research results indicate that institutional herding triggered by the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect is spurious herding driven by common information, which is conducive to the faster integration of information into stock prices and the improvement of pricing efficiency in the capital market. Further research shows that the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect mainly enhance the spurious herding by improving the information disclosure quality of the eligible firms. The results of the Heterogeneity tests show that the promoting effect of the Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect on spurious herding is stronger among firms with Hong Kong investors in the top ten shareholders, firms with high growth, and non-state-owned firms.

This study helps to deepen the understanding of the theory of institutional herding, clarifies the economic consequences of stock market liberalization, and has an important reference for speeding up the construction of an open economic system.

**Keywords:** stock market liberalization; herding behavior; institutional investors; Shanghai-Shenzhen-Hong Kong Stock Connect; market pricing efficiency

**Received Date:** September 14<sup>th</sup>, 2022      **Accepted Date:** January 30<sup>th</sup>, 2024

**Funded Project:** Supported by the National Social Science Fund of China (22FGLB093) and the National Natural Science Foundation of China (71902165)

**Biography:** LI Qinyang, doctor in management, is a professor in the College of Economics and Management at Southwest University. Her research interests include corporate finance and capital market. Her representative paper titled “Capital market liberalization and stock price crash risk: evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect” was published in the *Journal of Management Sciences in China* (Issue 8, 2019). E-mail: [leeqy16@163.com](mailto:leeqy16@163.com)

SHI Yujie is a master degree candidate in the College of Economics and Management at Southwest University. Her research interest focuses on capital market. E-mail: [syj353762850@163.com](mailto:syj353762850@163.com)

HE Liping is a master degree candidate in the College of Economics and Management at Southwest University. Her research interests include capital market and corporate finance. E-mail: [amnesia0211@163.com](mailto:amnesia0211@163.com)

LIU Xiangqiang, doctor in management, is an associate professor in the College of Economics and Management at Southwest University. His research interests include accounting information disclosure and ESG. His representative paper titled “M&A compensation commitment and auditing fees” was published in the *Accounting Research* (Issue 12, 2018). E-mail: [liuxq0525@163.com](mailto:liuxq0525@163.com) □

(责任编辑: 李祎博)